



## TÜRKİYE'DE ZORUNLU KARŞILIK ORANININ KALKINMA VE YATIRIM BANKALARININ KÂRLILIĞINA ETKİSİ

Esat ATALAY<sup>1</sup>

Yasemin MAĞİN<sup>2</sup>

### ÖZET

Bu çalışmada Türkiye için 2012Q1-2021Q4 dönemi arasında zorunlu karşılıkların bankaların kârlılığı üzerindeki etkisi çeyrek veriler kullanılarak analiz edilmiştir. Bu amaçla serilere ait birim kök testi sınaması yapılarak serilerin birinci farkta durağan olduğu sonucuna varılmıştır. Durağanlık sınaması sonrasında uygun gecikme uzunluğu belirlenerek VAR analizi gerçekleştirilmiştir. Değişkenler arasında otokorelasyon probleminin olmadığı Otokorelasyon-LM testi ile ispatlanmıştır. VAR modeline ait değişen varyans sorununun olmadığı White Değişen Varyans (Heteroskedasticity) testi ile ortaya çıkmıştır. VAR modelinin istikrarlı olup olmadığının tespiti için AR karakteristik polinomunun ters kökleri testi kullanılmıştır ve istikrarlı bir yapıda olduğu tespit edilmiştir. VAR modelinin kurulmasından sonra VAR Granger Nedensellik analizi ile kısa dönemde zorunlu karşılık oranından banka kârlılığına doğru nedenselliğin olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Yani bu sonuca göre, kısa dönemde zorunlu karşılık oranının banka kârlılığını etkilediği ifade edilebilir. Bununla birlikte banka kârlılığı zorunlu karşılık oranının Granger nedeni olmadığını belirten boş hipotezin kabul edildiği dolayısıyla kısa dönemde banka kârlılığının zorunlu karşılık oranını etkilemediği sonucuna varılmıştır. Ayrıca çalışmada eşbütünleşme testi neticesinde zorunlu karşılık oranları ile banka kârlılığı arasında uzun dönemde en az 1 tane eşbütünleşik vektörün varlığına ulaşılmıştır.

**Anahtar Kelimeler: Zorunlu Karşılık Oranı, Yatırım Bankaları, Kalkınma Bankaları, VAR Analizi.**

<sup>1</sup> Dr. Öğretim Üyesi, Batman Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İşletme Bölümü.

[esat.atalay@batman.edu.tr](mailto:esat.atalay@batman.edu.tr) ORCID: 0000-0003-4095-1583.

<sup>2</sup> Lisans Üstü Öğrencisi, Batman Üniversitesi, Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, İktisat ABD.

[yasemin.mgin@gmail.com](mailto:yasemin.mgin@gmail.com) ORCID: 0000-0002-4605-8799.

**THE EFFECT OF RESERVE REQUIREMENT RATIO ON THE  
PROFITABILITY OF DEVELOPMENT AND INVESTMENT BANKS IN  
TURKEY**

**ABSTRACT**

The effect of reserve requirement ratio on the banks between 2012Q1-2021Q4 in Turkey is analyzed using quarterly data. For this purpose, the unit root test of the series was performed and it was concluded that the series were stationary at the first difference. After the stationarity test, the appropriate lag length was determined and VAR analysis was performed. Autocorrelation-LM test proved that there is no autocorrelation problem between the variables. It has been revealed by the White Heteroskedasticity test that there is no problem of varying variance of the VAR model. In order to determine whether the VAR model is stable, the Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial test was used and found to be stable. After the establishment of the VAR model, it is concluded that there is causality from the reserve requirement ratio to the bank profitability in the short run with the VAR Granger Causality analysis. In other words, according to this result, it can be stated that the required reserve ratio affects the profitability of the bank in the short run. However, it was concluded that the null hypothesis stating that the bank profitability reserve requirement ratio is not the Granger cause was accepted, therefore, the bank profitability did not affect the reserve requirement ratio in the short run.

**Keywords: Required Reserve Ratio, Investment Banks, Development Banks, VAR Analysis.**

## 1.Giriş

Para politikasının en etkin araçlarından biri olan zorunlu karşılık oranı, bankaların ve diğer finansal kuruluşların bilançolarındaki kredi ve mevduat gibi yükümlülüklerine karşılık gelecek şekilde merkez bankasında tutulması zorunlu kılınan rezerv miktarını ifade etmektedir (Hazar, Yenice, 2015:144).

Zorunlu karşılık oranındaki azalış para arzının ve bankaların vermiş olduğu kredilerin artmasına sebep olmaktadır. Zorunlu karşılık oranındaki düşüşler, merkez bankasına bankaların yatırması gereken kaynağın azalması demektir. Dolayısıyla bankaların kredi verilebilir fonlarında da artış sağlanmış olacaktır. Kredilerdeki artışlar ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilemektedir. Zorunlu karşılık oranındaki artışın olması durumunda ise faiz oranlarındaki yükselişe bağlı yatırımların ve ekonomik büyümenin olumsuz etkilenmesi söz konusu olacaktır. Zorunlu karşılık oranındaki artışın bankacılık sistemi üzerinde çeşitli etkileri bulunmaktadır. Bunlardan ilki, bankalar açısından merkez bankasında zorunlu olarak tutulan ve herhangi bir faiz getirisi olmayan mevduatın, bankaların karlılığını düşürme etkisidir. İkincisi, bankaların para yaratma kabiliyetini azaltmasıdır. Üçüncüsü ise, bankaların likiditesini azaltarak kısa vadeli maliyetlerin artmasına sebep olmasıdır (Barışık ve Çetintaş, 2008:118).

