

Faiz Oranlarının Vade Yapısı, Beklenti Hipotezinin Türk Sabit Getirili Menkul Kıymet Piyasasında Test Edilmesi

Testing the Expectation Theory of the Term Structure of Interest Rates in Turkish Fixed-Income Securities Market.

Mehmet ARSLAN

Gazi Üniversitesi

Ticaret ve Turizm Eğitim Fakültesi

Bankacılık Eğitimi Bölümü

mehars@gazi.edu.tr

Özet

Bu çalışmada faiz oranlarının vade yapısını açıklamada kullanılan beklenti hipotezi ve bunun Türkiye sabit getirili menkul kıymet piyasasında test edilmesi sınanmıştır. Johansen and Juselius (JJ testi) koentegrasyon testi ile kısa ve uzun vadeli tahvil faizleri arasında en az 1 tane ortak stokastik bir trendin varlığı ortaya konulmuştur: hem $r = 0$ ve hem de $r \leq 1$ koentegrasyon vektör hipotezleri birlikte reddedilmiştir. Yani, analize dahil edilen 3 ocak 2003 – 21 haziran 2010 dönemini kapsayan her bir vadede toplam 89 gözlem içeren, 3 aydan 5 yıla kadar 8 farklı vadedeki kuponuz devlet tahvilleri faiz oranları arasında 1’den çok sayıda ($r > 1$) koentegrasyon vektörünün varlığı ortaya konulmuştur. Buna göre, Türkiye sabit getirili menkul kıymet piyasasında kısa vadeli faizlerdeki değişim, daha uzun vadelerdeki tahvil faizlerini etkilemektedir. Nitekim uygulanan Granger – nedensellik test sonuçları da bu yöndeki bulguları desteklemektedir. Diğer taraftan, bu sonuçlar, Türkiye’deki para politikası uygulayıcıları açısından önemli yansımaları içerisinde barındıran, kısa vadeli faizlerdeki verili bir değişimden hareketle uzun vadeli tahvil faizlerindeki davranışları gözlemlenebileceğini ortaya koymuştur.

Anahtar Kelimeler: Faiz oranları, Vade yapısı, Sabit getirili menkul kıymet piyasası

Abstract

This study empirically tests the expectations hypothesis of term structure of interest rates, in Turkish fixed-income securities market. In the study Johansen and Juselius (JJ test) co-integration test has been applied to determine the existence of at least one common trend between short and long term bond interest rates, and it has determined. Therefore both $r = 0$ and also $r \leq 1$ co-integration vector hypothesis have been rejected. In other words, based on the data covering January 3, 2003 through June 2010, and consist of 89 observation on each of the 8 different maturity ranging from 3 months to 5 years, it was determined that there were more than 1 co-integration ($r > 1$) vector in the series. The results indicate that in Turkish fixed-income securities market

shorter-term interest rates effects longer-term interest rates. In fact, granger causality test applied and its results also confirm the findings cited above. Besides, the study is bearing some very important implications for Turkish monetary authorities that they could predict and observe behavior of the longer-term interest rates, and also inflation rates, based on the given change in short-term interest rates. In this aspect, this study is unique.

Keywords: *Interest rates, Term structure, Fixed-income securities market.*

Giriş

Türkiye'deki sabit getirili menkul kıymet piyasası, hem hacim hem de tür itibarıyla önemli gelişmeler kaydetmektedir. Bu gelişmelere bağlı olarak piyasadaki etkenlik düzeyi de artmakta, ekonomik büyümeye ve rekabetçi yapının gelişmesine katkıda bulunmaktadır. Ulusal ve uluslar arası sabit sermaye yatırımlarının artmasıyla, büyük montanlı ve projeye özgü fonlama ihtiyacını ve bu ihtiyaca yönelik enstrümanların geliştirilme ve uygulamasını zorunlu kılmaktadır. Türk sabit getirili sermaye piyasasında kamu kesimi enstrümanlarının yanı sıra özel kesim borç enstrümanlarının da ekonomideki ağırlığına paralel bir pay alması ve kamu ve özel kesim yatırımların fonlanmasında etkinliğinin artırılması gerekmektedir. Ayrıca mali kesimin en önemli unsuru olan bankacılık sektörünün bu süreçte borç ve öz sermaye piyasaları arasındaki etkileşimi daha etken bir şekilde koordine edebilmesi ve riskleri fiyatlandırabilmesi için farklı vadelerdeki faiz oranlarındaki hareketleri öngörebilmesi gerekmektedir.

Sabit getirili menkul kıymetlerin piyasa hacmi, çeşitliliği ve önemi dikkate alındığında faiz oranlarındaki hareketlerin ve vade yapısının araştırılması kritik bir önem arz etmektedir. Bilindiği gibi kısa ve uzun dönemli faiz oranları arasındaki ilişki düzeyi para politikası aktarma mekanizması açısından çok önemlidir. Nitekim Merkez bankaları kısa vadeli faiz oranlarını doğrudan etkilemekte, uzun vadeli faiz oranları ise yatırımcıların gelecekteki (beklenen) enflasyon ve reel faiz oranına bağlı olarak oluşmaktadır. Aslında beklenen reel faiz oranları yurt içi tasarruf, yatırım ve üretim faaliyetlerini de etkilemektedir. Bu bakımdan faiz oranlarının vade yapısı para politikasını ekonominin reel kesimine aktarmaktadır. Açık ekonomi açısından ele alındığında vade yapısı uluslar arası sermaye akımlarını ve dolayısıyla da döviz kurlarını etkilemektedir. Hatta, vade yapısı, para politikası değişimi sonucu ekonomideki katılımcıların beklentilerinin tahmini alanında (Mankiw vd. 1987: 359) ve uygulanan ekonomik politikaların güvenilirliğinin değerlendirilmesinde de kullanılmaktadır (Andersen and Risager, 1988: 670).

