

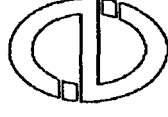
**TÜRKİYE'DE REEL DÖVİZ  
KURUNUN ZAMAN SERİSİ ANALİZİ  
(1975 - 1991)**

(Doktora Tezi)

**Mustafa ÖZER**

Eskişehir - 1992

*Eskişehir Atatürk University  
Eskişehir*



T.C. ANADOLU ÜNİVERSİTESİ  
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

**TÜRKİYE'DE REEL DÖVİZ KURUNUN ZAMAN SERİSİ  
ANALİZİ (1975-1991)**

(Doktora Tezi)

**Danışman: Prof. Dr. Önder ÖZKAZANÇ**

Mustafa Özer

**Eskişehir - 1992**

## ÖZET

Bu çalışmanın amacı, ekonomik politikaların değerlendirilmesinde ve oluşturulmasında son yıllarda artan bir öneme sahip olmaya başlayan reel döviz kuru davranışını, Türk ekonomisinin ocak 1975 ile aralık 1991 arasındaki aylık verileriyle zaman serisi teknikleri kullanarak incelemektir.

Bu çalışmanın ampirik kısmında önce Satınalma Alma Gücü Paritesi (SGP) teorisi, birim kök ve cointegration testleri kullanılarak Türk ekonomisinde test edilmiş, daha sonra SGP'den sapmalar VAR tekniği çerçevesinde analiz edilmiştir.

Çalışmada başlıca şu sonuçlara ulaşılmıştır.

İnceleme döneminde, tüm reel döviz kurlarının aşırı dalgalanma gösterdiği saptanmıştır

ARIMA, birim kök ve cointegration test sonuçları; Türk ekonomisinde, satınalma gücü paritesinin genelde iyi bir performans göstermediğini ortaya koymuştur.

Nominal ve reel döviz kurları arasındaki Granger nedensellik testleri, nominal ve reel döviz kurları arasında Granger anlamında nedensel bir ilişkinin olmadığı şeklinde sürpriz bir sonuç ortaya koymuştur.

SGP'den sapmaları analiz etmek amacıyla kullandığımız VAR ile şu sonuçlara ulaşılmıştır. Granger nedensellik testleri ile reel şokların SGP'den sapmalara neden olmadığı bulunmuştur. Ayrıca hem Almanya-Türkiye reel döviz kuru hem de ABD-Türkiye reel döviz kuru değişmelerinin, parasal şoklarla bağlantılı olduğu bulunmuştur. Her iki reel döviz kuru için yapılan paranın uzun dönem yansızlığı testi, belki de çalışmadaki en önemli sonucu vermiştir. Bu sonuca göre "parasal şoklar reel döviz kurunda sürekli değil geçici değişmelere yol açmaktadır ve para uzun dönemde yansızdır".

## ABSTRACT

The purpose of this study is to examine the real exchange movement in Turkey over the period of 1971.1-1991.12. Empirical examination of the study started investigating the Purchasing Power Parity (PPP) relationship between Turkey and her major trading partners and extended the analysis to examining the sources of PPP shocks, using Vector Autoregression (VAR) framework. This study also investigated the causal relationship between the real and nominal exchange rates, employing the Granger concept of causality.

The main results obtained in this study are as follows:

Real exchange rates exhibit substantial variability over the period. The overall impression of the Unit Root and Cointegration tests is that PPP does not hold in Turkish economy. There is no causal relationship between the real and nominal exchange rates.

Real shocks, as measured by industrial production shocks and interest rates, do not cause changes in the real exchange rate in the cases of the U.S./Turkey and the Germany/Turkey . On the other hand, in both cases, monetary shocks do cause the movements in the real exchange rates. Money shocks are associated with temporary, but not permanent changes in the real exchange rate.; long-run money neutrality proposition cannot be rejected.

## İÇİNDEKİLER

	<u>Sayfa No</u>
TABLolar LİSTESİ .....	V
ŞEKİLLER LİSTESİ .....	VII
GİRİŞ .....	1

### BİRİNCİ BÖLÜM

#### DÖVİZ KURU KAVRAMLARI, ULUSLARARASI PARA SİSTEMİNİN TARİHSEL GELİŞİMİ, DÖVİZ KURU MODELLERİ VE REEL DÖVİZ KURU DAVRANIŞLARININ ZAMAN İÇİNDE İNCELENMESİ

1.1. DÖVİZ KURU KAVRAMLARI .....	4
1.2. ULUSLARARASI PARA SİSTEMİNİN TARİHSEL GELİŞİMİ .....	7
1.2.1. Uluslararası Altın Standardı ve Bretton Woods Sistemi .....	8
1.2.2. Bretton Woods Sisteminden Sonra Uluslararası Para Sistemi .....	11
1.3. DÖVİZ KURU MODELLERİ VE REEL DÖVİZ KURU .....	14
1.3.1. Parasal Modeller .....	14
1.3.2. Reel Modeller .....	18
1.3.3. Karma Modeller .....	21
1.4. REEL DÖVİZ KURU Davranışlarının Zaman İçinde İncelenmesi ..	22
1.4.1. Reel Döviz Kuru Davranışının Betimleyici İstatistiklerle İncelenmesi .....	23
1.4.2. Reel Döviz Kuru Davranışının Grafiklerle İncelenmesi .....	26

## İKİNCİ BÖLÜM

## SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ TEORİSİ

2.1. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ TEORİSİ VE REEL DÖVİZ KURU .....	33
2.2. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ TEORİSİNİN TARİHSEL GELİŞİMİ .....	35
2.3. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNİN TÜRLERİ .....	39
2.4. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNDEN SAPMALAR .....	43
2.5. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNDEN SAPMALARIN SONUÇLARI	46
2.6. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ İLE İLGİLİ YAPILMIŞ BAZI ÇALIŞMALAR .....	52
2.6.1. SGP'nin Geçerliliğini Destekleyen Çalışmalar .....	52
2.6.2. SGP'nin Geçerliliğini Desteklemeyen Çalışmalar .....	56

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

TÜRKİYE EKONOMİSİNDE SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNİN BİRİM KÖK VE  
COİNTEGRATİON TESTLERİ VE NOMİNAL VE REEL DÖVİZ KURLARI ARASINDA  
NEDENSELLİK TESTLERİ

3.1. TÜRKİYE EKONOMİSİNDE SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ TEORİSİNİN BİRİM KÖK VE COİNTEGRATİON TESTLERİ .....	59
3.1.1. Reel Döviz Kuru ve Birim Kök Analizi .....	62
3.1.1.1. Birim Köklerin Testi için Dickey-Fuller Testleri ve bu Testlere ilişkin Sonuçlar ...	63
3.1.1.2. Birim Kökler İçin ARIMA Testleri .....	68

	<u>Sayfa No</u>
3.1.2. Cointegration ve Satınalma Gücü Paritesi Teorisi .....	73
3.1.2.1. Cointegration .....	74
3.1.2.2. Satınalma Gücü Paritesi Teorisi'nin Cointegration Testleri ve Sonuçları .....	76
3.2. NOMİNAL VE REEL DÖVİZ KURLARI ARASINDA NEDENSELLİK TESTLERİ .....	84

## DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

### TÜRKİYE EKONOMİSİNDE SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNİN VEKTÖR OTOREGRESYONLARLA ANALİZİ

4.1. VEKTÖR OTOREGRESYON VE SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ TEORİSİ .....	89
4.2. VEKTÖR OTOREGRESYONUN TANITIMI .....	91
4.2.1. Vektör Oto regresyonun Tanımı .....	91
4.2.2. Vektör Oto regresyonların Belirlenmesi .....	94
4.2.2.1. Vektör Oto regresyonlarda Yer Alacak Değişkenlerin Belirlenmesi .....	95
4.2.2.2. Vektör Oto regresyonlarda Yer Alan Değişken- lere Ait Gecikme Yapılarının Belirlenmesi .....	99
4.2.3. Vektör Oto regresyonun Analitik Araçları .....	103
4.3. TAHMİN EDİLEN VEKTÖR OTOREGRESYONLAR .....	106
4.3.1. Tahmin Edilen Almanya-Türkiye Vektör Oto regresyonu .....	106
4.3.1.1. Katsayı Tahmin Sonuçları .....	106
4.3.1.2. Vektör Oto regresyonda Yer Alan Değişken- lerin Karşılıklı Dinamik İlişkileri .....	107

4.3.1.3. Ani Tepki Fonksiyonları ve Varyans	
Ayrıştırılması .....	109
4.3.1.4. Blok Nedensellik Testleri .....	127
4.3.1.5. Paranın Uzun Dönem Yansızlığının Testi ...	129
4.3.1. Tahmin Edilen ABD-Türkiye Vektör Otoregresyonu .....	130
4.3.1.1. Katsayı Tahmin Sonuçları .....	130
4.3.1.2. Vektör Otoregresyonda Yer Alan Değişken- lerin Karşılıklı Dinamik İlişkileri .....	132
4.3.1.3. Ani Tepki Fonksiyonları ve Varyans	
Ayrıştırılması .....	134
4.3.1.4. Blok Nedensellik Testleri .....	162
4.3.1.5. Paranın Uzun Dönem Yansızlığının Testi ...	163
5. SONUÇ VE ÖNERİLER .....	165
YARARLANILAN KAYNAKLAR .....	170



## TABLULAR LİSTESİ

### Sayfa No

Tablo 1.1. 31 Mart 1990 İtibariyle Döviz Kuru Düzenlemelerinin Türleri .....	12
Tablo 1.2. Reel Döviz Kuru Değişmelerine İlişkin Özet Betimleyici İstatistikler .....	23
Tablo 1.3. Reel döviz kuru ve Nisbi Fiyat Düzeyi Değişmelerinin Çapraz Korelasyonları, $\text{corr}(\Delta R_t, \Delta(p/p^*)_t-k)$ .....	24
Tablo 1.4. Reel Döviz Kuru ve Nominal Döviz Kuru Değişmelerinin Çapraz Korelasyonları, $\text{corr}(\Delta R_t, \Delta e_{t-k})$ .....	25
Tablo 2.1. Hamburger Standardı .....	42
Tablo 3.1. Reel Döviz Kuru için Dickey-Fuller Testleri (Orijinalde) .....	66
Tablo 3.2. Reel Döviz Kurları İçin Dickey-Fuller Testleri (Birinci Farklar) .....	68
Tablo 3.3. Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler ARIMA Tahminleri .....	72
Tablo 3.4. Geliştirilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri .....	80
Tablo 3.5. Cointegrating Regresyonlar ve Cointegration Testleri .....	81
Tablo 3.6. Nominal Döviz Kurları Üzerine Nedensellik Testleri .....	88
Tablo 3.7. Reel Döviz Kurları Üzerine Nedensellik Testleri .....	88
Tablo 4.1. Almanya-Türkiye VAR Katsayı Tahmin Sonuçları .....	107
Tablo 4.2. Sistemde Yer alan Bir Değişkenin Tüm Gecikmeli Değerlerinin Katsayılarının Sıfır Olup Olmadığının Testi İçin F-İstatistikleri (Almanya-Türkiye) .....	108
Tablo 4.3. Tahmin Hata Varyans Ayrıştırılması-36 Aylık Dönem Üç Değişkenli Almanya-Türkiye VAR Sistemi .....	126

	<u>Sayfa No</u>
Tablo 4.4. ABD-Türkiye VAR Katsayı Tahmin Sonuçları .....	131
Tablo 4.5. Sistemde Yer alan Bir Değişkenin Tüm Gecikmeli Değerlerinin Katsayılarının Sıfır Olup Olmadığının Testi İçin F-İstatistikleri(ABD-Türkiye) .....	133
Tablo 4.6. Tahmin Hata Varyans Ayrıştırılması-36 Aylık Dönem Dört Değişkenli ABD-Türkiye VAR Sistemi .....	159

## ŞEKİLLER LİSTESİ

	<u>Sayfa No</u>
Şekil 1.1 ABD-Türkiye Reel Döviz Kuru .....	27
Şekil 1.2. Fransa-Türkiye Reel Döviz Kuru .....	28
Şekil 1.3. İtalya-Türkiye Reel Döviz Kuru .....	29
Şekil 1.4. İngiltere-Türkiye Reel Döviz Kuru .....	30
Şekil 1.5. Almanya-Türkiye Reel Döviz Kuru .....	31
Şekil 4.1. DALTPAO, DALTMGO VE DRDRTL'nin DALTPAO'daki bir şoka tepkileri (Almanya-Türkiye) .....	111
Şekil 4.2. DALTPAO, DALTMGO VE DRDRTL'nin DALTMGO'daki bir şoka tepkileri (Almanya-Türkiye) .....	112
Şekil 4.3. DALTPAO, DALTMGO VE DRDRTL'nin DRDRTL'deki bir şoka tepkileri (Almanya-Türkiye) .....	113
Şekil 4.4. DALTPAO'daki bir şoka DALTPAO'nun tepkileri (Almanya-Türkiye) .....	114
Şekil 4.5. DALTPAO'daki bir şoka DALTMGO'nun tepkileri (Almanya-Türkiye) .....	115
Şekil 4.6. DALTPAO'daki bir şoka DRDRTL'nin tepkileri (Almanya-Türkiye) .....	116
Şekil 4.7. DALTMGO'daki bir şoka DALTPAO'nun tepkileri (Almanya-Türkiye) .....	119
Şekil 4.8. DALTMGO'daki bir şoka DALTMGO'nun tepkileri (Almanya-Türkiye) .....	120
Şekil 4.9. DALTMGO'daki bir şoka DRDRTL'nin tepkileri (Almanya-Türkiye) .....	121

	<u>Sayfa No</u>
Şekil 4.10. DRDRTL'deki bir şoka DALTPAO'nun tepkileri (Almanya-Türkiye) .....	122
Şekil 4.11. DRDRTL'deki bir şoka DALTMGO'nun tepkileri (Almanya-Türkiye) .....	123
Şekil 4.12. DRDRTL'deki bir şoka DRDRTL'nin tepkileri (Almanya-Türkiye) .....	124
Şekil 4.13. DAMTPAO, DAMTMGO, DAMTFOPK VE DRDRTL'nin DAMTPAO'daki bir şoka tepkileri .....	135
Şekil 4.14. DAMTPAO, DAMTMGO, DAMTFOPK VE DRDRTL'nin DAMTMGO'daki bir şoka tepkileri .....	136
Şekil 4.15. DAMTPAO, DAMTMGO, DAMTFOPK VE DRDRTL'nin DAMTFOPK'daki bir şoka tepkileri .....	137
Şekil 4.16. DAMTPAO, DAMTMGO, DAMTFOPK VE DRDRTL'nin DRDRTL'deki bir şoka tepkileri .....	138
Şekil 4.17. DAMTPAO'daki bir şoka DAMTPAO'nun tepkileri (ABD-Türkiye) .....	139
Şekil 4.18. DAMTPAO'daki bir şoka DAMTMGO'nun tepkileri (ABD-Türkiye) .....	140
Şekil 4.19. DAMTPAO'daki bir şoka DAMTFOPK'nın tepkileri (ABD-Türkiye) .....	141
Şekil 4.20. DAMTPAO'daki bir şoka DRDRTL'nin tepkileri (ABD-Türkiye) .....	142
Şekil 4.21. DAMTMGO'daki bir şoka DAMTPAO'nun tepkileri (ABD-Türkiye) .....	144
Şekil 4.22. DAMTMGO'daki bir şoka DAMTMGO'nun tepkileri (ABD-Türkiye) .....	145
Şekil 4.23. DAMTMGO'daki bir şoka DAMTFOPK'nın tepkileri (ABD-Türkiye) .....	146

	<u>Sayfa No</u>
Şekil 4.24. DAMTMGO'daki bir şoka DRDOLTL'nin tepkileri (ABD-Türkiye) .....	147
Şekil 4.25. DAMTFOPK'daki bir şoka DAMTPAO'nun tepkileri (ABD-Türkiye) .....	149
Şekil 4.26. DAMTFOPK'daki bir şoka DAMTMGO'nun tepkileri (ABD-Türkiye) .....	150
Şekil 4.27. DAMTFOPK'daki bir şoka DAMTFOPK'nın tepkileri (ABD-Türkiye) .....	151
Şekil 4.28. DAMTFOPK'daki bir şoka DRDOLTL'nin tepkileri (ABD-Türkiye) .....	152
Şekil 4.29. DRDOLTL'deki bir şoka DAMTPAO'nun tepkileri (ABD-Türkiye) .....	154
Şekil 4.30. DRDOLTL'deki bir şoka DAMTMGO'nun tepkileri (ABD-Türkiye) .....	155
Şekil 4.31. DRDOLTL'deki bir şoka DAMTFOPK'nın tepkileri (ABD-Türkiye) .....	156
Şekil 4.32. DRDOLTL'deki bir şoka DRDOLTL'nin tepkileri (ABD-Türkiye) .....	157

## GİRİŞ

Günümüzde, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde; ekonomik politikaların değerlendirilmesinde “makroekonomik gösterge” ve bu politikaların oluşturulmasında “hedef makro değişken” olarak seçilen reel döviz kuru, anahtar bir değişken rolü oynamaktadır. Hatta reel döviz kurunun ekonomik politika tartışmalarının merkezinde yer aldığını söylemek de mümkündür. Özellikle 1980’li yıllar da, reel döviz kuruna olan bu ilgi iki nedenden kaynaklanmaktadır. Birinci neden, yapılan ampirik araştırmaların çoğunluğunun, sabit (nominal) döviz kuru dönemine oranla 1973 yılından bu yana yürürlükte olan dalgalı döviz kuru sistemi döneminde, reel döviz kurunun daha değişken bir yapı izlediğini göstermesidir. İkinci neden ise, reel döviz kuru artış veya azalışının, uluslararası ticaret kalıplarıyla yakından ilgili olması nedeniyle, uluslararası ticaretteki rolünün daha belirgin hale gelmesidir. Reel döviz kuru değişkeninin, Dünya Bankası’nca az gelişmiş ülkelere yönelik uyum programlarında anahtar değişken olarak kullanılması bu değişkenin önemini daha da artırmaktadır.

Reel döviz kurunun günümüz ekonomik politika tartışmalarında bu denli önem kazanmasına karşılık, az gelişmiş ülkelerde reel döviz kuru davranışını inceleyen ve bu kuru etkileyen faktörlerin ampirik yönelik çok az çalışma vardır. Üstelik yapılan çalışmalar arasında da reel döviz kurunu etkileyen faktörler konusunda yaygın görüş farklılıkları gözlenmektedir.

Öte yandan, eğer Satınalma Gücü Paritesi (SGP) teorisi bir ülke ekonomisi için

geçerli ise buradan hareketle reel döviz kuru hesaplamak mümkündür. Bu durumda reel döviz kurunun her ülkeye göre farklı bir sabit değer alması gerekir. Gelişmiş ülkeler için yapılan (ABD, bazı gelişmiş Avrupa ülkeleri ve Japonya gibi) ampirik çalışmalar SGP'nin bu ülkeler için genelde geçerli olduğunu göstermektedir. Yapılan testlerin benzer endüstriyel yapıya veya benzer para politikalarına sahip ülkelerle sınırlandırıldığı gözlenmektedir. Halbuki SGP ile ilgili bu tür çalışmaları, benzer endüstriyel yapıya sahip veya benzer parasal politikalar uygulayan ülkelerle sınırlandırmak için hiçbir neden yoktur. Üstelik Mussa ve Enders tarafından gösterildiği gibi SGP teorisi farklı enflasyon oranlarına sahip ülkelerde de gayet iyi sonuçlar verebilmektedir. Ancak, SGP'nin Türkiye ekonomisinde nasıl bir performans gösterdiğini test etmeden bir sonuca varamayız. Eğer bu test başarısız olursa, SGP teorisini Türkiye ile Türkiye'nin önemli ticari ilişkilerinin bulunduğu ülkeler arasında bir döviz kuru belirleme teorisi olarak kullanmak yanlış olur ve reel döviz kuru değişimlerini ayrıca incelemek gerekir.

Yukardaki tartışmanın ışığında, Türkiye ve Türkiye'nin önemli ticaret ilişkilerinin olduğu beş gelişmiş ülke (ABD, Almanya, Fransa, İngiltere ve İtalya) arasında bu ilişkiler araştırılmıştır. Bu amaçla yaptığımız çalışmamız dört bölümden oluşmaktadır.

Birinci bölümde, döviz kuru kavramlarını tanıtır, uluslararası para sisteminin tarihsel gelişimini kısaca inceleyip, döviz kuru modellerine değindikten sonra; incelediğimiz döviz kurlarını hem daha iyi tanımak ve hem de analize başlangıç oluşturmak amacıyla, reel döviz kurlarının zaman içinde nasıl davrandıklarını betimsel (Descriptive) ve grafiksel olarak ele aldık.

İkinci bölümde SGP teorisini ayrıntılı olarak ele aldıktan sonra, SGP'den sapmaları ve bu sapmaların sonuçlarını analiz ettik ve SGP'nin testine yönelik yapılmış ampirik çalışmaların bir özetini sunduk.

Üçüncü bölümde önce “birim kök” ve “cointegration” testleri yardımıyla Türkiye ekonomisinde SGP’nin geçerliliğini test ettik. Daha sonra “Granger Anlamında Nedensellik Kavramı”nı esas alarak, nominal ve reel döviz kurları arasında nedenselliğin yönünü belirlemeye çalıştık.

Dördüncü ve son bölümde, SGP’den sapmaları ve bu sapmaların kaynaklarını “vektör otoregresyon” yöntemiyle analiz etmeye çalıştık.



## BİRİNCİ BÖLÜM

### DÖVİZ KURU KAVRAMLARI, ULUSLARARASI PARA SİSTEMİNİN TARİHSEL GELİŞİMİ, DÖVİZ KURU MODELLERİ VE REEL DÖVİZ KURU DAVRANIŞLARININ ZAMAN İÇİNDE İNCELENMESİ

#### 1.1. DÖVİZ KURU KAVRAMLARI

“Bir ulusal paranın bir başka ulusal para ile değiştirilebileceği fiyat” olarak tanımlanabilen döviz kuru kavramını derinliğine incelediğimizde bazı farklılıklar gösteren birden fazla döviz kuru kavramıyla karşılaşırız. En yaygın kullanılan döviz kuru kavramı, bir ülke parasının başka bir ülke parası cinsinden fiyatı olan “iki taraflı döviz kuru”dur. İki taraflı döviz kuru, iki paranın değişiminde esas alınan değişim oranı olduğu için nominal döviz kuru olarak da adlandırılır (1\$ = 7.500TL gibi). Bir paranın cari değişim değeri olan “Spot” döviz kuru ile gelecekte teslimi için bugünden satın alınabilen oranı olan “Forward” döviz kuru, nominal döviz kuru kavramının iki değişik türünü oluşturur<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> Richard BAILLIE ve Patrick McMAHON, *The Foreign Exchange Market-Theory and Econometric evidence*, Cambridge University Press, Cambridge, 1990, s. 15; Rudiger DORNBUSCH ve Stanley FISCHER, *Macroeconomics*, McGraw Hill Publishing Company, 1990, s. 184; Peter H. LINDERT, *International Economics*, Richard D. Irwin Inc., USA, 1991, s. 337-354; Richard M. LEVICH, “Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behavior, Rate Determination and Market Efficiency”, in *Handbook of International Economics*, Editörler: Ronald W. JONES ve Peter B.

Öte yandan bir paranın reel satınalma gücü cinsinden değerini ifade etmek için “reel döviz kuru” kavramı kullanılır. Çoğu kez ticaret haddi olarak da adlandırılabilen<sup>2</sup> reel döviz kuru, ülke içi ve ülke dışı fiyat düzeyleri ile düzeltilmiş nominal döviz kurudur<sup>3</sup>. Reel döviz kuru, yabancı ülke fiyatlar genel düzeyinin TL değerinin, yine TL değeri ile ifade edilen Türkiye fiyatlar genel düzeyine bölünmesi ile bulunur. Örneğin  $e_{TL/\$}$  nominal döviz kurunu,  $P$  Türkiye fiyatlar genel düzeyini ve  $P^*$ ’da ABD fiyatlar genel düzeyini gösterdiğinde, reel TL/\$ döviz kurunu

$$R_{TL/\$} = (e_{TL/\$} \cdot P^*) / p$$

şeklinde ifade edebiliriz<sup>4</sup>.

Reel döviz kuru, ülkeler açısından değişik göstergeler oluşturabilir. Öncelikle,

---

KENEN, C. Il, Elsevier Science Publishing Company Inc., 1985, s. 984.

- 2 Reel döviz kurunun niçin çoğu kez ticaret haddi olarak adlandırıldığını, şu şekilde açıklamak mümkündür: Çok uzun dönemde ihracatın ithalata eşit olacağı yönünde yaygın bir beklenti vardır. İthal ve ihraç mallarına harcanan Dolar ve TL’leri fiyat ve miktar olarak iki bileşene ayırabiliriz. Yani,  $pq = ep^*q^*$ . Burada  $q$  ve  $q^*$  sırasıyla Türkiye ve ABD ihracatını,  $p$  ve  $p^*$  ise ilgili ülkelerin ihraç fiyatlarını ve “ $e$ ” ise Dolar başına TL fiyatı olan nominal döviz kurunu göstermektedir. Bu ifade şu şekilde yeniden düzenlenebilir:  $q/q^* = ep^*/p$  ve bu yeni ifade  $q$  birim Türkiye ihracatının  $q^*$  birim ABD malı alacağını gösterir.  $q/q^*$  oranı ticaret haddini,  $ep^*/p$  ise reel döviz kurunu gösterir.
- 3 David A. HSIEH, “The Determination of the Real Exchange Rate , The Productivity Approach”, JOURNAL OF INTERNATIONAL ECONOMICS, 12 (1982), s. 355.
- 4 Reel döviz kurunun, birçok değişik ampirik ölçümleri ve kavramsal tanımları vardır. Örneğin reel döviz kuru, bir ülkede üretilen ve tüketilen ticarete konu olmayan malların, yine o ülkede üretilen veya tüketilen ticarete konu olan mallar cinsinden fiyatı veya yerli malların fiyatlarının, ticarete konu olan mal fiyatlarına oranı olarak da tanımlanabilir. Daha ayrıntılı bilgi için bkz. Rudiger DORNBUSCH, “Devaluation and Trade Balance”, The Open Economy: Tool for Policymakers in Developing Countries, Editörler: Rudiger Dornbusch ve F. Leslie Helmers, EDI Series in Economic Development, Oxford University Press, Washington D. C., 1988, s. 82-85; Michael MUSSA, “Nominal Exchange Rate Regimes and The Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications”, CARNEGIE-ROCHESTER CONFERENCE SERIES ON PUBLIC POLICY, 25 (1986), s. 117.

reel döviz kurundaki deęişmeler, ülkelerin uluslararası ticaretteki rekabet gücünü ölçer. Örneęin, reel TL/\$ döviz kurundaki bir artış dięer koşullar sabitken Türkiye'nin uluslararası ticarete rekabet gücünü artırır. Bu durumu reel döviz kurunda artışın nedenleri ile açıklamak mümkündür. Reel TL/\$ döviz kuru formülünden de kolaylıkla anlaşılabilceęi gibi reel döviz kurunda artış üç nedenden kaynaklanabilir<sup>5</sup>. Reel döviz kurundaki artışın ilk kaynaęı ABD fiyatlar genel düzeyindeki artışlar olabilir. Eęer ABD fiyatlar genel düzeyi ile ölçülen ABD enflasyon oranı artarsa, bu artış Türk mallarının ABD mallarına oranla daha çok talep edilmesini sağlar. Bu yüzden Türkiye'nin ihracatı artarken, ABD'den yapılan ithalat da azalır.

Reel döviz kurundaki artışın ikinci kaynaęı, Türkiye fiyatlar genel düzeyindeki azalış olabilir. Eęer bu nedenle reel TL/\$ döviz kuru artarsa, reel TL/\$ döviz kurundaki bu artış biraz önce açıkladığımız sonuçlara benzer sonuçlar yaratır.

Reel döviz kurundaki artışın son kaynaęı, nominal döviz kurundaki artış olabilir. Nominal döviz kurundaki artış, ithalatı daha pahalı hale getirirken, Türk malları yabancılara daha ucuz geleceęi için Türkiye'nin ihracatını da artırır.

