

**T.C.
GAZİ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI**

**GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELERDE PARA KRİZLERİNİN
EKONOMETRİK ANALİZİ**

DOKTORA TEZİ

**HAZIRLAYAN
FURKAN EMİRMAHMUTOĞLU**

**TEZ DANIŞMANI
PROF.DR. BEDRİYE SARAÇOĞLU**

ANKARA-2011

ONAY

Furkan Emirmahmutođlu tarafından hazırlanan “Geliřmekte Olan Ülkelerde Para Krizlerinin Ekonometrik Analizi” bařlıklı bu alıřma 23.02.2011 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda oybirliđi ile bařarılı bulunarak jürimiz tarafından Ekonometri Anabilim dalında Doktora tezi olarak kabul edilmiřtir.

İmza

Prof. Dr. Aydın Ünsal (Bařkan)

İmza

Prof. Dr. Bedriye Saraođlu

İmza

Prof. Dr. Selahattin Togay

İmza

Prof. Dr. Hakan Berument

İmza

Do. Dr. Nezir Köse

İÇİNDEKİLER

İÇİNDEKİLER	i
SİMGELER VE KISALTMALAR CETVELİ	İV
TABLolar CETVELİ	V
ŞEKİLLER CETVELİ.....	Vii
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

FİNANSAL KRİZLER

1.1. FİNANSAL KRİZ KAVRAMI VE TÜRLERİ	6
1.2. FİNANSAL KRİZİN NEDENLERİ	8
1.2.1. Faiz Oranlarındaki Artışlar	8
1.2.2. Hisse Senedi Piyasasındaki Çöküntüler	8
1.2.3. Belirsizlikteki Artışlar	9
1.2.4. Banka Panikleri	9
1.2.5. Bilançoların Bozulması	10
1.2.6. Fiyat Düzeyindeki Beklenmeyen Düşüşler	11
1.3. PARA KRİZLERİ	11
1.3.1. Para Krizi Teorileri	11
1.3.1.1. Birinci Nesil Kriz Modelleri	12
1.3.1.2. Genişletilmiş Birinci Nesil Kriz Modelleri	19
1.3.1.3. İkinci Nesil Kriz Modelleri	22
1.3.1.4. Üçüncü Nesil Kriz Modelleri	28
1.3.1.4.1. İkiz Krizler	31
1.3.1.4.2. Bulaşma (Contagion)	32
1.4. 1990'LI YILLARDAN SONRA YAŞANAN PARA KRİZLERİ	35
1.4.1. Meksika (Tekila) Krizi	35
1.4.2. Güneydoğu Asya Krizi	37
1.4.3. Rusya Krizi	41
1.4.4. Brezilya Krizi	43

1.4.5. Arjantin Krizi	46
1.4.6. 1994 ve 2001 Türkiye Krizleri	51

İKİNCİ BÖLÜM

PARA KRİZLERİNİN ÖNGÖRÜLMESİ

2.1. DÖVİZ KURU BASKI ENDEKSLERİ	59
2.1.1. Eichengreen, Rose ve Wyplosz Metodu	60
2.1.2. Frankel ve Rose Metodu	61
2.1.3. Kaminsky, Lizondo ve Reinhart Metodu	62
2.2. AŞIRI (UÇ) DEĞER TEORİSİ	64
2.3. POTANSİYEL PARA KRİZİ ÖNCÜ GÖSTERGELERİ	67
2.4. ERKEN UYARI SİSTEMLERİ	72
2.4.1. Vaka Çalışmaları	73
2.4.2. Yatay Kesit Analizleri	73
2.4.3. Sinyal Yaklaşımı	74
2.4.4. Kesikli Seçim Modelleri	78

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

PANEL VERİDE NEDENSELLİK TESTLERİ

3.1. Holtz-Eakin, Newey ve Rosen (1988) Panel Nedensellik Yaklaşımı	86
3.2. Hurlin ve Venet (2001) Panel Nedensellik Yaklaşımı	88
3.3. Konya (2006) Panel Nedensellik Yaklaşımı	96
3.4. Emirmahmutoğlu ve Köse (2010) Panel Nedensellik Yaklaşımı	99

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

PARA KRİZLERİ ÜZERİNE AMPİRİK BİR ÇALIŞMA

4.1. ARAŞTIRMANIN KAPSAMI	107
4.2. VERİ SETİ VE KAYNAKLARI	108
4.2.1. Bağımlı Değişken	109
4.2.2. Bağımsız Değişkenler	110
4.3. PARA KRİZİ DÖNEMLERİNİN TESPİTİ	119

4.4. PANEL NEDENSELLİK TESTİ İLE PARA KRİZLERİNİN ÖNCÜ GÖSTERGELERİNİN BELİRLENMESİ	139
4.5. PANEL KESİKLİ SEÇİM MODEL SONUÇLARI	159
SONUÇ.....	185
KAYNAKÇA	189
EKLER.....	200
EK 1: Hisse Senedi Fiyat Getirilerine Ait Statik Panel Veri Modeli Tahmin Sonuçları	201
EK 2: Ülke Ülke Göstergelere İlişkin ADF Birim Kök Testi Sonuçları.....	202
EK 3: Hill Tahmin Edicisi ve Kriz Sinyal Dönemlerinin Sayısının Tahmininde Kullanılan Monte Carlo Yöntemi İçin MATLAB Kodları	205
EK 4: Panel Nedensellik Testinde Bootstrap Yöntemi İçin MATLAB Kodları.....	206
EK 5: Sektörlere ve Ükelere Göre Öncü Göstergeler	209
EK 6: Panel Lojistik Regresyonda Modellere İlişkin LR Kısıtlama Testi Sonuçları	210
EK 7: 6 Aylık Zaman Ufkunda Kriz Öngörü Olasılığı Grafikleri	212
EK 8: 12 Aylık Zaman Ufkunda Kriz Öngörü Olasılığı Grafikleri	216
ÖZET	220
ABSTRACT.....	222

SİMGELER VE KISALTMALAR CETVELİ

ABD	:	Amerika Birleşik Devletleri
ADK	:	Aşırı Değerlenmiş Reel Döviz Kuru
ARCH	:	Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
CA	:	Cari Açık
DİBS	:	Devlet İç Borçlanma Senedi
EÇO	:	En Çok Olabilirlik
EKK	:	En Küçük Kareler
DBE	:	Döviz Kuru Baskı Endeksi (Exchange Rate Market Pressure)
ERW	:	Eichengreen, Rose ve Wyplosz
FO	:	Faiz Oranları
GARCH	:	Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
GİR	:	Görünüşte İlişkisiz Regresyon
GSMH	:	Gayri Safi Milli Hasıla
GSYİH	:	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
GÜ	:	Gelişmiş Ülkeler
GOÜ	:	Gelişmekte Olan Ülkeler
HNR	:	Holtz-Eakin, Newey ve Rosen
IMF	:	Uluslararası Para Fonu (International Money Fund)
KE	:	Kriz Endeksi
KLR	:	Kaminsky, Lizondo ve Reinhart
LM	:	Langrange Çarpanı
LR	:	Olabilirlik Oranı
RDK	:	Reel Döviz Kuru
REZ	:	Yabancı Döviz Rezervleri
SBC	:	Schwarz Bayezyen Bilgi Kriteri
TCMB	:	Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası
TÜFE	:	Tüketici Fiyat Endeksi
VAR	:	Vektör Otoregresif Model

TABLOLAR CETVELİ

Tablo 1. Potansiyel Öncü Göstergeler ve Beklentiler	70
Tablo 2. Bir Göstergenin Performans Matrisi	75
Tablo 3. Panel Kesikli Seçim Modellerini Kullanan Çalışmalar	80
Tablo 4. Bölgeleri ve Dönemleri İtibariyle Ülkeler.....	108
Tablo 5. Bağımsız Değişkenler (Muhtemel Öncü Göstergeler).....	111
Tablo 6. Hisse Senedi Fiyat Getirilerine Ait Korelasyon Matrisi	118
Tablo 7. <i>DBE</i> Serilerinin Betimsel İstatistikleri ve Normallik Testi Sonuçları	124
Tablo 8. <i>DBE</i> Serisine İlişkin ADF Birim Kök Test Sonuçları	127
Tablo 9. <i>DBE</i> Serilerine İlişkin Ardışık Bağımlılık ve Değişen Varyans Test Sonuçları.....	128
Tablo 10. Filtrelenmiş <i>DBE</i> Serilerinin Ardışık Bağımlılık ve ARCH Etkisi Sonuçları.....	130
Tablo 11. Filtrelenmiş <i>DBE</i> Serilerine İlişkin Aşırı Değer Teorisi Sonuçları	131
Tablo 12. KLR Döviz Kuru Baskı Endeksi Neticesinde Elde Edilen Para Krizi Dönemleri	134
Tablo 13. Göstergelere ilişkin Panel Granger Nedensellik Testi Sonuçları	144
Tablo 14. <i>ADK</i> ve <i>DBE</i> için Granger Nedensellik Testi Sonucu.....	145
Tablo 15. <i>IHR_ITH</i> ve <i>DBE</i> için Granger Nedensellik Testi Sonucu	146
Tablo 16. <i>CA_GSYİH</i> ve <i>DBE</i> için Granger Nedensellik Testi Sonucu	147
Tablo 17. <i>M2_REZ</i> ve <i>DBE</i> için Granger Nedensellik Testi Sonucu	148
Tablo 18. <i>REZ</i> ve <i>DBE</i> için Granger Nedensellik Testi Sonucu	148
Tablo 19. <i>BORC_REZ</i> ve <i>DBE</i> için Granger Nedensellik Testi Sonucu.....	149
Tablo 20. <i>M2</i> ve <i>DBE</i> için Granger Nedensellik Testi Sonucu	150
Tablo 21. <i>M1FAZ</i> ve <i>DBE</i> için Granger Nedensellik Testi Sonucu	151
Tablo 22. <i>YK_GSYİH</i> ve <i>DBE</i> için Granger Nedensellik Testi Sonucu	152
Tablo 23. <i>RFO</i> ve <i>DBE</i> için Granger Nedensellik Testi Sonucu	152
Tablo 24. <i>BORC_MVD</i> ve <i>DBE</i> için Granger Nedensellik Testi Sonucu	153
Tablo 25. <i>BANKDEPO</i> ve <i>DBE</i> için Granger Nedensellik Testi Sonucu	154

Tablo 26. <i>RGSYİH</i> ve <i>DBE</i> için Granger Nedensellik Testi Sonucu	155
Tablo 27. <i>ENF</i> ve <i>DBE</i> için Granger Nedensellik Testi Sonucu	156
Tablo 28. <i>HISSE</i> ve <i>DBE</i> için Granger Nedensellik Testi Sonucu	157
Tablo 29. <i>BULASMA (Bölgesel)</i> ve <i>DBE</i> için Granger Nedensellik Testi Sonucu.....	157
Tablo 30. Çalışmada Kullanılan Modeller	161
Tablo 31. Öncü Göstergelere Ait Panel Birim Kök Testleri Sonuçları	161
Tablo 30. Modellere İlişkin Hausman Spesifikasyon Testi Sonuçları	163
Tablo 33. $Y^{(1)}$ Bağımlı Değişkeni İçin Panel Lojistik Modeli Sonuçları	165
Tablo 34. $Y^{(2)}$ Bağımlı Değişkeni İçin Panel Lojistik Modeli Sonuçları.....	169
Tablo 35. Modelin Performans Matrisi	171
Tablo 36. Farklı Kesme Değerlerinde Modellerin Öngörü Performansları..	173
Tablo 37. I. Modelin Kriz Öngörü Performansı	176
Tablo 38. II. Modelin Kriz Öngörü Performansı	176
Tablo 39. III. Modelin Kriz Öngörü Performansı	176
Tablo 40. IV. Modelin Kriz Öngörü Performansı.....	177
Tablo 41. V. Modelin Kriz Öngörü Performansı	177
Tablo 42. VI. Modelin Kriz Öngörü Performansı.....	177

ŞEKİLLER CETVELİ

Şekil 1. Spekülatif Ataklar ile Rezervlerin Tükenmesi	15
Şekil 2. Belirsizliğin Olmadığı Durumda Spekülatif Atağın Zamanı	18
Şekil 3. Ekonomik Büyüklüklerin Sınıflandırması	25
Şekil 4. Hükümetin Beklentilere Karşı Kur Politikası	27
Şekil 5. Frechet, Weibull ve Gumbel Dağılımlarına İlişkin Olasılık Yoğunluk Fonksiyonlarının Grafikleri	65
Şekil 6. Ükelere Ait Döviz Kuru Baskı Endekslerinin Zamana Göre Eğilimleri	120
Şekil 7. Ülkelerin <i>DBE</i> Serilerine İlişkin P-P Eğrileri.....	125
Şekil 8. Ükelere Ait Kriz Öngörü Olasılıkları (3 Aylık Zaman Ufkunda)	181

GİRİŞ

1980'li yıllarda başlayan ve 1990'lı yıllara kadar devam eden süreçte ekonomilerini uluslararası sermaye hareketlerine açmak amacıyla gelişmiş ve gelişmekte olan birçok ülke iki aşamadan oluşan birtakım finansal serbestleşme reformları uygulamışlardır.

1990 yılına kadar süren birinci aşamada; kredi ve mevduat faizleri üzerindeki sınırlamaların kaldırılması, kredi tavanlarının kaldırılması, yerli ve yabancıların bankacılık sektörüne giriş çıkışları serbest bırakılarak bankacılık sisteminin yeniden düzenlenmesi ve bankaların Merkez bankasında tutmak zorunda oldukları mevduat münzam karşılık oranlarının indirilmesi ya da tamamen kaldırılması gibi çeşitli reformlar gerçekleştirilmiştir. İkinci aşamada ise ekonomide daha çok yapısal düzenlemelere yönelik çalışmalar yapılmıştır. Bu düzenlemelerin temel amacı; makroekonomik istikrarı sağlamak, kredi piyasasında ters seçim (adverse selection) ve ahlaki çöküş (moral hazard) gibi asimetrik bilgidен kaynaklanan aksaklıkları gidermek için finansal kurumlara yönelik etkin bir denetleme ve gözetleme mekanizması kurmak, bankacılık sektöründe rekabeti sağlamak, ulusal ve uluslararası kredi piyasaları arasındaki kopuklukları gidermek ve menkul kıymet borsalarının dünya borsalarıyla entegrasyonu sağlamak olmuştur (Gülođlu ve Altunođlu, 2002).

Bu reformlar öncelikle 1980'lerde Gelişmiş Ülkelerde (GÜ) bankacılık sektöründe ve para piyasalarında başlamış ve daha sonra sermaye piyasalarıyla devam etmiştir. GÜ'lerde başlayan serbestleşme düzenlemeleri sonraki dönemlerde IMF (Uluslararası Para Fonu) ve Dünya Bankası gibi uluslararası finans kuruluşlarının desteđiyle Gelişmekte Olan Ülke (GOÜ)'lerde de uygulanmaya başlamıştır. GÜ'lerde yapılan düzenlemeler, temelleri çok önceleri oluşturulmuş politikaların bir sonucu olarak, mali piyasaların ve mali kurumların oluşturulmasında kaynakların etkin dağılımını sağlamaya

yönelik yöntemlerin geliştirilmesi şeklinde yapılmıştır. Buna ilaveten küresel düzene uyumu sağlamak amacıyla piyasalardaki yasal engellerin kaldırılması ve mevcut düzenlemelerin gözden geçirilerek yeni düzenlemelerin yapılması şeklinde bir süreç ortaya çıkmıştır. Diğer taraftan, GOÜ'lerde serbestleşme süreci içinde oluşturulmaya çalışılan piyasa ekonomisi, ilkel ya da etkin olmayan bir işleyiş içinde bulunduğu serbest piyasaya işlerlik kazandıracak kapsamlı reformlar gerçekleştirilememiştir (Özgen, 1998).

Finansal serbestleşme reformlarının uygulanmaya başlamasıyla birlikte GOÜ'lere gelen yabancı sermaye miktarlarında önemli artışlar gözlenmiştir. Buna karşın, enflasyon oranlarının istenilen seviyeye düşürülememesi, beklenen büyüme oranı hedefine ulaşılamaması, ulusal paranın aşırı değerlenmesiyle birlikte kısa vadeli dış borçların ve ithalatın artması ve ihracatın azalması neticesinde cari işlemler dengesinin bozulması döviz kurları üzerindeki baskıyı artırarak devalüasyon beklentisine neden olmuştur. Artan devalüasyon baskısıyla birlikte döviz rezervlerinin kısa vadeli dış borçlara oranı azalmıştır. Aynı zamanda, ulusal paranın aşırı değerlenmesiyle ihracattaki rekabet gücü zayıflamış ve Merkez Bankalarının uyguladıkları döviz kuru rejimleri başarısızlıkla sonuçlanmıştır. Bu gelişmeler neticesinde, 1990'lı yılların ilk yarısından günümüze GOÜ'lerde birçok parasal ve bankacılık krizleri yaşanmıştır.

1994 yılında GOÜ statüsünde sayılan Türkiye (Nisan krizi) ve Meksika (Aralık Tekila krizi) da çıkan ekonomik krizler ile birlikte iki büyük parasal sarsıntı yaşanmıştır. Sonrasında 1995 yılı Mart ayında Tekila krizinin Arjantin ve Brezilya ekonomilerine bulaşmasının etkisiyle yine kısa süreli para krizleri meydana gelmiştir. Doksanlı yılların ikinci yarısı gelişmekte olan piyasalarda, etkileri hem ülke bazlı hem de bulaşma etkisiyle diğer gelişmekte olan ülkeleri de kapsayan birçok parasal krize sahne olmuştur. 1997 yılının yaz aylarında Tayland'da başlayıp 1997–1998 yılları içinde diğer Asya ülkelerini de (Malezya, Endonezya, Filipinler ve Kore) etkisi altına alan ve bu ülkelerde de mali ve finansal yapının çökmesine sebep olan parasal krizler

görülmüştür. 1998 yılının ortalarında Rusya ve sonrasında 1999 yılının başında ise Brezilya ekonomileri hem bu ülkelerde ki finansal yapının kriz öncesi zayıflığından hem de küresel ekonomik gelişmelerden dolayı bir kriz sarmalı içine girmişlerdir. 2000'li yıllara gelindiğinde ise ülkemizde özellikle bankacılık sisteminin çöküşüyle 2000 Kasım ayında bir bankacılık krizi ve onu takiben mali ve finansal piyasalardaki dengelerin bozulmasıyla 2001 Şubat krizi yaşanmıştır. 2002 Ocak ayında Arjantin'de yaşanan kriz sonucunda bu ülkede 10 yıl süreyle uygulanan Konvertibilite Kanunu ve Para Kurulu sistemi resmi olarak feshedilip kur dalgalanmaya bırakılmıştır. Diğer taraftan, 2007 yılının ikinci yarısında ABD eşik altı ipotekli konut finansmanı piyasasında başlayan krize bağlı olarak önceleri gelişmiş ülkelerdeki finansal piyasaları etkisi altına alan ve 2008 yılının üçüncü çeyreğinden itibaren de derinleşerek dünya geneline yayılan krizin etkileri gelişmekte olan ülkelerde de hissedilmeye başlamıştır. 2008 yılının ortalarından itibaren reel sektör üzerinde etkileri hissedilmeye başlayan krizin daha önce yaşanan krizlerden temel farkı küresel durgunluk koşullarının yaşandığı bir ortamda ortaya çıkmış olmasıdır (Köse ve Togay, 2010).

1990'lı yıllardan günümüze yaşanan bu krizler; krizin önceden öngörülüp görülemeyeceği sorusunu gündeme getirmiştir. Bu amaçla, IMF başta olmak üzere birçok finansal kuruluş ve akademisyen ülkelerin olası bir krizden etkilenip etkilenmeyeceklerini önceden tahmin ederek krizleri kontrol altına almak amacıyla erken uyarı sistemi olarak adlandırılan kriz öngörü modelleri geliştirmişlerdir¹. Bu modellerin temel amacı, öncü göstergeler adı altında krize neden olabilecek makroekonomik ve finansal göstergelerin belirlenmesi ve bu göstergelerin kriz öncesinde belirli bir zaman periyodu içindeki davranışlarını inceleyerek, ülkelerin olası bir kriz karşısında mali ve politik açılardan gerekli pozisyonları almalarını sağlamaktır.

¹ Kaminsky v.d. (1998), Berg ve Pattillo (1999), Kamin v.d. (2001), Schnatz (1998) ve (1999), Goldman Sachs (1998), JP Morgan (1998), Deutsche Bank (2000), Credit Suisse First Boston (2001), Morgan Stanley Dean Witter (2001), Bussiere ve Fratzcher (2006) çalışmaları erken uyarı sistemi modellerinden bazılarıdır.

Literatürde para krizleri üzerine geliştirilen erken uyarı sistemi modellerinde krizin öncüsü olabilecek göstergelerin belirlenmesinde ortak bir fikir birliği sağlanamamaktadır. Yaşanan krizlerin farklı dönemlerde farklı ülkelerde ortaya çıkmasından ve ülkelerin mali ve finansal yapılarının da farklılık göstermesinden dolayı elde edilen erken uyarı sistemi modellerinde anlamlı bulunan öncü göstergeler farklılık göstermektedir. Geliştirilen erken uyarı modellerinin tümünde öncü göstergeler, mevcut teorik modeller çerçevesinde ya da geçmiş çalışmalardan elde edilen bulgulara göre belirlenmiştir. Diğer bir ifadeyle, erken uyarı sistemi modellerinin oluşturulmasında ele alınan göstergeler herhangi bir önsel test yardımıyla saptanmamıştır.

Bu çalışmayı literatürdeki çalışmalardan ayıran temel farklılık, Granger'ın nedensellik testi yardımıyla para krizlerinin öncü göstergelerinin saptanması oluşturmaktadır. Granger (1969)'un nedensellik tanımından hareketle, şayet potansiyel bir kriz göstergesinin geçmişteki değerleri gelecekteki krizin öngörüsünde başarılı ise, bu gösterge krizin bir öncüsü olarak kabul edilebilir. Böylece, Granger nedensellik yaklaşımı krizin nedeni olabilecek öncü göstergelerin tespit edilmesinde kullanılabilir.

Çalışmada 16 gelişmekte olan ülke için dengeli olmayan panel veride Emirmahmutoğlu ve Köse (2010) tarafından geliştirilen meta analizi yaklaşımına dayalı Granger nedensellik testi kullanılarak para krizinin öncüleri saptanacaktır. Bu yaklaşımda her ülke için ayrı ayrı öncü göstergeler seti hem de meta analizinin bir sonucu olarak gelişmekte olan ülkelere ait ortak bir öncü göstergeler seti oluşturmak mümkün olacaktır.

Çalışma sonuç bölümü dahil olmak üzere beş bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde finansal kriz kavramı, nedenleri ve türleri açıklandıktan sonra çalışmanın kapsamı doğrultusunda para krizi teorileri detaylarıyla verilecektir. Bu bölüm 1990'lı yıllardan sonra gelişmekte olan ülkelerde yaşanan para krizlerinin anlatıldığı kısım ile sonlandırılacaktır.

İkinci bölümde literatürde para krizi dönemlerinin tahmin edilmesinde kullanılan yöntemleri takiben para krizlerini açıklayan muhtemel öncü göstergeler hem teorik hem de literatürdeki çalışmalar kapsamında detaylı olarak incelendikten sonra para krizlerinin öngörülmesinde kullanılan yaklaşımlar anlatılacaktır.

Üçüncü bölümde ise literatürde geliştirilen ve tezin esas amacını oluşturan panel nedensellik testleri teorik çerçevede verilecektir. Dördüncü bölümde 1990'lı yıllardan sonra gelişmekte olan ülkelerde gerçekleşen para krizlerinin ekonometrik teknikler yardımıyla değerlendirileceği uygulama aşaması yer alacaktır. Çalışma uygulama aşamasında elde edilen bulguların değerlendirileceği sonuç bölümü ile sonlandırılacaktır.

BİRİNCİ BÖLÜM

FİNANSAL KRİZLER

1.1. FİNANSAL KRİZ KAVRAMI VE TÜRLERİ

Finansal kriz kavramı genel olarak, finansal piyasalarda ortaya çıkan bozulmaların finansal kurumların performansını olumsuz etkileyerek tüm ekonomiye yayılması sonucu, ödemeler dengesinin bozulması ve kaynakların etkin dağılımını engellemesi olarak tanımlanmaktadır (Işık v.d., 2004: 46).

Mishkin (2001), asimetric bilgi problemi çerçevesinde finansal krizi, en verimli yatırım olanaklarına sahip finansal piyasaların ters seçim (adverse selection) ve ahlaki tehlike (moral hazard) problemlerinin daha kötüye gitmesiyle fonları etkili bir şekilde kanalize edememesi neticesinde doğan bir bozulma şeklinde tanımlamaktadır. Asimetric bilgi kavramı, finansal piyasalarda işlem gerçekleştiren iktisadi karar birimlerinin birbirlerinin kararları ve durumları hakkında tam bilgiye sahip olmamalarını ifade etmektedir. Örneğin, kredi alan bir borçlu mevcut bir yatırım projesinin potansiyel getirisi ve riski hakkında kredi veren kurumdan daha fazla bilgiye sahiptir (Çeviş, 2005: 30).

Asimetric bilgi finansal sistem üzerinde ters seçim ve ahlaki tehlike olmak üzere iki temel probleme yol açmaktadır. Birincisi ters seçim, finansal işlem gerçekleşmeden önce potansiyel olarak kötü kredi riskine sahip yatırımcıların aktif olarak kredi aradıklarında ortaya çıkan bir problemdir. Örneğin, kredi almaya en çok istekli olan bireyler ya da firmalar muhtemelen büyük risk almayı düşünenlerdir. Çünkü onlar kredinin geri ödemesiyle daha az ilgilenmektedirler. Bu yüzden, kredi veren firmalar büyük ihtimalle istenmeyen veya ters bir sonuca neden olma ihtimali yüksek bireylere veya firmalara kredi vermiş olabilirler (Mishkin, 2001 ve Bastı, 2006). İkinci

problem ise finansal işlem yani kredi verme işlemi gerçekleştiikten sonra ortaya çıkan ahlaki tehlikedir. Kredi alanların borçlanma sözleşmesi imzalandıktan sonra kredi verenlerin beklediğinden daha riskli projelere yönelmeleri ahlaki tehlike kavramıyla açıklanmaktadır. Kredi alanların bu tür davranışlar sergilemelerinin nedeni, riskli yatırım projeleri başarılı olursa borçluların daha yüksek kar elde edecek olması, aksi durumda da zararın çoğuna kredi verenlerin katlanacak olmasıdır (Mishkin, 2001 ve Bastı, 2006).

Aziz v.d. (2000) finansal krizleri; para krizi, bankacılık krizi ve dış borç krizi olmak üzere üç başlık altında incelenmektedir. Literatürde para krizleri üzerine pek çok tanım yapılmıştır. Glick ve Hutchison (1999) para krizlerini gerçek döviz değerindeki geniş değişimler olarak tanımlanmaktadır. Özellikle, sabit döviz kuru sistemlerinde piyasa katılımcılarının taleplerini aniden yerel para ile birimlendirilmiş aktiflerden yabancı paralı aktiflere kaydırmaları sonucu, merkez bankasının döviz rezervlerinin tükenmesi şeklinde ortaya çıkan krizlerdir. Bir ülke parasının üzerindeki spekülasyon ataklar bir devalüasyonla (veya şiddetli değer kaybıyla) sonuçlanırsa, Merkez Bankası büyük miktarlarda rezerv satmak veya faiz oranlarını önemli oranlarda yükseltmek suretiyle parayı korumaya zorlanırsa bir döviz veya para krizi oluşur (Delice, 2003: 59). Bir başka tanıma göre de; döviz kurları üzerindeki spekülasyon atakların; devalüasyonla sonuçlanması, veya kamu otoritelerinin, mevcut kuru korumak için uluslararası rezervlerini yüksek miktarlarda kullanmaya ya da faiz oranlarını sert bir şekilde arttırmaya zorlanmasıyla ortaya çıkan durumlar para krizi olarak tanımlanmaktadır (IMF, 1998: 74).

Bankacılık krizi, banka paniğinde ya da paniğin olma ihtimalinde bankaların yükümlülüklerinin çevrilebilirliğini durdurması veya devletin bu olayı engellemek için geniş çaplı müdahaleye mecbur kaldığı durumlarda ortaya çıkmaktadır (Kabaş, 2004).

Dış borç krizinin ise genel kabul görmüş kavramsal tanımı, borç alanların anapara ve/veya faiz ödemelerini zamanında gerçekleştirememeleridir (Dornbush, 1989:301). Bir başka deyişle dış borç krizi, bir ülkedeki kamu veya özel sektörün dış borç servisini yerine getirememesi durumudur (IMF, 1998: 75).

1.2. FİNANSAL KRİZİN NEDENLERİ

Mishkin (1991) ve (2001) çalışmalarında asimetrik bilgi çerçevesinde finansal krize neden olan faktörler şöyle sınıflandırmıştır: Faiz oranlarındaki artışlar, hisse senedi piyasasındaki çöküntüler, belirsizlikteki artışlar, banka panikleri, bilançoların bozulması ve fiyatlar genel düzeyindeki düşüşler.

1.2.1. Faiz Oranlarındaki Artışlar

En yüksek faiz oranlarını ödemeye razı olan bireyler ya da firmalar genellikle en riskli yatırım projelerine sahip olanlardır. Kredi talebindeki artış veya para arzındaki azalmalar nedeniyle piyasa faiz oranları yeterli derecede yükselirse, iyi kredi riskine sahip olanlar daha az borçlanmak isterlerken, kötü kredi riskine sahip olanlar daha fazla borçlanmak isteyeceklerdir. Bu durum asimetrik bilgi çerçevesinde ters seçim problemine yol açacak ve alacaklılar kredi vermek istemeyeceklerdir. Dolayısıyla yatırımlarda bir azalma ve ekonomik faaliyet düzeyinde düşüşler yaşanacaktır (Mishkin, 1991: 8).

1.2.2. Hisse Senedi Piyasasındaki Çöküntüler

Hisse senedi piyasasındaki sert düşüşler firmaların net servetlerinin² piyasa değerlerinde büyük azalmalara yol açacağından dolayı finansal

² Net servet değeri, firmanın varlıkları ile yükümlülükleri arasındaki farktır.

piyasalarda ters seçim ve ahlaki tehlike problemleri artacaktır. Hisse senedi piyasasındaki düşüşlerin bir sonucu olarak net servetteki azalma firmaların kredi verme isteklerini daha da azaltacaktır. Bunun nedeni, firmaların net değeri teminata benzer bir rol oynamakta ve teminatın değerinin düşmesi kredilendirmeden doğan zararlar daha fazla olacağından kredi verene daha az koruma sağlayacaktır. Bu süreç, ters seçimin bir sonucu olarak yatırımların ve ekonomik faaliyetlerin azalması ile sonuçlanacaktır.

Diğer taraftan, hisse senedi piyasalarındaki düşüş sonucu firmaların net servetlerinin azalması, ahlaki tehlikeyi arttırarak, borçlu firmaları daha riskli yatırım yapmaya yöneltmektedir. Çünkü bu firmalar, eğer yatırımları kötüye gittiği takdirde şimdi kaybedecek daha az varlıkları olacaktır. Ahlaki tehlikenin artması sonucu, hisse senedi piyasasındaki azalmaya bağlı olarak borç verme daha az çekici olacak ve bu nedenle net servetteki azalış, borç verme ve ekonomik aktivitede de düşüşe yol açacaktır (Mishkin, 1991: 8).

1.2.3. Belirsizlikteki Artışlar

Finansal veya finansal olmayan firmaların başarısızlıkları, durgunluk, hisse senedi piyasasındaki düşüşler gibi nedenlerin etkisiyle finansal piyasalarda oluşan belirsizliklerin artması, alacaklıların kötü kredi riskini iyi kredi riskinden ayırt etmelerini zorlaştırmaktadır. Kredi verenlerin ters seçim probleminin çözümündeki yetersizlikleri onları daha az kredi vermeye istekli hale getirmektedir. Bu durum kredilendirmede, yatırımlarda ve toplam ekonomik faaliyetlerde azalmaya yol açmaktadır (Mishkin, 2001: 5).

1.2.4. Banka Panikleri

Banka paniğinin temel kaynağını asimetrik bilgi oluşturmaktadır. Mevduat sahipleri, bir panik durumunda mevduat kaybetme korkusuyla güçlü

ya da zayıf bankaları ayırt edemeyecekleri için bankalara hücum edecek ve mevduatlarını geri çekmek isteyeceklerdir. Bunun sonucunda bankaların kredi vermeleri için gerekli fonların azalması ve finansal aracılık maliyetinin artmasıyla yatırım ve ekonomik faaliyetlerde düşüşler meydana gelecektir (Çeviş, 2005: 32). Ayrıca, banka panikleri, borçlulara yönelen fon arzındaki azalmalardan dolayı ortaya çıkan likiditedeki azalmanın bir sonucu olarak daha yüksek faiz oranlarına yol açacaktır. Faizlerdeki bu yükselişler ise kredi piyasasındaki ters seçim problemini direk olarak artıracak ve firmaların net servet değerlerinde azalmaya neden olacaktır. Böylece, banka panikleri ekonomik daralmalara yol açacaktır (Mishkin, 1991: 9-10).

1.2.5. Bilançoların Bozulması

Finansal sistemde çok önemli bir rol oynayan finansal araçlar (ticari bankalar, tasarruf kurumları, finans şirketleri, sigorta şirketleri, yatırım fonları ve emeklilik fonları) asimetrik bilgi problemiyle ilgilenmek için hem yeterli altyapıya hem de ekonomik teşvike sahiptirler. Örneğin, bankalar kredi vermeyi düşündüklerinde bilgi toplama yeteneğine sahiptirler ve bu yetenek bankaların uzun vadeli müşteri ilişkileri ve kredi anlaşmalarına girmeleri oranında artmaktadır (Bastı, 2006: 22).

Finansal araçların finansal sistemdeki bu önemlerinden dolayı, bu kurumların kredilendirme yeteneklerinin zayıflaması ekonominin küçülmesini beraberinde getirir. Finansal araçların bilançolarının bozulması onların kredi verme yeteneklerini de azaltır. Bu yüzden bilançolardaki bozulma, finansal krizlerin ortaya çıkmasında önemli bir rol oynar. Finansal araçlar, bilançolarının bozulması nedeni ile sermayelerinde önemli bir daralma yaşarlarsa, kredilendirmeyi kesmeyi veya sermaye artırımına gitmeyi tercih ederler. Ancak bilançoları kötüleşen bu kurumların makul bir maliyetle sermaye artırmaları çok zordur. Bu yüzden bilançoları zayıflayan finansal kurumların tipik tepkisi kredilendirmeyi daraltmaktır. Banka bilançolarındaki

bozulma yeterince şiddetli ise banka paniğine bile yol açabilir. Mevduat sigorta sisteminin olmadığı bir durumda bir bankanın iflası asimetrik bilgi nedeniyle sistemin bütününe sirayet edebilir (Şen, 2006).

1.2.6. Fiyat Düzeyindeki Beklenmeyen Düşüşler

Fiyat düzeyindeki beklenmeyen azalışlar firmaların net servetlerinde azalmaya yol açmaktadır. Firmaların borç ödemeleri nominal olarak sabit olduğu için fiyat düzeyindeki beklenmeyen bir düşüş reel olarak firmaların yükümlülüklerinin değerini arttıracak, fakat firma varlıklarının reel değerini arttırmayacaktır. Bunun sonucu olarak, firmaların net servet değeri azalacaktır. Böylece, alacaklılar ters seçim ve ahlaki tehlike problemi ile karşı karşıya kalacaktır. Bu problemlerden ötürü ise yatırımlar ve ekonomik çıktı düzeyi azalacaktır (Mishkin, 1991: 10).

1.3. PARA KRİZLERİ

1.3.1. Para Krizi Teorileri

Teorik literatürde para krizleri birinci, ikinci ve üçüncü nesil olmak üzere üç ana model üzerinden kategorize edilmiştir. Birinci nesil modellerde para krizlerinin ekonomideki temel dengesizliklerden ve/veya sürdürülemez ekonomik politikalardan kaynaklandığı ileri sürülmektedir. İkinci nesil modellere göre; para krizleri kendi kendini besleyen beklentiler neticesinde ortaya çıkmaktadır. Üçüncü nesil modellerde ise krizlerin bulaşma etkileri ve ahlaki tehlike problemi üzerinde durulmaktadır (Çeviş, 2005). Teorik modellerin ortak noktaları olmasına karşın her yeni model bir önceki modelin yetersizliklerini ortaya koymuş ve her ortaya çıkan krizde yeni kriz modeli ile açıklanmaya çalışılmıştır. Örneğin, 1970 ve 1980'lerde ortaya çıkan Latin

Amerika krizleri birinci nesil modellerle, 1992 Avrupa Döviz Kuru Mekanizması krizi ve 1994–1995 Meksika başta olmak üzere Latin Amerika krizleri ikinci nesil modellerle ve 1997–1998 Asya ülkelerinde ortaya çıkan krizlerde üçüncü nesil kriz modelleriyle açıklanmaya çalışılmıştır.

1.3.1.1. Birinci Nesil Kriz Modelleri

Birinci nesil modeller ilk olarak Krugman (1979) tarafından ortaya atılmış ve daha sonra Flood ve Garber (1984) tarafından geliştirilmiştir. Kanonik kriz modeli olarak da adlandırılan bu modeller para krizinin, sabit döviz kuru rejimi ile para ve maliye politikaları arasındaki tutarsızlıktan kaynaklandığını ileri sürmektedir.

Krugman (1979), Salant ve Henderson' un 1978 yılında altın piyasası için yaptığı çalışmayı döviz piyasalarına uyarlamıştır. Salant ve Henderson (1978), hükümetin altın fiyatı konusunda izlediği politikaların altın fiyatı üzerindeki etkisini ve spekülörlerin davranışlarını analiz etmişlerdir. Hükümetin altın piyasasında bir tavan fiyat belirlemesi durumunda, spekülörlerin bu mala er veya geç hücum etmesi sonucunda tavan fiyatın korunması mümkün olmamaktadır. Bu durumda, hükümet altın fiyatını sabit tutmak için sahip olduğu rezervleri kullanarak spekülatif ataklara karşılık vermektedir. Ancak, hükümetin sahip olduğu rezervleri kullanarak altın fiyatını sabitlemeye veya tavan fiyatını korumaya çalışması eninde sonunda spekülörlerin ani ataklarına neden olacaktır.

Krugman (1979) döviz piyasası için uyarladığı çalışmasında, hükümetin bütçe açıklarını para basarak finanse ettiği ve merkez bankasının rezervleri döviz kurunu belirlenen düzeyde tutmak için kullandığı varsayımından hareket etmektedir. Sabit kur sisteminin uygulandığı bir ülkede hükümetin döviz piyasasına doğrudan müdahale edip rezervlerini yavaş yavaş azaltarak sabit kuru korumaya çalışacağını varsaymaktadır.

Döviz rezervlerinde meydana gelen azalma ani spekülâtif ataklar yaratarak geri kalan rezervlerin tükenmesini hızlandıracak ve böylece hükümetin döviz kuruna daha fazla müdahale etme olasılığını ortadan kaldıracaktır (Kansu, 2004: 59-60).

Krugman'ın modelinin iki temel karakteristiği vardır. Birincisi, yerli paraya talep döviz kuruna bağlıdır. İkincisi ise döviz kurunun yurtiçi para piyasasını zamanla dengeye getireceğidir. Aynı zamanda model aşağıda verilen varsayımları gerektirmektedir (Bustelo v.d., 1999).

i. Tek bir ticari mal üreten küçük bir ülke ile ilgilenilmektedir. Bu malın fiyatı da dünya piyasalarında belirlenmektedir. Dolayısıyla satın alma gücü paritesi

$$P = sP^* \quad (1.1)$$

geçerlidir. Bu eşitlikte, P yurtiçi fiyat düzeyini, s döviz kurunu ve P^* ise yurtdışı fiyat düzeyini göstermektedir. Krugman, yurtdışı fiyat düzeyinin sabit ve bire eşit olduğunu varsaymıştır. Buna göre yurtiçi fiyat düzeyi sadece döviz kuru tarafından belirlenmektedir.

ii. Yurtiçi para (M) ve Yabancı para (F) olmak üzere iki tür finansal varlık söz konusudur. Yurtiçi yatırımcılar servetlerini (W) beklenen enflasyona (π) göre her iki varlık arasında dağıtmaktadırlar. Başka bir ifadeyle

$$W = M/P + F \quad (1.2)$$

şekindedir. Aynı zamanda tutulan yerli para miktarı görelî servetin bir fonksiyonu olarak varsayıldığından, portföy dengesi koşulu;

$$m = M/P = L(\pi)W \quad L_1 < 0 \quad (1.3)$$

şekindedir. Burada π' nin belirlenmesi tam dinamik analiz bağlamında analiz için önemlidir. Fakat modelin bu aşamasında dışsal olduğu kabul edilmektedir.

iii. Para otoriteleri sadece döviz piyasasına müdahaleler ile sabit kuru koruyabilmektedir.

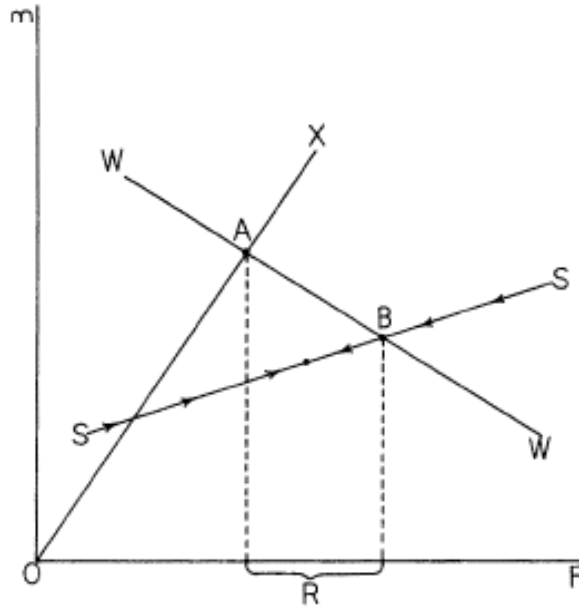
iv. Para arzındaki artışlar, bankacılık sistemine para otoriteleri tarafından verilen kredilerdeki artışlara göre değil, yalnızca kamu sektörü finansman ihtiyacına göre düzenlenmektedir.

v. Bütçe açıklarını finansa etmenin tek yolu, kamu borçlarını ortadan kaldırmak değil, kesinlikle merkez bankasına dönüştür.

vi. Spekülatörler ileriye dönük mükemmel bir öngörü³ kabiliyetine sahiptirler.

Krugman (1979) krizin nasıl meydana geldiğini Şekil 1’de verilen grafik ile göstermiştir. Şekil 1’de OX doğrusu bir ekonomideki spekülatif atak öncesi sabit döviz kur sistemini, SS doğrusu ise sabit kur sistemi terk edildikten sonra uygulanan esnek (dalgalı) kur sistemini göstermektedir. A noktası, spekülatif atağın gerçekleştiği sırada özel sektörün sahip olduğu varlıkları, B noktası ise spekülatörlerin portföylerinde yapacakları değişiklikler sonrası ulaşılan noktayı ifade etmektedir. Önemli bir nokta, A’dan B’ye hareket sırasında spekülatörler servetlerinde değil, portföy yapılarında değişiklik yapmaktadırlar. Portföy değişikliği yerli paradan çıkıp yabancı paraya talep yaratma şeklinde olacak ve yabancı para talebi hükümetin rezervleri (R) ile karşılanacaktır. Kriz sırasında spekülatörlerin daha fazla servete sahip oldukları varsayıldığında, WW doğrusu sağ yukarı kayacak ve hükümetin müdahale için daha fazla rezerve ihtiyacı olacaktır (Kansu, 2004: 61).

³ Mükemmel bir öngörü $\pi = \Delta P/P$ olduğunu ifade etmektedir.



Kaynak: Krugman (1979: 322)

Şekil 1. Spekülatif Ataklar ile Rezervlerin Tükenmesi

Flood ve Garber (1984) Krugman'ın spekülatif saldırı modelini para piyasası denge koşuluna ve kapsanmamış faiz paritesi koşuluna dayandırmıştır. Buna göre yurtiçi para piyasası dengesi;

$$m - p = -\alpha(i), \quad \alpha > 0 \quad (1.4)$$

Burada m yurtiçi para arzı, p yurtiçi fiyat düzeyi ve i ise yurtiçi faiz oranını göstermektedir⁴. Yurtiçi para arzı ise yurtiçi krediler (d) ve uluslararası rezervler (r) olmak üzere

$$m = d + r \quad (1.5)$$

merkez bankasının iki varlığı tarafından ifade edilmektedir. Yurtiçi fiyatlar genel düzeyi ise satın alma gücü paritesi koşuluna göre;

$$p = p^* + s \quad (1.6)$$

olarak ifade edilmektedir. p^* yurtdışı fiyatlar genel düzeyi ve s ise yabancı paraların yerli para cinsinden fiyatı olan döviz kurudur. Faiz oranları ise

⁴ Modele dahil edilen tüm değişkenler logaritmik formdadır.

kapsanmamış faiz paritesi koşuluna uymaktadır: Buna göre kapsanmamış faiz paritesi koşulu

$$i = i^* + \dot{s} \quad (1.7)$$

şeklindedir. Bu eşitlikte, i^* yabancı ülke faiz oranını, \dot{s} ise karar birimlerinin tam bilgiye sahip oldukları, yani belirsizliğin olmadığı varsayımı altında, döviz kurundaki cari ve beklenen değişim oranını ifade etmektedir. Sabit döviz kuru sisteminde $\dot{s} = 0$ olacağından yurtiçi faiz oranı yurtdışı faiz oranına eşit olacaktır.

Yurtiçi kredilerin sabit bir oranda (μ) büyüdüğü ($\dot{d} = \mu$) ve bu kredilerin bütçe açıklarını finanse etmede kullanıldığı varsayılmaktadır. Aynı zamanda i^* ve p^* 'nda sabit olduğu varsayılmaktadır. (1.5), (1.6) ve (1.7) nolu eşitlikler (1.4) nolu denge koşulunda yerine yazıldığında,

$$r + d - p^* - \bar{s} = -\alpha(i^*) \quad (1.8)$$

elde edilir. Döviz kuru, yabancı fiyatlar ve yabancı faiz oranları sabit olduğu zaman, $d\mu$ oranında büyür, r ise aynı oranda azalır ($\dot{r} = -\mu$). Belirsizliğin olmadığı ve sabit döviz kurunun geçerli olduğu bir durumda para arzı (m) sabit olacaktır. Öyle ki; $p^* = i^* = 0$, $s = \bar{s}$ ve $\dot{s} = 0$ iken $m = \bar{s}$ olur.

Özetlenecek olursa, yurtiçi krediler (d), bütçe açığını finanse etmek için belli bir oranda artmaktadır ve döviz kuru başlangıçta sabittir. Spekülatif atak başlamadan önce döviz kurundaki değişim sıfır ve dolayısıyla faiz ve satın alma gücü paritesindeki değişimde sıfırdır. Fakat nominal para arzı sabit olduğu için ve yurt içi krediler sürekli olarak arttığından ülkenin uluslararası rezervleri yurtiçi kredilerin artış hızında azalmaya başlar. Merkez Bankası döviz rezervleri minimum (sıfır) düzeyine iner ve dalgalı kura geçilir (Erdoğan, 2006: 38).

Sabit kur sisteminin terk edilmesi ile spekülatif atağın ne zaman gerçekleşeceği önem arz etmektedir. Rezervlerin kritik düzeye gerilemesi ve

spekülatörlerin hükümetin elinde kalan rezervleri satın alması sonucunda sabit kur sisteminin terk edilip dalgalı kur sistemine geçilmesiyle birlikte oluşan kura “gölge döviz kuru” adı verilir. Gölge döviz kuru, kriz sırasında spekülatörlerin kar sağlamak için değerlendirmeleri gereken kur düzeyidir. Spekülatörler hükümetten satın aldıkları rezervleri gölge döviz kurunun oluşturduğu noktadan itibaren satarak kar elde ederler (Kansu, 2004: 64).

Buna göre saldırı sonrasında para piyasası denge koşulu

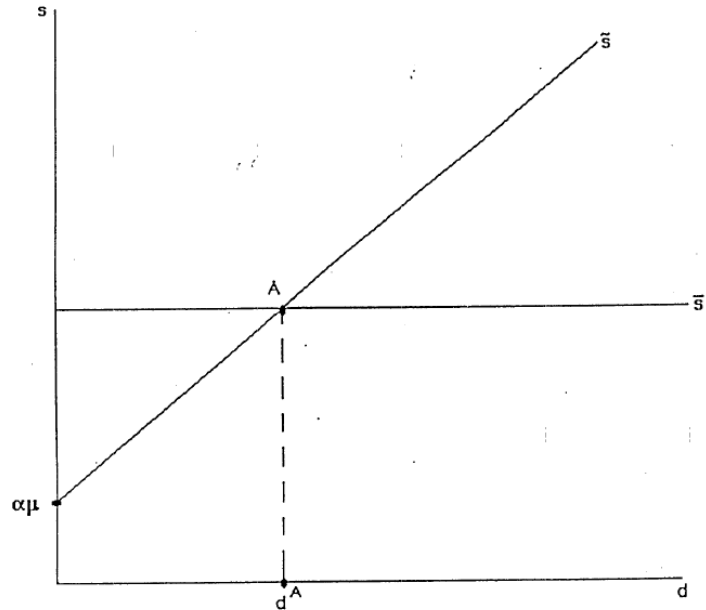
$$d - \tilde{s} = -\alpha(\tilde{s}) \quad (1.9)$$

olmaktadır. Burada \tilde{s} gölge döviz kurunu göstermektedir. Bu eşitlikte $\tilde{s} = \mu$ iken gölge döviz kuru

$$\tilde{s} = \alpha\mu + d \quad (1.10)$$

olmaktadır.

Şekil 2, sabit döviz kuru sistemi ile gölge döviz kuru arasındaki ilişki göstermektedir. Burada d^A sabit kurun gölge döviz kuruna eşit olduğu noktada yurtiçi kredi miktarını göstermektedir. $d < d^A$ olması durumunda, saldırı sonrasında döviz kuru değerleneceğinden spekülatörler sermaye kaybına uğrayacaklardır. Bu yüzden $d < d^A$ durumunda saldırı gerçekleşmeyecektir. Spekülatörler $\bar{s} < \tilde{s}$ yada $d > d^A$ olması durumunda hükümetten aldıkları rezervlerden kazançlı çıkacaklardır. A noktasından önce kar sağlamak için birbirleriyle rekabet halinde olan spekülatörler daha önce davranmaya çalışacaklardır. Saldırı olana kadar devam eden böyle bir rekabet, $d = d^A$ olduğu noktada geri püskürtülecektir. Bu rekabet beklenen saldırının $\bar{s} = \tilde{s}$ durumunda oluşmasına neden olmaktadır (Flood ve Marion, 1998: 7).



Kaynak: Flood ve Marion (1998: 32)

Şekil 2. Belirsizliğin Olmadığı Durumda Spekülatif Atağın Zamanı

Spekülatif saldırının büyüklüğü saldırı anında negatif olan Δr olarak ifade edilir. Denklem (1.10)' dan döviz kuru saldırı sonrasında μ oranında yükselmeye başlayacaktır. Böylece, faiz paritesi koşuluna göre yurtiçi faiz oranları da μ oranında artacaktır.

Spekülatif saldırı anında, para piyasası için iki gelişme söz konusudur. Birincisi, para arzı saldırının büyüklüğü kadar düşecektir. İkincisi ise yurtiçi faiz oranlarında meydana gelen artış sonrası yurtiçi para talebi azalacaktır. Para arzındaki düşüş ile para talebindeki düşüş eşit olacağından saldırı anında para piyasası dengesi sağlanacaktır. Böylece $\Delta r = -\alpha\mu$ olacaktır. Spekülatif saldırının gerçekleşme zamanı, yurtiçi kredi ve uluslararası rezervlere bağlı olacaktır. t anındaki yurtiçi kredi ve uluslararası rezerv düzeyleri sırasıyla; $d_t = d_0 + \mu t$ ve $r_t = r_0 - \mu t$ olmaktadır. T saldırı anında, rezerv düzeyi sıfır olacağından saldırının zamanı; $-\Delta r = r_0 - \mu T = \alpha\mu$ olmak üzere

$$T = \frac{r_0 - \alpha\mu}{\mu} \quad (1.11)$$

olacaktır.

1.3.1.2. Genişletilmiş Birinci Nesil Kriz Modelleri

Temel birinci nesil modeller sonradan üç ana doğrultuda genişletilerek yeniden düzenlenmiştir. Kanonik modelin birinci düzenlemesi, kriz sırasında hükümetin aktif rol oynaması ve rezerv kayıplarına sterilizasyon politikası uygulanmasıdır. İkinci grup düzenleme, spekülasyon saldırılarının mükemmel olarak öngörülebileceği varsayımının terk edilmesi ve belirsizliktir. Üçüncüsü ise hedef bölge modelleri (target zone model) ile ilgilidir (Dabrowski, 2002: 18).

i. Sterilizasyon

Doksanlardaki krizlerde, rezerv kayıplarının para arzına etkileri saldırı sürecinde düzgün bir parasal büyümeye müsaade edilerek sterilize edilmiştir⁵. Böylece, para arzı ve döviz kuru saldırı boyunca yurtdışı fiyatlar ve faiz oranlarında olduğu gibi sabitken, para piyasası denge koşulu

$$\bar{m} - p^* - \bar{s} = -\alpha(i^*) \quad (1.12)$$

şeklinde dir. Bu modelde değişen tek şey para arzının yapısıdır. Sermaye akışları sırasında, azalan uluslararası rezervler yurtiçi krediler ile yer değiştirecektir. Spekülasyon saldırı meydana geldiğinde, uluslararası rezervler tükenecek ve döviz kuru rejimi de sabitten dalgalı kura doğru değişecektir. Aynı zamanda para arzı da $\mu > 0$ oranında büyüyecektir. Faiz oranı paritesi koşulu da $i = i^* + \mu$ şeklinde ifade edilecektir. Ayrıca, dalgalı döviz kurunda (\bar{s}) μ oranında büyüyecektir. Böylece, para piyasası dengesi yurtiçi politikanın içsel bir unsuru olan yurtiçi kredilerdeki büyümeye ve dışsal faktörler olan yurtdışı fiyatlar ve faiz oranlarına bağlı olmaktadır (Antczak, 2000: 17). Saldırı sonrası para piyasası dengesi aşağıdaki gibidir:

⁵Merkez bankalarının dövizle yapılan müdahalenin para arzı üzerindeki etkisini tersine çevirecek işlemleri eşanlı ya da kısa bir zaman içinde gerçekleştirmeleri müdahalenin sterilizasyonu olarak tanımlanmaktadır. Merkez bankalarının para arzı üzerinde dengeleyici işlemler olmaksızın yapacağı döviz müdahaleleri ise sterilize edilmemiş demektir (Ağcaer, 2003).

$$\bar{m} - p^* - \bar{s} = -\alpha(i^* + \mu) \quad (1.13)$$

Denklem (1.13)'den (1.12) nolu denklem çıkarılırsa;

$$\tilde{s} - \bar{s} = \alpha\mu > 0 \quad (1.14)$$

elde edilir. Denklem (1.14)'e göre, para otoriteleri kuru ne kadar yüksek belirlerse belirlensinler veya uluslararası rezervlerin düzeyi ne olursa olsun, esnek döviz kuru oranı daima daha büyük olacaktır ($\tilde{s} > \bar{s}$). Diğer bir deyişle, şayet otoriteler rezerv kayıplarına sterilizasyon politikası uygulamayı planlarsa ve bu durum spekülâtorler tarafından öngörülürse sabit döviz kuru sistemi sürdürülemezdir (Antczak, 2000: 18).

Flood v.d. (1996) yaptığı çalışmada spekülâtif saldırının tahvil piyasasında da hissedildiği durma yönelik olarak temel birinci nesil modeli geliştirmişlerdir. Bu durumda uluslararası rezervlere yönelik spekülâtif saldırının parasallaştırılması yurtiçi kredi düzeyini de etkilemektedir (Çeviş, 2005: 42). Böylece, (1.7)'deki kapsamamış faiz paritesi modeline risk primine bağlı olarak tahvil miktarı değişkeni ilave edilmiştir.

$$i = i^* + \dot{s} + \beta(b - b^*) \quad (1.15)$$

Burada, $\beta > 0$ sabit bir katsayı, b hükümetin yurtiçi tahvil miktarı, b^* ise özel sektörün elinde tuttuğu yabancı tahvil miktarıdır. Rezervlerdeki azalışlar özel sektörün elinde tuttuğu rezervlerin büyümesine neden olmaktadır. Para arzı spekülâtif ataklara tepki vermediğinden ve döviz kurundaki artışlara izin verilmediğinden dolayı, para piyasası dengesinin sürdürülmesi için gerekli koşul, saldırı anında yurtiçi faiz oranlarının artmamasıdır. Saldırı sonrasında döviz kuru kendi gölge fiyatına dönecektir ($s = \tilde{s}$). Portföy dengesi modeli için gölge döviz kuru $\tilde{s} = \kappa_0 + \kappa_1 d$ olmaktadır. Bu eşitlikte $\kappa_1 = 1/(1 + \alpha\beta)$ dir. Saldırı anında, \tilde{s} sıfırdan $\kappa_1\mu$ düzeyine sıçrayacak ve risk primi de $-2\beta\Delta r$ kadar azalacaktır. Saldırının büyüklüğü ise

$$\Delta r = \frac{-\kappa_1 \mu}{2\beta} \quad (1.16)$$

olacaktır. Pratikte, hükümet yurtiçi tahvilleri satın almak için çok güçlü para kullanırlar ve rezervlerdeki kayıp için risk primindeki azalışlar vasıtasıyla para arzındaki değişimleri dengelerler (Antczak, 2000: 18). (1.16)'dan saldırı $\kappa_1 \mu = -2\beta \Delta r$ olduğu zaman gerçekleşecektir. Buna göre t anındaki döviz rezervi düzeyi;

$$r_t = r_0 - \frac{\mu t}{1+\alpha\beta} \quad (1.17)$$

olmaktadır. Buradan hareketle spekülasyon saldırı zamanı

$$T = \frac{r_0(1+\alpha\beta)}{\mu} - \frac{1}{2\beta} \quad (1.18)$$

olarak bulunur (Flood ve Marion, 1998:10).

ii. Belirsizlik

Kanonik modelin ikinci düzenlemesine göre spekülasyon atakların mükemmel öngörü varsayımı ihmal edilmektedir. Piyasa yapıcılarının saldırının ne zaman gerçekleşeceğini ve saldırı sırasında döviz kuru düzeyinin ne olacağını kesinlikle bilmemektedir. Bu yüzden belirsizlik spekülasyoncuların hesaplamalarında hayati bir önem taşımaktadır (Dabrowski, 2002: 18).

iii. Hedef Bölge Modelleri

Hedef bölge modeli ilk olarak Krugman (1988) tarafından ortaya atılmıştır. Bu modele göre sabit döviz kuru sisteminde döviz kuru resmi bir bant içerisinde gezebilir. Para politikası otoritelerine bu bantı korumak için geniş yetkiler verilmiştir. Otoriteler kur bu bantlara yaklaştığında müdahalede bulunurlar. Modelin işleyişi şu şekilde açıklanabilir: Para stoku gelişiminde beklenmedik problemler olduğunda dolayısıyla Merkez Bankasının elindeki para stoku artmışsa ve döviz kuru bir bant alanında sabit tutulmuşsa

spekülatörler döviz kurunun düştüğünü bilirler ve banda Merkez Bankasının müdahale edip döviz kurunu yükselteceğini düşündükleri için döviz kuru satın alırlar. Dolayısıyla temel birinci nesil kriz modelindeki spekülatif hareket tam tersine dönmüş olur (Erdoğan, 2006: 39).

1.3.1.3. İkinci Nesil Kriz Modelleri

İkinci nesil kriz modelleri 1992 Avrupa Döviz Kuru Mekanizması krizi ve 1994 Meksika pezo krizine karşı spekülatif saldırılar sonrasında geliştirilmiştir. İlk olarak Obstfeld (1994) tarafından önerilen bu modeller daha sonraları Obstfeld (1996), Velasco (1996), Drazen (1999) ve birçok yazar tarafından geliştirilmiştir (Dabrowski, 2002).

İkinci nesil kriz modelleri makroekonomik büyüklüklerde bozulma yaşanmadığı ve uygulanan iktisat politikalarında tutarsızlık olmadığı halde piyasadaki olumsuz beklentilere bağlı olarak meydana gelen krizlerdir. Bu tür krizler kendi kendini besleyen beklentilerin bir sonucunda ortaya çıkmaktadır (Kansu, 2004: 75).

Krugman (1988a)'a göre ikinci nesil modeller üç temel bileşene sahiptir. Birincisi, hükümetin sabit döviz kuru politikasını terk etmesi için bir nedeninin olması gereklidir. İkincisi, hükümetin sabit kur sistemini korumak için bir nedeni olmalıdır. Üçüncüsü ise sabit kurun terk edilmesi beklentisi olduğu zaman sabit kuru savunmanın maliyetinin artması ve böylece krize yol açan kısır döngünün meydana gelmesi için gerekli ortamın oluşmasıdır (Krugman, 1998a).

Piyasada hükümetin sabit kur rejimini sonlandıracağına önceden öngörülemediği varsayıldığında makroekonomik büyüklüklerde herhangi bir kötüye gidiş trendi olmasa veya tam tersi bir durum olsa dahi, en azından bu trendi tersine çevirecek politika değişikliklerinin ihtimali olabilir. Bununla beraber, hükümetin yeterince ciddi bir spekülatif atakla karşı karşıya kalırsa

sabit kur rejimini terk edeceği bir durum söz konusu olabilir. Böyle bir durumun sonucu olarak da büyük olasılıkla kendi kendini besleyen döviz krizleri olacaktır (Krugman, 1998a).

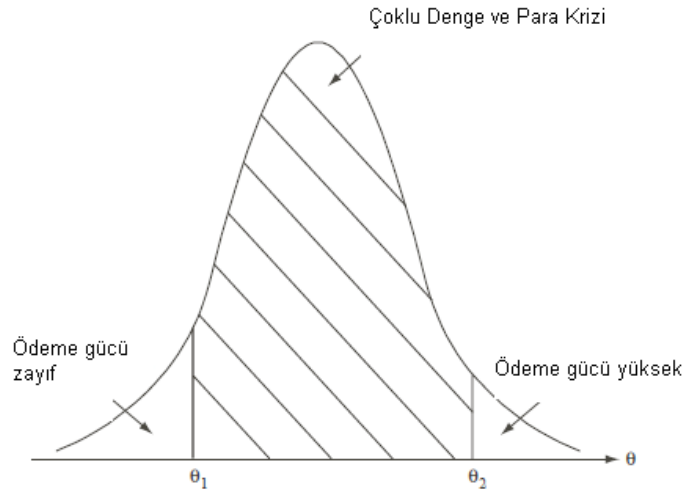
Devalüasyon sürecinin kendi kendini besleme mekanizması şöyle işlemektedir: Kurun devalüe edileceği beklentisi ücretleri ve faiz oranlarını arttırarak gelecekte makroekonomik temellerde bozulmaya neden olacaktır. Bu bozulma da sabit pariteyi sürdürmenin maliyetini arttıracaktır. Maliyetteki bu yükselme devalüasyon beklentilerinin daha da artmasına neden olacaktır. Beklentiler ile sabit kuru sürdürmenin maliyeti arasındaki bu etkileşim (geri besleme mekanizması) spekülasyon saldırı durumuna kadar devam edecektir (Bastı, 2006: 12).

İkinci nesil modelin temel özelliği birinci nesil modeller tarafından yapılan doğrusal davranış varsayımına dayanmamasıdır. Bir ya da daha çok ekonomik birimin doğrusal olmayan davranış göstermesi halinde modelin birden çok çözümü olacağı açıktır. İkinci nesil model özellikle devletin doğrusal olmayan davranışlar göstermesi durumunda oluşabilecek “çoklu denge” (multiple equilibria) üzerinde durmaktadır (Hacıhasanoğlu, 2005: 11).

İkinci nesil kriz modelleri sabit kur politikasını sürdürmenin yarar ve zararları üzerine odaklanmaktadır. Sabit kur sistemini sürdürmek ve diğer ekonomik hedefler arasındaki değiş-tokuşun (trade-off) önemi hükümet üzerinde bir baskı oluşturmaktadır. Bu durumda hükümetin düşük işsizlik oranını sağlama, ekonomik büyümeyi teşvik etme, mali yükü azaltma, bankacılık sistemini güçlendirme ile sabit kuru savunmak arasında karar vermesi gerekecektir. Bu modellerde devalüasyon, hükümetin spekülasyoncuların davranışlarına en uygun tepkisidir ve geçmiş makroekonomik temellerde herhangi bir kötüleşme olmaksızın kendi kendini besleyen beklentiler neticesinde meydana gelmektedir. Spekülasyon atakları sabit kuru koruma maliyetini yükselteceğinden dolayı, ikinci nesil modellerde çoklu dengeye neden olmaktadır (Sbracia ve Zaghini, 2001: 204).

Spekülatörlerin beklentilerine bağlı olarak, döviz kuru her biri dengede olan birkaç farklı değer alabilir. Başka bir ifadeyle, birkaç muhtemel döviz kuru dengesi vardır ve hangisinin gerçekleşeceği beklentilere bağlıdır. Eğer ekonomik büyüklükler iyi ise tek bir denge söz konusudur ve hükümet sabit kur rejimini sürdürebilir. Tersine, şayet makroekonomik göstergeler kötü ise kurun devalüe edilmeden bir denge oluşması mümkün değildir. Bu duruma birinci nesil modeller örnek verilebilir. Son olarak, makroekonomik büyüklüklerin orta seviye değerlere sahip olduğu durumda beklentilere bağlı olarak çoklu denge oluşur. Döviz kurları olumsuz beklentilere karşı yüksek seviyede, olumlu beklentilere karşı ise düşük bir seviyede dengeye gelebilir (Basti, 2006: 13).

Ekonomik büyüklükler ile çoklu denge arasındaki ilişki Şekil 3'de gösterilmiştir. Grafikte θ , rassal ve normal dağılımlı olduğu varsayılan ekonomik değişkenlerin büyüklüklerini göstermektedir. θ_1 'in sol tarafında ekonominin ödeme gücünü çaktığı varsayılmaktadır. Dolayısıyla, bu alan ekonominin birinci nesil kriz ile karşı karşıya kalabildiği durumu ifade etmektedir. θ_2 'nin sağ tarafındaki alan yatırımcıların beklentilerine aldırmaksızın, ekonominin borcunu ödeyebildiği ve makroekonomik göstergelerin ise iyi olduğu durumu tanımlamaktadır. Bu durumda hiçbir zaman kendi kendini besleyen krizler ortaya çıkmamaktadır. Taralı alan ise ekonominin para krizine veya beklentilere dayalı krize duyarlı olduğu durumu göstermektedir. Bu aralık aynı zamanda çoklu denge durumunu yansıtmaktadır (Chui v.d., 2000: 369).



Kaynak: Chui v.d. (2000: 369)

Şekil 3. Ekonomik Büyüklüklerin Sınıflandırması

Açıklayıcı bir model: İşsizlik ve Para Krizi (Jeanne, 2000: 22–26)

Jeanne (2000) ikinci nesil kriz modellerinin ana fikrini açıklamak için 2 dönemli bir model kullanmıştır. Buna göre hükümetin ilk dönemde sabit kur paritesini sürdürdüğü ($s_1 = \bar{s}$), ikinci dönemde ise kuru devalüe ettiği varsayalım. Kurun devalüe edildiği durumda, devalüasyon miktarı d olsun. Yurtiçi fiyat düzeyi her iki dönemde de satın alma gücü paritesi ile tutarlı olduğundan dolayı, her dönem arasındaki yurtiçi enflasyon oranı ($\pi = (p_2/p_1) - 1$) şayet hükümet devalüasyon yaparsa d 'ye; diğer durumda 0'a eşittir.

Bir ekonomi için işsizlik oranı düzeyi de beklentileri genişletilmiş Phillips eğrisi tarafından belirlenmektedir. Buna göre;

$$U_2 = \rho U_1 - \alpha(\pi - \pi^e) \quad (1.19)$$

Burada U_1 ve U_2 , sırasıyla birinci ve ikinci dönemde işsizlik oranının kendi doğal seviyesinden sapmaları; π^e ise beklenen enflasyon oranını göstermektedir. Yurtiçi politika yapıcılarının (hükümet) kuru devalüe edip

etmeyeceği aşağıda verilen karesel kayıp fonksiyonunu en küçükleyerek karar verdikleri varsayalım:

$$L = (U_2)^2 + \delta C \quad (1.20)$$

Bu eşitlikte δ , politika yapıcılarının kararını gösteren kukla değişkenini ifade etmekte ve devalüasyon durumunda 1, aksi halde 0 değerini almaktadır. C ise hükümetin sabit kurdan vazgeçme maliyetidir.

Şayet özel sektörün devalüasyon beklentisi yoksa ($\pi^e = 0$), hükümetin kayıp fonksiyonu;

$$\begin{aligned} L^D &= (\rho U_1 - \alpha d)^2 + C; & \text{eğer devalüasyon olursa} \\ L^F &= (\rho U_1)^2; & \text{eğer sabit kur sürdürülüyorsa} \end{aligned}$$

elde edilir. Hükümet, kayıp fonksiyonunu en küçükleyerek kuru devalüe edip etmemesine karar vereceğinden dolayı devalüasyonu tercih etmek için en uygun karar $L^F > L^D$ olacaktır. Bu durumda;

$$\frac{C}{\alpha d} - 2\rho U_1 < -\alpha d \quad (1.21)$$

elde edilir. Şayet özel sektör devalüasyon beklentisi içindeyse ($\pi^e = d$), hükümet sabit kuru savunmak ile devalüe etmek arasında bir seçimle karşı karşıyadır. Her iki durum için hükümetin kayıp fonksiyonları aşağıdaki gibi bulunur:

$$\begin{aligned} L^D &= (\rho U_1)^2 + C; & \text{eğer devalüasyon olursa} \\ L^F &= (\rho U_1 + \alpha d)^2; & \text{eğer sabit kur sürdürülüyorsa} \end{aligned}$$

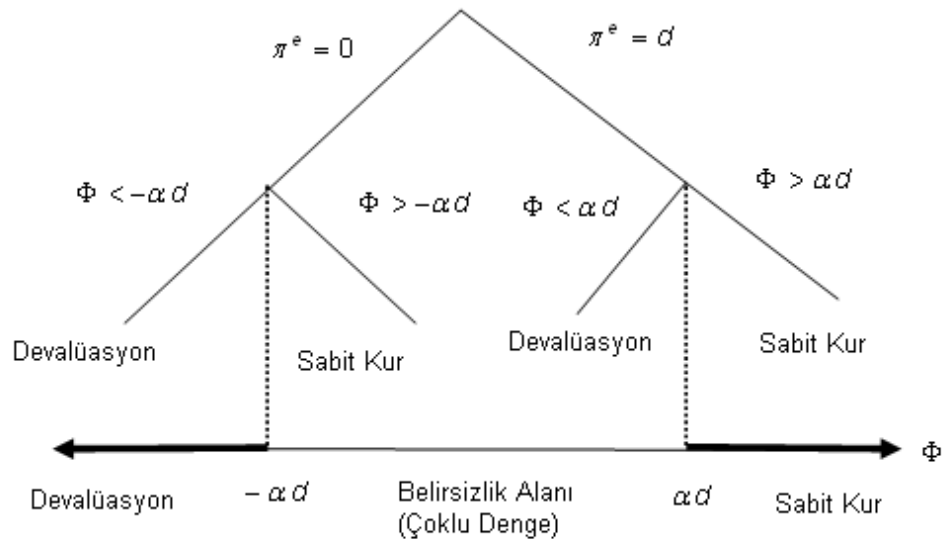
Bu kayıp fonksiyonlarından hareketle, şayet hükümetin devalüasyon yapması için en uygun karar şöyledir ($L^F > L^D$):

$$\frac{C}{\alpha d} - 2\rho U_1 < \alpha d \quad (1.22)$$

(1.21) ve (1.22) nolu eşitliklerde modelin temel değişkeni $\Phi = \frac{C}{\alpha d} - 2\rho U_1$ olarak tanımlanmaktadır. Bu temel değişken için üç durum üzerinde durulmaktadır. Bunlar;

- Şayet $\Phi > \alpha d$ ise; tek bir denge söz konusudur ve hükümet özel sektörün beklentisi ne olursa olsun sabit döviz kuru politikasını sürdürecektir.
- Şayet $\Phi < -\alpha d$ ise; tek bir denge söz konusudur ve hükümet ikinci dönemde özel sektörün beklentilerine aldırmaksızın kuru devalüe edecektir.
- Şayet $-\alpha d < \Phi < \alpha d$ ise; çoklu denge söz konusudur ve hükümetin kararı tamamen özel sektörün beklentilerine bağlıdır. Devalüasyon beklentisi varsa, bir spekülasyon atak olacak ve hükümet devalüasyon yapmak zorunda kalacaktır. Tersi durumda, kura karşı bir spekülasyon saldırı gerçekleşmeyecek ve döviz kuru sabit kalacaktır. Bu sebeple bu aralıkta çoklu denge söz konusu olacaktır.

