



Reel Kesim Güven Endeksi ile İMKB 100 Endeksi arasındaki dinamik nedensellik ilişkisi

Turhan Korkmaz¹

*Muhasebe ve Finansman Anabilim Dalı
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
Zonguldak Karaelmas Üniversitesi, Türkiye*

Emrah İsmail Çevik²

*Sayısal Yöntemler Anabilim Dalı
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
Zonguldak Karaelmas Üniversitesi, Türkiye*

Özet

Bu çalışmada İMKB 100 endeks getirisi ile Reel Kesim Güven Endeksi arasındaki nedensellik ilişkisi Cheung ve Ng [1] tarafından geliştirilen iki aşamalı yöntem ile araştırılmıştır. İlk aşamada İMKB 100 endeks getirisi ve güven endeksi EGARCH model ile tahmin edilmiştir. İkinci aşamada EGARCH modelden elde edilen standardize hatalar ve kareleri kullanılarak İMKB 100 endeks getirisi ve güven endeksi için ortalama ve varyansta nedensellik testi yapılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, İMKB 100 endeksi getirisi ile güven endeksi arasında geri bildirim etkisi mevcuttur ve eş zamanlı olarak birbirlerini etkilemektedirler.

Anahtar Sözcükler: *Güven Endeksi, İMKB 100, EGARCH*

The Dynamic Causality Relation between Real Sector Confidence Index and ISE 100 Index

Abstract

In this study, the causality relation between ISE 100 index return and Real Sector Confidence Index are analyzed with a two-stage method developed by Cheung and Ng [1]. ISE 100 index return and confidence index are estimated with EGARCH model in the first stage. In the second stage, the standardized residuals and squares obtained from the EGARCH model are used for causality test in the mean and variance for the ISE 100 index return and confidence index. The results of the analysis show that there is a feedback effect between ISE 100 index return and confidence index and they simultaneously affect each other.

Keywords: *Confidence Index, ISE 100, EGARCH*

1. Giriş

Geleneksel anlayışa göre, finansal piyasalarda menkul kıymetlerle ilgili fiyatın oluşumunda işletmeye özgü faktörler (büyüklük, kar, satışlar gibi), yerel ekonomik faktörler (büyüme, faiz oranı, enflasyon oranı ve döviz kuru gibi) ve küresel ekonomik faktörlerin (petrol ve altın fiyatları gibi) etkisi olduğu görüşü egemendir. Bununla birlikte son yıllarda yapılan çalışmalar, yatırımcıların davranışsal boyutunu dikkate alarak davranışsal finans teorisini ön plana çıkarmıştır. Davranışsal finans teorisine göre, yatırımcıların finansal piyasalarda yatırım yaparken her zaman rasyonel davranmadıkları ve yatırım kararı sürecinde birçok psikolojik faktörün etkili olduğu sonucuna varmışlardır. Bu psikolojik faktörlerden biri de kuşkusuz yatırımcıların gelecekle ilgili beklentileridir.

¹ korktur@yahoo.com (T. Korkmaz)

² emrahic@yahoo.com (E. İ. Çevik)

Yatırımcıların piyasaya bakış açılarını ve gelecekle ilgili beklentileri saptamanın en kolay yolu ise belirli aralıklarla ölçülen güven endeksleridir.

Bununla birlikte literatürde hisse senedi fiyatlarındaki artışın da tüketicilerin güvenini arttırdığını ortaya çıkaran çok sayıda çalışma mevcuttur. Genelde hisse senedi fiyatlarındaki artış tüketici güvenini de arttırmasıyla iki farklı şekilde tüketimi arttırmaktadır. İlk olarak, yükselen hisse senedi fiyatları refahın artması anlamına gelecek ve bundan dolayı piyasada iyimserliği arttıracaktır. Geleneksel refah etkisiyle ilişkili bu direk etki hisse senedi piyasalarına az yatırım yapan hane halkına sahip ülkeler için daha az önemli olacaktır. İkinci neden olarak, yükselen hisse senedi fiyatları ekonomistler tarafından gelecekteki ekonomik iyileşmenin habercisi olarak yorumlanabilecektir. Hisse fiyatlarının öncül gösterge olma özelliği, varlık fiyatları kanalıyla tüm tüketicilerin davranışlarını etkileyebilmektedir [2].

Yukarıdaki açıklamalardan da anlaşılacağı üzere hisse senedi piyasası ile tüketici güveni arasındaki ilişki iç içe geçmiş durumdadır ve birbirlerini ne zaman, ne şekilde etkiledikleri kestirilememektedir. Başka bir ifadeyle, hisse senedi fiyatlarındaki artış mı tüketici güvenini arttırmakta yoksa tüketici güvenine bağlı olarak mı hisse senedi fiyatları artmaktadır sorularına net bir yanıt bulunamamaktadır.

Bu sorulara cevap bulabilmek amacıyla çalışmada 1987 yılından itibaren Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) tarafından oluşturulan Reel Kesim Güven Endeksi (RKGE) ile İMKB Ulusal 100 endeksi arasındaki dinamik nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Çalışma altı bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünün ardından ikinci bölümde yatırımcıların sezgileri ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişkileri araştıran çalışmalara, üçüncü bölümde ise RKGE hakkına kısa bilgi verilmiştir. Dördüncü bölümde çalışmada kullanılan yöntemler hakkında teorik bilgi yer alırken, beşinci bölümde çalışmanın kapsamı, veriler ve elde edilen model sonuçları değerlendirilmiştir. Son olarak sonuç bölümünde elde edilen bulgular üzerine genel bir değerlendirme yapılmıştır. belirtilmeye çalışılmıştır.

2. Literatür Özeti

Literatürde güven endeksleri ile hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların büyük bir kısmı gelişmiş ülkeler için yapılmıştır. Örneğin Eppright vd. [3] ABD’de tüketici beklenti endeksinin tüketicilerin gelecekte yapacakları harcamalarının belirleyicisi olup olmadığını araştırdıkları çalışmalarında 1978 ile 1992 dönemi arasında aylık veriler kullanmışlardır. Vektör Otoregresyon (VAR) modeli kullandıkları çalışmalarında tüketici beklentilerinin tüketim harcamaları üzerinde ekonomik faktörlerden daha fazla etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Otoo [4], ABD için tüketici güven endeksi ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında 1980 ile 1990 yılları arasında aylık veriler kullanmıştır. Regresyon analizi kullandığı çalışmasının sonucunda, hisse fiyatlarındaki artışın tüketici güven endeksini arttırdığını tespit etmiştir. Fisher ve Statman [5], ABD’de tüketici güven endeksi ile hisse getirisi arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında 1977 ile 2000 dönemi için aylık veriler kullanmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre, tüketici güven endeksinin hisse fiyatları ile aynı yönde hareket ettiğini tespit etmişlerdir. Utaka [6], Japonya’da tüketici güven endeksi ile GSYİH arasındaki ilişkiyi 1982 ile 2000 yılları arasında incelemiştir. VAR modeli kullandığı çalışmasında kısa dönemde tüketici güven endeksinin ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı etkisini tespit ederken uzun dönemde anlamlı bir ilişki bulamamıştır. Jansen ve Nahuis [2], çalışmalarında 11 Avrupa ülkesi için hisse senedi piyasasındaki gelişmeler ile tüketici güveni arasındaki ilişkileri incelemişlerdir.³ Almanya dışındaki ülkeler için hisse

