

TÜKETİCİ GÜVEN ENDEKSİNİN FİNANSAL PİYASALARA VE MAKROEKONOMİK YAPIYA ETKİSİ*

THE EFFECT OF CONSUMER CONFIDENCE INDEX ON FINANCIAL MARKETS AND MACROECONOMIC STRUCTURE

*Didar Kayış Beşiktaşlı**
*Çiğdem Kurt Cihangir***

ÖZ

Bu çalışmanın amacı, yatırımcı duyarlılığının sayısal bir ifadesi olan tüketici güven endeksi (TGE) ile finansal piyasalar ve genel ekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi ve bu ilişkinin yönünü Eşbütünleşme ve Granger Nedensellik Testleri kullanarak incelemektir. TGE'nin belirlenen değişkenlerle ilişkisi 2005:01 — 2019:04 dönemi aylık verileri kullanılarak ayrı ayrı değerlendirilmiştir. Eşbütünleşme testi sonucuna göre, TGE ile para piyasası ve genel makroekonomik göstergeler arasında uzun dönemli bir ilişki varken; sermaye piyasası değişkenleri ile uzun dönem ilişkisi yoktur. Ayrıca, para piyasasında dolar kuru, sermaye piyasasında borsa endeksi ve gösterge tahvil faiz oranı ve genel ekonomik göstergeler arasında ÜFE ve TÜFE değişkenlerinin TGE'nin Granger nedeni olduğu belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler : Tüketici Güven Endeksi, Finansal Piyasalar, Makroekonomik Durum, Eşbütünleşme İlişkisi

JEL Kodu : C32, D53, G41

ABSTRACT

The aim of this study is to examine the relationship between the consumer confidence index (CCI) which is a quantitative expression of investor sentiment, and financial markets and general economic indicators and the direction of this relationship by using Cointegration and Granger Causality Tests. Accordingly, the relationship between CCI and determined variables are analyzed simultaneously by using monthly data of 2005: 01 - 2019: 04 period. The results of the cointegration test show that the long-term relationship between variables which money market and general economic situation, and CCI are determined. In the other model in which the relationship between capital market variables and CCI is investigated, no long-term relationship is found between the variables. Furthermore, the dollar rate in the money market, in the capital market both the stock market index and interest rate of the benchmark bond, and among the macroeconomic variables PPI and CPI, are found to be the Granger cause of CCI.

Keywords : Consumer Confidence Index, Financial Markets, Macroeconomic Situation, Cointegration Relationship

JEL Code : C32, D53, G41

* Bu çalışma Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalında Didar Kayış Beşiktaşlı tarafından hazırlanan ve savunulan “Beklentilerin Türkiye Finansal Piyasalarına Yansıması” başlıklı Yüksek Lisans tezinden türetilmiştir.

* İşletme Bilim Uzmanı, didarkayis@hotmail.com Orcid No: 0000-0002-6160-3708

** Dr. Öğr. Üyesi, Hitit Üniversitesi İİBF İşletme Bölümü, ckcihangir@hitit.edu.tr Orcid No: 0000-0003-1761-1038

1. GİRİŞ

Yatırımcı psikolojisinin finansal piyasalar üzerinde etkili olduğuna dair çalışmalar Kahneman ve Tversky'nin (1979) çalışmaları ile başlamıştır. Rasyonel ve tamamen bilgiye dayalı karar veren yatırımcılar yerini, duyguları ile karar veren ve hatta söylentilere göre işlem yapan, tepkileri net ölçülemeyen yatırımcılara bırakmıştır. Dolayısıyla finansal piyasaların işleyişini anlamak için yatırımcının psikolojisinin ve duyarlılığının da dikkate alınması gerektiği kabul görmüştür. Yatırımcı duyarlılığının piyasalara olan etkisi çeşitli değişkenlerle ölçülebilir (Baker ve Wurgler, 2006: 1648). Yatırımcı duyarlılığını en iyi biçimde yansıtan bir ölçü olarak kabul edilen tüketici güven endeksi (Baker ve Wurgler, 2007: 134; Kandır vd., 2013:61), beklentilerin birleştirilmiş bir sayısal ifadesidir.

Gelişmiş ülkeler başta olmak üzere birçok ülkede tüketicilerin psikolojik olarak verdikleri kararların etkisini yansıtacak şekilde tüketici güven endeksleri oluşturulmuştur. Michigan Üniversitesi TGE, The Conference Board TGE, Bloomberg TGE ve Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) TGE'leri örnek verilebilir. Çalışmada da kullanılan TÜİK-TGE'nin hesaplanmasında hanehalkına kendi finansal durumları ve Türkiye'nin genel ekonomik durumu hakkında geçmiş ve gelecek 12 aylık döneme ilişkin sorular sorulmaktadır (TÜİK, 2018). Bu sorularla hanenin maddi durum, genel ekonomik durum, işsizlik ve tasarruf imkanına ilişkin beklentileri belirlenmektedir. TGE, tüketicilerin ekonomik faaliyetlere dair güven ve beklentileri konusunda bilgi sunduğu için (Toolsema, 2002: 2216) finansal piyasaları doğrudan etkilemektedir.

Ekonomik büyümenin temel göstergelerinden birisi GSYH'daki artıştır. Türkiye'nin GSYH'sının ortalama %60'ından fazlasının tüketimden kaynaklandığı (HMB, 2019) dikkate alındığında hanehalkının tüketim harcamalarının ve buna paralel olarak tasarruf eğiliminin beklentileri etkilediği söylenebilir. Carroll vd. (1994), İpek ve Akyazı (2017) yaptıkları çalışmada tüketici güveni ile tüketim harcamaları arasında yüksek bir pozitif korelasyon olduğunu belirtmişlerdir. Bilindiği üzere harcanabilir gelir, tüketim ve tüketimden arda kalan kısım olan tasarruftan oluşmaktadır. Buna göre, harcanabilir geliri tüketim harcamalarını karşılamayan hanehalkının, banka kredisi talep etmesi beklenirken; tasarrufu olan hanehalkının da bunu bankaya mevduat olarak yatırması beklenmektedir.

TGE ile finansal piyasalar arasındaki ilişkiyi araştıran ampirik çalışmaların genellikle pay piyasaları, döviz kurları, enflasyon, işsizlik, petrol fiyatları vb. makroekonomik ve finansal değişkenler üzerinde yoğunlaştığı görülmektedir (Fisher ve Statman 2003; Schmeling, 2009; Aktaş ve Akdağ 2013; Kloet, 2013; İbicioğlu vd., 2013; Sarı ve İlgin, 2018; Başarır vd., 2018). Bu çalışmada, TGE'nin para piyasası, sermaye piyasası ve genel ekonomik göstergelerle olan ilişkisi eşzamanlı olarak ayrı ayrı incelenmiş ve değerlendirilmiştir. Her bir piyasa için ayrı model kurmadaki amacımız, TGE ile belirlenen finansal ve makroekonomik değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkilerin tespit edilmesini sağlamaktır. Böylece, nispeten daha isabetli politikaların geliştirilmesine rehberlik edilebilir. Çalışmada, 2005:01 - 2019:04 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki ilişki zaman serisi analizi yardımı ile incelenmiştir. Para piyasasının göstergeleri olarak altın, döviz kuru, kredi ve mevduat faiz oranları, sermaye piyasasının göstergeleri olarak borsa gösterge endeksi ve gösterge tahvil faiz oranı, ekonomik gösterge olarak da işsizlik, üretici fiyat endeksi (ÜFE) ve tüketici fiyat endeksi (TÜFE) alınmıştır.

