

## Türkiye’de piyasa göstergelerinden para politikası beklentilerinin ölçülmesi\*

Harun Alp\*\*, Refet Gürkaynak\*\*\*, Hakan Kara†,  
Gürsu Keleş\*\*, Musa Orak\*\*

09 Mayıs 2010 tarihinde alındı; 17 Ağustos 2010 tarihinde revize edildi;  
15 Eylül 2010 tarihinde kabul edildi.

### Özet.

*Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de hangi piyasa aracının para politikası kararlarına ilişkin beklentileri daha iyi yansıttığı sorusuna yanıt aramaktır. Bu amaçla, çeşitli piyasa araçları ve yöntemler kullanılarak para politikası faizi beklentileri hesaplanmış ve değişkenlerin para politikası kararlarını tahmin etme güçleri Temmuz 2006-Ekim 2009 dönemi için karşılaştırılmıştır. Ampirik sonuçlar, para politikası kararlarını en iyi tahmin etme gücüne sahip olan aracın bir hafta vadeli Türk Lirası Bankalararası Alış Oranı (TRLIBID) olduğunu göstermiştir.*

*Anahtar Kelimeler: Para politikası, politika faiz oranı beklentileri, piyasa bazlı beklenti ölçümü.*

*JEL Sınıflaması: E43, E52, G12.*

### Abstract. Measuring market-based monetary policy expectations in Turkey

*This paper compares the ability of different market instruments in terms of predicting monetary policy decisions to find out which one best captures market participants' policy expectations. Towards this end, policy rate expectations implied by various market instruments and different approaches are derived for the period between July 2006 and October 2009. Empirical results show that market based monetary policy expectations in Turkey can most successfully be obtained by using the one week Turkish Lira Interbank Bid Rate (TRLIBID).*

*Keywords: Monetary policy, policy rate expectations, market-based measures of expectations.*

*JEL Classification: E43, E52, G12.*

\* Bu çalışmada sunulan görüşler yazarlara aittir ve kurumlarının resmi görüşü olarak değerlendirilmemelidir. Yapıcı önerileri için makalenin hakem(ler)ine teşekkür ederiz.

\*\* Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü.  
E-posta: harun.alp@tcmb.gov.tr; gursu.keles@tcmb.gov.tr; musa.orak@tcmb.gov.tr

\*\*\* Bilkent Üniversitesi, İktisat Bölümü. E-posta: refet@bilkent.edu.tr

† Sorumlu yazar, Hakan Kara, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü, İstiklal Cad. No:10 Ulus, 06100 Ankara, Türkiye. E-mail: hakan.kara@tcmb.gov.tr

## I. Giriş

Para politikasının etkinliği merkez bankasının piyasa beklentilerini etkili bir şekilde yönlendirebilmesiyle doğrudan ilişkilidir. Bu nedenle, piyasaların merkez bankasının faiz kararlarına ilişkin beklentileri, para politikası kararları oluşturulurken kullanılan en temel verilerden biridir. Dolayısıyla, para politikasına dair beklentilerin doğru bir şekilde ölçülmesi hem karar alıcılar hem de piyasa oyuncuları açısından büyük önem taşır.

Merkez bankasının faiz kararına ilişkin beklentilerin ölçümünde, ankete dayalı yöntemler kullanılabileceği gibi, çeşitli piyasa bazlı beklenti ölçüm yöntemleri de mevcuttur. Piyasa bazlı yöntemler, ankete dayalı yöntemlere kıyasla daha sık gözlenebilmeleri ve etkin fiyatlandırılmaları nedeniyle, politika yapıcıları ve araştırmacılar tarafından sıkça tercih edilen araçlardır.

Akademik yazında, piyasa verilerinden politika faizlerine ilişkin beklentileri ölçmeyi amaçlayan birçok çalışma mevcuttur. Bu konudaki öncü çalışmalar olarak Krueger ve Kuttner (1996), Rudebusch (1998) ve Brunner (2000) gösterilebilir. Özellikle gelişmiş ülkelerde çok sayıda piyasa aracının bulunması, hangi piyasa aracından elde edilecek beklentilerin daha sağlıklı sonuçlar vereceği sorusunu gündeme getirmiştir. ABD için yapılan çalışmalarda, Kuttner (2001) ve Faust ve diğ. (2004) cari ayın politika faizi üzerinden yapılan vadeli işlem sözleşme getirilerini, Bomfim (2003) ve Poole ve Rasche (2004) bir sonraki ayın politika faizi üzerinden yapılan vadeli işlem sözleşme getirilerini, Cochrane ve Piazzesi (2002) bir aylık euro-dolar mevduat oranlarını, Ellingsten ve Soderstrom (2004) üç ay vadeli hazine bonusu getirilerini ve Rigobon ve Sack (2002) üç ay vadeli euro-dolar sözleşme getirilerini kullanmışlardır. Gürkaynak ve diğ. (2007) ise ABD’de para politikası beklenti ve şoklarının ölçülmesinde temel alınabilecek alternatif değişkenleri test etmiş ve bu değişkenlerden cari ayın politika faiz oranları üzerinden yapılan vadeli işlem sözleşme getirilerinin para politikası beklentilerini ölçmekte en iyi sonucu verdiğini ortaya koymuştur.

Türkiye açısından bakıldığında, politika faizleri üzerinden vadeli işlem kontratları yapılmadığı görülmektedir. Bununla birlikte, Türkiye’de de potansiyel olarak para politikası beklentilerini ölçmekte kullanılabilecek çeşitli menkul kıymetler mevcuttur.<sup>1</sup> Örneğin hazine bonoları, TRLIBOR piyasasında ortaya çıkan bankalararası faiz oranı ve bazı vadeli kontrat fiyatları beklenen gecelik faize bağlıdır.

Öte yandan, ölçülen para politikası beklentileri, kullanılan alternatif piyasa araçlarının likidite, vergi, kurumsal yapı, arz etkileri gibi nedenlerle farklılaşmalarından etkilenebilir. Örneğin, bankalararası piyasadaki vadeli faizler

<sup>1</sup> Örneğin, Aktaş ve diğ. (2009) Türkiye’de para politikası kararlarını tahmin edilebilir (beklenen) ve öngörülemez (sürpriz) kısımlarına ayırtırmak için ikincil piyasada işlem gören kısa vadeli hazine bonusu getirilerini esas alan piyasa bazlı bir yöntem kullanmışlardır.

merkez bankası politika faizinden önce bankalararası piyasadaki gecelik faize bağlıdır. Eğer bankalararası piyasadaki faiz munzam karşılık tutma dönemlerine ya da risk algısına bağlı olarak değişiyorsa bu politika faizi tahmin gücünü düşürecektir. Ancak, eğer bankalararası piyasadaki faiz ile merkez bankası gecelik faizinin arasındaki fark önceden tahmin edilemiyor ise, o zaman piyasa faizi ile merkez bankası politika faizini tahmin etmek birbirinden farksızdır. Nihayetinde, politika faizi beklentilerini ölçmede hangi piyasa aracının kullanılması gerektiği ve en iyi araçla yapıldığında bu ölçümün ne kadar başarılı olduğu bu makalenin cevap vermeye çalıştığı uygulamalı bir sorudur.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de hangi piyasa aracının para politikasına ilişkin beklentileri daha iyi yansıttığını tespit etmektir. Bu kapsamda, Gürkaynak ve diğerlerine (2007) benzer bir anlayışla, çeşitli piyasa araçlarının ve farklı yöntemlerin para politikası kararlarını öngörebilme kabiliyetleri karşılaştırılmaktadır. Çalışma, iktisadi birimlerin rasyonel olduğu bir ortamda, para politikasını en iyi tahmin eden aracın, bu birimlerin ortak beklentisini de en iyi şekilde yansıttığı ilkesinden yola çıkmaktadır. Rasyonel bireyler istatistiksel anlamda etkin tahminler yapacakları için, var olan bilgiyi en iyi şekilde kullanan ve en başarılı tahmini içeren araç, para politikası beklentilerini de en doğru şekilde yansıttacaktır. Bu nedenle, piyasa bazlı para politikası beklentisine dair ölçütlerin performansları kıyaslanırken para politikası faizi tahminindeki başarıları esas alınacaktır.

Çalışma kapsamında, bir haftalık ve bir aylık vadelerde TRLIBID (Türk Lirası Bankalararası Alış Oranı) ve TRLIBOR (Türk Lirası Bankalararası Satış Oranı), bir aylık hazine bonosu faizleri ve tezgah üstü piyasalarda işlem gören ileri valörlü TL/ABD doları alım-satım kontratlarından elde edilen bir haftalık faiz oranları kullanılarak, bu altı değişkenin ima ettiği para politikası faizi beklentileri hesaplanmış ve değişkenlerin para politikası kararlarını tahmin etme güçleri Temmuz 2006-Ekim 2009 dönemi için karşılaştırılmıştır. Her bir değişken için iki ayrı yöntem kullanılmıştır. Birinci yöntem, vade priminin bütün örneklem boyunca sabit olduğu varsayımına dayanmaktadır. İkinci yöntem ise vade priminin zaman içinde farklılaşmasına izin vermekle birlikte, kısa vadede önemli bir değişim göstermediğini varsaymaktadır.

