

PARASAL KRİZLERİN ÖNCEDEN TAHMİN EDİLEBİLİRLİĞİ ÜZERİNE BİR İNCELEME

Banka-Mali ve Ekonomik Yorumlar, Sayı: 4, ss: 31-48, 2001

Yakup KÜÇÜKKALE*

ÖZET

Nakit sıkışıklığı şeklinde daha spesifik olarak tanımlanabilecek olan parasal krizlerin önceden tahmin edilebilirliği konusunda hazırlanan bu çalışmada, Türkiye ekonomisine ilişkin 1986:01-1999:12 dönemi veri seti kullanılmıştır. Birbirlerine alternatif olan üç farklı tahmin yönteminin kullanılması ile yapılan analizler, parasal krizlerin bir ay önceden tahmin edilebileceğini göstermiştir.

1. GİRİŞ

2000 yılı içerisinde IMF ile yapılan görüşmeler çerçevesinde oluşturulan ve yıl boyunca başarıyla uygulanan istikrar programı, bir ara, nakit sıkışıklığı nedeniyle sekteye uğramış, hatta bu durum bir kriz boyutuna kadar varmıştır. 2000 yılının Kasım ayı içerisinde yaşanan bu kriz, anti-enflasyonist programların karakteristik özelliklerinden olan para arzının daraltılması, faiz oranlarının düşürülmesi ve ekonominin küçültülmesi ile şekillenen ortamda, beklenenden daha sert bir etki oluşturmuş ve *Nakit Sıkışıklığının* had safhaya ulaşması ile sonlanmıştır. Olacağı önceden tahmin edilen, ancak ne zaman olacağı bilinmeyen bu kriz, faiz oranlarının büyük oranda artmasına neden olmuştur.

Ekonomi yorumcuları, Kasım 2000 krizinin önceden tahmin edilebileceğini ve piyasaya bir miktar para sürülerek krizin başlamadan bitirilebileceğini iddia etmişlerdir. Bu iddia ortaya atılırken, krizin gerçekleşmesine kesin gözüyle bakan yorumcular, krizin ne zaman ortaya çıkacağı konusunda herhangi bir öngöründe bulunmamışlardır. Bu öngörüü yapmakla yükümlü olduğu söylenen bürokratlar da yine yorumcular tarafından müdahale etmekte geciktikleri gerekçesi ile ağır bir şekilde eleştirilmişlerdir. Yorumcularımıza göre, para otoriteleri, emisyon hacmini yakından takip etmek kaydıyla, herhangi bir nakit sıkışıklığını önceden görüp önlem almak zorundaydılar. Bu yakın takip yapılmadığı için, ekonomi yorumcularımız krizin faturasını bürokratlara kesmişlerdir.

Ekonometrinin, özellikle de zaman serisi analizlerinin gelmiş olduğu düzey, bu türden gelişmeleri önceden tahmin etmeye yeterlidir. Literatürde geleceği tahmin etmeye yönelik bu türden çalışmalar, özellikle parasal krizler açısından, oldukça yeni olmakla birlikte, çok geniş bir uygulama alanı söz konusudur [Goldfajn ve Valdes (1997), Kaminsky, Lizondo ve Reinhart (1998), Berg ve Pattillo (1999), vd...]. Öngöründe bulunmayı kolaylaştıran bir çok alternatif ekonometrik analizden biri ya da birkaçı kullanılarak; 1 ay, 1 yıl ya da 10 yıl sonra ekonomide ne gibi değişmelerin olabileceğini düşük yanılma payları ile kestirmek oldukça kolaydır. Nitekim, 1986:01-1999:12 dönemi dikkate alınarak hazırlanan bu çalışmada, emisyon hacminin 1 ay sonra hangi düzeye geleceği araştırılmıştır. Çalışma hazırlanırken, olası bir çok ekonomik değişkenin analize dahil edilmesine özen gösterilmiş, kriz tanımları yapılırken birbirlerine alternatif olan üç farklı analiz yöntemi kullanılmış ve öngörüler *Lojistik Regresyon Denklemleri* yardımıyla gerçekleştirilmiştir.

Çalışmanın ikinci bölümünde, ekonometrik metodoloji kısaca tanıtılırken; üçüncü bölümde, elde edilen sonuçlar tablo ve grafiklerle özetlenmiştir. Sonuç bölümünde ise

* Yrd. Doç. Dr., KTÜ Ünye İİBF, İktisat Bölümü, ORDU.

bulgular kısaca yorumlanarak, parasal krizlerin önceden tahmin edilip edilemeyeceği sorusuna cevap aranmıştır.

2. EKONOMETRİK YÖNTEM VE VERİ SETİ

Bu çalışmada, *nakit sıkışıklığı* olgusuyla sınırlandırılmış olan parasal şokların tespit edilmesinde, üç farklı yöntem kullanılmıştır. Bunlar sırasıyla; (i) Kuadratik Trend, (ii) Hodrick-Prescott Filtresi ve (iii) Box-Jenkins ARIMA Fonksiyonları'dır. Kullanılan her üç yöntem de metodolojik olarak farklı olmakla birlikte, parasal şokların tespit edilmesinde izlenen yol genelde aynıdır. Her üç yöntemde de, Türkiye'nin 1986:01-1999:12 dönemine ilişkin reel emisyon hacmi tahmin edildikten sonra, tahminlerin standart hatalarından yararlanarak, tahminin alt ve üst sınırları bulunmuştur. Emisyon hacminin reel hale getirilmesinde de yine iki farklı yol izlenmiştir. İlk yöntemde Tüketici Fiyat Endeksi (*TFE*) kullanılırken, ikincisinde Toptan Eşya Fiyat Endeksi (*TEFE*)'nden yararlanılmıştır. İlgili döneme ilişkin gerçekleşen reel emisyon hacmi, tahmini reel emisyon hacminin alt sınırından daha düşük ise, o döneme ilişkin bir nakit sıkışıklığı olgusunun yaşandığına hükmedilmiştir. Yöntemlere ilişkin ayrıntılı açıklamalar aşağıda verilmiştir.

Kuadratik trend yönteminde kullanılan regresyon (1) nolu denklemde görüldüğü gibidir.

$$\log(EM/P)_t = \alpha + \beta Trend + \gamma Trend^2 + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada; *EM*, nominal emisyon hacmini; *P*, fiyatlar genel düzeyini ifade etmek üzere *TFE* ve *TEFE*'yi ve ε de normal dağılım gösterdiği varsayılan rastsal hata terimlerini temsil etmektedir. α , β ve γ ise regresyon denkleminin parametreleridir. (1) nolu denklemin tahmin edilmesinden sonra, $\log(EM/P)$ 'nin tahmini değerleri ve bu değerlere ilişkin tahminin standart hatası bulunmuştur. Her bir *t* dönemi için $\log(EM/P)$ 'nin tahmini değerine tahminin standart hatası eklenmek suretiyle tahminin üst sınırı ve ilgili değerden tahminin standart hatasının çıkarılması yoluyla da tahminin alt sınırı bulunmuştur. İlgili *t* dönemi için gerçekleşen reel emisyon hacmi, tahmini reel emisyon hacminin alt sınırından daha düşük düzeyde ise, o dönemde nakit sıkışıklığının yaşandığına hükmedilmiş ve oluşturulan kukla değişkene "1" değeri verilmiştir. Aksi durumda kukla değişkenin almış olduğu değer "0" olarak belirlenmiştir¹.

