

FİRMALARIN BANKA KREDİSİ KULLANIMINDA GÜVEN FAKTÖRÜNÜN ETKİSİ*

Yrd. Doç. Dr. İbrahim Halil EKŞİ**

ÖZ

Sermaye yapısı, makroekonomik değişkenlerle ilişkisi nedeni ile finansman kararlarının karışık alanlarından biridir. Bu çalışmada Türkiye için, kullanılan banka kredileri ile güven faktörü arasındaki ilişki koentegrasyon ve hata düzeltme mekanizması yardımıyla araştırılmıştır. Yurt içi güven faktörü olarak reel sektör güven endeksi, yurt dışı için ise uluslararası VIX endeksi kullanılmıştır. Çalışma 2000-2008 yıllarında, 106 ay ve 8 yıllık periyodu kapsamaktadır. Aylık veriler, yahoo, IFS ve TCMB'den temin edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, reel sektör güven endeksinden banka kredilerine doğru nedensellik gözlemlenmiştir. Bunun yanında, VIX endeksinden banka kredilerine doğru bir nedenselliğe rastlanılmamıştır.

Anahtar Kelimeler: Banka kredileri, güven, Johansen Koentegrasyon, VAR Model, Hata Düzeltme

THE EFFECT OF CONFIDENCE FACTOR ON USED OF BANK CREDIT BY FIRMS

ABSTRACT

Capital structure is complex areas of financial decision making due to its interrelationship with macroeconomic changes. In this study for Turkey, the relationship between confidence factor and the usage of bank credit is investigated with cointegration analysis and error-correction mechanism. Real sector confidence index is used for domestic country and international VIX is for outside country. The period includes 106 month and 8 years for 2000 and 2008. Monthly data is obtained from yahoo, IFS and CBTR. According to the results of the analysis, there seems to be a causality from real sector confidence index to bank credit. Besides, It is not found causality from VIX to bank credit.

Keywords: Bank credits, confidence, Johansen co- integration, VAR model, Error correction

* Bu çalışma, 24-27 Eylül 2009 tarihinde gerçekleştirilen Uluslararası Davraz Kongresi'nde kabul edilip sunulmuş, revize edilerek makale formuna getirilmiştir.

** Kilis 7 Aralık Üniversitesi İİBF İşletme Bölümü, e-posta: ieksi@kilis.edu.tr



1. GİRİŞ

Finans literatürü, sermaye yapısı kararlarının, işletmelerin sermaye maliyetlerini, karlılıklarını ve firma değerini etkilemesini uzun yıllardır tartışmaktadır. Sermaye yapısı, finansal kaynakların öz sermaye ve yabancı kaynaklar arasındaki dağılımını ifade eder. Birçok faktörün etkisinde kalınarak belirlenen sermaye yapısı kararları, zaman içinde farklılık gösterebilmektedir. Özellikle para ve sermaye piyasalarının gelişmişliği, firmaların sermaye yapılarını hem kaynak maliyeti hem de kaynak çeşitliliği açısından önemli oranda etkilemiştir.

Sermaye yapısı bileşenlerinin içinde banka kredileri çok önemli bir yere sahiptir. Yapılan çalışmalarda, banka kredilerinin özellikle sermaye bulma sıkıntısı yaşayan KOBİ'lerde (SME's) çok önemli bir kaynak olduğunu ortaya koymaktadır (Pissadires vd., 2000, s.19 – Yörük, 2007, s.378). Bununla birlikte özel firmaların kamu firmalarından daha yüksek oranda, banka borçlanmalarına bağlı olarak hayatlarını sürdürdükleri de yapılan bir çalışmada ortaya konmuştur (Haan ve Sterken, 2006, s.406).

2. LİTERATÜR

Firmaların sermaye yapılarıyla ilgili teorinin oluşmasında ilk önemli katkıyı Modigliani ve Miller yapmıştır. Modigliani ve Miller, finansal kaldıraç seviyesinin firma değerini etkilemediğini ileri sürmüştür. Hem Modigliani ve Miller hem de araştırmacılar, ilerleyen yıllarda sermaye yapısı kararlarına farklı boyutlar kazandırmışlardır.