Çalışmada yapılan analizler sonucunda, kullanılan her iki yöntemde de, para politikası kararlarını en iyi tahmin eden aracın bir hafta vadeli TRLIBID olduğu ortaya çıkmıştır. Bunun yanı sıra, çalışmada kullanılan iki yöntemin görece performansları da karşılaştırılmış, vade priminde zaman içinde ortaya çıkan değişimlere karşı daha az hassas olan ikinci yöntemin tahmin performansı açısından ön plana çıktığı görülmüştür. Bunlara ek olarak, TRLIBID’den ölçülen beklentiler ile anket bazlı beklentiler kıyaslanmış, politika faizlerinin uzun bir süre boyunca sabit kaldığı dönem dışlandığında piyasa bazlı beklenti ölçüm yöntemlerinin görece performansının daha yüksek olduğu ortaya çıkmıştır.

Çalışmanın ikinci ve üçüncü bölümlerinde, sırasıyla, çalışma kapsamında kullanılan araçlar ve yöntemler tanıtılmaktadır. Dördüncü bölüm, yapılan analizlerin sonuçlarını, önerilen her iki yöntem için ayrı ayrı sunmaktadır. Beşinci bölüm, piyasa bazlı beklenti ölçütlerini anket ölçütleriyle karşılaştırmaktadır. Son olarak, altıncı bölümde ise çalışmanın sonuçları özetlenmektedir.

## II. Piyasa Araçları

Çalışma kapsamında para politikası beklentileri altı farklı piyasa aracı kullanılarak hesaplanmıştır. Bu araçlar, bir haftalık ve bir aylık vadelerde TRLIBID ve TRLIBOR, TL/ABD doları vadeli döviz alım-satım sözleşmelerinden elde edilen bir haftalık faiz oranları ve bir aylık hazine bonusu faizleridir. Bu bilgilerin hepsi PPK günü toplantı kararından önce açıklanan, dolayısıyla toplantılarda veri olarak kullanılmaya müsait bilgilerdir (Aynı gün valörlü hazine bonusu fiyatları saat 14.00'te açıklandığı için bu bilgi de PPK kararı öncesi ortaya çıkmakta ve dolayısıyla toplantı günü kullanılabilir.).

### *TRLIBOR Piyasası*<sup>2</sup>

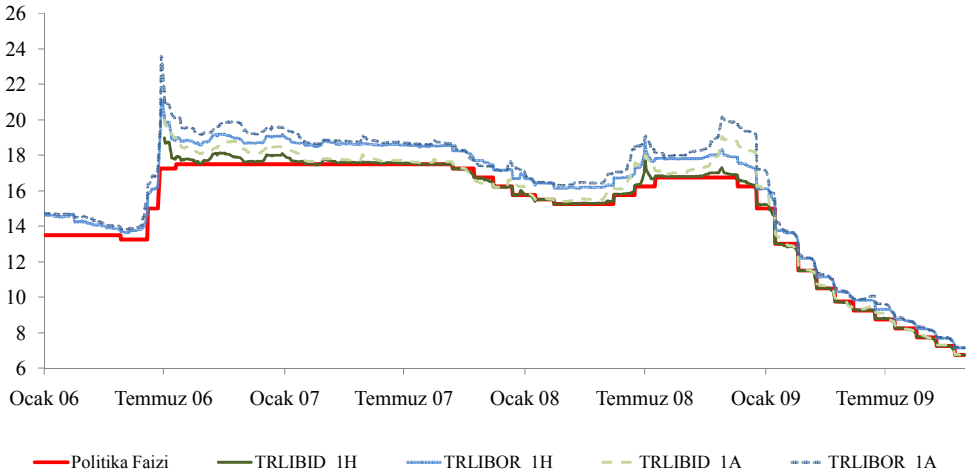
TRLIBOR piyasası Türk lirası cinsinden borç alınıp verilebilen bankalar arası bir piyasadır ve LIBOR'un hesaplandığı Londra'daki piyasanın muadili olarak kurulmuştur.<sup>3</sup> Türkiye'de gerek bankaların kendi aralarında yaptıkları işlemlerde, gerekse müşterileri ile yaptıkları işlemlerde esas alınabilecek bir referans faiz oranı olması amacıyla belirlenmeye başlanan borç verme faiz oranı TRLIBOR ve borç alma faiz oranı TRLIBID, 2002 yılından beri günlük, haftalık, aylık, 2 aylık, 3 aylık, 6 aylık, 9 aylık ve 12 aylık olmak üzere 8 ayrı vadede ilan edilmektedir. Günlük olarak Türkiye Bankalar Birliği tarafından ilan edilen TRLIBOR ve TRLIBID, gerekli kriterleri yerine getiren tüm bankaların katılımı ile belirlenmektedir.

Burada TRLIBOR piyasasına ilişkin bilinmesi gereken önemli hususlardan biri, referans faiz oranlarının ilanı için herhangi bir vadede işlem gerçekleşmesinin veya asgari bir işlem hacmi oluşmasının gerekmediğidir. Nitekim bu piyasaya ilişkin işlem hacmi verileri, çoğu gün için bütün vadelerde işlem hacminin sıfır olduğunu göstermektedir.

<sup>2</sup> Bu bölüm, Türkiye Bankalar Birliği'nin TRLIBOR internet sayfasından derlenmiştir. Daha ayrıntılı bilgiye <http://www.trlibor.org> adresinden ulaşılabilir.

<sup>3</sup> TRLIBOR piyasası bankalar için bir fon piyasası olmakla beraber, bankalar birbirleriyle yaptıkları işlemlerin önemli bir kısmını IMKB Repo-Ters Repo piyasası ile tezgah üstü piyasalarda gerçekleştirmektedirler. Bu piyasaların yanı sıra bankalar Takasbank, bankaların birbirlerine yaptıkları mevduat işlemlerini içeren depo piyasası, kur takası ve faiz takası işlemleri aracılığıyla da birbirlerinden fon sağlamaktadırlar. Bankaların bu piyasalarda işlem yapmalarının temel sebepleri olarak Merkez Bankası tarafından belirlenen zorunlu karşılık oranlarının tesis edilmesi ve kısa vadeli fon ihtiyacı oluşturan beklenmedik mevduat hareketleri gösterilebilir.

İlan edilen TRLIBID ve TRLIBOR, sisteme dahil 14 bankanın, kurallar gereği girmek zorunda oldukları tekliflerin saat 10.55-11.05 arasında beş defa tesadüfi olarak alınıp en düşük ve en yüksek üç teklifin çıkartılmasının ardından elde edilen ortalama değerlerdir. İşlemlerin valörü işlem günüdür. Sisteme dahil bankaların birbirlerine çeşitli vadeler için ayrı ayrı işlem limitleri tanımlamaları gerekmekte ve bu limitlerin en az iki bankaya bir yıla kadar minimum 4 milyon TL olması şartı aranmaktadır. Dolayısıyla, ciddi bir beklentiyi yansıtmayan teklifler veren bankalar bu oranlardan işlem yapma ihtimalleri nedeniyle küçük olmayan zararlara uğrayabileceklerinden, her bir banka için kendi beklentilerine en uygun teklifi vermek rasyonel bir davranış olacaktır. Bu doğrultuda bankaların, teklif verirken merkez bankasının politika faizinin mevcut ve beklenen değerlerini hesaba katmaları beklenir. Nitekim Grafik 1, politika faizi ve TRLIBOR piyasası arasında yakın bir ilişki olduğunu göstermektedir.



**Grafik 1. TRLIBOR Piyasası Faizleri ve Politika Faizi**

### TL/ABD doları vadeli döviz alım-satım (FX forward) sözleşmeleri

Vadeli döviz alım-satım sözleşmeleri, tarafların gelecekteki bir dönemde bugünden üzerinde uzlaşmış bir kur seviyesinden karşılıklı döviz alış-verişi yapabilmelerine olanak tanıyan finansal araçlardır. Organize borsalarda işlem görmeyen vadeli kur sözleşmeleri, taraflar arasında belirli bir standarda bağlı kalmadan tezgah üstü piyasalarda alınıp satılır. Bu sözleşmeler piyasa pratiği açısından spekülasyon ya da kur riskinden korunma amaçlı kullanılır.

Vadeli döviz alım-satım sözleşmelerinin fiyatlanması karşılanmış faiz paritesi (covered interest parity) yaklaşımına dayanmaktadır. Sözleşmelerde ortaya çıkan fiyat ( $F$ ) spot kur değerine ( $S_0$ ), sözleşmenin vadesine ( $T$ ) ve

sözleşmeye konu olan para birimleri üzerindeki faiz seviyelerine ( $r$  ve  $r'$ ) bağlıdır;

$$F = S_0 e^{(r-r')T} \quad (1)$$

Yukarıdaki denklemi bir hafta vadeli TL/ABD doları vadeli döviz alım-satım sözleşmeleri özelinde ele alırsak; bu sözleşmelerdeki fiyat gerçekleştirmeleri, spot kur veri iken sözleşmeye taraf olan yatırımcıların öngördüğü bir hafta vadeli ABD doları ve TL borçlanma faizlerine bağlıdır. Buradan hareketle, sözleşme fiyatları, spot TL/ABD doları kur değeri ve ABD doları haftalık borçlanma oranları kullanılarak haftalık vadede sözleşmenin ima ettiği TL borçlanma faiz oranlarının elde edilmesi mümkündür:

$$r = r_f + (1/T) \ln(F/S_0) \quad (2)$$

Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu tarafından Eylül 2009 tarihinde yayımlanan Kur Riski Değerlendirme Raporu rakamlarıyla Türkiye'de kullanılan vadeli döviz alım-satım sözleşmelerinin %51,6'sının yurt içi, %31,6'sının ise İngiltere'deki yerleşiklerle yapıldığı görülmektedir. Londra'daki finans şirketlerinin Türk bankaları ile yaptıkları TL/ABD doları vadeli döviz alım-satım sözleşmeleri için vermiş oldukları kotasyonlar günlük olarak Bloomberg veri kaynağı tarafından yayımlanmaktadır. Sözleşmeler Ağustos 1998'den itibaren günlük olarak 1 gün, 1 hafta, 1 ay, 2 ay, 3 ay, 6 ay, 9 ay ve 12 ay olmak üzere sekiz ayrı vadede ilan edilmektedir. Dolayısıyla, bu vadelerdeki kontrat fiyatlarının ima ettiği TL faiz oranları (2) numaralı denklem kullanılarak hesaplanabilir.

