

Vadeli İşlem Sözleşmelerinde Vade Etkisi: Türkiye Örneği

Maturity Effect In Future Contracts: Evidence from Turkey

Eyüp KADIOĞLU¹, Saim KILIÇ²

ÖZET

Türkiye’de vade etkisi, diğer adıyla Samuelson hipotezi, 02.01.2008-02.08.2013 döneminde İzmir Vadeli İşlemler ve Opsiyon Borsası’nda ve 05.08.2013-31.07.2014 döneminde Borsa İstanbul Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasası’nda işlem gören Dolar ve Avro kuru, Altın, Borsa İstanbul Endeksi’ne ve tek paya dayalı vadeli işlem sözleşmelerinin günlük getirilerinin varyansları üzerinden test edilmiştir. Türkiye’de vadeli işlemler 2005 yılından itibaren İzmir Vadeli İşlemler ve Opsiyon Borsası’nda ve 2013 Ağustos’tan itibaren Borsa İstanbul Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasası’nda işlem görmektedir. Türkiye’de 02.01.2008-31.07.2014 döneminde vadeli işlem sözleşmelerinde Samuelson hipotezi desteklenmektedir. Türkiye’de 02.01.2008-31.07.2014 döneminde vadeye yaklaştıkça vadeli işlem sözleşmelerinin volatilitesi artmaktadır.

Anahtar kelimeler: Vade etkisi, Samuelson hipotezi, Vadeli işlem, Volatilité

ABSTRACT

Volatility increases as the maturity of the futures contracts approaches to the end, which named as Samuelson hypothesis or maturity effect, has been tested in Turkish Derivatives Exchange during period of 02.01.2008-02.08.2013 and Borsa İstanbul Derivatives Market during period of 05.08.2013-31.07.2014 by using daily variance of returns. Futures, underlying assets are USD/TL, €/TL, €/USD, Borsa İstanbul stock indices, Gold/TL, Gold/USD and single stock, are used for testing Samuelson hypothesis. Futures have been trading on Turkish Derivatives Exchange since 2005 and then after 2013 August on Borsa İstanbul Derivatives Market. Empirical results show that maturity effect is valid for futures in Turkey during the period of 02.01.2008-31.07.2014. In other words, volatility of future contracts increases as the time to maturity approaches in Turkey during the period of 02.01.2008-31.07.2014.

Keywords: Maturity effect, Samuelson hypothesis, Futures, Volatility

1. Giriş

Vadeli işlem sözleşmelerinde, vadeye yaklaştıkça vadeli işlem sözleşmelerinin fiyat oynaklığı (volatilitesi) piyasa katılımcıları için son derece önemli bir bilgi niteliğindedir. Zira vadeli işlem sözleşmelerinin fiyatlandırılmasında, teminat tutarının belirlenmesinde ve risk yönetiminde volatilité dikkate alınan temel bir değişkendir. Vadeye yaklaştıkça volatilité seyirinin bilinmesi, uzlaşma fiyatının doğru tahmin edilmesini ve buna bağlı olarak da doğru alım veya satım pozisyonlarının alınmasını sağlamaktadır. Bu nedenle vade etkisi pek çok çalışmaya konu olmaya devam etmektedir.

Vade etkisinin genel olarak piyasa katılımcıları ve özel olarak da spekülátörler ve risk yöneticileri açısından önemli olması nedeniyle, çeşitli ülkelerde ve değişik dayanak varlıklar üzerine yazılan vadeli işlemler için bu konu test edilmiştir. Vadeli işlemin süresi boyunca volatilité yapısını test eden çalışmaların başında Samuelson (1965) gelmektedir. Samuelson (1965), ‘vadeye yaklaştıkça vadeli işlem sözleşmesinin volatilitésinin arttığı’ hipotezini ileri sürmüştür. Daha sonra bu hipotez; farklı ülkeler ve çeşitli varlıklara dayanan vadeli işlem sözleşmeleri Rutledge (1976),

Miller (1979), Dusak (1979), Castelino (1981) Anderson (1985), Milonas (1986), Galloway ve Kolb (1996), Beaulieu (1998), Walls (1999), Garcia (2004), Doung (2005), Verma ve Kumar (2010), Karali ve Thurman (2010), Kenourgios ve Ketavatis (2011) ve Gurrola ve Herrerias (2011) tarafından çalışma konusu yapılmıştır. Bu çalışmaların bazılarında Samuelson hipotezini destekleyen sonuçlara ulaşılırken, bazılarında aksi yönde sonuçlar ortaya çıkmıştır. Türkiye’de bu konuda sadece Kapusuzoğlu’nun (2012) çalışması bulunmaktadır.

Türkiye’de bu konuda yapılan ampirik çalışmaların azlığı, daha önce yapılmış olan tek çalışmada da vadeli işlemlerin yeni olduğu bir dönemin alınmış olması, sınırlı bir veri setinin, getiriye dayalı konvansiyonel bir modelin kullanılmış olması; literatüre katkı sağlamak bakımından bu konuda geniş veri seti ve daha güncel model ve daha gelişmiş tahmin yöntemleri kullanılarak yeni çalışmalar yapılmasını gerekli kılmaktadır. İşte, çalışmamız, bu amaca hizmet etmektedir.

Samuelson hipotezini Türkiye için kapsamlı bir şekilde, günlük getirilerin varyanslarını temel alan daha yeni bir modelle, ilk kez test eden çalışmamızda, 02.01.2008-31.07.2014 dönemindeki 381 adet vadeli

¹ Dr., Sermaye Piyasası Kurulu Denetleme Dairesi, Baş Uzman.

