

KRİZLERİ İNCELEMEDE KULLANILAN NİTEL TERCİH MODELLERİ: TÜRKİYE İÇİN BİR PROBİT MODEL UYGULAMASI: (1988-2009)

Yrd. Doç. Dr. İpek CEBECİ*

Özet

Çalışmamızda ilk olarak nitel tercih modelleri olan logit ve probit modellere yer verilemektedir. Ampirik kısımda; 1988-2009 döneminde Türkiye’de, makroekonomik değişkenlerin krizleri açıklayıcılığı probit modelle incelenmektedir. Ayrıca değişkenlere ait marjinal etkiler hesaplanarak krizlerin bu etkilenmenin derecesine de bakılmıştır. Probit modeli sonuçlarına göre, faiz oranı ve ithalat değişkenlerinin istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır. Buna karşılık, enflasyon, döviz kuru, işsizlik oranı, gayri safi milli hasıla ve endüstriyel üretim endeksi değişkenleri anlamlı ve önemli olarak elde edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Logit, Probit Modeller, Kriz

Jel Sınıflaması: E300, E320, E370

Abstract

In our study, firstly we are giving place to logit and probit models which are qualitative choice models. In the empirical part, 1988-2009 period in Turkey, we analyze the explanatory of macroeconomic variables on the crises by using probit model. Additionally, by calculating the marginal effects, we examine the degree of influences on crises. According to the probit model results; interest rate and import variables were found statistically insignificant, whereas inflation, exchange rate, unemployment rate, gross national product and industrial product index variables were obtained significant and important.

Key Words: Logit, Probit Models, Crisis

Jel Classification: E300, E320, E370

* Giresun Üniversitesi, Görele UBYO Bankacılık ve Finans Bölümü
(ipek.cebeci@giresun.edu.tr)

1.Giriş

alıřmamızın amacı nitel tercih modelleri olan logit ve probit modellerini öncelikli olarak teorik olarak incelemek, ardından ampirik bir uygulama ile konuyu destekleyerek bu konudaki literatüre katkı yapmaktır.

Bu alıřmada nitel tercih modellerinden probit model uygulama kapsamına alınarak, arařtırmacılara konuyla ilgili farklı bir bakıř aısı sunulması hedeflenmektedir. Probit model uygulamamız kapsamında ele alınan Türkiye örneđi 1988-2009 dönemini içermekte olup, bu dönem dahilinde Türkiye’de, makroekonomik deđiřkenlerin krizleri açıklayıcılıđı incelenmek istenmektedir. Ayrıca deđiřkenlere ait marjinal etkiler hesaplanarak krizlerin bu etkilenmenin derecesine de alıřmada bakılmak istenmiřtir.

Sosyal bilimlerde yapılan analizlerde sıklıkla kullanılan nitel bađımlı deđiřkenler, ekonomik birimlerin deđiřimlerini ölçmek adına iktisadi bilimlerde de kullanılmaktadır. Bađımlı deđiřkenin iki veya daha fazla deđer aldığı bu tür modeller, ekonomik birimlerin davranıřları ölçüldüğünde, çeřitli alternatifler arasından yapılacak tercihi ve bu tercihin neden seçildiđini açıklayan modellerdir. Bu tür modelleri kullanmaya karar veren arařtırmacılar, arařtırmanın hedeflerini ve alternatif yöntemlerin uygulanabilirliđini göz önünde bulundurarak karar vermektedirler.

İki veya daha fazla deđer alan kukla deđiřkenler bađımlı deđiřken olarak regresyon modellerinde yer aldığında, bađımlı deđiřkenler tercih veya karar belirtmektedir. Bađımlı deđiřkenin iki veya daha fazla deđer alan tercih modellerinde amaç, seçimin olasılıđının belirlenmesidir (Aldric ve Nelson, 1984). Tercih modellerinin en basiti olarak adlandırılan Doğrusal Olasılık Modelleri uygulamada bazı varsayımları gerekleřtirme adına sorunlarla karşılařılabilinen bir model çeřitidir. Bu modeller arasında en ok kullanılan probit ve logit model analizi yöntemidir. Doğrusal olasılık modelleri ile ilgili bazı problemler mevcuttur. Hata terimlerindeki normallik varsayımıyla ilgili problem, hata terimleri varyanslarında deđiřme sorunu, $0 \leq E(Y|X) \leq 1$ karşılanamaması (Y tahminin, Y 0-1 dıřında kalması), R^2 nin uygunluđu konusunda řüpheler de vardır(www.iasri.res.in,2010). Doğrusal olasılık modellerinde karşılařılan problemler ve bu tür modeller için hakkındaki detaylı bilgi için bakınız; Gujarati (1999:542-546), Aldric ve Nelson (1984), Güriř ve ađlayan (2000:568,653). Doğrusal olasılık modellerine

oluşan sorunları çözmek üzere Probit modeline alternatif olarak oluşturulan Logit modeller de uygulamada sıklıkla kullanılmakta olduğundan probit modelin açıklamasının öncesinde kısaca logit modelin de çalışmamızda yer vermekteyiz.

1.1 Logit Model ve Formülasyonu

Logit modelleri, logit regresyona tabi olan ve özellikle ikili bağımlı değişkenler için tasarlanmış doğrusal olmayan fakat uygun dönüşümler ile doğrusallaştırılabilen bir regresyon modelidir. Logit model probit modelle aynı olmasına karşılık, dayandığı birikimli dağılım fonksiyonu itibarı ile ondan ayrılır. Normal birikimli dağılım fonksiyonundan türetilen probit modelin aksine, logit model lojistik birikimli dağılımdan türetilen modellerdir. Literatürde logit model yerine lojistik regresyon modeli ifadesi de kullanılır. Bağımlı değişken 0 ve 1 gibi ikili değerler alıyorsa, bu ikili cevap değerleri ile bağımsız değişkenler arasındaki ilişki araştırılırken lojistik regresyon kullanılır. Lojistik regresyon daha çok durum kontrollü çalışmalarda kullanılır. Özellikle tahmin edilmek istenen değişken eğer iki durum alıyorsa yani başarılı-başarısız, hasta-sağlıklı, var-yok, makine çalışır-çalışmaz vb. bu durumda lojistik regresyon modelleri kullanılmaktadır. Literatürde bu tür modeller biyoloji, tıp, ekonomi, meteoroloji gibi pek çok alanda kullanılmakta olup, çok sayıda çalışma karşımıza çıkar (Kurban, Kantar ve Hocoğlu; 2007: 91). Breslow ve Day (1980), Abbott (1985), Ünsal ve Güler (2005), Erdal ve Esengün (2008), Aktaş ve Erkuş (2009), Ege ve Bayrakdaroğlu (2009), Özçomak, Oktay ve Özer v.b. (<http://www.ekonometridernei.org/bildiriler/o25s1.pdf>, 02.10.10)