### Hazine Bonosu

Hazine bonoları T.C. Hazinesi tarafından ihale usulüyle çıkarılan, vadeleri bir yıldan az ve Türk Lirası'na endeksli devlet iç borçlanma senetleridir. Hazine bonolarının ikinci el alım-satım işlemleri, İMKB tahvil ve bono piyasası, kesin alım-satım pazarında 1991 yılından beri sürdürülmektedir. Kesin alım-satım pazarında aynı gün valörlü (para ve senedin aynı gün el değiştirdiği) işlemler 09.30-14.00, ileri valörlü işlemler ise 14.00-17.00 arasında gerçekleşmektedir. Gün içinde işlem gören menkul kıymetlerin getiri ve fiyat verileri gün sonunda saat 17.00 itibarıyla İMKB tarafından yayımlanmaktadır. Mevcut durumda İMKB kesin alım-satım pazarında 10 yıla kadar değişen çeşitli vadelerde işlem gören devlet iç borçlanma senedi bulunmaktadır. Ancak çalışmada kullanılan her gün için işlem görmüş bir aylık vadeli hazine bonosu bulmak mümkün değildir. Bu sebeple, bir aylık vadede bononun olmadığı günlerde getirileri hesaplamak için doğrusal ara değeri bulma yöntemi kullanılmıştır.

### III. Yöntemler

Çalışma kapsamında kullanılan yöntemler beklenti hipotezinin temel ilkelere dayanmaktadır. Beklenti hipotezinin katı formuna göre, uzun vadeli getiriler, daha kısa vadeli getirilerin aynı uzun vadeye gelene kadar çevrilmesiyle elde edilen getiriye eşit olmalıdır. Dolayısıyla, herhangi bir vade için piyasada oluşan spot getiri oranı o vadeye kadarki kısa vadeli ileri valörlü getirilerin ortalamasına eşit olmalıdır. Bu, temelde, yatırımcıların alternatif yatırım stratejileri arasında ikame yapabilmeye yetenekleri olduğu ve arbitraj imkanının bulunmadığı varsayımıyla, değişik yatırım araçlarının beklenen getirilerinin eşitlenmesi anlamına gelmektedir.

Beklenti hipotezinin zayıf formu ise riskten kaçınma güdüsünün olduğu bir ortamda borç çevirme riskini almamak için bir prim ödenebileceğini, yani uzun vadeli borçlanma getirisinin, kısa vadeli borcu çevirmekle ortaya çıkan getirinin üzerine bir vade primi de içerebileceğini öngörmektedir. Eğer bu prim zaman içinde çok fazla değişmiyorsa uzun vadeli faizler beklenen ortalama kısa vadeli faizler hakkında bilgi verebilecektir. Beklenti hipotezinin zayıf formu altında, herhangi bir yatırım aracının  $t$  ile  $t+k$  günleri arasındaki getirisi ( $i_{t,t+k}$ ), yatırımın merkez bankası gecelik faizi ile  $t$  gününden  $t+k$  gününe dek gecelik olarak çevrilmesi ile elde edilen getiriye ( $on_{t,t+k}$ ), ilgili yatırım aracına ilişkin vadeye göre değişebilen ancak zaman içinde sabit bir vade priminin eklenmesiyle belirlenmektedir. Bu doğrultuda, herhangi bir finansal aracın mevcut getirisinden yola çıkarak, piyasa katılımcılarının merkez bankası faiz oranına ilişkin beklentisine ulaşmak mümkündür.

#### *Hep Sabit Vade Primi Yöntemi:*

Yukarıda çizilen çerçeveden yola çıkarak kullanılacak yöntemler, mali piyasa araçlarının (menkul kıymetlerin) para politikası toplantısından önceki bir tarihte oluşan getirilerinin, mevcut politika faiz oranı ile beklenen politika faiz oranı tarafından belirlendiği, ancak bu ilişkiyi etkileyen bir vade primi olduğu fikrine dayanmaktadır. Burada, piyasa aktörlerinin rasyonel olduğu ve arbitraj imkanının bulunmadığı varsayılmaktadır. Örneğin,  $k$  gün vadeli, ve vadesi para politikası kararının açıklandığı gün başlayan bir aracın para politikası kararının açıklandığı  $t$  günü oluşan getirisi, yatırımın mevcut politika faiz oranı ile bir gün, beklenen yeni politika faiz oranı ile  $k-1$  gün çevrilmesinden elde edilecek getiriye zaman içinde sabit olan bir vade priminin eklenmesi ile elde edilecek değere eşit olmalıdır:

$$i_t^k = \frac{1}{k} on_t + \frac{k-1}{k} E_t on_{t+1}^k + prim^k \quad (3)$$

Burada  $i_t^k$   $k$  gün vadeli olan piyasa aracının  $t$  günündeki getirisini,  $on_t$  mevcut politika faiz oranını,  $prim^k$  ise  $k$  gün vadeli aracın zaman içinde

değişmeyen primini ifade etmektedir.  $E_t on_{t+1}^k$  bu makalenin ölçmeye çalıştığı büyüklük olup  $k$  gün vadeli aracın işlem gördüğü piyasada para politikası toplantısı sonrası için beklenen politika faiz oranıdır.<sup>4</sup> Burada belirtilmesi gereken önemli hususlardan bir tanesi, (3) numaralı denklemde yer alan piyasa aracının vadesinin en fazla bir ay olması, dolayısıyla en fazla bir Para Politikası Kurulu (PPK) toplantısı içeren bir dönemi kapsamaması gerekliliğidir. Aksi takdirde, ilgili piyasa aracı, daha sonraki dönemlerdeki politika faizlerine ilişkin beklentileri de içerecektir.

(3) numaralı denklemde gerekli işlemler yapıldığında aşağıdaki denklem elde edilebilir:

$$E_t on_{t+1} + \frac{k}{k-1} prim^k = \left( i_t^k - \frac{1}{k} on_t \right) \frac{k}{k-1} \quad (4)$$

(4) numaralı denklemde yer alan  $i_t^k$  ve  $on_t$  değişkenlerinin değerleri faiz kararının alındığı gün bilinmektedir. Diğer bir deyişle, belirli bir vade primi varsayımı altında bu denklem kullanılarak piyasada beklenen merkez bankası faiz oranına ilişkin bir çıkarım yapılabilir. Denklemdeki eşitliğin sağ tarafında  $i_t^k$  ve  $on_t$  değişkenlerinden oluşan terimi  $E_t on_{t+1}^*$  olarak tanımlayalım. Beklentilerin rasyonel olduğu varsayımı altında, (4) numaralı denklemle elde edilen beklentilerin faiz kararlarını tahmin etmekte ne ölçüde başarılı olduğunu sınamak için aşağıdaki regresyon tahmin edilebilir:

$$on_{t+1} = \alpha + \beta E_t on_{t+1}^* + \varepsilon_{t+1} \quad (5)$$

Bu denklem ampirik yazında yaygın olan standart bir faiz oranı tahmini regresyonudur. Burada,  $on_{t+1}$  gerçekleşen (yeni belirlenen) merkez bankası politika faiz oranını ifade etmektedir. Arbitraj imkanının bulunmadığı ve vade priminin sabit olduğu varsayımı altında,  $\beta$  katsayısının bire,  $\alpha$  katsayısının ise  $-\frac{k}{k-1} prim^k$  terimine eşit olması beklenmektedir.  $\varepsilon_{t+1}$  ise eldeki menkul kıymetten ölçülen gecelik faiz beklentisinin gerçekleşen faizden farklılaşmasına yol açan faktörleri içeren tahmin hatasıdır. Bu denklemin  $R^2$  istatistiği farklı piyasa araçlarının para politikasını ne ölçüde tahmin edebildiğinin bir göstergesi olarak kullanılacaktır.

(5) numaralı denklemin, faiz oranlarının seviyesi kullanılarak tahmin edilmesi durumunda ekonometrik olarak bazı sorunların ortaya çıkması olasıdır. Kullanılan değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olması halinde, tahmin

<sup>4</sup> (3) numaralı denklem faiz kararından  $m$  gün öncesi için aşağıdaki şekilde yazılabilir:

$$i_{t-m}^k = \frac{m+1}{k} on_t + \frac{k-(m+1)}{k} E_{t-m} on_{t+1}^k + prim^k$$



edilen katsayılar bu uzun dönemli ilişki baskın olabilecektir (eş bütünleşim). Bu çalışma ise temel olarak kısa vadede piyasa faiz oranlarının merkez bankası faiz kararlarını tahmin edebilme gücünü ölçmeyi amaçlamaktadır. Dolayısıyla, çalışmanın amacı doğrultusunda, tahmin edilen katsayıların değişkenler arasındaki kısa vadeli ilişkiyi yansıtması daha önemlidir. Bu nedenle, genel uygulamalarla uyumlu şekilde, bir önceki dönemin politika faizi tüm değişkenlerden çıkartılarak, değişkenler eğilimlerinden ayrıştırılmış ve denklem tahminleri bu değişkenler kullanılarak yapılmıştır (stochastic detrending). Bu işlem sonucu elde edilen regresyon denklemi aşağıda yer almaktadır:

$$\Delta on_{t+1} = \alpha + \beta (E_t on_{t+1}^* - on_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (6)$$

Bu denklemde  $\Delta on_{t+1}$  politika faizinde gerçekleşen değişimi ( $on_{t+1} - on_t$ ),  $E_t on_{t+1}^* - on_t$  terimi ise piyasa tarafından beklenen faiz değişimini ifade etmektedir.

