

TÜRK BANKACILIK SEKTÖRÜNDE KARLILIK VE MAKRO EKONOMİK DEĞİŞKENLERLE İLİŞKİSİ

Canan DAĞIDIR

Marmara Üniversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü
Göztepe Kampüsü İbrahim Üzümcü Binası Kadıköy/İstanbul
E-posta: cdagidir@marmara.edu.tr

Özet

Para piyasalarının temel kurumu olan bankalar tasarrufların ekonomiye yönlendirilmesinde ve finansman ihtiyacının karşılanmasında önemli bir rol oynamaktadır. Bankalar kar amacı ile faaliyetlerini yürüten finansal kuruluşlardır. Bankaların karlılıkları banka yönetiminden ve bankanın iç işleyişinden etkilendiği gibi dış dinamiklerden de etkilenebilmektedir.

Bu çalışmada Türkiye’de makro ekonomik değişkenlerin banka karlılığını nasıl etkilediğinin ortaya konulması amaçlanmıştır. Banka karlılığının belirleyicisi olarak faiz marjı değişkeni alınırken açıklayıcı temel makro ekonomik göstergeler olarak ise sanayi üretim endeksi, üretici fiyat endeksi ve gayri safi yurtiçi hasıla değişkenleri kullanılmıştır.

Banka karlılığının makro ekonomik değişkenlerle ne ölçüde paralellik sergilediği ve ne yönde etkilendiğine yer verilmiştir. Enflasyon, büyüme, sanayi üretim endeksi gibi makro ekonomik değişkenlerle faiz marjı arasındaki ilişki regresyonlarla ortaya konulmuştur. Değişkenler arasındaki ilişki tam logaritmik regresyon modelleri ile tahmin edilmiş ve modellere ait teşhis edici testler yapılmıştır. Ayrıca çalışmada kullanılan serilerin durağanlıkları Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) Testi ile sınanmış ve Engel Granger 2 aşamalı eşbütünleşme analizi ile uzun dönem denge ilişkileri analiz edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Banka 1, Banka karlılığı 2, Makro ekonomik değişkenler 3

Alan Tanımı: Finansal İktisat (Ekonomi)

PROFITABILITY IN TURKISH BANKING SECTOR AND ITS RELATIONS WITH MACROECONOMIC VARIABLES

Abstract

Banks are financial institutes that carry out operations for the purpose of profit. In this study, it is intended to set forth how the macro-economic variables in Turkey affect the bank profitability. As the determinant of bank profitability interest margin variable is taken, industrial production index, producer price index and gross domestic product variables are used as explanatory basic macroeconomic indicators.

The relationship between macroeconomic variations such as inflation, growth, industrial production index and interest margin, is put forward with regressions. The relationship between variables, is estimated with full logarithmic regression models, and diagnostic tests related to these models were conducted. Additionally, the stability of the series used in the work, was tested with Extended Dickey Fuller (ADF) and long term balance relationships were analyzed with Engel Granger 2 stage cointegration analysis.

Keywords: Bank 1, Bank profitability 2, Macro-economic variables 3

JEL Classification: G00

1. GİRİŞ

Bankacılık sektörü tüm dünyada olduğu gibi ülkemizde de finans sektörünün itici gücüdür. Bu nedenle son yıllarda yaşanan finansal krizler ve bankacılık çok ciddi bağlar olduğu görülmüştür. Bu nedenle bankacılık sektörünün karlılığının makro ekonomik değişkenlerle olan ilişkisi merak uyandıran konular arasında olmuştur. Literatürde bankacılık sektörünün karlılığını ölçmeye yönelik çok sayıda ampirik çalışma mevcuttur.

Çalışmanın birinci bölümünde banka karlılığı ve makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi ölçen ulusal ve uluslararası çalışmalara yönelik literatür taramasına yer verilmiştir. Literatürde kullanılan değişkenlerden biri olarak banka karlılığını temsilen net faiz marjı belirlenmiştir.

Çalışmanın ikinci kısmında ekonometrik model yer almaktadır. Modelde kullanılan değişkenler tanımlanmıştır. Makro ekonomik değişkenler olarak enflasyon ve büyüme kullanılmıştır. Sonuç bölümünde ise elde edilen bulgular ışığında değerlendirme yapılmıştır.