³ Çalışmada ele alınan ülkeler Belçika, Danimarka, Fransa, Almanya, Yunanistan, İrlanda, İtalya, Hollanda, Portekiz, İspanya ve İngiltere’dir.

senedi getirileri ile tüketicilerin sezgileri arasında pozitif ilişki belirlemişlerdir. Ayrıca hisse getirisi tüketici güveninin Granger nedeni iken tersi yönde ilişki tespit edilememiştir.

Brown ve Cliff [7], New York borsası üzerine yapmış oldukları çalışmalarında 1987 ile 1998 yılları arasında yatırımcıların sezgileri ile endeks getirisi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Elde ettikleri sonuçlara göre, yatırımcıların sezgileri ile hisse senedi getirisi arasında ilişki belirlemişler ve geçmiş hisse senedi getirilerinin yatırımcıların sezgileri üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu sonucuna varmışlardır. Christ ve Bremmer [8], ABD için tüketici güven endeksi ile hisse senedi fiyatı arasındaki ilişkiyi 1978 ile 2003 dönemi için aylık veriler kullanarak araştırmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre, hisse senedi fiyatındaki artışın tüketici güven endeksini arttırdığını belirlemişlerdir. Lopez ve Durre [9], Belçika ve ABD’de tüketici güven endeksinin belirleyicilerini tespit etmeye yönelik yapmış oldukları çalışmalarında 1983 ile 2001 döneminde aylık verilerle çalışmışlardır. Analiz sonuçlarına göre, borsa endeksinde yaşanan dalgalanmaların tüketici güven endeksi üzerinde oldukça güçlü bir etkiye sahip olduklarını tespit etmişlerdir. Eduardo ve Brito [10], ABD’de güven endeksi ile yatırım ve tüketim arasındaki nedensellik ilişkilerini 1978 ile 2003 dönemi için analiz etmişlerdir. Analiz sonuçlarına göre; yatırım ve tüketimden güven endeksine Granger nedensellik ilişkisi belirlemişlerdir.

Bandopadhyaya ve Jones [11], ABD için yapmış oldukları çalışmalarında hisse senedi piyasası için güven endeksi oluşturmuşlar ve oluşturdukları güven endeksinin borsa endeksi üzerinde etkili olduğunu tespit etmişlerdir. Dunn ve Mirzaie [12], ABD için yapmış oldukları çalışmalarında 1996 ile 2002 yılları arasında aylık veriler kullanarak üretim sektörü ile tüketici güven endeksi arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Bu amaçla genel güven endeksi, üretim sektörü için güven endeksi ve üretim dışı sektörler için güven endeksleri arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Kwan ve Cotsomitis [13], Japonya’da tüketici güveni ile tüketim harcamaları arasındaki ilişkileri inceledikleri çalışmalarında 1993 ile 2003 dönemi için çeyrek yıllık veriler kullanmışlardır. Analiz sonucunda, tüketici güven endeksinin tüketim harcamaları üzerinde oldukça güçlü bir etkisi olduğunu belirlemişlerdir. Kling ve Gao [14], Çin için yapmış oldukları çalışmalarında günlük veriler kullanarak yatırımcıların sezgileri ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişkileri çeşitli ekonometrik yöntemler kullanarak araştırmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre, hisse fiyatları ile yatırımcıların sezgileri arasında uzun dönemli bir ilişki bulamamışlar bununla birlikte kısa dönemde ise piyasa getirisi pozitif olduğunda yatırımcıların iyimser olduklarını belirlemişlerdir.

Literatürde yapılan çalışmalar incelendiğinde Türkiye için güven endeksleri üzerine yapılan çalışmalar yakın bir geçmişte başlamış gözükmektedir. Canbaş ve Kandir [15], yatırımcı duyarlılığının İMKB sektör endeks getirileri üzerindeki etkisini araştırdıkları çalışmalarında Temmuz 1997 ile Haziran 2006 dönemi arasında aylık verileri kullanmışlardır. Çalışmalarında yatırımcı duyarlılığını temsil eden üç farklı değişken belirlemişlerdir. Bu değişkenler sırasıyla; yatırım ortaklıkları ağırlıklı iskonto endeksinde değişim, yatırım fonlarının ortalama fon akışı ve yabancı yatırımların net hisse senedi alımlarının İMKB piyasa değerine oranıdır. Regresyon analizinde İMKB Ulusal Sınai, İMKB Ulusal Mali ve İMKB Ulusal Hizmetler Endekslerini bağımlı değişken olarak kullanarak, yatırımcı duyarlılığının endeks getirileri üzerinde etkiliği olduğu sonucuna varmışlardır. Kandir [16], tüketici güveninin İMKB Mali sektör şirketlerinin hisse senedi getirileri üzerindeki etkisini incelediği çalışmasında Şubat 2002 ile Haziran 2005 dönemi arasında aylık veriler kullanmıştır. Regresyon analizi yöntemi kullandığı çalışmasında CNBC-E tüketici güven endeksinin İMKB Mali sektör şirketlerinin hisse senedi getirileri için önemli bir faktör olduğu sonucuna ulaşmıştır. Korkmaz ve Çevik [17] çalışmalarında tüketici güven endeksleri ile İMKB 100, Dolar ve Euro arasındaki ilişkileri Eşbütünleşme ve hata düzeltme modeli ile araştırmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre İMKB’den CNBC-e ve TCMB güven endekslerine pozitif yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmişler, fakat reel

kesim güven endeksi ile İMKB arasında nedensellik ilişkisi bulamamışlardır. Ayrıca CNBC-e tüketici ve reel kesim güven endeksinden kurlara yönelik ters yönlü bir ilişki bulmuşlardır. Olgaç ve Temizel [18], TCMB tüketici güven endeksi ile İMKB 30 arasındaki ilişkiyi 2004 ile 2007 dönemi için araştırmışlardır. Eşbütünleşme testi ve hata düzeltme modeli kullandıkları çalışmalarında İMKB 30 endeksinin tüketici güven endeksini pozitif yönde etkilediğini belirlemişlerdir.

