



Türkiye Ekonomisinde Güven-Hisse Senedi Getiri İlişkisi¹ *Confidence–Stock Yield Relation in Turkish Economy*

N. Serap VURUR

Afyon Kocatepe Üniversitesi
Bolvadin Uygulamalı Bilimler
Yüksekokulu, Afyon, Türkiye
orcid.org/0000-0003-4339-6474
serapvurur@aku.edu.tr

Huriye Gonca DİLER

Afyon Kocatepe Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
Afyon, Türkiye
orcid.org/0000-0002-9937-1324
hgdiler@aku.edu.tr

Özet

Hisse senedi piyasalarına düzenli nakit akışının sağlanması, bu piyasaların işlerliğinin devam etmesi anlamına gelmektedir. Bu durumun gerçekleşebilmesi için ekonomik karar vericilerin ekonomiye bakışının pozitif olması gerekmektedir. Pozitif bakış açısının karşılığı, ekonomiye duyulan güvendir. Çalışma, Tüketici Güven ve Reel Kesim Güven endekslerinin Türkiye de hisse senedi piyasasının getirilerini nasıl etkilediğini tespit etmeyi amaçlamaktadır. Belirtilen değişkenler arasındaki ilişki, 2012(1)-2017(8) dönemi aylık verileri kullanılarak zaman serisi analizleriyle test edilmiştir. Uygulamada öncelikle birim kök testi yapılarak değişkenlerin durağanlık seviyeleri belirlenmiştir. Değişkenlerden birisi düzeyde, diğer ikisi birinci farkında durağan olduğu için ekonometrik analizde ARDL koentegrasyon ve Toda-Yamamoto nedensellik testleri kullanılmıştır. ARDL koentegrasyon analizi sonucunda, değişkenler arasında anlamlı bir ilişki ortaya çıkmıştır. Toda-Yamamoto nedensellik analiziyle de BİST 100 getiri endeksinden reel kesim güven endeksine doğru nedensellik tespit edilmiştir. Sonuç olarak, Türkiye’de Bist 100 getiri endeksi, reel kesim güven endeksini etkilemektedir.

Anahtar Kelimeler: Reel Kesim Güven Endeksi, Tüketici Güven Endeksi, ARDL, Toda-Yamamoto Nedensellik

Abstract

Ensuring regular cash flow to equity markets means the continuation of the functioning of these markets. In order to realize this situation, economic decision makers need to have positive outlook toward overall economy. The reciprocity of positive outlook is the confidence at the economy. The study aims to investigate how Consumer Confidence and Real Sector Confidence indices lead to the return of the stock market in Turkey. The relationship between the specified variables were investigated with time series analysis using the monthly data of the period of 2012(1)-

¹ Bu çalışma, 16-18 Kasım 2017 tarihleri arasında düzenlenen II. “European Congress on Economic Issues: New Trends in Economics”de özet bildiri olarak sunulmuştur.

2017(8). In practice, the stability levels of variables were determined by first unit root test. In econometric analysis, ARDL cointegration and Toda-Yamamoto causality tests were used because of the variables were at different stability levels. As a result of ARDL cointegration analysis, a significant relationship between variables has been found. It is also found that there is a causality relationship exist from BIST 100 return index toward real sector confidence index by using Toda-Yamamoto causality analysis. As a result, Bist 100 return index in Turkey, affect the real sector confidence index.

Keywords: Real Sector Confidence Index, Consumer Confidence Index, ARDL, Toda-Yamamoto Causality

1. Giriş

Hisse senedi piyasalarında yaşanan yükseliş ve düşüşler yatırımcılar tarafından pek çok makro değişkenle ilişkilendirilmeye çalışılmıştır. Ekonomik performansını tahmin ve analiz etmek için kullanılabilir çeşitli ekonomik göstergeler vardır. Bu ekonomik göstergeler bir ülkenin ekonomik sağlığının barometresi olarak ele alınır ve bir tahmin aracı olarak kullanılır.

Geleneksel finans teorileri hisse senedi fiyatlarının, işletmenin gelecekteki beklenen nakit akışlarından, ülkedeki enflasyon, büyüme oranları, petrol ve altın gibi değişkenlerden etkilendiğini öne sürmektedir. Ancak son yıllarda yatırımcıların davranışlarının her zaman rasyonel olmayabileceğini ileri süren davranışsal finans yaklaşımı ön plana çıkmıştır. Bu teoriye göre yatırımcılar psikolojik etkenlerle karar vermektedirler. Bu psikolojik faktörlerden biri de gelecekle ilgili beklentilerdir. Yatırımcıların ekonomiye ilişkin beklentileri, güven endeksleri aracılığıyla ölçülmektedir.

Güven, tüketicilerin ve üreticilerin ekonomi hakkındaki iyimserlik veya kötümserlikleriyle ilgilidir. Tüketicilerin ve üreticilerin ekonomideki hislerini ölçen ekonomik göstergelere tüketici / üretici güven endeksi denir. Bireylerin ekonomiye ilişkin güven düzeyleri üretim ve harcama gibi ekonomik faaliyetlerine önemli etki yapmaktadır. Tüketiciler gelirlerine veya finansal koşullara güven duyduklarında daha fazla harcama eğilimi gösterirler. Bu harcama eğiliminin üreticiler için de etkisi, üretim ve stok seviyelerinde artış olarak kendini gösterir. Baumohl (2012) göre yatırımcıların ekonomiye ilişkin olumlu düşünceleri, hisse senetleri piyasasına yükseliş olarak yansırken ekonomi hakkında endişeye kapıldıklarında ise hisse senedi piyasaları düşme eğilimi göstermektedir.