Bu üç durum Yılmazkuday (2008) çalışmasında ağaç diyagramı yardımıyla özetlenmiştir.



Kaynak: Yılmazkuday (2008:115)

Şekil 4. Hükümetin Beklentilere Karşı Kur Politikası

Bu modelde dikkat çekilecek önemli bir nokta; sonuçların beklentilere bağı olup olmayacağı yalnızca, birinci nesil modellerde ekonomik temellerin oynadığı role benzer bir role benzer bir rol oynayan Φ temel değişkeninin alacağı değere bağlıdır. $\Phi > \alpha d$ koşulu altında, ya sabit kuru terk etme maliyeti yüksek olacak ya da birinci dönemde ki işsizlik oranı (U_1) çok düşük seviyede olacaktır. Bir devalüasyon beklentisi ve saldırı olsa bile, hükümet sabit kur rejimini korumakla daha kazançlı olacağı için direnç gösterecektir. $\Phi < -\alpha d$ olduğu tersi durumda ise hükümet devalüasyon yapması durumunda daha kazançlı olacaktır. Çünkü ya maliyet çok düşük olacak ya da işsizlik oranı daha yüksek olacaktır (Yılmazkuday, 2008: 115).

Şayet ekonomi belirsizlik alanında ise ekonomik temeller ne kadar sağlam olursa olsun bir para krizi ortaya çıkabilir. Bu alanda bir devalüasyon mümkündür fakat kesin değildir. Çoklu dengenin arkasında yatan sezi devalüasyon beklentisidir. Böyle bir durumda, işsizlikteki sürekli bir artış ve/veya maliyetteki devamlı bir azalış (böylece Φ sürekli azalacak) ekonominin devalüasyon bölgesi içine girmesine neden olacak ve para krizi meydana gelecektir.

1.3.1.4. Üçüncü Nesil Kriz Modelleri

1997 yılının ikinci yarısında Tayland'dan başlayarak diğer Güneydoğu Asya ülkelerine de sıçrayan finansal krizler ne birinci nesil ne de ikinci nesil kriz modelleri çerçevesinde açıklanamamıştır. Bu krizler üçüncü nesil kriz modellerini doğurmuştur.

Krugman'a göre Güneydoğu Asya krizi önceki krizlerden farklıklar göstermektedir. İlk olarak, birinci nesil modellere neden olan makroekonomik büyüklüklerdeki problemlerden hiç biri (örneğin yüksek bütçe açığı, genişleyen para politikaları veya yüksek enflasyon gibi) Asya ekonomilerinde gözlenememiştir. Krizin arifesinde ülke ekonomileri bütçe açıklarına sahip

değildi ve aynı zamanda enflasyon oranı da düşük düzeydeydi. İkincisi, 1996 yılında büyüme hızında yavaşlama olmasına rağmen, kiriz mağduru ülkelerde kriz başladığı zaman önemli bir işsizlik problemi gözükmemekteydi. Bir başka deyişle krizden etkilenen ülkelerin hiçbirisi, 1992 Avrupa döviz krizinin sebebi olarak kabul edilen, sabit döviz kuru politikasını, genişletici bir para politikası izleyerek terk etme dürtüsüne de sahip değildi. Üçüncüsü, krizin zarar verdiği ülkelerin tümünde, kriz öncesi dönemde varlık piyasalarında fiyatlarda iniş çıkış süreci yaşanmıştır. Örneğin, hisse senedi ve arsa fiyatları kriz öncesi dönemde aniden yükselmiş daha sonra ise aniden düşmüştür. Son olarak, krizden etkilenen ülkelerin tümünde finansal araçlar önemli aktörler olarak görülmüştür (Krugman, 1998b).

Üçüncü nesil modeller para krizlerinin birçok farklı nedeni üzerinde durmaktadırlar. Bunlardan en önemlileri bankacılık sisteminin yapısı ve krizin bulaşma etkisidir. Birinci neden, yurtdışı aşırı borçlanma sendromu, ahlaki tehlike, uluslararası kuruluşlar, yetersiz denetimler ve hükümetin açık garantisi olduğu yönünde çevreden yayılan asimetrik bilgilerin oluşturduğu bankacılık sistemi ile ilgilidir. Diğer neden ise krizin ülkeler arasında yayılma mekanizmasıdır. İkinci özellik literatürde bulaşma (contagion) kavramıyla ifade edilmektedir (Kraznar, 2004).

Krugman (2001)'a göre ise üçüncü nesil kriz modelleri farklı üç ana konu üzerine yoğunlaşmaktadır (Kansu, 2004: 114):

- i. Ahlaki tehlike nedeniyle meydana gelen riskli yatırımlar ile dış borçlanmadaki artışla sonucunda sabit kur sisteminin sürdürülmesinin imkansız hale gelmesi

- ii. Chang ve Velasco (1997) tarafından geliştirilen Diamond-Dybving bankacılık sistemine yönelik hücum modelinin⁶ açık ekonomilerde yarattığı durum

Özellikle Asya krizinde, kriz ülkelerinin, hiçbir yanlış politikaları olmamasına rağmen, uluslararası yatırımcıların kendi kendini besleyen kötümser davranışları neticesinde banka panikleri ve finansal kırılganlıkta sıkıntıya düştükleri belirtilmektedir (Yay, 2001).

- iii. Yerli paranın değer kaybetmesinin bilançolar üzerine yarattığı etkiler

Asya krizi sonrasında bir üçüncü nesil model oluşturmayı amaçlayan teorik çalışmaların çoğu problemin bankacılık sisteminden kaynaklandığına işaret etmektedir. Bu çalışmalardan konuya ilişkin üç önemli çıkarımda bulunulabilir (Hacıhasanoğlu, 2005: 16).

- Mikroekonomi göstergeler (kurumsal karlılık oranları ve borç/özsermaye oranları gibi) standart makroekonomik göstergelerden (cari açık, bütçe açığı gibi) para krizlerini öngörme konusunda daha faydalı olmaktadır. Örneğin, “Yatırım/Karlılık” oranlarında düşme yaşayan firmalar dış finansmana başvururlar. Kısa vadeli dış borçlarda artış kurumsal sektörün finansal kırılganlığını artıran bir faktördür. Bu olumsuz gelişme, bankacılık sektörü açısından karşılıksız kredilerde bir artış olarak yansiyacaktır.
- Sermaye piyasalarında finansal serbestleşme sürecinde, finansal sektör düzenlemelerinin ve denetimlerinin etkinliğine önem verilmesi gereklidir. Finansal serbestleşme yaşayan bir ülkede zayıf denetimler ülkenin mevcut zayıflıklarını belirgin hale getirerek dışsal krizlere karşı kırılganlığını artırmaktadır. Daha açık bir şekilde ifade edilirse, denetimin yetersiz olduğu bir durumda finansal serbestleşme nedeniyle yurtdışından

⁶ Bu modeller krizlerin bankacılık paniklerinin ürünü olduğunu belirtmektedir. Banka mudilerinin, tasarruflarını yatırdıkları bankalar hakkındaki olumsuz beklenti ve düşünceleri sonucunda, bankalardan aniden mevduat çekilmesinin meydana gelebileceği ve bankacılık sisteminin bu nedenden ötürü sorunlarla karşılaşabileceği ortaya koyulmuştur (Emirkadı, 2005).

borçlanma maliyetlerinin azalması, firmaları yabancı para cinsinden aşırı borçlanmaya yöneltmekte ve dış borçlanmayla elde edilen bu fonlar yüksek risk taşıyan varlıklara ya da düşük getirili yatırım projelerine aktarılmaktadır.

- Özel sektöre yönelik açık ya da örtük hükümet garantileri finansal aracıları ahlaki tehlike problemiyle karşı karşıya bırakmaktadır. Şöyle ki, finansal bir kriz halinde hükümetin devreye gireceğini düşünen bankalar aşırı riskli borçlanma ve yatırımlara girme konusunda daha cesur davranmaktadırlar.

1.3.1.4.1. İkiz Krizler

Güneydoğu Asya krizleri üçüncü nesil kriz modellerinin gelişimini harekete geçirmiştir. Üçüncü nesil modeller açıkça bankacılık ve uluslararası para piyasaları arasında bir etkileşim olduğuna dikkat çekmektedirler. Daha açık bir şekilde ifade etmek gerekirse, Güneydoğu Asya krizlerinin temelinde hem bankacılık sektöründe hem de para piyasalarında yaşanan problemler yatmaktadır.

Mishkin (1996) çalışmasında, şayet para krizleri sonucunda bir devalüasyon meydana gelirse, finansal sistemde önemli bir rol oynayan bankaların dolar yükümlülükleri nedeniyle mevcut pozisyonlarının zayıflayacağını, bu durumda bankacılık krizlerini başlatacağını ifade etmektedir.

İkiz krizler (twin crisis) kavramı ilk olarak Kaminsky ve Reinhart (1999) tarafından ortaya atılmıştır. Kaminsky ve Reinhart çalışmasında dört ana sonuç üzerinde durmaktadır. Birincisi, 1980'li yıllardan sonra birçok ülkede finansal serbestleşmeyle birlikte para krizleri ile bankacılık krizleri birbirleriyle yakın ilişki içinde olmuştur. Çoğunlukla bankacılık sektöründeki problemler para krizlerinden önce ortaya çıkmıştır. Diğer bir ifadeyle bankacılık krizleri gelecekteki para krizlerinin öngörülmesinde yardımcı olmuştur. Bununla

beraber, bu ilişki tek taraflı değildir. Bankacılık krizi çoğunlukla para krizinden sonra en tepe noktasına ulaşmaktadır. Sabit kur sistemini veya bankalara yönelik döviz baskısını savunmak için faiz oranlarının yükseltilmesi bankacılık krizini şiddetlendirmektedir. İkincisi, bankacılık krizi para krizinden önce gelmesine karşın, kırılmalı bir bankacılık sistemi sabit kur sisteminin sürdürülmesini riske atsa da, bankacılık krizinin doğrudan doğruya para krizinin nedeni olması gerekli değildir. Her iki krizdeki ortak durum, ekonominin durgunlukta veya en azından ekonomik büyümenin normalin altında olmasıdır. Üçüncüsü, ikiz krizler makroekonomik temellerin zayıf veya bozulmaya başladığı ekonomilerde ortaya çıkmaktadır. Son olarak, makroekonomik büyüklükler kötüye gitmeye başladığında ve ekonomi daha kırılmalı bir duruma girdiğinde ikiz krizler daha ciddi olmaktadır (Kaminsky ve Reinhart, 1999: 474).

Özetlersek, bankacılık krizleri para krizlerinden önce gelmekte, bununla birlikte para krizleri de bankacılık krizlerini daha da derinleştirmektedir. Bu durum, her iki kriz arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir.

İkiz krizler üzerinde yapılan ilk ampirik çalışmalardan birisi Glick ve Hutchison (1999) dır. Glick-Hutchison, 1975–1997 dönemine ait 90 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke için bankacılık ve para krizleri arasındaki nedensellik ilişkilerini incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre, finansal serbestleşme sürecine giren gelişmekte olan ülkelerde ikiz krizler daha yaygın gözükmektedir. Aynı zamanda, gelişmekte olan ülkelerde bankacılık krizleri para krizlerinin iyi bir öncü göstergesidir. Fakat tersi durum sağlanmamaktadır.

1.3.1.4.2. Bulaşma (Contagion)

Güneydoğu Asya krizinden sonra literatürde ortaya atılan en önemli kavramlardan birisi de bulaşma (contagion) kavramıdır. Krizlerin “Bulaşması”

kavramını ilk olarak ortaya atanlardan biri olan Krugman (1998a)'a göre bulaşıcılığın en basit açıklaması; ülkeler arasındaki gerçek bağlar ve ilişkilerdir. Şöyle ki, A ülkesindeki bir para krizi durumunda B ülkesindeki makroekonomik büyüklüklerde kötüleştiirecektir. Örneğin, spekülâtif baskı altındaki Güney Doğu Asya ülkeleri dünya pazarlarına benzer ürünleri ihraç ettiklerinden dolayı, Tayland'ın para birimindeki bir devalüasyon Malezya'nın ihracatı üzerinde bir baskı unsuru oluşturacak ve zamanla ülkeyi krizin içine itecektir.

Caramazza v.d. (2004), para krizleri bulaşmasının farklı iletim mekanizmaları ile olduğunu belirtmişler ve bu mekanizmaları dört grup altında incelemişlerdir. Bunlar; ortak şoklar (common shocks), finansal bağlantı, ticari bağlantı ve yatırımcıların inançlarındaki değişimlerdir.

i. Ortak Şoklar (Common shocks):

Genel şoklar (örneğin dünya faiz oranlarının yükselmesi, dünya toplam talebinin düşmesi, büyük dünya ekonomileri arasında karşılıklı olarak döviz kurlarındaki değişimler gibi) eşanlı olarak birkaç ülkenin döviz kurları üzerindeki baskıda önemli bir rol oynayabilir. Bu durumda, krizin eşanlı meydana gelmesi genel şoklar ile yurtiçi makroekonomik büyüklüklerinden etkileşimden kaynaklanmaktadır. Örneğin, 1980'lerin başında Latin Amerika ülkelerindeki borç krizinde ABD faiz oranlarının sert yükselişi önemli bir rol oynamıştır. Benzer şekilde, 1994 Tekila krizinde de aynı yıl dünya faiz oranlarının artışı rol oynamıştır (Caramazza v.d., 2004: 53).

ii. Ticari Bağlantı:

Bir ülke, para biriminin önemli ölçüde değer kaybetmesinden dolayı finansal kriz yaşadığında, krizdeki ülkenin gelişmiş fiyat rekabeti nedeniyle diğer ülkeler de ticari bulaşma etkisiyle sıkıntı yaşarlar. Döviz kurundaki kırılma eşliğinde, genelde olduğu gibi, ekonomik aktivitedeki bir düşüş ve

krizdeki ülkenin ithalatındaki azalma ile birlikte, ortak gelir etkisi ticari partnerlerin ihracatını da zayıflatır. Fiyat ve gelir etkileri yalnızca doğrudan ikili ticari bağlantıları değil, üçüncü piyasalardaki fiyat rekabeti ve gelir yansımalarını da etkilemektedir. Finansal piyasalardaki beklentilerin oynadığı kritik rol göz önüne alındığında, yalnızca halihazırda döviz kurunda kırıma yaşayan ülkelerden değil, etkilerinin bulaşmasına meyilli olan ülkelerden olan ticari yayılmayı gözardı etmemek de ayrıca önemlidir (Caramazza v.d., 2004: 53).

iii. Finansal Bağlantı:

Finansal bağlantılarda bulaşma etkisi için diğer bir kanaldır. Bir veya birden fazla ülkedeki bir kriz yatırımcıları; risk yönetimi, likiditede veya diğer nedenlerden dolayı portföylerini yeniden dengelemelerine sevk edebilmektedir. Örneğin, bir ülkede kriz patlak verdiği zaman, o ülkede pozisyon alan yatırımcılar kendilerinin artan risk baskılarını azaltmak isteyecekler ve getirileri yüksek değerli ve o ülkedeki diğer varlıkları ile pozitif korelasyonlu varlıklarını satacaklardır (Camarazza v.d., 2004: 53).

Ortak kreditorlerden borçlanma veya kreditorlerin portföylerinin karşılıklı bağımlı olması da finansal bulaşmayı sağlamaktadır. Bir piyasadaki likitide eksikliği durumunda yatırımcılar diğer piyasalardaki aktiflerini likit hale getirmeye çalışmaktadırlar. Borç verenler, her piyasa hakkında yeterli bilgiye sahip olmadıkları ve yeni bilgi de maliyetli olduğu için, bir ülkedeki borçlular ödemelerini yerine getiremediğinde diğer ülkelerdeki borçlarını da geri çağırmaktadırlar. Bu durumda yatırımcıların sürü davranışı ile bulaşma etkisini hızlandırmaktadır (Yay, 2001).

iv. Yatırımcıların İnançlarındaki Değişimler:

Yatırımcıların inançlarındaki değişimlerde krizin yayılmasında rol oynayabilir. Piyasaların küreselleşmesi yatırımcıların birinci elden haber alma

güdülerini azaltmakta ve onları ortak bir yatırım stratejisi uygulamaları için teşvik etmektedir (Erdoğan, 2006).

1.4. 1990'LI YILLARDAN SONRA YAŞANAN PARA KRİZLERİ

Bu kısımda doksanlı yıllardan sonra yaşanan önemli para krizlerinin nasıl ortaya çıktığı ve nedenleri üzerinde durulacaktır.

1.4.1. Meksika (Tekila) Krizi

1994 yılında Meksika ile ilgili makroekonomik politikaların geçmiş yıllardaki gibi değişmeden devam edeceği beklenmekteydi. Önceden ilan edilen döviz kuru bandının tavanında, bandın Aralık sonu itibariyle genişliği yüzde 14 olacak şekilde, yıllık yüzde 4 oranında bir devalüasyona izin verildi. Buna karşın, enflasyonun tek haneli rakamlarda kalması bekleniyordu. 1993 yılında meydana gelen üretimdeki yavaşlama ve yaklaşan seçimler, kamu sektöründeki genel ekonomik dengeyi korurken vergilerde indirim ve sosyal harcamalarda artış sağlayacak şekilde mali pozisyonlarda bir miktar gevşeme öngörülmüştür. 1993 Kasımındaki NAFTA⁷ anlaşması ile birlikte yabancı yatırımlar ile ihracat ve üretim büyümesinde artış beklentisi ortaya çıkmıştır. NAFTA anlaşması ile 1994 yılında başlangıçta Meksika ekonomisinde önemli iyileşmeler olmuştur. Reel Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) yılın ikinci yarısında yüzde 4, tüm yıl boyunca ise yüzde 3.5 oranında artış göstermiştir. Enflasyon oranı son on yılın en düşük seviyesi olan yüzde 7 seviyelerinde seyretmiştir. Toplam ihracat içinde yüzde 80 den fazla pay alan İmalat sanayi ihracatı ise yıllık yüzde 17 büyümeye devam

⁷ NAFTA (Kuzey Amerika Ülkeleri Serbest Ticaret Anlaşması): Kanada, ABD ve Meksika arasında imzalanan ve 1 Ocak 1994'te yürürlüğe giren bu anlaşmaya göre; söz konusu ülkeler arasındaki ticaret ve yatırımlar serbestleştirilmiştir. Aynı zamanda ilk kez yabancı şirketlere, anlaşma ülkelerini uluslararası tahkim kurullarında tek taraflı olarak dava etme hakkı tanınmıştır (Kaynak: <http://www.ustr.gov/trade-agreements/free-trade-agreements/north-american-free-trade-agreement-nafta>, Erişim Tarihi: 9 Kasım 2009).

etmiştir. Öte yandan, yıl boyunca genişleyen kredi hacmi özel harcama ve ithalatta büyümeyi yeniden canlandırmış; bunun sonucunda cari açık daha da büyüyerek, 1994 yılında GSYİH'nin yüzde 8'ine ulaşmıştır (Savastano v.d., 1995: 91–93).

1994 yılında Meksika ekonomisindeki finansal karışıklığa hem yurtdışı ekonomik gelişmeler hem de yurtiçi politik şoklar neden olmuştur. Söz konusu dönemde Amerika Birleşik Devletlerindeki (ABD) ve gelişmiş ülkelerdeki güçlü büyüme dinamikleri bu ülkelerde yatırım fonlarına olan talebi arttırmış, gelişmiş ülkelerde sıkı para politikası uygulanmaya başlanması faiz oranlarında artışa ve dolayısıyla yatırımcıların portföylerinde Meksika'nın da aralarında bulunduğu yükselen piyasalara ayırdıkları payı yeniden gözden geçirmelerine sebep olmuştur. Ayrıca, 1994 yılında ABD faiz oranlarındaki yükseliş, Meksika için hem borç servisinin hem de yeni ihraçların maliyetini artırmıştır (Hacıhasanoğlu, 2005: 44).

Diğer taraftan, 1994 yılında yurtdışındaki politik gelişmelerde Meksika ekonomisi üzerinde olumsuz etkiler yaratarak devalüasyon beklentisini ve finansal kriz riskini arttırmıştır. Bu politik gelişmeler; Ocak ayında NAFTA aleyhtarı Chiapas eyaletinde meydana gelen köylü ayaklanması, Mart ayında iktidardaki partinin başkan adayı Donaldo Colosio'nun bir suikast sonucu öldürülmesi, Eylül ayında iktidar partisi genel sekreterinin suikastları ve ardından da Aralık ayında ikinci bir Chiapas ayaklanmasıdır. Tüm bu olaylar ekonomik ve politik belirsizliklere yol açmıştır (Savastano v.d., 1995: 93). Mart ayındaki suikast yerli ve yabancı yatırımcılarda paniğe yol açmıştır. Merkez bankası, Peso'nun değerini korumak için piyasalara müdahale etmiş ve uluslararası rezervlerinin yaklaşık 11 milyar dolarlık kısmını harcamıştır. Aynı zamanda, kısa vadeli hazine bonolarının faiz oranı da iki katına çıkarak yüzde 18 düzeyinde yükselmiştir. Ayrıca, 1994 yılında yapılan başkanlık seçimi nedeniyle hükümet maliye politikasını gevşetmiş ve pezo basarak oldukça fazla harcama yapmıştır. Bütün bu gelişmeler, yatırımcıların hükümetin Pezoyu devalüe edeceği konusundaki endişelerini arttırmıştır.

Devalüasyon söylentilerinin şiddetlenmesiyle, faiz oranları aşırı şekilde artmış ve ülkenin döviz rezervleri neredeyse tükenmiştir (Bastı, 2006: 36). Aralık ayına gelindiğinde ikinci bir Chiapas ayaklanması ekonomik istikrarsızlığın sürdürmüştür. Döviz kuru bandının tavanında yüzde 15 oranında bir devalüasyon yapılmasında rağmen, döviz rezervleri yaklaşık 6 milyar dolara kadar düşmüş ve 22 Aralık 1994 tarihinde Peso dalgalanmaya bırakılmıştır. Dolayısıyla, 1994 yılında Meksika da yaşanan politik gelişmeler istikrarsızlığı ve kriz riskini arttıran en önemli faktörler arasında yer almıştır

Paul Krugman'a göre Meksika krizinin esas sebebi, önemsiz politika hatalarını önemli ekonomik felaketlere dönüştüren mekanizmalardır. Aslında, Meksika hükümeti, kendi kendini besleyen bir panik sürecini harekete geçiren bir dizi beceriksizlik dışında hiçbir yanlış yapmamıştır. Başka bir ifadeyle, ne göze çarpan ekonomik başarı, ne de halkın yöneticilerine duyduğu hayranlık ekonominin ani finansal krizlere karşı bağışıklık kazanması için güvence oluşturmamaktadır (Bastı, 2006: 37).

1.4.2. Güneydoğu Asya Krizi

1997 yılının Temmuz ayında Tayland'da başlayıp diğer Güneydoğu Asya ülkelerine (Endonezya, Malezya, Filipinler ve Güney Kore) yayılan kriz ülke ekonomilerinde birçok yıkıcı etkiler bırakmıştır. 1997 yılından önce bu ülkelerdeki büyüme oranları yüzde 5'i aşıyorken kriz sonrası dönemde büyüme oranları sert bir şekilde negatife dönmüştür (Mishkin, 1999).

Güneydoğu Asya krizi, esas itibariyle makroekonomik dengesizliklerin sonucu olarak değil, büyük oranda finansal sistemdeki zaafaların ve yönetim hatalarının sonucu olarak ortaya çıkmıştır. Krizle ilgili söylenebilecek birinci husus, otoritelerin Güneydoğu Asya da bu boyutta bir krizi önceden öngörememeleridir. Güneydoğu Asya ülkelerinin sahip oldukları cari açığın 1994'de Meksika krizindeki cari açıktan daha fazla olduğunu ve bu

nedenlerle, Asya ekonomilerinin finansal krizlerden kaçınmasını önleyecek herhangi bir mekanizmanın bulunmadığı ileri sürülmüştür. İkinci olarak, 1996 da büyüme oranında yavaşlama görülse de, kriz ortaya çıktığında hemen belirgin bir işsizlik problemiyle karşı karşıya kalınmamış ve devalüasyon sonrasında ekonomik genişleme değil daralma yaşanmıştır. Üçüncü olarak, krize giren bütün ülkelerde döviz krizi öncesinde sermaye piyasaları doygunluk dönemindeydi. Hisse senedi ve emlak fiyatlar oldukça yükselmiş, daha sonra birden düşmeye başlamış ve krizin patlak vermesinden sonra büyük çaplı düşüşler göstermeye devam etmiştir (Öztürk, 2003: 172–173).

1997 yılının başından itibaren Güneydoğu Asya ülkelerinde krize yol açan pek çok siyasi ve ekonomik gelişme olmuştur. Bu gelişmelerden bazıları kronolojik olarak şöyledir (Dış Ticaret Müsteşarlığı, 1998; Bastı, 2006):

- Ocak ayında Büyük bir Kore holdingi olan Hanbo Steel 6 milyar ABD Doları borç nedeniyle iflas etmiştir. Bu iflas on yıldan beri Kore'deki büyük ölçekli firmalardan birinde yaşanan ilk iflastır.
- 5 Şubat'ta Somprasong gayrimenkul şirketi dış borçlarını ödemedeki zorluğa düşerek iflas eden ilk Tayland şirketi olmuştur.
- Mart ayında, Tayland Hükümeti, şirketlerin 3.9 milyar ABD Doları tutarında batık gayrimenkul borcunu devralacağını açıklamasına rağmen, vaadinden daha sonra vazgeçmiştir.
- Japon yetkililer Yen'in düşüşü karşısında endişe duymuş ve faiz oranlarını yükselteceklerini ima etmişlerdir. Böyle bir tehdit daha sonra gerçekleşmemiştir. Ancak bu durum, Güneydoğu Asya para krizinin ilk sinyallerinden biridir.
- 14–15 Mayıs tarihlerinde Spekülatörler, Tayland Baht'ına karşı ekonomik büyümenin yavaşlamasını ve politik istikrarsızlığı bahane ederek pozisyon almaya başlamışlar, böylece Baht'a etkili bir darbe indirilmiştir. Bu durum

karşısında, Tayland ve Singapur ortak hareket ederek Baht'ın değer kaybetmesine izin vermemişlerdir.

- 23 Mayıs tarihinde Tayland'ın en büyük finans şirketi olan Finance One iflas etmiştir.
- 19 Haziran tarihinde Tayland Maliye Bakanı büyük bir sadakatle Baht'ın devalüe edilmesine karşı olduğunu söyleyerek istifa etmiştir. Tayland Başbakanı ise, Baht'ı hiçbir zaman devalüe etmeyeceklerini açıklamıştır. Tayland Maliye Bakanı'nın istifası Filipinler'de önemli finansal etkiler yaratmış ve bir gecelik faiz oranları yüzde 15'e çıkmıştır.
- 1 Temmuz' da Kore'nin 3. büyük otomobil üreticisi Kia kredi borçlarını geri ödemede çaktığı nakit sıkıntısı nedeniyle zor durumda kalmış ve acilen yardım talebinde bulunmuştur.
- Bütün bu gelişmelere rağmen, Tayland hükümeti devalüasyon yapmayacağını, eğer yapılırsa faizlerdeki yükselişin süreceğini ve ülkedeki birçok banka ve finans kuruluşunun mali açıdan zor durumda kalacağını açıklamıştır. Buna rağmen, rezervlerin yakında tükeneceğinin anlaşılmasıyla spekülasyon saldırları şiddetli şekilde artmıştır. Sermaye kaçışlarını durduramayan Tayland hükümeti, 2 Temmuz günü Baht'ı kontrollü olarak dalgalanmaya bırakacağını açıklamış ve IMF'den teknik yardım istemiştir. Bu açıklama ile Baht fiilen yaklaşık yüzde 17 oranında devalüe edilmiştir. Bahtın devalüe edilmesinde sonra, Filipinler Merkez Bankası Peso'nun korunması için ciddi bir müdahale yapmak zorunda kalmıştır.
- 3 Temmuz günü Filipinler Merkez Bankası bir gecelik faiz oranlarını yüzde 15'ten yüzde 24'e yükseltmiştir.
- 8 Temmuz tarihinde Malezya Merkez Bankası Ringit'in değerini korumak için sert ve etkili bir müdahalede bulunmuştur.

- 11 Temmuz'da Filipinler pezonun dalgalanabileceği aralığı genişletmiştir. Bu karar pezonun değer kaybetmesine yol açmıştır. Diğer yandan, Endonezya'da Rupiah'ın ticaret bandını yüzde 8'den yüzde 12'ye çıkartmıştır.
- Tayland Bahtı'nın devalüe edilmesinden sonra 14 Temmuz'da Malezya Merkez Bankası Ringit'in değerini korumayı tamamen bırakmıştır. Endonezya hükümeti ise Ağustos ayında Endonezya şimdiye kadar kullandığı döviz kuru yönetim sistemini iptal etmiş ve Rupiah'ın dalgalanmasına izin vermiştir. Endonezya Merkez Bankası, yüksek faiz oranlarıyla likiditeyi azaltmaya çalışmıştır.
- 1997 Ekim ayında Güney Kore, bankaların artık daha fazla kredi vermeyi reddettikleri Kia şirketini devletleştirmiştir. Standard & Poors ise Güney Kore'nin kredi notunu düşürmüştür.
- Kasım ayı başlarında, Güney Kore Merkez Bankası, Won'un düşüşüne engel olmak için döviz piyasasına yoğun müdahalelere başlamıştır. Spekülatif saldırılar nedeniyle, Güney Kore'nin döviz rezervleri 30.5 milyar dolardan 23.9 milyar dolara gerilemiştir. 17 Kasım'da Güney Kore Merkez Bankası piyasalara müdahale etmekten vazgeçmiştir. Bu karar ile birlikte Won'un değeri hızla düşmeye başlamıştır.

Bu olaylardan da görüldüğü gibi önceki yaşanan ekonomik ve politik nedenlere de bağlı olarak Tayland'da başlayan kriz yayılmanın etkisiyle diğer Güneydoğu Asya ülkelerine de sıçramış ve bu ülkelerinde ekonomik yapılarında tahribatlara yol açmıştır.

Bastı (2006) Güneydoğu Asya krizinin sebeplerini şöyle özetlemiştir:

- i. Sermaye hareketleri
- ii. Sabit kur sistemi ve reel kurun değerlendirilmesi
- iii. İhracat artışının yavaşlaması ve cari açığın artması

- iv. Bankaların kredilerinin, dış yükümlülüklerinin ve açık pozisyonlarının artması
- v. Ahlaki risk problemi
- vi. Finansal kırılganlığın artması

1.4.3. Rusya Krizi

1991 yılında Sovyetler Birliği'nin dağılmasıyla beraber Rusya Federasyonu'nda demokrasi ve serbest piyasa ekonomisine geçiş yönünde hızlı bir değişim süreci başlamıştır. Yedi yıllık geçiş dönemi boyunca önemli ekonomik reformlar gerçekleştirilmiş olmakla beraber ekonomik sistem henüz sağlıklı bir yapıya kavuşturulamamıştır. 1992–1998 döneminde, yurtiçi fiyatlar serbest bırakılmış, dış ticaret liberalizasyonu gerçekleştirilmiş, Ruble'nin değeri piyasa mekanizması içinde belirlenmeye başlamış ve devlete ait işletmelerin büyük çoğunluğu özel sektöre devredilmiştir (DPT, 1998).

1997 yılı Temmuz ayından itibaren Güneydoğu Asya Bölgesinde ortaya çıkan kriz dikkatleri Rusya gibi ekonomik sorunlarla karşı karşıya olan ülkelere çevirmiştir. Bu kapsamda, GSYİH'nın yüzde 8.2'si oranındaki bütçe açığı ve kısa vadeli borçlar Rusya'da kaygılara yol açmıştır. Ülkede yaşanan grevler ve son olarak 1998 yılı Mayıs ayında Rusya'nın en büyük ikinci firması olan "Unified Energy Sistem" ortaklık yapısında yabancı yatırımcılara sınırlama getirilmesi kaygıların daha da artmasına yol açmıştır (DPT, 1998).

1997 Kasım ayında Güneydoğu Asya krizinden dolayı Ruble üzerindeki spekülasyon baskıları artmıştır. Rusya Merkez Bankası Ruble'yi korumak için döviz rezervlerinde 6 milyar dolarlık bir kayıp yaşamıştır. Güneydoğu Asya'daki krize rağmen ülkede 1991 yılından sonra ilk defa binde 8'lik bir pozitif büyüme gerçekleşmiştir. Küçükte olsa ekonomide yaşanan büyüme petrol fiyatlarındaki düşüşü engelleyememiştir (Chiodo ve Owyang, 2002). 1998 Şubat'ında, Rusya'da 1995 yılının ortalarında başlayan

Stabilizasyon programının sonucunda yıllık enflasyon yüzde 9 ile tek haneli hedeflere ulaşmıştır. Ancak sadece altı ay sonra, ülkede döviz kuru, bankacılık sistemi ve kamu borçlarını kapsayan kapsamlı bir makroekonomik çöküş ortaya çıkmıştır (Pinto v.d., 2004). Asya krizi sonrasında dikkatle değerlendirilmeye başlanan önemli husus söz konusu kısa vadeli borçlanmanın üretken yatırımları değil, maaş ve ücretler gibi cari harcamaları finanse etmede kullanılmış olmasıdır. Mevcut durumda vergi ve sosyal güvenlik reformlarının yapılamamış olması ve dolayısıyla sağlam bütçe kaynaklarının oluşturulamamış olması yabancı yatırımcılarda Rusya'daki riskin giderek büyüdüğü endişesini oluşturmuştur (DPT, 1998).

Finansal piyasalardaki çalkantıların dinmemesi üzerine 23 Mart 1998 tarihinde Rusya devlet başkanı Boris Yeltsin mevcut başbakan Victor Chernomirdin ve kabinesini reformları geciktirmekle suçlayarak görevden almış ve yerine Sergei Kiriyenko'yu atamıştır. Ancak yeni hükümette Rusya'daki çalkantıları dindirememiştir. Bu dönemde Japonya ve diğer Asya Ülkelerinde de istikrarın sağlanamaması ve Asya krizinin beklenenden daha uzun süreceğinin anlaşılması Rusya'da durumun daha da kötüleşmesine katkıda bulunmuştur (DPT, 1998). 19 Mayıs 1998'de Merkez Bankası borçlanma faiz oranlarını yüzde 30'dan yüzde 50'e yükseltmiş ve Ruble'yi spekülasyon saldırılarından korumak için 1 milyar dolarlık rezerv harcamıştır. Ancak bu faiz artışı da finansal istikrarı sağlamada faydalı olmamış ve Mayıs sonunda Merkez Bankası borçlanma faizlerini tekrardan en yüksek seviyesi olan yüzde 150'ye yükseltmiştir (Chiodo ve Owyang, 2002).

Finansal krizi aşabilmek için 1998 Temmuz'da IMF Rusya hükümetiyle bir acil yardım paketi anlaşması imzalamıştır. Rublenin istikrara kavuşması için, IMF toplam 27.6 milyar dolarlık bir kredi sağlamıştır. Sağlanan dış kredi desteğiyle Ağustos ayı başlarına kadar Merkez Bankası Ruble'nin devalüe edilmeyeceğini ısrarla vurgulamış ancak kurun devalüasyon spekülasyonunu azaltamamıştır. Tüm bu gelişmeler yaşanırken, George Soros'un 1998 yılı Ağustos ayı ortalarında Financial Times'a gönderdiği mektupta rublenin

yüzde 25 civarında devalüe edilmesi gerektiğini söylemesi piyasalarda devalüasyon beklentilerini iyice artırmıştır. 17 Ağustos 1998 tarihinde Rusya hükümeti piyasaları sakinleştirmek için daha önce 5.27–7.13 aralığında olan Rublenin dalgalanma bandını, yıl onuna kadar 6.0–9.5 olacağını açıklamıştır. Aynı zamanda, Rusya dış borçlarının ödenmesi hususunda 90 günlük bir moratoryum ilan etmiştir. 2 Eylül 1998 tarihinde Ruble'ye olan spekülasyon saldırılarının devam etmesi üzerine Rusya hükümeti tarafından döviz kuru dalgalanmaya bırakılmıştır. Söz konusu açıklama, Rublenin alt sınır olan 9.5 değerine düşmesi durumunda, yüzde 34'lük bir devalüasyon anlamına gelmektedir (Bastı, 2006 ve DPT, 1998). Yaşanan devalüasyondan sonra, Aralık sonuna gelindiğinde reel GSYİH yüzde 4.9 oranında azalmış, enflasyon oranı yıllık yüzde 84 oranında artmış ve işsizlik oranı da yüzde 12 seviyelerine ulaşmıştır.

Bastı (2006) Rusya krizinin sebeplerini şöyle özetlemiştir:

- i. Rusya'da iyi bir hukuki altyapı ve etkin bir vergi sistemi oluşturulamaması
- ii. Ekonominin önemli bir kısmını oluşturan kayıt dışı ekonominin kayıt altına alınmaması
- iii. Sağlıklı bir finansal sistemin oluşturulamaması ve bankacılık sisteminin yeterince geliştirilememesi
- iv. Serbest piyasa ekonomisine geçiş döneminde gerekli reformları yaparak sürdürülebilir bir sistem oluşturulamaması

1.4.4. Brezilya Krizi

Brezilya 1980'ler ve 1990'ların başında ciddi bir hiper-enflasyon problemiyle karşı karşıya kalmıştır. 1994 yılına gelindiğinde ülkede enflasyon oranları yıllık yüzde 3000 seviyelerine kadar ulaşmıştır. 1994 yazında Brezilya hükümeti enflasyonu ve kamu harcamalarını kontrol altına almak için

ekonomik istikrar programını hayata geçirmiştir. Real Planı olarak adlandırılan bu istikrar programına göre, Brezilya Hükümeti yeni para birimi olan Real'i piyasaya sürmüş ve sürünen sabit kur⁸ (crawling peg) politikasını uygulamaya başlamıştır (Evangelist ve Sathe, 2006).

1983–1994 yılları arasında, Real planı öncesinde, Brezilya'da esnek kur politikası uygulanmıştır. Bu dönemde ticaret dengesi fazlası verilmiştir. Bu durum ihracattaki rekabet gücünü korumak için uygulanan esnek kur politikasının bir sonucudur (Kreger, 2000: 1). 1986 yılında Brezilya'nın net kamu sektörü borcu GSYİH'nin yüzde 50 civarında iken, hiper-enflasyonun süreklilik kazanmasıyla reel olarak azalmaya başlamıştır. Hiper-enflasyon nedeniyle, vergilerin tahakkuk etmesi ile toplanması arasında geçen sürede hükümetin vergi gelirleri reel olarak azalmakla birlikte, bu azalma finansal işlem vergisi ile bir ölçüde telafi edilmiştir. Harcamalar için bütçeden kaynak ayrılması ile harcamaların gerçekleşmesi arasındaki süre sebebiyle, harcamalar reel olarak azalmıştır. Sonuç olarak, Real Plan zamanına kadar net kamu sektörü borçlarının GSYİH'ya oranı yüzde 30'a kadar düşmüştür (Bastı, 2006: 65).

Real Plan birkaç yönden önceki dönemlerde uygulanan reform programlarına benzemektedir. Bu yönler; fiyat ve ücretlerdeki enflasyona endekslemenin kaldırılması ve fiyat istikrarını sağlamak için nominal döviz kurunun çıpa olarak kullanılmasıdır. Bununla beraber, faiz oranları da ekonomik politikalar için önemli bir araç olmaya devam etmiştir. Önceki planlara göre değişen şey; Real planının, Brady Planı⁹ sonrası tekrardan düzenlenen sermaye hareketleri ve portföyün çeşitlendirilmesiyle birlikte gelişmiş ülkelerdeki portföy yöneticilerinin endişelerinden faydalanmasıdır.

⁸ Sürünen sabit kur politikası; ulusal paranın değeri periyodik olarak, ya önceden açıklanan sabit bir oranda, ya da önceden belirlenmiş sayısal bazı göstergelerdeki gelişmelere göre ayarlanır (Kaynak: www.bulentsenver.com/Kultur/PPT/KurSistemleri.ppt, Erişim tarihi: 12 Kasım 2009).

⁹ Brady Planı, borç ödeme sorunları olan tüm üçüncü dünya ülkelerine yönelik olarak; yeni krediler sunmak, birikmiş borçlarda indirim sağlamak ve borç yükünü azaltmak için yapısal uyum programları çerçevesinde sunum yönlü iktisat politikaları içeren ve ABD hazine bakanı N. Brady tarafından 1989 yılında hazırlanmıştır (Kaynak: www.nedirnedemek.org/brady_planı_nedir, Erişim tarihi: 13 Kasım 2009)

Sermaye hareketlerinin arttırılmasıyla, faiz oranları hem sermaye hareketlerini hem de döviz kurlarını etkilemiştir. Real planın ilk dönemlerinde, Real ABD doları karşısında yüzde 15 oranında değerlenmiştir. Kurdaki reel olarak bu değerlenme enflasyon oranındaki hızlı düşüşe bir katkı sağlamıştır (Kreger, 2000: 4). 1994 yılında yüzde 3000 gibi bir orana ulaşan yıllık enflasyon, 1997 yılında yüzde 10'a kadar gerilemiştir.

1997 Temmuz ayında Güneydoğu Asya krizinin patlak vermesiyle, Real üzerindeki spekülasyon saldırılar artmıştır. Merkez Bankası kurun değerini korumak için faiz oranlarını yükseltmiştir. Faiz oranlarındaki yükseliş, büyümenin yavaşlamasına ve işsizliğin artmasına yol açmıştır. 1998 yılı ortasında bu sefer Rusya'nın krize girmesi döviz kuru üzerinde yeni spekülasyon saldırılara neden olmuştur. Brezilya, Rusya krizini takip eden satış paniğinden şiddetli olarak etkilenmiştir. Kamu borcu bulunan Brezilya da, kura karşı sürekli olarak atak yapılması yurtiçi faiz oranlarını yükseltmiş ve bütçe açığını da arttırmıştır. 1998 yılının son çeyreğinde spekülasyon baskıları giderek artmış ve Brezilya'nın döviz rezervlerinde hızlı bir şekilde azalmaya başlamıştır. 7 Ocak 1999 tarihinde Brezilya'nın, ekonomik açıdan üçüncü büyük eyaleti olan Minas Gerais Valisinin, eyaletin merkezi hükümete olan 15 milyar dolarlık borçları için 90 günlük moratoryum ilan etmesi krizi başlatan neden olmuştur (Bastı, 2006: 68).

13 Ocak'ta Brezilya hükümeti Real'i yüzde 8 oranında devalüe etmiştir. Ancak Ocak ayının sonuna gelindiğinde spekülasyon saldırılarının devam etmesi üzerine Brezilya Merkez Bankası kura müdahaleyi kaldırarak Real'i dalgalanmaya bırakmıştır. Ocak ayının sonunda, Real ABD doları karşısında yüzde 66 oranında değer kaybetmiştir (Evangelist ve Sathe, 2006).

1.4.5. Arjantin Krizi

Arjantin'de tıpkı Brezilya gibi 1990'lı yılların başında hiper-enflasyon tehlikesini yaşamıştır. Arjantin Hükümeti Ağustos 1988'de aylık enflasyonu yüzde 4 ile sınırlamayı amaçlayan Primavera Planı uygulamaya koymuştur. Bu program ile kısa sürede olsa aylık devalüasyon oranını yüzde 4.5'te tutmayı ve ortalama enflasyonu yüzde 8.4 seviyesine çekilmesi sağlanmıştır. Ancak, 1989 yılı Mayıs'ında yapılacak seçimler yatırımcıların ülke parasına olan güvenini azaltarak, tam anlamıyla dolarizasyona¹⁰ neden olmuştur. 1989 yılında enflasyonda yaşanan patlama ve aynı yılın Nisan ayında yaşanan yüzde 387 devalüasyon ile Merkez Bankası'nın rezerv kayıpları nedeniyle döviz kuru müdahalelerini bırakması Primavera programının sonunu getirmiştir. Aralık 1989 ve Şubat 1990'da iki büyük devalüasyon yaşanmış ve Şubat ayındaki yüzde 220'lik değer kaybının ardından döviz kuru dalgalanmaya bırakılmıştır (Hacıhasanoğlu, 2005: 50). Yıllık enflasyon oranı ise 1989'da yüzde 4924, 1990'da yüzde 1344 ve 1991'de ise yüzde 84 seviyelerinde seyretmiştir (Marongiu, 2005: 3).

Hiper-enflasyonu dizginlemek ve ekonomiye istikrar kazandırmak amacıyla zamanın Arjantin Hükümeti, IMF'nin de desteğiyle Nisan 1991'de Konvertibilite¹¹ Kanununu ve onun bir uzantısı olarak da Para Kurulu sistemini uygulamaya koymuştur. Plan, başta kamu maliyesinde disiplinin sağlanması olmak üzere, ücretlerin işgücünün verimliliğine göre belirlenmesi, döviz taşımanın yasak olmaktan çıkarılması, ABD dolarının yasal ödeme aracı olarak kabul edilmesi gibi bir dizi radikal tedbiri içermektedir (Şen ve Demirhan, 2004).

Konvertibilite Kanunu ile Arjantin pezosu tam konvertibil hale getirilmiş ve pezonun ABD dolarına karşı değişim kuru sabitlenmiş ve 1 Arjantin

¹⁰ Tam anlamıyla dolarizasyon, günlük işlemlerin ülke parası yerine ABD doları kullanılarak gerçekleştirilmesidir.

¹¹ Konvertibilite, bir ülke parasının döviz piyasalarında başka bir ülke parası ile serbestçe değiştirilebilmesi ve uluslararası ticari işlemlerde değişim aracı olarak kullanılmasıdır.

pezosu 1 ABD dolarına eşitlenmiştir. Para kurulu çerçevesinde de sadece dolar veya altın karşılığında para arzının arttırılabileceği hükmü getirilmiştir. Böylece, Merkez Bankasının para basarak kamu açıklarını finanse etmesi de engellenmiştir (Bastı, 2006: 71).

Program uygulanmaya başlandıktan sonra, hızlı bir şekilde makroekonomik göstergeler üzerindeki başarısını göstermeye başlamıştır. Yıllık enflasyon 1994'te yüzde 3.9, 1995'te 1.6 ve 1996'da ise binde 1 ile tek haneli rakamlara gerilemiştir. Bu dönem zarfında yine hızlı bir GSYİH büyümesi gerçekleşmiştir. Yıllık GSYİH büyümesi 1991'de yüzde 10.5, 1992'de yüzde 10.3 ve 1997'de yüzde 8.1 ile en yüksek seviyelerine ulaşmıştır (Marongiu, 2005: 3).

Diğer taraftan, Şubat 1994'ten sonra yükselen ABD faiz oranlarının etkisiyle dış finansman olanakları azalmış ve borçlanma maliyetleri artmıştır. Buna bağlı olarak, 1994 yılı içinde net sermaye girişleri yüzde 36 oranında azalmıştır. Konvertibilite Kanunu ile sağlanan ekonomik başarının sürdürülebilirliği 1994–1995 Meksika krizi sırasında geçici olarak ancak ciddi bir biçimde sorgulanmıştır. Meksika'da yaşanan kriz Arjantin'den sermaye çıkışlarına neden olmuştur. Aralık 1994–Mayıs 1995 döneminde banka mevduatlarında 8 milyar ABD doları, uluslararası rezervlerde 4.8 milyar ABD doları düşüş yaşanmıştır. Bu durum gerek finansal sistemin, gerekse uygulanan programın varlığını tehlikeye sokmuştur (Hacıhasanoğlu, 2005: 64).

Meksika krizinin etkisi Arjantin ekonomisi üzerinde 1995 yılında kısa sürede olsa şiddetli bir etki bırakmıştır. Bu dönemde ekonomi yüzde 2.8 küçülmüştür. Buna rağmen Para Kurulu sabit kur politikasından vazgeçmemiştir. Bu dönemden sonra Asya ve Rusya krizlerine rağmen Arjantin ekonomisindeki GSYİH büyümesi devam etmiştir. 1998'de Rusya krizine rağmen Arjantin yüzde 3.9'luk bir büyüme başarısı göstermiştir (Marongiu, 2005: 3).

Ancak, 1997 yılındaki Asya finansal krizinin Latin Amerika üzerinde de yansımaları olmuş, başta komşularından daha az etkilenmiş görülen Arjantin, 1998 yılında Rusya'nın moratoryum ilan etmesi ve 1999 yılında da Brezilya'nın ödemeler dengesi krizine girmesiyle devalüasyona gitmesi sonucunda devamlı olarak kendini tekrarlayan bir kriz sarmalı içine girmiştir. Özellikle, Brezilya krizi, dış ticaretinin yüzde 30'unu bu ülkeyle yapan Arjantin'in ihracatını iyice geriletmiştir. Bu krizler sırasında ülkelerin çoğu ya dalgalı kura geçerek maliyet yapılarını esnekletmiş ya da devalüasyona giderek yeni bir denge düzeyine geçmişlerdir. Para kurulunun varlığı nedeniyle Arjantin ekonomisinin katı yapısı bu yeni durumlara uyum sağlayamamıştır. Doların uluslararası piyasalarda değer kazanıp satın alma gücünün artması Arjantin Pesosunu da etkilemiş, kısa vadede Arjantinli tüketicinin satın alma gücü artmış, fakat üreticiler rekabet güçleri azaldığı için ücretleri ödeyemez hale gelmişler, ya iflas etmişler ya da küçülme yoluna gitmişlerdir. 1999 yılında ekonomik büyüme negatife dönmüş, işsizlik hızla artmaya başlamış ve yabancı yatırımcılar alacaklarının ödenmesi konusunda endişelenmeye başlamışlardır. 2001 yılının ikinci çeyreğine kadar Arjantin'in ülke riski diğer yükselen pazarlara kıyasla artmıştır. Bundan sonra IMF devreye girerek yabancı sermayenin güveninin yenilenmesi için tüm kaynakların borç ödemesine ayrılmasını istemiştir (DTM, 2002).

Arjantin ekonomisini derin bir mali krize kadar götüren süreçteki bazı ekonomik gelişmeler şöyledir (De La Torre v.d., 2002; Hacıhasanoğlu, 2005):

- Aralık 1999'da Arjantin ekonomisi resesyona girmiş ve kamu borcu da yüksek seviyelere ulaşmıştır. Ekonomide ki durgunluktan çıkmak ve yeniden büyümeyi yakalamak için "Impuestazo" adlı vergi paketi 2000 Ocak ayında yürürlüğe girmiştir. Ancak mali düzenlemelere karşın ekonomide hedeflenen büyüme gerçekleşmemiş, ekonomik durgunluk daha da derinleşmiş ve artan kamu borçlarının sürdürülebilirliği tartışma konusu olmuştur. Bunun üzerine Arjantin hükümeti kamu borçlarının vadesini uzatmak ve mevcut ekonomik durumu rahatlatmak için başta IMF

olmak üzere birçok uluslararası ve ulusal finans kuruluşları ile Aralık 2000'de 40 milyar dolarlık bir yardım paketi anlaşması imzalamıştır.

- Yeniden Ekonomi Bakanı olarak göreve gelen Cavallo; 16 Nisan 2001'de Konvertibilite Kanunun' da ABD doları-Euro paritesinin 1:1'e ulaşması halinde Pezo'nun eşit ağırlıkta ABD doları ve Euro'dan oluşan kur sepetine bağlanmasını öngören bir kanun değişikliğini Kongre'ye önermiştir. Kongre tarafından Haziran 2001 da onaylanan bu kanun değişikliğine göre; Pezo ile Arjantin'in ticari ortaklarının para birimleri arasında uyum sağlanması amaçlanmıştır. 10 Temmuz 2001'de hükümet borçlanma maliyetlerinin aşırı yükselmesi sonucu "sıfır bütçe açığı" planının uygulanacağını açıklamıştır. Arjantin programı uygulamaya geçirmek için IMF destekli program talebinde bulunmuş ancak ABD Hazine Bakanı 2001'in son çeyreği itibariyle sıfır açık hedefi tutturuluncaya kadar dış yardım yapmayacağını açıklamıştır. Ancak yeni bütçe planı sendikalar tarafından tepki ile karşılanmış ve ulusal greve gitmişlerdir.
- Arjantin Hükümeti 100 milyar dolarlık iç ve dış borcu karşılığında ihraç edilecek yeni tahvillerin teminatının geri alınabilmesi için IMF ve ABD Hazinesi ile kaynak sağlama konusunda 28 Ekim 2001 tarihinde müzakerelere başlamıştır. 29 Ekim tarihinde ise 132 milyar dolarlık kamu borcu karşılığında iç borç takası ihalesi açmıştır. 30 Kasım 2001 tarihinde borç takasının yurt içi kısmı için 50 milyar doları aşan bir teklif gelmiştir. Ancak, gecelik pezo faizleri devalüasyon korkusuyla yüzde 689'lara kadar çıkmıştır.
- 3 Aralık tarihi itibariyle halkın mevduat çekilişine ve yurtdışına kaynak transferine kısıtlama getirilmiştir. 5 Aralık tarihinde ise IMF Arjantin'e yapacağı 1.3 milyar dolarlık yardımı mali hedeflerin tutturulamadığı gerekçesiyle yapmayacağını ilan etmiştir. Bu durum ülke risk priminin 40

puanı aşmasına, işsizlik oranının yüzde 18'e ulaşmasına, genel grevlerin başlamasına neden olmuştur.

- 19 Aralık'ta olağanüstü durum ilan edilmiş ve Arjantin Devlet Başkanı ve Hükümet istifa etmiştir. Yeni göreve gelen hükümet ise 23 Aralık 2001 tarihinde en az 60 günlük moratoryum ilan etmiştir. 2 Ocak 2002 tarihinde ise 10 yıl süren Konvertibilite Kanunu ve Para Kurulu sistemi resmi olarak feshedilip kur dalgalanmaya bırakılmıştır. Bu tarihten sonra Pezo ABD doları karşısında sürekli değer kaybetmiş ve 11 Şubat'ta 1 ABD doları 2 Pezo, 25 Mart'ta ise 1 ABD doları 4 pezo olmuştur.

Arjantin krizine neden olan faktörler şöyle özetlenebilir (Hacıhasanoğlu, 2005; Bastı, 2006):

- i. Sabit kur politikası sonucunda reel kurun aşırı değerlenmesi ve bunun neticesinde uluslararası rekabet gücünün kaybolması
- ii. Dış borçlarının yüksek olması ve sürdürülememesi

Aşırı değerli kur ihracatı azaltıcı, ithalatı arttırıcı etki yaparak dış ticaret dengesini bozmuş ve ülkeyi dış borcun faizini ödemek için bile borçlanır hale getirmiştir (Hacıhasanoğlu, 2005).

- iii. İşsizliğin önemli ölçüde artması ve gelir dağılımının bozulması
- iv. Para kurulu sisteminin ortaya çıkardığı yapının yatırımcıların beklentilerini olumsuz yönde etkilemesi

Yabancı yatırımcılar, uluslararası piyasalardaki yaygın bir kötümserliğin Arjantin'de kendi kendini meşrulaştıran bir kriz çıkmasına sebep olabileceği ve kurun başka bir seviyede dengeye gelebileceği çoklu denge ihtimallerini göz önünde bulundurmışlardır. Bu nedenle yatırımcılar; Arjantin'deki iç piyasaya ait makroekonomik faktörlerden ziyade, değer yatırımcıların Arjantin ile ilgili beklentilerini takip etmişler ve dikkate almışlardır. Bu durum da

Arjantin'i, yabancı yatırımcıların kötümserliğinin yol açabileceği kriz riskiyle karşı karşıya getirmiştir (Bastı, 2006).

1.4.6. 1994 ve 2001 Türkiye Krizleri

Türkiye ekonomisi, 1989'da sermaye hareketleri üzerindeki tüm kısıtlamaların kaldırılarak, kambiyo rejiminin tamamen serbestleştirilmesiyle birçok gelişmekte olan ülke gibi küreselleşme sürecinde bir adım daha atarak, 1990'lı yıllara doğrudan doğruya "dışa açık bir makroekonomi" görünümünde girmiştir (Ardıç, 2004: 98).

1989 yılında sermaye hareketlerinin serbestleştirilmesi¹² birlikte ülkeye giren sermaye, ulusal paranın değerlenmesine ve cari açığın artmasına yol açmıştır. Ancak, 1990 yılında olumlu bir gelişme yaşanmış ve kamuoyuna açıklanan parasal program ekonomideki belirsizliği ortadan kaldırmıştır. 1991 yılında başlayan Körfez savaşı ise ekonomiyi olumsuz yönde etkilemiş ve aynı yıl yapılan genel seçimler kamu açıklarında önemli bir artışa yol açmıştır (Kansu, 2004: 158).

1990–1993 döneminde, 1991 yılındaki Körfez savaşı sonrası durgunluğa rağmen, ekonomi ortalama yıllık yüzde 5.2 dolayında büyüme hızına ulaşmıştır. Bu dönemde kamu faiz dışı açığın genişlemesi, reel işgücü maliyetinde artış, reel kurdaki aşırı değerlenme, kısa vadeli dış yükümlülüklerin hızla büyümesi, özellikle 1993'de cari dış açıkta patlama, finansal kriz için yeterli koşulları yaratmıştır. Toplam dış borç stoku 1989'da yaklaşık 42 milyar dolardan 1993'de 67 milyara kadar yükselmiştir. Aynı dönemde, kısa vadeli dış borç stoku 6 milyar dolardan 18.5 milyar düzeyine çıkmış, ancak Merkez Bankası brüt döviz rezervi 1992-93'de 6 milyar dolar

¹² Ağustos 1989'da alınan iktisat politikası kararlarıyla, Türkiye Cumhuriyeti vatandaşlarının bankalarda döviz tevdiat hesabı açtırabilmelerine imkan tanımak da dahil olmak üzere köklü dış finansal serbestleştirme önlemleri yürürlüğe konmuştur (Kibritçioğlu, 2001).

seviyelerinde kaldığı için mali yatırımcılara yeterli bir güvence oluşturmamıştır (Celasun, 2002: 6).

Bu dönemde enflasyon oranı ise yıllık yüzde 60'lar seviyelerinde seyrederken döviz kuru artış hızı ise sadece yüzde 50 düzeyinde kalmış, dolayısıyla TL aşırı değerlenme sürecine girmiştir (Ardıç, 2004: 105). 1993 yılında ortalama döviz kuru sepeti bir önceki yıla göre yüzde 54.4 oranında artış göstermiştir. 1993 yılı son çeyreğinde, yüksek cari işlemler açığına bağlı olarak uluslararası piyasalarda ülke riskinin artması ve piyasalardaki likitide fazlası döviz kurları üzerinde spekülasyon baskıları¹³ yoğunlaştırmıştır. Artan bu baskılar, 1994 yılı başında daha da yoğunlaşmış ve Merkez Bankası, belirsizlikleri gidermek, döviz kurlarındaki hızlı yükselişi önlemek ve aşırı likitideyi kontrol altına almak amacıyla 27 Ocak 1994 tarihinde TL'nin dolar karşısındaki değerini yüzde 12.2 oranında düşürmüştür (Yükseler, 2009: 18). Hazine ihalelerinin iptali ve mali piyasalardaki istikrarsızlığa bağlı olarak bankalar arası para piyasası faiz oranları da aşırı derecede yükselmiştir. 1994 Ocak ayında bankalar arası para piyasasında günlük ortalama faiz oranları yüzde 91.1 iken, Şubat'ta yüzde 191.7, Mart'ta yüzde 350.5 ve Nisan ayında ise yüzde 258.4 olarak gerçekleşmiştir (Yükseler, 2009: 21).

1994 krizinden sonra Türkiye ekonomisi yıllık yüzde 6 oranında daralmış ve bu oran Türkiye Cumhuriyeti tarihindeki en yüksek gerileme olmuştur. 1994 yılının ilk çeyreğinde, TL dolar karşısında yüzde 50'den daha fazla devalüe edilmiş, Merkez Bankası döviz rezervlerinin yarısını kaybetmiş, faiz oranları aniden yükselmiş ve enflasyon oranı ise üç haneli rakamlara ulaşmıştır. Tüm bu ekonomik istikrarsızlıklardan sonra Hükümet 5 Nisan 1994 tarihinde, IMF tarafından desteklenen geniş çaplı istikrar programını yürürlüğe koymuştur (Celasun, 1998).

¹³ Spekülasyon saldırıcılar da, Türkiye'nin bir bağımsız derecelendirme kuruluşu tarafından kredi notunun düşürülmesi ve Hükümetin iç borçlanma için düzenlemiş olduğu Hazine ihalelerinin iptali gibi olaylarda etkili bir rol oynamıştır.

Bu programın öncelikli hedefi, piyasalardaki istikrarı sağlamak ve döviz kurlarındaki artış beklentisini önlemektir. Ancak hükümet devalüasyon yaparak bunu kendi önlemeye çalışmıştır (Aydoğan, 2004: 95). Dönemim Hükümeti 5 Nisan kararlarının ardından TL'yi dolar karşısında yüzde 73 oranında devalüe etmiştir¹⁴. Programın başarıyla gerçekleştirilmesi beklenen diğer hedefleri ise fiyat istikrarının sağlanması, kamu açıklarının giderilmesi, borç oranlarının düşürülmesi, cari açığın kapatılması, özelleştirmeye ağırlık verilmesi ve ekonomide yapısal değişiklikler yapılarak dengeli bir büyümenin gerçekleşmesiydi (Aydoğan, 2004: 96).

Bankacılık sisteminin görece hasarsız atlattığı bu krizden çıkış, kamu-dışı kesimlerin dış borçlanma olanaklarının geri dönmesiyle tahmin edilenden daha hızlı bir biçimde gerçekleşmiş ve 1995 yılında ekonomi yüzde 8 oranında büyümüştür. Yıllık enflasyon oranı ise 1994 sonunda yüzde 120 iken, 1995 yılının sonunda bu oran yıllık yüzde 88 seviyelerine gerilemiştir (TCMB, 1996). 1995'in son döneminde IMF ile yapılan Stand-by programının koşullarına (özellikle, tarım sübvansiyonlarının ve para arzının sınırlanmasında) uyum gösterilemediğinden, bu programın uygulanmasından vazgeçilmiştir (Celasun, 2002: 8).

Türkiye, 1996 yılına 1995 yılı sonunda yapılan erken seçimin yarattığı siyasi belirsizlik ortamıyla girmiştir. Bu belirsizlik ortamı, yeni bir hükümetin oluşturulduğu yaz aylarına kadar devam etmiştir. Siyasi gelişmeler yanında, IMF ile yapılan Stand-by anlaşmasının 1995 yılı sonunda sona ermesi ve Gümrük Birliği'ne girilmesi mali piyasalar üzerindeki belirsizliği artıran unsurlar olmuştur. Merkez Bankası, içinde bulunulan belirsizlik ortamını göz önüne alarak, enflasyonun düşürülmesinin yanı sıra mali piyasalarda istikrarın sağlanması ve korunması hedefine ağırlık veren bir para politikası uygulamıştır (TCMB, 1996).

¹⁴Kaynak. Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB), Elektronik Veri Dağıtım Sistemi, Erişim Tarihi: 25 Kasım 2009.

Merkez Bankası, 1996 yılı başında, reel döviz kurlarının istikrarlı hareket etmesini sağlamak amacıyla kurlar üzerindeki gözetimini yıl boyunca sürdürmüştür. Döviz piyasalarına müdahalenin geçmiş yıllara göre azalmasına karşın, 1996 yılı boyunca reel döviz kurları dar bir aralık dahilinde istikrarlı seyrini sürdürmüştür. Diğer taraftan, faiz oranları 1996 yılı başında en yüksek düzeye ulaştıktan sonra düşme trendine girmiştir. Yılın ilk yarısı boyunca devam eden bu trend yaz aylarına kadar sürmüş, faiz oranları yılın ikinci yarısında daha istikrarlı bir seyir izlemiştir. Gerek döviz kurlarının, gerek faiz oranlarının istikrarlı seyri, Merkez Bankası'nın mali piyasalarda istikrar sağlamaya yönelik para politikası uygulamaları ile belirlenen hedefe ulaştığını göstermiştir (TCMB, 1996).

Türkiye ekonomisi, 1997 Güney Doğu Asya krizinin ilk şoklarından fazla etkilenmemesine karşın, 1998 Rusya krizinin yansıması olumsuz olmuştur. 1998 yılında net sermaye akımının negatife dönüşmesi, iç borçlanma faizlerinin yükselmesi ve maliye politikasının sıkılaştırılması sonucunda büyüme hızı düşmüştür (Celasun, 2002). Türkiye ekonomisi, 1995–1997 döneminde ortalama yıllık yüzde 7.2 büyürken, 1997 ve 1998 yılında dünyada yaşanan ekonomik durgunlukla birlikte (özellikle Rusya krizinden sonra) 1998 yılında büyüme yüzde 3.2 olarak gerçekleşmiştir. Yaşanan bu hızlı büyüme eğilimini sona erdiren başlıca faktörler;

- i. 1998 yılı başında yüzde 50 enflasyon hedefi çerçevesinde alınan para ve maliye politikası önlemleri
- ii. 1998 Rusya kriziyle birlikte meydana gelen sermaye çıkışının reel sektörü etkilemesi
- iii. Güneydoğu Asya'da 1997 yılında yaşanan ekonomik krizle başlayan ve gelişmekte olan ülkelerin hemen hepsinde gözlenen sermaye çıkışı sonucunda dünya ekonomisinde yaşanan talep daralması
- iv. Reel sektörde, 1996 yılında Gümrük Birliği'ne geçiş gerekçesiyle yapılan yatırımların oluşturduğu aşırı kapasitenin, iç ve dış talep daralması sonucunda ortaya çıkan finansman sorunudur (TCMB, 1998).

1998 yılında ekonomide başlayan daralma süreci, dünyada yaşanan ekonomik durgunlukla birleşerek 1999 yılında derinleşmiştir. 1998 yılının Ağustos ayında yaşanan Rusya Kriziyle birlikte Türkiye ekonomisinden sermaye çıkışı gözlenmiştir. Bunun sonucunda reel faiz oranları aşırı artış göstermiştir. Daralan ekonomide, azalan fonların da büyük bölümünün kamu tarafından kullanılması, özellikle yatırımlar üzerinde dışlama etkisi yaratmıştır. Gerileyen yurtiçi tüketim talebi ve yurtdışı talep, sanayi üretiminde gerilemeye yol açmıştır. Ekonominin iç dinamiklerinin yanı sıra, 1999 yılı Ağustos ve Kasım aylarında meydana gelen depremler, daralma sürecinin uzamasına neden olmuştur. Tüm bu etkiler sonucunda 1999 yılında Gayri Safi Milli Hasıla (GSMH) 1998 yılına göre reel olarak yüzde 6.1 azalmıştır (TCMB, 1999). Bu dönemde; enflasyon oranları bir önceki yıla göre yüzde ortalama 64.8 artmış, cari açık eksi 1.4 milyar ABD doları olarak gerçekleşmiş, bütçe açıklarının GSMH'a oranı ise eksi 11.5 ile son 5 yılın en yüksek düzeyine ulaşmıştır.

1999 yılı sonunda T.C. Hükümeti, IMF ile yapılan Stand-by düzenlemesi ile desteklenen enflasyonla mücadele ve mali uyum programını yürürlüğe koymuştur. Programın orta vadeli amaçları, 3 yıllık bir sürenin sonunda enflasyonu tek haneli rakamlara indirmek, reel faiz oranlarını makul bir düzeye düşürmek, ekonominin büyüme potansiyelini artırmak, ekonomideki kaynakların daha etkin olarak kullanımını sağlamak olarak belirlenmiştir (TCMB, 2000). Programda, 2000 yılı sonunda yüzde 25'lik TÜFE enflasyon hedefinin tutturulması ve 2001 yılı sonuna kadar yüzde 10-12'ye ve 2002 yılı sonunda ise yüzde 7'ye düşürülmesi için gerekli zeminin hazırlanması ve aynı zamanda dış denge ile büyüme beklentilerinin korunması amaçlanmıştır¹⁵. Programın temel olarak üç unsuru bulunmaktadır. Bunlar; sıkı maliye politikası uygulamalarıyla faiz dışı fazlanın artırılması, yapısal reformların gerçekleştirilmesi ve özelleştirmenin hızlandırılması; enflasyon hedefiyle uyumlu gelirler politikası; düşük enflasyon hedefine odaklanmış para ve kur politikalarıdır (TCMB, 2000).

¹⁵ Kaynak. <http://www.tcmb.gov.tr/yeni/niyet/Niyetmektubu.html>, Erişim Tarihi: 25 Kasım 2009.

Program çerçevesinde, kur politikasında sürünen sabit kur uygulamasına gidilmiş ve böylece enflasyonu düşürmek için döviz kuru nominal çıpa olarak kullanılmıştır. 1 ABD doları + 0.77 Euro'luk bir sepet oluşturulmuş ve 2000 yılında yüzde 20'lik bir artış Merkez Bankası tarafından taahhüt edilmiştir. Bu kademeli artış, 2001 yılı Haziran ayı sonuna kadar devam edecek ve 30 Haziran 2001'de kurun bir band içerisinde dalgalanmasına izin verilecekti (Karabulut, 2002: 131).

2000 yılında başında uygulamaya konulan kura dayalı enflasyonla mücadele programının ilk ve önemli etkisi faiz oranları üzerinde gözlenmiştir. 1999 yılı Kasım ayında yüzde 96.5 olan ortalama Devlet İç Borçlanma Senedi (DİBS) bileşik faizi 2000 yılı Ocak ayında yüzde 38.8'e gerilemiştir. 2000 yılı genelinde ise bir önceki yıla göre ortalama olarak yüzde 37.9 olarak gerçekleşmiştir. 2000 yılında kur sepetindeki ortalama yıllık artış yüzde 39.2, yıl sonu itibariyle 12 aylık artış ise yüzde 21.5 olmuştur. TÜFE enflasyonu ise 2000 yılında bir önceki yıla göre 29.8 puan azalarak yüzde 39 olarak gerçekleşmiştir (Yükseler, 2009).

Ancak enflasyonda belirlenen hedef gerçekleştirilememiştir. Yüzde 39 enflasyon oranı son beş yıldaki en düşük seviye olmasına rağmen istikrar programında belirlenen hedeften (yüzde 25) yüksektir. Bunun temel nedeni, programın yarattığı ilk olumlu etkiyle düşen faiz hadleri ve sonrasında TL'nin değerlenmesi sonucunda artan iç talep baskısıdır. TL'nin değerlenmesi ve iç talebin artmasıyla birlikte dış ticaret dengesindeki artış cari işlemler açığının yükselmesine neden olmuştur (Ardıç, 2004). Cari işlemler açığı ise 1999 yılında -1.4 milyar ABD doları iken, bu rakam 2000 yılı sonunda -9.8 milyar ABD dolarına kadar ulaşmıştır (TCMB, 2001).