² Doç. Dr., İstanbul Kemerburgaz Üniversitesi.

işlem sözleşmelerinin günlük uzlaşma fiyatları kullanılmıştır. Verilerin 02.01.2008-02.08.2013 dönemi, İzmir Vadeli İşlemler ve Opsiyon Borsası'ndan (VOB), 05.08.2013-31.07.2014 dönemi ise VOB'un Borsa İstanbul bünyesine girmesi nedeniyle Borsa İstanbul Vadeli İşlemler ve Opsiyon Piyasası'ndan (VİOP) alınmıştır. VOB'da işlem gören vadeli işlem sözleşmelerinden Dolar ve Avro kuru ile Altın ve Borsa İstanbul Endeksleri (BİST30, BİST100, BİST30-100 Endeksleri) üzerine yazılan sözleşmeler analize alınmıştır. VİOP'da işlem gören vadeli işlem sözleşmelerinden ise Dolar ve Avro kuru, Altın, Borsa İstanbul Endeksleri'ne ve Borsa İstanbul'da işlem gören tek paya dayalı sözleşmeler kapsama alınmıştır. Tarımsal ve diğer ürünlere dayalı vadeli işlemlerde işlem gerçekleşmemesi ya da çok sınırlı sayıda işlem gerçekleşmesi nedeniyle, bu sözleşmeler çalışma kapsamına dahil edilememiştir. Kullanılan model ve yöntemin yanı sıra; daha uzun bir dönemin, her iki borsaya ait verilerin kullanılması ve farklı tür dayanak varlıkları temel alan sözleşmelerin incelenmesi literatüre katkı sağlayacaktır.

Bu kapsamda, çalışmamız beş bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde literatür taraması yapılmaktadır. Üçüncü bölümde kullanılan yöntem ve veri seti açıklanmaktadır. Dördüncü bölümde ampirik sonuçlar ortaya konulmaktadır. Sonuç bölümünde ise çalışmanın sonuçları kısaca değerlendirilmektedir.

2. Literatür Özeti

Vadeye yaklaştıkça vadeli işlem sözleşmesinin volatilitésinin arttığı ilk kez Samuelson (1965) tarafından ileri sürülmüştür. 'Vade etkisi' olarak adlandırılan bu hipotezde, dayanak varlığın spot fiyatı ile bu varlığa dayalı vadeli işlem sözleşme fiyatının vade sonunda yakınmasının buna neden olduğu ileri sürülmektedir. Buna göre, vadeli işlem sözleşmesinin başlangıcında, dayanak varlığın gelecekteki spot fiyatı hakkında sınırlı veya az bilgi vardır ve bunlar da vadeli işlem sözleşme fiyatını kısıtlı düzeyde etkilemektedir.

Ancak, vadeye yaklaştıkça dayanak varlığın gelecekteki spot fiyatı hakkında daha fazla ve önemli bilgiler ortaya çıkmaktadır. Bu da sözleşme fiyatının daha fazla değişmesine ve dolayısıyla da volatilitenin artmasına sebep olmaktadır. Vadeye yaklaştıkça, sözleşmelerin fiyat oynaklığı da artmaktadır.

Pati ve Kumar'a göre (2007, s.45,46) volatilité arttıkça, teminat hesapları da büyük miktarlarda değişim göstermektedir. Ayrıca, risk hesaplamaları da volatilitéyle yakın ilişki içindedir. Vadeli işlemlerde, takas kurumlarınca istenen teminat tutarının da vadeli işlem sözleşmesinin volatilitésıyla pozitif ilişki içindedir.

Anderson ve Danthine (1983) tarafından vade etkisine farklı bir bakış açısı getirilmiştir. Anderson ve Danthine'e (1983, s.332,333) göre, volatilitéyi belirleyen vadeye yaklaşma değil, dayanak varlıkla ilgili piyasaya açıklanan bilgilerin belirsizliğinin ortadan kalkma derecesidir. Dayanak varlıkla ilgili piyasaya açıklanan bilgiler vadeye yaklaştıkça arttığı için, vadeli işlem sözleşmesinin volatilitésini de artmaktadır.

Türkiye için yapılan literatür taramasında, bu konuda yapılmış sadece bir çalışmaya rastlanılmıştır. Kapsuzoğlu (2012,s.322-325) tarafından yapılan söz konusu çalışmada, Aralık 2005-Kasım 2010 dönemindeki İMKB 100 Endeksi üzerine yazılan 46 adet vadeli işlem sözleşmesi konvansiyonel denklem olan vadeye kalan gün sayısının fiyat değişimine olan etkisi modeliyle ve basit regresyon tahminiyle incelenmiştir. Türkiye'de vadeli işlemlerin çok yeni olduğu bu dönemde, yalnızca 46 adet endekse dayalı vadeli işlem sözleşmesinin incelendiği bu çalışmada Türkiye'de Samuelson hipotezini destekleyen kanıtlara ulaşılamamıştır.

Tablo 1'de vadeli işlem sözleşmelerinde vade etkisini test eden çalışmalar özetlenmiştir.