İleri parametrik olmayan bir istatistik yöntem olan lojistik regresyon analizinde, bağımlı değişken mutlaka sonucu en az ikili olan (hisse senedi getirisi pozitif-negatif gibi) değişken olarak kullanılır. Ayrıca zorunlu olmakla birlikte, modeldeki bağımsız değişkenler genellikle sürekli olurlar. Bu avantajlardan dolayı özellikle gözlemlerin gruplara ayrılmasında ve yeni gözlemlerin uygun gruplara atanmasında sıkça tercih edilen bir yöntem olmaktadır. Lojistik regresyonda, bağımlı değişkenin kategorik olarak ikili, üçlü, çoklu kategorilerde gözlemlendiği durumlarda açıklayıcı değişkenlerle sebep-sonuç ilişkisi belirlenir. Açıklayıcı bağımsız değişkenlere göre bağımlı

değişkenin beklenen değerinin olasılık olarak elde edildiği sınıflama ve atama işlemi yapmaya yardımcı olan bir regresyon yöntemidir. Bu yöntemde bağımlı değişken üzerindeki açıklayıcı değişkenlerin etkileri olasılık olarak hesaplanır (Ege ve Bayrakdaroğlu,2009:146).

Logit modeli;

$$P_i = E(Y = 1 | X_i) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_i)}} \quad (1)$$

şeklindeki lojistik birikimli dağılım fonksiyonundan türetilmektedir. Burada yer alan P_i , bağımsız değişken X_i veri iken i. bireyin belirli bir seçim yapma olasılığını (i. birey için Y'nin 1 ve 0 alma olasılığı) gösterirken, e bilindiği gibi 2.72 değerini ifade etmektedir.

İki değer alabilen bağımlı değişkenlerin analizinde uygun seçilmiş bir birikimli değişken fonksiyonu kullanılması gerekmektedir. Bilindiği gibi, Logit modeli için lojistik fonksiyon kullanılmaktadır. Birikimli lojistik fonksiyonundan yararlanan logit modelden farklı olarak, normal dağılım eğrisini esas alan ve bu dağılımdan yararlanan Probit modelde iki değer alabilen bağımlı değişken varlığında kullanılabilinen modellerden biridir. Logit ve Probit modeller, iki değer alabilen bağımlı değişken ile birçok açıklayıcı değişken arasındaki ihtimal ilişkisini tahmin ederek hangi açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişken üzerinde tahmin edici gücü olduğunu gösterirler (Sezgin;Özdamar,2008). Çalışmamızda yer alacak analizlerde Probit model kullanılacağından, bu model ile ilgili ayrıntılı bilgilerle devam edeceğiz.

1.2 Probit Model Formülasyonu ve Tahmin Yöntemleri

Rasyonel seçim yaklaşımına göre birimler karşılaştıkları alternatifler arasında kendileri için en çok fayda sağlayacak olanı seçerler. Probit modeli fayda teorisine ve rasyonel seçim yaklaşımına dayanmaktadır (Güriş ve Çağlayan; 2000: 659-662). Probit model birikimli normal dağılım fonksiyonundan yararlanmakta ve literatürde Normit modeli olarak da adlandırılmaktadır.

x değişkeninin μ ortalamalı ve σ^2 varyanslı normal dağılıma sahip olduğu varsayıldığında, bu değişkene ait birikimli normal dağılım fonksiyonu;

$$F(x) = \int_{-\infty}^{x_0} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx \quad (2)$$

olarak ifade edilmektedir. Burada yer alan x_0 x ' in belirli bir değeri olarak tanımlanmıştır.

Probit model, y bağımlı değişkenin iki değer aldığı haline getirilmemiş şeklinin yani temel bağımlı değişkenin normal dağıldığını varsayarken, Logit model bu değişkenin lojistik eğriye dayandığını varsaymaktadır. Bu iki modelden Logit modelin dağılımda lojistik birikimli dağılım fonksiyonunun kuyruk bölgeleri Probit modele göre daha geniştir. Nitel olarak ele aldığımızda bu iki model benzer sonuçlar vermesine rağmen iki modelin tahmin edilen anakütle katsayılarını doğrudan karşılaştırmamız mümkün değildir. Ancak, Amemiya'nın (1981) önerdiği bir katsayı ile bu katsayıları karşılaştırılabilmektedir.

İki değer alabilen nitel değişkenli nitel tercih modellerinden biri olan Doğrusal Olasılık Modelindeki en belirgin sorun, tahmin edilen olasılık değerlerinin 0-1 aralığının dışına çıkması sorunudur. Bu sorunun giderilmesi adına kullanılan Probit model, olasılıkların 0-1 arasında kalmasını sağlayan ve katsayılar itibariyle doğrusal olmayan bir modeldir. Probit model, genellikle gözlenemeyen bir fayda endeksi ile oluşturulduğundan, fayda endeksi hakkında bilgi verme yükümlülüğünü taşımaktadır. i . bireyin j . alternatiften elde ettiği faydayı temsil eden U_{ij} ' yi şu şekilde göstermemiz mümkündür.

$$U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad \text{ve } j = 1, 0$$

Burada yer alan V_{ij} sistematik kısım, katsayılar itibariyle hem alternatiflerin hem de bireylerin doğrusal bir fonksiyonu şeklinde ifade edilmektedir. ε_{ij} ise tesadüfi kısmı belirtmekte ve hata terimini göstermektedir. Bu modelde hata terimi, 0 ortalamalı ve σ_j^2 varyanslı bağımsız normal dağılımlı bir değişkendir.