Bu alanda çok sayıda çalışma yapılmıştır. (Cox vd, 1985: 385) ve (Hall vd, 1992: 126) yaptıkları çalışmalarda gelişmiş ülkelerdeki verileri kullanarak kısa ve uzun vadeli faiz oranları arasındaki ilişkiyi ortaya koyma çalışmışlar ve kısa ve uzun vadeli faizlerin denge düzleminde beraber hareket ettikleri sonucuna ulaşmışlardır. Gelişmekte olan ülkelerde bu alanda yapılan çalışmalar ise oldukça sınırlıdır: (Ghazali and Low, 2002: 1447), 1984 – 1999 dönemi Malezya piyasasında vade yapısını analiz ederken, yine (Elshareif ve Tan, 2010: 115) Malezya piyasasında faiz oranları vade yapısını açıklayan beklenti hipotezini test etmişler ve sabit getirili piyasadaki kısa ve uzun vadeli faiz oranları arasındaki dinamik kovaliteyi tespit etmeyi hedeflemişlerdir.

1. Faiz Oranlarının Vade Yapısı: Teorik Çerçeve

Faiz oranlarının vade yapısını açıklamaya çalışan literatürde temelde üç farklı teori mevcuttur; beklentiler teorisi, likidite tercih teorisi ve bölümlenmiş piyasalar teorisi.

Beklenti teorisine göre uzun vadeli bir tahvilin faiz oranı söz konusu vadedeki kısa vadeli faiz oranların geometrik ortalamasına eşittir. Bu bakımdan farklı vadelerdeki tahviller bir birinin tam ikamesidir ve vade risk primi sıfırdır, diğer bir ifadeyle risk primi sabittir. Yani yatırımcılar uzun vadeli tahvile yatırım yaptıklarında vadeden dolayı ödüllendirilmezler. (Mishkin, 2008, 111).

$$[(1 + R_t^N)]^N = [(1 + R_t^1) (1 + {}_{t+1}f_t) \dots (1 + {}_{t+N-1}f_t)]$$

Bu formülde; ${}_{t+1}f_t$, t+1 yılındaki 1 yıl vadeli forward oranı; R_t^N , N yıl vadeli bononun t yılındaki spot getirisini göstermektedir.

Likidite teorisi, uzun vadeli tahvillerin getirisinin kısa vadeli olanlarınkinden daha yüksek olması gerektiğini savunur. Çünkü, likidite varlık fiyatını etkileyen en önemli faktörlerden biridir ve yatırımcılar uzun vadeli bir tahvile yatırım yapmakla likiditeden ödün vermekte ve bunun karşılığında bir ödül alması gerekmektedir. Yine bu teoriye göre borç verenler kısa vadeyi tercih ederken borç alanlar (ihraççılar) ise yeniden fonlamanın getireceği maliyetlerden kaçınmak için uzun vadeyi tercih etmektedirler. Son olarak farklı vadelerdeki tahviller, Likidite tercih teorisine göre, birbirinin ikamesidir ancak tam ikamesi değildir. Uzun vadeli yatırımlar genel olarak kısa vadeli yatırımlardan daha risklidir. Bunun nedeni, uzun vadeli borç borçlanmalarda, borçlunun borcunu ödeyememe durumuna düşme olasılığının (temerrüt) daha yüksek olmasıdır. Tüm bu nedenle, uzun vadeli yatırımların daha yüksek getiri sunması beklenir.

Sermaye piyasaları farklı ihtiyaçlara sahip geniş bir kullanıcı kitlesine (ihraççı ve borç veren) sahiptir. Bir kısım yatırımcılar, kısa vadeli yatırımları tercih ederken, bir kısım orta vadeli yatırımları, diğer bir kısım da uzun vadeli yatırım seçeneklerini tercih eder. Bölümlenmiş piyasalar teorisi, bu kesimlerin arasında ilişki olmadığını ve kendi içlerindeki arz-talep güçlerinin getiri eğrisinin genel şeklini oluşturmada etkili olduğunu varsayar. (Tekere ve Gümüşsoy, 2008;3).

Beklenti hipotezi (BH) beklenen aşırı getirilerin sabit olduğunu kabul eder ki, bu husus ekonomi finans ve para politikası analizlerinde önemli rol oynar. Bu nedenle, çok zor olmasına rağmen BH araştırmacıların çok yoğun bir şekilde test çalışması yapmasına neden olmuş ve çalışmalar sonucunda da çelişkili sonuçlar elde etmişlerdir. Bu bakımdan literatürde Campbell-Shiller paradox (CSP) olarak bilinen çelişkili sonuçları ile ön plana çıkmaktadır. Campbell-Shiller 1991 yılında yayımladıkları önemli çalışmada vardıkları sonuç; BH'nin hemen her zaman reddedilmesine rağmen, sonuçlar uygulanan test yöntemlerine bağlı olarak önemli oranda değişim göstermiştir. Bu bakımdan, kısa vadeli faiz oranlarındaki uzun dönemli değişimler ile uzun dönem – kısa dönem faiz oranları arasındaki farka (spread) uygulanan regresyon analizi yapan çalışmalar önemli yer tutmaktadır. BH'ne göre verim eğrisinin β katsayısı 1'e eşit olmalıdır. Ancak, BH yapılan uygulamalı çalışmalarda sıklıkla reddedilmesine rağmen, β katsayısının pozitif ve sıfırdan önemli oranda farklılaştığı tespit edilmiştir. Hatta, R^2

tahminleri de sıfırdan önemli oranda farklı olduğu tespit edilmiştir ki, bunun anlamı verim eğrisinin kısa vadeli faiz oranlarını tahmin gücünün olduğudur.

Beklenti Hipotezini test etmeye yönelik, karşıt test olarak bilinen, diğer bir yaklaşımda ise; elde edilen sonuçlar BH'nin öngörüsünün aksini yansıtmaya eğilimi taşımaktadır ve uzun vadeli faizlerdeki kısa dönemli değişimler ile vadeler arasındaki faiz farklarına uygulanan regresyon analizine dayanmaktadır. Verim eğrisinin eğim katsayısı, λ , BH göre 1'e eşit olmalıdır, tahminleri genellikle negatiftir ve R^2 değerleri sıfırdan önemli oranda farklılık göstermemektedir. Diğer bir ifadeyle, faiz oranları arasındaki fark uzun vadeli faizlerdeki kısa dönemli değişimlerin yönünü yanlış tahmin etmekle kalmamakta, aynı zamanda söz konusu değişimleri açıklamada da tamamen yetersiz kalmaktadır.