1.1. Literatür Taraması

Literatürde banka performansının ölçülmesine yönelik çeşitli çalışmalar yapılmıştır. Makro ekonomik faktörlerin faiz marjı değişikliklerini açıklayabildiklerini söyleyen Demirgüç-Kunt ve Huizinga (1999) banka karlılığı ile enflasyon arasında pozitif ilişki bulmuştur. Çok şubeli bankacılığın maliyetleri arttırması nedeni ile banka karlılığı azalmaktadır. Bu çalışmada panel veri yöntemi kullanılmıştır. (Demirgüç-Kunt ve Huizinga,1999:4)

Demirgüç-Kunt ve Huizinga'nın panel veri yöntemini kullandığı bir diğer çalışmada (2000) banka performansını ölçmek için banka karlılığı ve banka faiz marjı olmak üzere iki değişken göz önünde bulundurulmuştur. Çalışmada finansal gelişmenin bankacılık sistemine olan etkisine dikkat çekilmiştir. (Demirgüç-Kunt ve Huizinga,2000:4) Panel veri yöntemini iki aşamalı olarak kullanan Abreu ve Mendes modelinin sonucunda istihdam oranı yerine ekonomik büyümeyi almanın daha anlamlı olduğu sonucuna varmıştır. Enflasyon oranının tüm modeller için anlamlıdır. Enflasyonun hem yüksek gelir hem yüksek maliyet olduğunu vurgulamışlardır. Bu durumun bankaya gelirlerinden daha fazla maliyete yol açtığını belirtmişlerdir. (Abreu,Mendes,2002:9)

Tunay ve Silpar makro ekonomik göstergeler arasında enflasyon oranı ile milli gelirin modelde önemli birer açıklayıcı değişken olduğunu tespit etmişlerdir. Panel verinin kullanıldığı ulusal bir çalışmadır. (Tunay,Silpar,2006:41) Kaya'nın makro değişkenler olarak enflasyon, büyüme, reel faiz oranı ve dönemsel konsolide bütçe açığı/GSMH değişkenlerini kullandığı ulusal çalışmada panel veri yöntemi kullanılmıştır. Banka karlılığı ile büyüme arasındaki ilişki de istatistiksel açıdan anlamlı bir sonuç elde edilmemiştir. (Kaya,2002 :13)

2. METODOLOJİ VE VERİLER

Bankalar gelir sağlama amacı ile faaliyet gösteren işletmelerdir ve doğası gereği pasif yaratarak gelir elde etmek durumundadır. Genel olarak literatürde yer alan çalışmalarda bankalarda karlılığın göstergeleri olarak aktif karlılığı (net kar/aktifler) ve net faiz marjıdır kullanılmaktadır. Bu çalışmada banka karlılığının göstergesi olarak faiz marjı değişkeni kullanılmıştır;

$$\text{Net Faiz Marjı} = \text{faiz geliri} - \text{faiz gideri}$$

Faiz marjı bankalar açısından aracılık maliyetlerinin tespiti ve yönetimi için önem arz etmektedir. Bu çalışmada bankaların karlılık göstergesi olan faiz marjı değişkeni ile makro ekonomik değişkenler arasında ilişki tam logaritmik regresyon modelleri ile analiz edilmiştir. Ayrıca serilerin durağanlıkları ADF testi ile sınanmış ve Engel Granger'e göre Eşbütünleşme Analizi yapılmıştır. Çalışmada kullanılan veri seti 2003:02 ile 2008:08 dönemini kapsayan 86 gözlemden oluşmaktadır. Çalışmada kullanılan makro ekonomik değişkenler ise fiyat artışları için üretici fiyatları endeksi, ekonomik büyüme için gsyih ve toplam üretim için sanayi üretim endeksi değişkenleri kullanılmıştır. Serilerin varyansını stabilize etmek için logaritmaları alınarak çalışmaya dahil edilmiştir.