Firmaların sermaye yapılarının oluşumu üzerine literatürde yapılan çalışmalar ve söz konusu çalışmaların bulguları şunlardır:

- İsmail ve Eldomiaty (2004), Kahire'deki firmalar üzerinde yaptıkları çalışmalarında, finansal yapının belirlenmesinde firmanın sahip olduğu vergi istisnaları, piyasa riski, iflas riski ve işletmenin büyüme oranının etkili olduğunu ortaya koymuşlardır (İsmail ve Eldomiaty, 2004, s.11),
- Shleifer ve Vishny (1992)'de çalışmalarında firmaların borçlanma kapasitelerinin, geçerli ekonomik şartlara bağlı olacağı varsayımında bulunmuşlardır (Hackbarth vd., 2006, s.543). Bunun yanında, Choe ve diğerleri (1993), Gertler and Gilchrist, (1993) ve Korajczyk and Levy, (2003) yaptıkları çalışmalarda, firmaların finansman tercihlerinin seçiminde, makroekonomik şartların önemli bir faktör olduklarını gözlemlemişlerdir (Cook ve Tang, 2010, s.78),
- Cook ve Tang (2010) ise çalışmalarında, firmaların makroekonomik şartların olumlu olması durumunda, hedef sermaye yapılarına daha hızlı bir şekilde adapte eğilimde olduklarını gözlemlemişlerdir (Cook ve Tang, 2010, s.78),
- Bokpin (2009) ise, 34 gelişmiş ülke piyasasındaki firmalarda yaptığı araştırmada, sermaye yapısı değişikliklerinde makro ekonomik şartların çok etkili olduğunu ve banka kredilerinin firmaların sermaye yapısı tercihinde etkili bir tahmin edici olduğunu tespit etmiştir (Bokpin, 2009, s.130),
- Daskalakis ve Psillakı (2009) tarafından Yunanistan ve Fransa daki KOBİ'ler üzerinde yapılan araştırmada da, ekonomik gelişmişlik seviyesinin Fransa'da borçlanmayı istatistik olarak anlamlı ve pozitif olarak etkilediği gözlemlenmiştir (Daskalakis ve Psillakı, 2008, s.88). Mahmud ve diğerleri (2009), Japonya, Malezya ve Pakistan'da yaptıkları çalışmada, ekonomik faktörlerin sermaye yapısı üzerindeki etkisini incelemiş ve ekonomik gelişmişlik seviyesinin yükselmesinin uzun vadeli borçlanma eğilimini artırdığını gözlemlemişlerdir (Mahmud vd., 2009, s.9).

Sermaye yapısının incelendiği çalışmaların çoğunda, sermaye yapısı unsurları olarak; firmaya özgü faktörler (yaş, ölçek, sahiplik, ... vd.), ekonomiye özgü faktörler (vergi, faiz oranları,... vd.) ve bankalarla firma ilişkileri konu edinilmiştir. Güven faktörünün ise, ayrı bir değişken yerine makro ekonomik faktörler içinde değerlendirildiği gözlemlenmiştir. İşte bu çalışmada, bu noktadan hareketle, ekonomik konjonktürün bir unsuru olan güven algılamalarının banka kredisi kullanımı üzerinde etkisi olup olmadığı araştırılmaktadır. Bunun yanında, güven faktörü olarak hem yurt içi hem de yurt dışı olarak iki kategoride değerlendirilmesiyle, Türk firmalarının banka kredisi kullanımında, hem ulusal hem de uluslar arası dalgalanmaların etkisi ortaya konulacaktır. Uluslar arası VIX endeksinin kullanılması ile, Türk firmalarının bir çeşit uluslar arası güven algılamalarına karşı duyarlılığı da gözlemlenecektir

3. VERİLER, MODEL VE METODOLOJİ

3.1. Veri Seti

Çalışmamızda, Türkiye’de faaliyet gösteren mali sektör dışındaki firmaların, yerleşik kamu ve özel mevduat bankalarından temin edilen kredi miktarları esas alınmıştır. Reel sektör firmalarının incelenme gerekçesi ise, söz konusu kesimin dağıtılan banka kredileri içindeki payının yüksekliğidir. Söz konusu veriler TCMB’nin veri dağıtım sisteminden temin edilmiştir. Araştırmada, kredi miktarları, IFS’den temin edilen CPI ile reel hale getirilmiştir. Reel hale getirilen kredi rakamlarının logaritması alınarak modele dahil edilmiştir.

