

BİST Banka Endeksi ile Makroekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkinin Bootstrap Ve Asimetrik Nedensellik Analizleri ile İncelenmesi

Sultan KUZU YILDIRIM¹

Özet

Ekonomik değişkenler arasındaki dinamik ve karmaşık ilişki araştırmacıların her zaman ilgi odağı olmuştur. Bu çalışmada BİST Banka, Döviz Kuru, Altın Fiyatları (ons) ve Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (GSYİH) arasındaki ilişki ampirik olarak incelenmektedir. Bu amaçla 2002/Q1 ve 2019/Q4 arasındaki dönem ele alınarak değişkenler arasındaki ilişki Hacker & Hatemi-J (2006) bootstrap nedensellik analizi ve Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik analizi ile test edilmiştir. Serilerin durağanlık dereceleri, öncelikle ADF ve KPSS birim kök testleri ile ardından yapısal kırılmaları göz önüne alan LS (2004) testi ile belirlenmiştir. Bootstrap nedensellik analizine göre %5 anlamlılık düzeyinde sadece GSYİH'dan BİST Banka'ya doğru tek yönlü nedensellik olduğu saptanmıştır. Asimetrik nedensellik analizinin sonuçlarına göre dolar kurundaki negatif yönlü bir şokun, BİST Banka'daki pozitif yönlü şokun nedeni olduğu, BİST Bankadaki pozitif yönlü şokun, GSYİH'daki pozitif yönlü şokun nedeni olduğu gözlenmiştir. Ayrıca BİST Banka ve altın fiyatları arasındaki nedensellik incelendiğinde, altın fiyatlarındaki pozitif yönlü şokun, BİST Banka'nın hem pozitif hem de negatif yönlü şoklarının nedeni olduğu belirlenmiştir.

Anahtar kelimeler: BİST Banka, Döviz Kuru, GSYİH, Altın Fiyatları, Bootstrap Nedensellik, Asimetrik Nedensellik
Jel Kodu: C22, F31, O11

Analysis Of The Relationship Between The BİST Bank Index and Macroeconomic Changes With Bootstrap and Asymmetric Causality Tests

Abstract

The dynamic and complex relationship between economic variables has always been the focus of researchers. This study empirically examines the relationship between BIST Bank, Exchange Rate, Gold Prices (ounces) and Gross Domestic Product (GDP). For this purpose, the period between 2002/Q1 and 2019/Q4 was examined and the relationship between the variables was tested with Hacker & Hatemi-J (2006) bootstrap causality analysis and Hatemi-J (2012) asymmetric causality analysis. Stationary degrees of the series were determined by ADF and KPSS unit root tests and then LS (2004) test, which takes into account structural breaks. According to Bootstrap causality analysis, it was determined that there is one-way causality from GDP to BIST Bank at 5% significance level from BIST Bank to gold prices. According to the results of the asymmetric causality analysis, it was observed that a negative shock in the exchange rate was the cause of the positive shock in the BIST Bank, and the positive shock in the BIST Bank was the cause of the positive shock in the GDP. Also, when the causality between BIST Bank and gold prices is analyzed, it is determined that the positive shock in gold prices is the cause of both positive and negative shocks of BİST Bank.

Keywords: Bist Bank, Exchange Rate, GDP, Gold Price, Bootstrap Causality, Asymmetric Causality

Jel Codes: C22, F31, O11

1. GİRİŞ

Makroekonomik faktörler ile borsa hareketleri arasındaki ilişki, literatüre uzun zamandan beri hakim olmuştur. Ülkelerin borsa performansları ekonomik faaliyetler üzerindeki etkileri nedeniyle küresel ekonomi ve finansal piyasalarda önemli bir rol oynamıştır. Küreselleşme ve teknolojiye hızlı

gelişmelerle ülke içi piyasaların uluslararası piyasalar ile etkileşimi artmış, borsalara erişimleri hızlanmıştır. Sermaye hareketliliğinin artması da, döviz kurları ile hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkinin daha da güçlenmesini sağlamıştır (Altunöz, 2020). Özellikle gelişmekte olan ülkelerin sermaye hareketliliğine olan duyarlılığı göz önüne

ATIF ÖNERİSİ (APA): Kuzu Yıldırım, S. (2021). BİST Banka Endeksi ile Makroekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkinin Bootstrap ve Asimetrik Nedensellik Analizleri ile İncelenmesi. İzmir İktisat Dergisi. 36 (2). 355-364. Doi: 10.24988/ije.202136207

¹Dr. Öğr. Üyesi, İstanbul Üniversitesi, İşletme Fakültesi, Avcılar / İSTANBUL, **EMAIL:** sultan.kuzu@istanbul.edu.tr, **ORCID:** 0000-0001-6577-1584

alındığında, döviz kurlarının hisse senetleri üzerindeki etkileri oldukça dikkat çekmektedir. Hisse senedi fiyatı ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi açıklayan iki temel yaklaşım vardır (Tian, Ma 2010). Bunlardan geleneksel yaklaşım (Mal piyasası teorisi), yerel bir para biriminin değer kazanmasının ihracatçılara zarar verdiğini ve bu nedenle bu tür şirketlerin hisselerinin daha az cazip hale geleceğini ileri sürmektedir. Bu yaklaşım, nedenselliğin döviz kurundan hisse senedi piyasasına doğru ve negatif yönlü olduğunu varsaymaktadır. İkinci yaklaşım olan portföy dengeleme teorisine göre ise ilişkinin geleneksel yaklaşımın tersi yönünde olduğu yani nedenselliğin hisse piyasasından döviz kuruna doğru olduğu iddia edilmiştir (Obben vd. 2006). Bu yaklaşıma göre yükselen hisse senedi piyasası, bir ülkeye olan sermaye akımlarını çekecek ve bu durum yerel paraya olan talebi arttırarak yerel paranın değerlendirilmesine yani döviz kurlarının düşmesine neden olacaktır (Belen, Karamelikli 2016).

