



HİSSE SENEDİ PİYASALARI EKONOMİK AKTİVİTEDEKİ DEĞİŞİMLERİN ÖNCÜ  
GÖSTERGELERİNDEN BİRİ MİDİR?

Önder BÜBERKÖKÜ<sup>1</sup> 

Celal KIZILDERE<sup>2</sup> 

ÖZET

*Bu çalışmada Türkiye, Brezilya, G.Kore ve Hindistan'dan oluşan dört gelişen piyasa ekonomisi için hisse senedi piyasalarının ekonomik aktivitenin öncü göstergelerinden biri olup olmadığı incelenmiştir. Hisse senedi piyasalarını temsilen ilgili ülkelerin gösterge borsa endeksleri, ekonomik aktiviteyi temsilen sanayi üretim endeksleri kullanılmıştır. Analizlerde Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testinin yanı sıra en küçük kareler yöntemi ile kantil regresyon (Quantile regression) yönteminden de yararlanılmıştır. Çalışma bulguları hisse senedi piyasalarının ekonomik aktivitedeki değişimlerin öncü göstergelerinden biri olabileceği sonucuna işaret etmektedir.*

**Anahtar kelimeler:** Hisse Senedi Piyasaları, Ekonomik Aktivite, Gelişen Piyasa Ekonomileri

ARE STOCK MARKETS ONE OF THE LEADING INDICATORS OF CHANGE IN  
ECONOMIC ACTIVITY?

ABSTRACT

*In this study, it is examined whether stock markets are one of the leading indicators of economic activity for four emerging market economies: Turkey, Brazil, South Korea, and India. As a representative of stock markets, benchmark stock market indices of the relevant countries are used, while industrial production indices of the relevant countries as representative of economic activity are also considered. An econometric analysis, a Toda-Yamamoto (1995) causality test, and ordinary least squares and quantile regression methods are applied. The findings of the study clearly show that stock markets may be one of the leading indicators of change in economic activity for the emerging markets investigated in this study.*

**Keywords:** Stock Markets, Economic Activity, Emerging Market Economies

<sup>1</sup> Doç. Dr., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, İşletme Fakültesi, Finans Bilim Dalı, onderbuber@gmail.com.

<sup>2</sup> Doç. Dr., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İktisat Bölümü, celalkzldere@gmail.com.



**Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi**  
**Social Sciences Research Journal**

DOI: 10.38120/banusad.984338

BANÜSAD, 2021; 4(2), 47-69

## 1. GİRİŞ

Piyasaya dönük bilgi akışının hisse senedi fiyatlarında değişime yol açan temel faktörlerden biri olduğu ifade edilebilir. Çünkü piyasaya dönük her yeni veri akışı sonrasında piyasa katılımcıları pozisyonlarını yeniden düzenlerler. Bu da finansal varlıkların fiyatlarında değişime yol açar (Krichene, 2003:5). Bu durum, etkin piyasalar hipotezi varsayımı altında hisse senedi fiyatlarının şirketlerin mali durumlarını başarılı bir şekilde yansıttığı ve bu nedenle de ekonomideki kaynakların doğru yatırımlara aktarılmasında önemli bir rolü olduğu anlamına gelmektedir (Rejeb ve Boughrara, 2013:187). Fakat sermaye piyasalarının önemi bu olgu ile sınırlı kalmamaktadır. Çünkü hem uygulamada hem de literatürde ifade edildiği gibi geleceğe dönük beklentiler piyasa katılımcıları tarafından önceden finansal varlık fiyatlarına yansıtıldığından hisse senedi piyasalarındaki fiyat hareketleri de geleceğe dönük ekonomik aktivite konusunda önceden önemli bilgiler sunabilmektedir (Koç, 2009:1). Bir diğer ifade ile borsalar ekonomilerin barometresi haline gelebilmektedir.

Literatürde bu durum genel olarak 4 farklı teorik yaklaşımla açıklanmaktadır. Birinci teorik yaklaşım bir hisse senedi değerlendirme modeli olan indirgenmiş nakit akışı yaklaşımına dayanmaktadır. İndirgenmiş nakit akışı yaklaşımına göre bir hisse senedinin cari dönemdeki değeri bir şirketin gelecekte yapacağı tüm kâr payı ödemelerinin veya elde edeceği tüm kazançların bugünkü değerleri toplamına eşittir. Bir şirketin gerek kâr payı ödemeleri gerekse kazançları ekonomideki üretim düzeyi ile ilişkili değişkenler olduklarından hisse senetleri fiyatlarının yatırımcıların geleceğe dönük üretim düzeyi ile ilgili beklentilerini yansıttığı ifade edilmektedir (European Central Bank, 2012:48; Aylward ve Glen, 2000: 1). Bu nedenle bu yaklaşıma göre hisse senedi piyasalarındaki artışlar yatırımcıların gelecek döneme ilişkin üretim düzeyindeki / ekonomik aktivitedeki artış beklentilerinin bir sonucudur (Choi vd. 1999: 1772).

İkinci teorik yaklaşım ise servet etkisi yaklaşımıdır. Bu yaklaşıma göre başta hisse senedi piyasaları olmak üzere çeşitli varlıkların fiyatlarındaki artışlar sonucu net serveti artan iktisadi birimler tüketim ve / veya yatırım harcamalarını artırmaktadırlar. Bu nedenle hisse senedi piyasalarındaki artışlar servet etkisi kanalı ile ekonomik aktivitede toplam talep üzerinden bir canlılığa yol açabilmektedir (Pearce, 1983:12).

Üçüncü teorik yaklaşım ise Tobin q teorisine dayanmaktadır. Bilindiği gibi Tobin q teorisi genel olarak şirketlerin hisse senetlerinin piyasa değeri ile şirketlerin yatırım harcamaları arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktadır. Tobin q oranı şirketin hisse senetlerinin piyasa değerinin şirketin mevcut sermayesinin yenilenme maliyetine bölünmesi ile bulunmaktadır. Bu teoriye göre Tobin q oranı birden büyük ise şirket yatırıma yönelecektir. Bu nedenle hisse senedi piyasalarındaki yükselişler Tobin q



**Sosyal Bilimler Arařtırmaları Dergisi**  
**Social Sciences Research Journal**

**DOI:** 10.38120/banusad.984338

BANÜSAD, 2021; 4(2), 47-69

oranının birden yüksek ıkmasını saęlayarak, řirketleri yatırım harcamalarına yneltecektir (Barro 1990;115-116). Bu durum da ekonomideki üretim dzeyinin artması sonucunu doęuracaktır.

Drdnc teorik yaklařım ise firmaların yatırım harcamalarının finansman ilkesine dayanmaktadır. Bunun nedeni firmaların yatırım projelerinin finansmanında kullandıkları fon kaynaklarından birini de z sermaye ile finansman seeneęinin oluřturmaktadır. Bu yaklařıma gre hisse senedi piyasalarının ykselmesi z sermaye ile finansmanı daha ucuz hale getireceęinden řirketler piyasaya yeni hisse senetleri ihra ederek yatırım projelerini ok daha uygun maliyetlerle finanse edeceklerdir (European Central Bank, 2012:48). řirketlerin yatırım harcamalarının artması da ekonomik aktivitede bir artıřa yol aacaktır. Dolayısıyla hisse senedi piyasalarının ykselmesi belli bir dnem sonra üretim dzeyinin de artması sonucunu doęuracaktır.

Bu aıklamalar ışığında bu alıřmanın amacı Trkiye, Brezilya, G. Kore ve Hindistan'dan oluřan drt geliřen piyasa ekonomisi iin hisse senedi piyasalarının ekonomik aktivitenin nc gstergelerinden biri olup olmadıęının incelenmesidir. alıřmanın literatre iki temel katkısının olduęu ifade edilebilir. Birincisi, literatr kısmında da grleceęi gibi, konunun nemine ve uluslararası yazında olduka ilgi grmesine raęmen ulusal yazında bu alanda henz olduka sınırlı sayıda alıřma bulunmaktadır. Nitekim bu durum řentrk, zkan ve Akbař'ın (2014:156) alıřmalarında da ifade edilmektedir. İkinci olarak, ulusal yazındaki alıřmaların olduka baskın bir řekilde nedensellik testlerine odaklandıkları anlařılmaktadır. Bu alıřmada ise Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testinin yanı sıra en kk kareler yntemi (EKK) ile kantil regresyon ynteminden de yararlanılmıřtır. Bylece farklı yaklařımlara karřı direnli (robust) sonular elde edilmeye alıřılmıřtır. Bu yapılırken de literatrdeki alıřmaların genelinden farklı olarak geliřen piyasa ekonomileri incelenmiřtir.

## **2. LİTERATR TARAMASI**

Hisse senedi piyasalarının ekonomik aktivitedeki deęiřimlerin nc bir gstergesi olup olmadıęı literatrde olduka ilgi gren bir konudur. ncelikle bu alandaki bazı uluslararası alıřmalara bakıldıęında, Fama (1990) ABD ekonomisini inceledięi alıřmasında gecikmeli deęerlere sahip eyreklik ve / veya yıllık hisse senedi getirilerinin aylık hisse senedi getirilerine gre ekonomik aktiviteyi daha iyi ngrdę sonucuna ulařmıřtır. Barro (1990) ABD ve Kanada ekonomilerini inceledięi alıřmasında hisse senedi piyasalarının řirketlerin yatırım harcamalarındaki deęiřimlerin nc bir gstergesi olabileceęi sonucuna ulařmıřtır. Comincioli (1996) ABD ekonomisini inceledięi alıřmasında hisse senedi piyasalarından ıktı dzeyine doęru tek ynl bir nedensellik iliřkisinin bulunduęu sonucuna ulařmıř ve bu nedenle hisse senedi piyasalarının ıktı dzeyinin nc gstergelerinden biri olduęunu belirtmiřtir. Domian ve Louton (1997) ABD ekonomisini inceledikleri



**Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi**  
**Social Sciences Research Journal**

**DOI:** 10.38120/banusad.984338

BANÜSAD, 2021; 4(2), 47-69

çalışmalarında, teorik beklentilerle uyumlu bir şekilde, hisse senedi piyasalarındaki artışların çıktı düzeyini pozitif; düşüşlerin ise negatif yönde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Fakat hisse senedi piyasalarındaki düşüşlerin tersi duruma göre çıktı düzeyi üzerindeki etkisinin çok daha belirgin olduğunu belirtmişlerdir.