Tablo 1: Vade Etkisini Test Eden Çalışmalar ve Sonuçları

Adı	Yıl	Ülke	Dayanak Varlık	Yöntem	Sonuç
Rutledge	1976	ABD	CBT,NYCE:Tarımsal Ürünler, Gümüş	En Küçük Kareler	Gümüş ve Kakao için destekleyici, Buğday ve Soya için değil
Castelino ve Francis	1982	ABD	COMEX:Tarımsal Ürünler, Petrol, Bakır	En Küçük Kareler	Güçlü destekleyici
Gramatikos	1986	ABD	Kur: Frank, Mark, Yen, Sterlin	Karl Pearson Korelasyon	Destekleyici değil
Milonas	1986	ABD	Tarımsal Ürünler, Metal ve Finansal Varlıklar	En Küçük Kareler	Güçlü destekleyici
Khoury ve Yourougou	1993	Kanada	Winnipeg Borsası:Tarımsal ürünler	En Küçük Kareler	Güçlü destekleyici
Serletis	1993	ABD	NYMEX	En Küçük Kareler	Güçlü destekleyici
Herbert	1995	ABD	Doğal Gaz	En Küçük Kareler	Güçlü destekleyici
Galloway ve Kolb	1996	ABD	Tarımsal Ürünler, Metal, Enerji ve Finansal Varlıklar	En Küçük Kareler	Destekleyici değil
Beaulieu	1998	ABD	CME/CBOT	Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH)	Güçlü destekleyici,
Chen ve Diğerleri	1999	ABD	Nikkei-225 Endeksi	GARCH(1,1)	Destekleyici değil, vade yaklaştıkça volatilité azalıyor
Walls	1999	ABD	NYMEX	En Küçük Kareler (OLS)	Güçlü destekleyici
Allen ve Cruickshank	2000	Avustralya	SFE,LIFFE,UK, Singapur	(OLS), ARCH	Destekleyici
Moose ve Bollen	2001	ABD	CME: Endeks	En Küçük Kareler	Destekleyici değil
Arago ve Fernandez	2002	İspanya	IBEX-35: Endeks	E-GARCH(1,1)	Destekleyici
Mdarassy	2003	ABD	CME	Ar-GARCH	Destekleyici
Akin	2003		Kur, Endeks ve faiz	GARCH	Kur için güçlü destekleyici, hisse endeksi ve faiz için destekleyici değil.
Garcia	2004	İspanya, İngiltere	IBEX-35: Endeks	OLS	Destekleyici
Daal ve Diğerleri	2006	ABD		OLS	Destekleyici değil
Pati ve Kumar	2007	Hindistan	NSE:Nifty Endeks	GARCH, E-GARCH	Destekleyici değil
Doung ve Kalev	2008	Kanada, Japonya, ABD	DC, LIFFE, WCE, MGEX, TOCOM	GARCH(1,1) E-GARCH(1,1) OLS, SUR	Tarımsal ürünler için güçlü destekleyici, Metal ve finansal ürünler için geçerli değil
Verma ve Kumar	2010	Hindistan	NCDEX:Buğday ve Biber	OLS	Destekleyici
Karali ve Thurman	2010	ABD	CBT: Tarımsal Ürünler	ARCH	Güçlü destekleyici
Kenourgios ve Ketavatis	2011	Yunanistan	ADEX:Hisse endeksi	OLS, GARCH, E-GARCH	Destekleyici
Gurrola ve Herrerias	2011	Meksika	MexDer:Faiz	OLS	Destekleyici değil, vade yaklaştıkça volatilité azalıyor
Kapusuzoglu	2012	VOB	VOB:Bist 100 Endeksi	OLS	Destekleyici değil,

Tablodan da anlaşılacağı üzere, ampirik çalışmalar, Samuelson hipotezi bakımından hem olumlu hem de olumsuz kanıtlar sunmaktadır. Ancak, farklı sonuçlara rağmen ortaya çıkan genel eğilim; fiziksel varlıklara dayanan vadeli işlem sözleşmelerinde vade etkisinin finansal varlıklara dayanan vadeli işlem sözleşmelerinden daha fazla olduğudur. Fiziksel varlıklara dayanan vadeli işlem sözleşmelerinde dönemsel arz talep dengelerinin değişmesinin buna neden olduğu ileri sürülmektedir (Daal vd., 2006).

3. Yöntem ve Veri

3.1. Veri

Samuelson hipotezini, başka bir deyişle vade etkisini, Türkiye’de test etmek için 02.01.2008-31.07.2014 dönemindeki vadeli işlem sözleşmelerinin günlük uzlaşma fiyatları kullanılmıştır. Verilerin 02.01.2008-02.08.2013 dönemi VOB, 05.08.2013-31.07.2014 dönemi VİOP’tan alınmıştır. VOB’da Dolar ve Avro kuru ile Altın ve Borsa İstanbul Endekslerine dayalı sözleşmeler; VİOP’ta ise Dolar ve Avro kuru, Altın, Borsa İstanbul Endeksleri ve Borsa İstanbul’da işlem gören tek paya dayalı sözleşmeler kapsama alınmıştır. Analiz yapılan döneme ilişkin toplam işlem miktar ve hacim bilgileri aşağıdaki tabloda yer almaktadır.

Tablo 2: 02.01.2008-31.07.2014 dönemindeki vadeli işlem miktar ve hacim bilgileri

Vadeli İşlemler	02.01.2008-02.08.2013 - VOB		05.08.2013-31.07.2014 - VİOP	
	Toplam İşlem Miktarı (Adet)	Toplam İşlem Hacmi (TL)	Toplam İşlem Miktarı (Adet)	Toplam İşlem Hacmi (TL)
Dövizlere Dayalı Vadeli İşlemler	68.757.465	115.342.390.584	12.217.663	27.195.030.865
Endekslere Dayalı Vadeli İşlemler	285.739.665	1.901.386.633.620	39.243.567	345.746.793.545
Kıymetli Madenlere Dayalı İşlemler	3.388.158	11.942.670.584	1.135.320	2.798.261.368
Paya Dayalı Vadeli İşlemler			33.952	26.878.696
Genel Toplam	357.885.288	2.028.671.694.788	52.630.502	375.766.964.474

Tablo 3’de, veri setinde kullanılan vadeli işlem sözleşmesi türlerine ilişkin bilgiler yer almaktadır.