#### Ay İçinde Sabit Vade Primi Yöntemi:

Piyasa araçlarından para politikası beklentilerinin hesaplanmasında kullanılan ikinci yöntem de birinci yönteme benzer şekilde beklenti hipotezine dayanmaktadır. Ancak, bu yöntemin dayandığı vade primi varsayımı ilk yönteme göre daha az kısıtlayıcıdır. İlk yöntem kullanılan aracın vade priminin *her zaman* sabit olduğu varsayımını içerirken, aşağıda belirtilen ikinci yöntem vade priminin *sadece ay içinde* sabit kaldığını varsaymaktadır.

İkinci yöntemde çeşitli piyasa araçlarının bir önceki PPK toplantısından bir gün sonraki getirileri ile takip eden PPK toplantısının olduğu günkü getirileri karşılaştırılmaktadır. PPK toplantısının yapıldığı gün  $t$  ile ifade edilirse, bir önceki ay gerçekleşen PPK toplantısından bir gün sonraki  $k$  gün vadeli piyasa aracının getirisi,  $i_{t-29}^k$ , aşağıdaki şekilde yazılabilir:<sup>5</sup>

$$i_{t-29}^k = \sum_{i=1}^k \frac{1}{k} E_{t-29} on_{t-30+i} + prim^k \quad (7)$$

Bu çalışmada politika faiz beklentilerini hesaplamada kullanılan piyasa araçlarının vadelerinin en çok bir ay olduğu ve PPK toplantılarının analiz edilen dönem boyunca aylık olarak önceden ilan edilen tarihlerde yapıldığı dikkate alındığında, (7) numaralı denklem şu şekilde yazılabilir:

$$i_{t-29}^k = on_t + prim^k, \quad on_{t-29} = E_{t-29} on_{t-28} = \dots = E_{t-29} on_t = on_t \quad (8)$$

<sup>5</sup> Burada anlatımı kolaylaştırmak için bir ayın 30 gün olduğu varsayılmış, ancak hesaplamalar yapılırken ayların gerçek gün sayıları kullanılmıştır.

Bir diğer ifadeyle, PPK toplantısının ertesi günü bir ayı aşmayan vadelerde, vade süresi içinde politika faiz değişimi beklenmeyeceğinden, bu dönem dahilindeki beklenen faizler birbirine eşit kabul edilebilir. Ay içinde primin sabit olduğu varsayımı altında, (8) numaralı denklem ile (3) numaralı denklemin farkı alınarak politika faiz oranına ilişkin beklenti elde edilebilir:

$$E_t on_{t+1} = \frac{k}{k-1} (i_t^k - i_{t-29}^k) + on_t \quad (9)$$

(9) numaralı denklem, iki getiri arasındaki fark kullanılarak para politikası faiz oranında beklenen değişimin hesaplanabileceğini göstermektedir. Bu yöntemde vade priminin aynı olduğunun varsayıldığı iki gündeki faizlerin farkı alındığından, politika faiz hesaplamasında ilk yöntemin aksine vade priminin tahmin edilmesine gerek duyulmamaktadır. Eğer bu varsayım doğru değil ise, yani risk algısı ya da benzer nedenlerle vade primi ay içinde varyans gösteriyorsa bu kendini regresyonlarda düşük  $R^2$  istatistikleri olarak gösterecektir. Uygulamada, özellikle PPK günü için TRLIBOR piyasası faizleri kullanılarak yapılan ölçümlerde bunun önemli bir sorun olmadığını düşündüren bulgulara ulaşılmıştır.

Bu yöntem kullanılarak elde edilen para politikası beklentilerinin tahmin gücü değerlendirilirken, hep sabit vade primi yönteminde olduğu gibi, (6) nolu denklem kullanılabilir:

$$\Delta on_{t+1} = \alpha + \beta (E_t on_{t+1} - on_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (6)$$

Bu denklemde parantez içindeki açıklayıcı değişken, para politikasındaki beklenen değişimi doğrudan ölçtüğü için,  $\beta$  katsayısının yine bire, sabit terim  $\alpha$ 'nın ise bu kez sıfıra eşit olması beklenir. Ayrıca, denklemin  $R^2$  değeri, ilk yöntemde de olduğu gibi, farklı piyasa araçlarının para politikasını ne ölçüde tahmin edebildiğinin bir göstergesi olarak kullanılabilir.

Eğer bu çalışmada kullanılan menkul kıymet fiyatlarındaki vade primleri gerçekten zaman içinde değişmiyorsa kullanılan iki yöntem eşdeğerdir ve aynı sonucu vereceklerdir. Öte yandan eğer vade primlerinde düşük frekanslı değişimler varsa, yani bunlar aydan aya ya da yıldan yıla değişiyor fakat aynı ay içinde ciddi farklılık göstermiyorlarsa, vade priminin her zaman sabit olduğunu varsayan yöntemin performansı düşük olacak, ay içinde sabit vade primi yöntemi daha iyi bir beklenti ölçme aracı olarak (daha yüksek  $R^2$  veren bir araç olarak) ortaya çıkacaktır. Vade primlerinde bütün frekanslarda dalgalanmaların olması halinde ise her iki yöntemle de beklentilerin sağlıklı ölçülmesi mümkün olmayacaktır.

#### IV. Bulgular

Bu bölümde, hep sabit vade primi ve ay içinde sabit vade primi yöntemleri ile elde edilen para politikası beklentileri kullanılarak yapılan analizlere ilişkin sonuçlar sırasıyla sunulmaktadır.

##### *Hep Sabit Vade Primi Varsayımına Dayalı Analizler*

Tablo 1’de, PPK toplantısının olduğu gün için regresyon sonuçları yer almaktadır. Buna göre, gerek  $\beta$  katsayılarının 1’e yakın ve anlamlı, gerekse  $R^2$  değerlerinin yüksek olması nedeniyle, en güçlü tahmin edici olarak bir haftalık TRLIBID ön plana çıkmaktadır.<sup>6</sup> Bir haftalık TRLIBOR da  $R^2$  anlamında başarılıdır. Diğer taraftan, aynı araçların bir ay vadeli getirilerinin tahmin gücünün ise zayıf olduğu gözlemlenmektedir. Daha uzun vadeli borçlanma araçlarındaki primin düzeyinin daha yüksek, varyansının da daha fazla olması beklenir. Bu da bir haftalık getiri ölçüsünün bir aylık olandan daha iyi performans göstermesine yol açmaktadır.

Tablo 1’in son sütununda değişik tahmin araçlarının bir arada kullanılmasının etkileri incelenmiştir. Burada bir haftalık ve bir aylık TRLIBID, bu iki değişken arasındaki doğrudanlığı (collinearity) yansıtır şekilde ters işaretler aldıkları görülmektedir. Bu sütunun verdiği önemli bilgi, TRLIBID haricindeki beklenti ölçütlerinin (doğrudan olan TRLIBOR bir yana bırakılırsa) tahmine anlamlı bir katkı yapmadıkları ve düzeltilmiş  $R^2$  ölçütüyle de, bütün değişkenleri birden kullanmanın, bir haftalık TRLIBID kullanmaya kıyasla kayda değer bir iyileştirmeye neden olmadığıdır.

<sup>6</sup> Bu sonuç değerlendirilirken, çalışmanın kapsadığı dönem boyunca Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası’nın (Merkez Bankası) temel politika aracının borç alma faizi olduğu da dikkate alınmalıdır.

**Tablo 1. Hep Sabit Vade Primi Varsayımına Dayalı Olarak PPK Toplantısı ile Aynı Gün İçin Yapılan Regresyonlar**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
TRLIBID (1 Hafta)	1,01*** (0,18)						1,46*** (0,27)
TRLIBOR (1 Hafta)		0,64*** (0,11)					
TRLIBID (1 Ay)			0,28* (0,14)				-0,36*** (0,09)
TRLIBOR (1 Ay)				0,26** (0,11)			
Bono (1 Ay)					0,17** (0,08)		0,11* (0,05)
FX Forward (1 Hafta)						0,16 (0,11)	0,01 (0,05)
Sabit	-0,23*** (0,05)	-0,91*** (0,15)	-0,37*** (0,08)	-0,60*** (0,14)	-0,19** (0,08)	-0,18* (0,10)	-0,02 (0,05)
Gözlem Sayısı	40	40	40	40	40	40	40
R <sup>2</sup>	0,56	0,48	0,16	0,19	0,07	0,12	0,66
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0,55	0,47	0,08	0,18	0,05	0,09	0,62

Parantez içlerinde heteroskedastisite için düzeltilmiş standart hatalar yer almaktadır.

\*%10 seviyesinde anlamlı; \*\*% 5 seviyesinde anlamlı; \*\*\*% 1 seviyesinde anlamlı

Aynı analiz, PPK toplantısından bir, iki ve üç gün öncesi için tekrarlandığında elde edilen bulgular Tablo 1'deki sonuçlarla paralellik göstermektedir (Ek'de yer alan Tablo E1, Tablo E2 ve Tablo E3). Bu bağlamda, bütün beklenti ölçütleri için elde edilen R<sup>2</sup> değerleri, PPK toplantısından uzaklaştıkça düşmektedir. Diğer bir ifadeyle, PPK toplantısı yaklaştıkça tahmin edilebilirlik artmaktadır. PPK toplantısı olduğu gün oluşturulan beklentiler en geniş ve güncel veri kümesini temel aldığından, en sağlıklı tahminlerin bu dönemde elde edilmesi beklenen bir durumdur.