Reel döviz kuru, uluslararası ticarete bir ülkenin rekabet gücünün göstergesi olduęu gibi ülkenin yabancı bir ülkeye oranla asgari geçim düzeyinin de bir ölçütü olabilir<sup>6</sup>. Örneęin, reel TL/\$ döviz kurundaki bir artış, ABD'de asgari geçim düzeyindeki nisbi artışı gösterir. Buna karşın reel TL/\$ döviz kurundaki bir azalış Türkiye'de yaşamının maliyetinin ABD'ye oranla nisbeten arttıęını gösterir. Ayrıca reel döviz kurundaki deęişmeler, ülkenin kaynak dağılımında etkileyebilir. Eęer TL reel olarak deęer kaybederse, ticarete konu malların fiyatları, dięer fiyatlara oranla artar ve kaynaklar bu şekilde ticarete konu malların üretildięi sanayilere doęru

---

<sup>5</sup> Thomas F. DERNBURG, *Global Macroeconomics*, Harper and Row, USA, 1989, s. 17-18.

<sup>6</sup> Paul R. KRUGMAN ve Maurice OBSTFELD, *International Economics, Theory and Policy*, Scott, Foresman and Company Inc., USA, 1988, s. 392-393.

yeniden dağıtılmış olur.

Döviz kuru, iki taraflı olarak ifade edilebileceği gibi çok taraflı olarak da ifade edilebilir. “Efektif döviz kuru”, döviz piyasasında bir ülkenin parasının nominal değerini bir bütün olarak ölçen çok taraflı döviz kurudur. Bu oran, bir ülkenin ticaret ortakları ile olan döviz kurlarının tartılı bir ortalamasını yansıtır. Efektif döviz kuru, ikili döviz kuru piyasalarında fiyat davranışlarını gizlemesine rağmen ülke parasına döviz piyasasındaki tüm arz ve talebi gözlemek için de yararlı bir araçtır. Bu şekilde ifade ettiğimiz nominal efektif döviz kurunu fiyatlar genel düzeyleri ile düzelttiğimizde, reel efektif döviz kuru kavramına ulaşırız. Yani bir ülkenin nominal efektif döviz kuru ülkenin ticaret ortaklarının fiyatlar genel düzeyi ortalamasının, ülkenin fiyatlar genel düzeyine bölünmesi ile bulunan bir indeksle düzeltilmesi sonucu reel efektif döviz kuru bulunur. Reel efektif döviz kuru, bir ülkenin uluslararası piyasalardaki rekabet gücünü genel olarak belirlemek için uygun bir araçtır.

## 1.2. ULUSLARARASI PARA SİSTEMİNİN TARİHSEL GELİŞİMİ

Reel döviz kuru hareketlerinin iyi analiz edilebilmesi için öncelikle uluslararası para sisteminin<sup>7</sup> zaman içinde nasıl değiştiğinin ve bugün nasıl çalıştığına bilinmesinde yarar vardır. Bu nedenle, değişik zamanlarda, değişik döviz kuru sistemleri altında işlemiş olan uluslararası para sisteminin tarihsel gelişimini, özet bir şekilde anlatmaya çalışacağız. Bunu yaparken, mümkün olduğunca ayrıntıdan kaçınıp sadece sistemlerin temel özellikleri ile başarılı olan ve aksayan yönlerini belirteceğiz.

---

<sup>7</sup> Uluslararası para sistemi denilince; döviz kurlarının belirlendiği, uluslararası ticaret ve sermaye akımlarının düzenlendiği ve nihayet ödemeler dengesi ayarlamalarının yapıldığı tüm elemanlarıyla kurumsal bir yapı anlaşılmalıdır.

### 1.2.1. Uluslararası Altın Standardı ve Bretton Woods Sistemi

Milattan önce<sup>8</sup> 3000 yıllarından başlayarak altının değişim ve değer saklama aracı olarak kullanıldığı bilinmektedir. Altın para kullanımının en geniş biçimde Yunan ve Roma uygarlıkları sırasında gelişen uluslararası ticarete kullanıldığı bilinmektedir. Bu alışkanlık orta çağ ve “Merkantilist” dönemde de sürerek 19. yüzyıla kadar devam etmiştir.

19. yüzyılın serbest ticaret döneminde, temelde sanayi devriminden kaynaklanan uluslararası ticaretteki büyük artışlar, uluslararası ticaret ilişkilerinin daha iyi düzenlenmesi için daha formal bir sisteme gereksinim doğurmuştur. Uluslararası, bugünkü anlamda çok taraflı bir anlaşma olmamasına rağmen ülkeler birbirlerini izleyerek altın cinsinden kendi ülke paralarına birer itibari değer belirlemişler ve “klasik altın standardı” denilen sistemi yürütmeye başlamışlardır.

19. yüzyılın sonları ile birinci dünya savaşına kadar olan dönemde, dünya ekonomisi, uluslararası altın standardı sistemi altında işlemiştir. Uluslararası altın standardı, bir sabit döviz kuru sistemiydi ve bu sistemde ülkeler önce altın cinsinden kendi paralarının değerini belirliyor ve bu şekilde belirlenen pariteyi sürdürmek için sabit bir fiyattan altın alıp satıyorlardı.

19. yüzyılın altın standardı, gerçekten bir uluslararası para sisteminin sahip

<sup>8</sup> Bretton Woods sistemi öncesi açıklamalar için başlıca LINDERT; DERNBURG; Meir KOHN, **Money, Banking and Financial Markets**, The Dreyden Press, USA, 1991; Frederic S. MISHKIN, **Money, Banking and Financial Markets**, Scott, Foresman and Company Inc., USA, 1989; David K. EITEMAN ve Arthur I. STONEHILL, **Multinational Business Finance**, Addison-Wesley Publishing Company, USA, 1986 kaynaklarından yararlandık. Buna karşın Bretton Woods sistemi ve sonrası için BAILLIE-McMAHON; Robert SOLOMON, **The International Monetary System, 1945-1981**, Harper and Row, 1982; Brian TEW, **The Evaluation of the International Monetary System 1945-1988**, Hutchinson and Co., London, 1988 kaynaklarından yararlandık.

olması gereken özelliklerin çoğunu taşıdığı için “iyi organize edilmiş”<sup>9</sup> ilk uluslararası para sistemi olmuştur. Bu dönemde dünya ekonomisi hızla gelişerek dünya ihracatı yaklaşık üç kat artmıştır. Yine bu dönemde, büyük miktarda sermayenin İngiltere’den dünyanın diğer bölgelerine kayması sonucu, ekonomik kalkınma daha da hızlanmıştır<sup>10</sup>. Bununla birlikte, uluslararası altın standardı birinci dünya savaşı sırasında işlemez hale gelmiş ve savaş yıllarında sistemi yeniden kurma girişimleri kısmen başarılı olmuştur. Özellikle ülkelerin bu sistem altında gerekli olan otomatik ayarlamalara yeterince tolerans göstermemeleri, sistemin aksamasında önemli bir faktör olmuştur. Sistemin aksamasında, savaşın yol açtığı büyük çaptaki ticaret kısıtlamaları sonucu, ülkelerin paralarını altına çevirememeleri de önemli rol oynamıştır.

1929 durgunluğu ve ikinci dünya savaşının yarattığı ekonomik yıkımlardan sonra, başta ABD ve İngiltere olmak üzere batı dünyasının liderleri, savaş sonrası dönemde başka bir durgunluğa yol açmayacak yeni bir ekonomik düzen yaratma düşüncesi içinde olmuşlardır. Bunun sonucunda 1944 yılında, Bretton Woods’da toplanan 44 ülkenin temsilcileri Bretton Woods sistemini oluşturmuşlardır.

Birçok yönden 19. yüzyıl altın standardına benzeyen Bretton Woods sistemi, altın standardının aksine, bazı durumlarda döviz kurlarının değişmesine olanak sağlamıştır. Örneğin, bir ülkenin döviz rezervleri sürekli ödemeler dengesi açığı nedeniyle, Bretton Woods’da öngörülen düzeyin altına düşmüş ise bu ülkenin bu açığı kapatmak için parasını devalüe etme yetkisi verilmiştir<sup>11</sup>. Yani, Bretton Woods

<sup>9</sup> Uluslararası para sisteminin organize bir sistem olması için şu dört özelliğe sahip olması gerekir:

- i. Döviz kurlarının belirlenmesi için bir prosedüre sahip olmak,
- ii. Genel olarak ödemeler dengesi açık ve fazlalarının giderilmesinde kullanılabilecek bir rezerv varlığına sahip olmak,
- iii. Açık ve fazlaları gidermek için bir ayarlama mekanizmasına sahip olmak,
- iv. Uluslararası ticaretin ve ekonomik kalkınmanın finansmanı için gerekli rezervleri sağlamak.

<sup>10</sup> DERNBURG, s. 377.

<sup>11</sup> Wikram KUMAR ve Joseph A. WHITT, “Exchange Rate Variability and International

sabit döviz kuru sisteminde, ülkeler, daha önce Dolara karşı belirlenen döviz kurlarını, gerekli koşullar oluştuğunda zaman zaman değiştirilebiliyordu<sup>12</sup>.

“Ayarlanabilir Askı” sistemi olarak da bilinen bu sistemin temel özellikleri şunlardır:

- i. 35 Amerikan Doları 1 ons altınla değiştirilebilecekti.
- ii. Diğer paralar belirlenen sabit oranla Dolara çevrilebilecekti. Bir başka deyişle paraların altına kovertibilitesi dolaylı olmaktaydı.
- iii. Belirlenen sabit döviz kurlarını sürdürmek için hükümetlerin döviz piyasalarına müdahaleleri bekleniyordu.
- iv. Ödemeler dengesi sorunları olan ülkelere borç verecek ve sabit döviz kurlarının sürdürülmesi için kurallar koyacak, dünya ticaretinin gelişimini artırmakla görevli ödemeler sistemini yönetecek, Uluslararası Para Fonu (IMF) kuruldu.
- v. Eğer bir ülke IMF’in yardımıyla bile sabit döviz kurunu devam ettiremezse, Dolarla olan döviz kurunu değiştirmesine izin verilebilirdi.
- vi. Ayrıca Bretton Woods antlaşması ile Dünya Bankası da kuruldu.

Temel özelliklerini sıraladığımız Bretton Woods sisteminin bir değerlendirmesini yapalım.

Büyüme oranları, uluslararası ticaret ve genel ekonomik performans açısından bakıldığında Bretton Woods sistemi yirmi yılı aşkın bir süre başarılı bir şekilde işlemiştir. Bretton Woods sisteminin uygulandığı dönem dünya ticaretinin ve başlıca sanayileşmiş ülkelerin reel gelirlerinin arttığı bir dönem olmuştur. Ancak sistem,

Trade”, ECONOMIC REVIEW, Federal Reserve Bank of Atlanta, C. 77, N. 3 (May/June 1992), s. 18.

<sup>12</sup> Stanley FISHER, “Devaluation and Inflation”, *The Open Economy: Tool for Policymakers in Developing Countries*, Editörler: Rudiger Dornbusch ve F. Leslie Helmers, EDI Series in Economic Development, Oxford University Press, Washington D. C., 1988, s. 108-109.

lkelerin sabit dviz kurunu devam ettirmeye ynelik makroekonomik politikaları uygulamakta gnlsz davranmaları nedeniyle, 1960'lı yıllarda giderek artan bir krize girmiş ve nihayet 1973'de tamamen çkmştr. zellikle sistemin kriz yıllarında, lkeler, cari hesap aıklarını kapatmak iin dviz kurlarında ok sık deęişikliklere gitmişlerdir. rneęin demeler dengesinde ortaya ıkan herhangi bir dengesizlięin ardından, merkez bankaları nce yrrlkte olan paritede bir ayarlamaya gidip daha sonra bu yeni paritenin devamını saęlamaya ynelik politikalar oluřturmuşlardır. Bunun sonucu dviz kurlarında yeni ayarlamalar birbiri ardına ortaya ıkmıştır. Buna ek olarak, uluslararası sermaye piyasalarının 1960'lardaki gelişimi, lkeler arasında sermaye akımını arttırdığı gibi lke hkmetleri iin de dviz kurlarının kontroln gçleřtirmiştir. zellikle devalasyonların zorunluluęunun herkesce bilinmesi, devalasyon yapılan lkelerde lke dıřına sermaye ıkıřını artırarak, lke rezervlerinin azalmasına ve bunun sonucunda ek devalasyonların yapılmasına neden olmuřtur.

### 1.2.2. Bretton Woods Sisteminden Sonra Uluslararası Para Sistemi

Bretton Woods sisteminin tamamen işlemez hale geldięi 1973'den bu yana uluslararası para sisteminde, deęişik dviz kuru uygulamalarının yrrlkte olduęu karma bir sistem grmekteyiz. Bu karma sistemde, bazı lkeler dviz kurlarını tamamen serbeste olmasa da dalgalı dviz kuru sistemine gre, bir kısım lkeler belli bir aralıkta dalgalandırarak ve geri kalan lkeler de belli bir para birimine veya sepete oranla para deęerini belirlemektedirler. Tablo 1.1.'de, lkelerin eřitli dviz kuru dzenlemeleri, 31 mart 1990 itibariyle grlmektedir<sup>13</sup>.

<sup>13</sup> Tablo 1.1. LINDERT s. 522-523 den yararlanılarak oluřturulmuřtur.



Tablo 1.1. 31 Mart 1990 İtibariyle Döviz Kuru Düzenlemelerinin Türleri

BELLİ BİR DEĞİŞİM BİRİMİNE ASILAN PARALAR	AMERİKAN DOLARI	Afganistan, Angola, Antigua ve Barbuda, Barbados, Belize, Djibouti, Dominik, Etopya, Grenada, Guyana, Haiti, Irak, Jamaika, Liberya, Nikaragua, Umman, Panama, Peru, St. Kitts ve Nevis, St. Lucia, St. Vincent, Sierra Leone, Sudan, Surinam, Suriye, Trinidad, Yemen Arap Cum., Yemen Halk Cum.
	FRANSIZ FRANGI	Benin, Burkina Faso, Kamerun, C. Afrika Cum., Çad, Comoros, Kongo, Cote d'Ivoire, Ekvatoryal Guinea, Gabon, Mali, Nijer, Senegal, Togo.
	DİĞER PARALAR	Bhutan (Hindistan Rupee), Kiribati (Avusturalya Doları), Lesoto (Güney Afr. Rand'ı), Swaziland (Güney Afr. Rand'ı), Tonga (Avustl. Dol.)
	ÖZEL ÇEKME HAKKI	Burundi, İran, Libya, Myanmar, Rwanda, Seychelles, Zambiya.
	DİĞER SEPETLER	Cezayir, Avusturya, Bangladeş, Botswana, Cape Verde, Kıbrıs, Fiji, Finlandiya, Macaristan, İzlanda, İsrail, Ürdün, Kenya, Kuveyt, Malavi, Malezya, Malta, Mauritius, Mozambik, Nepal, Norveç, Papua Yeni Guinea Polonya, Romanya, Sao Tome ve Principe, Solomon Adaları, Somali, İsveç Tanzanya, Taylant, Uganda, Vanuatu, Batı Samoa, Zimbavve.
TEK BİR PARAYA YADA BİR GRUP PARASINDAN SINIRLI DALGALANMA	AMERİKAN DOLARI CİNSİNDEN	Bahreyn, Katar, Suudi Arabistan, Birleşik Arap Emirlikleri.
	ORTAK DÜZENLEME	Belçika, Danimarka, Fransa, Almanya, İrlanda, İtalya, Lüksemburg, Hollanda, İspanya.
DAHA ESNEK PARALAR	KONTROLLÜ DALGALANMA	Çin Halk Cum., Kosta Riko, Dominik Cum., Ekvator, Mısır, El Salvador, Yunanistan, Guinea, Guinea-Bissau, Honduras, Hindistan, Endonezya, Kore, Lao Halk Cum., Moritanya, Meksika, Fas, Pakistan, Singapur, Sri Lanka, Tunus, Türkiye, Viyetnam, Yugoslavya.
	BELLİ BİR GRUP GÖSTERGEYE GÖRE AYARLAMA	Şili, Kolombiya, Madagaskar, Portekiz.
	BAĞIMSIZ DALGALANMA	Arjantin, Avusturalya, Bolivya, Brezilya, Kanada, Gambiya, Gana, Guetemala, Japonya, Lübnan, Maldives, Yeni Zelanda, Nijerya, Paraguay, Filipinler, Güney Afrika, İsviçre, ABD, İngiltere, Uruguay, Venezuela, Zaire.

Tablodan anlaşılacağı gibi parasının değerini, tek bir paraya yada belli paraların yer aldığı bir sepete göre belirleyen 90 ülke vardır. Bu ülkelerden 30'u paralarının değerini Amerikan Doları'na, 14'ü Fransız Frangı'na, 5'i çeşitli ülke paralarına, 7 ülke özel çekme haklarına (SDR) ve 34'ü de SDR'den farklı diğer bileşimlere göre belirlemektedirler. Avrupa para sistemine bağlı 9 ülkenin de yer aldığı toplam 13 ülke, ya tek bir paraya göre yada işbirliği temelinde sınırlı dalgalanma ile paralarının değerini belirlemektedirler. Öte yandan 49 ülke, yukarıda değindiğimiz ülkelerle karşılaştırıldığında, daha esnek döviz kuru düzenlemeleri izlemektedirler. Bu ülkelerden 4'ünde belirli bir grup göstergeye göre para değerlerinde ayarlama sözkonusu iken, Türkiye'nin de içinde yer aldığı 23 ülkede dalgalı döviz kuru sistemi

ve 22 ülkede ise tamamen bağımsız dalgalanma sözkonusudur.

Döviz kuru sisteminin, dalgalı döviz kuru sistemine geçişinden bu yana en önemli özelliği, hem reel, hem de nominal döviz kurlarında görülen beklenmedik hareketlilik olmuştur<sup>14</sup>. Artun ve Young, bu durumu şu şekilde betimlemektedirler:

*“Esnek oranlar yıldan yıla, aydan aya ve günden güne, aşağı ve yukarı doğru hareket ederek istikrarsız olma eğilimine girmişlerdir. Belirli bir dönem için döviz kurları yapışkandır, ondan sonra aniden değişmekte ve sonunda bir kalıba dönmektedirler.”*<sup>15</sup>

Bunun yanında döviz kurlarının dalgalanma yoluyla dengeyi sağlayacağı görüşü, yani “bu sistem altında ödemeler dengesinin her zaman dengede olacağı” şeklindeki beklentiler de gerçekleşmemiştir. Ayrıca bu sistem, “ülkeleri, dünyanın bu ülkeler dışında kalan kısmında olup bitenlerden soyutlayamamış ve ülkelerin karşılıklı birbirine bağımlılığı devam etmiştir”<sup>16</sup>.

Dalgalı döviz kuru sisteminin bütün bu olumsuzluklarından dolayı, günümüzde uluslararası para sisteminin reformu ve yeniden sabit döviz kuru sistemine dönülüp dönülmemesi gibi konular yoğun bir şekilde tartışılmaktadır.

<sup>14</sup> J. R. ARTUN ve J. H. YOUNG, “Fixed and Flexible Exchange Rates: a renewal of the debate”, IMF Staff Papers, 26, 4 (1979), s. 672.

<sup>15</sup> 8 nolu dipnotta verdiğimiz kaynaklar dışında benzer görüşler için bkz. Joseph A. WHITT, “Purchasing Power Parity and Exchange Rates in the Long Run”, ECONOMIC REVIEW, Federal Reserve Bank Of Atlanta, C. 74, N. 4 (July/August 1989), s. 18-32; LEVICH, s. 980-1036; James R. LOTHIAN, “Real Dollar Exchange Rates Under the Bretton-Woods and Floating Exchange Rate Regimes”, JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE, 5 (1986), s. 429-448; Cletus C. COUGHLIN ve Kees KOEDIJK, “What Do We Know About the Long-Run Real Exchange Rate?”, ECONOMIC REVIEW, Federal Reserve Bank Of ST. Louis, C. 72, N. 1 (January/February 1989); John T. HARVEY, “A Post Keynesian View of Exchange Rate Determination”, JOURNAL OF POST KEYNESIAN ECONOMICS, C. 14, N. 1 (Fall 1991), s. 61-71.

<sup>16</sup> SOLOMON, s. 367.

### 1.3. DÖVİZ KURU MODELLERİ VE REEL DÖVİZ KURU

Döviz kuru modelleri parasal ve reel modeller olmak üzere iki geniş gruba ayrılırlar<sup>17</sup>. Parasal döviz kuru modellerini de, kendi içerisinde iki gruba ayırmak mümkündür. Şimdi bu modelleri parasal modellerden başlayarak inceleyelim.

#### 1.3.1. Parasal Modeller

Parasal modellerden ilk grubu “katı parasal modeller” oluşturur. Katı parasal modeller, “reel döviz kuru davranışının, nominal döviz kuru rejimi tarafından sistematik olarak ve önemli ölçüde etkilenmeyeceğini ifade eden”, nominal döviz kuru rejiminin yansızlığı özelliğine sahiptirler. Ayrıca bu modellerin taraftarları, tüm malların ve finansal varlıkların fiyatlarının esnek olduğuna ve mal ve finansal varlık piyasalarında ortaya çıkabilecek herhangi bir değişikliğe fiyatların anında uyum sağlayacağına inanırlar. Bu nedenle döviz kuru, ekonomiyi dışardan gelen nominal şoklardan soyutlar. Bu soyutlama, reel döviz kurunun sabit olarak kalmasına neden olur. Satınalma gücü paritesi (SGP)’nin ilk taraftarları olan Ricardo, Thornton, ve Cassel gibi iktisatçıların görüşleri, parasal modelin bu katı grubuna girmektedir. Bunlara ek olarak SGP’nin açıklanan mekanizmasının geçerli olduğunu varsayan Frenkel-Bilson (F-B)’nin “esnek fiyat parasal modeli”ni de bu grup çerçevesinde değerlendirebiliriz<sup>18</sup>. Bu basit parasal modelde üç temel öge vardır:

<sup>17</sup> Literatürde döviz kuru modelleri ile ilgili değişik ayrımlar da sözkonusudur. Daha değişik ayrımlar için bkz. P. G. FISHER ve diğerleri, “Econometric Evaluation of the Exchange Rate in Models of the UK Economy”, THE ECONOMIC JOURNAL, 100 (December 1990), s. 1230-1244; Richard A. MEESE ve Kenneth ROGOFF, “Empirical Exchange Rate Models of the Seventies”, JOURNAL OF INTERNATIONAL ECONOMICS, 14 (1983), s. 3-24; David BACKUS, “Empirical Models of the Exchange Rate: Separating the Wheat from the Chaff”, CANADIAN JOURNAL OF ECONOMICS, XVII, 4 (November 1984), s. 824-846; Keith CUTHBERTSON ve Mark P. TAYLOR, “Macroeconomic Systems, Basil Blackwell Ltd., 1987.

<sup>18</sup> John F. O. BILSON, “The Monetary Approach to the Exchange Rates: Some Empirical Evidence”, IMF Staff Papers, (March 1978), s. 47-75 ve “The Current Experience with Floating Exchange Rate: An Appraisal of the Monetary Approach”,

- SGP eşitliği,
- Yurt içi para piyasası denge koşulu<sup>19</sup>,
- Yabancı ülke para piyasası koşulu.

İkinci grup parasal modeller, “yapışkan fiyat parasal modelleri”dir. Bu modeller, özde nominal döviz kuru rejiminin yansızlığı görüşünü benimsemezler. Yapışkan fiyat parasal modellerinden ilki, Dornbusch<sup>20</sup> ve Frenkel<sup>21,22</sup> (D-F), ikincisi Hooper ve Morton (H-M)<sup>23</sup>, üçüncüsü de Driskill<sup>24</sup> tarafından geliştirilmiştir. Bu modeller de uzun dönemde para arzının reel değişkenleri etkilemediğini savunurlar. Ancak kısa dönemde para arzının reel değişkenleri etkilediği görüşünü kabul ederler. Yapışkan fiyat parasal modellerinin altında yatan temel varsayım, mal piyasası fiyatlarının; talep fazlasına ve beklenen değişimler

---

AMERICAN ECONOMIC REVIEW, (May 1978), s. 392-397; Jacob FRENKEL, “A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence”, *The Economics of Exchange Rates*, Editörler: Jacob Frenkel ve Harry G. Johnson, Mass., Addison-Wesley, Publishing Company, 1978, s. 1-25.

- 19 Para piyasası denge koşulu para arzı ile talebinin eşit olmasıdır. Burada para arzının dışsal olarak belirlendiği, para talebinin ise dışsal olarak belirlenen reel gelirin ve nominal faiz oranının bir fonksiyonu olduğu varsayılır.
- 20 Rudiger DORNBUSCH, “Expectations and Exchange Rate Dynamics”, *JOURNAL OF POLITICAL ECONOMY*, 84 (December 1976), s. 1161-1176.
- 21 Jeffrey A. FRANKEL, “On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Interest Rate Differentials”, *AMERICAN ECONOMIC REVIEW*, 69 (September 1978), s. 610-622.
- 22 Frankel modelini reel faiz oranı farklılığı modeli olarak ele alıp ayrı bir model olarak inceleyenlerde vardır. Ancak Frankel, döviz kuru için oluşturulan beklentiler eşitliğine, beklenen sürekli enflasyonu nisbi olarak yansıtan bir terim ekleyerek, Dornbusch modelini geliştirdiği için biz bu iki modeli yapışkan fiyat D-F modeli olarak adlandırdık.
- 23 Peter HOOPER ve John MORTON, “Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination”, *JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE*, (April 1982), s. 39-56.
- 24 Robert DRISKILL, “Exchange Rate Dynamics: an empirical investigation”, *JOURNAL OF POLITICAL ECONOMY*, 89 (1981), s. 359-371.

yavaş tepki göstereceğidir<sup>25</sup>. Bu nedenle reel döviz kurunun uzun dönem denge değerinden geçici sapmalar olabilir<sup>26</sup>. Bir başka deyişle tam olarak tahmin edilemeyen parasal değişiklikler, reel döviz kurunun uzun dönem denge düzeyinden geçici sapmalar yaratabilirler.

Yukarda ortak özelliklerin belirlediğimiz Yapışkan fiyat parasal modellerinin birbirlerinden ufak da olsa bazı farklılıkları vardır. Bilindiği gibi, D-F modelinde mal piyasasındaki dengesizliklere fiyatların yavaş uyumu ve döviz kurunun denge değerinden sapmalar sözkonusudur. Buna karşın H-M modeli, D-F modelini, uzun dönemde reel döviz kurunda ortaya çıkacak değişimleri içerecek şekilde değiştirerek geliştirmektedir<sup>27</sup>. Ayrıca H-M modelinde, uzun dönem reel döviz kurundaki değişimler ile ticaret dengesini etkileyen beklenmeyen şoklar arasında korelasyon olduğu varsayılır. Driskill'in stok/akım modeli ise yabancı ve ülke içi varlıklar arasında eksik ikamenin olduğu biçiminde bir ek varsayım yaparak; ticaret akımlarının, ödemeler dengesi aracılığıyla finansal piyasaları etkilediğini kabul eder. Bu model ayrıca D-F modelinde olduğu gibi "paranın uzun dönemde yansız olduğunu" kabul ederken, "D-F modelinin döviz kurları uzun dönem denge hedef değerini aşar" şeklindeki önerisinin artık geçerli olmadığını ileri sürer.

Yapışkan fiyat varsayan modellerle tam esnek fiyat varsayan modeller karşılaştırıldığında; yapışkan fiyat varsayan modellerin, ekonomik politika değişkenlerine tepki olarak daha büyük ölçüde döviz kuru değişiklikleri öngördükleri söylenebilir<sup>28</sup>. Genel bir döviz kuru eşitliği yardımıyla esnek fiyat varsayan F-B

<sup>25</sup> Richard A. MEESE ve Kenneth ROGOF, "Was it Real? The Exchange Rate -Interest Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period", THE JOURNAL OF FINANCE, XLIII, 4 (september 1988), s. 935.

<sup>26</sup> COUGHLIN-KOEDIJK, s. 42.

