



BİST SEKTÖR ENDEKSLERİNDE FİYAT VE İŞLEM HACMİ ARASINDAKİ İLİŞKİ: FREKANS ALANI NEDENSELLİK TESTİNDEN BULGULAR

KEMAL ÖZDEMİR¹ & YÜKSEL İLTAŞ^{2*} & YUSUF KADERLİ³

¹ Arş. Gör., Aydın Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, kemal.ozdemir@adu.edu.tr; <https://orcid.org/0000-0003-0644-6460>. ² Doç. Dr., Kırşehir Ahi Evran Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, yiltas@ahievran.edu.tr; <https://orcid.org/0000-0001-8853-838X>. ³ Prof. Dr., Aydın Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, ykaderli@adu.edu.tr; <https://orcid.org/0000-0001-6648-2602>.

ÖZ

Bu çalışmanın amacı, 02.01.2015 – 31.12.2021 dönemi için günlük frekanslı veriler kullanılarak BİST Sınai, BİST Banka, BİST Bilişim, BİST Gıda ve İçecek, BİST Holding ve Yatırım, BİST Orman, Kâğıt ve Basım, BİST Kimya, Petrol ve Plastik, BİST Metal Ana, BİST Metal Eşya Makina, BİST Taş ve Toprak, BİST Ticaret, BİST Tekstil ve Deri, BİST Turizm, BİST Ulaştırma, BİST Mali ve BİST Teknoloji endeks değerleri ile endeks hacimleri arasındaki ilişkiyi frekansta nedensellik testi ile ortaya koymaktır. Breitung ve Candelon (2006) frekansta nedensellik testi sonuçlarına göre, InXUSIN, InXBLSM, InXGIDA, InXHOLD, InXKAGT, InXKMYA, InXMANA, InXMESY, InXTAST, InXTEKS, InXTRZM, InXULAS, InXUMAL ve InXUTEK endeksleri için endeks fiyatlarından endeks işlem hacmine doğru bütün dönemlerde tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. InXTCRT Endeksi için fiyat ve işlem hacmi arasında ise hiçbir frekansta nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testi sonuçlarına göre işlem hacminden fiyatlara doğru nedensellik ilişkisi uzun ve orta dönemde InXBANK endeksinde tespit edilmiştir.

Editör / Editor:

Ayşe CİNGÖZ,
Erciyes Üniversitesi, Türkiye

Hakemler / Referees:

Eser YEŞİLDAĞ,
Manisa Celal Bayar Üniversitesi, Türkiye
Adnan GÜZEL,
Türk Hava Kurumu Üniversitesi, Türkiye
Kartal DEMİRGÜNEŞ,
Niğde Ömer Halisdemir Üniversitesi, Türkiye

*Sorumlu Yazar/ Corresponding Author:

Yüksel İLTAŞ
yiltas@ahievran.edu.tr

Anahtar Kelimeler: Fiyat-Hacim İlişkisi, BİST Sektör Endeksleri, Frekans Alanı Nedensellik Testi, RALS-LM Birim Kök Testi.

THE RELATIONSHIP BETWEEN PRICE AND TRADING VOLUME IN BIST SECTOR INDEXES: FINDINGS FROM FREQUENCY DOMAIN CAUSALITY TEST

ABSTRACT

This paper aims to investigate the relationship between price and trading volume in BIST Industrial, BIST Banks, BIST Information Technology, BIST Food, Beverage, BIST Hold and Investment, BIST Wood, Paper, Printing, BIST Chemistry, Petrol, Plastic, BIST Basic Metal, BIST Metal Products, Machine, BIST Non-Metal Min. Product, BIST Textile, Leather, BIST Tourism, BIST Transportation, BIST Financials, and BIST Technology indices using daily data for the period 02.01.2015-31.12.2021 with frequency domain causality test. According to Breitung and Candelon (2006) frequency causality test results, it has been found that there was a unidirectional causality relationship at all frequencies from the index prices to the index trade volume for InXUSIN, InXBLSM, InXGIDA, InXHOLD, InXKAGT, InXKMYA, InXMANA, InXMESY, InXTAST, InXTEKS, InXTRZM, InXULAS, InXUMAL and InXUTEK. For the InXTCRT indice, no causality relationship was found from price to trade volume in any term. According to Breitung and Candelon (2006) frequency domain causality test, the causality relationship from trade volume to price has been determined in the LNXBANK indice at long-term frequencies.

Keywords: Price-Volume Relationship, BIST Sector Indexes, Frequency Domain Causality Test, RALS-LM Unit Root Test

JEL:

C22, G10, G11, G17

Geliş: 5 Mart 2023

Received: March 5, 2023

Kabul: 14 Mart 2023

Accepted: March 14, 2023

Yayın: 27 Nisan 2023

Published: April 27, 2023

Atıf / Cited as (APA):

Özdemir, K. & İltas, Y. & Kaderli, Y. (2023),
BİST Sektör Endekslerinde Fiyat ve İşlem Hacmi
Arasındaki İlişki: Frekans Alanı Nedensellik
Testinden Bulgular,
Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari
Bilimler Fakültesi Dergisi, 64, 63-71,
doi: 10.18070/erciyesiibd.1260516

GİRİŞ

“Rastsal Yürüyüş” temeline dayanan Etkin Piyasalar Hipotezi, 1960’lı yıllarda yerini almış ve 21. Yüzyılın son çeyreğinde önemli hale gelmiştir. Etkin piyasalar hipotezinin önemi sermaye piyasalarının etkinliğini vurgulamasından dolayı her geçen gün daha da artmıştır. Hisse senedi fiyat hareketleri rastlantısaldır ve fiyat değişimlerinin geçmişe ait hiçbir bağlantısı yoktur. Ayrıca bu fiyat dizileri gelecekteki fiyat hareketlerini tahmin etmede kullanılamaz (Kıyılar ve Akkaya, 2020, s. 61).

Eugene Fama (1970) tarafından Etkin Piyasalar Hipotezinin ilk klasik tanımlaması yapılmıştır. Fama (1970) etkin piyasayı, mevcut tüm bilgilerin fiyatları tam olarak yansımaları olarak tanımlamıştır. Menkul kıymet fiyatlarının sürekli ulaşılabilir tam bilgileri yansıtması durumunda “etkin bir piyasanın” varlığından söz edilebilmektedir.

Piyasaya yeni gelen bir bilgi, piyasa katılımcıları tarafından yorumlanır ve ortaya yeni bir fiyat çıkar. Yeni bilgi girişi hisse senedi fiyatlarını etkileyeceğinden dolayı Etkin Piyasalar Hipotezi’ne göre hisse senedinin fiyatı herkes tarafından erişilebilen bilgiyi yansıtır (Karan, 2004, s. 271). Etkin bir piyasada piyasaya gelen bilgiler doğrultusunda fiyat hareketleri oluşacağından; bir hisse senedinin cari fiyatı mevcut tüm bilgileri yansıtmakla birlikte, ardışık fiyat hareketleri bağımsız olacaktır (Fama, 1970, s. 386). Etkin Piyasa Hipotezi tüm bilgilerin piyasada işlem gören hisse senedi fiyatlarına yansıdığını ve herhangi bir model tarafından tahmin edilemeyeceğini ileri sürmektedir. Böyle bir etkin piyasada fiyatlar rastgele yürüyüş sergilemekte ve tahmin edilememektedir. Dolayısıyla piyasa kuralları aşırı getiriye izin vermemekte ve piyasa üzerinde getiri sağlamak olası değildir (Fama, 1976, s. 145).

Piyasanın kendine özgü mikro yapısı, likidite ve riskten korunma (hedging) gibi faktörlerden dolayı fiyatlar denge mekanizmasından sapmalar gösterebilir. Gürültülü işlem (noisy trade) ve yeni gelen bilgiye verilen hatalı tepkilerden dolayı fiyatlama hataları yapılabilir. Bu nedenle, işlem hacminin davranışını ve hisse senedi getirisi ile olan ilişkisini kavramak, yatırımcılara hisse senedi piyasasının gelecekte sergileyeceği davranışlar hakkında çıkarımlar yapmasına yardımcı olacaktır. Ayrıca fiyat-hacim ilişkisi piyasa etkinliğinde hem işlem stratejisi hem de teknik analizlerin faydalarını değerlendirmek için kullanılabilir (Yılancı ve Bozoklu, 2014, s. 212).

Finansal piyasalar açısından finansal varlık fiyatları ve işlem hacmi iki önemli değişkendir. Söz konusu bu iki değişken yatırımcı davranışları, yatırım stratejileri ve piyasanın genel yapısı hakkında yararlı bilgiler sağlamaktadır (Büberkök, 2017, s. 457). Teknik analizciler tarafından yatırım kararı verilirken fiyat-hacim grafikleri sıklıkla başvurulan araçlardır. Fiyat ve hacmin çok yakın ve doğrudan ilişkili olduğuna inanılmaktadır. Genellikle işlem hacmindeki artış mevcut trendin devam edeceğini işaret ederken, düşük işlem hacmi ise mevcut trendin değişeceğine işaret etmektedir (Eyüboğlu ve Eyüboğlu, 2018a, s. 982).

Karpoff (1987) hisse senedi fiyatı ve hacmi arasındaki ilişkinin önemine yönelik dört gerekçe sunmuştur. Bu gerekçelerin birincisi, fiyat-hacim ilişkisi piyasanın yapısına yönelik bilgi sağlamaktadır. Bu bağlamda fiyat-hacim ilişkisi, piyasaya gelen bilginin ne kadar hızlı aktığına, bilginin nasıl dağıtıldığına, piyasa fiyatlarının yeni bilgiyi ne derece yansıttığına, piyasanın büyüklüğüne ve açığa satışın varlığına bağlıdır. İkincisi, fiyat-hacim ilişkisi fiyat ve hacim verilerini kullanan çalışmaların analizlerinde kullanılmakta ve fayda sağlamaktadır. Ayrıca fiyat değişimleri ve işlem hacminin birlikte kullanılması, fiyat-hacim değişkenlerinin arasındaki ilişkiyi araştırarak testlerin gücünü artıracaktır. Üçüncüsü, fiyat-hacim ilişkisi, spekülasyon fiyatların ampirik dağılımı üzerindeki tartışmalar için kritik öneme sahiptir. Dördüncüsü, fiyat-hacim ilişkisi incelenerek vadeli işlemler piyasasına yönelik vadeli işlem sözleşmesinin teslimine kalan süre, işlem hacmi ve fiyat değişkenliği gibi önemli çıkarımlar yapılabilir.