Öte yandan, PPK toplantısından önceki günler için elde edilen  $\beta$  katsayıları beklenen değer olan 1'den farklılaşmaktadır. Toplantıdan bir gün önce istatistiksel olarak 1'den farklı olmayan bir haftalık TRLIBID/TRLIBOR bazlı  $\beta$  katsayıları, toplantı tarihinden geriye doğru gidildiğinde hep sabit vade primi kullanılarak bu getirilerle elde edilen beklentilerin sağlıklı olmadıklarını düşündüren değerler almaktadır.

Ay İçinde Sabit Vade Primi Varsayımına Dayalı Analizler

İkinci yöntemle elde edilen para politikası beklentileri kullanılarak yapılan regresyon analizinin sonuçları Tablo 2’de sunulmaktadır. Buna göre, bir haftalık TRLIBID ve TRLIBOR, ilk yöntemde olduğu gibi, para politikasını öngörebilme gücü en yüksek olan araçlar olarak ön plana çıkmaktadır. Bu araçların açıklayıcı değişken olarak kullanıldığı regresyonlarda hem  $\beta$  katsayıları 1’e yakın tahmin edilmekte, hem de  $R^2$  değerleri, diğer regresyonlara göre daha yüksek çıkmaktadır. Bunun yanı sıra, bu araçlara ilişkin regresyon sabitlerinin istatistiksel olarak sıfırdan farklı olmaması teori ile uyum arz etmektedir. Hep sabit vade primi varsayımı kullanılarak elde edilen bulgulardan farklı olarak, bu yöntemde, TRLIBID ve TRLIBOR dışında kalan diğer araçların da görece olarak daha başarılı tahmin güçleri olduğu göze çarpmaktadır. Ancak son sütundan da görüldüğü gibi, bu değerlendirme yöntemiyle de bir haftalık TRLIBID tek başına en kuvvetli tahmin aracı olmaya devam etmekte, diğer değişkenler tahmin gücünü artırmamaktadır.

**Tablo 2. Ay İçinde Sabit Vade Primi Varsayımına Dayalı Olarak PPK Toplantıları ile Aynı Gün İçin Yapılan Regresyonlar**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
TRLIBID (1 Hafta)	1,12*** (0,22)						1,08*** (0,29)
TRLIBOR (1 Hafta)		1,05*** (0,21)					
TRLIBID (1 Ay)			0,58*** (0,15)				-0,07 (0,17)
TRLIBOR (1 Ay)				0,55*** (0,14)			
Bono (1 Ay)					0,36*** (0,10)		0,11 (0,06)
FX Forward (1 Hafta)						-0,03 (0,04)	-0,04 (0,03)
Sabit	-0,09 (0,06)	-0,09 (0,06)	-0,17*** (0,05)	-0,17*** (0,05)	-0,20*** (0,06)	-0,28*** (0,09)	-0,10 (0,06)
Gözlem Sayısı	40	40	40	40	40	40	40
R <sup>2</sup>	0,61	0,59	0,39	0,40	0,31	0,01	0,63
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0,60	0,58	0,37	0,39	0,30	0,00	0,60

Parantez içlerinde heteroskedastisite için düzeltilmiş standart hatalar yer almaktadır;  
\*%10 seviyesinde anlamlı; \*\*%5 seviyesinde anlamlı; \*\*\*%1 seviyesinde anlamlı

İkinci yöntem kullanılarak, PPK toplantısından bir, iki ve üç gün öncesi-ne ilişkin faiz beklentileri hesaplandığında elde edilen bulgular, ilk yöntem-de ortaya çıkan sonuçlarla uyum göstermektedir. (Ek’de yer alan Tablo E4, Tablo E5 ve Tablo E6). Bulgular, ilk yöntemde olduğu gibi, PPK toplantı-sından uzaklaştıkça bütün beklenti ölçütleri için elde edilen  $R^2$  değerlerinin düştüğünü, elde edilen katsayıların ise beklenen değerlerinden farklılaştığını göstermektedir.

Yukarıda iki farklı yöntemle tahmin edilen denklemlerin  $R^2$  değerleri ara-sındaki farklılıklar yöntemlerin karşılaştırılabilmesine dair bir ölçüt olarak kullanılabilir. Bu çerçevede, ikinci yöntemin  $R^2$  değerlerinin birinci yönteme kıyasla biraz daha yüksek olması, ikinci yöntemin daha iyi sonuçlar verdiği yönünde bir sinyal olarak algılanabilir.

Yöntemlerin performanslarını vaka analizleri kullanarak da kıyaslamak mümkündür. Bu çerçevede, para politikası kararına ilişkin belirsizliğin düşük olduğu dönemlerin esas alınması faydalı olacaktır. Örneğin, 2007 Ağustos ayı PPK toplantısı piyasaların faizlerde değişiklik beklemediği kesin olan bir toplantı idi.<sup>7</sup> Bu toplantı için her iki yöntemle de piyasa bazlı para politikası beklentilerine bakıldığında birinci yöntem 25 baz puanlık indirim öngörür-ken, ikinci yöntem yalnızca 5 baz puanlık bir indirim beklentisine işaret et-mektedir. Dolayısıyla “gerçek” beklentilere dair bilgilerimizin kuvvetli oldu-ğu dönemlerden birine dair bu vaka çalışması da ikinci yöntemin beklentileri ölçmekte daha başarılı olduğuna işaret etmektedir.

Teorik olarak benzer iki yöntemden ay içinde sabit vade primi varsayımı-na dayalı yöntemin uygulamada ön plana çıkmasının nedeni bu yöntemin hep sabit vade primi yöntemine nazaran çok daha esnek bir varsayıma dayanması-dır. Türkiye gibi gelişmekte olan bir ülkede finansal araçların risk primlerinin dönemsel olarak ciddi oynaklıklar gösterebildiği göz önüne alındığında, vade primine ilişkin daha esnek bir varsayıma dayanan bu yöntemin daha sağlıklı sonuç vermesi sürpriz değildir.

## V. Piyasa Araçları ile Beklenti Anketi Sonuçlarının Karşılaştırılması

Çalışmanın giriş bölümünde de bahsedildiği üzere, para politikası beklentilerinin ölçülmesinde piyasa bazlı yöntemlerin yanı sıra ankete dayalı yöntemler de kullanılabilir. Dolayısıyla, çalışmada kullanılan piyasa bazlı yöntemlerin ankete dayalı yöntemler ile karşılaştırılması uygun olacaktır. Bu bağlamda, çalışma kapsamındaki analizler Merkez Bankası’nın ayda

<sup>7</sup> Temmuz 2007 PPK toplantısı sonrası açıklanan kısa duyuruda “Kurul, kısa vadeli faiz oranlarında öngörülen ölçülü indirim sürecinin yılın son çeyreğinde başlayabileceği değerlendirilmesinde bulunmuştur.” ifadesi kullanılmıştı. Bu ifade, ekonomi basınındaki haber ve yorumlardan da anlaşıldığı gibi, Ağustos ayında faiz indirimi olmayacağı yönünde piyasada güçlü bir algıyı yaratmıştı.

iki kez düzenlemekte olduğu Beklenti Anketi'nden elde edilen politika faizi beklentileri kullanılarak tekrarlanmıştır.<sup>8</sup> Tablo 3'te görüldüğü üzere, çalışmanın kapsadığı dönemde beklenti anketine dayalı tahminler,  $\beta$  katsayıları istatistiksel olarak 1'den büyük olmakla birlikte, en iyi piyasa bazlı tahminlerden daha yüksek  $R^2$  değerine sahiptir.

Burada hatırlanması gereken önemli bir husus, anket ve piyasa bazlı ölçümlerin beklentilerin altında yatan olasılık dağılımını aynı şekilde yansıtmadıklarıdır. Bir an için bütün piyasa katılımcılarının bir sonraki PPK ile ilgili aynı olasılık dağılımını algıladıklarını varsayalım. Bu durumda piyasa bazlı ölçüm bu dağılımın ortalama değerini, anket ise modunu verecektir. Örneğin, piyasa katılımcıları yüzde 10 ihtimalle faizlerin 25 baz puan artmasını, yüzde 90 ihtimalle ise değişmemesini bekliyorlarsa piyasa bazlı ölçüm 2,5 baz puan artış beklentisi gösterecek, anket cevapları ise faizlerin değişmemesinin beklendiğini belirtecektir. Bu bağlamda, çalışma kapsamında değerlendirilen dönemin politika faizlerinin uzun bir süre boyunca sabit tutulduğu ve Merkez Bankası'nın politika faizlerini sabit tutacağına ilişkin güçlü sinyaller verdiği dönemler, anket bazlı ölçümün yapay olarak fazla başarılı görülmesine neden olmuş olabilirler. Bu dönemlerde faizlerin değişmesine küçük ihtimaller atfedildiği için piyasa bazlı beklenti ölçümleri ufak da olsa faiz değişikliği beklentileri göstermekte, anket bazlı ölçümler ise, olasılık dağılımının modunu yansıttıklarından, hiç para politikası değişikliği beklenmediğine işaret etmektedirler. Böyle dönemlerde hakikaten faizler değişmediği için piyasa bazlı beklenti ölçümleri görece olarak biraz daha gürültülü ölçümler sunuyor gibi gözükabilir. Bu, kısa örneklerle küçük olasılıkları ölçmenin genel bir zorluğudur.

