

BORSA EKONOMİNİN BAROMETRESİ MİDİR? TÜRKİYE'DE EKONOMİK AKTİVİTE İLE HİSSE SENEDİ FİYATLARI ARASINDAKİ NEDENSELLİK İLİŞKİSİ

*Hacettepe Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi Dergisi,
Cilt 36, Sayı 3, 2018,
s. 89-106*

Orhan KARACA

Dr., İstanbul Kültür Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü
o.karaca@iku.edu.tr

Öz: Ekonomi ile borsa arasındaki ilişki uzun zamandır önemli bir ekonomik araştırma konusu olmuştur. Hisse senedi fiyatları ile ekonomik aktivitedeki dalgalanmalar arasında gözlenen ilişki, borsanın ekonominin barometresi olduğu şeklinde yaygın bir görüşün ortaya çıkmasına yol açmıştır. Bu çalışmada bu görüş test edilmiştir. Çalışmada Türkiye'deki ekonomik aktivite ile hisse senedi fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisi, üç aylık veriler kullanılarak, 2000-2016 dönemi için araştırılmıştır. Ampirik analizde Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanılmıştır. Nedensellik testlerinin sonuçları, Türkiye'de hisse senedi fiyatlarından ekonomik aktiviteye doğru tek yönlü nedensellik olduğunu göstermektedir. Bu, borsanın ekonominin barometresi olduğu görüşünü destekleyen bir sonuçtur.

Anahtar Sözcükler: Ekonomik aktivite, borsa, hisse senedi fiyatları, nedensellik.

**IS THE STOCK MARKET
A BAROMETER OF THE ECONOMY?
THE CAUSALITY RELATIONSHIP
BETWEEN ECONOMIC ACTIVITY
AND STOCK PRICES IN TURKEY**

*Hacettepe University
Journal of Economics
and Administrative
Sciences
Vol. 36, Issue 3, 2018,
pp. 89-106*

Orhan KARACA

Dr., Istanbul Kültür University
Faculty of Economics and Administrative
Sciences
Department of Economics
o.karaca@iku.edu.tr

Abstract: The relationship between the economy and the stock market has long been an important subject of economic research. The observed relationship between the fluctuations in stock prices and economic activity has led to a widespread view that the stock market is a barometer of the economy. This view is tested in this study. In the study, the causality relationship between economic activity and stock prices in Turkey is investigated using quarterly data for the period 2000-2016. Toda-Yamamoto causality test is used in the empirical analysis. The results of the causality tests show that there is unidirectional causality running from stock prices to economic activity in Turkey. This is a result supporting the view that the stock market is a barometer of the economy.

Keywords: *Economic activity, stock market, stock prices, causality.*

*“Borsalar hem mevcudu ölçer, termometredir.
Hem de ilerisi için sinyaller verir yani bir nevi
barometredir. Borsadaki iniş-çıkışlar
ekonomideki iniş çıkışlara paraleldir.”*

-Doğan Cansızlar, 2001
(Sermaye Piyasası Kurulu Başkanı,
20.11.2000-17.11.2006)¹

GİRİŞ

Finansal piyasaların önemli bir bileşeni olan menkul kıymet borsaları ile ekonomi arasındaki ilişki iktisatçıların uzun zamandır ilgisini çeken bir konudur. Borsalarda işlem gören hisse senetlerinin fiyatlarındaki dalgalanmalar ile ekonominin faaliyet hacmindeki dalgalanmalar arasında gözlenen ilişki, borsanın ekonominin barometresi olduğu şeklinde yaygın bir görüşün ortaya çıkmasına yol açmıştır. Bu ilişki, çok eskiden beri, borsa endekslerinin ekonominin geleceğine ilişkin öngörüler yapılırken kullanılan popüler öncü göstergelerden birisi olmasını sağlamıştır. Borsanın ekonomi için öncü gösterge olmasına Tobin’in (1969) “q teorisi” ve “servet etkisi” gibi teorik görüşler temel sağlamaktadır. Fakat Samuelson’un (1966) “Borsa, son beş resesyondan dokuzunu tahmin etmiştir” şeklindeki alaycı ifadesinde görüldüğü gibi, borsaların öncü gösterge olarak performansı her zaman kuşku çekmiştir. Öte yandan Galbraith (1955) gibi, ekonomi ile borsa arasındaki ilişkinin her zaman ekonomiden borsaya doğru olduğunu ileri sürenler olmuştur. Finans teorisindeki finansal varlıkları fiyatlama modelleri de bu ikinci görüşe teorik temel sağlamaktadır. Bu durum borsa ile ekonomi arasındaki ilişkide nedenselliğin yönü konusunda belirsizlik yaratmaktadır. Bu da bazı iktisatçıları bu nedensellik ilişkisini araştırmaya yöneltmiştir (örn. bkz. Mahdawi, Sohrabian, 1991; Gallinger, 1994; Adrangi *vd.*, 1999; Sawhney *vd.*, 2006; Duca, 2007). Ancak bu çalışmalar nedenselliğin yönü konusunda ortak bir sonuca ulaşamamıştır.

Bu çalışmanın amacı Türkiye’de hisse senedi fiyatları ile ekonomik aktivite arasındaki nedensellik ilişkisini araştırarak ilgili literatüre bir katkıda bulunmaktır. Bu ilişkinin ortaya konulmasının hem finansal yatırımcılar hem de ekonomi yönetimi - hükümet ve Merkez Bankası- açısından faydalı olacağı düşünülmektedir. Bu ilişkinin ortaya konulması finansal yatırımcılara portföylerini hisse senetleri ve diğer finansal yatırım araçları arasında daha dengeli bir şekilde dağıtma imkanını verecek, ekonomi yönetimine de para ve maliye politikalarını daha iyi uygulama olanağı sağlayabilecektir. Çalışmanın temel hipotezi borsanın ekonominin barometresi olduğu şeklindedir. Eğer durum gerçekten böyleyse, borsadaki gelişmeler ekonomi yönetimine ekonomik aktivitenin geleceği konusunda sinyal verecektir. Çalışmada ekonomik aktivitenin göstergesi olarak reel Gayri Safı Yurtiçi Hasıla (GSYH) değişkeni, hisse senedi fiyatlarının göstergesi olarak ise Borsa İstanbul (BİST) 100 Endeksi’nin GSYH