Bu çalışmada 02.01.2015 – 31.12.2021 dönemi için hisse fiyatları ile işlem hacmi arasındaki olası nedensellik ilişkisinin varlığı BİST Sektör Endeksleri bazında araştırılmıştır. Sektörlerin endeks verileri bir finansal zaman serisi olup finansal zaman serilerinin dağılımı normal dağılımla kıyaslandığında, kuyruklarda daha kalın ortalamada ise daha sivri olarak gözlenen leptokörtik dağılıma uygunluk göstermektedir (Hepsağ, 2022, s. 203). Leptokörtik dağılım, asimetri gibi doğrusal

dışı davranışlara sahip serilerin durağanlık düzeylerini belirlemede daha etkin sonuçlar üretebilen Meng, Im, Lee ve Tieslau (2014) ve Meng, Lee ve Payne (2016) tarafından geliştirilen “kalıntılarla artırılmış en küçük kareler” (RALS-LM) birim kök testlerinden faydalanılmıştır. BİST Sektör Endeksleri bazında hisse fiyatları ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisini belirlemede kısa, orta ve uzun dönemler kapsamında farklı test istatistikleri üreten Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testi tercih edilmiştir. Çalışmamız literatürde yer alan çalışmalarla karşılaştırıldığında veri setinin güncel olması, güncel ekonometrik tekniklerin kullanılması ve fiyat hacim arasındaki ilişkinin BİST Sektör Endeksleri kapsamında incelenmesi çalışmayı özgün bir konuma taşımaktadır. Çalışmamızın bu yönleriyle literatüre katkı sağlaması beklenmektedir. Giriş kısmını takiben, fiyat-hacim ilişkisine yönelik literatür özetlenmektedir. Çalışmanın veri seti ve ekonometrik metodolojinin anlatıldığı ikinci bölümden sonra ekonometrik analizler neticesinde elde edilen ampirik bulgular ve son olarak elde edilen ampirik bulguların teorik yansımalarının tartışıldığı ve politika önermelerinin sunulduğu sonuç bölümü ile çalışma tamamlanmaktadır.

I. LİTERATÜR

Ampirik literatürde hisse senedi fiyatları ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmalar yer almaktadır. Tablo 1’de çalışma konusuna paralel olarak hisse senedi fiyatları ile işlem hacmi arasındaki ilişkinin araştırıldığı çalışmalara yönelik özet bilgilere yer verilmiştir.

II. VERİ SETİ ve METODOLOJİ

Makalenin bu kısmında BİST Sektör Endekslerinde araştırılan fiyat ve işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisine yönelik oluşturulan veri setinden bahsedilecektir. Yine bu bölümde endeks fiyatları ile işlem hacmi arasında sınanacak olan nedensellik ilişkisinin metodolojisi anlatılacaktır.

A. VERİ SETİ

Bu çalışmada, BİST Sınai, BİST Banka, BİST Bilişim, BİST Gıda ve İçecek, BİST Holding ve Yatırım, BİST Orman, Kâğıt ve Basım, BİST Kimya, Petrol ve Plastik, BİST Metal Ana, BİST Metal Eşya Makina, BİST Taş ve Toprak, BİST Ticaret, BİST Tekstil ve Deri, BİST Turizm, BİST Ulaştırma, BİST Mali ve BİST Teknoloji fiyat endeksleri ile bu endekslere ait işlem hacimleri arasındaki nedensellik ilişkisi 02.01.2015 – 31.12.2021 dönemi kapsamında günlük frekanslı veriler kullanılarak incelenmiştir. Ekonometrik analizlerinde kullanılan değişkenlere ilişkin bilgiler Tablo 2’de verilmiştir.

Çalışmada ekonometrik analizler açısından daha fazla bilgi kullanımına olanak sağlaması ve günlük frekanslı verilerin potansiyel etkileşimleri yakalamada haftalık ve aylık verilere göre daha başarılı olacağı düşüncesiyle günlük frekanslı verilerle çalışılmıştır. Ekonometrik analizlerde fiyat ve işlem hacmi serisi değişkenlerinin logaritmik formları tercih edilmiştir.

B. METODOLOJİ

Bir değişkenin farklı zamanlarda gözlemlenen değerlerinin birleşimine zaman serisi denilmektedir. Bu bağlamda finansal piyasalarda gözlemlenen ardışık verilerin gerçekleşme sırasına göre düzenlenmesiyle oluşturulan serilere finansal zaman serileri denilmektedir. Finansal zaman serilerinin ekonometrik analizi, finansal değişkenlerin ekonometrik olarak modellenmesi ve tahminlemesi süreçlerini kapsamaktadır. Finansal değişkenlerin zaman serisi yapılarını anlamak, bu serilerin oluşum sürecini anlamak ve analiz etmek açısından son derece önemlidir (Çil, 2018, s. 5).

Finansal zaman serileri; çok sayıda gözlemin ortalamaya yakın olduğu, ortalamadan daha uzak düzeye oranla çok sayıda gözlemin bulunduğu ve grafik üzerinde histogram merkezinin yüksek bir zirvede olduğu ve ayrıca kalın kuyruğa sahip olan leptokurtik dağılım gösteren serilerdir (Adkins ve Hill, 2011, s. 428). Leptokurtik bir dağılıma sahip olan finansal zaman serilerinin normal dağılım varsayımını yerine getirmemesinden dolayı serilerin durağanlık düzeyi Meng, vd., (2014) ve Meng, Lee ve Payne (2016)’nın literatüre kazandırdığı “kalıntılarla

TABLO 1 | Literatür İncelemesi Özet Sonuçlar

Yazar(lar)	Veri Seti	Ülke	Yöntem	Bulgular
Epps ve Epps (1976)	NYSE payları fiyat, hacim, 01.1971.	ABD	Stokastik Bağımlılık	İşlem Hacmi → Fiyat
Saatçioğlu ve Starks (1998)	Arjantin, Brezilya, Şili, Kolombiya, Meksika, Venezuela, 01.1986-04.1995.	Latin Amerika	Granger Nedensellik Testi	Brezilya, Meksika, Venezuela için İşlem Hacmi → Fiyat; Kolombiya için Fiyat ↔ İşlem Hacmi
Chen vd. (2001)	New York, Tokyo, Londra, Paris, Toronto, Milan, Zurich, Amsterdam, Hong Kong Borsa Getirileri, hacim, volatilitesi, 1973-2000.	ABD, Japonya, İngiltere, Fransa, Kanada, İtalya, İsviçre, Hollanda ve Hong Kong	Granger Nedensellik Testi	ABD, Japonya, İngiltere, İtalya, Fransa için Fiyat → İşlem Hacmi; Kanada için İşlem Hacmi → Fiyat; İsviçre, Hollanda, Hong Kong için Fiyat ↔ İşlem Hacmi
Gökçe (2002)	İMKB 100 Endeksi fiyat, işlem hacmi, 04.01.1988-31.01.2001	Türkiye	Granger Nedensellik Testi	Fiyat → İşlem Hacmi
Darrat vd. (2003)	Dow Jones 30 fiyat, işlem hacmi, 01.04.1998- 30.06.1998	ABD	Granger Nedensellik Testi	12 pay sendi için İşlem Hacmi → Fiyat; 18 pay senedi için Fiyat ↔ İşlem Hacmi
Gündüz ve Hatemi-J (2005)	Merkez ve Doğu Avrupa ülke borsaları fiyat, hacim, 05.01.1988- 19.03.2002	Çekya, Macaristan, Polonya, Rusya, Türkiye	Toda-Yamamoto Nedensellik	Çekya için Fiyat ↔ İşlem Hacmi; Macaristan, Polonya için Fiyat ↔ İşlem Hacmi; Rusya ve Türkiye için Fiyat → İşlem Hacmi
Badhani ve Suyal (2005)	S&P CNX Nifty Fiyatı, İşlem Hacmi, 04.1995 – 03.2005	Hindistan	Toda-Yamamoto Nedensellik	Fiyat ↔ İşlem Hacmi
Yörük vd. (2006)	Banka pay senedi fiyatı, işlem hacmi, 01.01.1998- 31.12.2003	Türkiye	Pequin-Feissolle ve Terasvirta (1999) Nedensellik Testi	Doğrusal nedensellik testi için İşlem Hacmi → Fiyat; Doğrusal olmayan nedensellik testi için Fiyat ↔ İşlem Hacmi
Sanoğlu (2007)	İMKB 100 Endeksi fiyat, işlem hacmi, 1991 - 2006	Türkiye	Granger Nedensellik Testi	Fiyat → İşlem Hacmi
Akar (2008)	İMKB 100 Fiyatı, Yabancı yatırımcı işlem hacmi, 01.1997-09.2005	Türkiye	Toda-Yamamoto Nedensellik	Fiyat ↔ İşlem Hacmi
Umutlu (2008)	İMKB 100 Endeksi fiyat, hacim, 2002 -2007	Türkiye	Granger Nedensellik Testi	Fiyat → İşlem Hacmi
Gaygusuz (2008)	İMKB 100 Endeksi fiyat, işlem hacmi, 23.10.1987-19.06.2007	Türkiye	Granger Nedensellik Testi	Fiyat → İşlem Hacmi
Bayraktaroğlu ve Nazlıoğlu (2009)	Banka pay senedi fiyatı, işlem hacmi, 01.01.2003-29.12.2006	Türkiye	Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Granger Nedensellik Testleri	Fiyat ↔ İşlem Hacmi
Elmas ve Temurlenk (2009)	İMKB 30 payları fiyat, hacim, 2001 – 2006 – 2008.	Türkiye	Granger Nedensellik Testi	Fiyat → İşlem Hacmi
Boyacıoğlu vd. (2010)	İMKB Ulusal 100 Endeksi getiri volatilitesi ile işlem hacmi, 01.1997 – 12.2009	Türkiye	Granger Nedensellik Testi	Fiyat ↔ İşlem Hacmi
Elmas ve Yıldırım (2010)	İMKB-BANK fiyat, işlem hacmi, 2001 – 2006 – 2008.	Türkiye	Granger Nedensellik Testi	Fiyat → İşlem Hacmi
Pathirawasam (2011)	CSE Endeksi fiyat, Hacim, 02.2000 – 12.2008	Sri Lanka	Jagadeesh ve Titman (1993)	İşlem Hacmi → Fiyat
Çukur vd. (2012)	İMKB 100 Getirisi, İşlem Hacmi, 02.01.1990-17.08.2011	Türkiye	Granger nedensellik	Fiyat → İşlem Hacmi
Nalın ve Güler (2013)	BİST 100 Endeksi fiyat, işlem hacmi, 26.10.1987 – 12.02.2013	Türkiye	Granger nedensellik testi	Fiyat → İşlem Hacmi
Yılancı ve Bozok (2014)	BİST Endeksi fiyat, hacim, 1990 – 2012.	Türkiye	Hatemi-J Asimetrik Nedensellik	İşlem Hacmi → Fiyat
Ong (2015)	S&P 500 Endeksi fiyat, hacim, volatilité, 1980-2012.	ABD	Bilgi Teorisi (information theory)	Fiyat ↔ İşlem Hacmi
Taş vd. (2016)	BİST 100 Endeksi fiyat, hacim, 01.2000 – 06.2014	Türkiye	Granger Nedensellik Testi	Fiyat → İşlem Hacmi
Zor vd. (2016)	Ulusal Pazar (BİST 100), ikinci ulusal Endeks fiyat, hacim, 01.1986 – 05.2014	Türkiye	Granger Nedensellik Testi	BİST 100 için Fiyat → İşlem Hacmi; İkinci Ulusal için İşlem Hacmi → Fiyat
Büberkökü (2017)	Banka pay senedi fiyatı, işlem hacmi, 01.01.2002-08.04.2015	Türkiye	Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi	AKBANK, Alternatifbank, İş Bankası, Halk Bankası, TEB, Garanti Bankası, Yapı Kredi Bankası Vakıfbank için Fiyat → İşlem Hacmi; Şekerbank, Tekstilbank için Fiyat ↔ İşlem Hacmi
Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2018)	BİST Sınai, Hizmet, Mali ve Kurumsal Yönetim endeksleri	Türkiye	Toda-Yamamoto Nedensellik Testi	BİST Sınai için; Fiyat → İşlem Hacmi. Diğer endekslerde nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

