

# Değişen Finansal Konjonktür İçinde Türk Bankacılık Sektörünün Ücret ve Komisyon Gelirlerinin Belirleyicileri

## Özet

Türk Bankacılık Sektörü'nde faiz dışı gelirlerinin toplam gelirler içindeki payının 2001 yılından bu yana 3 kat arttığı görülmektedir. Bankaların, kâra katkısı yüksek olan bu gelirlerle verdiği önemin gerek Avrupa Birliği ülkelerinde gerekse Amerika Birleşik Devletleri'nde artmasıyla birlikte, bu gelirlerin elde edildikleri kalemler de her geçen gün çeşitlenmektedir. Özellikle fon yönetimi ve aktif yönetimi gibi aracılık hizmetlerinden elde edilen gelirler ile kredi kartı ücret ve komisyon gelirlerinin artırılması yönündeki çabalar giderek artmaktadır. Dünyadaki trend, devamlılığı olan ve sermaye verimliliği konusunda sıkıntı yaratmayacak gelir kaynaklarının artırılması yönünde ilerlerken yeni ekonomik konjonktür, faiz marjlarının daraldığı bir ortamda sürdürülebilir kârlılık için bankaların ücret ve komisyon gelirlerinin toplam işletme giderlerini yüksek oranlı bir şekilde karşılayabilmesini gerektirmektedir. Piyasadaki dalgalanmaların net faiz gelirlerinde yarattığı kayıpları bertaraf etmek için faiz dışı gelirlerde de sürekliliği sağlamak önem arz etmektedir. Bu sebeplerle faiz dışı bankacılık gelirlerinin analiz edilmesi Türk Bankacılık Sektörü'nün kârlılığı için önemlidir.

Çalışmada 1998 ile 2009 yılları arasındaki Türk Bankacılık Sektörü ve Türkiye genel ekonomi verileri kullanılarak bankacılık ücret ve komisyon gelirlerinin faiz gelirin oranını belirleyen faktörler incelenmiştir. Çalışmanın sonucunda faiz ve enflasyon ile faiz dışı bankacılık gelir marjı arasında istatistiksel bir ilişkinin bulunduğu görülmüştür. Ayrıca enflasyon ile faiz dışı bankacılık gelir marjı arasındaki ilişkinin 2003 yılından sonra yapısal bir değişim gösterdiği tespit edilmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Bankacılık, komisyon, ücret, gelir

## The Determinants of Commission and Fee Income of Turkish Banking Sector with the Changing Financial Conjuncture

### Abstract

The ratio of non-interest income to total income of the banks in Turkish Banking Sector has been tripled since 2001. The sources of these revenues have been varied day by day with the increasing importance of commission and fees which have significant contribution to the profit of the banks in European countries and the United States. Especially the commissions of brokerage services like fund management and asset management, and the fees of credit cards are strived to be raised. With the common trend in the world, which is to enhance the sustainable and capital-efficient income sources, new economic conjecture forces the banks to highly cover operating costs with the fees and commissions for the sake of sustainable profitability in an environment of shrinking interest margin. It is also important to ensure the sustainability of non-interest revenues in order to avoid the potential losses in the net interest income caused by the market volatility. For these reasons the analysis of non-interest income of banks is vital for the profitability of Turkish Banking Sector.

In this study, the determinants of the ratio of non-interest income to interest income of the banks have been analyzed by using the data of Turkish banking sector and macro economics for the period of 1998 and 2009. As a conclusion, the study shows the statistical relation between interest rate, inflation and non-interest income margin of the banks. Moreover it also shows the structural breakpoint of relation between inflation and non-interest income margin in 2003.

**Keywords:** Banking, commission, fee, income

**Ömer KARA**<sup>1</sup>  
**Selin TEMEL**<sup>2</sup>  
**Cem KILIÇ**<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Kadir Has Üniversitesi, SBE, Finans ve Bankacılık Doktora Programı, omer.kara@denizbank.com

<sup>2</sup> Kadir Has Üniversitesi, SBE, Finans ve Bankacılık Doktora Programı selin.temel@denizbank.com

<sup>3</sup> Kadir Has Üniversitesi, SBE, Finans ve Bankacılık Doktora Programı cem.kilic@denizbank.com

## 1. GİRİŞ

Türk Bankacılık Sektörü'nde komisyon gelirleri son yıllarda giderek önem kazanmış ve bankacılık gelirleri içerisindeki payı artış göstermiştir. Çalışmada 1998 ve 2009 yılları arasındaki bankacılık sektörü ve genel ekonomi verileri kullanılarak bankacılık komisyon gelirlerinin faiz gelirin oranını belirleyen faktörler incelenmiştir.