Tablo 3: 02.01.2008-31.07.2014 dönemindeki vadeli işlem sözleşmesi tür ve sayıları

Sözleşme Türü	VOB	VİOP	Toplam
Altına Dayalı Vadeli İşlemler (TL/Gram Altın, \$/ONS Altın)	51	21	72
BİST Endekslerine Dayalı Vadeli İşlemler (BİST30, BİST100, BİST30-100 Endeksleri)	99	9	108
Paya Dayalı Vadeli İşlemler (AKBNK,EREGL,GARAN,ISCTR,SAHOL, TCELL...)		100	100
Kura Dayalı Vadeli İşlemler (TL/\$, TL/€, €/€)	77	24	101
Toplam Sözleşme Sayısı	227	154	381

Çalışmamızda altına dayalı 72, Borsa İstanbul endekslerine dayalı 108, Hisseye dayalı 100 ve Dolar ve Avro’ya dayalı 101 olmak üzere toplam 381 adet sözleşme kullanılmıştır. Bu sözleşmelere ait işlem sayıları aşağıdaki Tablo 4’de yer almaktadır.

Çalışmamızda kullanılan vadeli işlem sözleşmelerinin vadeye kalan ay içindeki gözlem sayısı ise Tablo 4’de yer almaktadır.

Tablo 4: 02.01.2008-31.07.2014 Dönemindeki Vadeli İşlem Sözleşmesi Günlük Getiri Sayısı Ve Son 6 Aylık Dönemin Ortalama Getirisi ve Varyansı

Dayanak Varlık Türü/Vadeye Kalan Ay	0	1	2	3	4	5	6	Toplam	Ort. Getiri	Varyans
ALTIN	1.248	1.255	1.080	1.108	1.080	1.074	48	6.893	0.000260	0.000164
BİST ENDEKS	2.146	2.061	1.393	1.304	852	895	233	8.884	-0.000074	0.000410
HISSE	1.369	1.380	1.000	1.230	980	997	220	7.176	0.000170	0.000726
KUR	1.872	1.826	1.713	1.766	1.703	1.738	380	10.998	-0.000002	0.000060
Toplam	6.635	6.522	5.186	5.408	4.615	4.704	881	33.951	0.000069	0.0000313

Tablo 4'de yer alan 4 tür varlığa dayalı 381 adet vadeli işlem sözleşmesinin günlük getirilerinin sayısı gösterilmiştir. Ayrıca, her bir ay için kontrat bazında vadeye kalan ay bazında günlük getirilerin varyansları ile vadeye 6 ay kala olan dönemde günlük getirilerin varyanslar hesaplanmıştır. Vadeye 6 aydan daha uzun süre kalan sözleşmelerin son altı ayı alınarak test gerçekleştirilmiştir.

3.2. Yöntem

Çalışmamızda vade etkisi, Galloway ve Kolb (1996, s.815) ve Moosa ve Bollen (2001, s.694) tarafından kullanılan model aracılığıyla tahmin edilmiştir.

Vadeli işlem sözleşmelerinin günlük getirileri aşağıdaki formül yardımıyla hesaplanmıştır. Önceki çalışmalarda da kullanıldığı üzere vadeli işlem sözleşmesinin vadeye kalan k 'inci aydaki t 'inci günündeki getirisi $t-1$ gününden t gününe uzlaşma fiyatındaki değişimdir.

$$R_{k,t} = \left(\frac{F_{k,t}}{F_{k,t-1}} \right) - 1 \quad (1)$$

Burada; vadeli işlem sözleşmesinin vade sonuna kalan k 'inci aydaki ($k=0$ 'den 6 'a kadar) t 'inci günündeki getirisidir. Vadeli işlem sözleşmesinin vade sonuna kalan k 'inci aydaki günlük getirilerinin volatilitesi ise aşağıdaki varyans formülü ile hesaplanmıştır.

$$\sigma_k^2 = \sum_{t=1}^{n_k} \frac{(R_{k,t} - \mu R_k)^2}{n_k} \quad (2)$$

Burada; vadeli işlem sözleşmesinin vade sonuna kalan k 'inci aydaki gözlem sayısı, vadeli işlem sözleşmesinin vade sonuna kalan k 'inci aydaki günlük getirilerinin aritmetik ortalamasıdır.

Vade etkisini ölçmek için aylık bazda varyanslar ile vade sonuna 6 ay kala olan toplam dönemin ay farkı gözetmeksizin varyansı arasındaki ilişki kullanılmıştır. Örneğin, modele göre vade sonuna 3 ay kala hesaplanan varyansın toplam dönem varyansı ile olan ilişkisi vade sonuna 4 ay kala hesaplanan varyansın toplam dönem varyansı ile olan ilişkisinden istatistiksel olarak farklı olmalıdır. Bu amaçla aşağıdaki denklem kullanılmıştır.

$$\sigma_k^2 = \alpha + \beta k + \gamma \sigma_{6ay}^2 + \varepsilon \quad (3)$$

Burada;

σ_k^2 : vadeli işlem sözleşmesinin vade sonuna kalan k 'inci aydaki günlük getirilerinin volatilitesi,

k : vadeli işlem sözleşmesinin vade sonuna kalan k 'inci ayı,

σ_{6ay}^2 : vadeli işlem sözleşmesinin vade sonuna 6 ay kala olan toplam dönemin ay farkı gözetmeksizin günlük getirilerin varyansıdır.