deflatörüyle reel hale getirilmiş biçimi kullanılmıştır. BİST 100 Endeksi, Türkiye’de hisse senedi fiyatlarının göstergesi olarak en sık kullanılan değişkendir. GSYH ise genelde ekonominin ne kadar iyi performans gösterdiğinin en iyi ölçüsü olarak kabul edilir (Mankiw, 2009: 18). Bunun nedeni, üretim, harcama ve gelir yöntemleri olmak üzere üç şekilde hesaplanabilen GSYH’nin ekonomideki hem toplam üretimi, hem toplam harcamayı ve hem de toplam geliri ifade edebilmesidir. Aylık verilerle yapılan çalışmalarda iktisadi aktivitenin göstergesi olarak sanayi üretimi gibi başka değişkenler kullanılabilse de, üçer aylık veya yıllık verilerle yapılan çalışmalarda GSYH’nin kullanılması neredeyse standart bir hal almıştır. Çünkü GSYH genelde üçer aylık veya yıllık olarak hesaplanmakta, aylık verileri henüz bulunmamaktadır. Çalışmada Borsa İstanbul (BİST) 100 Endeksi ile Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYH) değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisi, 2000:I-2016:IV dönemi için ve üçer aylık veriler kullanılarak araştırılmıştır. Yapılan çalışmanın sonucunda Türkiye’de hisse senedi fiyatlarından ekonomik aktiviteye doğru tek yönlü bir nedensellik olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Bu, borsanın ekonominin barometresi olduğu görüşünü destekleyen bir sonuçtur.

Çalışma şöyle organize edilmiştir. Bu giriş bölümünden sonra birinci bölümde ekonomi ile borsa arasındaki ilişki konusundaki teorik ve ampirik literatürün bir özeti verilmektedir. İkinci bölümde çalışmada kullanılan veri seti ve yöntem tanıtılmıştır. Üçüncü bölüm, yapılan ampirik analizleri içermektedir. Son bölümde ise çalışmada ulaşılan sonuçlar özetlenmekte ve değerlendirilmektedir.

1. LİTERATÜR ÖZETİ

Borsa ile ekonomi arasındaki ilişki iktisatçıların uzun zamandır ilgisini çekmektedir. Hisse senetlerinin fiyatlarındaki dalgalanmalar ile ekonomik aktivitedeki dalgalanmalar arasında bir ilişki olduğu çok eskiden beri gözlenmektedir. Ancak bu ilişkinin yönü çıplak gözle tespit edilebilecek kadar açık değildir. Acaba önce hisse senedi fiyatlarında yükselme (düşüş) olup da sonra bunu ekonomik aktivitede canlanma (yavaşlama) mı takip etmektedir yoksa bunun tam tersi mi olmaktadır? İşte bu soru yanıtlanmaya muhtaçtır.

İktisatçılar bugüne kadar borsa ile ekonomi arasındaki ilişkiyi açıklamaya yönelik olarak çeşitli teoriler geliştirmiştir. Bu teorilerin bir kısmı ekonomiden borsaya doğru bir nedenselliğe işaret ederken, bir kısmı da borsadan ekonomiye doğru bir nedensellik öngörmektedir. Ekonomiden borsaya doğru nedensellik öngören görüşler genelde finans teorisindeki finansal varlıkları fiyatlama modellerine dayanmaktadır. Ancak finansal varlıkları fiyatlama modelleri, görünüşte de olsa, borsadan ekonomiye doğru bir nedenselliğe de kapı açmaktadır. Borsadan ekonomiye doğru nedensellik öngören görüşlerin diğer teorik kaynakları ise Tobin’in (1969) “q teorisi”, “servet

etkisi” ve “tüketici güveni etkisi” olarak sıralanabilir. Ekonomi literatüründe her iki görüşü de destekleyen ampirik çalışmalar da bulunmaktadır. Aşağıda bu teorik görüşler ve bunlarla ilgili olarak yapılan ampirik çalışmalar hakkında kısaca bilgi verilmektedir.

Finans teorisindeki finansal varlıkları fiyatlama modelleri, borsa ile ekonomi arasındaki ilişkide nedenselliğin yönünün ekonomiden borsaya doğru olduğu görüşüne teorik temel sağlamaktadır. Burada iki temel varlık fiyatlama modelinden bahsedilebilir: Sharpe (1964), Litner (1965) ve Mossin (1966) tarafından geliştirilen Finansal Varlık Fiyatlama Modeli (Capital Asset Pricing Model: CAPM) ile Ross (1976) tarafından geliştirilen Arbitraj Fiyatlama Modeli (Arbitrage Pricing Model: APM). Varlık fiyatlama modelleri, herhangi bir menkul kıymetin beklenen getirisi ile risk derecesi arasındaki ilişkiyi gösterir. Bu modellere göre, bir hisse senedinin fiyatı, gelecekteki beklenen getirilerinin veya bir başka deyişle nakit akışlarının (kâr payı + değer artışı) iskonto edilmiş bugünkü değerine eşittir. Burada iskonto oranı, risksiz faiz oranı (genellikle devlet tahvili faizi) ve risk primi değişkenlerine bağlı olarak belirlenir. Beklenen getiriler, risksiz faiz oranı ve risk primi ise ekonomideki gelişmelerden etkilenir. Böylece varlık fiyatlama modelleri ekonomiden borsaya doğru bir nedensellik öngörmektedir. Burada borsayı etkileyen ekonomik gelişmeler sadece ekonomik aktivitedeki değişiklikleri değil, enflasyon, faiz oranı, döviz kuru gibi değişkenlerdeki değişiklikleri de içermektedir. Konumuz açısından bu faktörlerden sadece ilkinde odaklanırsak, ekonomik aktivite düzeyinin şirketlerin kârları üzerindeki etkisi dolayısıyla hisse senedi fiyatlarını etkileyebileceğini söyleyebiliriz. Abdullah ve Hayworth'un (1993: 52) belirttiği gibi, üretimdeki bir artış nakit akışlarını arttırarak hisse senedi fiyatlarını yükseltirken, bir resesyon tam tersi etkide bulunacaktır. Chen *vd.* (1986), bu görüşü destekleyen bulgulara ulaşmıştır.