Nitekim, politika faizlerinin uzun süre sabit tutulduğu ve sabit tutulacağına dair güçlü sinyaller verildiği Temmuz 2006-Ağustos 2007 dönemi sonrası için analizler tekrarlandığında TRLIBID kullanılarak elde edilen faiz beklentilerinin beklenti anketinden elde edilen faiz beklentilerine kıyasla politika faizlerini tahmin etmede daha başarılı olduğu ortaya çıkmaktadır. Dolayısıyla, piyasa bazlı beklenti ölçümü yöntemlerinin genelde etkin yöntemler olduklarını düşünmemek için bir neden yoktur. Bu konuda göstermiş olduğumuz Türkiye örneği de dünyadaki genel beklenti ölçümü uygulamalarını destekler niteliktedir.

<sup>8</sup> Para politikası beklentileri, PPK toplantılarından önce gelen, her ayın ilk beklenti anketlerinde yer alan "cari ay sonu para piyasası gecelik yıllık basit faiz oranı beklentisi" sorusuna verilen cevapların uygun ortalaması olarak ölçülmüştür.

**Tablo 3. Ay İçinde Sabit Vade Primine Dayalı Olarak Piyasa Bazlı Tahmin ile Beklenti Anketinin Karşılaştırılması**

	Temmuz 2006-Ekim 2009		Eylül 2007-Ekim 2009	
	TRLIBID (1 Hafta)	1,12*** (0,22)		1,42*** (0,21)
BEKLENTİ ANKETİ		1,66*** (0,24)		1,61*** (0,24)
Sabit	-0,09 (0,06)	-0,07** (0,03)	-0,07 (0,05)	-0,11** (0,04)
Gözlem Sayısı	40	40	26	26
R <sup>2</sup>	0,61	0,73	0,76	0,69
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0,60	0,72	0,75	0,68

*Parantez içlerinde heteroskedastisite için düzeltilmiş standart hatalar yer almaktadır.*

*\*%10 seviyesinde anlamlı; \*\*% 5 seviyesinde anlamlı; \*\*\*% 1 seviyesinde anlamlı*

## VI. Sonuç

Bu çalışmada, altı farklı piyasa aracı ve vade primine ilişkin varsayımlara göre değişen iki ayrı yöntem kullanılarak para politikası faizi beklentileri hesaplanmış ve değişkenlerin para politikası kararlarını tahmin etme güçleri karşılaştırılmıştır. Böylece, PPK toplantıları öncesinde piyasaların para politikası kararına ilişkin beklentilerinin en sağlıklı olarak hangi piyasalardan ve hangi yöntemle elde edilebileceği sorusu yanıtlanmaya çalışılmıştır. Her iki yöntemle yapılan analizlerin sonucunda, piyasa bazlı para politikası beklentilerinin en iyi TRLIBOR piyasasından ölçülebildiği, para politikası kararlarını en iyi tahmin etme gücüne sahip piyasa aracının ise bir hafta vadeli TRLIBID olduğu ortaya çıkmaktadır. Yöntemlerin görece performansları karşılaştırıldığında ise ay içinde sabit vade primi varsayımına dayalı yöntem öne çıkmaktadır.

Çalışmada kullanılan araçlardan tahmin edilen vade primlerinin küçük olmadıkları ve yüksek bir varyans ile tahmin edildikleri düşünüldüğünde, piyasa bazlı para politikası beklentilerinin çok faydalı olmakla beraber gerçek beklentileri her zaman doğru yansıtmayabilecekleri göz önünde bulundurulmalıdır. Yine de bu araçlardan elde edilen beklenti ölçütlerinin, teorik olarak makul beklentilerin sahip olmaları gereken yansızlık özelliğini taşıdıkları ve özellikle toplantı gününde yüksekçe bir tahmin gücüne sahip oldukları gözlemlenmiş, dolayısıyla iktisat politikası analizinde kullanılabilecekleri ortaya çıkmıştır.



Kaynakça

- Aktaş, Z., Alp, H., Gürkaynak, R., Kesriyeli, M. ve Orak, M. (2009). “Türkiye’de Para Politikasının Aktarımı: Para Politikasının Mali Piyasalara Etkisi,” *İktisat İşletme ve Finans*, Cilt: 24, Sayı: 278, Sayfa: 9-24. [doi:10.3848/iif.2009.278.6047](https://doi.org/10.3848/iif.2009.278.6047)
- Bomfim, A. (2003). “Pre-Announcement Effects, News Effects, and Volatility: Monetary Policy and the Stock Market,” *Journal of Banking and Finance*, 27, 133-151. [doi:10.1016/S0378-4266\(01\)00211-4](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(01)00211-4)
- Brunner, A. D. (2000). “On the Derivation of Monetary Policy Shocks: Should We Throw the VAR Out with the Bath Water?” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 32, 254-79. [doi:10.2307/2601242](https://doi.org/10.2307/2601242)
- Cochrane, J. H. ve Piazzesi, M. (2002). “The Fed and Interest Rates: A High Frequency Identification,” *American Economic Review Papers and Proceedings*, 92, 90-101. [doi:10.1257/000282802320189069](https://doi.org/10.1257/000282802320189069)
- Ellingsen, T., Söderström, U. ve Massenz, L. (2004). “Monetary Policy and the Bond Market,” Manuscript, Stockholm School of Economics ve IGER, Università Bocconi.
- Faust, J., Swanson, E. ve Wright, J. H. (2004). “Identifying VARs Based on High Frequency Futures Data,” *Journal of Monetary Economics*, 51(6), 1107-31. [doi:10.1016/j.jmoneco.2003.11.001](https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2003.11.001)
- Gürkaynak, R., Sack, B. ve Swanson, E. P. (2007). “Market-Based Measures of Monetary Policy Expectations,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 25(2), 201-212. [doi:10.1198/073500106000000387](https://doi.org/10.1198/073500106000000387)
- Krueger, J. T. ve Kuttner, K. N. (1996). “The Fed Funds Futures Rate as a Predictor of Federal Reserve Policy,” *Journal of Futures Markets*, 16, 865-879. [doi:10.1002/\(SICI\)1096-9934\(199612\)16:8<865::AID-FUT2>3.0.CO;2-K](https://doi.org/10.1002/(SICI)1096-9934(199612)16:8<865::AID-FUT2>3.0.CO;2-K)
- Kuttner, K. (2001). “Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market,” *Journal of Monetary Economics*, 47(3), 523-44. [doi:10.1016/S0304-3932\(01\)00055-1](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(01)00055-1)
- Poole, W. ve Rasche, R. H. (2000). “Perfecting the Market’s Knowledge of Monetary Policy,” *Journal of Financial Services Research*, 255-298. [doi:10.1023/A:1026555225089](https://doi.org/10.1023/A:1026555225089)
- Rigobon, R. ve Sack, B. (2002). “The Impact of Monetary Policy on Asset Prices,” *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 8794.
- Rudebusch, G. (1998). “Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?” *International Economic Review*, 39, 907-931. [doi:10.2307/2527344](https://doi.org/10.2307/2527344)

**EK: TABLOLAR****Tablo E1. Hep Sabit Vade Primi Varsayımına Dayalı Olarak PPK Toplantısından 1 Gün Öncesi İçin Yapılan Regresyonlar**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
TRLIBID (1 Hafta)	0,94*** (0,19)						1,38*** (0,31)
TRLIBOR (1 Hafta)		0,56*** (0,10)					
TRLIBID (1 Ay)			0,27* (0,15)				-0,36*** (0,12)
TRLIBOR (1 Ay)				0,25** (0,11)			
Bono (1 Ay)					0,14** (0,07)		0,10* (0,06)
FX_Forward (1 Hafta)						0,02 (0,04)	0,01 (0,01)
Sabit	-0,27*** (0,06)	-0,96*** (0,17)	-0,37*** (0,08)	-0,60*** (0,15)	-0,20** (0,08)	-0,24*** (0,08)	-0,07 (0,07)
Gözlem Sayısı	40	40	40	40	40	40	40
R <sup>2</sup>	0,51	0,44	0,14	0,18	0,06	0,01	0,60
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0,50	0,43	0,13	0,16	0,05	0,00	0,56

Parantez içlerinde heteroskedastisite için düzeltilmiş standart hatalar yer almaktadır.

\* %10 seviyesinde anlamlı; \*\* % 5 seviyesinde anlamlı; \*\*\* % 1 seviyesinde anlamlı

**Tablo E2. Hep Sabit Vade Primi Varsayımına Dayalı Olarak PPK Toplantısından 2 Gün Öncesi İçin Yapılan Regresyonlar**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
TRLIBID (1 Hafta)	0,82*** (0,18)						1,09*** (0,41)
TRLIBOR (1 Hafta)		0,47*** (0,09)					
TRLIBID (1 Ay)			0,25 (0,16)				-0,27 (0,20)
TRLIBOR (1 Ay)				0,23* (0,12)			
Bono (1 Ay)					0,08 (0,08)		0,07 (0,06)
FX_Forward (1 Hafta)						0,24 (0,06)***	0,06 (0,08)
Sabit	-0,32*** (0,07)	-1,02*** (0,18)	-0,38*** (0,09)	-0,60*** (0,17)	-0,23** (0,09)	-0,08 (0,07)	-0,14 (0,08)
Gözlem Sayısı	40	40	40	40	40	40	40
R <sup>2</sup>	0,47	0,41	0,12	0,16	0,02	0,20	0,55
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0,45	0,39	0,11	0,15	0,01	0,19	0,50

Parantez içlerinde heteroskedastisite için düzeltilmiş standart hatalar yer almaktadır.

