

Faiz oranları oynaklığının modellenmesinde ardışık bağlanımlı koşullu değişen varyans yaklaşımlarının karşılaştırılarak değerlendirilmesi*

Suat Aydın

*TCMB İdare Merkezi, Piyasalar Genel Müdürlüğü,
İstiklal Caddesi, 06100 Ulus, Ankara*

Kıvılcım Metin Özcan

Bilkent Üniversitesi İktisat Bölümü, 06800 Bilkent, Ankara

Özet

Faiz oranlarının dönemsel yapısını tümünden etkileyebilen kısa vadeli faiz oranları, para politikasının en önemli aracıdır. Ekonometrik modellerde sıklıkla yer verilen önemli bir değişken olmasına rağmen, faiz oranlarındaki değişimin kendisinin ya da oynaklığının dinamiğine ilişkin bir fikir birliğine ulaşılamamıştır.

Bu çalışmada, 12 aylık faiz oranlarının değişimi serisinin dinamiğini açıklamak üzere farklı modeller denenmiştir. Öncelikle, kısa dönem faiz oranlarının birinci dereceden farkının varyansının, faizin seviyesine bağlı olarak değiştiği iddiasının çalışılan piyasa için geçerli olmadığı gösterilmiştir. Daha sonra da, birçok farklı vadeli finansal varlıkta gözlenen zamana bağlı değişen risk priminin beklenmeyen faiz hareketlerinden kaynaklanabiliyor olabileceği iddiası sınanmış ve yine çalışılan piyasa için, bir dönem elde tutmanın getirisinin öngörülmesinde koşullu varyansın önemli bir etken olmadığı bulunmuştur.

Finansal zaman serilerinde ardışık bağımlılıktan başka koşullu değişen varyans özelliğini de dikkate alan Ardışık Bağlanımlı Koşullu Değişen Varyans modeli ve türevlerinin kullanıldığı bu çalışmada faiz oranlarının oynaklığını belirleyen seviye değil de haberler olduğu gösterilmiştir.

* İncelemede ileri sürülen tüm görüşler yazarlara ait olup, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nı bağlayıcı nitelik taşımaz. Bu makalenin hazırlanmasında katkıları olan birçok kişiye ve özellikle İngiltere Birmingham Üniversitesi'nden Dr. Marco Barassi ile TCMB'den Emrah Ekşi ve Çiğdem Köse'ye teşekkür ederiz.

1. Giriş

Kısa vadeli faiz oranları, faiz oranlarının dönemsel yapısını, daha yaygın bir ifadeyle getiri eğrisini, buna bağlı olarak da toplam talebi tümünden etkileyebilen ve bu nedenle de merkez bankalarınca en çok başvurulan önemli bir politika aracıdır. Dolayısıyla, kısa dönem faiz oranlarındaki değişimleri ve bu değişimlerin oynaklığını açıklayabilen bir model finansal piyasaların etkinliğine önemli katkı sağlayabilecektir. Kısa vadeli faiz oranları, kısa dönemli finansal kararlar açısından da sıklıkla başvurulan bir değişkendir. Faiz oranlarındaki değişimlerin oynaklığını yakalayabilen bir model, tahvil ve bono fiyatlarının hesaplanmasında kullanılan modellerden başka, faiz oranlarına bağlı çeşitli türev araçların fiyatlanmasında da büyük önem taşıyacaktır.

Zaman serileri yazınında faiz oranlarındaki değişimin seviyesinin ya da oynaklığının dinamiğine ilişkin bir fikir birliği yoktur. Bununla birlikte, bu dinamiklerin açığa çıkarılması hem kuramsal hem de uygulamaya yönelik önemli faydalar sağlayabilecektir. Bu çalışmada, kısa vadeli faiz oranlarının dinamiğine ilişkin zaman serileri yazını kısaca gözden geçirilmekle birlikte, 12 aylık iskontolu Devlet İç Borçlanma Senedi (DİBS) ihalelerinden elde edilen faiz oranlarının değişimi serisinin dinamiğini açıklamak üzere birçok farklı model denenmiştir. Çalışmada, faiz oranları serisinin kendisi değil de değişimi serisi, bir başka ifadeyle serinin birinci dereceden farkı kullanılmıştır. Birçok çalışmada, herhangi bir açıklamaya gerek duyulmaksızın bu tercihin yapılmasının nedeni, faiz oranlarında görülen birim kök sorunu ve buna bağlı olarak da zaman serileri yardımıyla uzun vadeli öngörünün imkânsız hale gelmesidir. Buna rağmen, Aydın ve Özcan (2004), Burridge ve Taylor (2001)'un koşullu değişen varyansın¹ birim kök sıfır önsavının reddine neden olabildiği iddiasını da göz önünde bulundurarak, bu çalışmada birinci dereceden farkı kullanılan serinin kendisini de modellemişlerdir. Ne var ki, serinin koşullu değişen varyansın arındırılması birçok farklı yöntemle başarılmasına rağmen, bunların hiç birinde birim kök sıfır önsavının reddi mümkün olmamıştır. Daha da önemlisi, varyans denklemlerindeki belirleyici değişkenlerin toplamı hiç bir zaman birden küçük çıkmamış, bu nedenle uzun dönem varyans öngörülerinin² de denge değerlerine yakınsaması sağlanamamıştır. Bu

¹ İngilizce yazında 'conditional heteroscedasticity' olarak yer alan ifade yerine kullanılmıştır.

² Akdi (2003: 94), tahmin, kestirim ve öngörü kavramlarının arasındaki farka dikkat çekmekte ve bu kavramları tanımlamaktadır. Buna göre tahmin, bir kitlenin katsayısı hakkında elde edilen istatistiğin aldığı değer; kestirim, rasgele değişkenin seçilen modele göre katsayılarının yerine konulması ile elde edilen değer; öngörü ise, gözlemediğimiz değerlerin dışında rasgele değişkenin almasını beklediğimiz değerdir.

durumun bir dönem öteye ilişkin öngörülerde sorun yaratmadığı gösterilmesine rağmen, uzun dönemli öngörülerin güvenle yapılabilmesi için öneride bulunulamamıştır.

Bu nedenle bu çalışmada, faiz oranlarını kullanan zaman serileri yazınına paralel olarak, faiz oranlarının birinci farkı serisinin oynaklığının modellenmesi tercih edilmiştir. Öncelikle Chan vd. (1992)'nin kısa dönem faiz oranlarının birinci farkının varyansının faizin seviyesine bağlı olduğu iddiası farklı duyarlılık derecelerinde denenmiş ve bu iddianın çalışılan piyasa için geçerli olmadığı gösterilmiştir. Bu sonuca ulaşılmasında en büyük etken, Brenner vd. (1996)'nin önerileri doğrultusunda, modelde Bollerslev (1986)'in yeniden öğrenim mekanizmasına yer verilerek haberlerin etkisinin de dikkate alınmış olmasıdır. Modelde haberlerin etkisine yer verilmediğinde, faiz oranlarının seviyesinin oynaklık üzerinde etkili olduğu bulunmuştur. Haberlerin etkisi olarak da ifade edilen, Bollerslev (1986)'in yeniden öğrenim mekanizması modele eklendiğinde ise bu mekanizmanın istatistikî açıdan anlamlı fakat seviyenin anlamsız hale geldiği görülmüştür.

