

\*\*\*\*\*



**BANKACILIK ve SERMAYE**  
Piyasası Araştırmaları Dergisi

**Bankacılık ve Sermaye**  
**Piyasası Araştırmaları**  
**Dergisi ISSN: 2651-3560**

**BSPAD, Cilt 2, Sayı 6**

[www.bankasermaye.com](http://www.bankasermaye.com)

\*\*\*\*\*

**Vadeli BIST 30 Endeksi Kontratları Üzerine Koruma Oranı Tahmini ve Koruma Oranı Etkinliği<sup>1</sup>**

*Forecasting Hedge Ratio and Hedge Ratio Effectiveness on BIST 30 Index Futures*

**Orhan ÖZAYDIN**

*İstanbul Ticaret Üniversitesi Finans Enstitüsü*

*Doktora Öğrencisi*

[orhanozaydin@gmail.com](mailto:orhanozaydin@gmail.com)

**Özet**

Çalışmada, 9 Ocak 2009 ve 31 Aralık 2017 tarihleri arasındaki BIST 30 endeksinin vadeli kontratlarının haftalık fiyat uygulamasıyla koruma oranı tahminini ve koruma etkinliğini araştırmaktadır. Geleneksel koruma yöntemi, spot pozisyona ters, birebir (1:1) koruma pozisyonunun alınmasıdır. Fakat spot ve vadeli fiyatlar farklı davranış gösterdiğinde yüzde yüz koruma sağlanamayacaktır. Çalışmada koruma oranı tespitinde, klasik korumalar olan birebir ve beta'ya alternatif olan minimum varyans koruma oranı (MVKO) yöntemi kullanılmıştır. Koruma oranı, koruma amaçlı kullanılan vadeli BIST 30 endeksinin, BIST 30 ile oluşturacağı portföyde, ağırlığını belirlemek için hesaplanmıştır. Oluşturulan modelin düzeltilmiş R-karesi ise koruma oranının etkinliğini göstermektedir. Daha iyi koruma oranı hesaplaması için hem sabit hem de değişken zamanlı ekonometrik modellerde BIST 30 endeksi üzerine BIST 30 vadeli kontratlarının koruma performansı çalışılmıştır. Farklı modellerle bulunan koruma oranlarının koruma etkinliği karşılaştırması incelendiğinde, Hata Düzeltme Modeli (HDM) ile riskin azaltılması bağlamında, diğer EKK ve GARCH(0,1) modellerine göre daha iyi sonuçlar doğuracağı görülmüştür. HDM ile bulunan koruma oranının diğer modellere göre daha etkin olduğu bulunmuştur. Sonuç olarak, HDM'den elde edilen optimal koruma oranının güvenilirliğinin test sonuçlarına baktığımızda, araştırılan periyotlar içinde güvenilir olduğu görülmektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Koruma oranı, koruma oranı etkinliği, MVKO, BIST 30 vadeli kontratlar

**JEL Sınıflaması:** G11, G13

<sup>1</sup> Makale Gönderim Tarihi: 10.06.2018 – Makale Kabul Tarihi: 30.09.2018

### Abstract

*This paper investigates hedge ratio effectiveness of BIST 30 index future contracts between 9 January 2009 and 31 December 2017 which were priced weekly. The conventional wisdom suggest a naïve strategy of 1:1 position; to effectively hedge one unit of spot position is to hold one unit of future contract. This strategy failed to deliver as the spot and future prices behave differently. Thus, this article concentrates minimum variance hedge ratio (MVHR) strategy instead of conventional ones. Especially focuses on two main subjects: forecasting hedge ratio and hedge ratio effectiveness, most appropriate econometric model which return's minimum variance need to be decided in historical data sample analysis. The hedging performance is examined both constant and time-varying models e.g. OLS, VECM and GARCH. Comparing hedge ratio and hedge ratio effectiveness for each model in-sample we discussed, Error Correction Model (ECM) concluded best results in decreasing variance. As a result, optimal hedge ratio held by ECM was reliable on period as mentioned.*

**Key Words:** Hedge ratio, hedging effectiveness, MVHR, BIST 30 futures.

**JEL Classification:** G11, G13

## 1. Giriş

Vadeli hisse senedi endekslerinin koruma etkinliği üzerine, portföy koruma (hedge) yaklaşımı ve Johnson'un (1960) minimum varyans koruma oranı (hedge ratio) bağıntısı kullanılarak birçok araştırma yapılmıştır. Vadeli işlemlerle yapılan korumalar, ters fiyat hareketlerine karşı bir kontrol ve riski düşürücü bir unsur olarak kullanılmaktadır. Vadeli hisse senedi kontratları, piyasa katılımcılarının portföylerindeki ağırlıklarını ve çeşitliliklerini değiştirmeden piyasa riskini yönetmelerini sağlamaktadır. Bir korumanın etkinliği, korumaya alınmış spotta oluşan fiyat değişimi ile koruma enstrümanının fiyat değişiminin kabaca birbirleri ile dengelenmesidir. Pennings ve Meulenberg (1997), vadeli kontratların başarısının belirleyici faktörü, vadeli kontratlarla yapılan korumalarda, koruma etkinliğinin olduğunu söylemişlerdir. Koruma oranının etkinliklerini araştıran önceki çalışmalarda, koruma oranını bulmak için klasik En Küçük Kareler (EKK) regresyon yöntemi kullanılmıştır. Bununla birlikte, basit regresyon modelinin koruma oranını hesaplamak için uygun olmadığı çok sayıda kanıt da vardır. EKK modelindeki kalıntıların içindeki seri korelasyon etkisi problemi ile spot ve vadeli fiyatlarındaki varyansın genellikle sabit olmaması, koruma oranını tahmin ederken karşımıza problem olarak çıkmaktadır (Herbst vd., 1993). Durağan olmayan vadeli ve spot fiyat problemlerine karşı, vadeli ve spot fiyatların koşullu varyansını hesaba katan, koşullu değişen varyans modelleri koruma oranını bulmak için hesaplanmıştır (Park ve Switzer, 1995).