Çalışmanın ikinci bölümünde bankacılık komisyon gelirlerinin gelişimine ilişkin literatürdeki değerlendirmelere yer verilmiştir. Üçüncü bölümde ekonometrik model değişkenleri ile birlikte açıklanmıştır. Çalışmanın dördüncü bölümünde durağanlık, eşbütünleşme, yapısal kırılma, normallik, değişen varyans, otokorelasyon ve çoklu doğrusal bağlantı testleri uygulanmış ve sonuçlarına yer verilmiştir. Son bölümde çalışmanın sonucu yorumlanmıştır.

## 2. TEORİK ÇERÇEVE: BANKACILIK KOMİSYON GELİRLERİ

Günümüzde faiz dışı bankacılık gelirlerinin toplam bankacılık gelirleri içindeki payının giderek arttığı görülmektedir. Faiz dışı bankacılık gelirlerinin toplam banka gelirleri içindeki payı, 2001'den bu yana 3 kat artmıştır. (Süzer, 2009) Bankaların, kâra katkısı yüksek olan bu gelirlere verdiği önemin artmasıyla birlikte, bu gelirlerin elde edildikleri kalemler de her geçen gün çeşitlenmektedir. Gerek Avrupa Birliği ülkelerinde gerek Amerika Birleşik Devletleri'nde, faiz dışı gelirlerin artırılmasına verilen önem devam etmektedir. (Hawtrey ve Liang, 2008) Özellikle fon yönetimi ve aktif yönetimi gibi aracılık hizmetlerinden elde edilen gelirler ile kredi kartı ücret ve komisyon gelirlerinin artırılması yönündeki çabalar giderek artmaktadır. Dünyadaki trend, devamlılığı olan ve sermaye verimliliği konusunda sıkıntı yaratmayacak gelir kaynaklarının artırılması yönünde ilerlerken yeni ekonomik konjonktür, faiz marjlarının daraldığı bir ortamda sürdürülebilir kârlılık için bankaların ücret ve komisyon gelirlerinin toplam işletme giderlerini yüksek oranlı bir şekilde karşılayabilmesini gerektirmektedir. Piyasadaki dalgalanmaların net faiz gelirlerinde yarattığı kayıpları bertaraf etmek ve istikrarlı kârlılıktan taviz vermemek için faiz dışı gelirlerde de sürekliliği sağlamak önem arz etmektedir. Bu bakımdan bankacılık ücret ve komisyon gelirlerinin önemi artarak

devam etmektedir. Enflasyonsuz ortam, faiz gelirlerinin düşmesi ve kâr marjlarının azalması bankaların hizmet gamını genişleterek komisyon gelirlerine ağırlık vermesine sebep olmuştur. (Süzer, 2006) Kârlılığı sürdürmek için her banka yeni ürün ve hizmetlerle komisyon gelirlerini artırmıştır.

Komisyon gelirlerinin operasyonel giderleri yüksek oranlı bir biçimde karşılayabilmesi; faiz marjlarının daraldığı ve enflasyonun düştüğü bir ortamda bankacılık sektörünün kârlılığını sürdürebilmesi için önem kazanmıştır. (Brock ve Suarez, 2000) Bu sebeple komisyon gelirin analiz edilmesi Türk Bankacılık Sektörü'nün kârlılığı için de önem arz etmektedir.

## 3. EKONOMETRİK MODEL VE DEĞİŞKENLERİ

Türk Bankacılık Sektörü'nün 1998 – 2009 finansal verileri kullanılarak son yıllarda önem kazanan komisyon gelirlerinin faiz gelirin oranını belirleyen faktörler incelenmiştir. Bu kapsamda söz edilen oran; enflasyon, faiz, ihracat ve ithalat verileri ile aşağıdaki şekilde açıklanmıştır<sup>1</sup>.

$$komo_t = f(tufe_t, faiz_t, ihr_t, ith_t)$$

*komo<sub>t</sub>*; mevduat bankalarının gelir tablolarındaki “Alınan Ücret ve Komisyonlar” kaleminin “Faiz Gelirleri” kalemine oranı

*faiz<sub>t</sub>*; bankalar arası para piyasasındaki gecelik faiz oranı

*tufe<sub>t</sub>*; “Tüketici Fiyat Endeksi” (1982=100)

*ihr<sub>t</sub>*; toplam ihracat (USD)

*ith<sub>t</sub>*; toplam ithalat (USD)

Modelin bağımlı değişkeni olan komot, mevduat bankalarının 1998Q1 ile 2009Q2 dönemleri arasındaki “Alınan Ücret ve Komisyonlar” kaleminin “Faiz Gelirleri” kalemine oranını ifade etmektedir. Türkiye Bankalar Birliği'nin internet sitesinden alınan çeyreklik değerler kullanılmıştır.