Nakit sıkışıklığı olgusunun tespit edilmesi için kullanılan ikinci yöntem Hodrick-Prescott (1997) Filtre yöntemidir. Bu yöntemde kullanılan filtre (2) nolu denklemde gösterilmiştir.

$$\min_{\{\tau_t\}} \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \mu \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \quad (2)$$

(2) nolu denklemde verilen filtre yardımıyla reel emisyon hacminin tahmini değerleri bulunduktan sonra, bu tahmini değerlerin standart sapması hesaplanmıştır. Hesaplanan standart sapmanın her bir *t* dönemine ilişkin tahmini değerden çıkarılması ile de tahminin alt

¹ Literatürde, parasal şokların tespiti için farklı yöntemler kullanılmıştır. Örneğin, Goldfajn ve Valdes (1997) ilgili değişkenin değerinin bir ay önceki değerinden 1.5 kat daha fazla ya da daha az olmasını bir kriz olarak değerlendirmiştir. Yazarların kullandığı bir diğer yöntem ise, ilgili değişkenin ortalamasından 2×Standart Sapma kadar sapsmış olmasını kriz olarak yorumlamalarıdır.

sınırı belirlenmiştir. Gerçekleşen reel emisyon hacmi, tahminin alt sınırından daha düşük düzeyde ise, ilgili dönemde nakit sıklığı olduğuna hükmedilmiş ve kukla değişkene “1” değeri verilmiştir. Gerçekleşen reel emisyon hacminin tahminin alt sınırından daha büyük olduğu durumlarda ise, nakit sıklığının olmadığı düşünülerek, kukla değişkene “0” değeri verilmiştir.

Nakit sıklıklarının tespiti için kullanılan üçüncü ve son yöntem ise Box-Jenkins ARIMA fonksiyonları yöntemidir. Bu fonksiyonlara ilişkin genel yapı (3) nolu denklemde görüldüğü gibidir.

$$\Delta \log(EM / P)_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \log(EM / P)_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j \varepsilon_{t-j} \quad (3)$$

Yukarıda verilen (3) nolu ARIMA fonksiyonunun karakteristik köklerinin tamamının birim çember içerisinde olması gerekmekte, başka bir ifadeyle, ARIMA fonksiyonu ile tahmin edilmeye çalışılan serinin durağan olması gerekmektedir. Bu çalışmada reel emisyon hacmi serisinin durağanlık testi, Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen ADF test yöntemi ile test edilmiştir. ADF testi sonucunda reel emisyon hacmi serisinin bir birim kök içerdiğine, dolayısıyla $I(1)$ olduğuna hükmedilmiş; bu nedenle de, ilgili değişken (3) nolu denklemde Δ fark operatörü ile birlikte gösterilmiştir. Bu yöntemde de yine, ilk iki yöntemde olduğu gibi, tahminin standart hatasının tahmin değerlerinden çıkarılması suretiyle, tahminin alt sınırı bulunmuş; gerçekleşen reel emisyon hacminin bu alt sınırdan daha düşük olduğu durumlar için ilgili kukla değişkene “1” değeri verilirken, diğer durumlarda “0” değeri verilmiştir.

Her üç yöntemde de, emisyon hacminin reel hale getirilmesinde yararlanılan iki farklı seri (*TFE* ve *TEFE*) ayrı ayrı kullanılmış; böylece, nakit sıklığını gösteren altı farklı kukla değişken serisi elde edilmiştir. Elde edilen bu altı farklı kukla değişken serisi, çalışmanın açıklamaya çalıştığı *nakit sıklığı* olgusunu gösterdiği için, bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Bağımlı değişkenin kesikli (*discrete*) olduğu durumlarda, standart EKK yöntemi kullanılamayacağı için, serinin diğer değişkenler tarafından açıklanıp açıklanamadığı, *Lojistik Regresyon Denklemleri (Logit)* ile analiz edilmiştir.

$$DUMMY_{it} = \alpha + \beta Z_{jt-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$i = 1, 2, \dots, 6 \quad \text{ve} \quad j = 1, 2, \dots, 39$$

(4) nolu denklemde; *DUMMY* değişkeni, yukarıda anlatılan yöntemlerle elde edilen kukla değişkenleri, *Z*, bu değişkenleri açıklamak için kullanılan 23 adet açıklayıcı değişkeni ve ε de rastsal hata terimlerini göstermektedir. α ve β ilgili denklemin parametreleridir. Denklemde *Z* vektörü, parasal krizleri önceden açıklayabilme gücünü tespit etmek için, $t-1$ dönemi olarak alınmıştır. Böylece, açıklayıcı değişkenlerin olası bir parasal krizi bir dönem öncesinden açıklayabilme güçleri yakalanmıştır. Açıklayıcı değişken olarak kullanılan 23 adet değişken, sırasıyla; *M1*, *M2*, *M3*, (*DTH*) Döviz Tevdiat Hesapları, *M2Y*, *M3Y*, (*REZ*) Rezerv Para, (*KAR*) Mevduat Bankalarının Ayırdığı Zorunlu Karşılıklar, (*TFE*) Tüketici Fiyat Endeksi, (*TEFE*) Toptan Eşya Fiyat Endeksi, (*DOL*) ABD Dolar Kuru, (*MAR*) Alman Markı Kuru, (*SUE*) Sanayi Üretim Endeksi, (*EXP*) İhracat, (*IMP*) İthalat, (*MEV*) Toplam Vadesiz Mevduat, (*MET*) Vadesiz Ticari Mevduat, (*MES*) Vadesiz Tasarruf Mevduatı, (*VMEV*) Toplam Vadeli Mevduat, (*VMET*) Vadeli Ticari Mevduat, (*VMES*) Vadeli Tasarruf Mevduatı, (*STOK*) Yurtiçi Kredi Stoku ve (*TMEV*) Toplam Mevduattır. Bu değişkenlerden; *TFE*, *TEFE*,

DOL, *MAR*, *EXP* ve *IMP* hariç diğerleri, *TFE* ve *TEFE* serileri kullanılarak reel hale getirilmiştir. Ayrıca, *TFE*, *TEFE* ve *SUE* hariç, bütün değişkenler logaritmik olarak işleme alınmıştır. Açıklayıcı değişkenler *TFE* ve *TEFE* ile ayrı ayrı realizasyona tabi tutulduğundan, 16 açıklayıcı değişkenin 2'şer farklı versiyonu ortaya çıkmıştır. 16 değişkenin 2'şer farklı versiyonu ve reel hale getirilmeyen 7 değişken ile toplam açıklayıcı değişken sayısı 39'a çıkmış; 6 adet bağımlı değişkenle birlikte, 234 farklı *Logit* denklemi elde edilmiştir. Değişkenlerin tamamı 1986:01-1999:12 dönemine ait olup, *TC Merkez Bankası Aylık (ve Üçaylık) Bültenlerinden* derlenmiştir.