Aylward ve Glen (2000) 23 farklı ülke ekonomisini inceledikleri çalışmalarında genel olarak hisse senedi piyasalarının öncü bir gösterge olduğunu ifade etmişlerdir. Fakat hisse senedi piyasalarının bu işlevinin ekonomik büyüme ve tüketim harcamalarından daha çok yatırım harcamaları için geçerli olduğunu belirtmişlerdir. Binswanger (2000) ABD ekonomisini incelediği çalışmasında 1980'li yılların başından itibaren hisse senedi piyasalarının öncü gösterge olma rolünde önemli bir yapısal değişim yaşandığını ve bu nedenle 1980 öncesi döneme göre hisse senedi piyasalarında artan spekülasyon yatırımlara bağlı olarak hisse senedi piyasalarının ekonomik aktivitenin öncü göstergelerinden biri olma işlevinin zayıfladığı sonucuna ulaşmıştır. Hassapis ve Kalyvitis (2002) G-7 ülke ekonomilerini inceledikleri çalışmalarında değişkenler arasında güçlü bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Binswanger (2004) G7 ülke ekonomilerini incelediği çalışmasında hisse senedi piyasaları ile ekonomik aktivite arasında tarihsel olarak var olan güçlü ilişkinin ABD, Kanada ve Japonya ekonomileri için 1980'lerin başından itibaren zayıflamaya başladığı sonucuna ulaşmıştır.

Kanas ve Ioannadis (2010) İngiltere ekonomisini inceledikleri çalışmalarında teorik beklentilerle uyumlu sonuçların ancak hisse senedi piyasalarının volatilitésinin düşük olduğu dönemlerde geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Jiranyakul (2012) Tayland ekonomisini incelediği çalışmasında hisse senedi piyasalarının reel iktisadi faaliyetlerin öncü göstergelerinden biri olduğu sonucuna ulaşmıştır. Guo (2015) Çin ekonomisini incelediği çalışmasında 2007-2008 küresel finans krizi öncesi dönemde değişkenler arasında herhangi bir ilişki olmadığı, kriz sonrası dönemde ise hisse senedi piyasalarının reel ekonominin barometresi olmaya başladığını ifade etmiştir. Camilleri vd. (2019) Fransa, Almanya, Belçika, Portekiz ve Hollanda ekonomilerini inceledikleri çalışmalarında Portekiz dışındaki diğer tüm ülkelerde hisse senedi piyasalarının ekonomik aktivitenin öncü göstergelerinden biri olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Duran (2019) Filipinler ekonomisini incelediği çalışmasında değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğunu, kısa dönemde ise hisse senedi piyasalarından ekonomik aktiviteye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğunu ifade etmiştir. Adebayo vd. (2020) Nijerya ekonomisini inceledikleri çalışmalarında hisse senedi piyasalarından ekonomik aktiviteye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu sonucuna ulaşmışlardır. Yilanci vd. (2021) 12 OECD ülkesini inceledikleri çalışmalarında hisse senedi piyasalarının ekonomik aktivitenin öncü göstergelerinden biri olduğu sonucuna ulaşmışlardır.



Ulusal yazın incelendiğinde ise çalışmaların oldukça baskın bir şekilde gösterge hisse senedi endeksini etkileyen makroekonomik faktörler üzerine odaklandıkları veya finansal gelişmişlik düzeyi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceledikleri görülmektedir. Dolayısıyla daha önce de ifade edildiği gibi ulusal yazında hisse senedi piyasalarının ekonomik aktivitenin öncü göstergesi olup olmadığı inceleyen oldukça sınırlı sayıda çalışma olduğu görülmektedir.

Bu kapsamda konu ile ilgili ulusal yazında yer alan çalışmalara bakıldığında, Aydemir (2008) Türkiye ekonomisini incelediği çalışmasında hisse senedi piyasalarından reel yatırım harcamalarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu, hisse senedi piyasaları ile reel tüketim ve GSYİH rakamları arasında ise çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğunu ifade etmiştir. Şentürk, Özkan ve Akbaş (2014) Türkiye ekonomisini inceledikleri çalışmalarında geleneksel nedensellik testlerine dayalı sonuçlara göre değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığını, alternatif nedensellik testlerine dayalı analiz sonuçlarına göre ise kısa dönemde hisse senedi piyasalarından ekonomik aktiviteye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu ifade etmişlerdir. Karaca (2018) Türkiye ekonomisini incelediği çalışmasında hisse senedi piyasalarından ekonomik aktiviteye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu ifade etmiştir. Bu nedenle Türkiye’de hisse senedi piyasalarının ekonominin barometresi olduğunu belirtmiştir. Uluslararası yazında Türkiye ekonomisi üzerine yapılan bir çalışmada ise Kaplan (2008) hisse senedi piyasalarından reel iktisadi faaliyetlere doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu sonucuna ulaşmıştır.

### **3. VERİ VE METODOLOJİ**

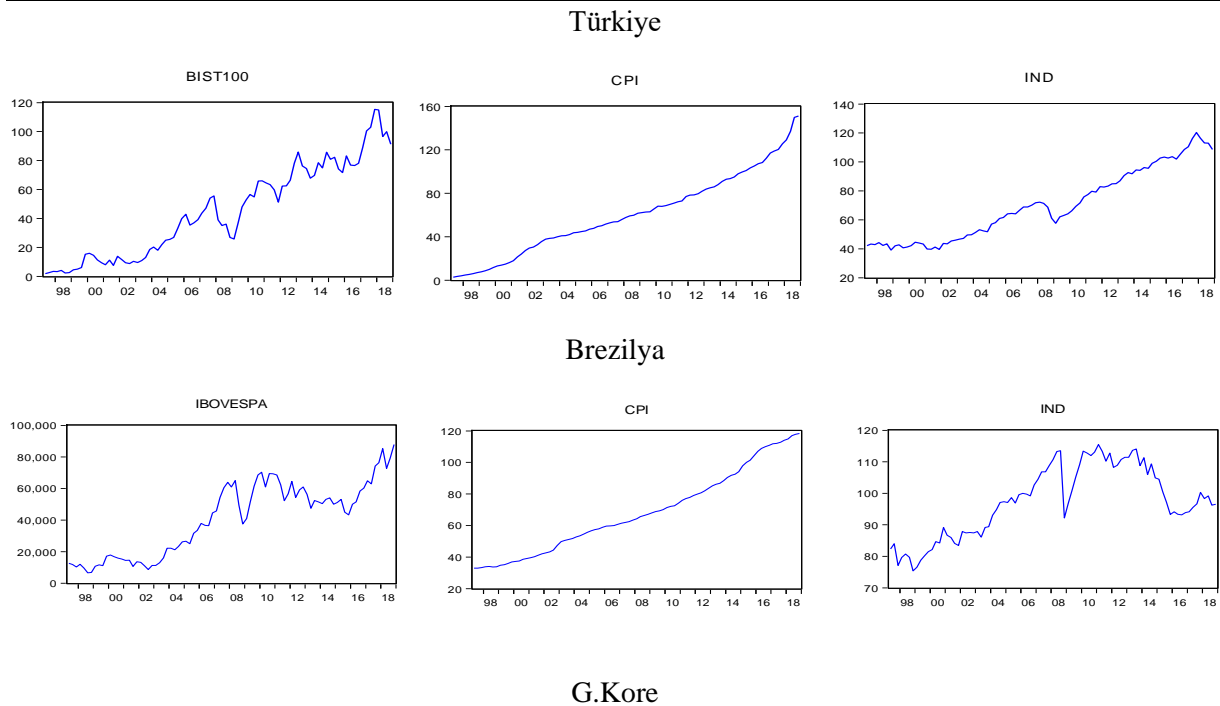
#### **3.1. Veri**

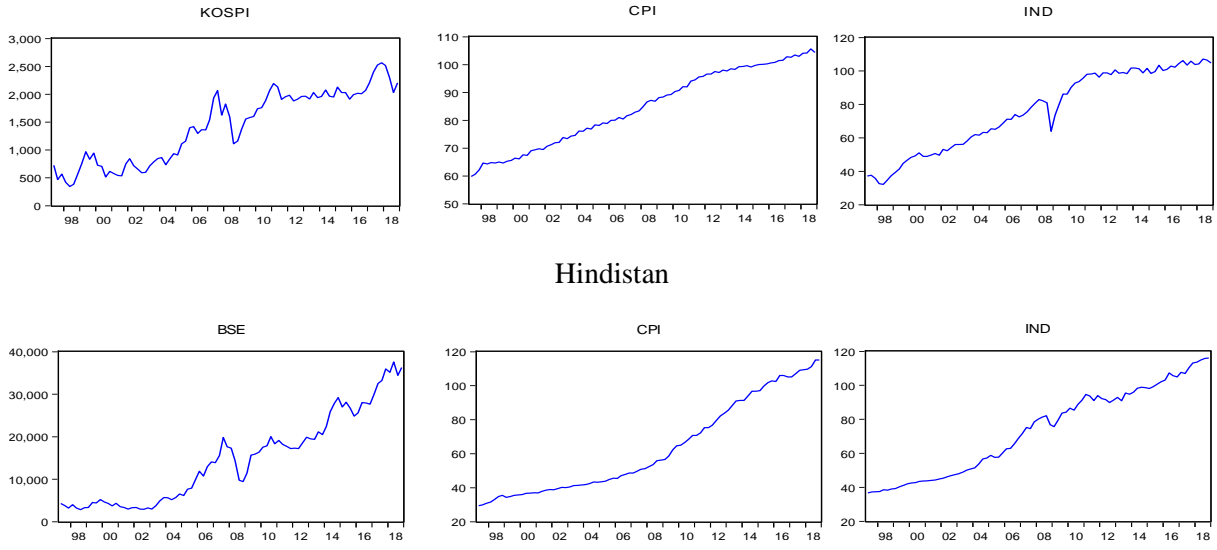
Bu çalışma Haziran 1997 ile Aralık 2018 dönemini kapsamakta ve çeyreklik verilerden oluşmaktadır. Çalışmanın başlangıç tarihinin Haziran 1997 olmasının nedeni G.Kore ve Hindistan ekonomilerine ait gösterge hisse senedi endekslerine ilişkin verilere bu tarih itibarıyla ulaşıyor olmasıdır. Çalışmada çeyreklik verilerin kullanılması, bu alanda oldukça önemli bir yere sahip olan Fama (1990:1094) ile Binswanger’ın (2000:390) çalışmalarında “üretim süreçlerinin ve üretim süreçlerine ait bilgi akışının bir çok döneme yayıldığı ve bu nedenle de aylık frekansa dayalı verilerin üretim süreçleri konusunda oldukça az bilgi içerdiği” saptamasına dayanmaktadır. Nitekim diğerlerinin yanı sıra Binswanger (2004:239) tarafından da ifade edildiği gibi literatürdeki çalışmalara bakıldığında analizlerinde daha çok çeyreklik (hatta yıllık) veri setini kullanan çalışmalarda değişkenler arasında güçlü bir ilişki olduğu sonucuna ulaşıldığı görülmektedir.