Otto (1999), Collins (2001), Fisher and Statman (2002)'nin yaptıkları çalışmalarla birlikte güven endekslerinin hisse senetleri piyasalarını etkileyebilecek bir değişken olarak kullanılmaya başlandığı görülmektedir. Ancak literatürde yapılan çalışmalarda ekonomideki güvenin mi hisse senedi piyasalarında artışa neden olduğu yoksa hisse senetleri piyasasındaki artışın mı ekonomik güveni arttırdığı sorusu net olarak cevaplanamamıştır.

Bu çalışmanın amacı, 2012(1) ile 2017(8) dönemleri arasında tüketici güven endeksi ve reel kesim güven endeksinin Bist 100 getiri endeksi üzerindeki etkilerinin araştırılmasıdır. Çalışmanın giriş kısmından sonra ikinci bölümde literatür araştırmalarına, üçüncü bölümde değişkenlere ait verilere, dördüncü bölümde ise ekonometrik analizde kullanılan yöntemlere ilişkin metodolojiye yer verilmiştir. Beşinci

bölümde ekonometrik analiz sonuçları değerlendirilmiştir. Sonuç bölümünde elde edilen bulgular yorumlanmıştır.

2. Literatür Özeti

Tüketici güveniyle hisse senetleri arasındaki ilişki ilk olarak Ottoo (1999) tarafından araştırılmış ve hisse senedi getirilerindeki değişikliklerin tüketici güveni üzerinde %10 dolayında bir etkisinin bulunduğu tespit edilmiş ancak güvenden getiriye doğru bir ilişki ortaya konmamıştır. Literatürdeki bu temel çalışmanın ardından farklı ülke piyasalarında ve zaman diliminde farklı yöntemlerle güven endeksleri ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişki araştırılmıştır.

Yapılan çalışmalar tüketici güveninin hisse senedi getirilerine etkisine odaklanmıştır. Az sayıda da olsa reel kesim güven endeksine ilişkin çalışmalar da mevcuttur. Tablo 1’de, güven endekslerinin hisse senedi getirilerine etkisini araştıran uluslararası çalışmalara ilişkin literatür özeti sunulmuştur.

Tablo 1. Uluslararası Piyasalarda Güven Endekslerine Yönelik Yapılan Çalışmalar

Makalenin Yazarı	Dönem	Yöntem	Çalışmanın Sonucu
Salhin vd. (2016)	1985(1)-2014(1)	Granger Nedensellik	Reel kesim güveninin getiri üzerine önemli bir etkisi mevcuttur.
Ferrer vd. (2016)	1990(1)-2010(12)	Panel Regresyon, Granger Nedensellik	Güven endekslerinin etkisi evrensel değildir.
Ayuningtyas-Koesrindartoto (2014)	2000-2013 Çeyrek dönemlik veri	Regresyon	Reel kesim güven endeksi ile hisse senedi getirileri arasında anlamlı ve pozitif bir ilişki varken tüketici güven endeksi ile anlamlı ancak negatif bir ilişki tespit edilmiştir.
Uygur-Taş (2014)	2000-2011 Haftalık Veri	E-Garch	Güven endekslerinin getiri ve getiri serilerinin oynaklığı üzerinde etkisi yüksektir.
Chen (2011)	1978(1)-2009(5)	Markow Switching	Tüketici güveninin azalması hisse senedi getirilerinde asimetrik etkilere sahiptir.
Hsu vd. (2011)	1999(1)-2007(2)	Panel Regresyon Granger Nedensellik	Tüketici güven endeksi ile hisse senedi getirileri arasında güçlü bir korelasyon vardır.
Akhtar vd. (2010)	1992(7)-2009(12)	Regresyon Analizi	Tüketici güven endeksinin açıklamasının etkisi borsada kısa süreli olmaktadır.

Shmelling (2009)	1985'den başlayan farklı veri aralıkları	Panel regresyon, Granger Nedensellik	Tüketici güven endeksleri 18 gelişmiş ülkede hisse senedi getirilerini etkilemektedir.
Jansen-Nahuis (2003)	1986(1)-2001(1)	Granger Nedensellik	Kısa dönemde hisse senedi getirileri ekonomideki güvenin nedenidir.
Fisher-Statman (2002)	1977(1)-2000(12)	Regresyon, Korelasyon	Tüketici güven endeksi hisse senedi getirisini etkiler.
Collins (2001)	Dönem belirtilmemiş	Granger Nedensellik	Hisse senetlerinden reel kesim güven endeksine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Türkiye' de güven endekslerinin hisse senedi getirilerine etkisini araştıran ilk çalışma Kandır (2006) tarafından 2002(2)-2005(6) dönemindeki veriler kullanılarak yapılmıştır. Bu çalışma büyüklük primi, değer primi ve İMKB DİBS endeks getirisi değişkenlerinin güven endeksi ile birlikte modele ilave edilmesi ile gerçekleştirilmiş ve özellikle mali sektör hisse senetleri için tüketici güven endeksinin önemli bir faktör olduğu ortaya koyulmuştur.

Korkmaz ve Çevik (2009) ise reel kesim güven endeksi ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi E-Garch ve dinamik nedensellik analizi ile 1987(12)-2008(10) dönemi verilerini kullanarak araştırmışlardır. Sonuç olarak hisse senedi getirileri reel kesim güven endeksini pozitif yönlü etkilemektedir ve reel kesim güven endeksindeki artış, hisse senedi getirilerindeki volatilitiyi azaltmaktadır.

Topuz (2011), 2004(1)-2009(1) dönemi verilerini kullanarak yaptığı Granger nedensellik analizi ile hisse senedi getirilerinden tüketici güvenine doğru tek yönlü bir ilişkinin mevcut olduğunu ortaya koymuştur.

Köse ve Akkaya (2016) yaptıkları Granger nedensellik analiziyle 2007(1)-2016(3) dönemi için BIST100 Getiri Endeksindeki değişimler ile genel gidişat, istihdam, sipariş son 3 ay ve yatırım beklentileri arasında çift yönlü Granger nedensellik saptanmıştır. Ayrıca BIST100 Getiri endeksinden kur beklenti alt endeksine doğru, mamul mal ve siparişlerden ise BIST100 getiri endeksine doğru işleyen tek yönlü Granger nedensellik saptanmıştır.