Nitekim (Campbell and Shiller, 1991: 505) kendi ifadeleriyle; "Burada açık bir paradox vardır: verim eğrisinin eğimi uzun vadeli tahvillerdeki kısa dönemli değişimlerin yönü konusunda hemen her zaman yanlış tahminde bulunmaktadır, fakat kısa vadeli faizlerin uzun dönemdeki değişimin yönünü doğru tahmin etmektedir"

"Uzun dönemli faizlerdeki kısa vadeli değişimin yönünün yanlış tahmin edilmesinin önlenmesine veya buna çözüm olabilecek vade yapısı ile ilgili model denemesi yapılmıştır. Bu modellerde BH başarısızlığını spesifik bir nedene yükleme eğilimi taşımaktadır. Bu nedenler arasında; BH hipotezi geçerlidir ancak; (1) risk priminin zamanla değiştiği, (2) beklentilerin rasyonel olmadığı, (3) uzun vadeli faizlerin kısa dönemli faizlerdeki değişimlere aşırı tepki gösterdiği gibi faktörler sırlanmaktadır (Thornton,2004;5). Bu nedenleri esas alan test çalışmaları ise; Fama, 1984; Mankiw and Miron, 1986; Backus, et al., 1989; Froot, 1989; Simon, 1990; Campbell and Shiller, 1991; Hardouvelis, 1994; McCallum, 1994a; Campbell, 1995; Dotsey and Otrok, 1995; Roberds et al., 1996; Balduzzi, et al. 1997; Bekaert et al., 1997, 2001; Hsu and Kugler, 1997; Tzavalis and Wickens, 1997; Driffill et al., 1997; Roberds and Whiteman, 1999; Bansal and Zhou, 2002; and Dai and Singleton, 2002 tarafından yapılmıştır". (Thornton: 2004: 3).

Faiz oranlarının vade yapısını açıklamaya yönelik, Beklenti hipotezine göre, kısa ve uzun vadeli faiz oranları arasındaki ilişki; m dönemi boyunca beklenen kısa vadeli faiz oranlarının düzeyi, R_{tm} , $n-m = (k-1)m$ dönemdeki faiz düzeyine eşit olacaktır. $K = n/m$ integer olduğu kabul edilirse, Uzun dönem tahvilin faiz oranı;

$$R_t^n = \left(\frac{1}{k}\right) \sum_{i=0}^{k-1} E_t R_{t-m}^m + \pi^{n,m}$$

Şeklinde gösterilebilir (Thornton, 2004;6).

Getiri eğrilerinin evriminde, kapsamlı araştırmalar yer almaktadır. Bu çalışmaların önderliğini Vasicek (1977) ve Cox, Ingersoll ve Ross (1985) yapmıştır (Sen, 2001). Getiri eğrisini uydurmaya yönelik yapılan çalışmalar konusunda Hall

(1999), serbest el çizimleri polinom ve eksponansiyel splineler, polinom regresyona dayalı parametrik formlar bulunduğunu ifade etmektedir. Lau, Nelson-Siegel-Laguerre fonksiyonlarına bağlı olarak, parsimonuous getiri eğrisi modellerini tahmin etmiştir. Getiri eğrisi uyduran modeller (curve fitting), tahmin edilen eğrinin kullanım amacına göre değişiklik gösterebilir. Nelson-Siegel'in amacı, bonoları gözlemlenen vadelerinden daha öteye taşıyarak uzun vadeli bonoların getiri tahminlerini yapmaktır.

“Faiz oranları vade yapısı tahmini için kullanılan modeller genel olarak iki kategori altında toplanabilir; denge modelleri ve ampirik modeller (Diebold&Canlin, 2002). Vasicek (1977), Dothan (1978), Brennan ve Schwartz (1979), Cox (1985) tarafından önerilen denge modelleri, kısa vadedeki faiz oranlarının stokastik bir süreç izlediğini varsayar ve tüm vade yapısını kapsayacak bir arbitraj fiyatlama tekniği bulmaya çalışır. Elde edilen vade yapısı, etkin piyasalarla uyumlu teorik bir yapıdır ve gerçek verilere uydurulması güç olmaktadır. McCulloch (1971), Carleton ve Cooper (1976), Schaefer (1981), Vasicek-Fong (1982), Fong (1982), Chambers (1984), Nelson-Siegel (1987) ve Pham (1997) tarafından geliştirilen modeller, gerçek bono ve tahvil eğrisiyle spot getiri oranlarını (iskontolu bononun getiri oranı) tahmin için yapılan ampirik model kategorisi içinde incelenmektedir. Kupon faizli bono, sıfır kupon faizli bono portföyünden farklı olmadığından, kupon faizli bono verilerinden kupon faizsiz bono verileri elde edilebilir. Ampirik tahminde amaç, veriyi en iyi şekilde uydurmak ve aynı zamanda düz ve sürekli getiri eğrisi elde etmektir” (Teker ve Gümüüşsoy, 2008:3).

2. Metodoloji

Bu çalışma kapsamında Türk sermaye piyasasında faiz oranlarının vade yapısı teorilerinden beklenti hipotezi geçerliliği ampirik olarak test edilecektir. Bu hipoteze göre p dönemli bir tahvilin vadeye göre sürekli verimi, (p=1,2... vadelerdeki getiriler ise $R_{q,t}$ gösterilecek olursa), bu vadedeki tahvilin getirisi tamamen cari dönemde ve gelecekte beklenen kısa vadeli faiz oranları tarafından belirlenmektedir. Kuponsuz tahvillerde ise vade yapısı ilişkisi p-dönemli tahvilin getirisi q-dönemli tahvilin k-kez ($k=p/q$) yeniden yatırılmasıyla elde edilecek ortalama faize eşit olacaktır. Dolayısıyla, uzun vadeli bir tahvilin söz konusu vadedeki kısa vadeli faiz oranlarının geometrik ortalaması olduğu aşağıdaki şekilde ifade edilebilir:

$$1 + R_{k,t} = \frac{1}{k} (1 + E_t R_{1,t} + 1 + E_t R_{1,t+1} + \dots + 1 + E_t R_{1,t+k-1}) + \omega$$

Formülde; $R_{k,t}$ t tarihinde k vadeli tahvilin faiz oranını; $R_{1,t}$ t tarihinde 1 ay vadeli tahvilin getiri oranı, E_t beklentileri gösterirken $\frac{1}{k}$ vade primini göstermektedir. Beklenti hipotezine göre vade risk primi tüm vadelerde sıfırdır ve bu nedenle de, $\omega_k = 0$ dır. Yukarıdaki denklemi logaritmik yapıya dönüştürdüğümüzde;

$$r_{k,t} = \frac{1}{k} (E_t r_{1,t} + E_t r_{1,t+1} + \dots + E_t r_{1,t+k-1}) + \omega_k \quad (2)$$

(2) nolu denkleme göre farklı vadelerdeki faiz oranları arasındaki farkın artması (azalması) yatırımcıların gelecekte bekledikleri kısa vadeli faiz oranlarının yükselmesi (düşmesi) ile açıklanabilmektedir.