Çalışmanın planlaması şu şekildedir: ikinci bölümde literatür incelemesi verilmiştir. Üçüncü bölümde, analizde kullanılan yöntem kısaca açıklanmış ve uygulama yapılmıştır. Son olarak sonuç ve değerlendirme bölümünde ise analiz sonuçları yorumlanmıştır.

2. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Güven endeksi üzerine gerçekleştirilen öncü çalışmalardan birisi Katona'ya (1968) aittir. 1952-1966 dönemini kapsayan bu çalışmada tüketici hassasiyeti endeksini oluşturulmuştur. Amerika Birleşik Devletleri'nde 1955'de otomobil satışlarındaki artış 1954 yılı endeksindeki bir artışla önceden açıklanmış ve 1958 ekonomik durgunluğu gelirlerde bir düşüş olmamasına rağmen, 1957 yılının ilk yarısında endekste bir düşüşle öngörülmüştür. Kahneman ve Tversky (1979) "Beklenti Teorisi" isimli çalışmalarında, yatırımcı psikolojisi ve duyarlılığı ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkinin önemli olduğunu vurgulamışlardır.

Otoo (1999) çalışması ile pay senetleri ile TGE arasındaki ilişkiyi literatüre kazandıran ilk isimlerdendir. 1980:0-1999:0 dönemine ait pay senedi ile Michigan TGE arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testi kullanarak incelemiş ve pay senedinden TGE'ye doğru nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Jansen ve Nahuis (2003), 1986:01-2001:12 dönemine ait verileri kullandıkları çalışmalarında, 11 Avrupa ülkesinde borsadaki gelişmeler ile TGE arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik analizi ile incelemişlerdir. Almanya ve Yunanistan dışındaki ülkelerde hisse senedinden TGE'ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir. Hsu vd.'nin (2011) yirmi bir ülke

için inceledikleri çalışma, Kloet'in (2013) 11 Avrupa ülkesi için yaptığı çalışma ve Ferrer vd.'nin (2014) 12 Avrupa Birliği ülkesini incelediği çalışmalarında da hisse senetlerinden TGE'ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır.

Schmeling (2009) ise, 18 Avrupa ülkesinin 1985-2005 dönemine ait verilerini kullanarak TGE ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında, Granger nedensellik analizi testini uygulayarak TGE'den borsa endeksine doğru nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varmıştır. Schmeling (2009) dışındaki yabancı çalışmaların ortak sonucu borsadan TGE'ye iken; Schmeling (2009) çalışmasında TGE'den borsaya doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Kandır (2006), TGE ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında Regresyon yöntemini kullanmış ve tüketici güven endeksinin mali sektör hisse senetlerinin çoğunluğu için önemli bir faktör olduğunu belirtmiştir. Çelik ve Özerkek (2009) çalışmalarında, 9 Avrupa Birliği ülkesine ait TGE ile hisse senedi, reel döviz kuru, faiz oranları ve kişisel tüketim harcamaları arasındaki ilişkiyi Panel eşbütünleşme analizi ile incelemişlerdir. Elde edilen bulgular TGE ile hisse senetleri, reel döviz kuru, faiz oranları ve kişisel tüketim harcamaları arasında uzun dönemli ilişki olduğu sonucunu vermiştir. Köse ve Akkaya (2016), TGE ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Klasik çoklu regresyon analizinin kullanıldığı çalışmada TGE ile hisse senedi getirileri arasında ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Usul, vd., (2017) çalışmalarında, TGE ile BİST-100 endeksi arasındaki ilişkiyi analiz etmek için Kapetanios vd., (2003) Doğrusal Olmayan Birim Kök Testini (KSS) kullanmışlardır. Çalışmada hem kısa hem de uzun dönemde TGE'nin BİST 100 endeksini pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Topuz (2011) çalışmasında, TGE ve borsa endeksi arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Uygulanan Granger nedensellik testi sonucuna göre hisse senedi fiyatlarındaki değişimin, tüketici güvenindeki değişimin Granger nedeni olduğu tespit edilmiştir.

Görmüş ve Güneş (2010) çalışmalarında, TGE, hisse senedi ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Veriler incelenirken Johansen Eşbütünleşme testi ve Granger nedensellik testi kullanmışlardır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre TGE'deki artışın döviz kurları ve hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisi pozitifdir. Tunalı ve Özkan (2016), tüketici fiyat endeksi (TÜFE) ile TGE arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında Johansen Eşbütünleşme testini uygulamışlar ve iki değişkenin uzun dönemde birbirleriyle ilişkili olduğu sonucuna ulaşılmışlardır. Granger Nedensellik testi sonucunda ise TÜFE'den TGE'ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Özpınar ve Özman (2017), TGE ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında, uzun dönem ilişkinin belirlenmesi amacıyla Johansen Eş Bütünleşme testinden yararlanmışlardır. TGE ile döviz kuru arasında uzun dönem ilişki tespit edilmiştir. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini belirlemek için ise Granger nedensellik testi yapılmıştır. Buna göre, döviz kurundan TGE'ye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Beşel ve Yardımcıoğlu (2016), Türkiye'de TGE ile döviz kuru, petrol fiyatları ve işsizlik arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmada değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığını belirlemek amacıyla Gregory-Hansen Eşbütünleşme testi uygulanmış ve uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir. Todo – Yamamoto nedensellik testi sonucunda ise TGE'nin sadece döviz kurundaki değişimler tarafından açıklandığı; işsizlik ve petrol fiyatlarındaki değişimlerin ise etkisinin olmadığı belirlenmiştir. Başarır vd. (2018), Türkiye'de TGE ve seçilmiş makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. VAR modelinden yararlanan çalışmada TGE'den sanayi üretim endeksine ve BİST 100, döviz kuru ve TÜFE'den TGE'ye doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2018), TGE ile 18 BİST endeksine ait getiriler arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Uzun dönem ilişkinin incelenmesinde Sınır Testinden yararlanmış ve endekslerin tümü ile TGE arasında uzun ve kısa dönemde ilişki olduğu belirlenmiştir. Ardından uygulanan Toda-Yamamoto nedensellik testi sonucunda nedenselliğin yönünün BİST endekslerinden TGE'ye doğru olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Tekin ve Cengiz (2018), TGE ile BİST-100 endeksi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmada Granger nedensellik, Engle-Granger eşbütünleşme analizi yöntemlerini kullanmışlardır. Elde edilen sonuçlara göre değişkenler arasında pozitif yönlü ve uzun dönemli bir ilişki tespit edilmiştir. BIST-100'den tüketici güven endeksine doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Küçükçaylı ve Akıncı (2018) çalışmalarında, TGE ile BİST 100 Endeksi, altın, döviz sepeti, enflasyon, faiz, petrol fiyatı, sanayi üretim endeksi ve işsizlik oranı arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin geçerli olup olmadığı Johansen-Juselius Eş Bütünleşme testi ile ölçülmüş ve değişkenler arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir. Granger nedensellik analiz bulguları sonucunda, TGE'den altın değişkenine doğru tek yönlü, petrol fiyatları, faiz oranı ve enflasyondan TGE'ye doğru tek yönlü, TGE ile BİST, döviz sepeti ve sanayi üretim endeksi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunurken; TGE ile işsizlik arasında nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Afşar (2019) Meksika, Endonezya, Güney Kore ve Türkiye (MİST) ülkelerindeki TGE ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında diğer çalışmalardan (Görmüş ve Güneş (2010), Özpınar ve Özman (2017), Beşel ve Yardımcıoğlu (2016), Başarır vd., (2018) farklı olarak TGE'den döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisi tespit etmiştir.