Vadeli işlem sözleşmesinin vade sonuna kalan k 'inci aydaki günlük getirilerinin volatilitesi ile vadeli işlem sözleşmesinin vade sonuna 6 ay kala olan toplam dönemin ay farkı gözetmeksizin varyansı arasındaki ilişkinin pozitif olması beklenmektedir. Matematiksel olarak β 'nin işaretinin pozitif olması beklenmektedir. Vade sonuna yaklaşma etkisinin varlığını söyleyebilmek için β katsayısının aynı zamanda negatif olması gerekmektedir. Diğer bir ifade ile toplam dönem varyansı ile kısmi dönem varyansı arasında pozitif bir ilişki varken, kısmi dönem varyansı ile vadeye kalan ay sayısı arasında da negatif bir ilişki olmalıdır.

Vade etkisinin varlığının testi için aşağıdaki hipotez testleri kullanılmıştır.

$$H_0: \beta=0 \text{ ve } \gamma=0, \quad H_1: \beta<0 \text{ ve } \gamma>0 \quad (4)$$

Çalışmamızda VİOP ve VOB'da işlem görme farklılığının söz konusu olup olmadığı ve dayanak varlığın fark yaratıp yaratmadığını test etmek için 3 numaralı denkleminize aşağıdaki kukla değişkenler eklenmiştir.

$$\sigma_k^2 = \alpha + \beta k + \gamma \sigma_{6ay}^2 + \delta_1 EX + \delta_2 DV_z + \varepsilon \quad (5)$$

Burada;

EX borsa farklılığını test etmek için konulan kukla değişken olup değerleri aşağıdaki gibidir:

$EX=1$; Vadeli İşlem Sözleşmeleri VİOP'da İşlem görüyorsa

0 ; Diğer

DV_z dayanak varlık farklılığını test etmek için konulan kukla değişken olup değerleri aşağıdaki gibidir:

$DV_1=1$ Dayanak varlık kur ise

$=0$ Diğer

$DV_2=1$ Dayanak varlık BİST Endeksi ise

$=0$ Diğer

$DV_3=1$ Dayanak varlık altın ise

$=0$ Diğer

4. Ampirik Bulgular

Türkiye'de Samuelson hipotezini test etmek için, 02.01.2008-02.08.2013 döneminde VOB'da ve 05.08.2013-31.07.2014 döneminde VİOP'da işlem gören Dolar ve Avro kuru, Altın, Borsa İstanbul Endeksi'ne ve Borsa İstanbul'da işlem gören tek paya dayalı vadeli işlem sözleşmelerine ilişkin veri setinin analiz edilmesi sonucunda ortaya çıkan tahminler Tablo 5'te özetlenmiştir. Tahminler için (5) numaralı

denklem kullanılmıştır.

(5) numaralı denklemin normal regresyon ile tahmin edilmesi sonucunda tahmin sonuçlarında değişen varyans ve 3 ve 4 dönem gecikmeye bağlı otokorelasyon sorunlarının olduğu tespit edilmiştir. (5) numaralı denklemin regresyon sonuçları (Ek-1) ile değişen varyans (Ek-2) ve otokorelasyon (Ek-3) test sonuçlarına ekte yer yerilmiştir. Değişen varyans için "White test" ve otokorelasyon için "Q-Test" ve "Breusch-Godfrey – LM test" değerlerine bakılmıştır. "Q-Test" ve "Breusch-Godfrey – LM test" testlerinin her ikisinde de 3 dönem gecikme periyodunda otokorelasyon sorunu olduğu görülmüştür.

(5) numaralı denkleminin değişen varyans sorununu çözmek için genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemi ve otokorelasyon sorununu çözmek için bağımlı değişkenin 3. dönem gecikmesi denkleme açıklayıcı değişken olarak eklenmiştir. Düzeltilmiş (5) numaralı denklemin tahmin sonuçları (Ek-4) ile otokorelasyon (Ek-5) test sonuçlarına ekte yer yerilmiştir.

Tablo 4: Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Normal Sonuçlar		Değişen Varyans ve Otokorelasyon Sorunları Düzeltilmiş Sonuçlar	
	Katsayı	t-İstatistiği	Katsayı	z-İstatistiği
C	0,000034	0,594	0,0000527	0,920
$\sigma^2_{\text{day}}(VT)$	0,987781	33,865*	0,9892020	33,658*
K (VKAS)	-0,000010	-1,560	-0,0000113	-1,716**
EX (BIST)	0,000000	0,008	0,0000041	0,113
DV ₁ (KUR)	0,000004	0,083	-0,0000079	-0,158
DV ₂ (END)	0,000000	-0,009	-0,0000060	-0,121
DV ₃ (ALT)	0,000001	0,026	-0,0000099	-0,197
R ²	0,51			
F/LR	287,33*		1709,29*	
n	1667		1667	

Not: *%1 önemlilik derecesini ve ** %10 önemlilik derecesini göstermektedir.