Verim eğrisinin yapısı ve eğimindeki diklik önemli bir göstergedir. Pozitif eğimli bir eğri gelecekte kısa vadeli faizlerin, ekonomik canlanmanın olması beklentisiyle, artacağı, negatif eğimli bir verim eğrisi ise bunu aksine gelecekte kısa vadeli faiz oranlarının, ekonomini daralması, resesyon, nedeniyle, düşeceği, düz bir verim eğrisi ise uzun dönemde kısa vadeli faiz oranlarının değişmeyeceğinin habercisi olarak yorumlanır. Tümsekli verim eğrisi ise kısa vadeli faizlerin artacağı ve uzun vadeli faizlerin düşeceği beklentisini yansıttığı şeklinde yorumlanır. Yine verim eğrisinin eğimi artış kısa ve uzun vadeli faiz oranları arasındaki farkın arttığının da bir göstergesidir.

Verim eğrisini açıklayan beklenti hipotezi Campell ve Shiller (1991) tarafından geliştirilen ve takip eden dönemlerde bir çok araştırmacı tarafından farklı boyutları da dikkate alınan ve geliştirilen denklem ile test edilebilir (Thornton, 2004; 8). Yukarıdaki (2) nolu denklem esas alındığında test modelinde kullanacağımız denklem aşağıdaki şekilde ortaya konabilir:

$$\left(\frac{1}{k}\right) \sum_{i=0}^{k-1} (E_t r_{1,t+i} - r_{1,t}) = r_{k,t} - r_{1,t} - \omega_t \quad (3)$$

Veya

$$r_{k,t} - r_{1,t} = \left(\frac{1}{k}\right) \sum_{i=0}^{k-1} (E_t \Delta r_{1,t+i}) + \omega_t \quad (4)$$

Yukarıda türetilen (4) nolu denklem uygulamalı çalışmalarda Beklenti Hipotezinin test edilmesinde kullanılan temel denklem olarak kabul edilmektedir. Şayet, hipotezin öngördüğü şekilde vade priminin sıfır olduğu kabul edilirse, denklem, k -ay vadeli bir bono ile 1-ay vadeli bir bononun vade primleri arasında ve k -dönemi boyunca 1-ay vadeli bono faizlerindeki ortalama değişim arasında doğrusal bir ilişki olduğunu ifade etmektedir. Yine yukarıdaki (4) denklemle ilgili istatistiksel bir husus; şayet her bir vadedeki faiz oranı birinci derece de entegre edilecek olursa, yani birim kök test sonuncuna göre faiz oranları $I(1)$ ise, denklemin sol tarafındaki faiz oranları, $I(0)$ veya durağan olan $\Delta r_{1,t+j}$, terimini dengelemek için kointegrasyonu alınmalıdır. Şayet zaman serisi bu kriterleri sağlayabiliyorsa, faiz oranlarının beklenti teorisi amprik olarak test edilebilir demektir.

Bu alanda yapılan ampirik çalışmaların sonuçları tek düze (uniform) bir yapı arz etmekten uzaktır, ancak son dönemlerdeki çalışmalar hipotezi destekleyen sonuçlarda artış görülmektedir. (Elshareif ve Tan, 2010: 116-117)

3. Veriler

Analizde kullanılan veriler 2 Ocak 2003 ile 21 haziran 2010 dönemi 91, 182, 273, 365, 730, 1095,1460 ve 1825 gün vadeli kuponsuz hazine bonolarının günlük ortalama getirilerinden oluşmaktadır. Bir ticari bankanın veri tabanından alınan getiri verileri sürekli birleştirme ile yıllık getiriye dönüştürülmüş, daha sonra bu veriler enflasyon verilerine uygun olarak aylık bazda hesaplanarak analize hazır hale getirilmiştir.

4. Faiz Oranları Vade Yapısı Beklenti Hipotezinin Test Edilmesi

Faiz oranlarının vade yapısını açıklamada kullanılan Beklenti Hipotezini test etmek üzere (4) nolu denklem kullanılmıştır. Test sürecinde Birim-kök testi ve Johansen and Juselius (JJ *testi*) çok değişkenli koentegrasyon (eşbütünleşme) yöntemi kullanılmıştır. Şayet birim-kök test sonuçları kısa vadeli faiz oranlarının 1. Derecede bütünleşmiş olduğunu gösterirse, $I(1)$, Beklenti hipotezinin ampirik olarak desteklendiği sonucuna ulaşılmış olacaktır. Her bir zaman serisinin entegrasyon düzeyi Augmented Dickey-Fuller (ADF), Philip-Perron (PP) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS) olmak üzere 3 farklı birim kök testleri ile sınanmıştır. Bu testlerin bu alanda çok yaygın olarak kullanılmaları nedeniyle testlere ilişkin açıklayıcı bilgi verilmemiştir. Her bir zaman serisinin entegrasyon düzeyi belirlendikten sonra koentegrasyon testi uygulanmıştır. Koentegrasyon testinin amacı bir grup durağan olmayan serilerinin koentegre olup olmadıklarını belirlemektir. Şayet bu seriler koentegre oluyorsa, serilere bağlı olarak oluşturulan Vektör otoregresif (VAR) sistemde en az bir tane koentegre olan vektörün olacağı kabul edilir. JJ testi aşağıdaki VAR şartlarında kaç tane koentegre vektörün olduğunu test etmemize imkân verir:

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + \dots + A_p Z_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Formülde; Z_t durağan olmayan $I(1)$ değişkenlerden oluşan k -vektörünü; X_t deterministik değişkenlerden oluşan d -vektörünü; ve ε_t ise artık değerler vektörünü temsil etmektedir.