Çalışmada ekonomik aktiviteyi temsilen sanayi üretim endeksleri kullanılmıştır. Bunun iki temel nedeni bulunmaktadır. Bunlardan birincisi sanayi üretim endekslerinin GSYİH rakamları konusundaki temel göstergelerden biri olması nedeniyle bu alandaki literatürde oldukça yaygın bir kullanım alanının olmasıdır (Domian ve Louton,1997; Hassapis ve Kalyvitis, 2002; Guo,2015). İkincisi ise sanayi üretim endekslerinin GSYİH rakamlarına göre çok daha önce açıklanmasına bağlı olarak hisse senedi piyasalarının üretim düzeyini temsilen daha çok sanayi üretim endeksindeki değişimlere tepki vermesidir.

Çalışmada gösterge hisse senedi endeksleri olarak Brezilya için IBOVESPA, Türkiye için BİST100, G.Kore için KOSPI Composite ve Hindistan için S&P BSE Sensex endeksleri kullanılmıştır. Bu endekslere ilişkin veriler finance yahoo web sitesinden (<https://finance.yahoo.com/world-indices>) temin edilmiştir. Gösterge borsa endeksleri yerel para birimi cinsindedir. Hisse senedi endeksleri her ülkenin kendi tüketici fiyat endeksi dikkate alınarak reel hale getirilmiştir. Sanayi üretim endeksleri ile tüketici fiyat endekslerine ilişkin veriler 2015=100 olacak şekilde OECD veri tabanından temin edilmiştir (<https://data.oecd.org>). Çalışmada normalde analizlerin MSCI sınıflandırmasına göre gelişen piyasa ekonomisi olarak tanımlanan ülkelerin tamamını kapsamı hedeflenmiş, fakat verilere ulaşılabilirlik özelliği nedeniyle çalışma ilgili dört gelişen piyasa ekonomisi ile yapılabilmektedir.Çalışmada kullanılan değişkenler Şekil 1’de sunulmuştur.

**Şekil 1. Analizlerde Kullanılan Değişkenler (Logaritması Alınmamış Veriler, Çeyreklik)**





Not: Burada CPI, tüketici fiyat endeksini; IND ise sanayi üretim endeksini göstermektedir.

### 3.2. Metodoloji

Bu alandaki literatür incelendiğinde deęişkenler arasındaki ilişkinin analizinde daha çok nedensellik testleri ile geleneksel EKK yönteminden yararlanıldığı görülmektedir. Bu nedenle bu çalışmada da öncelikle bu iki yonteme yer verilmiştir. Daha sonra ise farklı yaklaşımlara karşı dirençli (robust) sonuçlar elde edebilmek amacıyla analizlerde kantil regresyon yöntemine de yer verilmiştir.

#### 3.2.1. Nedensellik Testine Dayalı Analizler

Çalışmada deęişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin analizinde Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testinden yararlanılmıştır. Bunun bazı önemli nedenleri bulunmaktadır. Öncelikle, Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi deęişkenler arasında hem koentegre ilişkinin bulunduğu hem de bulunmadığı durumlarda kullanılabilen bir nedensellik testidir. İkinci olarak Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testinde birinci farkı alındığında durağan hale gelen seriler ile düzey değerlerinde durağan olan seriler, bir dięer ifadeyle I(1) ve I(0) olan seriler, birlikte kullanılabilir. Farklı koentegrasyon ve birim kök testlerinin birbirinden farklı sonuçlara işaret edebileceği olgusu dikkate alındığında bu unsurların Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testinin önemli avantajları arasında yer aldıkları ifade edilebilir. Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi Denklem (1) ve (2)'de gösterilmiştir:

$$lnind_{it} = \kappa_i + \sum_{k=1}^{k_i+dmax_i} \phi_{11,ik} lnind_{it-k} + \sum_{k=1}^{k_i+dmax_i} \phi_{12,ik} lnstock_{it-k} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$$lnstock_{it} = \nu_i + \sum_{k=1}^{k_i+dmax_i} \phi_{21,ik} lnind_{it-k} + \sum_{k=1}^{k_i+dmax_i} \phi_{22,ik} lnstock_{it-k} + \epsilon_{it} \quad (2)$$



**Sosyal Bilimler Arařtırmaları Dergisi**  
**Social Sciences Research Journal**

**DOI:** 10.38120/banusad.984338

BANÜSAD, 2021; 4(2), 47-69

Burada  $lnind$ , sanayi üretim endekslerinin logaritmik değerini;  $lnstock$ , reel gösterge hisse senedi endekslerinin logaritmik değerlerini;  $\kappa_i, \nu_i, \phi_{11,ik}, \phi_{12,ik}, \phi_{21,ik}$  ve  $\phi_{22,ik}$  model parametrelerini;  $\varepsilon_{it}$  ve  $\epsilon_{it}$  hata terimlerini;  $k$  optimal gecikme uzunluğunu;  $dmax_i$  ise maksimum entegrasyon derecesini göstermektedir<sup>3</sup>. Nedensellik testi uygulanmadan önce  $dmax$  değerinin belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla da geleneksel birim kök testlerinden yararlanılmaktadır.

Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi sonucunda gösterge hisse senedi endekslerinin ekonomik aktivitenin öncü göstergelerinden biri olduğu sonucuna ulaşılabilmesi için  $H_0: \sum_{k=1}^{k_i} \phi_{12} = 0$  hipotezinin reddedilmesi gerekmektedir. Çünkü bu durum gösterge hisse senedi endeksinin geçmiş dönem değerlerinin ekonomik aktivitenin cari dönem değeri üzerinde etkili olduğu anlamına gelecektir. Bir diğer ifadeyle bu durum “önce hisse senedi endekslerinin değiştiği ardından da bu değişimin ekonomik aktivitede bir değişime yol açtığı” anlamına gelecektir.  $H_0: \sum_{k=1}^{k_i} \phi_{21} = 0$  hipotezinin reddedilmesi ise ekonomik aktivitedeki bir değişimin hisse senedi piyasalarında bir değişime yol açtığı anlamına gelecektir.

### 3.2.2. EKK Yöntemine Dayalı Analizler

Literatürde EKK yöntemi kapsamında kullanılan temel model Denklem (3)’te gösterilmiştir:

$$lnrind_{it} = c_i + \beta_i lnrstrn_{it-k} + \vartheta_{it} \quad (3)$$

Burada  $lnrind$ , sanayi üretim endeksindeki değişimleri;  $lnrstrn$ , reel hisse senedi endeksi getirilerini;  $c$  sabit terimi;  $\beta$  eğim parametresini;  $\vartheta$  ise hata terimini göstermektedir.

$lnrind$  Denklem (4)’te gösterildiği gibi hesaplanmıştır:

$$lnrind = 100 * (lnind_t - lnind_{t-1}) \quad (4)$$

Burada  $lnind$ , logaritmik sanayi üretim endeksini ifade etmektedir.

$lnrstrn$  ise Denklem (5)’te gösterildiği gibi hesaplanmıştır:

$$lnrstrn = 100 * \left[ \frac{(1+return_{stock})}{(1+enf_{tüfe})} - 1 \right] \quad (5)$$

Burada,  $return_{stock}$  Denklem (6)’da gösterildiği gibi nominal gösterge borsa endekslerinin logaritmik farkı alınarak hesaplanmıştır:

$$return_{stock} = lnstock_t - lnstock_{t-1} \quad (6)$$

<sup>3</sup> $dmax$  değeri nedensellik testinde kullanılan değişkenlerin en fazla kaç defa farkı alındığında durağan hale geldiklerini göstermektedir.





**Sosyal Bilimler Arařtırmaları Dergisi**  
**Social Sciences Research Journal**

**DOI:** 10.38120/banusad.984338

BANÜSAD, 2021; 4(2), 47-69

$enf_{tüfe}$  ise Denklem (7)'de gösterildiđi gibi tüketici fiyat endekslerinin logaritmik farkı alınarak hesaplanmıřtır:

$$enf_{tüfe} = \ln CPI_t - \ln CPI_{t-1} \quad (7)$$

Denklem (3)'teki önemli noktalardan birini bağımsız deđişkenin gecikme uzunluđunun belirlenmesi oluşturmaktadır. Çünkü, hisse senedi piyasalarının öncü gösterge olabilmesi için hisse senedi endekslerinin gecikmeli deđerlerinin modele dahil edilmesi gerekmektedir. Literatürde bu kapsamda kullanılan veri frekansına da bađlı olarak bir gecikmeden başlayıp on iki gecikmeye ve hatta daha uzun gecikmelere kadar çeřitli gecikme uzunlukları kullanılmaktadır ( Fama,1990; Binswanger, 2000). Fakat deđerlerinin yanı sıra Mauro (2003) tarafından da ifade edildiđi gibi genel uygulamanın bağımsız deđerşkenin bir gecikmeli deđerinin kullanılması olduđu ifade edilebilir (Barro,1990; Blanchard, Rhee ve Summers,1993). Bu nedenle bu çalışmada da reel hisse senedi endeksi getirilerinin bir gecikmeli deđer kullanılmıřtır.