Bu ifadelerden yararlanarak i . bireyin 1. alternatifi seçme olasılığını ele alırsak bu olasılığı aşağıdaki gibi belirtebiliriz.

$$P_i = P(Y_1 = 1) = P(U_{11} \geq U_{10}) = P(V_{11} + \varepsilon_{11} \geq V_{10} + \varepsilon_{10}) = P(\varepsilon_{10} - \varepsilon_{11} \leq V_{11} - V_{10})$$

Bu olasılık ifadesinde yer alan $V_{11} - V_{10}$ terimi I_i ile ifade edilmekte ve

fayda endeksi olarak tanımlanmaktadır. Başka bir ifade ile alternatif 1'in sistematik kısmı ile alternatif 0'in sistematik kısmı arasındaki fark fayda endeksini vermektedir.

Probit model, P olasılık değerleri ile açıklayıcı değişkenler arası ilişki kurmayı amaçlayan ve Doğrusal Olasılık Modelleri' ne alternatif olarak olasılık değerlerinin 0-1 arasında kalmasını sağlayan bir modeldir.

$$Y_i = 1 \text{ ise } P(Y_i = 1) = P$$

$$Y_i = 0 \text{ ise } P(Y_i = 0) = 1-P$$

Bu durumda, çalışmamızın konusu olan kriz olur ya da olmaz durumuna göre 0 ve 1 değerlerini alan bağımlı değişkenimize göre bu durumların ortaya çıkma olasılıkları;

$$P(Y_i = 1) = F(x, \beta)$$

$$P(Y_i = 0) = 1 - F(x, \beta)$$

olarak gösterilebilir. Burada amaç, seçilecek bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkenimiz olan finansal krizlerin gerçekleşme olasılığı etkilerini tahmin edilmektedir. Burada yer alan β parametreleri bağımsız değişkenlerdeki değişimin etkisini olasılığa yansıtmaktadır. Bu etki doğrusal regresyon ile gösterilirse; $F(x, \beta) = \beta'x$

Bu durumda, $E(y) = F(x, \beta)$ eşitliğinden yararlanarak regresyon modelini yazabiliriz.

$$y = E(y) + [y - E(y)] + \varepsilon$$

Doğrusal olasılık modellerinde yaşanan varsayımlardan sapmalar ve bu modellerle yapılan kestirimlerin 0-1 aralığı dışına çıkma olasılığını engellemek adına alternatif dağılımlara dayanan modeller üzerinde durulmaktadır. Bu durumda da, bağımsız değişkenin regresyon doğrusu üzerindeki tüm gerçek değerlerini 0'dan 1'e kadar uzanan bir olasılığa dönüştürmek için gerekli dönüşümler uygulanmaktadır. Bu dönüşümler ise birikimli dağılım fonksiyonunun kullanılması ile sağlanabilmektedir. Böylece elde edilecek olasılık dağılımı;

$$\pi_i = F(x, \beta) = F(I_i)$$

F, bir birikimli dağılım fonksiyonu x ise bir rassal değişken vektördür. Rasyonel seçim yaklaşımına göre bireyler karşılaştıkları alternatifler arasından en çok fayda sağlayanı seçerler. Probit model de Mc Fadden'nin geliştirdiği fayda kuramına dayandığından, modelde fayda endeksi olgusu da yer almaktadır. Bu gösterimlerin ardından normal birikimli dağılım fonksiyonuna dayanan Probit Olasılık Modeli şu şekilde gösterilebilir. $I_i = \beta'x$

Endeks değerinin kendisi gibi gözlenemeyen ve I_i^* ile ifade edilen bir eşik değerine sahip olduğunu düşündüğümüzde, eğer I_i değeri I_i^* değerini aşarsa olayın meydana geleceği aşmaz ise olayın meydana gelmeyeceği söylenebilir. I_i^* değerinin I_i değerinden küçük ya da I_i^* ye eşit olması normallik varsayımı altında standartlaştırılmış birikimli dağılım fonksiyonlarından hareketle hesaplanmaktadır. Burada I_i gerçekte ölçülmemiş bir endeks olup normal ve sürekli bir tesadüfi değişken olarak adlandırılabilir. Belirtilmelidir ki I_i^* 'ler için gözlemler mevcut değildir. Ancak, bu endeksin küçük ve büyük değerlerinden bireysel gözlemlerin hangi kategoriye ait oldukları bilinmektedir.

$$\pi_i = F(I_i) = \int_{-\infty}^{I_i} \frac{\exp\left(\frac{-z^2}{2}\right)}{\sqrt{2\pi}} dz \quad (3)$$

Burada yer alan Z değişkeni 0 ortalamalı ve 1 varyanslı standartlaştırılmış normal değişkendir. Olayın meydana gelmesini ölçen I_i endeksi x bağımsız değişkenlerin fonksiyonudur. Bu durumda, endeks değerinin yüksek olması olasılığın fazla olması, endeks değerinin düşük olması olasılığın az olması olarak yorumlanabilmektedir. Bu ilişkilerden yararlanarak olasılık formülleri yazılabilir.

$$I_i = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k$$

$$\left\{ \begin{array}{l} Y_i = 1 \text{ eğer; } I_i \geq I_i^* \\ Y_i = 0 \text{ eğer; } I_i < I_i^* \end{array} \right.$$

I_i^* nin stokastik değişken olduğu gözönüne alınarak, olayın meydana gelme olasılığı

$$P\left(Y_i = \frac{1}{I_i}\right) = P(I_i \geq I_i^*) \text{ olarak ifade edilmektedir.}$$

Çekilen örnekte, n_1 adet olayın gerçekleşmiş olduğu (n_1 gözlemde krizin olduğu) ve n_1 adet olayın gerçekleşmemiş olduğunu (krizin olmadığını) varsaydığımızda bu duruma ait benzerlik fonksiyonu;

$$LL = P(I_1^* \geq I_1^*) \cdot P(I_2 \geq I_2^*) \dots P(I_{n_1} \geq I_{n_1}^*) \cdot P(I_{n_1+1} \geq I_{n_1+1}^*) \dots P(I_{n_1+n_2} < I_{n_1+n_2}^*)$$

olarak yazılabilir. Yukarıda yer alan benzerlik fonksiyonunu $F(I_i)$ 'in birikimli dağılım fonksiyonunu gösterdiğini göz önüne alarak yeniden düzenlediğimizde,

$$LL = F(I_1) \cdot F(I_2) \dots F(I_{n_1}) \cdot [1 - F(I_{n_1+1}) \dots 1 - F(I_{n_1+n_2})]$$

Endeks değerlerinin hesaplanmasında kullanılan regresyon katsayılarının ve bağımsız değişkenlerin bir fonksiyonu olan benzerlik fonksiyonunu, bu katsayıları maksimum yapacak şekilde belirlenmelidir. LL 'yi maksimum yapacak katsayı değerlerinin tahmini için de nümerik iterasyon yöntemleri kullanılmaktadır (Frank, 1971:345-346).