TABLO 2 | Çalışmada Kullanılan BİST Endeksleri

Değişken	Tanım	Veri Kaynağı	Frekans	Dönem
InXUSIN	BİST Sanayi Endeksi Fiyat	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXUSINH	BİST Sanayi Endeksi İşlem Hacmi	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXBANK	BİST Banka Endeksi Fiyat	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXBANKH	BİST Banka Endeksi İşlem Hacmi	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
LxBLSM	BİST Bilişim Endeksi Fiyat	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
LxBLSMH	BİST Bilişim Endeksi İşlem Hacmi	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXGIDA	BİST Gıda Endeksi Fiyat	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXGIDAH	BİST Gıda Endeksi İşlem Hacmi	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXHOLD	BİST Holding Endeksi Fiyat	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXHOLDH	BİST Holding Endeksi İşlem Hacmi	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXKAGT	BİST Orman, Kâğıt ve Basım Endeksi Fiyat	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXKAGTH	BİST Kâğıt Endeksi İşlem Hacmi	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXKMYA	BİST Kimya Endeksi Fiyat	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXKMYAH	BİST Kimya Endeksi İşlem Hacmi	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXMANA	BİST Metal Ana Endeksi Fiyat	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXMANAH	BİST Metal Ana Endeksi İşlem Hacmi	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXMESY	BİST Metal Eşya Makine Endeksi Fiyat	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXMESYH	BİST Metal Eşya Makine Endeksi İşlem Hacmi	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXTAST	BİST Taş-Toprak Endeksi Fiyat	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXTASTH	BİST Taş-Toprak Endeksi İşlem Hacmi	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXTCRT	BİST Ticaret Endeksi Fiyat	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXTCRTH	BİST Ticaret Endeksi İşlem Hacmi	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXTEKS	BİST Tekstil Endeksi Fiyat	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXTEKSH	BİST Tekstil Endeksi İşlem Hacmi	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXTRZM	BİST Turizm Endeksi Fiyat	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXTRZMH	BİST Turizm Endeksi İşlem Hacmi	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXULAS	BİST Ulaştırma Endeksi Fiyat	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXULASH	BİST Ulaştırma Endeksi İşlem Hacmi	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXUMAL	BİST Mali Endeksi Fiyat	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXUMALH	BİST Mali Endeksi İşlem Hacmi	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXUTEK	BİST Teknoloji Endeksi Fiyat	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12
InXUTEKH	BİST Teknoloji Endeksi İşlem Hacmi	Matriks Data	Günlük	2015:01-2021:12

arttırılmış en küçük kareler” birim kök testlerinden faydalanılarak belirlenmiştir.

İki değişken arasındaki olası nedensellik ilişkisinin test edilmesinde Granger (1969) tarafından literatüre kazandırılan nedensellik testi ilk ve en çok kullanılan yöntemlerden biridir (Kutlar, 2019, s. 20). Bu geleneksel nedensellik testinde analiz dönemi tek bir test istatistiği açısından yorumlanmaktadır. Dolayısıyla değişkenler arasında araştırılan nedensellik ilişkisi farklı frekanslar (kısa, orta ve uzun) bazında incelenmemektedir. Bu kapsamda BİST Sektör Endeksleri için hisse fiyatları ile işlem hacmi arasındaki olası nedensellik ilişkisini farklı dönemler (kısa, orta ve uzun) kapsamında yorumlayabilme imkanı sağlayan Breitung ve Candelon (2006) frekansta nedensellik testinden faydalanılmıştır.

1. Kalıntılarla Genişletilmiş En Küçük Kareler (RALS) Yöntemine Dayalı Birim Kök Testi

Ekonometrik zaman serilerinin durağanlık düzeyinin belirlenmesinde başvurulmuş birim kök testlerinde test regresyonlarının hata terimlerinin normal dağılıma uygunluk gösterdiği varsayılmaktadır. Dolayısıyla geliştirilen birim kök testlerine ait test istatistiklerinin dağılımları ve teste ait kritik değerler, test regresyonlarına ait hata teriminin normal dağılıma sahip olduğu varsayımına göre belirlenmektedir. Im, Lee ve Tieslau, (2014) yaptıkları çalışmada, birim kök sınamalarında test istatistiklerinin asimptotik dağılımları etkilenmese de normal dağılmama durumunun göz ardı edilmemesi gerektiğini belirtmişlerdir. Normal dağılmama bilgisinin birim kök sınamasına dahil edilmesiyle

daha etkin tahminciler elde edileceğini ve birim kök testlerinin daha güçlü bir formunun elde edileceğini belirtmişlerdir (Hepsağ, 2022, s. 203).

Meng, Im, Lee ve Tieslau (2014) tarafından önerilen RALS-LM testi, Im ve Schmidt (2008) tarafından geliştirilen kalıntılarla genişletilmiş en küçük kareler (RALS) yönteminin LM tipi birim kök testi uyarlanmış halidir. Yapısal kırılmayı dikkate almayan RALS-LM birim kök testi iki aşamalı bir tahmin prosedürünü takip etmektedir. Birinci aşamada Schmidt ve Phillips (1992) tarafından geliştirilen geleneksel LM test regresyonu en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmekte ve bu test regresyonuna ait kalıntı serisi elde edilmektedir. Geleneksel LM test regresyonunun gösterimi aşağıda verilmiştir (Hepsağ, 2022, s.211-212).

$$y_t = \delta' z_t + y_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \delta' \Delta z_t + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_k \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Eşitlik (1) ve Eşitlik (2)’de yer alan $z_t = [1, k]$ sabit terimi ve trend fonksiyonunu ifade eden deterministik bileşeni temsil etmektedir. Kalıntı serisinin ikinci ve üçüncü momentleri Eşitlik (3)’teki gibi hesaplanmaktadır:

$$m_2 = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2}{T}, \quad m_3 = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^3}{T} \quad (3)$$

Eşitlik (3)’te yer alan T gözlem sayısını, m_2 ve m_3 sırasıyla kalıntılara ait ikinci ve üçüncü momentleri temsil etmektedir. İkinci ve üçüncü momentler hesaplandıktan sonra, kalıntılarla genişletilmiş değişkenler ($\hat{w}_{2t}, \hat{w}_{3t}$) aşağıdaki hesaplanmaktadır (Meng vd., 2014, s. 347):

$$\hat{w}_t = [\hat{\varepsilon}_t^2 - m_2, \hat{\varepsilon}_t^3 - m_3 - 3m_2\hat{\varepsilon}_t] \quad (4)$$

Testin ikinci aşamasında hesaplanan kalıntılarla genişletilmiş değişkenler $\hat{w}_{2t}$ ve $\hat{w}_{3t}$ Eşitlik (2)’de formüle edilen geleneksel LM test regresyonuna dahil edilerek yapısal kırılmayı dikkate almayan RALS-LM test regresyonu elde edilmektedir (Meng vd., 2014, s. 348-349):

$$\Delta y_t = \delta' \Delta z_t + \phi \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^p g_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + \hat{w}_t' \gamma + e_t \quad (5)$$

Eşitlik (5)’te yer alan RALS-LM test regresyonu klasik en küçük kareler yöntemi ile tahmin edildikten sonra birim kökün varlığını sınamak için kullanılan test istatistiği aşağıdaki gibi formüle edilmiştir:

$$\tau_{RLM} \rightarrow \rho \tau_{LM} + \sqrt{1 - \rho^2} N(0,1) \quad (6)$$

Burada, τ_{RLM} yapısal kırılmayı dikkate almayan durum için hesaplanan test istatistiğini ifade ederken τ_{LM} geleneksel LM test istatistiğini göstermektedir. Eşitlik (6)’da yer alan $\rho^2, \hat{\rho}^2 = \hat{\sigma}_A^2 / \hat{\sigma}_e^2$ RALS-LM denkleminin hata teriminin varyansının tahmininin geleneksel LM denkleminin hata varyansının tahminine oranı şeklinde hesaplanan parametre olup τ_{RLM} test istatistiğinin dağılımını belirleyen parametredir.