3. YÖNTEM VE UYGULAMA

3.1. Veri Seti

Çalışmada TGE'nin finansal piyasalara etkisi, para piyasaları, sermaye piyasaları ve genel ekonomi için ayrı ayrı araştırılmıştır. Buna göre TGE ile borsa gösterge endeksi, altın fiyatları, döviz kuru, kredi ve mevduat faiz oranları, tüketici fiyat endeksi, üretici fiyat endeksi, işsizlik oranı ve gösterge tahvil faiz oranı arasındaki ilişki araştırılmıştır. İlgili değişkenler ve bunların kaynakları Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1. Analizde Kullanılan Değişkenler ve Kaynakları

Değişken		Değişkenin Kaynağı
Tüketici Güven Endeksi-TGE (Mevsim Etkisinden Arındırılmış)		Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)
Para Piyasası	Altın (Gram)	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) – Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)
	Dolar (Satış Kuru)	TCMB-EVDS
	Ağırlıklı Kredi Faiz Oranı	TCMB-EVDS
	Mevduat Faiz Oranı	TCMB-EVDS
Sermaye Piyasası	Borsa İstanbul (BİST) 100 Endeksi Kapanış Değeri	www.borsaistanbul.com
	DİBS Faiz Oranı (2 Yıllık Tahvil Faiz Oranı)	www.investing.com
Genel Ekonomi	TÜFE - Tüketici Fiyat Endeksi (2003=100)	TÜİK
	ÜFE - Üretici Fiyat Endeksi (2003=100)	TÜİK
	İşsizlik (Mevsim Etkisinden Arındırılmış)	TÜİK

Ağırlıklı kredi faiz oranının hesaplanmasında, Türk Lirası (TL) üzerinden açılan tüketici kredilerinin (ihtiyaç, taşıt ve konut kredileri) faiz oranı baz alınmıştır. Benzer biçimde mevduat faiz oranının hesaplanmasında da TL üzerinden açılan mevduatlara uygulanan ortalama faiz oranı kullanılmıştır.

Literatür incelendiğinde çalışmaların TGE ile belirli değişkenler arasındaki ilişkinin araştırılması üzerine yoğunlaştığı görülmektedir. Örneğin, Görmüş ve Güneş (2010) TGE ile döviz kuru ve borsa endeksi ilişkisini incelerken; Özkan (2016), Küçükçaylı ve Akıncı (2018), Başarı vd., (2018) TGE ile finansal ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkileri incelemişlerdir. Bu çalışmanın, adı geçen çalışmalardan farkı incelenen dönemde TGE'nin piyasa türleri ve genel ekonomi açısından ayrı ayrı değerlendirilmesidir. Buna göre, iktisadi beklentileri yansıtan TGE'nin para piyasası, sermaye piyasası ve genel ekonomik göstergelerle ilişkisi ve tespit edilen ilişkinin yönü araştırılmıştır.

3.2. Yöntem

Zaman serilerinin eşbütünlük ilişkisini belirleyebilmek için öncelikle değişkenlerin hangi seviyede durağan olduklarının incelenmesi gerekmektedir. Durağanlık analizi, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Philips-Perron (PP) Birim Kök Testleri ile test edilmiştir. PP testi ve ADF testi serisel korelasyon ve değişen varyans sorunu konusunda birbirlerinden ayrılmaktadır. Bunun dışında PP testinde hipotezler ADF testi ile aynıdır (Uğurlu, 2009: 13)

Buna göre, ADF testinde izlenen süreç aşağıda verilmiştir:

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Trend + pY_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$H_0: p = 0$ Seri durağan değildir. Serinin birim kökü vardır.

$H_a: p < 0$ Seri durağandır. Serinin birim kökü yoktur.

ADF testi (1) numaralı regresyon denkleminde ρ 'nin sifıra eşit olup olmadığını incelemektedir. H_0 Hipotezi reddedilebiliyorsa, Y değişkeninin durağan olduğu, reddedilmiyorsa durağan olmadığı sonucuna varılmaktadır.

Johansen eşbütünleşme testi, aynı derecede durağan serilerin düzey ve gecikmeli değerlerinden oluşan denkleme VAR metodolojisinin uygulanmasıdır. Gecikme uzunluğunun belirlenmesinde yararlanılan kriterler Son Tahmin Hatası (FPE), Akaike (AIC), Schwartz (SC) ve Hannan Quinn (HQ) Bilgi Kriterleridir. Johansen eşbütünleşme yöntemi aşağıdaki denklem sistemiyle gösterilmektedir; (Johansen ve Juselius,1990: 170).

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k} + \Pi \Delta X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Gamma_i = -1 + \Pi_1 + \dots + \Pi_i \quad i = 1, \dots, k \quad (3)$$

Π : katsayılar matrisidir.

Katsayılar matrisinin rankı sistemdeki koentegre ilişki sayısını vermektedir. Katsayılar matrisinin rankı 0'a eşit ise denklemleri oluşturan değişkenler arasında eşbütünleşme etkisi bulunmamaktadır. Rank 1'e eşit ise ele alınan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır ve 1'den büyük bir sonuç verirse değişkenler arasında birden çok eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varılmaktadır.

Eşbütünleşme analizi sonucunda değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin olup olmadığı araştırılmaktadır. İz ve maksimum öz değer istatistiklerine göre eşbütünleşme ilişkisinin tespit edilmesi durumunda bu defa aynı değişkenler için kısa dönem ilişki araştırılır. Eşbütünleşme ilişkisinin olmaması durumunda ise, değişkenler arasında uzun dönemde ilişki olmadığı sonucuna varılarak analiz VAR analizi üzerinden yapılır.

VAR analizi, değişkenler arasındaki ilişkinin belirlenmesi amacıyla kullanılmaktadır. Serilerin geçmiş verilerinin kullanılarak bu serilerin gelecekte alacakları değerleri tahmin etme yöntemidir. Sims (1980) tarafından geliştirilen modelde içsel-dışsal ayrımı yapan kısıtlar yoktur. Model bütün değişkenleri aynı anda işleme koyar. Bu nedenle zaman serileri açısından sıklıkla tercih edilmektedir. İki değişkenli VAR modeli aşağıdaki gibi tanımlanır (Mucuk, Alptekin; 2008: 162):

$$Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p b_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{2i} X_{t-i} + V_{1t} \quad (4)$$

$$X_t = c_1 + \sum_{i=1}^p d_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{2i} X_{t-i} + V_{2t} \quad (5)$$

(4) ve (5) no'lu denklemlerde p gecikme uzunluğu, V hata terimini temsil etmektedir. VAR modelinde hataların kendi gecikmeli değerleriyle ilişkisiz olması, model için herhangi bir kısıt oluşturmamaktadır. Çünkü, değişkenlere ait gecikme uzunluğunun artırılması oluşabilecek otokorelasyon sorununa engel olacaktır. Modelin sağ tarafında, içsel değişkenlerin gecikmeli değerleri yer almakta ve hata terimiyle ilgisi olmadığı için eşanlık sorunuyla karşılaşılmamaktadır (Köksal, 2016: 79).