Bu durumun önemi ve geçerliđi konusunda basit düzeyde önsel bir bilgi verebilmesi amacıyla öncelikle analiz kapsamındaki tüm ülkeler için sanayi üretim endekslerindeki logaritmik deđişim oranları ( $\ln rind_t$ ) ile gösterge hisse senedi endekslerinin reel getiri oranları ( $\ln rstrn_t$ ) arasındaki korelasyon katsayıları hesaplanmıřtır (Tablo 1).

**Tablo 1. Getiri Serileri Arasındaki Korelasyon Katsayıları ( $\ln rind_t$ ,  $\ln rstrn_t$ )**

<b>Türkiye</b>	$\ln rstrn_t$
$\ln rind_t$	0.1016
<b>Hindistan</b>	$\ln rstrn_t$
$\ln rind_t$	0.1673
<b>G.Kore</b>	$\ln rstrn_t$
$\ln rind_t$	0.1607
<b>Brezilya</b>	$\ln rstrn_t$
$\ln rind_t$	0.3085

Bulgular incelendiđinde  $\ln rind_t$  ile  $\ln rstrn_t$  deđerşkenleri arasındaki korelasyon katsayısının Türkiye, Hindistan, G.Kore ve Brezilya için sırasıyla 0.1016, 0.1673, 0.1607 ve 0.3085 olduđu görölmektedir.

$\ln rind$  ile  $\ln rstrn_{t-1}$  deđerşkenleri arasındaki korelasyon katsayıları ise Tablo 2'de sunulmuřtur. Veriler incelendiđinde tüm ülke ekonomileri için deđerşkenler arasındaki korelasyon katsayılarında önemli artışların yařandığı görölmektedir. Örneđin Türkiye ekonomisi için deđerşkenler arasındaki korelasyon katsayısı 0.1016'dan 0.4880'e; G.Kore içinse 0.1607'den 0.421'e çıkmaktadır. Bu bulgular da analizlerde hisse senedi endekslerinin reel getiri oranlarının bir dönem gecikmeli



**Sosyal Bilimler Arařtırmaları Dergisi**  
**Social Sciences Research Journal**

DOI: 10.38120/banusad.984338

BANÜSAD, 2021; 4(2), 47-69

deęerinin kullanılmasının daha doęru bir yaklařım olabileceęi anlamına gelmektedir<sup>4</sup>. Bu nedenle Tablo 2’deki bulguların literatürdeki genel uygulamalarla uyumlu olduęu ifade edilebilir.

**Tablo 2. Getiri Serileri Arasındaki Korelasyon Katsayısı ( $lnrind_t$ ,  $lnrstrtn_{t-1}$ )**

<b>Türkiye</b>	$lnrstrtn_{t-1}$
$lnrind_t$	0.4880
<b>Hindistan</b>	$lnrstrtn_{t-1}$
$lnrind_t$	0.3200
<b>G.Kore</b>	$lnrstrtn_{t-1}$
$lnrind_t$	0.4210
<b>Brezilya</b>	$lnrstrtn_{t-1}$
$lnrind_t$	0.3751

Bu açıklamalar ışığında EKK analizi kapsamında çalışmada kullanılan temel model Denklem (8)’de gösterilmiştir:

$$lnrind_t = w + \beta_i lnrstrtn_{t-1} + \vartheta_t \quad (8)$$

Burada gösterge hisse senedi endekslerindeki deęişimlerin ekonomik aktivitedeki deęişimlerin öncü göstergelerinden biri olduęunun söylenebilmesi için  $\beta_i$  katsayısının pozitif ve istatistiki olarak anlamlı çıkması gerekmektedir.

### 3.2.3. Kantil Regresyon Yöntemine Dayalı Analizler

EKK yönteminin ekonometrik analizlerde yaygın bir şekilde kullanılmasına rağmen literatürde bu yöntemde dönük bazı önemli eleştiriler de bulunmaktadır. Örneğin analizlerde kullanılan modelin hata terimlerinin dağılımının standart normal dağılıma uymaması ve / veya veri setinde sapan deęerlerin bulunması durumunda EKK yönteminin etkinlięinin azaldığı bilinmektedir. Buna karşın Koenker ve Bassett (1978) tarafından geliştirilen kantil regresyon yöntemi sapan deęerlere karşı dirençli bir yöntemdir. Daha da önemlisi bu yöntem hata terimlerinin dağılımının standart normal dağılıma uymaması durumunda da tutarlı sonuçlar verebilmektedir (Chevapatrakul, 2015:3).

Bu unsurların yanı sıra EKK yönteminin bazı dięer dezavantajları daha bulunmaktadır. Örneğin bu yöntem doğrudan hata terimlerinin dağılımının orta bölgesine odaklandığından analizlerde sadece bağımsız deęişkenin bağımlı deęişken üzerindeki ortalama etkisini ölçebilmektedir (Kang ve Liu, 2014: 358). Kantil regresyon yöntemi ise hata terimlerinin dağılımının farklı bölgelerine odaklanabildiğinden bağımlı deęişkenin şartlı dağılımının sadece ortalamasını deęil tümünü dikkate alarak deęişkenler arasındaki ilişkinin incelenmesine imkân verebilmektedir (Chen, Kaun ve Lin, 2007:105; Chevapatrakul, 2015:2). Bu nedenle bu çalışmada literatürdeki genel uygulama takip edilip

<sup>4</sup> Çalışmada hisse senedi endekslerinin reel getiri oranlarının iki dönem gecikmeli deęerlerinin kullanılması durumunda da korelasyon katsayılarında önemli düşüşler gözlemlenmiştir.



bağımlı deęiřkenin daęılımını 0.05'lik kantillere bölünerek, tüm bu farklı alt bölümler için hisse senedi piyasalarının ekonomik aktivite üzerindeki etkisi ayrı ayrı incelenmiştir. Böylece hisse senedi piyasalarının ekonomik aktiviteyi öngörebilme gücünün istikrarlı bir seyir izleyip izlemedięi de analiz edilebilmiştir (Chevapatrakul, 2014:126).Bu açıklamalar ışığında Denklem (8)'deki model kantil regresyon yönteminin temel yapısı dikkate alınarak Denklem (9)'daki gibi ifade edilebilir:

$$q_{\tau} \left( \ln rind_t \mid \ln rstrn_{t-1} \right) = w_{\tau} + \beta_{\tau} \ln rstrn_{t-1} + \vartheta_{\tau t} \quad (9)$$

Burada  $q_{\tau}$ , sanayi üretim endeksindeki deęişimlerin şartlı kantil fonksiyonunu;  $\tau$ , 0 ile 1 arasında deęişen kantilleri;  $w_{\tau}$ ,  $\beta_{\tau}$  ve  $\vartheta_{\tau}$  farklı  $\tau$  deęerleri için tahmin edilen model parametrelerini ifade etmektedir.

Tüm bu model parametreleri Denklem (10)'daki modelin doğrusal programlama ile minimize edilmesi ile belirlenmektedir.

$$\min_{w_{\tau}, \beta_{\tau}} \sum_{t=1}^T p_{\tau} (\ln rind_t - w_{\tau} - \beta_{\tau} \ln rstrn_{t-1}) \quad (10)$$

Burada  $p_{\tau}$  kontrol fonksiyonunu (check function) göstermektedir.

#### 4. BULGULAR

##### 4.1. Nedensellik Testine Dayalı Analiz Bulguları

Çalıřmada öncelikle reel borsa endeksleri ile sanayi üretim endeksleri arasındaki nedensellik iliřkisi incelenmiştir. Bu amaçla da Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testinden yararlanılmıştır. Fakat, Toda-Yamamoto (1995) testi uygulanmadan önce nedensellik analizinde kullanılacak  $d_{max}$  deęerinin belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla da Augmented-Dickey Fuller (ADF) ile Phillips-Perron (PP) birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Her iki birim kök testi de hem trendli (C&T) hem de trendsiz (C) model yapısı dikkate alınarak uygulanmıştır. Bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 3 ve 4'te sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde Brezilya ve Hindistan ekonomileri için her iki deęiřkenin de hem trendli hem de trendsiz model yapısına göre düzey deęerlerinde duraęan olmayıp, birinci farkları alındığında duraęan hale geldikleri görülmektedir. Dolayısıyla, her iki ülke ekonomisi için de  $d_{max}$  deęerinin bir olduęu anlaşılmaktadır. Türkiye ve G.Kore ekonomilerine bakılıęında ise ADF birim kök testi sonuçlarına göre reel borsa endekslerinin düzey deęerlerinde duraęan oldukları, sanayi üretim endekslerinin ise birinci farkları alındığında duraęan hale geldikleri anlaşılmaktadır.

**Tablo 3. Augmented-Dickey Fuller Birim Kök Testi Sonuçları**

Ülkeler	ADF (Hisse senedi endeksleri)		ADF (Sanayi üretim endeksi)	
Düzyey	C	C&T	C	C&T



Sosyal Bilimler Arařtırmaları Dergisi  
Social Sciences Research Journal

DOI: 10.38120/banusad.984338

BANÜSAD, 2021; 4(2), 47-69

<b>Brezilya</b>	0.3528	0.3252	0.7180	0.8173
<b>G.Kore</b>	0.0965**	0.0026*	0.4450	0.8124
<b>Türkiye</b>	0.0090*	0.0004*	0.9257	0.2480
<b>Hindistan</b>	0.1797	0.3978	0.6944	0.9356
Birinci fark				
<b>Brezilya</b>	0.0000*	0.0001*	0.0000*	0.0000*
<b>G.Kore</b>	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*
<b>Türkiye</b>	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*
<b>Hindistan</b>	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*

\*,\*\* sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Verilen deęerler olasılık deęerleridir. C&T, sabit terim ve trend bileşenini; C ise sadece sabit terim bileşenini içeren model yapısını göstermektedir. Maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak belirlenmiş, optimal gecikme uzunluğunun tespitinde ise AIC kriterinden yararlanılmıştır.