Esasında, Pearce (1983: 8) tarafından belirtildiği gibi, varlık fiyatlama modelleri, borsanın ekonomik aktivite için öncü gösterge olabilmesine de kapı açmaktadır. Ancak burada borsadan ekonomiye doğru gerçek bir nedensellik değil, görünüşte bir nedensellik söz konusudur. Bu durum borsanın beklentilerden etkilenmesinden ve hem hisse senedi fiyatlarını hem de ekonominin faaliyet hacmini etkileyen gelişmelere çok daha hızlı tepki vermesinden kaynaklanmaktadır. Ekonomik aktiviteyi gecikmeli olarak etkileyen bazı gelişmeler varlık fiyatlama modellerindeki iskonto oranını daha çabuk etkileyerek, hisse senedi fiyatlarında daha önce değişikliğe neden olabilir. Örneğin reel faiz oranlarındaki bir yükseliş iskonto oranını yükselterek hisse senedi fiyatlarını hemen düşürürken, ekonomik aktivitede gecikmeli olarak yavaşlama yaratır. Bu durumda borsadaki düşüş ekonomideki yavaşlamayı öncülemiş olur. Piyasa katılımcıları arasında yakın dönemde ekonomide bir resesyon yaşanacağı ve dolayısıyla şirket kârlarının düşeceği beklentisi ortaya çıktığında da beklenen getiriler gerileyecek ve hisse senedi fiyatları derhal düşecektir. Bir süre sonra gerçekten resesyon yaşanırsa, borsadaki düşüş ekonomik aktivitedeki düşüşü öncülemiş olacaktır. Tabii beklenen resesyon

gerçekleşmezse borsa ekonomik aktiviteye ilişkin olarak yanlış sinyal vermiş olur. Bu tür yanlış sinyaller ne kadar çoksa borsanın ekonomi için öncü gösterge olma işlevi o kadar zayıflayacaktır. Samuelson'un (1966) "Borsa, son beş resesyondan dokuzunu tahmin etmiştir" şeklindeki alaycı ifadesinde görüldüğü gibi, bu tür yanlış sinyallerin varlığı bazı iktisatçıların borsaların öncü gösterge olarak performansından her zaman kuşku duymasına neden olmuştur. Fakat Fischer ve Merton'un (1984: 9) ifade ettiği gibi, hisse senedi fiyatları çok uzun süredir konjonktür dalgalanmalarının öngörülmesi amacıyla kullanılan öncü göstergeler arasında yer almaktadır. Fischer ve Merton (1984), borsanın gerçekten bu amaca hizmet edebileceğine ilişkin kanıtlar sunmuştur. Fama (1981; 1990), Kaul (1987) ve Schwert'in (1990) hisse senedi fiyatlarıyla gelecekteki ekonomik aktivite arasında güçlü bir ilişki bulması da bu görüşü desteklemektedir.

Varlık fiyatlama modellerinin ortaya koyduğu yukarıdaki ilişki, hisse senedi fiyatlarından ekonomik aktiviteye doğru görünüşte bir nedensellik ortaya çıkarır. Burada gerçek nedensellik kaynağı hem hisse senedi fiyatlarını hem de ekonomik aktiviteyi etkileyen faktördür. Fakat ekonomi literatüründe hisse senedi fiyatlarından ekonomik aktiviteye doğru gerçek bir nedenselliği öngören teoriler de vardır. Bunlardan biri Tobin'in (1969) q teorisidir. q teorisi, hisse senedi fiyatlarından yatırımlara doğru bir ilişki öngörür. Yatırım harcamaları ekonomideki büyümenin önemli bir belirleyicisi olduğundan, sonuçta burada hisse senedi fiyatlarından ekonomik aktiviteye doğru bir nedensellik ortaya çıkar. Tobin, q'yu, firmanın piyasa değerinin sermaye yenileme maliyetine oranı olarak tanımlamıştır. q değeri yüksekse, firmanın piyasa değeri sermaye yenileme maliyetinden fazla demektir. Bunun anlamı, yeni fabrika veya teçhizata harcanacak sermayenin şirketin piyasa fiyatına göre daha düşük olmasıdır. Bu durumda firma az miktarda hisse senedi ihraç ederek fazla miktarda yeni sermaye mali satın alabileceği için yatırım harcamalarını arttıracaktır. Firmanın q değerinin düşük olması durumunda ise piyasa değeri sermaye yenileme maliyetine göre daha düşüktür. Bu durumda firma, sermayesini büyütmek isterse, yeni sermaye malları almak yerine bir başka firmayı düşük fiyattan satın almaya çalışmayı tercih edecektir. Bu da yeni sermaye mallarının satın alınması anlamına gelen yatırım harcamalarının düşük kalmasına neden olacaktır. Fischer ve Merton (1984) ile Barro (1990), yatırımlar ile hisse senedi fiyatları arasında, q teorisinin öngördüğü gibi güçlü bir ilişki olduğu bulgusuna ulaşmıştır.

Hisse senedi fiyatlarından ekonomik aktiviteye doğru nedensellik öngören bir başka teorik argüman servet etkisidir. Bu etki, Ando ve Modigliani (1963) tarafından geliştirilen tüketime ilişkin yaşam süreci hipotezine dayanmaktadır. Söz konusu modelde tüketim harcamaları, tüketicinin yaşamı boyunca elde ettiği kaynaklar tarafından belirlenmektedir. Tüketicilerin yaşamı boyunca sahip oldukları kaynakların önemli bir bileşeni finansal servetleri, finansal servetin en önemli bileşeni ise hisse senetleridir. Hisse senedi fiyatları arttığı zaman mevcut finansal servetin değeri

yükseleceği için tüketimde de artış olacaktır. Hisse senedi fiyatları düştüğünde ise bunun tersi yaşanacaktır. Tüketim harcamalarının ekonomik büyümenin önemli belirleyicilerinden biri olduğu düşünülürse, bu argüman da hisse senedi fiyatlarından ekonomik aktiviteye doğru bir nedensellik içermektedir. Fischer ve Merton (1984) ile Poterba ve Samwick (1995), bu görüşü destekleyen bulgular elde etmiştir.

Hisse senedi fiyatlarından tüketim harcamalarına ve dolayısıyla ekonomik aktiviteye doğru bir ilişki de tüketici güveni vasıtasıyla kurulmaktadır. Buna göre hisse senedi fiyatlarındaki bir artış tüketicinin geleceğe güvenini artırarak daha fazla harcama yapmasına yol açarken, hisse senedi fiyatları düştüğünde ise tersi olmaktadır. Bazı ampirik çalışmalar bu görüşü desteklemektedir. Carroll *vd.* (1994) ile Bram ve Ludvigson (1998) tüketici güveninin tüketim harcamalarını etkilediğini bulurken, Otoo (1999) ile Jansen ve Nahuis (2003) ise hisse senedi fiyatlarının tüketici güvenini etkilediği bulgusuna ulaşmıştır.