Koruma oranını hesaplarken önümüze çıkan ikinci bir problem ise spot ve vadeli fiyatların eş bütünleşik doğaya sahip olmasıdır. Eğer vadeli ve spot fiyatları arasındaki eşbütünleşme varlığı hesaba katılmaz ise, bu piyasalar arasında oluşan yanlış fiyatlamalar alınan pozisyonu koruma dışına itebilir (Glosh, 1993). Spot ve vadeli ilişkilerini analiz etmede Hata Düzeltme Modeli'ni (HDM) kullanan birçok çalışma vardır (Chou vd., 1996). Bununla birlikte hem HDM hem de zaman değişkenli risk yapıları da kullanılmıştır (Lien ve Tse, 1999).

Bu çalışmada, 2008 kriz sonrasında, 2009 başı ile 2017 sonlarını kapsayan bir dönem için BIST 30 vadeli kontratları üzerinde koruma oranı tahmini ve etkinliği araştırılmaktadır. Farklı modellerle hem sabit hem zaman değişkenli koruma oranı tahmini ve etkinliği karşılaştırmaları yapılmıştır. Bu karşılaştırmalarda en etkin koruma oranını veren model ve örneklem içi yapılan araştırmadaki koruma oranı bulunmuştur.

Girişten sonraki ikinci bölüm, geleneksel birebir koruma, beta koruma ve minimum varyans koruma stratejilerinin teorik tartışmalarını anlatmaktadır. Üçüncü bölümde, konuyla ilgili ampirik literatür araştırmalarına yer verilmiştir. Dördüncü bölüm, uygulanan metodolojiyi anlatmaktadır. Veri, bulgular ve araştırma sonuçları ile sonuç devamındaki beşinci ve altıncı bölümlerde yer almaktadır.

## 2. Teorik Çerçeve

Bir portföy koruması sağlamak için, spot bir pozisyonun üzerine kurulan vadeli kontratların kullanılması planlandığında, yatırımcının koruma için kullanacağı koruma oranına karar vermesi gereklidir. Koruma oranı, vadeli piyasada işlem gören ticaretin spot piyasadaki işlem gören ticarete oranıdır. Uygulanan koruma stratejilerinin özellikleri, yatırımcının hedeflerine kritik derecede bağlıdır. Araştırmada üç koruma stratejisinden bahsedilmektedir: geleneksel birebir koruma (1:1), beta koruması ve Johnson (1960) tarafından önerilen ve Ederington (1979)'la da ilişkili olduğu minimum varyans korumasıdır.

Geleneksel strateji, vadeli kontratların riski düşürme potansiyeline vurgu yapmaktadır. Çok basit bir stratejidir, korumacı, vadeli pozisyonunu spot piyasa ile aynı ağırlıkta fakat farklı işarette alır, yani koruma oranı  $h=-1$ 'dir. Eğer spot piyasadaki orantılı fiyat değişimleri, vadeli piyasadakilerle eşleşiyorsa, fiyat riski birebir (1:1) elemine edilmiş olur. Bununla birlikte, pratikte, spot ve vadeli piyasa getirilerinde mükemmel bir korelasyon olmadığı açıktır ve sonuçta gelir varyansını minimuma indiren koruma oranı,  $-1$ 'den kesinlikle farklı olacaktır. Çalışmada BIST 30 için bu probleme cevap aranmaktadır.

Üç ana koruma stratejisinden bir tanesi olan beta koruma oranı, portföyün betasına işaret eder. Beta korumanın amacı da vadeli pozisyon spot pozisyona eşit fakat ters işaretli strateji olan 1:1 geleneksel koruma gibidir. Burada ayrılan fark, mevcut pozisyon portföyün betası kadar vadeli kontratlarla korunmuş olur. Tam örtüşen bir koruma sağlamak için vadeli kontratların sayısı, portföyün betasına göre düzeltilir. Amaç, portföyü piyasanın sistematik riskine karşı korumaktır. Birçok durumda koruma altına alınan portföy, vadeli kontratlara dayanan portföyün alt kümesi olacaktır ve sonuç olarak koruma oranı  $-1$ 'den sapma gösterecektir. Bununla birlikte vadeli kontratlar korunacak portföyün aynası olabilir ve sonuçta beta koruma oranı geleneksel koruma oranı ile aynı olur.

Johnson (1960), minimum varyans koruma oranını (MVKO), klasik korumaya bir alternatif olarak öneride bulunmuştur. Modern portföy teorisini, koruma problemine uygulamıştır. İlk defa risk ve getiriyi, getirinin ortalaması ve varyansı açısından bu probleme uygulamıştır. Oluşan portföy aşağıdaki gibi formülize edilebilir:

$$\Pi = \theta_S S + \theta_F F(S)$$

$\Pi$  : Portföy,  $\theta_S S$ : Spot varlık ve ağırlığı,  $\theta_F F(S)$ :  $S$ 'e dayanak olan vadeli kontrat ve ağırlığı  
(1)

Johnson (1960), riskten korunmanın temel amacı olarak geleneksel olan riski minimumda tutma hedefini korumuştur. Ancak risk, iki varlıklı riskten korunma portföyü üzerindeki getiri varyansı olarak tanımlanmıştır. MVKO ( $h^*$ ) aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$h^* = -\frac{X_f}{X_s} = \frac{\sigma_{SF}}{\sigma_F^2} \quad (2)$$