Faiz marjı serisi, Türkiye Bankalar Birliği (TBB) ve Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu (BDDK) resmi internet sayfalarından, sanayi üretim endeksi, gayrisafi yurtiçi hasıla ve üretici fiyat endeksi ise TC Merkez Bankası ve Türkiye İstatistik Kurumu resmi internet sayfalarından elde edilmiştir.

Çalışmada kullanılan değişkenler;

lfmt; faiz marjı,

lsuet; sanayi üretim endeksi (2003=100),

lmg; gayri safi yurt içi hasıla (iktisadi faaliyet kollarına göre),

lufet; üretici fiyatları endeksi (2003=100), sembolleri ile temsil edilmektedir.

Bu çalışmada faiz marjı değişkeni önce sanayi üretim endeksine sonra milli gelir değişkenine ve son olarak da üfe değişkenine regrese edilmiştir. Tüm denklemlerde varsayımların sağlanmasına yönelik teşhis edici testler yapılmış ve varsayımlar sağlanmıştır.

2.1. Faiz Marjının Sanayi Üretim Endeksine Regresyonu

Faiz marjının sanayi üretim endeksine regresyonu sonucunda elde edilen denklem Tablo1'de verilmiştir.

Tablo 1 (FM-SUE) Regresyon Sonucu

Değişken	Katsayı	t-istatistiği	olasılık
LSUE	-4.244351	-16.79804	0.0000
C	32.42205	17.69480	0.0000

$r^2 = 0,80$

Elde edilen denklemde otokorelasyonsuzluk varsayımı Breusch-Godfrey LM testi ile sınanmıştır.

Tablo 2 (FM-SUE) Breusch-Godfrey LM Otokorelasyon Testi

F istatistiği	1.955271	olasılık	0.047102
$n*r^2$	20.63341	olasılık	0.056013

Tablo 2'de görüldüğü üzere LM Test istatistiğinin $n*r^2=20,63$ ve LM test istatistiğine ait olasılık değeri $=0,056 > \alpha$ olduğu için H_0 Kabul otokorelasyon sorunu olmadığı belirlenmiştir. Sabit varyans varsayımı ise White sınaması ile sınanmış ve farklı varyans sorunu ile karşılaşılmıştır. Değişen

varyans sorununun giderilmesine yönelik olarak 1/lsuet4 ile ağırlıklandırma yapılmıştır. Ağırlıklandırma sonucu değişen varyans sorununun giderildiği Tablo 3'te görülmektedir.

Tablo 3 (FM-SUE) White Testi

F istatistiği	2.981344	Olasılık	0.057598
Obs*R-squared	5.717205	Olasılık	0.057349

Ağırlıklandırılmış denklemin tahmin sonucu ise Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4 (FM-SUE) Nihai Regresyon Sonucu

Değişken	Katsayı	t-istatistiği	olasılık
LSUE	-4.174268	-17.59891	0.0000
C	31.91516	18.64710	0.0000

$r^2=0,87$ olarak elde edilmiştir.

Elde edilen nihai regresyonda sanayi üretim endeksi ve faiz marjı arasında negatif ilişki ortaya çıkmıştır. Sanayi üretim endeksindeki bir artış (azalış) faiz marjındaki azalışa (artış) işaret etmektedir. Elde edilen nihai denkleminde sanayi üretim endeksi %1 artarsa faiz marjı %4,17 azalacağı sonucuna ulaşılmıştır. Tablo 4'te görüldüğü üzere ağırlıklandırılmış denkleminde de katsayılar anlamlı bulunmuştur. Ayrıca ağırlıklandırma sonucunda modelin açıklama gücü %87'ye çıkmıştır. Ağırlıklandırılmış denklemin de Breusch–Godfrey LM testi ile tekrar sınanmış ve Tablo 5'te gösterilmiştir;

Tablo 5 (FM-SUE) Nihai Regresyon Breusch-Godfrey LM Otokorelasyon Testi

F istatistiği	1.302271	Olasılık	0.243930
Obs*R-squared	20.87236	Olasılık	0.052281

Tablo 5'te görüldüğü üzere $n*r^2=20,87$ ait olasılık değeri ise $0,052281 > \alpha \Rightarrow H_0$ Kabul edilerek, otokorelasyon sorunu yoktur sonucuna ulaşılmıştır.