**Tablo 4. Phillips-Perron Birim Kök Testi Sonuçları**

Ülkeler	PP (Hisse senedi piyasaları)		PP (Sanayi üretim endeksi)	
	C	C&T	C	C&T
<b>Brezilya</b>	0.3226	0.3715	0.4607	0.8631
<b>G.Kore</b>	0.1987	0.0178*	0.3420	0.8370
<b>Türkiye</b>	0.0059*	0.0047*	0.9224	0.1838
<b>Hindistan</b>	0.1210	0.3277	0.6995	0.9322
Birinci fark				
<b>Brezilya</b>	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*
<b>G.Kore</b>	0.0001*	0.0000*	0.0000*	0.0000*
<b>Türkiye</b>	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*
<b>Hindistan</b>	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*

\*,\*\* sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Verilen deęerler olasılık deęerleridir. C&T, sabit terim ve trend bileşenini; C ise sadece sabit terim bileşenini içeren model yapısını göstermektedir.

Nitekim PP birim kök testi sonuçlarına bakıldığında da benzer bulgulara ulaşıldığı görülmektedir. Bu nedenle Türkiye ve G.Kore ekonomileri için reel borsa endekslerinin I (0) olmalarına rağmen, sanayi üretim endeksleri I (1) olduğundan bu ülke ekonomileri için de  $d_{max}$  deęerinin bir olduğu anlaşılmaktadır.

Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi uygulanmadan önce olası otokorelasyon sorununu gideren optimal gecikme uzunluğunun da belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla AIC kriterinden yararlanılmıştır. Otokorelasyon testi olarak da Breusch-Pagan (1980) LM (Lagrange-Multiplier, LM) testi kullanılmıştır. Bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 5'te sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde AIC kriteri ile belirlenen optimal gecikme uzunluklarının %10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde otokorelasyon sorununu gidermede başarılı oldukları anlaşılmaktadır.

**Tablo 5. Breusch-Pagan (1980) LM Testi Sonuçları**

Ülkeler	$\Delta$	LM (1)	LM (2)	LM (3)	LM (4)
<b>Brezilya</b>	2	0.1015	0.4823	0.5111	0.3350
<b>G.Kore</b>	2	0.1154	0.5941	0.2916	0.7246
<b>Türkiye</b>	2	0.2179	0.2988	0.1832	0.8850
<b>Hindistan</b>	1	0.1109	0.6258	0.8050	0.3633



**Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi**  
**Social Sciences Research Journal**

DOI: 10.38120/banusad.984338

BANÜSAD, 2021; 4(2), 47-69

\*,\*\* sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Breusch-Pagan (1980) LM için verilen değerler olasılık değerleridir. Maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak belirlenmiş, optimal gecikme uzunluğunun tespitinde ise AIC kriterinden yararlanılmıştır.  $\Delta$ , AIC kriteri tarafından belirlenen optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Bu gecikme uzunlukları ve bir önceki aşamada belirlenen  $d_{max}$  değerleri dikkate alınarak uygulanan Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testine ait sonuçlar Tablo 6'da sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde her dört gelişen ülke ekonomisi için de %5 anlamlılık düzeyinde reel gösterge borsa endekslerinden sanayi üretim endekslerine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu anlaşılmaktadır. Bu bulgu da veri akışına bağlı olarak önce gösterge borsa endekslerinin değiştiği ve daha sonra bu değişimin üretim düzeyinde bir değişime yol açtığı anlamına gelmektedir. Bu nedenle mevcut bulguların gösterge borsa endekslerinin ekonomik aktivitenin öncü göstergelerinden biri olabileceği sonucuna işaret ettiği ifade edilebilir.

**Tablo 6. Toda –Yamamoto (1995) Nedensellik Testi Sonuçları**

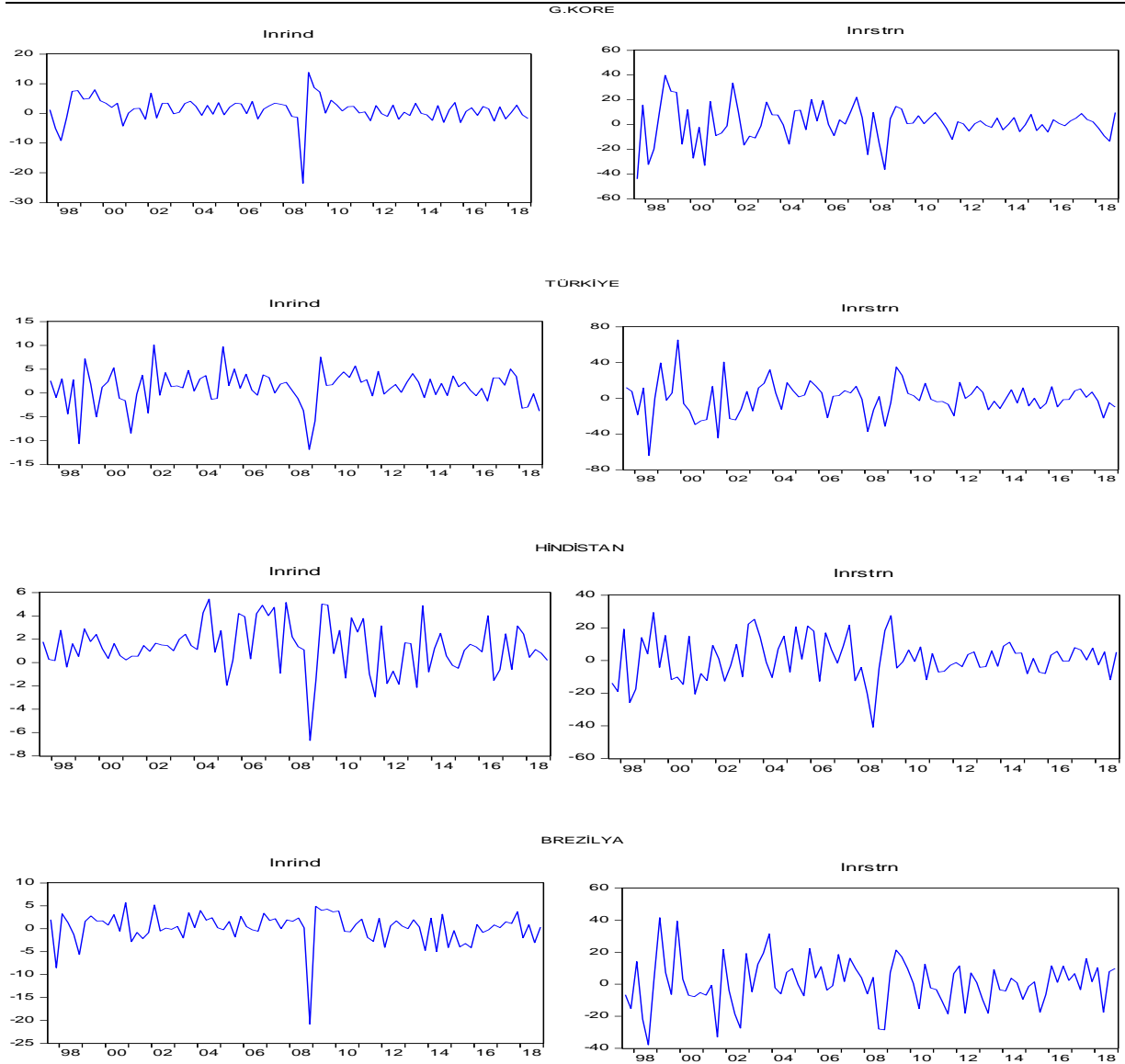
Ülkeler	Wald istatistiği	Olasılık değeri	Sonuç
<b>Gelişen ülke ekonomileri</b>			
<b>Brezilya</b>			
Ho: $lnrstock \rightarrow lnrind$	19.4681*	0.0001	Tek yönlü nedensellik
Ho: $lnrind \rightarrow lnrstock$	0.90868	0.6349	
<b>G.Kore</b>			
Ho: $lnrstock \rightarrow lnrind$	16.0888*	0.0003	Tek yönlü nedensellik
Ho: $lnrind \rightarrow lnrstock$	2.07264	0.3548	
<b>Türkiye</b>			
Ho: $lnrstock \rightarrow lnrind$	28.1786*	0.0000	Tek yönlü nedensellik
Ho: $lnrind \rightarrow lnrstock$	0.38279	0.8258	
<b>Hindistan</b>			
Ho: $lnrstock \rightarrow lnrind$	11.3068*	0.0008	Tek yönlü nedensellik
Ho: $lnrind \rightarrow lnrstock$	0.01373	0.9067	

\*,\*\* sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Nedensellik analizinde maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak belirlenmiş, optimal gecikme uzunluğunun tespitinde ise AIC kriterinden yararlanılmıştır.

#### 4.2. EKK Yöntemine Dayalı Analiz Sonuçları

Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testinde değişkenlerin düzey değerleri dikkate alındığından bu tür bir analiz sonucunda gösterge borsa endeksindeki değişimlerin sanayi üretim endeksinde bir değişime yol açıp açmadığı incelenmiştir. EKK analizinde ise reel gösterge borsa endeksi getirileri ile sanayi üretim endeksindeki değişimler arasındaki ilişki incelenmektedir. Bu değişkenlerin incelenen dönem için genel seyri Şekil 2'de gösterilmiştir.

#### Şekil 2. Reel Gösterge Borsa Endeksi Getirileri ile Sanayi Üretim Endeksindeki Değişim Oranlarına Ait Seriler



EKK analizinde kullanılacak değişkenlerin  $I(0)$  olması beklenmektedir. Bu nedenle öncelikle ilgili değişkenlere trendli ve trendsiz model yapıları dikkate alınarak ADF ve PP birim kök testleri uygulanmış ve elde edilen bulgular Tablo 7’de gösterilmiştir. Bulgular incelendiğinde tüm ülkeler için her iki değişkenin de  $I(0)$  oldukları ve bu nedenle EKK analizinde kullanılacakları anlaşılmaktadır.