Eşbütünleşme ilişkisinin olup olmaması, ilişkinin yönü hakkında bir fikir vermez. Bu nedenle değişkenler arasındaki neden sonuç ilişkisinin belirlenmesi için ayrı bir yöntem uygulamak gerekir. Bu çalışmada, değişkenler arasındaki ilişkinin yönü Granger nedensellik testi uygulanarak belirlenmiştir. Granger nedensellik testinin uygulanabilmesi için aşağıdaki denklemlerden yararlanır;

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{t-i} + U_{1t} \quad (6)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \gamma_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_i Y_{t-i} + U_{2t} \quad (7)$$

Buna göre, yukarıdaki denklemlerde n gecikme sayısını ve U_{1t} ve U_{2t} hata terimlerinin birbirlerinden bağımsız olduklarını göstermektedir. Denklemlerdeki Granger nedensellik analizi, hata terimlerinden önce yer alan bağımsız değişkenlerin sifıra eşit olup olmadığını belirlemek için yapılmaktadır. Nedenselliğin tek taraflı mı yoksa karşılıklı mı olduğunu anlayabilmek için hipotez çift taraflı kurulmaktadır.

β_i değerlerinin sıfırdan farklı olması durumunda “ $Y_t X_t$ ’nin Granger nedenidir” sonucuna ulaşılmakta ve “ Y_t ’den X_t ’ye tek yönlü nedensellik” olarak anlandırılmaktadır. θ_i değerlerinin sıfırdan farklı olmaları durumunda tam tersi “ $X_t Y_t$ ’nin Granger nedenidir” ifadesi elde edilmektedir. X_t ’den Y_t ’ye doğru tek yönlü nedensellik olarak tanımlanır. İki koşulunda geçerli olması durumu “çift yönlü nedensellik” olarak açıklanır. İki koşulunda geçerli olmaması durumu ise iki değişkenin birbirinin nedeni olmadığı anlamına gelmektedir.

3.3. Uygulama

Çalışmada TGE ile finansal ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin belirlenmesi için 3 farklı model kurulmuştur. TGE’nin para piyasasına etkisinin belirlenmesi için kurulan Model 1’de, TGE ile altın fiyatı, döviz kuru, kredi faiz oranı ve mevduat faiz oranı arasındaki ilişki; TGE’nin sermaye piyasasına etkisinin belirlenmesi için kurulan Model 2’de TGE ile gösterge tahvil faiz oranı (DİBS) ve BİST-100 arasındaki ilişki; son olarak TGE’nin genel ekonomik duruma etkisinin belirlenmesi için kurulan Model 3’te ise TGE ile işsizlik, üretici fiyat endeksi (UFE) ve tüketici fiyat endeksi (TUFE) arasındaki ilişki incelenmiştir.

Model 1: TGE – Para Piyasası:

$$TGE_{i,t} = \beta_{1,i} + \beta_{2,i}Altin + \beta_{3,i}Dolar + \beta_{4,i}Kredi + \beta_{5,i}Mevduat + U_{i,t} \quad (8)$$

Model 2: TGE – Sermaye Piyasası:

$$TGE_{i,t} = \beta_{6,i} + \beta_{7,i}DİBS + \beta_{8,i}BİST + U_{i,t} \quad (9)$$

Model 3: TGE – Genel Ekonomi:

$$TGE_{i,t} = \beta_{9,i} + \beta_{10,i}İssiz + \beta_{11,i}TÜFE + \beta_{12,i}ÜFE + U_{i,t} \quad (10)$$

Kurulan üç model için serilerin tümüne ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2. Değişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistik Değerleri

	TGE	ALTIN	DOLAR	KREDİ	MEVDUAT
Ortalama	73.29016	85.4261	2.23862	17.46164	12.30363
Ortanca	73.59037	85.20500	1.79123	16.49975	10.58950
En Büyük	92.20479	242.1900	6.37834	37.68500	24.11000
En Küçük	55.65735	18.00000	1.17608	9.99500	5.94600
Std. Sapma	7.91301	54.04404	1.14693	4.83085	4.30161
Çarpıklık	0.02512	0.96460	1.59654	1.35932	0.63618
Basıklık	2.54514	3.59650	4.99623	5.78064	2.23040
Jarque-Bera	1.50083	29.22314	101.6288	108.3822	15.84708
Olasılık	0.47217	0.00000	0.00000	0.00000	0.00036
	DİBS	BİST	İŞSİZ	TÜFE	ÜFE
Ortalama	12.82413	64597.54	10.18372	215.9710	212.8561
Ortanca	10.78000	63768.81	9.85000	203.5400	202.0800
En Büyük	24.48000	119528.8	14.10000	409.6300	444.8500
En Küçük	5.14000	23591.64	8.00000	114.4900	114.8100
Std. Sapma	5.09695	23583.01	1.39047	75.85214	77.54669
Çarpıklık	0.67816	0.17494	0.92528	0.71254	1.16989
Basıklık	2.17909	2.22848	3.21444	2.73146	4.12878
Jarque-Bera	18.01343	5.14318	24.87260	15.07145	48.36625
Olasılık	0.00012	0.07641	0.000004	0.00053	0.00000

Tablo 2’de analizde kullanılan değişkenlerin tanımlayıcı istatistik değerleri verilmiştir. Tabloda görüldüğü üzere, TGE değeri incelenen 172 dönemde de 100’ü geçmemiştir. TGE’nin en fazla 92,2 olarak gerçekleşmesi, tüketicinin ekonomiye tam anlamıyla güven duymadığı şeklinde yorumlanabilir. Diğer taraftan, dağılımın ortalama etrafındaki asimetrisini ifade eden çarpıklığın, TGE dışındaki tüm değişkenler için sağa çarpık olduğu görülmektedir. Basıklık ise, dağılımın normal dağılıma göre daha dik ya da basık olmasını ifade eder. Jarque-Bera olasılık değeri incelendiğinde;

H_0 : Veriler normal dağılım gösterir.

H_1 : Veriler normal dağılım göstermez.

Hipotezine göre, sadece TGE (0,4721>0,05) ve BİST-100 (0,0764>0,05) dışındaki tüm değişkenlerin %5 istatistiksel anlamlılık düzeyinde normal dağılım göstermektedir.

Birim Kök Testleri

Üç model için de değişkenlerin tümüne ait ADF ve PP Birim Kök Testlerinin sonuçları Tablo 3'de verilmiştir. Buna göre, analizlerde kullanılan tüm değişkenlerin birinci fark düzeyinde I(1) durağan oldukları belirlenmiştir. Dolayısıyla, eşbütünlüşme testi için önkoşul sağlanmıştır.