1 Veri setine EK-1'de yer verilmiştir.

Modelin birinci bağımsız değişkeni olan faiz, bankalar arası para piyasası işlemlerinde 1998Q1 ile 2009Q2 dönemleri arasında gerçekleşen basit faiz oranının 3 aylık ağırlıklı ortalamasını ifade etmektedir. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın internet sitesinden alınan değerler kullanılmıştır.

Modelin ikinci bağımsız değişkeni olan tufet, 1998Q1 ile 2009Q2 dönemleri arasında aylık Tüketici Fiyat Endeksi'nin 12 aylık ortalamalara göre yüzdesel değişiminin 3 aylık ortalamalarını ifade etmektedir. Türkiye İstatistik Kurumu'nun internet sitesinden alınan değerler kullanılmıştır.

Modelin üçüncü ve dördüncü bağımsız değişkenleri olan ihrt ve itht ise 1998Q1 ile 2009Q2 dönemleri arasında 3 aylık toplam ihracat ve ithalat tutarlarının Amerikan Doları cinsinden değerlerini ifade etmektedir. Türkiye İstatistik Kurumu'nun internet sitesinden alınan değerler kullanılmıştır.

Serilerin ortalama ve varyans değerlerinin stabilize edilmesi amacı ile modeldeki tüm değişkenlerin logaritmaları alınmış ve isimleri sırası ile lkomot, lfaiz, ltufet, lihrt ve lith olarak değiştirilmiştir.

Yukarıda bahsedilen değişkenler kullanılarak aşağıdaki regresyon modeli oluşturulmuştur:

$$lkomot = \beta_1 + \beta_2 \times lfaiz + \beta_3 \times ltufe + \beta_4 \times lihrt + \beta_5 \times lith + u_t$$

$$i = 1 \dots 46, t = 1998Q1 \dots 2009Q2$$

Yukarıda verilen denklemi tahmin etmek amacıyla, basit EKK (En Küçük Kareler) regresyon tahmini metodu kullanılmıştır. Başlangıçta; lfaiz ve ltufe değişkenlerinin negatif şekilde, lihrt ve lith değişkenlerinin ise pozitif şekilde bağımlı değişkene etki etmesi beklenmektedir.

## 4. TESTLER VE SONUÇLARI

### 4.1. Durağanlık Testi

Çalışmada değişkenlerin durağanlığı ADF (Augmented Dickey-Fuller) testi ile sınanmıştır. Test denklemine ve hipotezlerine aşağıda yer verilmiştir:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \Delta Y_{t-i} + e_t$$

$H_0$ : Seri birim kök içerir, yani durağan değildir.

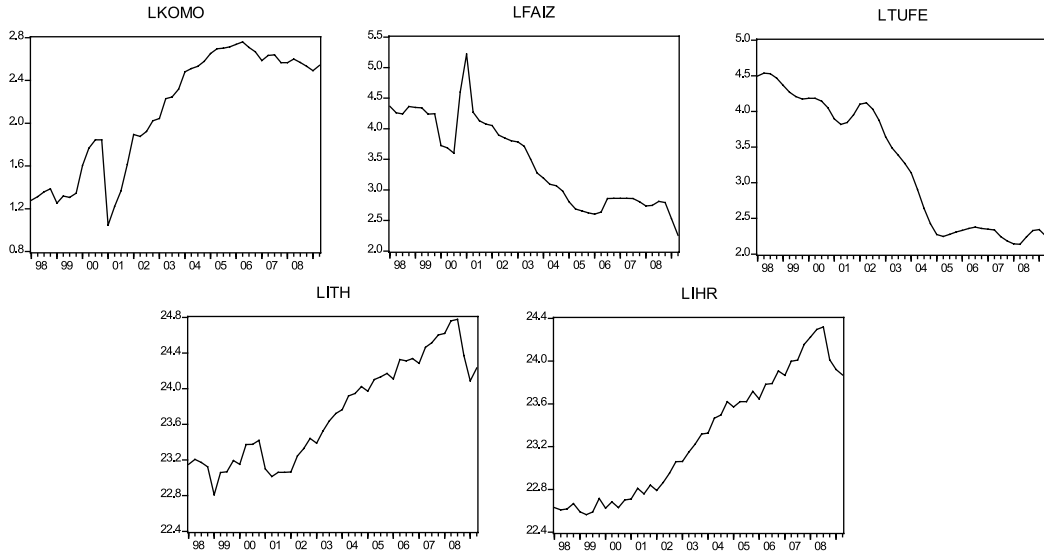
$H_1$ : Seri birim kök içermez, yani durağandır.