**Tablo 7. ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları**

Ülkeler	ADF (Hisse senedi endeksi getirileri)		ADF (Sanayi üretim endeksi değişim oranları)	
	C	C&T	C	C&T
<b>Brezilya</b>			0.0000*	0.0000*
<b>G.Kore</b>	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*
<b>Türkiye</b>	0.0045*	0.0224*	0.0000*	0.0000*
<b>Hindistan</b>	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*



Sosyal Bilimler Arařtırmaları Dergisi  
Social Sciences Research Journal

DOI: 10.38120/banusad.984338

BANÜSAD, 2021; 4(2), 47-69

Ülkeler	PP (Hisse senedi endeksi getirileri)		PP (Sanayi üretim endeksi deęişim oranları)	
	C	C&T	C	C&T
<b>Brezilya</b>	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*
<b>G.Kore</b>	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*
<b>Türkiye</b>	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*
<b>Hindistan</b>	0.0000*	0.0000*	0.0000*	0.0000*

\*,\*\* sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Verilen deęerler olasılık deęerleridir. C&T, sabit terim ve trend bileşeni; C ise sadece sabit terim bileşeni içeren model yapısını göstermektedir. Maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak belirlenmiş, optimal gecikme uzunluğunun tespitinde ise AIC kriterinden yararlanılmıştır.

Bu nedenle EKK yöntemi Denklem (8) dikkate alınarak uygulanmıştır. Fakat, EKK yöntemi sonrasında etkin sonuçların elde edilebilmesi için olası otokorelasyon ve deęişen varyans sorunlarının dikkate alınması gerekmektedir. Bu amaçla Denklem (8)'deki model tahmin edildikten sonra otokorelasyon ve deęişen varyans sorunlarının sınanmasında sırasıyla Breusch–Godfrey LM testi (1980) ile White (1980) testinden yararlanılmıştır. Bu kapsamda elde edilen sonuçlar Tablo 8'de sunulmuştur. Çalışma bulguları incelenen dönem kapsamında Brezilya ekonomisi için hem otokorelasyon hem de deęişen varyans sorunlarının var olduğunu gösterirken; G. Kore ve Hindistan ekonomileri için sadece deęişen varyans sorunun söz konusu olduğunu göstermektedir. Türkiye ekonomisi içinse ilgili sorunların söz konusu olmadığı anlaşılmaktadır. Bu nedenle sadece deęişen varyans sorununun olduğu durumlarda model White deęişen varyansa karşı dirençli standart hatalar dikkate alınarak tahmin edilmiştir. Hem otokorelasyon hem de deęişen varyans sorunlarının olduğu durumda ise Newey-West (1987) tahmincisi kullanılmıştır. Bu kapsamda elde edilen bulgular da Tablo 9'da gösterilmiştir.

**Tablo 8. Otokorelasyonve Deęişen Varyans Testi Sonuçları**

Ülkeler	Breusch–Godfrey LM testi	White testi
<b>Brezilya</b>	6.7688*[0.0110]	5.0495*[0.0085]
<b>G.Kore</b>	1.50520[0.2234]	5.4083*[0.0062]
<b>Türkiye</b>	0.1697[0.6814]	0.3122[0.7327]
<b>Hindistan</b>	0.4785[0.4910]	6.8139*[0.0018]

\*,\*\* sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Köşeli parantez içerisindeki deęerler olasılık deęerleridir.

Bulgular incelendiğinde inceleme kapsamındaki tüm gelişen ülke ekonomileri için reel gösterge borsa endeksi getirilerine ait eğim parametrelerinin %5 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde pozitif ve istatistiki olarak anlamlı oldukları anlaşılmaktadır. Bu bulgu reel gösterge borsa endeksi getirilerindeki bir artışın ekonomik aktivite üzerinde pozitif bir etkisi olduğu anlamına gelmektedir. Bu bulgu da nedensellik analizinde olduğu gibi gösterge borsa endeksindeki deęişimlerin ekonomik aktivitenin öncü göstergelerinden biri olduğu anlamına gelmektedir. Örneğin Türkiye ekonomisi için reel gösterge borsa endeksi getirilerindeki %1'lik bir artışın ekonomik aktiviteyi %0.096 oranında arttırdığı anlaşılmaktadır. Ayrıca, model anlamlılığının sınamasında kullanılan F testi sonuçlarına



Sosyal Bilimler Arařtırmaları Dergisi  
Social Sciences Research Journal

DOI: 10.38120/banusad.984338

BANÜSAD, 2021; 4(2), 47-69

bakıldığında da inceleme kapsamındaki tüm ülkeler için Denklem (8) kapsamında kullanılan modellerin istatistikî olarak anlamlı modeller oldukları görülmektedir.

**Tablo 9. EKK Tahmin Sonuçları**

Ülkeler	$\mu_0$	$\beta_1$	R <sup>2</sup>	F istatistiği
Brezilya	0.10734[0.6965]	0.08944*[0.0012]	0.1407	13.589*[0.0004]
G.Kore	1.1333*[0.0113]	0.1255*[0.0128]	0.1773	17.8843*[0.0000]
Türkiye	1.08208*[0.0028]	0.09629*[0.0000]	0.2381	25.944*[0.0000]
Hindistan	1.28787*[0.0000]	0.05322*[0.0196]	0.1024	9.4721*[0.0028]

\*,\*\* sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Köşeli parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir. F istatistiği model anlamlılığını ifade etmektedir.

### 4.3. Kantil Regresyon Yöntemine Dayalı Analiz Sonuçları

Çalışmanın bu aşamasında Denklem (9)'daki model dikkate alınarak uygulanan kantil regresyon yöntemine ait sonuçlar üzerinde durulmuştur. Bu kapsamda elde edilen bulgular hem rakamsal olarak Tablo 10'da gösterilmiş hem de görsel olarak Şekil 3'te sunulmuştur.

**Tablo 10. Kantil Regresyon Sonuçları**

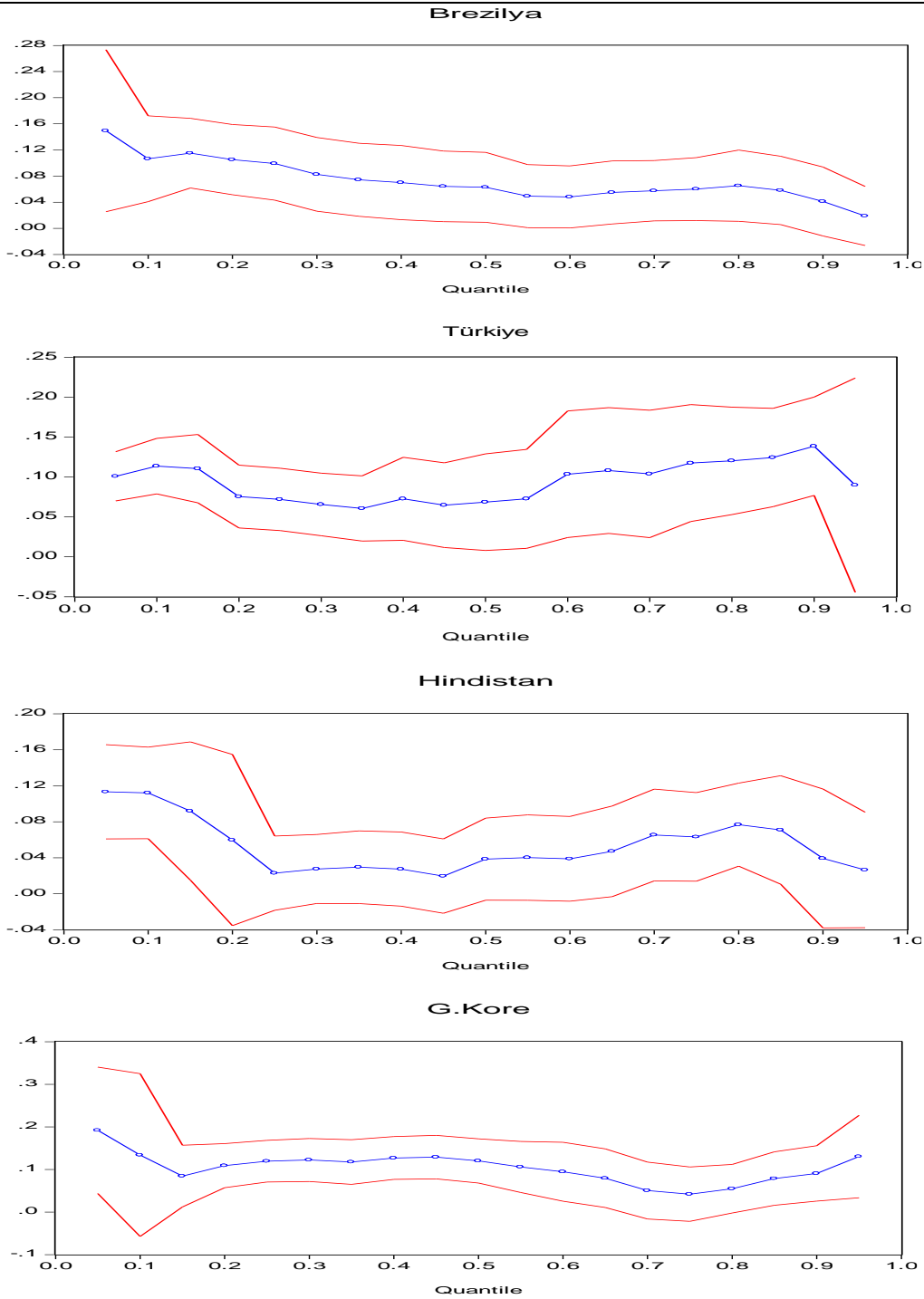
Kantiller	Brezilya		G.Kore		Türkiye		Hindistan	
	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık
0.050	0.1494*	0.0206	0.1919*	0.0132	0.1008*	0.0000	0.1132*	0.0001
0.100	0.1065*	0.0021	0.1337	0.1740	0.1136*	0.0000	0.1120*	0.0000
0.150	0.1151*	0.0001	0.0844*	0.0250	0.1104*	0.0000	0.0919*	0.0214
0.200	0.1052*	0.0002	0.1089*	0.0001	0.0754*	0.0003	0.0597	0.2217
0.250	0.0991*	0.0008	0.1194*	0.0000	0.0719*	0.0005	0.0229	0.2796
0.300	0.0826*	0.0052	0.1222*	0.0000	0.0655*	0.0015	0.0275	0.1621
0.350	0.0743*	0.0109	0.1175*	0.0000	0.0605*	0.0047	0.0295	0.1551
0.400	0.0701*	0.0179	0.1269*	0.0000	0.0727*	0.0075	0.0274	0.1951
0.450	0.0643*	0.0222	0.1290*	0.0000	0.0647*	0.0190	0.0196	0.3528
0.500	0.0628*	0.0239	0.1201*	0.0000	0.0684*	0.0293	0.0385	0.1013
0.550	0.0493*	0.0485	0.1058*	0.0009	0.0726*	0.0241	0.0402	0.1004
0.600	0.0480*	0.0510	0.0945*	0.0089	0.1034*	0.0123	0.0388	0.1096
0.650	0.0549*	0.0284	0.0794*	0.0262	0.1080*	0.0086	0.0472*	0.0696
0.700	0.0576*	0.0167	0.0504	0.1425	0.1038*	0.0126	0.0653*	0.0139
0.750	0.0601*	0.0166	0.0419	0.2008	0.1174*	0.0023	0.0632*	0.0138
0.800	0.0653*	0.0211	0.0548*	0.0630	0.1202*	0.0007	0.0768*	0.0016
0.850	0.0581*	0.0327	0.0786*	0.0161	0.1243*	0.0002	0.0709*	0.0235
0.900	0.0411	0.1303	0.0906*	0.0077	0.1385*	0.0000	0.0393	0.3209
0.950	0.0189	0.4153	0.1303*	0.0099	0.0897	0.1938	0.0264	0.4206