Tablodan görüleceği üzere, normal tahmin sonuçlarına göre, $k'nın$ katsayısı ve $'n$ katsayısının işareti beklenen yönde olmakla birlikte $k'nın$ katsayısı anlamlı düzeyde değildir (%10 anlamlılık düzeyine yakındır). Denklemimizde borsa farklılığı ve dayanak varlık farklılığını ölçen kukla değişkenlerin katsayıları da istatistiksel olarak anlamsızdır. Tahminlerin düzeltilmesinden sonra, $k'nın$ ve $'n$ katsayılarının işareti beklenen yönde, $'n$ katsayısı %1 ve $k'nın$ katsayısı %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Diğer bir ifadeyle, vade etkisi (Samuelson hipotezi) modelin düzeltilmesi ile birlikte anlamlı bir şekilde destek bulunmaktadır. 02.01.2008-31.07.2014 döneminde Türkiye borsalarında işlem gören vadeli işlem sözleşmelerinde vadeye yaklaşıldıkça volatilitenin arttığı görülmektedir.

tedir. Önce VOB'da sonrasında VIOP'da işlem gören vadeli işlem kontratları için her iki dönemde de vade etkisi bulunmaktadır. Borsa farklılığı veya dayanak varlıkların farklı olması vade etkisini anlamlı olarak etkilememektedir.

5. Sonuç

Vadeli işlem sözleşmelerindeki fiyat oynaklığı, uzlaşma fiyatının belirlenmesinde, teminat hesaplanmasında ve risk yönetiminde önemli bir faktördür. Samuelson (1965), vadeli işlemlerde vadeye yaklaşıldıkça volatilitenin arttığı hipotezini ileri sürmüştür. Samuelson hipotezi veya vade etkisi olarak adlandırılan bu hipotez, çeşitli ülkelerde ve çok değişik dayanak varlıklar üzerinde test edilmiş ve farklı sonuçlar elde edilmiştir.

Bu çalışmada, Türkiye'de vade etkisi, 02.01.2008-02.08.2013 döneminde İzmir Vadeli İşlemler ve Opsiyon Borsası'nda ve 05.08.2013-31.07.2014 döneminde Borsa İstanbul Vadeli İşlem Opsiyon Piyasası'nda işlem gören Dolar ve Avro kuru, Altın, Borsa İstanbul Endeksi'ne ve tek paya dayalı vadeli işlem sözleşmelerinin günlük getirilerinin varyansları üzerinden test edilmiştir.

Yapılan tahminler sonucunda, Türkiye'de 02.01.2008-31.07.2014 döneminde Dolar/ Avro kuru, Altın, Borsa İstanbul Endeksleri ve Borsa İstanbul'da işlem gören tek paya dayalı vadeli işlem sözleşmelerinde Samuelson Hipotezini destekleyen kanıtlara ulaşılmıştır. Kapusuzoğlu'nun (2012, s.321) çalışmasının aksine bir sonuç ortaya çıkmıştır. Bunun, çalışmamızda hem daha geniş veri setinin kullanılmasından, hem varyansı baz alan ve literatürde daha fazla genel kabul gören bir modelin kullanılmış olmasından kaynaklandığı düşünülmektedir.

Çalışmamızda tarımsal ürünlere dayalı sözleşmeler için vade etkisi, bu sözleşmelerin işlem görmemesi nedeniyle test edilemediğinden, gelecekte tarımsal ürünlere dayalı sözleşmeler için de çalışma yapılması faydalı olacaktır.