<sup>27</sup> Lars OXELHEIM, **International Financial Market Fluctuations-Corporate Forecasting and Reporting Problem**, Scandinavian Institute for Foreign Exchange Research, John, Willey and Sons, 1985, s. 101-102.

<sup>28</sup> Richard A. MEESE ve Kenneth J. SINGLETON, 'Rational Expectations and The Volatility of Floating Exchange Rates', INTERNATIONAL ECONOMIC REVIEW, C. 24, N. 3 (October

modeli ile yapışkan fiyat varsayan H-M ve D-F modelleri arasındaki farklılıkları řu şekilde açıklayabiliriz. Genel bir döviz kuru eşitliğini Türkiye için yazarsak;

$$S = a_0 + a_1 (m-m^*) + a_2 (y-y^*) + a_3 (r_s-r_s^*) + a_4 (\pi^e-\pi^e^*) + a_5.TB + a_6.TB^* + u$$

şeklinde ifade edebiliriz<sup>29</sup>.

Eşitlikte yer alan deęişkenleri TL için řu şekilde tanımlayabiliriz. Simgelerde yabancı ülkeye ait deęişkenler üzerine yıldız koyulanlar, Türkiye için geçerli deęişkenler ise yıldızsız olanlardır.

S	= TL cinsinden yabancı paranın fiyatının logaritması,
m-m*	= Türkiye para arzının yabancı ülke para arzına oranının logaritması (log(M/M* = m-m*),
y-y*	= Türkiye reel gelirin yabancı ülke reel gelire oranının logaritması (log(Y/Y* = y-y*),
r <sub>s</sub> -r <sub>s</sub> *	= Kısa dönem faiz oranı farklılıkları,
π <sup>e</sup> -π*	= Uzun dönem beklenen enflasyon oranı farklılıkları,
TB	= Kümülatif Türkiye ticaret dengesi,
TB*	= Kümülatif yabancı ülke ticaret dengesi,
u	= hata terimi.

Şimdi bu genel gösterimden hareketle, yukarda açıklanan modellerin farklılıklarını ele alalım. F-B modeli, döviz kurunun nisbi para arzında birinci derece homojenlik gösterdiğini ifade eder. Yani a<sub>1</sub> = 1 dir. Ayrıca daha önce deęindiğimiz gibi bu model SGP teorisinin geçerliliğini varsayar. Bu varsayım için kısıtlar ise a<sub>4</sub> = a<sub>5</sub> = a<sub>6</sub> = 0 dir. Bu kısıtlar dikkate alındığında F-B modeli için eşitlik

$$S = a_0 + a_1 (m-m^*) + a_2 (y-y^*) + a_3 (r_s-r_s^*) + u$$

biçimine dönüşür.

1983), s. 728.

<sup>29</sup> OXELHEIM, a. g. e.,s. 101.

Buna karşın D-F modelinin geliştirilmiş bir şekli olan ve uzun dönemde reel döviz kuru değişmelerini göz önünde tutan H-M modeli eşitlikte hiçbir katsayı için sıfır kısıtı öngörmez. Yani yukarda verdiğimiz birinci eşitlik H-M modeli için aynen geçerlidir. D-F modelinde ise fiyat uyumundaki gecikmeler ve bunun sonucunda SGP'den sapmalar öngörüldüğü için  $a_5 = a_6 = 0$  dir. Yani eşitlik;

$$S = a_0 + a_1 (m - m^*) + a_2 (y - y^*) + a_3 (r_s - r_s^*) + a_4 (\pi^e - \pi^e) + u$$

biçimine dönüşecektir.

### 1.3.2. Reel Modeller

Stockman'ın döviz kurları ile ilgili görüşleri, döviz kuru modellerinin reel grubuna girer. Özellikle Stockman'ın 1988 yılındaki çalışmasında<sup>30</sup> ortaya attığı denge modeli, nominal döviz kuru rejiminin yansız olduğu şeklindeki varsayımları içermez. Stockman teorisi, reel döviz kurunda ortaya çıkan bilinen dalgalanmalar ile döviz kurunu belirleyen denge modellerini birleştirmesi nedeniyle, döviz kuru modelleri içerisinde özel bir öneme sahiptir<sup>31</sup>. Stockman nominal ve reel döviz kurları arasındaki ilişkiyi şu şekilde açıklar:

*“Malların arz ve talebinde ortaya çıkan reel değişmeler, reel döviz kuru da dahil, bütün nisbi fiyatları değiştirir. Çoğu durumda reel döviz kurundaki bu değişmeler kısmen, nominal döviz kurundaki değişmeler aracılığıyla yaratılır. Dolayısıyla*

<sup>30</sup> Alan C. STOCKMAN, “Real Exchange Rate Variability Under Pegged and Floating Nominal Exchange Rate Systems: An Equilibrium Theory”, CARNEGIE-ROCHESTER CONFERENCE SERIES ON PUBLIC POLICY, 29 (1988), s. 259-294.

<sup>31</sup> David H. PAPELL, “Can equilibrium models explain nominal exchange regime non-neutrality? Evidence from the European Monetary System”, JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE, 11 (1992), s. 96-99.

*arz ve talepteki birbirini izleyen bu deęişmeler, reel ve nominal döviz kurları arasında bir korelasyon oluşturur. Bu korelasyon, piyasa dengesinin gerektirdiđi pazar temizlenme koşullarının fiyat mekanizması yardımıyla oluşturulması ile tutarlıdır.”<sup>32</sup>*

Helpman ve Razin<sup>33</sup>, Stockman'ın 1980 yılındaki çalışmasının<sup>34</sup> ışığında, reel deęişkenler üzerinde yoğunlaşarak, reel döviz kuru davranışını ülkeler arasındaki zaman tercihi oranındaki farklılıkların bir fonksiyonu olarak modellediler.

Balassa<sup>35</sup> ve Samuelson<sup>36</sup>, sektörel verimlilik gelişme oranındaki farklılıkların reel maliyetleri ve nisbi fiyatları deęiştireceđini ve bu yüzden ulusal fiyat düzeyleri ile ayarlanmış döviz kurlarında, farklı hareketler yaratacađını ileri sürmüşlerdir. Yani Balassa ve Samuelson, yüksek gelire sahip ülkelerin daha yüksek reel döviz kuruna sahip olacaklarını ve ülkeler arasındaki gelir farklılıklarının SGP'den sapmalara neden olacağını ifade etmişlerdir. Hsieh<sup>37</sup> ve Neary<sup>38</sup>, Balassa ve Samuelson ile benzer sonuçlara ulaşmışlardır.

Bir başka alternatif reel yaklaşım da, “ödemeler dengesi kısıtı” yaklaşımıdır.

<sup>32</sup> Alan C. STOCKMAN, “The equilibrium approach to the exchange rates”, ECONOMIC REVIEW, Federal Reserve Bank of Richmond, (March/April 1987), s. 12.

<sup>33</sup> E. HELPMAN ve A. RAZIN, “Dynamics of a floating exchange rate regime”, JOURNAL OF POLITICAL ECONOMY, 90 (August/September 1982), s. 728-754.

<sup>34</sup> Alan C. STOCKMAN, “A theory of exchange rate determination”, JOURNAL OF POLITICAL ECONOMY, 88 (December 1980), s. 673-697.

<sup>35</sup> Bela BALASSA, “The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal”, JOURNAL OF POLITICAL ECONOMY, 72 (May 1964), s. 584-596.

<sup>36</sup> Paul A. SAMUELSON, “Theoretical Notes on Trade Problems”, REVIEW OF ECONOMICS AND STATISTICS, 46 (May 1964), s.145-154.

<sup>37</sup> David A. HSIEH, “The Determination of the Real Exchange Rate”, JOURNAL OF INTERNATIONAL ECONOMICS, 12 (May 1982), s. 355-362.

<sup>38</sup> Peter NEARY, “Determinants of the Equilibrium Real Exchange Rate”, AMERICAN ECONOMIC REVIEW, (March 1988), s. 210-215.



Bu yaklaşım, denge reel döviz kurundaki değişimler ile cari işlemlerdeki değişimler arasındaki ilişkiler üzerinde yoğunlaşır<sup>39</sup>. Yaklaşımına göre, uzun dönem denge döviz kuru uzun dönemde cari işlemler dengesini sağlayan bir orandır. Cari işlemleri etkileyen herhangi bir temel ekonomik faktör, reel döviz kurunu da etkiler. Bu yüzden, uzun dönem denge reel döviz kuru değişimleri, beklenen veya beklenmeyen, yabancı ve yerli malların arz ve talebinde değişimler yaratan reel faktörlere bağlıdır. Bu reel faktörlerin en önemlisi, ülkeler arasındaki nisbi çıktı farklılıklarıdır. Dış aleme oranla daha hızlı yurt içi üretim artışı, uzun dönem denge reel döviz kurunun değer kazanmasına neden olacaktır. Bu yaklaşımın önemli bir diğer özelliği de, cari işlemlerde ortaya çıkan beklenmedik değişimlerin uzun dönem reel döviz kurunu etkileyeceği olasılığı üzerindedir.

Benzer şekilde, cari işlemlerde ortaya çıkan beklenmedik değişimlerin önemi Dornbusch ve Fisher'in 1980 yılındaki çalışmasında<sup>40</sup> da vurgulanmıştır. Dornbusch-Fisher modelinde, bu ilişki şu şekilde açıklanmaktadır. Cari işlemler bilançosu fazlası, yabancı varlıkların ülkeye girişi sonucunda, servette bir artış yaratır. Bu şekilde servette ortaya çıkan artış, beklenmeyen bir artış olarak düşünülürse; servetteki bu artış sonucu iç piyasadaki mallara talep fazlası ortaya çıkar. Talep fazlası nedeniyle bozulan mal piyasası dengesinin kısa dönemde yeniden sağlanması için için reel döviz kurunda bir artışın sözkonusu olması gerekir. Bu şekilde ortaya çıkan reel döviz kuru artışı, talebin yerli mallardan yabancı mallara yönelmesine neden olur ve ülke içi talep fazlası bu şekilde giderilmiş olur<sup>41</sup>.

---

<sup>39</sup> COUGHLIN-KOEDIJK, s. 41.

<sup>40</sup> Rudiger DORNBUSCH ve Stanley FISHER, "Exchange Rates and Current Account", AMERICAN ECONOMIC REVIEW, (December 1980), s. 537-575.

<sup>41</sup> Yapışkan fiyat parasal modelleri kısmında değindiğimiz Hooper ve Morton, çalışmalarında, reel döviz kurundaki değişimleri ekonomik temellerle ilişkilendirmek için benzer çerçeveyi esas alırlar.

### 1.3.3. Karma Modeller

Döviz kuru modelleri ile ilgili şimdiye kadar yaptığımız açıklamalarda, döviz kurunda değişmeye yol açan faktörleri reel ve parasal faktörler olarak ayrı ayrı inceleyen çalışmalar üzerinde durduk. Bu arada az da olsa birkaç iktisatçı hem nominal, hem de reel faktörlerin döviz kurunda değişmeye yol açtığına inanır. Bu iktisatçılardan ilki Bigman'dır<sup>42</sup>. Bigman'a göre parasal şoklar, kısa dönemde yansız değildirler. Bunun yanında reel şoklar da, döviz kurunda değişmeye yol açarlar. Bu yüzden, SGP'den yapısal değişimle ilgili uzun dönem sapmaları içerecek daha karmaşık bir SGP ifadesine gereksinim vardır.

Döviz kurunda hem reel, hem de parasal faktörlerin önemine değinen ikinci iktisatçı Koh'dur. Koh<sup>43</sup>, Phelps'in ada ekonomisi modelini<sup>44</sup> kullanarak, hem parasal, hem de reel döviz kuru modellerini bütünleştirir. Koh, piyasa hakkında eksik bilgi olması durumunda reel ve parasal faktörlerin, reel etkilere sahip olduğunu ve reel döviz kurunda değişiklikler yaratabileceğini savunur.

Döviz kuru değişikliklerini açıklamak için parasal ve reel faktörleri göz önünde tutan bir diğer iktisatçı da Sebastian Edwards'dır<sup>45</sup>. Edwards, kısa dönemde hem reel, hem de nominal faktörlerin rol oynadığı bir döviz kuru belirlenme modeli geliştirmiştir. Edwards modelinde, kısa dönemin aksine uzun dönemde, sadece reel

<sup>42</sup> David BIGMAN, "Exchange Rate Determination: Some Old Myths and New Paradigms", **Floating Exchange Rates and the State of World Trade Payments**, Editörler: Bigman ve Taya, Ballinger Publishing Co., Cambridge, 1984, s. 71-100.

<sup>43</sup> Ai-Tee KOH, "Money Shocks and Deviations from Purchasing Power Parity", **JOURNAL OF MONETARY ECONOMICS**, 14 (July 1984), s. 105-123.

<sup>44</sup> E. S. PHELPS, "Introduction: The New Microeconomics in employment and Inflation Theory", **Microeconomic Foundations of employment and inflation Theory**, Editör: E. S. Phelps, Norton, New York, 1970. Burada esnek döviz kuru sisteminin geçerli olduğu ve sadece iki malın üretilip tüketildiği küçük bir açık ekonomi varsayılır.

<sup>45</sup> Sebastian EDWARDS, "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior, Theory and Evidence from Developing Countries", **JOURNAL OF DEVELOPMENT ECONOMICS**, 29 (1988), s. 311-341.

faktörler denge reel döviz kurunu etkiler. Bu şekilde görüşlerini özetlediğimiz Edwards, ampirik çalışmalar sonucunda gelişmekte olan ülkelerdeki reel döviz kuru hareketlerinin, hem nominal, hem de reel değişkenlere yanıt verdiğini bulmuştur. Edwards ayrıca, genişleyici ve süreklilik göstermeyen makroekonomik politikaların, kaçınılmaz olarak, döviz kurunda aşırı reel değerlenmeye yönelik etkiler yarattığını ortaya koymuştur.

#### 1.4. REEL DÖVİZ KURU DAVRANIŞININ ZAMAN İÇİNDE İNCELENMESİ

Reel döviz kurunu daha iyi analiz edebilmek için temel betimleyici istatistikler ve grafikler yardımıyla reel döviz kurlarının davranışlarını incelememiz gerekmektedir. Bu incelemelerde tüm reel döviz kurları logaritmik olarak ifade edilmiş ve reel döviz kuru;

$$R = e + p^* - p$$

formülünü kullanarak hesaplanmıştır. Tüm hesaplamalarda 1975 Ocağı ile 1991 Aralık arasında yer alan aylık veriler esas alınmıştır. İnceleme döneminin 1975’de başlamasının nedeni bu dönemin dalgalı döviz kurlarının dünyada çeşitli ülkelere yaygın olarak uygulandığı bir dönem olmasıdır. Ayrıca nominal döviz kurları ile ilgili resmi verilerin 1975’den sonra bulunabilmesi de inceleme döneminin 1975’de başlamasını zorunlu kılmıştır. Nominal döviz kurlarına ait veriler T. C. Merkez Bankasından alınmıştır ve aylık alış fiyatlarını yansıtmaktadır. Reel döviz kurlarını hesaplamak için kullanılacak fiyatlar genel düzeyini temsil için fiyat indeksi olarak Tüketici Fiyat İndeksi (TFİ) seçilmiştir. Toptan eşya fiyat indeksi hem incelediğimiz bütün ülkeler için kullandığımız IMF’nin “Finansal istatistik”lerinde bulunamadığından ve hem de üçüncü bölümde ayrıntılı olarak değineceğimiz nedenlerden dolayı kullanılmamıştır. TFİ’ye ait veriler IMF “International Financial

Statistics"leri sütun 64'den alınmıştır.

#### 1.4.1. Reel Döviz Kuru Davranışının Betimleyici İstatistiklerle İncelenmesi

Reel döviz kurlarının zaman içinde gelişimini incelerken, önce, Tablo 1.2.'de yer alan özet betimleyici istatistikleri, daha sonra ise reel döviz kurları ile nisbi fiyat değişimleri ve nominal döviz kuru değişimleri arasında ki çapraz korelasyonları incelemeye çalışacağız.

Tablo 1.2.'de beş sanayileşmiş ülke ile Türkiye arasındaki reel döviz kurlarına ait özet istatistikler görülmektedir. Daha önce belirttiğimiz gibi inceleme dönemi, büyük oranda esnek döviz kurları dönemini kapsamaktadır. Tablodan da anlaşılacağı gibi kullanılan betimleyici istatistikler, inceleme döneminde reel döviz kurlarının; aritmetik ortalamaları, standart sapmaları ve bu dönemde ulaştıkları maksimum ve minimum değerlerinden oluşmaktadır.

Tablo 1.2. Reel Döviz Kuru Değişmelerine İlişkin Özet Betimleyici İstatistikler

Ülke	Aritmetik Ortalama	Standart Sapma	Maksimum	Minimum
ABD	0.0014	0.0423	0.31	-0.94
Almanya	0.0015	0.0597	0.60	-0.18
Fransa	0.0016	0.0594	0.69	-0.19
İngiltere	0.0029	0.0655	0.63	-0.18
İtalya	0.0032	0.0952	0.63	-0.70

Tablodaki birinci sütun, inceleme döneminde reel döviz kurlarındaki değişimin aritmetik ortalamasını vermektedir. İncelenen bütün reel döviz kurları logaritmik olarak ifade edildiği için bu ortalama değerler, reel döviz kurlarında ortaya çıkan ortalama yüzde değişmeyi temsil ederler. Reel döviz kurlarında bu dönemde ortaya çıkan en yüksek ortalama değişim % .32 ile TL/Liret Reel döviz kurunda olurken, en az ortalama değişim % 0.14 ile TL/\$ reel döviz kurunda olmuştur.

Tablodaki ikinci sütun, reel döviz kurlarının standart sapmalarını vermektedir. Bilindiği gibi standart sapma dağılımının bir ölçüsüdür ve burada reel döviz kurlarındaki dalgalanmayı gösterir. Bir başka deyişle reel döviz kurlarının birinci farklarının standart sapması reel döviz kurlarındaki hareketliliğin bir ölçüsü olarak alınmıştır. Tabloda yer alan standart sapma değerleri çok büyük oranda olmasa da, reel döviz kurlarının inceleme döneminde önemli ölçüde dalgalanma içinde olduğunu gösterir. % 4 ile % 9 arasında değişen standart sapma değerleri, ortalamaların gösterdiği gibi en fazla dalgalanmanın TL/Liret reel döviz kurunda, en az dalgalanmanın ise TL/\$ reel döviz kurunda ortaya çıktığını göstermektedir.

Tablo 1.2.'deki son iki sütun ise inceleme döneminde her bir reel döviz kurunun ulaştığı maksimum ve minimum değerleri vermektedir. Bu sütunları incelediğimizde, dikkatimizi çeken ilk şey maksimum ile minimum değişim arasındaki farkın, incelediğimiz beş durumda da en az % 70 düzeyinde olmasıdır. Bu bulgu da, önceki sütunlarda reel döviz kurlarının inceleme döneminde oldukça hareketli olduğu şeklinde bulunan genel eğilimi destekler niteliktedir. Yani inceleme döneminde, reel döviz kurlarında önemli ölçüde dalgalanma vardır. Betimleyici istatistiklerden ortaya çıkan bu genel sonuç; ikinci bölümde geniş olarak tanıtacağımız ve üçüncü bölümde teste tabi tutacağımız Satınalma Gücü Paritesi (SGP) teorisi ile çelişkili bir durumun varlığını haber vermektedir. Çünkü, her ay eğer SGP geçerli olsaydı, reel döviz kurlarının değişmeyip sabit kalmaları gerekirdi.

**Tablo 1.3. Reel döviz kuru ve Nisbi Fiyat Düzeyi Değişmelerinin Çapraz Korelasyonları,  $\text{corr}(\Delta R_t, \Delta(p/p^*)_{t-k})$**

Ülke	k						
	-3	-2	-1	0	1	2	3
ABD	0.10	-0.08	0.08	-0.19	0.07	-0.04	0.01
Almanya	0.06	0.02	0.27	-0.25	-0.06	-0.09	0.09
Fransa	0.07	0.02	0.27	-0.25	-0.05	-0.05	0.07
İngiltere	0.06	0.03	0.24	-0.27	-0.03	-0.60	0.13
İtalya	0.12	0.04	0.18	0.00	-0.01	0.00	0.00

Tablo 1.3. reel döviz kuru ile nisbi fiyat değişimleri arasında çapraz korelasyonları vermektedir. Burada nisbi fiyatlar, Türkiye fiyatlar genel düzeyinin yabancı ülke fiyat düzeylerine oranlanması ile bulunmuştur. Tablo 1.3.'de k'nın sıfırdan farklı değerlerini incelediğimizde; k'nın -1 değeri, yani birinci gecikme dışında, reel döviz kuru değişimleri ile nisbi fiyat değişimlerinin korelasyon içinde olmadıklarını görürüz. Bununla birlikte bu korelasyonlar, tablo 1.3.'den de görüldüğü gibi oldukça düşük ve % 8 ile % 27 arasında değişmektedir. Benzer şekilde k'nın sıfır olduğu aynı zamanlı korelasyonları incelediğimizde İtalya dışında korelasyonların negatif olduğunu ve yine düşük düzeyde olduklarını görürüz. Bu örnek korelasyonları Türkiye-İngiltere için -0.27 iken, Türkiye -İtalya için hiçbir korelasyon gözlenmektedir.

Tablo 1.4. Reel Döviz Kuru ve Nominal Döviz Kuru Değişmelerinin Çapraz Korelasyonları,  $\text{corr}(\Delta R_t, \Delta e_{t-k})$

Ülke	k						
	-3	-2	-1	0	1	2	3
ABD	-0.06	-0.06	0.11	0.81	0.11	-0.04	-0.11
Almanya	-0.09	-0.10	0.00	0.90	-0.15	-0.14	-0.07
Fransa	-0.07	-0.09	0.00	0.89	-0.15	-0.13	-0.07
İngiltere	-0.06	-0.07	0.00	0.91	-0.10	-0.11	-0.03
İtalya	0.00	-0.06	-0.08	0.96	-0.14	-0.07	-0.03

Tablo 1.4.'de reel döviz kuru değişimleri ile nominal döviz kuru değişimleri arasındaki örnek korelasyonlar görülmektedir. k'nın sıfır olduğu, yani reel ve nominal döviz kurlarının aynı anda değiştikleri durumda, bütün incelenen ülkeler için yaklaşık bire yakın bir ilişki vardır. Buna karşın k'nın diğer tüm değerleri için reel döviz kuru değişimleri ile nominal döviz kuru değişimleri arasında hemen hemen hiç bir ilişki görülmemektedir.

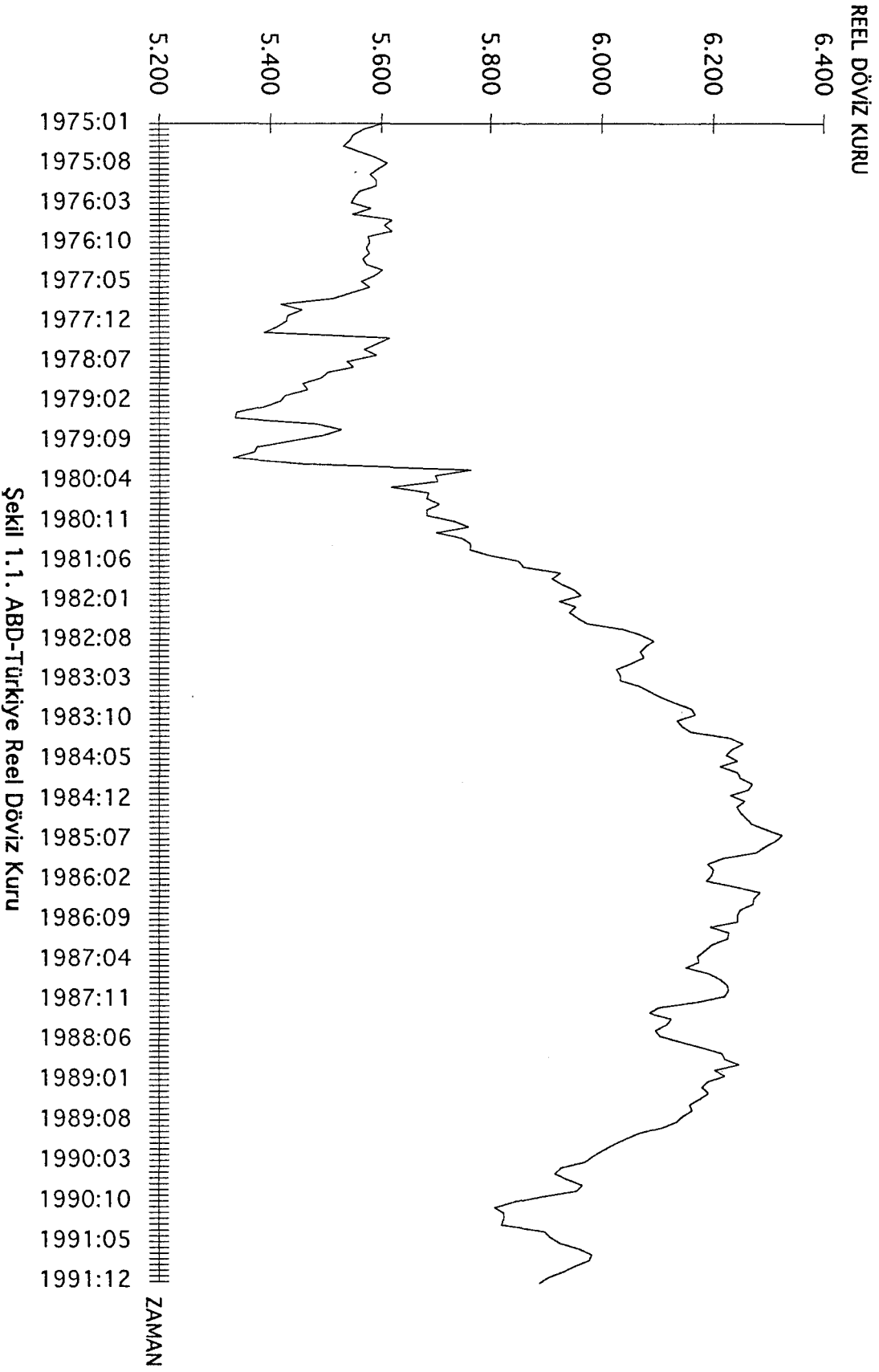
Bu örnek korelasyonların incelenmesinden, kısaca şu genel sonuçları çıkarmak mümkündür. Reel döviz kuru değişimleri, büyük oranda nominal döviz kurlarındaki değişimlerden kaynaklanmaktadır. Yani, nominal döviz kurları değiştiğinde bu

değişmeler nisbi fiyat düzeylerindeki ters yönde değişmeler ile tamamen elimine edilmediği için reel döviz kurları aşağı yukarı nominal döviz kurları ile aynı değişim yapısını izlemektedir. Bu sonuç ise sonraki bölümlerde göreceğimiz gibi kısa dönemde SGP'den sapmaların ortaya çıkmasına neden olmaktadır. Ancak nominal döviz kurlarındaki değişmelerin reel döviz kurlarındaki değişmelere neden olduğu sonucuna kesin olarak varabilmek için üçüncü bölümde yapacağımız nedensellik testlerinin sonuçlarının da incelenmesi gerekir.