Hisse senetlerini etkileyen bir diğer makroekonomik değişken altın fiyatlarıdır. Bir varlık olarak altın, melez bir yapıya sahiptir. Birçok endüstride kullanılan bir meta iken aynı zamanda tarih boyunca paraya benzeyen bir değişim aracı ve bir değer deposu olarak eşsiz bir işlevi sürdürmüştür (Sujit, Kumar 2011). Ekonomik ortam daha belirsiz hale geldiğinde dikkatler, güvenli bir sığınak olarak altına yatırım yapmaya çekilmiştir. Buradaki genel kanı, "hisse senedi fiyatları düştükçe altın fiyatı yükselir" şeklindedir (Smith, 2002). Aynı zamanda yüksek enflasyon, kredi ve borç krizleri, banka başarısızlıkları, döviz krizleri ve uluslararası gerilimler borsayı olumsuz etkileme eğilimindeyken, altın bu koşullar altında dahi tarihsel olarak değerini korumuş hatta arttırmıştır (Mukhuti, Bhunia 2013).

Hisse senedi piyasası, tüm bu makroekonomik değişkenlerle ilişkisinin yanı sıra ekonomik büyüme ile de yakın ilişki içindedir. Ekonomik büyüme, firmaların kârlılığını, beklenen kazançlarını, hisse kâr paylarını ve hisse senedi fiyatlarındaki dalgalanmaları etkilemektedir

(Fama 1990). Finansal piyasalar ile GSYH büyümesi arasındaki ilişkinin bir diğer önemli yönü ise finansal sektörün gelişiminin, ekonomik büyümeden kaynaklanan finansal hizmetlere olan talepteki artıştan kaynaklanabilmesidir (Rousseau, Vuthipadadorn, 2005). Bunlarla birlikte literatürde genel olarak finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi açıklayan beş temel görüş bulunmaktadır. Birincisi, finansal gelişmenin ekonomik büyümeye neden olduğu (Schumpeter, 1911), ikincisi ekonomik büyümenin finansal gelişmişliğe neden olduğu (Robinson 1952), üçüncüsü, ekonomik büyüme ile finansal gelişme arasında karşılıklı bir etkileşim olduğu (Lewis 1955), dördüncüsü finansal gelişmenin ekonomik büyümeyi olumsuz etkilediği (Bencivenga-Smith 1991, Bhide 1993, Stiglitz 1985) ve son olarak beşincisi de ekonomik büyüme ve finansal gelişme arasında hiçbir ilişki ve etkileşim olmadığını (Lucas 1989) ifade eden görüştür.

Makroekonomik değişkenler ve hisse senedi değişim fiyatları arasındaki nedensel ilişkilerin ve etkileşimlerin araştırılması, risk yönetimi sistematığının uygulanması için önemlidir. Hem nedensel ilişkilerin hem de bunların arasındaki etkileşimlerin belirlenmesi, finansal piyasa risklerinin en aza indirilmesinde yararlıdır (Rehman vd. 2010).

Bu çalışmada da Borsa İstanbul'da faaliyet gösteren ve günümüzde 14 banka üzerinden hesaplanan BİST Banka endeksi ile Döviz Kuru, Altın Fiyatları (ons) ve GSYİH değişkenleri arasındaki ilişki araştırılmıştır. Amaç, bankacılık sektörü ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin yönünün belirlenmesidir. BİST Banka ve BİST'de yer alan diğer endeksler ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi inceleyen yerel literatür bir sonraki bölümde sunulmuştur. Çalışmada kullanılan ekonometrik yöntem özellikle BİST Banka ve kullanılan makroekonomik değişkenler nezdinde daha önce rastlanılmamış olması çalışmanın özgünlüğünü oluşturmaktadır. Çalışmada

kullanılan Bootstrap ve Asimetrik nedensellik analizleri 2000’li yıllardan sonra literatüre kazandırılmış ve değişkenler arasındaki nedenselliği daha detaylı göstermektedir. Nedensellik analizlerine başlamadan önce serilerin durağanlık düzeyleri birim kök testleri ile incelenmiştir.

2. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Araştırmanın bu kısmında Türkiye için yapılmış olan borsa endeksleri ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi inceleyen ampirik çalışmalara yer verilmiştir. Bu bağlamda çalışmalar dönem, kullanılan değişkenler, yöntemler ve bulunan sonuçlar başlıklarında Tablo 1’de özetlenmiştir.