Borsa ile ekonomi arasındaki ilişkide nedenselliğin her iki yönde de olabileceğine ilişkin teorik görüşlerin bulunması ve bu görüşlerin ampirik çalışmalarla da desteklenmesi, bazı iktisatçıları bu nedensellik ilişkisinin yönünü araştırmaya yöneltmiştir. Fakat bu çalışmalar ortak bir sonuca ulaşamamıştır. Bu çalışmaların sonuçları borsa ile ekonomi arasındaki ilişkide nedenselliğin yönünün zamana ve mekana göre değiştiğini göstermektedir. Mahdavi ve Sohrabian (1991), ABD’de 1960: I-1989: II döneminde üç aylık verilerle hisse senedi fiyatlarından ekonomik aktiviteye doğru bir nedensellik tespit etmiştir. Gallinger (1994), ABD’de 1948:1-1990:9 döneminde ve çeşitli alt dönemlerde aylık verilerle hisse senedi fiyatlarından ekonomik aktiviteye doğru nedensellik bulmuştur. Adrangi *vd.* (1999), Kore’de 1978:1-1996:3 ve Meksika’da 1985: 8-1995: 12 döneminde aylık verilerle ekonomik aktiviteden hisse senedi fiyatlarına doğru nedensellik olduğu sonucuna varmıştır. Sawhney *vd.* (2006), 1970: I-2003: IV döneminde üç aylık verilerle ABD’de ekonomik aktiviteden hisse senedi fiyatlarına doğru nedensellik bulurken, Kanada’da iki yönlü nedensellik bulgusuna ulaşmıştır. Duca (2007), üçer aylık verilerle ABD’de 1957: I-2005: II, Japonya’da 1957: I-2004: IV ve Fransa ile Birleşik Krallık’ta 1970: I-2004: IV döneminde hisse senedi fiyatlarından ekonomik aktiviteye doğru nedensellik bulurken, Almanya’da 1970: I-2004: IV döneminde herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edememiştir.

Borsa ile ekonomi arasındaki nedensellik ilişkisi Türkiye’de de bazı iktisatçıların ilgisini çekmiştir. Fakat az sayıda olan Türkiye üzerine yapılan çalışmaların sonuçları da birbiriyle tutarlı değildir. Yılmaz *vd.* (2007), 1990: 1-2003:12 döneminde aylık verilerle hisse senedi fiyatları ile ekonomik aktivite arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulamamıştır. Kaplan (2008) üçer aylık verilerle 1987:I-2006:IV döneminde, Özer *vd.* (2011) aylık verilerle 1996: 1-2009: 12 döneminde hisse senedi fiyatlarından ekonomik

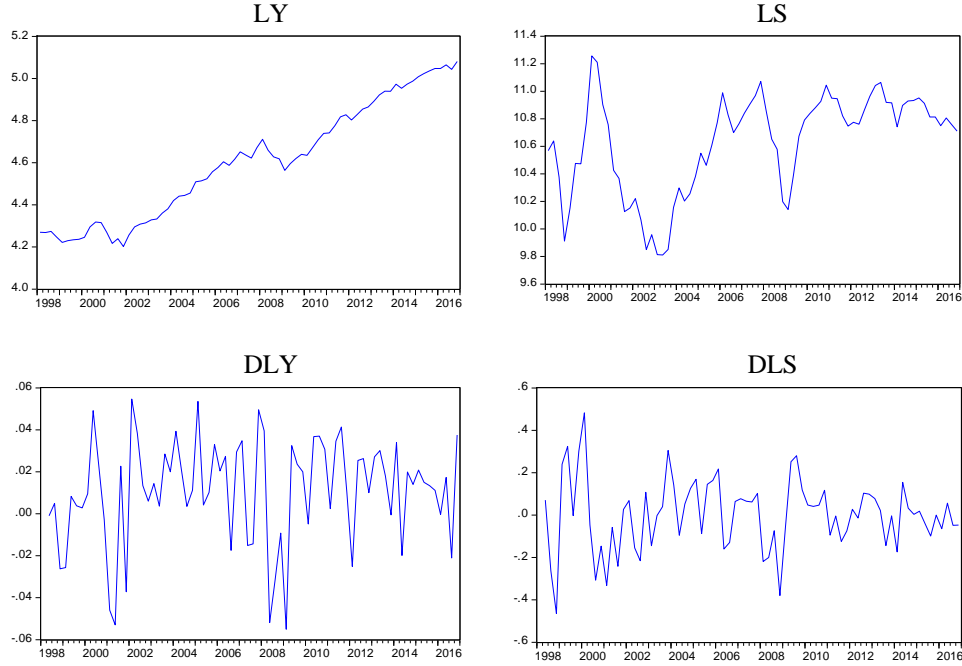
aktiviteye doğru nedensellik bulmuştur. Elmas *vd.* (2011) ise 1998:I-2010:III döneminde üçer aylık verilerle ekonomik aktiviteden hisse senedi fiyatlarına doğru nedensellik tespit etmiştir.

2. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Çalışmanın ampirik bölümünde ekonomik aktivite göstergesi olarak Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından yayınlanan mevsim ve takvim etkilerinden arındırılmış 2009 baz yıllı üç aylık reel Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYH) serisi kullanılmıştır. Bu seri ilgili kurumun internet sitesinden (<http://www.tuik.gov.tr>) alınmıştır. Çalışmanın yapıldığı sırada bu seride 1998:I-2016:IV dönemine ait 76 gözlem bulunmaktaydı. Çalışmada hisse senedi fiyatlarının göstergesi olarak ise 1986=1 bazlı Borsa İstanbul (BİST) 100 Endeksi'nin GSYH deflatörüyle reel hale getirilmiş biçimi kullanılmıştır. BİST 100 Endeksi serisi Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nin (EVDS) internet sitesinden (<http://evds.tcmb.gov.tr>) alınmıştır. GSYH deflatörü ise TÜİK'in internet sitesinden alınan cari ve reel GSYH serileri kullanılarak hesaplanmıştır. Çalışmanın örneklem periyodu, serilerin bulunabilirliği ve ekonometrik analizlerdeki gecikme sayıları dikkate alınarak, 2000: I-2016: IV dönemi olarak belirlenmiştir. Bu dönem 17 yıldan oluşmakta ve üçer aylık toplam 68 gözlemi içermektedir. Çalışmada kullanılan serilerin doğal logaritması alınmış biçimleri (LY ve LS) ve logaritmik birinci sıra farkları (DLY ve DLS) Şekil 1'de verilmektedir. DLY serisi reel ekonomik büyüme oranına, DLS serisi ise hisse senedi fiyatlarındaki reel değişim oranına karşılık gelmektedir.

Uygulamalı iktisatta zaman serileri arasındaki nedensellik ilişkilerinin araştırılmasında kullanılan yöntemlerin temeli Granger (1969) çalışmasına dayanmaktadır. Granger (1969), zaman serileri arasındaki öncelik-sonralık ilişkisine dayanan bir nedensellik testi geliştirmiştir. Bu testin orijinal halinde değişkenlerin durağanlık özellikleri dikkate alınmamıştır. Ancak zaman serisi literatüründe yaşanan gelişmeler sonrasında bunun önemli bir eksiklik olduğu ortaya çıkmıştır. Çünkü Granger ve Newbold (1974) durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde "sahte regresyon" problemiyle karşılaşılabilceğini göstermiştir. Sahte regresyon, gerçekte ilişkisiz olan değişkenler arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişkilerin bulunmasıdır. Bu gelişmeden sonra Granger nedensellik testi bazı değişiklikler geçirmiş ve bazı türevleri de ortaya çıkmıştır. Bunlardan biri de Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilmiştir. Toda-Yamamoto (TY) nedensellik testi, kullanılan seriler durağan olmasalar ve aynı derecede farkı alındığında durağan hale gelmeseler bile, sahte regresyon problemiyle karşılaşmadan düzey değerleriyle çalışma olanağını vermektedir. Bu avantajları nedeniyle bu çalışmada TY nedensellik testi kullanılmıştır.