Daha sonra, Engle vd. (1987)'nin, birçok farklı vadeli finansal varlıkta gözlenen zamana bağlı değişen risk priminin, beklenmeyen faiz hareketlerinden kaynaklanıyor olabileceği iddiası sınanmış ve yine çalışılan piyasa için, bir dönem elde tutmanın getirisinin öngörülmesinde koşullu varyansın önemli bir etken olmadığı bulunmuştur. Ek olarak, sadece Engle vd. (1987)'nin önerisi değil, bu önerinin Bollerslev'in yeniden öğrenim mekanizmasıyla bütünleştirilmiş hali de denenmiştir. Engle vd., Ardışık Bağımlı Koşullu Değişen Varyans-Ortalama (ABKDV-O) olarak isimlendirdikleri modellerini kullanarak gerçekleştirdikleri denemelerle, değişik oynaklık ya da koşullu varyans çözümlemesi kullanan birçok yapısal modelin ulaştığı sonuçları karşılaştırmışlar ve ABKDV-O modelinin daha başarılı olduğunu göstermişlerdir. Ayrıca, diğer modellerde açıklayıcı değişken olarak yer alan unsurların, eklenen değişen varyans nedeniyle bu modelde istatistikî açıdan anlamsız hale geldiğini göstermişlerdir. ABKDV ve türevlerinin, amaç öngörü olduğunda, yapısal modellere üstünlüğü açıktır (Aydın, 2004). Bununla birlikte, bu çalışmada da gösterilmektedir ki, Bollerslev (1986)'in yeniden öğrenim mekanizması eklendiğinde, Engle vd. (1987)'nin bir dönem elde tutmanın getirisinin öngörülmesinde koşullu varyansın önemli bir etken olduğu yönündeki önerileri anlamsız hale gelmektedir.

Bu çalışmada, 12 ay vadeli iskontolu DİBS faiz oranları, finansal zaman serilerinin hem dönemler arası bağımlılık hem de koşullu değişen varyans özelliğini dikkate alan, ABKDV modeli ve türevleri kullanılarak modellenmekte ve faiz oranlarının oynaklığında seviyenin değil de haberlerin etkili olduğu gösterilmektedir.

2. Faiz oranları oynaklığının dinamiğini açıklamaya çalışan modeller

Uzun vadeli faiz oranları ile kısa vadeli faiz oranları arasındaki ilişki ve risk priminin faiz oranlarının dönemsel yapısının açıklanmasında önemi, özellikle son yirmi yıldır, üzerinde önemle durulan konular halini almıştır (Mankiw ve Summers, 1984; Bollerslev vd., 1992: 33-37). Kısa vadeli faiz oranları, faiz oranlarının dönemsel yapısının bütünü üzerinde önemli etkilere sahip bir araçtır. Kısa vadeli faiz oranlarının dinamiğinin anlaşılabilmesi, hem kuramsal hem de uygulamaya yönelik önemli faydalar sağlayabilecektir. Bu bölümde, bu amaca yönelik olarak önerilmiş birçok model ele alınmaktadır.

Fama (1976) faiz oranlarında oynaklık yoğunlaşmasına dikkat çektikten sonra, bu oynaklığı modellemeyi de denemiş fakat ABKDV çözümlemesi kullanılarak yapılan ilk modelleme Weiss (1984) tarafından gerçekleştirilmiştir.

2.1. Faiz oranlarının seviyesinin oynaklığa etkisi üzerine tartışmalar

Faiz oranlarından başka, değişimlerinin oynaklığının dinamiği üzerine de henüz bir fikir birliği sağlanamamıştır. Zaman serileri yazınında bu yönde birçok deneme bulmak mümkündür. Chan vd. (1992) bu denemeleri karşılaştırarak incelemiş ve tamamının (1) numaralı denklemde yuvalandığını ifade etmişlerdir.

$$dr = (\alpha + \beta)dt + \sigma r^{\kappa} dZ \quad (1)$$

Genelleştirilmiş momentler yöntemiyle³ uydurulan⁴ bu model, kısa dönem faiz oranlarının birinci farkının koşullu ortalama ve varyansının, faiz oranlarının (r) seviyesine bağlı olduğunu ifade etmektedir. Modelde dr faiz oranlarının birinci dereceden farkını ve dt zaman türevini⁵

³ İngilizce yazındaki *Generalised Method of Moments* yerine kullanılmıştır. Bu çalışmada oynaklık modellemesinde en üstün model olan ABKDV ve türevleri kullanılmıştır. ABKDV ve türevlerinin, oynaklık modellemesinde neden daha başarılı olduğunu Aydın (2004) ayrıntılı olarak incelemektedir.

⁴ Bu ifade için hakeme teşekkür ederiz.

⁵ Bunun bir Brownian devinim (*Brownian motion*) olduğu gözden kaçırılmamalıdır. Hata terimleri özdeş ve bağımsız olarak dağılan $N \sim (0,1)$ bir rassal yürüyüş varsayın. Bu rassal yürüyüşün bir zaman dilimi içindeki değişiminin de birçok bağımsız Gaussyen değişimin toplamına eşit olduğu varsayılırsa, bu her bir değişim, zamanın her dilimi için tanımlanabilecektir. Farklı uzunluktaki her bir zaman dilimindeki değişimden bağımsız oldukça, herhangi iki zaman arasındaki değişim, geniş zaman değişimiyle aynı özellikleri taşıyacaktır. Tek fark, n zamanın bölündüğü dilim sayısı olmak üzere, varyansının 1 yerine $(1/n)$ olmasıdır. Bu özellik, zaman ne kadar küçük parçalara bölünürse bölünür korunacaktır. İşte bu $n \rightarrow \infty$ 'un limiti bir sürekli zaman sürecidir ve standart Brownian devinim olarak adlandırılır.

verirken κ , faiz oranlarındaki değişimin oynaklığının faiz oranlarının seviyesine duyarlılığını vermektedir. Chan vd. (1992) bir aylık hazine bonusu getirilerini kullandıkları çalışmalarında, birinci dereceden farkın oynaklığının faiz oranının seviyesine duyarlılığının faiz oranları modelleri açısından en önemli unsur olduğunu göstermişlerdir. Bu modellerle yaptıkları denemeler sonucunda, kısa dönem faiz oranlarının dinamiğini yakalamakta, $\kappa \geq 1$ 'e izin veren modellerin κ 'yı 1'den küçük kabul eden modellere nazaran daha başarılı olduğunu bulmuşlardır. Kullandıkları denklem faiz oranlarının birinci farkının varyansının doğrudan faiz oranına bağlı olarak oluşmasına izin vermektedir.

Brenner vd. (1996), oynaklığın sadece faiz oranlarının bir fonksiyonu olarak ifade edildiği bu modelleri, oynaklığın faiz piyasasının maruz kaldığı şokların (haberlerin) fonksiyonu olarak ifade edildiği Kapsamlı-ABKDV (KABKDV) modelleriyle karşılaştırmışlardır. Her iki tür modelin de zayıf yönlerini ele aldıktan sonra önerdikleri model, oynaklığı hem faiz oranlarının seviyesinin hem de şokların fonksiyonu olarak vermektedir. Faiz oranlarının seviyesinden başka, şoklar da modele dahil edildiğinde oynaklığın seviyeye duyarlılığının azaldığını göstermektedirler. Buna bağlı olarak da, yazında yaygın olan, oynaklığın seviyeye duyarlı olduğu yönündeki iddianın, modellere şokun dahil edilmemesinden kaynaklandığını ifade etmektedirler.

2.2. Koşullu varyansa asıl denklemde⁶ yer verilmesi

Shiller (1979)'in uzun vadeli hazine tahvilinin sonsuza değin faiz ödediği basitleştirici varsayımıyla yaptığı modellemesinde, uzun dönem faiz oranlarının Hicks (1946)'in yeniden düzenlenmiş bekleyişler önsavıyla⁷ tutarlı olamayacak kadar oynak olduğunu bulmasından sonra, Jones ve Roley (1983) de faiz oranlarının bu önsava uygun davranmadığını göstermişlerdir.