Tablo 1: Literatür Araştırması

Yazar	Dönem	Değişkenler	Metodoloji	Sonuç
Abdioğlu & Değirmenci (2014)	2005-2013	BİST Sektör Endeksleri, Petrol fiyatları	Granger Nedensellik Analizi, Johansen Eş Bütünleşme Analizi	Banka, gayrimenkul yatırım ortaklığı, holding, finansal kurumlar ve sigorta sektörlerine ilişkin hisse senedi fiyatları ile petrol fiyatı arasındaki eş bütünleşme ilişkisinin olmadığı saptanmıştır.
Özdemir & Otluoğlu (2015)	2006-2014	BİST 100, BİST 30, BİST Sanayi, BİST Mali, BİST Banka, Faiz oranı, Dolar/TL kuru	Johansen Eşbütünleşme Analizi, VAR/VEC modelleri	BİST 100, BİST 30, BİST Mali ve BİST Banka, endeksleri uzun dönemde ilişkili bulunmuştur. Ayrıca faiz oranı şoklarının hisse senedi fiyatlarını negatif yönde etkilediği ve bu etkilerin kalıcı olduğunu göstermektedir.
Doğru & Uysal (2015)	2000-2012	BİST 100, Altın Fiyat Endeksi	Johansen Eşbütünleşme Analizi, Varyasyon katsayısı, Granger Nedensellik Analizi	Altın fiyatları ile BİST 100 endeksi arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişki vardır. Ayrıca kısa dönemde altın fiyatlarından BİST 100 endeksine doğru nedensellik var iken krizden sonra bu nedensellik tam tersine dönmüştür.
Kendirli & Çankaya (2016)	2009-2015	BİST Banka, Döviz Kuru, TÜFE	Johansen eş bütünleşme analizi, Granger nedensellik analizi	BİST Banka, enflasyon ve döviz kurları üzerinde %5 anlamlılık düzeyinde etkili değildir ancak %10 anlamlılık düzeyinde BİST Banka’dan Döviz Kuruna doğru tek yönlü bir ilişki vardır.
Erdoğan & Baykut (2016)	1998-2015	BİST Banka, VIX, MOVE	ARDL/Sınır testi Granger, Toda & Yamamoto nedensellik analizleri	BİST Banka ile VIX ve MOVE endeksleri arasında bir uzun dönem ilişkisi bulunmamıştır. VIX endeksinden BİST Banka endeksine doğru bir nedenselliğe saptanırken, MOVE endeksinden BİST Banka endeksine doğru bir nedensellik saptanmamıştır.
Açıklın & Başçı (2016)	2002-2015	BİST 100, BİST Altın Piyasa Endeksi	Engle-Granger Eşbütünleşme Analizi, Hata Düzeltme Modeli, Granger nedensellik Analizi	BİST 100 ve altın endeksleri arasında uzun dönemde denge olduğunu ayrıca BİST 100 endeksinden altın endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığını göstermiştir.
Kula & Baykut (2017)	1997-2016	BİST Banka	MSGARCH (Lineer olmayan GARCH modeli)	BİST Banka serisinde düşük riskli rejim ısrarcılığı hakimdir. Endeks düşük riskli rejimde olmaya yüksek olasılıkla sahip olup, yüksek riskli rejimde iken de kararlılık sergileyip düşük riskli rejime geçme eğilimi göstermektedir.
Bektur & Malcıoğlu (2017)	2000-2017	BİST 100, Kredi Temerrüt Takas Primleri	Hacker-Hatemi-J nedensellik, Hatemi-J Asimetrik nedensellik Analizleri	Hacker-Hatemi-J nedensellik testine göre, BİST 100 ile CDS primleri arasında CDS’den Borsa’ya doğru tek taraflı bir ilişkiye rastlanmıştır. Asimetrik nedensellik analizi sonuçlarına göre, BİST 100’den CDS’e doğru pozitif şoklarda bir nedensellik ilişkisi yokken, negatif şoklarda nedensellik olduğu saptanmıştır.
Kurt & Köse (2017)	2002-2016	BİST’de yer alan 9 banka hisse senedi getirileri, finansal oranlar	Panel Granger nedensellik analizi	(Öz kaynaklar - Duran Aktifler) / Toplam Aktifler oranı ile (TP Krediler ve Alacaklar)/(Toplam Krediler ve Alacaklar) oranının bankacılık hisse senedi getirilerinin Granger nedeni olduğunu ileri sürmüşlerdir.
Sandal, Çemrek & Yıldız (2017)	2005- 2015	BİST 100, Altın fiyatları, Ham petrol fiyatları	Johansen eşbütünleşme Analizi, Granger nedensellik analizi	Değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin olmadığı görülmüştür. Nedensellik analizleri ile de sadece altın fiyatlarından hisse senedine doğru tek yönlü ilişki olduğu belirlenmiştir.
Öner (2018)	2009-2018	BİST 100, Merval(Arjantin) Hermes(Mısır) KSE(Pakistan) QE(Katar)	Granger nedensellik analizi	BİST 100 endeksi ve Merval endeksinden QE endeksine; BİST 100 endeksi ve Merval endeksinden Hermes endeksine; BİST 100 endeksinden KSE 100 endeksine ve Merval endeksinden BİST 100 endeksine doğru tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.
Sakarya & Akkuş (2018)	2010- 2018	BİST Banka, VIX BİST 100, BİST Mali,	ARDL sınır testi, Toda-Yamamoto nedensellik analizi	BİST 100, BİST Banka, BİST Mali ve BİST Teknoloji endeksleri arasında uzun dönemli ilişki bulunmuştur. Ayrıca VIX endeksinden BİST100, BİST Banka, BİST