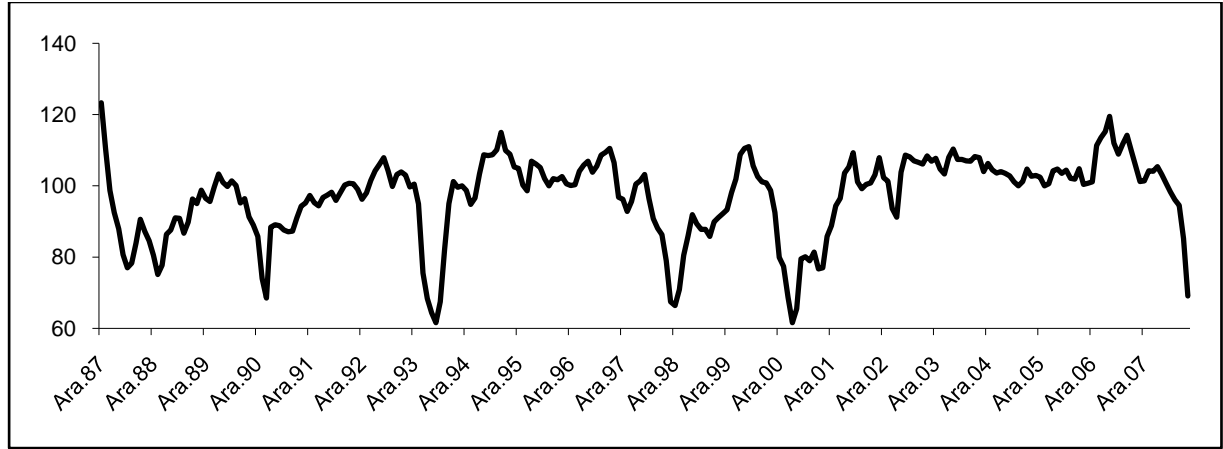
3. Reel Kesim Güven Endeksi

Ekonomide tüketici davranışları, hem karar alıcılar hem de ekonominin gelecek tahminleri ile ilgilenenler için oldukça önemli bir yere sahiptir. Tüketici güvenindeki iyimserlik, geniş harcama yapma isteğini ve borca girme eğilimini yükseltebilmekte, kötümserlik ise, tüketicilerin harcamalarını kısmalarına ve mali durumlarını yeniden gözden geçirmelerine neden olabilmektedir. Bu amaçla TCMB, 1987 yılından itibaren ekonomide ağırlığı olan özel sektör kuruluşlarının üst düzey yöneticileri ile yapmış olduğu anket çalışması ile reel kesim güven endeksini oluşturmaktadır [19].

Birçok ülkede farklı yöntemler kullanılarak uygulanan reel kesime yönelik eğilim anketlerinin temel amacı, konjonktürel gelişmelerdeki genel eğilimi ortaya çıkarmak ve ekonomik karar birimlerine gerekli olan gelecek beklentilerine ilişkin bilgi sunmaktır. TCMB İktisadi Yönelim Anketi (İYA) ile ekonomide ağırlığı olan özel sektör kuruluşlarının üst düzey yöneticilerinin yakın geçmiş ve geleceğe yönelik düşüncelerini öğrenmek amacıyla hazırlanmış olup, üretim, talep, yatırım, satış, istihdam, kapasite kullanımı ve enflasyon beklentilerine ilişkin sorular içermektedir. İYA'ya verilen cevaplardan "iyimser-kötümser" veya "yukarı-aşağı" şeklinde fark alınarak her soru için yayılma (difüzyon) endeksi bulunmaktadır. Ancak, anketin farklı sorularına verilen yanıtların birlikte değerlendirilip özetlendiği tek bir göstergeye de ulaşmak mümkün olmaktadır. Üst düzey yöneticilerin bugünkü iş durumlarını nasıl değerlendirdiklerinin ve geleceğe ilişkin beklentilerinin bir fonksiyonu olan toplulaştırılmış gösterge, güven endeksi olarak adlandırılmaktadır. Bu yaklaşımla hazırlanan Reel Kesim Güven Endeksi (RKGE), İYA'nın seçilmiş bazı sorularına verilen yanıtlardan hesaplanmıştır. Elde edilen endeks sonucu 100 olarak elde edilirse, anketin kapsadığı reel kesim temsilcilerinin yaptıkları değerlendirmeye göre ekonomik faaliyetlere ilişkin istikrarlı bir görünüm mevcuttur. Endeks değeri 100'den büyük olursa ekonomik faaliyetlere ilişkin güvenin arttığını, endeks değeri 100'ten küçük olursa ekonomik faaliyetlere ilişkin güvenin azaldığını göstermektedir [19].

1987 ile 2008 yılları arasında RKGE'nin seyri Şekil 1'de verilmiştir. Ele alınan dönem içinde RKGE'de 1991 yılında Körfez Savaşına, 1994 yılında Türkiye'de yaşanan ekonomik krize, 1998 yılında Asya ve Rusya'da yaşanan krize, 2001 yılında Türkiye'de yaşanan krize ve son olarak 2007 yılında ABD'de konut kredileriyle başlayan olumsuz gelişmelere bağlı olarak önemli düşüşler gerçekleşmiştir. Diğer taraftan 1994 ve 2001 krizlerinden önce RKGE'nin düşmeye başlaması krizler için öncü gösterge olarak kullanabileceğini göstermektedir. Günümüze gelindiğinde ise ABD'de konut kredileri ile başlayan ve dünyada finansal sistemin tamamını olumsuz şekilde etkileyen krizin RKGE'yi düşürdüğü gözlemlenmektedir ve endeks yaklaşık olarak 2001 krizinin yaşandığı dönemle aynı değere gerilemiştir.

Şekil 1: Türkiye’de Reel Kesim Güven Endeksi (Aralık 1987-Ekim 2007)



Kaynak: TCMB EVDS (www.evds.tcmb.gov.tr. Erişim Tarihi: 03.11.2008)

4. Ekonometrik Yöntemler

VAR modele dayanan Granger nedensellik testi literatürde oldukça fazla kullanılmasına rağmen, bu yöntemin bir takım eksik yönleri bulunmaktadır. Bunlardan ilki Granger nedensellik testinde uygun gecikme sayısının belirlenmesidir. İkinci olarak nedensellik ilişkisi araştırılan değişkenler durağan değilse eşbütünleşme testlerinin yapılması gerekmekte ve eğer eşbütünleşme mevcut ise hata düzeltme modeli üzerinden nedensellik ilişkisi araştırılmalıdır. Bu testler ise değişkenler üzerinde çok sayıda kısıtlama gerektirdiğinden bilgi kaybına neden olmaktadır. Son olarak VAR modelin hata terimleri arasında otokorelasyon ve değişen varyans sorununun olmaması gerekmektedir. Bununla birlikte finansal verilerle çalışırken bu varsayımların sağlanması oldukça güçtür. Özellikle birçok finansal getiri serisi koşullu değişen varyans özelliği göstermektedir.