Bu VAR aşağıdaki şekilde de ifade edilebilir:

$$\Delta Z_t = \Pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t$$

Formülde;

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \text{ ve } \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

Şayet Π matris katsayısı $r < k$ derecesine indirgenirse, $I(0)$ düzeyinde olan $\Pi = \alpha\beta$ ve β z_t şeklinde $k \times r$ α ve β matrislerinin varlığı ortaya çıkar. r koentegrasyon vektör sayısı ve her bir β sütunu koentegrasyon vektörüdür. Formüldeki α unsurları (bileşenleri) uyalama parametreleri olarak bilinirler. JJ yöntemi Π matrisini kısıtlanmamış VAR tahmin etmede ve indirgenmiş düzeldaki Π matrisince ima edilen kısıtlamaların reddedilip reddelemeyeceğini test etmede kullanılır. Burada Trace test istatistiği ve maximum eigenvalue test istatistiği olmak üzere iki adet istatistik teknik uygulanmıştır. Elshareif ve Tan (2010: 118)

4.1. Uzun ve Kısa Vadeli Faiz Oranları Arasındaki dinamik Nedenselliğin Test Edilmesi

Kısa ve uzun vadeli faiz oranları arasındaki kısa vadeli dinamik ilişki ve kısa vadeli faiz oranları ile faiz oranlarının vade yapısı arasındaki ilişki VECM (Vektör hata düzeltme modeli) tespit edilmiştir. Seriler arasında uzun dönemli ilişki olduğu için, değişkenler arasında kısa vadeli dinamik ilişkilerin daha detaylı incelenmesi amacıyla VECM kapsamında Granger Nedensellik testi uygulanmıştır. Çalışmamız kapsamında Türk devlet tahvilleri kısa ve uzun vadeli faiz oranlarının hareketin yönü ve düzeyinin tespiti bu test önemli bir veri sağlayacaktır. VECM denklemi aşağıdaki şekilde gösterilebilir:

$$\Delta S_t = \gamma_1 \mu_{1,t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_{1,j} \Delta S_{t-j} + \sum_{j=1}^q \delta_{1,j} \Delta L_{t-j} + v_{1,t} \quad (8)$$

$$\Delta L_t = \gamma_2 \mu_{2,t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_{2,j} \Delta L_{t-j} + \sum_{j=1}^q \delta_{2,j} \Delta S_{t-j} + v_{2,t} \quad (9)$$

Formülde, S_t kısa vadeli faiz oranını L_t ise uzun vadeli faiz oranını temsil etmektedir. $\mu_{1,t-1}$ ve $\mu_{2,t-1}$ koentegrasyon denklemi ile hesaplanan 1-gecikmeli hata düzeltme terimini temsil etmektedir. (8) nolu denklem uzun dönemli faiz oranlarının, kısa vadeli faiz oranlarının denge kanalını belirlemektedir yani, Beklenti hipotezinin Uzun vade den Kısa vadeye testini yapmaktadır. Buna karşın (9) nolu denklem ise uzun vadeli faizlerin denge kanalını kısa vadeli faiz oranlarının belirlediğini göstermekte, yani kısa vadeden uzun vadeye EPH test eden verisyonudur. Şayet γ_1 istatistiksel olarak anlamlı ve doğru işarete sahipse, uzun dönemli faizlerin kısa dönemli faizleri etkilediği şeklindeki BH desteklenmiş olmaktadır. Şayet γ_2 istatistiksel olarak anlamlı ve doğru işarete sahipse, kısa dönemli faizlerin uzun dönemli faizleri etkilediği şeklindeki BH doğrulanmış olacaktır. VECM Engle and Granger (1987) tarafından tanımlanan denklemle kısa ve uzun vadeli faiz oranları arasındaki kısa vadeli dinamik nedensellikleri incelemekte de kullanılabilir. (8) nolu denklemdeki uzun vadeli faizlerin artçı farklarına δ_i ilişkin önem katsayıları uzun vadeli faizlerden kısa vadeli faizlere doğru bir nedenselliğe işaret etmektedir. Buna karşın (9) denklemdeki kısa vadeli faizlerdeki artçı farkların ϕ_i önem katsayısı kısa vadeli faizlerden uzun vadeli faizlere yönelik bir nedenselliğe işaret etmektedir.

Kısa vadeli faiz oranlarının birinci derece farkları durağan olduğu için faiz spread- leride durağandır. Farklı vadelerdeki faiz oranları (Z_t) arasındaki spreadleri ve kısa vadeli faizlerdeki değişimlere yönelik kısa vadeli dinamikler aşağıdaki formül ile test edilmiştir:

$$\Delta S_t = \gamma_3 \mu_{3,t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_{3,j} \Delta S_{t-j} + \sum_{j=1}^q \delta_{3,j} \Delta Z_{t-j} + v_{3,t} \quad (10)$$

$$\Delta Z_t = \gamma_4 \mu_{4,t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_{4,j} \Delta S_{t-j} + \sum_{j=1}^q \delta_{4,j} \Delta Z_{t-j} + v_{4,t} \quad (11)$$

Heriki denklemdaki p ve q'ya ilişkin artçı farkın optimal gecikme derecesi AIC kriteri ile belirlenmiştir. (Elshareif ve Tan, 2010: 119)

5. Analiz Sonuçları

5.1. Düzey Birim –kök testleri

Faiz oranlarının vade yapısını açıklamak üzere oluşturulan veriler birim kök test yöntemleri kullanılarak tespit edilmiştir. Bu amaçla, Augmented Dickey-Fuller (ADF), Philip-Perron (PP) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS) olmak üzere 3 farklı birim kök testleri ile sınanmış, elde edilen sonuçlar aşağıdaki Tablo (1)'de sunulmuştur.