Eyüpoğlu (2017), Engle-Granger eş bütünleşme yöntemini kullanarak ekonomik güven endeksi ile borsa endeksleri arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu ayrıca ekonomik güven endeksinin BIST 100, BIST Sınai, BIST Hizmetler endekslerinin Granger nedeni olduğunu göstermiştir.

3. Veriler

Çalışmanın verileri, 2012(1)-2017(8) dönemini kapsayan aylık verilerden oluşmaktadır. Hisse senedi getirisini BIST 100 Endeksi, ekonomideki güveni de Reel Kesim Güven Endeksi ile Tüketici Güven Endeksi değişkenleri temsil etmektedir. Bu değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Çalışmada incelenen

döneminin 2012(1) yılından başlamasının nedeni, TÜİK'in Tüketici Güven Endeksini bu tarihten itibaren açıklamasıdır. Çalışmanın değişkenlerine ait bilgiler, tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2. Veri Seti

Değişkenin Adı	Sembolü	Veri Kaynağı
BİST 100 Endeks Getirisi	BİST 100	TCMB
Reel Kesim Güven Endeksi	RKGE	TCMB
Tüketici Güven Endeksi	TGE	TÜİK

Kaynak: Yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

Değişkenlere ait verilerin önce logaritmaları alınmıştır. Veriler aylık serilerden oluştuğu için mevsimsellikten de arındırılmıştır. Ekonometrik analiz, E-views 9.0 paket programı ile gerçekleştirilmiştir.

4. Yöntem

Çalışmada, değişkenler arasında ilişkinin araştırılmasında zaman serisi analizi, ekonometrik yöntem olarak kullanılmıştır. Zaman serisi analizinde öncelikle değişkenlere ait serilerin birim kök içerip içermediğinin durağanlık analizleriyle sınanması gerekmektedir.

4.1. Durağanlık Analizi

Zaman serilerinin herhangi bir zaman içindeki hareketinin başka dönemlere genellenebilmesi için birim kök içermemesi yani durağan olması gerekmektedir. Durağanlık, zaman içinde varyansın ve ortalamasının sabit olduğu, gecikmeli iki zaman döneminde değişkenlerin kovaryansının değişkenler arasındaki gecikmeye bağlı olup zamana bağlı olmamasıdır (Gujarati, 1995: 712-713).

Değişkenlerin durağanlık durumlarının araştırılması için genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi kullanılacaktır. ADF testi, aşağıda şöyle yer almaktadır (Dickey and Fuller, 1981:1057);

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = X_t - X_{t-1}$$

$$\text{Ortalama} = E(Y_t) = \mu \quad \text{Varyans} = \text{var}(Y_t - \mu) = \delta^2$$

$$\text{Kovaryans} = \chi_k = E(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)$$

t: Trend Değişkeni ε_t : Stokastik Hata Terimi ε_t hata terimi için; $E(\varepsilon_t) = 0$

4.2. ARDL (Autoregressive Distibuted Lag) Yaklaşımı

Farklı durağanlık düzeylerine sahip değişkenlere ait zaman serilerinin uzun dönemli koentegrasyon ilişkisini Pesaran and Shin (1995) ve Pesaran vd. (2001), dağıtılmış otoregresif model (Autoregressive Distributed Lag-ARDL) yöntemi ile açıklamışlardır. ARDL yaklaşımı, değişkenler arasında uzun ve kısa dönem ilişkileri ortaya koyan bir yöntemdir (Vogelvang, 2005: 306). Bu yöntem küçük örneklerde de uygulanabilmektedir (Pesaran and Shin, 2001: 291).

ARDL yaklaşımında, durağanlık düzeyleri I(0) ve I(1) olarak belirlenen değişkenlere ait verilerin gecikme uzunluklarının tespit edilerek uygun ARDL modeli bulunur. Sonrasında F-testi ile koentegrasyon ilişkisine karar verilir. Koentegrasyona karar verildikten sonra uzun ve kısa dönem ilişkileri analiz edilir.

ARDL yaklaşımına göre aşağıda uzun dönem ilişki tahmin edilen değişkenlere ait denklem yer almaktadır.

$$z_t = \mu + \gamma t + \sum_{i=1}^p \phi Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, 3, \dots \quad (1)$$

$z_t = [Y_t, X_t]'$ Y_t : Bağımlı değişken X_t : Bağımsız (açıklayıcı) değişken

$\mu = [\mu_y, \mu_x]'$ μ : Sabit terim

$\gamma = [\gamma_y, \gamma_x]'$ γ ve ϕ : i 'nin gecikmeli değerleri için parametre matrisi

t : Lineer trend $\varepsilon_t = [\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{xt}]'$ ε_t : Hata terimleri

Kısa dönem ilişkisi, ARDL yaklaşımına göre bir hata düzeltme modeli ile aşağıdaki gibidir.

$$\Delta Y = a_0 + a_1(\text{hata}_{t-1}) + \sum_{i=1}^m a_{2i}\Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m a_{3i}\Delta X_{t-i} + u_t \quad (2)$$

Y : Bağımlı değişken, X : Bağımsız değişken,

hata_{t-1} ; Uzun dönem ilişkisinde bulunan hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeri.

Hata düzeltme değişkenin katsayısı olan a_1 , kısa dönemdeki sapmanın ne kadarının uzun dönemde düzeltilebileceğini göstermektedir ve işaretinin negatif olması beklenmektedir. Hata düzeltme değişkeninin katsayısının 1'den büyük olması, sistemin dalgalanarak dengeye geldiğini ve bu dalgalanmanın da giderek azalan bir şekilde uzun dönemde dengeye dönüşü sağladığını göstermektedir (Pesaran vd., 2001: 324).