Tüm bu nedenlerden dolayı çalışmada RKGE ile İMKB 100 endeksi arasındaki ilişkileri saptamada Granger nedensellik testine göre daha esnek sonuçlar sunan Cheung ve Ng [1] tarafından geliştirilen iki aşamalı dinamik nedensellik testi uygulanmıştır. Dinamik nedensellik testi Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modelinden elde edilen standardize hata terimlerine dayandığından bu bölümde GARCH modeller ve dinamik nedensellik testi hakkında teorik bilgi verilecektir.

4.1. GARCH Model

Geleneksel ekonometrik modellerde hata teriminin varyansının sabit olduğu varsayılmaktadır. Bununla birlikte birçok finansal zaman serisi için bu varsayımın gerçekleşmesi çok güçtür. Özellikle hisse senedi getirisi gibi finansal zaman serilerinde genellikle yüksek volatilité dönemini düşük volatilité dönemi takip etmekte (bu durum volatilité kümelenmesi olarak adlandırılmakta) ve buna bağlı olarak sabit varyans varsayımı geçerliliğini yitirmektedir. Zaman serileri için sabit varyans varsayımının sağlanamaması uzun dönemli öngörülerde sapmalı sonuçlar elde edilmesine neden olmaktadır. Bu nedenle zaman serileri için volatilité kümelenmesine bağlı olarak koşullu varyansın da ayrıca modellenmesi gerekliliği ön plana çıkmıştır.⁴

⁴ Koşullu varyans ifadesi zaman serinin varyansında otokorelasyon durumunun olması anlamına gelmektedir. Başka bir ifadeyle, bir hisse senedi getirisinin t dönemi için varyansının t-1 dönemine bağlı olarak değişmesidir.

Koşullu varyansın modellemesinde Engle [20] Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modeli ile finansal ekonometri literatürüne yeni ufuklar açmıştır. Engle'nin çalışmalarından sonra ARCH modeller birçok farklı şekilde geliştirilmiş ve Bollerslev [21] tarafından geliştirilen Genelleştirilmiş ARCH veya kısaca GARCH modeli finansal ekonometride oldukça sık kullanılmaya başlanmıştır [22]. Bollerslev [21] tarafından geliştirilen GARCH modelin matematiksel ifadesi aşağıdaki gibidir:

$$r_t = \mu + \sum_{i=1}^{p_1} \varphi_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_2} \theta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{p_3} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p_4} \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (2)$$

Denklem (1) koşulsuz otoregresif hareketli ortalama özelliği gösterir ve ARMA(p,q) olarak belirlenir. Burada ε_t , koşullu varyans σ_t^2 ile birlikte değişen varyanslı hata terimini ifade etmektedir. Denklem (2) koşullu varyans dinamiğini gösterir ve GARCH (p₃, p₄) olarak belirlenir. Burada p₃ ARCH terimi sayısı, p₄ GARCH terimi sayısını belirtmektedir.

Hisse senedi fiyatlarının önemli bir özelliği piyasada kötü haber beklentisinin iyi haber beklentisine göre volatilitiyi daha fazla arttırmasıdır. Bir çok hisse senedi için, şimdiki getiri ile gelecekteki volatilitite arasında yüksek negatif bir korelasyon mevcuttur. Hisse senedi getirisinde artış olduğunda volatilitesinin azalması ve getiri düştüğünde volatilitenin artması kaldıraç etkisi olarak adlandırılmaktadır. Hisse senedi getirilerinde kaldıraç etkisini modellemek için literatürde iki farklı model geliştirilmiştir. Bunlar Glosten vd. [23] tarafından geliştirilen Eşik Değerli GARCH (TARCH) modeli ve Nelson [24] tarafından geliştirilen Üstsel GARCH (EGARCH) modelidir.

Nelson [24] tarafından geliştirilen EGARCH model aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$r_t = \mu + \sum_{i=1}^{p_1} \varphi_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_2} \theta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\ln \sigma_t = \omega + \alpha_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}}} + \beta_1 \ln \sigma_{t-1} + f_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}}} \right| \quad (3)$$

EGARCH modelin GARCH modele göre bir takım avantajları mevcuttur. Bunlardan ilki koşullu varyans log-doğrusal formda modellendiğinden GARCH parametreleri üzerindeki negatif olmama kısıdı ortadan kalkmakta, tahmin edilen GARCH parametreleri negatif olsa dahi logaritmik dönüşüm yapıldığından σ_t daima pozitif olmaktadır. İkincisi EGARCH modelde hata teriminin geçmiş değeri yerine standardize hataların kullanılması şokun büyüklüğü ve kalıcılığı hakkında daha doğal açıklama yapma imkanı sağlamaktadır. Son olarak EGARCH modelde asimetri etkisi f_1 volatilitite parametresi ile ölçülmektedir.

Denklem (3)'te $\varepsilon_{t-1} / \sqrt{\sigma_{t-1}}$ pozitif ise koşullu varyansta şokun etkisi $\alpha_1 + f_1$ toplamına, negatif ise $-\alpha_1 + f_1$ toplamına eşit olacaktır. Ayrıca tahmin edilen f_1 parametresi istatistiksel olarak anlamlı ise kaldıraç etkisinin varlığı kabul edilmektedir [25].