#### 1.4.2. Reel Döviz Kuru Davranışının Grafiklerle İncelenmesi

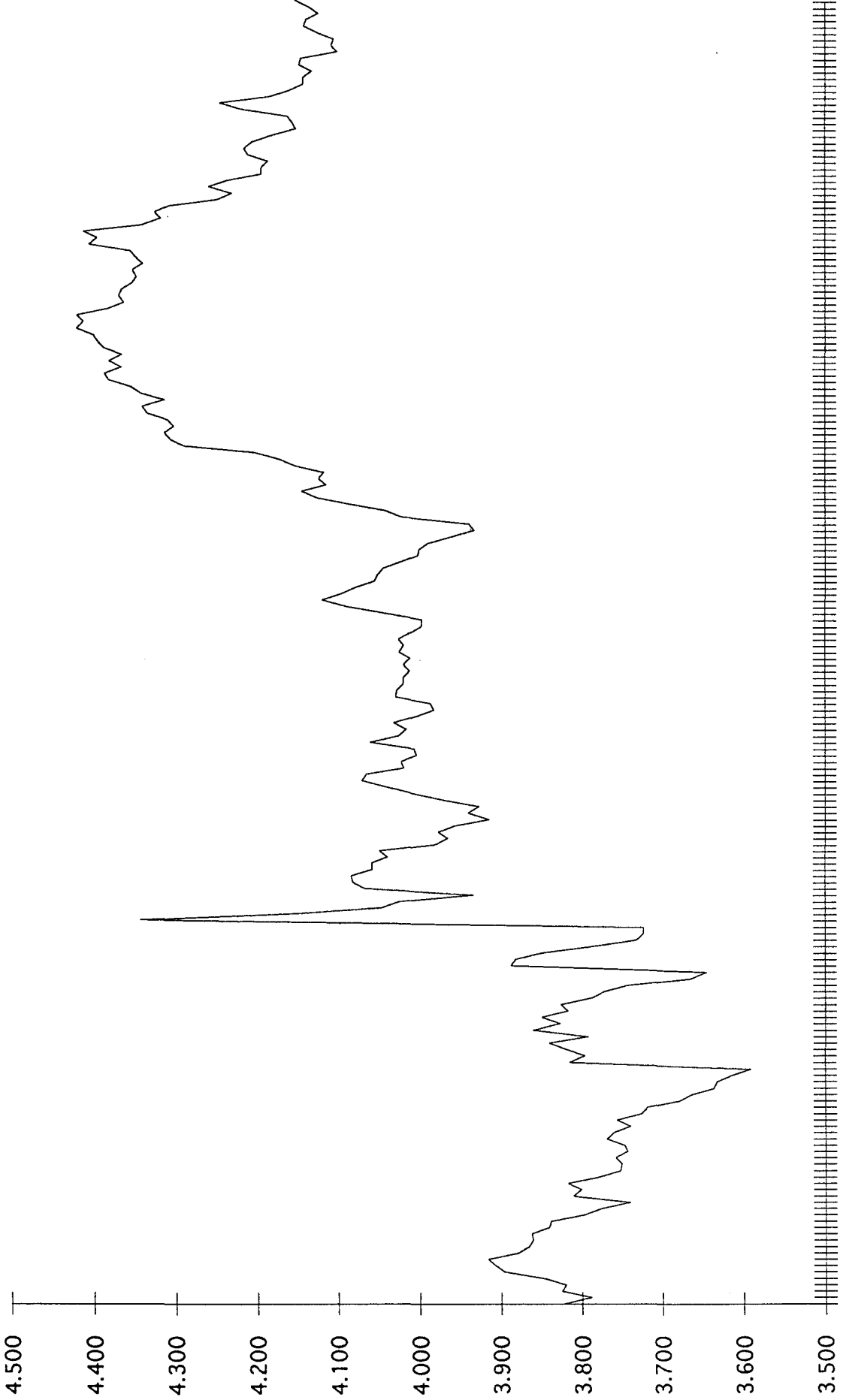
İzleyen sayfalarda, Şekil 1.1.'den başlayarak şekil 1.5.'de sona eren beş ayrı ülke için hesaplanmış reel döviz kurlarının, zaman içinde değişimini gösteren grafikler yer almaktadır. Bu grafikler incelendiğinde, bu grafiklerin tümünde gözlenen bazı ortak davranışları kaba hatları ile şu şekilde özetleyebiliriz.

Herşeyden önce bütün grafiklere baktığımızda, inceleme döneminde reel döviz kurlarında gözle görünür bir hareketliliğin olduğunu söyleyebiliriz. Ayrıca grafikler, tüm ülkeler için ana hatlarıyla artan reel döviz kurlarını göstermektedir. Bir başka önemli ortak nokta, tüm ülkeler için 1980 ocağında, büyük oranda reel döviz kuru artışının olmasıdır. Bu tarihte bilindiği gibi 24 Ocak kararları olarak adlandırılan geniş çaplı ekonomik kararlar sonucu TL büyük oranda devalüe edilmiş ve bundan sonra TL'de yapılan sürekli devalüasyonlar ile dışsatımın arttırılmasına çalışılmıştır. 24 Ocak 1980 kararlarıyla başlayan reel döviz kurlarındaki artış eğilimleri, uzunca bir süre devam etmiş ve nihayet 1985 sorası dönemden başlayarak çeşitli paralar için çeşitli yıllarda enyüksek değerine ulaşmıştır. Örneğin ABD için bu



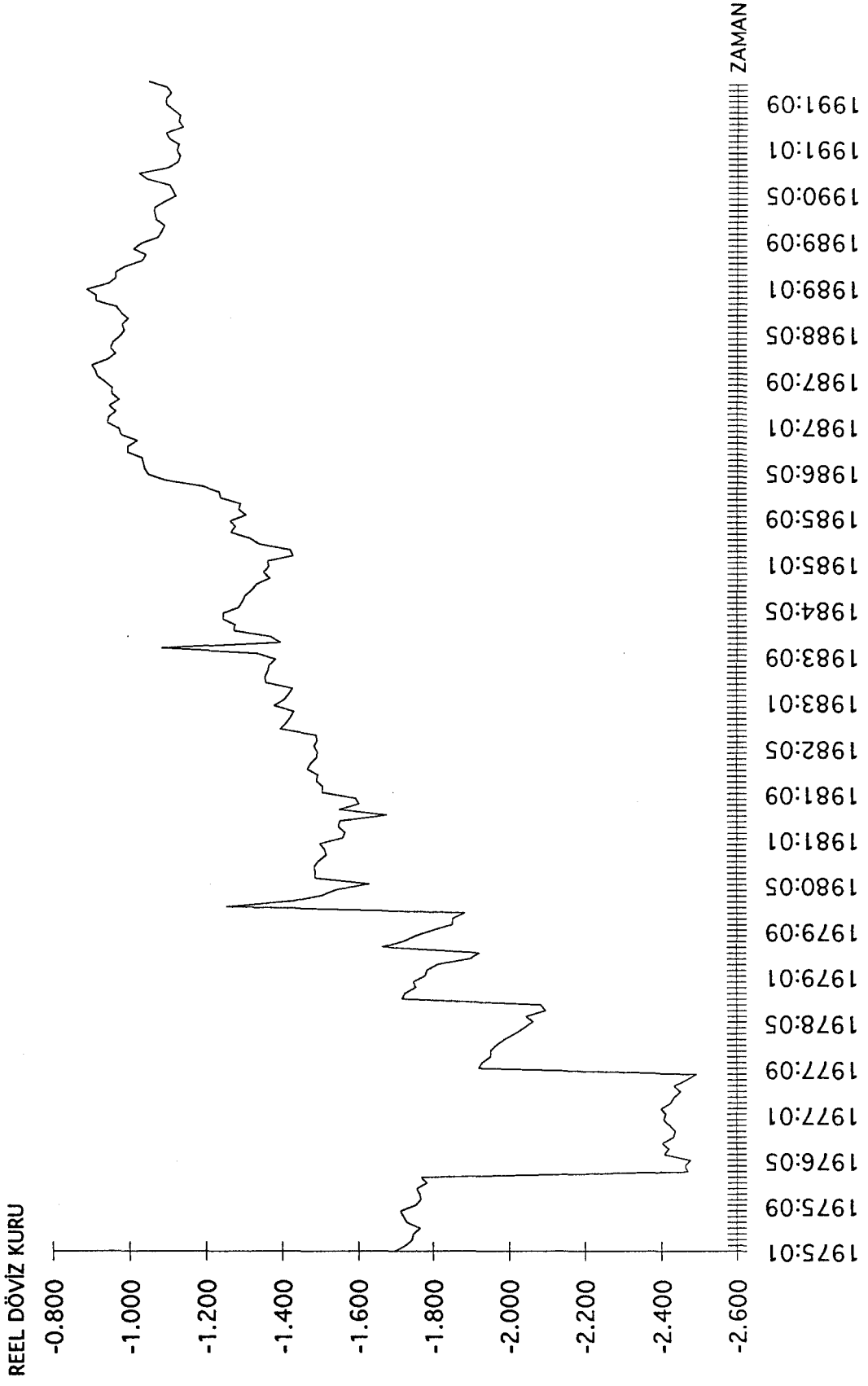


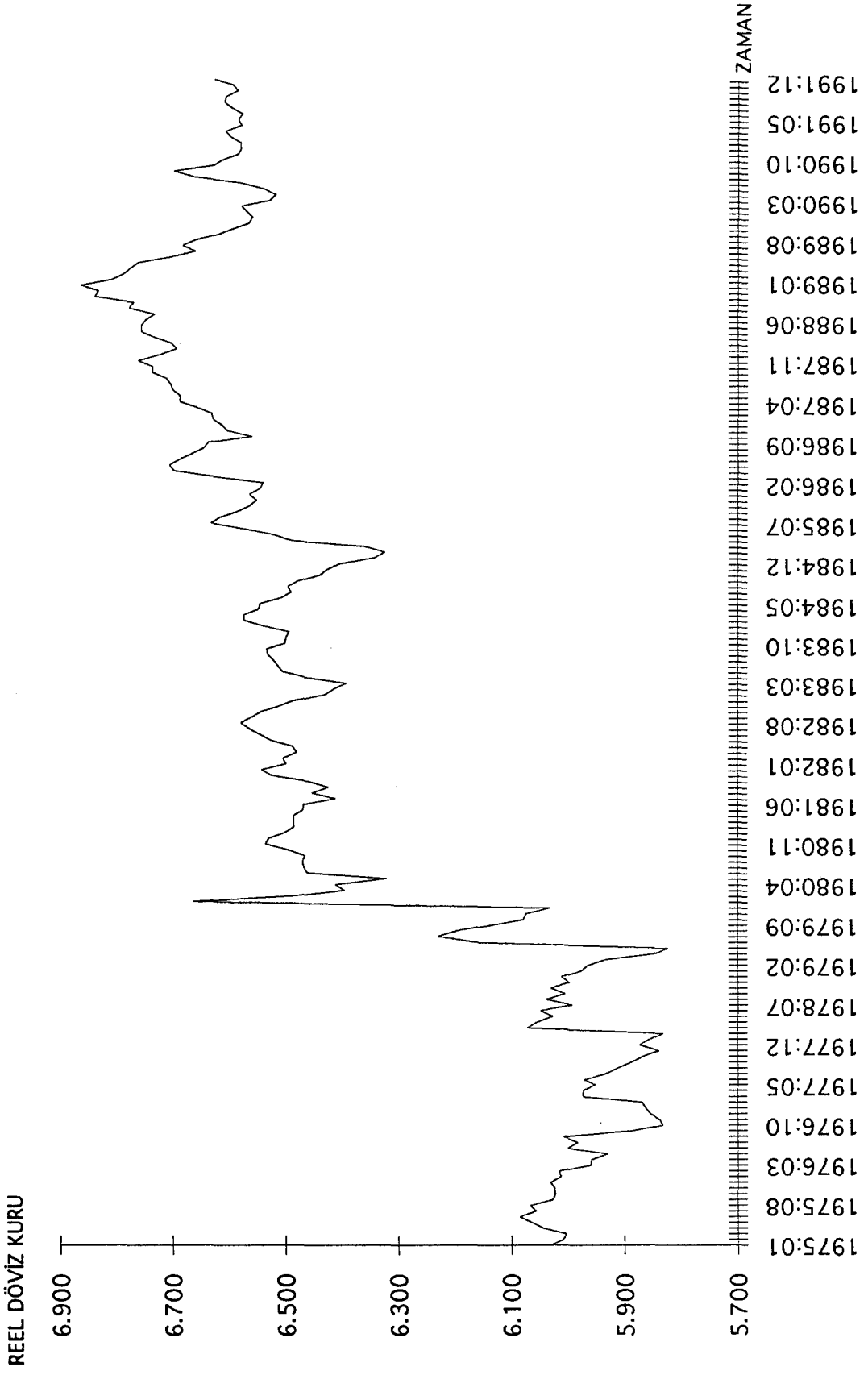
REEL DÖVİZ KURU



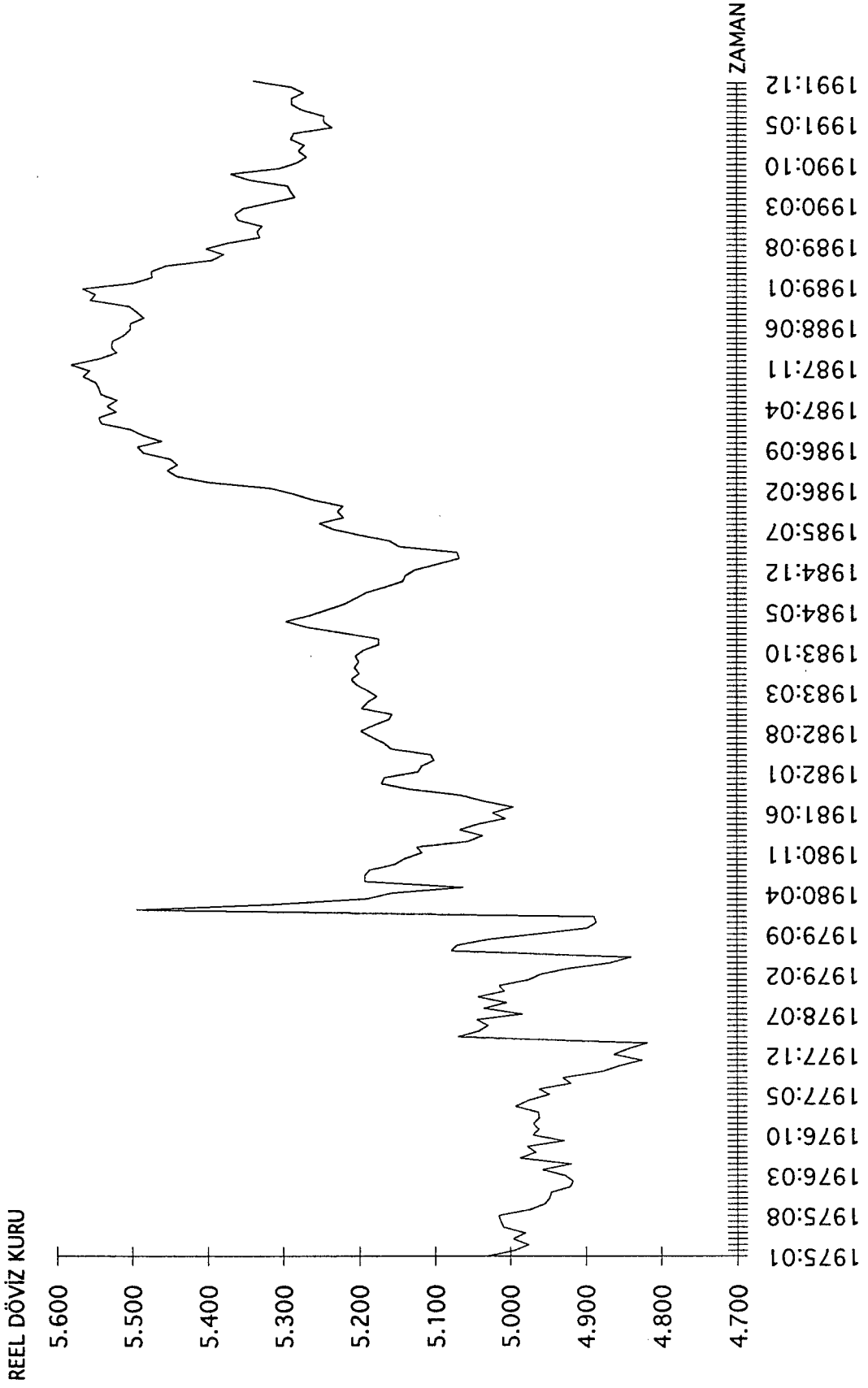
ZAMAN

1975:01  
1975:07  
1976:01  
1976:07  
1977:01  
1977:07  
1978:01  
1978:07  
1979:01  
1979:07  
1980:01  
1980:07  
1981:01  
1981:07  
1982:01  
1982:07  
1983:01  
1983:07  
1984:01  
1984:07  
1985:01  
1985:07  
1986:01  
1986:07  
1987:01  
1987:07  
1988:01  
1988:07  
1989:01  
1989:07  
1990:01  
1990:07  
1991:01  
1991:07





Şekil 1.4. İngiltere-Türkiye Reel Döviz Kuru



Şekil 1.5. Almanya-Türkiye Reel Döviz Kuru

enyüksek değer 1985 yılı sonlarına rastlarken, Almanya için 1986 yılında ve diğer paralar için ise 1988 yıllarında ortaya çıkmıştır. Bu artış eğiliminde, TL'de yapılan devalüasyonlar nedeniyle nominal döviz kurlarında ortaya çıkan artışların önemli rolü olmuştur. 24 Ocak kararlarıyla başlayan döviz kurlarındaki bu artış eğilimi 1989 yılından başlayarak bir düşüş eğilimine girmiştir. Çünkü bu yıldan başlayarak Türkiye'de, "döviz kuru artışını düşük tutarak enflasyonla mücadele" politikası önem kazanmaya başlamıştır<sup>46</sup>. Bunun sonucunda da 1989 ile 1990 yıllarında TL reel olarak değer kazanmaya başlamıştır. Ancak, TL 1991 yılında reel olarak yeniden düşme eğilimine girerek; yine ya enflasyon ile aynı oranda, yada enflasyon oranının üzerinde değer kaybederek anti-enflasyonist politika aracı olma özelliğini de kaybetmiştir.

Şekillerin incelenmesi sırasında gözlenen bir başka ortak nokta da, bütün serilerde biraz önce sözünü ettiğimiz büyük oranda dalgalanmaların olmasıdır. Bu büyük ölçekli dalgalanmaların nedeninin, bilimsel olarak açıklanması gerekir. Ayrıca serilerde gözlenen diğer ortak eğilim, bütün reel döviz kuru serilerinin durağan olmayan bir yapı göstermeleridir<sup>47</sup>. Eğer reel döviz kuru serileri durağan değillerse, logaritmik reel döviz kurlarını açıklamaya çalışan standart regresyon tahminleri anlamsız olur. Ayrıca katsayıların standart hataları sapmalı olacağı için bu standart hatalara dayanarak kullanılacak "t" istatistiği gibi test istatistikleri, geçersiz olacaklardır. Bu nedenlerle, reel döviz kuru serilerinin durağan olup olmadıklarının da, reel döviz kurlarındaki dalgalanmaların kaynakları gibi ayrıntılı olarak analizi gerekmektedir.

<sup>46</sup> Gökhan ÇAPOĞLU, *Türkiye İstikrar İçinde Nasıl Kalkınır?*, Adım Yayıncılık, Ankara, 1992, s. 18.

<sup>47</sup> Reel döviz kuru serilerinin durağan olup olmadıklarını, üçüncü bölümde zaman serisi teknikleri kullanarak inceleyeceğiz.

## İKİNCİ BÖLÜM

### SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ TEORİSİ

#### 2.1. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ TEORİSİ VE REEL DÖVİZ KURU

İktisat teorisinin en eski ve en eski olduğu kadar en tartışmalı teorilerinden biri olan Satınalma Gücü Paritesini (SGP), en genel biçimiyle, “iki ülkenin fiyatlar genel düzeyi oranı ile nominal döviz kuru arasında bir ilişkinin varlığı” biçiminde ifade ederiz. SGP teorisinin altında yatan temel düşünce, iki ülke fiyatlar genel düzeyi oranının denge döviz kurunu temsil ettiğidir. SGP ilişkisini formülle gösterirsek;

$$e = p/p^*$$

eşitliğine ulaşırız.

Reel döviz kuru hareketlerini incelediğimiz bu çalışma, SGP teorisi ile çok yakından ilgilidir<sup>48</sup>. Herşeyden önce SGP teorisi, döviz kuru belirlenmesinin modern ekonomik analizinde, en önemli öğelerden birisini oluşturmaktadır<sup>49</sup>.

<sup>48</sup> SGP reel döviz kuru ilişkisi için bkz. Robert J. GORDON, *Macroeconomics*, Scott, Foresman and Company, ABD, 1986, s. 540-541; DERNBURG, s. 30-31; BAILLIE-McMAHON, s. 17.

<sup>49</sup> Betty C. DANIEL, “Optimal Purchasing Power Parity Deviations”, *INTERNATIONAL*

Özellikle 1970'li ve 1980'li yıllara ait nominal ve reel döviz kuru modellerini incelediğimizde, bu modellerde SGP ilişkisinin yoğun olarak kullanıldığını söyleyebiliriz<sup>50,51</sup>. SGP teorisinin reel döviz kurları açısından en önemli öngörüsü “uzun dönemde SGP geçerli ise reel döviz kurlarının değişmeyeceği” olmaktadır. SGP ile reel döviz kuru ilişkisini reel ticaret haddi reel döviz kuru ilişkisini gösteren eşitlik yardımıyla açıklamak mümkündür. Bunun için reel ticaret haddinin reel döviz kuruna eşit olduğunu gösteren eşitliği yeniden yazalım.

$$q/q^* = ep^*/p \quad (1)$$

Hatırlarsak, reel döviz kuru:

$$R = ep^*/p \quad (2)$$

idi. Reel döviz kuru tanımından yararlanarak; (1) nolu eşitlikteki yüzde değişimleri;

$$\Delta q/q - \Delta q^*/q^* = \Delta e/e + \Delta p^*/p^* - \Delta p/p \quad (3)$$

şeklinde yazabiliriz. Bu durumda, reel döviz kurundaki yüzde değişme ( $\Delta R/R$ ), nominal döviz kurundaki yüzde değişme ( $\Delta e/e$ ), artı yabancı ülke enflasyon oranı ( $\Delta p^*/p^*$ ) ile yurtiçi enflasyon oranı ( $\Delta p/p$ ) arasındaki farka eşit olur. Daha önce de belirttiğimiz gibi eğer SGP teorisi geçerli ise reel döviz kurunun uzun dönemde sabit kalıp, değişmemesi gerekir. Bu önermeyi bir örnekle gösterebiliriz. Diyelim ki TL Dolara karşı % 2 oranında değer kaybetsin ve Türkiye’de enflasyon oranı % 6 iken ABD’de enflasyon oranı % 4 olarak gerçekleşsin. Bu durumda kolaylıkla

ECONOMIC REVIEW, C. 27, N. 2 (June 1986), s. 483.

50 Mark RUSH ve Steven HUSTED, “Purchasing Power Parity in the Long Run”, CANADIAN JOURNAL OF ECONOMICS, XVIII, N. 1 (February 1985), s. 137.

51 Birçok dinamik döviz kuru modeli döviz kuru için uzun dönem denge koşulu olarak SGP formülünü esas alır. Bkz. Rudiger DORNBUSCH, “Expectations and ...”, s. 1161-1176 ve Michael L. MUSSA, “A Model of Exchange Rate Dynamics”, JOURNAL OF POLITICAL ECONOMY, 90 (1982), s. 74-104.

anlaşılabilirliği gibi reel döviz kurundaki değişme 0 olarak gerçekleşir. Bu ise temelde SGP teorisinin reel döviz kurlarının uzun dönem davranışı ile ilgili önermesinin kendisidir. Çünkü SGP teorisine göre (3) nolu eşitliğin sağ tarafında uzun dönemde hiçbir değişme olmaz ve (3) nolu eşitlik,

$$\Delta e/e + \Delta p/p - \Delta p^*/p^* = 0$$

haline gelir. Burada  $\Delta e/e$  yi yalnız bırakırsak,

$$\Delta e/e = \Delta p/p - \Delta p^*/p^*$$

eşitliğini elde ederiz. Bizim örneğimizdeki değerleri eşitlikte yerine koyarsak;

$$2 = 6 - 4$$

eşitliği elde edilir.

Eğer SGP teorisinin bu önermesi geçerli olursa, görüldüğü gibi uzun dönemde reel döviz kuru sabit kalacağından bu kurdaki değişmeleri incelemek anlamsız olacaktır. Ancak, SGP teorisinin tarihsel gelişimini, türlerini, SGP'den sapmaları ve SGP ile ilgili yapılmış bazı testleri incelediğimizde, SGP'nin önermelerinin geçerli olup olmadığını test etme gereğini ortaya koyabiliriz.

## 2.2. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ TEORİSİ'NİN TARİHSEL GELİŞİMİ

Satınalma Gücü Paritesi (SGP) teorisinin köklerini, Humprey ve Keleher'e<sup>52</sup> göre iki yüzyıldan daha fazla geriye götürmek mümkündür. Buna karşın, Bernholz<sup>53</sup>

<sup>52</sup> Thomas HUMPREY ve Robert KELEHER, *The Monetary Approach to the Balance of Payments, Exchange Rates, World Inflation*, Proeger, New York, 1982.

<sup>53</sup> Peter BERNHOLZ, *Flexible Exchange Rates in Historical Perspective*,



SGP düşüncesinin dört yüzyıldan daha fazla bir geçmişi olduğunu ileri sürer. Bütün bunlarla birlikte Officer'ı<sup>54</sup> izleyerek SGP'nin tarihsel gelişimi ile ilgili şu önemli kesitleri vermek mümkündür. Officer'a göre SGP teorisinin kökenlerini 16. ve 17. y.y. boyunca, İspanya'daki Salamanca okulunun felsefeci ve dinbilimcilerinin yazılarında bulmak mümkündür. İzleyen iki yüzyılın büyük bir kısmında, herhangi bir gelişme söz konusu olmazken, teori 19. y.y. başlarına kadar etkisini gösteren altın/gümüş standardı döneminde yeniden keşfedilmiştir. Teorinin bundan sonraki gelişmesi, John Stuart Mill, Goschen, Marshall, ve Von Mises'in çalışmaları ile sınırlı kalmıştır.

SGP teorisi, birinci dünya savaşının sonuna kadar kapsamlı bir şekilde oluşturulmasına rağmen, İsveçli iktisatçı Gustav Cassel'in teorisinin kurucusu olduğu konusunda yaygın bir inanç vardır<sup>55</sup>. Cassel SGP teorisini bir paradigma haline getirerek, birinci dünya savaşına kadar olan dönemde, Avrupa paralarının davranışlarını açıklamak için kullanmıştır. Ayrıca Cassel SGP teorisinin nisbi ve mutlak türlerini tanımlayarak teoriye yeni katkılar sağlamıştır<sup>56</sup>.

Teoriye, Cassel'den başka iktisatçıların da katkı yaptıklarını söylemek mümkündür. Humprey, "Milton Friedman ile Anna Schwartz'ın, SGP'nin kendi kendini dengeleme mekanizmasının sadece mal fiyatlarındaki değişimler aracılığıyla değil, aynı zamanda ödemeler dengesinde yer alan kalemler aracılığıyla da çalıştığını" ortaya koyarak SGP teorisine katkı yaptıklarını ileri sürmektedir<sup>57</sup>.

Princeton Studies in International Finance, Princeton University press, Princeton, 1982.

54 Lawrence H. OFFICER, **Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Theory, Evidence and Relevance**, Contemporary Studies in Economic and Financial Analysis Series, Greenwich, CT and London, JAI Press, C. 35, 1982.

55 Rudiger DORNBUSCH, **Exchange Rates and Inflation**, The MIT Press, Cambridge, 1991, s. 269.

56 Cassel'in teorisi ile ilgili olarak ayrıca bkz. Henry S. GAILLIOT, **Purchasing Power Parity As an Explanation of Long-Term Changes in Exchange Rates**", JOURNAL OF MONEY, CREDIT AND BANKING, 2 (August 1970), s. 348-357.

57 HUMPREY, s. 337.

SGP teorisine olan ilgi, 1970'lerin başlarında esnek döviz kuru sistemine geçişle birlikte artmıştır<sup>58</sup>. Bu dönemde SGP ile ilgili önemli bir bulgu, Flood<sup>59</sup> ve Mussa<sup>60</sup> tarafından ortaya konulmuştur. Flood ve Mussa reel şoklar söz konusu iken SGP'nin geçerli olmasının beklenemeyeceğini ileri sürmüşlerdir. Her iki iktisatçı da, yabancı ve yerli malların birbirlerinin tam ikamesi olmadıklarını ve ticaret hadlerinin reel şoklara uyum göstermesi gerektiğini düşünerek, bu durumun yabancı ve yerli fiyatlar genel düzeyleri ile döviz kuru hareketlerinde farklılaşmayı gerekli kılacağını savunmuşlardır. Bu arada Dornbusch<sup>61</sup>, fiyatların yapışkan olması nedeniyle, SGP'den sapmaların kaçınılmaz olduğunu ifade etmiştir.