Yazar	Dönem	Değişkenler	Metodoloji	Sonuç
		BİST Teknoloji		MALİ ve BİST TEKNOLOJİ endekslerine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.
Akdağ & Yıldırım (2019)	2000- 2018	BİST Sanayi, BİST Finans, Dolar kuru	Granger nedensellik analizi, Hatemi-J asimetrik nedensellik analizi	Granger nedensellik analizi sonucunda 3 değişken arasında iki yönlü nedenselliğin olduğu, Hatemi-J nedensellik analizi sonucunda ise dolar kurundaki pozitif ve negatif şoklardan hem BİST Sanayi hem de BİST Finans endeksindeki pozitif ve negatif şoklara doğru bir nedenselliğin var olduğu tespit edilmiştir.
Polat, Kanmaz& Vergi (2019)	2012- 2018	BİST100, BİST 30 ve BİST Banka	Granger nedensellik analizi	Vadeli piyasalardan spot piyasalara doğru nedensellik olmadığı ancak spot piyasalardan olan BİST100, BİST 30 ve BİST Banka endekslerinden vadeli piyasalara doğru nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiştir
Canöz & Erdoğan (2019)	2011-2019	BİST Mali, BİST Hizmet, BİST İnşaat, BİST Toptan & Perakende HGE, İGE, PTGE, FHGE	Hacker ve Hatemi-J nedensellik analizi, Hatemi-J asimetrik nedensellik analizleri	Hacker ve Hatemi-J simetrik nedensellik testi sonuçları, değişkenler arasında simetrik nedensellik ilişkisi bulunmadığı yönündedir. Ancak BİST Mali ile Finansal Hizmetler Güven Endeksi (FHGE) arasında asimetrik bir nedensellik ilişkisinin var olduğu ileri sürülmüştür.

3. VERİ SETİ VE METODOLOJİ

Çalışmada BİST Banka fiyat endeksi ile Döviz Kuru (dolar/TL), Altın Fiyatları (Ons), GSYH değişkenleri arasındaki ilişkinin varlığı incelenmektedir. Araştırma 2002/Q1-2019/Q4 dönemlerini kapsamakta olup, incelenen dönemde GSYİH değişkeni çeyreklik frekanslarda raporlandığı için analizler çeyreklik veriler üzerinden gerçekleştirilmiştir. Analizlere başlamadan önce zaman serileri analizlerinde sıklıkla karşılaşılan bir problem olan değişen varyansı en aza indirmek amacıyla değişkenlerin doğal logaritmaları alınmıştır. Değişkenler arasında sadece GSYİH'da mevsim etkileri olduğu saptanmış, bu değişken de mevsim etkilerinden arındırılarak modele alınmıştır. Veriler RATS ve GAUSS programları yardımıyla analiz edilmiştir.

Çalışmada öncelikle birim kök testleri, ardından değişkenler arasındaki ilişkinin araştırılması için Hacker ve Hatemi-J (2006) bootstrap nedensellik analizi ve Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik analizi uygulanmıştır. Hacker ve Hatemi-J (2006) nedensellik analizinde uygulanan Bootstrap tekniği ile kritik değerler gözlem büyüklüğüne duyarlı şekilde hesaplandığından analizlerde daha etkin sonuçlar vermektedir (Hacker ve Hatemi-J, 2006). Ayrıca bu yöntem Toda & Yamamoto (1995) MWALD testine dayandığından dolayı analizde değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkisine duyarlı değildir (Ulucak ve Şentürk Ulucak, 2014).

Değişkenler arasındaki nedenselliği test etmek için değişkenlerin gecikmeleri ile VAR modeli kurularak, değişkenlerin durağanlık ve koentegre düzeylerinden bağımsız ve ki-kare dağılımına sahip bir Wald testi yapılmaktadır (Toda ve Yamamoto, 1995). Testin uygulanması için öncelikle serilerin durağanlık derecelerinin ve modelin gecikme uzunluğunun iyi belirlenmesi gerekir. Çünkü değişkenlerdeki durağanlığın sağlandığı düzey kadar modele gecikme terimi ilave edilmektedir. Literatürde gecikme sayısı belirlenirken VAR modellerinde kullanılan Hatemi-J (2003)' nin geliştirmiş olduğu Hatemi-J (HJC) bilgi kriterinin daha etkili olduğu ileri sürülmektedir.

$$HJC = \ln(\det \hat{\Omega}_i) + k \frac{n^2 \ln T + 2n^2 \ln(\ln T)}{2T} \quad (1)$$

$$k = 0, 1, \dots, K$$

Bu testin Granger Nedensellik analizine göre üstünlükleri bulunsa da testte pozitif ve negatif şokların etkisi ayrı ayrı değerlendirilememektedir. Bu durum ortadan kaldırılabilmesi için değişkenlerin pozitif ve negatif bileşenlerine ayrılması gerekmektedir (Granger ve Yoon, 2002). Buradan hareketle, Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik analizini geliştirmiştir.

y_{1t} ve y_{2t} nedensellik ilişkisi incelenmek istenen eşbütünleşik iki seri ve bu serilere ait rassal yürüyüş süreçleri,

$$Y_{1t} = Y_{1t} + \varepsilon_{1t} = Y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} \quad (2)$$

$$Y_{2t} = Y_{2t} + \varepsilon_{2t} = Y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} \quad (3)$$

şeklinde tanımlansın. Eşitliklerde $t=1,2,\dots,T$ olmak üzere $Y_{1,t}$ ve $Y_{2,t}$ başlangıç değerleri, $\varepsilon_{1,t}$, $\varepsilon_{2,t}$ beyaz gürültü hata terimleridir.