ARDL modellerinde uzun ve kısa dönem katsayılarının istikrarı incelenirken Brown vd. (1975) tarafından önerilen CUSUM ve CUSUMQ testleri kullanılmaktadır. CUSUM testi, n gözlem sayısının kümülatif hata terimlerine göre ve %5 anlamlılık düzeyindeki güven aralığında uzun ve kısa dönem katsayılarının grafiğini vermektedir. Hata terimleri, %5 anlamlılık düzeyini gösteren güven aralığı arasındaysa tahmin edilen katsayıların istikrarlı olduğu söylenebilir. CUSUMQ testi ise, kümülatif hata terimlerinin karelerine göre ve %5 anlamlılık düzeyinde katsayıları değerlendirilmektedir.

4.3. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Toda-Yamamoto nedensellik analizi, zaman serileri arasında aynı durağanlık düzeyleri olmasını ve değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisine bakılmaksızın nedensellik araştırması yapabilmektedir. Bu yöntem, değişkenlerin farklı düzeylerinde de standart VAR modeline uygun olduğunu ve serilerin bütünleşme derecelerini hatalı belirleme ihtimalinin en aza indirdiği için kullanılmaktadır (Mavrotas and Kelly, 2001:100).

Nedensellik testini uygulamak için iki adım söz konusudur. İlk adım, gecikmeli uzunluğun (m) belirlenmesi, ikincisi, sistemdeki değişkenler için maksimum

entegrasyon derecesinin (dmax) seçilmesidir. VAR'ın gecikme derecesini belirlemek için Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Bilgi Kriteri (SC) ve Hannan-Quinn (HQ) Bilgi Kriterine bakılmaktadır. Daha sonra $p = (m+dmax)$ gecikmelerinin toplamı ile VAR modeli tahmin edilmektedir. m VAR katsayı matrisine (tüm gecikmiş katsayılarla uygulama yapmadan) Granger nedensellik testine sonuç çıkarmak için standard Wald testi uygulanır (Awokuse, 2003:130).

5. Ampirik Analiz

5.1. Birim Kök Testi Sonuçları

Çalışmada yer alan değişkenlerin durağanlıkları ADF birim kök testi ile yapılmıştır. ADF birim kök testine ait sonuçlar, Tablo 3'de yer almaktadır. Tablo 3'deki BİST 100 ve TGE değişkenlerinin, sabit seviye değerinde durağan olmadığı görülmektedir. BİST 100 ve TGE değişkenlerinin birinci farkı alınarak birim kökün olduğu sıfır hipotezi reddedilmiştir. Böylece BİST 100 ve TGE değişkenleri, birinci farkında durağan I(1)'dir. Diğer değişken RKGE için ise birim kökün bulunduğu dair sıfır hipotezi reddedilir. Bu değişkenlerin sabit düzey değerlerinde durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 3. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

DEĞİŞKENLER	ADF TEST İSTATİSTİĞİ		SONUÇ
	Düzye	Birinci Fark	
BİST 100	-1.1666 (5)	-3.3912 (3)**	I(1)
RKGE	-4.6435 (0)	-	I(0)
TGE	-1.2730 (9)	-2.9910 (10)*	I(1)

*** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. MacKinnon kritik değerleri; %1 düzeyinde -3.5401, %5 düzeyinde -2.9092, %10 düzeyinde -2.5922 Optimal gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriterine (AIC) göre hesaplanmış olup parantez içinde gösterilmiştir.

5.2. ARDL Sonuçları

Zaman serilerinin durağanlık sınaması yapıldıktan sonra BİST 100, RKGE ve TGE değişkenlerinin durağanlık düzeylerinin farklı olduğu ortaya çıkmaktadır. Değişkenlerden BİST 100 ve TGE birinci farkında durağan I(1) iken, RKGE değişkeni ise düzeyde durağan yani I(0)'dir.

Durağanlık düzeyleri aynı olmayan değişkenlerin zaman serilerinde koentegrasyon (eşbütünleşme) ilişkisinin sınanması, Pesaran and Shin (1995), Pesaran vd. (1997) ile Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL (Autoregressive Distributed Lag) yaklaşımı ile yapılmaktadır.

Çalışmada yer alan farklı durağanlık düzeylerine sahip BİST 100, RKGE ve TGE değişkenleri için koentegrasyon (eşbütünleşme) ilişkisi Tablo 4'de görülmektedir. ARDL yaklaşımına göre hesaplanan t istatistiğinin %1 anlamlılık seviyesinde üst kritik değerini geçtiği görülmektedir. Bu durumda bağımlı değişken BİST 100 ile bağımsız değişkenler RKGE ve TGE arasında bir koentegrasyon ilişkisinin olduğu ortaya çıkmıştır.

Tablo 4. Koentegrasyon İlişkisinin ARDL Yaklaşımına Göre Sonuçları

Bağımsız Değişken Sayısı (k)	F İstatistiği	%1 Anlamlılık Seviyesinde Kritik Değerler	
		Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
2	11.3090	4,13	5

Kaynak: Yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

Değişkenler arasında bir koentegrasyon (eşbütünleşme) olması nedeniyle uzun ve kısa dönem ilişkilerinin belirlenmesi için ARDL modeli kurmak gerekmektedir. ARDL modelinin kurulması için ilk önce maksimum gecikme uzunluğunu tespit edilmelidir. Model için bulunan maksimum gecikme uzunluğu Tablo 5’de gösterilmiştir.

Tablo 5. Maksimum Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme Sayısı (m)	AIC	SBC	HQC
0	-11.4501	-11.3462	-11.4094
1	-11.8177*	-11.4024*	-11.6549*
2	-11.7152	-10.9885	-11.4304

* Maksimum gecikme uzunluğunu sağlayan en küçük kritik değer

Kaynak: Yazarlar tarafından AIC, SBC ve HQC analiz sonuçlarına dayanılarak oluşturulmuştur.