Yapılan bu gösterimlerin ardından iki durumlu bir Probit modeli için şu varsayımları belirtmek mümkündür (Aldric ve Nelson, 1984:9).

- $Y_i \in \{0,1\}$, $i = 1, 2, \dots, N$
- $P(Y_i|x_i) = \Phi(\beta x)$ (birim normal birikimli dağılım fonksiyonu)
- Y_1, Y_2, \dots, Y_N ' ler istatistiksel olarak bağımsızdır
- Bütün x_j ' ler arasında tam ya da yaklaşık doğrusal bağımlılık yoktur.

İki durumlu Probit modelleri Ağırlıklı En Küçük Kareler, En Çok Olabilirlik, Minimum Ki-Kare, İteratif Olarak Ağırlıklandırılmış En Küçük Kareler Teknikleri ile tahmin edilebilmektedir. Çalışmamızda ise En Çok Olabilirlik Tekniği kullanıldığından bu yöntemin detaylı bilgileri ile devam edeceğiz.

En Çok Benzerlik yönteminde ise, anakütle ve bu anakütleden çekilen örnek arasındaki benzerlik ilişkisinden yararlanılarak bu örneğin elde edilme olasılığını maksimum yapan parametre değerleri tahmin edilmektedir

(Bierens, 2004).

Benzerlik fonksiyonunun genel olarak ifadesini, $LL(X_1, X_2, \dots, X_n; Q_1, Q_2, \dots, Q_k)$ olarak göstermek mümkündür. Gösterimdeki Q_1, Q_2, \dots, Q_k tahmin edilmek istenen modelin parametrelerini belirtmektedir. X 'in normal dağılıma sahip olması durumundaki benzerlik fonksiyonu ise, $LL(X_1, X_2, \dots, X_n; \mu, \sigma^2)$ gösterimiyle ifade edilmektedir. En çok benzerlik yöntemi, benzerlik fonksiyonunun maksimizasyonundan oluşmaktadır. Bu yöntemin uygulanabilmesi için gerekli olan bir durum söz konusudur. Bu da hata terimlerinin dağılımının bilinmesi gerekliliğidir.

En Çok Olabilirlik Yöntemi verilerin sınıflandırılmasını gerektirmektedir. Bu nedenle örneklem içinde belirgin olasılığa sahip bireysel gözlemlere yer verdiği için Probit modelinin parametreleri bu yöntem ile tahmin edilebilmektedir. Bir olayın gerçekleşme olasılığı $P(Y_i = 1) = \pi_i$ iken olayın gerçekleşmeme olasılığı $P(Y_i = 0) = 1 - \pi_i$ olarak ifade edildiğinde Y_i rassal bir değişkendir. Bu değişkene ait olasılık dağılımı aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$P = (Y_i - X_i) = \Pi_i^{Y_i} (1 - \Pi_i)^{1 - Y_i} \quad i = 1, 2, \dots, N$$

Birbirinden bağımsız olan Y_i değerleri için olabilirlik fonksiyonu;

$$L = P(Y_1, \dots, Y_n) = P(Y_1) \dots P(Y_n)$$

Diğer bir gösterimle;

$$L = \pi_i \dots \pi_{n_1} (1 - \pi_{n_1+1}) \dots (1 - \pi_N)$$

Burada $Y_i = 1$ olduğu duruma ait gözlem sayısı n_1 olarak ifade edilmiştir. Verilen tüm bu gösterimler ile olabilirlik fonksiyonu;

$$L = \prod_{i=1}^N \pi_i^{Y_i} (1 - \pi_i)^{1 - Y_i}$$

olarak simgelenmektedir.

2. Literatür Özeti

Literatürde probit modelle yapılan alıřmalardan bazıları; Frankel ve Rose (1996), Krueger, Osakwe ve Page (1998), Esquivel ve Larrain (1998), Kamin, Schindler ve Samuel (2001), Gökhan Karabulut (2005), Cevat Gerni, Ö. Seluk Emsen, ve M. Kemal Deęer, Sezgin ve Özdamar (2008) sayılabilir.

Frankel ve Rose'un 1996 yılındaki alıřmasında 105 ülkenin verileri kullanılarak para krizlerinin tahmini probit modelle yapılmıřtır. Modelde krizin öncü göstergeleri olarak; düşük doğrudan yabancı sermaye, uluslararası rezervlerdeki düşüř, iç kredi genişlemesinin yüksek olması ve aşırı deęerlenmiř döviz kuru gösterilmiřtir. Frankel ve Rose modeli kriz olasılıęını tahmin etmede kullanılan probit modellerden öncü olanıdır. Bu modele göre döviz kurunun %25 deęer kaybetmesi veya yıllık devalüasyon oranında %10'luk bir artış kriz olarak kabul edilir. Modelde sermaye hareketlerinin; ticari bankalara bor, imtiyazlı borlar, deęişken oranlı dış borlar, kamu borcu, kısa vadeli borlar, kalkınma bankaları, kurumsal bankalardan alınan borlar ve doğrudan yabancı sermaye yatırımları ile olan etkileřimi üzerinde durulur. Bu sayılan 7 kalem toplam dış borca oranlanır. Dışsal řoklara kırılğanlıęın tespitinde modelde toplam borcun GSYİH'ya oranı, rezervlerin aylık ithalata oranı, ülkedeki ıktının yüzdesi olarak dış ticaret açığı veya fazlasının ifadesi, aşırı deęerlemenin derecesi üzerinde alıřılmıřtır. Makro ekonomik deęerlerin belirlenmesinde, büte fazlası veya açığı'nın GSYİH'ya oranı, yurtii kredi büyüme, reel GSYİH büyüme oranı kullanılmıřtır. Kuzey ülkelerinin talebi ve faiz oranları OECD ülkelerinin üretim düzeyinin modele dahil edilmesi için eklenmiřtir. Deęişkenleri karşılaştırılmasında üç yıllık sakin dönem ön görülmüřtür. Modelin sonucunda göre; krizler; rezervlerin az, yurtii kredilendirme yüksek, kuzey ülkelerinde faizlerin yüksek, reel döviz kurları aşırı deęerlendięinde doğrudan yabancı yatırımların azalması ile ortaya ıkabilmektedir. Keskin resesyon dönemlerinde de krizler belirebilmektedir (Frankel ve Rose;1996:1-29).