Tablo 3. ADF ve PP Birim Kök Testleri Sonuçları

Değişkenler	ADF Birim Kök Testi				PP Birim Kök Testi			
	Düzye	Olasılık	Birinci Fark	Olasılık	Düzye	Olasılık	Birinci Fark	Olasılık
TGE	-3.281775	0.0173**	-9.987101	0.0000***	-2.746171	0.0885*	-11.27132	0.0000***
ALTIN	2.327227	1.0000	-10.11025	0.0000***	2.731409	1.0000	-10.65079	0.0000***
DOLAR	2.233105	1.0000	-6.766413	0.0000***	2.447684	1.0000	-8.400284	0.0000***
KREDI	-2.296709	0.1743	-7.850762	0.0000***	-2.586890	0.0976	-6.255430	0.0000***
MEVDUAT	-1.585280	0.4879	-7.656440	0.0000***	-1.364626	0.5986	-6.888285	0.0000***
DIBS	-1.553338	0.5042	-10.75419	0.0000***	-1.579098	0.4911	-10.76980	0.0000***
BİST	-1.409796	0.5765	-13.70996	0.0000***	-1.370113	0.5959	-13.71114	0.0000***
ISSIZ	-1.896490	0.3334	-4.466128	0.0003***	-1.367596	0.5971	-8.954560	0.0000***
TUFE	4.622211	1.0000	-4.084289	0.0014***	5.296025	1.0000	-8.324390	0.0000***
UFE	3.679802	1.0000	-5.659011	0.0000***	3.546047	1.0000	-7.016744	0.0000***

***, **, * , ifadeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 istatistiksel anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.
Not: Her iki birim kök testi de Birinci Fark değerlerinde sabit terim içermektedir.

TGE'nin ekonomiye etkisinin belirlenmesi için üç ayrı Model kurulduğundan farklı gecikme uzunlukları ortaya çıkmıştır. Buna göre, her bir Model için optimal gecikme uzunluğu Ek 1'de verilen kriterlere göre belirlenmiş aşağıdaki Tablo 4'te sunulmuştur.

Tablo 4. Kurulan Her Model için Optimal Gecikme Uzunluğu

		Optimal Gecikme Uzunluğu
Model 1	TGE – Para Piyasası	4
Model 2	TGE – Sermaye Piyasası	2
Model 3	TGE – Genel Ekonomik Durum	3

3.3.1. Eşbütünlüşme İlişkisinin Araştırılması

Üç Model için de geçerli olmak üzere, değişkenler aynı düzeyde durağan oldukları için aralarındaki uzun dönem ilişkisinin araştırılması gerekmektedir. Johansen Eşbütünlüşme testi tahmin sonuçları Tablo 5'de verilmiştir.

Tablo 5. Johansen Eşbütünlüşme Testi Tahmin Sonuçları

Model 1							
	İz Değer				Maksimum Özdeğer		
Eşbütünlüşme Sayısı	Eigenvalue	İz İstatistiği	5% Kritik Değer	Olasılık	Maks. Özdeğer İst.	5% Kritik Değer	Olasılık
Hiç Yok *	0.218671	81.58394	69.81889	0.0043*	41.20874	33.87687	0.0056*
En çok 1 tane*	0.104534	40.37519	47.85613	0.2094	18.43858	27.58434	0.4591

En çok 2 tane*	0.072255	21.93661	29.79707	0.3020	12.52464	21.13162	0.4968
Model 2							
	İz Değer				Maksimum Özdeğer		
Eşbütünleşme Sayısı	Eigenvalue	İz İstatistiği	5% Kritik Değer	Olasılık	Maks. Özdeğer İst.	5% Kritik Değer	Olasılık
Hiç Yok *	0.101935	25.16738	29.79707	(0.1555)	18.16967	21.13162	0.1236)
En çok 1 tane*	0.031118	6.997714	15.49471	0.5779	5.342589	14.26460	0.6981
En çok 2 tane*	0.009746	1.655125	3.841466	0.1983	1.655125	3.841466	0.1983
Model 3							
	İz Değer				Maksimum Özdeğer		
Eşbütünleşme Sayısı	Eigenvalue	İz İstatistiği	5% Kritik Değer	Olasılık	Maks. Özdeğer İst.	5% Kritik Değer	Olasılık
Hiç Yok *	0.142518	49.27396	47.85613	0.0366*	25.83084	27.58434	0.0824
En çok 1 tane*	0.090868	23.44311	29.79707	0.2250	16.00458	21.13162	0.2246
En çok 2 tane*	0.038830	7.438531	15.49471	0.5272	6.653435	14.26460	0.5309
*: %5 seviyesinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.							

Tablo 5 incelendiğinde Model 1’de hem iz istatistiği hem de maksimum özdeğer istatistikleri sonucuna göre %5 istatistiksel anlamlılık düzeyinde bir tane eşbütünleşme vektörü vardır. Bu da değişkenler arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Model 2’de iz değer ve maksimum özdeğer istatistikleri sonucuna göre uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı görülmektedir. Model 3’de ise iz değer istatistiği sonucuna göre %5 istatistiksel anlamlılık düzeyinde bir tane eşbütünleşme vektörü vardır ve değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisinden söz edilebilir.

Bu sonuçlara göre, Model 1 ve Model 3 için kısa dönem ilişki olup olmadığı araştırılırken; Model 2 için VAR analizi yapılmıştır.

Tablo 6. Model 2 için Regresyon Analizi Sonuçları

$R_GUVEN = C(1)*R_GUVEN(-1) + C(2)*R_BIST(-1) + C(3)*R_DİBS(-1) + C(4)$				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	T İstatistiği	Olasılık
C(1)	0.081662	0.075734	1.078277	0.2825
C(2)	5.72E-05	5.07E-05	1.127038	0.2614
C(3)	-0.587163	0.188288	-3.118423	0.0021***
C(4)	-0.173401	0.206119	-0.841269	0.4014
R^2	0.114803	Ortalama Bağımlı Değişken		-0.167381
Düzeltilmiş R^2	0.098806	Bağımlı Değişkenin Standart Sapması		2.809886
Regresyonun Standart Hatası	2.667461	Akaike Bilgi Kriteri		4.823379
F İstatistiği	7.176301	Durbin-Watson İstatistiği		1.900798
Olasılık	0.000147***			

Modelde R^2 , bağımlı değişkenin yüzde kaçlık kısmının bağımsız değişkenler tarafından açıklandığını göstermektedir. $R^2 = 0.114803$ değeri, bağımlı değişkenin yüzde %11 oranında analizde yer alan BİST ve DİBS tarafından ifade edilebildiğini göstermektedir. Geriye kalan %89'luk kısım ise modele dahil edilmeyen diğer bağımsız değişkenlere ilişkindir. BİST değişkenine ait olasılık değeri 0.2614 olup anlamsızdır ve DİBS değişkenine ait olasılık değeri 0.0021 olup, %1 düzeyinde anlamlıdır.

Model 1 ve Model 3 için Kısa Dönem İlişkinin Araştırılması

Değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin tespit edilmesinin ardından kısa dönemde ilişki olup olmadığı Hata Düzeltme Modeli (Vector Error Correction Model – VECM) ile araştırılmıştır. Buna göre, değişkenler arasında kısa dönem ilişkinin varlığından söz edebilmek için, hata düzeltme katsayısının negatif değerinde ve istatistiksel olarak anlamlı olması gerekmektedir. Bu sayede, kısa dönemde ortaya çıkan dengesizlikler ya da sapmalar uzun dönem dengesinin oluşmasını sağlar. Tablo 7’de Model 1 ve Model 3 için Hata Düzeltme Modeli (Vector Error Correction Model – VECM) uygulanmıştır.