3. BULGULAR VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada, parasal şokların, ya da daha spesifik bir ifadeyle *nakit sıkışıklığı* yaşanan ayların, tespiti için üç farklı yöntem kullanılmıştır. Bunlardan ilki Kuadratik Trend Analizi yöntemidir. Emisyon hacmi rakamlarının *TFE* ile reel hale getirildiği duruma ilişkin trend çözüm sonuçları Tablo-1'de özetlenirken, *TEFE* kullanılarak yapılan realizasyona ilişkin trend çözüm sonuçları Tablo-2'de verilmiştir.

Tablo 1: Reel Emisyon Hacminin Kuadratik Trend İle Tahmini (*TFE*)

Değişken	Parametre Tahmini	t-istatistiği
Sabit	3.13278 ^a	138.75
Trend	0.00099	1.60
Trend ²	-0.00001 ^a	-3.28
Tahminin Standart Hatası = 0.096 R ² = 0.99 F(2, 165) = 25.334 ^a		

Not: a üst indisi, ilgili tahminin %1 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 2: Reel Emisyon Hacminin Kuadratik Trend İle Tahmini (*TEFE*)

Değişken	Parametre Tahmini	t-istatistiği
Sabit	3.13195 ^a	121.91
Trend	0.00243 ^a	3.46
Trend ²	-0.00001 ^b	-1.93
Tahminin Standart Hatası = 0.110 R ² = 0.99 F(2, 165) = 22.265 ^a		

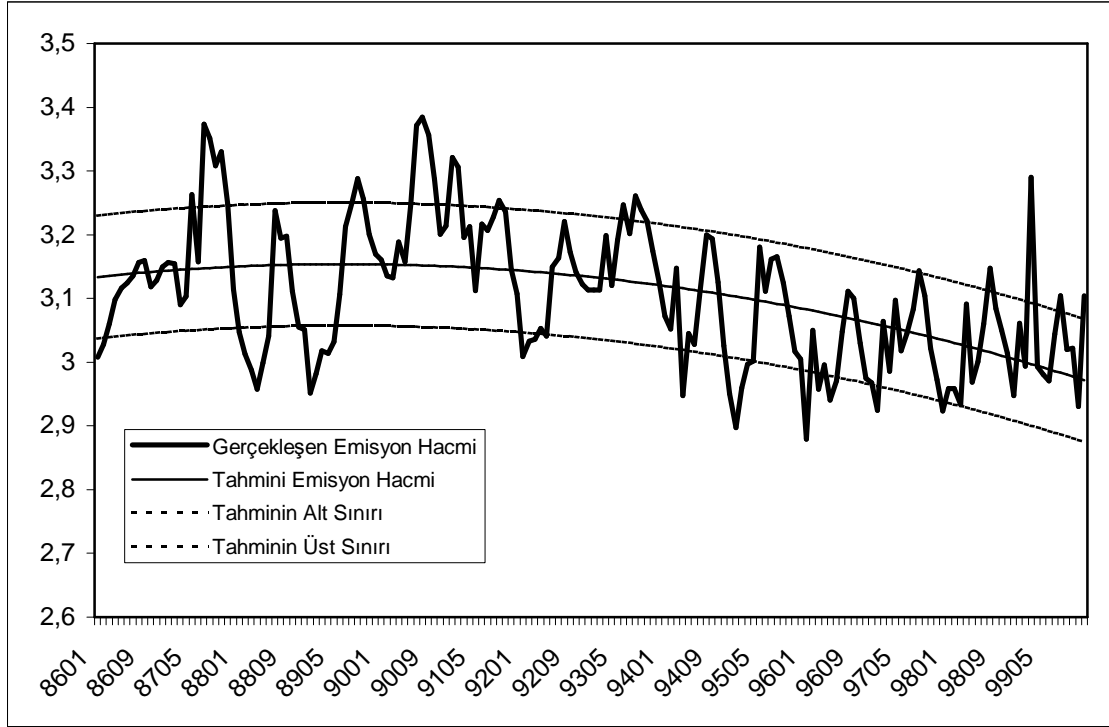
Not: a ve b üst indisleri, ilgili tahminin sırasıyla %1 ve %5 düzeylerinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Trend tahmininden elde edilen tahmini reel emisyon hacmi değerlerine, tahminin standart hatası eklenmek suretiyle üst tahmin sınırı bulunurken, tahmin değerinden tahminin standart hatasının çıkarılması ile de alt tahmin sınırı elde edilmiştir. *TFE* ile realizasyon sonuçları Şekil-1'de gösterilirken, *TEFE* realizasyonundan elde edilen sonuçlar Şekil-2'de verilmiştir.

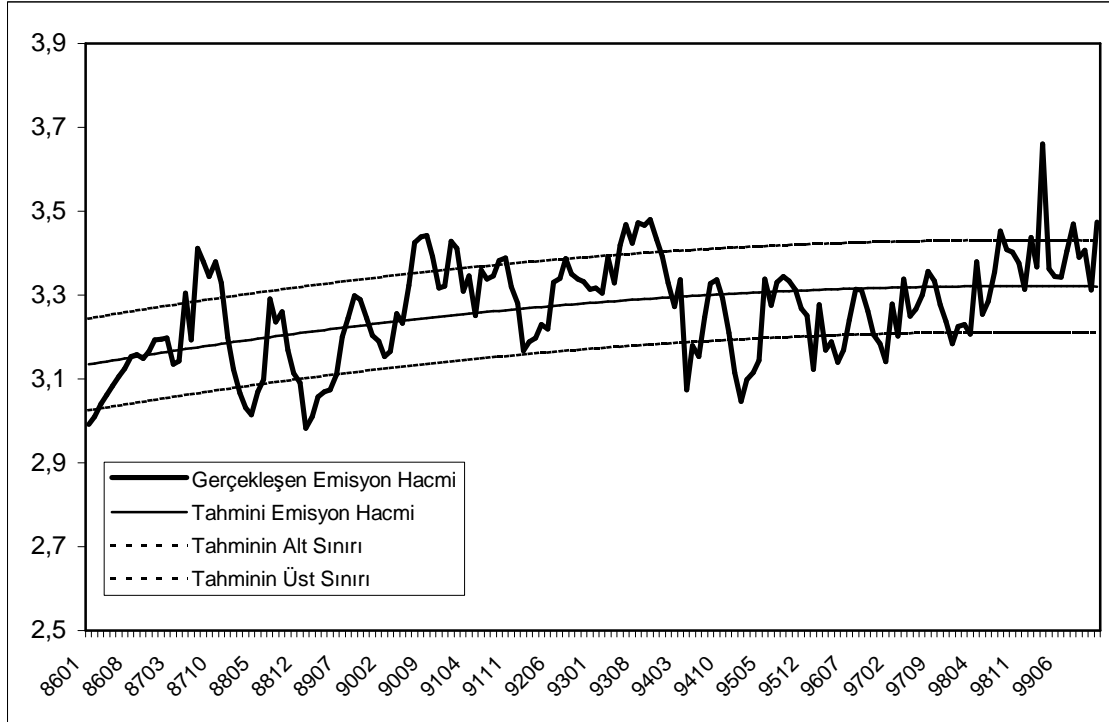
Kuadratik trend analizi ile reel emisyon hacminin tahmin değerleri, tahminin alt ve üst sınırları bulunduktan sonra, gerçekleşen reel emisyon hacminin tahminin alt sınırından daha düşük olan düzeyleri için "1" ve diğer durumlar için de "0" verilerek iki farklı kukla değişken oluşturulmuştur. *TFE* realizasyonu için oluşturulan kukla değişkene *EM11* ismi verilirken *TEFE* realizasyonu için oluşturulan kukla değişkene de *EM12* denilmiştir.