DİBS faizleri yıl boyunca belirli bir aralıkta seyrederken, kısa vadeli faiz oranları Ağustos ayından itibaren yükselmeye başlamıştır. Cari işlemler açığındaki yükselişin devam etmesi ve Arjantin ekonomisindeki olumsuz beklentilerin etkisiyle Kasım ayında aşırı sermaye çıkışları olmuş,

uluslararası rezervler azalmış ve mali piyasalarda ciddi bir kriz yaşanmıştır. Kasım ayında yaşanan kriz sırasında oluşan likitide sıkışıklığı sonucunda bankalar arası bileşik faiz oranı yüzde 999 seviyelerine kadar yükselmiştir (Yükseler, 2009).

Kasım ayında yaşanan krize rağmen kura dayalı programın sürdürülebilmesi için IMF tarafından ek finansman desteği verilmiş, kısa vadeli sermaye girişleri ve uygulanan programı güçlendirici ek yapısal ve mali önlemlerle beraber faiz oranlarında bir miktar düşüş olmuş ve finansal piyasalarda kısmi bir rahatlama gözlenmiştir (TCMB, 2001: 13). Bankalar arası para piyasasında gecelik ortalama bileşik faizler 2000 yılı Kasım ve Aralık aylarında sırasıyla yüzde 121.2 ve 627.3 iken, 2001 Ocak ayında yüzde 52.4'e gerilemiştir. Buna karşın, DİBS bileşik faizi Kasım ayına göre 23.9 puan artarak yüzde 64.9'a yükselmiştir (Yükseler, 2009:22).

Ekonomide bekleyişlerin olumsuzlaştığı bir ortamda, Hazine'nin yüklü bir iç borç itfası öncesi 19 Şubat 2001'de beklenmedik siyasal gerginlikler yaşandı. Başbakan'ın devlet yönetiminde "kriz var" açıklamalarıyla mali piyasalarda panikle başlayan süreç, yerli parayı savunmak için gecelik faizlerin yüzde 4019 seviyelerine çıkmasına ve krizin ilk iki gününde Merkez Bankası'nın 5 milyar dolarlık döviz satışı gerçekleştirmesiyle sonuçlanmıştır. Kamu bankalarının likidite ihtiyaçlarının karşılanamaması, ödemeler sistemini kilitleyecek boyutlara ulaşmıştı. Banka sisteminde büyük çöküşü önlemek için 22 Şubat'ta mevcut para ve kur politikası terk edilerek TL dolar karşısında dalgalanmaya bırakılmıştır (Celasun, 2002; TCMB, 2001).

İKİNCİ BÖLÜM

PARA KRİZLERİNİN ÖNGÖRÜLMESİ

Özellikle doksanlı yıllardan sonra gelişmekte olan ülkelerde para krizlerinin sayısında bir artış görülmektedir. Bu krizler, birinci bölümde detaylarıyla anlatılan 1994 Meksika, 1997 Güneydoğu Asya, 1998 Rusya, 1999 Brezilya, 1994 ve 2001 Türkiye ve 2002 Arjantin krizleridir. Bu krizlerin sonuçları hem ilgili ülke ekonomisini hem de artan uluslararası ticari bağlardan ve sermaye akışlarından dolayı bölgedeki diğer ülke ekonomilerinde de yıkıcı etkilere yol açmıştır. Ortaya çıkan her yeni kriz sonraki krizler için zemin hazırlamakla birlikte, krizlerin nedenleri ve meydana geldikleri ekonomik ortamlar farklılık göstermiştir. Ancak bu krizlerin ortak noktalarından birisi para krizi olmasıdır. Bu çerçevede, belirtilen para krizlerini açıklamak için birçok yazar tarafından üç nesil teorik para krizi modeli geliştirilmiştir.

İlk teorik para krizi modellerine göre kriz ancak spekülörlerin tam bilgiye sahip olmaları durumunda öngörülebilmektedir. İkinci nesil modellerde ise bir ülkede spekülatif saldırı meydana gelirse, bu saldırının başarılı olduğu bir durum olabilir. Fakat bu saldırı kaçınılmaz değildir. Dolayısıyla, ikinci nesil modellerde krizin kesin zamanının öngörülemez olduğu kabul edilmektedir. Yine de, bir ülkenin kırılgan bir yapıda olup olmadığı; bir başka deyişle makroekonomik büyüklüklerin beklentilerdeki bir değişikliğe bağlı olarak krize neden olma ihtimalinin bulunup bulunmadığını tespit etmek mümkün olabilmektedir. Bu durumda gelişmekte olan piyasalardaki güvenin küresel olarak azalması gibi bir şoka tepki olarak, farklı ülkelerin göreceli kırılganlığı, göreceli kriz olasılığını önceden haber verebilmektedir (Berg ve Pattillo, 1999b: 562).

Özetlersek, bir para krizi ortaya çıkmadan önce politika yapıcıları tarafından gerekli ekonomik tedbirlerin alınarak ülkenin bir kriz riskinden mümkün olduğunca uzak tutulması krizlerin önceden tahmin edilebilirliği ve öngörülebilirliği açısından önemlidir.

Çalışmanın bu kısmında, ilk olarak para krizi dönemlerinin belirlenmesinde kullanılan iki yaklaşım olan döviz kuru baskı endeksleri ve uç değer teorisi anlatılacaktır. Daha sonra ise para krizlerinin öncü göstergeleri ve krizin öngörülmesinde kullanılan ampirik yaklaşımlar literatürdeki çalışmalar kapsamında incelenecektir.

2.1. DÖVİZ KURU BASKI ENDEKSLERİ

Bir para krizi, basit anlamda kurun önemli bir miktarda devalüasyonu olarak tanımlanabilmektedir. Bununla birlikte, bu kriter, kurun otoriteler tarafından faiz oranları yükseltilecek ve döviz piyasasına müdahale edilerek şiddetle baskılandığı koşullarını dikkate almamaktadır. Alternatif bir yaklaşım, sadece döviz kuru değişimlerini değil, uluslararası rezervler ve faiz oranları hareketlerini de dikkate alan bir Döviz Kuru Baskı Endeksi (*DBE*) oluşturmaktır (Yay, 2001: 4).

Weymark (1995) döviz kuru baskı endeksini şöyle tanımlamıştır: *DBE*, fiilen uygulanan döviz kuru politikasının yarattığı beklentiler veri iken, uluslararası piyasalarda bir para birimine yönelik aşırı talebi, piyasaya müdahale olmadığı bir durumda bu aşırı talebi ortadan kaldırmak için gerekli olan döviz kuru değişimi cinsinden ölçmektedir.

Literatürde birçok yazar tarafından alternatif döviz kuru baskı endeksleri geliştirilmiştir. Krizin ampirik tanımı spekülasyon saldırılarının sonuçlarına göre farklılaşabilmektedir. Bazı yazarlar, sadece yerli kurdaki ani ve geniş yükselişlerin bir sonucu olarak ortaya çıkan devalüasyon

dönemleriyle ilgilenmektedirler. Diğer taraftan, sabit kur politikasını savunmanın devalüasyonla sonuçlanmayan spekülâtif saldırıları gizleyebildiğinden dolayı, birkaç yazar spekülâtif baskı endeksini; döviz kurundaki hareketler ve yerli kuru dengede tutmak için uygulanan devlet müdahalelerindeki araçların bir ağırlıklı ortalaması olarak elde etmişlerdir (Arias, 2003). Tüm bu farklılıkların ışığında, uygulamalı çalışmalarda en çok kullanılan üç döviz kuru baskı endeksi aşağıda incelenmiştir.

2.1.1. Eichengreen, Rose ve Wyplosz Metodu

Eichengreen, Rose ve Wyplosz (1995, 1996, ERW) tarafından geliştirilen endeks, para krizlerinin dönemlerini belirlemek ve döviz kurundaki baskıyı ölçmeyi amaçlamaktadır. ERW'nin döviz kuru baskı endeksi tanımında, Girton ve Roper (1977)'in parasal modelinden esinlenilmiştir. ERW'ye göre spekülâtif saldırı, genellikle devalüasyonun bir sonucu olarak yabancı döviz piyasasında ya da döviz kuru bandının genişlemesi, sabit kalması ya da dalgalanması gibi sistemde olan büyük baskı biçimindedir. Ancak, döviz kuru üzerindeki spekülâtif saldırılar başarısız da olabilirler. Böyle bir durumda, otoriteler kendi para birimi üzerinde bir baskıyla karşılaştığında, faiz oranlarını artırma ya da uluslararası rezervlerini azaltma seçeneklerine sahiptirler. Dolayısıyla spekülâtif baskı; döviz kuru, uluslararası rezervler, nominal faiz oranlarındaki normalize edilmiş değişmelerin ağırlıklı ortalaması olarak tanımlanan bir endeksle ölçülmüştür. Burada ele alınan tüm değişkenler seçilen referans bir ülkeye göre belirlenmiştir. Bu tanıma göre döviz kuru baskı endeksi aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$DBE_{i,t} = w_e \frac{\Delta e_{i,t}}{e_{i,t}} - w_r \left(\frac{\Delta r_{i,t}}{r_{i,t}} - \frac{\Delta r_{US,t}}{r_{US,t}} \right) + w_i \Delta(i_{i,t} - i_{US,t}) \quad (2.1)$$

Burada $DBE_{i,t}$ i . ülkenin t dönemindeki döviz kuru baskı endeksini; $e_{i,t}$ i . ülkenin ABD dolar cinsinden t dönemindeki döviz kuru değerini; $r_{i,t}$ i . ülkenin t anındaki uluslararası rezervlerini; $i_{i,t}$ ise i . ülkenin t anındaki kısa dönem nominal faiz oranlarını göstermektedir. Diğer taraftan $r_{US,t}$ ve $i_{US,t}$ değişkenleri ise sırasıyla referans ülke ABD'ye ilişkin t dönemindeki uluslararası rezervlerini ve kısa dönem nominal faiz oranlarını belirtmektedir. w_e , w_r ve w_i ağırlıkları ise döviz kuru baskı endeksinde yer alan üç bileşenden daha az oynaklığa sahip olana daha fazla ağırlık vermek amacıyla görece duyarlılıkları (relative precision) ifade etmektedir. Bu ağırlıklar her bir bileşenin standart sapmasının tersi olarak tanımlanmıştır.

Spekülatif bir baskı durumunda (2.1) nolu endeks, şayet spekülatif ataklar başarılı ise döviz kurundaki değişimleri, şayet bu ataklar bir devalüasyona yol açmıyor ise de uluslararası rezervlerdeki veya nominal faiz oranlarındaki değişimleri yansıtacaktır.

ERW döviz kuru baskı endeksinden hareketle kriz endeksi şu şekilde tanımlanmıştır.

$$Kriz = \begin{cases} 1, & DBE_{i,t} > \beta\sigma_{DBE_i} + \mu_{DBE_i} \\ 0, & d.h. \end{cases} \quad (2.2)$$

Burada $\beta\sigma_{DBE_i} + \mu_{DBE_i}$ değeri eşik değeri olarak adlandırılmaktadır. μ_{DBE_i} i . ülke için döviz kuru baskı endeksinin ortalamasını, σ_{DBE_i} ise standart sapmasını göstermektedir. Eichengreen v.d. (1995) çalışmasında eşik değerini keyfi olarak ortalamanın yukarısında $\beta = 2$ standart sapma olarak almaktadır.

2.1.2. Frankel ve Rose Metodu

Frankel ve Rose (1996) döviz kuru baskı endeksinden başarısız spekülatif atakları dışlayarak sadece başarılı spekülatif atakları endekse dahil

etmektedir. Yazarlara göre, kur düzeyinin korunmasında, uluslararası rezervler politik olayları ölçmek için oldukça sorunlu bir araçtır. Ayrıca, faiz oranlarının artması ve uluslararası rezervlerin tükenmesi birçok gelişmekte olan ülkede spekülasyon saldırılarıyla uğraşmak için standart bir araç değildir.

Frankel-Rose metoduna göre kriz endeksi; sadece nominal döviz kuru değişkeni endekse dahil edilerek, nominal döviz kurunun en az %25 değer kaybetmesi ve döviz kurundaki değişim oranının bir dönem öncesine göre farkının en az 10 olması olarak tanımlanmıştır. Bu endekste ikinci koşul yüksek enflasyonlu ülkelerdeki geniş eğilimdeki düşüşleri para krizinden dışlamak için dahil edilmektedir. Böylece, kriz endeksi

$$Kriz = \begin{cases} 1, & \% \Delta e_{i,t} > \%25 \text{ ve } \% \Delta e_{i,t} - \% e_{i,t-1} > \%10 \\ 0, & \text{d. h.} \end{cases} \quad (2.3)$$

olarak elde edilmektedir.

2.1.3. Kaminsky, Lizondo ve Reinhart Metodu

Kaminsky, Lizondo ve Reinhart (1998, KLR) ERW döviz kuru baskı endeksinden referans ülkeyi ve çalışmalarındaki örnek dönemi itibariyle 1970 ve 1980'li yıllarda faiz oranlarının gelişmekte olan ülkelerde Merkez Bankaları tarafından kontrol altına alınması politikasından dolayı bu değişkeni de endeksten dışlayarak yeniden tanımlamıştır. Buna göre, KLR'nin döviz kuru baskı endeksi şöyledir:

$$DBE_{i,t} = w_e \frac{\Delta e_{i,t}}{e_{i,t}} - w_r \frac{\Delta r_{i,t}}{r_{i,t}} \quad (2.4)$$

Bu endekste; ERW'den farklı olarak uluslararası rezervlerin $M1$ 'e oranı yerine doğrudan uluslararası rezervler değişkeni kullanılmıştır. Öte yandan, Kriz değişkeni de ERW metodundaki gibi tanımlanmıştır. KLR, ERW'den farklı olarak çalışmasında Kriz değişkeni için eşik değerinin hesaplanmasında β değerini 3 standart sapma olarak atamıştır.

Son yıllarda ERW metodundaki gibi ilgili ülke için kısa dönem nominal faiz oranlarını da KLR metoduna dahil ederek döviz kuru baskı endeksini genişleten pek çok çalışma mevcuttur (Örneğin, Lestano ve Jacobs, 2004; Bussiere ve Fratzscher, 2006; Çepni ve Köse, 2006).

Yukarıda verilen baskı endekslerinde, kriz dönemlerini belirlemek için sadece *DBE*'nin geniş pozitif değerleri dikkate alınmakta, negatif değerleri ihmal edilmektedir. Bir başka deyişle, döviz kurundaki aşırı değerlenme veya uluslararası rezervlerdeki büyük artışlardan elde edilen negatif *DBE* değerleri kesinlikle kriz dönemleri olarak sayılmamaktadır. Ülkelerin kurun aşırı değerlenmesi sonuçlarından ciddi şekilde olumsuz etkilenmelerine rağmen, bu olumsuzluk sonucu oluşan krizler temel olarak kurdaki düşüşün bir sonucu olan para krizlerinden farklı addedilmektedir. Bu yüzden, para krizi dönemlerini belirlemek için aşırı değer tanımında sadece *DBE*'nin aşırı pozitif değerlerine odaklanılmaktadır (Pozo ve Amuedo-Dorantes, 2003: 593).

KLR ve ERW'nin döviz kuru baskı endekslerinde kriz sinyal dönemleri ortalamasının yukarısında β standart sapmayı aşan durum olarak tanımlanmaktadır. Bu kriz sinyal değişkeninin belirlenmesinde β değeri *DBE*'nin normal dağıldığı varsayımı altında keyfi olarak belirlenmektedir. Literatürde birçok çalışmada β değeri için farklı değerler atanmıştır. Örneğin, β değeri Aziz v.d. (2000) çalışmasında 1.5, Caramazza v.d. (2000)'nde 1.645, Kamin v.d. (2001)'nde 1.75 ve Edison (2003)'da 2.5 olarak alınmıştır. Hiç şüphesiz, eşik değerinin keyfi olarak seçilmesi, farklı kriz dönemlerinin elde edilmesine ve böylece farklı tahmin sonuçlarının bulunmasına yol açmaktadır. Bununla birlikte, verideki geniş kuyruklardan ve çarpıklıktan dolayı da normallik koşulunun sağlanması gerekli değildir. Burada alternatif bir yaklaşım aşırı (uç) değer teorisidir. Pozo ve Amuedo-Dorantes (2003) *DBE*'nin dağılımının kuyruğundaki bilgileri kullanarak kriz dönemlerini belirlemeyi amaçlamışlardır. *DBE*'nin dağılımının geniş kuyrukları, yerli kura karşı başarılı veya başarısız spekülasyon saldırıların bir sonucu olarak yorumlanmakta, böylece kriz dönemleriyle direkt bağlantılı olmaktadır. Bu

yaklaşımın geleneksel yöntemlerden önemli farkı, kriz dönemlerinin tespitinde keyfi bir eşik değere ihtiyaç duymamasıdır.

Literatürde, aşırı değer teorisini kullanarak kriz dönemlerini belirleyen başlıca çalışmalar; Pozo ve Amuedo-Dorantes (2003), Lestano ve Jacobs (2004), Pontines ve Siregar (2006) ve Haile ve Pozo (2006) dır.

2.2. AŞIRI (UÇ) DEĞER TEORİSİ

Dağılım fonksiyonu F olmak üzere bağımsız ve aynı dağılımlı rassal değişkenlerin X_1, X_2, X_3, \dots , durağan serisi ele alınsın. İlk n değişkenin maksimumunun ($M_n = \max(X_1, X_2, X_3, \dots)$) belli bir x değerinden küçük olma olasılığı ile ilgilendiği varsayılınsın. Bu olasılık aşağıdaki gibidir:

$$P(M_n < x) = P(X_1 < x, X_2 < x, \dots, X_n < x) = F^n(x) \quad (2.5)$$

Aşırı değer teorisi, uygun ölçekli sıra istatistiği M_n 'nin limit dağılımı ile ilgilenmektedir. Şayet varsa bozulmamış limit dağılımını bulmak için, maksimum sıra istatistiği M_n 'nin yer parametresi b_n ve ölçek parametresi $a_n > 0$ ile birlikte indirgenmesi gerekmektedir. Bu durumda

$$P(a_n(M_n - b_n) \leq x) \xrightarrow{w} G(x) \quad (2.6)$$

veya

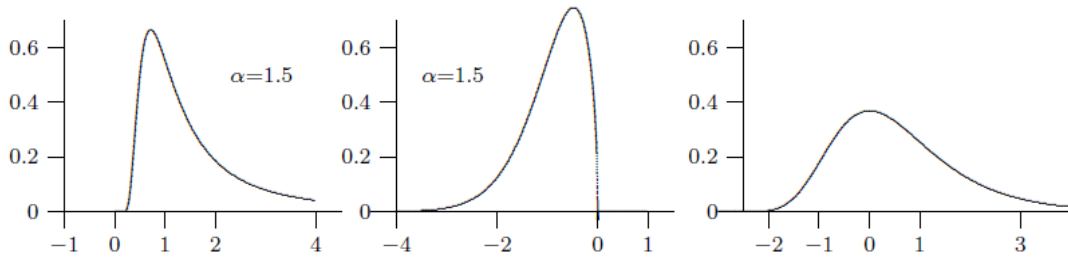
$$F^n((x/a_n) + b_n) \xrightarrow{w} G(x) \quad (2.7)$$

olmaktadır. Burada w , zayıf yakınsama yerine kullanılmaktadır. $G(x)$ ise üç mümkün asimptotik dağılımdan birini göstermektedir. Bu asimptotik dağılımlar: Gumbel, Frechet ve Weibull dağılımlarıdır. Bunlara ilişkin dağılım fonksiyonları ve olasılık yoğunluk fonksiyonlarının grafikleri aşağıda verilmiştir (Jansen ve De-Vries, 1991).

$$\text{Gumbel dağılımı: } G(x) = e^{-e^{-x}}, \quad -\infty < x < \infty \quad (2.8)$$

$$\text{Frechet dağılımı: } G(x) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \\ e^{-x^{-\alpha}}, & x > 0 \end{cases}, \quad \alpha > 0 \quad (2.9)$$

$$\text{Weibull dağılımı: } G(x) = \begin{cases} e^{-(-x)^\alpha}, & x < 0 \\ 1, & x \geq 0 \end{cases}, \quad \alpha > 0 \quad (2.10)$$



Kaynak. Gilli ve Kellezi (2006: 5)

Şekil 5. Frechet, Weibull ve Gumbel Dağılımlarına İlişkin Olasılık Yoğunluk Fonksiyonlarının Grafikleri

Geniş kuyruğa sahip olan döviz kuru baskı endekslerinin dağılımı kriz dönemleri sadece pozitif uç değerlerden hesaplandığından dolayı sağa çarpık Frechet dağılıma uygun bir yapı göstermektedir. Frechet dağılımın fonksiyonunda yer alan α parametresi, kuyruk endeksi (tail index) olarak adlandırılmaktadır. Kuyruk endeksini ($\gamma = 1/\alpha$) tahmin etmek için iki yöntem üzerinde durulmaktadır. İlk tahmin yöntemi, Akgiray v.d. (1988) tarafından önerilen En Çok Olabilirlik (EÇO) tahminidir. EÇO tahmin edicisi, tutarlı ve asimptotik Normal dağılıma sahiptir. $\hat{\gamma}_{EÇO}$, γ 'nın EÇO tahmini olmak üzere

$$(\hat{\gamma}_{EÇO} - \gamma)\sqrt{m} \sim N(0, (1 + \gamma)^2)$$

dağılımına sahiptir. Burada, $m, n > m$ koşulu altında $\hat{\gamma}_{EÇO}$ 'yu tahmin etmek için kullanılan en geniş sıra istatistiğinin sayısıdır. İkinci yöntem ise Hill (1975)'in parametrik olmayan tahmin yöntemidir ve bu yöntem belli sayıda en geniş sıra istatistiklerine dayanmaktadır. Koedijk v.d. (1992), Hill tahmin edicisinin EÇO tahmin edicisinden daha etkin ve daha küçük asimptotik varyansa sahip olduğunu göstermişlerdir.

Hill tahmin edicisini hesaplamak için ilk olarak döviz kuru baskı endeksinden hareketle, $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ gözlem değerleri küçükten büyüğe sıralanarak sıra $X_{(1)} < X_{(2)} < \dots < X_{(n)}$ istatistikleri elde edilir. Hill (1975)'in önerdiği tahmin edici aşağıda verilmiştir.

$$\hat{\gamma}_H = \frac{1}{\hat{\alpha}} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m [\log X_{(n+1-i)} - \log X_{(n-m)}] \quad (2.11)$$

Burada m , $\hat{\gamma}_H$ 'ı hesaplamak için kullanılan en geniş sıra istatistiği sayısıdır. $\hat{\gamma}_H$ γ 'nin tutarlı bir tahmin edicisidir ve istatistiksel olarak ortalaması sıfır ve varyansı γ^2 parametrelerinde asimptotik normal dağılıma sahiptir.

$$(\hat{\gamma}_H - \gamma)\sqrt{m} \sim N(0, \gamma^2)$$

Hill tahmin edicisi, kuyruk endeksinin tahmininde kullanılan en geniş sıra istatistiği m 'in değerini seçme problemiyle karşı karşıyadır. Longin ve Solnik (2001) çalışmasında Monte Carlo simülasyonu yardımıyla m değerini tahmin etmektedir. Longin-Solnik'in Monte Carlo simülasyon aşamaları aşağıda verilmiştir:

1. Adım: α serbestlik dereceli bilinen Student-t dağılımdan n gözlemlili S sayıda zaman serisi üretilir. Burada n döviz kuru baskı endeksinin gözlem sayısıdır. α serbestlik derecesi 1 ile K aralığında değişen değerler almaktadır. Simülasyon aşamasında α 'nın 1 ile 5 arasında 0.2 artışlarla ve 5 ile 10 arasında ise 0.5 artışlarla değerler almasına müsaade edilmektedir.

2. Adım: m 'nin farklı değerleri için, α serbestlik dereceli Student-t dağılımdan üretilen s . zaman serisi için kuyruk indeksi $\hat{\gamma}_s(m, \alpha)$ hesaplanır. Burada m değeri simülasyon aşamasında n 'nin %1 ve %20 aralığındaki değerlerinden seçilmektedir.

3. Adım: Tüm S zaman serisi için belirli bir m değerinde belirli α serbestlik dereceli Student-t dağılımından elde edilen S kuyruk endeks tahmininin hata kareler ortalaması (MSE) hesaplanır.

$$MSE(\hat{\gamma}_S(m, \alpha), \gamma) = (\bar{\hat{\gamma}} - \gamma) + \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S (\hat{\gamma}_S - \gamma)^2 \quad (2.12)$$

MSE formülünde ilk kısım sapmayı, ikinci kısım ise etkinsizliği göstermektedir. Bu eşitlikte $\bar{\hat{\gamma}}$, S zaman serisinden elde edilen kuyruk endekslerinin ortalamasını göstermektedir.

4. Adım: m 'in farklı değerlerinde α 'nın belirli bir değeri için 3. adımdaki gibi ortalama hata kare değerleri elde edilir ve MSE değerinin minimum olduğu m değeri optimum olarak seçilir. Optimum m değeri $m^*(\alpha)$ olarak gösterilir. Daha sonra, farklı α serbestlik dereceli Student-t dağılımları için m 'nin optimal değerleri belirlenir. m 'nin toplam K optimal değeri $(m^*(\alpha)_{\alpha=1, \dots, K})$ K mümkün teorik dağılım için seçilir.

5. Adım: 4. adımda elde edilen K optimal m değerinin herbirini kullanarak, orijinal DBE serisinden hareketle Hill (1975) tarafından önerilen kuyruk endeksi ($\hat{\gamma}$) değeri hesaplanır.

Bütün bu adımların temel amacı, tek bir optimal m sayısı belirlemektir. 5. adımdan elde edilen K sayıda optimal m değeri için hesaplanan kuyruk endekslerinden en uygun olanı, kuyruk endeksinin teorik dağılıma istatistiksel olarak en yakın olarak seçilmektedir.

2.3. POTANSİYEL PARA KRİZİ ÖNCÜ GÖSTERGELERİ

Para krizlerinin finansal piyasalarda ortaya çıkardığı sorunlar ve yüklediği yüksek maliyetler nedeniyle krizlerin önceden tahmin edilebilmesi, sorun ve maliyetlerin azaltılmasında önemli rol oynamaktadır. Para krizlerinin önceden tahmin edilebilmesi amacıyla, çeşitli yurtiçi ve yurtdışı makroekonomik değişkenler potansiyel kriz göstergeleri olarak ele alınmaktadır.

Para krizi literatüründeki teorik ve uygulamalı çalışmalarda kriz öngöründe kullanılacak pek çok öncü gösterge üzerinde durulmaktadır. Göstergelerden bazıları krizlerin öngörülmesini kolaylaştırmasına rağmen herhangi bir genelleme yapılamamaktadır. Bunun nedeni ise krize neden olan göstergelerin ülkeler arasında farklı bir önemlere sahip olmasıdır. Yapılan bu çalışmalarda iki önemli bulgu elde edilmiştir. Birincisi, özellikle gelişmekte olan ülkelerde yabancı para likitide düzeyinin uluslararası rezervlere göre durumunun krizlerin iyi bir göstergesi olduğudur. İkincisi, bankacılık ve finans kesiminin sağlamlığı, merkez bankalarının uyguladığı para politikaları ve uluslararası faiz oranları gibi temel makroekonomik göstergelerin krizlerin öngörülmesinde önemli bir değişken olduğudur. Krizlerle ilgili yapılan çalışmaların tümü krizlerin özelliklerini belirlemek, böylece ekonomilerin dolayısıyla da global finans piyasalarının olası krizlerden korunması için öneriler sunabilmektir (Bozkurt ve Dursun, 2006: 261).

Kaminsky v.d. (1998), para krizlerini açıklamak için uygulamalı çalışmalarda kullanılan potansiyel öncü göstergeler üzerine 1997 Asya krizi öncesi döneme ait en kapsamlı literatür çalışmasını yapmıştır. Bu çalışmada, 1997 Asya krizi öncesi döneme ait 28 çalışma için mümkün kriz göstergeleri ve analizler sonucunda krizin açıklanmasında anlamlı bulunan göstergeler belirtilmiştir. Abiad (2003) ise, 1998–2003 döneminde yapılmış 30 çalışmayı kapsayan geniş bir literatür çalışması sunmuştur. Bu literatür incelemesinde; ilgili çalışmalar, kullanılan kriz tanımları, ele alınan ülkeler, zaman periyodu, ele alınan göstergeler, kullanılan metodoloji ve elde edilen sonuçlar açısından karşılaştırılmıştır.

Potansiyel öncü göstergeler literatürde birkaç grup altında sınıflandırılmıştır. Bu göstergeler, Kaminsky v.d. (1998)'in çalışması temel alınarak Berg ve Patillo (1999), Kamin v.d. (2001) ve Edison (2003) çalışmalarından hareketle şöyle özetlenmiştir:

Dış Sektör (Cari Açık) Göstergeleri: Reel döviz kurundaki aşırı değerlenme, İhracattaki büyüme oranı, İthalattaki büyüme oranı, Cari Açığın GSYİH'a oranı

Dış Sektör (Sermaye hesapları) Göstergeleri: M2'nin yabancı döviz rezervlerine oranı, Yabancı döviz rezervlerindeki büyüme oranı

Finansal Sektör Göstergeleri: M1 ve M2'deki büyüme oranları, M2 para arzı çarpanı, Ticari banka depozitleri, Yurtiçi kredilerin GSYİH'a oranı, Reel M1 para arzı fazlası, Yurtiçi kısa dönem reel faiz oranı, Kredi ve Mevduat faiz farkı

Yurtiçi Reel ve Kamu Sektörü Göstergeleri: Kamu borçlarının GSYİH'a oranı, Üretimdeki büyüme oranı, Hisse senedi fiyatlarındaki değişimler, Enflasyon oranı

Global Ekonomi Göstergeleri: Dünya petrol fiyatlarındaki büyüme oranı, ABD faiz oranları, OECD GSYİH büyüme oranı

Birinci grup dış sektör grubudur. Bu grupta, 4'ü cari açık ve 2'si sermaye hesapları olmak üzere 6 değişken yer almaktadır. Bu değişkenler sadece yurtiçi ekonomik ve politik koşullardan değil aynı zamanda karşılıklı dolar döviz kuru, uluslararası sermaye hareketleri ve mal fiyatları gibi global koşullardan da etkilenmektedir. Cari açık göstergeleri, uluslararası rekabetteki ve cari açıktaki değişimler ile ilişkilidir. Uluslararası rekabetleşmenin kötüleşmesi ve cari açıktaki düşüşler ya direk olarak ya da aşırı değerlenmiş döviz kuru vasıtasıyla daha yüksek kriz olasılığına yol açabilmektedir. Birinci grubun ikinci alt başlığında sermaye hesabı göstergeleri yer almaktadır. Küreselleşme ve finansal bütünleşmedeki artışla birlikte sermaye hesabı problemleri bir ülkeyi yüksek derecede şoklara maruz bırakmaktadır. Sermaye hesabı problemleri uluslararası rezervlerin azalışlarını, bankacılık sisteminin yükümlülüklerini ve uluslararası rezervlerdeki uyumsuzlukları kapsayabilmektedir. İkinci grupta finansal sektör göstergelerinin yer aldığı 8 değişken bulunmaktadır. Bu değişkenlerin birçoğu

aşırı likitide fazlasının neden olduğu mümkün para krizlerini göstermektedir. Üçüncü grup yurtiçi makro göstergelerine ait 4 değişkenden oluşmaktadır. Yüksek kamu borçları bilhassa düşük gelirli ülkeler için ekonominin savunmasızlığını artırmaktadır. Ayrıca, üretimdeki düşük büyüme, yüksek enflasyon oranları ve varlık fiyatlarındaki patlamalar çoğunlukla para krizlerinin öncüsü olmaktadır. Son olarak, dördüncü grupta yer alan global ekonomi göstergeleri ise büyük ekonomilerde meydana gelen örneğin ABD faiz oranlarının yükselmesi gibi dışsal şokların kriz üzerindeki etkisini yansıtmaktadır.

Tablo 1'de yukarıda sektörlere göre ayrılmış potansiyel öncü göstergelerin yorumları ve mümkün bir para krizi üzerindeki beklenen işaret etkileri özetlenmiştir.

Tablo 1. Potansiyel Öncü Göstergeler ve Beklentiler

Sektör	Gösterge	Yorum	Beklenti
Cari Açık	Reel Döviz Kurundaki Aşırı Değerlenme	Uluslararası rekabetteki değişim için bir ölçü ve aşırı (düşük) değerlenme için bir araçtır. Aşırı değerlenmiş reel döviz kurunun, finansal krizlerin olasılığını arttırması beklenir.	Pozitif
	İhracattaki Büyüme	Uluslararası mal piyasasında rekabet kaybının bir göstergesidir. İhracat büyümesindeki bir azalış, yerel para biriminin aşırı değerlenmesinden kaynaklanabilmekte ve bu durumda kurun aşırı değerli olduğunun bir göstergesi olmaktadır.	Negatif
	İthalattaki Büyüme	Zayıf dış sektör, para krizlerinin bir parçasıdır. Aşırı ithalat artışı, cari hesabın kötüleşmesine yol açmakta ve genellikle para krizleri ile bağlantılı olmaktadır.	Pozitif
	Cari Açığın GSYİH'ya Oranı	Bu orandaki bir artış genel olarak, yurtiçi finansal sistem tarafından olarak sağlanan büyük dış sermaye akışıyla bağlantılı olmakta ve varlık fiyatlamasını ve kredi patlamasını kolaylaştırabilmektedir. Cari işlemler fazlasındaki artışların devalüasyon olasılığını azaltan bir etki yapması beklenmektedir. Böylece kriz olasılığını azaltmaktadır.	Negatif

Kaynak. Jacobs v.d. (2004)

Tablo 1. Potansiyel Öncü Göstergeler ve Beklentiler (Devamı)

Sektör	Gösterge	Yorum	Beklenti
Sermaye Hesapları	M2'nin Yabancı Döviz Rezervlerine Oranı	Bankacılık sistemi yükümlülüklerinin ne oranda döviz rezervleri ile karşılanabildiğini göstermektedir. Para krizi yaşanması halinde, bireyler hızla paralarını yabancı para birimlerine çevirmek isteyebilirler, dolayısıyla bu oran, merkez bankasının bu tür talepleri karşılayabilme gücünü ifade etmektedir.	Pozitif
	Yabancı Döviz Rezervlerindeki Büyüme Oranı	Döviz rezervlerindeki azalma, para biriminin devalüasyon baskısı altında olduğunun güvenilir bir göstergesidir. Rezervlerdeki bir düşüşün devalüasyonla sonuçlanması şart değildir. Merkez bankası süreç içerisinde büyük miktarda mevcut rezervlerini harcayarak yerli kuru savunmada başarılı olabilmektedir. Diğer yandan, para krizlerinin çoğu, döviz rezervlerinde azalmaya yol açan, döviz kurunu korumada sarf edilen aşırı çaba nedeniyle yaşanmaktadır. Toplam döviz rezervlerinin değeri ayrıca ülkenin borç geri ödemesindeki finansal zorluğun da bir göstergesi olarak kullanılmaktadır.	Negatif
Finansal Sektör	M1 ve M2'deki Büyüme Oranı	Bu göstergeler likiditenin bir ölçütüdür. Bu göstergelerdeki aşırı büyüme, para birimindeki spekülasyon hareketleri körükleyen ve bu nedenle bir para krizine yol açan likiditedeki fazlalığı göstermektedir.	Pozitif
	M2 Para Arzı Çarpanı	Finansal serbestleşme ile ilgili bir göstergedir. Para çarpanındaki aşırı artışlar rezerv ihtiyaçlarındaki sert düşüşle açıklanabilmektedir.	Pozitif
	Yurtiçi Kredilerin GSYİH'a Oranı	Yurtiçi kredilerdeki büyük oranlı bir artış, bankacılık sisteminin kırılganlığının basit bir göstergesi olarak kullanılabilir. Bu oran genellikle bankacılık krizinden önceki aşamada artış göstermektedir. Kriz ortaya çıktığında ise merkez bankası bankaların finansal durumunu iyileştirmek için bankalara para akışı sağlayabilmektedir.	Pozitif
	Reel M1 Para Arzı Fazlası	Bir ekonomide gevşek para politikası uygulamaları para krizlerine yol açabilmektedir.	Pozitif
	Yurtiçi Reel Faiz Oranı	Reel faiz oranı, serbestleşme sürecinin yüksek reel oranlara yol açmaya eğilimli olması bakımından finansal serbestleşmenin bir göstergesi olarak değerlendirilebilmektedir. Yüksek reel faiz oranları, likiditedeki zayıflığın bir sinyali olabilmekte veya spekülasyon hareketleri önlemek için yükseltilmiş olabilmektedir.	Pozitif
	Kredi Faizi ile Mevduat Faizi Farkı	Bu göstergede belirli bir eşğin üzerindeki artış, bankaların borç verme isteksizliğine veya kredi kalitesindeki azalışa yol açacak şekilde kredi riskinin kötüleşmesine neden olabilmektedir.	Pozitif
	Ticari Banka Depozitleri	Yurtiçi bankalardan büyük miktarlarda para çekilmesi ve sermaye kaçıışı, krizleri ortaya çıkarmaktadır. Banka depozitlerindeki azalışlar bankacılık krizlerinden önce sağlıklı bir bankacılık sistemindeki güven kaybını göstermektedir.	Negatif

Kaynak. Jacobs v.d. (2004)

Tablo 1. Potansiyel Öncü Göstergeler ve Beklentiler (Devamı)

Sektör	Gösterge	Yorum	Beklenti
Yurtiçi Reel ve Kamu Sektörü	Kamu Borçlarının GSYİH'ya Oranı	Daha yüksek bir borç oranının, sermaye akışının tersine dönme riskini arttırması beklenmekte ve bu da kriz olasılığını yükseltmektedir.	Pozitif
	Üretimdeki Büyüme Oranı	Aşırı değerlenmiş döviz kuru ve ihracattaki düşüşler para krizlerinin başlangıcından önce ekonomik faaliyetleri azaltmaktadır. Böylece ekonomide yaşanan resesyonlar çoğunlukla para krizlerin öncüsü olmaktadır.	Negatif
	Hisse Senedi Fiyatlarındaki Değişim	Varlık fiyatlarındaki balonun patlaması çoğunlukla finansal krizlerin öncüsü olmaktadır.	Negatif
	Enflasyon Oranı	Enflasyon oranı, yüksek nominal faiz oranı ile ilişkilendirilebilmekte ve ekonomi ile bankacılık sistemini olumsuz etkileyen kötü makroekonomik yönetimin bir göstergesi olabilmektedir.	Pozitif
Global Ekonomi	Dünya Petrol Fiyatlarındaki Büyüme	Bir ekonomide dünya petrol fiyatlarının yükselmesi resesyona neden olabilmektedir.	Pozitif
	ABD Faiz Oranları	ABD faiz oranlarındaki artışlar çoğunlukla sermaye çıkışlarına yol açmaktadır.	Pozitif
	OECD GSYİH Büyüme Oranı	Daha yüksek çıktı düzeyinin ihracatı güçlendirmesi ve böylece kriz olasılığını azaltması beklenir.	Negatif

Kaynak. Jacobs v.d. (2004)

2.4. ERKEN UYARI SİSTEMLERİ

Doksanlı yıllardan itibaren ekonomik ve sosyal politikaların yıkıcı etkilerinden dolayı gelişmekte olan piyasa ekonomilerinde birçok para krizi yaşanmıştır. Bu krizler sadece tek bir ülke ekonomisiyle sınırlı kalmayıp aynı zamanda bulaşma etkisiyle diğer ülke piyasalarına da yayılmıştır. Bilhassa 1994–1995 Latin Amerika ve 1997–1998 Asya krizleri birçok ülke grubunu etkisi altına almış ve bir bütün olarak uluslararası finansal sistemde geri tepmelere neden olmuştur. Yaşanan bu krizler, uluslararası kuruluşlar ve bazı özel sektör kuruluşlarını bir ülkenin; finansal krizden etkilenip etkileyemeyeceğini ve ne zaman krize gireceğini önceden öngörmek

amacıyla “Erken Uyarı Sistemi” modellerini geliştirmeye yönlendirmiştir. IMF, Kaminsky v.d. (1998), Berg ve Patillo (1999a, 1999b) ve bunlara ilaveten ülke merkez bankaları, akademisyenler ve özel sektör kuruluşları çeşitli erken uyarı modelleri geliştirmişlerdir (Bussiere ve Fratzscher, 2006: 954).

Geliştirilen tüm erken uyarı sistemi modellerinin genel amacı, krizleri açıklamada belirli öncü göstergeleri belirlemek ve bu göstergelere dayalı olarak krizleri önceden öngörerek politika yapıcılarının krizlere karşı önceden gerekli önlemleri almalarını sağlamaktır.

Erken uyarı sistemleri kapsamında para krizleri üzerine yapılan uygulamalı çalışmalar dört başlık altında toplanmaktadır. Bunlar, vaka çalışmaları (event study), yatay kesit analizleri, sinyal yaklaşımı ve kesikli seçim modelleridir.

2.4.1. Vaka Çalışmaları

Vaka çalışmalarında, herhangi bir ekonometrik modellemeye gerek duyulmaksızın her bir değişkenin ayrı ayrı grafikleri incelenerek ilgili değişkenin kriz öncesi ve sonrasında belli bir dönem içerisindeki davranışı karşılaştırmaktadır. Böylece incelenen krize neden olan anahtar değişkenler belirlenmektedir. Bu tür çalışmalara Eichengreen v.d. (1995), Frankel ve Rose (1996), Kaminsky ve Reinhart (1999) ve Aziz v.d. (2000) örnek olarak verilebilir.

2.4.2. Yatay Kesit Analizleri

Bu tür çalışmalarda amaç, spesifik bir para krizini belirli bir tarihte bir çok ülkeyi ele alarak, krize neden olan makroekonomik göstergeleri belirlemeye çalışmaktır. Bu çalışmalarda yatay kesit verileri ile regresyon analizi kullanılmaktadır. Sadece geçmişte yaşanmış krizlere neden olan

makroekonomik göstergeler belirlenirken gelecekte olabilecek krizler öngörülememektedir. Sachs v.d. (1996) bu uyarı sistemiyle ilgili en temel çalışmadır. Sachs v.d. (1996), 1994-Aralık Tekila krizinin 1995'de 20 gelişmekte olan ülke üzerindeki etkilerini ve şiddetini incelemişlerdir. Tek bir krizin nedeni üzerinde odaklanılan bu çalışmada, uluslararası rezervlerin düşük olması, aşırı değerlenmiş reel döviz kurları ve zayıf bankacılık sisteminin bir ülkede devalüasyon yapılma olasılığını arttırdığı sonucuna varılmıştır. Aynı zamanda bu göstergelerin Meksika krizinin yayılmasını arttıran etmenler olduğu görülmüştür.

2.4.3. Sinyal Yaklaşımı

Erken uyarı sistemleri kapsamında sinyal yaklaşımı ilk olarak Kaminsky v.d. (1998) tarafından ortaya atılmıştır. Bu yaklaşım, çok sayıda makroekonomik değişkenin gözlemlenmesini ve bu göstergelerin normal trendinin kriz sırasında değişip değişmediğinin belirlenmesi esasına dayanmaktadır. Sinyal yaklaşımında öncelikle potansiyel erken uyarı göstergeleri belirlenmektedir. Göstergeler belirlendikten sonra, her bir gösterge için gelecekteki krizleri doğru olarak haber verecek en uygun (optimal) bir seviye (erken uyarı seviyesi) tespit edilmesi gerekmektedir. Başka bir ifadeyle, bu göstergelerin hangi seviyesinin bir kriz çıkması ihtimalini arttırdığı yönünde sinyal kabul edeceği belirlenmelidir (Bastı, 2006: 27).

Sinyal yaklaşımı, ele alınan ekonomik değişkenlerin kriz dönemindeki davranışı normal dönemdeki davranışından farklı olduğunda en iyi sonucu veren bir yaklaşım olarak görülmektedir (Vlaar, 2000: 255). Kaminsky v.d. (1998) krizi ani spekülasyon atakları nedeniyle döviz kurunda yaşanan keskin düşüşler, uluslararası rezervlerin azalması ya da her iki durumunda bir arada gerçekleşmesi olarak tanımlanmışlardır. Bu tanıma göre hem sabit hem de dalgalı döviz kuru rejimleri altında spekülasyon atakları belirlenmektedir. Bu kriz

tanımından hareketle kriz dönemleri KLR döviz kuru baskı endeksi kullanılarak belirlenmektedir. Bu yaklaşımda her bir değişkenin performansı ayrı ayrı değerlendirilmektedir.

Kriz dönemleri tespit edildikten sonra, kriz sinyali veren her değişken için eşik değerleri belirlenir. Bu yaklaşımda değişkenler gözlemlenir ve her bir değişkenin normal seviyesinden belli bir eşik değerin ötesinde sapmasına bakılır. Şayet, eşik değeri aşıldıysa ilgili değişken muhtemel bir para krizi için uyarı sinyali veriyor demektir (Mills ve Omarova, 2004: 38). Sinyal alındıktan sonra, değişkenin krizi tahmin etme yeteneğine sahip olduğu düşünülen zaman dilimi sinyal aralığı (signal horizon) olarak adlandırılır. Bu aralık Kaminsky v.d. (1998) çalışmasında 24 ay olarak atanmıştır. Sinyal alındıktan sonraki 24 ay içerisinde kriz meydana geliyorsa bu sinyaller “iyi sinyal”, aksi takdirde “kötü sinyal” olarak adlandırılır (Kaminsky v.d., 1998: 17).

Her bir değişkenin sinyal performansını değerlendirmek için Tablo 2’de verilen 2 x 2’lik matristen yararlanır. Bu matriste; A değişkenin doğru sinyal verdiği ay sayısını, B değişkenin yanlış sinyal verdiği ay sayısını, C kriz gerçekleşmesine rağmen sinyal alınmayan ay sayısını, D ise kriz gerçekleşmediğinde değişkenin sinyal vermediği ay sayısını göstermektedir.

Tablo 2. Bir Göstergenin Performans Matrisi

	24 ay içerisinde kriz gerçekleşti	24 ay içerisinde kriz gerçekleşmedi
Sinyal Alındı	A	B
Sinyal Alınmadı	C	D

Her değişkene ilişkin eşik değeri, sahip olunan kötü sinyallerin riski ile gerçekleşmeyen krizlerin riski arasındaki dengeyi sağlayacak şekilde saptanmaktadır. Kaminsky v.d. (1998) her bir değişken için “optimal” bir eşik değeri olarak adlandırılan tek bir eşik değeri tayin ediyorlar. Bu optimal eşik değeri, belli aralıktaki tüm mümkün eşik değerleri için kötü sinyallerin doğru kriz sinyallerine oranını en küçükleyen değer olarak belirleniyor. Bu oran

$$w = \frac{B/(B + D)}{A/(A + C)}$$

şeklinde (Mills ve Omarova, 2004: 38). Bu oran sıfıra ne kadar yakınsa, yani yanlış sinyallerin doğru sinyallere oranı ne kadar küçükse, ilgili gösterge krizi açıklama açısından önemli bir kriz göstergesi olarak ele alınmaktadır.

Sinyal yaklaşımıyla para krizlerini öngörmeyi amaçlayan Kaminsky v.d. (1998) çalışmalarında 1970–1995 dönemine ait aylık veriler yardımıyla 15 gelişmekte olan ve 5 gelişmiş ülke için 76 para krizini incelemiştir. Ele alınan dönem itibarıyla 15 makroekonomik değişkenin kriz öncesi 24 aylık dönemdeki performansları sinyal yaklaşımıyla analiz edilmiştir. Bu çalışmada ele alınan makroekonomik değişkenler teorik önceliklere ve verilerin ulaşılabilirliğine göre belirlenmiştir. Bu değişkenler: uluslararası rezervler, reel döviz kurundaki aşırı değerlenme, yurtiçi ve yurtdışı reel faiz oranı farkı, aşırı M1 para arzı dengesi, M2 para arzı çarpanı, yurtiçi kredilerin GSYİH'a oranı, reel faiz oranı, ithalat, ihracat, dış ticaret haddi, kredi mevduat oranı, ticari bankaların mevduat stokları, M2'nin uluslararası rezervlere oranı, hisse senedi fiyat endeksi ve sanayi üretim endeksidir.

Her bir değişkene ait performans sonuçlarına göre, dokuz makroekonomik gösterge (reel döviz kuru, uluslararası rezervler, yurtiçi kredilerin GSYİH' a oranı, M2 para arzının rezervlere oranı, ihracat, M2 para arzı çarpanı, hisse senedi fiyat endeksi, aşırı M1 para arzı dengesi ve reel GSYİH büyüme oranı) para krizinin açıklanması açısından anlamlı bulunmuş ve bu göstergelerin kriz zamanlarında sürekliliği olan sinyaller verdikleri tespit edilmiştir. Aynı zamanda "w" oranına bakıldığında krizi açıklayan en önemli göstergenin reel döviz kurundaki aşırı değerlenme değişkeni olduğu sonucuna varılmıştır.

Kaminsky (1998), Kaminsky v.d. (1998) modelinde hem yöntem olarak hem de ele alınan değişikler bakımından bazı değişikler yaparak yeni bir erken uyarı sistemi modeli geliştirmiştir. Kaminsky v.d. (1998) sinyal

yaklaşımında her gösterge ayrı ayrı analize tabi tutulmakta ve her biri için ayrı optimal eşik değerleri hesaplanmaktadır. Bu modelde ise, her bir göstereyi ayrı ayrı ele almak yerine göstergelerin ağırlıklı toplamlarından elde edilen tek bir bileşik kriz göstergesi hesaplamaktır. Burada her bir gösterge “w” oranının tersi ile ağırlıklandırılmaktadır. Kaminsky (1998) toplam endeksin her bir değeri için kriz olasılığını hesaplamakta ve sinyal alındıktan sonra krizin ortaya çıkması için gözlenecek süreyi ise 24 ay olarak almaktadır (Berg ve Patillo, 1999b: 564).

Kaminsky (1998) 1970–1995 dönemi aylık verilerinden hareketle 20 gelişmekte olan ülke için 76 para krizi ve 26 banka krizi olmak üzere toplam 102 finansal krizi incelemiştir. Aynı zamanda, Kaminsky v.d. (1998) çalışmasına ilave olarak finansal liberalizasyon, uluslararası reel faiz oranları, dış borç stoku, sermaye çıkışı ve kısa vadeli dış borç stoku değişkenleri erken uyarı modeline dahil edilmiştir. Değişkenlerin ağırlıklandırılmasıyla oluşturulan bileşik göstergelerin kırılma artışı ifade etmesi açısından başarılı olduğu görülmüştür. Aynı zamanda, aynı kırılma endeksi değerinde para krizinin gerçekleşme olasılığı daha yüksek bulunmuştur (Çeviş, 2005).

Berg ve Pattilo (1999a) çalışmasında Kaminsky v.d. (1998) çalışmasını yeniden ele alarak 1997 Asya krizi öncesindeki dönemde KLR modelinin örneklem içi ve örneklem dışı öngörü başarı performansını değerlendirmişlerdir. Kaminsky v.d. (1998) modeli temel alınmakla birlikte KLR'nin analize dahil ettiği 15 gelişmekte olan ülkeye 8 gelişmekte olan ülke daha ilave edilerek toplam 23 ülke incelenmiştir. Aynı zamanda, KLR'den farklı olarak modele cari açığın GSYİH'a oranı ve M2'nin uluslararası rezervlere oranı¹⁶ değişkenleri de dahil edilmiştir. Örneklem içi sonuçlar Kaminsky v.d. (1998) sonuçları ile benzerlik göstermektedir. “w” oranına göre reel döviz kurundaki aşırı değerlenme krizi açıklamada en başarılı gösterge

¹⁶ Bu değişken; Kaminsky v.d. (1998) çalışmasında yıllık büyüme oranı şeklinde, Berg ve Pattilo (1999a) çalışmasında ise düzey olarak modele dahil edilmiştir.

iken; yalnızca KLR'den farklı olarak M2 para arzı çarpanı değişkeni krizi (w değeri 1'den büyük) tahmin etmede başarısız bir gösterge olarak bulunmuştur. Öte yandan, modele yeni ilave edilen iki göstergenin krizi açıklama başarısı yönünden oldukça başarılı olduğu görülmüştür. Örneklem dışı sonuçlar ise KLR modelinin öngörü performansının başarılı olmadığını göstermiştir. Sonuçlara göre örneklem dışı bir dönemde gelecek 24 ay içinde gerçekleşecek bir krizin tahmin edilme olasılığının %50'nin üzerinde olması sadece krizlerin %4'ü için geçerlidir ve toplam sinyallerin %17'si yanlış sinyal olarak bulunmuştur. Aynı zamanda, bir krizin sinyali takip etme olasılığı %83, sinyal yokken krizin gerçekleşme olasılığı ise %26 olarak elde edilmiştir.

Edison (2003) sinyal yaklaşımını temel alan KLR'nin erken uyarı sistemi modelini genişletmiştir. Bu çalışmada, 1970–1999 döneminde KLR'den farklı olarak modele 8 yeni ülke daha eklenerek toplam 28 ülke için 94 para krizi incelenmiştir. Aynı zamanda KLR'den farklı olarak yeni açıklayıcı değişkenlerde erken uyarı modeline dahil edilmiştir. Modele yeni eklenen açıklayıcı değişkenler; global değişkenler (ABD faiz oranları, dünya petrol fiyatları gibi), M2'nin döviz rezervlerine oranı ve kısa dönemli borçların döviz rezervlerine oranı şeklindedir. Aynı zamanda modelde bölgesel farklılıklar üzerinde durulmuş ve her ülke için ayrı ayrı performans değerlendirmesi yapılmıştır. Yeni geliştirilen sinyal yaklaşımına göre krizi en iyi öngörme başarısına sahip göstergenin reel döviz kuru olduğu sonucuna varılmıştır. Bu değişkene ilaveten kısa vadeli borçların rezervlere oranı ve rezerv değişkenleri de en iyi performansa sahip göstergeler olarak bulunmuştur.

2.4.4. Kesikli Seçim Modelleri

Kesikli seçim modelleri para krizleri üzerine yapılan uygulamalı çalışmalarda en sık kullanılan metotlardan birisidir. Bu analizlerde krizlere neden olduğu düşünülen makroekonomik ve finansal göstergelerin parasal

krizleri açıklama dereceleri sinyal yaklaşımdaki gibi ayrı ayrı değil, regresyon analizi yoluyla incelenmektedir.

Kesikli seçim analizlerinin temel amacı, regresyon analizi sonucunda parasal krize neden olduğu tespit edilen bazı göstergelerdeki gelişmelerin, gelecekte de benzer gelişmeler meydana geldiğinde bunun bir kriz göstergesi olduğunun anlaşılması ve kriz çıkmadan gerekli tedbirlerin alınmasıdır.

Bu yaklaşımda bağımlı değişken, döviz kuru baskı endeksinden hareketle elde edilen kriz değişkeni olmak üzere iki uçlu değerler almaktadır. Diğer bir ifadeyle, kriz sinyalinin alındığı dönemde “bir”, sinyalin alınmadığı dönem için ise “sıfır” şeklinde iki uçlu kukla değişkeni şeklinde tanımlanmaktadır. Diğer taraftan bağımsız değişkenler ise teorik önceliklere ve önceki ampirik çalışmalardan elde edilen sonuçlara göre belirlenmektedir.

Kesikli seçim modellerinin sinyal yaklaşımına göre avantajları şunlardır: Birincisi, değişkenler arasındaki korelasyonları dikkate alan bir bileşik endeks içinde öngörülen değişkenler daha tatmin edici şekilde bir araya getirilebilmektedir. İkincisi, değişkenlerin bireysel olarak istatistiksel anlamlılıkları test edilebilmektedir (Berg ve Patillo, 1999b: 569).

Kesikli seçim analizleri kullanılarak yapılan çalışmalar, her ülkenin ayrı ayrı ele alındığı zaman boyutunda kesikli seçim modelleri ve panel veriye dayanan kesikli seçim modelleri olmak üzere iki başlıkta sınıflandırılmaktadır. Tezin kapsamını panel veri oluşturduğu için bu kısımda sadece panel veriye dayanan kesikli seçim modellerini kullanan çalışmalardan bahsedilmiştir. Panel kesikli seçim modellerini kullanarak para krizlerini öngörmeyi amaçlayan ilk çalışma Frankel ve Rose (1996) dur. Bu çalışma ile birlikte literatürde yer alan diğer çalışmalar Tablo 3'te özetlenmiştir. Tablo 3'te bu çalışmalarda ele alınan ülkeler ve zaman periyodu, potansiyel öncü göstergeler ve model sonucunda hem iktisadi beklentilere uygun hem de istatistiksel olarak anlamlı bulunan göstergeler detayları ile verilmiştir.

Tablo 3. Panel Kesikli Seçim Modellerini Kullanan Çalışmalar

Çalışma	Kapsamı	Ele Alınan Göstergeler	Sonuçlar
Frankel ve Rose (1996)	105 gelişmekte olan ülke için 1971–1992 dönemine ait yıllık veriler kullanılarak 70 para krizi incelenmiştir.	Yurtiçi kredilerin büyüme oranı, Rezervlerin ithalata oranı, Cari Açık/GSYİH, Reel çıktındaki büyüme oranı, Reel döviz kurundaki aşırı değerlendirme, Toplam borç/GSMH, OECD ülkelerinin büyüme oranı, Yurt dışı faiz oranı, Doğrudan yabancı yatırımlar/Toplam borç, Bütçe dengesi/GSYİH	Doğrudan yabancı sermayenin toplam borçlara oranındaki azalışlar, yüksek borç düzeyi, rezervlerdeki azalışlar, aşırı değerlendirilmiş reel döviz kuru, yurtiçi kredilerdeki büyüme yurtdışı faiz oranlarındaki yükselişler kriz olasılığını arttırmaktadır. Ancak elde edilen bulgularla kurulan modelde sadece 5 kriz öngörülebilmektedir.
Esquivel ve Larrain (1998)	1975–1996 dönemi yıllık verileri kullanılarak 15 yüksek gelir ve 15 de orta gelir düzeyine sahip 30 ülke için toplam 111 para krizi incelenmiştir.	Senyoraj (Rezerv paradaki yıllık değişimin GSYİH'ye oranı), Reel döviz kuru, Cari Açık/GSYİH, M2/uluslararası rezervler, Dış ticaret haddi şokları Kişi başına gelirdeki büyüme oranı, Bulaşma etkisi	Modele dahil edilen tüm değişkenlerin hem istatistiksel olarak anlamlı hem de ekonomik açıdan tutarlı olduğu görülmüştür. Elde edilen sonuçlar hem 1. Nesil hem de 2. Nesil teorik krizi modellerini desteklemektedir. Aynı zamanda, tahmin edilen modelin öngörü başarısına göre incelenen 111 para krizinden 60 tanesi öngörülmüştür.
Krueger, Osakwe ve Page (1998)	1977–1993 dönemini kapsayan 19 gelişmekte olan ülke için yıllık veriler kullanılmıştır.	Dış borçların GSYİH'ya oranı, M2'nin rezervlere oranı, Cari Açık/GSYİH, Bütçe dengesi/GSYİH, Yurtiçi kredilerdeki büyüme oranı, Özel sektöre açılan krediler/GSYİH, Enflasyon oranı, Reel döviz kuru, Yurtdışı faiz oranları ve Bulaşma etkisi	Modelde cari açık ve bütçe dengesi değişkenleri hariç diğer değişkenler anlamlı bulunmuştur. Aynı zamanda krizlerin bulaşma etkisinin para krizi olasılığını önemli ölçüde arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır.
Berg ve Patillo (1999b)	20 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke için 1970–1999 dönemi aylık verileri kullanılmıştır.	KLR (1998) çalışmasında kullanılan 15 değişkene ilaveten M2'nin rezervlere oranı ve Cari Açık değişkenleri modele dahil edilmiştir.	Reel döviz kurundaki aşırı değerlendirme, cari açık, rezervlerdeki büyüme oranı, ihracattaki büyüme oranı, M2'nin rezervlere oranı ve M2/rezervlerdeki büyüme oranı değişkenlerinin krizi açıklamada istatistiksel olarak anlamlı bulunduğu görülmüştür. Aynı zamanda, model Asya krizini öngörmeye KLR'den daha başarılı sonuçlar sunmuştur.

Tablo 3. Panel Kesikli Seçim Modellerini Kullanan Çalışmalar (Devamı)

Çalışma	Kapsamı	Ele Alınan Göstergeler	Sonuçlar
Wirjanto (1999)	1975–1996 yıllık verilerini kapsayan 5 Doğu Asya ülkesi ele alınmıştır.	Kısa dönem borçlar/Rezervler, M2/Rezervler, Reel döviz kurundaki aşırı değerlendirme, Cari Açık, Açıklık, Kamu Dengesi, Yurtiçi kredilerdeki büyüme, GSYİH büyüme oranı, OECD GSYİH büyüme oranı, Yurtdışı faiz oranları ve Bulaşma etkisi	Panel kesikli model tahmin sonuçlarına göre; Kısa dönem borçlar/Rezervler, M2/Rezervler, Reel döviz kurundaki aşırı değerlendirme, Açıklık, Yurtiçi kredilerdeki büyüme, GSYİH büyüme oranı, Yurtdışı faiz oranları ve Bulaşma etkisi değişkenleri hem istatistiksel olarak anlamlı hem de kriz beklentilerine uygun çıkmıştır.
Kamin, Schindler ve Samuel (2001)	1981–1999 dönemine ait 26 gelişmekte olan ekonomi için yıllık veriler kullanılmıştır.	Reel GSYİH büyüme oranı, Bütçe dengesi/GSYİH, M2'nin rezervlere oranı, Toplam dış borç / ihracat, Rezervler/Kısa dönem borçlar, Reel döviz kuru, İhracattaki büyüme, Cari Açık/GSYİH, Doğrudan yabancı yatırımlar/GSYİH, Dış ticaret dengesindeki büyüme, ABD faiz oranları, Sanayileşmiş ülkelerin GSYİH büyüme oranı, Yurtiçi banka kredileri/GSYİH	Genel olarak yurtiçi faktörlerin kriz olasılığına büyük katkı yaptığı görülmüştür. Bunun yanında sadece kriz dönemlerine bakıldığı zaman dışsal şokların katkısının daha fazla olduğu sonucuna varılmıştır.
Eliasson ve Kreuter (2001)	1990–2000 dönemine ait 5 Asya ve 5 Latin Amerika ülkesi için aylık veriler kullanılmıştır.	Hisse senedi fiyatlarındaki getiri, Yurtiçi krediler/GSYİH, Özel sektör kredilerindeki yüzde değişim, M2/ Bankacılık rezervleri, M2/Döviz rezervleri, Sanayi üretim endeksindeki yüzde değişimler, İhracat, Kısa dönem borçlar/Döviz rezervleri, yurtiçi reel faiz oranları, Bulaşma etkisi, Reel döviz kurundaki aşırı değerlendirme	Panel kesikli seçim modelleri ile Asya ve Latin Amerika ülkeleri ayrı ayrı incelenmiştir. Her iki bölge içinde kriz olasılığını arttıran ortak değişkenler şöyle tespit edilmiştir: Hisse senedi fiyatlarındaki getiri, Reel döviz kurundaki aşırı değerlendirme, M2/ Bankacılık rezervleri, M2/Döviz rezervleri, Kısa dönem borçlar/Döviz rezervleri ve bulaşma etkisi. Diğer taraftan Asya ülkeleri için bu değişkenlere ilaveten Yurtiçi krediler/GSYİH, İhracat ve faiz oranları değişkenleri de istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

Tablo 3. Panel Kesikli Seçim Modellerini Kullanan Çalışmalar (Devamı)

Çalışma	Kapsamı	Ele Alınan Göstergeler	Sonuçlar
Kumar, Moorthy ve Perraudin (2002)	32 gelişmekte olan piyasa ekonomisi için 1985–1999 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	Trendden sapmalar ile Reel GSYİH, Reel döviz kurundaki aşırı değerlenme, İhracat, Doğrudan yabancı yatırımlar, Portföy yatırımları, Döviz rezervlerindeki yüzde değişimler, Bütçe Dengesi/GSYİH, Döviz rezervleri/İthalat, Resmi borçların toplam borçlara oranı, Global likitide göstergeleri, Bölgesel bulaşma kuklası, Enflasyon kuklası, Sermaye hesapları serbestleştirilmesi kuklası, Mal fiyat endeksindeki yüzde değişimler	Bu çalışmada kriz bağımlı değişkeni hem %5 hem de %10 anlamlılık düzeyi için kriz kukla değişkenleri hesaplanmış ve her iki bağımlı değişken içinde analizler gerçekleştirilmiştir. Her iki modelden de elde edilen sonuçlara göre Döviz rezervlerindeki yüzde değişimler, trendden sapmalar ile Reel GSYİH ve Reel döviz kurundaki aşırı değerlenme değişkenleri ortak olarak anlamlı ve iktisadi beklentilere uygun bulunmuştur.
Fratzscher (2003)	24 gelişmekte olan ülke için 1986–1998 dönemine ait üçer aylık veriler kullanılarak çeşitli bulaşma kanallarının Meksika ve Doğu Asya krizi dönemlerindeki etkisi incelenmiştir.	Sermaye akışları, Kısa dönem sermaye akışları, Aşırı borçlanma, Yurtdışı borçlar, Kısa dönem borçlar, Reel döviz kurundaki aşırı değerlenme, Rezervler, Ticaret dengesi, Reel ve Finansal Bulaşma etkileri	Bu çalışmada, hem tüm dönem için hem de sadece krizi dönemleri için ayrı ayrı panel kesikli seçim modelleri uygulanmıştır. Her iki modelde de Sermaye akışları, Yurtdışı borçlar, Kısa dönem borçlar, Reel döviz kurundaki aşırı değerlenme ve reel ve finansal bulaşma değişkenleri iktisadi beklentilere uygun ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.
Bussiere ve Fratzscher (2006)	1993–2001 dönemine ait 20 gelişmekte olan ekonomi aylık veriler kullanılarak incelenmiştir.	Reel döviz kurundaki aşırı değerlenme, Cari Açık/GSYİH, Ticaret dengesi/GSYİH, İthalat ve İhracattaki büyüme oranları, Kısa dönem borçlar/Rezervler, Toplam Borç/Rezervler, Doğrudan yabancı sermaye/GSYİH, Reel GSYİH büyüme oranı, Kamu borçları/GSYİH, Enflasyon oranı, Özel sektöre ve hükümete verilen yurtiçi krediler, Bankacılık mevduatları, M1 ve M2'nin GSYİH'ya ve rezervlere oranı, Hisse senedi fiyatları, Bulaşma etkisi (finansal bağımlılık açısından), Yurtiçi reel faiz oranları	Hem istatistiksel hem de ekonomik açılarından anlamlı bulunan değişkenler; Reel döviz kurundaki aşırı değerlenme, Cari Açık/GSYİH, Kısa dönem borçlar/Rezervler, Reel GSYİH büyüme oranı, Özel sektöre ve hükümete verilen yurtiçi krediler ve bulaşma etkisi. Aynı zamanda elde edilen nihai modelin krizleri yakalama başarısı %65.5 olarak bulunmuştur.

Tablo 3. Panel Kesikli Seçim Modellerini Kullanan Çalışmalar (Devamı)

Çalışma	Kapsamı	Ele Alınan Göstergeler	Sonuçlar
Peltonen (2006)	24 gelişmekte olan ülkenin 1980–2001 dönemi aylık gözlemleri kullanılmıştır.	Bütçe dengesi/GSYİH, Reel döviz kurundaki aşırı değerlendirme, Cari Açık/GSYİH, Reel mevduat faiz oranları, Reel GSYİH büyüme oranı, Reel yurtiçi kredilerdeki büyüme oranı, M2/Döviz rezervleri büyüme oranı, Hisse senedi fiyatlarındaki büyüme oranı, Bulaşma etkisi, Hiper enflasyon kuklası	Analiz sonucunda krizi açıklayan öncü göstergeler; Bütçe dengesi/GSYİH, Cari Açık/GSYİH, Reel mevduat faiz oranları, Reel GSYİH büyüme oranı, M2/Döviz rezervleri büyüme oranı, Bulaşma etkisi olarak bulunmuştur.
Bussiere (2007)	Latin Amerika, Asya ve Doğu Avrupa ülkelerinden oluşan 27 gelişmekte olan ülke için 1994–2000 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.	Kısa dönem borçlar/Rezervler, Cari Açık/GSYİH, Ticaret dengesi/GSYİH, Reel döviz kurundaki aşırı değerlendirme, Aşırı Borçlanma, GSYİH büyüme oranı, Finansal bulaşma, Toplam Borç/Rezervler, Toplam Borç/Rezervlerdeki yüzde değişim, Rezervlerdeki yıllık büyüme oranı,	Bu çalışmada hem statik hem de dinamik kesikli seçim modelleri ile kriz tahminleri yapılmıştır. Genel olarak, Kısa dönem borçların uluslararası rezervlere oranı, aşırı borçlanma, reel döviz kurundaki aşırı değerlendirme ve finansal bulaşma göstergeleri her iki modelde de istatistiksel olarak anlamlı ve beklentilere uygun olarak bulunmuştur.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

PANEL VERİDE NEDENSELLİK TESTLERİ

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin incelenmesinde literatürde en yaygın kullanılan nedensellik yaklaşımı Granger'ın yaklaşımıdır. Granger (1969) çalışmasında, nedensellik ilişkilerini belirlemek için zaman serilerine dayanan bir yaklaşım önermiştir. Granger'ın nedensellik tanımı, bir serinin kesin olarak öngörülebilirliğinden yola çıkmaktadır. Buna göre, şayet y_t 'nin öngörüsü, x_t 'nin geçmiş değerleri kullanıldığında x_t 'nin geçmiş değerleri kullanılmadığı duruma göre daha başarılı ise " x_t y_t 'nin Granger nedenidir" denir (Granger, 1969: 430).

Granger'ın nedensellik kavramındaki ana fikir, bir nedenin etkiden sonra gelececeğidir. Buna göre, şayet x değişkeni y değişkenini etkiliyorsa, bu durumda x değişkeni y değişkeninin öngörülerinin iyileştirilmesine yardımcı olmaktadır (Lütkepohl, 2005: 41). Genel anlamda, gelecek geçmişin nedeni olamayacağından dolayı, şayet bir x değişkeni y değişkeninin Granger anlamda nedeni ise x 'deki değişiklikler y 'deki değişikliklerin bir öncüsüdür.

Erken uyarı sistemi modellerinde, bir para krizine hangi göstergelerin öncü olduğunun belirlenmesi ve bu göstergeler çerçevesinde gerekli tedbirlerin alınması oldukça önemlidir. Granger'ın nedensellik tanımından hareketle, şayet muhtemel bir kriz göstergesinin geçmişteki değerleri gelecekteki krizin öngörüsünde başarılı ise, bu gösterge krizin bir öncü göstergesidir. O halde, Granger nedensellik testi krizi açıklayacak öncü göstergelerin belirlenmesinde kullanılabilir. Çepni ve Köse (2006) çalışmasında, 1985–2004 dönemine ait üçer aylık zaman serisi verilerinden

hareketle Türkiye için 1994 ve 2001 para krizlerinin öncü göstergelerini, Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik yaklaşımıyla tespit etmişlerdir.

Ancak, para krizi üzerine yapılan panel veri çalışmalarının hiçbirinde krizin nedeni olabilecek öncü faktörler, krizlerin gerçekleşme olasılıkları tahmin edilmeden önce ön bir nedensellik testi ile incelenmemiştir. Bu çalışmada, literatürde para krizi üzerine yapılan panel veri çalışmalarından farklı olarak, krizlerin öncü göstergelerinin belirlenmesinde panel nedensellik testleri kullanılacaktır.