RALS-LM birim kök testinde birim kökün varlığını ifade eden temel hipotezi ($\phi = 0$) durağanlığı ifade eden alternatif hipoteze ($\phi < 0$) karşı sınanmaktadır. Hesaplanan τ_{RLM} test istatistiği mutlak değerce, ρ^2 değeri dikkate alınarak belirlenen kritik değerden büyük olması durumunda birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezin reddedilmekte ve zaman serisinin durağan süreç izlediği sonucuna ulaşılmaktadır.

2. Breitung ve Candelon (2006) Frekans Alanı Nedensellik Testi

Ampirik literatürde bir değişkenin gecikmeli değerinin diğer bir değişken için denkleme girmesi olarak adlandırılan nedensellik testi Granger (1969) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Yine literatürde değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin araştırıldığı birçok nedensellik testi geliştirilmiştir. Geliştirilen geleneksel nedensellik testleri zaman alanlı nedensellik testleri olup; bu testler, ilgili değişkenler

arasındaki nedensellik ilişkisinin tespiti için zaman boyutunda tek bir test istatistiği üretmektedir (Aydın, 2020, s. 88).

Frekansta nedensellik testi ve test prosedürleri Granger (1969), Geweke (1982) ve Hosoya (1991) tarafından önerilmiştir. Geweke (1982) ve Hosoya (1991), belli frekans aralığında spektral yoğunluk fonksiyonlarının ayrıştırılmasına dayalı bir frekansta bir nedensellik ölçüsü önermişlerdir. Geweke (1982) ve Hosoya (1991) çalışmalarını esas alan Breitung ve Candelon (2006) frekans temelli nedensellik testinde olası nedensellik ilişkisinin analizi için Eşitlik (7)'de yer alan Vektör Otoregresif Regresyon (VAR) modelinin kullanılması önerilmektedir (Breitung ve Candelon, 2006, s. 363-369).

$$Y_t = \theta_{11,1}Y_{t-1} + \theta_{11,2}Y_{t-2}, \dots, + \theta_{11,p}Y_{t-p} + \theta_{12,1}X_{t-1} + \theta_{12,2}X_{t-2}, \dots, \theta_{12,p}X_{t-p} \quad (7)$$

$$X_t = \theta_{21,1}Y_{t-1} + \theta_{21,2}Y_{t-2}, \dots, + \theta_{21,p}Y_{t-p} + \theta_{22,1}X_{t-1} + \theta_{22,2}X_{t-2}, \dots, + \theta_{22,p}X_{t-p}$$

Eşitlik (7)'de yer alan model, gecikme operatörü (L) kullanılarak matris formu aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$\varphi(L) = \begin{pmatrix} Y_t \\ X_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varphi_{11}(L) & \varphi_{12}(L) \\ \varphi_{21}(L) & \varphi_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \quad (8)$$

Burada $\varphi(L) = I - \varphi_1L - \varphi_2L^2 - \dots - \varphi_pL^p$, 2x2 gecikme boyutlu polinomu ifade ederken $\varphi_1 - \varphi_2 - \varphi_3 - \dots - \varphi_p$ 2x2'lik otoregresif parametre matrisini temsil etmektedir. Breitung ve Candelon (2006) eşitlikte yer alan ε_{1t} ve ε_{2t} beyaz gürültüyü temsil eden hata vektörü olarak tanımlamışlardır. Cholesky ayrıştırması uygulanarak VAR modelinin hareketli ortalama gösterimi aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ X_t \end{pmatrix} = \psi(L)\eta_t = \begin{pmatrix} \psi_{11}(L) & \psi_{12}(L) \\ \psi_{21}(L) & \psi_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \end{pmatrix} \quad (9)$$

Burada $\psi(L) = \varphi(L)^{-1}G^{-1}$, $E(\eta_t\eta_t) = I$ ve $\eta_t = G\varepsilon_t$ 'dir. Bu eşitliği kullanarak X_t 'nin spektral yoğunluğu aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$f_x(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left\{ \left| \psi_{11}(e^{-i\omega}) \right|^2 + \left| \psi_{12}(e^{-i\omega}) \right|^2 \right\} \quad (10)$$

Daha sonra, Geweke (1982) ve Hosoya (1991) çalışmalarında önerilen nedensellik ölçüsü Eşitlik (11)'de yer aldığı şekliyle formüle edilmiştir:

$$M_{x \rightarrow y}(\omega) = \log \left[1 + \frac{\left| \psi_{12}(e^{-i\omega}) \right|^2}{\left| \psi_{11}(e^{-i\omega}) \right|^2} \right] \quad (11)$$

$$\text{Eşitlik (11)'de } \left| \psi_{12}(e^{-i\omega}) \right| = \left| \sum_{k=1}^p \phi_{12,k} \cos(k\omega) - \sum_{k=1}^p \phi_{12,k} \sin(k\omega) \right| = 0$$

koşulu altında herhangi bir ω frekansta, Y_t Granger nedeni değildir X_t 'nin sonucuna ulaşılmaktadır. Breitung ve Candelon (2006) yaklaşımı aşağıdaki doğrusal kısıtlamalara dayanmaktadır.

$$\sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \cos(k\omega) = 0, \quad \sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \sin(k\omega) = 0 \quad (12)$$

Bu kısıtlamalar doğrultusunda standart F testi yapılarak ω frekansta Granger nedenselliğinin yokluğu anlamına gelen temel hipotez sınanabilmektedir. F istatistiği $\omega \in (0, \pi)$ olmak üzere $F(2, T-2p)$ şeklinde dağılıma sahip olup, 2 kısıt sayısını göstermektedir. T gözlem sayısını gösterirken, p VAR modelinin sırasını göstermektedir.

III. AMPİRİK BULGULAR

Çalışmanın ampirik bulgular kısmında, ekonometrik analizler neticesinde elde edilen sonuçlara yer verilmiştir. İlk aşamada serilere ilişkin birim kök testi sonuçları, ardından frekans alanı nedensellik testi sonuçları rapor edilmektedir.

Bu çalışmada serilerin durağanlık düzeylerinin tespiti için ilk aşamada serilere geleneksel LM ve bir kırılmalı LM testleri uygulanmış ve sonuçları Tablo 3 Panel A'da raporlanmıştır. Serilere uygulanan geleneksel LM test regresyonundan elde edilen kalıntı serisine ait

tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde Jargue-Bera testi sonucuna göre kalıntı serisinin normal dağılıma uygunluk göstermediği anlaşılmaktadır. Geleneksel LM testi sonuçları güvenilir olmadığı ve

TABLO 3 | Geleneksel LM ve RALS-LM Durağanlık Test Sonuçları

Panel A: Geleneksel LM Durağanlık Test Sonuçları				
BİST Endeksleri	τ -LM	JB	τ -LM(1)	JB
Inusisn	-1,9240(12)	3156,32(0.000)	-1,744(12)	1942,740(0.000)
InusisnH	-3,153(25)	2819,37(0.000)	-2,616(25)	1878,92(0.000)
Inbank	-3,094(12)	667,07(0.000)	-3,846(21)	549,26(0.000)
InbankH	-4,413(18)	915,46(0.000)	-4,044(25)	681,63(0.000)
Inblsm	-1,436(23)	2652,16(0.000)	-1,332(23)	1519,85(0.000)
InblsmH	-3,026(24)	222,43(0.000)	-2,279(24)	212,38(0.000)
Inugida	-2,106(5)	2202,74(0.000)	-2,195(6)	1596,20(0.000)
InugidaH	-3,694(14)	119,65(0.000)	-3,480(9)	123,22(0.000)
Inhold	-3,546(16)	2056,48(0.000)	-3,198(17)	1330,07(0.000)
InholdH	-2,849(25)	609,97(0.000)	-2,185(25)	410,98(0.000)
Inugt	-1,573(23)	2066,27(0.000)	-1,405(23)	1079,90(0.000)
InugtH	-3,087(18)	238,85(0.000)	-2,698(18)	241,05(0.000)
Inkmya	-1,925(19)	1634,31(0.000)	-1,765(12)	1188,59(0.000)
InkmyaH	-3,800(14)	460,76(0.000)	-2,905(14)	330,84(0.000)
Inmana	-2,074(25)	900,88(0.000)	-2,186(25)	320,91(0.000)
InmanaH	-4,805(12)	282,01(0.000)	-3,850(12)	184,65(0.000)
Inmesy	-1,589(23)	1454,54(0.000)	-1,556(17)	1085,10(0.000)
InmesyH	-3,663(22)	524,60(0.000)	-2,225(17)	221,81(0.000)
Inxtast	-1,822(22)	2695,31(0.000)	-1,655(22)	2010,16(0.000)
InxtastH	-2,290(23)	452,03(0.000)	-2,077(23)	369,36(0.000)
Inxtcrt	-2,466(1)	2055,03(0.000)	-2,333(5)	1286,39(0.000)
InxtcrtH	-2,695(23)	122,85(0.000)	-3,177(23)	118,21(0.000)
Inteks	-2,008(24)	2025,64(0.000)	-1,716(24)	1376,19(0.000)
InteksH	-3,727(18)	153,97(0.000)	-3,293(18)	128,89(0.000)
Inxtzrm	-1,743(22)	1316,63(0.000)	-1,567(22)	849,78(0.000)
InxtzrmH	-3,445(25)	606,96(0.000)	-2,528(25)	310,93(0.000)
Inulas	-2,022(19)	646,33(0.000)	-1,985(20)	459,58(0.000)
InulasH	-5,073(18)	176,33(0.000)	-3,472(18)	162,68(0.000)
Inumali	-3,094(12)	1014,78(0.000)	-2,776(12)	707,87(0.000)
InumaliH	-3,099(24)	1198,08(0.000)	-3,662(25)	962,05(0.000)
Inutek	-1,464(25)	2823,74(0.000)	-1,390(25)	1540,74(0.000)
InutekH	-4,140(24)	1031,90(0.000)	-2,031(24)	276,21(0.000)