Frenkel<sup>62</sup> 1920'lerin esnek döviz kuru döneminde değişik fiyat indeksleri ile SGP'nin mutlak ve nisbi türlerini inceleyip, 1920'ler boyunca SGP'nin iyi bir şekilde performans gösterdiğisonucuna varmıştır. Bununla birlikte bu bulguların doğruluğu konusunda halen tartışmalar sürmektedir<sup>63</sup>.

Frenkel, 1981 yılında bu kez SGP'nin 1970'lerdeki performansını test etmiştir<sup>64</sup>. Frenkel çalışmasında, Dolar/Paund, Dolar/Frank, Dolar/Mark döviz kurlarını inceleyerek, SGP'nin 1970'lerde 1920'lerin aksine çok kötü bir şekilde performans gösterdiğini, kendi deyimiyle çöktüğünü ve SGP'de ortaya çıkan sapmaların bir istisnadan çok, kural olabileceğini bulmuştur. Frenkel bu sonuçlara

<sup>58</sup> Meher MANZUR, "An International Comparison of Prices and Exchange Rates", JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE, 9 (1990), s. 76.

<sup>59</sup> R. P. FLOOD, "Explanation of Exchange Rate Volatility and Other Empirical Regularities in some Popular Models of Foreign Exchange Market", CORNEGIE-ROCHESTER CONFERENCE SERIES ON PUBLIC POLICY, 15 (Autumn 1981), s. 219-250.

<sup>60</sup> MUSSA, "A Model...", s. 74-104

<sup>61</sup> DORNBUSCH, "Exchange Rate ...", s. 1161-1176.

<sup>62</sup> J. A. FRENKEL, "Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s", JOURNAL OF INTERNATIONAL ECONOMICS, 8 (May 1978), s. 169-191.

<sup>63</sup> Bu konuda bkz. Georg JUNGE, "Purchasing Power Parity in the 1920s and the 1970s", EUROPEAN ECONOMIC REVIEW, 26 (December 1984), s. 73-82.

<sup>64</sup> J. A. FRENKEL, "The Collapse of Purchasing Power Parity during the 1970s", EUROPEAN ECONOMIC REVIEW, 16 (May 1981), s. 145-165.

dayanarak, SGP'den beklenen büyük sapmalar veri alındığında, SGP'den geriye ne kaldığı ve SGP'nin politika kılavuzluğu konusunda ne tür bir rol alması gerektiğini şöyle açıklamıştır.

*“SGP'nin bir döviz kuru belirlenmesi teorisi olamayacağı açıktır. ... ayrıca döviz kurlarındaki günden güne ve aydan aya dalgalanmaları açıklamakta iyi bir kılavuz olamayacağı da açıktır. Bunlara ek olarak ekonomi, nisbi fiyatların uyarlanmasını gerektiren reel yapısal değişmelerle yüz yüze kaldığında, SGP belki uzun dönemde bile atminkar olmayabilir. SGP, öncelikle döviz kurunun genel trendini açıklamada ve bu trendin altında yatan esas şoklar parasal olduğunda iyi bir kılavuz olabilir.”<sup>65</sup>*

Frenkel'in ulaştığı bu sonuçlar Miller tarafında da desteklenmiştir<sup>66</sup>. Bununla birlikte Davutyan ve Pippenger<sup>67</sup>, SGP'nin 1970'ler boyunca kötü performansına ait kanıtları daha değişik biçimde yorumlamışlardır. Davutyan ve Pippenger'e göre ticarete konu olmayan malların nisbi fiyatlarını değiştiren şoklar söz konusu iken, bu şokların, tahminin hata terimi konusundaki varsayımlarını geçersiz kılması nedeniyle, standart testler kullanarak SGP'nin geçerliliği aleyhinde ulaşılabilecek sonuçlar hatalı olabilir.

Hakkio zaman serisi ile kesit analizi tahmin yöntemlerini kullanarak SGP incelemelerine yeni bir boyut getirmiştir<sup>68</sup>. Hakkio bu çalışmasında, birçok para için eşzamanlı olarak SGP'nin geçerli olup olmadığını test etmiştir. Hakkio'nun

<sup>65</sup> FRENKEL, s. 162.

<sup>66</sup> S MILLER, “Purchasing Power Parity and Relative Price Variability: Evidence from the 1970s”, EUROPEAN ECONOMIC REVIEW, 26 (December 1984), s. 353-367.

<sup>67</sup> N. DAVUTYAN ve J. PIPPENGER, “Purchasing Power Parity Did Not Collapse”, AMERICAN ECONOMIC REVIEW, 75 (December 1985), s. 1151-1158.

<sup>68</sup> C. S. HAKKIO, “A Re-examination of Purchasing Power Parity, A Multi-country and Multi Period Study”, JOURNAL OF INTERNATIONAL ECONOMICS, 17 (November 1984), s. 265-277.

sonuçları SGP'nin uzun dönemde geçerli olduğunu, ancak kısa dönemde SGP'den sapmalar olabileceğini göstermiştir.

SGP üzerine günümüz çalışmaları daha çok “döviz kuru belirlenmesinde varlık piyasası yaklaşımı” çerçevesinde yürütülmektedir. Bilindiği gibi döviz kuru belirlenmesinde varlık piyasası yaklaşımında; döviz kurunun yabancı finansal varlıklara olan iç talep ile yerli finansal varlıklara olan dış talebi dengeye getiren bir araç olduğu kabul edilir. Ayrıca uzun dönem denge döviz kurunun varlık piyasası yaklaşımı, uzun dönem denge döviz kurunun, temelde paranın mal piyasalarındaki satılma gücü tarafından belirlendiği görüşünü de içermektedir.

### 2.3. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNİN TÜRLERİ

Döviz kurları ile fiyatlar genel düzeyi arasındaki ilişki, SGP teorisi tarafından iki değişik şekilde açıklanır. Bunlar, mutlak ve nisbi SGP kavramlarıdır.

Güçlü veya mutlak SGP, iki ülkenin fiyatlar genel düzeyi oranının iki ülke arasındaki döviz kuruna eşit olduğunu ifade eder. Örneğin,  $e_{TL/\$}$  Dolar başına TL'yi,  $P_{ABD}$ , ABD fiyatlar genel düzeyini ve  $P_T$  Türkiye fiyatlar genel düzeyini ifade ederse; mutlak SGP eşitliği şu şekilde yazılabilir:

$$e_{TL/\$} = R (P_T / P_{ABD}) \quad (1)$$

Burada R reel döviz kurunu ifade eder ve değerinin 1'e eşit olduğu varsayılır. Bu şekilde tanımlanan mutlak SGP, entegre olmuş rekabetçi bir piyasada “tek fiyat yasası”na<sup>69</sup> dayanır.

<sup>69</sup> Tek fiyat yasası tarifeler gibi ticarete resmi engellerin ve taşıma maliyetlerinin olmadığı rekabetçi piyasalarda, farklı ülkelerde satılan benzer malların fiyatları, aynı para birimi ile ifade edildiğinde, aynı fiyata satılmaları gerekliliğini ifade eder. Örneğin, TL/DM döviz kuru Mark başına 4000 TL olsun. Bu durumda İstanbul'da 340.000 TL'ye satılan bir kazak, Berlin'de 85 DM'a satılmalıdır. Eğer kazak Berlin'de satılırsa bu

Mutlak SGP, nisbi yada zayıf SGP'nin varlığını ima eder. Nisbi SGP; döviz kurundaki yüzde değişimin, iki ülkenin fiyatlar genel düzeyindeki yüzde değişimlere, yani iki ülkenin enflasyon oranındaki farklılığa eşit olduğunu ifade eder<sup>70</sup>. Mutlak SGP'yi ifade ettiğimiz (1) nolu eşitliğin her iki tarafının logaritmasını alıp, eşitliği birinci farklar şeklinde eşitliği yeniden yazarsak, nisbi SGP'yi elde etmiş oluruz. Yani,

$$\Delta \text{Ln}e_{\text{TL}/\$} = \Delta \text{Ln}R + \Delta \text{Ln}P_T - \Delta \text{Ln}P_{\text{ABD}} \quad (2)$$

eşitliğini buluruz. Bu eşitlikte SGP teorisine göre uzun dönemde reel döviz kuru sabit olduğundan,  $\Delta \text{Ln}R$ 'nin sifıra eşit olduğu varsayılır. Örneğin, eğer Türkiye'de enflasyon oranı % 50 ve ABD'de enflasyon oranı % 5 ise, nisbi SGP'ye göre TL'nin Dolar karşısında % 45 değer kaybetmesi gerekir. Daha önce SGP reel döviz kuru ilişkisinde gösterdiğimiz gibi, mutlak SGP eşitliğini yeniden yazarak reel döviz kurunu eşitlik (3)'teki haliyle elde ederiz.

$$R = \text{Ln}e_{\text{TL}/\$} = \text{Ln}P_{\text{ABD}} - \text{Ln}P_T \quad (3)$$

Eğer mutlak SGP geçerli olursa, "R'nin 1'e eşit olması" ve eğer nisbi SGP geçerli ise" R'nin herhangi bir değeri alıp buna karşın sabit kalması" gerekir.

Her iki SGP türünün yapılan çok sayıda ampirik testleri sonucunda iktisatçılar arasındaki genel kanı, mutlak SGP'nin döviz kurunun iyi bir tahmincisi olmadığı şeklindedir. Bunun nedenlerini birçok faktöre bağlamak mümkündür. Bu faktörler arasında tarifeleri, taşıma maliyetlerini, farklı ülkelerdeki farklı fiyatlar genel düzeyi yapılarını saymak mümkündür. Buna karşın, belli koşullar altında, örneğin yüksek enflasyon, yüksek oranda parasal büyümeler ve seyrek arz şokları söz konusu

---

kazağın TL cinsinden fiyatı  $4000 \times 85 = 340.000$  TL olur ve bu İstanbul'daki fiyatın aynısıdır. Daha ayrıntılı bilgi için bkz. KRUGMAN-OBSTFELD, s. 379.

<sup>70</sup> Dominick SALVATORE, *International Economics*, Second edition, USA, MacMillan Publishing Company, 1987, s. 411.

olduğunda; nisbi SGP iyi bir performans gösterebilmektedir<sup>71</sup>. Ancak yukarıda belirttiğimiz faktörler (tarifeler gibi) değişirse, nisbi SGP de başarısız olacaktır. Nisbi SGP ile ilgili esas sorun, reel döviz kurunun zaman içerisinde değişmesine olanak tanımaması, yani reel döviz kurunun sabit kalacağını varsaymasıdır. Yukarıdaki açıklamalarımızdan da kolayca anlaşılacağı gibi eğer mutlak SGP geçerli olursa; nisbi SGP de geçerli olur. Buna karşın mutlak SGP geçerli olmasa da, nisbi SGP geçerli olabilir<sup>72</sup>.

SGP ampirik olarak sürekli iyi bir performans göstermemesine rağmen, halen gerek denge döviz kurunu belirleme ve gerekse herhangi bir paranın bir başka para karşısında aşırı mı yoksa değerinden az mı değerlendirildiğine karar vermede kullanılan önemli yöntemlerden biridir.

SGP teorisinden yararlanılarak, çeşitli ülke paraları için geçerli olan döviz kurlarının bir değerlemesi Tablo 2.1.'de yer alan örnekte görülmektedir<sup>73,74,75</sup>.

SGP'ye dayanarak yaptığımız bu hesaplamalarda, kullandığımız mal sepeti, basitçe McDonald's'ın 50 den fazla ülkede hemen hemen aynı özelliklerde üretip sattığı "Big Mac" türü hamburgerdir. Vergi de dahil Big Mac'in ABD'deki ortalama fiyatı 2.20 \$ dır.

---

71 Walter ENDERS, "Unit Roots and the Real Exchange Rate Before World War 1: the case of Britain and the USA", JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE, 8 (1989), s. 59.

72 Michael MELVIN, *International Money and Finance*, Harper and Row, USA, 1985, s. 80.

73 Bu örnek KOHN, s. 649'dan alınıp Türkiye ile ilgili veriler de örneğe dahil edilerek geliştirilmiştir.

74  $SGP = \text{Yerel Fiyat} / \text{Dolar Fiyatı}$ .

75  $\% (+,-) = (\text{Gerçek Döviz Kuru} - \text{SGP Döviz Kuru}) / \text{SGP döviz Kuru}$ .

Tablo 2.1. Hamburger Standardı

Ülke	Yerel Para İle Fiyatı	Dolar'ın SGP İle İfade Fiyatı	Gerçek Döviz Kuru	% Olarak Dolar'ın Aşırı (+) veya Daha Az (-) Değerlenmesi
ABD	\$ 2.20			
Avusturalya	A\$ 2.3	1.05	1.32	26
Batı Almanya	DM 4.30	1.95	1.68	-14
Belçika	BFr. 97	44.00	34.65	-21
Danimarka	DKr. 25.5	11.60	6.39	-45
Fransa	FFr. 17.70	8.05	5.63	-30
Güney Kore	Won 2100	955.00	707.00	-26
Hollanda	FL 5.25	2.39	1.88	-21
Hong Kong	HK\$ 8.60	3.90	7.79	100
İngiltere	£ 1.40	0.64	0.61	-5
İrlanda	IR£ 1.30	0.59	0.63	7
İspanya	Ptas 295	134.00	106.00	-21
İsveç	SKr 24	10.90	6.10	-44
İtalya	Lire 3900	1773.00	1230.00	-31
Japonya	¥ 370	168.00	159.00	-5
Kanada	C\$ 2.19	1.00	1.16	16
Singapur	S\$ 2.60	1.18	1.88	59
SSCB	Rouble 3.75	1.70	0.60	-65
Türkiye	TL 4800	2181.81	2521.95	16
Yugoslavya	Dinar 16	7.27	11.72	61

Tablo 2.1.'i incelediğimizde, herşeyden önce, genelde ABD Doları gelişmiş ülke paraları karşısında SGP'ye göre değerinden az değerlenmiş durumdadır. Bir başka deyişle, çeşitli gelişmiş ülke paraları, SGP'ye göre ABD Doları karşısında aşırı değerlenmiş durumdadırlar. Örneğin Japon Yeni Dolara karşı % 5 oranında aşırı değerlenmiş iken, bu oran Alman Mark'ı için % 14 dolayındadır. Buna karşın, başta özellikle uzak doğu ülkeleri olmak üzere Türkiye'nin de içinde yer aldığı gelişmekte olan ülkeler veya ihracata yönelik sanayileşme stratejisini daha fazla benimser görünen ülkelerde, ABD Doları aşırı değerlenmiş durumdadır. Bu aşırı değerlenme oranı, büyük oranda ABD'ye ihracat yapan Hong-Kong'da % 100, Singapur'da % 59 iken, Türkiye'de yaklaşık % 16 dolayındadır. İkinci önemli gözlem ise, Sovyetler Birliği Ruble'sinin eski sovyetler Birliğinin izlediği döviz kuru politikasından ve esas olarak Sovyetler Birliğinin sahip olduğu ekonomik sistemden dolayı Dolar'a karşı

aşırı değerlenmiş olmasıdır. Bu aşırı değerlenme oranı % 65 ile incelediğimiz ülkeler içerisinde en yüksek aşırı değerlenme oranıdır. Bunun anlamı resmi döviz kuru ile Big Mac fiyatı Sovyetler Birliği'nde Dolar'a çevrildiğinde, yani Big Mac'in Ruble fiyatı gerçek döviz kuruna bölüldüğünde, 6.25 ABD Doları etmektedir. Bu ise eski Sovyetler Birliği tüketicisinin örneğimizde yer alan ülkeler içerisinde Big Mac için en yüksek fiyatı ödediğini gösterir. Bun karşın ABD Dolar'ının % 100 oranında aşırı değerlendirildiği Hong-Kong'da ise tüketiciler her Big Mac için 1.10 ABD Dolar'ı ödemektedirler. Avrupa para sisteminde yeralan ve DM'nin anahtar para olduğu ortak düzenleme yapan ülkelerde<sup>76</sup>, DM'nin aşırı değerlendirildiği ve diğer ülke paralarının da DM'a göre aşırı değerlendirildiği açıkça görülmektedir. Bu görüşün doğruluğu, eylül-ekim 1992 de Avrupa para sisteminde yaşanan krizle su yüzüne çıkmıştır.

#### 2.4. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNDEN SAPMALAR

SGP'den sapmalar, başlıca iki değişik biçimde ortaya çıkabilir. Bunlardan ilki, denge nisbi fiyatlarında değişmeye yol açan yapısal sapmalar iken; diğeri, genellikle mal ve varlık piyasalarındaki farklı uyum hızlarından kaynaklanan geçici sapmalardır. SGP'de ortaya çıkan bu iki tür sapma SGP'nin nisbi türünün bile yaklaşık olarak geçerli olacağı bekenemeyeceği sonucunu doğurur.

SGP'de ortaya çıkan bu geçici ve yapısal sapmalar birçok nedenden kaynaklanır<sup>77</sup>: İlk neden, ticaret kalıplarındaki değişmeler sonucu, ticaret hadlerinin değişmesidir. İkinci neden, ekonomik gelişmenin sistematik olarak yerli ve yabancı malların nisbi fiyatlarını etkilemesidir. Üçüncü neden ise, parasal ve döviz kuruna ilişkin değişmelerin, kısa dönemde tam esnek olmayan ücretler ve fiyatlar nedeniyle; SGP ve reel fiyat oranlarında geçici sapmalar yaratmasıdır.

Bu sapmalara ek olarak, ekonometrik tahminlerde modelin belirlenmesinde yapılan tanımlama hataları da, SGP ile ilgili tahminlerde yanıltıcı sonuçlar

<sup>76</sup> Bkz., tablo 1.1.

<sup>77</sup> DORNBUSCH, "Exchange Rates...", s. 272.



alınmasına yolaçabilir<sup>78</sup>. Şimdi sırasıyla SGP'den sapmaları inceleyelim.

1964 yılında Balassa<sup>79</sup>, fiyatların belirlenmesi sürecinde, parasal olmayan faktörlerin önemini vurgulayarak; SGP'den yapısal sapmaların varlığından söz etmiştir. Bu sapmalar, Balassa tarafından reel sektörde ortaya çıkan değişmelerle açıklanmıştır. Balassa reel sektörde ortaya çıkan değişmeleri açıklarken, özellikle ticarete konu olan ve olmayan sektörlerdeki emek verimliliğindeki artış oranları farklılıklarını esas almıştır. Bir başka deyişle, ülkeler arasındaki verimlilik artış oranında farkların var olması nedeniyle; SGP'den sürekli sapmaların olduğunu vurgulamıştır. Ayrıca Balassa, nisbi ve mutlak SGP'nin geçerliliği konusunda, özetle şu eleştiriyi yapmıştır:

Ülkeler arasındaki teknolojik gelişme düzeyindeki farklılık ve ticarete konu olmayan malların varlığı nedeniyle ekonomide tek fiyat yasası geçerli olamaz. Bildiğimiz gibi tek fiyat yasası da mutlak SGP'nin temelini oluşturmaktadır. Bu nedenle, satınalma gücü paritesi ile döviz kurları arasında sistematik farklılıklar olacaktır. Ayrıca Balassa'ya göre teknolojik gelişme süreci ve ücretlerin uyum hızı, bir ülkede fiyatlar genel düzeyini etkileyen önemli faktörlerdir. Bununla birlikte bu süreçler her ülkede aynı hızda gerçekleşmez. Bu yüzden nedensellik; fiyatlar genel düzeyindeki değişmelerden, döviz kurlarındaki değişmelere doğru olmaz. O halde, Balassa'ya göre iki ülke enflasyon oranları arasındaki farklılıklardan hareketle döviz kuru değişimlerini açıklayan nisbi SGP de geçerli olmayacaktır.

Benzer görüşler Samuelson<sup>80</sup>, Stockman<sup>81</sup>, Daniel<sup>82</sup>, Edison<sup>83</sup>, Jones ve

<sup>78</sup> MELVIN, s. 84-86.

<sup>79</sup> BALASSA, s. 584-596.

<sup>80</sup> SAMUELSON, s. 145-154.

<sup>81</sup> STOCKMAN, "The Equilibrium...", s. 12-30.

<sup>82</sup> Betty DANIEL, "Empirical Determinants of Purchasing Power Parity", JOURNAL OF INTERNATIONAL ECONOMICS, C. 27, N. 2 (June 1986), s. 483-499.

<sup>83</sup> . Hali EDISON, "Purchasing Power Parity: A Quantitative Reassessment of the 1920s Experience", JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE, 4 (September 1985),

Purvis<sup>84</sup> tarafından da savunulmuştur.

Şimdi de piyasalardaki farklı uyum hızlarından kaynaklanan geçici nitelikteki sapmalara bir göz atalım. Bu tür sapmaların varlığını ileri süren iktisatçılar genellikle bu sapmaların nedenin parasal şoklar olduğunu kabul ederler. Bu iktisatçılar arasında, Fleming<sup>85</sup>, Mundell<sup>86</sup>, ve Dornbusch<sup>87</sup>'u sayabiliriz. Dornbusch, döviz kurunun belli bir değeri aşmasının, piyasalardaki farklı uyum hızlarından kaynaklandığını ilk olarak ileri süren iktisatçılardandır. Dornbusch'a göre, döviz kuru bir finansal varlığın fiyatı gibi düşünülebilir. Nasıl finansal varlıklar borsa aracılığıyla parasal şoklara ani tepkiler gösterirse, döviz kuru da herhangi bir değişime çabukca uyum sağladığı için parasal şoklar SGP'den sapmalara neden olur. Buna karşın fiyatlar genel düzeyi malların fiyatlarını temsil eder ve herhangi bir parasal şoka, döviz kuruna oranla, daha yavaş uyum sağlar.

SGP'den yapısal ve geçici sapmaların yanında, piyasa yapısından kaynaklanan yapısal sapma nedenlerini de ayrıca ele almak gerekir. Uzun dönem mal piyasalarındaki (serbest rekabetten sapmalar gibi) aksaklıklar da, döviz kurunun uzun dönem denge düzeyinden sapmasına neden olabilir. Özellikle tek fiyat yasası çerçevesinde değerlendirildiğinde, ürün farklılaştırılması ve piyasa paylaşımı gibi konular, tek fiyat yasasından ve dolayısıyla mutlak SGP'den sapmalara yol açar. Piyasa yapısı ve talepteki değişimler de mutlak SGP yanında nisbi SGP'nin geçerliliği konusunda olumsuz sonuçlar yaratabilir.

---

361-372.

- 84 Ronald JONES ve Douglas PURVIS, "International Differences in Response to Common External Shocks: The Role of Purchasing Power Parity", **Recent Issues of Flexible Exchange Rates**, Editörler: E. Classen ve P. Salin, North Holland Publishing Co., New York, 1983.
- 85 M. FLEMING, "Domestic Financial Policies Under Fixed and Floating Rate", IMF Staff Papers, (November 1962), s. 369-379.
- 86 R. A. MUNDELL, "Exchange Rate Margins and Economic Policy", **Money in the International Order**, Editör: C. Murphy, Southern Methodist University Press, Dallas, 1964.
- 87 DORNBUSCH, "Expectations and...", s. 1161-1176.

## 2.5. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNDEN SAPMALARIN SONUÇLARI

SGP'den sapmalar, makroekonomik değerlendirme kriterleri, ilişkiler, ve politikalar gibi birçok konunun yeniden gözden geçirilmesini gerektirir. Bu konuların başlıcaları, uluslararası reel gelir karşılaştırmaları, döviz kuru-faiz oranı ilişkileri ve döviz kuru politikaları gibi üç ana başlıkta ele alınabilir. Şimdi bunları Dornbusch<sup>88</sup>,u izleyerek, sırasıyla inceleyelim.

Tek fiyat yasasına dayanan mutlak SGP sonuçlarından yararlanarak, uluslararası reel gelir karşılaştırması yapmakta hiçbir sakınca yoktur. Dornbusch'a göre bir ülkedeki belli bir dönemdeki milli gelirin satınalma gücü, bir başka ülkenin milli gelirinin satınalma gücü ile milli gelirleri aynı para birimi ile ifade ederek kolayca karşılaştırılabilir. Eğer bir ülkenin geliri diğer ülkenin gelirinden yirmi kat daha büyükse, geliri büyük olan ülkenin diğer ülkeye göre mal ve hizmetler üzerindeki kontrol gücü yirmi kat daha fazla demektir. Ancak, bu tür karşılaştırmalar SGP iyi performans göstermemesine rağmen yapılırsa, karşılaştırmalar sistematik hatayla yapılır. Yani Samuelson'un ileri sürdüğü gibi, bir ülkenin reel geliri, diğer ülkenin reel gelirine oranla seçilen fiyat indeksine bağlı olarak abartılmış veya daha az ifade edilmiş olabilir<sup>89</sup>. Özellikle Kravis ve arkadaşlarının yaptığı çalışmalar<sup>90</sup>, SGP yardımıyla tahmin edilen döviz kurları yerine gerçek döviz kurları kullanıldığında; fakir ülkelerin reel gelirlerinin ciddi bir şekilde daha düşük tahmin edildiğini göstermiştir. Burada farklılığa yol açan esas neden, satınalma gücündeki sapmaların ticarete konu olan ve olmayan malların nisbi fiyatlarının ülkeler arasında farklılık

<sup>88</sup> DORNBUSCH, "Exchange Rates...", s. 282.

<sup>89</sup> Paul A. SAMUELSON, "Analytical Notes on International Real Income Comparisons", ECONOMIC JOURNAL, 84 (September 1974), s. 595-608.

<sup>90</sup> Heston I. KRAVIS ve R. SUMMERS, "Real GDP Per Capital for More Than One Hundred Countries", ECONOMIC JOURNAL, 88 (September 1978), s. 215-242 ve **World Product and Income: International Comparisons of Real GDP Product**, John Hopkins University Press, Baltimore, 1982; Heston I. KRAVIS ve Richard LIPSEY, **Toward an Explanation of National Price Levels**, Princeton Studies in International Finance, Princeton University Press, Princeton, N. 52, 1983.

göstermesi ve dolayısıyla ülkeler arasındaki bu farklı nisbi fiyatların ülkeler arası gelir karşılaştırmalarında kişileri yanıltmasıdır.

SGP'den sapmalar nedeniyle yeniden gözden geçirilmesi gerekli bir diğer konu, döviz kuru-faiz oranı ilişkileri ile ilgilidir. Dornbusch'a göre iki ülke arasındaki faiz oranı farklılığı, reel döviz kuru değerinde beklenen artışa [ $\dot{R}/R$ , Burada  $R = p/(ep^*)$  dir] eşittir<sup>91</sup>. Yani,

$$r^* = r + \dot{R}/R \text{ dir}$$

dir. Bu eşitliğe, "reel faiz paritesi eşitliği" denir. Burada  $r$ , yurtiçi reel faiz oranını;  $r^*$ , yurtdışı reel faiz oranını,  $\dot{R}$  reel döviz kurunun zamana göre değişimini gösterir ve  $\dot{R} = dR(t)/dt$  dir (bu formülde  $t$  zamanı göstermektedir). Eğer nisbi SGP geçerli olursa, reel faiz paritesi eşitliğinde yer alan  $\dot{R}/R$  terimi yok olur. Daha önce de belirttiğimiz gibi, nisbi SGP'ye göre reel döviz kuru sabittir, yani  $\dot{R} = 0$  dir. Bu nedenle ülkeler arasında sermayenin serbestçe hareket edebildiği ve riskden etkilenmeyen spekülasyon ortamında, reel faiz oranı ülkeler arasında eşitlenmiş olur. Yani,  $\dot{R}/R = 0$  olacağı için  $r^* = r$  olur.