Tablo: 1 Düzey Birim Kök Testleri						
	ADF		PP		KPSS	
	μ	τ	μ	τ	μ	τ
91	-1,3264	-1,8308	-1,3476	-1,8803	0,8353	0,1678
182	-1,0820	-1,6519	-1,1397	-1,8041	0,8680	0,1721
273	-0,8372	-1,5731	-0,9057	-1,7156	0,8751	0,1703
365	-0,7409	-1,5708	-0,7409	-1,6947	0,8664	0,1652
730	-0,4883	-1,3724	-0,5194	-1,3724	0,7712	0,1547
1095	-0,3745	-1,1920	-0,3504	-1,2706	0,6536	0,1529
1460	-0,3245	-1,0593	-0,1899	-1,1162	0,5474	0,1526
1825	-0,2560	-0,9579	-0,0834	-0,9135	0,5502	0,1526
1% düzeyi	-3,5047	-4,0632	-3,5047	-4,0632	0,7390	0,2160
5% düzeyi	-2,8940	-3,4605	-2,8940	-3,4605	0,4630	0,1460
10% düzeyi	-2,5841	-3,1564	-2,5841	-3,1564	0,3470	0,1190

Yukarıdaki tabloya göre her bir vadedeki hesaplanan değerler kritik değerden daha büyük olması nedeniyle, boş hipotez reddedilemeyecektir. (istisna olarak KPSS testinde sabit artı lineer trendli modelde hesaplanan değerleri kritik değerden %5 ve %10 kritik değerden küçük olmuştur) Tablo X.1'in son üç satırında %1, %5 ve %10 düzeylerindeki kritik değerler verilmiştir; H_0 hipotezi serinin birim kök taşıdığı (durağan dışı olduğunu) H_1 hipotezi ise birim kök taşımadığı yani durağan olduğu şeklinde kurgulanmıştır. Modeller tabloda μ (sabit katsayısı model) ve τ (sabit artı lineer trendli model) şeklinde tablolştırılmıştır. Örneklem dönemi ise 2 Ocak 2003 ile 21 haziran 2010 dönemi 91, 182, 273, 365, 730, 1095,1460 ve 1825 gün vadeli kuponsuz hazine bonolarının günlük ortalama getirilerinden her biri için 89 gözlemi temsil etmektedir.

5.2. Birinci Fark Birim Kök Testleri

Çalışmanın amacına uygun olarak, Beklenti Hipotezini test etmek üzere (4) nolu denklem kullanılmıştır. Test sürecinde Birim-kök testi ve Johansen and Juselius (JJ testi) çok değişkenli kointegrasyon (eşbütünleşme) yöntemi kullanılmıştır. Şayet birim-kök test sonuçları kısa vadeli faiz oranlarının 1. Derecede bütünleşmiş olduğunu gösterirse, $I(1)$, Beklenti hipotezinin amprik olarak desteklendiği sonucuna ulaşılmış olacaktır. Her bir zaman serisinin entgrasyon düzeyi Augmented Dickey-Fuller (ADF), Philip-Perron (PP) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS) olmak üzere 3

farklı birim kök testleri ile sınanmıştır. Bu testlerin bu alanda çok yaygın olarak kullanılmaları nedeniyle testlere ilişkin açıklayıcı bilgi verilmemiştir

Tablo: 2 Birinci Fark Birim Kök Test sonuçları

	ADF		PP		KPSS	
	μ	τ	μ	τ	μ	τ
91	-6,7871	-6,6999	-6,7701	-6,6805	0,2167	0,2083
182	-6,4614	-6,3999	-6,4461	-6,3815	0,1673	0,1639
273	-6,7709	-6,7235	-6,7709	-6,7827	0,1423	0,1411
365	-6,8666	-6,8102	-6,8281	-6,7686	0,1480	0,1509
730	-6,9988	-6,9346	-6,8258	-6,7682	0,1609	0,1456
1095	-6,9501	-6,8918	-6,7067	-6,6625	0,1914	0,1639
1460	-6,8758	-6,8248	-6,5753	-6,5430	0,2229	0,1732
1825	-6,6435	-6,6012	-6,3894	-6,2311	0,2398	0,1846
1% düzeyi	-3,5056	-4,0645	-3,5056	-4,0645	0,7390	0,2160
5% düzeyi	-2,8943	-3,4611	-2,8943	-3,4611	0,4630	0,1460
10% düzeyi	-2,5843	-3,1568	-2,5843	-3,1568	0,3470	0,1190

Yukarıdaki tabloya göre her bir vadedeki hesaplanan değerler kritik değerden daha küçük olması nedeniyle, boş hipotez red edilecektir. Tablo X.1'in son üç satırında %1, %5 ve %10 düzeylerindeki kritik değerler verilmiştir; H_0 hipotezi serinin birim kök taşıdığı (durağan dışı olduğunu) H_1 hipotezi ise birim kök taşımadığı yani durağan olduğu şeklinde kurgulanmıştır. Modeller tabloda μ (sabit katsayılı model) ve τ (sabit artı lineer trendli model) şeklinde tablolaştırılmıştır. Örneklem dönemi ise 2 Ocak 2003 ile 21 Haziran 2010 dönemi 91, 182, 273, 365, 730, 1095, 1460 ve 1825 gün vadeli kuponsuz hazine bonolarının günlük ortalama getirilerinden her biri için 89 gözlemi temsil etmektedir.

5.3. Ko-Entegrasyon Testi

Yukarıda da açıklandığı gibi, ADF, PP ve KPSS testlerinin sonucuna göre, 8 farklı vadedeki tahvillere ilişkin faiz oranları, birinci farkları $I(1)$ alındıktan sonraki durumda faiz oranı serileri durağan hale gelmiştir. Diğer bir ifadeyle, kısa vadeli ve uzun vadeli faiz oranlarının tamamı $I(1)$ sürecine dönüşmüştür; ko-entegrasyon analizine hazır hale gelmiştir. Johansen and Juselius (JJ testi) çok değişkenli koentegrasyon yöntemi iki boyutlu serilerin (kısa ve uzun vadeli faiz oranları arasında olduğu gibi) test edilmesinde yaygın olarak kullanılmaktadır. Aşağıdaki tablo'da %5 güven aralığında 8 farklı vadedeki faiz oranları arasında koentegrasyon vektörü varlığına ilişkin test sonuçları verilmiştir

Tablo 3'de analizde dahil edilen 8 farklı vadedeki tahvil faizlerinin (kısa ve uzun vadeli faizlerin) birlikte hareket ettikleri görülmektedir. Tablo'da her bir kısa vadeli faiz oranları ile bir üst vadedeki faiz oranları arasındaki koentegrasyon test değerleri ikiyeşerli olarak verilmiştir. Buna göre; tabloda μ (sabit katsayılı model = λ_{\max}) ve τ (sabit artı lineer trendli model = λ_{trace}) %5 anlamlılık düzeyindeki değerler;

$r = 0$ için : 15,495 (λ_{\max}); 14,2646 (λ_{trace})

$r \leq 0$ için : 3,841 (λ_{\max}); 3,841 (λ_{trace})

Yani hiç koentegrasyon vektörünün olmadığı ve bir den az koentegrasyon vektörünün olmadığı yönündeki hipotezler her ikisi de hesaplanan değerlerin tamamı kritik değerlerden büyük olması nedeniyle reddedilmiştir. Yani, farklı vadelerdeki faiz oranları ve söz konusu vadelerdeki spreadler arasında Granger nedenselliğinin olmadığını savlayan H_0 hipotezleri reddedilmiştir. Dolayısıyla, $r > 1$ önermesi ortaya çıkmaktadır; yani serilerde birden çok sayıda koentegrasyon vektörü bulunmaktadır.