4.2. Dinamik Nedensellik Testi

Cheung ve Ng [1] yapmış olduğu çalışmasında GARCH modelden elde ettiği standardize hataları ve standardize hataların karesini kullanarak dinamik nedensellik test yöntemini geliştirmiştir. Cheung ve Ng (1996), X_t ve Y_t gibi iki zaman serisinin bilgi setini

$I_t = \{X_{t-j}, j \geq 0\}$ ve $J_t = \{X_{t-j}, Y_{t-j}, j \geq 0\}$ şeklinde tanımlamıştır. Y_t 'nin X_{t+1} 'in varyansta nedeni olabilmesi için aşağıdaki eşitsizliğin gerçekleşmesi gerekecektir:

$$E\left\{\left(X_{t+1} - \mu_{x,t+1}\right)^2 / I_t\right\} \neq E\left\{\left(X_{t+1} - \mu_{x,t+1}\right)^2 / J_t\right\} \quad (4)$$

Denklem (4)'te $\mu_{x,t+1}$ I_t 'deki şartlı bilgiye bağlı olarak X_{t+1} 'in ortalaması olarak tanımlanmaktadır. X_t ve Y_t değişkenleri arasında varyansta eşzamanlı nedenselliğin oluşması için aşağıdaki eşitsizliğin gerçekleşmesi gerekir:

$$E\left\{\left(X_{t+1} - \mu_{x,t+1}\right)^2 / I_t\right\} \neq E\left\{\left(X_{t+1} - \mu_{x,t+1}\right)^2 / J_t + Y_{t+1}\right\} \quad (5)$$

Y_t 'den X_{t+1} 'e ortalama nedensellik aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$E\{X_{t+1} / I_t\} \neq E\{X_{t+1} / J_t\} \quad (6)$$

İki finansal varlığın ortalaması ve varyansında nedenselliği test etmek için, X_t ve Y_t serilerinin ortalama denklemleri aşağıdaki gibi formüle edilir:

$$X_t = \mu_{x,t} + \sqrt{h_{x,t}} \varepsilon_t \quad \text{ve} \quad Y_t = \mu_{y,t} + \sqrt{h_{y,t}} \varsigma_t$$

burada ε_t ve ς_t sıfır ortalamalı sabit varyanslı birbirinden bağımsız hata terimlerini göstermektedir. Koşullu ortalama ve varyans aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\mu_{z,t} = \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_{z,i}(\theta_{z,h}) Z_{t-i} \quad (7)$$

$$h_{z,t} = \varphi_{z,0} + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_{z,i}(\theta_{z,h}) \left\{ (Z_{t-i} - \mu_{z,t-1})^2 - \varphi_{z,0} \right\} \quad (8)$$

burada $\theta_{z,h}$, px1 boyutlu parametre vektörüdür. Dinamik nedensellik testinde X_t ve Y_t serileri için standardize hata kareleri aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$U_t = \left\{ \left(X_t - \mu_{x,t} \right)^2 / h_{x,t} \right\} = \varepsilon_t^2 \quad (9)$$

$$V_t = \left\{ \left(Y_t - \mu_{y,t} \right)^2 / h_{y,t} \right\} = \varsigma_t^2 \quad (10)$$

burada ε_t ve ς_t standardize hataları belirtmektedir. $r_{UV}(k)$, k. gecikme için standardize hata karelerinin çapraz korelasyon katsayıları ve $r_{\varepsilon\varsigma}(k)$, standardize hataların çapraz korelasyon katsayıları olarak tanımlanır. $r_{UV}(k)$ ve $r_{\varepsilon\varsigma}(k)$ Çapraz Korelasyon Fonksiyonu (CCF) varyans ve ortalama nedensellik için kullanılır. Varyansta ve ortalama nedensellik için test istatistikleri aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$\text{Varyansta Nedensellik Testi} = \sqrt{T} \times r_{UV}(k)$$

$$\text{Ortalama Nedensellik Testi} = \sqrt{T} \times r_{\varepsilon\varsigma}(k)$$

burada T gözlem sayısını belirtmektedir.

5. Veri ve Model Sonuçları

Çalışmada İMKB 100 endeksi getirisi ile RKGE arasındaki nedensellik ilişkisi aylık olarak Aralık 1987 ile Ekim 2008 dönemi için araştırılmıştır.⁵ RKGE, TCMB tarafından Aralık 1987 tarihinden itibaren ölçülmeye başlandığından dolayı çalışmanın başlangıç yılı 1987 olarak belirlenmiştir. İMKB 100 endeksi $R_t = \ln(P_t/P_{t-1}) * 100$ formülü ile getiri serisi haline dönüştürülmüş ve modellerde getiri serisi üzerinden analizler gerçekleştirilmiştir. Çalışmada kullanılan değişkenlerden İMKB 100 endeksi ve RKGE, TCMB elektronik veri dağıtım sisteminden temin edilmiştir. Tablo 1'de çalışmada kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiştir.

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler

	R_t	$RKGE_t$
Gözlem Sayısı	251	251
Ortalama (Aylık)	%3.323	97.099
Standart Sapma (Aylık)	%13.105	11.272
Çarpıklık	0.396	-1.080
Basıklık	4.110	3.845
J-B testi	19.375 [0.000]	56.141 [0.000]
ARCH (2)	10.038 [0.000]	779.66 [0.000]
$Q_1(10)$	32.732	623.912
$Q_2(10)$	27.895	664.814
ADF ist.	-7.322*	-5.444*
P-P ist.	-12.032*	-4.376*

1) R_t İMKB 100 endeks getirisini, $RKGE_t$ Reel Kesim Güven Endeksini belirtmektedir. J-B Jarque-Bera normallik testini, ARCH otoregresif koşullu değişen varyans testini, $Q_1(.)$ standardize hatalar için Box-Pierce otokorelasyon testini, $Q_2(.)$ standardize hataların karesi için Box-Pierce otokorelasyon testini belirtmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ilgili test istatistiğine karşılık gelen olasılık değerleridir. %1 önem düzeyinde serinin durağan olduğunu göstermektedir

Ele alınan dönem için İMKB'de aylık ortalama getiri %3.323 olarak bulunmuştur. Basıklık değerlerine göre endeks getirisi ve güven endeksinin kalın kuyruk özelliği gösterdiği, normallik testine göre normal dağılmadığı ve koşullu değişen varyansa sahip olduğu anlaşılmaktadır. Değişkenlerin bütünleşme dereceleri Dickey ve Fuller [26] tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi ve Phillips ve Perron [27] tarafından geliştirilen P-P testi ile araştırılmıştır. Her iki birim kök testi sonucuna göre, endeks getirisi ve güven endeksi %1 önem düzeyinde durağan olduğu belirlenmiştir.