$X_f$  vadeli araçlara yatırılan tutarı,  $X_s$  ise spot araçlara yapılmış olan tutarı temsil etmektedir.  $\sigma_{SF}$ , spot ve vadeli fiyatlarındaki değişimin kovaryansını ifade etmektedir ve  $\sigma_F$ , vadeli fiyatların değişiminin varyansını ifade etmektedir. Minimum varyans koruma, spot fiyat değişimlerinin vadeli fiyat değişimlerinden oluşan regresyonun katsayısıdır. Negatif işaret, uzun pozisyonda olunan menkul değeri korumak için vadeli kontratlar üzerine kısa pozisyon almak gerekli olduğunu gösterir, yani vadeli kontratların satılması işlemidir. MVKO, yatırımcıların sonsuz risk karşıtı olduğunu varsayar. Risk ve getirinin mübadelesi, yani değiş tokuşu üzerine böyle bir varsayım gerçekçi olmamasının yanında, MVKO, koruma performansını değerlemeye karşı kesin bir kıstas sağlamaktadır (Butterworth ve Holmes, 2001).

Johnson ayrıca korumalı bir pozisyonun koruma etkinliği ölçüsünü de (E) geliştirmiştir. Bu ölçü, korumalı portföy varyansının (VAR(H)) korumasız portföy varyansı (VAR(U)) üzerindeki azalma olarak tanımlayabiliriz. VAR(H), VAR(U)'dan ne kadar küçükse koruma o kadar etkindir diyebiliriz. Koruma etkinliği E, aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$E = 1 - VAR(H)/VAR(U) \quad (3)$$

Minimum varyans  $X_{rs}$ 'yi işlemde yerine koyup yeniden yazıldığında aşağıdaki formül elde edilir:

$$E = 1 - \frac{X_S^2 \sigma_{\Delta S}^2 (1 - \rho^2)}{X_S^2 \sigma_{\Delta S}^2} = \rho^2 \quad (4)$$

Burada  $\rho^2$ , spot ve vadeli fiyatlardaki değişimin basit korelasyon katsayısının karesidir yani  $R^2$ 'dir. Bir başka deyişle, MVKO modeli için koruma etkinliğinin ölçümü, spot fiyatlarındaki değişimin ( $\Delta S$ ) vadeli fiyat değişimlerine göre ( $\Delta F$ ) basit korelasyon katsayısının karesidir ya da vadeli fiyat değişimleri üzerine, spot fiyat değişimlerinin regresyonunun  $R^2$ 'sidir.

### 3. Literatür Taraması

Vadeli işlem piyasalarında optimal koruma oranının tahmini birçok farklı ekonometrik model yardımıyla yapılmaktadır. Ederington (1979), ABD'de vadeli piyasaların yeni kurulduğu yıllarda T-Bill vadeli kontratlarında koruma oranı tahmininin performansını çalışmış ve riskin azalması bağlamında sonuç elde etmiştir. Sonrasında, vadeli menkul kıymet endeks korumasının koruma etkinliğinin ilk analizlerini Figlewski (1984) çalışmıştır. Beş ana menkul kıymet endeks dayanak varlığı üzerinden farklı sermayeli portföylerin kombinasyonlarında risk ve getiriye, vadeli S&P 500 endeksi (Haziran 1982 ile Eylül 1983 periyotları arasındaki verilerle) koruma araçlarını kullanarak hesaplamıştır. Riski minimize eden koruma oranlarını, tarihsel spot ve vadeli getiri verileri üzerinden EKK yöntemi ile bulmuştur. Tüm endekslerde, MVKO'lar ile meydana gelen çeşitlendirilmiş portföylerin, beta koruma oranlı oluşturulmuş portföylere göre daha iyi korunduğunu bulmuştur.

Jankus ve Lee (1985), farklı koruma stratejilerinde üç ABD vadeli hisse senedi endekslerinin koruma etkinliğini araştırmıştır. Optimal koruma oranını geleneksel EKK regresyon modeli ile hesaplamışlardır. Buldukları sonuçlar, diğer beta koruma ve birebir korumaya göre MVKO'nin üstünlüğünü vurgulamaktadır.

Genel itibarıyla yapılmış çalışmaların ortak noktası, analizlerin geleneksel en küçük kareler (EKK) yöntemiyle gerçekleştirilmesidir. EKK metodu yardımıyla gerçekleştirilen koruma oranı tahminlerinin bazı problemlerinin olduğu açıktır. En başta hem vadeli hem de spot piyasalarda ortaya çıkan risklerin sabit olduğunu varsaymak yanlış olacaktır. Çünkü varlık fiyatları zamanla değişen (time-varying) bir özelliğe sahiptir. İkinci olarak ise, EKK modeli, spot ve vadeli fiyatlar arasındaki uzun dönemli birlikte hareket etme davranışını görmezden gelmektedir (Floros ve Vougas, 2004).

Holmes (1996), diğer çalışmalara ilave olarak GARCH (1,1)'i uygulamış, FTSE-100 endeksi için optimal koruma oranını tahmin etmede en uygun ekonometri tekniğini değerlendirmeyi çalışmıştır. Riski azaltan MVKO ile oluşturulan stratejinin, diğer gelişmiş ECM ve GARCH (1,1) gibi model tahminleme tekniklerine göre EKK modelinde daha iyi performans ortaya koyduğunu gözlemlemiştir.

Chou ve diğerleri (1996) koruma oranını, Japonya Nikkei hisse senedi endeksi (NSA) ve NSA vadeli kontrat endekslerinin 1989 ile 1993 periyotları arasındaki fiyatlarına göre çalışmış ve etkinliğini karşılaştırmıştır. Örneklem dışı performansla bakıldığında, HDM, geleneksel EKK yaklaşımına göre daha başarılı sonuçlar verirken, örneklem içi portföy varyansında bunun tersi olduğunu görmüşlerdir.