Sınamanın sonucunda ADF istatistiğinin *prob* değerinin 0.05'ten küçük olması  $H_0$  hipotezinin ret,  $H_1$  hipotezinin ise kabul edildiğini, yani değişkenlerin durağan olduğunu göstermektedir.

Tüm değişkenlerin durağanlığı ADF testi ile sınanmış ve sonuç bulgularına aşağıdaki tabloda yer verilmiştir.

Değişkenler	ADF Test Prob
<i>lkomot</i>	0.5952
<i>lfaiz</i>	0.7600
<i>ltufe</i>	0.8885
<i>lihrt</i>	0.9124
<i>lith</i>	0.7862

Tüm değişkenler için yapılan ADF test istatistiğinin *prob* değeri 0.05'ten büyük çıkmıştır. Bu durum;  $H_1$  hipotezinin ret ve  $H_0$  hipotezinin kabul edildiğini, yani değişkenlerin durağan olmadığını göstermektedir. Grafik üzerinden de bakılacak olursa değişkenlerin durağan olmadığı görülmektedir.



#### 4.2. Eşbütünleşme Testi

Engle-Granger'a göre iki değişkenin düzey değerlerinin durağan olmaması halinde, bu değişkenlerin aynı dereceden durağan olmaları ve doğrusal bileşimlerinin hata terimlerinin düzey değerinde durağan olması durumunda iki serinin eşbütünleşik olduğu söylenmekte ve modelde değişkenler durağanlaştırılmadan düzey değerleri ile kullanılabilir. (Vogelvang, 2005)

Bu kapsamda yapılan çalışmada *ltufe* hariç tüm değişkenlerin birinci farkları alındığında ( $\ln(X_t) - \ln(X_{t-1})$ ) durağanlaştığı, *ltufe*'nin ise ikinci derecede durağan hale geldiği ( $\ln(X_t)I(1) - \ln(X_{t-1})I(1)$ ) görülmüştür. ADF testinin sonuçlarına aşağıdaki tabloda yer verilmiştir.

Değişkenler	ADF Test Prob
<i>lkomo</i> I(1)	0.0000
<i>lfaiz</i> I(1)	0.0000
<i>ltufe</i> I(2)*	0.0176
<i>lihr</i> I(1)	0.0122
<i>lith</i> I(1)	0.0000

\* Diğer değişkenlerin ADF testi intercept parametresi ile yapılmış, *ltufe* değişkeninde ise none seçeneği seçilmiştir.

Aynı derecede farkları durağanlaşan *lkomo*, *lfaiz*, *lihr* ve *lith* değişkenleri birbirleri ile doğrusal birleşime sokulmuş ve hata terimlerinin doğrusallığı test edilerek değişkenlerin eşbütünleşik olup olmadığı incelenmiştir.

$$lkomo = 4.623228 - 0.728542 lfaiz + u_t$$

$$lkomo = -18.21322 + 0.872393 lihr + u_t$$

$$lkomo = -18.81796 + 0.881799 lith + u_t$$

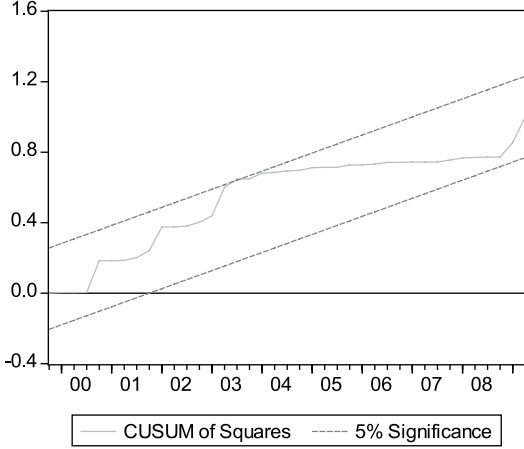
Değişkenler	ADF Test Prob	Sonuç
<i>lkomo</i> / <i>lfaiz</i>	0.0186	Eşbütünleşiktir.
<i>lkomo</i> / <i>lihr</i>	0.1440	Eşbütünleşik değildir
<i>lkomo</i> / <i>lith</i>	0.1671	Eşbütünleşik değildir