⁶ İngilizce yazında *mean equation* olarak geçen ifade yerine kullanılmıştır. Bilindiği üzere ABKDV ve türevleri iki denklem içermektedir. Birinci denklem kullanılan serinin birinci momentine yani kendisinin beklenen değerine ilişkin tahminler üretirken, ikinci denklem ikinci momentine yani beklenen oynaklığına ilişkin tahminler üretmektedir. Bu çalışmada, ikinci denklem İngilizce yazına paralel olarak varyans denklemi olarak isimlendirilmiş fakat birinci denkleme asıl denklem adı verilmiştir.

⁷ İngilizce yazındaki *modified expectations hypothesis* yerine kullanılmıştır. Bekleyişler önsavı, uzun vadeli faiz oranlarının, ilgili beklenen kısa vadeli faiz oranlarının yansız tahmincisi olmasına dayanmaktadır. Fakat Hicks (1946), uzun vadeli faiz oranlarının ortalama geri ödeme süresi ve ödememe riskinden de etkilendiğini vurgulayarak, kuramı değiştirmiştir. Özellikle ödememe riski, uzun vadeli faiz oranlarını, ilgili beklenen oranların yanlış tahmincisi haline getirmektedir. Dolayısıyla, uzun vadeli faiz oranları beklenen faiz oranlarından risk primi kadar fazladır. Ayrıca, farklı vadeli kıymetler birbirlerinin mutlak ikâmesi olamazlar. Uzun döneme ilâve getiri teklif edilmediğinde yatırımcılar kısa dönemde borç vermeyi tercih edecektir. Dolayısıyla, uzun vadede borçlanmak isteyenler daha yüksek faiz teklif etmeğe mecburdurlar.

Mankiw ve Summers (1984) de aşırı duyarlılık önsavının⁸ bu oynaklığı açıklayıp açıklayamayacağını incelemiş ve uzun dönem faiz oranının kısa dönemdeki değişmelere aşırı tepki verdiğini iddia eden bu önsavın faiz oranlarının dönemsel yapısını açıklamaktan uzak olduğunu bulduktan sonra bir de değişebilir likidite priminin, bekleyişler önsavını açıklayıp açıklayamayacağını ele almıştır. Uzun vadeli faiz oranlarının, kısa vadeli faiz oranlarına duyarlılığı makroekonomik açıdan da büyük önem arz etmektedir. Yüksek duyarlılık para politikasını daha etkin kılacaktır. Örnek olarak, kısa vadeli faiz oranlarında bir düşme toplam talebi daha fazla etkileyebilecektir.

Mankiw ve Summers (1984), (2) numaralı denklemle verilen modeli kullanarak, uzun dönem faiz oranlarını rasyonel beklenen kısa dönem faiz oranlarıyla açıklamayı denemişlerdir.

$$R_{t+1} - R_t = \frac{-(1-\kappa)\theta}{\kappa} + \frac{(1-\kappa)}{\kappa}(R_t - r_t) + \frac{\varepsilon_{t+1}}{\kappa} \quad (2)$$

$0 < \kappa < 1$ olan bu modelde, r_t t dönemi için dönemsel faiz oranını, θ risk ya da likidite primini, R_t ise ilgili kıymetin t döneminden vade sonuna kadar getirisini verirken, ε_{t+1} gelecek dönem faiz oranlarına ilişkin t ve t_{+1} arasında ulaşılabilen yeni bilgiyi içermektedir. Tahmin edilen κ 'nın, R^* 'ın ortalama faizi verdiği (3) numaralı denklikle hesaplanan κ 'dan küçük olması aşırı duyarlılık varsayımının doğruluğunu göstermektedir. Sıradan en küçük kareler yöntemini kullandıklarından, hata teriminin eşitliğin sağındaki değişkenlere bağımlı olmaması gerekmektedir. Bu denklemde hata terimleri t ile $t + 1$ dönemleri arasında elde edilen haberleri ifade ettiğinden ve dolayısıyla bilinmediğinden, fakat $(R_t - r_t)$ bilinir olduğundan, rasyonel bekleyişler varsayımına göre bu iki değişkenin birbirinden bağımsız olacağını ifade etmişlerdir.

$$\kappa = \frac{1}{1 + R^*} \quad (3)$$

Mankiw ve Summers (1984), aşırı duyarlılık önsavını sınarken, risk ya da likidite priminin sabit olduğunu varsaymış fakat bu varsayımın doğru olamayacağını bulmuşlardır. Mankiw ve Summers (1984), özellikle çok kısa vadede görülen çok ve yüksek değişebilir likidite primini de açıklayamayınca çalışmalarına, dalgalanan likidite primlerini

⁸ İngilizce yazındaki *excess sensitivity hypothesis* yerine kullanılmıştır. Bu önsava göre, uzun vadeli faiz oranları, aynı zamanda geçerli kısa vadeli faiz oranlarında gözlenen bir değişime çok fazla tepki vermektedir. Bu önsav, kuramın, uzun vadeli faiz oranlarının daha az tepki vereceği önerisine rağmen, para arzındaki bir değişim haberine bütün vadelerin benzer tepki veriyor olmasına dayandırılmaktadır. Bu dayanak tahvil-bono piyasası oyuncuları açısından şüphe götürmez bir gerçekliktir.

açıklayabilecek bir model geliştirmenin önemini vurgulayarak son vermişlerdir.

Engle vd. (1987), birçok farklı vadeli finansal varlıkta gözlenen zamana bağlı değişen risk priminin beklenmeyen faiz hareketlerinden kaynaklanıyor olabileceğini iddia etmişler ve buna bağlı olarak da bir dönem elde tutmanın getirisinin koşullu varyans kullanılarak tahmin edilebileceğini göstermişlerdir. Ortalama denklemine koşullu varyansın açıklayıcı değişken olarak ilâve edildiği ABKDV-Ortalama (ABKDV-O) modelini finans ve zaman serileri yazınına kazan-dırmışlardır. Bu modeli kullanarak gerçekleştirdikleri denemelerle, değişik oynaklık ya da koşullu varyans çözümlemesi kullanan birçok yapısal modelin ulaştığı sonuçları karşılaştırmışlar ve ABKDV-O modelinin daha başarılı olduğunu göstermişlerdir. Buna ek olarak, diğer modellerde açıklayıcı değişken olarak yer alan etmenlerin, eklenen değişen varyans nedeniyle istatistikî açıdan anlamsız hâle geldiklerini göstermişlerdir.

Burada sözü edilen ABKDV-O modeli, 4 ve 5 numaralı denklemlerle verilmektedir; Engle (1982)'de verilen p gecikmeli ABKDV modelinin basit bir türevidir. Bu modelin basit modelden temel farkı, değişen koşullu varyansların, hata terimi aracılığıyla dolaylı olarak değil, $\sqrt{h_t}$ biçiminde, asıl denkleme doğrudan girerek portföyün beklenen getirisini etkiliyor olmalarıdır.