Literatürde, nedensellik testlerini panel veriye genişleten çalışmalar dikkati çekmektedir. Bu çalışmalar, Vektör Otoregresif Modelde (VAR) yer alan katsayıların bireyler arasında homojen veya heterojen olmasına göre iki gruba ayrılmaktadır. Holtz–Eakin, Newey ve Rosen (1988, HNR) panel vektör otoregresif modeldeki katsayıların homojenliği varsayımı altında bir nedensellik testi geliştirilmiştir. Bu nedensellik testi panel veride nedensellik üzerine ilk yaklaşımdır. İkinci grupta yer alan Hurlin ve Venet (2001), Konya (2006) ve Emirmahmutoğlu ve Köse (2010) çalışmaları ise katsayıların heterojenliği üzerine tahsis edilmiş nedensellik yaklaşımlarıdır. Heterojen panel veri modellerinde, paneldeki bireyler için ayrı ayrı zaman boyutunda tahminler yapılarak bireye özgü test istatistiklerinin elde edilip daha sonra bu birey test istatistiklerinin birleştirilmesi yoluna gidilmektedir. Böylece, hem birey birey hem de tüm bireyler için genel bir sonuç elde edildiğinden ve aynı zamanda homojen panel modellerine göre daha basit hesaplamalar içerdiğinden dolayı birçok çalışmada tercih edilmektedir.

Bu nedensellik yaklaşımlarına ilişkin ayrıntılı bilgiler aşağıda verilecek olup, çalışmanın uygulama aşamasında sadece Emirmahmutoğlu ve Köse (2010) yaklaşımı kullanılacaktır. Bu yaklaşımın diğerlerine göre tercih edilmesinin nedenleri 3.4 nolu başlık altında anlatılacaktır.

3.1.Holtz-Eakin, Newey ve Rosen(1988) Panel Nedensellik Yaklaşımı

Panel veride değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini inceleyen öncü yaklaşım Holtz-Eakin, Newey ve Rosen (1988) çalışmasıdır. Bu öncü yaklaşımda, panel VAR modelinde yer alan otoregresif katsayıların bireyler arasında sabit olduğu varsayımı altında panel nedensellik testi geliştirilmiştir. HNR, panelde yer alan değişkenler arasındaki dinamik ilişkileri incelemek amacıyla panel vektör otoregresif modellerden hareketle tahmin yöntemi ve hipotez testi teknikleri önermişlerdir.

Tipik otoregresif modellerde tutarlı parametre tahminleri elde etmek için veri setindeki gözlem sayısının görece olarak büyük olması gereklidir. Tersine, panel veri kullanıldığında, zaman serisi gözlemlerin sayısı genellikle küçüktür, fakat büyük çaplı örnekler çok sayıda yatay kesit gözlemi toplulaştırılarak elde edilebilir. Toplulaştırılmış yatay kesit verilerinin kullanılmasının bazı avantajları vardır. Birincisi, zaman durağanlık varsayımı gevşetilebiliyor. Geniş sayıda yatay kesit birimlerinin varlığı durumunda zaman içinde değişen gecikmeli katsayılara müsaade etmek mümkün olmaktadır. İkincisi, geniş sayıda yatay kesit birimi için asimptotik dağılım teorisi, birim kökleri ortadan kaldıran genel koşulları sağlamak için bir otoregresyon gerektirmemektedir (Holtz–Eakin v.d., 1988: 1372–1373).

Zaman durağanlık varsayımını gevşeten birey etkili model Chamberlain (1983) tarafından sunulan otoregresif bir model değiştirilerek elde edilebilir. T zaman periyodunda gözlemlenen N yatay kesit birimi olsun. i . yatay kesit gözlemlerini ve t ise zaman periyodunu göstermek üzere standart birey etkileri modeli aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$y_{i,t} = \alpha_0 + f_i + \sum_{l=1}^m \beta_l y_{i,t-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l x_{i,t-l} + u_{i,t}; \quad i = 1, \dots, N, t = (m + 1), \dots, T \quad (3.1)$$

Burada, f_i gözlenemeyen birey etkilerini ve $u_{i,t}$ beyaz gürültü sürecine sahip hata terimini göstermektedir.

(3.1) nolu modelden hareketle amaç, x değişkeninin y değişkeninin nedeni olup olmadığını belirlemektir. Bu sebeple, modelde gözlemlenemeyen birey etkilerinin elimine edilmesi gerekmektedir. Gözlemlenemeyen birey etkilerini modelden elemine etmenin standart yolu verilerin birinci sıra farkını almaktır. Bu durumda, (3.1) nolu model

$$\Delta y_{i,t} = \sum_{l=1}^m \beta_l \Delta y_{i,t-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l \Delta x_{i,t-l} + v_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N, t = (m+2), \dots, T \quad (3.2)$$

şekline dönüşür. (3.2) nolu dönüştürülmüş modelde Δ , 1. sıra fark operatörünü göstermektedir. Bu modelin parametrelerini tahmin etmek için EKK (En Küçük Kareler) yöntemi kullanılabilir. Ancak, (3.2) nolu model incelendiğinde dönüştürülmüş hata terimi $v_{i,t} (= u_{i,t} - u_{i,t-1}), (y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ açıklayıcı değişkeniyle ilişkilidir. Bu durumda, zaman serisi analizlerinde ortaya çıkan eşanlılık problemi panel veride de sorun yaratmaktadır. Dinamik panel veri modellerinde eşanlılık probleminden dolayı en küçük kareler ile elde edilecek tahminler sapmalı olmaktadır (Nickell, 1981). Bu durumda uygun çözüm, araç değişkenler kullanılarak EKK parametre tahminlerini gerçekleştirmektir. Denklem (3.2)'deki parametrelerin belirlenmesi için yeterli sayıda araç değişken kullanmak gerekmektedir. Gerekli araç değişkenlerin sayısı diklik koşulu (orthogonality condition) kullanılarak tanımlanabilir.

$$E(y_{is}v_{it}) = E(x_{is}v_{it}) = 0, \quad s < t - 1 \quad (3.3)$$

(3.3)'deki diklik koşullarını kullanarak (3.2) nolu denklemin parametrelerini tahmin etmek için en azından sağ taraf değişkenleri kadar araç değişkenlerine ihtiyaç vardır. (3.2) nolu dönüştürülmüş otoregresif modelden t zaman periyodu için $[y_{i,t-2}, \dots, y_{i,1}, x_{i,t-2}, \dots, x_{i,1}]$ araç değişkenler olarak kullanılmaktadır. Her zaman dönemi için denklem $2m$ tane sağ taraf değişkenine sahiptir. Belirlenme için $2t - 4$ tane araç değişkene ihtiyaç

duyulduğundan $2t - 4 \geq 2m$ veya $t \geq m + 2$ koşulu yazılabilir. Kısacası (3.2) nolu denklemin parametrelerini tahmin etmek için $t \geq m + 2$ olması gereklidir (Moisio, 2000).

3.2. Hurlin ve Venet (2001) Panel Nedensellik Yaklaşımı

Hurlin ve Venet (2001) çalışmasında, dinamik heterojen panel veri modellerinde değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini test eden bir yaklaşım geliştirilmiştir.

x ve y değişkenleri, T döneme ve N bireye ait 2 kovaryans (zayıf) durağan süreci göstermek üzere, her birey ($i = 1, 2, \dots, N$) ve her dönem ($t = 1, 2, \dots, T$) için birey etkilerini de (sabit etki) içeren panel otoregresif model aşağıda verilmiştir.

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^k y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^k x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.4)$$

Burada $\beta_i = (\beta_i^1, \dots, \beta_i^k)$ göstermek üzere birey etkileri α_i ' lerin sabit olduğu varsayılmaktadır. Aynı zamanda, gecikme uzunluğu K 'nin tüm yatay kesit birimleri için aynı olduğu varsayılmaktadır. Otoregresif parametre (γ_i^k) ve regresyon eğim katsayısı (β_i^k)' nin ise bireyler arasında değişmesine müsaade edilmektedir.

(3.4) nolu otoregresif modeli kullanarak gerçekleştirilen Granger nedensellik testi için aşağıdaki varsayımların sağlanması gerekmektedir.

Varsayım 1. Her yatay kesit birimi için ($i = 1, 2, \dots, N$), birey artıkları, her zaman döneminde ($\forall t (t = 1, 2, \dots, T)$) birbirinden bağımsız ve ortalaması sıfır $E(\varepsilon_{i,t}) = 0$ ve sınırlı heterojen varyanslı $E(\varepsilon_{i,t}^2) = \sigma_{\varepsilon_i}^2$ normal dağılıma sahiptir.

Varsayım 2. Birey artıkları $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i,1}, \dots, \varepsilon_{i,T})'$ gruplar arasında birbirinden bağımsız dağılmaktadır: $\forall i \neq j$ ve $\forall (t, s)$ için $E(\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{i,s}) = 0$ dir.

Varsayım 3. Her iki birey değişkeni $x_i = (x_{i,1}, \dots, x_{i,T})'$ ve $y_i = (y_{i,1}, \dots, y_{i,T})'$, $E(y_{i,t}^2) < \infty$, $E(x_{i,t}^2) < \infty$ ve $E(x_{i,t}x_{j,z})$, $E(y_{i,t}y_{j,z})$ ve $E(y_{i,t}x_{j,z})$ sadece $t - z$ nin bir fonksiyonu, buna karşın $E(x_{i,t})$ ve $E(y_{i,t})$ ise t' den bağımsız olmak üzere kovaryans durağandır.

Bu basit iki değişkenli model, panel veri bağlamında Granger nedenselliğin temel bir çerçevesini oluşturmaktadır. Zaman serilerinde olduğu gibi panel veride de Granger nedensellik testi, β_i vektörü üzerine kısıtlamalar getirilerek gerçekleştirilmektedir. Ancak panel veride, bireyler arasındaki heterojenlik durumunda çok dikkatli olunması gereklidir. Bireyler arasındaki heterojenliğin ilk sebebi, birey etkileri α_i' nin varlığından kaynaklanmaktadır. İkinci sebebi ise, β_i parametresinin heterojenliğinden ortaya çıkmaktadır. İkinci sebep ilk sebepten daha ciddi bir sorun yaratmaktadır. Çünkü heterojenliğin ikinci sebebi nedensellik testi sonuçlarını direk şekilde etkilemektedir. İyi bilindiği gibi yanlış hipotez $\beta_i = \beta_j$ ($\forall (i, j)$) altında, otoregresif parametre β_i' nin tahminleri sapmalı olmaktadır. Bu durum Pesaran ve Smith (1995) tarafından AR(1) süreci için gösterilmiştir. Şayet β_i parametresinin homojenliği konusunda ısrar edilmesi durumunda, nedensellik test istatistikleri aldatıcı çıkarsamalara yol açabilmektedir. Sezgisel olarak, homojen modelden elde edilen $\hat{\beta}$ tahminleri gerçek katsayı β_i' nin ortalamasına yakın bir değere yakınsayacak ve şayet bu ortalama sifıra yakınsa “nedensellik yoktur” yokluk hipotezinin yanlışlıkla kabul edilme riskiyle karşılaşılacaktır.

Hurlin-Venet değişkenler arasındaki Granger nedenselliği test etmek için yokluk hipotezini aşağıdaki şekilde tanımlamıştır:

$$H_0: \beta_i = 0, \quad \forall i = 1, \dots, N \text{ için} \quad (3.5)$$

Diğer taraftan alternatif hipotez altında ise bireylerin bazı alt grupları için x' den y' ye nedensellik ilişkisi yokken, bazı alt gruplar için ise x' den y' ye nedensellik ilişkisinin olduğu varsayılmaktadır.

$$\begin{aligned} H_1: \beta_i &= 0, \quad \forall i = 1, \dots, N_1 \\ \beta_i &\neq 0, \quad \forall i = N_1 + 1, \dots, N \end{aligned} \quad (3.6)$$

Bu hipotezde, $0 \leq N_1/N < N$ koşulu sağlanmak üzere bilinmeyen N_1 sayıda birey için x' den y' ye nedensellik ilişkisi yoktur. N_1/N oranı birden daha küçüktür, çünkü $N_1 = N$ olması durumunda panelin bütün bireyleri için nedensellik ilişkisi yoktur ve bu durumda yokluk hipotezi geçerlidir. $N_1 = 0$ olması durumunda panelin bütün bireyleri için x' den y' ye nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Bu testin yapısı, Im v.d. (2003) tarafından önerilen heterojen panel birim kök testine benzerdir. Yokluk hipotezi reddedilemezse, panelin bütün bireyleri için “ x değişkeni y değişkeninin Granger nedeni değildir” sonucuna varılır. Ters durumda, yokluk hipotezi reddedilirse ve şayet $N_1 = 0$ olması durumunda panelin bütün bireyleri için “ $x y'$ nin Granger nedenidir”. Bu durumda tüm bireyler için nedensellik ilişkilerinin homojenliği söz konusudur. Diğer bir ifadeyle, veri üretim süreci homojen değildir, fakat bütün bireyler için homojen bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Eğer $N_1 > 0$ ise hem veri üretim süreci heterojen hem de nedensellik ilişkileri bireyler arasında farklılık göstermektedir.

Hurlin ve Venet (2001), (3.5) nolu eşitlikte verilen “tüm bireyler için nedensellik yoktur” yokluk hipotezini test etmek için birey Wald istatistiklerinin ortalamasına dayanan test istatistiği önermiştir. Bu teste ilişkin yokluk hipotezi altında ortalama $W_{N,T}^{H_0}$ istatistiği aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$W_{N,T}^{H_0} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,t} \quad (3.7)$$

Burada $W_{i,t}$ i . yatay kesit bireyi için $H_0: \beta_i = 0$ hipotezini testinden elde edilen birey Wald istatistiğini göstermektedir.

Bu istatistiğin genel formunu ifade etmek için k gecikme için T gözlem üzerinden aşağıdaki matrisler tanımlansın.

$$y_i^k = \begin{bmatrix} y_{i,1-k} \\ \vdots \\ y_{i,T-k} \end{bmatrix}_{(T \times 1)} \quad x_i^k = \begin{bmatrix} x_{i,1-k} \\ \vdots \\ x_{i,T-k} \end{bmatrix}_{(T \times 1)} \quad \varepsilon_i = \begin{bmatrix} \varepsilon_{i,1-k} \\ \vdots \\ \varepsilon_{i,T-k} \end{bmatrix}_{(T \times 1)}$$

Gecikme uzunluğu $k = 1, \dots, K$ için i . bireye ait $(T \times K)$ boyutlu Y ve X matrisleri $Y_i = [y_i^1 y_i^2 \dots y_i^K]_{(T \times K)}$ ve $X_i = [x_i^1 x_i^2 \dots x_i^K]_{(T \times K)}$ şeklinde tanımlanır. (3.4) nolu otoregresif model, $(T \times 2K + 1)$ boyutlu $Z_i = [e \ Y_i X_i]$ değişkenler matrisi ve $(1 \times 2K + 1)$ boyutlu $\theta_i = (\alpha_i, \gamma_i', \beta_i)'$ parametreler vektörü cinsinden ifade edilebilir. Burada, e $(T \times 1)$ boyutlu 1'lerden oluşan vektörü, $\gamma_i = (\gamma_i^1, \dots, \gamma_i^K)$ ve $\beta_i = (\beta_i^1, \dots, \beta_i^K)$ ise $(1 \times K)$ boyutlu parametreler vektörlerini göstermektedir. Bu durumda yokluk hipotezi $R\theta_i = 0$ olarak ifade edilebilir. Burada, R $(K \times 2K + 1)$ boyutlu matrisi göstermek üzere $R = [0: I_K]$ olarak tanımlanır. $H_0: \beta_i = 0$ yokluk hipotezi altında i . birey için Wald istatistiği

$$W_{i,T} = \hat{\theta}_i' R' [\hat{\sigma}_i^2 R(Z_i' Z_i)^{-1} R']^{-1} R \hat{\theta}_i = \frac{\hat{\theta}_i' R' [R(Z_i' Z_i)^{-1} R']^{-1} R \hat{\theta}_i}{\hat{\varepsilon}_i' \hat{\varepsilon}_i / (T - 2K - 1)} \quad \forall i = 1, \dots, N \quad (3.8)$$

elde edilir. Burada, $\hat{\theta}_i$ alternatif hipotez altında θ_i parametresinin tahmin edicisi, $\hat{\sigma}_i^2$ ise hataların varyansının tahminidir. T 'nin küçük olması durumunda, $\hat{\sigma}_i^2 = \hat{\varepsilon}_i' \hat{\varepsilon}_i / (T - 2K - 1)$ σ_i^2 'nin sapmasız tahmin edicisidir. (3.8) nolu eşitlikte verilen Wald istatistiği gerçek yığın artıkları (ε_i) cinsinden normalleştirilmiş değişkenler biçiminde karesel formda ifade edilebilir. İlk olarak artık kareler toplamı $\hat{\varepsilon}_i' \hat{\varepsilon}_i$ gerçek yığın artıklarının karesel formu olarak gösterilsin.

$$\hat{\varepsilon}_i' \hat{\varepsilon}_i = \varepsilon_i' [I_T - Z_i(Z_i' Z_i)^{-1} Z_i'] \varepsilon_i = \varepsilon_i' M_i \varepsilon_i \quad (3.9)$$

Burada M_i standart izdüşüm matrisidir. ε_i ise (3.4) nolu modelde i . bireye ait olan gerçek yığın artıklarıdır. (3.8) nolu Wald istatistiğinin payı aynı artık vektörleri cinsinden karesel formda yeniden yazılabilir. Şayet $\hat{\theta}_i = \theta_i +$

$(Z_i'Z_i)^{-1}Z_i'\varepsilon_i$ eşitliği ele alındığı zaman, $H_0:R\theta_i = 0$ hipotezi altında $R\hat{\theta}_i = (Z_i'Z_i)^{-1}Z_i'\varepsilon_i$ olur. Bu durumda

$$\begin{aligned}\hat{\theta}_i'R'[R(Z_i'Z_i)^{-1}R']^{-1}R\hat{\theta}_i &= \varepsilon_i'Z_i(Z_i'Z_i)^{-1}R'[R(Z_i'Z_i)^{-1}R]^{-1}R(Z_i'Z_i)^{-1}Z_i'\varepsilon_i \\ &= \varepsilon_i'\Phi_i\varepsilon_i\end{aligned}\quad (3.10)$$

elde edilir. (3.9) ve (3.10) nolu eşitliklerde M_i ve Φ_i eşgüçlü, simetrik ve sonuç olarak pozitif yarı tanımlı $(T \times T)$ boyutlu matrisler olmak üzere aşağıdaki gibi bulunur.

$$\Phi_i = Z_i(Z_i'Z_i)^{-1}R'[R(Z_i'Z_i)^{-1}R]^{-1}R(Z_i'Z_i)^{-1}\quad (3.11)$$

$$M_i = I_T - Z_i(Z_i'Z_i)^{-1}Z_i'\quad (3.12)$$

Wald istatistiği, varsayım 1 altında $\tilde{\varepsilon}_i = \varepsilon_i/\sigma_{\varepsilon_i}$ olacak şekilde standartlaştırılmış gerçek artıklar cinsinden tekrar yazılabilir.

$$\frac{W_{i,T}}{T-2K-1} = \frac{\varepsilon_i'\Phi_i\varepsilon_i}{\varepsilon_i'M_i\varepsilon_i} = \frac{\tilde{\varepsilon}_i'\Phi_i\tilde{\varepsilon}_i}{\tilde{\varepsilon}_i'M_i\tilde{\varepsilon}_i}, i = 1, 2, \dots, N\quad (3.13)$$

$$W_{i,T} = (T - 2K - 1) \frac{\tilde{\varepsilon}_i'\Phi_i\tilde{\varepsilon}_i}{\tilde{\varepsilon}_i'M_i\tilde{\varepsilon}_i}, i = 1, 2, \dots, N\quad (3.14)$$

Burada, $\tilde{\varepsilon}_i$ varsayım 1 altında ortalaması 0 ve varyansı I_T olacak şekilde normal dağılıma sahiptir. I_T ise $(T \times T)$ boyutlu birim matrisi göstermektedir.

“Nedensellik yoktur” yokluk hipotezi altında, (3.7) nolu eşitlikte verilen ortalama Wald istatistiğinin $(W_{N,T}^{H_0})$ asimptotik dağılımının belirlenmesi gereklidir. Burada öncelikle T daha sonra N sonsuza gittiği zaman ardışık yakınsama (sequential convergence) durumu ele alınsın. Bu ardışık yakınsama sonucu T büyük olduğu durumda birey Wald istatistiği $W_{i,T}$ 'nin standart yakınsama sonucundan elde edilir. Dinamik olmayan modelde, varsayım 1 deki normallik varsayımı bütün T ' ler için sağlandığında, Wald istatistiği K serbestlik dereceli Ki-kare dağılımına sahip olacaktır. Fakat dinamik modelde bu sonuç sadece asimptotik olarak geçerlidir. Varsayım 1

altında en küçük kareler tahmini $\hat{\theta}_i$ yakınsaklığı verildiğinde, $plim \varepsilon_i' M_i \varepsilon_i / (T - 2K - 1) = \sigma_{\varepsilon_i}^2$ olmaktadır.

$$plim_{T \rightarrow \infty} \frac{\tilde{\varepsilon}_i' M_i \tilde{\varepsilon}_i}{(T-2K-1)} = plim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{\sigma_{\varepsilon_i}^2} \left(\frac{\varepsilon_i' M_i \varepsilon_i}{T-2K-1} \right) = 1 \quad (3.15)$$

$W_{i,T}'$ nin limit dağılımını bulmak için $\tilde{\varepsilon}_i' \Phi_i \tilde{\varepsilon}_i$ 'nin limit dağılımını belirlemek gereklidir. Varsayım 1 altında, $\tilde{\varepsilon}_i$ vektörü $N(0, I_T)$ dağılmaktadır. Φ_i matrisi eşgüçlü matris olduğu için $\tilde{\varepsilon}_i' \Phi_i \tilde{\varepsilon}_i$ karesel formu, Φ_i 'nin rankına eşit serbestlik dereceli ki-kare dağılımına sahiptir. Bu durumda

$$\begin{aligned} iz(\Phi_i) &= iz\{Z_i(Z_i'Z_i)^{-1}R'[R(Z_i'Z_i)^{-1}R']^{-1}R(Z_i'Z_i)^{-1}Z_i'\} \\ &= iz\{[R(Z_i'Z_i)^{-1}R']^{-1}R(Z_i'Z_i)^{-1}Z_i'Z_i(Z_i'Z_i)^{-1}R'\} \\ &= iz\{[R(Z_i'Z_i)^{-1}R']^{-1}R(Z_i'Z_i)^{-1}R'\} \quad (3.16) \\ &= iz\{I_K\} \\ &= K \end{aligned}$$

elde edilir. Buradan hareketle, simetrik eşgüçlü matrisinin rankı izine eşit olduğundan, nedensellik yoktur yokluk hipotezi altında, her birey için Wald istatistiği asimptotik olarak K serbestlik dereceli ki-kare dağılımına sahiptir.

$$W_{i,T} \xrightarrow[T \rightarrow \infty]{d} \chi_K^2, \quad \forall i = 1, 2, \dots, N \quad (3.17)$$

Diğer bir ifadeyle, T sonsuza gittiği zaman birey Wald istatistikleri benzer dağılıma sahiptir. Varsayım 2 altında, ε_i ve ε_j ($i \neq j$ için) bağımsız dağılmaktadır. Şayet T sonsuza giderse birey istatistikleri $W_{i,T}'$ 'nin momentleri $E(W_{i,T}) = K$ ve $E(W_{i,T}^2) = 2K$ olmaktadır.

Ortalama Wald istatistiğinin dağılımı önce $T \rightarrow \infty$, daha sonra $N \rightarrow \infty$ gittiği zaman standart Lindberg-Levy merkezi limit teoreminden hareketle elde edilebilir:

$$Z_{N,T}^{H_0} = \sqrt{\frac{N}{2K}} (W_{N,T}^{H_0} - K) \xrightarrow[T, N \rightarrow \infty]{d} N(0, 1) \quad (3.18)$$

Geniş N ve T örnekleri için, şayet (3.18) nolu eşitlikten elde edilen standart istatistik değeri verilen anlamlılık düzeyinde ilgili normal dağılım kritik değerini aşarsa “nedensellik yoktur” yokluk hipotezi reddedilir.

Yukarıda belirtildiği gibi, asimptotik olarak birey Wald istatistikleri benzer ki-kare dağılımına sahiptir. Ancak, bu yakınsama artıklar normal dağılıma sahip olsa bile sabit T zaman boyutu için sağlanmayabilmektedir. T sabit olduğu durumda, birey Wald istatistikleri aynı dağılıma sahip olmasalar bile sınırlı ikinci sıra momentlere sahiptirler. Ancak standart bir dağılıma sahip değildir. Bu durumda, $W_{i,T}$ istatistiğinin birinci ve ikinci sıra momentlerinin belirlenmesi gereklidir.

Varsayım 1 altında, (3.14) nolu eşitlikteki $W_{i,T}$ istatistiği ele alınsın. Bu eşitlik standart normal vektörler cinsinden iki karesel formun oranıdır. Magnus (1986) teoreminde normalleştirilmiş değişkenler cinsinden verilen iki karesel formun oranının ilgili momentleri için genel koşullar önerilmiştir¹⁷. Magnus teoreminden hareketle, $W_{i,T}$ istatistiğinin momentleri bulunabilir. Magnus teoreminin koşulları M_i ve Φ_i matrisleri deterministik olduğu durumda uygulanmaktadır. Ancak, X_i değişkeninin deterministik olduğu varsayılsa bile Z_i matrisi stokastik olduğundan dolayı M_i ve Φ_i matrisleri de stokastik yapıdadır.

¹⁷ Magnus (1986, syf 104–106) iki karesel formun beklentileri için aşağıdaki genel koşulları tanımlamıştır.

$E[(x'Ax/x'Bx)^s]$ momentleri ele alınsın. x değişkeni $N(0, \sigma^2 I_T)$ dağılmakta, A (T, T) boyutlu simetrik matris ve B ise (T, T) boyutlu rankı $r(B) \geq 1$ 'den büyük pozitif yarı tanımlı matrisler olsun. Q ise ($T, T-r$) boyutlu $T-r$ tam sütun ranklı matris olmak üzere $BQ = 0$ olmalıdır. Şayet $r \leq T-1$ ise, Magnus (1986) teoreminde aşağıdaki üç koşul tanımlanmıştır.

- i. Eğer $AQ = 0$ ise bütün $s \geq 0$ için $E[(x'Ax/x'Bx)^s]$ vardır.
- ii. Eğer $AQ \neq 0$ ve $Q'AQ = 0$ ise $0 \leq s < r$ için $E[(x'Ax/x'Bx)^s]$ vardır. $s \geq r$ için $E[(x'Ax/x'Bx)^s]$ yoktur.
- iii. Eğer $AQ \neq 0$ ve $Q'AQ \neq 0$ ise $0 \leq s < r/2$ için $E[(x'Ax/x'Bx)^s]$ vardır. $s \geq r/2$ için $E[(x'Ax/x'Bx)^s]$ yoktur.

Buna göre ilk olarak simetrik eşgüçlü matris M_i 'nin rankı 1 veya 1'den daha büyüktür. Şöyle ki,

$$\begin{aligned}
 \text{rank}(M_i) &= iz(M_i) = iz[I_T - Z_i(Z_i'Z_i)^{-1}Z_i'] \\
 &= iz(I_T) - iz[Z_i(Z_i'Z_i)^{-1}Z_i'] \\
 &= iz(I_T) - iz[Z_i'Z_i(Z_i'Z_i)^{-1}] \\
 &= iz(I_T) - iz[I_{2K+1}] \\
 &= T - 2K - 1
 \end{aligned} \tag{3.19}$$

(3.4) nolu dinamik heterojen model için $T - 2K - 1$ değeri 1 veya 1'den büyüktür. İkinci olarak, Z_i matrisi $(T \times 2K + 1)$ boyutlu ve $2K + 1$ tam sütun ranklı olmak üzere

$$M_i Z_i = [I_T - Z_i(Z_i'Z_i)^{-1}Z_i']Z_i = Z_i - Z_i(Z_i'Z_i)^{-1}Z_i'Z_i = Z_i - Z_i = 0 \tag{3.20}$$

olur. Üçüncü olarak $\Phi_i Z_i$ matrislerinin çarpımı sıfırdan farklıdır. Çünkü

$$\begin{aligned}
 \Phi_i Z_i &= [Z_i(Z_i'Z_i)^{-1}R'[R(Z_i'Z_i)^{-1}R']^{-1}R(Z_i'Z_i)^{-1}Z_i'] \\
 &= [Z_i(Z_i'Z_i)^{-1}R'[R(Z_i'Z_i)^{-1}R']^{-1}R] \neq 0
 \end{aligned} \tag{3.21}$$

olur. Son olarak $Z_i' \Phi_i Z_i$ çarpımının sıfırdan farklı olduğunu göstermek gerekir.

$$\begin{aligned}
 Z_i' \Phi_i Z_i &= Z_i'[Z_i(Z_i'Z_i)^{-1}R'[R(Z_i'Z_i)^{-1}R']^{-1}R(Z_i'Z_i)^{-1}Z_i'] \\
 &= R'[R(Z_i'Z_i)^{-1}R']^{-1}R \neq 0
 \end{aligned} \tag{3.22}$$

(3.19)–(3.22) nolu eşitlikler dikkate alındığında Magnus (1986) teoreminin (iii) genel koşulunda, şayet $0 \leq s < ((T - 2K - 1)/2)$ olması durumunda $E[(W_{i,T})^s] = (T - 2K - 1)^s E\left[\left(\frac{\tilde{\epsilon}_i' \Phi_i \tilde{\epsilon}_i}{\tilde{\epsilon}_i' M_i \tilde{\epsilon}_i}\right)^s\right]$ sağlanır. Bu durumda sabit T değerinde $\beta_i = 0$ yokluk hipotezini test etmek için gerekli olan birey Wald istatistiği $W_{i,T}$ 'nin ikinci sıra momentleri, ancak ve ancak $T > 5 + 2K$ koşulu altında geçerlidir. Küçük T için birey Wald istatistiklerinin M_i ve Φ_i matrisleri bireyden bireye farklılık gösterdiklerinden dolayı aynı dağılıma sahip olması gerekli değildir. Ancak, ikinci sıra momentlerin varlığında

sağlanan koşullar bütün bireyler için aynıdır. Sabit T için, $W_{N,T}^{H_0}$ test istatistiği benzer dağılıma sahip olmayan $W_{i,T}$ istatistiklerinin ortalamasıdır. Yokluk hipotezi altında, ortalama Wald istatistiğinin dağılımı Lyapunov merkezi limit teoreminden hareketle elde edilebilir: Şayet

$$\lim_{N \rightarrow \infty} (\sum_{i=1}^N \text{Var}(W_{i,T}))^{-1/2} \left(\sum_{i=1}^N E[|W_{i,T} - E(W_{i,T})|]^3 \right)^{-1/3} = 0 \quad (3.23)$$

olduğu durumda standart istatistik $Z_N^{H_0}$ aşağıdaki gibidir:

$$Z_N^{H_0} = \frac{\sqrt{N}[W_{N,T}^{HNC} - N^{-1} \sum_{i=1}^N E(W_{i,T})]}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N \text{Var}(W_{i,T})}} \xrightarrow{N \rightarrow \infty} N(0,1) \quad (3.24)$$

Burada $E(W_{i,T})$ ve $\text{Var}(W_{i,T})$ sırasıyla (3.14) nolu eşitlikten elde edilen birey Wald istatistiklerinin ortalamasını ve varyansını göstermektedir. Şayet zaman boyutu T 'nin yeterince büyük olması durumunda, $E(W_{i,T})$ istatistiğinin birinci ve ikinci sıra moment değerleri sırasıyla K ve $2K$ değerlerine yakınsamaktadır. Ancak T 'nin küçük değerleri için bu asimptotik moment değerlerinin kullanılması zayıf test sonuçlarına yol açabilmektedir. Bu durumda T 'nin küçük değerleri için birey Wald istatistiklerinin momentlerinin elde edilmesi gerekmektedir. Birey Wald istatistiklerinin ilk iki momentinin hesaplamasında yokluk hipotezi altında stokastik simülasyon yöntemleri (Monte Carlo veya bootstrap) kullanılmaktadır.

3.3. Konya (2006) Panel Nedensellik Yaklaşımı

Heterojen dinamik paneller için Granger nedenselliğin test edilmesinde geliştirilen diğer yaklaşım ise Konya (2006)'dır. Bu yaklaşımın iki avantajı vardır. Birincisi, Hurlin-Venet yaklaşımında paneli oluşturan bireylerin anlık korelasyon içermediği varsayımı ihlal edilerek alternatif bir yaklaşım geliştirilmiştir. İkincisi, bu yaklaşım birim kök ve eş-bütünleşme analizleri için gerekli olan ön testlere ihtiyaç duymamaktadır. Sadece durağan seriler için geçerli bir panel nedensellik yaklaşımı geliştirilen Hurlin-Venet'in aksine

Konya'nın yaklaşımı, değişkenlerin zaman serisi özelliklerine bakılmaksızın düzeydeki değişkenler yardımıyla nedensellik analizlerini gerçekleştirmektedir.

Bu yaklaşımda, (3.25)'de verilen iki değişkenli heterojen panel VAR modelinden hareketle “değişkenler arasında Granger nedensellik yoktur” yokluk hipotezi test edilmektedir.

$$\begin{aligned} y_{i,t} &= \alpha_{1,i} + \sum_{l=1}^{ky_i} \beta_{1i}^l y_{i,t-l} + \sum_{l=1}^{kx_i} \gamma_{1i}^l x_{i,t-l} + \varepsilon_{1,i,t} \\ x_{i,t} &= \alpha_{2,i} + \sum_{l=1}^{ky_i} \beta_{2i}^l y_{i,t-l} + \sum_{l=1}^{kx_i} \gamma_{2i}^l x_{i,t-l} + \varepsilon_{2,i,t} \end{aligned} \quad (3.25)$$

Bu panel VAR modelinde, $\varepsilon_{1,i,t}$ ve $\varepsilon_{2,i,t}$ i . birey için korelasyonlu, fakat bireyler arasında korelasyonsuz beyaz gürültü sürecine sahip hataları göstermektedir. Aynı zamanda, modelde yer alan değişkenlere ilişkin gecikme uzunlukları da hem değişkenler hem de bireyler arasında farklılık gösterebilmektedir.

(3.25) nolu sistemin parametrelerinin tahminiyle ilgili olarak, belirli bir ülke için iki denklem aynı önceden belirli değişkenleri (gecikmeli içsel ve dışsal değişkenler) içerdiği için, parametrelerin EKK tahminleri tutarlı ve asimptotik olarak etkindir. Bu durumda, analize dahil edilen $2N$ denklemin parametreleri ayrı ayrı istenilen sırada tahmin edilebilir.

Konya, (3.25)'te verilen N sayıda VAR sistemi yerine her birey için x ve y değişkenlerine ilişkin aşağıdaki 2 denklem sistemini ele almaktadır.

$$\begin{aligned} y_{1,t} &= \alpha_{1,1} + \sum_{l=1}^{ky_1} \beta_{11}^l y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{kx_1} \gamma_{11}^l x_{1,t-l} + \varepsilon_{1,1,t} \\ y_{2,t} &= \alpha_{1,2} + \sum_{l=1}^{ky_2} \beta_{12}^l y_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{kx_2} \gamma_{12}^l x_{2,t-l} + \varepsilon_{1,2,t} \\ &\vdots \\ y_{N,t} &= \alpha_{1,N} + \sum_{l=1}^{ky_N} \beta_{1N}^l y_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{kx_N} \gamma_{1N}^l x_{N,t-l} + \varepsilon_{1,N,t} \end{aligned} \quad (3.26)$$

ve

$$\begin{aligned}
x_{1,t} &= \alpha_{2,1} + \sum_{l=1}^{ky_1} \beta_{21}^l y_{1,t-l} + \sum_{l=1}^{kx_1} \gamma_{21}^l x_{1,t-l} + \varepsilon_{2,1,t} \\
x_{2,t} &= \alpha_{2,2} + \sum_{l=1}^{ky_2} \beta_{22}^l y_{2,t-l} + \sum_{l=1}^{kx_2} \gamma_{22}^l x_{2,t-l} + \varepsilon_{2,2,t} \\
&\vdots \\
x_{N,t} &= \alpha_{2,N} + \sum_{l=1}^{ky_N} \beta_{2N}^l y_{N,t-l} + \sum_{l=1}^{kx_N} \gamma_{2N}^l x_{N,t-l} + \varepsilon_{2,N,t}
\end{aligned} \tag{3.27}$$

(3.25) ile karşılaştırıldığında, bu alternatif gösterim iki ayrı özelliğe sahiptir. İlk olarak, (3.26) ve (3.27)'de yer alan her denklem farklı önceden belli değişkenler içermektedir. Birey regresyonları arasındaki tek mümkün bağlantı sistem içindeki anlık korelasyondur. Bu nedenle, bu iki denklemler seti artık VAR sistemi değil, Görünüşte İlişkisiz Regresyon (GİR) sistemidir. İkinci olarak, ülkeye özel bootstrap kritik değerleri kullanılacağından dolayı x ve y değişkenlerinin durağanlık varsayımını sağlaması gerekli değildir. Böylece, nedensellik analizleri düzeyde seriler ile gerçekleştirilecektir.

(3.26) ve (3.27) GİR sistemlerinde, i . ülke için x ve y değişkenleri arasındaki Granger nedensellik ilişkisi şöyle işlemektedir: Eğer (3.26)'da $\gamma_{1,i}$ 'lerin hepsi birlikte sıfır değil, fakat (3.27)'de $\beta_{2,i}$ 'lerin hepsi birlikte sıfır ise, x 'den y 'ye tek yönlü Granger nedensellik vardır. Tersine, Eğer (3.26)'da $\gamma_{1,i}$ 'lerin hepsi birlikte sıfır, fakat (3.27)'de $\beta_{2,i}$ 'lerin hepsi birlikte sıfırdan farklı ise, y 'den x 'e tek yönlü Granger nedensellik geçerlidir. x ve y arasındaki iki yönlü Granger nedensellik ilişkisi için ise hem (3.26)'da $\gamma_{1,i}$ 'lerin hem de (3.27)'de $\beta_{2,i}$ 'lerin birlikte sıfırdan farklı olması gereklidir.

(3.26) ve (3.27) nolu denklem sistemlerinde, parametreleri tahmin etmek için uygun bir yöntem hata terimlerinin özelliklerine bağlıdır. Yukarıda belirtildiği gibi, eğer bireyler arasında anlık korelasyon (yatay kesit bağımlılığı) yoksa, birey denklemleri ayrı ayrı EKK ile tahmin edilebilir. Bu durumda EKK tahminleri en iyi doğrusal sapmasız tahminlerdir. Diğer taraftan, bireyler arasındaki anlık korelasyon var ve denklemlerde yer alan değişkenlerin gecikme uzunlukları aynı birey için farklı ise EKK tahminleri artık etkin değildir. Daha etkin tahminler elde etmek için (3.25) ve (3.26) nolu

denklemlerinin parametreleri ayrı ayrı mümkün genelleştirilmiş en küçük kareler veya en çok olabilirlik yöntemleri ile tahmin edilebilir. Ancak Konya (2006) çalışmasında, bu tahmin yöntemlerine alternatif olarak Zellner (1962) tarafından önerilen GİR tahmin yöntemini kullanmaktadır.

GİR tahmin yönteminde, örneğin “ x 'den y 'ye tek yönlü Granger nedensellik yoktur” yokluk hipotezi test edilirken, (3.26) nolu sistem tüm bireyler için eşanlı olarak tahmin edilir. Konya'nın yaklaşımında, eşanlı olarak parametreleri tahmin edilen sistemde yokluk hipotezi paneldeki bireyler için ayrı ayrı Wald istatistikleri kullanılarak test edilir. Wald istatistiklerine ilişkin kritik değerler ise bootstrap yöntemi ile bireye özgü olarak belirlenir.

3. 4. Emirmahmutoğlu ve Köse (2010) Panel Nedensellik Yaklaşımı

Granger anlamda nedenselliği test etmek için panel veriye genişletilen son yaklaşım Emirmahmutoğlu ve Köse (2010) çalışmasıdır. Bu yaklaşımın, diğer alternatif yaklaşımlardan benzerlikleri ve farklılıkları şunlardır:

Birincisi, Hurlin-Venet ve Konya'nın yaklaşımlarındaki gibi panel VAR modeli heterojendir. Bu yaklaşımda, Hurlin-Venet yaklaşımındaki gibi panelde yer alan bireyler için ayrı ayrı VAR modeli parametreleri tahmin edilmektedir. İkincisi, bu yaklaşımda VAR modelindeki değişkenlerin zaman serisi özelliklerini dikkate almaksızın düzeydeki değişkenler ile nedensellik analizleri yapılmaktadır. Bu durum, Konya'nın yaklaşımında bootstrap yöntemiyle bireye özgü kritik değerler üretilerek sağlanırken, bu yaklaşımda Toda ve Yamamoto (1995) tarafından önerilen gecikmesi artırılmış VAR yöntemi kullanılarak sağlanmaktadır. Bu yeni yöntemde parametre tahminleri EKK ile gerçekleştirilmektedir. Üçüncüsü, Hurlin-Venet yaklaşımındaki gibi paneldeki bireyler için hem ayrı ayrı hem de genel olarak Granger nedensellik analizleri yorumlanabilmektedir. Bu yaklaşımda, birey test istatistiklerinin istatistiksel anlamlılık düzeylerinin Fisher (1932) tarafından

önerilen meta analizi yaklaşımıyla birleştirilmesiyle elde edilen yeni test istatistiğinden hareketle tüm bireyler için ortak bir nedensellik analizi yapılabilmektedir. Ancak Konya'nın yaklaşımında sadece bireye özgü nedensellik analizleri yapılmaktadır.

Son olarak, bireyler arasında anlık korelasyon durumunda, meta analizi ile elde edilen yeni test istatistiğinin ampirik dağılımı asimptotik olarak geçerli olmadığından dolayı, bu test istatistiğine ait kritik değerler bootstrap yöntemi ile elde edilmektedir. Ancak, anlık korelasyon birey test istatistiklerinin asimptotik dağılımını bozmamaktadır. Çünkü bu yaklaşımda her birey için Toda-Yamamoto'nun gecikmesi arttırılmış düzey VAR modeli parametreleri ayrı ayrı EKK ile tahmin edilmekte ve böylece birey test istatistiklerinin asimptotik dağılımı hala geçerliliğini korumaktadır. Diğer taraftan, Konya'nın yaklaşımında bireyler arası anlık korelasyon durumunda, bireylere ait denklem parametrelerinin eşanlı olarak tahmin edildiği GİR yöntemi kullanılmaktadır.

Tüm bu benzerlikler ve farklılıklar ışığında, Emirmahmutoğlu ve Köse (2010) tarafından geliştirilen heterojen panel veride meta analizine dayalı Granger nedensellik yaklaşımı aşağıda detayları ile anlatılmıştır.

Heterojen panel veride p değişkenli k_i . sırada bir VAR modeli (3.28) nolu eşitlikte verilmiştir.

$$z_{i,t} = \mu_i + A_{i1}z_{i,t-1} + A_{i2}z_{i,t-2} + \dots + A_{ik_i}z_{i,t-k_i} + u_{i,t} \quad (3.28)$$

Bu eşitlikte i yatay kesit bireylerini; t zaman periyodunu ve μ_i ise sabit etkilere ilişkin p boyutlu vektörü göstermektedir. $A_{i1}, A_{i2}, \dots, A_{ik_i}$ bireyler arasında değişmeye müsaade eden $(p \times p)$ boyutlu parametre matrisidir. Her yatay kesit bireyi için ($i = 1, 2, \dots, N$), birey artıkları $u_{i,t}$ 'ler $(p \times 1)$ boyutlu vektörlerdir. Tüm zaman periyotlarında $u_{i,t}$ vektörü ortalaması 0 ve varyansı Σ_{u_i} olmak üzere bireyler arasında bağımsız ve aynı dağılıma sahiptir. Σ_{u_i} ,

pozitif tanımlı varyans-kovaryans matrisidir. (3.28) nolu VAR sürecine ilişkin gecikme uzunluğu önceden bilinmekte veya bazı model seçim kriterleri (Akaike Bilgi Kriteri, Schwarz Bayezyen Kriteri gibi) ile tahmin edilmektedir. Ayrıca, gecikme yapısının bireyler arasında değişmesine ise müsaade edilmektedir.

Wald test istatistikleri VAR modelindeki katsayılar üzerindeki kısıtlamaları test etmek için standart bir araçtır. Her $i = 1, 2, \dots, N$ için, $\alpha_i = [\mu_i, A_{i1}, A_{i2}, \dots, A_{ik_i}]^{18}$ VAR sürecindeki katsayılar vektörünü göstermek üzere q tane bağımsız doğrusal kısıtlama ile ilgilenildiği varsayalım. Bu durumda “değişkenler arasında Granger nedensellik yoktur” yokluk hipotezi aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$H_0: R_i \alpha_i = 0, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (3.29)$$

(3.29)'daki yokluk hipotezine karşı heterojen alternatif hipotezler ise şöyledir:

$$H_1: R_i \alpha_i \neq 0, \quad i = 1, \dots, N_1; H_1: R_i \alpha_i = 0, \quad i = N_1 + 1, \dots, N \quad (3.30)$$

Bu hipotezlerde R_i , her i için rankı q_i olan ($q_i \times p^2 k_i$) boyutlu matrisleri ve 0 ise ($q_i \times 1$) boyutlu sıfır vektörünü göstermektedir. Eğer ($p \times 1$) boyutlu $z_{i,t}$ vektörü, sırasıyla m ve ($p - m$) boyutlu $x_{i,t}$ ve $y_{i,t}$ iki alt vektörü olarak parçalanırsa, k_i . sırada VAR modeli aşağıdaki gibidir:

$$z_{i,t} = \begin{bmatrix} x_{i,t} \\ y_{i,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_i^x \\ \mu_i^y \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^{k_i} \begin{bmatrix} A_{11,ij} & A_{12,ij} \\ A_{21,ij} & A_{22,ij} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{i,t-j} \\ y_{i,t-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{i,t}^x \\ u_{i,t}^y \end{bmatrix} \quad (3.31)$$

(3.31) nolu VAR modelinden hareketle, şayet her i için $H_0: A_{12,ij} = 0$ yokluk hipotezi reddedilemezse, $y_{i,t}$ $x_{i,t}$ 'nin Granger nedeni değildir.

¹⁸ vec, vektör operatörünü göstermektedir.

(3.28) da verilen k_i . sırada VAR modeli matris notasyonları ile aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$Z_i = B_i Q_i + U_i, \quad \forall i = 1, \dots, N \text{ için} \quad (3.32)$$

(3.32) deki matrisler cinsinden yazılan VAR modelinde her birey için

$Z_i = (z_{i,1}, \dots, z_{i,t})$ ($p \times T$) boyutlu matrisi

$B_i = (\mu_i, A_{i1}, A_{i2}, \dots, A_{ik_i})$ ($p \times (pk_i + 1)$) boyutlu matrisi

$Q_{i,t} = (1, z_{i,t}, \dots, z_{i,t-k_i})$ ($(pk_i + 1) \times 1$) boyutlu matrisi

$Q_i = (Q_{i,0}, \dots, Q_{i,T-1})$ ($(pk_i + 1) \times T$) boyutlu matrisi ve

$U_i = (u_{i,1}, \dots, u_{i,T})$ ($p \times T$) boyutlu matrisi

göstermektedir. (3.32) deki VAR modelinde her birey için B_i 'nin EKK tahmini;

$$\hat{B}_i = Z_i Q_i' (Q_i Q_i')^{-1} \quad i = 1, \dots, N \quad \text{için} \quad (3.33)$$

ve $\hat{\alpha}_i = \text{vec}(\hat{B}_i)$.

$\hat{\alpha}_i$ 'nin asimptotik normal dağılımı ise şöyledir:

$$\sqrt{T}(\hat{\alpha}_i - \alpha_i) \xrightarrow{d} N(0, \Gamma_i^{-1} \otimes \Sigma_{u_i}) \quad \forall i = 1, \dots, N \quad \text{için} \quad (3.34)$$

Bu asimptotik dağılımda $\Gamma_i = \text{plim} Q_i Q_i' / T$ olmakla birlikte, \Rightarrow dağılımda zayıf yakınsamayı ve \otimes notasyonu ise Kronecker çarpanını göstermektedir. (3.29) da verilen H_0 hipotezinin testinde kullanılan standart birey Wald istatistiği ise (3.35) te verilmiştir.

$$W_i = T \hat{\alpha}_i' R_i' (R_i' ((Q_i' Q_i)^{-1} \otimes \hat{\Sigma}_{u_i}) R_i)^{-1} R_i \hat{\alpha}_i' \quad \forall i = 1, \dots, N \quad \text{için} \quad (3.35)$$

Burada $\hat{\Sigma}_{u_i}$, Σ_{u_i} 'nin tutarlı EKK tahminidir. Şayet $\hat{\Sigma}_{u_i}$, tekil değilse, birey Wald istatistikleri q_i serbestlik dereceli asimptotik ki-kare dağılımına sahiptir. (3.33) ve (3.35) nolu eşitliklerde verilen EKK tahminleri ve Wald istatistikleri

ancak ve ancak VAR sürecindeki değişkenler durağansa geçerlidir. Bununla birlikte, şayet değişkenler düzeyde durağan değilse, bir diğer ifadeyle birim kök içeriyorsa, düzey VAR modelinden elde edilen EKK tahminlerine dayanan Wald istatistikleri standart olmayan bir asimptotik dağılıma sahiptir (Sims v.d.,1990). Böylece, durağan olmayan değişkenler içeren düzey VAR modelinden hareketle yapılacak olan Granger nedensellik testleri de geçerli değildir. Bu problemten kaçınmak için, Toda ve Yamamoto (1995) durağan olmayan değişkenlerle k . sırada düzey VAR modelinin katsayı kısıtlamalarını test etmek için gecikmesi arttırılmış düzey VAR modelinin tahmininden elde edilen modifiye Wald testini önermektedir. Diğer bir ifadeyle, k . sırada düzey VAR modeline $dmak$ gecikme ilave edilerek Wald istatistiği tahmin edilmektedir. $dmak$ gecikme uzunluğu VAR sürecindeki değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesini ifade etmektedir. Toda–Yamamoto yöntemine göre gecikmesi arttırılmış düzey VAR modeli için değişkenler arasındaki Granger nedensellik testinde modele eklenen ilk k . gecikmenin sıfıra eşitliği test edilmektedir. Bu durumda elde edilecek modifiye edilmiş Wald istatistikleri, q_i serbestlik dereceli asimptotik ki-kare dağılımına sahiptir.

Toda ve Yamamoto (1995) yönteminin önemli bir avantajı, Granger nedensellik testi öncesinde serilerin birim kök ve eşbütünleşme özelliklerinin belirlenmesinde kullanılan ön testlere ihtiyaç duymamasıdır. Böylece, birim kök ve eşbütünleşme testlerinde ortaya çıkabilecek ön test sapması problemi en aza indirilmektedir.

Emirmahmutoğlu ve Köse (2010) yaklaşımında, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin incelenmesinde zaman serileri üzerine tahsis edilen Toda–Yamamoto yaklaşımı heterojen panel veriye genişletilmiştir. (3.29) nolu yokluk hipotezini test etmek için aşağıda verilen $(k_i + dmak_i)$ gecikmeli panel VAR modeli şöyledir:

$$z_{i,t} = \begin{bmatrix} x_{i,t} \\ y_{i,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_i^x \\ \mu_i^y \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^{k_i+dmak_i} \begin{bmatrix} A_{11,ij} & A_{12,ij} \\ A_{21,ij} & A_{22,ij} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{i,t-j} \\ y_{i,t-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{i,t}^x \\ u_{i,t}^y \end{bmatrix} \quad (3.36)$$

(3.36) nolu düzey VAR modelinde Granger nedensellik testi için ilk k_i gecikmenin birlikte sıfıra eşitliği test edilmektedir. Örneğin, her birey için ilk $k_i A_{21,i}$ katsayısının birlikte sıfıra eşitliği istatistiksel olarak sağlanırsa, bu durumda “ x y ’nin Granger nedeni değildir”. Benzer şekilde, her birey için ilk $k_i A_{12,i}$ katsayısının birlikte sıfıra eşitliği istatistiksel olarak sağlanırsa “ y x ’nin Granger nedeni değildir” hipotezi reddedilememiş olur. Böylece (3.29) yokluk hipotezi her birey için ayrı ayrı Toda–Yamamoto tarafından önerilen modifiye edilmiş Wald istatistiği kullanılarak test edilebilir. (3.29) yokluk hipotezi altında, değişkenler durağan olmasa bile birey Wald istatistikleri hala q_i serbestlik dereceli asimptotik ki-kare dağılımına sahiptir.

Bu yaklaşımda, “Granger nedensellik yoktur” yokluk hipotezinin testinde kullanılan Toda-Yamamoto tahmin yöntemi heterojen panel veriye Fisher (1932) tarafından önerilen Meta Analizi yaklaşımı ile genişletilmiştir. Meta analizi yaklaşımı aynı hipotezi test eden birçok bağımsız deneyin veya çalışmanın sonuçlarını birleştirerek ortak bir sonuç elde etmeyi amaçlayan istatistiksel bir tekniktir (Hedges ve Olkin, 1985). Fisher, meta analizi yönteminde, bireysel testlerin istatistiksel anlamlılık düzeylerinin (p _değeri) birleştirme üzerinde durmaktadır. Şayet ilgili test istatistikleri sürekli ise, p _değerleri $(p_i)(i = 1, \dots, N)$ leri birbirinden bağımsız Tekdüze(0,1) değişkenleridir. Bu durumda, Fisher test istatistiği (λ) (3.37) deki gibi yazılır:

$$\lambda_i = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i), \quad i = 1, \dots, N \quad (3.37)$$

Bu eşitlikte p_i , i . yatay kesit birimine ait Wald istatistiğinden elde edilen p _değeridir. Fisher test istatistiği $2N$ serbestlik dereceli ki-kare dağılımına sahiptir. Aynı zamanda, bu test istatistiği zaman periyodu (T) limitte sonsuza gittikçe sabit birey sayısı (N) için geçerlidir (Maddala ve Wu, 1999).

(3.37) de verilen Fisher test istatistiğinin ampirik dağılımı yatay kesit bireyleri arasında anlık korelasyon olması durumunda artık geçerli olmamaktadır. Bu durumunda, Fisher testinin limit dağılımı yatay kesit

bağımsızlığı varsayımı ihmal edildiğinde ki-kare dağılımına sahip değildir. Böyle bir problemi çözmek için bir yolu, bootstrap yöntemini kullanarak Fisher test istatistiğinin ampirik dağılımının elde edilmesidir (Maddala ve Wu, 1999).

Panel veride bireyler arasındaki anlık korelasyon olması durumunda Fisher test istatistiğinin ampirik dağılımını elde etmek için uygulanacak bootstrap prosedürünün adımları şöyledir:

Heterojen panelde $(k_i + dmak_i)$ gecikmeli düzey VAR modelini ele alalım:

$$y_{i,t} = \mu_i^y + \sum_{j=1}^{k_i+dmak_i} \beta_{i1}^j y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+dmak_i} \beta_{i2}^j x_{i,t-j} + u_{i,t}^y \quad (3.38)$$

$$x_{i,t} = \mu_i^x + \sum_{j=1}^{k_i+dmak_i} \beta_{i3}^j y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+dmak_i} \beta_{i4}^j x_{i,t-j} + u_{i,t}^x \quad (3.39)$$

Bu modelde, her i için, k_i gecikme uzunluğunu ve $dmak_i$ ise sistemde yer alan değişkenlerin maksimum bütünleşme sıralarını göstermektedir. Aynı zamanda zaman periyodunun (T_i) bireyler arasında farklı olabilmektedir. Diğer bir ifadeyle, panel veri dengeli olmayan bir yapıdadır.

Basitleştirmek amacıyla, bootstrap prosedürü (3.38) nolu modelden hareketle x' den y' ye Granger nedenselliği test etmek amacıyla aşağıda adımsal olarak verilmiştir. Benzer bir prosedür, y' den x' e Granger nedenselliği test etmek için tasarlanabilir.

Adım 1. Her birey için gözlemlenen veri seti kullanılarak (3.38) nolu modelin parametreleri EKK ile tahmin edilir. Burada, gecikme uzunluğu k_i 'ler geleneksel model seçim kriterleriyle (AIC, SBC gibi) ve $dmak_i$ ise geleneksel birim kök testleri yardımıyla belirlenir.

Adım 2. Her birey için ayrı ayrı $\beta_{12}^1 = \dots = \beta_{12}^{k_i} = 0$ Granger nedensellik yoktur yokluk hipotezi altında (3.38) nolu model parametreleri tekrar EKK ile tahmin edilir ve modele ilişkin artıklar hesaplanır.

$$\hat{u}_{i,t}^y = y_{i,t} - \hat{\mu}_i^y - \sum_{j=1}^{k_i+dmak_i} \hat{\beta}_{i1}^j y_{i,t-j} - \sum_{j=1}^{k_i+dmak_i} \hat{\beta}_{i2}^j x_{i,t-j}, t = k_i + 1, \dots, T_i \quad (3.40)$$

Adım 3. Denklem(3.40) dan elde edilen artıkların anlık yatay kesit bağımlılığını korumak için tekrardan örnekleme ile $\tilde{u}_{i,t}^*$ bootstrap artıkları elde edilir.

$$\tilde{u}_t^* = (\tilde{u}_{1,t}^*, \dots, \tilde{u}_{N,t}^*)$$

Burada $\tilde{u}_{i,t}^* = (\hat{u}_{i,t}^y - T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_{i,t}^y)$ olarak hesaplanır.

Adım 4. Granger nedensellik yoktur yokluk hipotezi altında bootstrap artıkları kullanılarak her birey için yserisi tekrardan üretilir:

$$y_{i,t}^* = \hat{\mu}_i^y - \sum_{j=1}^{k_i+dmak_i} \hat{\beta}_{i1}^j y_{i,t-j}^* - \sum_{j=1}^{k_i+dmak_i} \hat{\beta}_{i2}^j x_{i,t-j} + \tilde{u}_{i,t}^*, t = k_i + 1, \dots, T_i \quad (3.41)$$

Burada $\hat{\beta}_{i1}^j$ ve $\hat{\beta}_{i2}^j$ 2.adımdan elde edilen parametre tahminlerdir.

Adım 5. Alternatif hipotez altında, (3.41)'den elde edilen bootstrap $y_{i,t}^*$ serileri kullanarak (3.38) nolu modelin parametreleri tahmin edilir ve Granger nedensellik yoktur yokluk hipotezi altında, her birey için Wald istatistikleri elde edilir. k_i serbestlik dereceli ki-kare dağılımına sahip bu Wald istatistikleri kullanılarak her yatay kesit birimi için p_değerleri hesaplanır. Son olarak (3.37) de verilen Fisher test istatistiği elde edilir.

Adım 6. 3-5 nolu adımlar defalarca tekrar edilerek Fisher test istatistiğinin ampirik dağılımı elde edilir ve bu örnekleme dağılımının uygun bir yüzdesi seçilerek bootstrap kritik değerleri bulunur.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

PARA KRİZLERİ ÜZERİNE AMPİRİK BİR ÇALIŞMA

4.1. ARAŞTIRMANIN KAPSAMI

Bu bölümde gelişmekte olan piyasa ekonomisi ülkelerinde doksanlı yıllardan sonra yaşanan para krizleri ve bu krizlere yol açan makroekonomik faktörleri ortaya koymak amacıyla ekonometrik analizler gerçekleştirilecektir. Para krizlerinin ana odak noktalarından biri bu tür krizlerin çoğunlukla gelişmekte olan ülke ekonomilerinde ortaya çıkmasıdır. Çünkü gelişmekte olan ülkeler bu tür krizlere karşı daha hassas, aynı zamanda daha da önemlisi kriz meydana geldiğinde ekonomileri üzerinde daha ciddi tahribatlara yol açmasıdır. Ancak bu krizler sadece ilgili ülkenin ekonomisine zarar vermekle kalmayıp aynı zamanda krizin bulaşma etkisiyle de aynı bölgede yer alan bazı ülkelere de sıçrayarak o ülkelerin ekonomilerine yönelik şiddetli etkiler bırakmıştır. Örneğin, 1997 yılının Temmuz ayında Tayland Bath'ının devalüe edilmesiyle başlayan Güney Asya bölgesindeki kriz diğer bölge ülkelerine de yayılarak bu ülkelerin ekonomilerinde ciddi para krizlerine dönüşmüştür.

Çalışma kapsamında analize dahil edilen ülkeler Latin Amerika, Asya ve Avrupa olmak üzere üç bölgeden oluşmaktadır. Bu bölgeler, bölgelerde yer alan ülkeler ve ülkelere ilişkin analiz dönemleri Tablo 4'de yer almaktadır.

Analizler üç kısımdan oluşmaktadır. İlk olarak, analiz kapsamına dahil edilen 16 gelişmekte olan ülke için Kaminsky, Reinhart ve Lizondo (1998) tarafından önerilen "Döviz Kuru Baskı Endeksi" yardımıyla para krizi dönemleri normal dağılım ve aşırı değer teorisi yaklaşımları çerçevesinde belirlenecektir. İkincisi, gelişmekte olan ülkelerdeki para krizlerinin öncüsü olabilecek makroekonomik göstergeler meta analizine dayalı panel Granger

nedensellik testi çerçevesinde tespit edilecektir. Son kısımda ise panel nedensellik testi yardımıyla anlamlı bulunan öncü göstergeler kullanılarak hem istatistiksel olarak hem de iktisadi kriz beklentileri açısından uygun erken uyarı sistemi modelleri oluşturulacaktır. Bu erken uyarı modelleri yardımıyla, KLR baskı endeksinden belirlenen kriz dönemleri öncesi belli bir zaman dilimi içinde kriz öngörü olasılıkları hesaplanacak ve modellerin öngörü başarıları çeşitli performans kriterleri yardımıyla incelenecektir.

Tablo 4. Bölgeleri ve Dönemleri İtibariyle Ülkeler

Bölge	Ülke	Dönem
Latin Amerika	Arjantin	1994 Ocak – 2008 Aralık
Latin Amerika	Brezilya	1992 Ocak – 2008 Aralık
Latin Amerika	Şili	1991 Ocak – 2008 Aralık
Latin Amerika	Kolombiya	1994 Ocak – 2008 Aralık
Latin Amerika	Peru	1992 Ocak – 2008 Aralık
Latin Amerika	Venezüella	1991 Ocak – 2008 Aralık
Latin Amerika	Meksika	1994 Ocak – 2008 Aralık
Asya	Endonezya	1991 Ocak – 2008 Aralık
Asya	Kore	1991 Ocak – 2008 Aralık
Asya	Malezya	1992 Ocak – 2008 Aralık
Asya	Filipinler	1991 Ocak – 2008 Aralık
Asya	Tayland	1997 Ocak – 2008 Aralık
Avrupa	Macaristan	2000 Ocak – 2008 Aralık
Avrupa	Türkiye	1991 Ocak – 2008 Aralık
Avrupa	Polonya	1992 Ocak – 2008 Aralık
Avrupa	Rusya	1996 Temmuz – 2008 Aralık

4.2. VERİ SETİ VE KAYNAKLARI

Çalışmada kullanılacak makroekonomik ve finansal değişkenlere ilişkin veriler beş farklı veri tabanından elde edilmiştir. Makroekonomik ve finansal değişkenler, International Financial Statistics (IFS), Uluslararası Para Fonu (IMF), ülke merkez bankaları ve Dünya Bankası veri tabanlarından;

hisse senedi fiyatları ise Datastream veri tabanından derlenmiştir. Analizde kullanılacak değişken setine ilişkin veriler aylık frekansta gözlemlenmiştir. Buna karşın, Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (*GSYİH*) ve Cari Açık (*CA*) değişkenleri üçer aylık yada yıllık zaman periyodunda gözlemlendiğinden, bu değişkenler Chow ve Lin (1971) interpolasyon yöntemi kullanılarak her ülke için ayrı ayrı aylık periyoda dönüştürülmüştür. Çalışma kapsamında yer alan bağımlı ve bağımsız değişkenler analizin bundan sonraki kısımlarında kullanılan kodlarıyla birlikte detaylı olarak verilmiştir.

4.2.1. Bağımlı Değişken

Çalışmada bağımlı değişken olarak Kaminsky, Reinhart ve Lizondo (1998) tarafından önerilen döviz kuru baskı endeksi (*DBE*) yardımıyla 0 ve 1 değerlerine dönüştürülen iki terimli kukla değişken kullanılacaktır. Döviz kuru baskı endeksi aşağıdaki eşitlik yardımıyla her ülke için ayrı ayrı hesaplanmıştır:

$$DBE_{i,t} = w_{DK} \Delta RDK_{i,t} - w_{REZ} \Delta REZ_{i,t} + w_{FO} \Delta FO_{i,t} \quad (4.1)$$

Bu eşitlikte; *RDK*, ilgili ülkenin para birimi / ABD \$ cinsinden reel döviz kurunu; *REZ*, milyar ABD \$ cinsinden ilgili ülkenin yabancı döviz rezervlerini ve *FO* ise kısa dönem faiz oranlarını göstermektedir.

Reel döviz kuru (*RDK*), ilgili ülkeye ait nominal döviz kurunun (*NDK*) görelî fiyatlara göre düzeltilmesiyle elde edilmektedir. Burada görelî fiyatlar, ABD Tüketici Fiyat Endeksinin ilgili ülkenin Tüketici Fiyat Endeksine (*TUFE*) bölünmesiyle elde edilmiş ve *RDK* aşağıdaki formülle hesaplanmıştır:

$$RDK_{i,t} = \frac{NDK_{i,t} \times TUFE_{ABD,t}}{TUFE_{i,t}} \quad (4.2)$$

Çalışmada kısa dönem faiz oranları için tüm ülkelerde ortak veri setine sahip olan mevduat faiz oranları serisi kullanılmıştır. Diğer taraftan, ΔRDK reel döviz kurundaki aylık yüzde değişime $((RDK_t - RDK_{t-1})/RDK_{t-1})$ ve ΔREZ yabancı döviz rezervlerindeki aylık yüzde değişime $((REZ_t - REZ_{t-1})/REZ_{t-1})$ karşılık gelmektedir. ΔFO serisi ise kısa dönem faiz oranlarındaki mutlak değişimi $(FO_t - FO_{t-1})$ göstermektedir. Son olarak, w_{DK} , w_{REZ} ve w_{FO} ağırlıkları ise oynaklığı daha az olan bileşene daha fazla ağırlık vermek amacıyla, her ülke için kendi örnek periyotlarında ayrı ayrı olmak üzere, her bileşene ait standart sapmanın tersi olarak bulunmuştur.

4.2.2. Bağımsız Değişkenler

Kriz modeli tahmininde kullanılacak açıklayıcı değişkenler için kodlar, veri kaynakları ve analize dahil edilen dönüşümleri Tablo 5’de yer almaktadır. Bu değişkenlerin seçimi, büyük ölçüde teorik para krizi modelleri olmak üzere, para krizleri üzerine yapılan ampirik çalışmalara dayanmaktadır. Hangi gerekçelerle bu değişkenlerin seçildiği ikinci bölümde Tablo 1’de verildiğinden dolayı bu bölümde tekrar ele alınmayacaktır. Analizlere geçmeden önce ele alınan bazı değişkenler hakkında kısa açıklamalar yapmak faydalı olacaktır.

i. Aşırı değerlenmiş reel döviz kuru değişkeni Bussiere ve Fratzscher (2006) çalışmasına benzer olarak aşağıdaki eşitlik yardımıyla hesaplanmıştır.

$$ADK_{i,t} = \frac{(RDK_{i,t} - TREND_{i,t})}{TREND_{i,t}} \times 100 \quad (4.3)$$

Eşitlikte yer alan $TREND$ değişkeni birçok çalışmada uzun dönem eğilimin doğrusal yapıda olduğu varsayımı altında hesaplanmaktadır. Ancak, her ülke için reel döviz kurunun zamana göre eğilimi doğrusal bir yapı göstermediğinden çalışmada $TREND$ değişkeni 14400 parametrelili Hodrick-Prescott Filtreleme yöntemi kullanılarak elde edilmiştir.

Tablo 5. Bağımsız Değişkenler (Muhtemel Öncü Göstergeler)

Değişken	Kodu	Veri Kaynağı	Dönüşüm
Aşırı Değerlenmiş Reel Döviz Kuru	<i>ADK</i>	Nominal döviz kuru değişkeni IFS-RF veri tabanından Milyar ABD \$ cinsinden Aylık frekansta elde edilmiştir.	Trendden sapmalar
İhracattaki Büyüme Oranı	<i>IHR</i>	İhracat değişkeni IFS-70.D veri tabanından Milyar ABD \$ cinsinden Aylık frekansta elde edilmiştir	Yıllık Yüzde Değişim
İthalattaki Büyüme Oranı	<i>ITH</i>	İthalat değişkeni IFS-71.D veri tabanından Milyar ABD \$ cinsinden Aylık frekansta elde edilmiştir	Yıllık Yüzde Değişim
İhracatın İthalatı Karşılama Oranı	<i>IHR_ITH</i>	-	Düzey
Cari Açık/GSYİH	<i>CA_GSYİH</i>	CA ve GSYİH değişkenleri sırası ile IFS-78AL ve IFS-99B veri tabanından üçer aylık veya yıllık zaman periyotlarında elde edilmiştir.	Düzey
M1 Büyüme Oranı	<i>M1</i>	M1 para arzı değişkeni IFS-34 veri tabanından bazı ülkeler için yerli para bazı ülkeler için ise ADB \$ cinsinden aylık frekansta elde edilmiş. Tüm ülkeler için seriler Milyar ABD Doları'na dönüştürülmüştür.	Yıllık Yüzde Değişim
M2 Büyüme Oranı	<i>M2</i>	M2 değişkeni IFS veri tabanından IFS-34 ve IFS-35	Yıllık Yüzde Değişim
M2 Para Çarpanı	<i>M2_CARP</i>	M2'nin Rezerv Paraya (IFS-14) oranı olarak aylık frekansta elde edilmiştir.	Yıllık Yüzde Değişim
Reel GSYİH Büyüme Oranı	<i>RGSYİH</i>	-	Yıllık Yüzde Değişim
M1 Para Arzı Fazlası	<i>M1FAZ</i>	-	Doğrusal talep denkleminin artıklarından elde edilmiştir.
Yabancı Döviz Rezervlerdeki Büyüme Oranı	<i>REZ</i>	Yabancı döviz rezervleri IFS1D.D veri tabanından milyar ABD \$ cinsinden aylık frekansta derlenmiştir.	Yıllık Yüzde Değişim
M2'nin Uluslararası Rezervlere Oranı	<i>M2_REZ</i>	-	Düzey
Dış Borç Stokunun Rezervlere Oranı	<i>BORC_REZ</i>	-	Düzey

Tablo 5. Bağımsız Değişkenler (Muhtemel Öncü Göstergeler) (Devamı)

Değişken	Kodu	Veri Kaynağı	Dönüşüm
Hisse Senedi Fiyatlarındaki Değişimler	<i>HISSE</i>	Hisse senedi fiyat endeksi serisi Datastream veya IFS-62 veri tabanlarından aylık frekansta elde edilmiştir.	Yıllık Yüzde Değişim
Enflasyon Oranı	<i>ENF</i>	Enflasyon oranı, 2000 yılı fiyatlarıyla IFS-64 veri tabanından aylık frekanslarla elde edilen Tüketici Fiyat Endeksinden (TUFE) hesaplanmıştır.	Yıllık Yüzde Değişim
Yurtiçi Kredilerin GSYİH'ye oranı	<i>YK_GSYİH</i>	Bankacılık sektörünün sağladığı yurtiçi krediler serisi IFS-52 veri tabanından yerli para cinsinden aylık frekansta derlenmiştir.	Yıllık Yüzde Değişim
Yurtiçi Reel Faiz Oranları	<i>RFO</i>	Nominal faiz oranları IFS-60L veri tabanından aylık frekansta elde edilmiştir.	Düzy
Reel Ticari Banka Mevduatları	<i>BANKDEPO</i>	Banka mevduatları ¹⁹ serisi IFS-24 ve IFS-25 kodlu satırların toplanması ile milyar ABD doları cinsinden aylık olarak elde edilmiştir.	Yıllık Yüzde Değişim
Kredi Faizi ²⁰ ve Mevduat Faizi Farkı	<i>BORC_MVD</i>	Borç verme faizleri IFS-60P veya ülke merkez bankalarından ait veri tabanından aylık frekansta derlenmiştir.	Düzy
LIBOR ile ABD faiz oranları arasındaki fark	<i>DISFAIZ_1</i>	ABD gecelik faiz oranları, ABD merkez bankası veri tabanından ²¹ ; LIBOR faizleri ise British Bankers' Association ²² veri tabanından aylık frekansta çeşitli vade yapılarında derlenmiştir. .	Düzy
LIBOR ile ABD Hazine Bonosu arasındaki fark	<i>DISFAIZ_2</i>	ABD Hazine Bonosu verileri ABD merkez bankası veri tabanından 3 ay vadeli olmak üzere aylık frekansta derlenmiştir.	Düzy
Bulaşma Etkisi	<i>BULASMA</i>	Bulaşma etkisi değişkeni ülkelere ilişkin haftalık hisse senedi fiyat endeksi getirileri temel alınarak hesaplanmıştır.	Düzy

¹⁹ Banka mevduatları; vadesiz, vadeli, tasarruf ve yabancı para birimi cinsinden mevduatlar olmak üzere 4 kalemden oluşmaktadır.