2.2. Faiz Marjının GSYİH'ya Regresyonu

Faiz Marjının GSYİH'ya regresyonu sonucunda elde edilen denklemin Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6 (FM-GSYİH) Regresyon Sonucu

Değişken	Katsayı	t-istatistiği	olasılık.
LMG	-4.550360	-8.895021	0.0000
C	73.73989	9.098590	0.0000

$r^2=0,54$

Otokorelasyonsuzluk varsayımı LM Testi ile sınanmış ve otokorelasyon sorunu belirlenmiştir. Otokorelasyon sorununun giderilmesi amacı ile fark denklemi alınarak sorun giderilmiştir.

Otokorelasyon sorununun AR(2) sürecinde çözüldüğü belirlenmiştir;

$$U_t = P_1 U_{t-1} + P_2 U_{t-2} + V_t$$

Tablo 7 (FM-GSYİH) Breusch-Godfrey LM Otokorelasyon Testi

F istatistiği	1.701311	Olasılık	0.094170
$\hat{\rho}^2$	19.15340	Olasılık	0.084893

AR(2) sürecinde otokorelasyon sorununun giderildiği Tablo 7’de görülmektedir.

Tablo 8 (FM-GSYİH) Nihai Regresyon Sonucu

Değişken	Katsayı	t-istatistiği	olasılık
LMG	-0.263593	-0.425258	0.6721
C	5.500376	0.554998	0.5809
AR(1)	0.525731	4.359450	0.0000
AR(2)	0.391223	3.225487	0.0020

Bununla birlikte otokorelasyon sorununun giderildiği denklem sonucunda lmg değişkeninin anlamsızlaştığı tespit edilmiştir. Çalışmada kullanılan verileri kapsayan dönem için GSYİH değişkeninin faiz marjı değişkenini açıklamada kullanılabilecek uygun bir değişken olmadığı görülmektedir.

Brock ve Suarez (2000), Atasoy (2007) büyüme ile faiz marjı arasında negatif yönlü bir ilişki bulmuşlardır. Bu durum ekonomideki büyümenin aracılık maliyetlerini azalttığı yönünde yorumlanmıştır. Büyüme oranının arttığı dönemlerde net faiz marjı daralmaktadır. Literatürde büyüme ile faiz marjı arasında pozitif ilişki bulan çalışmalar da mevcuttur. Kaya (2002) tarafından yapılan çalışmada banka karlılığı ile büyüme arasındaki ilişkide istatistiksel açıdan anlamlı bir sonuç elde edilememiştir.

2.3. Faiz Marjının Üretici Fiyat Endeksine Regresyonu

Faiz Marjının UFE’ye regresyonu sonucunda elde edilen denklem şu şekildedir;

Tablo 9 (FM-ÜFE) Regresyon Sonucu

Değişken	Katsayı	t-istatistiği	olasılık
LUFE	-4.958420	-13.74049	0.0000
C	25.64332	14.68022	0.0000

$$r^2=0,73$$

Tablo 9’da verilen regresyonun hata terimlerine ait otokorelasyonsuzluk varsayımı sınanmış ve hata terimleri arasında otokorelasyon sorunu olduğu belirlenmiştir. Otokorelasyon sorununun giderilmesi amacı ile fark denklemini alınarak sorun giderilmeye çalışılmıştır.

Otokorelasyon sorununun AR(1) sürecinde çözüldüğü belirlenir.

$$U_t = P_1 U_{t-1} + V_t$$

Tablo 10 (FM-ÜFE) Breusch-Godfrey LM Otokorelasyon Testi

F istatistiği	1.791592	Olasılık	0.073670
$\hat{\rho}^2$	19.62358	Olasılık	0.074550

Otokorelasyon sorunu 1. fark denkleminde giderilmiştir. Tablo 10'da görüldüğü üzere Breusch-Godfrey LM testinde $n \cdot r^2 = 19,62$ ait olasılık değeri ise $0,07 > \alpha$ olduğu için H_0 Kabul edilmiş, otokorelasyon sorunu yoktur sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 11 (FM-ÜFE) Nihai Regresyon Sonucu

Değişken	Katsayı	t-istatistiği	olasılık
LUFE	-4.604108	-6.160610	0.0000
C	23.95819	6.610199	0.0000
AR(1)	0.571305	5.106067	0.0000

White sınaması ile değişen varyans sorunu olmadığı Tablo 12'de görülmektedir.