Pozitif şoklar; $\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0)$ negatif şoklar ise $\varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0)$

$\varepsilon_{1i}^- = \max(\varepsilon_{1i}, 0)$ şeklinde tanımlandığında $\varepsilon_{2i}^- = \max(\varepsilon_{2i}, 0)$

$\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^+ + \varepsilon_{1i}^-$ ve $\varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^+ + \varepsilon_{2i}^-$ olarak ifade edilir. Bu şoklar kümülatif olarak da aşağıdaki şekilde ifade edilir.

$$Y_{1t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+, Y_{1t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^-, Y_{2t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+, Y_{2t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (4)$$

Testteki Y_t^+ değişkeninin (Y_{1t}^+, Y_{2t}^+) ikisine eşit olduğu varsayımı altında, bunlar arasındaki nedensellik ilişkisi p gecikmeli VAR modeli kullanılarak test edilir.

$$Y_t^+ = \nu + A_1 Y_{t-1}^+ + \dots + A_p Y_{t-p}^+ + u_t \quad (5)$$

Bu testte de optimum gecikme sayısının bulunabilmesi için Hatemi tarafından geliştirilen HJC (Eşitlik 1) kriteri kullanılmaktadır.

4. ANALİZ BULGULARI

Zaman serileri ile ilişki analizine başlamadan önce serilerin durağanlığının araştırılması büyük önem taşımaktadır. Makroekonomik değişkenlerin genel olarak durağan olmadığı bilinmektedir. Bu çalışmada durağanlık, öncelikle klasik birim kök testleri ile incelenmiş ardından incelenen dönemin yapısal kırılmaları içerebileceği düşünüldüğünden, yapısal kırılmaları göz önüne alan birim kök testleri yapılmıştır.

Tablo 2: ADF ve KPSS birim kök testi sonuçları

		BİST Banka	GSYİH	Dolar Kuru	Altın (Ons)
ADF	Model A	-1.926	-3.318	1.434	-2.353
		(-2.903)	(-2.903)	(-2.903)	(-2.903)
		-6.985*	-6.836*	-7.372*	-6.921*
			(-2.904)	(-2.904)	(-2.904)
	Model B	-2.164	-1.747	-0.850	-1.138
		(-3.474)	(-3.474)	(-3.474)	(-3.474)
		-7.129*	-7.415*	-7.842*	-7.172*
			(-3.475)	(-3.475)	(-3.475)
	Model C	1.363	1.834	2.992	2.852
(-1.945)		(-1.945)	(-1.945)	(-1.945)	
-6.813*		-6.575*	-6.881*	-6.351*	
		(-1.946)	(-1.946)	(-1.946)	
KPSS	Model A	0.848	0.843	0.946	0.908
		(0.463)	(0.463)	(0.463)	(0.463)
		0.185*	0.596*	0.546*	0.476*
			(0.463)	(0.463)	(0.463)
	Model B	0.224	0.267	0.280	0.263
		(0.146)	(0.146)	(0.146)	(0.146)
0.038*		0.050*	0.067*	0.097*	
		(0.146)	(0.146)	(0.146)	

Tablo 2’de, Model A: Sadece sabit içeren, Model B: Trend ve Sabit içeren, Model C: Trend ve Sabit içermeyen modelleri temsil etmektedir. Tablodaki ilk satırlar düzey değerlerindeki hesaplanan t istatistiği değerlerini * ile gösterilen ikinci satır değerleri ise ilk farklar alındıktan sonraki hesaplanan t istatistiği değerlerini göstermektedir. Parantez içindeki değerler ise %5 anlamlılık düzeyinde kritik tablo değerlerini göstermektedir. Hesaplanan değerler ile tablo değerleri kıyaslandığında genel olarak birinci farklar alındığında durağanlık sağlansa da, bazı modellerde düzeyde de serinin durağan olduğu

görülmektedir. Örneğin, GSYİH değişkeni Model A ve Model B’de düzeyde durağan değilken, Model C’de düzeyde durağan çıkmıştır. Bu çelişkili sonuçlar yapısal kırılma izlenimini oluşturmuş, seriler bir de yapısal kırılmaları göz önüne alan birim kök testleri ile sınanmıştır. Literatürde çok sayıda yapısal kırılmalı birim kök testi bulunmaktadır. Bu çalışmada hem sıfır hem de alternatif hipotezinde kırılmayı göz önüne alan, bu nedenle de daha güçlü olduğu düşünülen Lee-Strazicich (LS) yapısal kırılmalı birim kök testi tercih edilmiştir (Lee ve Strazicich, 2003).

Tablo 3: LS 2 kırılmalı birim kök testi sonuçları.