²⁰ Kredi faizi (Lending rate), Özel sektöre kısa ve orta vadede finansal ihtiyaçlarını karşılamak için verilen banka faizidir. Bu oran, borç alanların kredibilitesine ve finansal amacına göre farklılaşmaktadır.

²¹ <http://www.federalreserve.gov/econresdata/releases/statisticsdata.htm>

²² <http://www.bbalibor.com>

ii. Cari açık ve GSYİH serileri, Chow ve Lin (1971)²³ tarafından önerilen interpolasyon yöntemi kullanılarak üçer aylık veya yıllık frekanstan aylık frekansa dönüştürülmüştür. Chow-Lin yönteminde her ülke için ABD \$ olarak ifade edilen *CA* ve *GSYİH* için sırasıyla aylık ticaret dengesi²⁴ ve baz yılı 2000 olan aylık sanayi üretim endeksi referans seriler olarak kullanılmıştır. Sanayi üretim endeksi serisi 2000 yılı sabit fiyatlarıyla IFS-66 veri tabanından elde edilmiştir. Ancak bazı ülkelerde sanayi üretim endeksi serisi mevcut olmadığından dolayı yerine IFS-66AA koduyla Ham Petrol Üretim endeksi kullanılmıştır. İnterpolasyon yönteminde her iki değişken içinde aylık mevsimsel kukla değişkenler ve trend değişkeni regresyon denkleminde açıklayıcı değişkenler olarak dahil edilmiştir. Daha sonra, aylık frekansa dönüştürülen *CA* ve *GSYİH* serileri Tramo/Seat²⁵ yöntemi ile mevsimsel değişimden arındırılmıştır. Daha sonra, mevsimsel etkiden arındırılmış aylık *GSYİH* değişkeni tüm ülkeler için temel yılı 2000 olan ABD'nin *TUFE* serisi kullanılarak reelleştirilmiştir.

iii. Nominal faiz oranları için kısa dönem mevduat faiz oranları serisi kullanılmıştır. Nominal faiz oranlarından hareketle reel faiz oranları serisi aşağıdaki eşitlikten elde edilmiştir.

$$\text{Reel Faiz Oranı} = \left(\frac{1+r}{1+\pi} \right) - 1 \quad (4.4)$$

Bu eşitlikte, r nominal faiz oranlarını, π ise beklenen enflasyon oranını göstermektedir. Beklenen enflasyon oranları ise Yuhn (1996) çalışmasından hareketle yıllık enflasyon oranlarınının 12 şerli hareketli ortalaması alınarak hesaplanmıştır.

iv. ABD doları olarak ifade edilen *M1* para arzı tüm ülkeler için temel yılı 2000 olan ABD'nin *TUFE* serisi kullanılarak reelleştirilmiştir. Daha sonra, reel *M1* serisi için doğrusal talep denklemi, reel *GSYİH*, beklenen enflasyon ve

²³ Chow ve Lin (1971) tarafından önerilen interpolasyon yöntemi WinRATS 6.35 programındaki kodlar yardımıyla gerçekleştirilmiştir.

²⁴ Ticaret Dengesi = İhracat – İthalat. İhracat ve İthalat değişkenleri Milyar ABD \$ cinsinden ölçülmüştür.

²⁵ Tramo/Seats yöntemi için EViews 6.0 paket programından yararlanılmıştır.

doğrusal trendin bir fonksiyonu olarak tanımlanmıştır. Parametreleri tahmin edilen doğrusal talep eşitliğinden elde edilen artıklar *M1FAZ* değişkeni olarak analize dahil edilmiştir.

v. Bu çalışmada global ekonomiyi temsil eden iki faiz farkı göstergesi üzerinde durulmuştur. Birincisi, Londra bankalar arası para piyasası faiz oranları (LIBOR) ile ABD merkez bankası faiz oranları (FED) arasındaki farktır. LIBOR, Londra bankalar arası para piyasasında yüksek kredibiliteye sahip bankaların birbirlerine ABD doları üzerinden borç verme işlemlerinde uyguladıkları faiz oranıdır. LIBOR gecelik faizden başlayarak 1 yıla kadar uzanan vadelerle hesaplanmaktadır. FED faizleri ise ABD’de finansal kurumların gecelik bazda borçlanmalarını gerçekleştirdikleri piyasa faiz oranıdır. İkinci faiz farkı ise 3 ay vadeli LIBOR ile risksiz kabul edilen 3 ay vadeli ABD hazine bonusu faiz oranları arasındaki farktır. LIBOR ile hem FED faizleri hem de ABD hazine bonusu faizleri arasındaki farkın artması piyasalardaki kredi riskinin artması anlamına gelmektedir.

vi. Hisse senedi fiyat endeksi serileri, Kolombiya ve Venezüella hariç Datastream veri tabanından her ülkenin kendi para birimi cinsinden aylık frekansta derlenmiştir. Diğer taraftan, Kolombiya ve Venezüella için IFS-62 veri tabanında yer alan 2000=100 bazlı “Share Price Index” serisi kullanılmıştır. Ülkelerarası borsa endekslerinin karşılaştırılmasında genel yaklaşım ortak bir para birimi kullanmaktır. Döviz bazlı endeksler, yabancı ve yerli para cinsinden bazlı endeksteği değişimlere göre değerler alır. Dolayısıyla, dövizdeki artışın endeksteği artıştan daha fazla olması, yerli para cinsinden endeksin değeri artarken, döviz bazlı endeksin değeri azalma olabileceği anlamına gelmektedir. Çalışmada, yerli para birimi cinsinden derlenen hisse senedi fiyat endeksleri, tüm ülkeler için 2000 Ocak temel devre olmak üzere ABD doları cinsinden ifade edilmiştir. Bu işlemde, ilk olarak yerli para birimi olarak derlenen endeksler her ülke için farklı temel devrelere sahip olduğundan, 2000 Ocak=100 olacak şekilde aynı temel devreli endekslere dönüştürülmüştür. Daha sonra, 2000 Ocak bazlı hisse

senedi fiyat endeksleri aşağıda verilen eşitlik yardımıyla ABD doları cinsinden endekslere çevrilmiştir. Bu eşitlik örnek olarak Türkiye borsası için şöyle hesaplanmıştır:

$$E_t^{\$} = E_t^{TL} \times \frac{NDK_{2000:01}}{NDK_t} \times 100 \quad (4.5)$$

Bu eşitlikte $E_t^{\$}$ ve E_t^{TL} sırasıyla t döneminde ABD \$ ve TL olarak ifade edilen hisse senedi fiyat endekslerine karşılık gelmektedir.

vii. Bulaşma etkisi değişkeni Fratzscher (1998, 2003) çalışmalarındaki tanımlama yardımıyla hesaplanmıştır. Fratzscher, ülkeler arasındaki bulaşmayı finansal ve ticari olmak üzere iki farklı boyutta tanımlamıştır. Birçok çalışmada, gelişmekte olan ülkeler için krizin finansal yollarla bulaşması istatistiksel olarak anlamlı bulunmuşken; ticari yollarla bulaşma istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bu sebeple çalışmada sadece finansal bulaşma kavramı üzerine odaklanılmıştır (Bussiere ve Fratzscher, 2006).

Fratzscher (1998, 2003) finansal bulaşmayı ölçmek için gelişmekte olan piyasalar arasındaki haftalık hisse senedi fiyat getirilerinin aylık ortalamasına ait korelasyon değerlerini kullanmaktadır.

$$FIN_BULASMA_{ij} = Korr(r_i, r_j) \quad (4.6)$$

Bu eşitlikte, r_i ve r_j sırasıyla i . ve j . ülkenin haftalık hisse senedi fiyat getirilerinin aylık ortalamasını göstermektedir. Bu değişken tüm ülkeler için krizin olmadığı ortak bir sakin dönem periyodu için hesaplanmaktadır. Örneğin, iki ülke arasında sakin dönemlerde yüksek finansal bağımlılık varsa, bir ülke kriz yaşadığında finansal bağımlılıktan dolayı kriz diğer ülkeye de bulaşarak bu ülkede de kriz çıkma olasılığını arttırması beklenecektir.

Tablo 6'da ülkelerin (4.6) nolu eşitliğe göre elde edilen hisse senedi getirilerine ait korelasyon matrisi yer almaktadır. Bu korelasyon matrisi 2003–2007 sakin dönemi için hesaplanmıştır. Bu dönemin sakin dönem olarak

seçilmesinin nedeni, hem ele alınan ülkelerde hem de uluslararası piyasalarda bu dönemde büyük çapta bir para krizinin yaşanmamasıdır. Kaminsky ve Reinhart (2000: 159) hisse senedi piyasaları arasındaki finansal bağımlılığı ölçmek için korelasyon değerlerini 3 sınıfa ayırarak değerlendirmiştir. Kaminsky ve Reinhart (2000)'e göre piyasalar arasındaki korelasyon katsayıları; 0–0.20 arasında ise düşük dereceli, 0.21–0.40 arasında ise orta dereceli ve 0.40'ın yukarısında ise yüksek dereceli finansal bağımlılık söz konusudur. Tablo 6'daki korelasyon matrisi, hem bölgeler içi hem de bölgeler arası yüksek finansal bağımlılıklara işaret etmektedir. Tabloda koyu ile işaretlenen değerler ülkeler arasında yüksek ve orta dereceli finansal bağımlılık olduğunu göstermektedir. Korelasyon matrisine göre, sadece Venezüella borsasının hemen hemen diğer tüm borsalar ile düşük finansal bağımlılığa sahip olduğu görülmektedir. Diğer tüm ülke borsaları birbirleriyle yüksek veya orta dereceli finansal bağımlılığa sahiptir.

Öte yandan, yüksek korelasyonlu getirilerin kısmen de olsa, ülkeler arasındaki makroekonomik benzerliklerden kaynaklanabilmesi veya gelişmiş piyasalardaki ortak dışsal şoklara maruz kalınmasıyla açıklanabileceğinden dolayı, Fratzscher (2003) bu faktörlerin etkilerini (4.7)'de verilen statik panel regresyon modeli yardımıyla arındırarak artıklar üzerinden (4.6) nolu korelasyon matrisi yeniden hesaplanmasını önermektedir.

$$r_{i,t} = \beta_1 TD_{i,t} + \beta_2 FO_{i,t} + \beta_3 ENF_{i,t} + \beta_4 NDK_{i,t} + \beta_5 W_t + \mu_{i,t} \quad (4.7)$$

Bu modelde, ticaret dengesi (*TD*), faiz oranlarındaki değişim (*FO*), enflasyon oranı (*ENF*) ve nominal döviz kuru (*NDK*) ülkeye özel makroekonomik faktörleri göstermektedir. Diğer taraftan, *W* değişkeni ise tüm ülkeler için ortak olan dışsal şokları ifade etmektedir. Bu değişken, ABD borsası (S&P 500 ve NYSE), İngiltere borsası (FTSE 100) ve Japonya

borsası (NIKKEI 225)'na ait fiyat getirilerinin aritmetik ortalaması alınarak elde edilmiştir²⁶.

(4.7) nolu panel veride sabit etkiler modeline ait parametreler 2003–2007 dönemini içeren veriler kullanılarak tahmin edilmiş ve bu modele ait her ülkeye karşılık gelen μ_i artıkları hesaplanmıştır. Sabit etki modeli tahmin sonuçları Ek Tablo 1'de verilmiştir.

Ülkeler arasındaki finansal bulaşmayı ölçen (4.6) nolu eşitlikteki korelasyon matrisi μ_i artıkları kullanılarak yeniden hesaplanmıştır. Son olarak, her ülke için *BULASMA* değişkeni ise (4.8) nolu eşitlik yardımıyla elde edilmiştir.

$$BULASMA_{i,t} = \sum_{j=1}^{N-1} DBE_{j,t-1} \times FIN_BULASMA_{i,j}, \quad i \neq j \text{ için} \quad (4.8)$$

Bu eşitliğe göre, *i*. ülke için *t* anındaki bulaşma etkisi, diğer $N - 1$ ülkenin $t - 1$ anındaki döviz kuru baskı endeksinin *i*. ülkenin bu ülkelerle olan korelasyon katsayılarıyla çarpılmasından elde edilen değerlerin toplanması ile bulunmuştur. Krizin bulaşması kavramı, literatürde daha çok bölgesel olduğu düşünülse de bu çalışmada hem bölgesel hem de tüm ülkeler birlikte ele alınarak iki farklı *BULASMA* değişkeni hesaplanmıştır.

²⁶ Bu borsalara ilişkin veriler haftalık olarak ABD doları cinsinden Datastream veri tabanından elde edilmiştir. Haftalık getirilerin ortalaması alınarak veriler aylık frekansa çevrilmiştir.

Tablo 6. Hisse Senedi Fiyat Getirilerine Ait Korelasyon Matrisi*

		Latin Amerika						Asya					Avrupa				
		Arj.	Brez.	Şili	Kol.	Mek.	Per.	Ven.	Endo.	Kore	Mal.	Filip.	Tayl.	Mac.	Pol.	Rusya	Türk.
Latin Amerika	Arj.	1.00															
	Brez.	0.55^a	1.00														
	Şili	0.45^b	0.56^a	1.00													
	Kol.	0.42^a	0.34^b	0.39^b	1.00												
	Mek.	0.49^a	0.67^a	0.60^a	0.58^a	1.00											
	Per.	0.39^b	0.42^a	0.48^a	0.21^b	0.52^a	1.00										
	Ven.	0.23^b	0.30^b	0.24^b	0.19	0.30^b	0.16	1.00									
Asya	Endo.	0.40^b	0.41^a	0.40^b	0.35^b	0.50^a	0.28^b	0.21^b	1.00								
	Kore	0.36^b	0.50^a	0.34^b	0.46^a	0.67^a	0.45^b	0.19	0.56^a	1.00							
	Mal.	0.32^b	0.29^b	0.42^a	0.30^b	0.43^a	0.40^b	0.15	0.43^a	0.48^a	1.00						
	Filip.	0.31^b	0.35^b	0.41^a	0.34^b	0.46^a	0.22^b	0.24^b	0.49^a	0.40^b	0.42^a	1.00					
	Tayl.	0.47^a	0.48^a	0.49^a	0.33^b	0.36^b	0.38^b	0.05	0.50^a	0.49^a	0.38^b	0.53^a	1.00				
Avrupa	Mac.	0.37^b	0.57^a	0.44^a	0.56^a	0.55^a	0.45^a	0.13	0.29^b	0.50^a	0.39^b	0.27^b	0.42^a	1.00			
	Pol.	0.40^b	0.60^a	0.51^a	0.49^a	0.68^a	0.46^a	0.11	0.40^b	0.64^a	0.44^a	0.41^a	0.56^a	0.77^a	1.00		
	Rusya	0.41^a	0.47^a	0.31^b	0.52^a	0.52^a	0.45^a	0.19	0.30^b	0.49^a	0.27^b	0.15	0.36^b	0.52^a	0.49^a	1.00	
	Türk.	0.49^a	0.60^a	0.34^b	0.58^a	0.61^a	0.40^b	0.04	0.39^b	0.58^a	0.39^b	0.29^b	0.52^a	0.63^a	0.63^a	0.68^a	1.00

* Korelasyon matrisi 2003-2007 dönemine ait aylık fiyat getirilerinden hesaplanmıştır.

^a Kaminsky-Reinhart'a göre ülkeler arasında yüksek dereceli finansal bağımlılığı göstermektedir.

^b Kaminsky-Reinhart'a göre ülkeler arasında orta dereceli finansal bağımlılığı göstermektedir.

4.3. PARA KRİZİ DÖNEMLERİNİN TESPİTİ

Kriz öngörü olasılıklarının tahmin edilmesinde kullanılacak panel kesikli seçim modellerinde bağımlı değişken olan kriz kukla değişkenin belirlenmesi bu çalışmanın ilk aşamasını oluşturmaktadır. Bu amaçla her ülke için ayrı ayrı Kaminsky v.d. (1998) tarafından önerilen (4.1) nolu eşitlikteki döviz kuru baskı endeksi yardımıyla kriz değişkenleri elde edilmiştir. Kriz değişkeni (KRIZ), *DBE* değerlerinin belli bir eşik değerini aşıp aşmadığı durumlara göre “0” veya “1” değerlerini alan iki terimli kukla değişken olarak aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

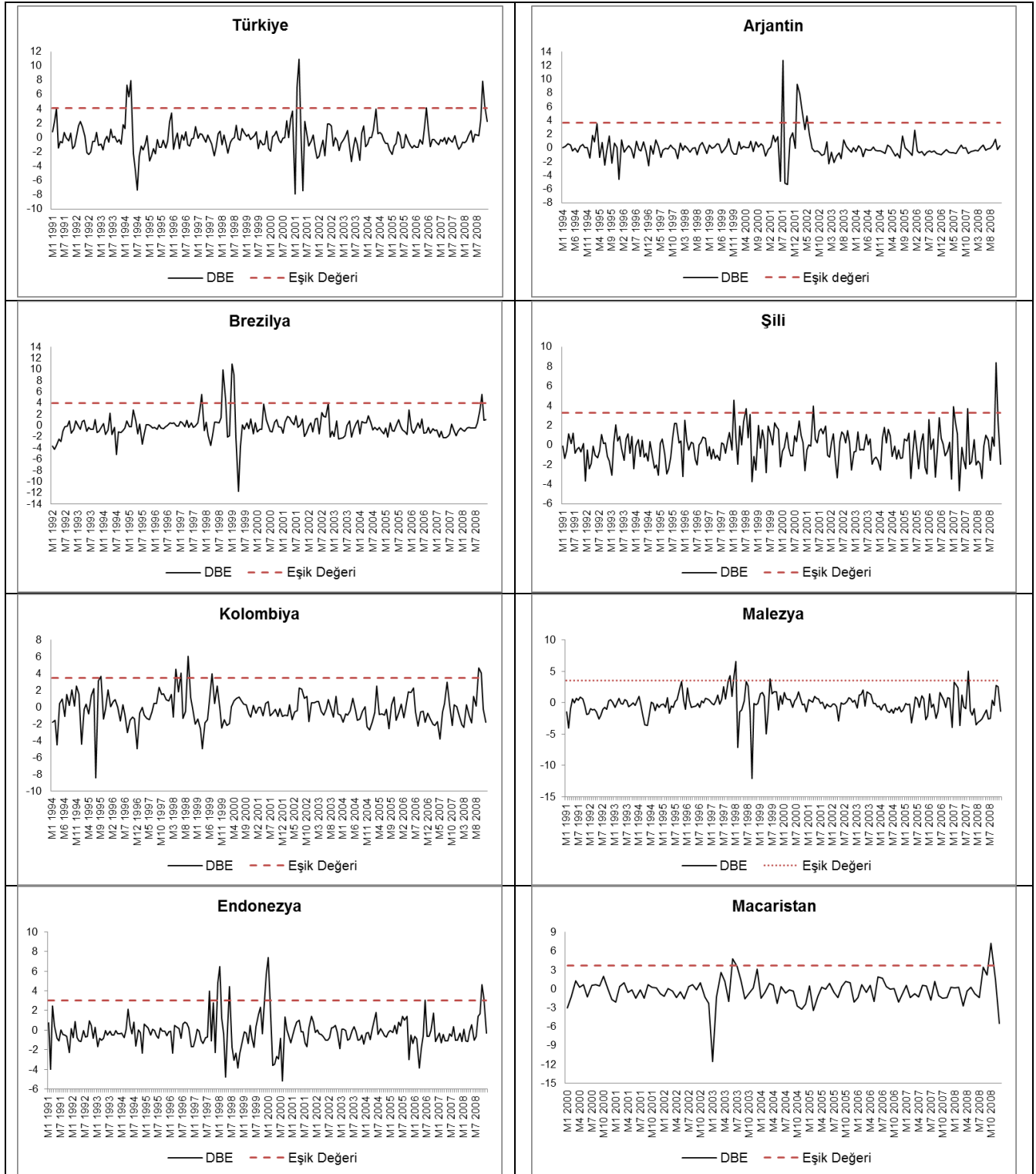
$$KRIZ_{i,t} = \begin{cases} 1, & DBE_{i,t} > \tau_i \\ 0, & d.h. \end{cases} \quad (4.9)$$

Şayet *i*. ülke için *t* anındaki *DBE* değeri τ_i ile gösterilen eşik değerini aşarsa kriz değişkeni 1 değerini almaktadır. Bu durum, *i*. ülkede *t* anında bir para krizi olduğunu göstermektedir. Ters durumda ise *i*. ülke için herhangi bir para krizi gözlenmemiş olup ilgili dönem sakin dönem olarak adlandırılmaktadır.

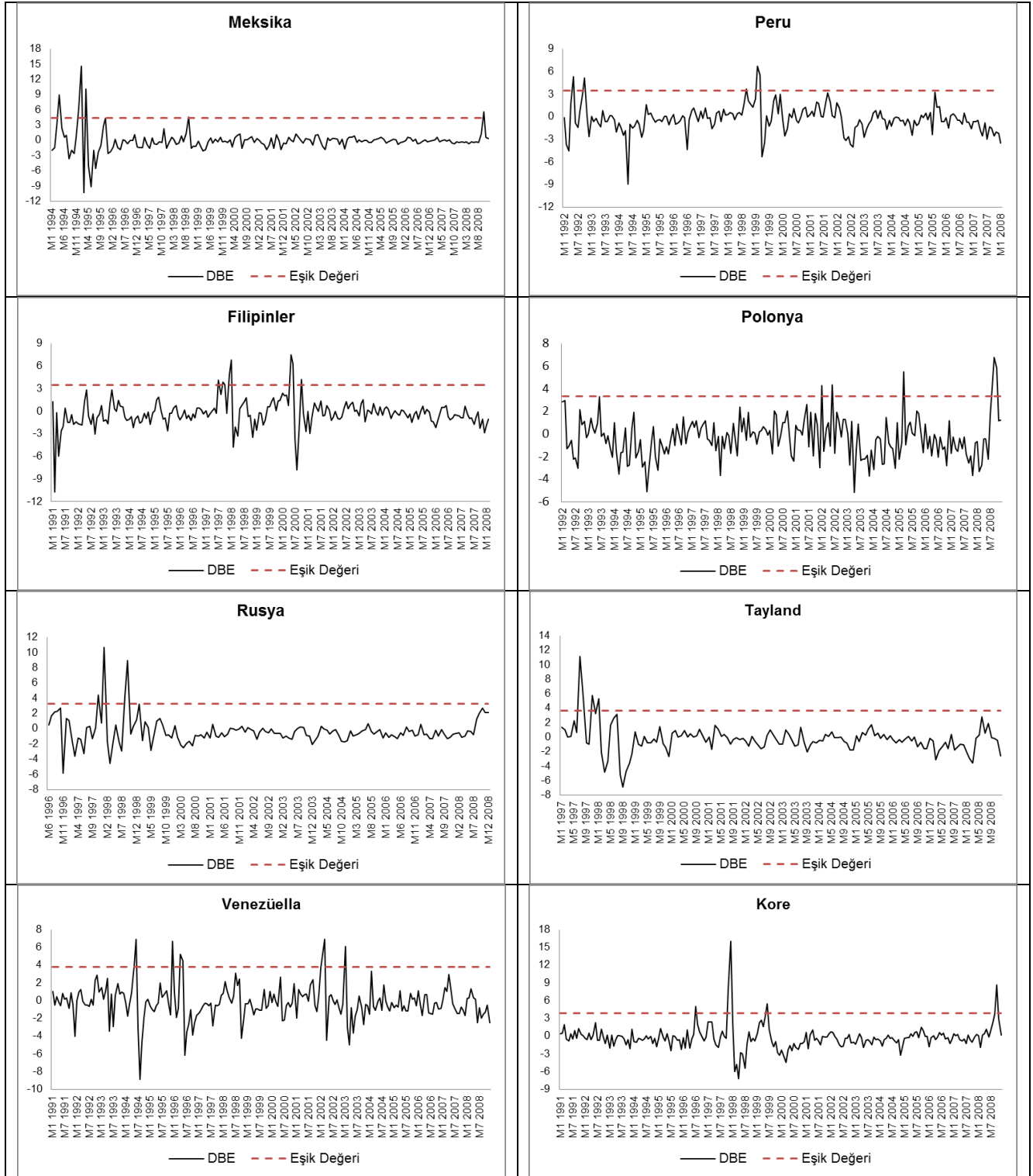
Burada ki soru, kriz değişkeninin hesaplanmasında kullanılacak olan eşik değeri τ_i 'nin nasıl belirleneceğidir? τ_i 'nin belirlenmesinde iki yaklaşım söz konusudur. Geleneksel yaklaşımda, eşik değerleri döviz kuru baskı endekslerinin normal dağılıma sahip olduğu varsayımı altında aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\tau_i = \overline{DBE}_i + \beta \sigma_{DBE_i} \quad (4.10)$$

Bu çalışmada, β değerleri normal dağılımdan hareketle %5 ve %2 anlamlılık düzeylerinde sırasıyla standart normal dağılım tablo değerlerine karşılık gelen 1.645 ve 2 olarak seçilmiştir.



Şekil 6. Ülkelere Ait Döviz Kuru Baskı Endekslerinin Zamana Göre Eğilimleri



Şekil 6. Ülkelere Ait Döviz Kuru Baskı Endekslerinin Zamana Göre Eğilimleri (Devamı)

Diğer taraftan, *DBE* serileri normal dağılıma sahip değilse, normal dağılım varsayımı altında belirlenen eşik değerleri kullanılarak bulunan kriz dönemleri sapmalı sonuçlara yol açabilmektedir. İlk olarak, Pozo ve Amuedo-Dorantes (2003) çalışmasında para krizi dönemlerini belirlemek için dağılım varsayımına ihtiyaç duymayan aşırı değer teorisi yaklaşımını önermişlerdir.

Para krizi dönemlerinin tespitinde ilk olarak, birinci yaklaşıma göre *DBE* serilerinin normal dağılım gösterdiği durum incelenecektir. Şekil 6'da her ülke için ayrı ayrı KLR'nin döviz kuru baskı endekslerinin zamana göre eğilimlerinin grafikleri verilmiştir. Bu grafiklerde kesikli çizgilerle (-----) gösterilen eşik değerleri *DBE*'nin ortalamasının 2 standart sapma yukarısındaki değer olarak belirlenmiştir. Bu eşik değerlerinin üzerinde kalan noktalar para krizi dönemlerini göstermektedir. Grafikler genel olarak incelendiğinde doksanlı yıllar sonrası gelişmekte olan ülkelerde yaşanmış büyük parasal krizler (1994 Meksika, 1994 ve 2001 Türkiye, 1997–1998 Güney Doğu Asya, 1998 Rusya, 1999 Brezilya ve 2002 Arjantin gibi) net bir şekilde gözükmemektedir.

Diğer taraftan, 2007 yılının ikinci yarısında ABD eşik altı ipotekli konut finansmanı piyasasında başlayan krize bağlı olarak önceleri gelişmiş ülkelerdeki finansal piyasaları etkisi altına alan ve 2008 yılının üçüncü çeyreğinden itibaren de derinleşerek dünya geneline yayılan krizin etkileri gelişmekte olan ülkelerde de hissedilmeye başlamıştır. 2008 Eylül ayında ABD'nin en büyük yatırım bankalarından biri olan Lehman Brothers'ın iflas etmesiyle birlikte gelişmekte olan ülkelerde piyasalar ani güven kaybıyla sarsılmış ve merkez bankası döviz rezervlerindeki azalışlar ülkelerin döviz kurları üzerindeki baskıyı arttırarak yerli paranın dolar karşısında değer kaybetmesine neden olmuştur. Örneğin, Türkiye'de Lehman Brothers'ın iflasını takip eden dönemde döviz rezervleri 76.8 milyar \$'dan yıl sonunda 69.7 milyar \$'a gerilemiştir. Bu dönemde TL yaklaşık %25 değer kaybederek

1.23 TL/\$' dan 1.54 TL/\$ seviyesine yükselmiştir²⁷. Bu gelişmeler neticesinde 2008 Ekim ayında Türkiye'de KLR baskı endeksinden bulunan sonuçlarında desteklediği gibi bir para krizi yaşanmıştır. 2008 yılı sonuna doğru Türkiye'de para piyasasında küresel krizin etkileriyle yaşanan bu gelişmeler çalışmada ele alınan ülkelerin çoğunda gözlemlenmiştir. 2008 yılının üçüncü ve dördüncü çeyreğinde Şekil 6'daki *DBE* grafiklerinden de görüldüğü üzere Brezilya, Şili, Kolombiya, Macaristan, Endonezya, Meksika, Peru, Polonya ve Kore'de parasal krizler tespit edilmiştir.

Kriz dönemlerinin belirlenmesinde ikinci yaklaşım aşırı değer teorisidir. Aşırı değer teorisine geçmeden önce *DBE* serilerinin normal dağılım gösterip göstermediği Kolmogorov Simirnov normal dağılım testi ve serilerin P-P eğrileri²⁸ çizilerek araştırılmıştır²⁹. Şekil 7'de *DBE* serilerinin P-P eğrileri verilmiştir. P-P eğrilerinin doğrusal bir yapı göstermesi serinin normal dağıldığına dair bir ipucu vermektedir. P-P eğrileri incelendiğinde, Şili, Kolombiya ve Polonya'nın *DBE* serilerinin doğrusala yakın bir yapı gösterdiği dolayısıyla normal dağılıma sahip olabileceği yönünde kanıtlar vardır.

Tablo 7'de *DBE* serilerine ait betimsel istatistikler ve normal dağılım testi sonuçları verilmiştir. Kolmogorov Simirnov testi sonuçlarına göre Şili, Kolombiya, Macaristan ve Polonya'nın *DBE* serileri için normal dağılım yokluk hipotezi reddedilememiştir. Öte yandan diğer 12 ülkenin *DBE* serilerinin normal dağılıma sahip olduğu yokluk hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Bu sonuçlar P-P eğrilerinden elde edilen sonuçları desteklemektedir.

Çarpıklık sonuçlarına göre tüm ülkeler için *DBE* serilerinin çarpıklık değerleri sıfırdan büyük olduğu için sağa çarpık bir dağılım göstermektedir. Bu durum *DBE* serilerinin sağa çarpık bir yapı gösteren Frechet dağılıma

²⁷ Veriler TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden elde edilmiştir.

²⁸ P-P eğrisi, tanımlanan dağılımın kümülatif oranlarına karşın değişkenin kümülatif oranları çizilerek elde edilmektedir.

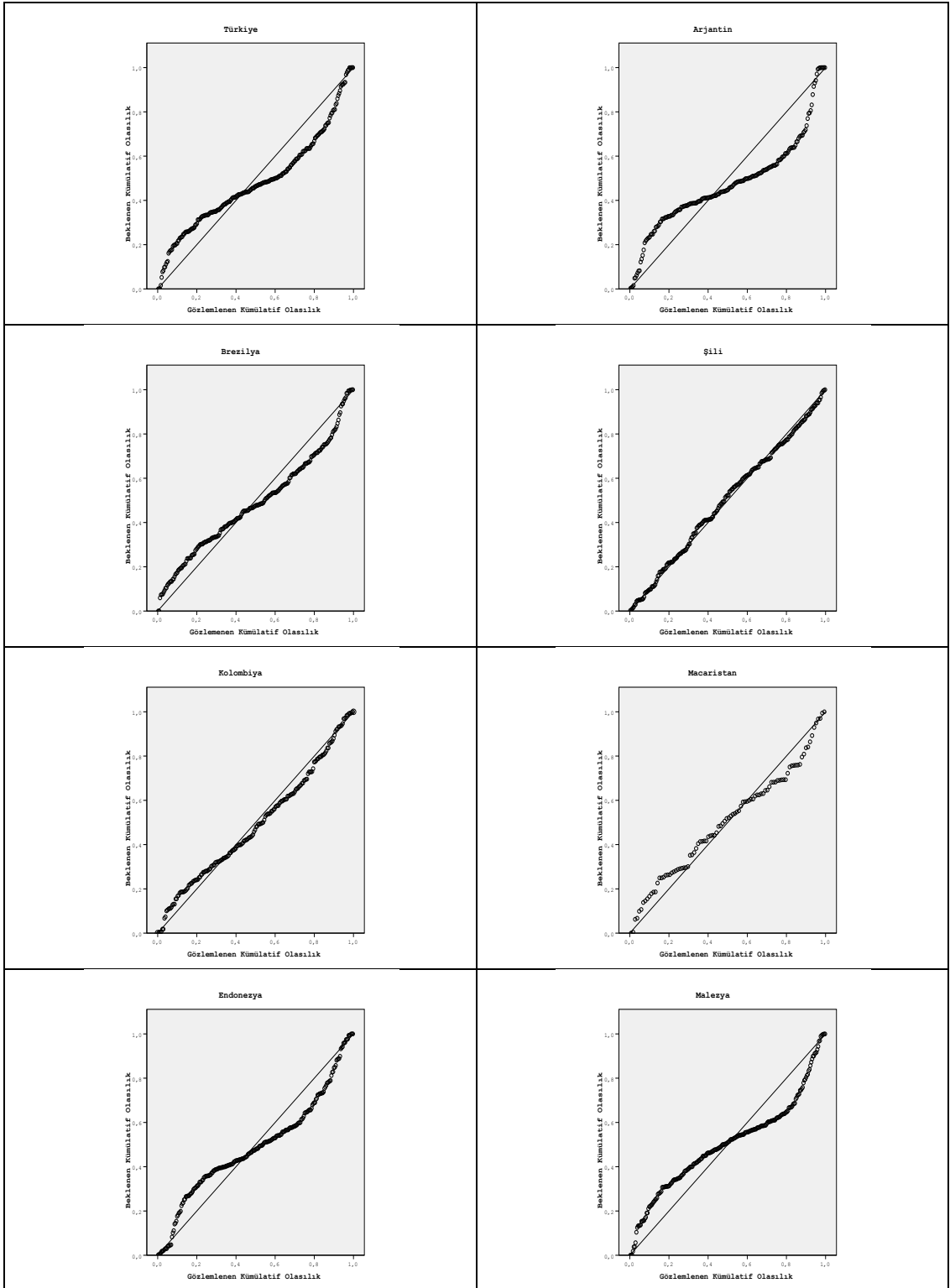
²⁹ Analizler SPSS 15.0 istatistiksel paket programı ile gerçekleştirilmiştir.

uyduğuna bir kanıttır. Diğer taraftan, Kolmogorov Simirnov testine göre normal dağılıma sahip *DBE* serilerinin çarpıklık değerleri pozitif ancak Macaristan hariç sıfıra oldukça yakın bulunmuştur. Basıklık değeri 3 olan normal dağılıma göre karşılaştırıldığında, *DBE* serisi normal dağılıma sahip olan Macaristan dahil toplam 13 ülkede basıklık değerleri 3'ten büyük bulunmuştur. Bu durum, bu ülkelerde *DBE* serilerinin dağılımlarının sivri ve aynı zamanda uzun ve geniş kuyruklara sahip olduğunu göstermiştir.

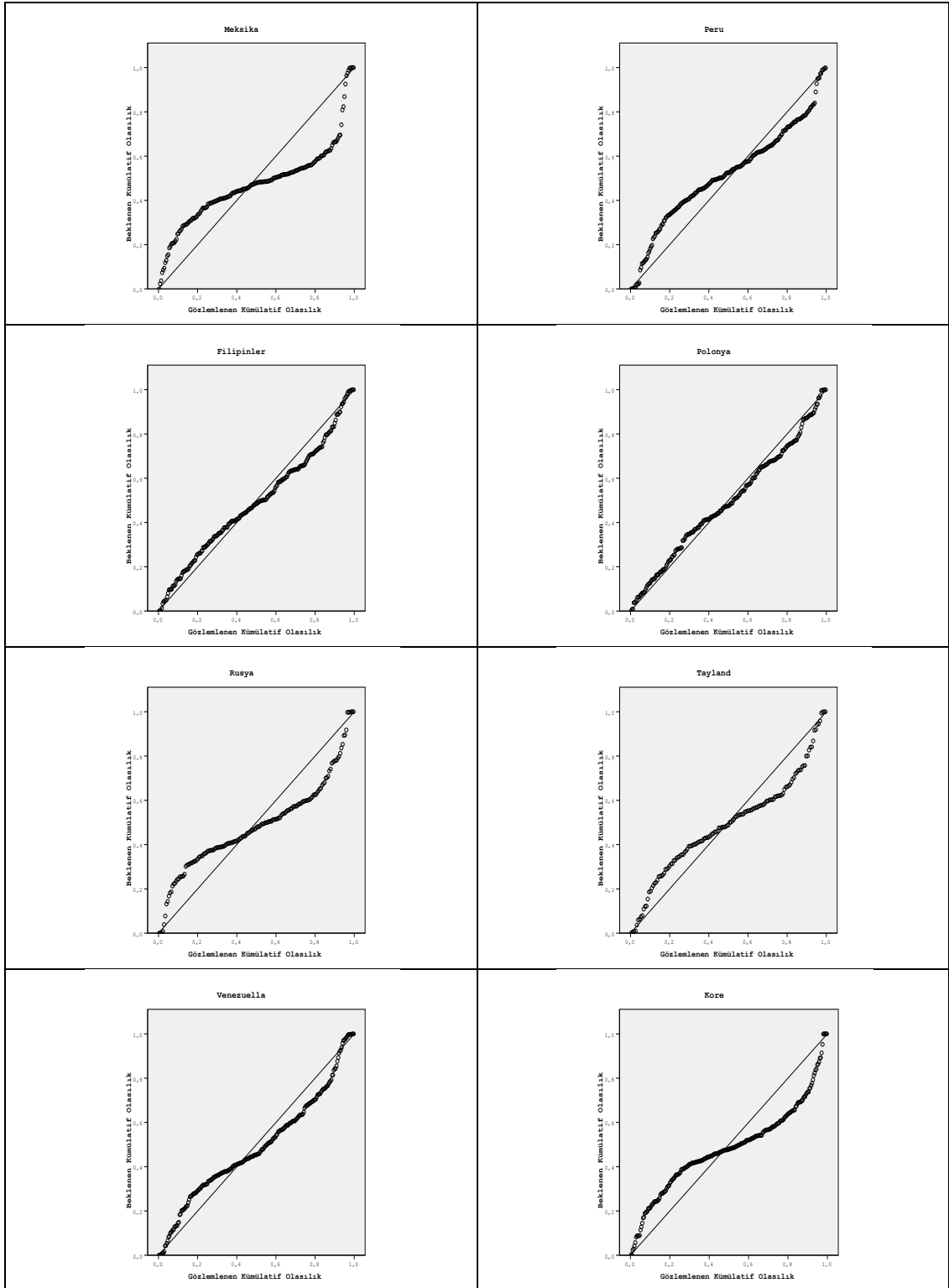
Tablo 7. *DBE* Serilerinin Betimsel İstatistikleri ve Normallik Testi Sonuçları

Ülke	T_i	Ortalama	Standart Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Kolmogorov Simirnov Z İstatistiği	p-değeri
Türkiye	216	-0.207	2.178	1.169	9.268	2.057	0.000*
Arjantin	180	0.003	2.042	1.794	8.166	2.590	0.000*
Brezilya	204	-0.217	1.798	0.234	10.471	1.651	0.009*
Şili	216	-0.183	1.750	0.187	1.952	0.654	0.785
Kolombiya	180	-0.256	1.840	0.069	2.690	0.960	0.315
Macaristan	108	-0.348	2.019	1.066	9.740	1.176	0.126
Endonezya	216	-0.239	1.751	1.464	7.040	2.034	0.001*
Malezya	216	-0.194	1.971	1.662	20.234	2.375	0.000*
Meksika	180	-0.086	2.267	2.735	19.867	3.415	0.000*
Peru	204	-0.525	2.013	1.802	11.479	1.934	0.001*
Filipinler	216	-0.338	2.025	0.281	7.348	1.373	0.046*
Polonya	204	-0.459	1.767	0.484	1.636	0.888	0.409
Rusya	151	-0.433	1.810	1.413	11.935	2.381	0.000*
Tayland	144	-0.253	1.954	1.361	9.316	1.777	0.004*
Venezüella	216	-0.190	1.995	0.294	3.737	1.544	0.017*
Kore	216	-0.311	2.193	3.157	27.283	2.639	0.000*

* %5 anlamlılık düzeyinde *DBE* serisi normal dağılıma sahip değildir.



Şekil 7. Ülkelerin DBE Serilerine İlişkin P-P Eğrileri



Şekil 7. Ülkelerin DBE Serilerine İlişkin P-P Eğrileri (Devamı)

Aşırı değer teorisinde amaç seriye uygun dağılımın kuyruk indeksi parametresini tahmin ederek kuyruktaki yayılmaların sayısını belirlemektir. Kuyruktaki yayılmalar kriz dönemlerini vermektedir. Kuyruk indeksi parametresinin tahmininde en çok kullanılan yöntem Hill tahmin edicisidir. Eşitlik (2.11)'de verilen Hill tahmin edicisini elde etmek için formülde yer alan kuyruktaki yayılmaların en geniş sayısını gösteren m değerinin tahmin edilmesi gereklidir. Ancak, Hill tahmin edicisi için ilgili serilerin durağan olması, ardışık bağımlılık ve değişen varyans içermemesi gerekmektedir. Bu sebeple Hill tahmin edicisinin ve m sayısının tahminine geçmeden önce *DBE* serilerinin bütünleşme sıraları ADF birim kök testi ile incelenecektir.

Tablo 8. DBE Serisine İlişkin ADF Birim Kök Test Sonuçları

Ülke	Gecikme Uzunluğu	ADF Test İstatistiği Değeri	p_değeri*
Türkiye	0	-10.2620	0.000**
Arjantin	2	-5.4195	0.000**
Brezilya	1	-10.6380	0.000**
Şili	0	-13.0070	0.000**
Kolombiya	0	-9.3212	0.000**
Macaristan	0	-7.4930	0.000**
Endonezya	0	-10.4730	0.000**
Malezya	0	-11.4110	0.000**
Meksika	5	-8.9304	0.000**
Peru	0	-9.5328	0.000**
Filipinler	1	-9.4066	0.000**
Polonya	2	-5.1304	0.000**
Rusya	0	-9.6285	0.000**
Tayland	0	-8.0239	0.000**
Venezüella	0	-12.8630	0.000**
Kore	1	-8.3912	0.000**

* Mac-Kinnon (1996) tarafından hesaplanan ADF test istatistiğinin tek taraflı olasılık değeri
** %5 anlamlılık düzeyinde *DBE* serisi birim kök içermemektedir.

Ülkeler için *DBE* serilerinin durağanlığı Dickey ve Fuller (1981) tarafından önerilen Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi ile ayrı ayrı incelenmiş ve sonuçlar Tablo 8'de özetlenmiştir. Analizlerde ADF eşitliğine deterministik bileşen olarak sadece sabit terim dahil edilmiştir. Aynı zamanda, ADF eşitliğinde otoregresif kısım için uygun gecikme uzunluğu,

maksimum gecikme 12 olmak üzere Schwarz Bayezyan Bilgi Kriteri (SBC) ile belirlenmiştir. Elde edilen bulgulara göre, tüm ülkeler için *DBE* serilerinin %5 anlamlılık düzeyinde birim kök içermediği diğer bir ifadeyle durağan oldukları sonucuna varılmıştır.

Tablo 9’da *DBE* serilerine ilişkin 1. ve 12. gecikmelerde ardışık bağımlılık ve değişen varyans test sonuçları verilmiştir. Ardışık bağımlılığın varlığını test etmek için Ljung–Box Q istatistiği, değişen varyansı test etmek için ise ARCH (Oto regresif Koşullu Değişen Varyans) – LM (Langrange Çarpanı) testleri kullanılmıştır. Her iki teste ait test istatistiğinin dağılımı da asimptotik olarak serbestlik derecesi ilgili gecikme uzunluğuna eşit olan ki-kare dağılımıdır. “*DBE* serisi ardışık bağımlılık içermemektedir” yokluk hipotezini test eden Ljung–Box Q istatistiği sonuçlarına göre %5 anlamlılık düzeyinde genel olarak yorumlandığında, tüm *DBE* serilerinin 1. ve/veya 12. sırada ardışık bağımlılık içerdiği görülmüştür.

Tablo 9. *DBE* Serilerine İlişkin Ardışık Bağımlılık ve Değişen Varyans Test Sonuçları

Ülke	Ljung-Box Q İstatistiği		ARCH LM Testi	
	Gecikmeler		Gecikmeler	
	1	12	1	12
Türkiye	24.426*	36.518*	72.277*	74.547*
Arjantin	0.397	20.398**	23.726*	50.967*
Brezilya	26.131*	48.397*	13.794*	45.545*
Şili	2.728**	17.757	0.098	9.911
Kolombiya	4.338*	19.682**	0.838	29.164*
Macaristan	9.549*	19.213**	1.062	3.159
Endonezya	22.557*	59.575*	35.750*	47.184*
Malezya	12.718*	49.527*	2.371	36.752*
Meksika	0.219	41.321*	51.406*	96.180*
Peru	29.472*	52.254*	12.340*	20.047**
Filipinler	18.714*	24.797*	7.861*	54.716*
Polonya	11.935*	52.148*	20.753*	26.970*
Rusya	7.560*	22.185*	0.770	35.755*
Tayland	18.297*	32.030*	16.875*	75.017*
Venezüella	3.225**	8.153	0.021	1.347
Kore	63.753*	86.817*	13.061*	17.442

* % 5 ve ** %10 anlamlılık düzeyinde seri, ardışık bağımlılık ve/veya değişen varyans içermektedir.

“*DBE* serisinde ARCH etkisi yoktur” yokluk hipotezini test eden ARCH–LM testi sonuçlarına göre ise %5 anlamlılık düzeyinde Brezilya, Şili, Kolombiya ve Macaristan için bu yokluk hipotezi her iki gecikme uzunluğunda da reddedilememiştir. Diğer ülkelerin *DBE* serileri için %5 anlamlılık düzeyinde ARCH etkisi tespit edilmiştir.

Bu sonuçlara göre, *DBE* serisindeki uç gözlemlerin tespitinde kullanılacak Hill tahmin edicisi için durağanlık varsayımı sağlanıyorken, ardışık bağımlılık ve değişen varyans içermeme varsayımları ihlal edilmektedir. Böyle bir durumda Resnick ve Catalin (1995) ve Mikosch v.d. (1995) çalışmalarında düzeyde *DBE* serisini $AR(p_1)$ –GARCH³⁰(p, q) ile modelleyerek ardışık bağımlılık ve değişen varyans durumlarını içermeyen artık serisi üzerinden Hill tahmin edicisini uygulamışlardır. Resnick ve Catalin (1995) bu prosedür ile elde edilen Hill tahmin edicisinin düzeydeki (filtrelenmemiş) seriyi kullanarak elde edilen Hill tahmin edicisinden daha güçlü olduğunu göstermiştir.

GARCH (p, q) modeline ilişkin koşullu varyans denklemi aşağıda verilmiştir.

$$\begin{aligned}\varepsilon_t &= v_t \sqrt{h_t} \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i h_{t-i}\end{aligned}\quad (4.11)$$

Burada ε_t her ülke için ayrı ayrı düzeyde *DBE* serilerine ait $AR(p_1)$ modelinden elde edilen artıklardır. v_t ise σ^2 varyanslı ve sıfır ortalamalı beyaz gürültü sürecine sahip ve ε_{t-j} ' ler ile kovaryansı sıfır olan rassal bir değişkendir. ε_t 'nin koşullu varyansı h_t 'nin negatif olmamasını sağlamak için, α_0 , α_i ve β_j 'lerin pozitif ve sabit olması gereklidir. Aynı zamanda GARCH sürecinin durağan olması için $\sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_j) < 1$ koşulu sağlanmalıdır (Tsay, 2002). Tüm bu koşulları sağlayacak şekilde *DBE* serilerinin modellenmesinde GARCH(1,1) modeli kullanılmıştır.

³⁰ GARCH: Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans

Uygun ARCH yapısının modellenmesi aşamasında serinin otoregresif yapısının belirlenmesinde en küçük SBC kriteri kullanılmıştır. Değişen varyansın modellenmesinde ise hataların Genelleştirilmiş Hata Dağılımına (GED) sahip olduğu varsayımı yapılmış ve parametre tahminleri EViews 6.0 paket programı ile gerçekleştirilmiştir. $AR(p_1)$ -GARCH(p, q) modeli kullanılarak elde edilen filtrelenmiş *DBE* serilerine ilişkin ardışık bağımlılık ve ARCH etkisi test sonuçları Tablo 10'da sunulmuştur. Brezilya, Şili, Kolombiya ve Macaristan *DBE* serileri ARCH etkisi içermediklerinden dolayı bu ülkeler için sadece otoregresif model yardımıyla filtrelenmiş seriler elde edilmiştir.

Tablo 10. Filtrelenmiş *DBE* Serilerinin Ardışık Bağımlılık ve ARCH Etkisi Sonuçları

Ülke	Model	Ljung-Box Q İstatistiği		ARCH-LM Testi (TR^2 İstatistiği)	
		Gecikmeler		Gecikmeler	
		1	12	1	12
Türkiye	AR(1)-GARCH(1,1)	2.069	9.422	0.322	15.219
Arjantin	AR(4)-GARCH(1,1)	0.234	19.486	0.650	13.749
Brezilya	AR(1)	0.027	11.818	0.575	10.699
Şili	AR(1)	0.006	18.476	0.176	8.433
Kolombiya	AR(1)	0.000	12.736	5.157*	12.493
Macaristan	AR(1)	0.135	14.052	0.001	6.230
Endonezya	AR(4)-GARCH(1,1)	0.136	13.447	0.097	3.780
Malezya	AR(1)-GARCH(1,1)	0.136	8.390	0.072	4.133
Meksika	AR(1)-GARCH(1,1)	2.038	9.965	3.716	4.447
Peru	AR(5)-GARCH(1,1)	1.586	12.918	0.313	4.056
Filipinler	AR(4)-GARCH(1,1)	0.132	8.012	0.123	15.615
Polonya	AR(1)-GARCH(1,1)	0.143	15.184	0.116	5.242
Rusya	AR(6)-GARCH(1,1)	0.151	6.015	0.598	14.613
Tayland	AR(7)-GARCH(1,1)	0.247	7.116	0.235	8.622
Venezüella	AR(1) -GARCH(1,1)	0.616	13.498	0.442	16.499
Kore	AR(2) -GARCH(1,1)	4.392*	9.917	2.344	4.613

* % 5 anlamlılık düzeyinde seri, ardışık bağımlılık ve/veya değişen varyans içermektedir.

Tablo 10'da tüm ülkeler için filtrelenmiş *DBE* serilerinin %5 anlamlılık düzeyinde hem ardışık bağımlılık hem de ARCH etkisi içermediği görülmektedir. Böylece, Hill tahmin edicisi için gereken iki varsayımın filtrelenmiş serilerle sağlandığı sonucuna varılmıştır.

Hill tahmin edicisini ve parasal kriz dönemi sayısını belirlemek için Longin ve Solnik (2001) tarafından önerilen Monte Carlo yöntemi kullanılmıştır. Monte Carlo yönteminin adımları ikinci bölümde verilmiş olup, yöntemde kullanılacak kodlar MATLAB 7.8 programında tarafımızca yazılmış ve EK 3'de verilmiştir. Monte Carlo yöntemi kullanılarak filtrelenmiş *DBE* serileri için aşırı değer teorisi sonuçları Tablo 11'de sunulmuştur.

Tablo 11. Filtrelenmiş *DBE* Serilerine İlişkin Aşırı Değer Teorisi Sonuçları

Ülke	T	$\hat{\gamma}$	α	m	(m/T)
Türkiye	215	0.608	1.6	18	0.084
Arjantin	176	0.264	3.8	4	0.023
Brezilya	203	0.394	2.4	12	0.059
Şili	215	0.330	3	9	0.042
Kolombiya	179	0.272	3.8	5	0.028
Macaristan	107	0.461	2.2	6	0.056
Endonezya	212	0.651	3.4	6	0.028
Malezya	215	0.487	2	16	0.074
Meksika	179	0.961	1	27	0.151
Peru	199	0.583	1.8	15	0.075
Filipinler	212	0.514	1.8	16	0.075
Rusya	145	0.716	1.4	16	0.110
Polonya	203	0.208	5	3	0.015
Tayland	137	0.316	3.6	6	0.044
Venezüella	215	0.451	2.2	13	0.060
Kore	214	0.668	1.6	22	0.103

m, Kriz sinyal dönem sayısını ve *m/T* ise krizin oluş sıklığını göstermektedir.

Tablo 11'de Hill endeks tahmini ($\hat{\gamma}$), en yakın Student-t dağılımının serbestlik derecesi (α), tahmin edilen kriz dönem sayısı (m) ve krizin gerçekleşme sıklığı (m/T) değerleri verilmiştir. Basıklık değeri büyük olan ülkelerin (Malezya, Meksika ve Kore) *DBE* serilerinin dağılımları daha geniş kuyruğa sahip olacağından dolayı Hill tahmin değerleri de yüksek çıkmıştır. Aşırı değer teorisi sonuçlarına göre, en fazla para krizi dönemi tespit edilen ve krizin oluş sıklığı en yüksek olan ülke Meksika'dır. Meksika için 1994–2008 yılları arasında toplam 27 kriz dönemi bulunmuştur. Bu dönemde krizin oluş sıklığı ise %15.1 olarak tespit edilmiştir. Sivri bir dağılıma sahip Malezya ve Kore *DBE* serilerine göre sırasıyla 16 ve 22 ay için kriz dönemi

bulunmuştur. Türkiye için ise 1991–2008 dönemini kapsayan 18 kriz dönemi saptanmış ve bu dönem zarfında krizin olma sıklığı ise %8.4 olarak bulunmuştur. En az kriz dönemi tespit edilen ülkeler ise sırasıyla 3 ve 4 olmak üzere Polonya ve Arjantin'dir. Aynı zamanda Polonya krizin oluş sıklığı açısından %1.5 ile görece olarak en düşük olan ülke konumundadır.

Tablo 12'de eşik değerin hem aşırı değer teorisine hem de standart normal dağılıma göre belirlendiği parasal kriz dönemleri raporlanmıştır. Tablonun dönem sütununda parantez içinde verilen değerler, ardışık bağımlılık ve değişen varyansın etkisi arındırıldıktan sonra elde edilen filtrelenmiş *DBE* serilerine ilişkin analiz dönemlerini göstermektedir. Tabloda ayrıca β katsayılarının 1.645 ve 2 olduğu durumlar için standart normal dağılım varsayımı altında hesaplanan eşik değerlerden hareketle elde edilen parasal kriz dönemleri de verilmiştir.

Aşırı değer teorisi ile belirlenen para krizi dönemleri normal dağılım varsayımı altındaki ile karşılaştırıldığında, *DBE* serilerinin normal dağılıma sahip olmadığı ve yüksek basıklık gösterdiği ülkelerde (Türkiye, Meksika, Rusya ve Kore gibi) birçok parasal kriz dönemi tahmin edilmiştir. Aşırı değer teorisinde en ilginç sonuçlar Rusya ve Kore'de görülmektedir. 2007 yılında başlayan ve 2008 yılında pek çok gelişmekte olan ülkeye yayılan küresel kriz 2008 yılının üçüncü ve dördüncü çeyreklerinde Rusya ekonomisini de derinden etkilemiştir. Lehman Brothers'ın iflasını açıklamasını takip eden 5 aylık dönemde Rusya merkez bankası döviz rezervleri yaklaşık %27.5 azalmıştır. Aynı dönemde Rus rublesi ABD doları karşısında yaklaşık %16 değer kaybetmiştir. Aşırı değer teorisi sonuçlarından da görüleceği üzere 2008 Ağustos–Aralık dönemi Rus ekonomisinde parasal kriz dönemi olarak belirlenmiştir. Küresel krizin ciddi etkiler bıraktığı ülkelere bir diğeri de Kore'dir. Küresel kriz Kore ekonomisinde özellikle Lehman Brothers'ın batışıyla birlikte derin etkilerini hissettirmeye başlamıştır. Aşırı değer teorisine göre parasal kriz tespit edilen 2008 Ağustos–Kasım döneminde merkez

bankası döviz rezervleri yaklaşık %21 oranında azalmış ve Kore para birimi Won ABD doları karşısında %25 değer yitirmiştir³¹.

³¹ Hesaplamalar, IFS-IMF veri tabanından derlenen verilerle tarafımızca yapılmıştır.

Tablo 12. KLR Döviz Kuru Baskı Endeksi Neticesinde Elde Edilen Para Krizi Dönemleri

Ülke	Dönem	Eşik değerlerinin standart normal dağılım varsayımı altında belirlendiği kriz dönemleri				Aşırı Değer Teorisi ile belirlenen kriz dönemleri	
		$\beta=1.645$		$\beta=2$			
Türkiye	1991:M1 – 2008:M12 (1991:M2 – 2008:M12)	1991 Mart 1994 Mart 1995 Aralık 2001 Şubat 2004 Mayıs 2008 Ekim	1994 Şubat 1994 Nisan 2000 Aralık 2001 Mart 2006 Haziran 2008 Kasım	1991 Mart 1994 Mart 2001 Şubat 2006 Haziran	1994 Şubat 1994 Nisan 2001 Mart 2008 Ekim	1991 Şubat 1992 Mart 1994 Şubat 1994 Nisan 1995 Aralık 2000 Kasım 2001 Şubat 2001 Haziran 2006 Haziran	1991 Mart 1993 Aralık 1994 Mart 1995 Kasım 2000 Eylül 2000 Aralık 2001 Mart 2004 Mayıs 2008 Ekim
Arjantin	1994:M1 – 2008:M12 (1994:M5 – 2008:M12)	1995 Mart 2001 Kasım 2002 Şubat 2002 Nisan 2002 Haziran	2001 Temmuz 2002 Ocak 2002 Mart 2002 Mayıs	1995 Mart 2001 Kasım 2002 Şubat 2002 Nisan	2001 Temmuz 2002 Ocak 2002 Mart 2002 Mayıs	2002 Ocak 2002 Nisan	2002 Şubat 2002 Mayıs
Brezilya	1992:M1 – 2008:M12 (1992:M2 – 2008:M12)	1994 Nisan 1999 Ocak 2000 Nisan 2005 Aralık	1998 Eylül 1999 Şubat 2002 Ekim 2008 Ekim	1994 Nisan 1999 Ocak 2000 Nisan 2008 Ekim	1998 Eylül 1999 Şubat 2002 Ekim	1994 Ocak 1995 Mart 1999 Ocak 2000 Nisan 2002 Ekim 2008 Eylül	1994 Nisan 1998 Eylül 1999 Şubat 2002 Temmuz 2005 Aralık 2008 Ekim
Şili	1991:M1 – 2008:M12 (1991:M2 – 2008:M12)	1991 Nisan 1998 Temmuz 2006 Ocak 2007 Ağustos	1998 Ocak 1999 Haziran 2007 Ocak 2008 Ekim	1998 Ocak 2007 Ağustos	2007 Ocak 2008 Ekim	1991 Nisan 1998 Temmuz 2006 Ocak 2007 Ocak 2008 Ekim	1998 Ocak 1999 Haziran 2006 Haziran 2007 Ağustos

Tablo 12. KLR Döviz Kuru Baskı Endeksi Neticesinde Elde Edilen Para Krizi Dönemleri (Devamı)

Ülke	Dönem	Eşik değerlerinin standart normal dağılım varsayımı altında belirlendiği kriz dönemleri				Aşırı Değer Teorisi ile belirlenen kriz dönemleri	
		$\beta=1.645$		$\beta=2$			
Kolombiya	1994:M1 – 2008:M12 (1994:M2 – 2008:M12)	1995 Ağustos 1998 Nisan 1998 Eylül 2007 Ağustos 2008 Ekim	1995 Eylül 1998 Haziran 1999 Temmuz 2008 Eylül	1995 Eylül 1998 Haziran 1999 Temmuz 2008 Ekim	1998 Nisan 1998 Eylül 2008 Eylül	1998 Haziran 2008 Eylül	
Macaristan	2000:M1 – 2008:M12 (2000:M2 – 2008:M12)	2003 Haziran 2003 Aralık 2008 Ekim	2003 Temmuz 2008 Ağustos	2003 Haziran 2008 Ekim	2003 Mart 2003 Temmuz 2008 Ağustos	2003 Haziran 2003 Aralık 2008 Ekim	
Endonezya	1991:M1 – 2008:M12 (1991:M5 – 2008:M12)	1991 Mart 1997 Eylül 1997 Aralık 1998 Şubat 2000 Eylül 2008 Ekim	1997 Ağustos 1997 Ekim 1998 Ocak 1998 Haziran 2006 Haziran	1997 Ağustos 1997 Aralık 1998 Haziran 2008 Ekim	1997 Ağustos 1997 Aralık 1998 Haziran	1997 Ekim 1998 Ocak 2008 Ekim	
Malezya	1991:M1 – 2008:M12 (1991:M2 – 2008:M12)	1995 Ekim 1997 Ekim 1998 Ocak 1998 Temmuz	1997 Eylül 1997 Aralık 1998 Haziran 2007 Ağustos	1997 Eylül 1997 Aralık 1998 Haziran 2007 Ağustos	1995 Eylül 1996 Ocak 1997 Eylül 1997 Kasım 1998 Ocak 1998 Temmuz 2007 Ocak 2007 Ağustos	1995 Ekim 1997 Temmuz 1997 Ekim 1997 Aralık 1998 Haziran 1999 Haziran 2007 Şubat 2008 Ekim	

Tablo 12. KLR Döviz Kuru Baskı Endeksi Neticesinde Elde Edilen Para Krizi Dönemleri (Devamı)

Ülke	Dönem	Eşik değerlerinin standart normal dağılım varsayımı altında belirlendiği kriz dönemleri				Aşırı Değer Teorisi ile belirlenen kriz dönemleri	
		$\beta=1.645$		$\beta=2$			
Meksika	1994:M1 – 2008:M12 (1994:M2 – 2008:M12)	1994 Nisan 1995 Ocak 1995 Ekim 1998 Eylül	1994 Aralık 1995 Mart 1995 Kasım 2008 Ekim	1994 Nisan 1995 Ocak 1995 Kasım	1994 Aralık 1995 Mart 2008 Ekim	1994 Mart 1994 Mayıs 1994 Kasım 1995 Ocak 1995 Ekim 1996 Kasım 1998 Haziran 1998 Eylül 2000 Haziran 2003 Ocak 2003 Haziran 2004 Nisan 2006 Nisan 2008 Ekim	1994 Nisan 1994 Haziran 1994 Aralık 1995 Mart 1995 Kasım 1997 Kasım 1998 Ağustos 2000 Mayıs 2002 Mayıs 2003 Şubat 2003 Ağustos 2004 Mayıs 2008 Eylül
Peru	1992:M1 – 2008:M12 (1992:M6 – 2008:M12)	1992 Mayıs 1998 Eylül 1999 Mart 2008 Ağustos	1992 Ekim 1999 Şubat 2005 Ağustos 2008 Ekim	1992 Mayıs 1999 Şubat 2008 Ağustos	1992 Ekim 1999 Mart	1992 Ekim 1998 Eylül 1999 Ocak 1999 Mart 1999 Eylül 1999 Ekim 1999 Aralık 2005 Ağustos 2005 Ekim 2008 Mayıs 2008 Ağustos 2008 Ekim	

Tablo 12. KLR Döviz Kuru Baskı Endeksi Neticesinde Elde Edilen Para Krizi Dönemleri (Devamı)

Ülke	Dönem	Eşik değerlerinin standart normal dağılım varsayımı altında belirlendiği kriz dönemleri				Aşırı Değer Teorisi ile belirlenen kriz dönemleri	
		$\beta=1.645$		$\beta=2$			
Filipinler	1991:M1 – 2008:M12 (1991:M5 – 2008:M12)	1997 Temmuz 1997 Eylül 1997 Aralık 2000 Ekim	1997 Ağustos 1997 Ekim 1998 Ocak	1997 Temmuz 1997 Aralık 2000 Ekim	1997 Eylül 1998 Ocak	1992 Mayıs 1995 Mart 1997 Ağustos 1997 Ekim 1998 Ocak 1999 Haziran 2000 Temmuz 2003 Mart	1993 Mayıs 1997 Temmuz 1997 Eylül 1997 Aralık 1998 Ağustos 2000 Mayıs 2000 Ekim 2008 Ekim
Polonya	1992:M1 – 2008:M12 (1992:M2 – 2008:M12)	1992 Şubat 1993 Şubat 1994 Eylül 2008 Ağustos 2008 Ekim	1992 Eylül 1993 Haziran 2005 Mart 2008 Eylül	1993 Şubat 2005 Mart 2008 Eylül	1993 Haziran 2008 Ağustos 2008 Ekim	1993 Haziran 2008 Ekim	2008 Eylül
Rusya	1996:M6 – 2008:M12 (1996:M12 – 2008:M12)	1997 Kasım 1998 Ağustos 1999 Ocak	1998 Ocak 1998 Eylül	1997 Kasım 1998 Ağustos 1999 Ocak	1998 Ocak 1998 Eylül	1997 Kasım 1998 Nisan 1998 Ağustos 1999 Ocak 1999 Temmuz 2005 Temmuz 2008 Eylül 2008 Kasım	1998 Ocak 1998 Mayıs 1998 Eylül 1999 Mart 1999 Ağustos 2008 Ağustos 2008 Ekim 2008 Aralık

Tablo12. KLR Döviz Kuru Baskı Endeksi Neticesinde Elde Edilen Para Krizi Dönemleri (Devamı)

Ülke	Dönem	Eşik değerlerinin standart normal dağılım varsayımı altında belirlendiği kriz dönemleri				Aşırı Değer Teorisi ile belirlenen kriz dönemleri	
		$\beta=1.645$		$\beta=2$			
Tayland	1997:M1 – 2008:M12 (1997:M8 – 2008:M12)	1997 Temmuz 1997 Kasım 1998 Ocak	1997 Ağustos 1997 Aralık 1998 Temmuz	1997 Temmuz 1997 Kasım	1997 Ağustos 1998 Ocak	1997 Ağustos 1997 Aralık 1998 Temmuz	1997 Kasım 1998 Ocak 2008 Haziran
Venezüella	1991:M1 – 2008:M12 (1991:M2 – 2008:M12)	1994 Mayıs 1995 Aralık 1996 Mayıs 2002 Ocak 2002 Mart 2004 Şubat	1994 Haziran 1996 Nisan 1998 Temmuz 2002 Şubat 2003 Ocak	1994 Mayıs 1995 Aralık 1996 Mayıs 2002 Mart	1994 Haziran 1996 Nisan 2002 Şubat 2003 Ocak	1992 Kasım 1994 Haziran 1996 Nisan 1998 Temmuz 2002 Şubat 2003 Ocak 2007 Nisan	1994 Mayıs 1995 Aralık 1996 Mayıs 2002 Ocak 2002 Mart 2004 Şubat
Kore	1991:M1 – 2008:M12 (1991:M3 – 2008:M12)	1996 Temmuz 1997 Aralık 2008 Ekim	1997 Kasım 1998 Ocak	1996 Temmuz 1997 Aralık 2008 Ekim	1997 Kasım 1998 Ocak	1991 Mart 1993 Aralık 1996 Temmuz 1997 Ocak 1997 Mart 1997 Eylül 1997 Aralık 2001 Ocak 2007 Aralık 2008 Ağustos 2008 Ekim	1992 Haziran 1996 Mart 1996 Ağustos 1997 Şubat 1997 Ağustos 1997 Kasım 1998 Ocak 2005 Eylül 2008 Mayıs 2008 Eylül 2008 Kasım

4.4. PANEL NEDENSELLİK TESTİ İLE PARA KRİZLERİNİN ÖNCÜ GÖSTERGELERİNİN BELİRLENMESİ

Çalışmanın bu kısmında şu iki soruya yanıt aranacaktır: Birincisi, gelişmekte olan ülkelerde para krizlerini önceden öngörebilecek göstergeler nelerdir? İkincisi, bu ülkelerde ki para krizlerinin öngörüsünde ortak öncü göstergeler seti oluşturulabilir mi?

Granger (1969)'un nedensellik tanımından hareket ederek ilk soruya cevap verebilmek mümkündür. Granger'ın tanımına göre, "gelecek geçmişin nedeni olamayacağı" noktasından hareketle nedensellik, bir x değişkeninin geçmiş değerlerinden yararlanarak y değişkenin öngörülebilme başarısıdır. O halde, gelecekteki bir para krizinin öngörülebilme başarısı üzerinde hangi göstergelerin geçmiş değerleri etkilidir? sorusuna Granger anlamında nedensellik yaklaşımı kullanılarak karar verilebilir. Böylece, muhtemel bir para krizinde öncü olabilecek göstergeler belirlenmiş olacaktır.

Panel veri seti kullanılarak yapılan çalışmalarda genellikle panele dahil edilen tüm ülkeler için ortak (genel) sonuçlar elde edilmesi amaçlanır. Dolayısıyla, panel veride Granger nedensellik yaklaşımı yardımıyla panele dahil edilen gelişmekte olan ülkeler için para krizlerinin öngörüsünde ortak öncü göstergeler seti oluşturmak mümkündür.

Bu çalışmada, gelişmekte olan ülkelerdeki para krizlerinin öncü göstergeleri Emirmahmutoğlu ve Köse (2010)'un meta analizine dayalı panel nedensellik yaklaşımı kullanılarak tespit edilecektir. Aynı zamanda, tüm ülkeler için ortak bir öncü gösterge seti oluşturmanın yanında, her ülke için ayrı ayrı da para krizlerinin öncüleri belirlenecektir.

Panel nedensellik testi sonuçlarına geçmeden önce ele alınan meta analizine dayalı panel nedensellik yaklaşımının adımları analizde kullanılacak girdileri ile birlikte aşağıda özetlenmiştir.

1. Adım: Aşağıda k_i sırada heterojen ve dengeli olmayan panel VAR modeli verilmektedir:

$$\begin{bmatrix} y_{i,t} \\ x_{i,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_i^y \\ \mu_i^x \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^{k_i} \begin{bmatrix} A_{11,ij} & A_{12,ij} \\ A_{21,ij} & A_{22,ij} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{i,t-j} \\ x_{i,t-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{i,t}^y \\ u_{i,t}^x \end{bmatrix} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T_i$$

Bu modelde y DBE değişkenine, x ise muhtemel öncü göstergeye karşılık gelmektedir³². Modelin gecikme uzunluğu k_i ise ülkeler arasında heterojendir. Panel VAR modelinde ülkelere ait en uygun k_i gecikme uzunluğu SBC model seçim kriteri ile ayrı ayrı belirlenmiştir. Maksimum gecikme uzunluğu ise 12 olarak alınmıştır.