Sonuç olarak *lkomo* ile *lfaiz* değişkenleri seviye değerlerinde duran olmamakla birlikte birbirleri ile eşbütünleşiktirler. Bu durumda bu iki değişken regresyon modelinde durağan olmayan bu halleri ile kullanılabilir. *ltufe* değişkeni ise ikinci farkında durağanlaştığı için modele bu haliyle konulmaması gerekmektedir. Aksi takdirde sahte regresyon sonucu ile karşılaşılabilir. (Gujarati, 2004) *lihr* ve *lith* değişkenleri ise *lkomo* değişkeni ile aynı dereceden farklarında durağanlaşmasına karşın *lkomo* değişkeni ile eşbütünleşik değildirler ve bu sebeple bu halleri ile regresyona dahil edilmemeleri gerekmektedir. Bu sebeple modele; *lkomo* ve *lfaiz* seviye değerleri ile, *ltufe* ikinci seviyeden farkı ile, *lihr* ve *lith* değişkenleri ise birinci seviyeden farkları ile modele dahil edilmiş ve serilerin isimleri sırasıyla *lkomo*, *lfaiz*, *dltufe*, *dlihr* ve *dlith* olarak alınmıştır.

$$lkomo_t = \beta_1 + \beta_2 x lfaiz_t + \beta_3 x dltufe_t + \beta_4 x dlihr_t + \beta_5 x dlith_t + u_t$$

### 4.3. Yapısal Kırılma Testi ve Kukla Değişken

Modelde yapısal kırılma olup olmadığının grafiksel olarak anlaşılabilmesi için CUSUM of Squares testi uygulanmış ve testin sonucunda aşağıdaki grafikte de görüldüğü gibi 2003Q2 döneminde yapısal kırılma ihtimali görülmüştür.



Modelde yapısal kırılma olması durumunda veri setleri birbirinden farklı karakteristiklere sahip olmakta, farklı kısımlara ayrılmakta ve böylelikle modelin tanımını zorlaştırmaktadır. Yapısal kırılma olan modellerde aslında iki farklı model karakteri önümüze çıkmakta olup bu sorunun kukla değişken kullanılarak giderilmesi gerekmektedir. Yapısal kırılma sorununun sınanması için Chow Breakpoint (CB) testi uygulanmıştır.

Yapısal kırılma sorununun sınanması amacıyla 2003Q2 dönemi için CB testi uygulanmış ve *log likelihood* istatistiğinin *prob* değerinin %5'lik değerden küçük olduğu, yani  $H_0$  hipotezinin ret,  $H_1$  hipotezinin kabul edildiği görülmüştür.

Yapısal kırılma sorununu gidermek amacıyla 1998Q1 ile 2003Q1 dönemleri arasında değeri 0 olan ve 2003Q2 ile 2009Q2 dönemleri arasında değeri 1 olan bir kukla değişken, *dummy*, oluşturulmuştur. *dummy* değişkeni hem sabit olarak hem de tüm değişkenler ile çarpıldıktan sonra bağımlı

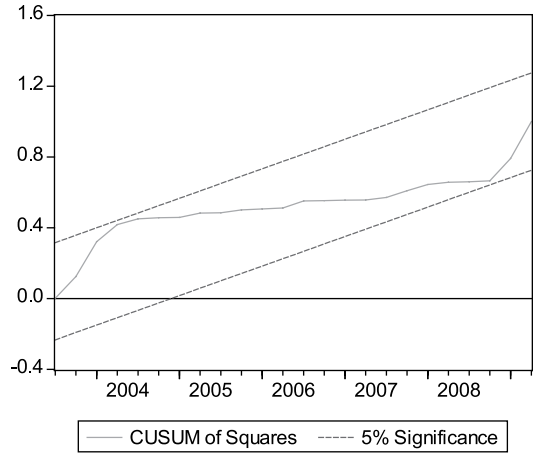
değişkenler olarak modele eklenmiştir.

$$lkomo_t = \beta_1 + dummy_t + \beta_2 \times lfaiz_t + \beta_3 \times dltufe_t + \beta_4 \times dlihr_t + \beta_5 \times dlith_t + \beta_6 \times dummy_t \times lfaiz_t + \beta_7 \times dummy_t \times dltufe_t + \beta_8 \times dummy_t \times dlihr_t + \beta_9 \times dummy_t \times dlith_t + u_t$$