\*, %10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Bulgular incelendiğinde 0.05. kantilden 0.95. kantile kadar uzanan 19 farklı kantilden hangisi dikkate alınır mısa alınsın her dört gelişen ülke ekonomisi için de eğim parametrelerinin sürekli pozitif çıktığı görülmektedir.

### Şekil 3. Eğim Parametrelerinin Kantiller Arasındaki Değişimi





Bu bulgu da bağımlı deęişkenin şartlı dağılımının hangi bölgesine odaklanılırsa odaklanılsın deęişkenler arasındaki ilişkinin pozitif çıktığı dolayısıyla deęişkenler arasındaki ilişkiyi işaretinin istikrarlı bir seyir izlediği anlamına gelmektedir. İstatistiki anlamlılığa gelince bu açıdan en istikrarlı ilişki yapısının sırasıyla Türkiye, Brezilya ve G.Kore ekonomileri için geçerli olduğu, göreceli olarak daha az istikrarlı bir ilişki yapısının ise Hindistan ekonomisi için söz konusu olduğu anlaşılmaktadır.



**Sosyal Bilimler Arařtırmaları Dergisi**  
**Social Sciences Research Journal**

**DOI:** 10.38120/banusad.984338

BANÜSAD, 2021; 4(2), 47-69

Çünkü Türkiye ekonomisi için toplam 19 farklı kantilden 18 tanesinde deęişkenler arasındaki iliřkinin %10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı çıktıęı, bu sayının Brezilya ve G. Kore ekonomileri içinse sırasıyla 17 ve 16 olduęu görölmektedir. Hindistan ekonomisi içinse toplam 19 farklı kantilden 8 tanesinde deęişkenler arasındaki iliřkinin %10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı olduęu anlařılmaktadır. Bu bulgular kapsamında Türkiye, Brezilya ve G. Kore ekonomilerinde deęişkenler arasındaki iliřkinin hem iřaretinin hem de istatistiki anlamlılıęının istikrarlı bir seyir izledięi anlařılmaktadır. Hindistan ekonomisi özelinde gözlemlenen bu kısmi farklılık literatürdeki çeřitli çalıřmalarda da gözlemlenebilmektedir. Bu durum ölkelerin hisse senedi piyasalarının bazı temel karakteristik özelliklerindeki farklılıklardan kaynaklanabilmektedir (Mauro, 1990: 30). Bunun yanı sıra bu tür farklılıklar yatırımcı beklentilerinin volatilitésinin yüksek olup olmadıęı veya yatırımcıların beklentilerinin daha çok adaptif beklentiler hipotezine mi yoksa daha çok rasyonel beklentiler hipotezine mi dayandıęı gibi nedenlerden de kaynaklanabilmektedir (Comincioli, 1996:5; Choi vd., 1999:1774).

#### **4.4. Alternatif Yöntemler Kapsamında Elde Edilen Sonuçların Karşılařtırılması**

Çalıřmanın bu aşamasına kadar üç farklı yaklařıma dayalı olarak elde edilen sonuçlar üzerinde durulmuřtur. Çalıřmanın bu aşamasında ise çalıřma kapsamında elde edilen bulguların analizini kolaylařtırabilmek amacıyla üç farklı yöntemle dayalı olarak elde edilen sonuçlar toplu olarak Tablo 11'de sunulmuřtur.

**Tablo 11. Alternatif Yöntemler Kapsamında Elde Edilen Bulguların Karşılařtırılması**

<b>Ölkeler</b>	<b>Nedensellik analizi</b>	<b>EKK yöntemi</b>	<b>Kantil regresyon yöntemi</b>
<b>Brezilya</b>	Hisse senetlerinden ekonomik aktiviteye doęru tek yönlü nedensellik	Pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir iliřki	Pozitif , istatistiki olarak anlamlı ve istikrarlı bir iliřki yapısı
<b>G.Kore</b>	Hisse senetlerinden ekonomik aktiviteye doęru tek yönlü nedensellik	Pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir iliřki	Pozitif, istatistiki olarak anlamlı ve istikrarlı bir iliřki yapısı
<b>Türkiye</b>	Hisse senetlerinden ekonomik aktiviteye doęru tek yönlü nedensellik	Pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir iliřki	Pozitif, istatistiki olarak anlamlı ve istikrarlı bir iliřki yapısı
<b>Hindistan</b>	Hisse senetlerinden ekonomik aktiviteye doęru tek yönlü nedensellik	Pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir iliřki	Pozitif fakat istatistiki anlamlılık açısından dięer ülke ekonomilerine göre daha az istikrarlı bir iliřki yapısı

Bulgular incelendięinde üç farklı yöntemin birbirine benzer sonuçlara iřaret ettięi anlařılmaktadır. Bir dięer ifadeyle çalıřma bulgularının hisse senedi piyasalarının ilgili geliřen piyasa ekonomileri için ekonomik aktivitenin öncü göstergelerinden biri olabileceęi sonucuna iřaret ettięi



**Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi**  
**Social Sciences Research Journal**

**DOI:** 10.38120/banusad.984338

BANÜSAD, 2021; 4(2), 47-69

görülmektedir. Farklı metodolojik yaklaşımların benzer sonuçlara işaret etmesinin de çalışma kapsamında elde edilen bulguların güvenilirliğini artıran bir unsur olduğu ifade edilebilir.

## **5. DEĞERLENDİRME VE SONUÇ**

Bu çalışmada Türkiye, Brezilya, G. Kore ve Hindistan'dan oluşan dört gelişen piyasa ekonomisi için hisse senedi piyasalarının ekonomik aktivitenin öncü göstergelerinden biri olup olmadığı incelenmiştir. Analizlerde Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testinin yanı sıra en küçük kareler yöntemi ile kantil regresyon yöntemine de yer verilmiştir. Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi sonuçları ilgili dört gelişen piyasa ekonomisi için de hisse senedi piyasalarından ekonomik aktiviteye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu göstermektedir. Bu bulgu da piyasaya dönük veri akışına ve beklentilere bağlı olarak önce hisse senedi piyasalarında bir değişimin yaşandığı ardından bu değişimin ekonomik aktivitede de bir değişime yol açtığı anlamına gelmektedir. Bu nedenle nedensellik testi sonuçlarının hisse senedi piyasalarının ekonomik aktivitenin öncü göstergelerinden biri olduğu sonucuna işaret ettiği ifade edilebilir. En küçük kareler yöntemine dayalı analizler de ilgili dört gelişen ülke ekonomisinin tamamında gecikmeli gösterge borda endeksi getirileri ile ekonomik aktivitedeki değişim oranları arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olduğu sonucuna işaret etmektedir. Eğitim parametreleri Brezilya, G.Kore, Türkiye ve Hindistan ekonomileri için sırasıyla yaklaşık 0.0894, 0.1255, 0.0963 ve 0.0532 çıkmaktadır. Bu bulgu da Brezilya, G.Kore, Türkiye ve Hindistan ekonomileri için reel gösterge borsa endeksi getirilerindeki %1'lik bir artışın ekonomik aktiviteyi sırasıyla %0.0894, % 0.1255, %0.096 ve %0.0532 oranında artırdığı anlamına gelmektedir. Kantil regresyon yöntemine bağlı olarak elde edilen sonuçlar incelendiğinde de ilk iki yöntemle benzer bulguların elde edildiği görülmektedir. Bunun yanı sıra özellikle Türkiye, Brezilya ve G.Kore ekonomileri için değişkenler arasındaki ilişkinin daha istikrarlı bir seyir izlediği anlaşılmaktadır.