Çalışmada Türkiye için 2012Q1-2021Q4 dönemi arasında zorunlu karşılıkların bankaların kârlılığı üzerindeki etkisi çeyrek veriler kullanılarak analiz edilmiştir. Bu amaçla ilk olarak literatür taraması sonraki uygulama bölümünde ise, metodolojik açıklamalar yapılarak ampirik çalışmada elde edilen bulgular değerlendirilerek çalışma tamamlanmıştır.

## 2. Literatür

Merkez Bankası'nın para politikası araçlarından biri olan zorunlu karşılık oranları ile kalkınma ve yatırım bankalarının kârlılığı üzerindeki etkisi incelenmiştir. Özellikle 2010 yılından sonra zorunlu karşılık politikalarında yapılan değişiklikler sonucunda çalışmalar bu dönemden sonra artmıştır. Ancak literatür tarandığında zorunlu karşılık oranlarının makroekonomik parametreler, büyüme, yatırım, tüketici kredileri gibi pek çok değişkenler üzerindeki etkilerle ilgili araştırmalara ulaşılabilir iken zorunlu karşılık oranları ile yatırım ve kalkınma bankalarının kârlılığı üzerindeki etkisine dair çalışmalara az rastlanılmaktadır.

Demirgüç ve Kunt Huizinga (1999), 1988-1995 yılları arasında 80 ülkeye ait banka verileri kullanılarak panel veri analizi ile makroekonomik parametrelerin ( Enflasyon, GSYH, faiz oranları

vb.) banka kârlılığı üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Bu parametreler arasından faiz oranları ile bankaların kârlılığı arasındaki ilişki geliştirmekte olan ülkeler için olumlu olduğu gözlenmiştir.

Barışık ve Çetintaş (2008), 1987-2004 yılları arasında Türkiye’de zorunlu karşılık oranlarındaki değişimlerin yatırım ve büyüme üzerinde etkisini zaman serileri analizini kullanarak kısa ve uzun dönemli incelemişlerdir. Çalışmada kısa dönemde zorunlu karşılık oranlarındaki değişim ile yatırım ve büyüme arasında anlamlı bir ilişki olmadığı, uzun dönemde ise anlamlı ve etkin bir araç olduğu sonucuna varmışlardır.

Çoban ve Şahin (2011), Türkiye’de 1990-2010 yılları arasında Merkez Bankası’nın uyguladığı para politikasının, bankaların kârlılığı üzerindeki etkisini eşbütünleşme analizini kullanarak Yapı Kredi, Albaraka-Türk ve Vakıflar Bankası üzerinde incelemişlerdir. Çalışmada, sadece Vakıflar Bankası’na ilişkin modelde anlamlı ve pozitif yönde sonuçların çıktığı belirlenmiştir.

Sözer (2013), Türkiye’de 2007-2012 yılları arasındaki çeyrek verileri kullanarak zorunlu karşılık oranlarının banka bilanço büyüklükleri (mevduat, kredi, repo, para piyasası ve borçlar) üzerindeki etkisini doğrusal regresyon analizi ile incelemiştir. Çalışmanın sonucuna göre zorunlu karşılık oranlarının TL cinsinden, mevduat (TL), alınan krediler (YP), repo ve para piyasası ve borçlar değişkeni arasında pozitif bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Ancak TL cinsinden zorunlu karşılık oranları ile TL cinsinden alınan krediler arasında anlamlı bir ilişki söz konusu değildir.

Aksoy (2018), Türkiye’de Merkez Bankası’nın para politikası araçlarının halka açık banka kârlılık performansları üzerindeki etkisini 2003-2016 yılları arasında üç aylık veriler kullanılarak panel VAR modeli ile incelemiştir. Analiz sonuçlarına göre, zorunlu karşılıklar ve ağırlıklı ortalama fonlama maliyetinin banka kârlılık performansları üzerindeki etkisinin çok az olduğu ve karşılaşılan şoklara karşı farklı tepkiler verdiğini fakat mevcut duruma ayak uydurarak dengeyi koruyabildiği tespit edilmiştir.

Felek ve Ceylan (2021), Türkiye’de 2011-2019 yılları arasında aylık veriler kullanarak 2008 küresel finans krizinden sonra kullanılmaya başlanılan geleneksel olmayan para politikası araçlarının finansal istikrar üzerindeki etkisini SVAR yöntemi ile araştırılmıştır. Çalışmada Merkez Bankası’nın kullanmış olduğu geleneksel olmayan para politikası araçlarından faiz koridoru, istisnai gün uygulaması finansal istikrarı desteklemesinde etkili olduğu sonucuna varmışlardır.

### 3. Uygulama

#### 3.1. Araştırmanın Metodu

Çalışmada, Türkiye’de 2012Q1-2021Q4 dönemi arasında zorunlu karşılıkların bankaların kârlılığı üzerindeki etkisi çeyrek veriler kullanılarak analiz edilmiştir. Değişkenlere ait datalar, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) veri kaynağından elde edilmiştir. Araştırmanın uygulama aşamasındaki testlerin yapılması için Econometric Views (Eviews, version 12.0) bilgisayar paket programından faydalanılmıştır. Aşağıdaki tabloda modeldeki değişkenler gösterilmiştir.

**Tablo.1.** Modelde Kullanılan Değişkenler

<b>Lnkâr</b>	Bankaların Toplam Kârlarının Logaritması
<b>Lnzk</b>	Zorunlu Karşılık Oranının Logaritması
<b>Dlnkâr</b>	Bankaların Toplam Kârlarının Logaritmasının Farkı
<b>Dlnzk</b>	Zorunlu Karşılık Oranının Logaritmasının Farkı

Yapılan analiz için kurulan modelin denklemleri aşağıdaki gibidir:

$$d \ln kar = \beta_0 + \beta_1 d \ln zk + u_t$$

Denklemlerde, bankaların toplam kârlılık oranını temsil eden dlnkâr modelin bağımlı değişkeni olarak tanımlanmıştır.  $\beta_0$  sabit terimi ifade ederken, modelin bağımsız değişkeni, zorunlu karşılık oranını temsil eden dlnzk şeklinde tanımlanmıştır. Son olarak denklemlerde gösterilen  $u_t$  ise hata terimini tanımlamaktadır.

Değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler tablo 2’de gösterilmiştir.

**Tablo.2.** Değişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	<b>Kârlılık</b>	<b>Zorunlu Karşılık Oranı</b>
<b>Mean</b>	14.25179	14.21230
<b>Median</b>	14.20111	14.35070
<b>Maximum</b>	16.10170	15.55250
<b>Minimum</b>	12.58399	12.78122
<b>Std. Dev.</b>	0.873851	0.594633
<b>Skewness</b>	0.064970	-0.403800
<b>Kurtosis</b>	2.392094	2.797284
<b>Jarque-Bera</b>	0.644056	1.155521
<b>Probability</b>	0.724678	0.561154

Tablo 2’de oynaklığı gösteren standart sapma banka kârlılıkları değişkeninde en yüksek orana sahiptir. Çarpıklık katsayısı olasılık dağılımına ait asimetriyi ifade etmekte ve kriteri sıfır olarak kabul edilmektedir. Bu değer sıfırdan büyük olması dağılımın sağa çarpık olduğunu sıfırdan küçük olması ise sola çarpık olduğunu göstermektedir. Banka kârlılık değişkeni sağa çarpık zorunlu karşılık değişkeni ise sola çarpıktır. Basıklık katsayısı üçe göre yorumlanmaktadır. Üçten küçük ise dağılım basık üçten büyükse dağılım diktir. Her iki değişken için basıklık katsayısına göre dağılımın basık olduğunu söylemek mümkündür. Jarque-Bera normal dağılım testine göre her iki değişkenin de normal dağıldığı gözlenmektedir.

### 3.2. Ekonometrik Metodoloji

Değişkenler arasında nedenselliğin yönünün tespit edilmesi amacıyla en çok tercih edilen yöntem olan Granger (1969) nedensellik testi kullanılmıştır. Değişkenlerin tutarlı ve anlamlı sonuç verebilmesi için serilerin birim kök taşımaması (durağan olması) önemlidir (Atalay Şimşek, 2021:170). Bu sebeple ilk olarak serilerin durağanlığı değişkenlere ait birim kök sınaması ile yapılmıştır. Uygun gecikme uzunluğu bilgi kriteri kullanılarak elde edilmiştir. Vector AutoRegresif (VAR) modeli için gerekli varsayımların sağlanması önem arz etmektedir. Bu varsayımlardan ilki otokorelasyon sorununun olmamasıdır. Otokorelasyon sorununun tespiti için Otokorelasyon LM testi yapılmıştır. İkinci varsayım değişen varyans probleminin olmamasıdır. İkinci varsayımı test etmek için White Heteroskedasticity testi kullanılmıştır. Son varsayım ise parametrelerin istikrarlı olması durumudur. AR Roots testi ile parametre istikrar sınaması yapılmıştır. Değişkenler

arasındaki eşbütünleşme ilişkisi Johansen eşbütünleşme testi ile incelenmiştir. Ayrıca değişkenler arasındaki kısa dönem nedensellik sınaması VAR Granger Nedensellik testi kullanılarak yapılmış ve uzun dönem nedensellik ise VECM ile analiz edilmiştir.

### 3.3. Phillips-Perron (PP) Birimkök Testi

Zaman serilerinin birim kök taşıyıp taşımadığı (durağanlığı) önem arz etmektedir. Çünkü durağan olmayan seriler sahte regresyonlara ve yanıltıcı test sonuçlarına ulaşılmasına sebep olabilmektedir (Terzi,2004:65). Zaman serilerinin durağan olmama durumu söz konusuysa ve bu seriler rastsal bir trend barındırıyorsa seriler durağan hale gelinceye kadar farklarının alınması gerekmektedir. Bu çalışmada serilerin durağanlığı Phillips-Perron (PP) birim kök testi ile sınanmıştır.

Phillips ve Perron (1988), tarafından önerilen birim kök testi için kurulan denklem,

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \varepsilon_t$$

şeklinde gösterilmektedir. Denklemden “sabit” ya da “sabit ve trend”i ;  $\alpha = \rho - 1$ ,  $x_t$  olarak tanımlayan deterministik bileşenler bulunmaktadır.

Phillips ve Perron (1988), testi için hipotezler aşağıdaki gibidir:

$H_0$ : Seri birim kök taşımaktadır (durağan değildir)

$H_1$ : Seri birim kök taşımamaktadır (durağandır)

### 3.4. Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) Birim Kök Testi

ADF (1981) testi, zaman serileri analizleri yapılırken değişkenlerin birim köke sahip olup olmamasının sınanmasında en sık kullanılan test olma özelliğini taşımaktadır. Hata terimlerinin otokorelasyon içermesi durumunda serinin gecikmeli değerlerinin kullanılarak otokorelasyon sorununu ortadan kaldırması bu testin önemini göstermektedir. Ayrıca bu testle modeldeki bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri bağımsız değişken olarak modele dahil edilmektedir. Modele eklenen bu gecikme sayıları, yaygın olarak Akaike ve Schwarz bilgi kriteri dikkate alınarak belirlenmektedir. Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testi için kullanılan model şöyledir;

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_t - 1 + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Modeldeki, durağanlığı analiz edilen değişkenin birinci farkını  $\Delta Y_t$ , trend değişkenini t, gecikmeli fark terimini  $\Delta Y_{t-1}$ , ifade etmektedir. ADF birim kök testi  $\delta$  katsayısının sıfıra eşitliğini analiz etmektedir (Dickey Fuller, 1981:1060).

Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testi için hipotezler aşağıdaki gibidir:

H0: Seri birim kök taşımaktadır (durağan değildir)

H1: Seri birim kök taşımamaktadır (durağandır)

### 3.5. VAR Granger Nedensellik Analizi ve Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM)

Granger (1969) nedensellik testini  $Y_t$  değişkeni,  $X_t$  değişkenine ait geçmiş değerlerini dikkate alarak kullanıldığı zaman, kullanılmadığı duruma kıyasla daha iyi bir tahmin sonucuna ulaşılabiliyorsa bu durumda  $X_t$ ,  $Y_t$ 'nin Granger nedenidir şeklinde tanımlanmaktadır.

İlk kez Granger (1969) tarafından ortaya atılan bu testin iki ana amacı bulunmaktadır. İlki, bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki nedenselliği araştırmak diğeri ise bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü bulmaktır (Alı ve Güvenek, 2019:4544).

Bağımlı ve bağımsız değişken arasındaki nedensellik ilişkisi aşağıdaki modelde gösterilmiştir (Granger, 1969:427):

$$x_t + b_0 Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_i y_{t-i} + \varepsilon_1$$

$$y_t + c_0 x_t = \sum_{i=1}^n c_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_i y_{t-i} + \varepsilon_2$$

Modelde  $b_0 = c_0 = 0$  olması durumunda nedensellik ilişkisi aşağıdaki modele dönüşecektir (Granger, 1969:427):

$$x_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_i y_{t-i} + \varepsilon_1$$

$$y_t = \sum_{i=1}^n c_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_i y_{t-i} + \varepsilon_2$$

Granger nedensellik analizinin hipotezleri şöyledir (İçellioğlu, 2019:57):



$H_0$ : X'den Y'ye Granger nedensellik yoktur (X, Y'nin Granger nedeni değildir)

$H_1$ : X'den Y'ye Granger nedensellik vardır (X, Y'nin Granger nedenidir).

Granger nedensellik sonucu herhangi bir nedenselliğin olmaması durumunun yanında tek yönlü bir nedensellik ya da çift yönlü bir nedenselliğin ortaya çıkması mümkündür.

Serilerin eşbütünleşme durumu söz konusu olduğunda VAR modeline dayalı Granger testinin geçerliliğinin reddedilmesi bu durumda nedensellik ilişkisinin vektör hata düzeltme modeli (VECM) ile analiz edilmesi gerekmektedir. Ayrıca seriler arasında en az bir eşbütünleşme ilişkisinin var olması demek yine uzun dönem için seriler arasında en az bir nedensellik ilişkisinin olduğu anlamına gelmektedir (Engle ve Granger, 1987:259).

Kısa ve uzun dönemli nedenselliğin ortaya çıkarılması için hem X hem de Y bağımlı değişkenine ait VECM tahmin edilir. Her iki bağımlı değişken dikkate alınarak hata düzeltme modelleri (ECM) kurulur (Demirci, 2017:53).

$$\Delta X_t = \sum_{j=1}^m a_j \Delta X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j \Delta Y_{t-j} + \alpha ECT_{1,t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \sum_{j=1}^m c_j \Delta X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j \Delta Y_{t-j} + \beta ECT_{2,t-1} + \mu_t$$

Yukarıdaki denklemde,  $ECT_{1,t-1}$  ve  $ECT_{2,t-1}$  hata düzeltme terimlerini;  $\alpha$  ve  $\beta$  ise hata düzeltme terimi katsayılarını göstermektedir. Aynı zamanda  $ECT_{1,t-1}$  ve  $ECT_{2,t-1}$  sırasıyla,  $(X_{t-1} - \alpha_1 Y_{t-1})$  X'in ve  $(Y_{t-1} - \beta_1 X_{t-1})$  Y'nin eşbütünleşme denklemi ile tahmin edilmesi sonucu elde edilen hata teriminin bir gecikmeli değerini ifade etmektedir. Hata teriminin katsayısının anlamlı olması, uzun dönemde bağımsız değişkenden bağımlı değişkene doğru nedenselliğin varlığını göstermektedir (Demirci, 2017:54).

### 3.6. Johansen Eşbütünleşme Testi

Johansen eşbütünleşme testi, maksimum olabilirlik tahmin tekniği ile eşbütünleşik vektörlerin var olup olmadığını analiz etmektedir. Durağan olmayan değişkenlerle kurulan VAR modeli özelliklerine dayanan bir yaklaşımdır. Değişkenlere ait düzeye ilişkin parametre matrisi, modelin uzun dönem bilgilerini içermektedir (Var, 2015:125).

Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) geliřtirdikleri test neticesinde Trace ve Maksimum Eigen deęerleri olmak üzere iki test istatistięi tanımlamaktadır. Böylece bu testle, boş hipotez r tane ya da daha fazla sayıda vektörün olup olmaması analiz edilmektedir (Bozma, 2015:63).

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{j=r+1}^p \ln(1 - \lambda_j)$$

$$\lambda_{max}(r) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$$

Yukardaki eşitliklerde geen  $\lambda_j$ , köklerden elde edilen kökler ve özdeęerleri ifade ederken T, gözlem sayısını belirtmektedir.

## 4. Bulgular

Tablo 1’den Tablo 18’e kadar tüm deęişkenlerin hem logaritmik hem de logaritmik deęerlerinin birinci farkları için ADF ve PP birim kök test sonuçları yer almaktadır. Herhangi bir serinin birim kök taşıması demek o serinin duraęan olmadığını ifade etmektedir. ADF ve PP birim kök testi sonuçlarına göre; lnkâr ve lnzk deęişkenlerinin hem sabitli modelde hem de sabitli ve trendli modelde I(1) = farkta duraęan olduęu sonucuna ulařılmıştır. Dolayısıyla her iki test için birim kök sonuçları tutarlıdır.