Ancak *dummy*, *dummy\*lfaiz*, *dummy\*dlihr* ve *dummy\*dlith* değişkenlerinin katsayılarının anlamsız çıkması sebebiyle bu değişkenler modelden çıkartılmış ve nihai model aşağıdaki gibi oluşturulmuştur.

$$lkomo_t = \beta_1 + \beta_2 \times lfaiz_t + \beta_3 \times dltufe_t + \beta_4 \times dlihr_t + \beta_5 \times dlith_t + \beta_6 \times dummy_t \times dltufe_t + u_t$$

Nihai modele CUSUM of Squares testi tekrar uygulanmış ve aşağıda yer verilen sonuç grafiğinde yapısal kırılma sorununun giderildiği görülmüştür.

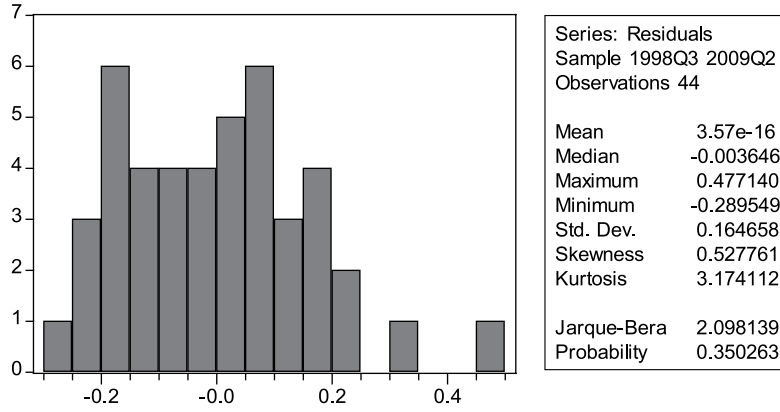


### 4.4. Normallik Testi

Modelin hata terimlerinin normalliği Jarque Bera (JB) testi ile sınanmış olup testin hipotezlerine aşağıda yer verilmiştir

$H_0$  : Hata terimleri normal dağılır.

$H_1$  : Hata terimleri normal dağılmaz.



Yapılan JB testinin prob değerinin (0.35) alfa değerinden (0.05) büyük çıkması H1 hipotezinin ret, H0 hipotezinin kabul edildiği, yani hata terimlerinin normal dağıldığını göstermektedir. Bu durum, modelin t ve F testlerinin sonuç değerlerinin güvenilir olduğunu teyit etmektedir.

#### 4.5. Değişen Varyans Testi

Modelin hata terimlerinin varyansının sabitliği White Test (WT) ile sınanmış olup testin hipotezlerine aşağıda yer verilmiştir.

$H_0$  : Hata terimleri sabit varyanslıdır.

$H_1$  : Hata terimlerinin varyansı değişmektedir.

Testin sonuç çıktısında *Obs\*R-squared prob* değerinin (0.13) alfa değerinden (0,05) büyük çıkması  $H_0$  hipotezinin kabul,  $H_1$  hipotezinin ise reddildiğini, yani modelin hata terimlerinde değişen varyans sorununa rastlanmadığını göstermektedir.

#### 4.6. Otokorelasyon Testi

Otokorelasyon sorununun sınanması için modele Breusch-Godfrey Serial Correlation LM testi uygulanmıştır. Testin hipotezlerine aşağıda yer verilmiştir.

$H_0$  : Hata terimlerinde otokorelasyon sorunu yoktur.

$H_1$  : Hata terimlerinde otokorelasyon sorunu vardır.

Testin sonuç çıktısında *Obs\*R-squared prob* değerinin (0.07) alfa değerinden (0,05) büyük çıkması

$H_0$  hipotezinin kabul,  $H_1$  hipotezinin ise reddildiğini, yani modelin hata terimlerinde otokorelasyon sorununa rastlanmadığını göstermektedir.