KAYNAKLAR

- Akin, M. R. (2003) "Maturity Effects in Futures Markets: Evidence from Eleven Financial Futures Markets", *Working Paper* No. 3-6, UC Santa Cruz University, Santa Cruz
- Allen, D. E. and Cruickshank, S. N. (2000) "Empirical Testing of the Samuelson Hypothesis: An Application to Futures Markets in Australia, Singapore and the UK", *Working Paper*, School of Finance and Business Economics, Edith Cowan University, Joondalup WA
- Anderson, R. W. (1985) "Some determinants of the volatility of futures prices", *Journal of Futures Markets*, 5(3): 331- 348
- Anderson, R. W. and Danthine, J. (1983) "The time pattern of hedging and the volatility of futures prices", *Review of Economic Studies*, 50: 249-266
- Arago V. ve Fernandez A. (2002) "Expiration and Maturity Effect: Empirical Evidence from the Spanish Spot and Futures Stock Index", *Applied Economics*, Vol. 34, No. 13, pp. 1617-1626
- Beaulieu, M. C. (1998) "Time to maturity in the basis of stock market indices: Evidence from the S&P 500 and the MMI", *Journal of Empirical Finance*, 5:177-195
- Bessembinder, H., Coughenour, J. F., Seguin, P. J. and Smoller, M. M. (1996) "Is here a term structure of futures volatilities? Re-evaluating the Samuelson Hypothesis", *Journal of Derivatives*, 4: 45-58
- Castelino, M. G. ve Francis, J.C. (1982) "Basis Speculation in Commodity Futures: The Maturity Effect", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 2, No. 2, pp. 195-206
- Chen, Y. J., Duan, J. C. ve Hung, M. W. (1999) "Volatility and maturity effects in the Nikkei Index Futures", *Journal of Futures Markets*, 19(8): 895-909
- Chong, B., Ding, D. K., ve Tan, K. (2003) "Maturity Effect on Bid-Ask Spreads of OTC Currency Options". *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 21(1), 5-15.
- Daal, E., Farhat, J. ve Peihwang, P.W. (2006) "Does futures exhibit maturity effect? New evidence from an extensive set of U.S. and foreign futures contracts", *Review of Financial Economics*, 15(2): 113-128
- Duong, H. N., ve Kalev, P. S. (2008) "The Samuelson hypothesis in futures markets: An analysis using intraday data". *Journal of Banking and Finance*, 32, 489-500
- Galloway, T. M. ve Kolb, R. W. (1996) "Futures prices and the maturity effect", *Journal of Futures Markets*, 16(7): 809-28
- Garcia R ve Alvarez A (2004) "Samuelson Hypothesis Revised; The case of the IBEX 35 Index Future", Department of Quantitative Economics, University of Oviedo, Stochastic Finance 2004
- Grammatikos, T. ve Saunders, A. (1986) "Futures price variability: A test of maturity and volume effects", *Journal of Business*, 59: 319-330
- Gurrola, P., ve Herrerias, R. (2011) "Maturity Effects in the Mexican Interest Rate Futures Market". *Journal of Futures Markets*, 31(4), 371-393.
- Herbert, J. H. (1995) "Trading Volume, Maturity and Natural Gas Futures Price Volatility", *Energy Economics*, Vol. 17, No. 4, pp. 293-299
- Kapusuzoglu, A. (2012) "Empirical Testing of the Samuelson Hypothesis: Application to Futures Market in Turkey". *Actual Problems of Economics*, 9(135), 321-328.
- Karali, B. ve Thurman, W.R N. (2010) "Components of Grain Futures Price Volatility", *Journal of Agricultural and Resource Economics*, August 2010, v. 35, iss. 2, pp. 167-82
- Kenourgios, D. ve Katevatis, A. (2011) "Maturity effect on stock index futures in an emerging market", *Applied Economics Letters*, 18;1029-1033
- Kenyon, D., Kenneth, K., Jordan, J., Seale, W. ve McCabe, N. (1987) "Factors affecting agricultural futures price variance", *Journal of Futures Markets*, 7(1): 73-91
- Khoury, N. ve Yourougou, P. (1993) "Determinants of agricultural futures prices volatilities: Evidence from Winnipeg Commodity Exchange", *Journal of Futures Markets*, 13(4): 345-56
- Miller, D. K. (1979) "The relation between volatility and maturity in futures contracts, In: Commodity Markets and Futures Prices", Ed: R. M. Leuthold. Chicago: Chicago Mercantile Exchange, pp. 25-36
- Milonas, N. T. (1986) "Price Variability and the Maturity Effect in Futures Markets", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 6, No. 3, pp. 443-460
- Moosa, I. A. ve Bollen, B. (2001) "Is there a Maturity Effect in the Price of the S&P 500 Futures Contract!", *Applied Economics Letters*, Vol. 8, pp. 693-695
- Pati, P. ve Kumar, K. (2007) "Maturity and Volume Effects on the Volatility: Evidences from NSE Nifty Futures". *ICFAI Journal of Derivatives Markets*, 4(4), 44-63.
- Rutledge, D. J. S. (1976) "A note on the variability of futures prices", *Review of Economics and Statistics*, 58: 118-20
- Samuelson, P. A. (1965) "Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly", *Industrial Management Review*, 6: 41-49 .
- Serletis, A. (1992) "Maturity Effects in Energy Futures". *Energy Economics*, 14(2), 150-157.
- Verma, A. ve Kumar, C. (2010) "An Examination of the Maturity Effect in the Indian Commodities Futures Market", *Agricultural Economics Research Review*, 23(2), 335-342.
- Walls, W. (1999) "Volatility, volume and maturity in electricity futures", *Applied Financial Economics*, 9(3), 283-287

Ekler**Ek-1:** (5) Nolu Denklemin En Küçük Kareler Yöntemi ile Tahmin Sonuçları

Dependent Variable: VP					
Method: Least Squares					
Date: 03/30/15 Time: 11:38					
Sample: 1 1667					
Included observations: 1667					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C	0.000034	0.000056	0.593873	0.5527	
VT	0.987781	0.029169	33.86451	0.0000	
VKAS	-0.000010	0.000007	-1.560073	0.1189	
BIST	0.000000	0.000036	0.008285	0.9934	
KUR	0.000004	0.000050	0.082716	0.9341	
END	0.000000	0.000050	-0.008760	0.9930	
ALT	0.000001	0.000050	0.025814	0.9794	
R-squared	0.509458	Mean dependent var			0.000322
Adjusted R-squared	0.507684	S.D. dependent var			0.000681
S.E. of regression	0.000478	Akaike info criterion			-12.45000
Sum squared resid	0.000379	Schwarz criterion			-12.42725
Log likelihood	10384.08	Hannan-Quinn criter.			-12.44157
F-statistic	287.3348	Durbin-Watson stat			2.056345
Prob(F-statistic)	0.000000				

Ek-2: (5) Nolu Denklemin Tahmin Sonuçlarının Değişen Varyans Sorununa İlişkin Dair Test