Parasal şokların tespitinde kullanılan ikinci yöntem Hodrick-Prescott Filtre yöntemidir. Bu yöntemde de, kuadratik trend analizine benzer bir şekilde, önce gerçekleşen reel emisyon hacminin tahmini değerleri bulunmuş, daha sonra da bu tahmin değerlerinin standart sapması hesaplanmıştır. Elde edilen standart sapmalar, tahminin alt ve üst sınırlarının belirlenmesinde kullanılmıştır. *TFE* ve *TEFE* için yapılan realizasyonlara ilişkin Hodrick-Prescott filtre grafikleri Şekil-3 ve Şekil-4'de görülmektedir.

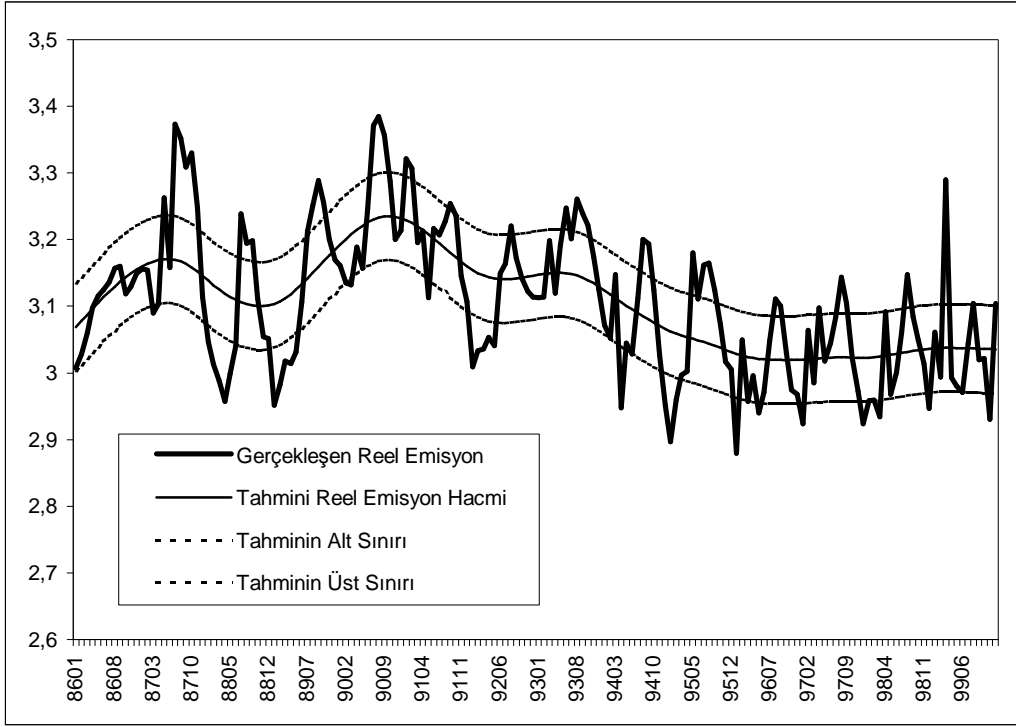
Şekil 1: Kuadratik Trend Analizi İle Parasal Şokların Tespiti (*TFE*)



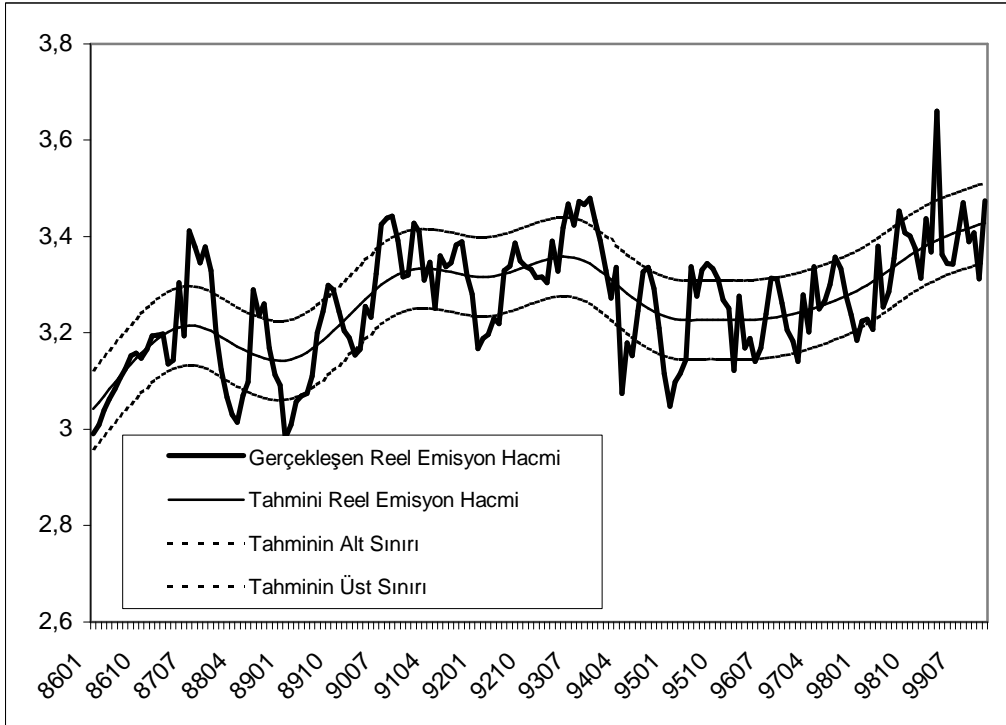
Şekil 2: Kuadratik Trend Analizi İle Parasal Şokların Tespiti (*TEFE*)



Şekil 3: Hodrick-Prescott Filtresi İle Parasal Şokların Tespiti (*TFE*)



Şekil 4: Hodrick-Prescott Filtresi İle Parasal Şokların Tespiti (*TEFE*)



Kuadratik trend analizi yönteminde olduğu gibi, filtreleme yönteminde de, gerçekleşen reel emisyon hacminin tahminin alt sınırından daha küçük olduğu dönemler için "1" ve diğer

durumlar için de “0” verilerek iki kukla değişken daha oluşturulmuştur. Bu kukla değişkenlere de sırasıyla *EM21* ve *EM22* isimleri verilmiştir.