Dornbusch'a göre reel faiz paritesinden iki ilginç sonuç çıkarılabilir. Birinci sonuç, reel döviz kuru düzeyi ile para politikaları arasındaki ilişki ile ilgilidir. Bu ilişkiyi açıklamak için önce reel döviz kuru uyum mekanizmasını yazalım.

$$\dot{R}/R = (1/S) * (R' - R) = r^* - r$$

Burada  $R'$  reel döviz kurunun trend değerini ifade eder.  $S$  bir sabittir ve  $(1/S)$

<sup>91</sup> Burada Dornbusch ülkeler arasında sermayenin tam hareketli olduğu, riskin etkilemediği spekülasyon ortamında, nominal faiz oranları ile önceden tahmin edilen paranın değer kaybetmesi arasında bir ilişkinin varlığını kabul eder. Bu ilişkiyi, açık ekonomiye uyarlanan  $i = i^* + x$  şeklindeki Fisher eşitliği ile ifade eder. Burada  $i$  ve  $i^*$  sırasıyla ülke içi ve ülke dışı faiz oranlarını,  $x$  ise yerli paranın beklenen değer kaybını ifade eder.

daha çok ücret ve fiyatların ne kadar yapışkan olduğuna bağlı olan uyum hızını gösterir. Reel döviz kuru uyum mekanizmasını  $(R' - R)$  için yeniden yazarsak;

$$(R' - R) = S * (r^* - r)$$

olur ve bu eşitliği  $R$  için çözersek;

$$R = R' + S * (r - r^*)$$

eşitliğini elde ederiz.

Bu en son eşitlikten elde edilen sonuç kısaca şudur.  $r > r^*$  olduğunda, reel döviz kuru ( $R$ ), kendi trend değerinden ( $R'$ ) daha büyük olacaktır. Yani bu durumda, uygulanan sıkı para politikası sonucu, artan reel faiz oranları reel döviz kurunda geçici bir değer artışı yaratacaktır.

Eşitlikten çıkan ikinci sonuç ise, reel faiz oranının gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde nisbi büyüklüğü ile ilgilidir. Bilindiği gibi, değişik ülkelerde fiyat indekslerinin aynı olması koşulu ile reel döviz kuru, ülkeler arasında yerli malların yabancı mallara göre nisbi fiyatını gösterir. Yine bildiğimiz gibi ülkeler arasındaki sürekli verimlilik farkları yada toplam talep yapılarındaki farklılıklar, reel döviz kurlarının durağan olmamasına neden olur. Reel döviz kurlarının durağan olmaması ise ülkeler arasında faiz oranı farklılığının doğması ile sonuçlanır. Özellikle, daha yüksek verimlilik ve gelişme oranına sahip olan ülkenin mallarının nisbi fiyatlarını artıracığı gibi reel faiz oranı da daha düşük olur. Ayrıca toplam talebin geçici olarak yüksek olduğu bir ülkede, yerli malların fiyatı da genelde yüksek olacaktır. Ancak toplam talep geçici olarak yüksek olacağı için, fiyatlar zamanla düşecektir. Buna göre o ülkedeki reel faiz oranı da dışarıya oranla yüksek olacaktır. Bütün bu argümanları birleştirirsek, gelişmekte olan ülkelerde reel faiz oranının, gelişmiş ülkelerdeki reel faiz oranından daha düşük olacağını söyleyebiliriz.

Reel döviz kurunun durağan olmaması<sup>92</sup>, yani SGP'den sapmalar, ülkeler arasında faiz farklılığına yol açacağı gibi portfolyo riskini de artırdığı için ülkelerarası portfolyo çeşitlendirilmesini<sup>93</sup> teşvik eder<sup>94</sup>. Bu arada doğal olarak, risk primi de<sup>95</sup> reel döviz kuru değişkenliği ile doğru yönde bir ilişki gösterir. Yani reel döviz kuru değişkenliği arttıkça risk primi de artar.

SGP'den sapmalar nedeniyle yeniden gözden geçirilmesi gereken üçüncü konu, döviz kuru politikalarıyla ilgilidir. SGP'den sapmaları bir ülkenin döviz kuru politikasıyla iki ayrı boyutta ilişkilendirebiliriz<sup>96</sup>. Birinci boyut, bu sapmalardan yararlanarak ülkeye makroekonomik avantajlar sağlayacak bir döviz kuru politikasının nasıl düzenleneceğidir. İkinci boyut ise SGP'den sapmalar esas alınarak, ülkenin döviz kuru sistemini nasıl belirleyeceğidir.

Ülkeler bazen bilinçli olarak, döviz kurunu SGP'nin öngördüğü değerden saptıracak politikalar uygulayarak, makroekonomik avantajlar elde edebilirler. Bir ülkenin parasının değer kaybetmesi durumunda o ülke, uluslararası düzeyde rekabet gücünü artırabilir ve ülke içindeki istihdam konusunda da olumlu gelişmeler sağlayabilir. Bununla birlikte, ülke parasının değer kaybetmesi, ülke içinde enflasyonu körükleyici sonuçlar da yaratabilir. Daha önce de belirttiğimiz gibi ülke parasının değer kaybı, "ceteris paribus", ülke mallarına olan talebi artırır ve bu

<sup>92</sup> Reel döviz kurunun durağan olmamasının, hem ekonometrik hem de ekonomik sonuçlarına üçüncü bölümde ayrıntılı bir şekilde değineceğiz.

<sup>93</sup> Yatırımcılar, paralarını, belli menkul değerlerin kompozisyonundan oluşan belirli bir portfolyo üzerinde yoğunlaştırırlar. Ancak yukarıda açıklanan nedenlerle bu riskli olabilir. Bunun için de riski azaltma yöntemi olarak portfolyo çeşitlendirilmesine gidilir.

<sup>94</sup> W. BRANSON ve D. HENDERSON, "The Specification of Asset Market", **Handbook of International Economics**, editörler: P. Kenen ve R. Jones, North Holland, Amsterdam, 1984, s. 749-805.

<sup>95</sup> Risk primi risksiz bir getiri ile riskli bir getiri arasındaki farkı ifade eder. Örneğin Alman hükümeti tarafından piyasaya çıkarılan risksiz kabul edilebilecek bir kağıda uygulanan faiz oranı % 8 ve Türk hükümeti tarafından piyasaya sürülen bir kağıda uygulanan faiz oranı da % 10 ise aradaki % 2 lik faiz farkı risk primi olur.

<sup>96</sup> Daha ayrıntılı bilgi için bkz. DORNBUSCH, "Exchange Rates...", s. 286-288 ve "Real Exchange...", s. 418-423.

talep artışı kısa dönemde mal fiyatlarında artışa da yol açabilir<sup>97</sup>. Buna karşılık, bir ülke parasının reel olarak değer kazanması, ticarete konu malların fiyat artış oranlarını enflasyon oranının altında tutarak, enflasyonist baskının azaltılmasına yardımcı olur.

Kısaca değindiğimiz bu makroekonomik etkilerin ortaya çıkabilmesi için yani SGP'de ortaya çıkan sapmaların makroekonomik avantajlara dönüştürülebilmesi için; kısa ve orta vadede gevşek para politikalarının uygulanması gereklidir<sup>98</sup>. Çünkü gevşek para politikası, kısa ve orta vadede genellikle ülke parasının değer kaybetmesine ve istihdamın arttırılmasına yardımcı olacaktır.

SGP'den sapmalar, bazen de uygulanacak döviz kuru sistemi seçiminde önem kazanabilir. Burada önemli olan, döviz kurunun sabit döviz kuru sistemine göre mi, yoksa serbestce mi, yada kontrollü olarak belirlenip belirlenemeyeceğidir. Dornbusch'a göre, döviz kurundaki değişmelerin SGP tahminleri ile uyumlu olduğu ve para politikasının sadece fiyatları etkilemek için kullanıldığı bir dünyada, eğer esnek döviz kuru sistemi uygulanıyorsa; bu esnek kurlar, ülkeleri belli bir enflasyon oranı belirlemeye zorlar. Çünkü döviz kurlarındaki değişmeler SGP'nin türleri kısmında da değindiğimiz gibi ülkenin enflasyon oranı ile yakından ilgilidir ve enflasyon oranındaki farklılıklar döviz kurunun değişmesine neden olur. Buna karşın, döviz kurundaki değişmeler SGP'den sapmalar gösterdiğinde farklı öneriler söz konusu olabilmektedir. Şimdi bu önerileri inceleyelim.

Döviz kurunun uzun dönem denge değerini tahmin etmek için SGP'yi kullanan McKinnon ve Williamson, SGP'den sapmaların olduğu durumlarda, döviz kurunun denge değerinden uzaklaşmaması için ülke hükümetlerinin döviz kuruna müdahalesini önermektedirler. McKinnon<sup>99</sup> Japon Yeni, ABD Doları, ve Alman Mark'ı arasında

<sup>97</sup> Ayrıntılı bilgi için bkz. Alberto GIOVANNINI, **The Macroeconomics of Exchange Rate and Price Level Interactions: Empirical Evidence for West Germany**, NBER Working Paper, N. 2544 (March 1988), s. 4-5.

<sup>98</sup> Bu konuda ayrıca bkz. Michael DARBY, **Does Purchasing Power Parity Work?**, NBER Working Paper, N. 607 (December 1980).

<sup>99</sup> Ronald I. McKINNON, **An International Standard for Monetary Stabilization**,

sabit döviz kurlarının geçerli olduğu bir döviz kuru sistemi önermektedir. Bu döviz kuru sisteminde ülkelerarası koordinasyon ile gerçek döviz kurları SGP'ye göre bulunmuş döviz kurunun %10'luk sınırı içinde dalgalanır. Ayrıca McKinnon'un önerisine göre sadece döviz kurlarında bu sistemin uygulamaya konması ile sağlanacak istikrar tek başına yeterli olmaz. Döviz kuru istikrarı ayrıca, ülkelerde sağlanan parasal istikrarlarla da desteklenmelidir. Bunun için adı geçen ülkelerde para arzında bazı değişikliklerin yapılması gerekir. Örneğin, diyelim ki Dolar'ın Yen'e karşı değeri SGP esas alınarak bulunan döviz kuru değerinin altında kalsın ve Dolar'ın Mark karşısındaki değerinden hiç bir değişme olmasın. Bu durumda McKinnon'un planına göre, ABD merkez bankası (Federal Reserve) nın para arzı artış hızını yavaşlatması, Japon merkez bankasının para arzının artış hızını artırması ve Alman merkez bankasının para arzı artış hızını aynı düzeyde tutması gerekir.

McKinnon<sup>100</sup>, 1988 yılında döviz kuru istikrarını sağlamak için üç ülkede yapılması gerekli para arzı değişiklikleri önerisinden vazgeçerek, uluslararası para sistemi için yeni bir öneri ortaya atmıştır. McKinnon'un yeni önerisine göre ticarete konu malların nominal fiyatlarını kabaca sabit tutmak için, üç ülkede değişik ortalama para arzı artış oranı gerekmektedir. Bir anlamda bu öneri, birçok iktisatçının da söylediği gibi "altınsız uluslararası altın standardı"<sup>101</sup> demektir.

Öte yandan Williamson'a göre, döviz kuru istikrarı için hükümetlerin piyasada oluşan döviz kurunu, "temel döviz kuru" na yakın bir düzeyde tutmaları gerekmektedir. Williamson'a göre, burada sözü edilen temel döviz kuru, bir ekonomide uzun dönemde ülkeden sermaye kaçıışı (veya ülkeye sermaye girişi) ve cari işlemler fazlası (veya açığı) yaratacağı umulan döviz kuru oranıdır<sup>102</sup>. SGP tek

MIT Press, Cambridge, Mass., 1984.

<sup>100</sup> Ronald I. McKINNON, "Monetary and Exchange Rate Policies for International Financial Stability: A Proposal", JOURNAL OF ECONOMIC PERSPECTIVES, 2 (Winter 1988), s. 83-102.

<sup>101</sup> WHITT, s. 21.

<sup>102</sup> John WILLIAMSON, "International Monetary Reform: An Agenda for the 1980s", in Political Economy and International Money, Editör: Chris Miner, New York



başına olmasa da temel döviz kurunun ana belirleyicisidir. Williamson hükümetlerin döviz kuru istikrarını sağlamak için ayrıca döviz kuru hedef bölgeleri (target zones) oluşturmalarını önerir. Hükümetler tarafından oluşturulacak bu hedef bölgeler, ölçme hatalarını da dikkate alarak tahmini denge döviz kurunun %10 altı veya üstünü kapsar. Bu önerinin iyi sonuçlar verebilmesi için, ülke hükümetleri gerektiğinde para politikası önlemleriyle veya kullanarak ve döviz kuruna müdahale ederek; döviz kurunu belirlenen hedef aralıkta tutmak için kararlı olmalıdır.

## 2.6. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ TEORİSİNİN GEÇERLİLİĞİNE YÖNELİK OLARAK YAPILMIŞ TESTLER

SGP teorisinin tarihsel gelişimi kısmında kısaca değindiğimiz gibi SGP teorisi, ortaya çıkışından bu yana birçok kez teste tabi tutulmuştur. Yapılan çalışmaları incelediğimizde, hem SGP teorisinin başarısız olduğu yönünde hem de SGP'nin iyi performans gösterdiği şeklinde sonuçları ortaya koyan çalışmalar vardır. Yapılan çalışmaların sonuçları, genellikle ele alınan ülkelerin seçimine, incelenen döneme ve kullanılan fiyat indeksine bağlı olarak farklılıklar göstermektedir. Biz bu çalışmaları SGP'nin geçerliliğini destekleyen ve desteklemeyen çalışmalar olarak iki başlık altında inceleyeceğiz. Bu incelemede, bir yandan konuya ilişkin literatürü gözden geçirirken, bir yandan da yapacağımız testin türünü belirlemeye çalışacağız.

### 2.6.1. Satınalma Gücü Paritesi Teorisi'nin Geçerliliğini Destekleyen Testler

Gailliot'un 1970 yılında yaptığı çalışma<sup>103</sup> SGP'yi destekleyen ilk çalışmadır. Gailliot, ABD ile yedi gelişmiş ülke<sup>104</sup> arasında 1900-1914 ve 1963-1967 dönemlerini ele alıp, toptan eşya fiyat indeksini (TEF) kullanarak, nisbi SGP'yi teste

University Press, New York, 1987, s. 212-227.

<sup>103</sup> GAILLIOT, s. 348-357.

<sup>104</sup> Ülkeler sırasıyla Kanada, İngiltere, Fransa, İtalya, İsviçre, ve Almanya'dır.

tabi tutmuş ve bu test sonucunda SGP'nin uluslararası iktisadın bir uzun dönem hipotezi olduğunu destekleyen kanıtlar bulmuştur. Frenkel<sup>105</sup>, ABD, İngiltere ve Fransa için 1921 yılının ikinci ayı ile 1925 yılının beşinci ayları arasındaki dönemde, TEF indeksini kullanarak, yine nisbi SGP'nin geçerliliğini, adı geçen ülkelerde test etmiş ve SGP'nin 1920 lerde iyi bir şekilde çalıştığına karar vermiştir. Frenkel, aynı zamanda bu çalışması ile SGP'nin uzun dönemde daha iyi sonuçlar verdiğini göstermiştir.

Öte yandan Frenkel 1981 yılında yaptığı bir başka çalışmasında<sup>106</sup> SGP'nin 1970'li yıllarda, 1920'lerin aksine oldukça kötü bir performansa sahip olduğunu ileri sürmüştür. Daha önce de belirttiğimiz gibi Davutyan ve Pippenger<sup>107</sup>, SGP'nin 1970'li yıllarda "çökmediği" sonucuna varmış ve bu görüşün aksini savunmuşlardır. İnceleme dönemi olarak, 1920'ler ile 1976 yılının altıncı ayı ile 1979 yılının yedinci ayı arasındaki dönemi alan Davutyan ve Pippenger, hem tüketici fiyat indeksini (TFİ) hem de TEF indeksini kullanarak, nisbi SGP'yi Kanada, Japonya, İngiltere ve Almanya için test etmişler ve SGP'nin 1920'li yıllarda olduğu gibi 1970'li yıllarda da iyi işlediği sonucuna varmışlardır. Bu sonuca ek olarak Davutyan ve Pippenger Frenkel'in bulgularının 1970'li yıllarda parasal şoklara nazaran reel şokların artan öneminden kaynaklandığını ileri sürmüşlerdir.

Hakkio<sup>108</sup>, kendisinin de belirttiği gibi çoklu döviz kuru dünyasında SGP'yi yeniden incelemiştir. Üç aylık veri ile 1925.I-1925.II ve 1973.III-1982.IV arası dönemde; İngiltere, ABD, Fransa, Kanada ve Japonya'ya ait verileri seçen Hakkio, TFİ'ni kullanarak, mutlak SGP'nin bu ülkelerde geçerliliğini test etmiştir. Zaman serisi-kesit analizi tahmin yöntemi kullanan ve eşzamanlı olarak, birçok parada SGP'nin geçerliliğini destekleyen sonuçlar bulan Hakkio, SGP'nin başarısızlığını, doğru olmayan parametre tahminlerine bağlamıştır.

<sup>105</sup> FRENKEL, "Purchasing...", s. 169-191.

<sup>106</sup> FRENKEL, "The...", s. 145-165.

<sup>107</sup> DAVUTYAN-PIPPENGER, s. 1151-1158.

<sup>108</sup> HAKKIO, s. 265-277.

Rush ve Husted<sup>109</sup> 1954.I-1982.IV arasındaki dönemde, üç aylık veri kullanarak, Kanada, Fransa,Almanya, İsviçre, İngiltere, ABD, İtalya ve Japonya için ARİMA modelleri ile SGP'yi tahmin ederek, uzun dönem SGP lehinde sonuçlar bulmuşlardır. Edison<sup>110</sup> ve Broadberry<sup>111</sup> de, ABD ve İngiltere'ye ait verileri kullanarak, nisbi SGP'yi test etmiş ve uzun dönem SGP'nin geçerliliği yönünde sonuçlar bulmuşlardır. Edison bu çalışmada, fiyat indeksi olarak gayri safi milli hasıla (GSMH) deflatörünü kullanırken, Broadberry TEF indeksini kullanmıştır. Broadberry, İnceleme dönemi olarak 1931-1939 dönemini alırken; Edison 1890 ile 1978 yılları arasındaki dönemi incelemiştir. Broadberry'nin sonuçlarına göre kısa dönemde SGP'den önemli sapmalar varken, bu sapmalar, uzun dönemde söz konusu değildir. Edison'a göre ise ekonomilerde ortaya çıkan yapısal değişimler dikkate alındığında uzun dönem SGP'nin çalışmaması için hiçbir neden yoktur.

Broadberry'nin bulgularına paralel olarak, Abuaf ve Jorion<sup>112</sup>, kısa dönemde SGP'den önemli sapmalar olmasına rağmen, uzun dönemde SGP'nin iyi bir performans göstereceği sonucuna varmışlardır. Araştırmalarında iki değişik veri seti kullanan Abuaf ve Jorion'un ilk veri seti 1973 yılının ocak ayı ile 1987 yılının aralık ayı arası dönemdeki on değişik ülkeye ait aylık veriler ve ikinci veri setini ise sekiz ülkeye ait, 1900 ile 1972 yılları arasındaki yıllık veriler oluşturmaktadır. İlk veri setinde, TFI'ni kullanan Abuaf ve Jorion, ikinci veri seti için TEF indeksini esas almışlardır.

Geleneksel yöntemler kullanarak yapılan, SGP lehindeki çalışmalara değindikten sonra, şimdi nisbeten yeni olan ve bizimde üçüncü bölümde SGP ilişkisinin testi için

<sup>109</sup> RUSH-HUSTED, s. 137-145.

<sup>110</sup> Hali EDISON, "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of Dollar/Pound Exchange Rate (1890-1978)", JOURNAL OF MONEY, CREDIT AND BANKING, C. 19, N. 3 (August 1987), s. 376-387.

<sup>111</sup> S. N. BROADBERRY, "Purchasing Power Parity and the Pound-Dollar in the 1930's", ECONOMICA, (February 1987), s. 69-78.

<sup>112</sup> Niso ABUAF ve Philippe JORION, "Purchasing Power Parity in the Long Run", THE JOURNAL OF FINANCE, C. XLV, N. 1 (March 1990), s. 157-174.

kullanacağımız “cointegration”<sup>113</sup> ekonometrik tekniğini kullanan çalışmalara değinelim.

Bu grupta değineceğimiz ilk çalışma, Enders’in çalışmasıdır<sup>114</sup>. İnceleme dönemi olarak 1862-1878 ve 1879-1913 yılları arasındaki dönemi alan ve fiyat indeksi olarak TFI’ni kullanan Enders, cointegration ve ARİMA teknikleri kullanarak nisbi SGP’yi test etmiştir. 1988 yılında yaptığı bir çalışmada<sup>115</sup> SGP’nin kötü bir şekilde performans gösterdiği sonucuna varan Enders, bu çalışmasında SGP’nin geçerliliği yönünde sonuçlar bulmuştur.

McNown ve Wallace<sup>116</sup> yine cointegration tekniğini kullanarak, yüksek enflasyon oranlarına sahip olan ülkelerden Arjantin, Brezilya, Şili ve İsrail’de SGP’yi test etmişlerdir. Aylık veri ile çalışan McNown ve Wallace, çalışmalarında hem TFI’ni hemde TEF indeksini kullanarak, bir uzun dönem kısıtı olarak SGP’nin geçerliliğini destekleyen sonuçlar bulmuşlardır. SGP lehinde ulaşılan sonuçlar, fiyat indeksi olarak TEF indeksi kullandıklarında ortaya çıkmıştır.

Yoonbai Kim<sup>117</sup>, hem TEF indeksini hem de TFI’ni kullanarak ABD ile beş sanayileşmiş ülke, -Kanada, Fransa, İtalya, Japonya, ve İngiltere- arasında SGP’nin iyi performans gösterip göstermediğini incelemiştir. Cointegration tekniğini kullanan Kim, Kanada dışındaki ülkeler ile ABD için nominal döviz kurları ile hem TEF indeksi

<sup>113</sup> İki değişken arasında uzun dönem denge ilişkisinin var olup olmadığını belirlemek için kullanılan ekonometrik tekniğe verilen addir. Bu tekniğin isminde henüz bir Türkçe karşılık konusunda görüş birliği olmadığından, tekniğin orijinal ismini kullanmayı tercih ettik.

<sup>114</sup> Walter ENDERS, “Unit...”, s. 59-73

<sup>115</sup> Walter ENDERS, “ARIMA and Cointegration Test of PPP Under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes”, THE REVIEW OF ECONOMICS AND STATISTICS, (August 1988), s. 504-508.

<sup>116</sup> Robert McNOWN ve Myles WALLACE, “National Price Levels, Purchasing Power Parity and cointegration: a test of four high inflation economies”, JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE, 8 (1989), s. 533-545.

<sup>117</sup> Yoonbai KIM, “Purchasing Power Parity in the Long Run: A cointegration approach”, JOURNAL OF MONEY, CREDIT AND BANKING, C. 22, N. 4 (November 1990), s. 491-503.

hemde TFİ oranları arasında cointegration bulmuştur. Kim, nominal döviz kurları ile fiyat indeksleri arasında bulunan cointegration ilişkisine dayanarak, genelde SGP'nin iyi bir şekilde çalıştığı sonucuna varmıştır.

Johnson<sup>118</sup>, ABD ile Kanada arasında SGP'nin geçerli olup olmadığını iki farklı döneme ait veri seti kullanarak analiz etmiştir. 1879 ile 1986 yılları arasında yıllık ve 1950.III ve 1986.IV yılları arasında üç aylık veri kullanan Johnson, SGP'yi uzun dönem denge ilişkisi olarak destekleyen sonuçlar bulmuştur.

#### 2.6.2. Satınalma Gücü Paritesi Teorisi'nin Geçerliliğini Desteklemeyen Testler

Frenkel'in 1981 yılındaki çalışmasıyla 1978 yılındaki çalışmasının aksine 1970'li yıllarda SGP'nin "çöktüğü" sonucuna ulaştığından daha önce söz etmiştik. Benzer sonuçlara ulaşan çalışmalardan ilki<sup>119</sup> Adler ve Lehman tarafından 43 ülke için hem aylık hem de yıllık veri kullanılarak 1971 ile 1981 yılları arası dönem için yapılmıştır. Bu çalışmalarında nisbi SGP'yi test eden Adler ve Lehman, SGP'den sapmaların kümülatif ve devamlı olduğu sonucuna varmışlardır.

Edison<sup>120</sup>, hem mutlak, hem de nisbi SGP'yi test ederek, SGP'nin her iki formunun da çalışmadığı yönünde kanıtlar bulmuştur. Daniel<sup>121</sup>, Kanada, Fransa, Japonya, ABD, İngiltere ve Batı Almanya verilerini ve TFİ'ni kullanarak, 1973.III ile 1983.II arasındaki dönemde üç aylık veri ile nisbi SGP'yi incelemiş ve reel faktörlerin SGP'den sapmalara neden oldukları ve reel şokların SGP'nin incelenen

<sup>118</sup> David R. JOHNSON, "Co-integration, Error Correction, and Purchasing Power Parity, between Canada and the United States", CANADIAN JOURNAL OF ECONOMICS, C. XXIII, . 4 (November 1990), s. 839-855.

<sup>119</sup> Michael ADLER ve Bruce LEHMAN, "Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run", THE JOURNAL OF FINANCE, C. XXXVIII, N. 6 (December 1983), s. 1471-1487.

<sup>120</sup> EDISON, "Purchasing...", s. 361-372.

<sup>121</sup> DANIEL, s. 313-326.

ülkelerdeki başarısızlığının kaynağını oluşturduğunu ortaya koymuştur. MacDonald<sup>122</sup>, üç aylık veri ve TFI kullanarak ABD ile İngiltere arasında SGP'yi test etmiştir. 1919.I ile 1925.I arası dönemi inceleyen MacDonald, sonuç olarak SGP'nin ABD ile İngiltere arasında çalışmadığına karar vermiştir.

Cointegration tekniğini kullanarak SGP lehinde sonuç veren çalışmalar olduğu gibi, SGP aleyhinde sonuçlar ortaya koyan çalışmalar da vardır. Bu çalışmaların ortak sonucu "genellikle, nominal döviz kuru ile nisbi fiyat seviyelerinin cointegrated olmadıkları" şeklindedir. Bir başka deyişle, bu çalışmaların çoğunda, döviz kuru ile nisbi fiyat düzeylerinin birinci farklarının durağan olduğunun bulunmasına karşın, bunların doğrusal bileşimlerinin durağan olmadığı ortaya çıkmıştır<sup>123</sup>. Şimdi bu çalışmalardan birkaçını incelemeye çalışalım.

Baillie ve Selover<sup>124</sup> aylık veri ile 1973.3 ve 1983.12 tarihleri arasında, fiyat indeksi olarak TFI'ni kullanıp nisbi SGP'yi test etmişlerdir. Kanada, Fransa, Japonya, ABD, İngiltere, ve Batı Almanya verilerini kullanan Baillie ve Selover, sonuçta döviz kurları ile fiyat düzeylerinin cointegrated olmadığını ve dolayısıyla SGP'nin iyi çalışmadığını ortaya koymuşlardır. Corbae ve Quliaris<sup>125</sup>, Baillie ve Selover'in kullandığı ülke verilerine İtalya'yı da ekleyerek, yine aylık veri ile 1973.7 ve 1986.9 arası dönemde Mutlak SGP'yi test etmişlerdir. Çalışmalarında fiyat indeksi olarak TFI'ni kullanan Corbae ve Quliaris, reel döviz kurunun birim köke sahip olduğu hipotezini reddedemiyerek, uzun dönemde mutlak SGP'nin çalışmadığı sonucuna varmışlardır. Taylor<sup>126</sup>, aylık veri ile TEF indeksini fiyat

<sup>122</sup> Ronald MACDONALD, "The Norman Conquest of \$ 4.86 and the Asset Approach to the Exchange Rate", JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE, (September 1989), s. 373-387.

<sup>123</sup> Bu konularda üçüncü bölümde ayrıntılı bilgi vereceğiz.

<sup>124</sup> Richard T. BAILLIE ve David D. SELOVER, "Cointegration and Models of Exchange Rate Determination", INTERNATIONAL JOURNAL OF FORECASTING, 3 (1987), s. 43-51.

<sup>125</sup> Dean CORBAE ve Sam QUILARIS, "Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity", THE REVIEW OF ECONOMICS AND STATISTICS, (August 1988), s. 508-511.