2. Adım: Toda–Yamamoto yönteminde ilk olarak VAR modelinde yer alan değişkenlere ait maksimum bütünleşme sırasının ($dmak$) belirlenmesi gerekmektedir. Bu sebeple, çalışmada ele alınan bağımlı ve bağımsız değişkenlere ait bütünleşme sıraları her ülke için ayrı ayrı ADF birim kök testi yardımıyla belirlenmiştir. Ülke ülke değişkenlere ilişkin ADF birim kök testi sonuçları bağımlı değişken DBE için Tablo 8’de, muhtemel öncü göstergeler için ise EK 2’de verilmiştir. Bu tablolarda verilen sonuçlara göre, bağımlı değişken DBE %5 anlamlılık düzeyinde tüm ülkelerde düzeyde durağan bulunmuşken, muhtemel göstergeler için ise ülkeden ülkeye farklılık göstererek ya düzeyde durağan ya da birinci sırada fark durağan olduğu görülmüştür.

3. Adım: 1. ve 2. adımlarda belirlenen k_i ve $dmak_i$ değerleri kullanılarak düzeyde değişkenlerle aşağıda verilen dinamik ve otoregresif panel modelinin parametreleri ülkeler için ayrı ayrı EKK ile tahmin edilmiştir.

$$y_{i,t} = \mu_i + \sum_{j=1}^{k_i+dmak_i} \beta_i y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+dmak_i} \gamma_i x_{i,t-j} + u_{i,t} \quad (4.12)$$

³² Bu çalışmada krizi açıklayan göstergeler belirlenmek istendiğinden dolayı sadece "x'den y'ye Granger nedensellik ilişkisi test edilecektir. Bu sebeple, panel VAR modelinde sadece y'nin bağımlı değişken olduğu model ele alınacak ve bundan sonraki adımlarda bu denklem üzerinden verilecektir.

4. Adım: 3. adımda ülkeler için ayrı ayrı parametreleri tahmin edilen otoregresif model yardımıyla “ xy ’nin Granger nedeni değildir” yokluk hipotezi test edilmiştir. Yokluk hipotezi altında, otoregresif modelde $\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_{k_i} = 0$ kısıtlaması getirilerek her ülke için ayrı ayrı M-Wald (Modifiye Edilmiş Wald) test istatistiği hesaplanmıştır.

5. Adım: k_i serbestlik dereceli ki-kare dağılımına sahip ülkelere ilişkin M-Wald test istatistiklerinden p değerleri (p_i) hesaplanmıştır.

6. Adım: Fisher (1932) tarafından önerilen meta analizi yaklaşımı kullanılarak 5. adımda hesaplanan ülkelere ait p değerleri $\lambda = -2 \sum \ln(p_i)$ eşitliğiyle birleştirilerek Fisher test istatistiği (λ) hesaplanır. Fisher test istatistiği $2N$ serbestlik dereceli ki-kare dağılıma sahiptir.

7. Adım: Fisher test istatistiği için kritik değerler, (4.12) eşitliğinde verilen denklemde ülkeler arasındaki hata terimlerine ilişkin anlık çapraz korelasyonun varlığı durumunda geçerli değildir. Bu sebeple, (4.12)’deki regresyon modelinin parametreleri ülke ülke EKK ile tahmin edildikten sonra “ülkeler arasında anlık korelasyon yoktur” şeklindeki yokluk hipotezi Breusch ve Pagan (1980) tarafından önerilen LM istatistiği yardımıyla test edilecektir. Breusch–Pagan’ın LM test istatistiği küçük N ve $T \rightarrow \infty$ için geçerli olmak üzere dengeli olmayan paneller için (4.13) nolu eşitlikten elde edilmektedir.

$$LM = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N T_{ij} \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (4.13)$$

Bu eşitlikte $\hat{\rho}_{ij}$, i . ve j . ülke arasındaki anlık çapraz korelasyon değeri olmak üzere bu ülkeler için modelin artıkları üzerinden aşağıda gösterildiği gibi hesaplanmaktadır.

$$\hat{\rho}_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^{T_{ij}} \hat{u}_{it} \hat{u}_{jt}}{\left(\sum_{t=1}^{T_{ij}} \hat{u}_{it}^2 \right)^{1/2} \left(\sum_{t=1}^{T_{ij}} \hat{u}_{jt}^2 \right)^{1/2}} \quad (4.14)$$

Diğer taraftan, i . ülke için zaman boyutu T_i ve j . ülke için zaman

boyutu T_j olmak üzere $T_{ij} = \min(T_i, T_j)$ 'yi göstermektedir. *LM* test istatistiği $N(N - 1)/2$ serbestlik derecesinde ki-kare dağılımına sahiptir (Croissant ve Millo, 2008: 29).

Ülkeler arasındaki anlık çapraz korelasyon durumunda, Fisher test istatistiğinin ampirik dağılımı bootstrap yöntemi ile belirlenmiştir. Çalışmada, bootstrap kritik değerlerinin elde edilmesinde 20000 deneme yapılmış ve %5 anlamlılık düzeyinde Fisher test istatistiğinin ampirik dağılımı elde edilmiştir.

Yukarıda verilen adımlar çerçevesinde gelişmekte olan ülkelerde para krizlerinin öncülerinin saptanmasına ilişkin panel Granger nedensellik testi sonuçları 13 ve 36 arasında yer alan tablolarda verilmiştir. Tablo 13'de ülkeler arasındaki anlık çapraz korelasyon olmadığı iddiasını test eden Breusch–Pagan *LM* testi sonuçları tüm göstergeler için ayrı ayrı sunulmuştur. Her bir gösterge için ayrı ayrı hesaplanan *LM* test istatistiği değeri, %5 anlamlılık düzeyinde 120 serbestlik dereceli ki-kare dağılımı tablo değeri 146.56 ile karşılaştırıldığında, tüm göstergelerde ülkeler arasında anlık çapraz korelasyonunun istatistiki olarak anlamlı olduğunu göstermiştir. Bu sebeple, Fisher test istatistiği için bootstrap yöntemiyle %95 güvenirlilikte kritik değerler tüm göstergelerde ayrı ayrı bulunmuştur.

Bootstrap kritik değerleri yardımıyla elde edilen panel Granger nedensellik testi sonuçlarına göre; gelişmekte olan ülkelerde %5 anlamlılık düzeyinde 16 gösterge para krizinin öncüsü olarak tespit edilmiştir. Bu göstergeler; aşırı değerlenmiş kur, ihracatın ithalatı karşılama oranı, cari açığın GSYİH'ya oranı, M2'nin yurtdışı döviz rezervlerine oranı, yurtdışı döviz rezervlerindeki büyüme oranı, kısa dönem borçların rezervlere oranı, M2'deki büyüme oranı, yurtiçi kredilerin GSYİH'ya oranı, M1 para arzı fazlası, reel yurtiçi faiz oranları, bankaların kredi faizleri ile mevduat faizleri arasındaki fark, bankacılık mevduatlarındaki büyüme oranı, reel GSYİH'daki büyüme oranı, hisse senedi fiyatlarındaki büyüme oranı ve bölgesel bulaşma etkisidir. Parasal krizin öncüleri olarak belirlenen bu göstergeler ülke ayırımı

yapılmaksızın genel olarak parasal krize yol açan nedenleri göstermektedir. Elde edilen bu genel sonuçların ülkeler özelinde nasıl farklılaştığının belirlenmesi çalışma kapsamında yer alan her ülke için özel sonuçların ayrıca incelenmesi ile mümkün olacaktır. Bu nedenle, ülke ayırımı olmaksızın para krizinin öncüsü olarak belirlenen göstergelerin çalışma kapsamındaki her ülke içinde öncü olup olmadığı ayrıca incelenmiştir. Zaten heterojen panel modellerinin önemli bir avantajı da hem toplulaştırılmış olarak hem de her ülke için ayrı ayrı sonuçlar elde edilebilmesidir. Bu yüzden, Tablo 14 – 29’da genel olarak para krizinin öncüsü olarak belirlenen göstergeler ile *DBE* arasındaki Granger nedensellik testi sonuçları ülke bazlı olarak verilmiştir. Bu tablolarda her gösterge için (4.12) nolu regresyon eşitliğinden hesaplanan ülke bazlı M-Wald test istatistiği değeri, M-Wald test istatistiğine ilişkin p-değerleri ve Fisher test istatistiğinin hesaplanmasında kullanılan $\ln(p_i)$ değerleri yer almaktadır. Aynı zamanda EK 5’de ülke bazlı nedensellik testi tablolarından elde edilen sonuçları gösteren özet tablo sunulmuştur. Bu tabloda (X) sembolü öncü gösterge olarak belirlenen ülkeleri göstermektedir. Tablonun son sütununda ise ilgili göstergenin öncü gösterge olarak tespit edildiği ülke sayısının tüm örneklem içindeki payını gösteren değerler verilmiştir.

Tablo 13. Göstergelere ilişkin Panel Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Sektör	Gösterge	Breusch-Pagan LM Test İstatistiği	Fisher Test İstatistiği Değeri	Yatay Kesit Bağımlılığı Altında %5 Bootstrap Kritik Değeri	Granger Nedensellik Sonucu
Cari Açık	<i>ADK</i>	494.95*	421.34**	52.16	<i>ADK</i> → <i>DBE</i>
	<i>IHR</i>	588.51*	50.38	55.40	<i>IHR</i> ↔ <i>DBE</i>
	<i>ITH</i>	586.71*	49.22	55.66	<i>ITH</i> ↔ <i>DBE</i>
	<i>IHR_ITH</i>	609.34*	114.25**	53.75	<i>IHR_ITH</i> → <i>DBE</i>
	<i>CA_GSYİH</i>	629.54*	85.48**	56.25	<i>CA_GSYİH</i> → <i>DBE</i>
Sermaye Hesapları	<i>M2_REZ</i>	475.23*	234.03**	50.34	<i>M2_REZ</i> → <i>DBE</i>
	<i>REZ</i>	590.50*	68.22**	58.84	<i>REZ</i> → <i>DBE</i>
	<i>BORC_REZ</i>	544.38*	254.26**	56.38	<i>BORC_REZ</i> → <i>DBE</i>
Finansal Sektör	<i>M1</i>	459.23*	51.81	56.47	<i>M1</i> ↔ <i>DBE</i>
	<i>M2</i>	469.48*	88.26**	57.43	<i>M2</i> → <i>DBE</i>
	<i>M2_CARP</i>	451.95*	38.67	55.81	<i>M2_CARP</i> ↔ <i>DBE</i>
	<i>YK_GSYİH</i>	453.58*	124.06**	56.68	<i>YK_GSYİH</i> → <i>DBE</i>
	<i>M1FAZ</i>	493.85*	112.11**	56.86	<i>M1FAZ</i> → <i>DBE</i>
	<i>RFO</i>	583.07*	183.50**	53.61	<i>RFO</i> → <i>DBE</i>
	<i>BORC_MVD</i>	550.53*	346.94**	54.99	<i>BORC_MVD</i> → <i>DBE</i>
	<i>BANKDEPO</i>	417.58*	81.82**	58.05	<i>BANKDEPO</i> → <i>DBE</i>
Yurtiçi Reel ve Kamu Sektörü	<i>RGSYİH</i>	547.22*	188.07**	57.53	<i>RGSYİH</i> → <i>DBE</i>
	<i>ENF</i>	594.01*	57.76**	50.56	<i>ENF</i> → <i>DBE</i>
	<i>HİSSE</i>	604.31*	84.33**	56.40	<i>HİSSE</i> → <i>DBE</i>
Global Sektör	<i>DISFAIZ_1</i>	593.72*	23.20	53.42	<i>DISFAIZ_1</i> ↔ <i>DBE</i>
	<i>DISFAIZ_2</i>	563.11*	41.67	50.13	<i>DISFAIZ_2</i> ↔ <i>DBE</i>
Diğer	<i>BULASMA (Genel)</i>	542.57*	56.09	56.73	<i>BULASMA (Genel)</i> ↔ <i>DBE</i>
	<i>BULASMA (Bölgesel)</i>	531.93*	138.18**	58.55	<i>BULASMA (Bölgesel)</i> → <i>DBE</i>

→İlgili göstergeden *DBE*ye tek yönlü Granger nedensellik olduğunu, ↔ ilgili göstergeden *DBE*ye tek yönlü Granger nedensellik olmadığını göstermektedir.

* %5 anlamlılık düzeyinde ülkeler arasında anlamlı korelasyon vardır.

** %5 bootstrap kritik değerinde ilgili gösterge *DBE*nin Granger nedenidir.

Cari açık sektörü için Fisher test istatistiği sonucunda *DBE*'nin Granger anlamda nedeni bulunan *ADK*, *IHR_ITH* ve *CA_GSYİH* göstergelerine ait ülke bazlı Granger nedensellik testi sonuçları Tablo 14 – 16'da verilmiştir. Tablo 14'de yer alan aşırı değerlendirilmiş kur ile *DBE* değişkeni arasındaki Granger nedensellik testi sonuçlarına göre; tüm ülkelerde *ADK* *DBE*'nin %5 anlamlılık düzeyinde Granger anlamında nedeni bulunmuştur. Böylece, gelişmekte olan ülkelerde, aşırı değerlendirilmiş reel kurun para krizinin bir öncüsü olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçlar, para krizi teorisine göre, kriz öncesi dönemlerde bir ülkedeki yerli para biriminin reel olarak aşırı değerli olmasının dış ticaret dengesi, cari açık gibi diğer faktörlerin etkisiyle de zamanla bir para krizine dönüşebileceği savını desteklemektedir.

Tablo 14. *ADK* ve *DBE* için Granger Nedensellik Testi Sonucu

Ülke	k_i	$dmak_i$	M-Wald Test İst. Değ.	p_i	$\ln(p_i)$
<i>Türkiye</i>	2	0	24.1260	0.000*	-12.0630
<i>Arjantin</i>	4	0	78.5280	0.000*	-35.5685
<i>Brezilya</i>	2	0	18.2971	0.000*	-9.1485
<i>Şili</i>	2	0	14.6110	0.001*	-7.3055
<i>Kolombiya</i>	2	0	15.9517	0.000*	-7.9758
<i>Macaristan</i>	1	0	3.9163	0.048*	-3.0403
<i>Endonezya</i>	6	0	43.0104	0.000*	-15.9689
<i>Malezya</i>	1	0	10.8992	0.001*	-6.9464
<i>Meksika</i>	3	0	36.4163	0.000*	-16.6100
<i>Peru</i>	3	0	34.1310	0.000*	-15.4981
<i>Filipinler</i>	2	0	12.2312	0.002*	-6.1156
<i>Polonya</i>	2	0	13.1597	0.001*	-6.5798
<i>Rusya</i>	1	0	10.3098	0.001*	-6.6276
<i>Tayland</i>	8	0	39.8541	0.000*	-12.5886
<i>Venezüella</i>	1	0	50.1944	0.000*	-27.2999
<i>Kore</i>	2	0	42.6618	0.000*	-21.3309
Fisher Test İstatistiği				421.34	
* %5 ve ** %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır.					

Tablo 15'de ihracatın ithalatı karşılama oranı ile *DBE* arasındaki Granger nedensellik testi sonuçlarına göre; %5 anlamlılık düzeyinde Türkiye, Arjantin, Tayland ve Kore'de; %10 anlamlılık düzeyinde ise Endonezya ve Meksika'da ihracatın ithalatı karşılama oranı krizin bir öncüsü olarak ortaya

çıkılmaktadır. Tüm örneklemin yaklaşık %38'inde *IHR_ITH DBE*'nin Granger anlamında nedeni bulunmuştur. Özellikle, Arjantin'in bu gösterge için Fisher test istatistiği içinde yaklaşık %20 $(= (-23.2) \times (-2) / 114.25)$ ile oldukça yüksek bir paya sahip olduğu görülmektedir.

Tablo 15. *IHR_ITH* ve *DBE* için Granger Nedensellik Testi Sonucu

Ülke	k_i	$dmak_i$	M-Wald Test İst. Değ.	p_i	$\ln(p_i)$
<i>Türkiye</i>	2	0	8.9245	0.012*	-4.4622
<i>Arjantin</i>	5	1	55.9182	0.000*	-23.1945
Brezilya	2	1	1.1340	0.567	-0.5670
Şili	1	1	2.6113	0.106	-2.2433
Kolombiya	1	1	0.0958	0.757	-0.2785
Macaristan	1	1	0.6685	0.414	-0.8829
<i>Endonezya</i>	2	0	5.9030	0.052**	-2.9515
Malezya	1	1	0.1204	0.729	-0.3166
<i>Meksika</i>	1	1	2.7513	0.097**	-2.3312
Peru	3	1	0.3570	0.949	-0.0524
Filipinler	1	1	0.2182	0.640	-0.4457
Polonya	1	1	0.7797	0.377	-0.9749
Rusya	1	1	0.3634	0.547	-0.6040
<i>Tayland</i>	2	0	13.5169	0.001*	-6.7584
Venezüella	1	1	1.4043	0.236	-1.4439
<i>Kore</i>	2	0	19.2373	0.000*	-9.6186
Fisher Test İstatistiği				114.25	
* %5 ve ** %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır					

Cari açık sektöründe yer alan göstergelerden bir diğeri ise cari açığın *GSYİH* içindeki payıdır. Tablo 16'da verilen Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, bu göstergenin krizin öncüsü olarak tespit edildiği ülkeler; %5 anlamlılık düzeyinde Endonezya, Filipinler, Tayland, Venezüella ve Kore; %10 anlamlılık düzeyinde ise Türkiye'dir. Tüm örneklem içinde *CA_GSYİH*'nin krizin öncüsü olarak anlamlı bulunduğu ülkelerin oranı ise yüzde 38 bulunmuştur. Fisher istatistiği sonucunda yaklaşık %13'lük orana sahip olan Kore, "*CA_GSYİH DBE*'nin Granger nedeni değildir" yokluk hipotezinin reddedilmesinde en baskın ülke konumundadır.

Tablo 16. CA_GSYİH ve DBE için Granger Nedensellik Testi Sonucu

Ülke	k_i	$dmak_i$	M-Wald Test İst. Değ.	p_i	$\ln(p_i)$
Türkiye	1	1	2.7989	0.094**	-2.3609
Arjantin	1	1	0.6536	0.419	-0.8703
Brezilya	2	1	2.9444	0.229	-1.4722
Şili	2	0	4.3006	0.116	-2.1503
Kolombiya	1	1	0.2844	0.594	-0.5211
Macaristan	1	0	0.2062	0.650	-0.4312
Endonezya	2	1	7.2432	0.027*	-3.6216
Malezya	2	1	4.0205	0.134	-2.0103
Meksika	1	1	0.2251	0.635	-0.4539
Peru	2	1	0.1836	0.912	-0.0918
Filipinler	4	1	12.8337	0.012*	-4.4131
Polonya	1	1	0.3505	0.554	-0.5908
Rusya	3	1	2.8294	0.419	-0.8706
Tayland	2	0	15.6484	0.000*	-7.8242
Venezüella	1	0	6.3061	0.012*	-4.4202
Kore	2	0	21.2797	0.000*	-10.6399
Fisher Test İstatistiği				85.48	
* %5 ve ** %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır					

Tablo 17–19’da sermaye hesabı göstergelerinden Fisher test istatistiği sonuçlarına göre istatistiksel olarak anlamlı bulunan $M2_REZ$, REZ ve $BORC_REZ$ göstergelerine ait ülke bazlı Granger nedensellik testi sonuçları yer almaktadır. Para krizinin öncüsü bulunan ilk sermaye hesabı göstergesi $M2$ ’nin rezervlere ($M2_REZ$) oranıdır. Bu gösterge Tablo 17’de sunulan ülke bazlı Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, Brezilya, Peru, Tayland, Türkiye ve Macaristan hariç diğer ülkelerde %5 veya %10 anlamlılık düzeylerinde para krizinin bir öncü göstergesi olarak belirlenmiştir. Tüm örneklemin %69’luk kısmında $M2_REZ$ para krizinin öncü göstergesi durumundadır. Diğer taraftan, Fisher test istatistiği sonucunda bu göstergenin istatistiksel olarak en anlamlı olduğu ülke Meksika’dır. Meksika, Fisher test istatistiği içindeki payı yaklaşık %50 ile en yüksek ülke bulunmuştur.

Tablo 17. *M2_REZ* ve *DBE* için Granger Nedensellik Testi Sonucu

Ülke	k_i	$dmak_i$	M-Wald Test İst. Değ.	p_i	$\ln(p_i)$
Türkiye	1	0	1.1182	0.290	-1.2368
Arjantin	2	0	14.1683	0.001*	-7.0841
Brezilya	1	0	0.5675	0.451	-0.7957
Şili	1	1	5.9065	0.015*	-4.1940
Kolombiya	1	1	15.7859	0.000*	-9.5538
Macaristan	1	1	0.0608	0.805	-0.2165
Endonezya	1	0	3.3991	0.065**	-2.7298
Malezya	1	0	5.8782	0.015*	-4.1780
Meksika	4	0	124.7619	0.000*	-58.2318
Peru	1	0	0.8078	0.369	-0.9976
Filipinler	1	0	4.2883	0.038*	-3.2603
Polonya	1	0	8.1242	0.004*	-5.4335
Rusya	1	1	3.3605	0.067**	-2.7064
Tayland	1	0	0.0008	0.978	-0.0227
Venezüella	2	0	12.7156	0.002*	-6.3578
Kore	1	0	16.6654	0.000*	-10.0181
Fisher Test İstatistiği				234.03	
* %5 ve ** %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır.					

Tablo 18. *REZ* ve *DBE* için Granger Nedensellik Testi Sonucu

Ülke	k_i	$dmak_i$	M-Wald Test İst. Değ.	p_i	$\ln(p_i)$
Türkiye	2	0	4.9294	0.085**	-2.4647
Arjantin	1	1	0.2415	0.623	-0.4731
Brezilya	2	1	2.7569	0.252	-1.3784
Şili	1	1	1.7928	0.181	-1.7115
Kolombiya	1	1	5.8029	0.016*	-4.1352
Macaristan	1	0	4.2856	0.038*	-3.2587
Endonezya	1	0	1.7669	0.184	-1.6941
Malezya	2	0	4.6663	0.097**	-2.3331
Meksika	1	0	9.2398	0.002*	-6.0457
Peru	2	0	1.5513	0.460	-0.7757
Filipinler	8	0	9.5958	0.295	-1.2223
Polonya	1	1	0.3637	0.546	-0.6043
Rusya	1	1	1.8034	0.179	-1.7187
Tayland	1	0	0.6965	0.404	-0.9064
Venezüella	2	0	5.5088	0.064**	-2.7544
Kore	2	0	5.2662	0.072**	-2.6331
Fisher Test İstatistiği				68.22	
* %5 ve ** %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır.					

Tablo 19. *BORC_REZ* ve *DBE* için Granger Nedensellik Testi Sonucu

Ülke	k_i	$dmak_i$	M-Wald Test İst. Değ.	p_i	$\ln(p_i)$
<i>Türkiye</i>	2	0	75.7645	0.000*	-37.8822
<i>Arjantin</i>	2	1	10.4278	0.005*	-5.2139
Brezilya	1	0	0.1569	0.692	-0.3681
<i>Şili</i>	2	1	13.7232	0.001*	-6.8616
<i>Kolombiya</i>	1	1	9.3168	0.002*	-6.0877
<i>Macaristan</i>	1	1	4.8100	0.028*	-3.5651
Endonezya	3	1	5.6055	0.132	-2.0214
Malezya	2	1	1.0966	0.578	-0.5483
<i>Meksika</i>	4	0	35.9573	0.000*	-15.0353
Peru	2	1	4.1613	0.125	-2.0807
Filipinler	2	0	0.7977	0.671	-0.3989
Polonya	1	1	0.1044	0.747	-0.2922
<i>Rusya</i>	6	1	27.6852	0.000*	-9.1362
<i>Tayland</i>	6	0	27.6610	0.000*	-9.1258
<i>Venezüella</i>	2	1	26.3529	0.000*	-13.1765
<i>Kore</i>	2	1	30.6773	0.000*	-15.3386
Fisher Test İstatistiği				254.26	
* %5 ve ** %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır.					

Diğer taraftan, yabancı döviz rezervlerindeki yıllık büyüme oranına (*REZ*) ilişkin Tablo 18'de verilen sonuçlara göre; Kolombiya, Meksika ve Macaristan'da %5 anlamlılık düzeyinde; Türkiye, Malezya, Venezüella ve Kore'de ise %10 anlamlılık düzeyinde krizin bir öncüsü olarak tespit edilmiştir. Tüm örneklem içinde *REZ* göstergesinin para krizinin öncüsü olarak saptandığı ülkelerin oranı %44'tür. Aynı zamanda, *M2_REZ* göstergesinde olduğu gibi Meksika yaklaşık %18'lik oranla Fisher test istatistiği değeri içinde en yüksek paya sahip ülke bulunmuştur.

Sermaye hesabı göstergesi olan kısa dönem borçların rezervlere oranına (*BORC_REZ*) ait Tablo 19'daki Granger nedensellik testi sonuçlarına göre; Türkiye, Arjantin, Şili, Kolombiya, Macaristan, Meksika, Rusya, Tayland, Venezüella ve Kore'de %5 anlamlılık düzeyinde para krizlerinin öncü göstergesi olarak saptanmıştır. Tüm örneklem içinde *BORC_REZ*lerin istatistiksel olarak öncü gösterge bulunduğu ülkelerin oranı %63'tür.

*BORC_REZ*ler göstergesinin istatistiksel olarak en yüksek anlamlılık düzeyine sahip olduğu ülke Türkiye'dir. Türkiye'nin Fisher test istatistiği değeri içindeki payı yaklaşık %30 bulunmuştur.

Tablo 20–25'de 6 finansal sektör göstergesine ilişkin Granger nedensellik testi sonuçları her ülke için sunulmuştur. Tablo 20'de yer alan sonuçlara göre, %5 anlamlılık düzeyinde Arjantin, Şili, Kolombiya, Endonezya, Peru ve Venezüella' da, %10 anlamlılık düzeyinde ise Türkiye' de olmak üzere toplam 7 ülkede para arzındaki yıllık büyüme oranı (*M2*) para krizinin öncüsü olarak tespit edilmiştir. Bu ülkeler tüm örneklem içinde yaklaşık %44'lük bir paya sahiptir. Ayrıca, Arjantin meta analizine dayalı panel nedensellik testinde yaklaşık %20 lik bir oranla en fazla ağırlığa sahip ülke konumundadır.

Tablo 20. *M2* ve *DBE* için Granger Nedensellik Testi Sonucu

Ülke	k_i	$dmak_i$	M-Wald Test İst. Değ.	p_i	$\ln(p_i)$
<i>Türkiye</i>	1	0	2.8277	0.093**	-2.3789
<i>Arjantin</i>	5	0	24.4952	0.000*	-8.6545
Brezilya	1	1	1.6390	0.200	-1.6071
<i>Şili</i>	1	1	7.0722	0.008*	-4.8499
<i>Kolombiya</i>	1	1	8.8145	0.003*	-5.8130
Macaristan	1	1	0.2983	0.585	-0.5362
<i>Endonezya</i>	5	0	16.6021	0.005*	-5.2363
Malezya	1	1	0.0108	0.917	-0.0863
Meksika	1	0	0.0633	0.801	-0.2214
<i>Peru</i>	1	0	7.8496	0.005*	-5.2818
Filipinler	1	1	0.3805	0.537	-0.6211
Polonya	1	1	0.0377	0.846	-0.1672
Rusya	1	1	2.7055	0.100	-2.3026
Tayland	1	0	2.6628	0.103	-2.2758
<i>Venezüella</i>	1	0	4.0604	0.044*	-3.1258
Kore	2	0	1.9428	0.379	-0.9714
Fisher Test İstatistiği				88.26	
* %5 ve ** %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır.					

Tablo 21’de verilen M1 para arzı fazlası (*M1FAZ*) göstergesine ilişkin Granger nedensellik testi sonuçları, Brezilya, Şili, Peru, Filipinler ve Rusya hariç diğer ülkelerde %5 veya %10 anlamlılık düzeylerinde bu gösterge krizin bir öncüsü olduğuna işaret etmiştir. Aynı zamanda, finansal sektör göstergeleri arasında bulunan *M1FAZ*, çalışma kapsamında bulunan ülkelerin %69’unda para krizinin en fazla Granger anlamında nedeni bulunduğu gösterge olarak dikkati çekmektedir.

Tablo 21. *M1FAZ* ve *DBE* için Granger Nedensellik Testi Sonucu

Ülke	k_i	$dmak_i$	M-Wald Test İst. Değ.	p_i	$\ln(p_i)$
<i>Türkiye</i>	2	1	8.1850	0.017*	-4.0925
<i>Arjantin</i>	4	1	11.9364	0.018*	-4.0268
Brezilya	1	1	1.1137	0.291	-1.2335
Şili	1	0	0.0058	0.939	-0.0624
<i>Kolombiya</i>	1	1	2.8202	0.093**	-2.3742
<i>Macaristan</i>	1	0	14.9019	0.000*	-9.0859
<i>Endonezya</i>	1	0	12.6171	0.000*	-7.8695
<i>Malezya</i>	2	1	10.8385	0.004*	-5.4192
<i>Meksika</i>	1	1	4.3798	0.036*	-3.3141
Peru	1	0	0.0828	0.773	-0.2568
Filipinler	1	0	0.0902	0.764	-0.2692
<i>Polonya</i>	1	0	4.0233	0.045*	-3.1038
Rusya	2	1	4.3748	0.112	-2.1874
<i>Tayland</i>	2	0	11.7809	0.003*	-5.8904
<i>Venezüella</i>	2	0	5.4964	0.064**	-2.7482
<i>Kore</i>	2	0	8.2417	0.016*	-4.1209
Fisher Test İstatistiği				112.11	
* %5 ve ** %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır					

Tablo 22 incelendiğinde, yurtiçi kredilerinin *GSYİH*'ya oranı göstergesinin, Türkiye, Arjantin, Şili, Endonezya, Rusya ve Venezüella için %5 anlamlılık düzeyinde, Meksika için ise %10 anlamlılık düzeyinde para krizinin bir öncüsü olduğu saptanmıştır. Ayrıca, tüm örneklem içinde *YK_GSYİH*'nın para krizinin öncüsü olarak belirlendiği ülkelerin oranı %44 bulunmuştur. Diğer taraftan, Arjantin'in bu gösterge açısından en düşük olasılık değerine sahip olduğu ve Fisher test istatistiği içindeki payının da yaklaşık %20 civarında bulunduğu görülmüştür.

Tablo 22. YK_GSYİH ve DBE için Granger Nedensellik Testi Sonucu

Ülke	k_i	$dmak_i$	M-Wald Test İst. Değ.	p_i	$\ln(p_i)$
Türkiye	2	1	10.5766	0.005*	-5.2883
Arjantin	5	0	32.2494	0.000*	-12.1474
Brezilya	1	0	1.2588	0.262	-1.3399
Şili	1	0	3.9976	0.046*	-3.0886
Kolombiya	1	0	0.6537	0.419	-0.8704
Macaristan	1	0	2.4232	0.120	-2.1240
Endonezya	1	0	18.7660	0.000*	-11.1224
Malezya	1	0	0.6715	0.413	-0.8855
Meksika	1	0	3.6517	0.056**	-2.8822
Peru	1	1	0.0685	0.793	-0.2313
Filipinler	1	0	0.3690	0.544	-0.6096
Polonya	1	0	1.8707	0.171	-1.7638
Rusya	1	0	8.0582	0.005*	-5.3971
Tayland	1	0	1.7492	0.186	-1.6821
Venezüella	2	0	20.7395	0.000*	-10.3697
Kore	2	0	4.4528	0.108	-2.2264
Fisher Test İstatistiği				129.89	
* %5 ve ** %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır					

Tablo 23. RFO ve DBE için Granger Nedensellik Testi Sonucu

Ülke	k_i	$dmak_i$	M-Wald Test İst. Değ.	p_i	$\ln(p_i)$
Türkiye	4	1	56.1977	0.000*	-24.7281
Arjantin	6	0	98.7989	0.000*	-42.2522
Brezilya	1	0	0.0076	0.930	-0.0720
Şili	1	0	0.1641	0.685	-0.3778
Kolombiya	1	1	1.1702	0.279	-1.2752
Macaristan	2	1	3.7622	0.152	-1.8811
Endonezya	4	0	4.6480	0.325	-1.1228
Malezya	2	1	1.7562	0.416	-0.8781
Meksika	2	1	8.5274	0.014*	-4.2637
Peru	2	1	0.3093	0.857	-0.1546
Filipinler	3	0	8.8301	0.032*	-3.4534
Polonya	4	1	10.5737	0.032*	-3.4484
Rusya	2	1	7.5285	0.023*	-3.7643
Tayland	2	0	1.5074	0.471	-0.7537
Venezüella	1	0	0.2946	0.587	-0.5322
Kore	2	0	5.5800	0.061**	-2.7900
Fisher Test İstatistiği				183.50	
* %5 ve ** %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır					

Tablo 24. BORG_MVD ve DBE için Granger Nedensellik Testi Sonucu

Ülke	k_i	$dmak_i$	M-Wald Test İst. Değ.	p_i	$\ln(p_i)$
Türkiye	3	0	64.7289	0.000*	-30.4901
Arjantin	6	0	130.8109	0.000*	-57.7068
Brezilya	3	0	4.7233	0.193	-1.6439
Şili	1	0	0.8054	0.369	-0.9957
Kolombiya	2	1	1.2901	0.525	-0.6451
Macaristan	1	0	0.7585	0.384	-0.9576
Endonezya	5	0	38.8551	0.000*	-15.1860
Malezya	1	0	0.0534	0.817	-0.2018
Meksika	2	0	28.6170	0.000*	-14.3085
Peru	8	0	49.1047	0.000*	-16.6172
Filipinler	1	0	7.9168	0.005*	-5.3189
Polonya	2	1	12.4124	0.002*	-6.2062
Rusya	2	0	33.5716	0.000*	-16.7858
Tayland	1	0	1.0833	0.298	-1.2108
Venezüella	2	0	9.3066	0.010*	-4.6533
Kore	2	0	1.0854	0.581	-0.5427
Fisher Test İstatistiği				346.94	
* %5 ve ** %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır					

Faiz göstergelerinin oluşturduğu diğer iki finansal sektör göstergesi reel faiz oranları (*RFO*) ve yatırım faizi ile mevduat faizleri arasındaki farktır (*BORG_MVD*). Tablo 23’de *RFO* göstergesi, Türkiye, Arjantin, Meksika, Filipinler, Polonya ve Rusya için %5 anlamlılık düzeyinde, Kore için ise %10 anlamlılık düzeyinde olmak üzere toplam 7 ülkede *DBE*’nin Granger nedeni bulunmuştur. Bu ülkelerin toplam örneklem içerisindeki payı %44’tür. Öte yandan, Fisher test istatistiği içinde %49’luk bir paya sahip olan Arjantin, panel nedensellik testinde “*RFO DBE*’nin Granger nedeni değildir” yokluk hipotezinin reddedilmesinde oldukça baskın ülke olarak görülmektedir. Tablo 24’de *BORG_MVD* göstergesinin %5 anlamlılık düzeyinde para krizinin bir öncü göstergesi olduğu belirlenen ülkeler; Arjantin, Peru, Venezüella, Meksika, Endonezya, Filipinler, Polonya, Rusya ve Türkiye’dir. Bu faiz göstergesi tüm örneklem %56’sında *DBE*’nin Granger anlamında nedeni bulunmuştur. Diğer taraftan, *RFO* göstergesinde olduğu gibi Arjantin Fisher test istatistiği içinde yaklaşık %33’lük oranla “*BORG_MVD DBE*’nin Granger

nedeni değildir” yokluk hipotezinin reddinde en fazla ağırlığa sahip ülke konumundadır.

Finansal sektör göstergelerinden bankacılık mevduatlarındaki yıllık büyüme oranı (*BANKDEPO*) için Tablo 25’de ülkelere göre Granger nedensellik testi sonuçları verilmiştir. Elde edilen bulgulara göre; %5 anlamlılık düzeyinde Arjantin, Kolombiya, Peru, Venezüella ve Endonezya’da; %10 anlamlılık düzeyinde ise Brezilya, Meksika ve Rusya’da “*BANKDEPO DBE*’nin Granger nedeni değildir” yokluk hipotezi reddedilmiştir. Bu ülkelerin tüm örneklem içindeki oranı ise %50 bulunmuştur. Diğer taraftan, Fisher istatistiği sonucunda yaklaşık %15’lik paya sahip olan Arjantin, “*BANKDEPO DBE*’nin Granger nedeni değildir” yokluk hipotezinin reddedilmesinde en baskın ülke konumundadır.

Tablo 25. *BANKDEPO* ve *DBE* için Granger Nedensellik Testi Sonucu

Ülke	k_i	$dmak_i$	M-Wald Test İst. Değ.	p_i	$\ln(p_i)$
Türkiye	1	1	1.6220	0.203	-1.5955
Arjantin	5	0	18.8143	0.002*	-6.1747
Brezilya	1	1	2.8260	0.093**	-2.3779
Şili	1	1	2.3704	0.124	-2.0903
Kolombiya	1	1	5.9511	0.015*	-4.2193
Macaristan	1	1	0.2258	0.635	-0.4547
Endonezya	5	0	18.3392	0.003*	-5.9717
Malezya	1	1	0.0078	0.930	-0.0729
Meksika	1	1	3.6936	0.055**	-2.9073
Peru	1	1	8.8018	0.003*	-5.8061
Filipinler	1	1	0.2952	0.587	-0.5328
Polonya	1	1	0.1627	0.687	-0.3759
Rusya	1	1	3.3116	0.069**	-2.6766
Tayland	1	0	1.9158	0.166	-1.7938
Venezüella	1	0	4.3813	0.036*	-3.3150
Kore	2	0	1.0900	0.580	-0.5450
Fisher Test İstatistiği				81.82	
* %5 ve ** %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır					

Tablo 26–28’de yurtiçi reel ve kamu sektöründe yer alan *RGSYİH*, *ENF* ve *HISSE* göstergelerine ilişkin ülke bazlı Granger nedensellik testi sonuçları yer almaktadır. Tablo 26’da verilen *RGSYİH* ile *DBE* arasındaki Granger nedensellik testi sonuçlarına göre; Türkiye, Brezilya, Macaristan, Polonya ve Kore hariç diğer ülkelerde %5 veya %10 anlamlılık düzeylerinde “*RGSYİH DBE*nin Granger nedeni değildir” yokluk hipotezi reddedilmiştir. Aynı zamanda, tüm örneklem içinde *RGSYİH*’nın *DBE*nin Granger anlamında nedeni bulunduğu ülkelerin oranı %69 ile oldukça yüksek düzeyde bulunmuştur. Bu göstergenin istatistiksel olarak en anlamlı bulunduğu ülke Fisher test istatistiği içindeki payı %16 olan Arjantin’dir.

Tablo 26. *RGSYİH* ve *DBE* için Granger Nedensellik Testi Sonucu

Ülke	k_i	$dmak_i$	M-Wald Test İst. Değ.	p_i	$\ln(p_i)$
Türkiye	3	0	5.8563	0.119	-2.1302
Arjantin	5	0	39.0951	0.000*	-15.2972
Brezilya	2	0	3.1737	0.205	-1.5868
Şili	1	1	4.6195	0.032*	-3.4543
Kolombiya	3	1	21.9929	0.000*	-9.6342
Macaristan	1	1	1.3259	0.250	-1.3882
Endonezya	5	0	26.6131	0.000*	-9.5984
Malezya	3	1	18.5255	0.000*	-7.9788
Meksika	2	0	12.3505	0.002*	-6.1753
Peru	1	1	8.5495	0.003*	-5.6676
Filipinler	2	1	13.9500	0.001*	-6.9750
Polonya	1	0	2.2250	0.136	-1.9966
Rusya	2	0	17.6479	0.000*	-8.8240
Tayland	1	0	2.9885	0.084**	-2.4787
Venezüella	3	0	21.3141	0.000*	-9.3092
Kore	2	0	3.0807	0.214	-1.5403
Fisher Test İstatistiği				188.07	
* %5 ve ** %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır					

Bir diğer reel ve kamu sektörü göstergesi yıllık enflasyon oranıdır (*ENF*). Tablo 27’de *ENF* ile *DBE* arasındaki ülke bazlı Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, Meksika, Arjantin ve Peru için %5 anlamlılık düzeyinde; Türkiye, Brezilya ve Tayland için ise %10 anlamlılık düzeyinde “*ENF DBE*nin Granger nedeni değildir” yokluk hipotezi reddedilmiştir. Bu

göstergenin para krizinin öncüsü olarak bulunduğu ülkelerin tüm ülkeler içindeki payı ise %38'dir. Öte yandan, ülke bazlı sonuçlarda Peru istatistiksel olarak en düşük olasılık değerine sahip olup Fisher test istatistiği içindeki payı yaklaşık %18 civarında bulunmuştur.

Tablo 27. ENF ve DBE için Granger Nedensellik Testi Sonucu

Ülke	k_i	$dmak_i$	M-Wald Test İst. Değ.	p_i	$\ln(p_i)$
Türkiye	2	1	5.5108	0.064**	-2.7554
Arjantin	5	1	15.7407	0.008*	-4.8763
Brezilya	2	1	4.6424	0.098**	-2.3212
Şili	1	1	0.0109	0.917	-0.0869
Kolombiya	1	1	0.0878	0.767	-0.2653
Macaristan	1	1	1.4066	0.236	-1.4456
Endonezya	2	1	3.9815	0.137	-1.9908
Malezya	1	1	0.5081	0.476	-0.7424
Meksika	3	0	8.4752	0.037*	-3.2929
Peru	1	0	7.8272	0.005*	-5.2694
Filipinler	3	1	3.1552	0.368	-0.9989
Polonya	1	1	0.0000	0.999	-0.0014
Rusya	1	0	0.0267	0.870	-0.1391
Tayland	2	1	5.7412	0.057**	-2.8706
Venezüella	2	1	2.6512	0.266	-1.3256
Kore	2	0	0.9932	0.609	-0.4966
Fisher Test İstatistiği				57.76	
* %5 ve ** %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır.					

Bu sektörde yer alan hisse senedi fiyatlarındaki yıllık büyüme oranı (*HISSE*) göstergesi için ülkelere ait Granger nedensellik testi sonuçları Tablo 28'de sunulmuştur. Elde edilen sonuçlara göre, Brezilya, Şili, Kolombiya, Endonezya, Peru, Filipinler ve Rusya için %5 anlamlılık düzeyinde; Türkiye için ise %10 anlamlılık düzeyinde *HISSE*'nin para krizinin bir öncü göstergesi olduğu görülmüştür. Aynı zamanda, tüm örneklem içinde bu gösterge için Granger nedensellik ilişkisi tespit edilen ülkelerin oranı %50 seviyesinde bulunmuştur. Fisher test istatistiği sonuçlarına göre "*HISSE DBE*'nin Granger nedeni değildir" yokluk hipotezinin reddedilmesinde %18'lik pay ile en fazla ağırlığa sahip olan ülkenin Rusya olduğu belirlenmiştir.

Tablo 28. HISSE ve DBE için Granger Nedensellik Testi Sonucu

Ülke	k_i	$dmak_i$	M-Wald Test İst. Değ.	p_i	$\ln(p_i)$
Türkiye	1	0	3.1435	0.076**	-2.5740
Arjantin	1	1	2.5825	0.108	-2.2251
Brezilya	1	0	3.9407	0.047*	-3.0548
Şili	1	0	7.6760	0.006*	-5.1857
Kolombiya	1	1	6.4623	0.011*	-4.5082
Macaristan	1	1	0.5746	0.448	-0.8019
Endonezya	2	0	10.4034	0.006*	-5.2017
Malezya	1	0	0.1054	0.745	-0.2938
Meksika	1	0	0.0743	0.785	-0.2418
Peru	1	0	6.0329	0.014*	-4.2657
Filipinler	1	0	5.2336	0.022*	-3.8097
Polonya	2	0	2.9803	0.225	-1.4902
Rusya	1	0	12.3277	0.000*	-7.7145
Tayland	1	0	0.1864	0.666	-0.4065
Venezüella	1	0	0.0564	0.812	-0.2080
Kore	1	0	0.0444	0.833	-0.1826
Fisher Test İstatistiği				84.33	
* %5 ve ** %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır					

Tablo 29. BULASMA (Bölgesel) ve DBE için Granger Nedensellik Testi Sonucu

Ülke	k_i	$dmak_i$	M-Wald Test İst. Değ.	p_i	$\ln(p_i)$
Türkiye	1	0	1.0365	0.309	-1.1756
Arjantin	1	0	0.9430	0.331	-1.1041
Brezilya	1	0	0.0217	0.883	-0.1244
Şili	1	0	0.2506	0.617	-0.4834
Kolombiya	1	0	0.0006	0.980	-0.0201
Macaristan	1	0	11.4397	0.001*	-7.2378
Endonezya	6	0	78.0354	0.000*	-32.3316
Malezya	1	0	4.1587	0.041*	-3.1840
Meksika	1	0	0.1757	0.675	-0.3930
Peru	1	0	0.5475	0.459	-0.7779
Filipinler	1	0	5.5846	0.018*	-4.0108
Polonya	1	0	0.7544	0.385	-0.9543
Rusya	1	0	0.9411	0.332	-1.1026
Tayland	2	0	7.1335	0.028*	-3.5668
Venezüella	1	0	1.3481	0.246	-1.4040
Kore	6	0	32.4488	0.000*	-11.2215
Fisher Test İstatistiği				138.18	
* %5 ve ** %10 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır					

Krizin bulaşma etkisinin bölgesel olarak para krizinin nedeni olup olmadığını gösteren ülke bazlı test sonuçları Tablo 29'da verilmiştir. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, bölgesel bulaşma etkisinin Güneydoğu Asya ülkelerinin tümünde ve Macaristan'da %5 anlamlılık düzeyinde krizlerde öncü gösterge olduğu kabul edilmiştir. Bu sonuç 1997 Temmuz'unda Tayland Bath'ının devalüe edilmesiyle bu ülkede başlayan krizin diğer Asya ülkelerine de bulaştığı savını doğrulamaktadır. Ayrıca, bölgesel bulaşma göstergesi için Endonezya Fisher test istatistiği içinde yaklaşık %47'lik oranla "*BULASMA DBE*'nin Granger nedeni değildir" yokluk hipotezinin reddedilmesinde en baskın ülke olarak bulunmuştur.

Son olarak, para krizinin öncü göstergesi olarak tespit edilen değişkenlerin ülkelere göre dağılımı Ek 5'te özetlenmiştir. Bu tablo incelendiğinde, toplam 16 göstergeden 12'sinin para krizinin öncü göstergesi olarak belirlendiği ülkeler; Arjantin, Meksika, Endonezya ve Türkiye şeklinde saptanmıştır. Bu durumun tersine, en az anlamlı öncü göstergeye sahip olan ülkenin %25'lik pay ile Brezilya olduğu belirlenmiştir. Diğer bir ifadeyle, Brezilya'da toplam 16 göstergeden sadece 4 tanesinin para krizinin öncüsü olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

4.5. PANEL KESİKLİ SEÇİM MODEL SONUÇLARI

Çalışmanın bu kısmında gelişmekte olan 16 ülke için panel nedensellik testi sonucunda anlamlı bulunan öncü göstergeler kullanılarak bu ülkelerdeki para krizlerini önceden öngörebilecek ortak faktörler yardımıyla bir erken uyarı sistemi modeli geliştirilecektir. Literatürde para krizleri üzerine geliştirilen erken uyarı sistemi modellerindeki³³ ortak kanı sadece bir para krizinin olup olmayacağını değil aynı zamanda krizin kesin olarak hangi ay gerçekleşeceğini öngörmek gerçekçi bir hedef olarak görülmemiştir. Geliştirilen erken uyarı sistemi modellerinin temel amacı, krizin kesin zamanını öngörmek yerine krizin belli bir zaman ufku (time horizon) içinde gerçekleşip gerçekleşmeyeceğini önceden öngörmektir. Bu amaç doğrultusunda, Bussiere ve Fratzcher (2006) çalışmasında, (4.9) nolu eşitlikte verilen anlık kriz değişkenini (4.15)'te verilen ileriye dönük (forward looking) kriz değişkenine dönüştürmüştür.

$$Y_{it} = \begin{cases} 1, & \exists k = 1, \dots, p \text{ için } KRİZ_{i,t+k} = 1 \\ 0, & d.h. \end{cases} \quad (4.15)$$

İleriye dönük kriz değişkeni, şayet gelecek p aylık bir zaman periyodu içinde bir kriz varsa “bir”, yoksa “sıfır” değerini alan ikili bir kukla değişkenini göstermektedir. Y_{it} değişkeni, KLR döviz kuru baskı endeksi yardımıyla para krizi dönemlerinin belirlendiği farklı iki yaklaşım olan normal dağılım yaklaşımı ve aşırı değer teorisi yaklaşımlarına göre ayrı ayrı elde edilmiştir.

(4.15) nolu eşitlikte p zaman ufkunu göstermek üzere, bu zaman periyodunun uzunluğunun seçiminde şu iki zıt koşul arasında bir dengeleme gereklidir. Bir taraftan, ekonomi finansal krize doğru yaklaştıkça makroekonomik temeller zayıflama eğilimine girmekte ve böylece de kriz ne kadar yakınsa o kadar güvenilir bir şekilde tahmin edilebilmektedir. Diğer taraftan, bir politikacının bakış açısından ekonomik kırılganlıklara ilişkin

³³ Ades v.d.(1998); KLR (1998); Berg ve Patillo (1999a, 1999b); Roy ve Tudela (2000); Garber, Lumsdaine ve Van der Leij (2000); Kamin v.d. (2001); Bussiere ve Fratzcher(2006), Peltonen (2006), Bussiere (2007)erken uyarı sistemi modeli geliştiren bazı çalışmalardır.

göstergelerin önceden görülebilmesi ve bu yönde ön politika tedbirlerinin alınması arzu edilmektedir (Bussiere ve Fratzcher, 2006: 955). Literatürde geliştirilen erken uyarı sistemi modellerinde araştırmacıların amaçları doğrultusunda ve modelin öngörü başarısını artıracak şekilde kısa ve uzun dönemli olmak üzere farklı zaman ufku değerleri alınmıştır. Uzun dönemli zaman ufkuna göre geliştirilen eken uyarı sistemi modellerinden KLR (1998) ve Berg ve Patillo (1999b) 24 aylık bir zaman periyodu içerisinde krizi öngörmeye çalışırken, Bussiere ve Fratzcher (2006) 12 aylık bir zaman ufkunda modelin en iyi öngörü başarısına sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Aynı zamanda Bussiere ve Fratzcher (2006) 18 ve 24 aylık bir zaman ufkunu seçmenin modelin öngörü başarısını çok fazla değiştirmedğini ve böylece 12 aylık bir periyodun seçilmesinin yukarıda belirtilen iki koşul arasındaki dengeyi sağlama açısından en iyi sonucu verdiğini göstermişlerdir. Diğer taraftan, özellikle Goldman-Sachs, Credit Suisse First Boston ve Deutsche Bank³⁴ gibi özel sektör kuruluşlarının geliştirdikleri erken uyarı sistemi modellerinde 1 ile 3 aylık bir zaman ufkunda kısa bir zaman dilimi içinde krizi öngörmeyi amaçlanmıştır. Berg v.d. (2004) tüm bu erken uyarı sistemi modellerinin öngörü başarılarını karşılaştırmış ve uzun dönemli zaman ufkuna sahip modellerin kısa döneme göre daha başarılı sonuçlar verdiğini göstermiştir.

Çalışmanın son kısmında, hem uzun dönem hem de kısa dönem zaman ufuklarında Y_{it} kriz değişkeninin elde edildiği iki alternatif yaklaşıma göre oluşturulan erken uyarı sistemi modellerinin öngörü başarılarının karşılaştırılması amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda, uzun dönem için p değeri 12 ay, kısa dönem için ise 3 ve 6 ay olarak seçilmiştir. Ele alınan iki alternatif yaklaşım için üç zaman ufku değerinde gelişmekte olan 16 ülkedeki para krizlerinin gerçekleşme olasılıklarını tahmin etmek amacıyla dengeli olmayan panel veriye dayanan Lojistik modeli kullanılmıştır. Panel lojistik regresyon modelinde, normal dağılıma ($\beta = 2$ için) göre belirlenen ileriye

³⁴Goldman Sachs – Ades, Masih, ve Tenengauzer (1998); Credit Suisse First Boston - Roy ve Tudela (2000) ve Deutsche Bank – Garber, Lumsdaine ve Van der Leij (2000).

dönük kriz değişkeni $Y^{(1)}$ ve aşırı değer teorisine göre belirlenen ileriye dönük kriz değişkeni $Y^{(2)}$, “0” ve “1” değerlerini alan bağımlı değişkenleri göstermektedir. Aynı zamanda, regresyon denkleminin sağ tarafında yer alan bağımsız değişkenler ise modele anlık olarak dahil edilmiştir. Çalışmanın bundan sonraki kısmında ele alınacak 6 model Tablo 30’da verilmiştir.

Tablo 30. Çalışmada Kullanılan Modeller

Model	Bağımlı Değişken	Zaman Ufku (p)
I	$Y^{(1)}$	12
II	$Y^{(1)}$	6
III	$Y^{(1)}$	3
IV	$Y^{(2)}$	12
V	$Y^{(2)}$	6
VI	$Y^{(2)}$	3

Tablo 31. Öncü Göstergelere Ait Panel Birim Kök Testleri Sonuçları

Gösterge	Fisher ADF Test İstatistiği Değeri	p_değeri	IPS Test İstatistiği Değeri	p_değeri
<i>ADK</i>	329.325	0.000*	-15.831	0.000*
<i>IHR_ITH</i>	57.2993	0.004*	-3.120	0.001*
<i>CA_GSYİH</i>	69.780	0.000*	-4.054	0.000*
<i>M2_REZ</i>	214.357	0.000*	-12.213	0.000*
<i>BORC_REZ</i>	170.762	0.000*	-8.610	0.000*
<i>M2</i>	141.735	0.000*	-7.125	0.000*
<i>YK_GSYİH</i>	202.082	0.000*	-9.995	0.000*
<i>M1FAZ</i>	113.405	0.000*	-6.368	0.000*
<i>BORC_MVD</i>	279.889	0.000*	-12.810	0.000*
<i>BANKDEPO</i>	102.371	0.000*	-5.397	0.000*
<i>RGSYİH</i>	134.819	0.000*	-7.433	0.000*
<i>ENF</i>	170.309	0.000*	-8.179	0.000*
<i>HİSSE</i>	190.470	0.000*	-9.978	0.000*
<i>BULASMA</i>	968.809	0.000*	-34.753	0.000*

* Seri %1 anlamlılık düzeyinde birim kök içermemektedir.

Panel lojistik modeli sonuçlarına geçmeden önce regresyon denkleminin sağ tarafında yer alan açıklayıcı değişkenlerin (öncü göstergelerin) durağanlık özellikleri incelenecektir. Tablo 31’de öncü

göstergeler için Maddala ve Wu (1999) ve Im v.d. (2003) panel birim kök testi sonuçları verilmiştir. Bu sonuçlar incelendiğinde iki panel birim kök testinde de tüm göstergeler için %1 anlamlılıkla düzeyinde birim kök yokluk hipotezi reddedilmiştir.

Klasik panel veri modellerinde olduğu gibi panel lojistik modelide, gözlenemeyen birey etkilerinin diğer açıklayıcı değişkenler ile korelasyonlu olup olmamasına göre sabit etkiler ve rassal etkiler modeli olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. İki modelden hangisinin tercih edileceğine Hausman spesifikasyon testi yardımıyla karar verilmektedir. Hausman spesifikasyon testinde yokluk hipotezi rassal etki modelini alternatif hipotez ise sabit etki modelini göstermektedir. Yokluk hipotezi altında, Hausman test istatistiği Kaçıklayıcı değişken sayısı olmak üzere K serbestlik derecesinde ki-kare dağılımına sahiptir.

Tablo 33 ve 34'de $Y^{(1)}$ ve $Y^{(2)}$ bağımlı değişkenleri için ayrı ayrı panel lojistik regresyon modeline ilişkin en çok olabilirlik parametre tahmin sonuçları ve göstergelerin para krizi üzerindeki etkilerini gösteren marjinal etkiler verilmiştir³⁵. Tüm göstergelerin dahil edildiği en geniş modelden başlayarak istatistiksel olarak anlamsız ve iktisadi açıdan da beklentilere ters bulunan göstergelerin modelden dışlanmasında olabilirlik oran testi (LR) kullanılmıştır. LR test istatistiği, L_{UR} kısıtsız modelin log olabilirlik fonksiyonu ve L_R ise kısıtlı modelin log olabilirlik fonksiyonu olmak üzere $2(L_{UR} - L_R)$ formülü ile hesaplanmaktadır. Bu test istatistiği yokluk hipotezi altında, Q kısıtlamaların sayısı olmak üzere Q serbestlik dereceli ki-kare dağılımına sahiptir. Şayet H_0 hipotezi reddedilemezse kısıtlı model geçerlidir (Wooldridge, 2002: 462). LR testi sonuçlarından hareketle Tablo 33 ve 34'de en uygun modellere ait panel lojistik regresyon modeli sonuçları sunulmuştur. Tüm modellere ilişkin LR testi sonuçları EK 6'da yer almaktadır. Rassal etkili panel lojistik modeli yardımıyla en uygun model tespit edildikten sonra,

³⁵ Analizler STATA 10.0 paket programında gerçekleştirilmiştir.

modelin sabit etkiler veya rassal etkiler modeli yapısına mı uyduğu Hausman spesifikasyon testi çerçevesinde belirlenmiştir. Tablo 32’de altı modele ilişkin Hausman testi sonuçları verilmiştir. Hausman testi sonucuna göre altı model içinde gözlenemeyen birey etkilerinin açıklayıcı değişkenlerle korelasyonu olmadığı şeklindeki yokluk hipotezi %10 anlamlılık düzeyinde bile reddedilememiştir. Böylece tüm modellerin rassal etkiler modeline uygun olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 32. Modellere İlişkin Hausman Spesifikasyon Testi Sonuçları

Model	Hausman Test İst. Değeri	p_değeri	Uygun Model
I	3.81	0.987	Rassal Etkiler
II	10.58	0.646	Rassal Etkiler
III	7.98	0.787	Rassal Etkiler
IV	1.07	0.999	Rassal Etkiler
V	4.99	0.932	Rassal Etkiler
VI	2.18	0.995	Rassal Etkiler

Altı modele ait panel veride rassal etkiler lojistik modelin parametre tahmin sonuçlarına göre; modellerin bütün olarak anlamlılığının testi için LR testi kullanılmıştır. Modelin açıklama gücü için ise McFadden’in kesikli seçim modelleri için önerdiği olabilirlik oran indeksi kullanılmış olup $R^2 = 1 - (L/L_0)$ eşitliği yardımıyla hesaplanmıştır. Bu eşitlikte, L tüm değişkenlerle birlikte sabit terimli modele ait log olabilirlik fonksiyonunun değerini ve L_0 ise sadece sabit terimli modele ilişkin log olabilirlik fonksiyonunun değerini göstermektedir. Kesikli seçim modelleri için log olabilirlik değeri daima negatif olduğundan dolayı $|L| < |L_0|$ ’dır. Böylece R^2 daima 0 ile 1 arasında değer almaktadır (Wooldridge, 2002: 465).

Parametreleri tahmin edilen tüm rassal etkiler modellerinin öngörü başarısını değerlendirmek için QPS (Quadratic Probability Score) ve LPS (Logarithmic Probability Score) testleri uygulanmaktadır. Her iki teste de tahmin edilen kriz olasılığı ile gerçekleşen gözlemler arasındaki farkın

yakınlık derecesi ölçülmektedir. *QPS* ve *LPS* testlerine ait formülasyonlar aşağıda verilmektedir.

$$QPS = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T 2 (P_{it} - Y_{it})^2 \quad (4.16)$$

$$LSP = -\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T [(1 - Y_{it}) \ln(1 - P_{it}) + Y_{it} \ln(P_{it})] \quad (4.17)$$

Burada, P_{it} i . ülke için t anındaki kriz olasılığını ve T ise ilgili modeldeki toplam gözlem sayısını göstermektedir. Yukarıda verilen formülasyondan görüldüğü üzere *QPS* testi 0 ile 2 arasında değer almaktayken, *LPS* testi 0 ile ∞ arasında değerler almaktadır. Her iki test içinde 0 değeri mükemmel öngörü başarısını ifade etmektedir (Diebold ve Rudebusch, 1989: 374-375).

Tablo 33'de normal dağılıma göre belirlenen kriz dönemleri için $Y^{(1)}$ bağımlı değişkenini temel alan üç modelin parametrelerinin EÇÖ tahminine dayalı rassal etkiler lojistik modeli sonuçları verilmiştir. Zaman ufku p 'nin farklı değerlerinde kurulan 3 model içinde LR testi sonucunda ortak olarak *M1* para arzı fazlası, reel faiz oranları ve yatırım faizi ile mevduat faizi arasındaki sapma göstergeleri hem istatistiksel olarak anlamsız hem de katsayıları iktisadi beklentilere ters çıktığı için modelden dışlanmıştır. Aynı zamanda bu değişkenlere ilave olarak I. modelde *M2*'nin rezervlere oranı ve III. modelde kısa dönem borçların rezervlere oranı göstergeleri de LR testi sonucunda modelden çıkarılmıştır. Kurulan üç model içinde parametrelerinin birlikte sıfıra eşitliğini test eden yokluk hipotezi LR testi sonuçlarına göre %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Diğer bir deyişle, her üç modelde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Üç modelin öngörü başarı performansları *QPS* ve *LPS* testleri yardımıyla karşılaştırıldığında 0'a en yakın değer alan modelin 3 aylık zaman ufkunda elde edilen erken uyarı sistemi modelinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 33. $Y^{(1)}$ Bağımlı Değişkeni İçin Panel Lojistik Modeli Sonuçları

Model	I		II		III	
	Açıklayıcı Değişken	Katsayı	Marjinal Etkiler	Katsayı	Marjinal Etkiler	Katsayı
ADK	-0.1579 [-14.11]*	-1.6785	-0.1348 [-11.87]*	-0.7398	-0.1210 [-9.97]*	-0.2956
IHR_ITH	0.0142 [6.03]*	0.1514	0.0132 [4.71]*	0.0723	0.0086 [2.51]*	0.0209
CA_GSYİH	-0.0557 [-3.45]*	-0.5924	-0.0688 [-3.50]*	-0.3776	-0.0666 [-2.87]*	-0.1627
M2_REZ	-	-	0.0011 [1.44]***	0.0059	0.0018 [3.06]*	0.0044
REZ	-0.0069 [-3.07]*	-0.0737	-0.0076 [-2.56]*	-0.0417	-0.0107 [-2.58]*	-0.0260
BORC_REZ	0.0123 [8.13]*	0.1304	0.0057 [2.39]*	0.0312	-	-
M2	0.0181 [2.82]*	0.1919	0.0248 [3.15]*	0.1360	0.0282 [2.90]*	0.0690
YK_GSYİH	0.0158 [4.04]*	0.1681	0.0108 [2.27]**	0.0593	0.0103 [1.84]**	0.0252
BANKDEPO	-0.0178 [-2.82]*	-0.1894	-0.0153 [-2.01]**	-0.0841	-0.0081 [-0.84]	-0.0198
RGSYİH	-0.0383 [-4.98]*	-0.4071	-0.0648 [-6.72]*	-0.3555	-0.0956 [-7.90]*	-0.2336
HISSE	-0.0028 [-2.44]*	-0.0296	-0.0026 [-1.87]**	-0.0142	-0.0006 [-0.36]	-0.0014
BULASMA	0.0384 [0.94]	0.4078	0.1122 [2.45]*	0.6161	0.1491 [2.84]*	0.3643
ENF	0.0006 [3.20]*	0.0066	0.0007 [3.17]*	0.0038	0.0007 [2.81]*	0.0017
Sabit Terim	-4.0944 [-10.70]*	-	-4.5071 [-10.25]*	-	-4.5796 [-8.70]*	-
Gözlem Sayısı	2914		2914		2914	
L	-1062.08		-760.76		-501.26	
L_0	-1410.66		-1024.87		-705.08	
Mc Fadden R^2	0.25		0.26		0.29	
LR Test İstatistiği değeri	697.17		528.21		407.64	
p_değeri (LR İstatistiği)	0.000*		0.000*		0.000*	
QPS	0.24		0.15		0.09	
LPS	0.39		0.27		0.17	

Not: Köşeli parantez içindeki değerler z istatistikleridir.
*, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

12 aylık zaman ufkuna göre elde edilen I. modelde *BULASMA* hariç tüm göstergeler %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. *BULASMA* göstergesi LR testine göre modelden dışlanamadığından dolayı modelde tutulmaya devam edilmiştir. Bu gösterge istatistiksel olarak anlamsız olmasına karşın iktisadi beklentilere uygun olarak para krizi üzerindeki etkisi pozitif çıkmıştır. Modelde iktisadi beklentilere ters çıkan tek gösterge ihracatın ithalatı karşılama oranıdır. Bu göstergedeki bir artışın para krizi olasılığını arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Göstergelerin kriz üzerindeki marjinal etkileri incelendiğinde, bir para krizi olasılığını arttıran ekonomik olarak en önemli faktörler reel döviz kurundaki aşırı değerlendirme, cari açığın *GSYİH*'ya oranı, anlamsız olmasına karşın *BULASMA* ve reel *GSYİH*'daki yıllık büyüme olduğu görülmüştür. 12 aylık bir zaman ufkunda, yerli para cinsinden reel döviz kurunda meydana gelecek %1'lik bir değer kaybı; *CA_GSYİH* ve *RGSYİH*'daki %1 lik azalışlar para krizi olasılığını sırasıyla yaklaşık %1.67, %0.59 ve %0.41 arttıracaktır. Para krizi üzerinde ekonomik açıdan en az etkiye sahip gösterge ise yıllık enflasyon oranları bulunmuştur. Yıllık enflasyon oranlarındaki %1 lik bir artışın para krizi olasılığı üzerinde yalnızca %0.006'lık bir artış etkisi yaptığı ortaya çıkmıştır.

6 aylık zaman ufkunda oluşturulan II. modelden elde edilen parametre tahmin sonuçlarına göre LR testinde dışlanan değişkenler hariç diğer tüm değişkenler en az %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. I. modeldeki gibi *IHR_ITH* göstergesi istatistiksel olarak anlamlı fakat iktisadi beklentilere göre bu göstergenin azalmasının para krizi olasılığını arttırması beklenirken tersi durum çıkmıştır. Diğer göstergelerin ise kriz üzerindeki etkileri iktisadi beklentilerle uygun bulunmuştur. Bu modelde göstergelerin marjinal etkileri değerlendirildiğinde, I. modeldeki gibi aynı göstergelerin para krizi üzerinde en fazla etkiye sahip olduğu görülmüştür. 6 aylık zaman ufkunda reel olarak yerli paradaki %1 lik değerlendirme para krizi olasılığını %0.74 arttırmaktadır. Bu modelde en büyük marjinal etkiye sahip ikinci gösterge *BULASMA*'dır. 6 aylık zaman ufku içinde bir ülkedeki para

krizi aynı bölgedeki diğer ülkedeki para krizini olasılığını %0.61 arttırdığı tahmin edilmiştir.

III. modele ait parametre tahmin sonuçlarına göre I. ve II. modelde anlamlı bulunan kısa dönem borçların rezervlere oranı göstergesi bu modelde LR testine göre modelden dışlanmıştır. Bunun yanında, III. modelde bankacılık mevduatlarındaki ve hisse senedi fiyatlarındaki yıllık değişimler göstergeleri hariç diğer göstergeler en az %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve *IHR_ITH* hariç iktisadi beklentilerle tutarlı bulunmuştur. Bu modelde marjinal etkiler incelendiğinde, *BULASMA* göstergesi en yüksek etkiye sahip olmak üzere, *ADK* ve *RGSYİH* göstergelerin para krizi olasılığını arttırıcı en önemli faktörler olduğu görülmüştür. 3 aylık zaman ufku içinde aynı bölgede yer alan iki ülkeden birinde bir para krizi patlak verdiğinde krizin başka bir ülkedeki para krizi olasılığını %0.36 arttırdığı tahmin edilmiştir. Peltonen (2006) çalışmasında gelişmekte olan ülkeler için geliştirdiği erken uyarı sistemi modelinde krizin bulaşma etkisinin 3 aylık bir zaman periyodunda para krizi olasılığını arttırıcı en önemli faktör olarak bulunmuştur.

Üç model için tahmin edilen marjinal etkilerin *BULASMA* dışındaki diğer göstergelerde zaman ufku kısaldıkça bu göstergelerin para krizi üzerindeki etkisi giderek azalmaktadır. Örneğin, reel olarak yerli paradaki %1 lik değerlenme para krizi olasılığını 12 aylık zaman ufku da %1.67 artırırken, 6 aylık ve 3 aylık zaman ufuklarında ise sadece %0.73 ve %0.30 arttırmaktadır.

Tablo 34'de aşırı değer teorisine göre belirlenen kriz dönemlerinden hareketle üç farklı zaman ufku değerinde oluşturulan ileri dönük kriz endeksi $Y^{(2)}$ bağımlı değişkenine ait en çok olabirlik tahmin edicisine dayalı rassal etkiler lojistik modeli sonuçları verilmiştir. Üç modelde de *M2*'nin rezervlere oranı, *M1* para arzı fazlası, reel faiz oranları ve yatırım faizi ile mevduat faizi arasındaki fark göstergeleri LR testi sonucunda anlamsız bulunmuş olup modellerden dışlanmıştır. Bunun yanında, bu göstergelere ilaveten V.

modelde rezervlerdeki yıllık büyüme oranı ve VI. modelde ise hem rezervlerdeki yıllık büyüme hem de cari açığın *GSYİH* içindeki payı göstergelerinin LR testi sonucunda modelden dışlanmasına karar verilmiştir. Diğer taraftan, ihracatın ithalatı karşılama oranı göstergesinin tahmin değeri iktisadi beklentilerin tersine pozitif bulunmasına rağmen LR testine göre modelde tutulmaya devam edilmiştir. Aynı zamanda, bu gösterge tüm modellerde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

IV. modele ait rassal etkiler lojistik modeli tahmin sonuçlarına göre *BULASMA* dışındaki göstergelere ilişkin parametre değerlerinin istatistiksel açıdan anlamlı olduğu görülmüştür. Göstergelerin para krizi üzerindeki iktisadi beklentilerine göre *BULASMA* ve *IHR_ITH* göstergeleri hariç kriz literatürüyle tutarlı bulunmuştur. Göstergelere ait marjinal etkiler incelendiğinde, para krizi olasılığını en fazla arttırıcı faktörler aşırı değerlenmiş reel döviz kuru, *M2* para arzındaki yıllık büyüme ve bankacılık mevduatlarındaki yıllık büyüme olarak saptanmıştır. Buna göre; yerli paradaki %1 lik aşırı değerlenme, *M2* para arzındaki %1 lik artış ve bankacılık mevduatlarındaki %1 lik azalış para krizi olasılığını sırasıyla %2.36, %0.81 ve %0.69 arttırmaktadır. Yıllık enflasyon oranlarındaki artışlar, bölgesel bulaşma ve hisse senedi fiyatlarındaki azalışlar 12 aylık zaman ufku içinde para krizi olasılığını en az arttırıcı faktörler olarak bulunmuştur.

V. model için rassal etkiler parametre tahmin sonuçlarına göre modelden dışlanan göstergelerin dışında tüm göstergeler istatistiksel olarak anlamlıdır. Aynı zamanda, *IHR_ITH* göstergesi hariç diğer göstergelere ait iktisadi beklentilerinin tutarlı olduğu sonucuna varılmıştır. Göstergelerin marjinal etkileri incelendiğinde para krizi olasılığını en fazla arttıran faktörler sırasıyla aşırı değerlenmiş reel kur, krizin bölgesel bulaşma etkisi ve reel gayri safi yurtiçi hasıladaki yıllık değişimlerdir. 6 aylık zaman ufunda, *ADK* da meydana gelecek %1 lik değerlenme para krizi olasılığını %1.30 arttırmaktadır. 6 aylık zaman dilimi içinde bir ülkedeki krizin aynı bölgedeki diğer ülkede para krizi olasılığını %0.82 arttırdığı tahmin edilmiştir. IV.

modelle karşılaştırıldığında, krizin bulaşma etkisinin zaman ufku daraldıkça kriz üzerinde en fazla etkiye sahip göstergelerden biri olduğu görülmüştür.