Bu bulguların uygulamaya dönük önemli sonuçlar içerdiği düşünülmektedir. Öncelikle bu çalışmanın hisse senedi piyasalarının ekonomik aktivitedeki değişimleri önceden öngörebildiği sonucuna işaret etmesinin hisse senedi piyasalarının gelecek dönemlerde gerçekleşecek ekonomik aktivite konusunda önemli bilgiler içerdiği anlamına gelmektedir. Dolayısıyla gelişen piyasa ekonomilerinde uygulanan ekonomi politikalarının etkinliğinin artırılabilmesinde hisse senedi piyasalarının da önemli bir etkisi olabileceği anlaşılmaktadır. Bu nedenle hem uygulanacağı açıklanan ekonomi politikalarının ekonomik aktivite üzerindeki olası etkilerinin analizi hem de bu politika adımlarının yeterli olup olmadıklarının anlaşılabilmesi açısından hisse senedi piyasalarındaki fiyat hareketlerinin dikkate alınmasının önemli olabileceği anlaşılmaktadır. Bunun yanı sıra hisse senedi piyasalarının bu rolünü daha etkin bir şekilde yerine getirebilmesi için de sermaye piyasalarının



**Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi**  
**Social Sciences Research Journal**

**DOI:** 10.38120/banusad.984338

BANÜSAD, 2021; 4(2), 47-69

derinliğinin artırılmasına, finansal araç çeşitliliğinin sağlanmasına ve finansal okuryazarlık düzeyinin yükseltilmesine dönük politika adımlarının atılmasının oldukça önemli etkileri olabileceği düşünülmektedir.

Daha önce ifade edildiği gibi hisse senedi piyasalarının ekonomik aktivitenin öncü göstergelerinden biri olup olmadığı konusunun uluslararası yazında oldukça ilgi görmesine rağmen ulusal yazında bu alanda henüz az sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu nedenle bu alanda daha sonra yapılacak çalışmalarda bağımsız değişkenin farklı gecikme uzunlukları da dikkate alınarak panel veri analizi veya asimetrik nedensellik testi gibi alternatif metodolojik yaklaşımların kullanılabileceği veya 2007-2008 küresel finans krizinin değişkenler arasındaki ilişki üzerindeki etkilerinin incelenebileceği düşünülmektedir. Bunların yanı sıra literatürdeki bazı çalışmalarda olduğu gibi değişkenler arasındaki zamanla değişen ilişki yapısı incelenerek, hisse senedi piyasalarındaki fiyatlama davranışlarının giderek iktisadi ve finansal temellerden kopup kopmadığı bir diğer ifadeyle spekülasyon fiyatlama davranışlarının iktisadi ve finansal temellere dayanan fiyatlama davranışlarının önüne geçip geçmediği de incelenebilir.

**KAYNAKÇA**

Adebayo, T.S., Awosusi, A.A. ve Eminer, F. (2020) “Stock Market-Growth Relationship in an Emerging Economy: Empirical Finding from ARDL-Based Bounds and Causality Approaches”, *Journal of Economics and Business*, 3(2), 903-916.

Aydemir, O. (2008) “Hisse Senedi Getirileri ve Reel Sektör Arasındaki İlişki: Ampirik Bir Çalışma”, *Afyon Kocatepe University Journal of Economics and Administrative*, X(II): 37-55.

Aylward, A. ve Glen, J. (2000) “Some International Evidence on Stock Prices as Leading Indicators of Economic Activity”, *Applied Financial Economics*, 10: 1-14.

Barro, R.J. (1990) “The Stock Market and Investment”, *The Review of Financial Studies*, 3(1): 115-131.

Binswanger, M. (2000) “Stock Market Booms and Real Economic Activity: Is This Time Different?”, *International Review of Economics and Finance*, 9: 387-415.

Binswanger, M. (2004) “Stock Returns and Real Activity in the G-7 Countries: Did the Relationship Change During the 1980s?”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 44: 237-252.

Blanchard, O., Rhee, C. ve Summers, L. (1993) “The Stock Market, Profit, and Investment”, *Quarterly Journal of Economics*, 108(1): 115-136.



**Sosyal Bilimler Arařtırmaları Dergisi**  
**Social Sciences Research Journal**

**DOI:** 10.38120/banusad.984338

BANÜSAD, 2021; 4(2), 47-69

Breush, T.S. ve Pagan, A.R. (1980) “The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics”, *The Review of Economics Studies*,47(1):239-253.

Camilleri, S.J., Scicluna,N. ve Bai, Y. (2019) “Do Stock Markets Lead or Lag Macroeconomic Variables? Evidence From Select European Countries”, *The North American Journal of Economics and Finance*, 48, 170-186.

Chen, C.L., Kuan, C.M. ve Lin, C.C. (2007) “Saving and Housing of Taiwanese Households: New Evidence from Quantile Regression Analysis”, *Journal of Housing Economics*, 16: 102–126.

Chevapatrakul, T .(2014) “Monetary Environments and Stock Returns Revisited: A Quantile Regression Approach”, *Economics Letters*, 123: 122–126.

Chevapatrakul, T .(2015) “Monetary Environments and Stock Returns: International Evidence based on the Quantile Regression Technique”, *International Review of Financial Analysis*, 38: 83-108.

Choi, J.J., Hauser, S. ve Kopecky, K.J. (1999) “Does the Stock Market Predict Real Activity? Time Series Evidence from the G-7 Countries”, *Journal of Banking & Finance*, 23: 1771-1792.

Comincioli, B. (1996) “The Stock Market as a Leading Indicator: An Application of Granger Causality”, *University Avenue Undergraduate Journal of Economics*, 1(1): 1-14.

Dickey, D. ve Fuller, W. (1979) “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.

Domian, D.L. ve Louton, D. (1997) “A Threshold Autoregressive Analysis of Stock Returns and Real Economic”, *International Review of Economics and Finance*, 6(2): 167-179.

Duran, M.G. (2019) “ Is The Stock Market in The Philippines a Leading Indicator of Economic Activity ? ” *Journal of Empirical Economics and Social Sciences*,1 (1), 1-16.

European Central Bank (2012) “Economic and Monetary Development, Monthly Bulletin”, October: 47-50, [https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/mb\\_201210\\_focus05.en.pdf](https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/mb_201210_focus05.en.pdf), (04.02.2020).

Fama, E.F. (1990) “Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity”, *The Journal of Finance*, 45(4): 1089-1108.

Guo, J. (2015) “Causal Relationship Between Stock Returns And Real Economic Growth in the pre-and Post-Crisis Period: Evidence from China”, *Applied Economics*, 47(1): 12-31.

Hassapis, C. ve Kalyvitis, S. (2002) “Investing the Links Between Growth and Real Stock Price Changes with Emprical Evidence from the G-7 Economies”, *The Quarterly Review of Economics and Finance* ,42: 543-575.



**Sosyal Bilimler Arařtırmaları Dergisi**  
**Social Sciences Research Journal**

**DOI:** 10.38120/banusad.984338

BANÜSAD, 2021; 4(2), 47-69

Jiranyakul, K. (2012) “The Predictive Role of Stock Market Return for Real Activity in Thailand”, MPRA Paper, No: 45670: 1-13, <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/45670/>, (12.02.2020).

Kanas, A. ve Ioannidis, C. (2010) “Causality from Real Stock Returns to Real Activity: Evidence of Regime-Dependence”, International Journal of Finance & Economics, 15: 180-197.

Kang, H.H. ve Liu, S.B. (2014) “The Impact of the 2008 Financial Crisis on Housing Prices in China and Taiwan: A Quantile Regression Analysis”, Economic Modelling, 42: 356–362.

Kaplan, M. (2008) “The Impact of Stock Market on Real Economic Activity: Evidence from Turkey”, Journal of Applied Sciences, 8(2): 374-378.

Karaca, O. (2018) “Borsa Ekonominin Barometresi midir? Türkiye’de Ekonomik Aktivite ile Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki Nedensellik İliřkisi”, Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 36 (3): 89-106.

Koç, A. (2009) “Borsalar Ekonomilerin Barometresi midir?”, Dünya gazetesi, <https://www.dunya.com/kose-yazisi/borsalar-ekonomilerin-barometresi-midir/5501>, (18.02.2020).

Koenker, R. ve Bassett, G. (1978) “Regression Quantiles”, Econometrica, 46: 33-50.

Krichene, N. (2003) “Modeling Stochastic Volatility with Application to Stock Returns”, IMF Working Paper, No:03/125, <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30> (18.02.2020).

Mauro, P. (2003) “Stock Returns and Output Growth in Emerging and Advanced Economics”, Journal of Development Economics, 71: 129-153.

OECD (2020) “Industrial Production (Indicator) doi: 10.1787/39121c55-en”, <https://data.oecd.org/industry/industrial-production.htm>, (22.02.2020).

OECD (2020) “Inflation (CPI) (Indicator) doi: 10.1787/eee82e6e-en”, <https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm>, (22.02.2020).

Pearce, D. K. (1983) "Stock Prices and the Economy", Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, 68: 7-22.

Phillips, P.C.B. ve Perron, P. (1988) “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, Biometrika, 75: 335-346.

Rejeb, A.B. ve Boughrara, A.(2013) “Financial Liberalization and Stock Markets Efficiency: New Evidence From Emerging Economies”, Emerging Markets Review, 17: 186–208.



**Sosyal Bilimler Arařtırmaları Dergisi**  
**Social Sciences Research Journal**

**DOI:** 10.38120/banusad.984338

BANÜSAD, 2021; 4(2), 47-69

Şentürk, M., Özkan, G.S. ve Akbař, Y.E.(2014) “The Relationship Between Economic Growth and Stock Returns: An Example from Turkey”, Doęuř Üniversitesi Dergisi, 15(2): 155-164.

TCMB (2015) “BİST100 Endeksi”, <https://evds2.tcmb.gov.tr/>, (22.02.2020).

Toda, H. Y. ve Yamamoto T. (1995) “Statistical Inferences in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes”, Journal of Econometrics, 66: 225-250.

White, H. (1980) “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity”, Econometrica, 48(4): 817-838.

Yilanci, V., Ozgur, O. ve Gorus, M.S. (2021) “Stock Prices and Economic Activity Nexus in OECD Countries: New Evidence From An Asymmetric Panel Granger Causality Test in The Frequency Domain”, Financial Innovation, 7(11), 1-22.