	Gecikme Sayısı	Kırılma Dönemi	Katsayı λ	Test İstatistiği $S\{1\}$	Kritik Değer (%5 düzeyi)
BİST Banka	4	2007:03 2010:01	$\lambda_1: 0.32$ $\lambda_2: 0.46$	-7.3168	-5.59
GSYİH	4	2008:02 2013:01	$\lambda_1: 0.36$ $\lambda_2: 0.68$	-4.8673	-5.67
Dolar Kuru	3	2007:01 2014:01	$\lambda_1: 0.29$ $\lambda_2: 0.63$	-5.5136	-5.74
Altın	3	2010:04 2013:02	$\lambda_1: 0.5$ $\lambda_2: 0.64$	-4.8218	-5.67

LS testinde iki model söz konusudur. Model A: sadece sabit içeren, Model C: sabit ve trend içeren modelleri temsil etmektedir. Çalışmada Model A ile yapılan analizlerde anlamlı kırılmalar saptanamadığı için Tablo 3’de sadece Model C için sonuçlar verilmiştir. Tablo 3 incelendiğinde serilerin BİST banka değişkeninin düzeyde durağan olduğu I(0) diğer değişkenlerin ise ilk farklar alındıktan sonra I(1) durağan olduğu görülmektedir. Hacker ve Hatemi-J testi için değişkenler arasındaki maksimum eşbütünleşme derecesinin bilinmesi yeterlidir, bu çalışmada

maksimum eşbütünleşme derecesi 1’dir. Dolayısıyla modelde gecikme sayısına ilave olarak 1 değeri eklenecektir.

Tablo 4: Bilgi Kriterlerince Önerilen Gecikme Uzunlukları.

HJC	AIC	SIC
4	4	3

HJC göre uygun gecikme uzunluğu 4 olarak saptanmıştır. HJC kriterine serilerin eşbütünleşme derecesinin de eklenmesiyle kurulan modelde sonuçlar Tablo 5’deki gibi raporlanmıştır.

Tablo 5: Hacker-Hatemi J (2006) Bootstrap Nedensellik Analizi Sonuçları

Nedensellik	Wald Test İstatistiği	Bootstrap Kritik Değer (%5)
Bist Banka → Dolar kuru	2.208	3.961
Bist Banka → GSYİH	2.700**	3.907
Bist Banka → Altın	0.036	4.037
Dolar Kuru → Bist Banka	1.696	3.962
GSYİH → Bist Banka	4.826*	3.992
Altın → Bist Banka	2.452**	3.892

* %5 düzeyinde nedenidir. ** %10 düzeyinde nedenidir.

Tablo 5 incelendiğinde %5 anlamlılık düzeyinde sadece GSYİH'dan BİST Banka'ya doğru bir nedensellik olduğu görülmektedir.

Ayrıca incelemeler %10 anlamlılık düzeyinde yapıldığında ise BİST Banka'da GSYİH'ya ve altın fiyatlardan da BİST Banka'ya doğru tek yönlü nedensellik olduğu saptanmıştır.

Tablo 6: Hatemi J (2012) Asimetrik Nedensellik Analizi Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	Test İstatistiği	Kritik Değer (%5)
Bist Banka (+) → Dolar Kuru (+)	0.368	4.250
Bist Banka (+) → Dolar Kuru (-)	0.383	4.196
Bist Banka (-) → Dolar Kuru (-)	4.895	5.144
Bist Banka (-) → Dolar Kuru (+)	0.004	4.062
Dolar Kuru (+) → Bist Banka (+)	0.109	4.271
Dolar Kuru (+) → Bist Banka (-)	7.318	14.958
Dolar Kuru (-) → Bist Banka (-)	0.889	4.537
Dolar Kuru (-) → Bist Banka (+)	68.180*	14.593
Bist Banka (+) → GSYİH (+)	6.697**	8.214
Bist Banka (+) → GSYİH (-)	0.797	6.904
Bist Banka (-) → GSYİH (-)	15.421*	11.544
Bist Banka (-) → GSYİH (+)	4.949	5.670
GSYİH (+) → Bist Banka (+)	1.011	4.365
GSYİH (+) → Bist Banka (-)	3.511	4.885
GSYİH (-) → Bist Banka (-)	72.994*	12.669
GSYİH (-) → Bist Banka (+)	1.408	4.539
Altın (+) → Bist Banka (+)	4.915**	7.606
Altın (+) → Bist Banka (-)	8.849**	11.313
Altın (-) → Bist Banka (-)	4.043	6.968
Altın (-) → Bist Banka (+)	0.164	5.321
Bist Banka (+) → Altın (+)	0.112	4.485
Bist Banka (+) → Altın (-)	0.140	4.205
Bist Banka (-) → Altın (-)	0.296	4.160
Bist Banka (-) → Altın (+)	0.781	4.555

* %5 düzeyinde nedenidir. ** %10 düzeyinde nedenidir.

Tablo 6 sırayla incelendiğinde BİST Banka'da gerçekleşen herhangi bir şokun dolar kurunun bir nedeni olmadığı görülmektedir. Ancak dolar kurundaki negatif yönlü bir şokun, BİST Banka'daki pozitif yönlü şokun nedeni olduğu görülmektedir. BİST Banka ve GSYİH arasındaki ilişkide BİST bankadaki pozitif yönlü şoklar, GSYİH'nın pozitif yönlü şoklarının, benzer şekilde BİST bankadaki negatif yönlü şokların da GSYİH'nın negatif yönlü şoklarının nedeni olduğu saptanmıştır. Ters yönden bakıldığında ise GSYİH'nın sadece negatif yönlü şoklarının BİST Banka'daki negatif yönlü şoklarının nedeni olduğu gözlenmiştir. Son olarak BİST Banka ve altın fiyatları arasındaki

nedensellik incelendiğinde altın fiyatlarındaki pozitif yönlü şokların, BİST Bankanın hem pozitif yönlü şoklarının hem de negatif yönlü şoklarının nedeni olduğu belirlenmiştir. Ayrıca BİST Banka'dan altın fiyatlarına doğru herhangi bir nedensellik bulunamamıştır.