Tablo 34. $Y^{(2)}$ Bağımlı Değişkeni İçin Panel Lojistik Modeli Sonuçları

Model	IV		V		VI	
	Açıklayıcı Değişken	Katsayı	Marjinal Etkiler	Katsayı	Marjinal Etkiler	Katsayı
<i>ADK</i>	-0.1206 [-12.63]*	-2.3627	-0.1127 [-11.54]*	-1.3040	-0.1233 [-11.35]*	-0.7333
<i>IHR_ITH</i>	0.0040 [2.26]**	0.0785	0.0060 [2.79]*	0.0697	0.0046 [1.82]**	0.0273
<i>CA_GSYİH</i>	-0.0141 [-1.34]***	-0.2769	-0.0171 [-1.35]***	-0.1975	-	-
<i>REZ</i>	-0.0037 [-2.43]*	-0.0733	-	-	-	-
<i>BORC_REZ</i>	0.0150 [10.34]*	0.2932	0.0102 [7.04]*	0.1176	0.0068 [4.51]*	0.0407
<i>M2</i>	0.0411 [6.84]*	0.8053	0.0458 [7.26]*	0.5306	0.0358 [5.29]*	0.2132
<i>YK_GSYİH</i>	0.0092 [2.83]*	0.1811	0.0074 [2.06]**	0.0855	0.0120 [2.95]*	0.0715
<i>BANKDEPO</i>	-0.0350 [-6.08]*	-0.6863	-0.0308 [-4.94]*	-0.3560	-0.0289 [-4.01]*	-0.1721
<i>RGSYİH</i>	-0.0248 [-4.09]*	-0.4853	-0.0511 [-7.09]*	-0.5910	-0.0592 [-6.90]*	-0.3521
<i>HISSE</i>	-0.0033 [-3.07]*	-0.0650	-0.0050 [-3.92]*	-0.0580	-0.0052 [-3.28]*	-0.0307
<i>BULASMA</i>	-0.0014 [-0.04]	-0.0277	0.0704 [1.84]**	0.8154	0.1361 [3.19]*	0.8095
<i>ENF</i>	0.0007 [3.40]*	0.0131	0.0008 [3.43]*	0.0087	0.0008 [3.21]*	0.0049
Sabit Terim	-2.6387 [-5.95]*	-	-3.1312 [-7.12]*	-	-3.3687 [-7.11]*	-
Gözlem Sayısı	2887		2887		2904	
L	-1415.41		-1163.28		-861.51	
L_0	-1679.24		-1396.74		-1067.08	
Mc Fadden R^2	0.16		0.17		0.19	
LRTest İstatistiği değeri	527.65		466.92		411.13	
p_değeri (LR İstatistiği)	0.000*		0.000*		0.000*	
QPS	0.42		0.30		0.20	
LPS	0.61		0.47		0.34	

Not: Köşeli parantez içindeki değerler z istatistikleridir.

*, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

VI. modele ait rassal etkiler lojistik modeli tahmin sonuçlarına göre II. modelden farklı olarak cari açığın *GSYİH* içindeki oranı göstergesi de LR testine göre anlamsız bulunmuş olup modele katılmamıştır. Modelde yer alan tüm parametrelerin en az %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Göstergelere ilişkin tahmin değerleri iktisadi açıdan değerlendirildiğinde *IHR_ITH* göstergesi dışında tüm göstergeler beklentilerle uyumlu bulunmuştur. 3 aylık zaman ufku içinde para krizi olasılığını arttıran en önemli faktör bölgesel bulaşma göstergesi olarak belirlenmiştir. 3 ay içinde aynı bölgede yer alan bir ülkedeki para krizinin diğer ülkedeki para krizini arttırma olasılığı %0.81 olarak tahmin edilmiştir. Bu göstergeyi takip eden ve para krizi olasılığını arttırıcı en yüksek marjinal etkiye sahip diğer göstergeler sırasıyla *ADK*, *RGSYİH* ve *M2*' dir.

Tablo 34'de verilen LR testi sonuçlarına göre üç modelde bütün olarak %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Diğer taraftan, üç lojistik modelinin öngörü başarı performansları sonuçlarına göre *QPS* ve *LPS* değerleri 0'a en yakın değer bulunan model 3 aylık zaman ufkunda elde edilen erken uyarı sistemi modelinin olduğu görülmüştür.

Modellerin öngörü başarısının değerlendirilmesinde kullanılan *QPS* ve *LPS* testlerine alternatif performans değerlendirme ölçütleri de mevcuttur. Yukarıda belirtildiği gibi modelin öngörü performansını değerlendirmenin yolu gerçek gözlem değerleri ile erken uyarı sistemi modelinden tahmin edilen kriz öngörü olasılıklarını karşılaştırmaktır. Öngörü olasılıkları sürekli değişkenler olduğu için gerekli adım öngörü olasılığının belli bir olasılık değerini aşp aşmaması şeklinde yeni bir kesikli değişken oluşturmaktır. Yeni oluşturulacak değişken şayet öngörü olasılığı belli bir olasılık değerini aşarsa "1" aşmazsa "0" değerini almaktadır. Ancak, literatürde kesme değeri (cut-off) olarak adlandırılan olasılık değerinin ne olacağının belirlenmesi gerekmektedir.

Tablo 35. Modelin Performans Matrisi

	p ay içinde kriz öngörülmezse, $S_{it} = 0$	p ay içinde kriz öngörülürse, $S_{it} = 1$
p ay içinde kriz gerçekleşmezse, $Y_{it} = 0$	A	B (Yanlış Sinyal) (II. Tip Hata)
p ay içinde kriz gerçekleşirse, $Y_{it} = 1$	C (Kaçan Sinyal) (I. Tip Hata)	D

En uygun (optimal) kesme değerinin nasıl belirleneceği sorusuna geçmeden önce modellerin öngörü performansları Tablo 35’de verilen 2x2 boyutunda matris yardımıyla değerlendirilecektir.

Performans matrisinde A ve D değerleri doğru olarak sınıflandırılan gözlemlerin sayısını, B ve C ise yanlış sınıflandırılan gözlemlerin sayısını göstermektedir. p ay içinde bir kriz gerçekleşmişken kriz öngörülememesi diğer bir ifadeyle kaçan sinyalleri gösteren C değeri I. tip hataya karşılık gelmektedir. Diğer taraftan, p ay içinde kriz yokken bir kriz öngörüldüğünü ifade eden yani yanlış sinyalleri gösteren B değeri ise II. tip hatayı ifade etmektedir³⁶. En uygun kesme değeri ne kadar düşük seçilirse modelde daha fazla sinyal alınacak fakat bu durum yanlış sinyallerin sayısında da artışa neden olacaktır (II. tip hata). Tersisi durumda, kesme değerinin artırılması yanlış sinyallerin sayısını azaltacak fakat kaçan sinyallerin sayısı diğer bir deyişle gelecek p ay içinde kriz gerçekleşmişken herhangi bir sinyal alınmadığı durumların sayısını arttıracaktır. Bu sebeple, uygun kesme değerinin seçimi II. tip hataya karşı I. tip hatanın görece öneme dair bir kararı gerektirmektedir. Genel olarak, II. tip hata politika yapıcılarının bakış açısından iki nedenden dolayı daha az endişe verici olmaktadır. Birincisi, II. tip hatalar refah açısından I. tip hatalardan daha az maliyetli olmaktadır. İkinci olarak, II. tip hatalar her zaman modelin öngörü başarısızlığından kaynaklanmayabilir; yalnızca makroekonomik temeller her ne kadar kırılğan

³⁶ Bu çalışma bağlamında yokluk hipotezini kriz olarak varsayalım. I. tip hata doğru olan H_0 hipotezinin reddedilme olasılığını; II. tip hata ise gerçekte kriz yokken yani alternatif hipotez H_1 doğru iken H_0 hipotezinin reddedilememesi olasılığını ifade etmektedir.

olsa bile ekonominin direncini arttırmak ve krizi önlemek için uygun politika adımlarının atıldığını yansıtıyor olabilir (Bussiere ve Fratzcher, 2006: 957).

Modelin öngörü başarısının değerlendirilmesinde en uygun kesme değeri, I.tip hata ile II. tip hata arasındaki kayıp fonksiyonunu (loss function) en küçükleyen değer olarak seçilmektedir. Kayıp fonksiyonu, toplam sakin dönemler (A+B) içinde yanlış sinyallerin (B) oranı ile toplam kriz dönemleri (C+D) içinde kaçan sinyalleri (C) oranının eşit ağırlıklı toplamına eşit olarak tanımlanmaktadır. Böylece kayıp fonksiyonu değeri $(B/A+B)+(C/C+D)$ şeklinde hesaplanmaktadır (Berg v.d., 2004: 19).

En uygun kesme değeri, kriz dönemlerinin belirlendiği iki yaklaşım için elde edilen altı erken uyarı sistemi modelinin öngörü performansları beş farklı kesme değerinde (0.50, 0.25, 0.20, 0.15 ve 0.10) kayıp fonksiyonu değerleri hesaplanarak, kayıp fonksiyonunu en küçükleyen değer olarak saptanmıştır. Farklı kesim noktalarında altı modele ilişkin öngörü performans sonuçları Tablo 36'da verilmiş ve şu sonuçlara ulaşılmıştır.

İlk olarak, $Y^{(1)}$ bağımlı değişkeni için 3 farklı zaman ufku değerinde oluşturulan üç erken uyarı sistemi modelinin öngörü performansı sonuçlarını inceleyelim. Öngörü performansı sonuçlarından görüldüğü üzere, kesme değeri küçüldükçe, üç modelde de doğru sınıflandırılan gözlemlerin yüzdesi $((A+D)/(A+B+C+D))$ doğru sınıflandırılan sakin dönemlerin yüzdesi $(A/(A+B))$, sinyal verildiğinde krizin gerçekleşme olasılığı $(D/(B+D))$ ve sinyal verilmediğinde krizin gerçekleşme olasılığı $(C/(A+C))$ azalmakta, tersine doğru sınıflandırılan kriz dönemlerinin yüzdesi $(D/(C+D))$ artmaktadır. Diğer taraftan, aynı kesme değerinde modellere ilişkin öngörü sonuçları değerlendirildiğinde para krizlerinin öngörüleceği zaman ufku kısaldıkça doğru sınıflandırılan gözlemlerin ve sakin dönemlerin yüzdesi artmakta, ancak doğru sınıflandırılan kriz dönemlerinin yüzdesi ve sinyal alınmadığında krizin gerçekleşme olasılığı azalmaktadır.

Tablo 36. Farklı Kesme Değerlerinde Modellerin Öngörü Performansları

Kesme Değeri	Modelin Uyum İyiliği Ölçütleri	Model					
		I	II	III	IV	V	VI
0.50	Doğru Sınıflandırılan Gözlemlerin Yüzdesi	84.01	90.29	94.47	68.41	80.12	87.40
	Doğru Sınıflandırılan Kriz Dönemlerinin Yüzdesi	31.12	27.44	26.70	28.73	19.93	16.62
	Doğru Sınıflandırılan Sakin Dönemlerinin Yüzdesi	96.48	98.26	99.23	88.74	96.14	97.83
	Sinyal Verildiğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi	67.58	66.67	70.83	56.65	57.89	52.99
	Sinyal Verilmediğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi	14.41	8.56	4.93	29.15	18.15	11.16
	Kayıp Fonksiyonu Değeri	72.40	74.30	74.07	82.53	83.93	85.55
0.25	Doğru Sınıflandırılan Gözlemlerin Yüzdesi	81.02	89.26	93.55	66.12	76.93	86.57
	Doğru Sınıflandırılan Kriz Dönemlerinin Yüzdesi	58.45	49.09	47.12	63.50	45.30	34.58
	Doğru Sınıflandırılan Sakin Dönemlerinin Yüzdesi	86.34	94.35	96.80	67.47	85.35	94.23
	Sinyal Verildiğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi	50.23	52.44	50.85	50.00	45.16	46.91
	Sinyal Verilmediğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi	10.19	6.41	3.69	21.70	14.57	9.28
	Kayıp Fonksiyonu Değeri	55.20	56.56	56.07	69.03	69.34	71.18
0.20	Doğru Sınıflandırılan Gözlemlerin Yüzdesi	77.73	87.68	92.66	62.1	73.40	85.67
	Doğru Sınıflandırılan Kriz Dönemlerinin Yüzdesi	64.93	54.88	51.83	76.1	52.55	40.75
	Doğru Sınıflandırılan Sakin Dönemlerinin Yüzdesi	80.75	91.84	95.52	55.0	78.95	92.30
	Sinyal Verildiğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi	44.29	46.04	44.80	46.4	39.92	43.80
	Sinyal Verilmediğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi	9.29	5.87	3.42	18.2	13.79	8.64
	Kayıp Fonksiyonu Değeri	54.33	53.28	52.65	68.98	68.50	66.95
0.15	Doğru Sınıflandırılan Gözlemlerin Yüzdesi	71.59	84.28	91.21	55.4	66.44	82.37
	Doğru Sınıflandırılan Kriz Dönemlerinin Yüzdesi	72.12	64.02	57.59	87.8	62.27	50.94
	Doğru Sınıflandırılan Sakin Dönemlerinin Yüzdesi	71.46	86.85	93.57	38.8	67.54	87.00
	Sinyal Verildiğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi	37.34	38.18	38.60	42.4	33.81	36.61
	Sinyal Verilmediğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi	8.42	4.99	3.08	13.9	12.95	7.67
	Kayıp Fonksiyonu Değeri	56.42	49.12	48.84	73.40	70.18	62.06
0.10	Doğru Sınıflandırılan Gözlemlerin Yüzdesi	61.56	76.70	87.82	42.8	55.91	74.21
	Doğru Sınıflandırılan Kriz Dönemlerinin Yüzdesi	83.09	71.95	65.97	95.0	79.74	60.32
	Doğru Sınıflandırılan Sakin Dönemlerinin Yüzdesi	56.49	77.30	89.35	16.0	49.56	76.25
	Sinyal Verildiğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi	31.05	28.68	30.29	36.7	29.62	27.24
	Sinyal Verilmediğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi	6.59	4.40	2.60	13.8	9.82	7.12
	Kayıp Fonksiyonu Değeri	60.42	50.75	44.68	88.98	70.70	63.42

Bu sonuçlar çerçevesinde üç modelde de, I. ve II. tip hatalar arasındaki dengeyi sağlayacak şekilde en küçük kayıp fonksiyonu değerini veren en uygun kesme değerleri, I. modelde 0.20, II. modelde 0.15 ve III. modelde 0.10 olarak bulunmuştur.

Üç zaman ufku değerinde oluşturulan $Y^{(2)}$ bağımlı değişkenine ait IV., V. ve VI. erken uyarı modellerinin öngörü performans sonuçlarının ilk üç modeldeki sonuçlarla benzerlik gösterdiği dikkati çekmektedir. İlk üç model için yukarıda yapılan yorumlar, hem aynı kesme değerinde farklı modeller için hem de aynı modelde farklı kesme değerleri için geçerlidir. Fakat en uygun kesme değerlerinin seçiminde üç model farklılık göstermektedir. Bu modeller için kayıp fonksiyonu değerine göre en uygun kesme değerleri; IV. modelde 0.25, V. modelde 0.20 ve VI. modelde ise 0.15 olarak bulunmuştur.

Diğer taraftan, iki bağımlı değişken yardımıyla oluşturulan altı erken uyarı sistemi modelinin öngörü performansları en uygun kesme değerinde karşılaştırıldığında farklılık göstermektedir. En uygun kesme değerinde bu modellere ait öngörü performansı sonuçları performans matrisleri ile birlikte Tablo 37–42’de yer almaktadır. Bu tablolara göre elde edilen bulgular şöyledir:

- i. 12 aylık zaman ufku I. ve IV. modellere ilişkin öngörü performans sonuçları Tablo 37 ve 40’da verilmiştir. Bu sonuçlara göre, doğru sınıflandırılan gözlemler I. modelde %77.3 iken IV. modelde %66.12 dir. Doğru sınıflandırılan kriz dönemleri I. modelde %64.93 ve IV. Modelde %63.5 olmak üzere birbirlerine yakın bulunmuştur. Doğru sınıflandırılan sakin dönemlerin oranı ise IV. modelde I. modelden oldukça düşük çıkmıştır. I. modelde bu oran %80.75 iken IV. modelde %67.47’ dir. Diğer taraftan, IV. modelde sinyal alınmamışken krizin gerçekleşme olasılığı %21.7, I. modelle karşılaştırıldığında bu oran oldukça yüksek bulunmuştur.
- ii. II. ve V. erken uyarı sistemi modellerinin 6 aylık zaman ufku içinde kriz öngörü performans sonuçları Tablo 38 ve 41’de verilmiştir. Öngörü performansı ölçütleri açısından, II. modelin V. modele nazaran daha başarılı olduğu görülmüştür. Örneğin, doğru sınıflandırılan kriz dönemlerinin yüzdesi 6 aylık zaman ufku II. modelde %64 iken bu oran V. modelde yaklaşık %53 civarında bulunmuştur. Diğer taraftan, iki

modelde de sinyal alındığında 6 ay içerisinde krizin gerçekleşme yüzdesi birbirlerine oldukça yakın olduğu görülmüştür.

- iii. III. ve VI. erken uyarı sistemi modellerinin 3 aylık zaman ufkunda kriz öngörü performansı sonuçları Tablo 39 ve 42'de sunulmuştur. 3 aylık zaman ufkunda, III. modele göre doğru sınıflandırılan krizlerin dönemlerinin yüzdesi yaklaşık %66 iken bu oran VI. modelde yaklaşık %51 olarak bulunmuştur.
- iv. $Y^{(1)}$ bağımlı değişkenine ait farklı zaman ufuklarında geliştirilen üç modelin en uygun kesme değerinde öngörü başarılarının değerlendirilmesinde başarı ölçütleri farklılık göstermektedir. Kriz dönemlerinin doğru olarak sınıflandırılması açısından en başarılı öngörü performansına sahip model III. erken uyarı modelidir. Bu model için 3 aylık zaman ufkunda doğru sınıflandırılan kriz dönemlerinin yüzdesi 65.7 olarak bulunmuştur. Modeller doğru sınıflandırılan gözlemlerin ve sakin dönemlerin yüzdesi başarı ölçütlerine göre karşılaştırıldığında, zaman ufku daraldıkça bu oranlar giderek artmaktadır. Tersine, sinyal verildiğinde kısa bir dönem içinde uzun döneme göre krizin gerçekleşme yüzdesi azalmaktadır. Benzer şekilde, herhangi bir kriz sinyali alınmamışken kısa bir dönem sonra krizin gerçekleşme yüzdesi uzun döneme göre daha düşüktür.
- v. $Y^{(2)}$ bağımlı değişkenine ait farklı zaman ufuklarında geliştirilen üç erken uyarı sistemi modelinden en uygun kesme değerinde, kriz dönemlerinin doğru olarak sınıflandırılması açısından en yüksek öngörü başarısına sahip model %63.5'lük bir oranla VI. erken uyarı modeli olarak bulunmuştur. Zaman ufku kısaldıkça bu ölçüt açısından modellerin öngörü başarıları giderek azalmaktadır. Bu ölçüt 3 aylık zaman ufkunda oluşturulan VI. modelde %51 oranına gerilemiştir. Üç model diğer öngörü başarı ölçütleri açısından değerlendirildiğinde, zaman ufku daraldıkça doğru sınıflandırılan gözlemlerin ve sakin dönemlerin yüzdesi artmakta;

sinyal verildiğinde ve verilmediğinde ise krizin gerçekleşme yüzdesi ise giderek azalmaktadır.

Tablo 37. I. Modelin Kriz Öngörü Performansı

En Uygun Kesme Değeri = 0.20	$S_{it} = 0$	$S_{it} = 1$	Toplam
$Y_{it} = 0$	1904	454	2358
$Y_{it} = 1$	195	361	556
Toplam	2099	815	2914
Doğru Sınıflandırılan Gözlemlerin Yüzdesi			77.73
Doğru Sınıflandırılan Kriz Dönemlerinin Yüzdesi			64.93
Doğru Sınıflandırılan Sakin Dönemlerinin Yüzdesi			80.75
Sinyal Verildiğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi			44.29
Sinyal Verilmediğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi			9.29

Tablo 38. II. Modelin Kriz Öngörü Performansı

En Uygun Kesme Değeri = 0.15	$S_{it} = 0$	$S_{it} = 1$	Toplam
$Y_{it} = 0$	2246	340	2586
$Y_{it} = 1$	118	210	328
Toplam	2364	550	2914
Doğru Sınıflandırılan Gözlemlerin Yüzdesi			84.28
Doğru Sınıflandırılan Kriz Dönemlerinin Yüzdesi			64.02
Doğru Sınıflandırılan Sakin Dönemlerinin Yüzdesi			86.85
Sinyal Verildiğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi			38.18
Sinyal Verilmediğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi			4.99

Tablo 39. III. Modelin Kriz Öngörü Performansı

En Uygun Kesme Değeri = 0.10	$S_{it} = 0$	$S_{it} = 1$	Toplam
$Y_{it} = 0$	2433	290	2723
$Y_{it} = 1$	65	126	191
Toplam	2498	416	2914
Doğru Sınıflandırılan Gözlemlerin Yüzdesi			87.82
Doğru Sınıflandırılan Kriz Dönemlerinin Yüzdesi			65.97
Doğru Sınıflandırılan Sakin Dönemlerinin Yüzdesi			89.35
Sinyal Verildiğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi			30.29
Sinyal Verilmediğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi			2.60

Tablo 40. IV. Modelin Kriz Öngörü Performansı

En Uygun Kesme Değeri = 0.25	$S_{it} = 0$	$S_{it} = 1$	Toplam
$Y_{it} = 0$	1288	621	1909
$Y_{it} = 1$	357	621	978
Toplam	1645	1242	2887
Doğru Sınıflandırılan Gözlemlerin Yüzdesi			66.12
Doğru Sınıflandırılan Kriz Dönemlerinin Yüzdesi			63.50
Doğru Sınıflandırılan Sakin Dönemlerinin Yüzdesi			67.47
Sinyal Verildiğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi			50.00
Sinyal Verilmediğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi			21.70

Tablo 41. V. Modelin Kriz Öngörü Performansı

En Uygun Kesme Değeri = 0.20	$S_{it} = 0$	$S_{it} = 1$	Toplam
$Y_{it} = 0$	1800	480	2280
$Y_{it} = 1$	288	319	607
Toplam	2088	799	2887
Doğru Sınıflandırılan Gözlemlerin Yüzdesi			73.40
Doğru Sınıflandırılan Kriz Dönemlerinin Yüzdesi			52.55
Doğru Sınıflandırılan Sakin Dönemlerinin Yüzdesi			78.95
Sinyal Verildiğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi			39.92
Sinyal Verilmediğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi			13.79

Tablo 42. VI. Modelin Kriz Öngörü Performansı

En Uygun Kesme Değeri = 0.15	$S_{it} = 0$	$S_{it} = 1$	Toplam
$Y_{it} = 0$	2202	329	2531
$Y_{it} = 1$	183	190	373
Toplam	2385	519	2904
Doğru Sınıflandırılan Gözlemlerin Yüzdesi			82.37
Doğru Sınıflandırılan Kriz Dönemlerinin Yüzdesi			50.94
Doğru Sınıflandırılan Sakin Dönemlerinin Yüzdesi			87.00
Sinyal Verildiğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi			36.61
Sinyal Verilmediğinde Krizin Gerçekleşme Yüzdesi			7.67

Son olarak, KLR döviz kuru baskı endeksinden hareketle kriz dönemlerinin belirlendiği iki yaklaşıma göre farklı zaman ufuklarında oluşturulan altı erken uyarı sistemi modelinden tahmin edilen kriz öngörü olasılıkları gerçek kriz dönemleriyle birlikte tüm ülkeler için ayrı ayrı grafik yardımıyla karşılaştırılmıştır. Şekil 8'de para krizi dönemlerinin, III. ve VI.

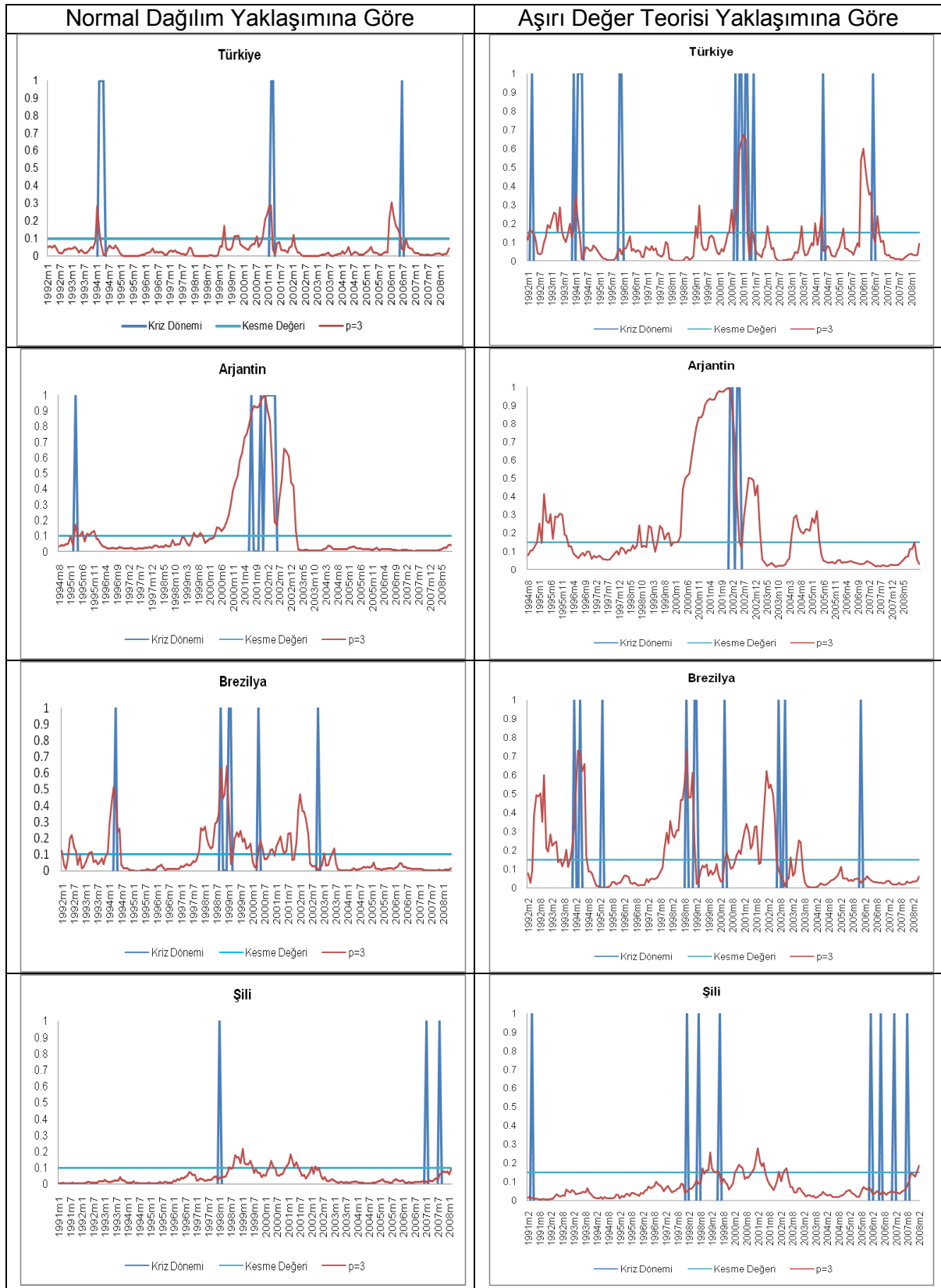
erken uyarı sistemi modellerinden hareketle kriz öncesi 3 aylık bir zaman dilimindeki öngörü olasılığı değerleriyle karşılaştırıldığı grafikler verilmiştir. Kriz dönemlerinin normal dağılım yaklaşımına göre belirlendiği grafikler birinci sütunda, aşırı değer teorisine göre belirlenen kriz dönemlerine ait grafikler ise ikinci sütunda yer almaktadır. 6 aylık ve 12 aylık zaman ufuklarında oluşturulan erken uyarı modellerinden tahmin edilen kriz öngörü olasılığı grafikleri de EK 7 ve EK 8'de ayrıca verilmektedir. Kriz öngörü olasılığı grafiklerine ait yorumlar aşağıda verilmiştir.

- i. 1990'dan günümüze gelişmekte olan ülkelerde yaşanmış büyük para krizleri, kriz öncesi üç farklı zaman ufku dilimi içinde altı erken uyarı sistemi modelinde anlamlı bulunan öncü göstergeler yardımıyla başarılı olarak öngörülebilmektedir.
- ii. 1994 ve 2001 yılları başında ülkemizde yaşanan iki büyük kriz, her iki yaklaşıma göre de oluşturulan erken uyarı modellerinde 12 aylık zaman ufku içinde diğer zaman ufuklarına göre daha yüksek olasılıkla öngörülmüştür.
- iii. 1997 yılı Kasım ayında Rus Rublesi üzerinde Güneydoğu Asya krizinin etkisiyle spekülasyon baskılarının artması ve 1998 yılının son dönemi ile 1999 yılının ilk aylarında yaşanan parasal krizler oluşturulan altı erken uyarı sistemi modelinde de başarılı olarak öngörülebilmektedir. Normal dağılım yaklaşımına göre oluşturulan ilk üç erken uyarı sistemi modelinde 1999 Ocak ayından sonra yaklaşık bir yıl süresince kriz sinyalleri alınmaya devam edilmiştir. Ancak, aşırı değer teorisine göre sinyal alınan bu dönemlerin kriz dönemi olarak belirlendiği görülmüştür.
- iv. Meksika (1994), Venezüella (1994, 1996 ve 2002), Kolombiya (1999), Brezilya (1999 ve 2002) ve Arjantin (2002) olmak üzere Latin Amerika ülkelerinde yaşanan para krizleri hem uzun hem de kısa zaman ufuklarında oluşturulan 6 erken uyarı sistemi modelinde en uygun kesme

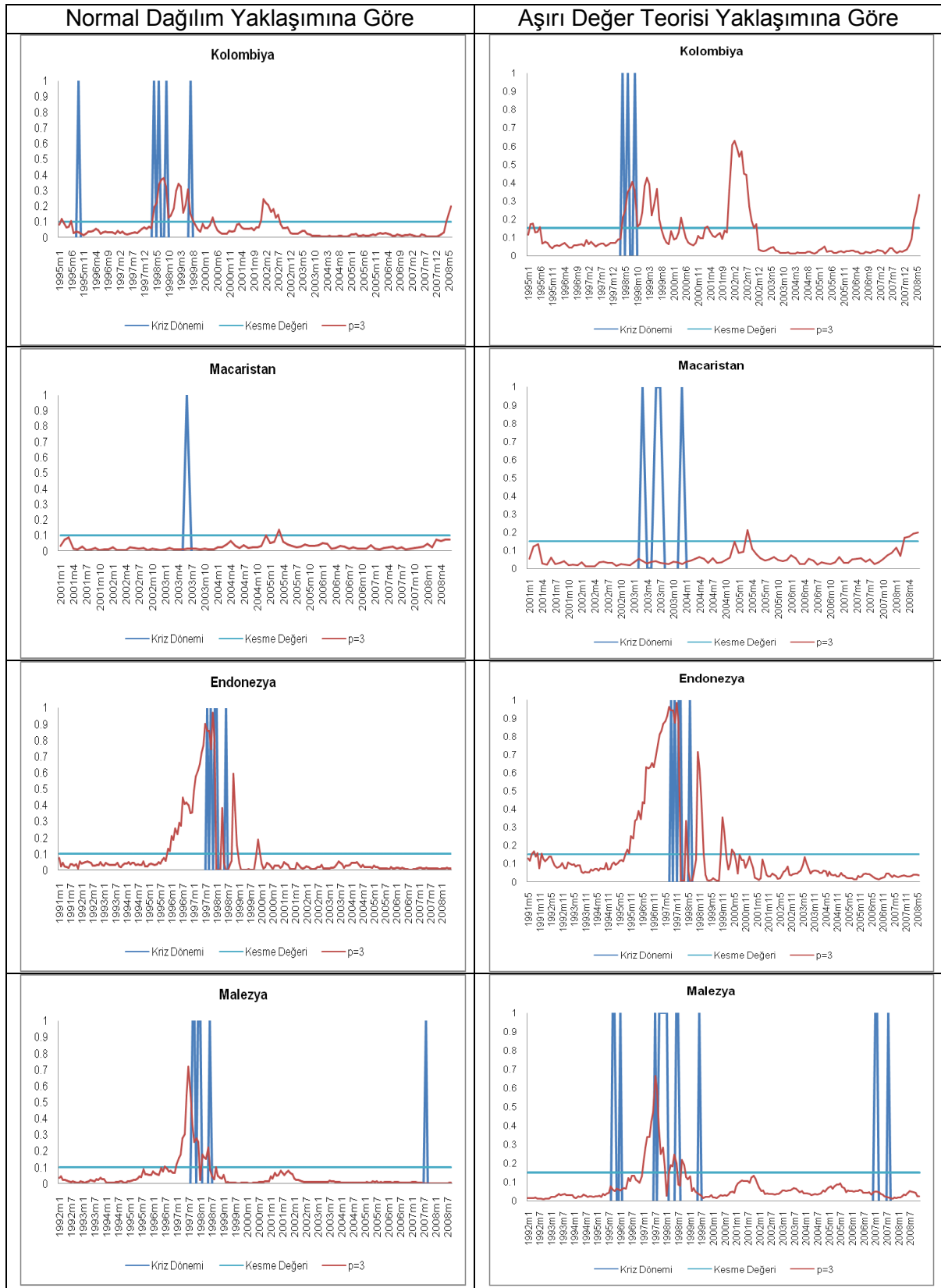
değerini aşarak başarılı bir öngörü gerçekleştirildiği görülmektedir. Krizler öncesi 12 aylık dönemde 3 ve 6 aylık dönemlere göre krizler daha yüksek olasılıklarla öngörülmüştür.

- v. 1997 yılı Temmuz ayında Tayland Bath'ının devalüasyonu ile başlayıp 1998 yılında diğer Güneydoğu Asya ülkelerine de bölgesel olarak bulaşan krizin, kriz öncesi 3, 6 ve 12 aylık dönemlerdeki kriz öngörü olasılığı grafikleri incelendiğinde her iki yaklaşıma göre de bu ülkelerdeki krizler başarılı olarak öngörülmektedir. Grafikler incelendiğinde, Malezya hariç diğer 4 Asya ülkesinde kriz sonrası sapmaların devam ettiği, diğer bir ifadeyle yaklaşık 1 yıl kriz sinyalleri alınmaya devam edilmiştir.
- vi. Bazı ülkelerde KLR döviz kuru baskı endeksine göre kriz tespit edilmesine rağmen erken uyarı modelleri sonucunda herhangi bir kriz sinyali alınmadığı saptanmıştır. Örneğin, Şili'de 1991–2008 dönemi arasında normal dağılım yaklaşımına göre 4 kriz dönemi tespit edilmiş, fakat üç model tarafından da bu krizlere ilişkin öngörü olasılıkları üç en uygun kesme değerinden daha düşük bulunmuştur. Bu durum şöyle yorumlanabilir: KLR döviz kuru baskı endeksi hem başarılı spekülative atakları hem de başarısız spekülative atakları kriz dönemi olarak yakalamaktadır. Ancak makroekonomik göstergelerin sakin bir seyir izlemesi ve model tarafından ilgili kriz dönemlerinin öngörü olasılığının kesme değerinden oldukça düşük bulunması spekülative baskının başarısız olması olarak yorumlanabilir.
- vii. KLR baskı endeksine göre 2008 yılının üçüncü ve dördüncü çeyrekleri içinde bazı aylarda, 2007 yazında ABD'de başlayarak 2008'de dünyayı etkisi altına alan küresel krizin etkilerinden dolayı birçok gelişmekte olan ülkenin döviz kurları üzerindeki baskıların artmasından ve merkez bankası döviz rezervlerinin azalmasından dolayı para krizleri tespit edilmiştir. Ancak, her iki yaklaşıma göre de üç zaman ufku içinde bu dönemler öncesi kriz öngörü olasılıkları incelendiğinde, örneklemdeki

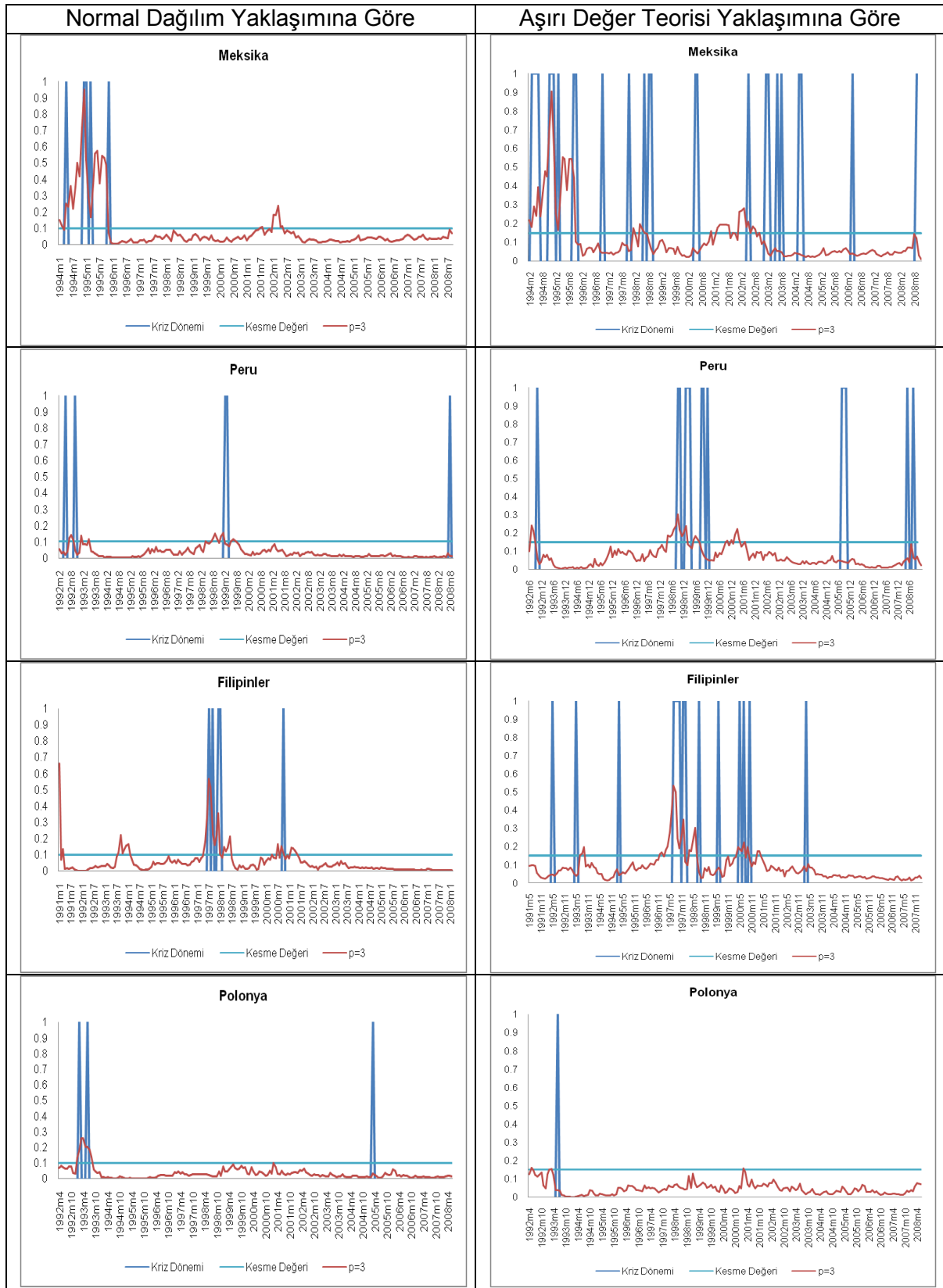
lkelerin oęunluęunda bu kriz dnemlerinde anlamlı sinyaller alınmadığı grlmştr. Dięer bir deyişle, bu dnemler ncesi ngr olasılıkları 6 modele ait en uygun kesme deęerinden olduka dşk bulunmuştur. 2008 yılı iinde 16 geliřmekte olan lkenin 10'unda olası bir para krizi saptanmasına raęmen sadece řili, Kolombiya, Macaristan ve Kore iin kriz ncesi 6 ve/veya 12 aylık zaman diliminde anlamlı sinyaller alınmıştır. Dięer lkelerde KLR baskı endeksine gre belirlenen 2008 yılındaki kriz dnemlerinde, kresel krizin lkelerin dviz kurları ve dviz rezervleri zerinde yarattığı baskıların başarısız birer speklatif atakla sonulandıęı ve parasal bir krize dnşmedięini gstermiştir.



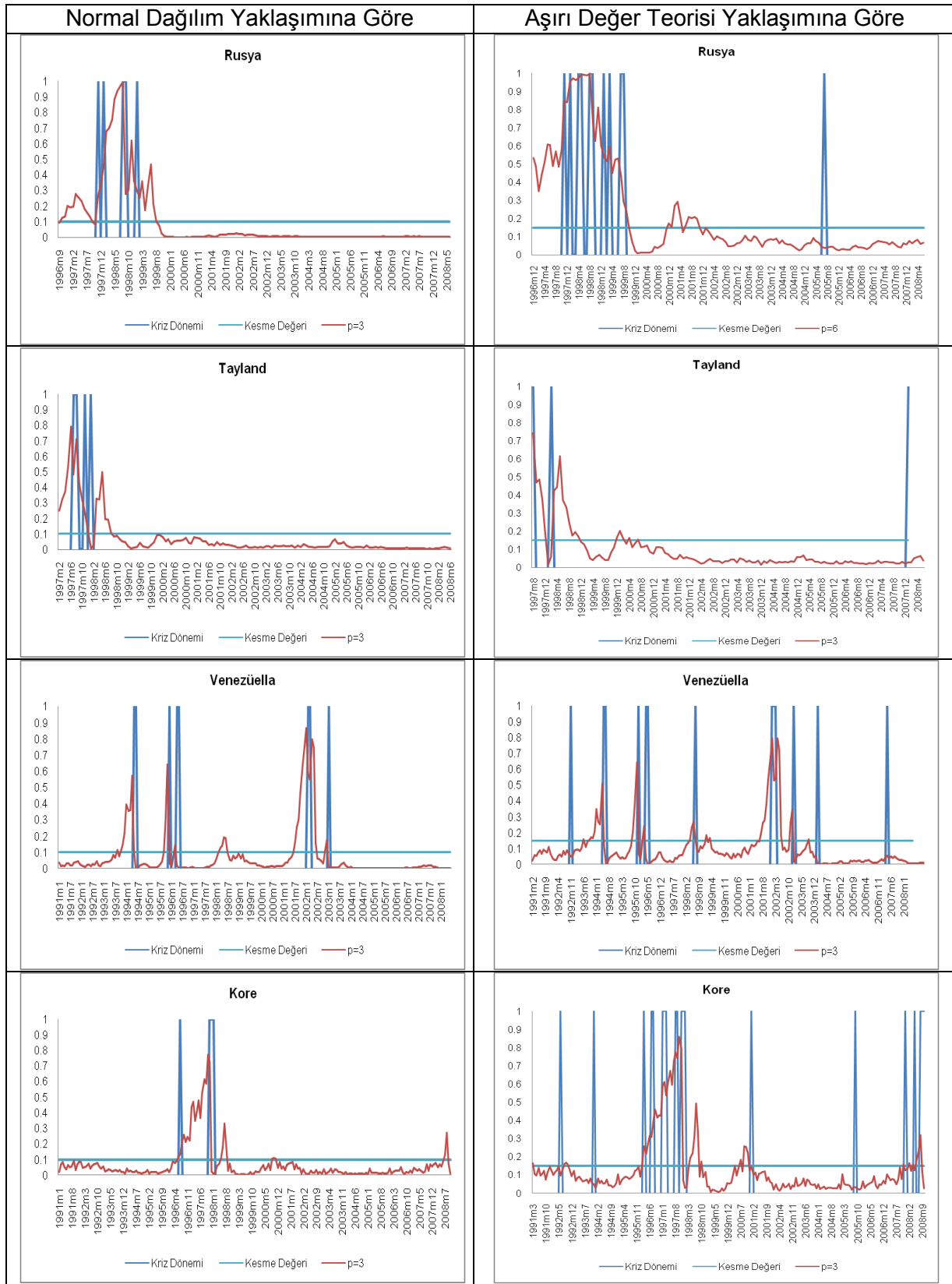
Şekil 8. Ükelere Ait Kriz Öngörü Olasılıkları (3 Aylık Zaman Ufkunda)



**Şekil 8. Ülkelere Ait Kriz Öngörü Olasılıkları (3 Aylık Zaman Ufkunda)
(Devamı)**



**Şekil 8. Ülkelere Ait Kriz Öngörü Olasılıkları (3 Aylık Zaman Ufkunda)
(Devamı)**



**Şekil 8. Ülkelere Ait Kriz Öngörü Olasılıkları (3 Aylık Zaman Ufkunda)
(Devamı)**

SONUÇ

1980'li yıllarla birlikte gelişmekte olan ülkelerde başlayan finansal serbestleşme hareketleri sonucunda ülkelerin para birimleri konvertibl hale getirilmiş ve sermaye hareketleri serbestleştirilmiştir. Ancak uygulanan bu politikaların birçok ülkede başarısızlığa uğraması, beraberinde 1990'lı yıllarla birlikte ardı ardına bankacılık ve para krizi temelli birçok finansal krizi doğurmuştur. Gelişmekte olan ülkelerde ortaya çıkan krizler, bu ülkelerde uygulanan kriz öncesi istikrar programlarının çökmesine ve döviz kuru rejimlerinin terk edilerek kurun dalgalanmaya bırakılmasına neden olmuştur.

Yaşanan bu krizler başta IMF ve Dünya bankası olmak üzere birçok finansal kuruluşu krizleri önceden tahmin etmek amacıyla literatürde erken uyarı sistemi adı verilen modeller geliştirmeye teşvik etmiştir. Şayet erken uyarı sistemi modellerinin dikkatli ve makul bir şekilde çalışmaları durumunda, para krizlerinin önceden ve güvenilir bir şekilde öngörülmesine yardımcı olacak olan bu modeller, politika yapıcıları için önemli bir araç olarak kullanılmaktadır. Bu sebeple, çalışmada para krizlerini önceden öngörebilecek erken uyarı sistemi modellerinin geliştirilerek krizlere neden olabilecek faktörlerin belirlenmesi amaçlanmıştır.

Bu amaç doğrultusunda çalışmada, Latin Amerika, Asya ve Avrupa olmak üzere üç bölgede yer alan 16 gelişmekte olan ülkede dar anlamda döviz krizlerinin geniş anlamda ise para krizlerinin nedenlerini ortaya koymak amacıyla geliştirilen erken uyarı sistemi modelleri için analizler üç aşamadan oluşmuştur. Birinci aşamada, erken uyarı sistemi modellerinde yer alan "kriz varsa 1" ve "kriz yoksa 0" şeklinde tanımlanan kriz kukla bağımlı değişkeni, Kaminsky, Lizondo ve Reinhart (1998) tarafından önerilen döviz kuru baskı endeksi (*DBE*) temel alınarak hesaplanmıştır. Bu endeksten hareketle de kriz dönemlerinin tahmin edilmesinde iki alternatif yaklaşım üzerinde durulmuştur. Birinci yaklaşımda, döviz kuru baskı endekslerinin normal dağılıma sahip

olduğu varsayımı altında, endeksin kendi ortalamasına 2 standart sapma ilave edilerek bulunan eşik değerinden daha yüksek değerler kriz dönemi olarak tanımlanmıştır. Diğer yaklaşımda ise, eşik değer belirlenmesinde normal dağılım varsayımına ihtiyaç duymayan aşırı değer teorisi kriz dönemlerinin tahmininde kullanılmıştır. *DBE* serisinin normal dağılıma göre daha sivri bir dağılıma sahip olduğu, diğer bir ifadeyle kuyruktaki yayılmaların sayısının fazla olduğu ülkelerde normal dağılım yaklaşımına göre daha fazla sayıda kriz dönemi tahmin edilmiştir. *DBE* serilerinin betimsel istatistikleri ve Kolmogorov–Simirnov normal dağılım testi sonuçlarına göre, normal dağılıma sahip olmayan ve oldukça sivri bir dağılım yapısı gösteren Kore, Meksika, Malezya ve Türkiye’de birinci yaklaşıma göre bulunan kriz dönemlerinden oldukça fazla sayıda kriz dönemi saptanmıştır. Her iki yaklaşıma göre de 1990’lı yıllar sonrası finansal serbestleşmenin başarısız olması ile birlikte gelişmekte olan ülkelerde yaşanan büyük çapta parasal kriz dönemlerinin KLR döviz kuru baskı endeksi yardımıyla başarılı şekilde tahmin edildiği görülmüştür. Buna karşın, ikinci yaklaşımda daha fazla sayıda parasal kriz dönemi tespit edilmiş olmasına rağmen bu dönemlerden bazılarının döviz kuru üzerindeki başarısız spekülasyon atakları olduğu görülmüştür.

Çalışmanın ikinci kısmında, para krizlerini öngörmek amacıyla geliştirilen mevcut erken uyarı sistemi modellerinden farklı olarak krizin nedeni olabilecek öncü göstergeler seti Granger nedensellik testi çerçevesinde belirlenmiştir. Bu amaçla, Emirmahmutoğlu ve Köse (2010) tarafından önerilen meta analize dayalı panel nedensellik testi yardımıyla analizler gerçekleştirilmiştir. Bu yaklaşımda panel veri modeli heterojen bir yapıya sahip olduğundan dolayı, hem tüm ülkeler için ortak nedensellik sonucu hem de ülke bazlı nedensellik sonuçları elde edilebilmektedir. Dolayısıyla, çalışmada ülkeden ülkeye farklılık gösteren kriz göstergelerinin yanı sıra örnekleme ele alınan gelişmekte olan ülkelerde ortak para krizi öncü göstergeleri de bulunmuştur. Bu amaçla, kriz literatüründe ele alınan 23 potansiyel gösterge incelenmiş ve para krizinin öncüsü olabilecek gösterge sayısı panel nedensellik testi sonucunda 16 olarak saptanmıştır. Panel

nedensellik testinde Fisher test istatistiği sonuçlarına göre para krizlerinin öncüsü olabilecek istatistiksel olarak en anlamlı göstergeler sırasıyla aşırı değerlendirilmiş reel döviz kuru, kredi faizi ile mevduat faizi arasındaki fark, dış borç stokunun rezervlere oranı, *M2* para arzının rezervlere oranı ve reel *GSYİH*'daki yıllık büyüme oranı olarak bulunmuştur.

Çalışmanın son kısmında, para krizlerini önceden öngörebilecek erken uyarı sistemi modelleri oluşturulmuştur. Bu erken uyarı sistemi modelleri, nedensellik testi sonucunda anlamlı bulunan öncü göstergelerin açıklayıcı değişken olarak yer aldığı panel lojistik regresyon modelinin parametrelerinin en çok olabilirlik tahmin yöntemi ile tahmin edilmesi neticesinde elde edilmiştir. Literatürde para krizleri için geliştirilen erken uyarı sistemi modellerinde, krizin kesin zamanını öngörmek yerine krizin belli bir zaman ufkuunda gerçekleşip gerçekleşmeyeceğini önceden öngörmek amaçlandığından dolayı, çalışmada panel lojistik modelde anlık kriz bağımlı değişkeni yerine ileriye dönük kriz bağımlı değişkeni kullanılmıştır. 3 farklı zaman ufkuunda birinci kısımda hem normal dağılıma hem de aşırı değer teorisine göre belirlenen para krizi dönemleri 3, 6 ve 12 aylık zaman ufuklarında ileriye dönük kriz değişkenine dönüştürülmüştür. Böylece, kısa ve uzun dönem zaman ufuklarında para krizlerinin öngörü olasılıkları tahmin edilmesi amaçlanmıştır.

En çok olabilirlik tahmin sonuçlarına göre erken uyarı sistemi modellerinde genel olarak para krizi olasılığı üzerinde marjinal etkisi en fazla olan öncü göstergeler; reel olarak kurun aşırı değerlendirilmesi, cari açığın *GSYİH*'ya oranı, reel *GSYİH* büyüme oranı, *M2* para arzındaki büyüme oranı ve krizin bölgesel olarak bulaşması olarak bulunmuştur. Aynı zamanda, krizin bulaşma göstergesi her iki yaklaşım içinde 3 aylık zaman ufkuunda para krizleri olasılığını en fazla arttıran gösterge olarak belirlenmiştir. Bu durum, bölgesel olarak yüksek finansal bağımlılığa sahip ülkelerde, krizin kısa bir zaman dilimi içinde yayıldığını göstermiştir.

Elde edilen erken uyarı sistemi modellerinin öngörü başarıları ilk olarak QPS ve LPS kriterleri ile karşılaştırılmış ve para krizlerinin 3 aylık zaman ufku da diğer zaman ufuklarına göre daha başarılı olarak öngörüldüğü sonucuna varılmıştır. Daha sonra, modellerin öngörü performanslarının değerlendirilmesinde alternatif bir yöntem olarak öngörü performans matrisi kullanılmış ve farklı uyum iyiliği ölçütleri ile bu modeller karşılaştırılmıştır. Erken uyarı sistemi modellerinden elde edilen sonuçlara göre şayet bir para krizi sinyali alınmışken krizin gerçekleşme yüzdesi açısından en başarılı modeller 12 aylık zaman ufku da bulunmuştur. Diğer taraftan, herhangi bir kriz sinyali alınmamışken krizin gerçekleşme oranı açısından ise zaman ufku kısaldıkça erken uyarı sistemi modelleri daha başarılı sonuçlar verdiği görülmüştür.

KAYNAKÇA

ABIAD, A., “Early Warning Systems: A Survey and A Regime-Switching Approach”, **International Monetary Fund Working Paper**, No. 32, 2003.

ADES, A., MASİH, R. and TENENGAUZER, D., “GS-Watch: A New Framework for Predicting Financial Crises in Emerging Markets”, (New York: Goldman-Sachs), December 1998.

AĞCAER, Arzu, “Dalgalı Kur Rejimi Altında Merkez Bankası Müdahalelerinin Etkinliği: Türkiye Üzerine Bir Çalışma”, Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, 2003, Ankara.

AKGIRAY, V., BLOOTH, G.G. and SEIFERT, B., “Distribution Properties of Latin American Black Market Exchange Rates”, **Journal of International Money and Finance**, Vol. 7, No. 1, 1988, s. 37–48.

ANTCZAK, R., “Theoretical Aspects of Currency Crises”, **Center for Social and Economic Research**, No.211, 2000.

ARDIÇ, Hülya, “1994 ve 2001 Yılı Ekonomik Krizlerinin Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Bilançosunda Yarattığı Hareketlerin İncelenmesi”, Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, 2004, Ankara.

ARIAS, G., “Currency Crises: What We Know and What We Still Need to Know”, **C.E.F.I. Working Paper**, No. 13, November 2003.

AYDOĞAN, E., “1980’den Günümüze Türkiye’de Enflasyon Serüveni”, **Yönetim ve Ekonomi**, Cilt 11, Sayı 1, 2004, s. 91–110.

AZIZ, J., CARAMAZZA, F. and SALGADO, R., “Currency Crises: In Search of Common Elements”, **IMF Working Paper**, No. 67, 2000.

BASTI, Eyüp; **Kriz Teorileri Çerçevesinde 2001 Türkiye Finansal Krizi**, Sermaye Piyasası Kurulu, Yayın No. 191, Ankara, 2006.

BERG, A., BORENSZTEIN, E., and PATTILLO, C., “Assessing Early Warning Systems: How Have They Worked in Practice?”, **IMF Working Paper**, No. 52, March 2004.

BERG, A. and PATTILLO, C., “Are Currency Crises Predictable? A Test”, **IMF Staff Paper**, Vol. 46, No.2, 1999a, s. 107–138.

BERG, A. and PATTILLO, C., “Predicting Currency Crises: The Indicators Approach and an Alternative”, **Journal of International Money and Finance**, Vol.18, 1999b, s. 561–586.

BOZKURT, H. ve DURSUN, G., “Türkiye’de Para Krizinin Öncü Göstergeleri: Erken Uyarı Sistemi”, **Avrupa Araştırmaları Dergisi**, Cilt 14, Sayı 1, 2006, 259–284.

BREUSCH, T.S. and PAGAN, A.R. “The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics”, **Review of Economic Studies**, Vol. 47, 1980, s. 239–253.

BUSSIÈRE, M. and FRATZSCHER, M., “Towards a New Early Warning System of Financial Crises”, **Journal of International Money and Finance**, Vol. 25, 2006, s. 953–973.

BUSSIÈRE, M., “Balance of Payment Crises in Emerging Markets: How Early Were the Early Warning Signals?”, **European Central Bank Working Paper Series**, No. 713, January 2007.

BUSTELO, P., GARCIA, C. and OLIVIE, I., “Global and Domestic Factors of Financial Crises in Emerging Economies: Lessons from the East Asian Episodes (1997-1999)”, **ICEI Working Paper**, No. 16, 1999.

CAMERON, A.C. and TRIVEDI, P.K.; **Microeconometrics: Methods and Applications**, 2005, New York, Cambridge University Press.

CARAMAZZA, F., RICCI, L. and SALGADO, R., “International Financial Contagion in Currency Crises”, **Journal of International Money and Finance**, Vol. 23, 2004, s. 51–70.

CELASUN, O., “The 1994 Currency Crisis in Turkey”, **World Bank, Policy Research Working Paper Series**, No. 1913, 1998.

CHAMBERLAIN, Gary; “**Panel Data**” Chapter 22 in **The Handbook of Econometrics Volume II**, ed. Z. Griliches ve M. Intrilligator, Amsterdam, North-Hollve Publishing Company, 1983.

CHANG, R. and VELASCO, A., “Financial Fragility and the Exchange Rate Regimes”, **Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper**, No. 16, 1997.

CHIODO, A.J. and OWYANG, M.T., “A Case Study of a Currency Crisis: The Russian Default of 1998”, **The Federal Reserve Bank of St. Louis**, October-December, 2002.

<http://research.stlouisfed.org/publications/review/02/11/ChiodoOwyang.pdf>

CHOW, G. and LIN, A., “Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series”, **Review Econ. Statistics**, Vol. 53, 1971, s. 372–375.

CHUI, M., GAI, P. and HALDANE, A., "International Financial Crises and Public Policy: Some Welfare Analysis", **Bank of England Quarterly Bulletin**, November 2000, s. 368–376.

CROISSANT, Y. and MILLO, G., "Panel Data Econometrics in R: The plm Package", **Journal of Statistical Software**, vol. 27, issue 2, 2008, s. 1–43.

ÇEPNİ, E. and KÖSE, N., "Assessing the Currency Crises in Turkey", **Central Bank Review**, Vol. 6, No. 1, 2006, s. 37–64.

ÇEVİŞ, İsmail; **Para Krizlerine Ampirik Bir Yaklaşım**, Sermaye Piyasası Kurulu, Yayın No: 187, 2005.

DABROWSKI, M., "Currency Crises in Emerging Market Economies: Causes, Consequences and Policy Lessons", **Center for Social and Economic Research Case Reports**, No.51, 2002.

DE LA TORRE, A., YEYATI, E.L. and SCHMUKLER, S., "Argentina's Financial Crisis: Floating Money, Sinking Banking, June 2002.
<http://www.econ.umn.edu/~tkehoe/classes/Schmukler.pdf>

DELİCE, G., "Finansal Krizler: Teorik ve Tarihsel Bir Perspektif", **Erciyes Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi**, Sayı 20, 2003, s. 57–81.

DIŞ TİCARET MÜSTEŞARLIĞI, "Asya Para Krizi Kronolojisi", **Dış Ticaret Dergisi**, Bölüm VI, Nisan 1998.
<http://www.dtm.gov.tr/dtmadmin/upload/EAD/KonjokturIzlemeDb/blm61.doc>

DIŞ TİCARET MÜSTEŞARLIĞI, "Arjantin ve Türkiye Ekonomik Krizi", **Dış Ticaret Dergisi**, 2002.
<http://www.dtm.gov.tr/dtmadmin/upload/EAD/KonjokturIzlemeDb/arjantin.doc>

DICKEY, D.A. and FULLER, W.A., "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Econometrica**, Vol. 49, 1981, s. 1057–1072.

DIEBOLD, F. and RUDEBUSCH, R., "Scoring the Leading Indicators", **Journal of Business**, Vol. 62, 1989, s. 369–391.

DORNBUSH, Rudier; **Debt Problems and the World Macroeconomy**, in Sachs, 1989.

DPT, "Rusya Krizi ve Türkiye Üzerine Muhtemel Etkileri", Devlet Planlama Teşkilatı, Ağustos 1998, <http://ekutup.dpt.gov.tr/dunya/rusya.pdf>

EDISON, H.J., "Do Indicators of Financial Crises Work? An Evaluation of an Early Warning System", **International Journal of Finance and Economics**, Vol. 8, No. 1, 2003, s. 11–53.

EICHENGREEN, B., ROSE, A.K. and WYPLOSZ, C., "Exchange Rate Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks", **Economic Policy**, Vol. 21, 1995, s. 251–312.

EICHENGREEN, B., ROSE, A.K. and WYPLOSZ, C., "Contagious Currency Crises", **Scandinavian Journal of Economics**, Vol. 98, No. 4, 1996, s. 463–484.

ELIASSON, A.C. and KREUTER, C., "On Currency Crises Models: A Continuous Crisis Definition", **Deutsche Bank Research Quantitative Analysis Working Papers**, 2001.

http://www.economia.uniroma2.it/ceis/conferenze_convegni/banking2001/papers/mercoledi/Eliasson-Kreuter.pdf

EMİRKADI, Ö., "Gelişmekte Olan Ülkeler ve Parasal Kriz Teorileri Üzerine Bazı Değerlendirmeler", **Sosyo Ekonomi**, cilt 2, 2005, s. 35–62.

EMIRMAHMUTOGLU, F. and KOSE, N., "A Causality Approach Based on Meta-Analysis in Non-Stationary Heterogeneous Panels", **SSRN Working Paper Series**, No. 1526767, 2010.

ESQUIVEL, L. and LARRAIN, B., "Explaining Currency Crises", **Harvard Institute of Development Discussion Papers**, No. 666, November 1998.

EVANGELIST, M. and SATHE, V., "Brazil's 1998-1999 Currency Crisis", October 2006.

<http://www-personal.umich.edu/~kathrynd/Brazil.w06.pdf>,

FISHER, R.A.; **Statistical Methods for Research Workers**, Oliver and Boyd, Edinburgh, 4th edition, 1932.

FLOOD, R. and GARBER, P., "Collapsing Exchange Rate Regimes: Some Linear Examples", **Journal of International Economics**, Vol.17, 1984, s. 1–13.

FLOOD, R., GARBER, P. and KRAMER, C., "Collapsing Exchange Rate Regimes: Another Linear Example", **Journal of International Economics**, Vol. 41, 1996, pp. 229–234.

FLOOD, R. and MARION, N., "Perspectives on the Recent Currency Crisis Literature", **IMF Working Paper**, No. 130, September 1998.

FRANKEL, J.A. and ROSE A.K., "Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment", **Journal of International Economics**, Vol. 41, No. 3-4, 1996, s. 351–366.

FRATZSCHER, M., "On Currency Crises and Contagion", **International Journal of Finance and Economics**, Vol. 8, 2003, s. 109–129.

GARBER, P.M., LUMSDAINE R.L. and VAN DER LEIJ, M., "Deutsche Bank Alarm Clock: Forecasting Exchange Rate and Interest Rate Events in Emerging Markets", (New York: Deutsche Bank), 2000.

GILLI, M. and KELLEZI, E., "An Application of Extreme Value Theory for Measuring Financial Risk", **Computational Economics**, Vol. 27, 2006, s. 1–23.

GIRTON, L. and ROPER, D., "A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to the Postwar Canadian Experience", **American Economic Review**, Vol. 67, No. 4, 1977, s. 537–548.

GLICK, R. and HUTCHISON, M., "Banking and Currency Crises: How Common Are Twins?", Center for Pacific Basin Monetary and Economic Studies, Economic Research Department, **Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper**, No. 20, 1999.

GRANGER, C.W.J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models: Cross Spectral Methods", **Econometrica**, Vol. 37, 1969, s. 424–438.

GÜLOĞLU, B. ve ALTUNOĞLU, A.E., "Finansal Serbestleşme Politikaları ve Finansal Krizler: Latin Amerika, Meksika, Asya ve Türkiye Krizleri", **İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi**, No. 27, 2002.

HACIHASANOĞLU, B., "Meksika 1994 ve Arjantin 2001-2002 Krizlerinin Gelişmekte Olan Ülkeler ve Türkiye İçin Önemi", Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, 2005, Ankara.

HAILE, F.D. and POZO, S., "Exchange Rate Regimes and Currency Crises: An Evaluation Using Extreme Value Theory", **Review of International Economics**, Vol. 14, No. 4, 2006, s. 554–570.

HILL, B.M., "A Simple General Approach to Inference about the Tail of A Distribution", **Annals of Statistics**, vol. 3, 1975, s. 1163–1174.

HOLTZ-EAKIN, D., NEWWEY, W. and ROSEN, S., "Estimating Vector Autoregression with Panel Data", **Econometrica**, Vol. 56, 1988, s. 1371-1395.

HURLIN, C. and VENET, B., “Granger Causality Tests in Panel Data Models with Fixed Coefficients”, **Working Paper**, 2001.

IM, K.S., PESARAN, M.H. and SHIN, Y., “Test for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, **Journal of Econometrics**, Vol. 115, 2003, s.53–74.

IMF, “Financial Crises: Characteristics and Indicators of Vulnerability”, **World Economic Outlook**, Chapter IV, 1998, s. 74–97.

IŞIK, S., DUMAN, K. ve KORKMAZ, A., “Türkiye Ekonomisinde Finansal Krizler: Bir Faktör Analizi Uygulaması”, **Dokuz Eylül Üniversitesi, İ.İ.B.F Dergisi**, Cilt 19, Sayı 1, 2004, s. 45–69.

JACOBS, J., KUPER, G.H. and LESTANO, L., “Financial Crises Identification: A Survey”, June 2004.

www.eco.rug.nl/~jacobs/jjdownload/FinancialCrisesReview-New3.pdf

JANSEN, D.W. and DE-VRIES, C.G., “On the Frequency of Large Stock Returns: Putting Booms and Busts into Perspective”, **The Review of Economic and Statistics**, Vol. 73, Issue 1, 1991, s. 18–24.

JEANNE, O., “Currency Crises: A Perspective on Recent Theoretical Developments”, **Special Papers in International Economics**, No. 20, March 2000.

KABAŞ, Tolga; “Gelişmekte Olan Ülkelerde Finansal Krizleri Belirleyen Faktörler ve Uluslararası Finans Sistemi”, Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, 2004.

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, September 2001.

KAMINSKY, G.L., “Currency and Banking Crises: A Composite Leading Indicator”, Board of Governors of the Federal Reserve System, 1998, unpublished.

KAMINSKY, G.L., LIZONDO, S. and REINHART, C.M., “Leading Indicators of Currency Crises”, **International Monetary Fund Staff Papers**, Vol. 45, No.1, 1998.

KAMINSKY, G.L. and REINHART, C.M., “The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems”, **The American Economic Review**, Vol.89, No.3, 1999, s. 473–500.

KAMINSKY, G.L. and REINHART, C.M., "On Crises, Contagion and Confusion", **Journal of International Economics**, Vol.51, 2000, s. 145–168.

KANSU, Aydan; **Döviz Kuru Sistemleri, Döviz Krizleri: Türkiye 1994 ve 2001 Krizleri**, Derin Yayınları, İstanbul, 2004.

KARABULUT, Gökhan; **Gelişmekte Olan Ülkelerde Finansal Krizlerin Nedenleri**, Der Yayınları, İstanbul, 2002.

KIBRITÇIOĞLU, A., "Türkiye'de Ekonomik Krizler ve Hükümetler, 1969–2001", **Yeni Türkiye Dergisi, Ekonomik Kriz Özel Sayısı**, Cilt 1, Sayı 27, 2001, s. 174–182.

KOEDIJK, K.G., STORK, P.A. and DE-VRIES, C.G., "Differences between Foreign Exchange Rate Regimes: The View from the Tails", **Journal of International Money and Finance**, Vol. 11, No. 5, 1992, s. 462–473.

KONYA, L., "Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with A Panel Data Approach", **Economic Modeling**, Vol. 23, 2006, s. 978–992.

KÖSE, N. ve TOGAY,, S.; **Küresel Ekonomik Krizin Türkiye'de reel Sektöre Yansımaları**, Milli Prodüktivite Merkezi Verimlilik Raporu, Ankara 2010.

KREGGER, J., "The Brazilian Crisis: From Inertial Inflation to Fiscal Fragility", **Economics Working Paper Archive**, No.294, 2000.
<http://129.3.20.41/eps/mac/papers/0004/0004040.pdf>

KRUGER, M., OSAKWE, N.P. and PAGE, J., "Fundamentals, Contagion, and Currency Crises: An Empirical Analysis", **Bank of Canada Working Papers**, No:10, July 1998.

KRUGMAN, Paul, "A Model of Balance of Payments Crises", **Journal of Money, Credit, and Banking**, Vol. 11, 1979, s.311–325.

KRUGMAN, Paul, "Target Zones and Exchange Rate Dynamics", **NBER Working Paper Series**, No. 2481, January 1988.

KRUGMAN, Paul, "Currency Crises", 1998a.
<http://web.mit.edu/krugman/www/crises.html>, Erişim tarihi: 11 Kasım 2009.

KRUGMAN, Paul, "What Happened to Asia?", 1998b.
<http://web.mit.edu/krugman/www/DISINTER.html>, Erişim tarihi: 28 Kasım 2009.

KRZNAR, I., "Currency Crisis: Theory and Practice with Application to Croatia", **Croatia National Bank Working Papers**, No.12, August 2004.

KUMAR, M., MOORTHY, U. and PERRAUDIN, W., "Predicting Emerging Market Currency Crashes", **IMF Working Paper**, No. 7, January 2002.

LESTANO, L. and JACOBS, J., "A Comparison of Currency Crisis Dating Methods: East Asia 1970-2002", **University of Groningen, CCSO Centre for Economic Research**, No. 12, December 2004.

LONGIN, F.M. and SOLNIK, B., "Extreme Correlation of International Equity Markets", **The Journal of Finance**, Vol. 56, 2001, s. 649–676.

LUTKEPOHL, Helmut; **New Introduction to Multiple Time Series Analysis**, Springer, 2005.

MADDALA, G.S. and WU, S., "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Vol. 61, 1999, s. 631–652.

MAGNUS, J.R., "The Exact Moments of a Ratio of Quadratic Forms in Normal Variables", **Annales deconomie et de Statistique**, Vol. 4, 1986, s. 96–109.

MARONGIU, F., "Towards A New Set of Leading Indicators of Currency Crisis for Developing Countries: An Application to Argentina", **Public Economics**, No.0512011, March 2005.

MIKOSCH, T., GADRICH, T., KLUPPELBERG, C. and ADLER, R.J., "Parameter Estimation for ARMA Models with Infinite Variance Innovations", **Annals of Statistics**, Vol. 23, No. 1, 1995, s. 305–326.

MILLS, C. and OMOROVA, E., "Predicting Currency Crises: A Practical Application for Risk Managers", **Business Economics**, 2004, s. 36–42.

MISHKIN, F.S., "Anatomy of a Financial Crisis", **NBER Working Paper Series**, No. 3934, December 1991.

MISHKIN, F.S., "Understanding Financial Crises: A Developing Country Perspective", **NBER Working Paper Series**, No. 5600, May 1996.

MISHKIN, F.S., "Lessons from the Asian Crisis", **NBER Working Paper Series**, No. 7102, April 1999.

MISHKIN, F.S., "Financial Policies and the Prevention of Financial Crises in Emerging Market Countries", **NBER Working Paper Series**, No. 8087, January 2001.