Maksimum gecikme uzunluğu 1 olarak Schwarz (SBC) ve Hannan-Quinn (HQC) kriterlerine göre ortak şekilde belirlenmiştir. RKGE, TGE değişkenlerinin 1 gecikmeli değerleri ile BİST 100 değişkenine ait ARDL (1,1,1) modeli tahmin edilmiştir. Tahmin edilen modelin sonuçları, Tablo 6’de gösterilmiştir.

Tablo 6. ARDL (1,1,1) Modelinin Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	t-İstatistiği
C	0.451420	0,314533 (0.7542)
$\ln BİST 100_{t-1}$	-0.763227	-6.080887 (0.0000)
$\ln RKGE_t$	-0.095291	-0.308986 (0,7584)
$\ln TGE_{t-1}$	-0.104432	-0.519088 (0.6056)

*Parantez içindeki değer P-olasılık olarak ifade edilmektedir.

Modelin uzun dönem katsayıları, beklenen işaretlere sahip fakat istatistiksel olarak anlamlı değildir. Tahmin edilen ARDL (1,1,1) modelinin uzun dönem hesaplanan katsayıları Tablo 7’de verilmiştir.

Tablo 7. ARDL (1,1,1) Modelinin Uzun Dönem Hesaplanan Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t-İstatistiği
C	0.591463	0.309494 (0.7580)
$\ln RKGE$	-0.124853	-0.304113 (0.7621)
$\ln TGE$	-0.136829	-0.507773 (0.6135)

*Parantez içindeki değer P-olasılık olarak ifade edilmektedir.

Tablo 8. ARDL (1,1,1) Hata Düzeltme Modelinin Kısa Dönem İlişkisini Gösteren Sonuçları

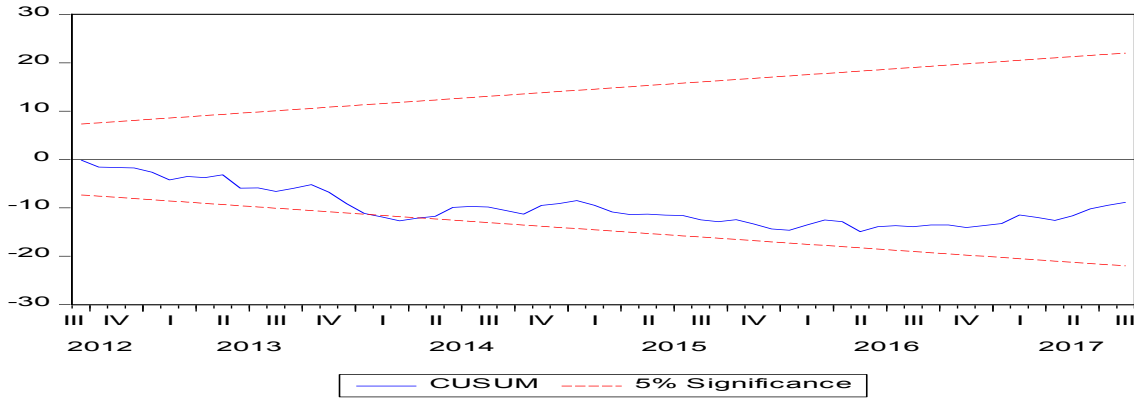
Değişkenler	Katsayı	T İstatistiği
C	0.451420	0.314533 (0.7542)
$\Delta \ln BİST100_{t-1}$	0.236773	1.886454 (0.0641)
$\Delta \ln RKGE_t$	0.313229	1.047320 (0.2992)
$\square \ln RKGE_{t-1}$	-0.408520	-1.432282 (0.1573)
$\square \ln TGE_t$	0.178877	1.266932 (0.2101)
$\square \ln TGE_{t-1}$	-0.283309	-1.952640 (0.0555)
ECM_{t-1}	-0.763227	-6.891871 (0.0000)

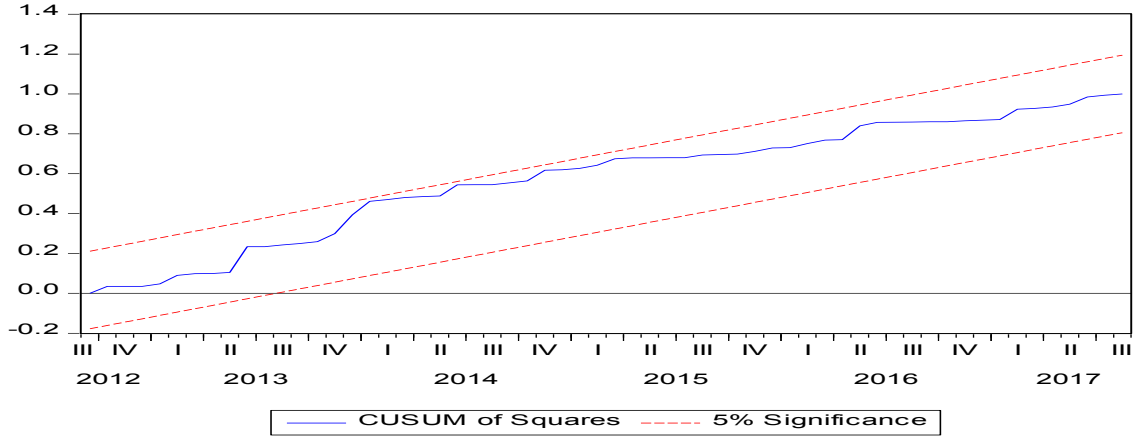
Kremers vd. (1992), hata düzeltme teriminin (ECM_{t-1}) gecikmeli beklenen değerinin negatif işarete sahip ve anlamlı olmasının, incelenen dönemde dengeden herhangi bir sapmanın gelecek dönemde ne kadarının telafi edilebileceğini açıklamaktadır. Modeldeki hata düzeltme katsayısı -0.763227 olarak bulunmuştur. Bu değer işareti, negatiftir ve P-olasılık değeri %5'den küçük olduğu için hata düzeltme katsayısı anlamlıdır. Buradan hareketle, kısa dönemde oluşacak bir sapmanın %0.76'sı uzun dönemde düzeltilebilmektedir.