#### 4.7. Çoklu Doğrusal Bağlantı Testi

Modelin bir diğer varsayımı da değişkenler arasında doğrusal bir ilişkinin olmamasıdır. Böyle bir durumda aslında anlamlı olan değişkenlerin katsayıları anlamsız çıkabilmektedir. Çalışmamızda Klein kriterlerinden hareketle tüm açıklayıcı değişkenler birbirleri ile regresyona sokulmuş olup sonuçlarına aşağıda yer verilmiştir.

$$lfaiz_t = \beta_1 + \beta_2 x dltufe_t + \beta_3 x dlihr_t + \beta_4 x dlith_t + \beta_5 x dummy_t x dltufe_t + u_t$$

$$dltufe_t = \beta_1 + \beta_2 x lfaiz_t + \beta_3 x dlihr_t + \beta_4 x dlith_t + \beta_5 x dummy_t x dltufe_t + u_t$$

$$dlihr_t = \beta_1 + \beta_2 x dltufe_t + \beta_3 x lfaiz_t + \beta_4 x dlith_t + \beta_5 x dummy_t x dltufe_t + u_t$$

$$dlith_t = \beta_1 + \beta_2 x dltufe_t + \beta_3 x dlihr_t + \beta_4 x lfaiz_t + \beta_5 x dummy_t x dltufe_t + u_t$$

$$dummy_t x dltufe_t = \beta_1 + \beta_2 x dltufe_t + \beta_3 x dlihr_t + \beta_4 x dlith_t + \beta_5 x lfaiz_t + u_t$$

Bağımlı Değişkenler	R <sup>2</sup>
<i>lfaiz</i>	0.070479
<i>dltufe</i>	0.532903
<i>dlihr</i>	0.461997
<i>dlith</i>	0.466363
<i>dummy*dltufe</i>	0.535651
<b>MODEL</b>	<b>0.908664</b>

Tüm bağımsız değişkenlerin birbirleri ile yapılan regresyonların hiçbirinin açıklayıcılığı modelimizin açıklayıcılığından büyük çıkmamıştır. Bu sebeple modelde çoklu doğrusal bağlantı sorununun olmadığı kanaatine ulaşılmıştır.

## 5. SONUÇ

Bağımsız değişkenlerin durağanlaştırılması ve modeldeki yapısal kırılma sorununun kukla değişken kullanılarak giderilmesi sonrasında nihai mo-

del aşağıdaki gibi oluşturulmuştur.

$$lkomo_t = \beta_1 + \beta_2 x lfaiz_t + \beta_3 x dltufe_t + \beta_4 x dlihr_t + \beta_5 x dlith_t + \beta_6 x dummy_t x dltufe_t u_t$$

Nihai model; normallik, değişen varyans, otokorelasyon ve çoklu doğrusal bağlantı gibi sınamalardan geçirilmiş ve herhangi bir sorunla karşılaşmamıştır. Yapılan regresyon analizinin sonuç çıkışına aşağıda yer verilmiştir.

Bağımlı Değişken: LKOMO

Dönem: 1998Q3 2009Q2

Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
LFAIZ	-0.735176	0.038736	-18.97899	0.0000
DLTUFE	-1.503871	0.626733	-2.399538	0.0214
DLIHR	0.741192	0.421744	1.757444	0.0869
DLITH	-0.133774	0.259376	-0.515753	0.6090
C	4.624486	0.134041	34.50057	0.0000
DUMMY*DLTUFE	2.248757	0.881841	2.550072	0.0149
R-kare	0.908664	Prob(F-statistic)		0.000000
Durbin-Watson is.t	1.323808			

Sonuç çıktısından da görüldüğü gibi modelde sadece faiz ve enflasyon değişkenlerinin kat sayıları istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Buna göre faiz oranındaki yüzde birlik bir azalış bankaların komisyon gelirinin faiz gelirinine oranını yüzde 0.74 oranında artırmaktadır. Kukla değişkenin etkisi göz önüne alındığında 2003 yılının birinci çeyreğinden önce enflasyon oranındaki yüzde birlik bir azalış bankaların komisyon gelirinin faiz gelirinine oranını yüzde 1.5 artırırken, bu tarihten sonra 0.74 azaltmaktadır. Enflasyon ile bankaların komisyon gelirinin faiz gelirinine oranı arasındaki ilişkinin 2003 yılında değiştiği bu çalışma ile istatistiksel olarak ortaya konulmuştur.

### Kaynakça

BROCK, P. L. VE SUAREZ, L. R.; (2000), "Understanding the behavior of bank spreads in Latin America", *Journal of Development Economics*. Vol. 63, pp 113–134.

GİSCHER, H. VE JUTTNER, D. J.; (2003), "Global Competition, Fee Income and Interest Rate Margins", *Kredit und Kapital*. pp 368-94.

GUJARATİ, D. N.; (2004), *Basic Econometrics*. (Uluslararası Baskı). New York: The MacGraw Hill.

HAWTREYA, K. VE LIANG, H.; (2008), "Bank interest margins in OECD countries", *North American Journal of Economics and Finance*. Vol. 19, pp 249–260.