VIX Endeksi, yatırımcıların olumsuz beklentilerinin piyasalar üzerinde yarattığı baskının bir ölçüsü olarak Chicago Opsiyon Borsası’nda hesaplanmaktadır. Endeks S&P500 endeksi üzerinde yapılan vadeli işlemlerin fiyatlarından hareketle beklenen oynaklığı ifade etmektedir (Becker vd., 2009, s.1034). Endeksi verileri, yahoo’nun web sitesinden sağlanmıştır. Endeks değerleri logaritmaları alınarak modele dahil edilmiştir.

Çalışmanın diğer bir değişkeni olan reel kesim güven endeksi ise, Türkiye’de reel sektörün ekonomideki beklentilerini firmalara gönderilen anketler yoluyla belirlemektedir. Reel kesime yönelik eğilim anketlerinin ana amacı, konjonktürel gelişmelerdeki genel eğilimi ortaya çıkarmak ve ekonomik karar birimlerine gerekli olan gelecek beklentilerine ilişkin bilgi sunmaktır. Aylık endeks değerleri, TCMB’nin veri dağıtım sisteminden temin edilmiştir. Endeks değerleri logaritmaları alınarak modele dahil edilmiştir.

Çalışmada aşağıdaki notasyonlarla çalışılmıştır:

- LKRD : Banka kredilerinin logaritmik değeri,
- LVIX : VIX endeksinin logaritmik değeri,
- LRKGE : Reel sektör güven endeksinin logaritmik değeri
- Δ LKRD : Logaritmik banka kredilerinin 1. farkı,
- Δ LVIX : Logaritmik VIX endeksinin 1. farkı,
- Δ LRKGE : Logaritmik reel sektör güven endeksinin 1. farkı

3.2. Verilerin Hazırlanması

Araştırma 2000:1 ve 2008:12 dönemlerini kapsayan zaman serileri şeklinde yapılmıştır. Araştırmamızda, öncelikle verilerle ilgili olarak mevsimsellik, durağanlık ve otokorelasyon varsayımları test edilmiş, optimal gecikme uzunlukları bilgi kriterleri yardımıyla tespit edilmiş ve sonra koentegrasyon analizi gerçekleştirilmiştir. Koentegrasyon sonuçlarından hareketle, hata düzeltme modeli ve granger nedensellik testi uygulanmıştır.



Zaman serileri ölçüldükleri birime bağlı olarak benzer biçimde tekrar eden seyire sahip olabilirler. İşte bu seriye mevsimsel unsur denilmektedir. Eğer değişkenlerde mevsimsellik etkisi söz konusu ise, değişkenlerin açıklayıcılığı azalır (Vogelvang, 2003, s.161). Genelde mevsimsel etkiler, aylık verilerle çalışıldığında karşılaşılan bir durumdur. Yıllık veriler, daha çok günlük, haftalık, aylık veya üç aylık verilerin bütüncül toplamını yansıttığından veya verilerin bir ortalamasını gösterdiğinden, mevsimsellik sorunu yıllık verilerde sık yaşanmamaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007, s.5). Çalışmamızda mevsimsellik testi, Census X-12 prosedürü ile test edilmiştir.

Granger ve Newbold (1974), durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde sahte regresyon problemiyle karşılaşabileceğini ortaya koymuşlardır. Bundan dolayı, zaman serileriyle yapılan regresyon analizlerinde değişkenler arasındaki ilişkinin varlığını araştırmadan önce mutlaka analizlerde kullanılan değişkenlerin zaman serisi özelliklerinin incelenmesi gerekmektedir (Altıntaş vd., 2008, s.197)

Ekonometrik analizlerde değişkenler arasında var olan ilişkilerin tespit edilebilmesi için serilerin birim kök içermemesi yani durağan olması gerekmektedir. Durağanlık bir zaman serisinin ortalamasının, varyansının ve ortak varyansının zamana göre değişmemesi durumudur. Çalışmamızda, Augmented Dickey–Fuller (ADF), Phillips and Perron (PP) ve Kwiatkowski vd. (KPSS) birim kök testleri kullanılmıştır.

Otokorelasyon problemi çoğunlukla bir zaman dönemine ait gözlemlerin geleceğe ait diğer zaman dönemlerine taşındıkları zaman ortaya çıkar. Aylık veya çeyrek dönemler ile çalışılıyorsa, otokorelasyon ihtimali de yükselmektedir (Vogelvang, 2003, s.119). Çalışmamızda otokorelasyon olup olmadığı Lagrange Çarpınları (LM) Testi ile test edilmiştir.