<sup>126</sup> Mark TAYLOR, "An Empirical Examination of Long Run PPP Using Cointegration

indeksi olarak alıp, 1973.6 ile 1985.12 tarihleri arasında nisbi SGP'yi kullanarak; Kanada, Fransa, Japonya, ABD, İngiltere, ve Batı Almanya gibi gelişmiş ülkelerde çalışıp çalışmadığını test etmiştir. Çalışma sonucunda, ölçme hataları ile taşıma maliyetlerini de göz önünde tutmasına rağmen, SGP'yi uzun dönem denge koşulu olarak reddetmiştir. Ardeni ve Lubian<sup>127</sup> Fransa, ABD, İngiltere, ve Batı Almanya arasında 1920'li yıllarda SGP'nin performansını test etmiş; ancak "SGP'nin 1920'ler boyunca iyi bir performans gösterdiği" şeklindeki yaygın kanıya rağmen, sonuçların SGP teorisini desteklemediğini bulmuşlardır. Ayrıca döviz kuru ile fiyatlar genel düzeylerinin, "orijinalde durağan"<sup>128</sup> olmalarına rağmen bunlar arasında bir denge ilişkisinden söz edilemeyeceği sonucuna varmışlardır. Fisher ve Park<sup>129</sup> ise onbir sanayileşmiş ülkeyi içine alan ve ikili döviz kurları ile hem TEF indeksi hem de TFI arasındaki ilişkileri inceleyen kapsamlı bir çalışma yapmışlardır. Ancak, reel döviz kurlarının, incelenen bütün ülkelerde durağan olmadığını bularak; "gözlenemeyen reel ekonomik değişmelerin dalgalı döviz kuru döneminde ticarete konu olan ve olmayan malların nisbi fiyatlarını değiştirdiği" sonucuna varmışlardır.

---

Techniques", APPLIED ECONOMICS, (October 1988), s. 1369-1381.

- <sup>127</sup> Pier G. ARDENI ve Diego LUBIAN, "Purchasing Power Parity During the 1920s", ECONOMICS LETTERS, 30 (1989), s. 357-362.
- <sup>128</sup> Orijinalde durağan deyimi, bir değişkenin matematiksel bir fark dönüşümüne uğramamış dizisinin durağanlığını ifade için kullanılmıştır. İngilizce'de "Level stationary" deyimi kullanılmaktadır.
- <sup>129</sup> Eric O'N. FISHER ve Joan Y. PARK, "Testing Purchasing Power Parity Under the Null Hypothesis of Co-integration", THE ECONOMIC JOURNAL, 101 (November 1991), s. 1476-1484.

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### TÜRKİYE EKONOMİSİNDE SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNİN BİRİM KÖK VE COINTEGRATION TESTLERİ İLE NOMİNAL VE REEL DÖVİZ KURLARI ARASINDA NEDENSELLİK TESTLERİ

#### 3.1. TÜRKİYE EKONOMİSİNDE SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ TEORİSİNİN BİRİM KÖK VE COINTEGRATION TESTLERİ

İkinci bölümde SGP ile ilgili literatür incelemesinden kolaylıkla anlaşılacağı gibi döviz kuru belirlenmesinde SGP varsayımının uygun olup olmadığı konusunda çok yoğun bir tartışma mevcuttur. Yine aynı bölümden anlaşılacağı gibi SGP ile ilgili yapılmış ampirik çalışmaların çoğunluğu, ABD, gelişmiş Avrupa ülkeleri ve Japon ekonomilerinde SGP'yi teste tabi tutmuşlardır. Bu ülkeleri esas alarak yapılan testlerin çoğunluğu, kapalı olarak, SGP'nin benzer ekonomik yapılara sahip ülkeler arasında daha iyi çalışabileceğini varsayarak, genelde SGP lehinde sonuçlar vermiştir. Ancak SGP'nin benzer ekonomik yapılara sahip ülkeler arasında daha iyi sonuçlar vereceği varsayımı, her zaman geçerli olan bir varsayım değildir. Bir başka deyişle, yapılan bu kapalı varsayım bazı durumlarda geçerli olmayabilir. Örneğin, Mussa'nın 1979 yılında yaptığı çalışmada ortaya konulduğu gibi, SGP farklı enflasyon oranlarına sahip ülkelerde de iyi bir şekilde performans gösterebilir. Bu iddiayı destekler bir çalışmada McNown ve Wallace tarafından, yüksek enflasyona sahip dört



ülkeyi esas alarak yapılmış ve bu yüksek enflasyonlu dört ülkede, SGP'yi destekler sonuçlar bulunmuştur. Ayrıca Enders'in 1989 yılındaki çalışması da, SGP'nin testine yeni bir boyut getirerek SGP'nin yüksek büyüme hızlarına sahip ülkelerde iyi bir şekilde çalışabileceğini ortaya koymuştur.

Bütün bunların ışığında, Türk ekonomisinde SGP'nin geçerliliğinin testi ilginç sonuçlar ortaya koyabilir. Çünkü, Türkiye özellikle 1980 sonrasında izlediği daha dışa açık politikalar sonucu, gerek ABD ile ve gerekse diğer gelişmiş Avrupa ülkeleriyle ticaret ilişkilerini hızla arttırmış ve nisbeten hızla büyüyen bir ekonomiye sahip olmuştur.

SGP'nin Türk ekonomisinde testi için gerekli nedensel açıklamayı yaptıktan sonra SGP'nin testi ile ilgili bazı önemli konuları açıklamakta yarar vardır. SGP'nin testinde genelde iki konunun üzerinde önemle durulması gerekir. Bu konular, nisbi fiyat hareketlerini tanımlamak için uygun fiyat indeksinin seçimi ile yine testin uygulanabileceği uygun ülkeler setinin belirlenmesidir.

Uygun ülkeler setinin belirlenmesinde en önemli kriter, seçilen ülkeler baz ülke(çalışmamızda Türkiye) dış ticaretindeki payıdır. Bu nedenle Türkiye'nin dış ticaretinde önemli yere sahip olan ülkelere ABD, Almanya, Fransa, İngiltere ve İtalya, uygun ülkeler olarak belirlenmiştir. Ayrıca ülke seçiminde adı geçen ülkelere ait analizde kullanılan verilerin bulunabilirliği ve erişilebilirliği de önemli rol oynamıştır.

Genelde uygun fiyat indeksinin seçiminde, indeksin kolay bulunabilirliği, sık yayınlanması ve dış ticarete konu mal ve hizmetler için enflasyondaki nisbi değişimleri yansıtması arzulanan özelliklerdir. Bu özelliklerle bağlantılı olarak uygun fiyat indeksinin seçiminde, genelde üç değişik fiyat indeksi gözönünde tutulur<sup>130</sup>. Bu fiyat indeksleri, Toptan Eşya Fiyat indeksi (TEFİ), Tüketici Fiyat

<sup>130</sup> Bu indekslere ek olarak, üretici fiyat indeksi, ihracat fiyat indeksi ve nisbi birim emek maliyet indeksi de birçok kişi tarafından önerilmektedir. Bkz. OXELHEIM, s. 113.

İndeksi (TFİ), ve Gayri Safi Yurtiçi Hasıla Deflatörü (GSYİHD) dir. Ancak bu üç alternatif fiyat indeksinin de SGP'nin testinde kullanılması durumunda, bazı avantaj ve dezavantajları vardır.

Önce TEFİ'ni inceleyelim. Officer<sup>131</sup>, Cox<sup>132</sup> ve McNown-Wallace'ın<sup>133</sup> belirttiği gibi hesaplanmasında ticarete konu mallara daha çok ağırlık verildiği için TEFİ, SGP'nin geçerliliği yönünde sonuç verme eğilimi taşır. Bu nedenle de TEFİ'nin uygun fiyat indeksi olduğu konusunda yaygın kuşku vardır. Dolayısıyla SGP'nin testinde kullanılacak fiyat indeksinin TEFİ'ye oranla daha geniş tabanlı olması gerekir. Yani indeksin hesaplanmasında, daha geniş mal grubunun indeksce kapsanması gerekir. TEFİ ile ilgili bu olumsuz durum, GSYİHD'nin fiyat indeksi olarak kullanmamızı gerektirir. Çünkü GSYİHD hem ticarete konu olan malları, hem de ticarete konu olmayan malları kapsar.

GSYİHD, TEFİ'ne oranla, SGP testinde daha uygun görünmesine rağmen, Officer'ın<sup>134</sup> da belirttiği gibi, GSYİHD'yle de ilgili önemli kısıtlamalar vardır. Herşeyden önce GSYİHD, baz yıl ağırlıklı indeks değil, cari yıl ağırlıklı bir indekstir. Bu nedenle GSYİHD, belli bir döneme ait ortalama fiyat değişmelerini yansıtmaz. GSYİHD ile ilgili bu olumsuzluk bize son alternatif fiyat indeksi olan TFİ'yi kullanmamızı önerir. Öncelikle TFİ, hem TEFİ'nin hem de GSYİHD'nin taşıdığı, yukarıda belirttiğimiz olumsuzlukları taşımaz. TFİ, hem ticarete konu olan hem de ticarete konu olmayan malları kapsadığı gibi, baz yıl ağırlıklı indeks olma avantajına sahiptir. Bu nedenle de TFİ, bir ülkedeki tipik bir tüketim sepetinin fiyatındaki ortalama değişmeleri ölçmemize yarar. Bütün bu avantajları yanında TFİ,

<sup>131</sup> Lawrence H. OFFICER, "Effective Exchange Rates and Price Ratios over the Long Run: A Test of Purchasing Power Parity Theory", CANADIAN JOURNAL OF ECONOMICS, XIII, N. 2 (May 1980), s. 207-208.

<sup>132</sup> W. Michael COX, "A Comprehensive New Real Dollar Exchange Rate Index", ECONOMIC REVIEW, Federal Reserve Bank of Dallas, (March 1987), s. 1-14.

<sup>133</sup> McNOWN-WALLACE, s. 543.

<sup>134</sup> Lawrence H. OFFICER, "The Relationship Between Absolute and Relative Purchasing Power Parity", REVIEW OF ECONOMICS AND STATISTICS, 60 (1978), s. 562-568.

incelediğimiz bütün ülkeler için bulabildiğimiz tek fiyat indeksidir. Bu nedenlerden dolayı TFI'ni uygun fiyat indeksi olarak aldık<sup>135</sup>.

### 3.1.1. Reel Döviz Kuru ve Birim Kök Analizi

Reel döviz kuru serilerinde birim kökün<sup>136</sup> olup olmadığı en az iki nedenden dolayı önemlidir<sup>137</sup>. Birinci neden, çoğunlukla uygulamacı iktisatçıların reel döviz kurunu ekonometrik olarak modellemek istemelerinden kaynaklanır. Ancak bilindiği gibi ekonometrik modelleme yapabilmek için genelde, modelde yer alan değişkenlerin durağan olması gerekir. Dolayısıyla reel döviz kurunu, ekonometrik olarak modellemek için, durağan olup olmadığının belirlenmesi gerekir. Eğer reel döviz kuru serilerinde birim kök varsa, ekonometrik modellemede reel döviz kurunu orijinal haliyle değil de birinci farkları ile kullanmak daha uygun olur. Yani  $R_t$  yerine,  $\Delta R_t$  serilerini kullanmak ekonometrik modelleme açısından daha tutarlı sonuçlar verir. İkinci neden ise SGP'den sapmalarla ilgilidir. İktisatçılar arasındaki yaygın kaniya göre reel döviz kuru SGP'den sapma olarak değerlendirilebilmektedir<sup>138</sup>.

<sup>135</sup> Ayrıca burada dolaylı olarak TFI'nin TEFİ'ne tercih edilmesi, reel döviz kuru hareketleri yada SGP'den sapmalar için üç geçerli nedenin var olduğunu ima eder. Bunlar; (i) Ticarete konu olan malların fiyatları, farklı ülkelerdeki ticarete konan engeller yada tek fiyat yasasının işlemlerini sağlayan arbitrajı engelleyecek taşıma maliyetleri nedeniyle tek fiyat yasasından sapabilir. (ii) Ticaret hadleri yada ticarete konu mal fiyatlarının ticarete konu olmayan mal fiyatlarına oranındaki değişimler gibi reel faktörler, nisbi fiyatlarda değişimler yaratabilir. (iii) Farklı ülkelerdeki farklı tüketim kalıpları, tüm nisbi fiyatlar sabit kalmadıkça, her ülke TFI'lerinde farklı hareketlerin varlığını gösterir.

<sup>136</sup> Birim kök, bir zaman serisini ifade eden eşitliğin karakteristik köklerinin mutlak değerlerinin bire eşit olduğunu gösterir. Eğer bir seri birim köke sahipse, o serinin orijinal halinde değilse, birinci farklarında durağan olduğu söylenir.

<sup>137</sup> Mark P. TAYLOR, "On Unit roots and Real Exchange Rates: empirical evidence and Monte Carlo analysis", APPLIED ECONOMICS, C. 22, N. 10, (October 1990), s. 1311.

<sup>138</sup> Bu konuda bkz. R. ROLL, "Violations of Purchasing Power Parity and Their implications for Efficient International Commodity Markets", **International Finance and Trade**, Editörler: M. Sarnat ve G. P. Szego, , Ballinger Publishing Company, Cambridge, Mass., C. 1, 1979; ADLER-LEHMAN, s. 1471-1487; HSIEH- s. 355-362;

Dolayısıyla, reel döviz kuru serisinin birim köke sahip olup olmaması, uzun dönem SGP'nin geçerliliği konusunda bir gösterge oluşturacaktır. Eğer reel döviz kuru serisi birim köke sahipse, yani durağan değilse, bu sonuç SGP'yi uzun dönemde geçerli kılacak bir eğilimin sözkonusu olmadığını ifade eder. Öte yandan, reel döviz kuru serilerinin durağan olması, SGP'den sapmaların kendi kendilerini düzelten nitelikte olduklarını ifade eder. Bir başka deyişle eğer reel döviz kuru serileri durağan ise reel döviz kuru serilerinde ortaya çıkan tesadüfî değişmeler, bu serilerin genel eğilimi üzerinde sürekli etkiye sahip olmayacaklardır<sup>139</sup>.

Reel döviz kuru serilerinin durağan olup olmadıklarını, yani birim köke sahip olup olmadıklarını, test etmek için Dickey-Fuller (DF), Geliştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve ARIMA testlerini kullanacağız<sup>140</sup>.

### 3.1.1.1. Birim Köklerin Testi için Dickey-Fuller Testleri ve bu Testlere ilişkin Sonuçlar.

Daha önce de değindiğimiz gibi reel döviz kuru serilerinde birim kökün varlığı,

---

COUGHLIN-KOEDIJK, s. 39.

<sup>139</sup> McNOWN-WALLACE, s. 537; COUGHLIN-KOEDIJK, s. 39.

<sup>140</sup> Dickey-Fuller birim kök testlerine, alternatif bir test de Dickey-Fuller prosedürü esas alınarak, P. PHILLIPS, "Time Series Regression with Unit Root", *ECONOMETRICA*, 55 (1987), s. 277-301; P. PHILLIPS ve P. PERRON, "Testing for a Unit Root in Time Series", *BIOMETRIKA*, 75 (1988), s. 335-346 çalışmalarında geliştirilmiştir ve adına Phillips-Perron (P-P) testi denilmiştir. Bu testin D-F testlerine göre üstünlüğü, zamana bağlı değişken varyanslılık ve seri korelasyon durumunda daha tutarlı sonuçlar vermesidir. Ayrıca bu test parametrik olmayan bir testtir. Bu testin çeşitli uygulamaları için bkz. Peter S. SEPHTON ve Hans K. LARSEN, "Test of exchange market efficiency: fragile evidence from Cointegration tests", *JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE*, 10 (1991), s. 561-570; KIM, s. 491-503; BAILLIE-PEECCHENINO, s. 582-593; Costas J. KARFAKIS, "A Model of Exchange Rate Policy: evidence for the US Dollar-Greek Drachma Rate 1975-1987", *APPLIED ECONOMICS*, 23 (1991), s. 815-820; BAILLIE-BOLLERSLEV, s. 167-181; HAKKIO-RUSH, s. 571-581; G. William SCHWERT, "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation", *JOURNAL OF BUSINESS AND ECONOMIC STATISTICS*, C. 7, N. 2 (April 1989), s. 147-158.

oldukça önemlidir. Çünkü reel döviz kurlarında birim kökün varlığı bir anlamda SGP'nin geçersizliğine kanıt oluşturabilmektedir. Bu nedenle reel döviz kuru serilerinde, birim kökün varlığının ayrıntılı bir şekilde analiz edilmesi gerekir. Bu kısımda, reel döviz kuru serilerinde birim kökün var olup olmadığını Dickey-Fuller (DF) ve geliştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) testleri yardımıyla araştırmaya çalışacağız. Ancak testlerin sonuçlarını incelemeye geçmeden önce, bu testler ve nasıl uygulandıkları konusunda özet bilgi vermeye çalışalım. Önce DF testini açıklayalım.

DF testinde kullanacağımız eşitliği reel döviz kurları için şu şekilde formüle edebiliriz.

$$\Delta R_t = k R_{t-1} + e_t$$

Burada  $\Delta R_t = R_t - R_{t-1}$  olup reel döviz kurunun birinci farklarını,  $e_t$  durağan tesadüfî hata terimini ifade eder. ADF testinde ise formül;

$$\Delta R_t = k R_{t-1} + \sum_{j=1}^m b_j \Delta R_{t-j} + e_t$$

biçiminde geliştirilmiştir. Burada, "m", hata teriminde seri korelasyona yol açmayacak gecikme sayısını gösterir.

Her iki testin kullanımında,  $R_t$  serilerinin birim köke sahip olduğunu ifade eden sıfır hipotezi test edilir ve eğer k katsayısı anlamlı bir şekilde negatif ise sıfır hipotezi reddedilir. k'nın anlamlı bir şekilde sıfırdan küçük olup olmadığını test etmek için k'ya ait "t" istatistiği kullanılır. Ancak bu "t" istatistiği sıfır hipotezi altında bilinen "t" dağılımını izlemez. Yani k'nın anlamlı bir şekilde negatif olup olmadığını karar verirken geleneksel "t" tablo değerlerini kullanamayız. Bunun yerine Engle ve Yoo tarafından geliştirilen tablo değerleri kullanılır<sup>141</sup>.

<sup>141</sup> Robert F. ENGLE ve Byung Sam YOO, "Forecasting and Testing in Cointegrated

Dickey-Fuller testlerini kısaca tanıttıktan sonra, şimdi de bu testlerle ilgili bazı özel konulara değinelim. Yukarıda verdiğimiz formüllerde dikkat edildiğinde zaman serisi modellerinde kullanılan trend faktörünü ve sabit terimi kullanmadık. Ancak, eşitliklerde sabit terimin ve trend faktörünün yer almaması bazı istatistiksel sorunlar yaratabilir. Evans ve Savin<sup>142</sup>, bu tür testlerin gücünün, sabit terimin bilindiği varsayımına dayandığını; ancak bu sabit terimin sıfır olarak kabul edildiğini gösterdiler. Buna karşın sabit terim bilinmeyen bir parametredir ve üstelik seri korelasyon durumunda “t” ve “F” istatistikleri sabit terimin birer fonksiyonudur. Dolayısıyla bu testlerin sonuçlarına güvenilmez. Ayrıca, Schwert’e göre Dickey-Fuller regresyonlarına zaman trendi dahil edildiğinde, trend katsayısı anlamsız olabilir. Bu durum, otoregresif yapıdaki parametre dağılımının sabit terimden bağımsız olmasına yol açar. Dolayısıyla uygulamalı çalışmalarda, özellikle sabit terimin değerinin ne olduğu bilinmiyorsa, zaman trendinin regresyon eşitliklerinde yer alması daha uygun olabilir<sup>143</sup>. Campell ve Shiller’e göre, Dickey-Fuller testinde alternatif hipotez eğer incelenen serinin trend etrafında durağan olduğunu ifade ediyorsa, Dickey-Fuller regresyonlarını trend faktörü ile tahmin etmek daha uygun olur. Buna karşın alternatif hipotez, serilerin sabit bir ortalama etrafında durağan olduğunu ifade ediyorsa Dickey-Fuller regresyonlarını trendsiz tahmin etmek daha tutarlı sonuçlar verir<sup>144</sup>.

Bu tartışmaların bir sonucu olarak reel döviz kurları için yapacağımız birim kök testlerinde kullandığımız regresyonları, hem sabit terimle, hem de zaman trendi ile tahmin ettik. Şimdi bu test sonuçlarını inceleyelim.

Yapılan birim kök testlerinde aylık reel döviz kurları, logaritmik olarak ifade

---

Systems”, JOURNAL OF ECONOMETRICS, 35 (1987), s. 143-149.

<sup>142</sup> G. B. A. EVANS ve N. E. SAVIN, “Testing for Unit Roots: 2” ECONOMETRICA, (September 1984), s. 1241-1269.

<sup>143</sup> William SCHWERT, “Effects of Model Specification on test for Unit Roots in Macroeconomic Data”, JOURNAL OF MONETARY ECONOMICS, (July 1987), s. 76.

<sup>144</sup> John Y. CAMPPELL ve Robert J. SHILLER, “Cointegration and Tests of Present Value Models”, JOURNAL OF POLITICAL ECONOMY, C. 95, N. 5 (1987), s. 1062-1088.

edilmiştir. Tüm reel döviz kuru serilerini aylık veriler kullanarak oluşturduk. Bu şekilde oluşturulan reel döviz kuru serileri, TL/Amerikan Doları, TL/Alman Markı, TL/İngiliz Paundu, TL/Fransız Fransı ve TL/İtalyan Lireti'dir. Reel döviz kuru serilerini oluştururken, daha önce de belirttiğimiz gibi incelediğimiz her bir ülke için fiyatlar genel düzeyinin bir göstergesi olarak TFI alınmıştır. İnceleme dönemi genellikle dalgalı döviz kurlarının geçerli olduğu bir dönem olup, Ocak 1975 ile Aralık 1991 arasındaki 204 aylık gözlemi içermektedir.

İncelenen tüm reel döviz kurları için, hem DF hem de ADF eşitlikleri sabit terim ile tahmin edilmiştir. Ayrıca her iki eşitlik hem trendli hem de trendsiz tahmin edilmiştir. Bu testler için kritik değerler, Engle ve Yoo'nun hazırladığı tablodan gözlem sayısı 250 için % 10, % 5 ve % 1 anlam düzeylerine göre ayrı ayrı alınmıştır. Bu tabloya göre % 1 anlam düzeyindeki kritik değer 3.46, % 5 anlam düzeyindeki kritik değer 2.88 ve % 10 anlam düzeyindeki kritik değer 2.57'dir. Bu testlerle ilgili sonuçlar Tablo 3.1.'de görülmektedir. Burada kısaca reel döviz kurlarının, orijinalde durağan olmadığını ifade eden sıfır hipotezi test edilmiştir. Bilindiği gibi bu hipotez, aynı zamanda reel döviz kurlarında birim kökün varlığını ifade eder.

**Tablo 3.1. Reel Döviz Kuru İçin Dickey-Fuller Testleri**  
(Orijinalde)

Ülke	DF		ADF	
	Trentli	Trentsiz	Trentli	Trentsiz
ABD	-0.905	-1.273	-0.822	-1.366
Almanya	-3.708	-2.126	-1.998	-1.442
Fransa	-3.379	-2.097	-1.789	-1.222
İngiltere	-2.994	-1.774	-1.701	-1.364
İtalya	-3.408	-1.464	-3.112	-1.102

Tablo 3.1.'i incelediğimizde, öncelikle DF istatistiğinin, trendsiz sonuçlarının hiçbir ülke için reel döviz kurlarında birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezini reddemediğini görürüz. Üstelik DF istatistiği, trend içerdiğinde bile reel TL/ABD Doları için birim kök hipotezini reddememektedir. Buna karşın reel

TL/Alman Markı için bütün anlam düzeylerinde birim kökün varlığını reddetmektedir. Benzer şekilde, diğer reel döviz kurları için de DF istatistiği, % 5 ve % 10 anlam düzeylerinde yine birim kökün varlığını reddetmektedir.

Öte yandan ADF test istatistiğinin hem trendli hem de trendsiz sonuçları reel TL/İtalyan Lireti için hesaplanan trendli ADF istatistiği dışında tüm reel döviz kurları için birim kökün varlığını reddedememektedir.

Görüldüğü gibi reel TL/ABD Doları dışındaki durumlarda, elde ettiğimiz sonuçlar karışıktır. Bu nedenle, özellikle DF testinde elde ettiğimiz SGP lehindeki sonuçları değerlendirirken dikkatli olmak gerekir. Bununla ilgili olarak, iki nedenden burada hemen söz edebiliriz. Herşeyden önce ADF testi hem uygulamada ve hemde teoride DF testine oranla daha çok tercih edilmektedir. Ayrıca DF testinin uygunluğu için incelenen değişkenlerin birinci farklarının zayıf anlamda durağanlık göstermesi<sup>145</sup> gerekir. Ancak bilindiği gibi birçok ekonomik veri için bu durum geçerli değildir ve reel döviz kurları da bu tür veriler arasına girmektedir. Ayrıca, yapılan çalışmalar ADF testinin aynı ana kütleyle ait değişik örneklerine uygulandığında, benzer sonuçlar verdiğini ortaya koymuştur.

Sonuç olarak, ADF test sonuçlarını esas aldığımızda; reel döviz kurlarının “orijinalde durağan” olmadıkları kanısına varabiliriz.

Hem bu ulaştığımız sonucu desteklemek, hem de serilerin birinci farklarını almanın durağanlığı sağlayıp sağlamadığını görmek için; reel döviz kurlarının birinci farklarına da aynı testler uygulanmıştır.

---

<sup>145</sup> Bu duruma literatürde, “White Noise” süreç denir. Burada incelenen serinin hata teriminin bağımsız dağılmış rassal değişken olup; hata teriminin ortalamasının sıfır, varyansının sabit ve hata terimleri arasında kovaryansın sıfır olması gerekir.



Tablo 3.2. Reel Döviz Kurları İçin Dickey-Fuller Testleri  
(Birinci Farklar)

Ülke	DF		ADF	
	Trentli	Trentsiz	Trentli	Trentsiz
ABD	13.066	-13.098	-3.636	-3.441
Almanya	-15.969	-16.008	-4.727	-4.687
Fransa	-16.091	-16.123	-4.611	-4.594
İngiltere	-15.685	-15.715	-4.187	-4.137
İtalya	-16.202	-16.240	-3.503	-3.512

Tablo 3.2, reel döviz kurlarının birinci farkları için hesaplanmış DF ve ADF istatistiklerini göstermektedir. Tablodan da kolaylıkla anlaşılacağı gibi bütün reel döviz kurları için hem DF, hem de ADF testleri (hem trendli hem trendsiz) mutlak değer olarak büyüktürler. Yani bu test sonuçları tablo değerleri ile karşılaştırıldığında, hepsi reel döviz kurlarının “ikinci farklarında<sup>146</sup> durağan” olduklarını ifade eden sıfır hipotezini reddederler ve dolayısıyla reel döviz kurlarının “birinci farklarında durağan” olduğunu ifade eden alternatif hipotezi kabul ederler. Reel döviz kurlarının orijinal halleri için elde ettiğimiz sonuçlarla, bu sonuçları birarada değerlendirdiğimizde, reel döviz kurlarının birinci farklarının durağan olduğunu veya bir başka ifade ile reel döviz kurlarının birim köke sahip olduklarını söyleyebiliriz.

Reel döviz kurunun SGP'den bir sapma olduğunu anımsarsak; yukarıda ulaştığımız sonuçlara göre Türk ekonomisinde, nominal döviz kurlarının uzun dönemde bile SGP tahminlerine yaklaşmadığını söyleyebiliriz.

### 3.1.1.2. Birim Kökler İçin ARIMA Testleri ve Sonuçları

Bu kısımda, önceki kısımdaki gibi reel döviz kurlarının birim köke sahip olup olmadıklarını ARIMA yöntemini kullanarak test etmeye çalışacağız. Bunu yaparken,

<sup>146</sup> Reel döviz kurunun birinci farkını  $\Delta R_t = R_t - R_{t-1}$  şeklinde ifade etmiştik. Reel döviz kurunun ikinci farkını ise  $\Delta^2 R_t = \Delta R_t - \Delta R_{t-1}$  şeklinde ifade edebiliriz.