Panel B: RALS-LM Durağanlık Test Sonuçları					
BİST Endeksleri	τ -RALS-LM	ρ^2	τ -RALS-LM(1)	ρ^2	TB1
Inusisn	-1,730(12)	0,80	-1,333(12)	0,8	18/03/2020
InusisnH	-3,368(25)**	0,80	-4,882(25)*	0,8	17/08/2018
Inbank	-2,994(12)**	0,80	-3,125(21)**	0,8	03/02/2020
InbankH	-5,033(18)*	0,80	-6,837(25)*	0,8	31/08/2017
Inblsm	-1,543(23)	0,80	-2,461(23)	0,8	11/10/2019
InblsmH	-3,830(24)*	0,90	-4,007(24)*	0,9	31/08/2017
Inugida	-2,028(5)	0,80	-3,164(2)	0,8	14/10/2019
InugidaH	-3,913(14)*	0,90	-5,066(13)*	0,9	28/03/2016
Inhold	-3,244(16)**	0,80	-1,513(12)	0,8	20/03/2020
InholdH	-2,926(25)***	0,90	-4,374(25)**	0,9	28/10/2016
Inugt	-1,611(23)	0,80	-2,468(23)	0,8	22/05/2019
InugtH	-2,038(18)	0,90	-4,059(18)**	0,90	07/11/2019
Inkmya	-2,090(19)	0,80	-1,487(19)	0,80	18/03/2020
InkmyaH	-4,493(14)*	0,90	-5,540(25)*	0,90	17/08/2018
Inmana	-2,036(25)	0,90	-2,456(25)	0,90	05/08/2020
InmanaH	-5,377(12)*	0,90	-4,824(12)*	0,90	23/09/2015
Inmesy	-1,614(23)	0,80	-1,557(23)	0,80	19/03/2020
InmesyH	-3,884(22)*	0,90	-4,350(22)*	0,90	23/09/2015
Inxtast	-1,428(22)	0,80	-2,064(22)	0,80	17/03/2020
InxtastH	-1,525(23)	0,80	-5,116(23)*	0,80	17/04/2020
Inxtcrt	-1,174(1)	0,80	-2,479(1)	0,80	25/06/2019
InxtcrtH	-2,495(23)	0,90	-3,592(23)	0,90	25/12/2015
Inteks	-1,417(24)	0,80	-1,679(23)	0,80	12/03/2020
InteksH	-3,079(18)**	0,90	-3,668(18)**	0,90	25/10/2019
Inxtzrm	-2,362(22)	0,80	-3,083(22)	0,80	11/10/2019
InxtzrmH	-2,897(25)	0,90	-2,552(25)	0,90	06/10/2015
Inulas	-2,196(19)	0,80	-2,089(19)	0,80	13/04/2017
InulasH	-4,500(18)*	0,90	-5,242(18)*	0,90	02/04/2018
Inumali	-2,929(12)	0,80	-1,471(12)	0,80	20/03/2020
InumaliH	-3,842(24)*	0,80	-5,589(24)*	0,80	28/10/2016
Inutek	-0,796(25)	0,80	-1,392(25)	0,80	23/02/2018
InutekH	-4,075(24)*	0,90	-4,216(24)*	0,90	04/07/2016

Not: JB, Jarque Bera testi istatistiği notasyondur. RALS-LM kırılmalı birim kök testi için kritik değerler Meng vd'nin (2014) çalışması Tablo 11.1'den alınmıştır. RALS-LM için $p^2=0,8$ için tablo kritik değerleri 96,1 % ve %10 istatistiksel önem seviyelerinde sırasıyla -3,510, -2,947 ve -2,667'dir. $p^2=0,9$ için tablo kritik değerleri 96,1 % ve %10 istatistiksel önem seviyelerinde sırasıyla -3,538, -2,990 ve -2,715'tir. RALS-LM(1) sabitte ve trendde bir kırılmalı birim kök testi için kritik değerler Meng vd'nin (2016) çalışması Tablo 11'den alınmıştır. RALS-LM(1) için $p^2=0,8$ için tablo kritik değerleri 96,1 % ve %10 istatistiksel önem seviyelerinde sırasıyla -4,049, -3,516 ve -3,245'tir. $p^2=0,9$ için tablo kritik değerleri 96,1 % ve %10 istatistiksel önem seviyelerinde sırasıyla -4,114, -3,594 ve -3,325'tir. TB1 ilgili değişkenin kırılma tarihini temsil etmektedir. **%95 anlamlılık seviyesinde birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Parantez içerisindeki değerler uygun gecikme uzunluklarını göstermektedir.

TABLO 4 | Breitung ve Candelon (2006) Frekans Alanı Nedensellik Test Sonuçları

Granger Nedensellik	Breitung ve Candelon Frekans Alanı Nedensellik					
	Uzun Dönem		Orta Dönem		Kısa Dönem	
	$\omega = 0,01$	$\omega = 0,05$	$\omega = 1$	$\omega = 1,5$	$\omega = 2$	$\omega = 2,5$
$\ln x_{\sin} \neq \ln x_{\sin H}$	55,681 ^a (0,000)	54,421 ^a (0,000)	42,013 ^a (0,000)	30,422 ^a (0,000)	17,079 ^a (0,000)	5,534 ^e (-0,062)
$\ln x_{\sin H} \neq \ln x_{\sin}$	4,452 (-0,107)	2,518 (0,0,283)	1,677 (-0,432)	0,861 (-0,649)	0,0270 (-0,986)	0,674 (-0,713)
$\ln x_{bank} \neq \ln x_{bank H}$	1,899 (-0,386)	1,421 (-0,491)	0,077 (-0,961)	1,267 (-0,530)	2,606 (-0,271)	3,175 (-0,204)
$\ln x_{bank H} \neq \ln x_{bank}$	4,331 (-0,114)	5,192 ^c (-0,070)	6,865 ^b (-0,032)	7,580 ^b (-0,022)	4,384 (-0,111)	1,895 (-0,387)
$\ln x_{blsm} \ln x_{blsm H}$	63,293 ^a (0,000)	62,851 ^a (0,000)	55,757 ^a (0,000)	42,117 ^a (0,000)	10,274 ^a (-0,005)	4,334 (-0,114)
$\ln x_{blsm H} \neq \ln x_{blsm}$	3,556 (-0,168)	2,699 (-0,259)	3,766 (-0,152)	4,933 (-0,084)	3,466 (-0,176)	1,515 (-0,468)
$\ln x_{gida} \neq \ln x_{gida H}$	8,227 ^b (-0,016)	6,501 ^b (-0,038)	4,640 ^c (-0,098)	11,956 ^a (-0,002)	12,564 ^a (-0,001)	13,563 ^a (-0,001)
$\ln x_{gida H} \neq \ln x_{gida}$	2,452 (-0,293)	2,350 (-0,308)	1,192 (-0,550)	0,353 (-0,838)	0,660 (-0,718)	1,791 (-0,408)
$\ln x_{hold} \neq \ln x_{hold H}$	23,874 ^a (0,000)	24,756 ^a (0,000)	24,290 ^a (0,000)	16,596 ^a (0,000)	5,020 ^c (-0,081)	0,311 (-0,855)
$\ln x_{hold H} \neq \ln x_{hold}$	0,545 (-0,761)	0,123 (-0,940)	0,034 (-0,983)	0,099 (-0,951)	0,676 (-0,713)	0,902 (-0,636)
$\ln x_{kgt} \neq \ln x_{kgt H}$	70,302 ^a (0,000)	70,937 ^a (0,000)	63,046 ^a (0,000)	37,210 ^a (0,000)	4,277 (-0,117)	7,687 ^b (-0,021)
$\ln x_{kgt H} \neq \ln x_{kgt}$	4,033 (-0,133)	5,470 ^b (-0,064)	6,049 ^b (-0,048)	5,365 ^c (-0,068)	2,590 (-0,273)	1,897 (-0,387)
$\ln x_{kmya} \neq \ln x_{kmya H}$	26,456 ^a (0,000)	25,101 ^a (0,000)	19,352 ^a (0,000)	16,227 ^a (0,000)	7,097 ^b (-0,028)	7,453 ^b (-0,024)
$\ln x_{kmya H} \neq \ln x_{kmya}$	1,252 (-0,534)	0,457 (-0,795)	2,493 (-0,287)	3,035 (-0,219)	3,174 (-0,204)	3,148 (-0,207)
$\ln x_{mana} \neq \ln x_{mana H}$	14,254 ^a (0,000)	14,108 ^a (0,000)	12,070 ^a (-0,002)	8,923 ^b (-0,011)	3,857 (-0,145)	1,061 (-0,588)
$\ln x_{mana H} \neq \ln x_{mana}$	2,854 (-0,240)	0,913 (-0,633)	0,0180 (-0,991)	0,0540 (-0,972)	0,115 (-0,943)	0,167 (-0,919)
$\ln x_{mesy} \neq \ln x_{mesy H}$	30,971 ^a (0,000)	32,185 ^a (0,000)	32,206 ^a (0,000)	24,589 ^a (0,000)	10,694 ^a (-0,004)	0,025 (-0,987)
$\ln x_{mesy H} \ln x_{mesy}$	2,389 (-0,302)	1,387 (-0,499)	0,766 (-0,681)	0,670 (-0,715)	0,170 (-0,918)	0,047 (-0,976)
$\ln x_{tast} \neq \ln x_{tast H}$	23,105 ^a (0,000)	21,864 ^a (0,000)	18,642 ^a (0,000)	19,307 ^a (0,000)	10,391 ^a (-0,005)	8,354 ^b (-0,015)
$\ln x_{tast H} \neq \ln x_{tast}$	3,927 (-0,140)	4,708 (-0,094)	1,992 (-0,369)	1,004 (-0,605)	2,377 (-0,304)	3,631 (-0,162)
$\ln x_{tcrt} \neq \ln x_{tcrt H}$	2,091 (-0,351)	2,013 (-0,365)	1,818 (-0,402)	1,808 (-0,404)	0,772 (-0,679)	0,612 (-0,736)
$\ln x_{tcrt H} \neq \ln x_{tcrt}$	0,221 (-0,895)	0,661 (-0,718)	2,430 (-0,296)	2,833 (-0,242)	3,019 (-0,220)	2,946 (-0,229)
$\ln x_{teks} \neq \ln x_{teks H}$	25,422 ^a (0,000)	24,206 ^a (0,000)	15,602 ^a (0,000)	7,020 ^b (-0,029)	2,308 (-0,315)	7,150 ^b (-0,028)
$\ln x_{teks H} \neq \ln x_{teks}$	2,632 (-0,268)	2,118 (-0,346)	2,304 (-0,315)	1,599 (-0,449)	0,618 (-0,734)	1,232 (-0,539)
$\ln x_{trzm} \neq \ln x_{trzm H}$	39,425 ^a (0,000)	35,460 ^a (0,000)	17,647 ^a (0,000)	14,021 ^a (0,000)	14,362 ^a (0,000)	16,454 ^a (0,000)
$\ln x_{trzm H} \neq \ln x_{trzm}$	2,605 (-0,271)	2,553 (-0,278)	2,544 (-0,280)	2,994 (-0,223)	1,542 (-0,462)	2,926 (-0,231)
$\ln x_{ulas} \neq \ln x_{ulas H}$	10,478 ^a (-0,005)	10,393 ^a (-0,005)	9,981 ^a (-0,006)	7,933 ^b (-0,018)	1,418 (-0,475)	1,405 (-0,495)
$\ln x_{ulas H} \neq \ln x_{ulas}$	4,099 (-0,128)	4,219 (-0,121)	4,98 (-0,082)	6,151 (-0,046)	3,852 (-0,145)	0,912 (-0,633)
$\ln x_{umal} \neq \ln x_{umal H}$	9,793 ^a (-0,007)	9,172 ^b (-0,010)	4,971 ^c (-0,083)	1,719 (-0,423)	1,866 (-0,393)	2,838 (-0,241)
$\ln x_{umal H} \neq \ln x_{umal}$	1,341 (-0,511)	1,409 (-0,494)	2,405 (-0,300)	4,348 (-0,113)	4,686 (-0,096)	2,607 (-0,271)
$\ln x_{utek} \neq \ln x_{utek H}$	27,918 ^a (0,000)	27,443 ^a (0,000)	24,528 ^a (0,000)	18,447 ^a (0,000)	4,021 (-0,133)	4,248 (-0,119)
$\ln x_{utek H} \neq \ln x_{utek}$	0,961 (-0,618)	1,250 (-0,535)	1,568 (-0,456)	2,804 (-0,246)	3,348 (-0,187)	1,926 (-0,381)