3.3. Koentegrasyon Testi

Engle ve Granger (1987), yapmış oldukları çalışmalarında iki veya ikiden fazla durağan olmayan serilerin doğrusal kombinasyonlarının durağan olabileceğini belirtmişlerdir. Eğer durağan olmayan zaman serileri arasında durağan doğrusal bir kombinasyon mevcut ise seriler eşbütünleşik olarak adlandırılır. Elde edilen durağan doğrusal kombinasyon eşbütünleşik denklem olarak belirtilir ve değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi açıklamakta kullanılabilir. Bu çalışmada, Johansen tarafından geliştirilen vektör otoregresif (VAR) modele dayanan yöntem kullanılmıştır (Engle ve Granger, 1987, s.270). p. dereceden VAR modelini aşağıdaki gibi gösterebilir:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Denklemden, y_t , durağan olmayan değişkenler vektörünü; x_t , deterministik değişkenler vektörünü ve ε_t ise hata terimlerini ifade etmektedir. VAR modeli matris formu şu şekilde yazılabilir:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Denklemden, $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ ve $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$ şeklinde tanımlanmaktadır.

Granger, Π katsayı matrisinin indirgenmiş rankı (r), içsel değişken sayısından (k) küçük ($r < k$) ise, $\Pi = \alpha\beta'$ ve $\beta'y$ 'nin düzeyde durağan olduğu ($I(0)$) ve her biri r ranklı $k \times r$ sayısı kadar α ve β matrislerinin mevcut olacağını ortaya koymuştur. Burada r eşbütünleşme ilişkisinin sayısını (rank) belirtmekte ve β' 'nin her bir kolonu eşbütünleşik vektörü belirtmektedir. R sayıda eşbütünleşme ilişkisinin varlığını araştırmak amacı ile iki test istatistiği kullanılmaktadır. Test istatistiklerinden ilki, iz (trace) istatistiği olarak tanımlanmaktadır. Testte sıfır hipotezi r sayısı kadar, alternatif hipotez ise k (içsel değişken) sayısı kadar eşbütünleşme ilişkisini test etmektedir. Test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır (Johansen ve Juselius, 1990, s.170):

$$LR_{r'}(r/k) = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i) \quad (3)$$

Denklemden λ_i , Π matrisinin i . en büyük özdeğerini belirtmektedir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığını test eden 2. test ise özdeğer (eigen value) istatistiği olarak adlandırılmakta ve r kadar eşbütünleşme ilişkisine karşılık $r+1$ kadar eşbütünleşme ilişkisinin varlığı test edilmektedir. Test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$LR_{\max}(r/r+1) = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) \quad (4)$$

3.4. Vektör Hata Düzeltme Mekanizması ve Granger Nedensellik Testi

Standart Granger nedensellik testi, iki değişken arasındaki nedensel bir ilişkinin varlığını test etmek için kullanılmaktadır. Ampirik çalışmalarda Granger nedensellik testi uygulanabilirliğindeki kolaylık sebebiyle sık kullanılmaktadır. Ayrıca, 1980'lerin sonunda ortaya çıkan eşbütünleşme ekonometrik tekniği, nedensellik testi ile ilgili teorik çalışmaların yeniden gözden geçirilmesine katkıda bulunmuştur (Engle ve Granger, 1987, s.270). Söz konusu yeni yaklaşıma göre, iki değişken eşbütünleşik ise, Engle ve Granger (1987), kısa dönemde dengesizlikleri gideren bir hata düzeltme mekanizmasının (ECM) olduğunu göstermektedirler. Bu bağımlı değişkendeki değişmelerin, açıklayıcı değişkenlerdeki değişme ve eşbütünleşik regresyondaki gecikmeli hata teriminin bir fonksiyonu olduğunu ifade eder.

ECM'nin bir sonucu olarak, ΔY_t veya ΔX_t veya her ikisine, Y_{t-1} ve X_{t-1} 'in de bir fonksiyonu olan gecikmeli hata düzeltme terimi neden olmalıdır.