Krueger, Osakwe ve Page modelinde kriz tanımı döviz piyasası üzerindeki baskıya bakılarak nominal döviz kurundaki ortalama deęişim yüzdesinin büyüklüęü ve uluslararası rezervlerdeki negatif yönlü deęişim olarak yapılmaktadır. alıřmada kurulan büyüklük endeksine göre, bu endeksten 1.5'lik bir standart sapma kriz olarak tanımlanmıřtır. Dış borcun GSYİH'ya oranı, M2'nin rezerve oranı, cari açığın GSYİH'ya oranı, büte açık veya fazlası-

nın GSYİH'ya oranı, yurtiçi kredilendirmedeki artış oranı, bankaların özel sektör üzerindeki haklarının GSYİH'ya oranı, tüketici fiyat endeksine göre enflasyon oranı, reel döviz kuru oranı, dış ülkelere faiz oranı bu modelde 19 ülke için kullanılan değişkenlerdir. Bu çalışmanın sonuçlarına göre; önceki periyottaki reel GSYİH'daki büyüme artışı para krizlerinin ortaya çıkması olasılığını azaltır. Ayrıca rezervleri az olan ülkelerin krize girme olasılığı yüksektir. Krizlerle bölgesel yayılma arasında pozitif ilişki bulunmuştur. Dış borç yükü ile para krizleri arasında bağlantı bulunamamıştır. Mali ve cari açığın ise belli bir seviye sonrasında krize yol açabileceği bulunmuştur (Kruger ve Page;1998:1-36) .

Esquivel ve Larrain modelinde, nominal döviz kurundaki keskin değişiklikler kriz olarak verilmiştir. Kriz tanımlanırken devalüasyon oranının o ülkenin standartlarından daha yüksek olması unsuru dışında nominal devalüasyonun satınalma gücünü ve yerli parayı anlamlı biçimde etkilemesi unsuru dikkate alınmıştır. Bu iki unsurun kriz üzerinde etkili olabilmesi için en azından kısa vadede nominal devalüasyonun reel döviz kuru üzerinde etkili olması gereklidir. Kurulan model 1975-1996 tarihleri arasında 30 ülkeyi kapsar. 117 kriz modelde öngörülmüş ve 60 kriz başarılı olarak öngörülmüştür. Kullanılan göstergeler; senyoraj, reel döviz kuru, Cari açık/GSYİH, M2/uluslar arası rezerv, dış ticaret haddi şokları, kişi başına düşen negatif gelir artışı gölge değişkeni, bölgesel bulaşma gölge değişkenidir. Model sonuçlarında yüksek senyoraj oranı, cari açık, reel döviz kurundaki istikrarsızlıklar, düşük dış rezervin M2'ye oranı, negatif ticaret haddi şokları, kişi başına düşen gelirdeki negatif büyüme ve bulaşıcılık etkisi yapılan örneklemede anlamlı sonuçlar vermiştir (Esquivel ve Larrain; 1998:1-38).

Kamin, W. J. Schindler, L. S. Samuel, 26 ülkenin verileri ile kurduğu modelde kriz tanımı olarak çöküşler alınmıştır. Reel döviz kuru, M2/uluslararası rezerv, cari açıklar, gelişmiş ülkelerin GSYİH'nın büyümesi, dış ticaret hadleri değişkenlerinin bölgesel farklılık gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır (Kamin, Schindler ve Samuel, 2001).

3. Uygulama: Yöntem, Veriler ve Bulgular

Ampirik uygulamadaki amacımız şokların gerçekleştiği dönemlerde ele alınan makro değişkenlerin krizleri açıklayıp açıklanmadığının incelenmesidir. Çalışmamızda verilerin ulaşılabilirliği göz önüne alındığında 1988:Q1-2009Q4 dönemi uygulama için en uygun dönem olarak seçilmiştir. Bazı değişkenler ait geri taramalarda verilere ulaşamaması ve Gayri Safi Yurtiçi Hasıla değerlerine ait aylık verilerin bulunmaması üçer aylık olan bu dönem aralığının seçilmesinde etkili rol oynamıştır. Uygulamada kullanılan veriler, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB) veri dağıtım sitesi (EVDS) ve OECD'nin resmi veri dağıtım sitesi olan OECD Statistics sitesinden elde edilmiştir.

Çalışmamızda, krizlerin incelenmesi adına birçok değişken ile çalışılmaya başlanılmış ancak, çoklu doğrusal bağıllık sorunu nedeniyle bu değişkenler model dışında bırakılmıştır. Uygulamaya dahil olan açıklayıcı değişkenlerimiz; reel döviz kuru endeksi, endüstriyel üretim endeksi, TUF, faiz oranları, işsizlik oranları, ithalat ve gayri safi milli hasıladır. Gayri safi milli hasıla düzey verileri için gerekli dönüşümler uygulamaya dahil edilmiştir.

Değişkenlerin ve dönemin en uygun durumlarının seçilmesinin ardından; uygulamamızdaki en önemli kısım bağımlı değişkenimizin oluşturulmasıdır. Diğer bir ifadeyle, krizlerin başlangıç ve bitiş dönemlerinin belirlenmesidir. Amacımız finansal krizlerini öngörmek olduğundan, para krizi tanımı oldukça önemli bir olgudur. Ekonomik krizler, ilk etapta reel kriz ve finansal kriz şeklinde ayrılır. Bu çalışmada finansal krizler kapsamında değerlendirilen para krizlerine odaklanıldığından reel ve finansal krizin sebepleri ve çeşitleri başka çalışma kapsamında değerlendirilmektedir. Finansal krizlerin nedenleri ve türleriyle ilgili olarak bakınız; Mishkin (1997), Mishkin (2001), Krugman (1999), Feldstein (1999), Radelet ve Sachs (1998). Reel krizlerle ilgili olarak bakınız; Kibritçioğlu (2001).