Tablo 12 (FM-ÜFE) White Testi

F istatistiği	4.048059	Olasılık	0.052035
Obs*R-squared	7.531672	Olasılık	0.053148

Tablo 11'de üretici fiyatı endeksi %1 artarsa, faiz marjının %4,6 azalacağı sonucuna ulaşılmıştır. Üfe ile faiz marjı arasında negatif ilişki ortaya çıkmıştır. Buna göre enflasyon seviyesindeki artış faiz marjını daraltacaktır.

Yapılan bazı ampirik çalışmalarda enflasyon ile faiz marjı arasındaki ilişki pozitif bulunmuştur. Demirgüç-Kunt ve Huizinga (1999), Abreu ve Mendes (2002), Kaya (2002), Atasoy (2007) çalışmalarında faiz marjı, aktif karlılığı ve enflasyon arasındaki pozitif yönlü bir ilişkinin olduğu yer vermişlerdir. Naceur (2003) çalışmasında banka giderlerinin enflasyon ortamında banka gelirlerine göre daha fazla arttığı sonucuna ulaşmıştır. Arslan ve Yapraklı'nın (2008) banka kredileri ve enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmasında üfe'deki artışın banka kredilerini azalttığı, banka kredilerindeki artışın üfe'yi artırdığı sonucuna ulaşılmıştır (Arslan ve Yapraklı, 2008:100).

2.4. Serilerin Durağanlıklarının Sınanması

Zaman serileri analizinde durağanlık kavramı çok önemli hale gelmiştir. Bir zaman serisinin ortalaması ve varyansı zaman içinde değişmiyorsa ve iki dönem arasındaki kovaryansı bu kovaryansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı ise o zaman serisi durağandır.(Gujarati, 1999). Bu çalışmada serilerin durağanlıkları Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillip Peron (PP) sınamaları ile araştırılmıştır. Dickey ve Fuller (1981)'a göre hata terimlerinin beyazgürültü (white noise) olduğu yani; ardışık bağımsızlık, normal dağılım ve sabit varyansa sahip olduğu kabul edilmektedir. Phillips ve Perron (1988) ise Dickey ve Fuller (1981) testinin tersine hata terimleri arasında zayıf bağımlılığa ve heterojenliğe izin vermektedir.

Çalışmada kullanılan ADF ve test denklemleri;

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

Gecikme uzunluğu (p), Schwarz Bilgi Ölçütü (SIC) kullanılarak tahmin edilmiştir. SIC'ı minimize eden değer optimum gecikme uzunluğu olarak alınmıştır.1 nolu denklemden Δ fark işlemcisini simgelemektedir.

Tablo 13 Serilerin Durağanlıklarının ADF ve PP ile Sınanması

ADF Test İstatistiği	Olasılık	Phillip Perron Test İstatistiği	Olasılık	
Imf I(0)	-1,605,865	0,1015	-11,009,945	0,240
Img I(0)	3,570,399	0,0618	1,114,029	0,929
Isue I(0)	320,112	0,9996	3,201,512	0,999
lufe I(0)	2,522,462	0,9969	3,840,503	0,999

*Optimal gecikme uzunluğu seçiminde Schwarz Bilgi Kriteri kullanılmış ve lfm için 2, img için 8, sue için 0, ufe için ise 1 olarak belirlenmiştir.

Tablo 14 Durağanlaştırılmış Seriler

ADF Test İstatistiği	Olasılık	Phillip Perron Test İstatistiği	Olasılık	
Imf I(1)	-9,102,900	0,000	-1,250,771	0,00
Img I(1)	-3,750,672	0,0003	-8,708,333	0,00
Isue I(1)	-8,124,038	0,0000	-8,165,520	0,0
lufe I(1)	-4,662,674	0,000	-4,712,386	0,0

*Optimal gecikme uzunluğu seçiminde Schwarz Bilgi Kriteri kullanılmış ve lfm için 1, img için 10, Isue için 0, ufe için ise 0 olarak belirlenmiştir.