Koruma oranı çalışmalarında statik modellerin değişen varyans problemi taşıdığına ilişkin kaygılar da oluşmuştur. Lypny and Powalla (1998), Almanya vadeli DAX endeksinin, GARCH (1,1) dinamik koruma stratejili modelde koruma uygulamasını incelemişler; ekonomik olarak ve istatistiksel olarak en verimli model olduğunu göstermişlerdir.

Bhaduri ve Durai (2008), NSE vadeli endeksi ve S&P CNX Nifty endeksindeki 2000 ile 2005 yılını kapsayan günlük verileri kullandıkları çalışmada, koruma oranı etkinliği için yine EKK, HDM ve GARCH modellerini araştırmışlardır. GARCH modelinin zaman değişkenli koruma oranı tahmininde başarılı sonuç verdiğini, bununla birlikte kısa zaman dilimli verilerde ise EKK'nın iyi sonuçlar çıkardığını söylemektedirler.

#### 4. Metodoloji

Çalışmada BIST 30 vadeli kontratlarına göre optimal koruma oranını belirlemede en uygun modelin hangisi olduğunun belirlenmesi amaçlanmıştır. En iyi tahminci modeller, varyansın en küçük olduğu denklemlerdir. İki değişken arasındaki regresyon denkleminde minimum varyansı sağlayan eğim "beta" dır. Denklemlerdeki,  $\Delta F$ 'in (vadeli fiyat değişimi değişkeni) katsayısı "beta", minimum varyans koruma oranıdır (Johnson, 1960). Minimum varyansı veren en iyi tahminci modelin  $R^2$ 'si yüksek olacak ve koruma oranının etkinliği ise  $R^2$ 'ler karşılaştırılarak bulunacaktır. Fakat modellerde birden fazla değişken kullanıldığı ve her eklenen değişkenin korelasyon katsayısını arttıracığı için etkinliğin ölçümünde -düzeltilmiş  $R^2$ -ler kıstas alınacaktır. Geçmişte literatürde çalışılmış ekonometrik modellerin en çok kullanılanları ve en primitif alternatif modelleri aşağıdaki gibidir.

##### Model 1: Geleneksel EKK Regresyon Modeli:

Bu model sadece spot fiyatlarındaki değişimin vadeli fiyat değişimlerine göre (üzerine) lineer bir regresyon modelidir.  $S_t$  ve  $F_t$  yi sırasıyla spot ve vadeli fiyatlar olarak alındığında, bir periyottaki MVKO aşağıdaki gibi tahmin edilebilir:

$$\Delta S_t = a_0 + \beta \Delta F_t + u_t \quad (5)$$

$u_t$ , EKK modeli tahminindeki hatalardır.  $\Delta S_t$  ve  $\Delta F_t$  spot ve vadeli fiyatlardaki değişimi ifade etmektedir ve eğim katsayısı beta ( $\beta$ ) optimal koruma oranıdır ( $h^*$ ).

##### Model 2: Hata Düzeltme Modeli (HDM):

Engle ve Granger (1987), eğer seriler eşbütünleşme özelliği gösteriyorlarsa, verinin geçerli bir hata düzeltmeleri temsilleri var olduğunu belirtmişlerdir. Yani, eğer  $S_t$  spot endeks fiyatlarının serisini ve  $F_t$  vadeli endeks fiyatlarının serisini temsil ediyorsa, iki veri birinci dereceden durağan  $I(1)$  ise ve hata düzeltme terimi  $u_t$  düzeyde durağan  $I(0)$  ise, hata düzeltme temsili aşağıdaki formda vardır:

$$\Delta S_t = a u_{t-1} + \beta \Delta F_t + \sum_{k=1}^m \theta \Delta F_{t-k} + \sum_{j=1}^n \phi \Delta S_{t-j} + e_t \quad (6)$$

Hata düzeltme terimi  $u_{t-1} = S_{t-1} - (a_0 + a_1F_{t-1})$ 'dir ve hareketli ortalama bölümü yoktur. Yeteri kadar gecikmeleri de denkleme eklenir.  $e_t$  beyaz gürültü sürecidir ve  $\beta$  optimal koruma oranıdır.

### Model 3: GARCH Modeli

ARCH modellerini genelleştiren kullanışlı bir modeli Bollerslev (1986) GARCH olarak tanıtmıştır. Daha fazla geçmiş bilgiye ve esnek gecikme yapısına sahip olan bir model yapısı geliştirilmiştir. GARCH modeline göre koşullu varyans, geçmiş dönem hata karelerinin gecikmeli değerlerine ve bağımlı değişkenin geçmiş dönem koşullu varyansının geçmiş dönem değerlerine bağlıdır. Bu model, volatilitiyi, piyasaya beklenmedik bilgi şoklarının bir fonksiyonu olarak parametrize eder.

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (7)$$

Yukarıdaki varyans denklemi üç değişken üzerine kurulmuştur. GARCH(p,q) modelinde,  $\omega$ , sabit terim;  $\varepsilon$ , ARCH terimidir, p kadar gecikmeyi modele dahil etmektedir.  $\sigma$ , GARCH terimidir, q kadar gecikmeyi modele dahil etmektedir. Modelde koşullu varyansın tanımlı olabilmesi için:

$$\omega > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0 \text{ ve } \sum (\alpha_i, \beta_j) < 1, [i=1 \text{ to } \text{Max}(p,q)]$$

koşullarının sağlanması gereklidir ve istatistiksel olarak anlamlı olmaları gerekmektedir.