Parasal şokların tespiti için kullanılan üçüncü ve son yöntem ARIMA fonksiyonlarıdır. Gerçekleşen emisyon hacmi değişkeni, tüketici ve toptan eşya fiyat endeksleri yardımıyla reel hale getirilmiştir. Bu iki farklı reel seri, daha sonra, ARIMA fonksiyonları yardımıyla tahmin edilmiştir. *TFE* ile reel hale getirilen emisyon hacmi serisini tahmin etmek için kullanılan fonksiyon ARIMA(4, 1, 4) iken, *TEFE* ile reel hale getirilen emisyon hacmini tahmin etmek için kullanılan fonksiyon da ARIMA(4, 1, 2) şeklinde oluşturulmuştur. ARIMA fonksiyonlarındaki *p* ve *q* sayıları otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları yardımıyla tespit edilmiştir. Reel emisyon hacmi değişkeni, yapılan ADF testi neticesinde *I*(1) olarak bulunduğu için, modele birinci devresel farkı alınarak dahil edilmiştir. Model çözüm sonuçları Tablo-3 ve Tablo-4’de özetlenmiştir.

Tablo 3: Reel Emisyon Hacminin ARIMA İle Tahmini (*TFE*)

Değişken	Parametre Tahmini	t-istatistiği
Sabit	-0.00088	-1.408
AR(1)	-0.44310	-1.191
AR(2)	0.99150 ^b	2.567
AR(3)	0.45998 ^a	2.903
AR(4)	-0.51815 ^c	-1.772
MA(1)	0.17127	0.442
MA(2)	-1.27087 ^a	-4.513
MA(3)	-0.50011	-1.483
MA(4)	0.54364	1.423

Not: a, b ve c üst indisleri, ilgili parametre tahmininin sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

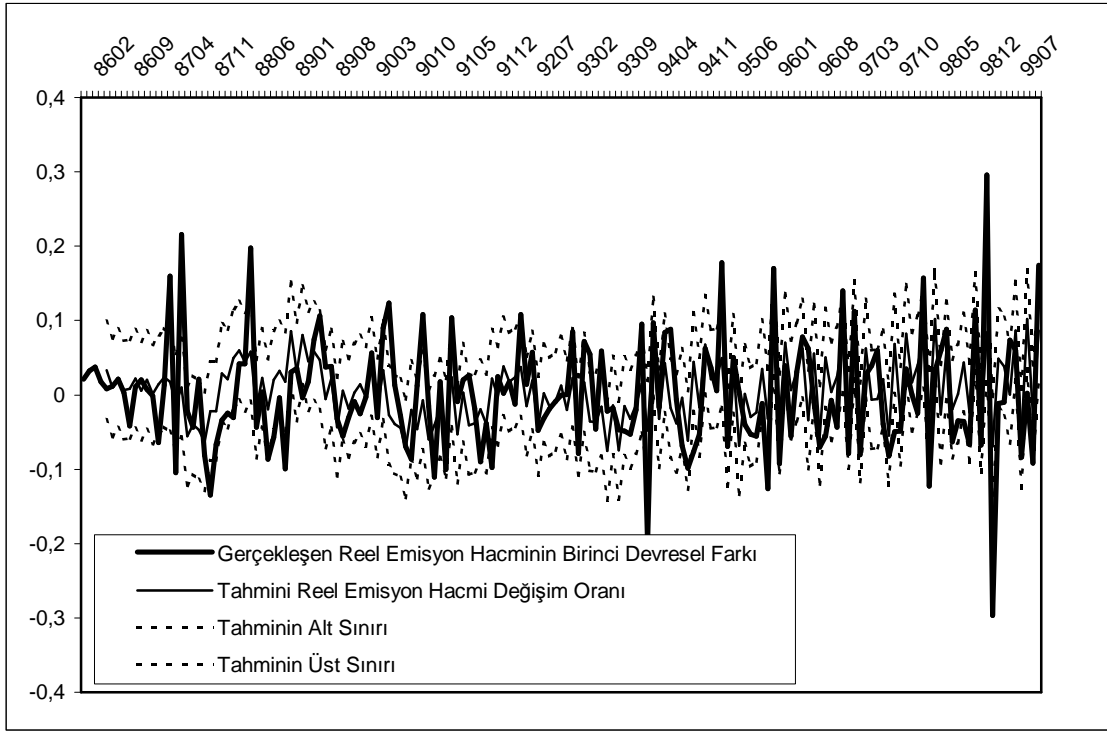
Tablo 4: Reel Emisyon Hacminin ARIMA İle Tahmini (*TEFE*)

Değişken	Parametre Tahmini	t-istatistiği
Sabit	0.00174	1.252
AR(1)	-0.12812	-0.510
AR(2)	0.79217 ^a	4.540
AR(3)	0.01690	0.164
AR(4)	-0.31730 ^a	-3.775
MA(1)	-0.19806	-0.774
MA(2)	-0.65126 ^a	-2.628

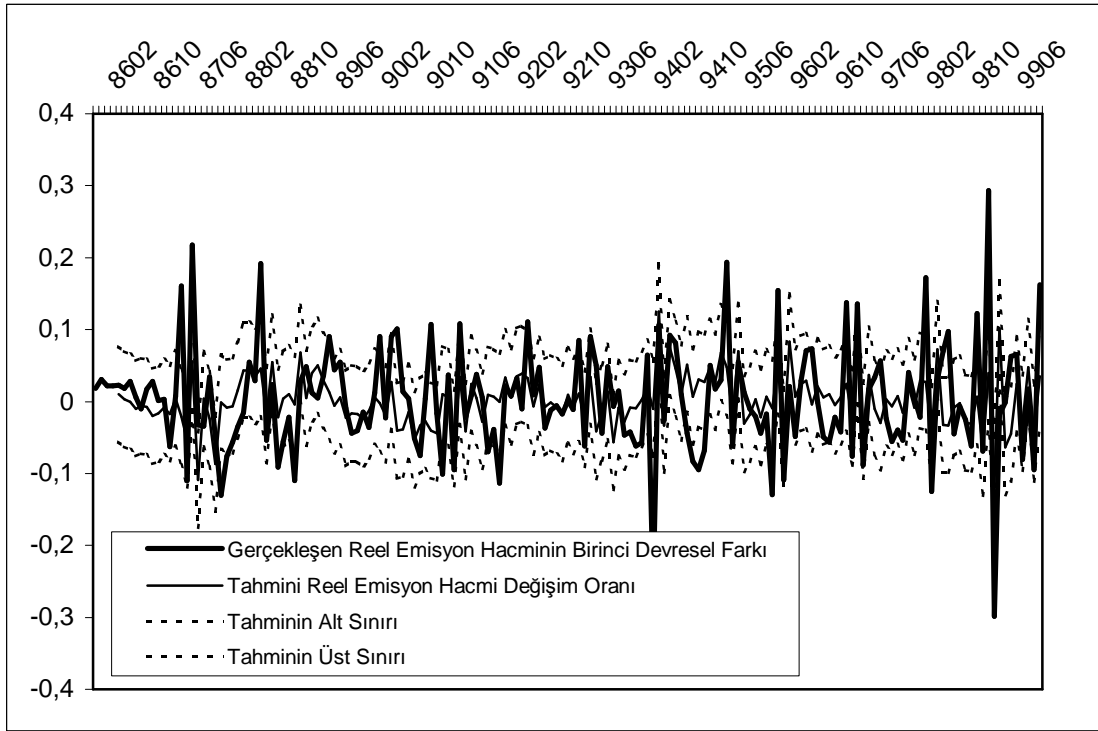
Not: a üst indisi, ilgili parametre tahmininin %1 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