Riskten kaçınan yatırımcılar riskli varlıkları elde tutmak için bedel isterler. Portföyün sadece bir hazine borçlanma enstrümanı ve getirileri normal dağılmış bir riskli finansal varlıktan oluştuğu basit bir kurgulamada risk, elde tutulan kıymetin getirilerinin varyansı ve beklenen getirinin artışı sonucunda oluşan bedelle ölçülür. Getirilerin beklenen değeri ile varyansı arasındaki ilişki, ki bu ilişki finansal varlığın fiyatının tam denge noktasında oluşmasını sağlamaktadır, yatırımcıların fayda fonksiyonu ve finansal varlıkların arz fonksiyonlarıyla belirlenecektir. Engle vd. (1987: 392-94), yukarıda sözü geçen ilişkiyi inceleyebilmek için, riskli finansal varlığın sağlayacağı getirinin ve riskten kaçınan yatırımcıların bu finansal varlık için teklif edeceği fiyatın zaman içinde değişeceğini varsaymaktadırlar. Bu denge fiyatıdır ki, beklenen değer ile varyans arasındaki ilişkiyi belirler ve dolayısıyla risk primi ile varyans arasındaki bağlantıyı kurar. Bu yaklaşım sonucunda önerdikleri model şu şekildedir:

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sqrt{h_t} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (5)$$

Yukarıda verilen modelden kolayca görülebileceği üzere risk, getiriyi, hata terimleri aracılığıyla değil, doğrudan, $\sqrt{h_t}$ biçiminde, asıl

denklemden yer alarak belirlemektedir. Burada $\delta_1 \neq 0$ olması yaklaşımın doğruluğuna işaret edecektir.

Bir sonraki bölümde, yukarıda açıklanan modeller DİBS faiz oranlarına uygulanmaktadır.

3. Türkiye’de faiz oranlarının oynaklığını belirleyen etmenlerin açığa çıkarılması

3.1. Veri seti

Bu çalışmada, 12 aylık iskontolu Devlet İç Borçlanma Senetleri (DİBS) ihalelerinde oluşan oranlar kullanılmıştır. DİBS’lerin ortalama vadesi 1985 yılından 2003’e kadar 275 gün olduğundan, bu vade iç borç yapısı için uygun bir gösterge olarak kabul edilebilmektedir. İhaleler her dönem için düzenli gerçekleştirilmediğinden, vade ya da ortalama geri ödeme süresi açısından homojen bir zaman serisi oluşturmak mümkün olmamıştır. Bu nedenle, oynaklığın modellenmesinde kullanılacak olan DİBS ihaleleri faiz oranları serisi, Mayıs 1985’ten Nisan 1994’e kadar olan süreyi kapsayacak şekilde oluşturulmuştur.

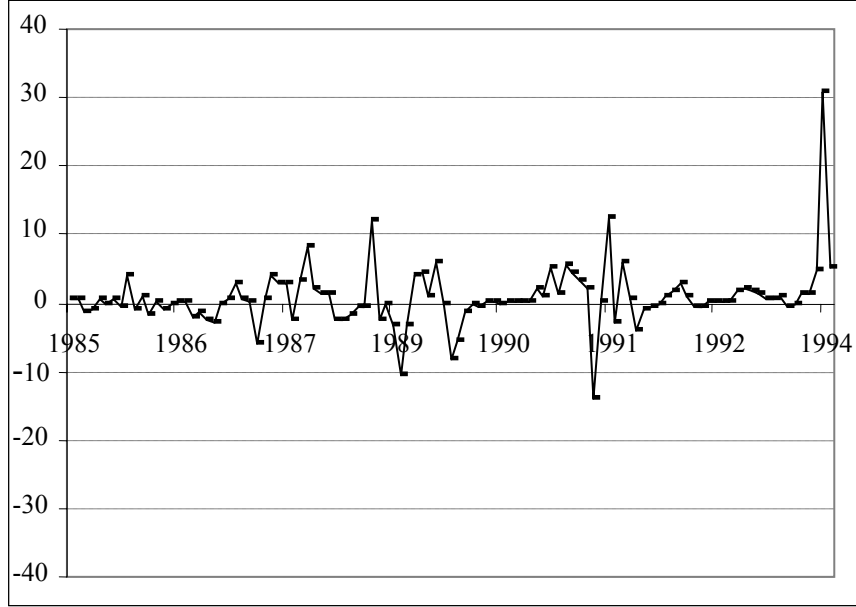
DİBS ihaleleri faiz oranları birinci farkı serisini veren Şekil 1, faiz oranlarının birinci dereceden farkının beklenen değerinin sıfır olduğuna fakat varyansının zamana bağlı olarak değiştiğine işaret etmektedir.

Şeklin önerdiği özelliklerin gerçekten seride mevcut olup olmadığına bakılması hem kullanacağımız modelin uygunluğu hem de sınamaların tutarlılığı açısından faydalı olacaktır. Serinin istatistikî özellikleri incelendiğinde, leptokurtosis⁹ ve çarpıklık bulunmuş, son üç gözlemin dışlanmasının leptokurtosisi değil ama çarpıklığı ortadan kaldırdığı görülmüştür (Tablo 1). Engle (1982: 999-1000) seride ABKDV etkisi olup olmadığını bulmak için bir Lagrange çarpanı (LÇ) sınaması süreci önermiştir¹⁰. Önerdiği sınama sürecine göre p . dereceden ABKDV’yi aramak için hata terimlerin karelerinin p gecikmeli regresyonu alınmalı ve bu regresyon yardımıyla sınama istatistiği hesaplanmalıdır. Sınama istatistiği olarak kullanılan TR^2 ’de T gözlem sayısını verirken, R^2 varsayılan gecikmeyle gerçekleştirilen regresyonun hata terimlerinden elde edilmektedir. Sınama istatistiği ki-kare (χ^2) dağılımına sahiptir. Bu sınamanın ortak sıfır önsavı, karesi alınmış hata terimlerinin katsayı-

⁹ Eurostat, sitesinde (<http://europa.eu.int/comm/eurostat>) leptokurtosis’e karşılık olarak çok basıklık sözcüğünü önermekte ise de, Brooks (2002: 437), leptokurtosis’i, finansal varlıkların getirilerinin dağılımlarının kalın kuyruk ve ortada aşırı sivrilik özelliği sergileme eğilimi olarak tanımlamaktadır. Bu tanım dikkate alındığında, çok basıklığın yetersiz bir ifade olduğu görülmektedir.

¹⁰ Engle bu fikri Breusch ve Pagan (1978) ve Godfrey (1978)’den türetmiştir.

Şekil 1
12 Aylık İskontolu DİBS İhraç Faizleri Birinci Farkı



Tablo 1

Faiz Oranlarının Birinci Dereceden Farkına İlişkin İstatistikler

<i>İstatistik</i>	05.1985- 04.1994	05.1985-01.1994
Ortalama	0.7046	0.4116
Standart sapma	4.5458	3.4535
Çarpıklık	2.5860	-0.2614
Kurtosis	21.3893	7.8703
En Yüksek Değer	31.0000	12.4125
En Küçük Değer	-14.0800	-14.0800
Ortanca	0.2503	0.2203
Jarque-Bera	1626.9090	103.9698

Not: Ki-kare (χ^2) dağılımına sahip Jarque-Bera istatistiğinin 0.005 anlamlılık düzeyinde tablo değeri 10.597'dir.

Tablo 2
ABKDV-LÇ Sınama Sonuçları

<i>Gecikme Sayısı</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>
TR ²	0.0644	9.3782	9.2632
(tablo değeri, $\alpha = 0.05$)	(3.8415)	(5.9915)	(7.8147)
(reddetmeme olasılığı)	(0.7997)	(0.0092)	(0.0247)

Not: Lagrange Çarpanı istatistiği ki-kare (χ^2) dağılımına sahiptir.

larının sıfırdan farksız olduğudur. Tablo değerlerinden büyük hesaplanan değerler ABKDV etkilerinin varlığına işaret etmektedir. Varyansın zamana bağlı olarak değişip değişmediğinin sınanması için ABKDV etkileri aranmış, bu nedenle LÇ sınamaları yapılmış ve ABKDV etkisinin olmadığı yönündeki sıfır önsavı reddedilmiştir (Tablo 2). Dolayısıyla faizlerin birinci farkı serisinde ABKDV etkileri mevcuttur ve ABKDV ya da türevi bir modelin denenmesi uygun olacaktır¹¹.