Tablo 2'de İMKB 100 endeks getirisi ve güven endeksi için EGARCH model sonuçları yer almaktadır. Ortalama getiri denkleminde AR ve MA parametreleri Akaike bilgi kriterine ve hata terimi ile ilgili varsayımsal testlere (normallik, otokorelasyon ve koşullu değişen varyans testlerine) göre belirlenmiştir. Böylelikle endeks getirisi için en uygun model ARMA(1, 2) olarak belirlenirken, güven endeksi için ARMA(1, 1) olarak belirlenmiştir. Her iki modelde de kaldıraç parametresi olan f_1 tahmin değeri %5 önem düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Kaldıraç parametresinin istatistiki açıdan anlamlı olması koşullu varyansta asimetri etkisinin varlığına işaret etmektedir. EGARCH modelde kaldıraç etkisi $a_1 + f_1$ toplamına göre değişmektedir. Eğer bu toplam pozitif olarak bulunursa kötü haberlerin volatilitiyi arttırdığı, negatif olarak bulunursa ise iyi haberlerin volatilitiyi düşürdüğü sonucuna varılmaktadır. Böylelikle endeks getirisi ve güven endeksi için $a_1 + f_1$

⁵ Reel Kesim Güven Endeksi dışında Merkez Bankası ve CNBC-e tarafından oluşturulmakta olan iki farklı tüketici güven endeksi mevcuttur ve CNBC-e tüketici güven endeksi Ocak 2002, MB tüketici güven endeksi Aralık 2003 tarihinden itibaren aylık düzenli olarak yayınlanmaktadır. CNBC-e ve TCMB tüketici güven endeksleri için veri kısıdı nedeniyle ARCH etkisi tespit edilemediğinden dinamik nedensellik testi için ilk aşama olan GARCH model sonuçları anlamsız çıkmıştır. Bu nedenle bu iki tüketici güven endeksi analiz kapsamı dışında bırakılmıştır.

toplamı sırasıyla 0.367 (0.216+0.241) ve 0.281 (-0.348+0.630) olarak bulunmuş ve her iki seri için kötü haberlerin volatilitiyi arttırdığı gözlemlenmiştir. Modellerden elde edilen hata terimleri için varsayımsal testler yapılmış ve %1 anlamlılık düzeyinde modelle ilgili varsayımsal sorun bulunmamıştır.

Tablo 2: EGARCH Model Sonuçları

	R_t	$RKGE_t$
μ	3.274 [0.000]	4.598 [0.000]
ϕ_1	-0.927 [0.000]	0.801 [0.000]
θ_1	1.354 [0.000]	0.311 [0.000]
θ_2	0.403 [0.000]	
ω	0.135 [0.461]	-1.893 [0.000]
f_1	0.241 [0.017]	0.630 [0.000]
α_1	0.126 [0.020]	-0.348 [0.000]
β_1	0.933 [0.000]	0.783 [0.000]
J-B	0.543 [0.762]	4.310 [0.115]
ARCH(2)	0.727 [0.484]	0.105 [0.900]
$Q_1(10)$	0.065	-0.051
$Q_2(10)$	0.019	-0.033

1) R_t İMKB 100 endeks getirisini, $RKGE_t$ Reel Kesim Güven Endeksini belirtmektedir. J-B Jarque-Bera normallik testini, ARCH otoregresif koşullu değişen varyans testini, $Q_1(.)$ standardize hatalar için Box-Pierce otokorelasyon testini, $Q_2(.)$ standardize hataların karesi için Box-Pierce otokorelasyon testini belirtmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ilgili test istatistiğine karşılık gelen olasılık değerleridir.

Endeks getirisi ile güven endeksi arasında ortalamada nedensellik testini uygulayabilmek için EGARCH modelden standardize hata terimleri çekilmiş ve çapraz korelasyon fonksiyonları oluşturulmuştur. Varyansta nedensellik testi için ise standardize hataların kareleri alınarak çapraz korelasyon fonksiyonu oluşturulmuş ve sonuçlar Tablo 3'te verilmiştir. Tablo 3'te gecikme ifadesi, $RKGE_t$ 'den İMKB'ye nedenselliği belirtirken; öncül ifadesi İMKB'den $RKGE_t$ 'ye nedenselliği belirtmektedir. Ortalamada nedensellik testi sonucuna göre, $k=0$ için çapraz korelasyon katsayısının istatistiki olarak anlamlı bulunması endeks getirisi ile güven endeksi arasında geri bildirim etkisi olduğunu göstermekte ve eş zamanlı olarak birbirlerini etkilemektedir. Ayrıca $k=2$ için çapraz korelasyon katsayısının anlamlı bulunması endeks getirisinden güven endeksine nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Varyansta nedensellik testine göre sadece $k=0$ için çapraz korelasyon katsayısının istatistiki olarak anlamlı elde edilmesi iki değişken arasında geri bildirim etkisinin olduğunu ve eş zamanlı olarak birbirlerini etkilediklerini göstermektedir.

Tablo 3: Dinamik Nedensellik Testi Sonuçları

k	Düzyey		Kare	
	Gecikme	Öncül	Gecikme	Öncül
	$R_t \& RKGE_t (-k)$	$R_t \& RKGE_t (+k)$	$R_t \& RKGE_t (-k)$	$R_t \& RKGE_t (+k)$
0	0.273*	0.273*	0.187*	0.187*
1	0.042	0.034	0.031	0.064
2	-0.088	0.142*	0.058	0.050
3	0.066	0.028	0.057	-0.019
4	-0.063	0.040	-0.034	0.022
5	-0.085	-0.042	-0.055	-0.004
6	-0.032	0.057	0.024	-0.085
7	0.022	-0.068	-0.049	-0.013
8	0.087	0.035	0.012	-0.047
9	0.006	0.016	0.053	-0.026
10	-0.011	-0.026	0.020	-0.024

1) * işareti % 1 önem düzeyinde istatistiki olarak anlamlı çapraz korelasyon katsayısını belirtmektedir.

Dinamik nedensellik testi sonucuna göre, iki değişken arasında geri bildirim etkisi saptanmış ve iki değişkenin birbirini etkilediği sonucuna varılmıştır. Bu nedensellik ilişkisinin yönünü belirlemek için EGARCH model genişletilerek tekrar tahmin edilmiştir. Endeks getirisi modeli için genişletilmiş EGARCH model aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$R_t = \mu + \sum_{i=1}^{p_1} \varphi_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_2} \theta_i \varepsilon_{t-i} + \delta_1 RKGE_t + \varepsilon_t$$

$$\ln \sigma_t = \omega + \alpha_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}}} + f_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}}} \right| + \beta_1 \ln \sigma_{t-1} + \gamma_1 RKGE_t^2 \quad (11)$$

RKGE için genişletilmiş EGARCH model aşağıdaki gibi yazılabilir:⁶

$$RKGE_t = \mu + \sum_{i=1}^{p_1} \varphi_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_2} \theta_i \varepsilon_{t-i} + \delta_1 R_t + \delta_2 R_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$\ln \sigma_t = \omega + \alpha_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}}} + f_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}}} \right| + \beta_1 \ln \sigma_{t-1} + \gamma_1 R_t^2 \quad (12)$$

Endeks getirisi ve güven endeksi arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünü belirlemek için oluşturulan model sonuçları Tablo 4'te verilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, güven endeksinin artması İMKB 100 endeksinin ortalama getirisini arttırırken volatilitiyi azaltıcı yönde etki yaratmaktadır. Diğer taraftan endeks getirisinin artması güven endeksinin ortalamasını arttırırken volatilitisini de arttırmaktadır.