İlk iki yöntemde olduğu gibi, bu yöntemde de, reel emisyon hacminin tahmini değerlerinden yararlanarak, tahminin alt ve üst sınırları belirlenmiş, gerçekleşen reel emisyon hacmi tahminin alt değerinden daha küçük ise ilgili kukla değişkene “1” değeri verilmiştir. *TFE* ve *TEFE* kullanılarak elde edilen kukla değişkenlere, bu sefer de *EM31* ve *EM32* isimleri verilmiştir. İlgili değişkenlerin grafikleri Şekil-5 ve 6’da görüldüğü gibidir.

Şekil 5: ARIMA Fonksiyonları İle Parasal Şokların Tespiti (*TFE*)



Şekil 6: ARIMA Fonksiyonları İle Parasal Şokların Tespiti (*TEFE*)



Her üç yöntem sonucunda elde edilen toplam altı adet kukla değişken bağımlı değişken olarak alınmıştır. Açıklayıcı değişkenler ise, yine *TFE* ve *TEFE* olmak üzere, iki

farklı fiyat serisi kullanılarak reel hale getirilmiş ve ilgili logit denklemleri çözülmüştür. Logit çözüm sonuçları Tablo-5, 6 ve 7’de özetlenmiştir. İlgili tablolarda, 234 adet logit denklemine ilişkin parametrelerle diagnostiklerin tamamının verilmesi olanaksız olduğu için, sadece, bağımlı değişkenle açıklayıcı değişken arasındaki ilişkiyi gösteren β parametresi ile bu parametrenin anlamlılık düzeyleri gösterilmiştir.

Tablo 5: Reel Hale Getirilmeyen Açıklayıcı Değişkenlerle Elde Edilen Logit Sonuçları

β	EM11	EM12	EM21	EM22	EM31	EM32
TFE	-0.000034 ^b	-0.000014	-0.000004	-0.000012	0.000008	0.000002
TEFE	-0.000045 ^b	-0.000017	-0.000007	-0.000016	0.000012	0.000003
SUE	-0.021 ^b	-0.010	-0.011	-0.012	0.017	0.013
DOL	-0.168 ^c	0.051	-0.062	-0.038	0.039	0.090
MAR	-0.155	0.056	-0.056	-0.030	0.040	0.096
EXP	-0.153	0.542	0.026	0.232	0.873	1.389 ^b
IMP	-0.637	0.032	-0.436	-0.362	0.295	0.408

Not: Açıklayıcı değişkenler bir dönemlik gecikme ile ve (TFE, TEFE ve SUE hariç) logaritmik formda denkleme alınmışlardır. b ve c üst indisleri, ilgili parametre tahmininin sırasıyla %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 6: Açıklayıcı Değişkenlerin TFE İle Reel Hale Getirildiği Logit Sonuçları

β	EM11	EM12	EM21	EM22	EM31	EM32
M1	-1.665	-5.155 ^a	-1.833	-3.404 ^b	0.311	0.317
M2	-6.074 ^a	-6.645 ^a	-2.996 ^b	-5.786 ^a	0.965	-1.106
M3	-5.115 ^a	-5.780 ^a	-2.792 ^b	-5.426 ^a	1.006	-1.412
DTH	-0.374	0.382	-0.048	0.074	0.184	0.588
M2Y	-2.483 ^b	-0.352	-1.022	-1.279	0.545	0.666
M3Y	-2.661 ^b	-0.430	-1.097	-1.478	0.656	0.635
REZ	-0.806	-3.114 ^b	-1.274	-1.878	0.169	-1.089
KAR	0.196	-1.364	-0.091	-0.381	-0.504	-1.718
MET	0.055	-1.485	-0.269	-0.768	-0.157	-1.005
VMEV	-3.628 ^a	-2.383 ^b	-1.552 ^c	-2.827 ^b	0.478	-1.028
MES	-0.546	-2.356 ^a	-1.018	-1.379 ^c	-0.410	-1.231
MEV	-0.220	-1.967 ^a	-0.329	-0.894	-0.433	-0.835
VMET	-0.714	-0.976 ^c	-0.057	-0.959 ^c	0.658	-0.040
VMES	-3.245 ^a	-1.644 ^c	-1.633 ^b	-2.337 ^b	0.232	-0.824
TMEV	-4.943 ^a	-5.238 ^a	-2.305 ^c	-4.463 ^a	0.562	-1.862
STOK	-2.651 ^b	-0.688	-0.943	-1.819	0.797	-0.527

Not: Açıklayıcı değişkenler bir dönemlik gecikme ile ve logaritmik formda denkleme alınmışlardır. a, b ve c üst indisleri, ilgili parametre tahmininin sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 7: Açıklayıcı Değişkenlerin TEFE İle Reel Hale Getirildiği Logit Sonuçları

β	EM11	EM12	EM21	EM22	EM31	EM32
M1	-5.976 ^a	-12.051 ^a	-3.773 ^b	-7.884 ^a	1.851	2.532
M2	-6.282 ^a	-5.291 ^a	-1.765 ^c	-4.541 ^a	0.780	0.003
M3	-5.653 ^a	-5.008 ^a	-1.767 ^c	-4.663 ^a	0.826	-0.165
DTH	-0.365	0.221	-0.051	0.002	0.173	0.486
M2Y	-1.642 ^b	-0.393	-0.572	-0.856	0.426	0.558
M3Y	-1.741 ^b	-0.448	-0.560	-0.956	0.486	0.552
REZ	-5.127 ^a	-9.182 ^a	-3.537 ^b	-6.105 ^a	2.026	-0.427
KAR	-1.019	-3.327 ^a	-0.402	-1.474	-0.329	-2.095
MET	-0.943	-3.128 ^a	-0.632	-1.872 ^c	0.179	-1.011
VMEV	-3.479 ^a	-1.878 ^b	-1.024	-2.205 ^b	0.446	-0.291
MES	-2.677 ^b	-6.354 ^a	-2.422 ^b	-3.836 ^a	-0.226	-1.619
MEV	-1.345	-3.739 ^a	-0.721	-1.993 ^b	-0.299	-0.756
VMET	-0.854 ^c	-0.998 ^c	-0.077	-0.979 ^c	0.582	0.077
VMES	-2.755 ^a	-1.279 ^c	-1.064 ^c	-1.738 ^b	0.280	-0.249
TMEV	-5.885 ^a	-4.839 ^a	-1.537	-4.008 ^a	0.588	-0.504
STOK	-1.750 ^b	-0.610	-0.518	-1.116	0.577	0.068