**Tablo.3.** Lnkâr Deęişkeninin Sabitli Model ADF Birim Kök Analizi Sonucu

		t-İstatistięi	Olasılık
<b>ADF test istatistięi</b>		1.873907	0.9997
<b>Test kritik deęerleri</b>	% 1	-3.646342	
	% 5	-2.954021	
	%10	-2.615817	

Tablo 3’e göre, test istatistięinin kritik deęerden büyük olması ayrıca olasılık deęerinin %1’den büyük olması bu modelin birim kök taşıdığını dolayısıyla serinin duraęan olmadığını ifade etmektedir.

**Tablo.4.** Lnkâr Değişkeninin Sabitli ve Trendli Model ADF Birim Kök Analizi Sonucu

		<b>t-İstatistiği</b>	<b>Olasılık</b>
ADF test istatistiği		-1.199879	0.8941
Test kritik değerleri:	% 1	-4.262735	
	% 5	-3.552973	
	% 10	-3.209642	

lnkâr değişkenine ait sabitli ve trendli model için ADF sonucuna göre, test istatistiğinin kritik değerden büyük olması bu modelin birim kök taşıdığını dolayısıyla serinin durağan olmadığını ifade etmektedir.

**Tablo.5.** Dlnkâr Değişkeninin Sabitli Model ADF Birim Kök Analizi Sonucu

		<b>t-İstatistiği</b>	<b>Olasılık</b>
ADF test istatistiği		-3.853612	0.005*
Test kritik değerleri:	% 1	-3.646342	
	% 5	-2.954021	
	% 10	-2.615817	

\* %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 5'e göre, test istatistiğinin kritik değerden küçük olması ayrıca olasılık değerinin %1'den küçük olması bu modelin birim kök taşımadığını dolayısıyla serinin birinci farkta durağan olduğunu ifade etmektedir.

**Tablo.6.** Dlnkâr Değişkeninin Sabitli ve Trendli Model ADF Birim Kök Analizi Sonucu

		<b>t-İstatistiği</b>	<b>Olasılık</b>
ADF test istatistiği		-4.538645	0.005*
Test kritik değerleri:	% 1	-4.262735	
	% 5	-3.552973	
	% 10	-3.209642	

\* %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

dlnkâr değişkenine ait birim kök sınamasına göre, test istatistiğinin kritik değerden küçük olması sabitli ve trendli modelde serinin birim kök taşımadığını dolayısıyla serinin birinci farkta durağan olduğunu ifade etmektedir.

**Tablo.7.** Lnzk Değişkeninin Sabitli Model ADF Birim Kök Analizi Sonucu

		t-İstatistiği	Olasılık
ADF test istatistiği		-1.641062	0.4526
Test kritik değerleri:	% 1	-3.610453	
	% 5	-2.938987	
	% 10	-2.607932	

lnzk değişkenine ait sabitli model için yapılan ADF birim kök sınavasının sonucuna göre, test istatistiğinin kritik değerden büyük olması ayrıca olasılık değerinin %1'den büyük olması bu modelin birim kök taşıdığını diğer bir deyişle serinin durağan olmadığını ifade etmektedir.

**Tablo.8.** Lnzk Değişkeninin Sabitli ve Trendli Model ADF Birim Kök Analizi Sonucu

		t-İstatistiği	Olasılık
ADF test istatistiği		-3.525378	0.0505
Test kritik değerleri:	% 1	-4.211868	
	% 5	-3.529758	
	% 10	-3.196411	

Tablo 8'e göre, test istatistiğinin %1 kritik değerden büyük olması ayrıca olasılık değerinin %1'den büyük olması lnzk değişkeninin sabitli ve trenli modeli için birim kök taşıdığını dolayısıyla serinin durağan olmadığını ifade etmektedir.

**Tablo.9.** Dlnzk Değişkeninin Sabitli Model ADF Birim Kök Analizi Sonucu

		t-İstatistiği	Olasılık
ADF test istatistiği		-7.899863	0.0000*
Test kritik değerleri:	% 1	-3.615588	
	% 5	-2.941145	
	% 10	-2.609066	

\* %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Sabitli ve trendli modelde dlnzk değişkeninin birim kök analizi sonucuna göre, test istatistiğinin kritik değerden küçük olması ayrıca olasılık değerinin %1'den küçük olması bu modelin birim kök taşımadığını dolayısıyla serinin birinci farkta durağan olduğuna ulaşılmıştır.

**Tablo.10.** Dlnzk Değişkeninin Sabitli ve Trendli Model ADF Birim Kök Analizi Sonucu

		<b>t-İstatistiği</b>	<b>Olasılık</b>
ADF test istatistiği		-7.750958	0.0000*
Test kritik değerleri:	% 1	-4.219126	
	% 5	-3.533083	
	% 10	-3.198312	

\* %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 10’da, test istatistiğinin kritik değerden küçük olması ayrıca olasılık değerinin %1’den küçük olması dlnzk değişkenine ait sabitli ve trendli modelin birim kök taşımadığını dolayısıyla serinin birinci farkta durağan olduğunu göstermektedir.