Tablo 7: Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

	Model 1	Model 3
Hata Düzeltme Katsayısı	0.00551	-0.03247
Olasılık Değeri	0.3301	0.4710

Tablo 7’de görüldüğü üzere, hata düzeltme katsayısı Model 1’de pozitif ve anlamsız, Model 3’de ise negatif ve anlamsızdır. Her iki model için de gerekli olan negatif ve istatistiki anlamlılık şartı sağlanmadığından değişkenler arasında kısa dönemde ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

3.3.2. Granger Nedensellik Testi

Model 1 ve Model 3’de değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi bulunduğu için VECM üzerinden Granger nedensellik analizi uygulanmıştır. Analiz sonuçları Tablo 8’de verilmiştir.

Tablo 8. Model 1 ve Model 3 için Granger Nedensellik Testi Tahmin Sonuçları

	Nedenselliğin Yönü	Ki-Kare	Olasılık Değeri
Model 1	TGE →Altın	0.721993	0.9486
	Altın →TGE	5.205052	0.2669
	TGE →Dolar	3.684922	0.4503
	Dolar →TGE	9.410597	0.0506**
	TGE →Kredi	4.880091	0.2998
	Kredi →TGE	0.568241	0.9665
Model 3	TGE →İşsizlik	5.680278	0.1282
	İşsizlik →TGE	1.723133	0.6318
	TGE →TÜFE	4.466388	0.2153
	TÜFE →TGE	8.146393	0.0431**
	TGE →ÜFE	1.679284	0.6415
	ÜFE →TGE	14.78106	0.0020***

***, **, *, ifadeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 istatistiksel anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Tablo 8 incelendiğinde Model 1 için dolar değişkeninden TGE’ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Diğer bir ifadeyle dolar satış kuru TGE’nin %5 anlamlılık seviyesinde Granger nedenidir. Bu sonuca göre, dolar kurundaki değişim, TGE’deki değişimin nedenidir. Model 3 için elde edilen tahmin sonuçlarına göre, TÜFE’nin %5 anlamlılık seviyesinde ve ÜFE değişkeninin de %1 anlamlılık seviyesinde TGE’nin Granger nedenidir.

Tablo 9. Model 2 için Granger Nedensellik Testi Tahmin Sonuçları

Sıfır Hipotezi	F- İstatistik	Olasılık
BİST TGE’nin Granger Nedeni Değildir.	6.94051	0.0092***
TGE BİST’in Granger Nedeni Değildir.	0.49164	0.4842
DİBS TGE’nin Granger Nedeni Değildir.	15.7320	0.0001***
TGE DİBS’in Granger Nedeni Değildir.	4.44761	0.0364**

Gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir.
***, ** ve * işaretleri sırasıyla %1, %5 ve %10 istatistiksel anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Tablo 9 incelendiğinde TGE ve BİST-100 değişkenleri için geçerli olan “BİST-100 TGE’nin Granger Nedeni Değildir” şeklindeki H_0 hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Yani BİST-100 endeksinden TGE’ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi mevcuttur. TGE ile DİBS değişkenleri için geçerli olan “TGE DİBS’in Granger Nedeni Değildir” H_0 hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilirken, “DİBS TGE’nin Granger Nedeni

Değildir” H_0 hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Bu durumda TGE ile DİBS değişkeni arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir.

4. SONUÇ VE DEĞERLENDİRMELER

Bu çalışmada tüketicilerin ekonomiye ilişkin beklentilerini yansıtan TGE ile para piyasasını, sermaye piyasasını ve genel ekonomik durumu temsil eden değişkenler arasındaki kısa – uzun dönem ilişkisi ve ilişkinin yönü 2005:01 – 2019-04 dönemi için zaman serisi analizleri ile incelenmiştir.

Model 1’de TGE ile altın, dolar kuru, kredi faiz oranı ve mevduat faiz oranı arasındaki ilişki incelenmiştir. Analizler sonucunda değişkenler arasında uzun dönem ilişki tespit edilmiş ve dolar kurunun TGE’nin nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Beşel ve Yardımcıoğlu (2016), Özpınar ve Özman (2017) tarafından yapılan çalışmalarla uyumlu olan bu sonuca göre, incelenen dönemde para piyasasında dolar kurundaki değişim TGE’deki değişimi açıklamaktadır. Ancak beklenenin aksine, tüketici kredisi faiz oranı ile TGE arasında bir nedensellik ilişkisi tespit edilmemiştir. Model 2’de TGE ile BİST 100 endeksi ve gösterge tahvil faiz oranı arasındaki ilişki incelenmiştir. Tekin ve Cengiz (2018) çalışmasının aksine Eşbütünleşme ilişkisi bulunamamıştır. Bu nedenle, değişkenler arasındaki ilişkinin yönü VAR analizi ile belirlenmiştir. Granger nedensellik testine göre BİST-100 endeksinden TGE’ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu sonucu Hsu vd. (2011), Kloet (2013) ve Topuz (2019) tarafından gerçekleştirilen çalışmalarla uyumludur. Diğer taraftan, DİBS ile TGE arasında ise karşılıklı nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Model 3’de ise değişkenler arasında uzun dönem ilişki olduğu belirlenmiştir ve TÜFE ve ÜFE değişkenlerinden TGE’ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu sonuç Başarır vd., (2018) çalışması ile uyumludur. İşsizlik değişkeni ile TGE arasında ise nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Türkiye’de incelenen dönemde TGE ile dolar kuru, TÜFE ve ÜFE arasında tespit edilen uzun dönem ilişki beklentilerle uyumlu bir sonuçtur. Zira, fiyatlar genel seviyesindeki yani enflasyondaki artış, hanehalkının tüketim harcamalarını ve gelecekteki harcama biçimlerini doğrudan etkilemektedir. Diğer taraftan, dolar kurundaki artışın TGE’ye iki yönden etki ettiği yorumu yapılabilir. Birincisi, kurdaki artış, ulusal para biriminin değer kaybetmesi anlamına geldiği için, iktisadi birimlerin ekonomiye duydukları güvenin azalmasına, kötümser olmalarına neden olmaktadır. İkincisi, kurdaki artış üretim maliyetlerine (ÜFE) dolayısıyla fiyatlara yansıtacağı için fiyatlar genel seviyesinin yükselmesine; yani enflasyona neden olmaktadır. Çalışmada finansal piyasalar ve genel ekonomi ayrı ayrı değerlendirildiği için dolar kuru ile enflasyon arasındaki ilişki için yapılan yorum, ampirik sonuçlara göre yapılmamıştır.

Sonuç olarak Türkiye’de TGE yoluyla tüketicilerin beklentilerini etkileyen değişkenler; para piyasasında dolar kuru, sermaye piyasasında borsa endeksi ve gösterge tahvil faiz oranı ve genel ekonomik göstergeler açısından ise ÜFE ve TÜFE olarak belirlenmiştir. Doğrudan ve enflasyona yansıyan dolaylı etkisi nedeniyle genel itibarıyla döviz kurunu dikkate alan politikaların geliştirilmesi ve uygulanması tüketicilerin beklentilerinin iyimser olmasını sağlayacak etkin bir araç olarak kullanılabilir.