\* %10 seviyesinde anlamlı; \*\* % 5 seviyesinde anlamlı; \*\*\* % 1 seviyesinde anlamlı

**Tablo E3. Hep Sabit Vade Primi Varsayımına Dayalı Olarak PPK Toplantısından 3 Gün Öncesi İçin Yapılan Regresyonlar**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
TRLIBID (1 Hafta)	0,68*** (0,15)						0,89*** (0,30)
TRLIBOR (1 Hafta)		0,37*** (0,08)					
TRLIBID (1 Ay)			0,23 (0,16)				-0,25 (0,19)
TRLIBOR (1 Ay)				0,22* (0,12)			
Bono (1 Ay)					0,05 (0,07)		0,05 (0,060)
FX_Forward (1 Hafta)						0,19** (0,07)	0,06 (0,07)
Sabit	-0,35*** (0,07)	-1,09*** (0,21)	-0,37*** (0,09)	-0,60*** (0,17)	-0,24** (0,10)	-0,13 (0,08)	-0,19** (0,08)
Gözlem Sayısı	40	40	40	40	40	40	40
R <sup>2</sup>	0,45	0,39	0,11	0,15	0,01	0,18	0,54
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0,43	0,37	0,10	0,14	0,01	0,17	0,59

Parantez içlerinde heteroskedastisite için düzeltilmiş standart hatalar yer almaktadır.

\*%10 seviyesinde anlamlı; \*\*% 5 seviyesinde anlamlı; \*\*\*% 1 seviyesinde anlamlı

**Tablo E4. Ay İçinde Sabit Vade Primi Varsayımına Dayalı Olarak PPK Toplantısından 1 Gün Öncesi İçin Yapılan Regresyonlar**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
TRLIBID (1 Hafta)	1,05*** (0,25)						0,89*** (0,32)
TRLIBOR (1 Hafta)		0,98*** (0,23)					
TRLIBID (1 Ay)			0,60*** (0,16)				0,10 (0,18)
TRLIBOR (1 Ay)				0,57*** (0,15)			
Bono (1 Ay)					0,32*** (0,08)		0,06 (0,06)
FX_Forward (1 Hafta)						-0,02 (0,01)	-0,03*** (0,01)
Sabit	-0,11* (0,06)	-0,11* (0,06)	-0,18*** (0,06)	-0,18*** (0,06)	-0,21*** (0,06)	-0,29*** (0,08)	-0,13* (0,06)
Gözlem Sayısı	40	40	40	40	40	40	40
R <sup>2</sup>	0,55	0,55	0,39	0,40	0,29	0,02	0,61
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0,54	0,54	0,38	0,38	0,27	0,00	0,57

Parantez içlerinde heteroskedastisite için düzeltilmiş standart hatalar yer almaktadır.

\*%10 seviyesinde anlamlı; \*\*% 5 seviyesinde anlamlı; \*\*\*% 1 seviyesinde anlamlı

**Tablo E5. Ay İçinde Sabit Vade Primi Varsayımına Dayalı Olarak PPK Toplantısından 2 Gün Öncesi İçin Yapılan Regresyonlar**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
TRLIBID (1 Hafta)	0,89*** (0,24)						0,67** (0,31)
TRLIBOR (1 Hafta)		0,84*** (0,22)					
TRLIBID (1 Ay)			0,59*** (0,17)				0,14 (0,23)
TRLIBOR (1 Ay)				0,55*** (0,16)			
Bono (1 Ay)					0,32*** (0,06)		0,12 (0,08)
FX_Forward (1 Hafta)						-0,02 (0,04)	-0,01 (0,03)
Sabit	-0,15** (0,06)	-0,15** (0,06)	-0,19*** (0,06)	-0,19*** (0,06)	-0,21*** (0,06)	-0,29*** (0,09)	-0,14** (0,06)
Gözlem Sayısı	40	40	40	40	40	40	40
R <sup>2</sup>	0,48	0,48	0,37	0,37	0,29	0,01	0,53
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0,47	0,47	0,35	0,35	0,27	0,00	0,48

Parantez içlerinde heteroskedastisite için düzeltilmiş standart hatalar yer almaktadır.  
\*%10 seviyesinde anlamlı; \*\*% 5 seviyesinde anlamlı; \*\*\*% 1 seviyesinde anlamlı

**Tablo E6. Ay İçinde Sabit Vade Primi Varsayımına Dayalı Olarak PPK Toplantısından 3 Gün Öncesi İçin Yapılan Regresyonlar**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
TRLIBID (1 Hafta)	0,70*** (0,19)						0,47** (0,20)
TRLIBOR (1 Hafta)		0,65*** (0,18)					
TRLIBID (1 Ay)			0,59*** (0,18)				0,21 (0,22)
TRLIBOR (1 Ay)				0,56*** (0,17)			
Bono (1 Ay)					0,28*** (0,08)		0,13 (0,09)
FX_Forward (1 Hafta)						-0,01 (0,03)	0,01 (0,05)
Sabit	-0,17*** (0,06)	-0,17*** (0,06)	-0,19*** (0,06)	-0,19*** (0,06)	-0,22*** (0,07)	-0,28*** (0,08)	-0,14** (0,05)
Gözlem Sayısı	40	40	40	40	40	40	40
R <sup>2</sup>	0,43	0,43	0,38	0,36	0,19	0,01	0,50
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0,42	0,41	0,34	0,34	0,17	0,00	0,44

Parantez içlerinde heteroskedastisite için düzeltilmiş standart hatalar yer almaktadır.  
\*%10 seviyesinde anlamlı; \*\*% 5 seviyesinde anlamlı; \*\*\*% 1 seviyesinde anlamlı

*Extensive Summary*

**Measuring market-based monetary policy expectations in Turkey**

**Harun Alp**

Central Bank of Turkey,  
Research and Monetary  
Policy Department

**Refet Gürkaynak**

Bilkent University,  
Department of Economics

**Hakan Kara\***

Central Bank of Turkey,  
Research and Monetary  
Policy Department

**Gürsu Keleş**

Central Bank of Turkey,  
Research and Monetary  
Policy Department

**Musa Orak**

Central Bank of Turkey,  
Research and Monetary  
Policy Department

Received 09 May 2010; received in revised form 17 August 2010; accepted 15 September 2010

**Introduction**

The market expectations regarding the short-term policy rate decisions of central banks are among one of the most essential inputs in shaping the monetary policy decisions. It is therefore crucial to measure the expectations accurately.

The goal of this paper is to compare the ability of different market instruments to predict the monetary policy decisions and to address the question which instrument best reflects market participants' policy rate expectations. In an environment in which the economic actors are all rational, the market instrument that best predicts the monetary policy would also reflect the rational expectation of these actors.

To this end, we derive the monetary policy expectations implied by six different market instruments using two different approaches and compare the predictive power of these instruments regarding the monetary policy decisions for the period between July 2006 and October 2009. The six instruments employed are: TRLIBID (Turkish Lira Interbank Bid Rate) and TRLIBOR (Turkish Lira Reference Interest Rate), both with one week and one month maturities, returns on Treasury bills of one month maturity and one week interest rates derived from the FX forward contracts.

**Method**

We use two methods to obtain market-based measures of policy rate expectations. In both methods, it is assumed that the return of a financial instrument on any date before Monetary Policy Committee (MPC) meeting is determined by the current policy rate, the expected upcoming policy rate and a risk premium, which will be the case with rational agents in the absence of arbitrage. For example, the return of an instrument having  $k$  days to maturity on the same day of the MPC meeting,  $i_t^k$ , should be equal to the return that would be obtained by rolling over the investment for one day with current policy rate,  $on_t$ , and  $k-1$  days with expected upcoming policy rate,  $E_t on_{t+1}^k$ , plus a risk premium,  $prem_t^k$ .

\* Address for Correspondence: Hakan Kara, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü, İstiklal Cad. No:10 Ulus, 06100 Ankara, Türkiye. E-mail: hakan.kara@tcmb.gov.tr

$$i_t^k = \frac{1}{k} on_t + \frac{k-1}{k} E_t on_{t+1}^k + prem_t^k \tag{1}$$

In the first approach, the risk premium is assumed to be constant throughout the sample period. Then, equation (1) can be written:

$$E_t on_{t+1}^k + \frac{k}{k-1} prem^k = \left( i_t^k - \frac{1}{k} on_t \right) \frac{k}{k-1} \tag{2}$$

In above equation, both the return of the financial instrument,  $i_t^k$ , and the current policy rate,  $on_t$ , are already known. This implies that, by using equation (2), it is possible to make an inference about the expected policy rate under the constant risk premium assumption. Let  $E_t on_{t+1}^*$  denote the left-hand side of the equation (2). Under the assumption of rational expectations,  $E_t on_{t+1}^*$  is employed as a measure of expectations in a standard interest rate forecasting regression that has been widely used in the literature:

$$on_{t+1} = \alpha + \beta E_t on_{t+1}^* + \varepsilon_{t+1} \tag{3}$$

where  $on_{t+1}$  denotes realized policy rate. Under the assumptions of no arbitrage possibility and constant risk premium, the coefficient  $\beta$  should be equal to one, while the constant term should be equal to  $-(k/k-1)pre^k$ . Finally,  $\varepsilon_{t+1}$  is the forecast error term that captures all the other factors that cause the obtained overnight interest rate expectations derived from the market instrument to differ from materialized policy rate. The  $R^2$  value of the equation can be used as a benchmark of comparing the predictive power of different market instruments for monetary policy.

If there exists a long run relationship between the variables employed, this long run relationship might dominate the estimated coefficients ie, we may estimate a cointegrating relationship. Therefore, consistent with the general implementations, the variables are stochastically detrended by subtracting the previous policy rate from all variables, yielding:

$$\Delta on_{t+1} = \alpha + \beta (E_t on_{t+1}^* - on_t) + \varepsilon_{t+1} \tag{4}$$

where  $\Delta on_{t+1}$  represents the change in the central bank policy rate,  $on_{t+1} - on_t$ .