**Tablo.11.** Lnkâr Değişkeninin Sabitli Model PP Birim Kök Analizi Sonucu

		<b>t-İstatistiği</b>	<b>Olasılık</b>
PP test istatistiği		-3.366820	0.0184
Test kritik değerleri:	% 1	-3.610453	
	% 5	-2.938987	
	% 10	-2.607932	

PP birim kök analizi sonucunu gösteren tablo 11’e göre, test istatistiğinin %1 kritik değerden büyük olması ayrıca olasılık değerinin %1’den büyük olması lmkâr değişkeninin sabitli modelde birim kök taşıdığını dolayısıyla serinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

**Tablo.12.** Lnkâr Değişkeninin Sabitli ve Trendli Model PP Birim Kök Analizi Sonucu

		<b>t-İstatistiği</b>	<b>Olasılık</b>
PP test istatistiği		-7.864087	0.0000*
Test kritik değerleri:	% 1	-4.211868	
	% 5	-3.529758	
	% 10	-3.196411	

\* %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 12’ye göre, test istatistiğinin kritik değerden küçük olduğu ayrıca olasılık değerinin %1’den küçük değer aldığı görülmektedir. Fakat bir modelin birim kök taşımadığını ispat etmek için aynı değişkene ait hem sabitli hem de sabitli ve trendli model için birim kök taşımadığı doğrulanmalıdır. Dolayısıyla serinin düzeyde durağan olmadığını ifade etmek mümkündür. Aşağıdaki tabloda serinin farkta durağanlığı aşaması test edilmektedir.

**Tablo.13.** Dlnkâr Değişkeninin Sabitli Model PP Birim Kök Analizi Sonucu

		t-İstatistiği	Olasılık
PP test istatistiği		-16.28122	0.0000*
Test kritik değerleri:	% 1	-3.615588	
	% 5	-2.941145	
	%10	-2.609066	

\* %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 13'te gösterilen PP analizine göre, test istatistiğinin kritik değerden küçük olduğu ve bu modelin birim kök taşımadığını dolayısıyla serinin birinci farkta durağan olduğu gösterilmektedir.

**Tablo.14.** dlnkâr değişkeninin sabitli ve trendli model PP birim kök analizi sonucu

		t-İstatistiği	Olasılık
PP test istatistiği		-16.85534	0.0000*
Test kritik değerleri:	% 1	-4.219126	
	% 5	-3.533083	
	%10	-3.198312	

\* %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

dlnkâr değişkeninin sabitli ve trendli modeli için PP birim kök sonucunun olasılık değerinin %1'den küçük olması bu modelin birim kök taşımadığını dolayısıyla serinin birinci farkta durağan olduğunu belirtmektedir.

**Tablo.15.** LnzK Değişkeninin Sabitli Model PP Birim Kök Analizi Sonucu

		t-İstatistiği	Olasılık
PP test istatistiği		-1.453935	0.5460
Test kritik değerleri:	% 1	-3.610453	
	% 5	-2.938987	
	%10	-2.607932	

Tablo 15'te lnzK değişkeninin sabitli modeli için yapılan PP birim kök analizi gösterilmektedir. Analize göre, olasılık değerinin %1'den büyük olması bu modelin birim kök taşıdığını dolayısıyla serinin durağan olmadığı anlamını taşımaktadır.

**Tablo.16.** Lnzk Değişkeninin Sabitli Ve Trendli Model PP Birim Kök Analizi Sonucu

		t-İstatistiği	Olasılık
PP test istatistiği		-3.467847	0.0572
Test kritik değerleri:	% 1	-4.211868	
	% 5	-3.529758	
	%10	-3.196411	

Tablo 16’da gösterilen PP birim kök analizi sonucuna göre, olasılık değerinin %1’den büyük olması bu modelin birim kök taşıdığını diğer bir deyişle serinin durağan olmadığına ulaşılmaktadır.

**Tablo.17.** Dlnzk Değişkeninin Sabitli Model PP Birim Kök Analizi Sonucu

		t-İstatistiği	Olasılık
PP test istatistiği		-8.347083	0.0000*
Test kritik değerleri:	% 1	-3.615588	
	% 5	-2.941145	
	%10	-2.609066	

\* %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

PP birim kök analizi ile test edilen dlnzk değişkeninin sabitli modeli için, test istatistiğinin kritik değerden küçük olması modelin birim kök taşımadığını dolayısıyla serinin birinci farkta durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

**Tablo.18.** Dlnzk Değişkeninin Sabitli ve Trendli Model PP Birim Kök Analizi Sonucu

		t-İstatistiği	Olasılık
PP test istatistiği		-8.164867	0.0000*
Test kritik değerleri:	% 1	-4.219126	
	% 5	-3.533083	
	%10	-3.198312	

\* %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 18’e göre, dlnzk değişkenine ait sabitli ve trendli modelde, hem test istatistiğinin kritik değerden küçük olması hem de olasılık değerinin %1’den küçük olması bu modelin birim kök taşımadığını yani serinin birinci farkta durağan olduğunu göstermektedir.

Değişkenlere ait durağanlık sınavından sonra değişkenlerin I(1) olduğu sonucuna varılmış ve değişkenlerin birinci farkı alınıp VAR analizi gerçekleştirilmiştir. VAR analizi için ilk olarak optimal (uygun) gecikme uzunluğu belirlenmektedir. Tablo 19’da gecikme uzunluğu analizi sonuçları gösterilmektedir. Genel olarak gecikme uzunluğu tespit edilirken üzerinde en fazla yıldız

(\*) olan tercih edilmektedir. Çalışmada LR: sıralı değiştirilmiş LR test istatistiğini, FPE: Son tahmin hatasını, AIC: Akaike bilgi kriterini, SC: Schwarz bilgi kriterini ve HQ: Hannan-Quinn bilgi kriterini ifade etmektedir.

**Tablo.19.** Optimal Gecikme Uzunluğu Test Sonucu

Gecikme Uzunluğu	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-53.56918	NA	0.082057	3.175382	3.264259	3.206062
1	-29.67433	43.69345*	0.026348*	2.038533	2.305164*	2.130574
2	-28.66478	1.730650	0.031354	2.209416	2.653801	2.362818
3	-24.58951	6.520427	0.031439	2.205115	2.827254	2.419877
4	26.61183	76.07057	0.003146	-0.492105	3.307789	-0.215982
5	38.47371	16.26772	0.041397	-0.941355*	3.036293	-0.603871*

Tablo 19'a göre, en uygun gecikme uzunluğu 1 olarak seçilmiş ve bu gecikme düzeyinde varsayımsal şartların sağlandığı tespit edilmiştir.