Para krizi, özellikle sabit döviz kuru sistemlerinde piyasa katılımcılarının yerel para ile ifade edilen aktiflere yönelik talebinin aniden yabancı paralı aktiflere kaydırmaları ve bunun neticesinde merkez bankasının döviz rezervlerinin tükenmesi şeklinde ortaya çıkar. Bir ülke parasının üzerindeki spekülâtif saldırı paranın önemli bir miktarda devalüasyonu veya şiddetli değer kaybı ile sonuçlanırsa veya merkez bankası büyük miktarda rezerv

satmak veya faiz oranlarını önemli oranda yükseltmek suretiyle parayı korumaya zorlanırsa bir döviz veya para krizi oluşur (Delice,2003:59). Para krizinin varlığına ilişkin bir diğer alternatif bir yaklaşım ise döviz kuru değişimlerinin haricinde uluslararası rezerv ve faiz oranlarındaki değişimlerinde dikkate alındığı bir "finansal baskı endeksi" (FBE) oluşturulmasıdır (Kaya ve Yılmaz,2006:131). Bu şekilde hesaplanan endeksin, belirli bir eşik değerini aştığı dönemlerde para krizinin varlığı kabul edilmektedir.

$$FBE = (TL/\$ \text{ Nominal Döviz Kuru } \% \text{ Değişimi} + TL \text{ Faiz Oranı } \% \text{ Değişimi} - \text{Net Uluslararası Rezervler } \% \text{ Değişimi})$$

Bu ölçüt için eşik değerinin belirlenmesi ise;

$$FBE \geq \mu + 1.5 \sigma \text{ finansal kriz var } Y=1$$

$$FBE < \mu + 1.5 \sigma \text{ finansal kriz yok } Y=0$$

Burada yer alan μ yani ortalama varsayım gereği sıfırdır. Bu nedenle eşik değeri standart sapmanın 1.5 katına eşit olarak elde edilmektedir.

Çalışmamızda da bağımlı değişkenimiz bu ölçüt ile oluşturulmuştur. Bağımlı değişkenimiz bu durumda iki değer alan nitel bir değişken olarak karşımıza çıkmaktadır. Bağımlı değişkenin nitel değişken olduğu durumlarda, ekonometrik analizler için lojistik regresyon, probit modeli ve tobit modeli gibi farklı yöntemler kullanılmaktadır. Literatürde yer alan çalışmalar incelendiğinde, Türkiye adına yapılacak analizde kullanılacak yöntem olarak probit modeli tercih edilmiştir.

Probit model doğrusal olmama özelliğine sahiptir. Bu nedenle, finansal krizlerin tahmininde daha etkin sonuçlar vermektedir. Örneğin eğer bir ülke için döviz rezervlerinin GSMH' ya oranı %10 ise; bu oranın %11'den %9'a inmesi, %9'dan %7'ye inmesinden nispeten daha fazla endişe vericidir. Oysa doğrusal olasılık modellerinde bu orandaki her birimlik azalma aynı etkiye sahiptir (Sezgin ve Özdamar,;240) . Bu nedenle bu gibi durumlarda Probit Model tercih edilmektedir. Çalışmamızda verilerin analizinde E-views (3.1 versiyonu) ve Stata (8.0 versiyonu) paket programları kullanılmış ve tahmin sonuçları 0.05 anlamlılık seviyesine göre yorumlanmıştır. Uygulamada probit modelin tahmini için öncelikle serilerin durağan hallerine ulaşılması adına ADF (Augmented Dickey Fuller) testlerinden yararlanılmıştır. Değişkenler

durağanlık mertebeleri belirlenerek analize dahil edilmiştir.

Seriler:

X_1 = Döviz kuru ,

X_2 = Endüstriyel üretim endeksi ,

X_3 = Enflasyon oranı ,

X_4 = Faiz oranı ,

X_5 = İşsizlik oranı ,

X_6 = Gayri Safi Milli Hasıla,

X_7 = İthalat

Vedat Kaya ve Ömer Yılmaz'ın (2006:131) çalışmasında yer alan finansal baskı endeksi krizlerin belirlenmesinde kullanılmıştır.

Eviews programında şok varsa "1" kod, yoksa "0" kod verilerek uygulama gerçekleştirilmiştir. Burada yer alan m yani ortalama varsayım gereği sıfırdır. Bu nedenle eşik değeri standart sapmanın 1.5 katına eşit olarak elde edilmektedir. Çalışmamızda da bağımlı değişkenimiz bu ölçüt ile oluşturulmuştur. Bağımlı değişkenimiz bu durumda iki değer alan nitel bir değişken olarak karşımıza çıkmaktadır. Bağımlı değişkenin nitel değişken olduğu durumlarda, ekonometrik analizler için lojistik regresyon, probit modeli ve tobit modeli gibi farklı yöntemler kullanılmaktadır. Probit model için verilerin durağan olması gerektiğinden Eviews kullanılarak ADF (Augmented Dickey-Fuller) testi kullanılmıştır. Değişkenlerden level düzeyde durağan olmadıkları tespit edilenler için birinci fark veya ikinci fark alma işlemleri yapılarak serilerin durağanlıkları sağlanmıştır. Durağanlığın sağlandığı şekillerde değişkenler modele dahil edilmiştir. Modelin tahmininde Eviews dışında STATA programı kullanılmış. Özellikle değişkenlerin marjinal etkilerinin hesaplanması STATA 8.0 programı sayesinde gerçekleştirilmiştir.

Tablo (1): Probit Model Tahminleri

Probit Model Tahminleri						
Log likelihood=-37,900154 LR chi2 (7) =20,81					Probit >chi2 = 0,0041 Pseudo R2 = 0.2154	
B	Coef.	Std. Err.	z	P>z	%95 coenf. İnterval	
X1	-2,14879	0,8874196	-2,42	0,015	-3,88828	-0,4096593
X2	-11,147810	4,2984300	-2,59	0,010	-19,57258	-2,723042
X3	0,8198637	0,3085903	2,66	0,008	0,2150378	1,42469
X4	0,0057929	0,0058863	0,98	0,325	-0,005744	0,0173298
X5	0,4064413	0,1826174	2,23	0,026	0,0485178	0,7643647
X6	0,3341794	0,1330285	2,51	0,012	0,7344820	0,594911
X7	-7,488247	6,6302160	-1,13	0,259	-20,48323	0,506739
cons.	41,7656300	17,51887	2,38	0,017	7,42928	7,610198

Probit modeli sonuçlarına göre, faiz oranı ve ithalat değişkenlerinin istatistiksel olarak anlamsız çıktığı görülmektedir. Buna karşılık, enflasyon, döviz kuru, işsizlik oranı, gayri safi milli hasıla ve endüstriyel üretim endeksi değişkenleri anlamlı ve önemli olarak elde edilmiştir. Mc Fadden R² değeri bu gibi modeller de yeterli derece de sonuç vermiştir. Modelin uyum iyiliği LR(p) 0.004 <0.05 den olduğundan modelin anlamlı olduğu anlaşılmıştır. Faiz oranlarının anlamsız çıkmasında en büyük sebep olarak değişkenlerin üçer aylık veri şeklinde almak durumunda kalması nedeniyledir. Probit model tahmininin ardından STATA programında marjinal etkiler hesaplanmıştır.