Şekil 1. Kullanılan Serilerin Logaritmik Değerleri ve Birinci Sıra Farkları



TY nedensellik testi bir Vektör Otoregresyon (Vector Autoregression: VAR) modeli üzerinden uygulanır. Bu test uygulanırken VAR modeli $k + d_{max}$ adet gecikme ile tahmin edilir. Burada k VAR modelinin uygun gecikme uzunluğunu, d_{max} ise değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesini gösterir. Model tahmin edildikten sonra katsayıların ilk k tanesinin ortak anlamlılığı için Wald testi yapılır ve buna göre nedenselliğe karar verilir. İki değişkenli basit bir VAR modeli için TY nedensellik testinin uygulaması aşağıdaki gibi gösterilebilir. TY nedensellik testinde (1) numaralı denklemdeki γ_{1i} ve (2) numaralı denklemdeki σ_{1i} katsayılarının grup halinde sıfıra eşit olup olmadıklarına bakılır. γ_{1i} katsayıları belirli bir istatistiksel anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklıysa X'in Y'nin nedeni olduğu anlaşılır. σ_{1i} katsayıları belirli bir istatistiksel anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklıysa Y'nin X'in nedeni olduğuna hükmedilir. Bu iki durum aynı anda gerçekleşiyorsa iki değişken arasında karşılıklı nedensellik var demektir. İki durum da geçerli olmadığında ise iki değişken arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi yoktur.

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \beta_{2j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \gamma_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \gamma_{2j} X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$X_t = \delta + \sum_{i=1}^k \rho_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \rho_{2j} X_{t-j} + \sum_{i=1}^k \sigma_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \sigma_{2j} Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Yukarıda belirtildiği gibi, TY nedensellik testinde değişkenlerin durağan olup olmadığı önemli değildir. Bu yüzden değişkenlerin durağan olup olmadıklarını araştırmak gerekmemektedir. Ancak değişkenlerin maksimum bütünleşme derecelerinin tespit edilmesi gereklidir ve bu da durağanlığın test edilmesi için kullanılan yöntemlerle yapılmaktadır. Bu çalışmada değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesi, Dickey ve Fuller (1979; 1981) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi ve Phillips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen Phillips-Perron (PP) birim kök testi kullanılarak incelenmiştir.

3. ANALİZ SONUÇLARI

Çalışmanın ampirik bölümünde ilk olarak ele alınan değişkenlerin maksimum bütünleşme dereceleri araştırılmıştır². Bunun için yapılan ADF ve PP birim kök testlerinin sonuçları Tablo 1’de verilmektedir. ADF ve PP birim kök testleri hem sabit terimli modelle hem de sabit terim ve trendli modelle yapılmıştır. Fakat Şekil 1’de sadece LY’nin düzey değerinin trende sahip olduğu görülmekte, LS’nin düzey değeri ve her iki değişkenin birinci farklarında ise trend gözlenmemektedir. Bu nedenle LY’nin düzey değeri için sabit terim ve trendli modelin sonuçları, LS’nin düzey değeri ve her iki değişkenin birinci farkları için ise sabit terimli modelin sonuçları daha güvenilirdir. ADF ve PP birim kök testlerine göre, LY ve LS serileri düzeyde durağan değildir ama birinci farkları alındığında durağan hale gelmektedir. Bu, her iki serinin de maksimum bütünleşme derecesinin I(1) olduğunu ifade etmektedir. Böylece yapılacak TY nedensellik testi için $d_{max} = 1$ olarak belirlenmiş olmaktadır.

Tablo 1. Değişkenlerin Maksimum Bütünleşme Derecesinin Belirlenmesi

	Sabit terimli model		Sabit terim ve trendli model	
	p	Test istatistiği	P	Test istatistiği
ADF Birim Kök Testi				
<i>Düzy</i>				
LY	0	-0.072	0	-2.375
LS	1	-2.578	1	-3.247*
<i>Birinci fark</i>				
DLY	0	-7.482***	0	-7.438***
DLS	4	-5.271***	4	-5.209***
PP Birim Kök Testi				
<i>Düzy</i>				
LY	0	-0.072	2	-2.535
LS	2	-2.048	1	-2.388
<i>Birinci fark</i>				
DLY	1	-7.484***	1	-7.440***
DLS	3	-5.939***	3	-5.883***

Not: p, ADF testinde modele değişkenin kaç gecikmeli değerinin eklendiğini, PP testinde test istatistiği düzeltilirken kullanılan bant genişliğini göstermektedir. ADF testinde maksimum gecikme 6 olarak alınmış ve uygun gecikme uzunluğu Akaïke Bilgi Kriteri (AIC) kullanılarak belirlenmiştir. ***, ** ve * işaretleri, %1, %5 ve %10 düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir. MacKinnon'a (1996) dayanan kritik değerler, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için, sabit terimli modelde -3.530, -2.905 ve -2.590, sabit terim ve trendli modelde -4.099, -3.477 ve -3.166'dır.

Çalışmanın ampirik bölümünün ikinci aşaması TY nedensellik testi için kurulacak VAR modelinin uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Bunun için beş adet bilgi kriterine başvurulmuştur. Burada LY değişkeninin trend içerdiği göz önüne alınarak VAR modeline dışsal olarak trend değişkeni eklenmiştir. Üçer aylık verilerle çalıştığımız için ve de ekonomi teorisinde değişkenler arasında genelde 9-18 ay arası gecikmelerin öngörüldüğü dikkate alınarak maksimum gecikme uzunluğu ise 6 olarak belirlenmiştir. Söz konusu bilgi kriterleriyle ilgili sonuçlar Tablo 2'de verilmektedir. Tablo 2'deki sonuçlar bu şekilde kurulacak VAR modeli için uygun gecikme uzunluğunun 2 olduğunu göstermektedir. Beş bilgi kriterinden dördü bu sonucu vermektedir.