VAR modeli için değişkenler arasında otokorelasyon probleminin analizi Otokorelasyon-LM testi ile sınanmaktadır. Tablo 20'ye göre modele ait herhangi bir otokorelasyon problemi mevcut değildir.

**Tablo.20.** Otokorelasyon-LM testi

Gecikmeler	LM-İstatistiği	Olasılık Değeri
1	3.507156	0.4768
2	4.086007	0.3945
3	1.992231	0.7372

Diğer bir varsayım testi olan White Değişen Varyans (Heteroskedasticity) testi sonucu Tablo 21'de belirtilmiştir. Yapılan testle VAR modeline ait değişen varyans sorununun olmadığı ortaya çıkmıştır.

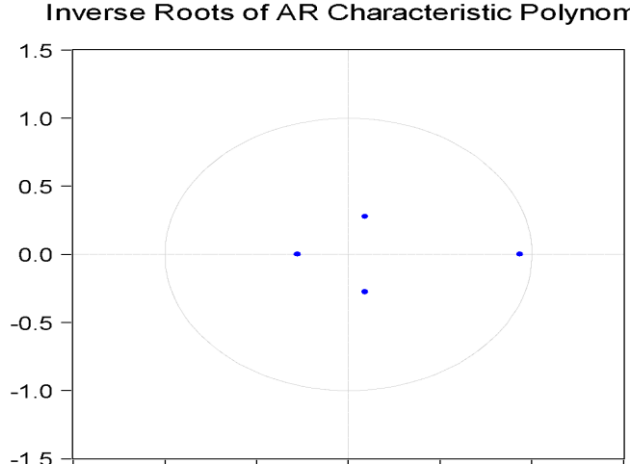
**Tablo.21.** White Değişen Varyans Testi

Kikare	Serbestlik derecesi	Olasılık değeri
35.87101	24	0.0565



VAR modelinin istikrarlı olup olmadığının tespiti ise, R karakteristik polinomunun ters kökleri (Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial) testi kullanılmıştır. Şekil 1’de AR karakteristik polinomunun ters köklerinin birim çember içinde dağıldığı görülmektedir. Bu durumda VAR modelinin istikrarlı bir yapıda olduğu ifade edilebilir.

Şekil 1. AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri Testi



VAR modelinin kurulmasından sonra VAR Granger Nedensellik analizi ile kısa dönemde bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin olup olmadığı analiz edilmiştir. Zorunlu karşılık oranının banka kârlılığı üzerindeki nedensellik analizi hata düzeltme modeliyle dışsallık testi kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Tablo 22’deki sonuçlara göre, zorunlu karşılık oranı banka kârlılığın Granger nedeni olmadığını gösteren boş hipotezin reddedildiğini dolayısıyla kısa dönemde zorunlu karşılık oranından banka kârlılığına doğru nedenselliğin olduğu ortaya çıkmaktadır. Yani bu sonuca göre, kısa dönemde zorunlu karşılık oranının banka kârlılığını etkilediği ifade edilebilir. Bununla birlikte banka kârlılığı zorunlu karşılık oranının Granger nedeni olmadığını belirten boş hipotezin kabul edildiği dolayısıyla kısa dönemde banka kârlılığının zorunlu karşılık oranını etkilemediği sonucuna varılmıştır.

**Tablo.22.** Zorunlu Karşılık Oranı Ve Banka Kârlılığı Arasındaki Kısa Dönem Nedensellik İlişkisi

Boş hipotez	Olasılık değeri	Karar
Zorunlu karşılık oranı banka kârlılığın Granger nedeni değildir	0.028	Red
Banka kârlılığı zorunlu karşılık oranının Granger nedeni değildir	0.110	Kabul

Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi Johansen Eşbütünleşme Testi ile analiz edilmiştir. Tablo 23'teki sonuçlara göre, iz istatistiği baz alındığında  $r=0$  hipotezinin reddedildiği sonucuna ulaşılır. Böylece zorunlu karşılık oranları ile banka kârlılığı arasında uzun dönemde en az 1 tane eşbütünleşik vektörün varlığı ortaya çıkmaktadır.  $r \leq 1$  hipotezinin kabul edilmesi bu değişkenler arasında birden fazla eşbütünleşik ilişkinin olmadığını belirtmektedir. Dolayısıyla çalışmada iz istatistiği dikkate alınarak zorunlu karşılık oranları ile banka kârlılığı arasında uzun dönemde ortak bir denge ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

**Tablo.23.** Johansen Eşbütünleşme Testi

Boş hipotez	Özdeğer	İz İstatistiği	Olasılık	Enbüyük özdeğer istatistiği	Olasılık
$r=0^*$	0.342	16.956	0.029	15.592	0.027
$r \leq 1^*$	0.026	1.031	0.309	1.031	0.309

## 5. Sonuç

Türkiye için çeyrek veriler kullanılarak zaman serisi analizi gerçekleştirilen bu çalışmada, serilerin birim kök sonucu birinci farkta durağan olduğu sonucuna varılmıştır. Değişkenler arasında otokorelasyon sorununun olmaması Otokorelasyon-LM testi ile ispatlanmıştır. VAR modeline ait değişen varyans sorununun olmadığı White Değişen Varyans (Heteroskedasticity) testi ile ortaya çıkmıştır. VAR modelinin istikrarlı olup olmadığının tespiti için AR karakteristik polinomunun ters kökleri testi kullanılmıştır ve istikrarlı bir yapıda olduğu tespit edilmiştir. VAR modelinin kurulmasından sonra VAR Granger Nedensellik analizi ile kısa dönemde zorunlu karşılık oranından banka kârlılığına doğru nedenselliğin var olduğu sonucu desteklenmiştir. Bu sonuca göre, kısa dönemde zorunlu karşılık oranının banka kârlılığını etkilediği ifade edilebilir. Granger nedensellik testi sonucuna göre, kısa dönemde banka kârlılığının zorunlu karşılık oranını etkilemediği sonucuna varılmıştır. Son olarak çalışmada, eşbütünleşme testi neticesinde zorunlu karşılık oranları ile banka kârlılığı arasında uzun dönemde eşbütünleşmenin varlığına ulaşılmıştır.