Test sonuçları faiz oranlarının vade yapısını açıklamada kullanılan beklenti hipotezini desteklemektedir. Yani kısa vadeli faiz oranları ile uzun vadeli faiz oranları birlikte hareket etmektedir.

Tablo: 3. İkişerli Kointegrasyon testleri tablosu

	Hypothesis (No. of CE(s))	Eigenvalue	Trace	Prob.**	Max-Eigen	Prob.**
1->1, 2	r=0	0.220523	27.17939	0.0006	21.67449	0.0028
	r≤1	0.061315	5.504907	0.0190	5.504907	0.0190
2->1, 3	r=0	0.235181	32.12806	0.0001	23.32613	0.0014
	r≤1	0.096222	8.801938	0.0030	8.801938	0.0030
3->1, 4	r=0	0.263580	40.15012	0.0000	26.61809	0.0004
	r≤1	0.144048	13.53203	0.0002	13.53203	0.0002
4->1, 5	r=0	0.238020	39.41785	0.0000	23.64960	0.0013
	r≤1	0.165768	15.76826	0.0001	15.76826	0.0001
5->1, 6	r=0	0.221986	34.98242	0.0000	21.83799	0.0027
	r≤1	0.140226	13.14443	0.0003	13.14443	0.0003
6->1, 7	r=0	0.225094	34.25022	0.0000	22.18622	0.0023
	r≤1	0.129482	12.06400	0.0005	12.06400	0.0005
7->1, 8	r=0	0.238914	36.31084	0.0000	23.75182	0.0012
	r≤1	0.134421	12.55903	0.0004	12.55903	0.0004
8->2, 3	r=0	0.336642	51.06450	0.0000	35.70835	0.0000
	r≤1	0.161808	15.35616	0.0001	15.35616	0.0001
9->2, 4	r=0	0.312144	47.78934	0.0000	32.55334	0.0000
	r≤1	0.160649	15.23600	0.0001	15.23600	0.0001
10->2, 5	r=0	0.225333	34.21542	0.0000	22.21297	0.0023
	r≤1	0.128866	12.00245	0.0005	12.00245	0.0005
11->2, 6	r=0	0.225960	33.91009	0.0000	22.28343	0.0022
	r≤1	0.125095	11.62666	0.0006	11.62666	0.0006
12->2, 7	r=0	0.231928	34.53218	0.0000	22.95687	0.0017
	r≤1	0.124578	11.57532	0.0007	11.57532	0.0007
13->2, 8	r=0	0.247540	37.11346	0.0000	24.74350	0.0008
	r≤1	0.132538	12.36996	0.0004	12.36996	0.0004
14->3, 4	r=0	0.227540	33.97871	0.0000	22.46122	0.0021
	r≤1	0.123996	11.51749	0.0007	11.51749	0.0007
15->3, 5	R=0	0.215947	30.94546	0.0001	21.16519	0.0035
	R≤1	0.106328	9.780268	0.0018	9.780268	0.0018
16->3, 6	R=0	0.220654	31.14704	0.0001	21.68908	0.0028

	R≤1	0.103012	9.457967	0.0021	9.457967	0.0021
17->3, 7	R=0	0.224644	31.59154	0.0001	22.13565	0.0024
	R≤1	0.102990	9.455887	0.0021	9.455887	0.0021
18->3, 8	R=0	0.234701	33.43934	0.0000	23.27149	0.0015
	R≤1	0.110301	10.16785	0.0014	10.16785	0.0014
19->4, 5	R=0	0.213623	28.39206	0.0004	20.90779	0.0039
	R≤1	0.082430	7.484268	0.0062	7.484268	0.0062
20->4, 6	R=0	0.219436	28.88101	0.0003	21.55321	0.0030
	R≤1	0.080778	7.327795	0.0068	7.327795	0.0068
21->4, 7	R=0	0.223506	29.42645	0.0002	22.00810	0.0025
	R≤1	0.081734	7.418341	0.0065	7.418341	0.0065
22->4, 8	R=0	0.232629	31.11735	0.0001	23.03632	0.0016
	R≤1	0.088702	8.081023	0.0045	8.081023	0.0045
23->5, 6	R=0	0.240110	30.13134	0.0002	23.88865	0.0011
	R≤1	0.069241	6.242691	0.0125	6.242691	0.0125
24->5, 7	R=0	0.244055	30.68529	0.0001	24.34140	0.0009
	R≤1	0.070323	6.343890	0.0118	6.343890	0.0118
25->5, 8	R=0	0.252739	32.52699	0.0001	25.34667	0.0006
	R≤1	0.079218	7.180319	0.0074	7.180319	0.0074
26->6, 7	R=0	0.242857	30.19851	0.0002	24.20372	0.0010
	R≤1	0.066585	5.994785	0.0143	5.994785	0.0143
27->6, 8	R=0	0.249447	32.08864	0.0001	24.96427	0.0007
	R≤1	0.078626	7.124370	0.0076	7.124370	0.0076
28->7, 8	R=0	0.243362	31.94623	0.0001	24.26175	0.0010
	R≤1	0.084539	7.684482	0.0056	7.684482	0.0056
Kritik değerler (0.05)	R=0		15.49471		14.26460	
	R≤1		3.841466		3.841466	

SONUÇ

Bu çalışmada faiz oranlarının vade yapısını açıklamada kullanılan beklenti hipotezi ve bunun Türkiye sabit getirili menkul kıymet piyasasında test edilmesi sınanmıştır. Johansen and Juselius (JJ testi) koentegrasyon testi ile kısa ve uzun vadeli tahvil faizleri arasında en az 1 tane ortak stokastik bir trendin varlığı ortaya konulmuştur: hem $r = 0$ ve hem de $r \leq 1$ koentegrasyon vektör hipotezleri birlikte reddedilmiştir. Yani, analize dahil edilen 3 ocak 2003 – 21 haziran 2010 dönemini kapsayan her bir vadede toplam 89 gözlem içeren, 3 aydan 5 yıla kadar 8 farklı vadedeki kuponsuz devlet tahvilleri faiz oranları arasında 1'den çok sayıda ($r > 1$) koentegrasyon vektörünün varlığı ortaya konulmuştur.