3.2. ABKDV model katsayılarının tahmin edilmesinde kullanılan yöntem

Finansal zaman serilerinde varyans genellikle değişen olmasına rağmen, geleneksel ekonometri yöntemleri varyansın sabit olduğu koşulu ile çalışmaktadır (Aydın, 2004). ABKDV modeli bu koşula gerek duymayan, daha da önemlisi, verinin değişen varyans özelliğinden yararlanan bir modeldir.

Sıradan en küçük kareler yöntemi (SEK), iki denklem içeren ABKDV modelleri için uygun değildir (Brooks, 2002: 455-58). Bu nedenle ABKDV modellerinde, en yüksek olabilirlik (EYO) olarak adlandırılan başka bir yöntem tercih edilmektedir¹².

Bir ABKDV modelinin tahmini üç temel aşamadan oluşmaktadır. Birinci aşamada, uyacağı düşünülen model, bir diğer ifadeyle uygun asıl ve varyans denklemleri tespit edilirken, ikinci aşamada, hata terimlerinin normal dağıldığı varsayımıyla, ilgili olabilirlik fonksiyonu belirlenmektedir. Son aşamada ise, bu fonksiyonu ençoklaştıran katsayılar bulunmakta ve standart hataları hesaplanmaktadır.

EYO yöntemi, asıl deseni verme olasılığı en yüksek katsayıları seçmektedir. Bunu yaparken, oluşturduğu olabilirlik fonksiyonunun

¹¹ ABKDV etkilerinin olmadığı yönündeki sıfır önsavı birinci derecede reddedilememişse de, iki ve üçüncü derecelerde reddedildiğinden, bir gecikmeli ABKDV ve ABKDV-M dışındaki tüm ABKDV modelleri ve gecikme sayısından bağımsız olarak tüm KABKDV modelleri ve türevleri uygulanabilir.

¹² EYO yöntemi hem doğrusal, hem de doğrusal olmayan modellere uygulanabilmektedir.

logaritmasını almakta ve sonra bu fonksiyonu ençoklaştırmaktadır. Bu fonksiyonun ençoklaştırılması, SEK yöntemine benzer şekilde, hata terimlerinin karesinin enküçükleştirilmesi anlamına gelmektedir. Bu çalışmada kullanılan ekonometri yazılımı olan *E-views*, ve diğer pek çoğu, sözü edilen katsayıların bulunmasında, deneme yanılma yöntemini kullanmaktadır. Dolayısıyla, doğru oldukları varsayılan katsayılar kullanılarak bir değer elde edilmekte ve en uygun değere ulaşılan dek bu katsayılar değiştirilmektedir.

Normal dağılım varsayımı, olabilirlik fonksiyonunun belirlenebilmesi açısından önemlidir. Finansal zaman serilerinde gözlenen kalın kuyruk özelliğinin yok edilmesi genellikle mümkün olmamasına rağmen (Akgiray, 1992; Brooks, 2002: 437-532), Brooks (2002: 460-61), asıl ve varyans denklemi doğru seçildikçe tahmin edicilerin normal dağıldığı varsayımının sorun yaratmayacağına işaret etmektedir. Bu nedenle bu çalışma için oldukça çok sayıda model denenmiş ve bunların önemli bir kısmı raporlanmıştır.

3.3. Faiz oranlarının seviyesi ve birinci farkın oynaklığı

Bu alt başlıkta, faiz oranları birinci farkının oynaklığı modellenilmekte ve ayrıca bu oynaklık ile faiz oranlarının seviyesi arasında bir ilişki olup olmadığı sınımlanmaktadır. Faiz oranlarının seviyesinin oynaklık üzerinde etkili olup olmadığı sınımlanabilmesi için, modelin varyans denklemine yeni bir açıklayıcı değişken ilâve edilmesi gerekmektedir¹³. Uydurulacak model (6) ve (7) numaralı denklemlerle verilmektedir.

$$dr_t = r_t - r_{t-1} = c + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$h_t = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \zeta r_{t-1}^\kappa \quad (7)$$

Burada, haberlerin etkisini ölçmek üzere varyans denklemine eşitliğin sağ tarafında, bir önceki dönem için öngörülen koşullu değişen varyansın (h_{t-1}) da yer aldığı sıradan KABKDV modeline ek olarak, faiz oranlarının seviyesinin oynaklık üzerine duyarlılığını ifade etmek üzere ζr_{t-1}^κ uzantısına yer verilmiştir. c asıl denklemin, ω ise varyans denkleminin sabit değerleridir. (6) ve (7) numaralı denklemlerde verilen model tahmin edilirken, κ 'ya, farklı duyarlılık düzeylerini sınamak amacıyla $0 < \kappa \leq 6$ olmak üzere birçok değer verilmiştir¹⁴.

¹³ Tabii ki bu model, oynaklığın faiz oranlarının seviyesine duyarlılığını sınamaktan başka, diğer ABKDV modelleri gibi beklenmeyen faiz değişimlerinin etkilerini de verebilecektir.

¹⁴ Denemeler 0.01'den başlanarak artırılmış, ζ 'nin sıfırdan farksız olduğu önsavı reddedilemeyince 6'da kesilmiştir. Chan vd. (1992) de sınamalarını ancak 1.5'e kadar sürdürmüşlerdir.

Tablo 3
KABKDV (1,1) ve Türevi Modele İlişkin Tahminler

<i>Katsayı</i>	<i>KABKDV (1,1)</i>	<i>K = 0.75</i>	<i>K = 1.5</i>
<i>c</i>	0.286162 (0.224766)	0.326140 (0.224888)	0.324901 (0.225405)
<i>ω</i>	1.020405 (0.553800)	2.540999 (1.898458)	1.814776 (1.241730)
<i>α</i>	0.263057 (0.117149)	0.269439 (0.129808)	0.266934 (0.129601)
<i>β</i>	0.713732 (0.090020)	0.704064 (0.099160)	0.702579 (0.102012)
<i>ζ</i>	...	-0.066718 (0.063295)	-0.001440 (0.001370)
<i>α + β</i>	0.976789	0.973503	0.969513
Regresyonun standart hatası	3.507200	3.523612	3.523643
Log-olabilirlik	-266.8595	-266.4198	-266.3954

Bunlardan, düşük duyarlılığın sınanmasına örnek olarak 0.75 ve yüksek duyarlılığın sınanmasına örnek olmak üzere de 1.50 değerlerinin verildiği tahminlere ilişkin sonuçlar (3) numaralı tabloda basit KABKDV (1,1)'in sonuçlarıyla birlikte sunulmaktadır¹⁵. κ 'nın dahil edildiği her iki modelde de açıklayıcı değişkene ait katsayı olan ζ 'nin sıfırdan farksız olduğu önsavı reddedile-memiştir. Dolayısıyla, kullanılan seri için faiz oranlarının seviyesi ile faiz oranlarının birinci farkı arasında bir ilişki olmadığı görülmektedir.

KABKDV (1,1)'in her iki belirleyici değişkenine¹⁶ ait katsayılar da % 5 güven aralığında istatistikî açıdan anlamlıdır. İlâve olarak, tahminin tutarlılığının sınanabilmesi açısından, elde edilen hata terimlerinin karesinin ardışık bağlanım fonksiyonları (ABF) ve kısmî ardışık bağlanım fonksiyonları (KABF) incelenmiştir. 12 aylık gecikme de dahil olmak üzere Ljung-Box istatistikleri¹⁷, Mayıs 1985-Ocak 1994 dönemi için hesaplanarak, bir kısmı ABF ve KABF katsayılarıyla birlikte (4)

¹⁵ Basit KABKDV (1,1) modeli, faiz oranlarının seviyesi ile faiz oranlarının birinci farkının oynaklığı arasında bir ilişki aramamaktadır.