Zorunlu karşılık oranı ve bankaların kârlılığı arasındaki ilişki makro açıdan değerlendirildiği zaman ekonomik büyüme üzerinde etkili olmaktadır. Zorunlu karşılık oranındaki artışlar bankaların kârlılığını düşürmektedir. Zorunlu karşılık oranındaki azalış para arzının ve bankaların vermiş olduğu kredilerin artmasına sebep olmaktadır. Zorunlu karşılık oranındaki düşüşler, merkez bankasına bankaların yatırması gereken kaynağın azalması demektir. Dolayısıyla bankaların kredi verilebilir fonlarında da artış sağlanmış olacaktır. Kredilerdeki artışlar ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilemektedir. Zorunlu karşılık oranındaki artışın olması durumunda ise faiz oranlarındaki

yükselişe bağlı yatırımların ve ekonomik büyümenin olumsuz etkilenmesi söz konusu olacaktır. Politika yapımcılarının finansal kesimin etkisini dikkate alarak karar almalarının ekonomik refah açısından önemli olacağı değerlendirilebilir.

## KAYNAKÇA

Aksoy, C. N. (2018). Merkez Bankası Para Politikası Araçlarının Banka Kârlılık Performansları Üzerindeki Etkisi. İstanbul Ticaret Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Doktora Tezi: İstanbul.

Alı, Y.S. ve Güvenek B. (2019). Kamar Adalarında Dış Ticaret ve Ekonomik Büyüme İlişkisi.(Relationship Between Foreign Trade and Economic Growth In The Comoros Islands). *Journal of Social and Humanities Secences Fesearch (Uluslararası Sosyal Bilimler ve Araştırma Dergisi)*, Open Acess Refereed e- Journal & Refereb & Indexed, Selçuk Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, 4540- 4547, Konya.

Atalay Şimşek, S. (2021). Türkiye’de Teknolojik Yenilik Göstergeleri ile Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi. *Sürdürülebilirlik Çalışmaları*, içinde s.165-180, Holistence Publications, 2021.

Barışık, S. ve Çetintaş, H. (2008). Para Politikası Araçlarının Etkinliği Perspektifinden Türkiye’de Zorunlu Karşılıkların Gsyih ve Yatırımlar Üzerindeki Etkileri: 1987–2004 Dönemine İlişkin Ekonometrik Analiz. *Akdeniz İibf Dergisi*, 8(16), s.116-138.

Bozma, G. (2015). İhracat, Ekonomik Büyüme ve Patent Başvuruları Arasındaki İlişkiler: Türkiye örneği (Doctoral dissertation, Karadeniz Teknik Üniversitesi/Sosyal Bilimler Enstitüsü).

Çoban, O. ve Şahin, S. (2011). Türkiye’de Para Politikalarının Bankaların Kârlılıkları Üzerine Etkisi. *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 11(22), s.335-350.

Demirci, N. S. (2017). İmalat Sanayi Sektöründe Üretim ve Banka Kredileri İlişkisi: Türkiye İçin Eşbütünleşme ve Nedensellik Analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 19(1), 35-61.

Demirgüç-Kunt, A. ve Huizinga, H. (1999). Determinants of Commercial Bank Interest Margins and Profitability: Some International Evidence. *The World Bank Ekonomik Review*, 13(2), s.379-408.

Dickey, D. A., W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With A Unit Root", *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.

Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-İntegration And Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica: Journal Of The Econometric Society*, 251-276.

Felek, S. ve Ceylan, R. (2021). Geleneksel Olmayan Para Politikası Araçlarının Finansal İstikrar Üzerindeki Etkisi: Türkiye Uygulaması. *Business and Economics Research Journal*, 12(3), s.537-555.

Granger, C.W. (1969). Investigating Causal Relations by Econometrics Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 424-438.

Hazar, A., & Yenice, S. (2015). Zorunlu karşılık uygulamasının bankaların bilançolarına etkisi–Türkiye örneği. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(4), 143-157.

İçelloğlu Şarkaya C. (2019). Bir Sermaye Piyasası Aracı Olarak Sukuk: S&P Sukuk Endeksi ve Geleneksel Tahvil Endeksi Üzerine Bir Uygulama, İstanbul Üniversitesi, Cerrahpaşa SBMYO, Toptan ve Perakende Satış Bölümü, *Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 19(1), 43-62.

Johansen, Soren ve Juselius, Katerina (1990), "Maximum Likelihood Estimation And Inference On Co-integration With Applications To The Demand For Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), 169-210.

Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing For A Unit Root İn Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.

Sözer, Ç. (2013). Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Banka Bilançolarına Etkisi. Başkent Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi: Ankara.

Terzi, H. (2004). Türkiye’de Enflasyon ve Ekonomik Büyüme İlişkisi (1924-2002), Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi 6(3), 59-75.

Var, U. (2015). Türkiye ile Bazı Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Getiri ve Volatilite Yayılma İlişkisi ile Entegrasyonun Analizi (2009-2014) (Doctoral Dissertation, Fen Bilimleri Enstitüsü).