Modelleme yapmanın en önemli amacı elde edilen model ile uygun öngörüler elde etmektir. Bu nedenle modeller arasında seçim yapılırken Akaike ve Schwarz gibi model seçim kriterlerinin yanında öngörü hata istatistikleri de kullanmak gerekmektedir. Literatürde en çok kullanılan öngörü hatası istatistikleri, ortalama mutlak hata (Mean

⁶ Ortalamada nedensellik testine göre endeks getirisi ikinci gecikmede güven endeksinin etkilediğinden modele endeks getirisinin ikinci gecikmesi de dahil edilmiştir.

Absolute Error, MAE), ortalama hata karesinin kökü (Root Mean Square Error, RMSE), ortalama mutlak yüzdeleri hatadır (Mean Absolute Percentage Error, MAPE).

Tablo 4: Nedensellik Testine Göre Genişletilmiş EGARCH Model Sonuçları

	R_t	$RKGE_t$
μ	-75.32 [0.075]	4.580 [0.000]
ϕ_1	-0.934 [0.000]	0.845 [0.000]
θ_1	1.297 [0.000]	0.278 [0.000]
θ_2	0.349 [0.000]	
δ_1	17.08 [0.000]	0.004 [0.000]
δ_2		0.002 [0.103]
ω	8.538 [0.003]	-1.858 [0.000]
f_1	0.173 [0.226]	0.508 [0.000]
α_1	0.317 [0.002]	-0.324 [0.000]
β_1	0.372 [0.070]	0.787 [0.000]
γ_1	-0.270 [0.009]	0.004 [0.047]
J-B	2.681 [0.261]	2.960 [0.227]
ARCH(2)	0.048 [0.952]	0.081 [0.921]
$Q_1(10)$	0.078	-0.067
$Q_2(10)$	0.039	-0.029

1) R_t İMK B100 endeks getirisini, $RKGE_t$ Reel Kesim Güven Endeksini belirtmektedir. J-B Jarque-Bera normallik testini, ARCH otoregresif koşullu değişen varyans testini, $Q_1(\cdot)$ standardize hatalar için Box-Pierce otokorelasyon testini, $Q_2(\cdot)$ standardize hataların karesi için Box-Pierce otokorelasyon testini belirtmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ilgili test istatistiğine karşılık gelen olasılık değerleridir.

Öngörü serisi $f=T+1, T+2, \dots, T+h$ olmak üzere, gerçekleşen ve öngörülen getiri sırasıyla r_t ve \hat{r}_t , öngörü yapılan tarih t , öngörü sayısı h olarak tanımlandığında öngörü hata istatistikleri aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{h} \sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{r}_t - r_t)^2}, \quad MAE = \frac{1}{h} \sum_{t=T+1}^{T+h} |\hat{r}_t - r_t|, \quad MAPE = 100 \frac{1}{h} \sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \frac{\hat{r}_t - r_t}{r_t} \right| \quad (13)$$

Nedensellik ilişkisine bağlı olarak genişletilmiş EGARCH modelin öngörü performansları EGARCH model ile karşılaştırılmıştır. Bu amaçla modellerin tahmin dönemi Aralık 1987 ile Aralık 2007, öngörü dönemi ise Ocak 2008 ile Ekim 2008 olarak belirlenmiştir. Elde edilen öngörü hata istatistikleri Tablo 5'te verilmiştir. Gerek getiri denklemi için gerekse güven endeksi denklemi için genişletilmiş EGARCH modelden elde edilen öngörü istatistikleri daha düşük elde edilmiştir. Öngörü hata istatistiklerinin daha düşük elde edilmesi o modelin öngörü gücünün daha yüksek olduğunu göstermektedir. Elde edilen bu sonuçlar beklentileri karşılar niteliktedir. Çünkü nedensellik ilişkisine bağlı olarak modele ilave edilen değişkenlerin, modelin öngörü gücünü olumlu yönde arttırması beklenmektedir. Diğer bir ifadeyle nedensellik ilişkisini dikkate alarak getiri denkleminde güven endeksinin eklenmesi veya güven endeksine İMKB 100 endeks getirisinin eklenmesi modelin öngörü performansını arttırmaktadır ve bu sonuç nedensellik ilişkisiyle bağdaşmaktadır.

Tablo 5: Öngörü Hata İstatistikleri

Öngörü Hata İstatistikleri	R_t		$RKGE_t$	
	Genişletilmiş EGARCH	EGARCH	Genişletilmiş EGARCH	EGARCH
RMSE	12.924	14.385	0.123	0.130
MAE	11.440	12.276	0.075	0.077
MAPE	153.09	159.62	1.724	1.758

6. Sonuç

Yatırımcıların piyasaya bakış açıları ve gelecekle ilgili beklentileri finansal piyasaları yakından ilgilendirmektedir. Zira piyasada güven olgusu oluşmadan yatırımcıların birikimlerini finansal piyasalarda aktif bir şekilde değerlendirmesini beklemek gerçekle örtüşmeyecektir. Bu nedenle yatırımcıların piyasa olan güveni arttıkça, finansal piyasalarda daha aktif işlem yapma eğiliminde olacaklardır. Diğer taraftan literatürde yer alan ampirik ve teorik çalışmalar finansal piyasalardaki olumlu gelişmelerin de yatırımcıların piyasaya olan güvenini arttıracaklarını ve daha fazla işlem yapmalarını sağlayacaklarını belirtmektedir. Böylelikle güven olgusu ile finansal piyasalarda işlem yapma eğilimi arasındaki etkileşimin yönü ve zamanı tam olarak belirginleşmemektedir.