Not: Açıklayıcı değişkenler bir dönemlik gecikme ile ve logaritmik formda denkleme alınmışlardır. a, b ve c üst indisleri, ilgili parametre tahmininin sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo-5, 6 ve 7’de sunulan özet çözüm sonuçlarından da görüldüğü üzere, parasal krizleri önceden tahmin etmek için kullanılan üç farklı yöntemden Box-Jenkins ARIMA yöntemi, Tablo-5’deki bir parametre tahmini dışında, anlamlı sonuçlar vermemiştir. Öncelikle bu konu üzerinde durmanın yararlı olacağı düşüncesindeyiz. ARIMA yöntemleri, bireysel zaman serilerinin tahmin değerlerini bulurken, o zaman serisine ilişkin bilgi setinin, yine o serisinin geçmiş değerlerinde olduğunu varsaymakta, maksimum olabilirlik yaklaşımı ile tahmin değerlerini elde etmektedir. Elde edilen tahmin değerleri, çoğu zaman, gerçekleşen değerlere oldukça yakın sonuçlar vermektedir. Nitekim, tahmin değerleri ile gerçekleşen değerlerin birbirlerine oldukça yakın oldukları Şekil-5 ve 6’dan da görülebilir. Böyle bir durumda, ARIMA yöntemlerinin, başka yöntemlerde kriz olarak değerlendirilebilecek olan aşırı değerleri dahi yakaladığını, bu aşırı değerleri kriz olarak değil de normal bir seyir olarak işleme aldığını söylemek mümkündür. Bu nedenle, yani kriz olduğu halde, yöntem gereği, kriz yokmuş gibi işlem yapılması nedeniyle, pek de anlamlı olmayan sonuçlar elde edilmiştir. Neticede, parasal şokların önceden tahmin edilmesinde ARIMA yöntemlerinden yararlanmanın, beklenen yararı sağlamayacağı söylenebilir.

Buna benzer bir durum da Kuadratik Trend yönteminde ortaya çıkmıştır. Ancak, bu sefer karşılaşılan durum, ARIMA yönteminde karşılaşılan durumla tam olarak ters düşmüştür. ARIMA yönteminde, aşırı değerler normal gibi görünürken, Kuadratik Trend yönteminde, normal olan bazı değerler, trend tahmininin daha pürüzsüz (*smooth*) olması nedeniyle, aşırı gibi görünmüş, bu nedenle de kriz olmayan dönemlerde dahi kriz varmış gibi çözümleme yapılmak zorunda kalmıştır. Anılan sebepten ötürü, Kuadratik Trend yönteminin de parasal krizleri önceden tahmin etmede pek de uygun olmayan bir yöntem olduğu söylenebilir.

Parasal krizlerin önceden tahmin edilmesi doğrultusunda kullanılan her üç yöntemden en makul olan sonuçları, Hodrick-Prescott Filtre yöntemi vermiştir. Bu yöntemden elde edilen reel emisyon hacmi tahmin değerleri, ne ARIMA yönteminde olduğu gibi, aşırı değerleri

normal göstermekte, ne de Kuadratik Trend yönteminde olduğu gibi, normal olan bazı değerleri aşırı gibi göstermektedir. Şekil-3 ve 4'den de görüleceği üzere, reel emisyon hacminin, parasal kriz tahmini açısından, en uygun tahmin sonuçlarını bu yöntem vermiştir. Bu nedenlerden dolayı, çalışmanın bulguları değerlendirilirken, Hodrick-Prescott Filtre yönteminden elde edilen bulgular esas alınacaktır.

Tablo 5'de, reel hale getirilmeyen bazı değişkenlerin, parasal kriz kukla değişkenlerini ne yönde ve ne oranda etkilediğini gösteren β katsayıları sunulmuştur. Bu katsayılara ve bu katsayıların anlamlılıklarına bakılarak, parasal krizlerin önceden tahmin edilmesinin güç olduğu söylenebilir. Tablonun ikinci sütunu ile son sütununda, bazı parametre tahminleri anlamlı görünmekle birlikte, anlamlı olan bu parametre tahminlerinin Kuadratik Trend ve ARIMA yöntemleriyle elde edilmiş olması, yöntemlerden kaynaklanan sakıncalar nedeniyle, pek de güvenilir görünmemektedir. Nitekim, parasal krizlerin önceden tahmin edilmesi konusunda en güvenilir sonuçları veren Hodrick-Prescott Filtre yönteminde anlamlı bir ilişki yakalanmamıştır.

TFE ve *TEFE* kullanılarak reel hale getirilen açıklayıcı değişkenlerin, parasal kriz kukla değişkenleriyle aralarındaki parametrik ilişkiler, Tablo-6 ve 7'de sunulmuştur. Bu sonuçlara göre, M2 ve M3 gibi bazı para tanımları ile, vadeli mevduatların büyük ölçüde parasal kriz kukla değişkenini açıkladığı görülmektedir. Buradan, parasal krizlerin iki kaynaktan ortaya çıkmış olabileceğini tespit etmek güç değildir. Bunlardan birincisi, para politikalarının bir gereği olarak para arzındaki daralma ve ikincisi de vadeli mevduatlardaki artış nedeniyle piyasada dolaşmakta olan para miktarının azalmasıdır. İlk durumda, para arzının daraltılması, zaten para otoritelerinin bir politikası olduğundan, otorite tarafından tahmin edilmeyi gerektirmemektedir. Ancak, ikinci durumda, yani vadeli mevduat artışı durumunda, otoritenin kontrolü dışında bir emisyon daralması söz konusu olduğundan, önceden tahmin edilmeyi ve bu duruma göre önlem almayı gerektirmektedir. Anlamlı parametre tahminlerinin tamamının negatif işaretli çıkması da, nakit sıkışıklığının önceden tahmin edilebilir bir parasal kriz olduğunu ispatlamaktadır. Nitekim, vadeli ya da vadesiz mevduatlarda meydana gelen bir artış, piyasada tedavül etmekte olan para miktarını azaltacak, bu da nakit sıkışıklığına yol açacaktır. Bu çalışmada faiz oranları değişkeni kullanılmamakla birlikte, vadeli mevduatlardaki artışın en önemli nedeninin faiz oranlarındaki yükseliş olduğu genel kabul görmüş bir gerçektir. Bu durumda, faiz oranları artışının dolaylı olarak piyasada dolaşmakta olan nakit parayı azalttığını, bunun da nakit sıkışıklığı olgusuna yol açtığını söylemek yanlış olmayacaktır. Burada ele alınmamakla birlikte, faiz oranlarının parasal krizler üzerindeki etkilerini test eden çalışmaların kısa süre içerisinde yapılmasında yarar olacaktır.