MOISIO, A., "Spend and Tax or Tax and Spend? Panel Data Evidence from Finnish Municipalities during 1985–1999", **Government Institute for Economic Research Finlve (VATT) Discussion Paper**, No. 242, 2000.

NICKELL, S., "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects", **Econometrica**, Vol. 49, 1981, s. 1417–1426.

OBSTFELD, M., "The Logic of Currency Crisis", **NBER Working Paper Series**, No. 4640, September 1994.

OBSTFELD, M., "Models of Currency Crises with Self-fulfilling Features", **European Economic Review**, Vol. 40, 1996, s. 1037–1047.

ÖZGEN, F.B., "Globalleşme Sürecinde Gelişmekte Olan Ülkelerde Finans Piyasaları", Globalleşme Sürecinde Türkiye'de Finans Piyasalarının Gelişimi, Ege Maliye Bölümleri Araştırma Görevlileri Sempozyumu, Dokuz Eylül Üniversitesi Yayını, 1998, s. 47–79.

ÖZTÜRK, S., "Sabit Döviz Kuru Politikasının Finansal Krizlere Etkisi: 1997 Güneydoğu Asya ve 2000 Kasım–2001 Şubat Türkiye Krizleri", **Yönetim ve Ekonomi**, Cilt 10, Sayı 1, 2003, s. 171–185.

PELTONEN, A.T., "Are Emerging Market Currency Crises Predictable? A Test", **European Central Bank Working Paper Series**, No. 751, January 2006.

PESARAN, H.M. and SMITH, R., "Estimating Long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels", **Journal of Econometrics**, Vol. 68, 1995, s. 79–113.

PINTO, B., GURVICH, E. and ULATOV, S., "Lessons from the Russian Crisis of 1998 and Recovery", **The World Bank**, February 2004.
<http://www1.worldbank.org/economicpolicy/documents/mv/pgchapter10.pdf>

PONTINES, V. and SIREGAR, R., "Identifying and Dating the Episodes of Speculative Pressures against the Singapore Dollar", **The Singapore Economic Review**, Vol. 51, No. 2, 2006, s. 113–133.

POZO, S. and AMUEDO-DORANTES, C., "Statistical Distributions and the Identification of Currency Crises", **Journal of International Money and Finance**, Vol. 22, No. 4, 2003, s. 591–609.

RESNICK, S.I. and STARICA, C., "Consistency of Hill's Estimator for Dependent Data", **Journal of Applied Probability**, Vol. 32, No. 1, 1995, s. 139–167.

ROY, A. and TUDELA, M.M., "Emerging Market Risk Indicator (Emri): Re-Estimated Sept 00", Amlan Roy and Maria M. Tudela ed. (New York: Credit Suisse/First Boston), 2000.

SACHS, J., TORNELL, A. and VELASCO, V., "Financial Crises in Emerging Markets: The Lessons from 1995", **Brookings Papers on Economic Activity: 1**, Brookings Institution, 1999, s. 147–215.

SALANT, S. and HENDERSON, D., "Market Anticipations of Government Policies and the Price of Gold", **Journal of Political Economy**, Vol. 86, 1978, s. 627–648.

SAVASTANO, M.A., ROLDOS, J. and SANTAELLA, J., "Factors behind the Financial Crisis in Mexico", **IMF World Economic Outlook**, Annex1, May 1995, s. 90–97.

SBRACIA, M. and ZAGHINI, A., "Expectations and Information in Second-generation Currency Crises Models", **Economic Modelling**, Vol. 18, 2001, s. 203–222.

SIMS, C.A., STOCK, J.H. and WATSON, M.W., "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots", **Econometrica**, Vol. 58, 1990, s. 113–144.

ŞEN, A., "Asimetrik Bilgi-Finansal Kriz İlişkisi", **Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Sayı 14, 2006, s. 1-24.

ŞEN, H. ve DEMİRHAN, E., "Arjantin Gerçeği: Mucizeden Felakete Sürükleniş", **Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar**, Sayı 487, 2004, s.70-80.

TCMB, Yıllık Rapor 1996, Ankara, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası.

TCMB, Yıllık Rapor 1998, Ankara, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası.

TCMB, Yıllık Rapor 1999, Ankara, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası.

TCMB, Yıllık Rapor 2000, Ankara, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası.

TCMB, Yıllık Rapor 2001, Ankara, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası.

TODA, H.Y. and YAMAMOTO, T., "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes", **Journal of Econometrics**, Vol. 66, 1995, s. 225–250.

TSAY, Ruey S.; **Analysis of Financial Time Series**, John Wiley and Sons, 2002, Printed in United States of America.

VELASCO, A., "Fixed Exchange Rates: Credibility, Flexibility and Multiplicity", **European Economic Review**, Vol. 40, 1996, s. 1023-1035.

VLAAR, P.J.G., "Currency Crises Models for Emerging Markets", **De Nederlandsche Bank, DNB Staff Reports**, No. 45, 2000, s. 253–274.

WEYMARK, D., "Estimating Exchange Market Pressure and the Degree of Exchange Market Intervention for Canada" **Journal of International Economics**, Vol. 39, 1995, s. 273–295.

WIRJANTO, T.S., "Empirical Indicators of Currency Crises in East Asia", **Pacific Economic Review**, Vol. 4, 1999, s.165–183.

WOOLDRIDGE, J.M.; **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**, 2002, Cambridge, MA, MIT Press.

YAY, G.G., "1990'lı Yıllarda Finansal Krizler ve Türkiye Krizi", **Yeni Türkiye**, Ekonomik Kriz Özel Sayısı, 2001, s. 1234–1248.

YILMAZKUDAY, H., "Twin Crises in Turkey: A Comparison of Currency Crisis Models", **The European Journal of Comparative Economics**, Vol. 5, Issue 1, 2008, s. 107–124.

YUHN, K., "Is the Fisher Effect Robust? Further Evidence", **Applied Economics Letters**, Vol. 3, 1996, s. 41–44.

YÜKSELER, Z., "Türkiye'de Kriz Dönemlerinde Ekonomik Gelişmeler ve Ödemeler Dengesi Uyumu", **Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası**, Temmuz 2009.

ZELLNER, A., "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias", **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 57, 1962, s. 348–368.

EKLER

EK 1: Hisse Senedi Fiyat Getirilerine Ait Statik Panel Veri Modeli Tahmin Sonuçları

Pool ile Rassal Etki Modelinin Breusch-Pagan LM Testi İle Karşılaştırılması

LM Test İstatistiği Değeri	Serbestlik derecesi	p_ değeri
0.53	1	0.4665

Pool Modele İlişkin Parametre Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: <i>R</i> Yöntem: Pooled EGSL (Cross-Section SUR)	
Bağımsız Değişkenler	Katsayı
<i>W</i>	1.4148 (0.000)*
<i>FO</i>	-0.1856 (0.001)*
<i>ENF</i>	0.0242 (0.0129)*
<i>NDK</i>	0.00003 (0.1538)
<i>TD</i>	-0.00006 (0.9463)
Not: parantez içindeki değerler p değerleridir. * %5 anlamlılık düzeyinde parametre istatistiksel olarak anlamlıdır.	

EK 2: Ülke Ülke Göstergelere İlişkin ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Ülke	Gösterge	ADK		IHR		ITH		IHR_ITH		CA_GSYİH		M2_REZ		REZ	
	Bütünleşme Sırası	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri	Uygun Gecikme
Türkiye	I(0)	0.000*	1	0.009*	0	0.036*	1	0.030*	1	0.115	4	0.000*	2	0.000*	1
	I(1)	-	-	-	-	-	-	-	-	0.000*	3	-	-	-	-
Arjantin	I(0)	0.000*	3	0.000*	1	0.005*	12	0.503	0	0.474	0	0.005*	0	0.194	0
	I(1)	-	-	-	-	-	-	0.000*	0	0.000*	0	-	-	0.000*	0
Brezilya	I(0)	0.000*	1	0.007*	2	0.142	2	0.509	1	0.301	1	0.054**	12	0.256	12
	I(1)	-	-	-	-	0.000*	12	0.000*	0	0.000*	0	-	-	0.000*	11
Şili	I(0)	0.000*	1	0.188	1	0.054**	0	0.272	0	0.022*	1	0.588	0	0.583	12
	I(1)	-	-	0.000*	0	-	-	0.000*	0	-	-	0.000*	0	0.000*	11
Kolombiya	I(0)	0.000*	1	0.099**	3	0.146	2	0.749	5	0.146	1	0.158	12	0.448	12
	I(1)	-	-	-	-	0.000*	1	0.000*	4	0.000*	0	0.000*	11	0.000*	11
Macaristan	I(0)	0.005*	1	0.520	0	0.601	3	0.136	1	0.001*	1	0.143	0	0.022*	0
	I(1)	-	-	0.000*	1	0.000*	2	0.000*	0	-	-	0.000*	0	-	-
Endonezya	I(0)	0.000*	5	0.000*	12	0.001*	1	0.071**	2	0.191	5	0.022*	12	0.000*	4
	I(1)	-	-	-	-	-	-	-	-	0.000*	0	-	-	-	-
Malezya	I(0)	0.001*	1	0.023*	1	0.265	12	0.617	2	0.382	2	0.028*	1	0.002*	2
	I(1)	-	-	-	-	0.000*	11	0.000*	1	0.000*	0	-	-	-	-
Meksika	I(0)	0.000*	2	0.162	3	0.028*	3	0.142	3	0.102	1	0.000*	12	0.000*	0
	I(1)	-	-	0.000*	2	-	-	0.000*	2	0.000*	4	-	-	-	-
Peru	I(0)	0.000*	1	0.186	2	0.195	0	0.243	2	0.590	1	0.034*	0	0.001*	2
	I(1)	-	-	0.000*	1	0.000*	0	0.000*	1	0.000*	1	-	-	-	-
Filipinler	I(0)	0.001*	1	0.000*	0	0.003*	1	0.479	4	0.338	7	0.033*	1	0.000*	7
	I(1)	-	-	-	-	-	-	0.000*	3	0.000*	0	-	-	-	-
Polonya	I(0)	0.000*	1	0.500	13	0.356	3	0.724	2	0.189	4	0.002*	0	0.360	12
	I(1)	-	-	0.000*	12	0.000*	2	0.000*	1	0.000*	0	-	-	0.000*	11
Rusya	I(0)	0.003*	3	0.435	2	0.017	0	0.323	0	0.338	2	0.455	12	0.146	3
	I(1)	-	-	0.000*	1	-	-	0.000*	0	0.000*	4	0.000*	11	0.000*	1
Tayland	I(0)	0.000*	1	0.032*	1	0.177	12	0.033*	2	0.095**	1	0.038*	3	0.025*	1
	I(1)	-	-	-	-	0.000*	11	-	-	-	-	-	-	-	-
Venezüella	I(0)	0.001*	2	0.001*	0	0.000*	2	0.129	1	0.003*	0	0.007*	1	0.010*	1
	I(1)	-	-	-	-	-	-	0.000*	0	-	-	-	-	-	-
Kore	I(0)	0.001*	2	0.119	13	0.004*	12	0.098**	0	0.031*	0	0.004*	12	0.006*	3
	I(1)	-	-	0.000*	12	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Not: p_değeri ADF test istatistiğine ilişkin MacKinnon(1996) tarafından hesaplanan tek yönlü olasılık değerlerini göstermektedir. * %5 ve ** %10 anlamlılık düzeylerinde seri birim kök içermemektedir.

EK 2: Ülke Ülke Göstergelere İlişkin ADF Birim Kök Testi Sonuçları (Devamı)

Ülke	Gösterge	M1		M2		M2_CARP		YK_GSYİH		M1_FAZ		RFO		BORC_MVD	
	Bütünleşme Sırası	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri	Uygun Gecikme
Türkiye	I(0)	0.048*	1	0.032*	0	0.042*	0	0.254	12	0.252	0	0.966	3	0.000*	1
	I(1)	-	-	-	-	-	-	0.000*	11	0.000*	0	0.000*	2	-	-
Arjantin	I(0)	0.002*	3	0.005*	1	0.084**	0	0.026*	2	0.212	3	0.000*	0	0.000*	0
	I(1)	-	-	-	-	-	-	-	-	0.000*	2	-	-	-	-
Brezilya	I(0)	0.001*	2	0.233	1	0.005*	2	0.000*	0	0.132	1	0.008*	1	0.004*	8
	I(1)	-	-	0.000*	0	-	-	-	-	0.000*	0	-	-	-	-
Şili	I(0)	0.495	12	0.547	12	0.000*	1	0.098**	1	0.002*	6	0.000*	0	0.005*	1
	I(1)	0.000*	11	0.000*	11	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Kolombiya	I(0)	0.173	1	0.241	12	0.409	12	0.011*	0	0.252	0	0.176	1	0.372	4
	I(1)	0.000*	0	0.000*	11	0.000*	12	-	-	0.000*	0	0.000*	0	0.000*	3
Macaristan	I(0)	0.229	0	0.207	2	0.000*	0	0.005*	0	0.013*	0	0.771	1	0.062**	1
	I(1)	0.000*	0	0.000*	1	-	-	-	-	-	-	0.000*	0	-	-
Endonezya	I(0)	0.003*	12	0.000*	8	0.000*	0	0.061**	12	0.037*	0	0.008*	3	0.018*	1
	I(1)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Malezya	I(0)	0.070**	12	0.332	12	0.000*	7	0.002*	0	0.472	1	0.358	1	0.070**	1
	I(1)	-	-	0.000*	11	-	-	-	-	0.000*	0	0.000*	0	-	-
Meksika	I(0)	0.009*	12	0.035*	12	0.094**	12	0.036*	0	0.484	0	0.118	4	0.000*	1
	I(1)	-	-	-	-	-	-	-	-	0.000*	0	0.000*	3	-	-
Peru	I(0)	0.002*	7	0.000*	0	0.000*	0	0.135	1	0.012*	0	0.113	3	0.002*	8
	I(1)	-	-	-	-	-	-	0.000*	0	-	-	0.000*	2	-	-
Filipinler	I(0)	0.152	12	0.458	12	0.748	3	0.047*	1	0.003*	0	0.007*	3	0.000*	1
	I(1)	0.000*	11	0.000*	11	0.000*	1	-	-	-	-	-	-	-	-
Polonya	I(0)	0.285	0	0.425	0	0.196	12	0.000*	0	0.003*	0	0.173	3	0.225	3
	I(1)	0.000*	0	0.000*	11	0.000*	11	-	-	-	-	0.000*	2	0.000*	-
Rusya	I(0)	0.063**	3	0.162	3	0.073**	1	0.056**	0	0.736	1	0.141	0	0.000*	3
	I(1)	-	-	0.000*	0	-	-	-	-	0.000*	0	0.000*	0	-	-
Tayland	I(0)	0.003*	0	0.004*	2	0.074**	1	0.009*	0	0.001*	0	0.003*	1	0.083**	2
	I(1)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Venezüella	I(0)	0.028*	12	0.080**	12	0.000*	0	0.043*	0	0.001*	4	0.109	0	0.001*	1
	I(1)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.000*	0	-	-
Kore	I(0)	0.104	12	0.001*	1	0.026*	1	0.006*	11	0.059**	1	0.030*	1	0.014*	1
	I(1)	0.000*	11	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Not: p_değeri ADF test istatistiğine ilişkin MacKinnon(1996) tarafından hesaplanan tek yönlü olasılık değerlerini göstermektedir.*%5 ve **%10 anlamlılık düzeylerinde seri birim kök içermemektedir.

EK 2: Ülke Ülke Göstergelere İlişkin ADF Birim Kök Testi Sonuçları (Devamı)

Ülke	Gösterge	BANK_DEPO		RGSYİH		ENF		HISSE		DISFAIZ_1		DISFAIZ_2		BULASMA (Genel)		BULASMA (Bölgesel)	
		Bütünlüşme Sırası	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri	Uygun Gecikme	p_değeri
Türkiye	I(0)	0.228	12	0.051**	10	0.943	12	0.001*	1	0.000*	0	0.951	5	0.000*	0	0.000*	0
	I(1)	0.000*	11	-	-	0.000*	11	-	-	-	-	0.000*	4	-	-	-	-
Arjantin	I(0)	0.009*	1	0.000*	4	0.845	2	0.153	1	0.000*	0	0.956	5	0.000*	0	0.000*	0
	I(1)	-	-	-	-	0.000*	2	0.000*	0	-	-	0.000*	4	-	-	-	-
Brezilya	I(0)	0.514	12	0.009*	1	0.120	1	0.001*	0	0.000*	0	0.951	5	0.000*	0	0.000*	0
	I(1)	0.000*	11	-	-	0.000*	0	-	-	-	-	0.000*	4	-	-	-	-
Şili	I(0)	0.335	0	0.492	12	0.723	12	0.022*	1	0.000*	0	0.951	5	0.000*	0	0.000*	0
	I(1)	0.000*	0	0.000*	11	0.000*	11	-	-	-	-	0.000*	4	-	-	-	-
Kolombiya	I(0)	0.433	0	0.132	4	0.482	1	0.157	1	0.000*	0	0.956	5	0.000*	0	0.000*	0
	I(1)	0.000*	0	0.000*	3	0.000*	0	0.000*	0	-	-	0.000*	4	-	-	-	-
Macaristan	I(0)	0.128	0	0.116	0	0.390	1	0.640	0	0.001*	0	1.000	9	0.000*	0	0.000*	0
	I(1)	0.000*	1	0.000*	0	0.000*	0	0.000*	0	-	-	0.000*	3	-	-	-	-
Endonezya	I(0)	0.000*	8	0.000*	5	0.128	4	0.004*	1	0.000*	0	0.951	5	0.000*	0	0.000*	0
	I(1)	-	-	-	-	0.000*	4	-	-	-	-	0.000*	4	-	-	-	-
Malezya	I(0)	0.139	12	0.212	12	0.161	1	0.000*	9	0.000*	0	0.951	5	0.000*	0	0.000*	0
	I(1)	0.000*	11	0.000*	11	0.000*	0	-	-	-	-	0.000*	4	-	-	-	-
Meksika	I(0)	0.137	0	0.011*	12	0.022*	5	0.008*	1	0.000*	0	0.956	5	0.000*	0	0.000*	0
	I(1)	0.000*	0	-	-	-	-	-	-	-	-	0.000*	4	-	-	-	-
Peru	I(0)	0.610	12	0.142	12	0.018*	12	0.001*	1	0.000*	0	0.951	5	0.000*	0	0.000*	0
	I(1)	0.000*	11	0.000*	11	-	-	-	-	-	-	0.000*	4	-	-	-	-
Filipinler	I(0)	0.131	1	0.726	12	0.159	12	0.012*	1	0.000*	0	0.951	5	0.000*	0	0.000*	0
	I(1)	0.000*	0	0.000*	11	0.000*	11	-	-	-	-	0.000*	4	-	-	-	-
Polonya	I(0)	0.311	0	0.028*	5	0.345	12	0.014*	3	0.000*	0	0.951	5	0.000*	0	0.000*	1
	I(1)	0.000*	0	-	-	0.000*	11	-	-	-	-	0.000*	4	-	-	-	-
Rusya	I(0)	0.318	1	0.071**	1	0.000*	1	0.016*	12	0.000*	0	0.928	4	0.000*	0	0.000*	1
	I(1)	0.000*	0	-	-	-	-	-	-	-	-	0.000*	3	-	-	-	-
Tayland	I(0)	0.003*	0	0.006*	1	0.115	2	0.026*	2	0.000*	0	0.929	4	0.000*	0	0.000*	0
	I(1)	-	-	-	-	0.000*	1	-	-	-	-	0.000*	3	-	-	-	-
Venezüella	I(0)	0.003*	4	0.000*	3	0.122	1	0.000*	0	0.000*	0	0.951	5	0.000*	0	0.000*	0
	I(1)	-	-	-	-	0.000*	0	-	-	-	-	0.000*	4	-	-	-	-
Kore	I(0)	0.015*	2	0.001*	4	0.002*	1	0.008*	1	0.000*	0	0.951	5	0.000*	0	0.007*	4
	I(1)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.000*	4	-	-	-	-

Not: p_değeri ADF test istatistiğine ilişkin MacKinnon(1996) tarafından hesaplanan tek yönlü olasılık değerlerini göstermektedir. * %5 ve ** %10 anlamlılık düzeylerinde seri birim kök içermemektedir.

EK 3: Hill Tahmin Edicisi ve Kriz Sinyal Dönemlerinin Sayısının Tahmininde Kullanılan Monte Carlo Yöntemi İçin MATLAB Kodları

```

clc;
clear;

state=480990;
rand('state',state);
randn('state',state);

% Girdiler ve Verilerin Okutulması:
S=2000;
DBE=xlsread('veri.xls');
alpha=xlsread('alpha.xls');
logy=log(sort(DBE));
n=length(DBE);
KS=length(alpha);

for i=1:KS
for m=round(0.01*n):round(0.2*n);
    x=trnd(alpha(i),n,S);
    logx=log(sort(x));
    for s=1:S
        tail(s,1)=(1/m)*(sum(logx(n-m+1:n,s))-m*logx(n-m,s));
    end
    tail_ort=mean(tail);
    bias=(tail_ort-(1/alpha(i)))^2;
    z=(tail-(1/alpha(i))).*(tail-(1/alpha(i)));
    inefficiency=sum(z)/S;
    MSE(m,1)=bias+inefficiency;
end
minMSE(1)=min(MSE(round(0.01*n):round(0.2*n),1));
for j=round(0.01*n):round(0.2*n);
if minMSE(1)==MSE(j,1)
    opt_m(i,1)=j;
end
end
end

for i=1:KS
    orj_tail(i,1)=(1/opt_m(i,1))*(sum(logy(n-opt_m(i,1)+1:n))-opt_m(i,1)*logy(n-opt_m(i,1)));
end

```

EK 4: Panel Nedensellik Testinde Bootstrap Yöntemi İçin MATLAB

Kodları

```

clear;
clc;

state=51641641;
rand('state',state);
randn('state',state);

dmax=xlsread('dmax.xls');
N=20;
Y = xlsread('DBE.xls');
X = xlsread('x.xls');
T=xlsread('T.xls');
nbs=input('bootstrap sayısını giriniz:');
Tmax=max(T);
Tmin=min(T);
kmax=8;
lagprocedure=1;    % enter the 0 for aic; 1 for sbc

for i=1:N
    for j=kmax:-1:1;
        Xlag=lagmatrix(X(:,i),(1:j));
        Ylag=lagmatrix(Y(:,i),(1:j));
        W=[ones(T(i)-j,1) Ylag(j+1:T(i),:) Xlag(j+1:T(i),:)];
        beta1=inv(W'*W)*(W'*Y(j+1:T(i),i));
        beta2=inv(W'*W)*(W'*X(j+1:T(i),i));
        eps1=Y(j+1:T(i),i)-W*beta1;
        eps2=X(j+1:T(i),i)-W*beta2;
        omega=cov(eps1,eps2);
        log1(j)=log(det(omega));
        aic(j)=log(det(omega))+(2*2^j)/T(i);
        sbc(j)=log(det(omega))+(2*2^j*log(T(i))/T(i));
    end
    if lagprocedure==1
        k(i,1)=lagselection(sbc,kmax);
    else
        k(i,1)=lagselection(aic,kmax);
    end
end
clear W beta1 beta2 eps1 eps2 omega log1 aic sbc

for i=1:N
    if dmax(i)==0
        Ylag=lagmatrix(Y(:,i),(1:k(i)));
        W=[ones(T(i)-k(i),1) Ylag(k(i)+1:T(i),:)];
        alfa=inv(W'*W)*W'*Y(k(i)+1:T(i),i);
        epsilon=Y(k(i)+1:T(i),i)-W*alfa;
    else
        Ylag=lagmatrix(Y(:,i),(1:k(i)+dmax(i)));
        Xlag=lagmatrix(X(:,i),(k(i)+1:k(i)+dmax(i)));
        W=[ones(T(i)-k(i)-dmax(i),1) Ylag(k(i)+1+dmax(i):T(i),:) Xlag(k(i)+1+dmax(i):T(i),:)];
        alfa=inv(W'*W)*W'*Y(k(i)+1+dmax(i):T(i),i);
        epsilon=Y(k(i)+1+dmax(i):T(i),i)-W*alfa;
    end
    alfa1(1:1+k(i)+2*dmax(i),i)=alfa;
end

```

```

    epsilon_tilda(1:T(i)-k(i)-dmax(i),i)=epsilon-mean(epsilon);
    clear alfa epsilon W Ylag Xlag
end

%% Bootstrap Procedure
for s=1:nbs
    clear epsboot
    choose=unidrnd(100,Tmax,1);
    for j=1:Tmax
        epsboot(j,:)=epsilon_tilda(choose(j,1),:);
    end
end

%% Bootstrap Y* serilerinin her ülke için ayrı ayrı elde edilmesi
for i=1:N
    Ystar(1,i)=alfa1(1,i)+epsboot(1,i);
    if k(i)==1
        Ystar(2,i)=alfa1(1,i)+alfa1(2,i)*Ystar(1,i)+epsboot(2,i);
        for t=3:T(i)
            if dmax(i)==0
                A=[1 Ystar(t-1,i)];
                Ystar(t,i)=A*alfa1(1:1+k(i),i)+epsboot(t,i);
            else
                A=[1 Ystar(t-1,i) Ystar(t-2,i) X(t-2,i)];
                Ystar(t,i)=A*alfa1(1:1+k(i)+2*dmax(i),i)+epsboot(t,i);
            end
        end
        clear A
    else
        if dmax(i)==0
            for t=2:k(i)
                for j=2:t
                    B(j-1)=Ystar(t-j+1);
                end
                Ystar(t,i)=alfa1(1,i)+B*alfa1(2:t,i)+epsboot(t,i);
            end
            for t=k(i)+1:T(i)
                for j=1:k(i)
                    A(j)=Ystar(t-j);
                end
                Ystar(t,i)=alfa1(1,i)+B*alfa1(2:k(i),i)+epsboot(t,i);
            end
            clear A B
        else
            for t=2:k(i)+1
                for j=2:t
                    B(j-1)=Ystar(t-j+1);
                end
                Ystar(t,i)=alfa1(1,i)+B(1:t-1)*alfa1(2:t,i)+epsboot(t,i);
            end

            clear B
            for t=k(i)+2:T(i)
                for j=1:k(i)+dmax(i)
                    B(j)=Ystar(t-j,i);
                end
                A=[1 B X(t-k(i)-1,i)];
            end
        end
    end
end

```

```

        Ystar(t,i)=A*alfa1(1:1+k(i)+2*dmax(i),i)+epsboot(t,i);
    end
    clear A B
    end
end
end
for i=1:N
    %% Wald istatistiği için kullanılan R matrisi
    R=[zeros(k(i),1+k(i)+dmax(i)) eye(k(i),k(i)) zeros(k(i),dmax(i))];
    %% Tahmin sürecinde kullanılacak gecikmelerin oluşturulması
    Ystarlag=lagmatrix(Ystar(:,i),(1:k(i)+dmax(i)));
    Xlag=lagmatrix(X(:,i),(1:k(i)+dmax(i)));
    W=[ones(T(i)-k(i)-dmax(i),1) Ystarlag(k(i)+1+dmax(i):T(i),:) Xlag(k(i)+1+dmax(i):T(i),:)];
    %% Kısıtsız Level VAR modeli için parametre tahmini
    alfa=inv(W'*W)*W'*Ystar(k(i)+1+dmax(i):T(i),i);
    epsilon=Ystar(k(i)+1+dmax(i):T(i),i)-W*alfa;
    sigmakare=(epsilon*epsilon)/(T(i)-k(i)-dmax(i)-(1+2*(k(i)+dmax(i))));
    Wald(s,i)=(R*alfa)'*inv(R*sigmakare*inv(W'*W)*R)*(R*alfa);
    pvalue(i)=1-chi2cdf(Wald(s,i),k(i));
end
    KikareHesapBoot(s,1)=-2*sum(log(pvalue));
end

CV=sort(KikareHesapBoot);
CV_1=CV(nbs-nbs*0.01)
CV_5=CV(nbs-nbs*0.05)
CV_10=CV(nbs-nbs*0.10)

```

EK 5: Sektörlere ve Ülkelere Göre Öncü Göstergeler

Sektör	Gösterge	Latin Amerika							Asya					Avrupa				Öncü Göstergenin Anlamli Bulunduğu Ülkelerin Oranı
		Arj.	Brez.	Şili	Kol.	Peru	Ven.	Mek.	Kore	End.	Mal.	Filip.	Tayl.	Pol.	Rus.	Türk.	Mac.	
Cari Açık	ADK	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	1.00
	İHR/İTH	X						X	X	X			X			X		0.38
	CA_GSYİH						X		X	X		X	X			X		0.38
Sermaye Hesapları	M2_REZ	X		X	X		X	X	X	X	X	X		X	X			0.69
	REZ				X		X	X	X		X					X	X	0.44
	BORC_REZ	X		X	X		X	X	X				X		X	X	X	0.63
Finansal Sektör	M2	X		X	X	X	X			X						X		0.44
	M1FAZ	X			X		X	X	X	X	X		X	X		X	X	0.69
	YK_GSYİH	X		X			X	X		X					X	X		0.44
	RFO	X						X	X			X		X	X	X		0.44
	BORC_MVD	X				X	X	X		X		X		X	X	X		0.56
	BANKDEPO	X	X		X	X	X	X		X					X			0.50
Yurtiçi Reel ve Kamu Sektörü	RGSYİH	X		X	X	X	X	X		X	X	X	X		X			0.69
	ENF	X	X			X		X					X			X		0.38
	HISSE		X	X	X	X				X		X			X	X		0.50
Diğer	BULASMA (Bölgesel)								X	X	X	X	X				X	0.38
Toplam Anlamli Göstergeler İçinde İlgili Ülkede Anlamli Bulunan Göstergelerin Payı		0.75	0.25	0.44	0.56	0.44	0.69	0.75	0.56	0.75	0.38	0.50	0.50	0.31	0.56	0.75	0.31	

(X) İlgili göstergenin %5 veya %10 anlamlılık düzeyinde DBE'nin Granger anlamda nedeni olduğunu göstermektedir.

EK 6: Panel Lojistik Regresyonda Modellere İlişkin LR Kısıtlama Testi Sonuçları

Bağımlı Değişken	Model	Kısıtlama (Modelden dışlanan değişkenler)	L _{UR}	L _R	Test ist.	Kısıt Sayısı	p_değeri
Y ⁽¹⁾	I	IHR_ITH, M2_REZ, M1FAZ, RFO, BORC_MVD, BULASMA	-1059.76	-1086.43	53.34	6	0.000*
Y ⁽¹⁾	I	M2_REZ, M1FAZ, RFO, BORC_MVD, BULASMA	-1059.76	-1066.61	13.69	5	0.018*
Y ⁽¹⁾	I	IHR_ITH, M1FAZ, RFO, BORC_MVD, BULASMA	-1059.76	-1086.25	52.97	5	0.000*
Y ⁽¹⁾	I	IHR_ITH, M2_REZ, RFO, BORC_MVD, BULASMA	-1059.76	-1086.13	52.73	5	0.000*
Y ⁽¹⁾	I	IHR_ITH, M2_REZ, M1FAZ, BORC_MVD, BULASMA	-1059.76	-1086.17	52.81	5	0.000*
Y ⁽¹⁾	I	IHR_ITH, M2_REZ, M1FAZ, RFO, BULASMA	-1059.76	-1086.39	53.26	5	0.000*
Y ⁽¹⁾	I	IHR_ITH, M2_REZ, M1FAZ, RFO, BORC_MVD	-1059.76	-1081.94	44.36	5	0.000*
Y ⁽¹⁾	I	M1FAZ, RFO, BORC_MVD, BULASMA	-1059.76	-1066.09	12.65	4	0.013*
Y ⁽¹⁾	I	M2_REZ, RFO, BORC_MVD, BULASMA	-1059.76	-1065.45	11.38	4	0.023*
Y ⁽¹⁾	I	M2_REZ, M1FAZ, BORC_MVD, BULASMA	-1059.76	-1066.2	12.87	4	0.012*
Y ⁽¹⁾	I	M2_REZ, M1FAZ, RFO, BULASMA	-1059.76	-1066.59	13.65	4	0.009*
Y⁽¹⁾	I	M2_REZ, M1FAZ, RFO, BORC_MVD	-1059.76	-1062.08	4.63	4	0.327
Y ⁽¹⁾	II	IHR_ITH, M1FAZ, RFO, BORC_MVD	-760.16	-772.61	24.91	4	0.000*
Y⁽¹⁾	II	M1FAZ, RFO, BORC_MVD	-760.16	-760.76	1.21	3	0.750
Y ⁽¹⁾	III	IHR_ITH, BORC_REZ, M1FAZ, RFO, BORC_MVD, BANKDEPO, HISSE	-498.43	-531.41	65.96	7	0.000*
Y ⁽¹⁾	III	BORC_REZ, M1FAZ, RFO, BORC_MVD, BANKDEPO, HISSE	-498.43	-528.21	59.56	6	0.000*
Y ⁽¹⁾	III	IHR_ITH, M1FAZ, RFO, BORC_MVD, BANKDEPO, HISSE	-498.43	-531.38	65.89	6	0.000*
Y ⁽¹⁾	III	IHR_ITH, BORC_REZ, RFO, BORC_MVD, BANKDEPO, HISSE	-498.43	-531.26	65.65	6	0.000*
Y ⁽¹⁾	III	IHR_ITH, BORC_REZ, M1FAZ, BORC_MVD, BANKDEPO, HISSE	-498.43	-529.372	61.88	6	0.000*
Y ⁽¹⁾	III	IHR_ITH, BORC_REZ, M1FAZ, RFO, BANKDEPO, HISSE	-498.43	-531.413	65.96	6	0.000*
Y ⁽¹⁾	III	IHR_ITH, BORC_REZ, M1FAZ, RFO, BORC_MVD, HISSE	-498.43	-508.955	21.05	6	0.002*
Y ⁽¹⁾	III	IHR_ITH, BORC_REZ, M1FAZ, RFO, BORC_MVD, BANKDEPO	-498.43	-527.052	57.24	6	0.000*
Y ⁽¹⁾	III	BORC_REZ, M1FAZ, RFO, BORC_MVD, HISSE	-498.43	-505.539	14.21	5	0.014*
Y ⁽¹⁾	III	IHR_ITH, BORC_REZ, BANKDEPO, HISSE	-498.43	-529.15	61.44	4	0.000*
Y⁽¹⁾	III	BORC_REZ, M1FAZ, RFO, BORC_MVD	-498.43	-501.258	5.65	4	0.227

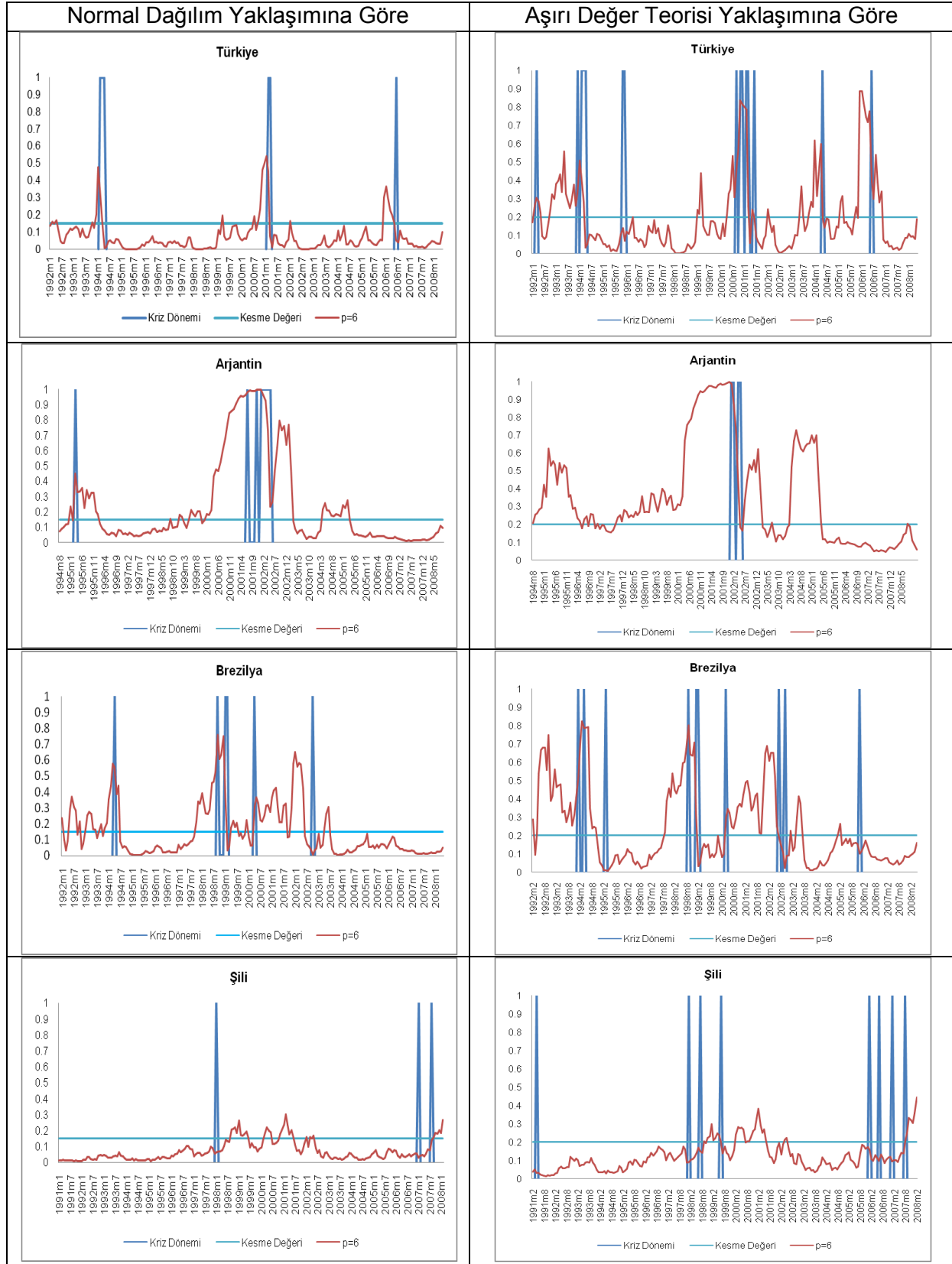
* %5 ve ** 10 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin modelden dışlanmasına ilişkin kısıtlama geçersizdir.

EK 6: Panel Lojistik Regresyonda Modellere İlişkin LR Kısıtlama Testi Sonuçları (Devamı)

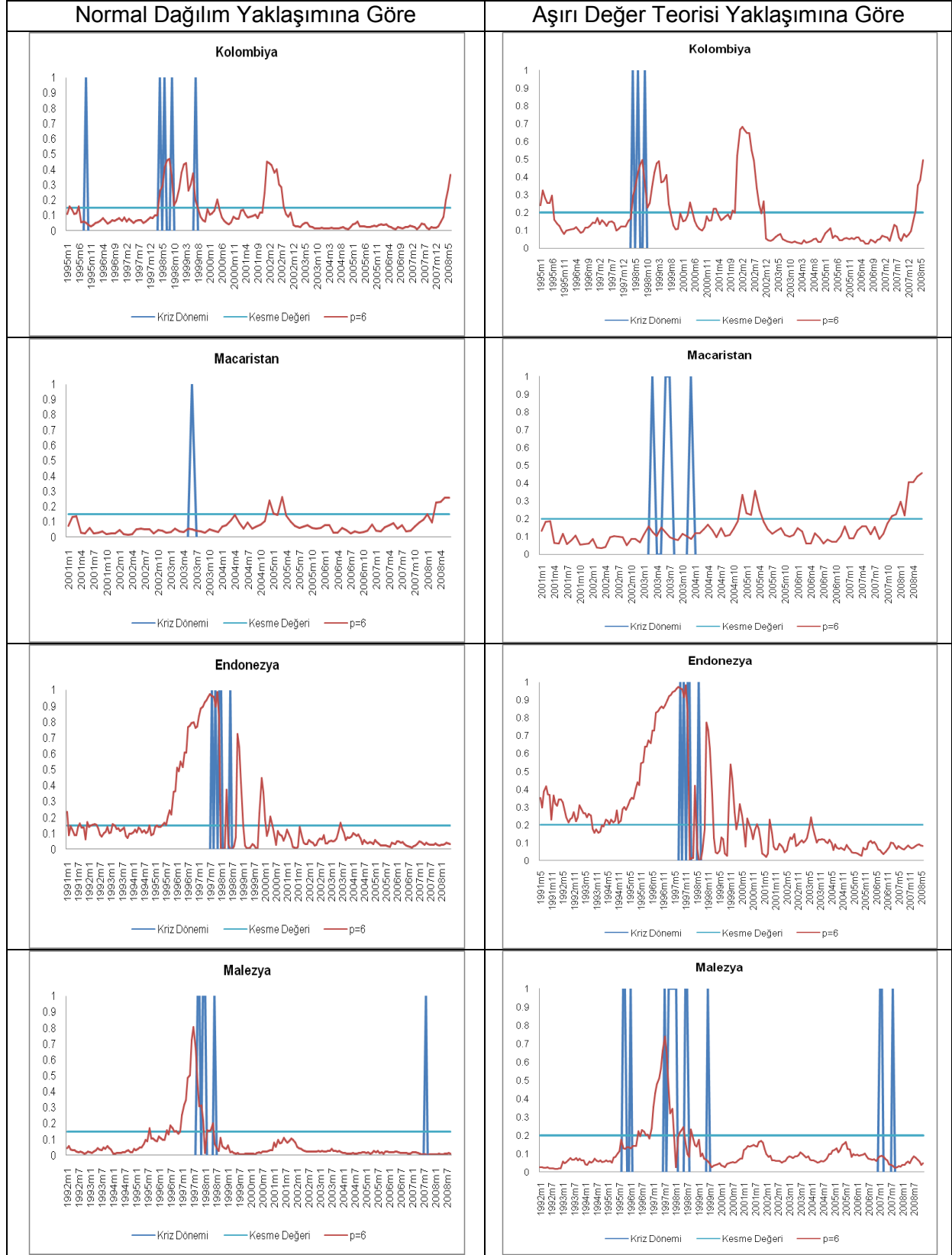
Bağımlı Değişken	Model (p)	Kısıtlama (Modelden dışlanan değişkenler)	L _{UR}	L _R	Test ist.	Kısıt Sayısı	p_değeri
Y ⁽²⁾	IV	<i>IHR_ITH, M2_REZ, M1FAZ, RFO, BORC_MVD, BULASMA</i>	-1412.82	-1433.77	41.91	6	0.000*
Y ⁽²⁾	IV	<i>M2_REZ, M1FAZ, RFO, BORC_MVD, BULASMA</i>	-1412.82	-1431.41	37.19	5	0.000*
Y ⁽²⁾	IV	<i>IHR_ITH, M1FAZ, RFO, BORC_MVD, BULASMA</i>	-1412.82	-1433.02	40.39	5	0.000*
Y ⁽²⁾	IV	<i>IHR_ITH, M2_REZ, RFO, BORC_MVD, BULASMA</i>	-1412.82	-1431.13	36.63	5	0.000*
Y ⁽²⁾	IV	<i>IHR_ITH, M2_REZ, M1FAZ, BORC_MVD, BULASMA</i>	-1412.82	-1433.77	41.90	5	0.000*
Y ⁽²⁾	IV	<i>IHR_ITH, M2_REZ, M1FAZ, RFO, BULASMA</i>	-1412.82	-1433.56	41.47	5	0.000*
Y ⁽²⁾	IV	<i>IHR_ITH, M2_REZ, M1FAZ, RFO, BORC_MVD</i>	-1412.82	-1417.99	10.34	5	0.066**
Y⁽²⁾	IV	<i>M2_REZ, M1FAZ, RFO, BORC_MVD</i>	-1412.82	-1415.41	5.19	4	0.269
Y ⁽²⁾	V	<i>IHR_ITH, M2_REZ, REZ, M1FAZ, RFO, BORC_MVD</i>	-1159.03	-1167.24	16.42	6	0.012*
Y⁽²⁾	V	<i>M2_REZ, REZ, M1FAZ, RFO, BORC_MVD</i>	-1159.03	-1163.28	8.51	5	0.130
Y ⁽²⁾	VI	<i>IHR_ITH, CA_GSYİH, M2_REZ, REZ, M1FAZ, RFO, BORC_MVD</i>	-856.25	-863.15	13.81	7	0.055**
Y⁽²⁾	VI	<i>CA_GSYİH, M2_REZ, REZ, M1FAZ, RFO, BORC_MVD</i>	-856.25	-861.51	10.54	6	0.104

* %5 ve ** 10 anlamlılık düzeyinde değişkenlerin modelden dışlanmasına ilişkin kısıtlama geçersizdir.

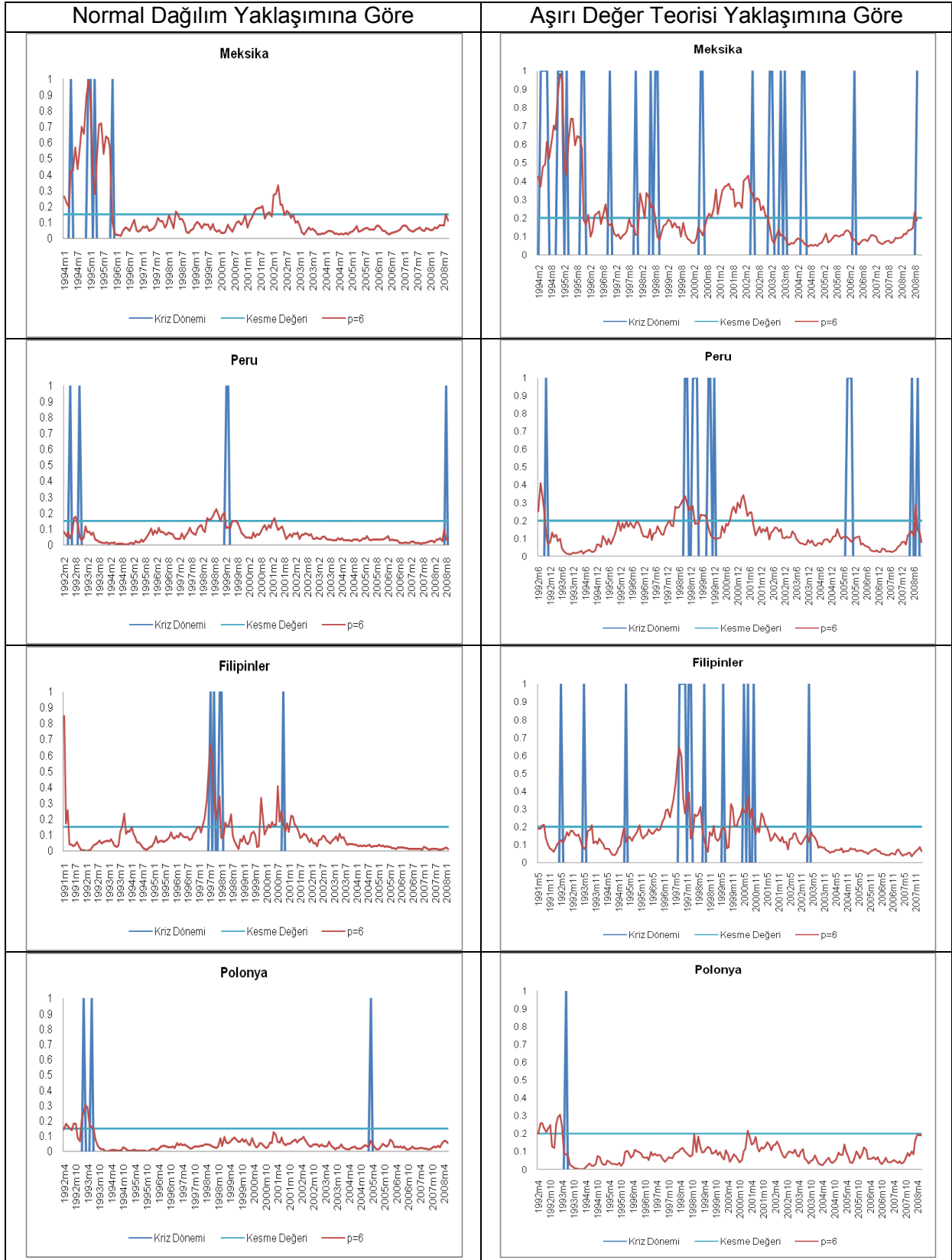
EK 7: 6 Aylık Zaman Ufkunda Kriz Öngörü Olasılığı Grafikleri



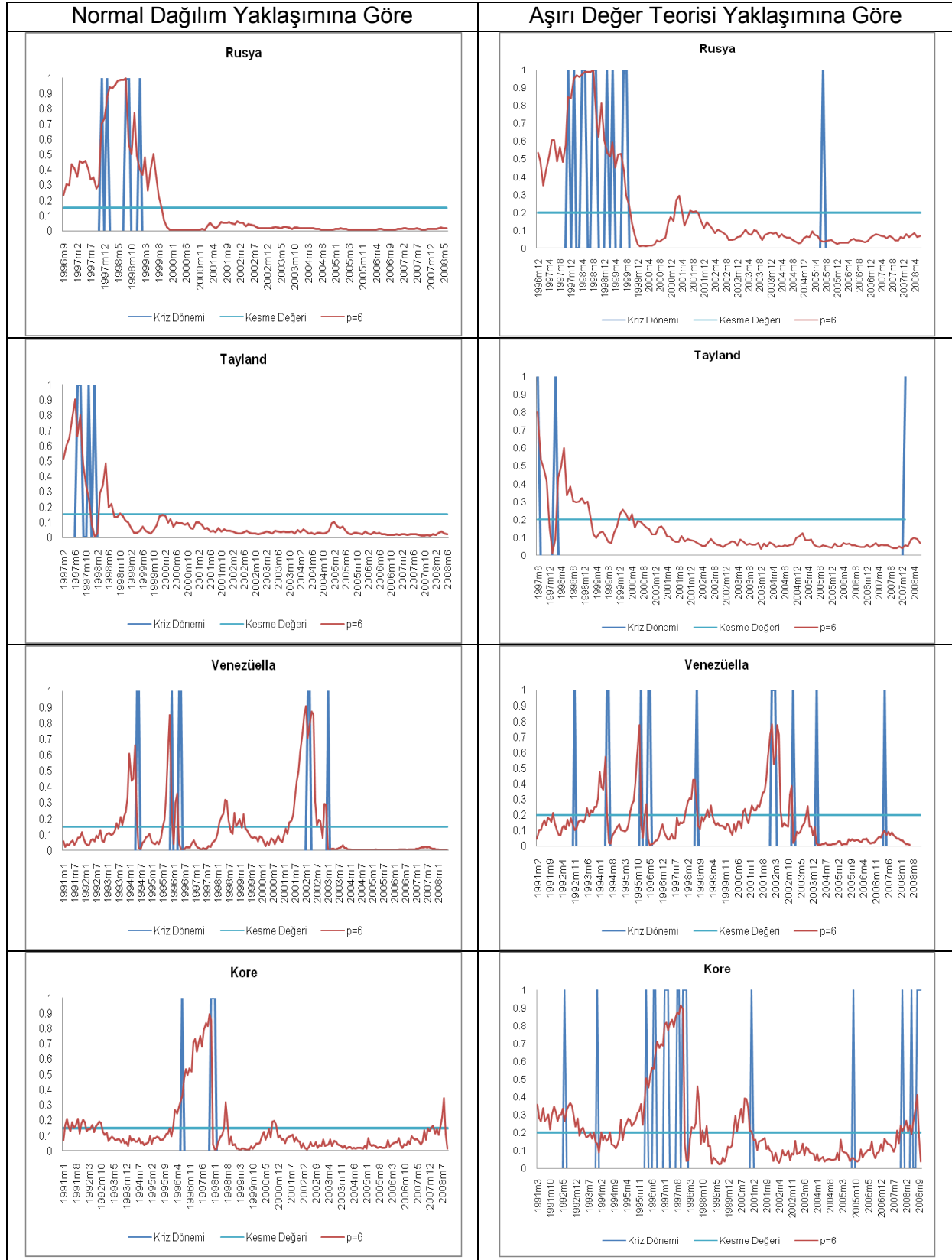
EK 7: 6 Aylık Zaman Ufkunda Kriz Öngörü Olasılığı Grafikleri (Devamı)



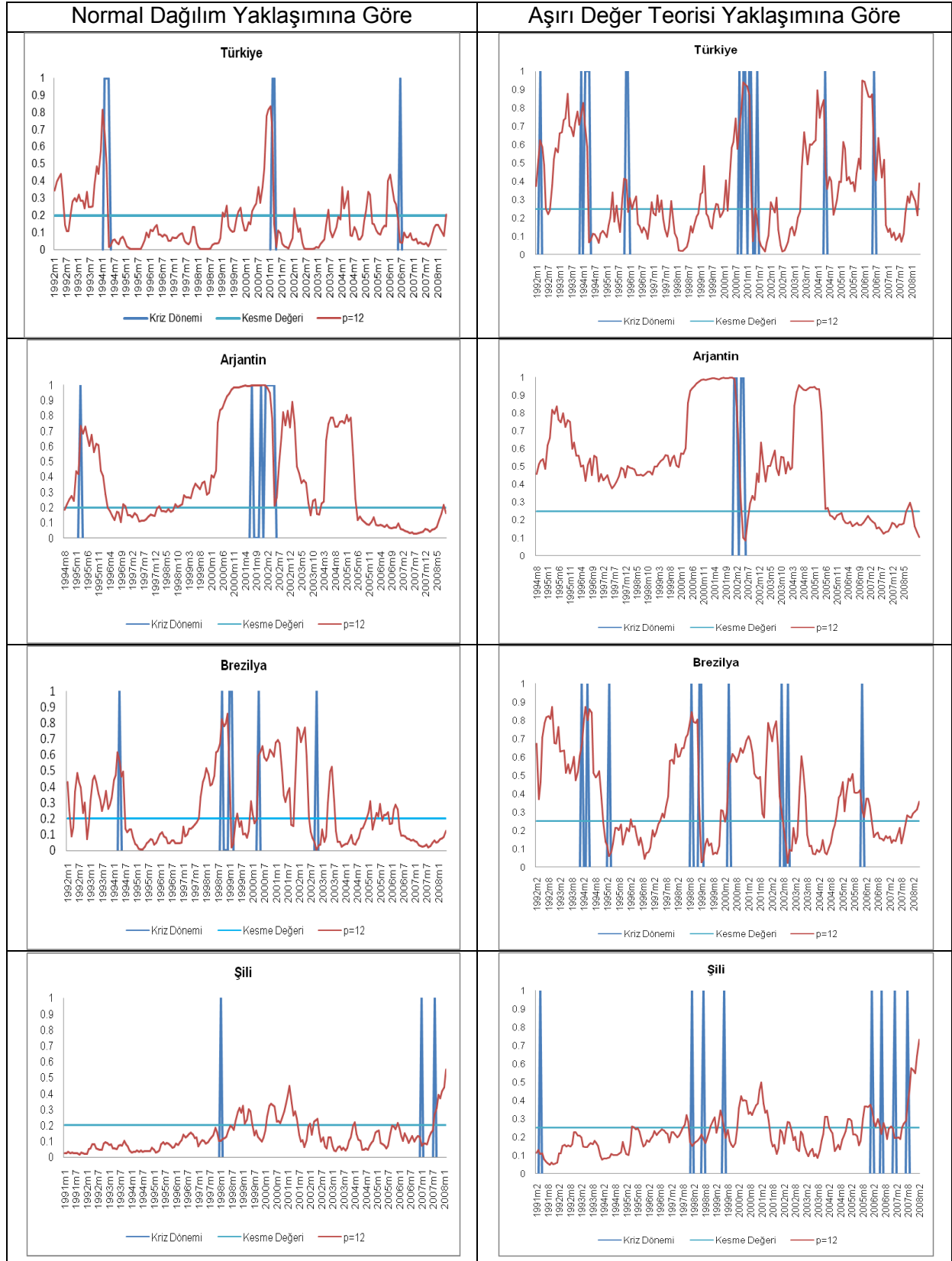
EK 7: 6 Aylık Zaman Ufkunda Kriz Öngörü Olasılığı Grafikleri (Devamı)



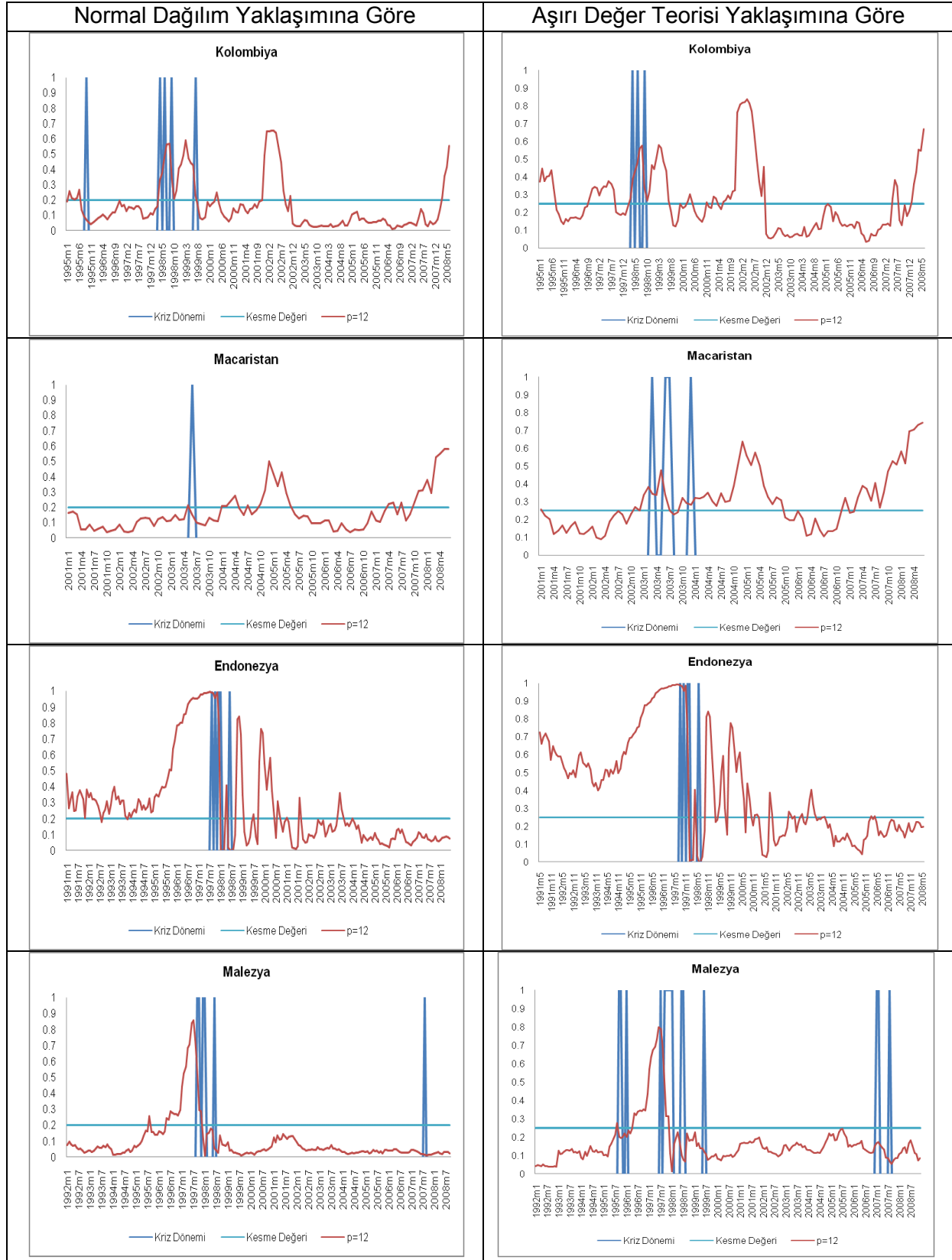
EK 7: 6 Aylık Zaman Ufkunda Kriz Öngörü Olasılığı Grafikleri (Devamı)



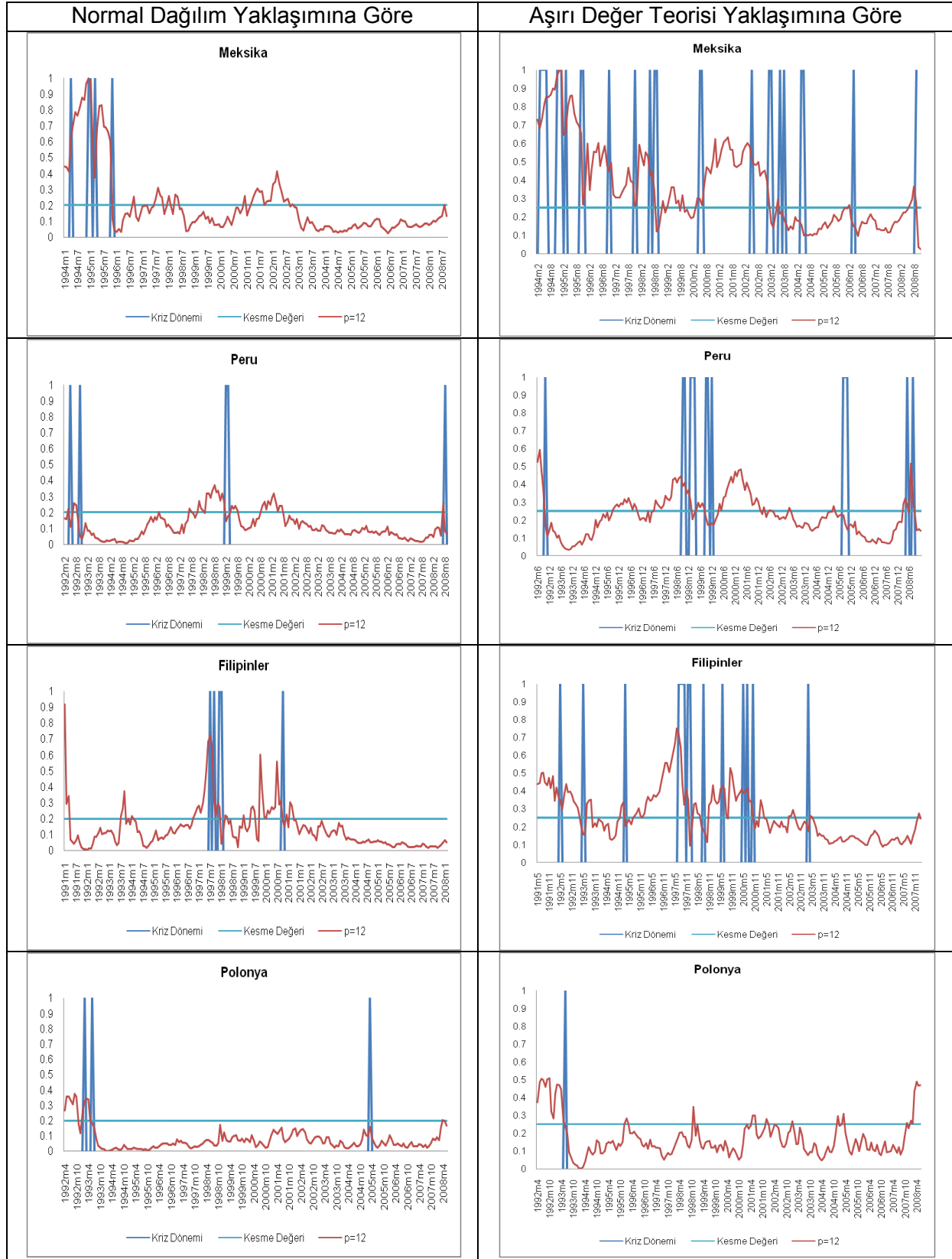
EK 8:12 Aylık Zaman Ufkunda Kriz Öngörü Olasılığı Grafikleri



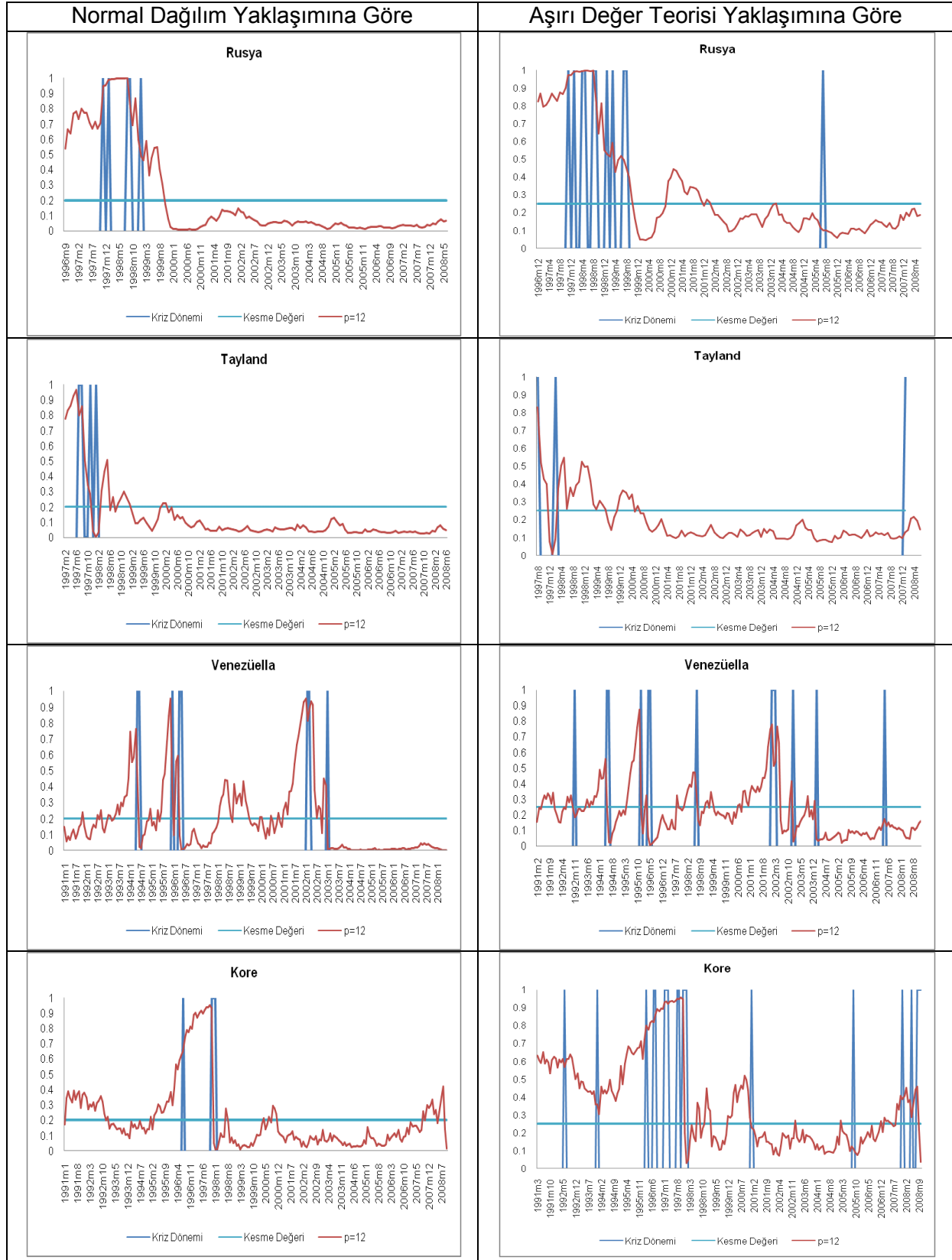
EK 8: 12 Aylık Zaman Ufkunda Kriz Öngörü Olasılığı Grafikleri (Devamı)



EK 8: 12 Aylık Zaman Ufkunda Kriz Öngörü Olasılığı Grafikleri (Devamı)



EK 8: 12 Aylık Zaman Ufkunda Kriz Öngörü Olasılığı Grafikleri (Devamı)



ÖZET

EMİRMAHMUTOĞLU, Furkan. Gelişmekte Olan Ülkelerde Para Krizlerinin Ekonometrik Analizi, Doktora Tezi, Ankara, 2011.

Bu çalışmada, 16 gelişmekte olan ülke için 1991-2008 dönemini kapsayan dengeli olmayan panel veride parasal krizlerini öngörmek için erken uyarı sistemi modelleri geliştirilmiştir. İlk olarak, erken uyarı sistemi modelinde iki terimli kriz bağımlı değişkeni Kaminsky v.d. (1998) tarafından önerilen döviz kuru baskı endeksinden hareketle elde edilmiştir. Burada, kriz değişkeni ülkelerin döviz kuru baskı endekslerinin hem normal dağılıma sahip olduğu hem de aşırı değer teorisi yaklaşımının ışığı altında oluşturulmuştur. Daha sonra, erken uyarı sistemi modelinde yer alan öncü göstergeler (açıklayıcı değişkenler) Emirmahmutoğlu ve Köse (2010) tarafından geliştirilen meta analizine dayalı panel nedensellik testi yardımıyla saptanmıştır. Panel nedensellik testi sonuçlarına göre, para krizinin öncüsü olarak en anlamlı bulunan göstergeler aşırı değerlenmiş reel döviz kuru, kredi faizi ile mevduat faizi arasındaki fark, dış borç stokunun rezervlere oranı, M2 para arzının rezervlere oranı ve reel gayri safi yurtiçi hasıladaki yıllık büyüme oranı bulunmuştur.

Son olarak, anlamlı bulunan öncü göstergelerin açıklayıcı değişken olarak yer aldığı iki terimli panel logistik modelinin parametreleri en çok olabilirlik tahmin yöntemi ile tahmin edilmiştir. Bu modellerin amacı krizin kesin zamanını öngörmek değil, bunun yerine krizin belli bir zaman ufku içinde gerçekleşip gerçekleşmeyeceğini öngörmektir. Bu sebeple, erken uyarı sistemi modelinde yer alan kriz bağımlı değişkeni 3 farklı zaman ufku değeri için iki terimli ileriye dönük kriz değişkenine dönüştürülerek 6 erken uyarı sistemi modeli için krizlerin öngörü olasılıkları tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçlarına göre, hem iktisadi hem de istatistiksel olarak anlamlı bulunan ve para krizi olasılığı üzerinde marjinal etkisi en fazla olan öncü göstergeler; reel kurun aşırı değerlenmesi, cari açığın GSYİH'ya oranı, reel *GSYİH* büyüme

oranı, $M2$ para arzındaki büyüme oranı ve krizin bölgesel olarak bulaşması olarak bulunmuştur.

Anahtar Sözcükler

1. Para Krizi
2. Erken Uyarı Sistemi
3. Panel Nedensellik Testi
4. Panel Lojistik Model
5. Döviz Kuru Baskı Endeksi

ABSTRACT

EMIRMAHMUTOGLU, Furkan. *Econometric Analysis of Currency Crises in the Developing Countries*, Doctoral Thesis, Ankara, 2011.

This study develops early warning system model to predict currency crises for 16 developing countries covering the period 1991-2008, based on the unbalanced panel data. First, the binary dependent crisis variable was obtained with the help of exchange rate pressure index proposed by Kaminsky et al. (1998). Here, the crisis variable was established both normal distribution assumption and in the light of extreme value theory. Then, the leading indicators (explanatory variables) in early warning system model were determined by using panel causality test based on meta-analysis proposed by Emirmahmutoglu and Kose (2010). According to panel causality test results, overvalued real exchange rate, lending and deposit rate spread, the ratio of M2 to foreign exchange reserves, the ratio of external debt stock to reserves and real gross domestic product growth were determined as the leading indicators of currency crisis.

Finally, using the significant leading indicators as explanatory variables in the binary panel logistic model, early warning system models were estimated by maximum likelihood method. The objective of these models is not to predict the exact timing of a crisis, but to predict whether a crisis occurs within a specific time horizon. Thus, crisis dependent variable in early warning systems was converted binary forward looking variable for 3 different time horizon and predicted probability of currency crisis from six early warning system models was estimated. According to results of estimates, overvalued real exchange rate, the ratio of the current account to GDP, real gross domestic product growth, M2 growth and regional contagion are statistically significant and these leading indicators have more marginal effects on the probability of currency crisis.

Key Words

1. Currency Crises
2. Early Warning System
3. Panel Causality Test
4. Panel Logistic Model
5. Exchange Rate Market Pressure