2.5. Engel Granger Eşbütünlüme Analizi

Son zamanlarda yapılan zaman serilerine ait ekonometrik çalışmalarda “eşbütünlüme” adı verilen teknik ile durağan olmayan değişkenler ile ilgili sorun aşılmıştır. Eşbütünlüme ile ilgili çalışmalar Engle-Granger’in (1987) makalesi ile başlamıştır. Bu makaleden sonra düzeyde durağan olmayan zaman serilerinin doğrusal bileşimlerinin durağan olup olmadığı test edilebilir ve uzun dönemli denge ilişkileri araştırılabilir hale gelmiştir. Engle Granger iki aşamalı yöntemine göre ilgili değişkenlerin düzey değerleri alınarak aralarındaki regresyon en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilir (Yıldırım, 2009:8).

Tüm serilerin 1. farklarında durağan oldukları Tablo 14’te görülmektedir. Engel Granger’e göre 2 aşamalı eşbütünlüme analizi için tahmin edilmesi gereken regresyonlar şunlardır;

$$lfm_t = \alpha_0 + \alpha_1 * img_t + u_t$$

$$lfm_t = \delta_0 + \delta_1 * lsue_t + u_t$$

$lfm_t = \beta_0 + \beta_1 * lufe_t + u_t$ denklemlerinden elde edilen kalıntıların (ut) durağanlıklarını sınanmış ve Tablo 15’te listelenmiştir.

Tablo 15 Kalıntıların ADF ile Sınanması

Regrese edilen değişkenler	Regresyondan elde edilen kalıntılara ait ADF test istatistiği	Olasılık	Gecikme Sayısı	Engle-Granger’a Göre Eşbütünlüme Sonucu
lfm/lsue	4,93	0,0000	0	Eşbütünlümlü
lfm/img	-4,200,300	0,0001	0	Eşbütünlümlü
lfm/lufe	-4,065,779	0,0001	0	Eşbütünlümlü

Tablo 15’te görüldüğü üzere tüm regresyonlardan elde edilen kalıntıların seviye değerinde durağan olduğu bulunmuştur. Bu nedenle Engle Granger’e göre lfm ile lsue, lfm ile img, lfm ile lufe

eşbütünleşik serilerdir. Uzun dönemde paralel hareket ederler ve böylece seviye değerlerinin kullanılmasında bir sakınca yoktur.

3. SONUÇ

Türkiye gibi finansal sistemi banka ağırlıklı olan ülkelerde bankacılık sisteminin etkinliği tüm ekonomik sistemi etkilemektedir. Bir bankanın karlılığı banka yönetiminden ve bankanın iç işleyişinden etkilendiği gibi bankalar, banka karlılığını etkileyebilecek yasal ve yapısal değişiklikler ya da makro ekonomik değişkenler gibi dış dinamiklerden de etkilenebilmektedir. Ancak bunlar bankaların kontrol edemedikleri dış unsurlardır.

Çalışmada faiz marjı ile makro ekonomik değişkenler olarak sanayi üretim endeksi, gsyih ve enflasyon değişkenleri arasındaki ilişki çeşitli ekonometrik yöntemlerle analiz edilmiştir.

Faiz marjı ile üretici fiyatları endeksi arasındaki ilişki negatif çıkmıştır. Enflasyon dönemlerinde faiz oranlarının yükselmesi yüksek maliyete yol açmaktadır. Ekonomik birimler paranın satın alma gücünü koruma isteği ile mevduata yöneleceğinden bankaların pasifinde artış meydana getirecektir. Böylece bankaların faiz geliri faiz gideri kadar artış gösteremeyecektir. Bu durum bankaların faiz gelir gider makasını açılması ve faiz marjının daralması şeklinde yorumlanabilir. Türkiye’de son yıllarda sağlanan istikrar ortamı ile birlikte enflasyon oranı düşme eğilimine girmiştir. Bankaların karlılığında ise 2007 yılında azalma eğilimi görülmüştür.