Ancak VAR modelinin sonuçlarının güvenilir olabilmesi için bazı kriterler açısından sağlam olması gerekmektedir. Bu kriterlerden biri de hata terimlerinde ardışık bağımlılık bulunmamasıdır. Fakat 2 gecikmeli VAR modeli için yapılan Lagrange Çarpanı (Lagrange Multiplier: LM) testi hata terimlerinde ardışık bağımlılık olduğunu göstermiştir. Bu LM testinin sonuçları Tablo 3'te verilmektedir. Bu nedenle VAR modeli beşinci kriterin uygun olduğunu gösterdiği 5 gecikme ile kurulmuştur. 5 gecikmeli VAR modelinde ardışık bağımlılık olmadığı gibi değişen varyans ve hata

terimlerinin normal dağılmaması gibi sorunlar da yoktur. Ayrıca 5 gecikmeli VAR modeli istikrarlı bir yapıya da sahiptir³. Böylece yapılacak TY nedensellik testi için $k = 5$ olarak belirlenmiş olmaktadır.

Tablo 2. VAR Modelinin Uygun Gecikme Uzunluğunun Seçilmesi

Gecikme sayısı	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-	1.570E-04	-3.082	-2.951	-3.030
1	163.707	1.370E-05	-5.522	-5.261	-5.419
2	29.590	9.570E-06*	-5.882*	-5.490*	-5.727*
3	0.695	1.070E-05	-5.776	-5.254	-5.569
4	7.225	1.060E-05	-5.783	-5.130	-5.524
5	9.670*	1.010E-05	-5.838	-5.054	-5.527
6	1.712	1.100E-05	-5.752	-4.838	-5.390

Not: LR: Olabilirlik Oranı, FPE: Son Tahmin Hatası, AIC: Akaike Bilgi Kriteri, SC: Schwarz Bilgi Kriteri, HQ: Hannan-Quinn Bilgi Kriteri demektir. * işareti, ilgili kriterin uygun bulunduğu gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

Tablo 3. VAR Modelinin Hata Terimleri İçin LM Ardışık Bağımlılık Testi

Testin gecikme sayısı	2 gecikmeli VAR modeli		5 gecikmeli VAR modeli	
	LM istatistiği	Kesin olasılık değeri	LM istatistiği	Kesin olasılık değeri
1	12.629	0.013**	4.962	0.291
2	3.624	0.459	7.072	0.132
3	4.466	0.347	5.272	0.261
4	4.814	0.307	6.748	0.150
5	2.895	0.576	1.392	0.846
6	4.276	0.370	1.214	0.876

Not: ***, ** ve * işaretleri, yüzde 1, yüzde 5 ve yüzde 10 istatistiksel anlamlılık seviyelerinde ardışık bağımlılık bulunduğunu göstermektedir.

Çalışmanın ampirik bölümünün üçüncü aşaması TY nedensellik testinin yapılmasıdır. Önceki iki aşamada elde edilen sonuçlara dayanılarak, TY nedensellik testi için VAR modeli $k + d_{max} = 5 + 1 = 6$ gecikme ile kurulmuştur. Daha sonra bu gecikmelerin k 'ye karşılık gelen ilk beşine ait katsayılar için Wald testi yapılmış ve ki-kare istatistikleri hesaplanmıştır. Bu ki-kare istatistikleri ile bunların kesin olasılık değerleri Tablo 4'te verilmektedir.

Tablo 4. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Bağımlı değişkenler	Bağımsız değişkenler	
	LY	LS
LY	-	26.788 (0.000)***
LS	5.287 (0.382)	-

Not: Tablodaki sayılar ki-kare istatistikleri, parantez içindeki sayılar bu istatistiklerin kesin olasılık değerleridir. ***, ** ve * işaretleri, yüzde 1, yüzde 5 ve yüzde 10 düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 4'teki sonuçlar Türkiye'de hisse senedi fiyatlarından iktisadi aktiviteye doğru tek yönlü nedensellik olduğunu göstermektedir. Çünkü LY'nin bağımlı değişken olduğu modelde LS'nin gecikmeli terimlerinin katsayıları %1 istatistiksel anlamlılık seviyesinde sıfırdan farklı çıkarken, LS'nin bağımlı değişken olduğu modelde LY'nin gecikmeli terimlerinin katsayıları sıfırdan farklı çıkmamıştır.

Çalışmanın ampirik bölümünün son aşaması duyarlılık analizinin yapılmasıdır. Çünkü üçüncü aşamada elde edilen sonucun ilk iki aşamada yapılan birtakım hatalardan etkilenmiş olması mümkündür. Bu nedenle üçüncü aşamada elde edilen sonucun ilk iki aşamadaki farklı sonuçlara karşı duyarlı olup olmadığının incelenmesi gerekmektedir.

Tablo 5. Farklı Maksimum Bütünleşme Dereceleriyle Duyarlılık Analizleri

Bağımlı değişkenler	Bağımsız değişkenler	
	LY	LS
$k + d_{max} = 5 + 0 = 5$ gecikmeyle kurulan VAR modeli		
LY	-	40.627 (0.000)***
LS	7.178 (0.208)	-
$k + d_{max} = 5 + 2 = 7$ gecikmeyle kurulan VAR modeli		
LY	-	25.797 (0.000)***
LS	5.193 (0.393)	-

Not: Tablodaki sayılar ki-kare istatistikleri, parantez içindeki sayılar bu istatistiklerin kesin olasılık değerleridir. ***, ** ve * işaretleri, yüzde 1, yüzde 5 ve yüzde 10 düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 6. Farklı Uygun Gecikme Uzunluklarıyla Duyarlılık Analizleri

Bağımlı değişkenler	Bağımsız değişkenler	
	LY	LS
$k + d_{max} = 1 + 1 = 2$ gecikmeyle kurulan VAR modeli		
LY	-	31.287 (0.000)***
LS	0.238 (0.626)	-
$k + d_{max} = 2 + 1 = 3$ gecikmeyle kurulan VAR modeli		
LY	-	29.038 (0.000)***
LS	1.023 (0.600)	-
$k + d_{max} = 3 + 1 = 4$ gecikmeyle kurulan VAR modeli		
LY	-	29.026 (0.000)***
LS	0.562 (0.905)	-
$k + d_{max} = 4 + 1 = 5$ gecikmeyle kurulan VAR modeli		
LY	-	28.532 (0.000)***
LS	3.016 (0.555)	-
$k + d_{max} = 6 + 1 = 7$ gecikmeyle kurulan VAR modeli		
LY	-	34.284 (0.000)***
LS	8.958 (0.176)	-

Not: Tablodaki sayılar ki-kare istatistikleri, parantez içindeki sayılar bu istatistiklerin kesin olasılık değerleridir. ***, ** ve * işaretleri, yüzde 1, yüzde 5 ve yüzde 10 düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

Bu çerçevede iki açıdan duyarlılık analizleri yapılmıştır. Birincisi, çalışmada kullanılan değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesinin belirlenmesi aşamasında hata yapılmış olabileceği düşüncesiyle, maksimum bütünleşme derecesi sıfır ve 2 olarak alınarak TY nedensellik testleri tekrarlanmıştır. İkincisi, VAR modelinin uygun gecikme uzunluğu belirlenirken hata yapılmış olabileceği düşüncesiyle, uygun gecikme uzunluğu 1, 2, 3, 4 ve 6 olarak alınarak da TY nedensellik testleri yapılmıştır. Bu testlerin sonuçları Tablo 5 ve Tablo 6'da verilmektedir. Bu sonuçlar üçüncü aşamada elde ettiğimiz sonuçla uyumludur. Tüm alternatif modellerde hisse senedi fiyatlarından

ekonomik aktiviteye doğru tek yönlü nedensellik çıkmıştır. Dolayısıyla çalışmada ulaştığımız sonuç sağlam görünmektedir⁴.