## 5. Veri ve Bulgular

### 5.1. Veri Seti

BIST 30 vadeli kontratların koruma performansları incelemek üzere, çalışmada 2009 ile 2017 tarihleri arası (9 Ocak 2009- 31 Aralık 2017) veriler kullanılmıştır. Vadeli kontratlar için bütün tahminlerde en yakın sona erme tarihi alınmıştır. Koruma yapılacak spot portföyü BIST 30 endeksine dayandırılmış, vadeli BIST 30 endeksi koruma olarak ele alınmıştır. Spot ve vadeli fiyatlar için kullanılan veriler için haftalık kapanış verileri kullanılmıştır. Haftalık veri tercih edilmesinin birçok sebebi vardır. Öncelikle, haftalık koruma seçimi gerçekçidir, piyasadaki korumacılar kendi gelecek pozisyonlarını çoğunlukla haftalık dengelemektedirler. İkinci olarak, haftada bir koruma, sürekli tekrar eden koruma işlem maliyetlerinin artma riskini düşürmektedir. Son olarak, haftalık koruma görüşü, önceki birçok türev market deneysel araştırmalarında kullanılan bir seçenektir. Önceki çalışmalarla aynı çizgide olması amacıyla, spot ve vadeli fiyat değişimleri logaritmik değişime tabi tutulmuştur. Logaritmik verilerin sapmaları daha küçük olacaktır ve serilerdeki üstel büyümesini düzeltme sağlamış olacaktır. Logaritma alınması değişkenin aralığını büyük ölçüde düşürür. Bu ise tahmin edicilerin aşırı uç değerlerden fazla etkilenmemesini sağlar. Son olarak, temettü ödemesi düzeltmesi yapılmamıştır.

### 5.2. Bulgular

#### 5.2.1. EKK

EKK modelinde zaman fiyat serilerinin durağan olması aranmaktadır, BIST 30 spot fiyatlar S ve vadeli fiyatlar F birlikte I(0) olmalıdır. Her iki seriler için, ADF ve schwarz info kriteri birim kök testinde, sabit terimli, trendsiz ve farksız olarak durağanlığı kontrol ettiğimizde %10 güven aralığında dahi durağandır denilemez, serilerde birim kök vardır.

**Tablo 1: Spot fiyatların ADF birim kök testi**

|   |              |          |
|---|--------------|----------|
| <i>Sıfır Hipotezi: LOGS birim kök içerir.</i>               |              |          |
| Dışsal: Sabit   |              |          |
| Gecikme uzunluğu: 0 (Otomatik - bazında SIC, maxgecikme=17) |              |          |
|   | t-Istatistik | Olasılık |
| Genişletilmiş Dickey-Fuller test istatistik                 | -2.399552    | 0.1424   |
| Test kritik değerleri: 1% seviye                            | -3.444128    |          |
| 10% seviye  | -2.570012    |          |

**Tablo 2: Vadeli fiyatların ADF birim kök testi**

|   |              |          |
|---|--------------|----------|
| <i>Sıfır Hipotezi: LOGF birim kök içerir.</i>               |              |          |
| Dışsal: Sabit   |              |          |
| Gecikme Uzunluğu: 0 (Otomatik - bazında SIC, maxgecikme=17) |              |          |
|   | t-Istatistik | Olasılık |
| Genişletilmiş Dickey-Fuller test istatistik                 | -2.356031    | 0.1550   |
| Test kritik değerleri: 1% seviye                            | -3.444128    |          |
| 10% seviye  | -2.570012    |          |

Serilerin birinci farklarının durağanlığını test ettiğimizde sabit terimli, trendsiz ve birinci farkla, ADF birim kök testine göre %1 güven düzeyine göre durağanlığını görülmektedir, yani  $\Delta S$  ve  $\Delta F$ ,  $I(1)$ 'dir.

**Tablo 3:  $\Delta S$  ADF birim kök testi**

|   |              |          |
|---|--------------|----------|
| <i>Sıfır Hipotez: D(LOGS) birim kök içerir.</i>             |              |          |
| Dışsal: Sabit   |              |          |
| Gecikme Uzunluğu: 0 (Otomatik - bazında SIC, maxgecikme=17) |              |          |
|   | t-Istatistik | Olasılık |
| Genişletilmiş Dickey-Fuller test istatistik                 | -22.45505    | 0.0000   |
| Test kritik değerler: 1% seviye                             | -3.444158    |          |

**Tablo 4:  $\Delta F$  ADF birim kök testi**

|   |              |          |
|---|--------------|----------|
| <i>Sıfır Hipotezi: D(LOGF) birim kök içerir</i>             |              |          |
| Dışsal: Sabit   |              |          |
| Gecikme Uzunluğu: 0 (Otomatik - bazında SIC, maxgecikme=17) |              |          |
|   | t-Istatistik | Olasılık |
| Genişletilmiş Dickey-Fuller test istatistik                 | -21.93819    | 0.0000   |
| Test kritik değerler: 1% seviye                             | -3.444158    |          |

Yukarıdaki test istatistiklerine göre durağan seriler olan  $\Delta S$  ve  $\Delta F$ ,  $I(0)$ , ile EKK regresyon denklemi kurulabilir. Bu denklem için en iyi tahminci diyebiliriz. Denklemdeki beta katsayısı da minimum varyanslı eğriyi vermektedir.

Sabit katsayılı kurulan modelde C, istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır. Fakat bu çok problem olmamakla birlikte, EKK ile kurulan denklem fark serileri ve sıfır ortalama etrafında dağıldığı için sabit katsayı olmayan bir model de kullanılabilir. EKK modelini sabit terimsiz oluşturduğumuzda  $\Delta F$  istatistiksel olarak anlamlı sonuç vermiştir, istatistik ihtimali %0.00 çıkmaktadır. Basit regresyon EKK denkleminin istatistiki sonuçları aşağıdaki tabloda görülmektedir.