Not: Tablodaki $\neq$ notasyonu "nedeni değildir" şeklindedir. ^{a,b,c} ve ^e sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir. (u) notasyonu, frekans alanını göstermektedir. Parantez içerisindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

tartışmaya açık olduğundan dolayı serilerin durağanlık düzeylerini belirlemek için kırılsız ve bir kırılmalı RALS-LM birim kök testlerinden faydalanılmıştır (Panel B). Tablo 3'te Geleneksel LM testine ait bulgular ve RALS-LM birim kök test sonuçları raporlanmıştır.

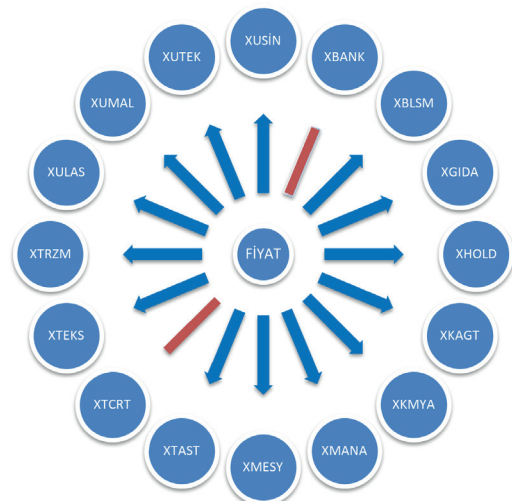
RALS-LM birim kök sınavında hesaplanan $\tau_{RALS-LM}$ test istatistiği

mutlak değerce, ρ^2 değeri dikkate alınarak tablo kritik değerleri ile kıyaslanmakta ve hesaplanan $\tau_{RALS-LM}$ test istatistiği mutlak değerce belirlenen tablo kritik değerden küçük olması durumunda birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektedir. Tabloda yer alan τ -RALS-LM(1) birim kök test sonuçlarına göre, BİST sektör endeksleri fiyat serileri için hesaplanan test istatistiği %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden küçük olduğu için sıfır hipotezi olan yapısal kırılmalı birim kökün varlığı reddedilememektedir ve endeks fiyat zaman serilerinin yapısal kırılma altında birim kök süreci izlediği sonucuna varılmıştır. Yine tablodaki τ -RALS-LM(1) birim kök test sonuçlarına göre, BİST sektör endeksleri işlem hacmi serileri için hesaplanan test istatistiği %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden büyük olduğu için sıfır hipotezi olan yapısal kırılmalı birim kökün varlığı reddedilmektedir. BİST sektör endeksleri işlem hacmi serilerinin yapısal kırılma altında durağan bir süreç izlediği anlaşılmaktadır.

Tablo 3 Panel B'de yer alan TB kırılma tarihleri incelendiğinde kırılma tarihlerine gelen dönemler Türkiye'de önemli hem siyasi hem de ekonomik gelişmeler olduğu zamanları göstermektedir. Bunların başında 2019 yılının sonlarında ortaya çıkıp 2020 yılının ilk çeyreğinde derinleşen Dünya ve Türkiye'yi etkileyen Covid-19 salgını gelmektedir. Öte yandan, 2015 yılının Kasım ayında Suriye sınırında Rus uçağının düşürülmesiyle yaşanan gelişmeler ve 2016 yılı Eylül ayında sınır dışı kararı ile başlayan ve ABD'li Rahip Brunson'un tutuklanmasıyla özellikle de kurda ciddi dalgalanmalara yol açan kriz kırılma dönemlerindeki en önemli gelişmeler arasındadır.

Serilerin durağanlık düzeylerinin RALS-LM birim kök testi ile belirlenmesinin ardından seriler arasındaki olası nedensellik ilişkisini frekans boyutunda belirlemek için Breitung ve Candelon (2006) frekansta nedensellik testinden yararlanılmış ve Tablo 4'te sonuçları raporlanmıştır.

Tablo 4'te yer alan ω frekans boyutunu göstermektedir. Frekans (ω), $T=2\pi/\omega$ eşitliği sayesinde gözlem birimi döngüsü veya dönemsel olarak tanımlamak mümkündür. Burada T gözlem birimini ifade etmekte olup bu çalışmanın gözlem birimleri günlük frekanstan oluşmaktadır. Tabloda raporlanan Breitung ve Candelon (2006) frekansta nedensellik testi sonuçları incelendiğinde, $\ln XUSIN$, $\ln XBLSM$, $\ln XGIDA$, $\ln XHOLD$, $\ln XKAGT$, $\ln XKMYA$, $\ln XMANA$, $\ln XMESY$, $\ln XTAST$, $\ln XTEKS$, $\ln XTRZM$, $\ln XULAS$, $\ln XUMAL$ ve $\ln XUTEK$ BİST sektör endeksleri fiyat serilerinden BİST sektör endeksleri işlem hacmi serilerine doğru hem kısa hem orta hem de uzun dönemde %5 anlamlılık düzeyinde tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunduğu yönündedir. Tabloda raporlanan frekans alanı nedensellik testi sonuçlarına göre, $\ln XTCRT$ kodlu BİST Ticaret Endeksinde ne fiyat serisinden işlem hacmine doğru ne de işlem hacminden fiyat serisine tüm frekanslarda istatistiksel olarak anlamlılık seviyesinde herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır. Diğer bir frekans alanı nedensellik testi sonucuna göre, $\ln XBANK$ kodlu BİST Banka Endeksinde işlem hacminden fiyata doğru uzun ve orta dönemde tek yönlü %5 anlamlılık seviyesinde nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Tablo 4'te yer alan bulguların grafiksel gösterimleri çalışma sonunda

ŞEKİL 1 | Sektörler Bazında Fiyat ve İşlem Hacmi Arasındaki Frekans Alanı Nedensellik Testi Sonuçları Şema Gösterimi

Ek 1’de raporlanmıştır.

Analizler sonucunda elde edilen BİST sektör endeksleri fiyat serilerinden BİST sektör endeksleri işlem hacmi serilerine doğru nedensellik ilişkisine ait bulgular Şekil 1’de verilmiştir.

SONUÇ

Ampirik literatürde hisse senedi fiyatları ve işlem hacimleri arasındaki ilişkileri araştıran çalışmalar; yatırımcı davranışları, yatırım stratejileri ve piyasanın genel yapısı hakkında piyasa katılımcılarının faydalanabileceği önemli bilgiler ortaya koymuştur. Bu çalışmada, 02.01.2015 – 31.12.2021 dönemi için günlük frekanslı veriler kullanılarak BİST Sınai, BİST Banka, BİST Bilişim, BİST Gıda ve İçecek, BİST Holding ve Yatırım, BİST Orman, Kâğıt ve Basım, BİST Kimya, Petrol ve Plastik, BİST Metal Ana, BİST Metal Eşya Makina, BİST Taş ve Toprak, BİST Ticaret, BİST Tekstil ve Deri, BİST Turizm, BİST Ulaştırma, BİST Mali ve BİST Teknoloji endeks değerleri ile endeks hacimleri arasındaki ilişki frekansta nedensellik testi ile ortaya konmaya çalışılmıştır. Ekonometrik analizlerde endeks fiyatları ile endeks hacimlerine ait serilerin durağanlık seviyeleri seriler normal dağılıma uygunluk göstermediği durumlarda daha etkin tahminler elde edilen Meng, vd., (2014) ve Meng, vd., (2016)’in literatüre kazandırdığı RALS-LM birim kök testleri ile belirlenmiştir. Sektörlere ait fiyat ve işlem hacmi serilerinin durağanlık düzeyleri belirlendikten sonra değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi frekanslar boyutunda yorum yapmayı sağlayan Breitung ve Candelon (2006) frekansta nedensellik testinden faydalanılmıştır.