Teknik olarak, X ve Y arasındaki nedensellik analizinde kullanılacak olan vektör hata düzeltme mekanizması (VECM) aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{1i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^r \delta_{1i} ECM_{r,t-1} + u_t \quad (5)$$

$$\Delta X_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_{2i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^r \delta_{2i} ECM_{r,t-1} + u_t \quad (6)$$

Denklemden Δ (fark işlemcisi) değişkenlerin farkının alınarak durağan hale getirildiğini göstermektedir. Hata düzeltme mekanizmasında nedenselliğin kaynağı;

- Her açıklayıcı değişkenin gecikmeleri toplamına beraber uygulanan F veya Wald x^2 testinin,
- Gecikmeli hata düzeltme terimine (ECT) uygulanan t-testinin,
- Her açıklayıcı değişkenin gecikmeleri toplamı ve gecikmeli hata düzeltme terimine beraber uygulanan F veya Wald x^2 testinin istatistiksel anlamlılığı ile belirlenebilmektedir. Bu koşullardan sadece bir tanesinin geçerli olması, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı için yeterlidir (Badurlar, 2008, s.233).

Çalışmamızda güven endeksleri ve banka kredileri için uygulanan hata düzeltme mekanizması aşağıdaki denklemde verilmiştir:

$$\Delta LRKGE_t = \alpha + \sum \theta(i) \Delta LRKD_{t-i} + \sum \Phi(i) \Delta LRKGE_{t-i} + \Psi ECT_{t-1} + \epsilon_{1t} \quad (7)$$

$$\Delta LRKD_t = \beta + \sum \delta(i) \Delta LRKGE_{t-i} + \sum \gamma(i) \Delta LRKD_{t-i} + \Psi ECT_{t-1} + \epsilon_{2t} \quad (8)$$



Granger Nedensellik testi, regresyon denklemindeki bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerinin anlamlılıklarının test edilmesine dayanmaktadır (Erdoğan, 2008, s.220). Test, iki değişken arasında ilişkinin varlığını ve nedensellik var ise nedenselliğin yönünü göstermektedir. X ve Y gibi iki değişken arasında nedensellik ilişkisini araştıran Granger nedensellik testine ait regresyon denklemleri aşağıdaki gibidir:

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta Y_t = \vartheta_0 + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^q \phi_j \Delta X_{t-j} + v_t \quad (10)$$

Yukarıdaki denklemlerde; β_i , γ_i , δ_j ve ϕ_j katsayıları, m, n, p ve q optimal gecikme uzunluklarını, ε ve v hata terimlerini, X ve Y nedensellik ilişkileri araştırılan zaman serilerini ve Δ fark alma operatörünü göstermektedir

4. DENEYSEL BULGULAR

Tüm değişkenlere ilişkin temel istatistikler Tablo 1’de verilmiştir:

Tablo 1. Temel İstatistikler

İSTATİSTİKLER	LKRD	LVIX	LRKGE
Aritmetik Ortalama	2.888.	2.970.	1.610.
Medyan	2.880.	3.016.	1.614.
Standart Sapma	0.720	0.370	0.142
Skewness	0.258	0.471	-2.226.
Kurtosis	1.671.	3.162.	7.968.

Değişkenler arasındaki korelasyon matrisi ise Tablo 2’de verilmiştir

Tablo 2. Korelasyon Matrisi

	LRKGE	LVIX	LKRD
LRKGE	1.000	-0.592	0.031
LVIX	-0.592	1.000	-0.207
LKRD	0.031	-0.207	1.000

Değişkenlerin birim kök içerip içermedine ilişkin yapılan birim kök test sonuçları Tablo 3’de verilmiştir:

Tablo 3. Birim Kök Sonuçları

Değişkenler	ADF		PHILIPS-PERRON		KPSS	
	İntercept	Trend and İntercept	İntercept	Trend and İntercept	İntercept	Trend and İntercept
LKRD düzey	0.1967	-1.2348	0.0155	-1.5527	1.140	0.183 ^a
LKRD 1.fark	-5.464 ^a	-5.422 ^a	-10.337 ^a	-10.309 ^a	0.128 ^a	0.096 ^a
LRKGE düzey	-1.2997	-0.9996	-0.6450	-0.0324	0.194 ^a	0.138 ^a
LRKGE 1. fark	-6.654 ^a	-6.734 ^a	-6.654 ^a	-6.734 ^a	0.298 ^a	0.133 ^a
LVIX düzey	-1.4476	-1.0755	-1.2781	-0.6021	0.347 ^a	0.2265
LVIX 1. fark	-11.436 ^a	-11.609 ^a	-11.721 ^a	-12.270 ^a	0.393 ^a	0.153 ^a

* a, %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Optimum gecikme uzunlukları ADF için SIC’ye, PP ve KPSS için ise Newey-West metoduna göre yapılmıştır.