Bu amaçla çalışmada yatırımcıların piyasa olan bakış açısını ölçen güven endeksi ile İMKB 100 endeks getirisi arasındaki ilişkiler iki aşamalı dinamik nedensellik testi ile araştırılmıştır. Dinamik nedensellik testinin ilk aşamasında İMKB 100 endeks getirisi ve güven endeksi EGARCH model ile tahmin edilmiştir. İkinci aşamada tahmin edilen EGARCH modelden standardize hata terimleri çekilerek çapraz korelasyon katsayıları ile ortalamada ve varyansta nedensellik testi yapılmıştır. Ortalamada nedensellik testi sonuçlarına göre İMKB 100 endeks getirisi güven endeksini eş zamanlı ve ikinci gecikmede etkilerken, varyansta nedensellik testine göre her iki endeks arasında eş zamanlı bir etkileşim söz konusu olmaktadır. Nedensellik ilişkileri dikkate alınarak EGARCH model genişletilmiş ve her iki endeksin birbiri üzerinde pozitif etkisi olduğu belirlenmiştir. Bu sonuca göre İMKB 100 endeks getirisi RKGE'yi aynı ay içerisinde ve iki ay sonra etkilemekte ve bu etkinin yönü pozitif olmaktadır. Diğer bir ifadeyle İMKB 100 endeks getirisinin artması RKGE'yi olumlu yönde etkileyerek arttırmaktadır. Volatilitede ise eş zamanlı karşılıklı bir etkileşim mevcuttur ve RKGE'deki artış İMKB'de volatiliteye azaltmaktadır. Elde edilen bulgular literatürde yer alan çalışmaların bulguları ile örtüşmektedir. Özellikle ABD ve Avrupa ülkeleri üzerine yapılan çalışmalarda hisse senedi getirisinin güven endeksini pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Türkiye için yapılan çalışmalarda da benzer sonuçlar bulunmuş ve hisse senedi getirisinin güven endeksi üzerinde artırıcı bir etki yarattığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu çalışmada da benzer bir durum söz konusudur ve özellikle ortalamada nedensellik testi sonucunda hisse senedi getirisinin güven endeksini pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

Son olarak genişletilmiş EGARCH model ile EGARCH modelin öngörü performansları karşılaştırılmış ve genişletilmiş EGARCH modelin daha iyi sonuçlar verdiği görülmüştür. Bu sonuçlar endeks getirisini tahmin etmeye yönelik modellerde yatırımcıların piyasaya bakış açıları olan güven endeksinin de dahil edilmesinin daha anlamlı sonuçlar vereceğini göstermektedir.

Kaynakça

- [1] Y.W. Cheung and L.K. Ng, A Causality-in-Variance Test and Its Applications to Financial Market Prices. *Journal of Econometrics*. 72, 33-48 (1996).
- [2] W.J. Jansen and N.J. Nahujs, The Stock Market and Consumer Confidence: European Evidence. *Economics Letters*. 79, 89-98 (2003).
- [3] D.R. Eppright, N.M. Arguea, and W.L. Huth, Aggregate Consumer Expectation Indexes as Indicator of Future Consumer Expenditures. *Journal of Economic Psychology*. 19, 215-235 (1998).
- [4] M.W. Otoo, Consumer Sentiment and the Stock Market. *Board of Governors of the Federal Reserve System*. <http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/1999/199960/199960pap.pdf>, (1999) (Erişim Tarihi: 12.02.2007).
- [5] L.K. Fisher and M. Statman, Consumer Confidence and Stock Returns. *Santa Clara University Department of Finance. Working Paper*. No. 02-02 (2002).
- [6] A. Utaka, Confidence and Real Economy-The Japanese Case. *Applied Economics*. 35, 337-342 (2003).
- [7] G.W. Brown and M.T. Cliff, Investor Sentiment and the Near-Term Stock Market. *Journal of Empirical Finance*. 11, 1-27 (2004).
- [8] P.K. Christ and D.S. Bremmer, The Relationship between Consumer Sentiment and Stock Prices. 78. *Annual Conference of the Western Economics Association International*. Denver. Colorado (2003).
- [9] B.H. Lopez and A. Durre, The Determinants of Consumer Confidence: The Case of United States and Belgium. <http://www.core.ucl.ac.be/services/psfiles/dp03/dp2003-53.pdf>, (2003). (Erişim Tarihi: 12.02.2007).
- [10] L. Eduardo and L. Brito, Is There Consumer Confidence Index a Sound Predictor of the Private Demand in the United States? *Estudios De Economia Aplicada*. 22, 2-15 (2004).
- [11] A. Bandopadhyaya and A.L. Jones, Measuring Investor Sentiment in Equity Market. *Journal of Asset Management*. 7, 208-215 (2006).
- [12] F.L. Dunn and I.A. Mirzaie, Turns In Consumer Confidence: An Information Advantage Linked to Manufacturing. *Oxford University Press*. 44, 343-351 (2006).
- [13] A. Kwan and J. Cotsomitis, Does Consumer Confidence Matter for Household Spending? Evidence from Japan. http://www.cuhk.edu.hk/eeco/staff/cckwan/research/Paper/KC_CCI_Japan_OBES-.pdf, (2007). (Erişim Tarihi: 12.02.2007).
- [14] G. Kling and L. Gao, Chinese Institutional Investors' Sentiment. *International Financial Markets, Institutions&Money*. 18, 374-387 (2008).
- [15] S. Canbaş ve S.Y. Kandır, Yatırımcı Duyarlılığının İMKB Sektör Gelirleri Üzerindeki Etkisi. <http://www.finansbilim.com/ufs2006/Makaleler/YATIRIMCIDUYARLILIGININ.pdf>, (2006). (Erişim Tarihi: 11.11.2008).
- [16] S.Y. Kandır, Tüketici Güveni ve Hisse Senedi Getirileri İlişkisi: İMKB Mali Sektör Şirketleri Üzerine Bir Uygulama. *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Dergisi*. 15 (2), 217-230 (2006).
- [17] T. Korkmaz ve E.İ. Çevik, Güven Endeksi ve Yatırımcıların Sezgileri: Türkiye Örneği. *11. Ulusal Finans Sempozyumu Bildiriler Kitabı*, Zonguldak. 389-410 (2007).
- [18] S. Olgaç ve F. Temizel, Yatırımcı Duyarlılığı Hisse Senedi Getirileri İlişkisi: Türkiye Örneği. *Tisk Akademi*. 3, 224-239 (2008).

- [19] Tütkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, www.tcmb.gov.tr. (Erişim Tarihi: 03.11.2008).
- [20] R.F. Engle, Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation. *Econometrica*. 50, 987–1008 (1982).
- [21] T. Bollerslev, Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*. 31, 307-327 (1986).
- [22] M. Verbeek, *Guide to Modern Econometrics*. John Wiley&Sons, England (2000).
- [23] L.R. Glosten, R. Jaganathan, and D. Runkle, On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks. *Journal of Finance*. 48, 1779-1801 (1993).
- [24] D.B. Nelson, Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*. 59, 347–370 (1991).
- [25] W. Enders, *Applied Econometric Time Series*. John Wiley&Sons Inc., USA, (2004).
- [26] D.A. Dickey and W.A. Fuller, Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*. 74, 427-431 (1979).
- [27] P.C. Phillips and P. Perron, Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*. 75, 335-46 (1988).