Breitung ve Candelon (2006) frekansta nedensellik test sonuçları lnXUSIN, lnXBLSM, lnXGIDA, lnXHOLD, lnXKAGT, lnXKMYA, lnXMANA, lnXMESY, lnXTAST, lnXTEKS, lnXTRZM, lnXULAS, lnXUMAL ve lnXUTEK endeksleri için endeks fiyatlarından endeks işlem hacmine doğru hem kısa hem orta hem de uzun dönemde tek yönlü nedensellik ilişkisinin varlığını işaret etmektedir. lnXTCRT Endeksi için fiyat ve işlem hacmi arasında frekanslar bazında istatistiksel olarak anlamlılık düzeyinde bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Breitung ve Candelon (2006) frekans alanı nedensellik testi sonuçlarına göre işlem hacminden fiyatlara doğru nedensellik ilişkisi uzun ve orta dönemde lnXBANK endeksinde tespit edilmiştir.

“Söylenti” (Noise) kavramı ilk kez Black (1986) tarafından finansal piyasalara kazandırılmıştır. Black (1986) tarafından literatüre kazandırılan söylenti ticareti kavramı, De Long vd., (1990) tarafından geliştirilerek Gürültücü İşlemciler Hipotezi (Noise Traders Hypothesis) adı altında kabul gören bir teori haline getirilmiştir. Bu hipoteze göre piyasada işlem yapanların analizleri ve alım satım işlemleri temel ekonomik analiz ve göstergelere dayalı olmadığı, gürültü işlemciler yatırım kararlarını geçmiş fiyat hareketlerinden etkilenerek yapmaktadırlar. Gürültünün ölçülmesinde kullanılan ölçütlerden birisi de teknik analizin kullanılmasıdır. Teknik analize göre işlem yapanlar, geçmiş fiyat ve işlem hacmi verilerini kullanarak gelecekte oluşabilecek fiyat hareketlerini tahmin etmeye çalışmaktadırlar. Teknik analiz, fiyatların bir bütün içerisinde tamamen birbiriyle bağlantılı hareket ettiğini, tüm fiyat hareketlerinin bir döngü içerisinde birbirini takip ettiğini ve mevcut her hareketin tarihsel gelişmelerin tekrarı olduğunu varsaymaktadır. Teknik analiz göstergelerinden teknik analiz formasyonlarına kadar oldukça çok sayıda teknik analiz yönteminin var olduğu ve çok sayıda işlemci tarafından kullanıldığı bilinmektedir. Analizler neticesinde endeks fiyatlarından endeks işlem hacmine doğru ortaya konan nedensellik ilişkisine dayanarak Gürültücü İşlemciler Yaklaşımı’nın çıkarımlarının geçerli olduğunu söylemek mümkündür. Bu kapsamda hisse senedi piyasasında yapılan işlemlerin geçmiş dönem fiyat hareketlerinden etkilendiği söylenebilir.

Bu bulguyu destekleyen birçok sonuç olay etüdü yöntemiyle yapılan yarı etkinlik testlerinde de ortaya çıkmıştır. Türkiye Borsası bu çalışmaların önemli bir kısmında yarı etkin dahi çıkmamış ve çalışmaların genellikle zayıf etkinliği işaret etmesi nedeniyle oluşan fiyatlamalar üzerinde teknik analizin etkili olduğunu yani geçmiş dönem fiyat hareketlerinin tekrarlandığını büyük ölçüde söylemek mümkündür. Türkiye Sermaye Piyasaları Birliği’nin her yıl yayınlamış olduğu raporlar da incelendiğinde Borsa İstanbul’un likit bir piyasa olduğu ve bu likiditenin her geçen yıl daha da arttığı görülmektedir. Hisse senedi devir hızı olarak bilinen ve hisse senedi işlem hacminin

toplam piyasası değerine oranlanması ile hesaplanan rasyolarla Türkiye piyasasının yüksek likiditeye sahip olduğunu desteklemektedir. Diğer yandan yine bu raporlara göre yatırımcıların hisse senetlerini elde tutma süresi her geçen yıl büyük bir oranda azalmaktadır. Bu durum yatırımcıların daha kısa vadeli işlemler yapmayı tercih ettiğini, temel analiz ile değer yatırımcılığı yerine geçmiş fiyat hareketlerinin analizi olarak nitelendirilen teknik analizi kullandığını, böylece de çalışmanın bulgularıyla doğru orantılı olarak yatırımcıların hisse senedi tercihlerinde geçmiş fiyatlarını baz aldıklarını göstermektedir.

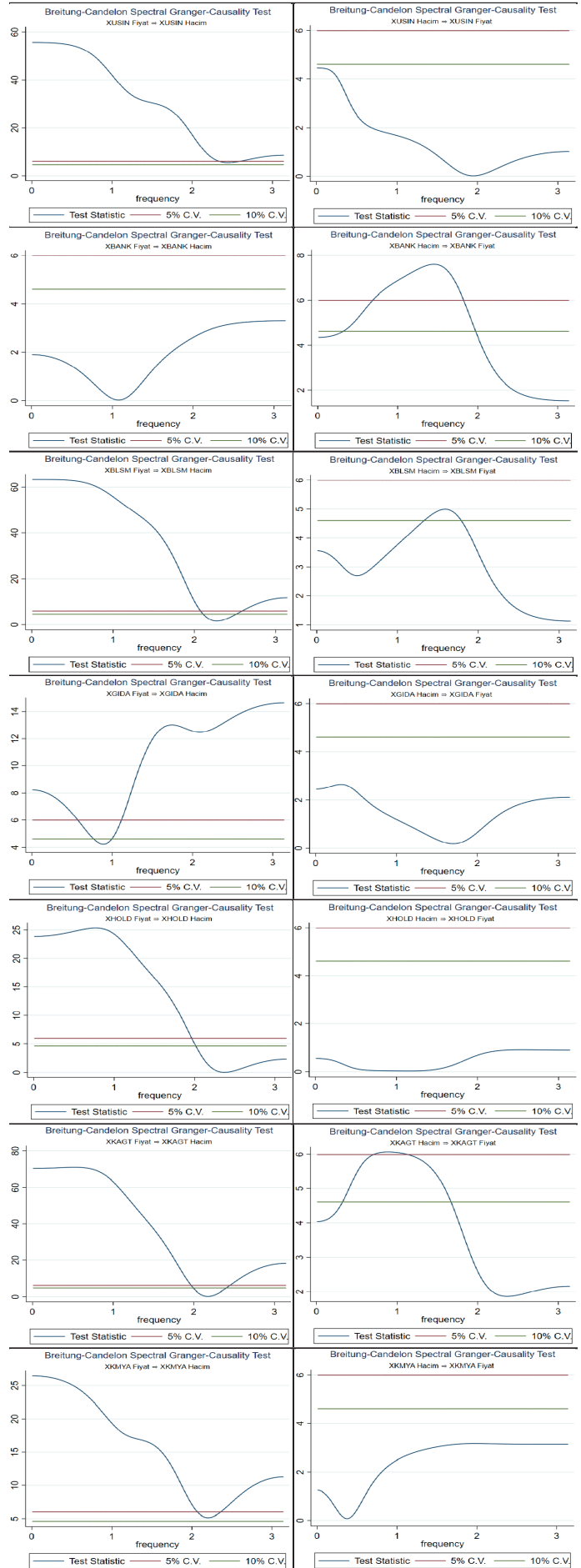
Çalışmanın ekonometrik analizleri neticesinde elde edilen bulgulara göre BİST sektör endeks fiyatları ile sektör işlem hacmi arasındaki ilişkinin güncel ekonometrik yöntemlerle sınanmasının literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Ayrıca uygulamaya yönelik olarak farklı yatırım ufuklarına sahip hisse senedi piyasası katılımcılarına yol göstermesi ve yatırımcıların doğru yatırım kararları vermeleri bakımından önemli olduğu kanaatindeyiz. Bu çalışmada fiyat ve işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisi frekans alanı nedensellik testi ile araştırılmıştır. Volatilité kavramı finansal piyasalar için her geçen gün önem kazanmaktadır. Bu kapsamda sonraki çalışmalarda fiyat ve işlem hacminin volatilitesi arasındaki ilişki güncel ekonometrik yöntemlerle farklı frekanslı veriler (haftalık, aylık gibi) kullanılarak araştırılabilir.