Heteroskedasticity Test: White				
F-statistic	31.59286	Prob. F(19,1647)		0.0000
Obs*R-squared	445.2705	Prob. Chi-Square(19)		0.0000
Scaled explained SS	9936.172	Prob. Chi-Square(19)		0.0000
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 03/30/15 Time: 11:43				
Sample: 1 1667				
Included observations: 1667				
Collinear test regressors dropped from specification				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.0000003	0.0000002	1.150550	0.2501
VT	-0.0003060	0.0017580	-0.174311	0.8616
VT^2	0.4193050	0.0564130	7.432724	0.0000
VT*VKAS	0.0003400	0.0000640	5.317615	0.0000
VT*BIST	-0.0003300	0.0017250	-0.191160	0.8484
VT*KUR	-0.0008150	0.0019990	-0.407932	0.6834
VT*END	-0.0006820	0.0017340	-0.393141	0.6943
VT*ALT	-0.0007840	0.0017620	-0.444777	0.6565
VKAS	-0.0000003	0.0000001	-2.543928	0.0111
VKAS^2	0.0000000	0.0000000	0.557261	0.5774
VKAS*BIST	0.0000000	0.0000001	0.276369	0.7823
VKAS*KUR	0.0000002	0.0000001	2.796996	0.0052
VKAS*END	0.0000001	0.0000001	1.609709	0.1077
VKAS*ALT	0.0000002	0.0000001	2.392587	0.0168
BIST	0.0000007	0.0000003	2.352944	0.0187
BIST*KUR	-0.0000008	0.0000004	-1.919459	0.0551
BIST*END	-0.0000007	0.0000007	-0.918442	0.3585
BIST*ALT	-0.0000007	0.0000005	-1.642196	0.1007
KUR	-0.0000001	0.0000002	-0.468568	0.6394
END	0.0000002	0.0000002	0.724858	0.4686
R-squared	0.26711	Mean dependent var		2.27E-07
Adjusted R-squared	0.25865	S.D. dependent var		1.53E-06
S.E. of regression	0.00000	Akaike info criterion		-24.23462
Sum squared resid	0.00000	Schwarz criterion		-24.16961
Log likelihood	20219.6	Hannan-Quinn criter.		-24.21053
F-statistic	31.5929	Durbin-Watson stat		2.077071
Prob(F-statistic)	0.00000			

Ek-3: (5) Nolu Denklemin Tahmin Sonuçlarının Otokorelasyon Sorununa İlişkin Dair Q-Testi

Date: 03/30/15 Time: 11:46						
Sample: 1 1667						
Included observations: 1667						
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.030	-0.030	1.5094	0.219
		2	0.040	0.039	4.2142	0.122
		3	-0.047	-0.045	7.9672	0.047
		4	-0.034	-0.038	9.8770	0.043
		5	-0.009	-0.008	10.024	0.075
		6	0.008	0.008	10.119	0.120

Ek-3:(5) Nolu Denklemin Tahmin Sonuçlarının Otokorelasyon Sorununa İlişkin Dair Breusch-Godfrey LM Testi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	2.476424	Prob. F(4,1656)		0.0425
Obs*R-squared	9.912204	Prob. Chi-Square(4)		0.0419
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 03/30/15 Time: 11:39				
Sample: 1 1667				
Included observations: 1667				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.0000027	0.0000563	-0.048171	0.9616
VT	0.0042980	0.0292520	0.146932	0.8832
VKAS	0.0000002	0.0000066	0.026136	0.9792
BIST	-0.0000009	0.0000361	-0.023639	0.9811
KUR	0.0000017	0.0000498	0.034625	0.9724
END	0.0000005	0.0000495	0.010308	0.9918
ALT	0.0000015	0.0000500	0.030114	0.9760
RESID(-1)	-0.0287800	0.0245590	-1.171876	0.2414
RESID(-2)	0.0394160	0.0245490	1.605598	0.1086
RESID(-3)	-0.0463760	0.0245770	-1.886988	0.0593
RESID(-4)	-0.0384150	0.0246270	-1.559879	0.1190
R-squared	0.005946	Mean dependent var		0.000000
Adjusted R-squared	-0.000057	S.D. dependent var		0.000477
S.E. of regression	0.000477	Akaike info criterion		-12.45117
Sum squared resid	0.000377	Schwarz criterion		-12.41541
Log likelihood	10389.05	Hannan-Quinn criter.		-12.43791
F-statistic	0.990570	Durbin-Watson stat		1.997339
Prob(F-statistic)	0.449309			

Ek-4: (5) Nolu Denklemin Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi ile Tahmin Sonuçları

Dependent Variable: VP				
Method: Generalized Linear Model (Quadratic Hill Climbing)				
Date: 03/30/15 Time: 11:44				
Sample (adjusted): 4 1667				
Included observations: 1664 after adjustments				
Family: Normal				
Link: Identity				
Dispersion computed using Pearson Chi-Square				
Coefficient covariance computed using observed Hessian				
Convergence achieved after 1 iteration				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.0000527	0.0000572	0.920126	0.3575
VT	0.9892020	0.0293900	33.65810	0.0000
VKAS	-0.0000113	0.0000066	-1.711544	0.0870
BIST	0.0000041	0.0000361	0.112871	0.9101
KUR	-0.0000079	0.0000501	-0.158127	0.8744
END	-0.0000060	0.0000496	-0.121441	0.9033
ALT	-0.0000099	0.0000504	-0.197436	0.8435
VP(-3)	-0.0302600	0.0181670	-1.665676	0.0958
Mean dependent var	0.00032	S.D. dependent var		0.000678
Sum squared resid	0.00038	Log likelihood		10370.53
Akaike info criterion	-12.4549	Schwarz criterion		-12.42892
Hannan-Quinn criter.	-12.4453	Deviance		0.000376
Deviance statistic	0.00000	Restr. deviance		0.000764
LR statistic	1709.29	Prob(LR statistic)		0.000000
Pearson SSR	0.00038	Pearson statistic		0.00000
Dispersion	0.00000			

Ek-5: (5) Nolu Denklemin GLM Tahmin Sonuçlarının Otokorelasyon Sorununa İlişkin Q-Testi

Date: 03/30/15 Time: 11:45
Sample: 4 1667
Included observations: 1664

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.025	-0.025	1.0295	0.310
		2	0.042	0.042	4.0118	0.135
		3	-0.018	-0.016	4.5798	0.205
		4	-0.033	-0.036	6.4457	0.168
		5	-0.008	-0.008	6.5535	0.256
		6	0.009	0.011	6.6888	0.351