¹⁶ İngilizce yazında *determinant regressor* olarak geçen ifade yerine kullanılmıştır.

¹⁷ k gecikmeli Q istatistiği, k da dahil olmak üzere, tüm gecikmelerde ardışık bağımlılık olmadığı sıfır önsavını sınanan bir istatistiktir. Bu istatistik, gözlem sayısının düşük olduğu durumlarda hatalı kararlara sebep olan Box-Pierce (1970) istatistiğinin geliştirilmesiyle elde edilmiştir.

numaralı tabloda sunulmuştur. Bu sonuçlara göre seride ardışık bağlanım kalmamıştır. Tahmin edilen model kullanılan seriyle uyumludur.

KABKDV (1,1) modelinin tutarlılığı açısından, standartlaştırılmış hata terimlerinin (ε_t / σ_t) Bollerslev (1986: 308-13)'de verilen tanımlamaya uygun olarak, standart normal dağılıma sahip olup olmadıkları da sınanmış ve sonuçlar (5) numaralı tabloda verilmiştir. Jarque-Bera sınaması normal olmama önsavını reddedememektedir. Bundan başka, KABKDV (1,1) modeli, faiz oranlarının birinci farkının koşulsuz varyansında mevcut olan leptokurtosisi açıklayamamaktadır. Kurtosis ölçüsü hala yüksek değer almaktadır. Bu durum KABKDV (1,1) modelleri için beklenmeyen bir durum değildir (Brooks, 2002: 460-61).

Tablo 4
Standartlaştırılmış Hata Terimlerinin Karesine İlişkin İstatistikler

Gecikme	ABF	KABF	Q-İstatistikleri	Q-tablo değeri
1	-0.082	-0.082	0.7131	3.841
4	0.124	0.120	2.5978	9.488
9	0.078	0.086	4.4748	16.919
12	-0.044	-0.025	5.3986	21.026

Not: Ljung-Box Q istatistiği χ^2 dağılımına sahiptir ve raporlanan tablo değerleri $\alpha = 0.005$ güven aralığındadır.

Tablo 5
Hata Terimlerine İlişkin İstatistikler

Ortalama	0.059	En küçük	-4.132	Kurtosis	8.365
Ortanca	-0.025	Standart Sapma	1.000	Jarque-Bera	124.733
En yüksek	4.295	Çarpıklık	0.020		

Not: (χ^2) dağılımına sahip Jarque-Bera istatistiğinin 0.005 anlamlılık düzeyinde tablo değeri 10.597'dir.

3.4. Getirideki değişiminin hesaplanmasına riskin doğrudan dahil edilmesi

Burada uydurulmak istenen ilişki, 2.2 numaralı alt başlıkta incelenen, Engle vd. (1987)'nin ileri sürdüğü (4) ve (5) numaralı denklemlerle verilen ABKDV-O modelidir. Tablo 6'da iki ABKDV-O, iki de KABKDV-O modeli tahmin sonuçları yer almaktadır. Tabloda yer verilen ABKDV-O modelleri, 12 gecikme dahil tahmin edilen modellerden logolabilirliği en yüksek iki tanesidir. Ne var ki, δ 'nın sıfırdan farksız olduğu önsavının reddi başarılammıştır. Herhangi birinde δ 'nın anlamlı çıkması durumunda, tamamı 0'dan küçük değerlere sahip oldukları için, bu piyasada borç verenlerin irrasyonel olduğuna karar verilecekti.

Tablo 6
Çeşitli ABKDV-O Tahminleri

<i>Katsayı</i>	<i>ABKDV-O (4)</i> <i>(h_t)^{1/2}</i>	<i>ABKDV-O</i> <i>(5) h_t</i>	<i>KABKDV-O</i> <i>(1,1) (h_t)^{1/2}</i>	<i>KABKDV-O</i> <i>(1,1) h_t</i>
δ	-0.360223 (0.122409)	-0.012329 (0.020699)	-0.363773 (0.310699)	-0.028184 (0.045000)
c	1.421968 (0.363627)	0.483576 (0.220518)	1.358155 (0.917230)	0.586069 (0.489079)
ω	1.538338 (0.723960)	4.031403 (0.733005)	1.316917 (0.744548)	1.305786 (0.779016)
α_1	0.004679 (0.069909)	0.098232 (0.103278)	0.342219 (0.157324)	0.318398 (0.155533)
α_2	0.186776 (0.126931)	0.167571 (0.129392)		
α_3	0.500510 (0.195402)	-0.001058 (0.054675)		
α_4	0.616134 (0.231344)	0.561038 (0.136957)		
α_5		-0.051060 (0.043332)		
β			0.634598 (0.120005)	0.652370 (0.124659)
$\sum_{i=1}^p \alpha_i + \beta$	1.308099	0.774723	0.976817	0.970768
Logolabilirlik	-255.9396	-257.0791	-268.0109	-268.5110

Sonuç olarak; tahmin denklemlerinde yer verilen koşullu standart sapma ve koşullu varyans terimlerinin işareti pozitif olmadığı gibi, yapılan tahminler istatistikî açıdan da anlamsızdır. Bu nedenle, koşullu standart sapma ya da koşullu varyans terimleriyle ifade edilen yüksek piyasa riskinin bu piyasa için daha yüksek getirilere neden olduğunu söylemek mümkün değildir.

Bu bölümde faiz oranlarının birinci farkının oynaklığını ifade etmek üzere kurulan modellerden sadece KABKDV (1,1)'in belirleyici değişkenlerinin istatistikî açıdan anlamlı olduğu bulunmuştur. Bu nedenle de, faiz oranlarının oynaklığını modellemede kullanılacak tek yöntem KABKDV (1,1)'dir. Bir sonraki alt başlıkta bu iddia incelenmektedir.

3.5. KABKDV (1,1)'in asıl desenle uyumluluğu

Dışa düşenlerin tespiti ve bunların tahminleri etkilemesinin önlenmesi sadece veri setinin oluşturulması sürecinde değil, yapılan tahminlerin tutarlılığının sınanabilmesi açısından, regresyon sonuçlarının elde edilmesinden sonra da ele alınması gereken bir işlemdir. Veri setinde olduğu gibi, regresyon sonucunda oluşan hata terimleri arasında da dışa düşen olup olmadığına bakılması, sonuçların tutarlılığının ve sonuçları

yanlı hale getiren bir dönem olup olmadığının anlaşılmasını sağlayacaktır.