KAYNAKÇA

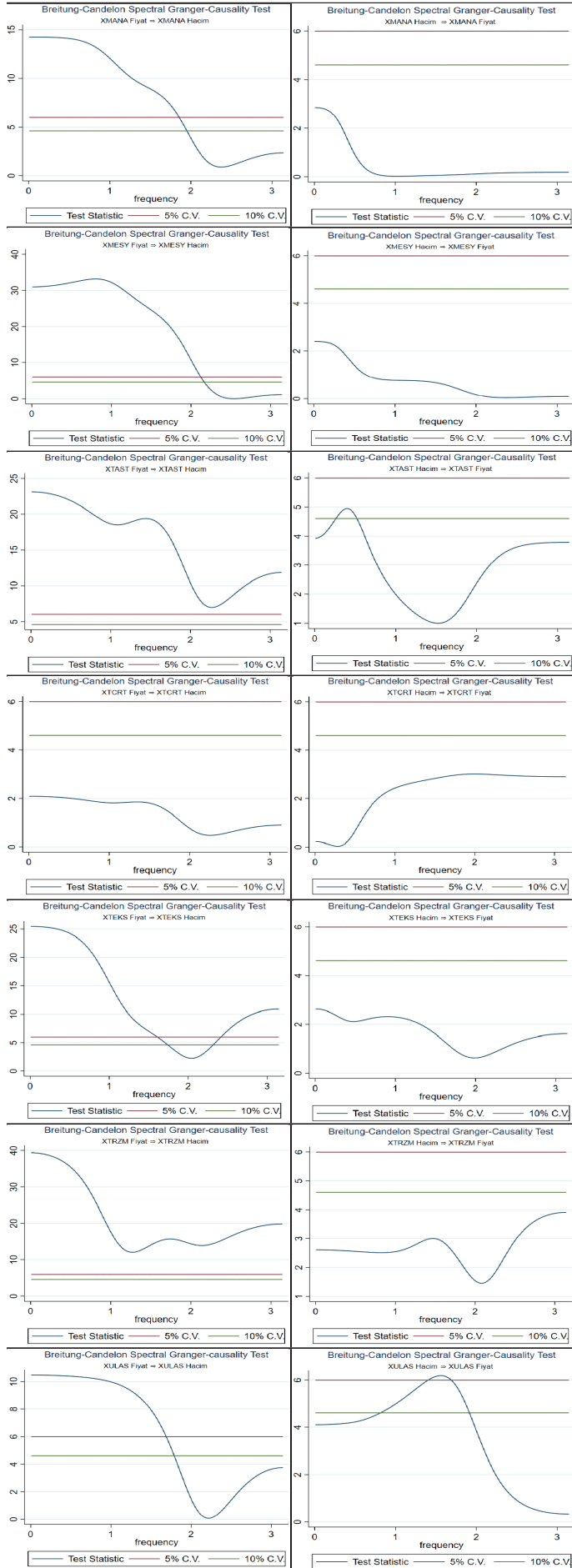
- [1] Adkins, L. C., & Hill, R. C. (2011). *Using stata for principles of econometrics*. In John Wiley & Sons, Inc USA (Fourth Edi, Vol. 53, Issue 9). John Wiley and Sons, Inc.
- [2] Akar, C. (2008). Hisse Senedi Fiyatlarıyla Yabancı İşlem Hacmi Arasındaki Nedensellik: Toda-Yamamoto Yaklaşımı. *Muhasebe ve Finans Dergisi*, 37, 185-191.
- [3] Aydın, M. (2020). Enerji Tüketimi-Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye İçin Frekans Alanında Nedensellik Yaklaşımı. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 56, 83–96.
- [4] Badhani, K. N. and Suyal, J. (2005). Stock Price-Volume Causality at Index Level. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=874914
- [5] Bayraktaroğlu, A., Nazlıoğlu, Ş. (2009). Hisse Senedi Fiyat-Hacim İlişkisi: İMKB’de İşlem Gören Bankalar İçin Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Granger Nedensellik Analizi. *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 24, 85-109.
- [6] Black, F. (1986). Noise. *The Journal of Finance*, XLI(3), 528–543.
- [7] Boyacıoğlu, M. A., Güvenek, B. ve Alptekin, V. (2010). Getiri Volatilitesi İle İşlem Hacmi Arasındaki İlişki: İMKB’de Ampirik Bir Çalışma. *Journal of Accounting & Finance*, 48, 200-215.
- [8] Breitung, J., & Candelon, B. (2006). Testing for short- and long-run causality: A frequency-domain approach. *Journal of Econometrics*, 132(2), 363–378. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.02.004>
- [9] Büberkoku, Ö. (2017). İşlem Hacmi İle Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Banka Hisselerine Dayalı Bir Analiz. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 9(19), 457–482. <https://doi.org/10.20875/makusobed.324146>
- [10] Chen, G-M., Firth, M. and Rui, O. M. (2001). The Dynamic Relation between Stock Returns, Trading Volume and Volatility. *Financial Review*, 36(3), 153-174.
- [11] Çil, N. (2018). *Finansal Ekonometri*. İstanbul: DER Kitabevi ve Dağıtım.
- [12] Çukur, S., Gümrah, Ü. ve Gümrah, M.Ü. (2012). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Hisse Senedi Getirileri ve İşlem Hacmi İlişkisi. *Niğde Üniversitesi İİBF Dergisi*, 5(1), 20-35.
- [13] De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, H. L., & Waldmann, R. J. (1990). Noise Trader Risk in Financial Markets. *Journal of Political Economy*, 98(4), 703–738.
- [14] Darrat, A. F., Rahman, S. and Zhong, M. (2003). Intraday Trading Volume and Return Volatility of the DJIA Stocks: A Note. *Journal of Banking & Finance*, 27(10), 2035-2043
- [15] Elmas, B. ve Yıldırım, M. (2010). Kriz Dönemlerinde Hisse Senedi Fiyatı ile İşlem Hacmi İlişkisi: İMKB’DE İşlem Gören Bankacılık Sektör Hisseleri Üzerine Bir Uygulama. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 24(2), 37-46.
- [16] Epps, T. and Epps M. (1976). The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture-of-Distributions Hypothesis. *Econometrica*, 44, 305-321.
- [17] Eyüboğlu, S., & Eyüboğlu, K. (2018). Borsa İstanbul Sektör Endekslerinde Fiyat ile İşlem Hacmi İlişkisi. Yönetim ve Ekonomi: *Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 25(3), 981–998. <https://doi.org/10.18657/yonveek.421488>
- [18] Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383–417.
- [19] Fama, E. F. (1976). Efficient Capital Markets: Reply. *The Journal of Finance*, 31(1), 143–145. <https://doi.org/10.1111/jofi.13000>
- [20] Gaygusuz, F. (2008). Hisse Senedi Piyasalarında İşlem Hacmi-Volatilité İlişkisi ve İMKB’ye Ait Bir Uygulama. *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 12(1), 34-35.
- [21] Geweke, J. (1982). Measurement of Linear Dependence and Feedback between Multiple Time Series. *Journal of the American Statistical Association*, 77(378), 304–313.

- [22] Gökçe, A. (2002). İMKB’de Fiyat-Hacim İlişkisi: Granger Nedensellik Testi. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 4(3), 43-48.
- [23] Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- [24] Gündüz, L. and Hatemi-J, A. (2005). Stock Price and Volume Relation in Emerging Markets. *Emerging Markets Finance and Trade*, 41(1), 29-44.
- [25] Hepsağ, A. (2022). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizlerinde Güncel Yöntemler (WinRATS Uygulamalı)*. İstanbul: DER Kitabevi ve Dağıtım.
- [26] Hosoya, Y. (1991). The decomposition and measurement of the interdependency between second-order stationary processes. *Probability Theory and Related Fields*, 88, 429-444. <https://doi.org/10.1007/BF01192551>
- [27] Im, K. S., Lee, J., & Tieslau, M. (2014). More Powerful Unit Root Tests with Non-Normal Errors. In Festschrift in Honor of Peter Schmidt (pp. 315-342). *Springer*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1523243>
- [28] Karan, B. M. (2004). *Yatırım Analizi ve Portföy Yönetimi (1. Basım)*. Ankara: Gazi Kitabevi.
- [29] Karpoff, J. M. (1987). The Relation Between Price Changes and Trading Volume: A Survey. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(1), 109-126. <https://doi.org/10.2307/2330874>
- [30] Kıyılarcı, M., & Akkaya, M. (2020). *Davranışsal Finans (2. Basım)*. İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- [31] Meng, M., Im, K. S., Lee, J., & Tieslau, M. A. (2014). *More Powerful LM Unit Root Tests with Non-normal Errors*. In R. C. Sickles & W. C. Horrace (Eds.), Festschrift in Honor of Peter Schmidt (pp. 343-357). https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_11
- [32] Meng, M., Lee, J., & Payne, J. E. (2016). RALS-LM Unit Root Test With Trend Breaks And Non-Normal Errors: Application To The Prebisch-Singer Hypothesis. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 21(1), 31-45. <https://doi.org/10.1515/snde-2016-0050>.
- [33] Nalın, H. T. and Güler, S. (2013). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda İşlem Hacmi İle Getiri İlişkisi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 135-148.
- [34] Ong, M. A. (2015). An Information Theoretic Analysis of Stock Returns, Volatility and Trading Volumes. *Applied Economics*, 47(36), 1-15.
- [35] Pathirawasam, C. (2011). The Relationship between Trading Volume and stock Returns. *Journal of Competitiveness*, 3, 41-49.
- [36] Saatcioglu, K. and Starks, L. T. (1998). The Stock Price-Volume Relationship in Emerging Stock Markets: The Case of Latin America. *International Journal of Forecasting*, 14(2), 215-225.
- [37] Sarıoğlu, E. S. (2007). Hisse Senedi Fiyatları İle İşlem Hacmi Arasındaki İlişki: İMKB Üzerine Bir Çalışma. *II. Ulusal Finans Sempozyumu*, 10-13 Ekim, 325-336.
- [38] Schmidt, P., & Phillips, P. C. B. (1992). Lm Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 257-287. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1992.tb00002.x>
- [39] Taş, O., Tokmakçıoğlu, K. ve Çevikcan, G. (2016). Borsa İstanbul’da Pay Senedi Getirileri İle İşlem Hacmi Arasındaki İlişki. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 18(1), 11-30.
- [40] Umutlu, G. (2008). İşlem Hacmi ve Fiyat Değişimleri Arasındaki Nedensellik ve Dinamik İlişkiler: İMKB’de Bir Ampirik İnceleme. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10(1), 1-16.
- [41] Yılcı, V., & Bozoklu, Ş. (2014). Türk Sermaye Piyasasında Fiyat ve İşlem Hacmi İlişkisi: Zamanla Değişen Asimetrik Nedensellik Analizi. *Ege Akademik Bakış (Ege Academic Review)*, 14(2), 211-220. <https://doi.org/10.21121/eab.2014218052>
- [42] Yörük, N., Erdem, C., Erdem ve M. S. (2006). Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation: Turkish Banking Firms’ Evidence. *Applied Financial Economics Letters*, 2(2), 165-171.
- [43] Zor, İ., Bozkurt, İ. ve Öksüz, Ö. G. S. (2016). Asimetrik Bilgi Düzeyinin Fiyat-Hacim İlişkisi Üzerindeki Etkisi: Borsa İstanbul Örneği. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 16(1), 119-135.

EK 1 | BİST Sektörlerine İlişkin Breitung ve Candelon (2006) Frekans Alanı Nedensellik Testi Grafikleri



EK 1 (Devamı) | BİST Sektörlerine İlişkin Breitung ve Candelon (2006) Frekans Alanı Nedensellik Testi Grafikleri



EK 1 (Devamı) | BİST Sektörlerine İlişkin Breitung ve Candelon (2006) Frekans Alanı Nedensellik Testi Grafikleri