The second approach employed for measuring the monetary policy expectations from the market instruments is also basically built on the principles of the first approach. However, this method requires a less restrictive assumption regarding the risk premium: the risk premium is assumed to be constant *only* within each month, but might be different between months. Under this assumption, the expected change in monetary policy rate can be obtained by comparing the returns of a market instrument for two dates: one day after the previous MPC meeting and the day of the following MPC meeting.

Let  $i_{t-29}^k$  the return of an instrument having  $k$  days to maturity one day after the previous MPC meeting. Then, similar to equation (1),  $i_{t-29}^k$  can be written as:

$$i_{t-29}^k = \sum_{i=1}^k \frac{1}{k} E_{t-29} on_{t-30+i} + prem^k \tag{5}$$

Note that, during the sample period of this study, the policy rate decisions were taken once a month with the meeting dates announced to the public in advance. Moreover, the maturities of the market instruments that are used in calculating policy rate expectations are at most one month, so that the period they cover includes at most one MPC meeting. Thus, all the policy rate expectations in equation (5) should equal the policy rate decision made at the previous MPC meeting, which is constant through the month,  $on_{t-29} = on_{t-28} = \dots = on_t$ . Then, equation (5) simplifies to:

$$i_{t-29}^k = on_t + prem^k \tag{6}$$

Given the assumption that the risk premium is constant within the month, by subtracting equation (6) from equation (1), one can get an expression regarding the policy rate expectation for the current MPC meeting:

$$E_t on_{t+1} = \frac{k}{k-1} (i_t^k - i_{t-29}^k) + on_t \tag{7}$$

In order to evaluate the forecast power of the policy rate expectations calculated from the above equation, the following regression equation, similar to (4), is used:

$$\Delta on_{t+1} = \alpha + \beta (E_t on_{t+1} - on_t) + \varepsilon_{t+1} \tag{8}$$

Since the explanatory variable of this equation directly measures the expected change in monetary policy rate, the coefficient  $\beta$  would be expected to be equal to one, while the constant term  $\alpha$  is expected to be zero. The  $R^2$  value of the equation can again be used as an indication of the predictive power of different market instruments for the monetary policy.

### Results

Table 1 demonstrates the regression outcomes for the day of the MPC meeting based on the first approach. One week TRLIBID and TRLIBOR appear to be the most powerful predictors of the monetary policy decisions as their  $\beta$  coefficients are very close to 1 and the  $R^2$  values of the regressions that have these instruments as the explanatory variables are considerably higher than those of other instruments. On the other hand, the predictive powers of the same instruments with one-month maturity are rather weak. Indeed, longer-term borrowing instruments are expected to have a higher level of premium and a larger variance. This, in turn, causes the one-week returns to display a better performance than one-month rates in terms of capturing monetary policy expectations.

**Table 1. Regression Results for the Day of the MPC Meetings based on First Approach**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
TRLIBID (1 Week)	1.01*** (0.18)						1.46*** (0.27)
TRLIBOR (1 Week)		0.64*** (0.11)					
TRLIBID (1 Month)			0.28* (0.14)				-0.36*** (0.09)
TRLIBOR (1 Month)				0.26** (0.11)			
Treasury Bills (1 Month)					0.17** (0.08)		0.11* (0.05)
FX_Forward (1 Week)						0.16 (0.11)	0.01 (0.05)
Constant	-0.23*** (0.05)	-0.91*** (0.15)	-0.37*** (0.08)	-0.60*** (0.14)	-0.19** (0.08)	-0.18* (0.10)	-0.02 (0.05)
Number of Obs	40	40	40	40	40	40	40
R <sup>2</sup>	0.56	0.48	0.16	0.19	0.07	0.12	0.66
Adjusted R <sup>2</sup>	0.55	0.47	0.08	0.18	0.05	0.09	0.62

*There lie the robust standard errors in the parentheses.*

*Significant at \*10% level; \*\*5% level; \*\*\*1% level.*

The last column of the Table 1 investigates the effects of employing different instruments all together. The most important message derived from this column is that the expectation

measures other than TRLIBID do not make a significant contribution to the forecasts and using other instruments in the regression does not make a noticeable improvement in the adjusted  $R^2$  compared to the case where only one-week TRLIBID is employed.

The same analysis is repeated for one, two and three days before the MPC meeting and the outcomes are parallel to the results of Table 1. For all expectation measures, the  $R^2$  values obtained gets smaller as one gets farther away from the MPC meeting date. This means that, as expected, the predictability of the monetary policy increases as the MPC meeting date gets closer. Furthermore, the  $\beta$  coefficient obtained diverges from the expected value of one, as one gets farther away from the meeting date.

The results of the regression analysis based on the monetary policy expectations derived from the second approach are depicted in Table 2. Following the results of the first approach, one week TRLIBID and TRLIBOR turn out to be the most powerful predictors of the monetary policy. The  $\beta$  coefficients are very close to 1 and the  $R^2$  values are considerably high for the regressions that employ these instruments as the explanatory variables. In contrast to the first approach, here, the instruments other than TRLIBID and TRLIBOR also seem to have some predictive powers. However, as shown in the last column, TRLIBID is still the most powerful instrument in terms of predicting the monetary policy and adding the other variables does not add much to the efficiency of the forecast.

**Table 2. Regression Results for the Day of the MPC Meetings based on Second Approach**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
TRLIBID (1 Week)	1.12*** (0.22)						1.08*** (0.29)
TRLIBOR (1 Week)		1.05*** (0.21)					
TRLIBID (1 Month)			0.58*** (0.15)				-0.07 (0.17)
TRLIBOR (1 Month)				0.55*** (0.14)			
Treasury Bills (1 Month)					0.36*** (0.10)		0.11 (0.06)
FX_Forward (1 Week)						-0.03 (0.04)	-0.04 (0.03)
Constant	-0.09 (0.06)	-0.09 (0.06)	-0.17*** (0.05)	-0.17*** (0.05)	-0.20*** (0.06)	-0.28*** (0.09)	-0.10 (0.06)
Number of Obs	40	40	40	40	40	40	40
$R^2$	0,61	0,59	0,39	0,40	0,31	0,01	0,63
Adjusted $R^2$	0,60	0,58	0,37	0,39	0,30	0,00	0,60

*There lie the robust standard errors in the parentheses.*

*Significant at \*10% level; \*\*5% level; \*\*\*1% level.*

The same analysis is repeated for one, two and three days before the MPC meeting and the outcomes are in line with the results under the first approach. The results show that, similar to the first approach, the  $R^2$  values gets smaller and the  $\beta$  coefficients diverges from the expected value of one, as one gets farther away from the meeting date.

Regarding the comparison of methods used for calculating policy rate expectations, the differences between the adjusted  $R^2$  values of the regression equations obtained from the two



approaches could be used as a criterion to compare the two approaches. Thus, the fact that the  $R^2$  values are larger when term premia are allowed to vary between months can be seen as an indication of the superior performance of this approach over the method based on assuming a constant term premium throughout the sample.

In this paper, we also compare the predictive power of market-based policy expectations with survey-based expectations. The expectations obtained from the survey regularly conducted by Central Bank of the Republic of Turkey are used as an explanatory variable in the interest rate forecasting regression. Table 3 presents the results based on survey-based expectations and market-based expectations (calculated by using one week TRLIBID based on second approach). As seen from the table, during the period covered by the study, despite having  $\beta$  is significantly higher than 1, survey-based expectations implies higher  $R^2$  value compared to the market-based expectations. However once we exclude July 2006 - August 2007 period, the period that the policy rate was kept constant—and was very predictable—market-based expectations perform better in forecasting the actual policy rate. This is because survey expectations imply exactly zero as the forecasted change in policy during the constant rate period, while there is always some minor noise in the market based forecasts as these are not constrained to give discrete interest rate change forecasts. Once there are actually policy actions to be forecasted, this noise is trumped by the signal in the market-based measures.

**Table 3. Comparison of Market-based and Survey based Expectations**

	July 2006-October 2009		September 2007-October 2009	
TRLIBID (1 Week)	1.12*** (0.22)		1.42 (0.21)***	
Expectation Survey		1.66*** (0.24)		1.61*** (0.24)
Constant	-0.09 (0.06)	-0.07** (0.03)	-0.07 (0.05)	-0.11** (0.04)
Number of Obs	40	40	26	26
$R^2$	0.61	0.73	0.76	0.69
Adjusted $R^2$	0.60	0.72	0.75	0.68

*There lie the robust standard errors in the parentheses.  
Significant at \*10% level; \*\*5% level; \*\*\*1% level.*

### Conclusion

In this paper, we measure the predictive power of six different market instruments for the monetary policy decisions using two different approaches. We find the market instrument that would measure the market expectations of monetary policy decision best before the MPC meetings and also the most efficient approach for measuring those expectations. Both approaches used in the paper reveal that one week TRLIBID is the most powerful predictor of the monetary policy. Therefore, it seems suitable for deriving the market-based expectations of monetary policy. Moreover, the second approach, allowing for variation in term premia across months, dominates the first one in its relative performance in measuring the market expectations.

Since the estimated premium of these instruments are not small and they are estimated with large variances, one should keep in mind that the market based monetary policy expectations might not reflect the real expectations with precision all the time. Nevertheless, the measured expectations derived from these instruments have the unbiasedness property as any reasonable expectation should have. These instruments have quite high predictive powers, especially on the day of the meeting.