Engle (1982)'i izleyerek, geçmiş dönemlerin ortalaması¹⁸ (GDO) yöntemi kullanıldığında elde edilecek dışa düşenlerin sayısına ve bunların hangi dönemlerde olduğuna bakılmış ve, Engle (1982)'le benzer şekilde, KABKDV ile aynı sayıda ve aynı dönemlerde oldukları bulunmuştur¹⁹ (Şekil 2). Bunun temel nedeni, faiz oranlarının birinci farkı için tahmin edilen KABKDV (1,1) modelinde, asıl denklemde herhangi bir gecikmeye yer verilmemiş olmasıdır. Bilindiği üzere, serinin bir sabit üzerine regresyonu ile elde edilecek değerler, GDO'yla eş anlamlıdır. GDO ile hesaplanan değer, bir taraftan bütün geçmiş dönemlerin ortalaması iken diğer taraftan da gelecek bütün dönemlerin öngörüsüdür. Hem KABKDV (1,1) hem de GDO'da dışa düşen sayısının 12 ve bunların her iki modelde de aynı aylarda olması beklenen bir durumdur çünkü faiz oranlarının birinci dereceden farkı modellenirken KABKDV (1,1) modelinin asıl denkleminde ardışık bağlanıma yer verilmemiştir. Dolayısıyla, tahmin edilen değişim GDO ile tahmin edilen değişimin aynıdır. Fakat burada dikkat edilmesi gereken, KABKDV'nin öngörülerinin, geçmiş değerlerin ortalamasının aksine, koşullu olduğudur. GDO koşulsuz varyansı kullanırken, bir diğer ifadeyle varyansı sabit varsayarken, KABKDV (1,1) koşullu varyansı kullanmakta ve her dönem için farklı öngörüler üretmektedir. Bu nedenle, hata terimlerinin sayısı ve zamanı aynı olmasına rağmen KABKDV (1,1), GDO'nun aksine, gerçekçi varyanslara ulaşmaktadır. Bu nedenle, dışa düşenlerin aranması sürecinde, GDO için koşulsuz fakat KABKDV (1,1) modeli için koşullu standart sapmalar kullanılmalıdır.

Nitekim, Engle (1982) de aynı sonuca ulaşmakta ve ABKDV'nin daha gerçekçi varyanslara ulaşması nedeniyle GDO'ya üstün olduğunu ifade etmektedir. Dışa düşenlerin aranması sürecinde, GDO yöntemi için koşulsuz standart sapmaların, ABKDV modelleri ve türevleri için ise koşullu standart sapmaların kullanılması gerektiğini belirtmektedir. Bu basit yaklaşım çok önemlidir çünkü diğer gözlemler kullanılarak yapılan modelleme, hata teriminin olduğu gözlemlerle uyumlu ise bu standart hataların küçük olması beklenmektedir. Küçük değilse bu gözlemin dışa düşen olduğuna karar verilecek ve belki de dışlanması gerekecektir. Hata terimlerinin standartlaştırılması olarak adlandırılan bu yaklaşım neticesinde açıkça görülmektedir ki, ABKDV modeli GDO'dan daha güvenilir

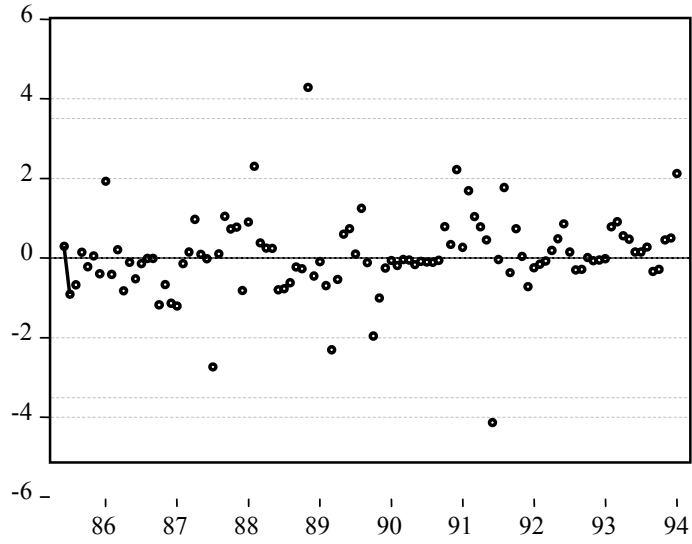
¹⁸ İngilizce yazındaki *historical volatility* yerine kullanılmıştır.

¹⁹ Varyans serisinin bir sabit üzerine regresyonu sonucunda ya da basitçe her bir gözlemin ortalamaya varyans değerine uzaklığının sırasıyla not edilmesiyle elde edilecek seriden geçmiş dönemlerin ortalaması yönteminin dışa düşenlerini tespit etmek mümkündür (Aydın, 2004).

Şekil 2
GDO ve KABKDV (1,1) ile Üreyen Hata Terimleri



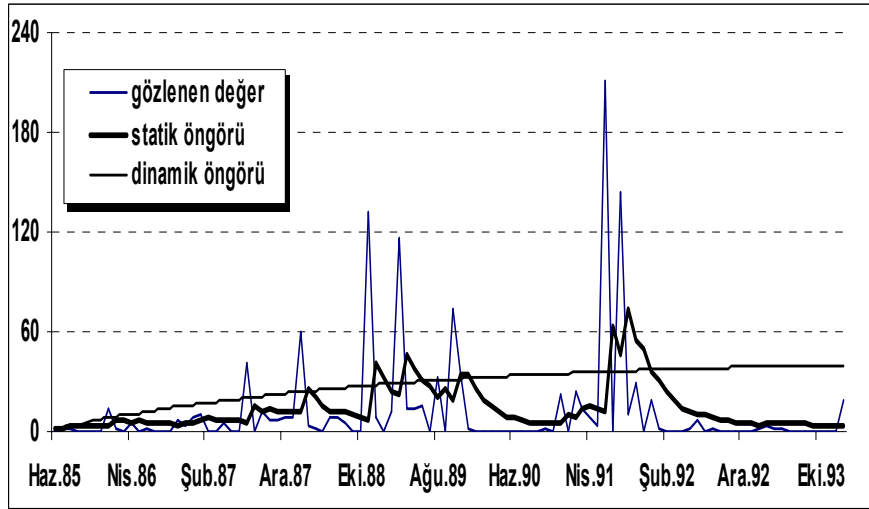
Şekil 3
KABKDV (1,1)'in Standartlaştırılmış Hata Terimleri



sonuçlar vermektedir, diğer yöntemle 12 olan dışa düşen sayısı 2'ye düşmektedir (Şekil 3).

Biri Kasım 1988, diğeri ise Haziran 1991 olan bu iki ay incelendiğinde ise birincisinde faizin 11.90 puan arttığı, diğeri ise 14.08 puan düştüğü görülmektedir (Şekil 4). Model bu oynaklıkları, hem çok sert hem de içinde buldukları kümelerin ilk öğeleri oldukları için yakalayamamaktadır. Modelin uyanabilmesi için bir şok gerekmektedir. Bu şoktan sonra ise model oldukça iyi çalışmakta ve yüksek oynaklıkları dahi başarıyla yakalayabilmektedir. Dolayısıyla ilk şokun modele bağımsızlık kazandırdığını söylemek yanlış olmayacaktır. Model, özellikle oynaklığın sık ve yüksek olduğu dönemlerde daha başarılıdır. Bu başarı, modelin özel tanımlamasının sonucudur. Bir sonraki dönemin varyansına ilişkin öngörü, hem bu dönemin gerçekleşen varyansına, hem de bir önceki dönemde bu döneme ilişkin yapılan öngörüye bağlı olarak oluşmaktadır.

Şekil 4
KABKDV (1,1) Modeliyle Yapılan Varyans Öngörülleri



KABKDV (1.1) modelinde $\alpha_1 + \beta$ 'nin bire yakın olduğu ve β 'nin α_1 'den oldukça büyük olduğu görülmektedir. Bu durum, piyasadaki oynaklığın sürekliliğine işaret etmekte ve bu nedenle de KABKDV modelinin faiz oranlarının oynaklığının modellenmesi için seçilebilecek en uygun yöntem olduğunu desteklemektedir.

4. Sonuç

Andersen ve Bollerslev (1998), model doğru seçildiğinde ABKDV ve diğer olasılıklı oynaklık modellerinin tutarlı sonuçlar verdiğini ifade etmekte ve yanlış model tanımlamalarının bu modelleri başarısızmış gibi gösterdiğini belirtmektedirler. Bu çalışmada, Andersen ve Bollerslev'in uyarısı dikkate alınarak, faiz oranlarının oynaklığının dinamiğini açıklamak üzere birçok olasılıklı oynaklık modeli denenmiştir. Faiz oranları ve kareleri serilerinde gözlenen ardışık bağımlılığı ifade etmek üzere bir zaman serisi modeli kurulması amaçlanmıştır.