Tablo 8'deki ARDL (1,1,1) hata düzeltme modelinin kısa dönem ilişkisini gösteren sonuçlara göre hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi yazılabilmektedir.

$$ECM = \ln BİST100 - (-0.1368 * \ln TGE - 0.1249 * \ln RKGE + 0.5915)$$

Ayrıca değişkenlerin uzun dönem değerlerinin istikrarını incelerken, kısa dönem değerlerinin de ele alınması gerekir. Bunun için kısa dönem değerlere göre hata düzeltme teriminin hesaplanmasında kullanılan uzun dönem katsayılarının istikrarının analiz edilmesinde CUSUM ve CUSUMQ testlerinden de yararlanılmıştır. Bu testler, Grafik 1'de ve Grafik 2'de gösterilmiştir.

**Grafik 1. CUSUM Testi Sonucu**



Grafik 2. CUSUM Q Testi Sonucu

CUSUM ve CUSUMQ testlerinin grafikleri incelendiğinde genel olarak değişkenlerin kısa dönem dinamiklerine ait hata teriminin oluşturulmasında kullanılan uzun dönem katsayıları, %5 anlamlılık seviyesini belirten sınırlar içindedir. Çalışmada ele alınan dönem itibariyle BİST 100 RKGE ve TGE değişkenlerine ait uzun dönem katsayılarının genel olarak istikrarlı olduğu sonucu ortaya çıkmaktadır.

Ancak 2013 (4.) ve 2014 (2.) çeyrekleri arasındaki dönemde istikrardan sapma olduğu görülmektedir. Bu sapmanın ülkede yaşanan iç gelişmelerin uluslararası yansımaları olarak nitelendirilebilecek değerlendirmelerden kaynaklandığı düşünülebilir. Ülkenin siyasi otoritesinin almış olduğu kararlardan uluslararası derecelendirme kuruluşlarının etkilenmesi ve ekonomik görünümü yansıtan derecelendirme notlarının düşürülmesi etkili olabilir. Çünkü gerek reel kesim güven endeksi gerekse tüketici güven endeksleri bu türlü değerlendirme notlarını da dikkate alarak yatırım risklerini ortaya koymaktadırlar.

5. 3. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Çalışmada Toda-Yamamoto nedensellik testinde ilk olarak BİST 100 ile reel kesim güven endeksi ve tüketici güven endeksi verilerinin düzey değerleri kullanılarak standart VAR modeli oluşturulmuştur. VAR modeli kurulurken, gecikme uzunluğu seçiminde Akaike (AIC), Schwarz Bayesian (SBC) ve Hannan ve Quinn (HQC) bilgi kriterleri dikkate alınmıştır. Bilgi kriterleri 1 gecikmeyi gösterdiği için standart VAR modelinin gecikme uzunluğu da 1'dir. Daha sonraki aşamada, BİST 100 (1) ile RKGE (0) ve TGE (1) olduğu için bütünleşme derecesi (dmax) 1 olarak belirlenmiştir. Dolayısıyla standart VAR modeline bütünleşme derecesi (dmax) ilave edilerek gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiştir.

Gecikme uzunluğu değiştirilerek yeni VAR modeli Seemingly Unrelated Regression (SUR) yöntemi ile tahmin edilmiştir. SUR yöntemi, model tahmini kısmında tahmin edilen nedensellik analizine yönelik denklemlerin hata terimlerindeki heteroskedastisiteyi (değişen varyans) ve hata terimleri arasındaki korelasyonu (otokorelasyon) dikkate aldığı için tercih edilmiştir.

Yukarıdaki açıklamalardan sonra BİST 100 ile RKGE ve TGE değişkenlerinin Toda-Yamamoto nedensellik analiz sonuçları Tablo 9'da yer almaktadır.

Tablo 9. Toda-Yamamoto Nedensellik Testinin Sonuçları

Bağımlı Değişken	MWald Test İstatistikleri			Nedensellik Yönü
	lnBİST 100	lnRKGE	lnTGE	
lnBİST 100	-	1.5611 (0.4582)	3.4390 (0.1792)	$lnRKGE \rightarrow$ $lnBİST 100$ $lnTGE \rightarrow$ $lnBİST 100$
lnRKGE	13.4591 (0.0012)	-	-	$lnBİST 100 \rightarrow$ $lnRKGE$
lnTGE	4.4506 (0.1080)	-	-	$lnBİST 100 \rightarrow lnTGE$

*Tabloda verilen istatistikler, χ^2 değerleridir. Parantez içindeki değerler ise P-olasılık değerleridir.

MWald testi sonuçlarına göre BİST 100'den TGE'ne, RKGE ve TGE'lerinden BİST 100'e bir nedensellik ilişkisi ortaya çıkmamıştır. Ancak BİST 100'den RKGE'ne doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Dolayısıyla BİST 100'de oluşacak bir değişiklik TGE'ni, RKGE'nde ve TGE'nde meydana gelebilecek bir değişikliğin de BİST 100'ü etkilemediği sonucuna ulaşılmıştır. Fakat BİST 100'deki bir değişikliğin RKGE'ni etkilediği sonucu ortaya çıkmıştır.

Sonuç

Bir ülkedeki ekonomik göstergeler ile ilgili bilgiler, yatırımcıların hisse senedi piyasasının yükselişini ve düşüşünü tahmin etmesi ve aynı zamanda yatırımlarının ne zaman geri döneceğini bilmeleri için önemlidir. Bu çalışmada da ekonomik gösterge olarak ele alınan tüketici güven ve reel kesim güven endeksleri yatırımcıların piyasaya olan güvenini ve beklentilerini yansıtmaktadır. Artan güven, yatırımcıların piyasada daha aktif yer almalarını sağlayacaktır.