Buna göre, Türkiye sabit getirili menkul kıymet piyasasında kısa vadeli faizlerdeki değişim, daha uzun vadelerdeki tahvil faizlerini etkilemektedir. Nitekim uygulanan Granger – nedensellik test sonuçları da bu yöndeki bulguları desteklemektedir.

Diğer taraftan, bu sonuçlar, Türkiye'deki para politikası uygulayıcıları açısından önemli yansımaları içerisinde barındıran, kısa vadeli faizlerdeki verili bir değişimden hareketle uzun vadeli tahvil faizlerindeki davranışları gözlemlenebileceğini ortaya koymuştur. Bu yönüyle de özgün bir çalışmadır.

KAYNAKÇA

- Andersen, T. M. and Risager, O; Stabilization policies, credibility, and interest rate determination in a small open economy, *European Economic Review*, **32**, 669-679. 1988
- Campbell, John Y., and Robert J. Shiller; Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View..*Review of Economic Studies* 58:495.514. 1991.
- Cox, J. C., Ingersoll Jr, J. E. and Ross, S. A. A theory of the term structure of interest rates, *Econometrica*, **53**, 385-407. 1985
- Daniel L. Thornton; Tests of the Expectations Hypothesis: Resolving the Campbell-Shiller Paradox, Working Paper 2003-022B, FEDERAL RESERVE BANK OF ST. LOUIS, 2004.
- Diebold, Francis X., and Canlin Li; "Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields." National Bureau of Economic Research Working Paper No. 10048. 2003.
- Elshareif, Elgilani Eltahir and Hui-Boon Tan; Interpreting Term Structure of Interest Rates in the Malaysian Fix-Income Market, *International Research Journal of Finance and Economics*, **37**,115-124. 2010.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger; "Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica* **55**, 251-276,1987.
- Ghazali, N. A. and Low, S, W. (2002) The expectation hypothesis in emerging financialmarkets: the case of Malaysia, *Applied Economics*, **34**, 1147-1156.
- Hall, A. D., Anderson, H. M., and Granger, C. W. J. A cointegration analysis of treasury bill yields, *The Review of Economics and Statistics*, **74**, 116 – 126. 1992
- Mankiw, N. G., Miron, J. and Weil, D. The adjustment of expectations to a change in regime: a study of the founding of the federal reserve, *American Economic Review* **77**, 358-374. 1987.
- Mishkin, Frederic S. and Stanly G. Eakins, *Financial Markets and Institutions*(5th. Ed.); Pearson addison Wesley Pub, Boston MA, USA, 2006
- Teker, Suat ve Levent Gümüşsoy; Faiz Oranı Eğrisi Tahmini: T.C. Hazine Bonosu ve Eurobonds Üzerine Bir Uygulama, Ankara, 2008
- Vasicek, Oldrich A; An equilibrium characterization of the term structure. *Journal of Financial Economics* **5**, 177–188, 1977.
- Thornton L. Daniel; Tests of the Expectations Hypothesis: Resolving the Campbell-Shiller Paradox, Working Paper 2003-022B, Federal Reserve Bank of St. Louis, 2004

Testing the Expectation Theory of the Term Structure of Interest Rates in Turkish Fixed-Income Securities Market.

Mehmet ARSLAN

Gazi University

Commerce and Tourism Education Faculty

Department of Banking Education

mehars@gazi.edu.tr

SUMMARY

The fixed-income securities market in Turkey, have been gaining important developments in terms of both volume and depth. In parallel with these developments the level of efficiency is also increasing which contribute economic growth and competitive structures of the markets. With the increase in national and international fixed-investment, the need for larger amount of financing arrangements and development of instruments that corresponds those needs have become a compulsory component of the market. Besides, Turkish fixed income markets are dominated by public instruments which's share need to be lowered to allow private financial institutions to take part in financing of investments. The banking sector that enjoys about 90% of the Turkish financial market also need means that enable them forecast behavior of the interest rates for increasing efficiency and smooth functioning of financial markets.

The volume, depth and importance of the fixed-income securities markets dictate the researcher and authorities to investigate and model behavior of the term-structure of interest rates, since Central banks could only affects short-term interest rates directly while longer terms interest rates are determined by the expectations' of market participants.

Three theories have been developed to explain the term structure of interest rates, that is, the relationship among interest rates on bonds of different maturities reflected on the yield curve pattern: (1) Pure expectation theory, (2) Market segmentation theory, and (3) Liquidity premium theory. Expectation theory of interest rates; which states that, the interest rates on long term bond will equal an geometric average of short-term interest rates that market participants expect to occur over the life of the long term bond.

This study empirically tests the expectations hypothesis of term structure of interest rates, in Turkish fixed-income securities market. In the study Johansen and Juselius (JJ test) co-integration test has been applied to determine the existence of at least one common trend between short and long term bond interest rates, and it has determined. Therefore both $r = 0$ and also $r \leq 1$ co-integration vector hypothesis have been rejected. In other words, based on the data covering January 3, 2003 through June

2010, and consist of 89 observation on each of the 8 different maturity ranging from 3 months to 5 years, it was determined that there were more than 1 co-integration ($r > 1$) vector in the series. The results indicate that in Turkish fixed-income securities market shorter-term interest rates effects longer-term interest rates. In fact, granger causality test applied and its results also confirm the findings cited above. Besides, bearing some very important implications for Turkish monetary authorities that they could predict and observe behavior of the longer-term interest rates based on the given change in short-term interest rates.