4. SONUÇ

Bu çalışmada, nakit sıkışıklığı olgusuyla sınırlandırılmış olan parasal şokların tespit edilip edilemeyeceği sorusuna cevap aranmıştır. 2000 yılı içerisinde IMF ile yapılan görüşmeler çerçevesinde oluşturulan ve yıl boyunca başarıyla uygulanan istikrar programı, bir ara, nakit sıkışıklığı nedeniyle sekteye uğramış, hatta bu durum bir kriz boyutuna kadar varmıştır. Ekonomi yorumcuları, bu krizin önceden tahmin edilebileceğini ve piyasaya bir miktar para sürülmüş olsaydı, krizin bu boyutlara varmayacağını iddia etmişlerdir. Nitekim, 1986:01-1999:12 dönemini baz alarak hazırlanan bu çalışmadan elde edilen sonuçlar da *Nakit Sıkışıklığı* şeklinde ortaya çıkabilecek bir parasal krizin önceden tahmin edilebileceği şeklindeki görüşlerin haklı olduğunu ortaya koymuştur.

Nakit sıkışıklığı yaşanan dönemleri gösteren altı adet kukla değişkeni açıklamada kullanılan açıklayıcı değişkenlerle, açıklanan değişkenler arasındaki parametrik ilişkiler, çoğunlukla anlamlı ve beklenen işaretleri ile bulunmuştur. İlgili parametrelerin tamamının negatif işaretli çıkması, bir dönem önceki vadeli ya da vadesiz mevduat artışlarının, bir dönem sonraki reel emisyon hacmi azalışlarını anlamlı bir şekilde açıklayabileceğini göstermektedir.

M2 ya da M3 gibi çeşitli para arzı tanımları ile nakit sıkışıklığı arasında da yine negatif ve anlamlı ilişkilerin bulunmuş olması, beklentilere ters düşmüştür. Bir dönem önce meydana gelen para arzı artışlarının, bir dönem sonra nakit sıkışıklığına yol açabileceğini ifade eden bu bulgulara pek de anlam verilememiştir. Yapılabilecek tek yorum şu olmalıdır: M2 ve/veya M3 gibi para tanımları içerisinde vadeli mevduatlar da bulunmaktadır. Bu durumda, vadeli mevduatlarda meydana gelen artışların emisyon hacmini azaltmış olması, M2 ya da M3 para tanımlarının da emisyon hacmini azaltmış gibi görünmesine yol açmış olabilir. Yani, bu para tanımları içerisinde, emisyon hacmi dışındaki bileşenlerde meydana gelen değişimler, açıkçası artışlar, reel emisyon hacminin azalmasına yol açmaktadır. Nitekim, M1 para arzı tanımı içerisinde vadeli mevduatların bulunmuyor olması ve bu para arzı tanımı ile reel emisyon hacmi kriz değişkenleri arasında anlamlı bir ilişkinin bulunmamış olması, bu durumu teyit etmektedir. Nakit sıkışıklığına yine vadeli mevduat artışlarının neden olduğunu söylemek mümkündür.

Reel emisyon hacminin azalmasına neden olabilecek bir diğer etkileşim mekanizması da, emisyon hacminin fiyatlar genel düzeyinden daha yavaş artıyor olması ihtimalidir. Ancak bu yaklaşım pek de tutarlı görünmemektedir. Çünkü, emisyon hacmi reel hale getirilirken, açıklayıcı değişkenler ihmal edilmemiş, onlar da reel hale getirilmiştir. Dolayısıyla ilgili regresyon denklemlerinin her iki tarafı da reel hale getirildiğinden, ilgili regresyon denklemlerinden fiyatlar genel düzeyinin etkileri soyutlanmış olmakta, bu da söz konusu yaklaşımın doğruluğunu tartışmanın pek de makul olmadığı izlenimini uyandırmaktadır.

Çalışmada alternatif tahmin süreçlerinden bazıları kullanılmış ve ARIMA yöntemiyle Kuadratik Trend yönteminin, parasal krizleri önceden tahmin etmede pek de etkin yöntemler olmadığı sonucu elde edilmiştir. Sonuçlar, parasal krizlerin önceden tahmin edilmesinde en etkin yöntemin Hodrick-Prescott Filtre yöntemi olduğunu göstermiştir.

Parasal krizlerin 1 ay gibi, önlem almak için yeterli bir süre öncesinden tahmin edilebileceğini ve bu tahminlerin de vadeli mevduatları yakından takip etmek suretiyle gerçekleştirilebileceğinin gösterilmiş olması, bu çalışmanın en önemli bulgusu olarak değerlendirilebilir. Elde edilen bu bulgu, Kasım 2000 krizi sırasında, ekonomi yorumcularının yapmış olduğu yorumların doğru olduğu, yani, para otoritelerinin bu durumu önceden görüp önlem alabilecek araçlara sahip olduğu halde, önlem almakta geç kaldıkları şeklinde de yorumlanabilir. Ayrıca, bu çalışmada analiz edilmemekle birlikte, faiz oranlarındaki artışların da reel emisyon hacminin azalmasına yol açabileceğini, ya da nakit sıkışıklığı şeklinde ortaya çıkabilecek olan parasal krizlerin bir dönem önceki faiz oranı artışları ile de açıklanabileceği unutulmamalı ve bu konu da zaman geçirmeden incelenmelidir.

KAYNAKLAR

- Berg A and Pattillo C., (1999), "Are Currency Crisis Predictable? A Test", *IMF Staff Papers*, Vol: 46, Iss: 2, pp: 107-138.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A., (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol.49, pp: 1057-1072.
- Enders W, (1995), *Applied Econometric Time Series*, **John Wiley & Sons Inc.**, New York, USA.
- Goldfajn I and Valdes R. O., (1997), "Are Currency Crisis Predictable?", *IMF Working Paper*, WP/97/159.
- Granger C. W. J and Newbold P, (1986), *Forecasting Economic Time Series*, **Academic Press Inc.**, Second Edition, London, UK.
- Hodrick R J and Prescott E C, (1997), "Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, pp: 1-16.
- Kaminsky G, Lizondo S and Reinhart C. M., (1998), "Leading Indicators of Currency Crisis", *IMF Staff Papers*, Vol: 45, Iss: 1, pp: 1-48.
- Özmucur S., (1990), *Geleceği Tahmin Yöntemleri, İSO Araştırma Dairesi*, Yayın No: 1990/2.

An Investigation on Predictability of Currency Crisis

This investigation was prepared in order to clarified whether currency crises are predictable or not by using the data for Turkish economy for the period of 1986:01-1999:12. Obtaining results by using three forecasting methods, that each one is alternate for the others, indicate that currency crises can predict up to one month ago.