Faiz marjı ile ekonomik büyüme için kullanılan gayri safi yurt içi hasıla yani mg değişkeninin katsayısı ar(2) sürecinde istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Bu nedenle bu çalışmada kullanılan dönem için gsyih değişkeninin faiz marjı üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Faiz marjı ile sanayi üretim endeksi arasında tahmin edilen regresyon sonucunda %4,17’lik bir elastikiyet elde edilmiş ve ilişkinin yönü negatif bulunmuştur. Modelin açıklama gücü %87 çıkararak sanayi üretiminin faiz marjı değişkeni üzerinde oldukça etkili bir değişken olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Sanayi üretimi artarken faiz marjı azalmaktadır. Sanayi üretimi, istihdam artışı ve ekonomik canlanma sağlarken banka karlılığı azalma göstermiştir. Büyüme dönemlerinde artan fon talebi ve finansal kurumlar arası meydana gelen rekabet ortamı nedeniyle bankaların faiz marjlarını düşürdüğü şeklinde yorumlanabilir.

Ayrıca çalışmada, faiz marjı ile sanayi üretim endeksi, gsyih ve üretici fiyat endeksi değişkenlerinin Engel Granger 2 aşamalı yöntemine göre eşbütünleşik oldukları ve uzun dönemde paralel hareket ettikleri sonucuna ulaşılmıştır.

KAYNAKLAR

<Makale için kaynakça>

Abreu, M. ve Mendes V. (2002). “Commercial Bank Interest Margins and Profitability: Evidence from EU Countries”, Porto Çalışma Tebliği,122.

Arslan. İ. ve Yapraklı, S., (2008), “Banka Kredileri ve Enflasyon Arasındaki İlişki:Türkiye Üzerine Ekonometrik Bir Analiz (1983-2007)”, İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi, Sayı:7, ss.88-103.

Demirgüç-Kunt, A. ve Huizinga, H. (1999). “Determinants of Commercial Bank Interest Margins and Profitability: Some International Evidence”, World Bank Economic Review, XIII, 2, 379-408.

Demirgüç-Kunt, A. ve Huizinga, H. (2000). “Financial Structure and Bank Profitability”, World Bank Policy Research Working Paper No. 2430

Dickey D., Fuller W., (1981).” Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 49, 1057-1072.

Engle, R. F. ve Granger, C. W. J., (1987). “Co-İntegration And Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, 55, March, ss. 251-76.

Gujarati, D. N. (1999). *Temel Ekonometri* (çev. Ü Şenesen, G. G. Şenesen), İstanbul: Literatür.

Kaya, Y.T. (2002). “Türk Bankacılık Sektöründe Karlılığın Belirleyicileri: 1997-2000”, BDDK Mali Sektör Politikası Dairesi Çalışma Raporları, 2002/1.

Phillips, P.C.B., ve Perron, P.,(1988). “Testing For A Unit Root İn Time Series Regression”, *Biometrika* 75, 335-346.

Tunay, K.B. ve Silpar, A.M. (2006). “Türk Ticari Bankacılık Sektöründe Karlılığa Dayalı Performans Analizi-I”, TBB, Araştırma Tebliğleri Serisi, 2006-01.

<İnternet kaynakları için kaynakça>

BDDK, Aylık Veriler, Türk Bankacılık Sektörü İnteraktif Aylık Bülten, <http://ebulten.bddk.org.tr/AylıkBulten/Basit.aspx>, [Erişim Tarihi: 20.03.2010]

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Elektironek Veri Dağıtım Sistemi, <http://evds.tcmb.gov.tr/> [Erişim Tarihi: 20.03.2010]

Türkiye İstatistik Kurumu, Enflasyon ve Fiyat, http://www.tuik.gov.tr/VeriBilgi.do?tb_id=18&ust_id=6, [Erişim Tarihi: 22.05.2010]

Yıldırta D. (2009). “Türkiye’deki Makroekonomik Göstergelerin Döviz Kuru Üzerindeki Etkisi” 10. Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, Erzurum, 2009 <http://iletisim.atauni.edu.tr/eisemp/html/tammetinler/296.pdf> [Erişim Tarihi: 25.06.2010]