**Tablo 5: Basit EKK denklemi istatistik sonuçları**

| Bağımlı Değişken: LOGS_D1                     |          |                         |              |           |
|---|----------|-------------------------|--------------|-----------|
| Metod: Küçük Kareler                          |          |                         |              |           |
| Örneklem (düzeltilmiş): 2 468                 |          |                         |              |           |
| Dahildeki gözlemler: 467 düzeltmelerden sonra |          |                         |              |           |
| Değişken                                      | Katsayı  | Std. Hata               | t-Istatistik | Olasılık  |
| LOGF_D1                                       | 0.974322 | 0.007340                | 132.7357     | 0.0000    |
| R-Kare  | 0.974036 | Orta bağımlı deęş.      |              | 0.002993  |
| Düzeltilmiş R-Kare                            | 0.974036 | Bağımlı deęş. s.sapması |              | 0.034315  |
| Regr. standart hatası                         | 0.005529 | Akaike info kriteri     |              | -7.555353 |
| Artık kareler top.                            | 0.014247 | Schwarz kriteri         |              | -7.546474 |
| Log likelihood                                | 1765.175 | Hannan-Quinn kriteri    |              | -7.551859 |
| Durbin-Watson stat                            | 2.802126 |                         |              |           |

Teorinin tartışıldığı üst bölümlerde  $\Delta F$ 'in katsayısı olan  $\beta$ 'nin koruma oranı olduğunu söylemişti. Kurduğumuz en iyi tahminci modelde  $\beta$  minimum varyanslı eğrinin eğimidir ve MVKO'dir. Koruma etkinliği olarak, farklı değişkenler modele eklendikçe R-kareyi sebepsiz arttıracığı için, düzeltilmiş R-kareyi dikkate alınacağı belirtilmişti. Bu durumda; EKK denkleminde, MVKO (beta) 0,974322 dir, koruma etkinliği (düzeltilmiş R-kare) 0,974036 dir.

### 5.2.2. Hata Düzeltme Modeli

$S = a + b.F + u$  basit EKK denkleminde; S ve F verileri,  $I(1)$  ise ve u kalıntıları,  $I(0)$  ise iki seri arasında eşbütünleşme vardır ve hata düzeltme modeli (HDM) kurulabilir. S ve F'nin  $I(1)$  olduğunu önceki bölümde gösterilmişti. Bağımlı spot fiyatlar S'in, vadeli fiyatlar F'e göre değişimini gösteren basit EKK denkleminin hata terimlerinin  $I(0)$  olduğunu gösterdikten sonra da  $\Delta S$  ve  $\Delta F$  arasında HDM kurulur. HDM için kurulan EKK modelinin istatistik sonuçlarını aşağıdaki tabloda görülmektedir. Sabit terim ve F'in katsayısı istatistiki olarak anlamlıdır.

**Tablo 6: HDM için kurulan EKK denklemin istatistik sonuçları**

| Bağımlı Değişken: LOGS   |          |           |              |          |
|--------------------------|----------|-----------|--------------|----------|
| Metod: EKK               |          |           |              |          |
| Örneklem: 1 468          |          |           |              |          |
| Dahildeki gözlemler: 468 |          |           |              |          |
| Değişken                 | Katsayı  | Std. Hata | t-Istatistik | Olasılık |
| LOGF                     | 0.990532 | 0.000854  | 1160.246     | 0.0000   |
| C                        | 0.103890 | 0.009679  | 10.73397     | 0.0000   |



|                        |          |                         |           |
|------------------------|----------|-------------------------|-----------|
| R-Kare                 | 0.999654 | Orta bağımlı deęş.      | 11.32984  |
| Düzeltilmiş R-Kare     | 0.999653 | Bağımlı deęş. s.sapması | 0.286048  |
| Regr. standart hatası  | 0.005327 | Akaike info kriteri     | -7.627839 |
| Artık kareler top.     | 0.013223 | Schwarz kriteri         | -7.610111 |
| Log likelihood         | 1786.914 | Hannan-Quinn kriteri    | -7.620863 |
| F-istatistik           | 1346172. | Durbin-Watson stat      | 1.088742  |
| Olasılık(F-istatistik) | 0.000000 |                         |           |

Yukardaki EKK denkleminde oluşan hata terimlerini, u, ADF birim kök testinde %1 güven seviyesine göre teste tabi tuttuğumuzda birim kök yoktur, düzeyde durağandır I(0). Hata terimlerinin istatistik değerlerini tablo-7’de görülmektedir:

**Tablo 7: EKK denklemindeki kalıntıların ADF birim kök test sonuçları**

|   |              |          |
|---|--------------|----------|
| <i>Sıfır Hipotezi: ECM_HATATERIMI birim kök içerir</i>      |              |          |
| Dışsal: Sabit   |              |          |
| Gecikme Uzunluğu: 1 (Otomatik - bazında SIC, maxgecikme=11) |              |          |
|   | t-Istatistik | Olasılık |
| Genişletilmiş Dickey-Fuller test istatistik                 | -9.513411    | 0.0000   |
| Test kritik değerler: 1% seviye                             | -3.444158    |          |

Hata düzeltme denklemini kurarken, hata terimlerinin -1 gecikmesi alınmasıyla birlikte,  $\Delta S$  ve  $\Delta F$ ’ler için de gecikme uzunluklarını tespit etmemiz gerekir. HDM’de her iki serinin gecikmelerini ayrı belirleme esnekliği vardır. Farklı gecikme uzunlukları ile kurulan denklemlerle ortaya çıkan istatistikler arasından Akaike kriterlerinin en düşük olanı, farklı gecikme uzunlukları arasında en etkin tahminci denklemdir diyebiliriz. Bu model minimum varyanslıdır ve betası minimum varyanslı eğimin katsayısıdır;  $\beta$ , MVKO’dır.