SONUÇ

Ekonomi ile borsa arasındaki ilişki iktisatçıların uzun zamandır ilgisini çeken bir konudur. Hisse senedi fiyatlarındaki dalgalanmalar ile ekonomik aktivitedeki dalgalanmalar arasında gözlenen ilişki, borsanın ekonominin barometresi olduğu şeklinde yaygın bir görüşün ortaya çıkmasına yol açmıştır. Bu ilişki, çok eskiden beri, borsa endekslerinin ekonominin geleceğine ilişkin öngörüler yapılırken kullanılan popüler öncü göstergelerden birisi olmasını da sağlamıştır. Ancak borsaların öncü gösterge olarak performansı her zaman kuşku çekmiştir. Dahası, ekonomi ile borsa arasındaki ilişkide nedenselliğin yönünün her zaman ekonomiden borsaya doğru olduğunu ileri sürenler de olmuştur. Literatürde her iki görüşü de destekleyecek teorik argümanlar bulunmaktadır. Finans teorisindeki finansal varlıkları fiyatlama modelleri, hem ekonomiden borsaya doğru bir nedensellik ilişkisi öngörmekte hem de borsanın öncü gösterge olabilmesine kapı açmaktadır. Tobin'in q teorisi ve servet etkisi, hisse senedi fiyatlarından yatırımlara ve tüketim harcamalarına, dolayısıyla ekonomik aktiviteye doğru bir nedensellik öngörmektedir. Bu teorik görüşleri destekleyen ampirik çalışmalar da bulunmaktadır. Bu durum borsa ile ekonomi arasındaki ilişkide nedenselliğin yönü konusunda belirsizlik yaratmaktadır. Bu da bazı iktisatçıları bu nedensellik ilişkisini araştırmaya yöneltmiştir. Ancak bu çalışmalar nedenselliğin yönü konusunda ortak bir sonuca ulaşamamıştır. Aynı durum Türkiye'ye ilişkin olarak yapılan çalışmalar için de geçerlidir.

Bu çalışmada Türkiye'deki hisse senedi fiyatlarıyla ekonomik aktivite arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılarak ilgili literatüre katkıda bulunmaya çalışılmıştır. Üçer aylık verilerin kullanıldığı çalışmada ekonomik aktivite göstergesi olarak mevsimsel düzeltilmiş reel GSYH değişkeni, hisse senedi fiyatlarının göstergesi olarak BİST 100 Endeksi değişkenininin GSYH deflatörüyle reel hale getirilmiş biçimi kullanılmıştır. Çalışmanın örneklem periyodu 2000:I-2016:IV dönemidir. Yapılan analizler sonucunda hisse senedi fiyatlarından ekonomik aktiviteye doğru tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Bu, borsanın ekonominin barometresi olduğu görüşünü destekleyen bir sonuçtur. Bu sonuç literatürde daha önce Türkiye'ye yönelik olarak yapılan çalışmalardan Kaplan (2008) ile Özer vd. (2011) çalışmalarında ulaşılan sonuçlarla uyuşmakta, Yılmaz vd. (2007) ile Elmas vd. (2011) çalışmalarında ulaşılan sonuçlarla ise uyuşmamaktadır.

Çalışmanın sonucu hem finansal yatırımcılara hem de ekonomi yönetimine faydalı olabilecek niteliktedir. Borsadaki gelişmelerin ekonomideki gelişmeleri öncülemesi, finansal yatırımcılara portföylerini hisse senetleri ve diğer finansal yatırım araçları arasında daha dengeli bir şekilde dağıtma imkanını verebilir. Borsa endeksi

yükselmeye başladığında bunu ekonomide bir canlanmanın takip edebileceği bilgisi portföylerde hisse senedi ağırlığını arttırmak için kullanılabilir. Çünkü ekonomide canlanma olduğunda şirket kârları artacak ve temettü geliri elde etme olasılığı yükselecektir. Ayrıca bu durum hisse senetlerine olan talebi de arttıracaktır. Borsa endeksi düşüşe geçtiğinde ise bunu ekonomide bir yavaşlamanın takip edebileceği bilgisi portföylerde hisse senedi ağırlığını azaltmak amacıyla kullanılabilir. Borsadaki gelişmelerin ekonomideki gelişmeleri öncülemesi, ekonomi yönetimine ise para ve maliye politikalarını daha iyi uygulama olanağı sağlayabilir. Borsa endeksi düşüşe geçtiğinde bunu ekonomik aktivitede bir yavaşlamanın izleyebileceği bilgisi genişlemeci para ve maliye politikalarının uygulanması kararının alınmasında, borsa endeksi yükselişe geçtiğinde ise bunu ekonomik aktivitede bir canlanmanın izleyebileceği bilgisi daraltıcı para ve maliye politikalarının uygulanması kararının alınmasında girdi olarak kullanılabilir.

Bu çalışmanın sonuçları 2000:I-2016:IV dönemine ait üçer aylık reel GSYH ve reel BİST 100 Endeksi verileriyle yapılan analizlere dayanmaktadır. Gelecek çalışmalarda farklı örneklem dönemleri ve farklı verilerle analizler yapılması faydalı olabilir. Farklı dönemlerin ele alınması borsa ile ekonomi arasındaki ilişkinin dönemden döneme değişip değişmediğini ortaya koyacaktır. Burada özellikle 2010 yılı sonrasına yani yakın döneme odaklanılması düşünülebilir. Frekansı daha yüksek olan aylık verilerle analizlerin yapılması borsa ile ekonomi arasındaki nedensellik ilişkisini daha iyi tespit etmeye olanak verebilir. Aylık verilerle analiz yapıldığında ekonomik aktivite göstergesi olarak GSYH yerine muhtemelen sanayi üretiminin kullanılması gerekecek ve bu durum elde edilen sonuçların bu veri değişikliğine ne kadar hassas olduğunu da ortaya koyacaktır. Gelecek çalışmalarda nedensellik analizlerinin sadece hisse senedi fiyatları ve ekonomik aktivite değişkenleriyle değil de ikiden fazla değişkenle yapılması da yararlı olabilir. Örneğin analizlere hem hisse senedi fiyatlarını hem de iktisadi aktiviteyi etkileyen döviz kuru ve faiz gibi değişkenler eklenebilir. Böyle bir analiz borsa ile ekonomi arasındaki nedensellik ilişkisinin daha hassas olarak tespit edilmesini sağlayabilir.