Çalışma, Türkiye'deki üretici ve tüketici güvenindeki değişimin BİST 100 endeksi üzerindeki etkisini araştırmıştır. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'ndan elde edilen veriler, Peseran ve Shin (1995) tarafından geliştirilen ARDL eşbütünleşme testi ile incelenmiş uzun dönemde reel kesim ve tüketici güven endekslerinin BİST 100 endeksine anlamlı bir etkisi bulunmamıştır. Daha sonra veriler arasındaki nedensellik ilişkisi Toda Yamato yöntemiyle incelenmiştir. Toda Yamato analiz sonuçlarına göre tüketici güven endeksi ve reel kesim güven endekslerinden Bist 100 endeksine doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiş olmakla birlikte Bist 100 endeksinden Reel kesim güven endeksine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Ulaşılan sonuçlar literatürdeki önceki çalışmalarla karşılaştırıldığında Bist 100 endeksinden reel kesim güven endeksine doğru olan nedensellik ilişkisi açısından Korkmaz - Çevik (2009) ve Collins (2001)'in sonuçları ile uyumludur. Çalışmada sadece Bist 100 endeksinin güven endeksiyle ilişkisi araştırılmıştır. Daha sonraki çalışmalarda güven endekslerindeki değişimlerin sektörel endeksler bazında ve endeks volatiliteleri dikkate alınarak incelenmesinin yararlı olacağı düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

- Akhtar, S., Faff R., & Oliver B. (2010). The Power of Bad: The Negativity Bias in Australian Consumer Sentiment Announcements on Stock Returns. *Journal of Banking & Finance*, 35, 1239–1249.
- Awokuse, T. O. (2003). Is the Export-Led Growth Hypothesis Valid For Canada? *Canadian Journal of Economics*, 36(1), 126-136.
- Ayuningtyas, R., & Koesrindartoto, D. P. (2014). The Relationship between Business Confidence, Consumer Confidence, and Indexes Return: Empirical Evidence in Indonesia Stock Exchange. *International Conference on Trends in Economics, Humanities and Management*, 21-25.
- Baker, M., & Wurgler, J. (2007). Investor Sentiment in the Stock Market. *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 129-152.
- Bathia, D., & Bredin, D. (2013). An Examination of Investor Sentiment Effect on G7 Stock Market Returns. *European Journal of Finance*, 19(9), 909–937.
- Baumohl, B. (2012). *The Secrets of Economic Indicators: Hidden Clues to Future Economic Trends and Investment Opportunities*. New Jersey: FT Press.
- Brown, R. L., Durbin J., & Evans J. M. (1975). Techniques For Testing The Constancy of Regression Relations Overtime. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37(13), 149-163.
- Chen, S. S. (2011). Lack of Consumer Confidence and Stock Returns. *Journal of Empirical Finance*, 18, 225–236.
- Collins, D. (2001). The Relationship between Business Confidence Surveys and Stock Market Performance. *Investment Analysts Journal*, 54, 9-17.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Eyüpoğlu, K., & Eyüpoğlu, S. (2017). Ekonomik Güven Endeksi İle Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Türkiye Örneği. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19(2), 603-614.
- Ferrer, E., Salaber, J., & Zalewska, A. (2014). Consumer Confidence Indices and Stock Markets Meltdowns. *The European Journal of Finance*, 22(3), 195-220.
- Fisher, K.L., & Meir, S. (2003). Consumer Confidence and Stock Returns. *Journal of Portfolio Management*, 30, 115-12.
- Gujarati, D. N. (1995). *Basic Econometrics*. USA: MC-Graw-Hill.
- Hsu, C-C., Lin, H-Y., & Wu, J-Y. (2011). Consumer Confidence and Stock Markets: The Panel Causality Evidence. *International Journal of Economics and Finance*, 3(6), 91-98.
- Jansen, J. W., & Nahius, J. N. (2002). The Stock Market and Consumer Confidence: European Evidence. *Economics Letters*, 79, 89-98.
- Kandır, S. Y. (2006). Tüketici Güveni ve Hisse Senedi Getirileri İlişkisi: İMKB Mali Sektör Şirketleri Üzerinde Bir Uygulama. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15, 217-230.

- Korkmaz, T., & Çevik, E. İ. (2009). Reel Kesim Güven Endeksi ile İMKB 100 Endeksi Arasındaki Dinamik Nedensellik İlişkisi. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 38, 24-37.
- Köse, A., & Akkaya, M. (2016). Beklenti ve Güven Anketlerinin Finansal Piyasalara Etkisi: BIST 100 Üzerine Bir Uygulama. *Bankacılık Dergisi*, 99, 3-15.
- Mavrotas, G., & Kelly, R. (2001). Old Wine In New Bottle: Testing Causality Between Savings And Growth. *The Manchester School Supplement*, 97–105.
- Otto, M. W. (1999). Consumer Sentiment and Stock Market. *Finance and Economics Discussion Series from Board of Governors of Federal Reserve System*. <https://www.federalreserve.gov/pubs/feds/1999/199960/199960pap.pdf> (25.10.2017).
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1995). Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. *University of Cambridge DAE Working Paper Series*, 9514, 1-33.
- Pesaran, M. H., & Pesaran, B. (1997). *Working with Microfit 4.0, Interactive Econometric Analysis*. Oxford: Oxford University Press.
- Pesaran, M. H, Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Salhin, A., Sherif, M., & Jones, E. (2016). Managerial Sentiment, Consumer Confidence and Sector Returns. *International Review of Financial Analysis*, 47, 24-38.
- Schmeling, M. (2009). Investor Sentiment and Stock Returns: Some International Evidence. *Journal of Empirical Finance*, 16, 394–408.
- Topuz, Y. V. (2011). Tüketici Güveni ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 7(1), 53-65.
- Uygur, U., & Taş, O. (2014). The Impacts of Investor Sentiment on Returns and Conditional Volatility of International Stock Markets. *Quality and Quantity*, 48(3), 1165–1179.
- Vogelvang, B. (2005), *Econometrics Theory and Applications with Eviews*. England: Prentice Hall.