Bu çalışmada yapılan sınamalar neticesinde faiz oranlarının birinci dereceden farklı serisinin de değişen varyans içerdiği bulunmuştur. Chan vd. (1992)'nden başka, Brenner vd. (1996)'nin tartıştıkları modeller de incelenmiş ve ayrıca koşullu varyans ya da koşullu standart sapmaya asıl denklemde açıklayıcı değişken olarak yer veren ve zaman serileri yazınında önemli yer tutan Engle vd. (1987)'nin ABKDV-O modeli de ele alınmıştır.

Kapsamlı Ardışık Bağımlı Koşullu Değişen Varyans modeli, faiz oranlarının birinci dereceden farkının oynaklığının modellenmesinde en başarılı yöntem olarak bulunmuştur. Gerçekleştirilen tahminler neticesinde, faiz oranlarının seviyesinin faiz oranlarının birinci dereceden farkının oynaklığı üzerinde önemli bir etken olmadığı, KABKDV modelinin varyans denkleminde h_{t-1} ile ifade edilen haberlerin asıl belirleyici değişken olduğu bulunmuştur.

Faiz oranlarının birinci farkının oynaklığı, makroekonomik içerisinden başka, mevduatlar ve tahvil-bono işlemleri gibi sadece ilgili para cinsinden olanlar için değil, vadeli başta olmak üzere tüm finansal işlemler için önemli bir unsurdur. Vadeli işlemler fiyatlanırken, faiz oranlarının geçmiş gerçekleştirmelerinin ağırlıklı ya da basit ortalamasının bir karar unsuru olması yanlış sonuçlara neden olabilmektedir. Doğru karar verebilmek ve doğru fiyatlama yapabilmek için, bugün gerçekleşecek bir işlem için dahi, faiz oranlarının ve oynaklığının zaman serisi özelliklerinin bilinmesi gerekmektedir. Bu çalışmada elde edilen tahminler kimi değerlendirme modellerinin bir parçası olabilecekken, bu tahminler kullanılarak elde edilecek öngörü ya da kestirime değerlendirme modellerinde doğrudan yer verilerek de fiyat ya da risk primi hesaplanabilecektir. Dolayısıyla bu çalışmada sunulan bilgiler ışığında yapılacak fiyatlamalar, piyasaları daha etkin kılacaktır.

Bu çalışmada, finans piyasasındaki her türlü fiyatlamının bir unsuru olan risksiz faiz oranı modellenmiştir. Faiz oranlarından sonra finansal piyasada en çok kullanılan diğer fiyat ise döviz kurudur. Daha çok sayıda değişkene yer verilmesi gerektiğinden, basit ABKDV modelleri döviz kurlarının oynaklığının modellenmesi açısından yeterli değildir. Ne var

ki, ABKDV modellerinin yeni bir türü olan çok değişkenli ABKDV modelleri bu konuda yardımcı olabilecektir. Faiz oranlarının özelliklerinin detaylı olarak incelendiği bu çalışma, döviz kurlarının oynaklığının modellenmesinde veri olmaktan başka, elde edilecek sonuçların sağlıklı yorumlanabilmesine ve muhtemel hataların önlenmesine de imkan sağlayacaktır.

Kaynaklar

- AKDI, Y. (2003), *Zaman Serileri Analizi*, Ankara: Bıçaklar Kitabevi.
- ANDERSEN, T. G. ve BOLLERSLEV, T. (1998), "Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts", *International Economic Review*, 39, 885-905.
- AYDIN, S. (2004), *Faiz Oranları Oynaklığının Modellenmesinde Koşullu Değişen Varyansın Rolü*, TCMB Piyasalar Genel Müdürlüğü, Yayınlanmamış Uzmanlık Yeterlilik Tezi.
- AYDIN, S. ve ÖZCAN, K. M. (2004), "DİBS Faiz Oranlarının Koşullu Değişen Varyans Modeli ile Tahmini ve Oynaklık Öngörülleri", *İktisat, İşletme ve Finans*, yayınlanma sürecinde.
- BOLLERSLEV, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 307-27.
- BOLLERSLEV, T., CHOU, R. Y. ve KRONNER, K. F. (1992), "ARCH Modelling in Finance", *Journal of Econometrics*, 52, 4-59.
- BOX, G. E. P. ve PIERCE, D.A. (1970), "Distribution of Residual Auto-correlations in Autoregressive Integrated Moving Average Models", *Journal of the American Statistical Association*, 65, 1509-26.
- BRENNER, R. J., HARJES, R. H. ve KRONNER, K. F. (1996), "Another Look at Models of the Short-Term Interest Rate", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31, 85-107.
- BREUSCH, T. S. ve PAGAN, A. R. (1978), "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation", *Econometrica*, 46, 1287-94.
- BROOKS, C. (2002), *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge: Cambridge University.
- BURRIDGE, P. ve TAYLOR, A. M. R. (2001), "On Regression-based Tests for Seasonal Unit Roots in the Presence of Periodic Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, 104, 91-117.
- CHAN, K. C., KAROLYI, G. A., LONGSTAFF, F. A. ve SANDERS, A. B. (1992), "An Empirical Comparison of Alternative Models of the Short-Term Interest Rate", *Journal of Finance*, 47, 1209-27.
- ENGLE, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation", *Econometrica*, 50, 987-1008.
- ENGLE, R. F., LILIEN, D. M. ve ROBINS, R. P. (1987), "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model", *Econometrica*, 55, 391-407.
- FAMA, E. F. (1976), "Inflation Uncertainty and Expected Returns on Treasury Bills", *Journal of Political Economy*, 84, 427-448.

- GODFREY, L.G. (1978), “Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors include Lagged Dependent Variables”, *Econometrica*, 46, 1293-301.
- HICKS, J. R. (1946), *Value and Capital*, Oxford: Clarendon Press.
- JONES, D. S. ve ROLEY V. V. (1983), “Rational Expectations and the Expectations Model of the Term Structure: A Test Using Weekly Data”, *Journal of Monetary Economics*, 12, 453-65.
- MANKIW, N. G. ve SUMMERS, L. (1984), “Do Long-Term Interest Rates Overreact to Short-Term Interest Rates”, *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, 223-47.
- SHILLER, R. J. (1979), “The Volatility of Long-Term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structure”, *Journal of Political Economy*, 87, 1190-219.
- WEISS, A. A. (1984), “ARMA Models with ARCH Errors”, *Journal of Time Series Analysis*, 5, 129-43.

Abstract

An empirical comparison of alternative autoregressive conditional heteroscedasticity models of the volatility of interest rates

With their ability to completely change the term structure of interest rates, short term interest rates provide the most important tool for monetary policy. While short term rates are frequently used in econometric models, no consensus exists in the time series literature with respect to the dynamics of the series or that of their volatility. In this study, different models are used to explain the dynamics of the 12-month interest rate series. The first claim that is tested is that the level of the interest rate is a determinant regressor in explaining the dynamics of volatility of the first difference of the interest rate. This claim is found invalid for the market under consideration. The second claim tested is that as the degree of uncertainty in asset returns varies over time, the compensation required by risk averse economic agents for holding these assets must also be varying. But it is found that the conditional variance is not a determinant regressor on the premium required for holding these risky assets. Using the ‘autoregressive conditional heteroscedasticity’ model and some of its extensions, this study shows that it is not the level but the news effect that determines the volatility of interest rates.