MATTHEWS, K. VE THOMPSON J.; (2008), *The Economics of Banking*. Londra: Wiley.

SÜZER, H. D.; (2006), "Komisyonda Büyük Rekabet", *Capital, Aylık İş ve Ekonomi Dergisi*. Vol. 2006/5.

SÜZER, H. D.; (2009), "Yeni Kâr Makinaları", *Capital, Aylık İş ve Ekonomi Dergisi*. Vol. 2009/9.

VOGELVANG, B.; (2005), *Econometrics, Theory and Application with Eviews*. Londra: Prentice Hall.

TÜRKİYE BANKALAR BİRLİĞİ, [www.tbb.org.tr](http://www.tbb.org.tr)

TÜRKİYE CUMHURİYET MERKEZ BANKASI, [www.tcmb.gov.tr](http://www.tcmb.gov.tr)

TÜRKİYE İSTATİSTİK KURUMU, [www.tuik.gov.tr](http://www.tuik.gov.tr)

## EK-1: Veri Seti

Dönem	komo	tufe	faiz	ihr	ith
1998	3.60	89.77	78.94	6,735,188,418	11,344,314,214
	3.72	93.33	70.96	6,596,927,620	11,975,915,123
	3.89	92.53	69.50	6,654,780,727	11,581,683,631
	4.01	87.17	78.65	6,987,054,973	11,019,478,934
1999	3.50	78.60	77.36	6,480,033,405	8,059,761,227
	3.74	71.43	76.93	6,300,922,288	10,329,909,776
	3.69	67.13	69.40	6,468,570,053	10,440,140,653
	3.84	65.00	69.75	7,337,699,216	11,841,460,375
2000	4.97	65.70	41.49	6,703,433,264	11,324,614,944
	5.84	65.70	39.93	7,102,588,521	14,154,036,162
	6.32	63.00	36.60	6,735,709,977	14,200,056,170
	6.32	57.37	99.58	7,233,174,283	14,824,113,227
2001	2.85	49.13	185.36	7,298,276,464	10,775,030,748
	3.39	45.47	71.47	8,062,371,280	9,895,740,014
	3.93	46.73	62.28	7,658,988,682	10,363,688,046
	5.03	52.03	58.98	8,314,579,930	10,364,624,145
2002	6.65	60.33	57.57	7,910,036,136	10,409,054,757
	6.53	61.53	49.17	8,513,877,046	12,453,789,433
	6.84	56.40	46.79	9,297,947,697	13,528,631,615
	7.56	48.13	44.90	10,337,228,150	15,162,321,523
2003	7.72	38.23	44.00	10,365,421,963	14,367,128,088
	9.30	32.73	40.90	11,318,768,271	16,470,200,925
	9.44	29.53	33.27	12,179,517,957	18,447,728,448
	10.15	26.33	26.48	13,389,128,111	20,054,634,597
2004	11.94	23.10	24.33	13,502,206,060	20,921,286,515
	12.31	18.23	22.00	15,526,907,885	24,390,352,533
	12.57	14.00	21.48	15,995,913,603	25,098,379,539
	13.17	11.30	19.68	18,142,125,272	27,129,747,381
2005	14.17	9.71	16.52	17,240,880,194	25,739,769,591
	14.83	9.45	14.70	18,143,892,462	29,354,619,708
	14.90	9.74	14.25	18,130,602,506	30,234,243,430
	15.09	10.05	13.81	19,961,032,981	31,445,518,178
2006	15.44	10.31	13.50	18,602,401,819	29,546,781,192
	15.79	10.58	13.96	21,313,068,130	36,747,028,445
	14.99	10.78	17.45	21,485,164,984	36,138,450,520
	14.41	10.58	17.50	24,134,040,585	37,143,913,991
2007	13.27	10.48	17.50	23,179,363,022	35,209,256,162
	13.92	10.36	17.50	26,441,179,484	42,120,383,242
	14.00	9.44	17.46	26,713,174,579	44,354,785,544
	13.02	8.87	16.52	30,938,032,819	48,378,289,553
2008	13.01	8.51	15.42	33,138,693,395	49,177,197,939
	13.45	8.48	15.58	35,612,566,587	56,672,170,706
	13.03	9.42	16.65	36,435,404,983	57,693,325,233
	12.57	10.29	16.34	26,840,530,661	38,420,880,231
2009	12.07	10.41	12.52	24,484,427,240	28,881,901,022
	12.70	9.52	9.56	23,250,374,314	33,459,729,888