KAYNAKÇA

- AFŞAR, B. (2019). Döviz Kuru İle Tüketici Güven Endeksi Arasındaki İlişki: MIST Ülkeleri Örneği, Yıldırım Beyazıt Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Ankara.
- AKKAYA, M. (2014). Beklenti ve Güven Anketlerinin Finansal Piyasalara Etkisi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Doktora Tezi, İstanbul.
- AKTAŞ, M., AKDAĞ, S. (2013). Türkiye’de Ekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Fiyatları ile İlişkilerinin Araştırılması. *International Journal of Social Science Research*, 2(1).
- AYDIN, Ü. ve AĞAN, B. (2016). Rasyonel Olmayan Kararların Finansal Yatırım Tercihleri Üzerindeki Etkisi: Davranışsal Finans Çerçevesinde Bir Uygulama, *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 12(2), 95-112.
- BAKER, M., WURGLER, J. (2006). Investor Sentiment and The Cross-Section Of Stock Returns, *Journal of Finance*, 61(4): 1645-1680. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00885.x>
- BAKER, M., WURGLER, J. (2007). Investor Sentiment in the Stock Market, *Journal of Economic Perspectives*, 21(2): 129-151. <https://doi.org/10.1257/jep.21.2.129>
- BARBERIS, N., SHLEIFER, A., VISHNY, R. (1998). A Model of Investor Sentiment, *Journal of Financial Economics*, 49, 307-343.
- BARBERIS, N. ve THALER, R. (2002). A Survey of Behavioral Finance, *National Bureau of Economic Research, Working Paper 9222*, 1-67.
- BEŞEL, F. ve YARDIMCIOĞLU, F. (2016). Tüketici Güven Endeksi İle Makro Değişkenler Arasındaki İlişki, *Uluslararası Politik, Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Kongresi (ICPESS)*, 475-487.
- BAŞARIR, Ç., BİCİL, İ., YILMAZ, Ö. (2018). Tüketici Güven Endeksi İle Seçilmiş Finansal ve Makroekonomik Göstergeler Arasındaki İlişki, *International Conference On Applied Economics and Finance, Extended With Social Sciences*, 732-739.
- BİLGİN, Ş. (2018). Rasyonel Olmayan Yatırımcı Davranışlarının Davranışsal Finans Açısından İncelenmesi: TR-63 Bölgesinde Bireysel Yatırımcılar Üzerinde Ankete Dayalı Bir Değerlendirme, *Osmaniye Korkut Ata Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Osmaniye*.
- BOSTANCI, H. (2013). Firma Düzeyinde Riske Karşı Duyarlılığın Beklenti Teorisi ile Açıklanması, *Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Aydın*.
- BOSTANCI, F. (2003). Davranışçı Finans, *Sermaye Piyasası Kurulu Denetleme Dairesi Yeterlik Etüdü, İstanbul*, 1-45.
- CANBAŞ, S., KANDIR, S.Y. (2007). Yatırımcı Duyarlılığının İMKB Sektör Getirileri Üzerindeki Etkisi, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(2), 2019-248.
- CARROLL, C., FUHRER, J., WILCOX, D. (1994). Does consumer sentiment forecast household spending? If so, why?, *American Economic Review*, 84, 1397-1408
- ÇELİK S., ÖZERKEK, Y. (2009) Panel Cointegration Analysis of Consumer Confidence and Personal Consumption in the European Union. *Journal of Business Economics and Management*, 10, 161-168.
- DANIEL, K., HIRSHLEIFER, D. ve SUBRAHMANYAM, A. (1998). Investor Psychology and Security Market Under and Overreactions, *The Journal of Finance*, No.6, 1839-1885.
- DEES, S., BRINCA, P. S. (2013). Consumer Confidence as a Predictor of Consumption Spending: Evidence for the United States and the Euro Area, *International Economics*, 134, 1-14. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2013.05.001>
- DOĞUKANLI, H. ve ERGÜN, B. (2011). Davranışsal Finans Etkin Piyasalara Karşı: Aşırı Tepki Hipotezinin İMKB’de Araştırılması, *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 20(1), 321-336.
- DÖM, S. (2003). Yatırımcı Psikolojisi, İstanbul: Değişim Yayınları.
- EGE, İ., TOPALOĞLU, E. Ve COŞKUN, D. (2012). Davranışsal Finans ve Anomaliler: Ocak Ayı Anomalisinin İMKB’de Test Edilmesi, *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, Ekim, 175-190.
- EKİM, S. (2018). Davranışsal Finasta Yatırımcı Duyarlılığı: Borsa İstanbul’da Yatırım Kararlarını Değerlendirme, (Doktora Tezi), İstanbul: İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- ERGÖR, Z.B. (2017). Yatırımcı Duyarlılığı ile Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki: G7 Ülkeleri ile Gelişmekte Olan Ülkelerin Karşılaştırmalı Analizi, *Çankaya Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Ankara*.
- EYÜBOĞLU, S., EYÜBOĞLU, K. (2018). Tüketici Güven Endeksi İle Borsa İstanbul Sektör Endeksleri Arasındaki İlişkinin Araştırılması, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 33(1), 235-259.
- FERRER, E., SALABER, J. ve ZALEWSK, A. (2014). Consumer Confidence Indices and Stock Markets Meltdowns, *The European Journal of Finance*, 22(3), 195-220.
- FISHER, K.L. ve STATMAN M. (2003). Consumer Confidence and Stock Returns. *Journal of Portfolio Management*, Fall, 15-127.
- GÖRMÜŞ, Ş., GÜNEŞ, S. (2010). Consumer Confidence, Stock Prices and Exchange Rates: The Case of Turkey, *Applied Econometrics and International Development*, 10(2), 103-114.