Tablo (2): Probit Tahmini Sonrası Marjinal Etkiler

Probit Tahmini Sonrası MARJİNAL ETKİLER							
y = Pr(B) (tahmin)							
0,21686481							
Değişken	dy/dx	Std. Err.	z	P>z	%95 coenf. İnterval		x
X1	-0,631058	0,2497700	-2,53	0,012	-1,12059	-0,1415260	0,605205
X2	-3,273621	1,2498900	-2,62	0,009	-5,72336	-0,823877	4,3255
X3	0,2407579	0,08801	2,74	0,006	0,0682630	0,41325	1,76368
X4	0,0017011	0,00175	0,97	0,330	-0,001725	0,0051270	56,2025
X5	0,1193539	0,0526	2,27	0,023	0,0162630	0,2224450	8,6869
X6	0,0981338	0,03946	2,49	0,013	0,0208010	0,175466	5,18357
X7	-2,1989680	1,9513300	-1,13	0,260	-6,02350	1,625560	0,008353

Elde edilen marjinal etkilere göre; döviz kuru ve endüstriyel üretim endeksinde meydana gelecek 1 birimlik artış şokların sırasıyla %0.63 ve %3.27 azalmasına neden olacaktır. Bu değişkenler arz şoklarını azaltıcı yönde etkilemektedir. Diğer değişkenler ise şokları arttırıcı etki yaratmaktadır. Enflasyon ve faiz oranlarındaki 1 birimlik artış şokları sırasıyla %0.24 ve %0.001 arttırmaktadır. İşsizlik oranı ile ithalat değişkenleri de sırasıyla %0.11 ve %0.09 arttırıcı etki yaratmaktadır.

Ancak çalışmamızda faiz oranları istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır. Buna neden olarak faiz oranlarının üç aylık çalışmalarda etkisini tam yansıtamamasını göz önüne almamız gerekmektedir. Faiz oranları için yüksek frekanslı seriler ile çalışılması daha gerçekçi sonuçlar verebilmektedir. İthalat da istatistiksel olarak benze şekilde anlamsız çıkmıştır.

Probit modeli sonuçlarına göre, faiz oranı ve ithalat değişkenlerinin istatistiksel olarak anlamsız çıktığı görülmektedir. Buna karşılık, enflasyon,

döviz kuru, işsizlik oranı, gayri safi milli hasıla ve endüstriyel üretim endeksi değişkenleri anlamlı ve önemli olarak elde edilmiştir. Mc Fadden R^2 değeri bu gibi modeller de yeterli derece de sonuç vermiştir. Modelin uyum iyiliği LR(p) $0.01 < 0.05$ den olduğundan modelin anlamlı olduğu anlaşılmıştır. Tahmin sonuçlarına göre; enflasyon oranının şokların azalmasında en fazla paya sahip olduğunu şokların artmasında ise faiz oranları ile endüstriyel üretim endeksinin etkili olduğunu söylememiz mümkündür.

SONUÇ

Bu çalışmada nitel tercih modelleri olan logit ve probit modeller inceleyerek bu konuda ön bilgi edinmek isteyen araştırmacıların desteklenmesi hedeflenmiştir. Çalışmanın ampirik uygulama bölümünde probit model kullanılarak makroekonomik değişkenlerin krizleri açıklayıcılığı 1988-2009 dönemi çerçevesinde Türkiye için ele alınmıştır.

Probit modeli sonuçlarına göre, faiz oranı ve ithalat değişkenlerinin istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Buna karşılık, enflasyon, döviz kuru, işsizlik oranı, gayri safi milli hasıla ve endüstriyel üretim endeksi değişkenleri anlamlı ve önemli olarak elde edilmiştir. Türkiye için faiz oranı değişkeninin istatistiksel olarak anlamsız çıkmasına yol açan neden olarak faiz oranlarının üç aylık çalışmalarda etkisini tam olarak yansıtamaması gösterilebilir. Dolayısı ile faiz oranları için yüksek frekanslı seriler ile çalışılması daha gerçekçi sonuçlar verebilir. İthalat da benzer şekilde istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Ancak çalışmamız için olmazsa olmaz gayri safi milli hasıla değişkenimizin Türkiye için üçer aylık frekans şeklinde hesaplanması bizi bu konuda sınırlandırmıştır.

Çalışmamızda elde edilen marjinal etkilere göre; döviz kuru ve endüstriyel üretim endeksinde meydana gelecek artışın şokları azaltıcı yönde etkilediği bulunmuştur. Çalışma kapsamında ele alınan diğer değişkenler ise şokları arttırıcı yönde etki yaratmaktadır. Tahmin sonuçlarına göre; enflasyon oranının şokların azalmasında en fazla paya sahip olduğu, şokların artmasında ise faiz oranları ile endüstriyel üretim endeksinin etkili olduğu söylenebilir.