5. SONUÇ

Makroekonomik değişkenler ile hisse senedi arasındaki nedensel ilişkiyi araştıran çok sayıda çalışma olmasına rağmen hem akademisyenlerin hem de uygulayıcıların bu değişkenler arasındaki nedenselliğin yönü hakkında bir fikir birliği bulunmamaktadır. Bu çalışmada BİST Banka endeksi kullanılarak

bankacılık sektörünün makroekonomik değişkenleri nasıl etkilediği, aynı zamanda makroekonomik değişkenlerin de bankacılık sektörünü ne yönlü etkilediği araştırılmıştır.

Bilindiği üzere ekonometrik modellerde kullanılan değişkenler aynı olsa dahi incelenen dönem değiştiğinde tamamen farklı sonuçlar bulunabilmektedir. Bu çalışmada 2002/Q1-2019/Q4 dönemleri arası incelenmiştir. İlk olarak Bankacılık sektörü ve dolar kuru arasındaki ilişki incelendiğinde, bootstrap nedensellik analizine göre bu iki değişken arasında herhangi bir ilişki bulunamamıştır. Asimetrik nedensellik analizine göre ise dolar kurundaki negatif yönlü şokların BİST Banka'daki pozitif yönlü şokun nedeni olduğu saptanmıştır. Bu sonuç hisse senedi ve kur arasındaki ilişkiyi açıklayan mal piyasası teorisi ile bağdaşmaktadır.

İkinci olarak Bankacılık sektörü ve altın fiyatları arasındaki ilişki incelendiğinde bootstrap nedensellik analizine göre altın fiyatlarından BİST Banka'ya doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğu, asimetrik nedensellik analizine göre ise altın fiyatlarındaki pozitif yönlü şokun BİST Banka'daki hem pozitif hem de negatif yönlü şokların nedeni olduğu görülmüştür. BİST Banka'dan altın fiyatlarına doğru olan bir nedensellik her iki testte de gözlenmemiştir. En olumsuz koşullarda bile altın fiyatları bu durumdan etkilenmemekte ve güvenli liman olma özelliğini korumaktadır.

Son olarak Bankacılık sektörü ile GSYİH arasındaki ilişkisi incelendiğinde bootstrap

nedensellik analizine göre GSYİH'den BİST Bankaya doğru tek yönlü bir nedensellik olduğu saptanmıştır. Bu sonuç finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi açıklayan ikinci yani ekonomik büyümenin finansal gelişmişliğe neden olduğu (Robinson, 1952) görüşüne paraleldir. Asimetrik nedensellik analizine göre ise GSYİH'deki negatif yönlü şokların BİST Banka'daki negatif yönlü şokların nedeni olduğu ayrıca BİST Banka'daki negatif yönlü şokların GSYİH'daki negatif yönlü şokların, BİST Banka'daki pozitif yönlü şokların da GSYİH'daki pozitif yönlü şokların nedeni olduğu bulunmuştur. Yani asimetrik nedensellik analizine göre iki yönlü de etkileşim bulunmaktadır. Bu sonuç da Lewis (1955)'in finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasında karşılıklı etkileşim bulunmaktadır görüşüyle örtüşmektedir.

Nedensellik analizleri ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki incelenirken ilişkilerin yönlerinde zaman zaman farklılıklar görülmektedir. Bu farklılık incelenen dönem ve ülke ekonomisi ile doğrudan ilişkilidir. Nedenselliğin yönüne karar verirken, farklı alt dönemler veya yayımlanan yeni veriler göz önüne alınarak analizler güncellenmelidir. Ayrıca incelenen değişkenlerin -varsa- alternatifleri de modele dahil edilerek nedenselliğin yönüne daha sağlıklı karar verilebilir. Örneğin izleyen çalışmalarda, kur incelenirken TL/Dolar yerine TL/Euro değeri veya altının ONS fiyatı yerine gram fiyatları ile de incelemeler yapılabilir.

KAYNAKÇA

Abdioğlu, Z., & Değirmenci, N. (2014). Petrol fiyatları-hisse senedi fiyatları ilişkisi: BİST sektörel analiz. Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 5(8), 1-24.

Açıkalın, S., & Başçı, S. (2016). BİST 100 ve BİST Altın Endeksleri Arasındaki Eşbütünlük ve Nedensellik İlişkisi. Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 23(2), 565-574.

Akdağ, S., & Yıldırım, H. Dolar Kuru İle Seçilmiş BİST Sektör Endeksleri Arasındaki İlişki: Asimetrik Nedensellik Analizi. Akademik Hassasiyetler, 6(12), 409-425.

Ali, I., Rehman, K. U., Yilmaz, A. K., Khan, M. A., & Afzal, H. (2010). Causal relationship between macro-economic indicators and stock exchange prices in Pakistan. African Journal of Business Management, 4(3), 312.

Altunöz, U. (2020). Türkiye’de Hisse Senedi Getirileri İle Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi. *Bankacılar Dergisi*, Sayı 112, 84-104.