Bu çalışmada Akaike kriterlerinin en düşük olduğu ve bağımsız değişkenlerin de anlamlı olduğu gecikmeler her iki seri için 1’er gecikmeli denklemin oluşturduğu model olarak bulunmuştur ve dolayısıyla en etkin tahminci denklem bir gecikmeli modeldir. Gecikmenin bize açıkladığı, olası bir piyasa şokunda 1 dönem sonra fiyat değişimi serilerinin dengeye oturacağıdır. Ayrıca, bir dönemlik gecikme, haftalık spot fiyatların bir hafta önceki spot ve vadeli fiyatlardan etkilendiğini göstermektedir. Kalaycı ve Gök (2014), BIST 30 endeks ve vadeli BIST 30 endeks üzerine yaptığı fiyat keşfi araştırmasında, bilginin öncelikle vadeli piyasaya yansıdığı ve endeks vadeli piyasanın bilgisel olarak spot piyasadan daha etkin olduğu sonucuna varmıştır.

Modelin istatistiki verileri aşağıdaki tablodaki gibi oluşmuştur:  $\Delta F$  ve hata terimi %1 güven aralığına göre anlamlı sonuçlar vermektedir. Hata terimi katsayısı -1 ile 0 arasında olma şartını da sağlamaktadır. Nihai sonuçlara göre hata düzeltme modeli denkleminde, MVKO (beta) 0,981741 dir, etkinlik (düzeltilmiş R-kare) 0,981761 dir.

**Tablo 8: Birer gecikmeli HDM denkleminin istatistiki sonuçları**

| Bağımlı Değişken: LOGS_D1                     |           |                         |              |           |
|---|-----------|-------------------------|--------------|-----------|
| Metod: Küçük Kareler                          |           |                         |              |           |
| Örneklem (düzeltilmiş): 3 468                 |           |                         |              |           |
| Dahildeki gözlemler: 466 düzeltmelerden sonra |           |                         |              |           |
| Değişken                                      | Katsayı   | Std. Hata               | t-Istatistik | Olasılık  |
| LOGF_D1                                       | 0.981741  | 0.006234                | 157.4761     | 0.0000    |
| ECM_HATATERIMI                                |           |                         |              |           |
| (-1)  | -0.438372 | 0.048301                | -9.075819    | 0.0000    |
| LOGS_D1(-1)                                   | -0.186968 | 0.045828                | -4.079777    | 0.0001    |
| LOGF_D1(-1)                                   | 0.173350  | 0.045018                | 3.850681     | 0.0001    |
| R-Kare  | 0.981879  | Orta bağımlı deęş.      |              | 0.003046  |
| Düzeltilmiş R-Kare                            | 0.981761  | Bağımlı deęş. s.sapması |              | 0.034333  |
| Regr. standart hatası                         | 0.004637  | Akaike info kriteri     |              | -7.901098 |
| Artık kareler top.                            | 0.009932  | Schwarz kriteri         |              | -7.865526 |
| Log likelihood                                | 1844.956  | Hannan-Quinn kriteri    |              | -7.887098 |
| Durbin-Watson stat                            | 1.985142  |                         |              |           |

### 5.2.3. Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modeli

BIST30 2009 - 2017 periyotları arası spot ve vadeli kontratlarının fiyat deęişimleri arasında bir GARCH modeli kurmak istediğimizde, GARCH(0,1) modelinin istatistiki olarak anlamlı olduęu görülmüştür. GARCH parametresi %1 güven düzeyinde anlamlı, sabit terimin %5 güven düzeyinde anlamlı olduęu sonucu çıkmaktadır. Modelde ARCH parametresi kullanılmamıştır. İstatistik tablosu aşığıdaki gibidir:

**Tablo 9: GARCH (0,1) denkleminin istatistiki sonuçları**

| Bağımlı Değişken: LOGS_D1                      |          |           |              |          |
|--|----------|-----------|--------------|----------|
| Metod: ML - ARCH (Marquardt) - Normal dağılım  |          |           |              |          |
| Örneklem (düzeltilmiş): 2 468                  |          |           |              |          |
| Dahildeki gözlemler: 467 düzeltmelerden sonra  |          |           |              |          |
| Önörneklem varyans: backcast (parameter = 0.7) |          |           |              |          |
| GARCH = C(3) + C(4)*GARCH(-1)                  |          |           |              |          |
| Değişken                                       | Katsayı  | Std. Hata | z-Istatistik | Olasılık |
| LOGF_D1  | 0.980600 | 0.006939  | 141.3156     | 0.0000   |
| C  | 3.69E-05 | 0.000263  | 0.140047     | 0.8886   |
| Varyans Denklemi                               |          |           |              |          |
| Değişken                                       | Katsayı  | Std. Hata | z-Istatistik | Olasılık |
| C  | 9.50E-07 | 2.50E-07  | 3.795100     | 0.0001   |

|                       |          |                         |          |           |
|-----------------------|----------|-------------------------|----------|-----------|
| GARCH(-1)             | 0.962310 | 0.009403                | 102.3447 | 0.0000    |
| R-Kare                | 0.973999 | Orta bağımlı deęş.      |          | 0.002993  |
| Düzeltilmiş R-Kare    | 0.973943 | Bağımlı deęş. s.sapması |          | 0.034315  |
| Regr. standart hatası | 0.005539 | Akaike info kriteri     |          | -7.610475 |
| Artık kareler top.    | 0.014268 | Schwarz kriteri         |          | -7.574961 |
| Log likelihood        | 1781.046 | Hannan-Quinn kriteri    |          | -7.596499 |
| Durbin-Watson stat    | 2.794292 |                         |          |           |

Tabloda verilen GARCH(0,1) modelinin parametre katsayıları incelendiğinde, katsayıların hepsi 0'dan büyüktür. Sabit terim hariç Arch- $\alpha$  ve Garch- $\beta$  katsayı toplamları,  $0 + 0,962310 < 1$  şartlarını sağladığı için model istatistiksel olarak anlamlıdır. Burada  $\alpha$  ve  $\beta$  katsayılarının toplamlarının 1'e çok yakın olması serideki volatilitenin büyüklüğünü göstermektedir. Yine bu modelde  $\Delta F$ 'in katsayısı  $\beta$  MVKO'dır. GARCH(0,1) denkleminde MVKO (beta) 0,980600 dır; koruma etkinlik (düzeltilmiş R-kare) 0,973943 olduğu sonuçları çıkmaktadır.