Confidence–Stock Yield Relation in Turkish Economy

N. Serap VURUR

Afyon Kocatepe University
Bolvadin College of Applied Sciences
Afyon, Turkey
orcid.org/0000-0003-4339-6474
serapvurur@aku.edu.tr

Huriye Gonca DİLER

Afyon Kocatepe University
Faculty of Economic and Administrative
Sciences, Afyon, Turkey
orcid.org/0000-0002-9937-1324
hgdiler@aku.edu.tr

Extensive Summary

Introduction

The investors mostly relate increases and decreases in the stock market to numerous macro variables. Asserting that the investors may affect from the factors that are not rational, behavioral finance theory is recently working on that there is a relation between macro variables and confidence on economy.

Method

This research study aims to determine the effect of Consumer Confidence (CCI) and Real Sector Confidence Indices (RSCI) on stock market yield. The relation among the mentioned variables were tested via time-series analysis using the monthly data in 2012(1)-2017(8) period. The data about the yield of Istanbul Stock Exchange 100 (ISE 100) index and real sector confidence index was obtained from the Central Bank, and the data about consumer confidence index was provided from the Turkish Statistics Institute (TSI).

Initially unit root test was conducted in the application. Since RSCI variable is stationary (that is $I(0)$) while stationary $I(1)$ in the first difference of ISE 100 and CCI, the application continued with Autoregressive Distributed Lag (ARDL) co-integration and Toda-Yamamoto causality tests.

Table 1. Results of Co-integration Relation According to ARDL

Independent Variable (k)	F-Statistics	%1 Critical Values in Significance Level	
		Lower Bound I(0)	Upper Bound I(1)
2	11.3090	4.13	5

Since there was a co-integration between the variables, an ARDL model was needed to be set in order for determining long term and short term relations. Therefore, firstly the lag length is 1 according to the Schwarz (SBC) and Hannan-Quinn criteria (HQC). 1 lag values of RSCI, CCI variables and ARDL model (1,1,1) of ISE 100 variable were estimated.

Table 2. Estimation Results ARDL (1,1,1) of Model

Variables	Coefficient	t- Statistics
C	0.451420	0,314533 (0.7542)
$\ln ISE 100_{t-1}$	-0.763227	-6.080887 (0.0000)
$\ln RSCI_t$	-0.095291	-0.308986 (0,7584)
$\ln CCI_{t-1}$	-0.104432	-0.519088 (0.6056)

The long term coefficients of the model incorporate the anticipated indicators; however they are not statistically significant. The calculated long term coefficients of the estimated ARDL (1,1,1) model are shown on the Table 3.

Table 3. ARDL (1,1,1) of Model Long Term Calculated Coefficients

Variables	Coefficient	t- Statistics
C	0.591463	0.309494 (0.7580)
$\ln RSCI$	-0.124853	-0.304113 (0.7621)
$\ln CCI$	-0.136829	-0.507773 (0.6135)

Table 4. ARDL (1,1,1) of Error Correction Model Short Term Relevant Results

Variables	Coefficient	t- Statistics
C	0.451420	0.314533 (0.7542)
$\Delta \ln ISE 100_{t-1}$	0.236773	1.886454 (0.0641)
$\Delta \ln RSCI_t$	0.313229	1.047320 (0.2992)
$\square \ln RSCI_{t-1}$	-0.408520	-1.432282 (0.1573)
$\square \ln CCI_t$	0.178877	1.266932 (0.2101)
$\square \ln CCI_{t-1}$	-0.283309	-1.952640 (0.0555)
ECM_{t-1}	-0.763227	-6.891871 (0.0000)

Following the co-integration test, a standard Vector Autoregression (VAR) model was set according to the values of Toda-Yamamoto causality test and the level values of the data of ISE 100, real sector confidence index, and consumer confidence index. While setting the VAR model, information criteria of Akaike (AIC), Schwarz Bayesian

(SBC), and Hannan and Quinn (HQC) were considered in the lag length option. The lag length of the standard VAR model is 1. Since ISE 100 (1), RSCI (0), and CCI (1) the integration level (dmax) is also 1. Therefore, the lag length was determined as 2 by adding the integration level (dmax) to the standard VAR model.

Toda-Yamamoto causality analysis results of ISE 100, RSCI, and CCI variables are presented on Table 9.

Table 5. Toda-Yamamoto Results of the Causality Test

Dependent Variable	MWald Test Statistics			Direction of Causality
	lnISE 100	lnRSCI	lnCCI	
lnISE 100	–	1.5611 (0.4582)	3.4390 (0.1792)	$\ln RSCI \not\rightarrow \ln ISE 100$ $\ln CCI \not\rightarrow \ln ISE 100$
lnRSCI	13.4591 (0.0012)	-	-	$\ln ISE 100 \rightarrow \ln RSCI$
lnCCI	4.4506 (0.1080)	-	-	$\ln ISE 100 \not\rightarrow \ln CCI$

Result and Suggestions

According to the MWald test results, there observed no causality relation from ISE 100 to CCI, and from RSCI and CCI to ISE 100. In other words, any change in ISE 100 would not affect the CCI, and any change in RSCI and CCI would not influence ISE 100. However, a causality relation from ISE 100 to RSCI was detected. Accordingly, any change in BIST 100 would affect RSCI.

When the results obtained were compared with the research studies in the field, it was determined that they comply with the results of Korkmaz-Çevik (2009) and Collins (2001) regarding the causality relation from ISE 100 index to real sector confidence index. Only the relation of ISE 100 index with the confidence index was examined in this research study. It will be useful for further studies to focus on the changes in the confidence indices on the basis of sectoral indices and considering index volatilities.