- HONG, H. ve STEİN J.C. (1999). A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading and Overreaction in Asset Markets, *The Journal of Finance*, 6, 2143-2184.
- 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.
- İBİCİOĞLU, M., KARAN, M. B. (2011). Konut Kredisi Talebini Etkileyen Faktörler: Türkiye Üzerine Bir Uygulama. *Ekonomi Bilimleri Dergisi*, 4 (1), 65-75. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ebd/issue/4859/66846>
- İBİCİOĞLU, M., KAPUSUZUĞLU, A., KARAN, M.B. (2013) Türkiye'deki Tüketici Güven Endeksi ile Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi, *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 5(1), 5-16.
- İPEK, E., AKYAZI, H. (2017). Expectations and Household Expenditure: Case of Turkey, *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 15 (1) , 27-39. <https://doi.org/10.11611/yead.373438>
- JANSEN, W.J., NAHUIS, N.J. (2003). The Stock Market and Consumer Confidence: European Evidence. *Economics Letters*, 79(1), 89-98 [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(02\)00292-6](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(02)00292-6)
- JOHANSEN, S., JUSELİUS, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.
- KAHNEMAN, D., TVERSKY, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk, *Econometrica*, 47(2), 263-292.
- KANDIR, S.Y. (2006). Türkiye'de Yatırımcı Duyarlılığının Hisse Senedi Getirileri Üzerindeki Etkisi, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, Adana.
- KANDIR, S. Y., ÇERÇİ, G., UZKARALAR, Ö. (2013). Yatırımcı Duyarlılığı Temsilcileri: Yatırım Ortaklıkları İskontosu Ve Tüketici Güven Endeksi Örneği. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 7-2.
- KAPETANIOS, G., SHIN, Y., SNELL, A. (2003), Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework, *Journal of Econometrics*, 112, 359-79
- KARABULUT, A.N. (2013). Tüketicilerin Algılanan Risk Değişkeni Karşısında İnternette Alışveriş Yapma Eğilimlerinin Ölçülmesi: Beklenen Fayda Teorisine Karşı Beklenti Teorisi, *Journal of Yaşar University*, 8(32), 5515-5536.
- KARABULUT, G. (2008). Türkiye'de İktisadi Güven: Uluslararası Bir Karşılaştırma, *Sosyal Bilimler Dergisi*, No.1, 123-128.
- KARACA, Y. (2015). Davranışsal Finans Yaklaşımı ve Bireysel Yatırımcı Davranışları Üzerine Ampirik Bir Uygulama, Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Ankara.
- KARAN, M.B. (2013). Yatırımcı Analizi ve Portföy Yönetimi, Ankara: Gazi Kitabevi.
- KATONA, G. (1968). Consumer Behavior: Theory and Findings on Expectations and Aspirations, *The American Economic Review*, 58 (2), 19-30. <https://www.jstor.org/stable/1831793>
- KLOET, N.L. (2013). The Relationship Between Consumer and the Stock Market in the European Union, (Master Thesis), Erasmus Universty Rotterdam, Ersamus Scholl of Economics.
- KÖKSAL, M. (2016). Dış Ticaret ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği, Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Konya.
- KÖSE, A., AKKAYA, M. (2016). Beklenti ve Güven Anketlerinin Finansal Piyasalara Etkisi: BİST 100 Üzerine Bir Uygulama. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2960106>
- KÜÇÜKÇAYLI, F.M., AKINCI, G.Y. (2018). Tüketici Güveninin Makroekonomik Belirleyicileri: Bir Zaman Serisi Analizi, *UİİİD-UEAS*, 17. UİK Özel Sayısı, 1307-9832
- MUCUK, M., ALPTEKİN, V. (2008). Türkiye'de Vergi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: VAR Analizi (1975-2006), *Maliye Dergisi*, 155, 159-174.
- OTOO, M. W. (1999). Consumer Sentiment and the Stock Market, *Finance and Economics Discussion Series from Board of Governors of the Federal Reserve System* <https://www.federalreserve.gov/pubs/feds/1999/199960/199960pap.pdf>
- ÖZPINAR, Ö. ve ÖZMAN, H. (2017). Türkiye-ABD Güven Endekslerinin Kavramsal Çerçevesindeki Farklılıklar ve Kur-Endeks İlişkisi, *V. Anadolu International Conference in Economics Bildiriler Kitabı*, May 11-13, 1-30.
- ÖZSAĞIR, A. (2007). Ekonomide Güven Faktörü, *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(20), 46-62.
- SARI, S.S., ILGIN, K.S. (2018). Makroekonomik Faktörler ile Tüketici Güven Endeksi Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği, *International Congress on Political, Economic and Social Studies*, 394-402.
- SCHMELING, M. (2009). Investor Sentiment and Stock Returns: Some International Evidence, *Journal of Empirical Finance*, 16(3), 394-408.
- SIMS, C. (1980). Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48, 1-49.
- STATMAN, M. (1999). Behavioral Finance: Past Battles and Future Engagements, *Financial Analysts Journal*, 55(6), 18-27.
- TEKİN, B., CENGİZ S. (2018). Pay Senedi Piyasası ile Tüketici Güven Endeksi Arasındaki Nedensellik ve Eşbütünlüşme İlişkileri: Borsa İstanbul'da Bir Uygulama, *Journal of Social and Humanities Sciences Reseach*, 5(29), 3837-3847.

TOOLSEMA, L. A. (2002). Competition in The Dutch Consumer Credit Market, *Journal Of Banking & Finance*, 26(11): 2215-2229.

TVERSKY, A., KAHNEMAN, D. (1974). Judgment Under Uncertainty: Heuristics and Biases, *Science*, 185(4157), 1124-1131.

UĞURLU, E. (2009). Durağanlık ve Birim Kök Sınamaları, *Ders Notları, Kitapçık 1*, 1-17.

USUL, H., KÜÇÜKSİLLE, E., KARAOĞLAN, S. (2017). “Güven endekslerindeki değişimlerin hisse senedi piyasalarına etkileri: Borsa İstanbul Örneği”. *Suleyman Demirel University Journal of Faculty of Economics & Administrative Sciences*, 22(3): 685-695

TOPUZ, Y. V. (2011), Tüketici Güveni ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği, *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 7(1): 53-65.

BloombergHT, (2015). Tüketici Güven Endeksi. Erişim Tarihi: 24 Haziran 2019, Erişim Adresi: <https://businessht.bloomberght.com/piyasalar/haber/1134243-tuketici-guvenini-bloomberght-olcecek>

Türkiye İstatistik Kurumu. (2018). Tüketici Güven Endeksi. Erişim Tarihi: 10 Mayıs 2019, Erişim Adresi: <http://www.tuik.gov.tr/PreHaberBultenleri.do?id=27862>

UMSRC, (2019). The Index of Consumer Sentiment. Erişim Tarihi: 10 Mayıs 2019 Erişim Adresi: <http://www.sca.isr.umich.edu/files/chicsr.pdf>

Hazine ve Maliye Bakanlığı (HMB) 2019. Erişim Tarihi: 10 Mayıs 2019

EKLER

Ek-1

Model 1 İin Gecikme Uzunluęu Kriterleri						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2257.662	NA	343542.6	26.93645	27.02943	26.97418
1	-1057.550	2314.502	0.288745	12.94702	13.50487	13.17342
2	-948.0829	204.5987	0.105718	11.94146	12.96419*	12.35654*
3	-913.6810	62.25102	0.094708	11.82954	13.31714	12.43328
4	-877.8354	62.72996*	0.083543*	11.70042*	13.65290	12.49283
Model 2 İin Gecikme Uzunluęu Kriterleri						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2992.549	NA	6.17e+11	35.66129	35.71708	35.68393
1	-2301.284	1349.612	1.83e+08	27.53910	27.76224*	27.62966*
2	-2287.857	25.73507*	1.74e+08*	27.48640*	27.87689	27.64488
3	-2282.571	9.943317	1.82e+08	27.53061	28.08846	27.75701
4	-2279.666	5.360936	1.95e+08	27.60316	28.32837	27.89749
Model 3 İin Gecikme Uzunluęu Kriterleri						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2416.107	NA	38236076	28.81080	28.88518	28.84098
1	-1186.338	2386.338	20.28178	14.36116	14.73306	14.51210
2	-1133.629	99.76928	13.10586	13.92416	14.59358*	14.19584
3	-1102.967	56.57829*	11.01595*	13.74961*	14.71655	14.14204*
4	-1091.687	20.27778	11.67057	13.80580	15.07026	14.31898