**Tablo 10: Çalışmada kullanılan modellere göre beta ve düzeltilmiş R-kare sonuçları**

|   |
|---|
| EKK denkleminde: MVKO (beta) 0,974322 dir; etkinlik (düzeltilmiş R kare) 0,974036 dir.        |
| <b>HDM denkleminde: MVKO (beta) 0,981741 dir; etkinlik (düzeltilmiş R kare) 0,981761 dir.</b> |
| GARCH(0,1) denkleminde: MVKO (beta) 0,980600 dır; etkinlik (düzeltilmiş R kare) 0,973943 dür. |

## Sonuç

2008 mortgage krizinden sonra 2009 ile 2017 periyotları arası BIST 30 endeksinin vadeli kontratlarının haftalık fiyat uygulamasıyla koruma oranı tahmini ve koruma etkinliği araştırılan bu çalışmada, getirinin minimum varyansını sağlayacak koruma oranının tahmininde en uygun modele karar vermeye odaklanılmıştır. Tarihsel veri örneklemini üzerinde farklı ekonometrik modellerle koruma performansının tahmin çalışması yapılmıştır. Araştırma sonuçlarına göre farklı modellerle bulunan koruma oranlarının, koruma etkinliği performanslarını incelediğimizde, Hata Düzeltme Modeli'nin (HDM), riskin azaltılmasında diğer uygulanan EKK ve GARCH(0,1) modellerine göre daha iyi sonuçlar doğuracağına sonuçları görülmektedir. Bu araştırmanın önemli bir kanıtı da yatırımcılara ve portföy yöneticilerine portföylerini riskten korumada BIST 30 vadeli kontratlarının kullanılmasını tavsiye etmektedir.

## Kaynakça

Bollerslev, T. (1986) 'A generalized autoregressive conditional heteroscedasticity', *Journal of Econometrics*, Vol. 31, ss.307–327.

Butterworth, D. and Holmes, P. (2001) 'The hedging effectiveness of stock index futures: evidence for the FTSE-100 and FTSE-Mid 250 indexes traded in the UK', *Applied Financial Economics*, Vol. 11, ss.57–68.

Chou, W.L., Denis, K.K.F. and Lee, C.F. (1996) 'Hedging with the Nikkei index futures: the conventional approach versus the error correction model', *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 36, ss.495–505.

Ederington, L. (1979) 'The hedging performance of the new futures markets', *Journal of Finance*, Vol. 34, ss.157–170.

Engle, R. and Granger, C. (1987) ‘Cointegration and error correction: representation, estimation and testing’, *Econometrica*, Vol. 55, ss.251–276.

Figlewski, S. (1984) ‘Hedging performance and basis risk in stock index futures’, *Journal of Finance*, Vol. 39, ss.657–669.

Floros, C., Vougas, D.V. (2004). “Hedge Ratios in Greek Stock Index Futures Market”. *Applied Financial Economics*. (14), ss.1125–1136.

Ghosh, A. (1993) ‘Cointegration and error correction models: intertemporal causality between index and futures prices’, *Journal of Futures Markets*, Vol. 13, ss.193–198.

Herbst, A.F., Kare, D.D. and Marshall, J.F. (1993) ‘A Zaman varying, convergence adjusted, minimum risk futures hedge ratio’, *Advances in Futures and Options Research*, Vol. 6, ss.137–155.

Holmes, P. (1996) ‘Stock index futures hedging: hedge ratio estimation, duration effects, expiration effects and hedge ratio stability’, *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 23, ss.63–77.

Johnson, L. (1960) ‘The theory of speculation in commodity futures’, *Review of Economic Studies*, Vol. 27, ss.139–151.

Kalaycı, Ş., & Gök, İ. Y. (2014) ‘BIST 30 Spot ve Futures Piyasalarında Günlük Fiyat Keşfi Ve Volatilite Yayılımı’, *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, C.19, S.3, ss.109-133.

Junkus, J.C. and Lee, C.F. (1985) ‘Use of three stock index futures in hedging decisions’, *Journal of Futures Markets*, Vol. 5, ss.201–222.

Lien, D.D. and Tse, Y.K. (1999) ‘Fractional cointegration and futures hedging’, *Journal of Futures Markets*, Vol. 19, ss.457–474.

Lypny, G. and Powalla, M. (1998) ‘The hedging effectiveness of DAX futures’, *The European Journal of Finance*, Vol. 4, ss.345–355.

Park, T.H. and Switzer, L.N. (1995) ‘Time-varying distribution and the optimal hedge ratios for stock index futures’, *Applied Financial Economics*, Vol. 5, ss.131–137.

Pennings, J.M.E. and Meulenberg, M.T.G. (1997) ‘Hedging efficiency: a futures exchange management approach’, *Journal of Futures Markets*, Vol. 17, ss.599-615.

Saumitra N. Bhaduri & S. Raja Sethu Durai (2008), ‘Optimal hedge ratio and hedging effectiveness of stock index futures: evidence from India’, *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 1:1, 121-134,