ADF ve PP testleri benzer sonuçlar verirken, KPSS sonuçları farklı sonuçlar vermektedir. Literatürde ADF ve PP testleri eleştirilmekle birlikte (Hubrich, Lutkepohl ve Saikkonen, 2001), sıklıkla kullanılmaktadır (Yuan vd., 2008, s.3083). Bizim çalışmamızda da ADF sonuçları dikakte alınmıştır. Tüm değişkenler 1. farklarında durağan olduğundan (I(1)) güven endeksleri ile krediler arasındaki ilişki araştırılmalıdır. İki değişken arasında koentegre ilişki yok ise, EKK sonuçları hatalı olabilmektedir. Bu yüzden çalışmamızda VAR modeli kurulmuş ve optimal gecikme uzunlukları SIC kriterine göre araştırılmıştır.

Güven endeksleri ile krediler arasındaki koentegrasyon analizi sonuçları Tablo 4’de verilmiştir:

Tablo 4. Johansen–Juselius Koentegrasyon Test Sonuçları

Değişkenler	Ho	Öz değer (eigen value) İstatistiği			İz (trace) İstatistiği		
		Ha	Max eigen	%5 Kritik değer	Ha	Trace	%5 Kritik değer
LVIX – LKRD	$r=0$	R=1	6.729.	1.426.	$r \geq 1$	9.562.	1.549.
	$r \leq 1$	R=2	2.832.	3.841.	$r \geq 2$	2.832.	3.841.
LRKGE – LKRD	$r=0$	R=1	2.215 ^a	1.589.	$r \geq 1$	2.416 b	2.026.
	$r \leq 1$	R=2	2.004.	9.164.	$r \geq 2$	2.004.	9.164.
Normalize edilmiş koentegre denklem		Modeller Schwarz Bilgi Kriteri (SIC)'ye göre 1 gecikme ile gerçekleştirilmiştir. a ve b, sırası ile %1 ve %5 önem düzeyindeki eşbütünleşme ilişkisini belirtmektedir. Normalize edilmiş denklemde standart sapmalar parantez içinde belirtilmiştir.					
LRKGE	LKRD	C					
1.000	-0.005595	-1.532.793					
	(0.16674)	(-481.079)					

Eşbütünleşme test sonuçları incelediğinde, hem iz (trace) hem de öz değer (eigen value) istatistiğinin kredilerle (LKRD) reel kesim güven endeksi (LRKGE) arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını ifade etmektedir. Buradan hareketle, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı ($r = 0$) temel hipotezi red edilmekte, eşbütünleşik vektörün olduğu şeklinde oluşturulan Ha hipotezi kabul edilmektedir. Fakat VIX endeksi (LVIX) ile krediler (LKRD) arasında uzun dönemli vektör bulunamamıştır. Normalize edilmiş koentegre denkleme göre, reel kesim güven endeksinin artışı, kredi miktarlarını da artırmaktadır.

Granger ve Engle (1987) yaptıkları çalışmalarda değişkenlerin koentegrasyonu durumunda, özellikle stokastik hata terimleri I(0) seklindeki değişkenlerde tek yönlü veya çift yönlü isleyen bir Granger-nedenselliğinin bulunacağını göstermişlerdir. Böylece sahte regresyondan da kurtulmak mümkün olmaktadır. Buradan hareketle, çalışmamızda hata düzeltme mekanizmasının çalışıp çalışmadığı kontrol edilmiştir. Hata düzeltme sonuçları Tablo 5’de verilmiştir:

Tablo 5. Hata Düzeltme Sonuçları

Bağımlı Değişken: $\Delta LKRD$			Nedensellik İlişkisi	
Değişken	Katsayı	Prob.	Kısa Dönemli	Uzun Dönemli
ECT_{t-1}	-0.001817	0.7559	$\Delta LRKGE \rightarrow \Delta LKRD$	Yok
$\Delta LKRD_{t-1}$	0.056648	0.5614		
$\Delta LKRD_{t-2}$	0.182595	0.0686		
$\Delta LKRD_{t-3}$	-0.113204	0.2543		
$\Delta LKRD_{t-4}$	0.257180	0.0104		
$\Delta LRKGE_{t-1}$	-0.119326	0.1812		
$\Delta LRKGE_{t-2}$	0.134891	0.1932		
$\Delta LRKGE_{t-3}$	-0.212778	0.0385		
Sabit	0.012128	0.0298		
f-wald testi	2.018.391	0.0966c		
Bağımlı Değişken: $\Delta LRKGE$			Nedensellik İlişkisi	
Değişken	Katsayı	Prob.	Kısa Dönemli	Uzun Dönemli
ECT_{t-1}	-0.008897	0.1993	Yok	Yok
$\Delta LRKGE_{t-1}$	0.506257	0.0000		
$\Delta LRKGE_{t-2}$	-0.161731	0.2018		
$\Delta LRKGE_{t-3}$	0.187842	0.1322		
$\Delta LRKGE_{t-4}$	-0.137371	0.2933		
$\Delta LRKGE_{t-5}$	-0.044499	0.7255		
$\Delta LRKGE_{t-6}$	0.201725	0.0844		
$\Delta LKRD_{t-1}$	-0.038708	0.7480		
$\Delta LKRD_{t-2}$	0.077993	0.5113		
$\Delta LKRD_{t-3}$	0.179497	0.1287		
$\Delta LKRD_{t-4}$	-0.243559	0.0382		
$\Delta LKRD_{t-5}$	0.133401	0.2805		
Sabit	-0.005618	0.4002		
f-wald testi	1.749.705	0.1317		

Optimal gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi Kriteri (SIC)'ne göre belirlenmiştir. c, %10 önem seviyesini belirtmektedir.

Tablodaki sonuçlara bakıldığında, hem $\Delta LRKGE$ 'den $\Delta LKRD$ 'ye hem de $\Delta LKRD$ 'den $\Delta LRKGE$ 'ye doğru işleyen hata düzeltme mekanizmasının istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Modelde türetilen hata düzeltme mekanizmalarının katsayılarının negatif değerde olması, değişkenlerin uzun dönem denge değerine doğru hareketinin olacağını göstermektedir. Ancak katsayıların istatistiki olarak anlamlı olmaması, mekanizmanın çalışmadığı görülmektedir.

Bununla birlikte, $\Delta LRKGE$ 'den $\Delta LKRD$ 'ye doğru yapılan ve bağımsız değişkenlerin hepsinin birlikte değerlendirildiği f-wald testinde, kısa dönemli nedensel bir ilişkinin varlığı ortaya konulmuştur.

Banka kredileri ile VIX endeksi arasındaki nedensellik ilişkisi de Granger ile test edilmiş ve nedensellik gözlemlenmemiştir (f istatistiğinin sig. 0.868).

5. SONUÇ VE POLİTİKA ÖNERİLERİ

Firmaların sermaye yapıları kararlarının, firmaların sermaye maliyeti, karlılığı ve firma değeri üzerinde etkisi uzun yıllardır incelenmektedir. Sermaye yapısını belirleyen firma içi ve firma dışı faktörler olmak üzere birçok faktör söz konusudur. Bu çalışmada, banka kredisi kullanımında yurt içi ve yurt dışı güven endekslerinin etkisi araştırılmıştır. Reel kesim güven endeksi ile firmaların kullandıkları kredi miktarları arasında kısa dönemli nedensellik ilişkisine rastlanılmıştır. Bu anlamda, araştırmanın

bulguları, literatürdeki firmaların borçlanmaları ile olumlu makro ekonomik şartlar arasında doğrusal yönde ilişki gözlemleyen çalışmalarla örtüşmektedir. Buna karşılık uluslar arası VIX endeksi ile, firmaların banka kredisi kullanımını arasında nedensellik ilişkisi gözlemlenememiştir. Bu çerçevede, Türk firmaların sermaye yapısının oluşumunda, uluslar arası güven algılamalarına karşı duyarlılığının zayıf olduğunu söylemek de mümkündür.

Çalışmada uygulanan testler ve analizler için kullanılan gözlem sayısı kısmen düşüktür. Bu nedenle sonuçlara ihtiyatla yaklaşılmalıdır. Çalışmayı, farklı ülke verilerinin kullanarak daha ileri seviyeye taşımak ve ülkeler arası karşılaştırmalar yapmak mümkündür.