NOTLAR

¹ Alıntı Hürriyet Gazetesi'nden (2001) yapılmıştır.

² Çalışmadaki tüm analizler Eviews 9.0 ekonometri paket programıyla yapılmıştır.

³ Bu testlerin sonuçları yerden kazanmak için burada rapor edilmemiştir ama istenirse yazardan temin edilebilir. Çalışmada ayrıca 1, 3, 4 ve 6 gecikmeli modeller için de tanı testleri yapılmış ve bu gecikmelerde de ardışık bağımlılık sorunu olduğu görülmüştür.

⁴ Çalışmanın duyarlılık analizi bölümünde uygun gecikme uzunluğu 1, 2, 3, 4 ve 6 olarak kabul edilen modeller için maksimum bütünleşme derecesi sıfır ve 2 olarak alınarak da TY nedensellik testleri yapılmıştır. Bu testlerde ulaşılan sonuçlar da çalışmamızın sonucuyla uyumlu çıkmıştır. Yerden kazanmak için burada rapor edilmeyen bu sonuçlar istenirse yazardan temin edilebilir.

KAYNAKÇA

- Abdullah, D.A., S.C. Hayworth (1993), "Macroeconometrics of Stock Price Fluctuations", *Quarterly Journal of Business and Economics*, 32(1), 50-67.
- Adrangi, B., A. Chatrath, K. Raffiee (1999), "Inflation, Output and Stock Prices: Evidence from Two Major Emerging Markets", *Journal of Economics and Finance*, 23(3), 266-278.
- Ando, A., F. Modigliani (1963), "The 'Life-Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests", *The American Economic Review*, 53(1), 55-84.
- Barro, R.J. (1990), "The Stock Market and Investment", *The Review of Financial Studies*, 3(1), 115-131.
- Bram, J., S. Ludvigson (1998), "Does Consumer Confidence Forecast Household Expenditure? A Sentiment Index Horse Race", *Economic Policy Review*, 4(2), 59-78.
- Carroll, C.D., J.C. Fuhrer, D.W. Wilcox (1994), "Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If So, Why?", *The American Economic Review*, 84(5), 1397-1408.
- Chen, N., R. Roll, S.A. Ross (1986), "Economic Forces and the Stock Market", *The Journal of Business*, 59(3), 383-403.
- Dickey, D.A., W.A. Fuller (1979), "Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey, D.A., W.A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Duca, G. (2007), "The Relationship between the Stock Market and the Economy: Experience from International Financial Markets", *Bank of Valletta Review*, 36, 1-12.
- Elmas, B., İ. Göçer, H. Aksu (2011), "İMKB Performansı-Ekonomik Büyüme Oranı Arasındaki İlişki: 1998:Ç1-2010:Ç3 Dönemi", *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 22, 152-167.
- Fama, E.F. (1981), "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money", *The American Economic Review*, 71(4), 545-565.
- Fama, E.F. (1990), "Stock Returns, Expected Returns and Real Activity", *The Journal of Finance*, 45(4), 1089-1108.
- Fischer, S., R.C. Merton (1984), *Macroeconomics and Finance: The Role of the Stock Market*, National Bureau of Economic Research, Working Paper, No 1291.
- Galbraith, J.K. (1955), *The Great Crash 1929*, Boston: Houghton Mifflin.
- Gallinger, G.W. (1994), "Causality Tests of the Real Stock Return-Real Activity Hypothesis", *The Journal of Financial Research*, 17(2), 271-288.
- Granger, C.W.J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models: Cross Spectral Methods", *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Granger, C.W.J., P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Hürriyet (2001), *SPK'dan Piyasalara Yakın Takip*, 29 Ocak 2001, <http://www.hurriyet.com.tr/spkdan-piyasalara-yakin-takip-39220982>, E.T.: 27.05.2017.

- Jansen, W.J., N.J. Nahuis (2003), "The Stock Market and Consumer Confidence: European Evidence", *Economics Letters*, 79(1), 89-98.
- Kaplan, M. (2008), "The Impact of Stock Market on Real Economic Activity: Evidence from Turkey", *Journal of Applied Sciences*, 8(2), 374-378.
- Kaul, G. (1987), "Stock Returns and Inflation: The Role of the Monetary Sector", *Journal of Financial Economics*, 18(2), 253-276.
- Lintner, J. (1965), "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37.
- MacKinnon, J.G. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601-618.
- Mahdavi, S., A. Sohrabian (1991), "The Link between the Rate of Growth of Stock Prices and the Rate of Growth of GNP in the United States: A Granger Causality Test", *The American Economist*, 35(2), 41-48.
- Mankiw, N.G. (2009), *Macroeconomics* (7th ed.), New York: Worth Publishers.
- Mossin, J. (1966), "Equilibrium in a Capital Asset Market", *Econometrica*, 34(4), 768-783.
- Otoo, M.W. (1999), *Consumer Sentiment and the Stock Market*, The Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series Working Paper, No 1999-60.
- Özer, A., A. Kaya, N. Özer (2011), "Hisse Senedi Fiyatları ile Makroekonomik Değişkenlerin Etkileşimi", *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 26(1), 163-182.
- Pearce, D.K. (1983), "Stock Prices and the Economy", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 68(9), 7-22.
- Phillips, P.C.B., P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Poterba, J.M., A.A. Samwick (1995), "Stock Ownership Patterns, Stock Market Fluctuations and Consumption", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1995(2), 295-357.
- Ross, S.A. (1976), "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341-360.
- Samuelson, P. (1966), "Science and Stocks", *Newsweek*, 19 September 1966, 92.
- Sawhney, B., E. Anoruo, M. Feridun (2006), "Long-Run Relationship between Economic Growth and Stock Returns: An Empirical Investigation on Canada and the United States", *Ekonomicky Casopis*, 54(6), 584-596.
- Schwert, W.G. (1990), "Stock Returns and Real Activity: A Century of Evidence", *The Journal of Finance*, 45(4), 1237-1257.
- Sharpe, W.F. (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *The Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Tobin, J. (1969), "A General Equilibrium Approach To Monetary Theory", *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15-29.
- Toda, H.Y., T. Yamamoto (1995), "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Yılmaz, Ö., B. Güngör, V. Kaya (2007), "Hisse Senedi Fiyatları ve Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik", *İMKB Dergisi*, 9(34), 1-16.