KAYNAKA

Abbott, R.D.; “Logistic Regression In Survival Analysis, **American Journal of Epidemiology**, Vol. 121, s.465-471,

Aktaş, Cengiz; Erkuş, Orkun (2009), “Lojistik Regresyon Analizi ile Eskişehir’in Sis Kestiriminin İncelenmesi”, **İstanbul Ticaret Üniversitesi Fen Bilimleri Dergisi**, Yıl:8, Sayı:16, Güz 2009/2, s.47-59,

Aldric, John H. and Nelson, Forrest D.; (1984) “Linear Probability, Logit and Probit Models”, **Sage Publications**, U.S.A.,

Amemiya, Takeshi (1981), “Qualitative Response Models: A Survey”, **Journal of Economic Literature**, Vol 19, No 4, 1483-1536,

Bierens, Herman J. (2004), **The Logit Model: Estimation, Testing and Interpretation**, Pennsylvania State University, Department of Economics,

Breslow, N.E. and Day, N.E.; (1980), “Statistical Methods in Cancer Research: The Analysis of Case-Control Studies”, **International Agency of Cancer**, Vol 1, No:32,

Delice, Güven (2003), “Finansal Krizler: Teorik ve Tarihsel Perspektif”, **Erciyes Üniversitesi İ.İ.B.F.Dergisi**, Sayı 20, s 57-83,

Ege, İlhan; Bayrakdarođlu, Ali (2009), “İMKB Şirketlerinin Hisse Senedi Getiri Başarılarının Lojistik Regresyon tekniđi ile Analizi”, **ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi**, Cilt 5, Sayı 10, s.139-158,

Erdal, Gülistan; Esengün, Kemal (2008), “Tokat İlinde Balık Tüketimini Etkileyen Faktörlerin Logit Model ile Analizi”, **Ege Üniversitesi Su Ürünleri Dergisi**, Cilt: 25, Sayı: 3,

Esquivel, L.; Larrain, B., “Explaining Currency Crises”, **Harvard Institute of Development Discussion Papers**, No:666, s.1-38,

Feldstein, Martin (1999), “Self-protection for Emerging Market Economies”, **NBER Working Paper Series**, Vol. 6907, <http://www.nber.org/papers/w6907.pdf>,

Frank, Raphael Charles (1971), **Statistics and Econometrics**, Holt,

Rinehart and Winston Inc., Austin, Texas,. s. 345-346,

Frankel, J.F. and Rose, K.A. “Currency Crashes in Emerging Markets: Empirical Indicators”, **National Bureau of Economic Research Working Papers**, No:5437,s.1-29,

Gerni, Cevat; Emsen, Ö. Selçuk and Değer, M. Kemal (2005); “Erken Uyarı Sistemleri Yoluyla Türkiye’deki Ekonomik Krizlerin Analizi”,**İ.Ü.İ.F. Ekonometri ve İstatistik Dergisi** , Sayı 2,

Gujarati, Domar N. (1999), Temel Ekonometri, Çev.Ümit Şenesen, Gülay G. Şenesen, Literatür Yayıncılık, İstanbul,s.542-546,

Güriş, Selahattin; Çağlayan, Ebru (2000), Ekonometri, Der Yayınları, İstanbul, s. 568- 653,

Kamin, B. S.; Schindler, W. J. and Samuel, L. S. “The Contribution of Domestic and External Factors to Emerging Market Devaluation Crises: An Early Warning Systems Approach”, **Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers**, No:711, s.1-56,

Karabulut, Gökhan (2005), “Konjonktürün Dönüm Noktalarının Tahmini için Bir Probit Modeli: Türkiye Örneği”, **D.E.Ü.İ.İ.B.F. Dergisi**, Cilt 20, Sayı 2, s.1-9,

Kaya, Vedat; Yılmaz, Ömer (2006), “Para Krizleri Öngörüsünde Sinyal Yaklaşımı: Türkiye Örneği 1990-2002”, 61(2), s. 130-155,

Kibritçioğlu, Aykut (2001), “Türkiye’de Ekonomik Krizler ve Hükümetler, 1969-2001” **Yeni Türkiye Dergisi**, <http://129.3.20.41/eps/mac/papers/0401/0401008.pdf>,

Kurban, Mehmet; Kantar, Yeliz Mert and Hocaoğlu, Fatih Onur (2007) “Lojistik Regresyon ve Perspektör Modelleri Kullanılarak Rüzgar-Güneş Enerji Santral Modelinin Güç Üretim Durumunun Analizi”, **Süleyman Demirel Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Dergisi**, 11-1,

Kruger, M.; Osakwe, P. N. and Page, J. (1998), “Fundamentals, Contagion and Currency Crises:An Empirical Analysis”, **Bank of Canada Working Papers**, No:10, s.1-36,

Krugman, Paul (1999), "Currency Crises", **NBER Working Series**, <http://www.nber.org/chapters/c9803.pdf>,

Mishkin, Frederic S. (1997), "Understanding Financial Crises: A Developing Country Perspective", **NBER Working Paper Series**, No.5600, <http://www.nber.org/papers/w5600.pdf>,

Mishkin, Frederic S. (2001), "Financial Policies and The Prevention of Financial Crises in Emerging Market Countries", **NBER Working Paper Series**, No.8087, http://www.nber.org/papers/w8087.pdf?new_window=1,

Ünsal, Aydın; Güler, Hüseyin; " Türk Bankacılık Sektörünün Lojistik Regresyon ve Diskriminant Analizi ile İncelenmesi", Çevrimiçi, <http://www.ekonometridernei.org/bildiriler/o14s2.pdf>, 01.10.2010,

Özçomak, M. Suphi; Oktay, Erkan and Özer, Hüseyin, "Erzurum İlinde Potansiyel Doğal Gaz Talebini Etkileyen Faktörlerin Tespiti", (Çevrimiçi), <http://www.ekonometridernei.org/bildiriler/o25s1.pdf>, 02.10.10,

Radelet,S; Sachs, Jeffrey (1998), "The Onset of The East Asian Financial Crisis", **NBER Working Paper**, No:6680, <http://www.nber.org/papers/w6680.pdf>,

Sezgin, Funda H; Özdamar, Elif Özge, "Finansal Krizlerin Öngörülmesinde Probit Model Yaklaşımı ve Türkiye Uygulaması", **Mimar Sinan Üniversitesi İstatistik**, (çevrimiçi), bsy.marmara.edu.tr/Konferanslar/2008/27.pdf , 01.06.2010,

Cevat Gerni, Ö. Selçuk Emsen, M. Kemal Değer, "Erken Uyarı Sistemleri Yoluyla Türkiye'deki Ekonomik Krizlerin Analizi", **İ.Ü.İ.F. Ekonometri ve İstatistik Dergisi**, Sayı 2, 2005, s.40-62,

TCMB, Elektronik Veri Dağıtım Sistemi, (Çevrimiçi), <http://evds.tcmb.gov.tr/> , 05.05.2010,

OECD, (Çevrimiçi), <http://stats.oecd.org/index.aspx>., 01.05.2010,