Bektur, Ç., & Malcıoğlu, G. (2017). Kredi Temerrüt Takasları ile BİST 100 Endeksi Arasındaki İlişki: Asimetrik Nedensellik Analizi. *Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 17(3), 73-83.

Belen, M., & Karamelikli, H. (2016). Türkiye’de Hisse Senedi Getirileri ile Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: ARDL Yaklaşımı. *Istanbul University Journal of the School of Business Administration*, 45(1).

Bencivenga, V.R., Smith, B.D., 1991. Financial Intermediation and Endogenous Growth. *The Review of Economic Studies*, 58, 195-209.

Bhide, A. (1993). The hidden costs of stock market liquidity. *Journal of financial economics*, 34(1), 31-51.

Canöz, İ., & Erdoğan, A. (2019). Sektörel Güven Endeksleri ve BİST Sektör Endeksleri Arasındaki İlişkilerin Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Analizi. *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 26(3), 833-849.

Doğru, B., & Uysal, M. (2015). Bir Yatırım Aracı Olarak Altın ile Hisse Senedi Endeksi Arasındaki İlişkinin Analizi: Türkiye Üzerine Ampirik Uygulama. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 24(1), 239-254.

Erdoğan, H., & Baykut, E. (2016). BİST Banka Endeksi’nin (XBANK) VIX ve MOVE Endeksleri ile İlişkisinin Analizi. *Türkiye Bankalar Birliği Bankacılar Dergisi*, 98, 57-72.

Fama, E. F. (1990). Stock returns, expected returns, and real activity. *The journal of finance*, 45(4), 1089-1108.

Granger, C. W., & Yoon, G. (2002). Hidden cointegration. U of California. *Economics Working Paper*, <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm>.

Hacker, R. S., & Hatemi-J, A. (2006). Tests for causality between integrated variables using asymptotic and bootstrap distributions: theory and application. *Applied Economics*, 38(13), 1489-1500.

Kendirli, S., & Çankaya, M. (2016). Döviz kuru ve enflasyonun BİST banka endeksi üzerindeki etkisi. *MANAS Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5(3), 215-227.

Kendirli, S., & Çankaya, M. (2016). Ham Petrol Fiyatlarının BİST 100 ve BİST Ulaştırma Endeksleri İle İlişkisi. *Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 12(2), 136-141.

Kula, V., & Baykut, E. (2017). BİST Banka Endeksi’nin (XBANK) Volatilité Yapısının Markov Rejim Değişimi GARCH Modeli (MSGARCH) ile Analizi. *Bankacılar Dergisi*, Sayı 102, 89-110.

Kurt, G., & Köse, A. (2017). Türkiye’de bankaların finansal oranları ile hisse senedi getirisi arasındaki panel nedensellik ilişkisi. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 26(3), 302-312.

Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test With Two Structural Breaks. *Review of economics and statistics*, 85(4), 1082-1089.

Lewis WA. 1955. *The Theory of Economic Growth*. Allen and Unwin: London.

Lucas, R. E. (1989). On the mechanics of economic development. *NBER Working Paper*, (R1176).

Mukhuti, S., & Bhunia, A. (2013). Is it true that Indian gold price influenced by Indian stock market reaction. *E3 Journal of Business Management and Economics*, 4(8), 181-186.

Obben, J., Pech, A., & Shakur, S. (2006). Analysis of the relationship between the share market performance and exchange rates in New Zealand: A cointegrating VAR approach. *New Zealand Economic Papers*, 40(2), 147-180.

Özdemir, A. K., & Otluoğlu, E. (2015). Enflasyon Hedflemesi Döneminde Para Politikasının

Hisse Senedi Endeksleri Üzerindeki Etkisi: BİST Üzerine Ampirik Bir Uygulama. *Journal of Economics Finance and Accounting*, 2(1), 44-57.

Robinson, J. (1952). The generalization of the general theory." The rate of interest and other essays.

Rousseau, P. L., & Vuthipadadorn, D. (2005). Finance, investment, and growth: Time series evidence from 10 Asian economies. *Journal of Macroeconomics*, 27(1), 87-106.

Sakarya, Ş., & Akkuş, H. T. (2018). BİST-100 VE BİST Sektör Endeksleri ile VIX Endeksi Arasındaki İlişkinin Analizi. *Balıkesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 21(40), 351-374.

Sandal, M., Çemrek, F., & Yıldız, Z. (2017). BİST 100 Endeksi ile Altın ve Petrol Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkinin İncelenmesi. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 26(3), 155-170.

Schumpeter, J. (1911). The theory of economic development. *Harvard Economic Studies*. Vol. XLVI.

Smith, G. (2002). London gold prices and stock price indices in Europe and Japan. *World Gold Council*, 1-30.

Stiglitz, J.E., 1985. Credit markets and the control of capital. *Journal of Money, Credit and Banking*, 17 (2), 133-152.

Sujit, K. S., & Kumar, B. R. (2011). Study on dynamic relationship among gold price, oil price, exchange rate and stock market returns. *International journal of applied business and economic research*, 9(2), 145-165.

Tian, G. G., & Ma, S. (2010). The relationship between stock returns and the foreign exchange rate: the ARDL approach. *Journal of the Asia Pacific economy*, 15(4), 490-508.

Ulucak, R., & Şentürk Ulucak, Z. (2014). Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik: Türkiye Örneği. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 10(23), 81-98.