Ekonominin en küçük yapı taşları durumundaki firmaların gelişmesi, ülke ekonomilerinin büyümesi bakımından çok önemlidir. Firmaların gelişmesi de firmaların izledikleri finansman politikaları ile ilintilidir. Bu çalışma ile, firmaların sermaye yapılarının oluşumunda, ekonomik konjonktürün ve yurt içi güven algılamasının önemli bir faktör olduğu ortaya çıkmaktadır. Dolayısı ile ülkelerin izlediği ekonomi politikalarına bağlı olarak oluşan güven algılamaları, firmaların sermaye yapılarında belirleyici bir rol oynamaktadır. Politika belirleyicilerinin, firmaların gelişmesi açısından güven ortamını sağlamaları önemli bir faktör olarak karşımıza çıkmaktadır. Buradan hareketle, piyasadaki güven ortamının sağlanması durumunda, firmaların kaynak yapılarının çeşitleneceği ve firmanın sermaye maliyetinde optimizasyonunun sağlanabileceğini söylemek mümkündür.

KAYNAKÇA

- Altıntaş, H., Çetintaş, H. ve Taban, S. (2008).** Türkiye’de Bütçe Açığı, Parasal Büyüme Ve Enflasyon Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi: 1992–2006, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(2):185–208.
- Badurlar, Ö. (2008).** Türkiye’de Konut Fiyatları İle Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkinin Araştırılması, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(1):223–238.
- Bokpin G. (2009).** Macroeconomic Development And Capital Structure Decisions Of Firms: Evidence From Emerging Market Economies, *Studies In Economics And Finance*, 26(2):129-142.
- Cook, D. ve Tang, T. (2010).** Macroeconomic Conditions And Capital Structure Adjustment Speed, *Journal Of Corporate Finance*, 16(1):73-87.
- Daskalakis, N. ve Psillaki, M. (2008).** Do Country Or Firm Factors Explain Capital Structure? Evidence From Smes In France And Greece, *Applied Financial Economics*, 18(2):87-97.
- Engle, R. ve Granger, C. (1987).** Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55(2):251-276.
- Erdinç, Z. (2008).** İkiz Açıklar Hipotezinin Türkiye’de 1950-2005 Yılları Arasında Eşbütünleşme Analizi Ve Granger Nedensellik Testi İle İncelenmesi, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(1):209–222.
- Haan, L. ve Sterken, E. (2006).** The impact of monetary policy on the financing behaviour of firms in the Euro area and the UK, *The European Journal of Finance*, 12(5):401–420.

- Hackbarth, D., Miao, J. ve Morellec, E. (2006).** Capital Structure, Credit Risk, and Macroeconomic Conditions, *Journal of Financial Economics*, 82:519–550.
- Ismail, M. ve Eldomiaty, T. (2005).** Bayesian Identification of the Predictors for Capital Structure in Egypt, *Advances and Applications in Statistics*, 5(1):1-20.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990).** Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52:169–210.
- Mahmud, M., Herani, G., Rajar, A. ve Farooqi, W. (2009).** Economic Factors Influencing Corporate Capital Structure İn Three Asian Countries: Evidence From Japan, Malaysia And Pakistan, *Indus Journal Of Management & Social Sciences*, 3(1):9-17.
- Pissadires, F., Singer, M. ve Svejnar, J. (2000).** Objectives and Constraints Of Entrepreneurs: Evidence From Small and Medium Size Enterprises In Russia and Bulgaria, *European Bank For Reconstruction And Development Working Paper*, No.346.
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M.. (2007).** *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi Eviews Uygulamalı*, Geliştirilmiş 2. baskı, Nobel Yayınevi, Ankara,
- Vogelvang, B. (2003).** *Econometrics Theory and Applicatioans EViews*, Pearson Addision Wesley.
- Yörük, N. (2007).** Basel II Standartları'nın Kobi'ler Üzerindeki Etkisinin Belirlenmesine Yönelik Anket Uygulaması, *Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF Dergisi*, 22(2):367-384.
- Yuan, J., Kang, J., Zhao, C. ve Hu, Z. (2008).** Energy consumption and economic growth: Evidence from China at both aggregated and disaggregated levels, *Energy Economics*, 30:3077–3094.