Enders'in iki çalışmasında kullandığı yöntemi uygulayacağız<sup>147</sup>. Bu yöntemleri uygulayabilmek için önce, SGP ilişkisini gösteren aşağıdaki ekonometrik modeli ele alalım.

$$e(t)p^*(t) - rp(t) = d(t) \quad (1)$$

Burada;

$e(t)$  = t dönemindeki yabancı paranın TL fiyatını,

$p^*(t)$  = t dönemindeki yabancı ülke fiyatlar genel düzeyini,

$p(t)$  = t dönemindeki Türkiye fiyatlar genel düzeyini,

$d(t)$  = t dönemindeki stokastik hata terimini ve aynı zamanda SGP'den sapmayı ve  $r$  ise bir sabiti ifade eder.

(1) nolu eşitlik esas alındığında eğer uzun dönemde SGP geçerli ise  $r$ 'nin 1'e eşit ve  $d(t)$ 'nin durağan olması gerekir.

Bu şekilde SGP'nin geçerlilik koşulunu belirledikten sonra, şimdi (1) nolu eşitliği nasıl tahmin edebileceğimizi araştırmaya çalışalım. Eşitliğin tahmini konusunda bazı kısıtlamalarımız vardır. Öncelikle eşitlikte yer alan tüm değişkenler, ortak belirlenen birer içsel değişken oldukları için eşitliğin sol tarafında yer alabilir. Yani belli bir değişkenin açıkça bağımlı değişken olması sözkonusu değildir. Böyle bir durumda, eşitliği araç değişkenler (Instrumental Variables) yöntemiyle tahmin etmek mümkündür. Ancak biz eşitliği bu yöntemle tahmin etmemek için SGP ilişkisini ifade ettiğimiz (1) nolu eşitliği reel döviz kuru cinsinden ifade ederek, yeniden şu şekilde yazabiliriz.

$$e(t)p^*(t) / p(t) = r + d_1(t) \quad (2)$$

<sup>147</sup> ENDERS, "ARIMA...", s. 504-508 ve "Unit...", s. 59-73.

veya  $t$  dönemindeki reel döviz kuruna, yani  $e(t)p^*(t) / p(t)$ 'ye  $R(t)$  dersek, eşitliği;

$$R(t) = r + d_1(t)$$

şeklinde yazabiliriz. Bu en son eşitlikte eğer  $d_1(t)$  durağan ise uzun dönem SGP'nin geçerli olduğu söylenebilir. Eğer durum böyle ise son eşitlikte yer alan  $r$  uzun dönem reel döviz kurunu ve  $d_1(t)$  de reel döviz kurunun, uzun dönem değerinden sapmasını gösterir. Dolayısıyla, öncelikle  $d_1(t)$  serisinin karakterize edilmesi gerekir. Standart zaman serisi tahmin yöntemleri, örneğin Box-Jenkins yöntemi<sup>148</sup>,  $d_1(t)$  serisini karakterize etmek ve reel döviz kurunu bir ARIMA<sup>149</sup> modeli olarak tahmin etmek için kullanılabilir. örneğin  $d_1(t)$ , ARIMA(n,0,0) ise reel döviz kurlarını karakterize edecek eşitlik şu şekilde gösterilebilir.

$$R(t) = b_0 + b_1R(t-1) + \dots + b_nR(t-n) + v(t) \quad (3)$$

Burada  $v(t)$ ; ortalaması sifıra eşit ve seri korelasyon içermeyen bir hata terimidir. (3) nolu eşitlik esas alındığında, uzun dönem SGP'nin geçerli olması için eşitliğin tüm karakteristik köklerinin birim halkada yer alması gerekir. Yani serinin ortalamasının 1'e eşit olması gerekir. Bu da;

<sup>148</sup> Box-jenkins yöntemi üç aşamadan oluşur: Modelin belirlenmesi, tahmini ve diagnostik kontrol. Modelin belirlenmesi aşamasında incelenen serinin, örnek otokorelasyon (ACF) ve örnek kısmi otokorelasyon fonksiyonları (PACF) incelenerek bir ARIMA modeli oluşturulur. Modelin tahmini bölümünde ise, belirlenen ARIMA modeli uygun tahmin yöntemleri ile tahmin edilir. Eğer modelde hareketli ortalama kısmı var ise bu durumda doğrusal olmayan teknikler kullanmak gerekir. Son aşamada ise, tahmin edilen ARIMA modelinin doğru belirlenip belirlenmediği kontrol edilir. Burada yapılan kontrol basitçe tahmin edilen modelde elde edilen artık terimlerin birbirleriyle birbirleriyle seri korelasyon içinde olup olmadığının kontrolüdür. Daha ayrıntılı bilgi için bkz. Robert H. SHUMWAY, *Applied Statistical Time Series Analysis*, Prentice Hall, New Jersey, 1988, s. 129-165; Amir D. ACZEL, "Using the Bootstrapping for Improved ARIMA Model Identification", *JOURNAL OF FORECASTING*, C. 11, N. 1 (1992), s. 71-80; ÖZMEN, s.

<sup>149</sup> Pür bir ARIMA modeli ilgili, seriyi tahmin etmek için üç değişik araç kullanır. Bu araçlardan birincisi otoregresif terimdir, ikinci araç integrated terimdir ve nihayet son araç da hareketli ortalama terimidir.

$$b_0 / \sum_{i=1}^n (1-b_i) = 1$$

durumunu gerektirir.

Ayrıca tahmin edilen ARIMA modellerinin durağan olup olmadıklarını incelemek için otoregresif katsayılar için belli koşulların geçerli olması gerekir. Eğer ARIMA (p,q) süreci söz konusu ise bu süreci açık olarak;

$$(1-\theta_1 B - \dots - \theta_p B^p)R(t) = (1-\phi_1 B - \dots - \phi_q B^q)e(t)$$

şeklinde yazabiliriz.

Burada  $\theta$  otoregresif katsayıları ve  $\phi$  de hareketli ortalama katsayılarını ifade eder. Eğer  $R(t)$  durağan bir seri ise  $\phi^{-1}(B)$  nin yakınsak olması gerekir. Bir başka ifade ile  $\phi(B)$  şeklindeki karakteristik eşitliğinin köklerinin birim halka dışında yer alması gerekir. Bunun neyi ifade ettiğini daha açık bir şekilde görmek için  $\phi(B)$ 'nin açık halini yazalım.

$$\phi(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_p B^p = 0$$

Bu durumda  $R(t)$ 'nin durağan olması için bulunacak tüm  $B$ 'lerin mutlak değer olarak 1'den büyük olması gerekir.

Benzer şekilde eğer  $R(t)$  homojen durağan olmayan bir süreç ise bu süreç  $w(B)$   $(1-B)^d$  şeklinde ifade edilebilen bir otoregresif kısma sahip olur ve eğer  $w(B)$ 'nin tüm kökleri yine birim halka dışında kalırsa durağanlık sağlanmış olur.

Bu şekilde ARIMA modellemesi ve bu modellerin durağanlık koşullarını kısaca belirttikten sonra, yaptığımız ARIMA tahminleri ve bunların durağanlık sağlayıcı

sağlamadıklarını inceleyebiliriz.

Tekrar belirtirsek, Standart Box-Jenkins yöntemini kullanarak (2) nolu eşitlikteki  $d_1(t)$  serisinin yapısını karakterize etmeye çalıştık. İlk olarak tüm reel döviz kuru serilerinin orijinalde, ACF ve PACF fonksiyonlarını inceledik. Bu inceleme sonucunda tüm reel döviz kuru serilerinin ACF'lerinin çok yavaş sönümlendiğini ve PACF'lerin birinci gecikmede ya artı yada eksi değer aldığını gördük. Bu gözlem tipik olarak serilerin durağan olmadıklarının bir göstergesi olduğu için bu gözleme dayanarak incelediğimiz bütün serilerin orijinal hallerinde durağan olmadıklarına karar verdik. Bu nedenle, tüm serilerin birinci farklarını alarak durağanlığı sağlamaya çalıştık. Birinci farklarda ACF'ler ve PACF'leri inceleyerek çeşitli derecelerde ARIMA modelleri oluşturduk. RATS istatistik paketi kullanarak doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemiyle belirlenen derecelerde her ülke için ARIMA tahminlerini elde ettik. Bu ARIMA tahminleri içinden en kapsamlı olanları, Tablo 3.3.'de yer almaktadır. Bu tahminleri elde ederken her bir ARIMA modelinde yer alan katsayıların anlamlı olmasına ve Q istatistiğini kullanarak tahmin ettiğimiz modelin doğru model olmasına özen gösterdik.

**Tablo 3.3. Doğrusal Olamayan En Küçük Kareler ARIMA Tahminleri**

ÜLKE	AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	DW	Q(42)	Tahminin Standart Hat.
ABD	-0.273 [0.087]	-0.807 [0.08]	0.382 [0.074]	0.875 [0.067]	2.04	37.14	0.042
ALMANYA	1.16 [0.136]	-0.73 [0.099]	-1.314 [0.149]	0.71 [0.125]	2.12	45.08	0.057
FRANSA	0.519 [0.161]		-0.74 [0.127]		1.93	55.73	0.058
İNGİLTERE	1.148 [0.319]	-0.572 [0.203]	-1.279 [0.336]	0.553 [0.268]	2.07	42.59	0.064
İTALYA	0.493 [0.249]		-0.66 [0.216]		1.99	47.31	0.94

Notlar: 1. Köşeli parantez içindeki değerler katsayıların standart hatalarıdır.  
2. Q istatistiğinin yanındaki değer Q istatistiğinin serbestlik derecesini gösterir.

Tablo 3.3.'deki sonuçları incelediğimizde Fransa ve İtalya için AR(1) terimini içeren ARIMA modellerinin nokta tahminlerinin karakteristik köklerinin yakınsaklık

gösterdiğini söyleyebiliriz. Bu nokta tahmini Fransa için 0.519 iken İtalya için 0.493 dür. Görüldüğü gibi bu iki sonuç Türkiye ile Fransa ve Türkiye ile İtalya arasında SGP'nin geçerliliğini destekler niteliktedir. Yani bu iki sonuç TL/Fransız Frangı ve TL/İtalyan Lireti serilerinin durağan olduklarını göstermektedir. Çünkü, mutlak değer olarak her iki durumdaki nokta tahminleri 1'den küçüktürler. Dolayısıyla  $1 - \theta_1 B = 0$  için bulunacak B değerleri 1'den büyük olacaktır.

İncelememizde yer alan diğer ülkeler olan ABD, Almanya, ve İngiltere için reel döviz kurlarında durağanlığın sağlanıp sağlanmadığını belirlemek amacıyla, her ülkeye ait ARIMA tahminlerinin karakteristik eşitliklerini belirleyerek bu eşitliklerin karakteristik köklerini bulduk. Her bir eşitlik ikinci derecede iki bilinmeyenli bir polinom olduğu için karakteristik kökleri

$$\left( (-B_1 \pm \sqrt{B_1^2 - 4B_2}) / 2B_2 \right)$$

formülünü kullanarak bulduk. Bu formüle göre karakteristik kökler ABD için -0.957 ile 1.295, Almanya için -2.45 ve 0.86 ve İngiltere için -2.61 ve 0.599 olarak hesaplanmıştır. Bir serinin durağan olması için karakteristik köklerinin mutlak değer olarak 1'den büyük olması gerektiğini biliyoruz. Bu nedenle bu üç durumda da bir karakteristik kök 1'den küçük olduğu için durağanlık koşulunu sağlamaz. Buna dayanarak diyebiliriz ki, her üç durumda da reel döviz kurları durağan değillerdir. Bu sonuç da yine bu ülkelerle Türkiye arasında SGP'nin geçerliliği konusundaki önceki kısımlardaki ulaştığımız benzer sonuçları destekler niteliktedir.

### 3.1.2. Cointegration ve Satınalma Gücü Paritesi Teorisi

Ekonomik teori çoğu kez belli teorik değişkenlerin, en azından uzun dönemde, bir fonksiyonel ilişki içinde, birlikte davranacaklarını öngörür. SGP ilişkisi de bu türden bir ilişkiye örnek oluşturabilir<sup>150</sup>. Çünkü, SGP teorisi daha önce ifade

<sup>150</sup> Ekonomi literatüründe bu tür ilişkiler için birçok örnek verilebilir. Hemen aklımıza gelen

ettiğimiz gibi iki ülke arasındaki, nisbi fiyat düzeyleri ile döviz kuru arasında bir uzun dönem dengesinin varlığı varsayımına dayanır<sup>151</sup>. Bir ölçüde yeni olan ve son yıllarda kendisine özellikle uluslararası finansta yaygın uygulama alanı bulan ve cointegration denilen ekonometrik teknik, ekonomik teori tarafından öngörülen denge ilişkilerinin analizine olanak sağlar. Kısaca cointegration, tek tek incelendiğinde durağan olmayan iki zaman serisinin, bir veya birden fazla ortak trendler açısından bir arada hareket ettirilebileceklerini ifade eder. Bu sayede iki değişken uzun dönemde birlikte hareket ederler ve belli bir sınıra tabi olmaksızın birbirlerinden ayrılmazlar. Bu kısımda, Cointegration tekniğini kullanarak Türkiye ile ticaret ortakları arasında daha önceki kısımlarda araştırdığımız SGP ilişkisinin geçerli olup olmadığı konusunda kanıtlar bulmaya çalışacağız. Bunun için önce kısa da olsa, teorik olarak cointegration tekniğini tanıtıp, daha sonra iki değişken arasında cointegration ilişkisinin nasıl araştırıldığını göstererek SGP ilişkisinin testine yönelik cointegration sonuçlarına değineceğiz.

### 3.1.2.1. Cointegration

Engle ve Granger'in 1987 yılındaki çalışmalarının<sup>152</sup> yayını ile birlikte, 80'li yıllarda ekonometri literatüründe en önemli gelişmelerden biri ortaya çıkmıştır. Bu teorik gelişmeyle birlikte değişik ekonomik teoriler tarafından öngörülen denge ilişkilerinin testine yönelik çalışmalar büyük bir hız kazanmıştır.

Engle ve Granger'a göre, iki zaman serisi, diyelim ki  $X(t)$  ve  $Y(t)$ , durağan<sup>153</sup>

---

birkaçını sıralarsak şunları söyleyebiliriz: Tüketim fonksiyonundaki gelir tüketim ilişkisi ile klasik paranın yansızlığı hipotezi.

<sup>151</sup> Allan P. LAYTON ve Jonathan P. STRAK, "Co-integration as an Empirical Test of Purchasing Power Parity", JOURNAL OF MACROECONOMICS, C. 12, N. 1 (Winter 1990), s. 129.

<sup>152</sup> Robert ENGLE ve Clive W. J. GRANGER, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and testing", ECONOMETRICA, 55 (March 1987), s. 251-276.

<sup>153</sup> İstatistik terminolojide genelde, iki farklı durağanlık kavramından sözedilir. Eğer bir

değil; ancak bu iki serinin bir doğrusal bileşeni durağan ise  $X(t)$  ve  $Y(t)$  cointegrated denilir. Bir başka ifade ile eğer  $X(t)$  ve  $Y(t)$  serilerinin her ikisi de birinci sıra integrated<sup>154</sup>  $I(1)$  seriler ise, yani birinci farklarında durağan iseler, fakat bunların bir doğrusal bileşeni olan  $Z(t) = Y(t) - A \cdot X(t)$  durağan veya sıfırıncı derece integrated  $I(0)$  ise,  $X(t)$  ve  $Y(t)$  cointegrated denilir<sup>155</sup>.  $Z(t)$  eşitliğinde yer alan  $A$  katsayısına cointegrating parametre denilir. Cointegration ilişkisinin altında yatan temel düşünce Charemza ve Deadman'ın ifade ettiği gibi;

*“İki (veya daha fazla) durağan olmayan değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisi varsa ,bu uzun dönem ilişkisinden sapmalar durağan olacaklar” dır.*

Değişkenler arasında Cointegration ilişkisinin var olup olmadığının

zaman serisinin; ortalaması, varyansı ve kovaryansları zaman içinde değişmiyorsa, bu serinin zayıf (weak) anlamda durağan olduğu söylenir. Öte yandan incelenen serinin olasılık dağılımı durağan ise güçlü (strong) durağanlıktan sözedilir. Durağan seriler  $I(0)$  şeklinde gösterilir ve bunun anlamı, sıfırıncı dereceden integrated olmalarıdır. Eğer Durağanlığa ulaşmak için bir seride birinci farkları almak gerekiyorsa, o seriye birinci sıra integrated seri denir ve  $I(1)$  şeklinde gösterilir. Durağanlığın tanımı konusunda ayrıntılı bilgi için bkz. Christopher L. GILBERT, “Professor Hendry’s Econometric Methodology”, OXFORD BULLETIN OF ECONOMICS AND STATISTICS, C. 48, N. 3 (1986),s. 301-302; Robert S. PINDYCK ve Danel L. RUBINFELD, *Econometric Models And Economic Forecasts*, McGRAW-Hill, Inc.,1991, s. 444-446; Ahmet ÖZMEN, *Zaman Serisi Analizinde Box-Jenkins Yöntemi ve Banka Mevduat Tahmininde Uygulama Denemesi*, Anadolu Üniversitesi Yayınları N. 207, Eskişehir, 1988, s. 4-6;  $I(0)$  ve  $I(1)$  serileri hakkında ve bunların birbirleriyle karşılaştırılması konusunda bkz., Juan J. DOLADO ve Simon SOSVILLA-RIVERO, “Cointegration and Unit Roots”, JOURNAL OF ECONOMIC SURVEYS, C. 4, N. 3 (1990), s. 249-273 ve Cliv W. S. GRANGER, “Developments in the Study of cointegrated Variables”, OXFORD BULLETIN OF ECONOMICS AND STATISTICS, C. 48, N. 3 (1986), s. 213-228.

<sup>154</sup> Eğer bir seride  $d$  tane kök, birim halkada yer alıp, yani değerleri bire eşit ve diğer tüm kökler birim halka dışında yer alırsa, yani birden büyükse, o seri bir integrated prosese sahip denir. Yani,  $(1-B)^d w(B)X_t = b(B)e_t$ 'dir.

<sup>155</sup> Giorgio CANARELLA ve Diğerleri, ‘Cointegration Beetwen Exchange Rates and Relative Prices: Another Wiev’, EUROPEAN ECONOMIC REVIEW, 34 (1990), s. 1303.



belirlenmesinde, iki deęişik test yaygın olarak kullanılmaktadır. Bu testlerden birincisi, aynı anda iki deęişken arasında cointegration ilişkisinin analizine olanak veren ve Engle ve Granger tarafından geliştirilen “iki aşamalı test”tir<sup>156</sup>. Cointegration ilişkisinin araştırılmasında kullanılan ikinci test, Johansen tarafından geliştirilen “çok deęişkenli cointegration testi”dir<sup>157</sup>. Bu testi, bir modeldeki cointegration vektörlerinin maksimum olabilirlik tahminlerini verir şeklinde tanımlayabiliriz<sup>158</sup>. Şimdi bu testlerden iki aşamalı Engle ve Granger testi yardımıyla SGP'nin Türkiye ile Türkiye'nin ticaret ortakları arasında geçerliliğini test edelim. Testin sonuçlarına geçmeden önce, bu testi açıklayalım.

### 3.1.2.2. Satınalma Gücü Paritesi Teorisi'nin Cointegration Testleri ve Sonuçları

Engle ve Granger testinin ilk aşamasında, SGP ilişkisinde yer alan  $e(t)*p^*(t)$  ve  $p(t)$  serilerinin her birinin orijinalde deęil de, birinci farklarında duraęan olduklarının DF ve/veya ADF birim kök testleri yardımıyla ortaya konması gerekir. Bu testler sonucu her iki serinin de, birinci farklarında duraęan olduklarına karar verilirse, testin ikinci aşamasına geçilir.

Testin ikinci aşamasında, ya  $e(t)*p^*(t)$ 'nin baęımlı deęişken ve  $p(t)$ 'nin baęımsız deęişken olarak alındığı, yada  $p(t)$ 'nin baęımlı deęişken ve  $e(t)*p^*(t)$ 'nin

<sup>156</sup> İki aşamalı testin, ikiden fazla deęişkene uygulanabilecek şekli ENGLE-YOO, s. 143-159'da bulunabilir.

<sup>157</sup> S. JOHANSEN, “Statistical Analysis of Cointegration Factors”, JOURNAL OF ECONOMIC DYNAMICS AND CONTROL, 12 (June-September 1988), s. 231-254.

<sup>158</sup> Johansen testinin açıklaması ve bu testin uygulamaları için bkz. Richard T. BAILLIE ve Rowena PEECCHENINO, “The Search for equilibrium relationships in international finance: The case of the monetary model”, JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE 10 (1991), s. 582-593; SEPHTON-LARSEN, s. 561-570; S. G. HALL, “Maximum Likelihood Estimation of Cointegration Vectors: An Example of The Johansen Procedure”, OXFORD BULLETIN OF ECONOMICS AND STATISTICS, C. 51, N. 2 (1989), s. 213-218.

bağımsız değişken olarak alındığı “cointegrating regresyon”lar denilen regresyonlar tahmin edilir.

Asimtotik olarak hangi regresyonun cointegration testi için esas alınacağı önemli değildir ve her iki regresyonu da basit en küçük kareler yöntemiyle tahmin etmenin hiçbir sakıncası yoktur. Engle ve Granger, yeterli hacimdeki büyük örnekler için regresyonların tahmini sonucu regresyonun sağ tarafında yer alacak değişkene ait katsayının, cointegrating parametresi A için mükemmel tahmini değer sağlayacağını göstermişlerdir<sup>159</sup>. Cointegrating regresyonlar basit en küçük kareler yöntemiyle tahmin edildikten sonra, bu regresyon tahminlerinden elde edilen artık terimlerin durağan olup olmadıkları, yani  $I(0)$  veya  $I(1)$  olup olmadıkları, test edilir. Cointegrating regresyonun artık terimlerinin, durağan olup olmadıklarının testi için geliştirilmiş birçok test vardır. Engle ve Granger, bu konuda kullanılabilecek yedi değişik testin özelliklerini incelemişlerdir. Biz burada Engle ve Granger’ın da tavsiye ettiği ve birçok araştırmacı tarafından da tercih edilip kullanılan<sup>160</sup>, “cointegrating regresyon Durbin-Watson (CRDW) testi”, cointegrating regresyon artık terimleri için “ADF testi” ile yine cointegrating regresyon artık terimleri için, “DF test”lerini kullanacağız. Şimdi bu testleri inceleyelim.

CRDW testi yardımıyla cointegration ilişkisinin testinde; cointegrating regresyondan elde edilen Durbin-Watson (DW) istatistiği kullanılır ve DW değerinin sıfırdan anlamlı bir şekilde büyük olup olmadığı test edilir. Eğer hesaplanan DW değeri, sıfırdan anlamlı bir şekilde büyük ise bu sonuç incelenen değişkenler arasında cointegration’un varlığını ifade eder. Bu test için kullanılacak kritik değerler, Engle ve Yoo tarafından geliştirilmiştir. CRDW testini kullanmanın bazı avantajları vardır. Herşeyden önce bu test, durağan birinci sıra otoregresif hata terimi sözkonusu olsa bile değişiklik göstermez. Ayrıca CRDW testinde gerçek modele trend faktörünün girip

<sup>159</sup> Bu konuda bkz. MARK, s. s. 121; LAYTON-STARK, s. 130.

<sup>160</sup> Örneğin Craig S. HAKKIO ve Mark RUSH, “cointegration: how short is long run?”, JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE 10 (1991), s. 571-581’deki çalışmalarında kendi ifadeleriyle dört popüler test kullanmışlardır. Bu testler: CRDW, DF, ADF testleri ile Phillips’in ADF testindeki düzeltmeleridir.

girmemesi de önemli değildir<sup>161</sup>.

DF testinde ise,

$$\Delta U_t = k U_{t-1} + e_t$$

şeklindeki cointegrating regresyon artık terimlerine ait regresyon tahmin edilir ve yine k katsayısının “t” istatistiği kullanılarak k katsayısının anlamlı bir şekilde sıfırdan küçük olup olmadığı test edilir. Eğer k katsayısı anlamlı bir şekilde sıfırdan küçük ise incelenen değişkenler arasında cointegration var denilir. Burada k’ya ait “t” istatistiği, olağan hipotezler altındaki bilinen “t” dağılımını izlemez. Bu “t” istatistiği için kritik değerler, Engle ve Yoo<sup>162</sup> tarafından geliştirilen tablodan alınır.

Son test olan ADF testinde ise

$$\Delta U_t = k U_{t-1} + \sum_{j=1}^m b_j \Delta U_{t-j} + e_t$$

şeklindeki bir regresyon, artık terimleri veri alarak tahmin edilir. Bu regresyonda  $U_t$  cointegrating regresyon hata terimlerini,  $e_t$  durağan hata terimini, m de, hata teriminde seri korelasyon yaratmayacak şekilde belirlenen  $\Delta U_t$ ’ye ait gecikme sayısını gösterir. Bu test yardımıyla cointegration ilişkisini test etmek için k katsayısının anlamlı bir şekilde sıfırdan küçük olup olmadığına bakılır. Eğer k katsayısı sıfırdan anlamlı bir şekilde küçük ise bu bulgu, incelenen değişkenler arasında cointegration’un varlığını destekler. k’nın anlamlı bir şekilde sıfırdan küçük olup olmadığını test ederken kullanılan istatistik, k katsayısına ait “t”

<sup>161</sup> R. I. D. HARRIS, “Testing for unit roots using the Augmented Dickey-Fuller Test”, ECONOMICS LETTERS, 38 (1992), s.382.

<sup>162</sup> ENGLE-YOO, s. 157-158.

istatistiğidir, ancak olağan hipotezler altındaki, bilinen “t” dağılımına sahip değildir. Bu “t” istatistiği için de kritik değerler Engle ve Yoo tarafından geliştirilen tablodan alınır.

Yukarda açıklamaya çalıştığımız integration ve cointegration testleri souncunda, SGP ile ilgili şu sonuçları elde edebiliriz<sup>163</sup>:

i. Eğer  $e(t)*p^*(t) \sim I(1)$  ve  $p(t) \sim I(0)$ ,  $d(t) \sim I(1)$  ise bu durumda, değişkenler cointegrated değildir.

ii. Eğer  $e(t)*p^*(t) \sim I(1)$  ve  $p(t) \sim I(1)$ ,  $d(t) \sim I(0)$  ise bu durumda değişkenler cointegrated'dir.

iii. Eğer  $e(t)*p^*(t) \sim I(0)$  ve  $p(t) \sim I(0)$ ,  $d(t) \sim I(0)$  ise bu durumda, cointegration bir anlam ifade etmez.

iv. Eğer  $e(t)*p^*(t) \sim I(0)$  ve  $p(t) \sim I(1)$ ,  $d(t) \sim I(1)$  ise bu durumda, değişkenler cointegrated değildir.

Yukardaki sonuçları da göz önünde tutarak SGP teorisinin geçerli olması için cointegration test sonuçlarına göre cointegrating regresyonlardan elde edilen artık terimlerin  $I(0)$  olması ve  $e(t)*p^*(t)$  ile  $p(t)$ 'nin aynı sıra integrated , yani  $I(1)$  olmaları gerekir. Şimdi test sonuçlarını inceleyelim.

Yukarıda da değindiğimiz gibi cointegration testi, orijinalde durağan olmayan iki seri arasında bir denge ilişkisinin olup olmadığını test ettiği için öncelikle  $e(t)*p^*(t)$  ile  $p(t)$  serilerinin her birinin  $I(0)$  olmadıklarının, yani orijinalde durağan olmadıklarının gösterilmesi gerekir. Bu amaçla en uygun olduğu düşünülen ve 3.1.1.1. başlığı altında açıkladığımız ADF testi, herbir değişkene uygulanmıştır. Bu test sonuçları Tablo 3.4.'de görülmektedir. ADF testinin, sıfır hipotezinde,

<sup>163</sup> CHAREMZA-DEADMAN, s. 147.

$e(t)*p^*(t)$  ile  $p(t)$  serilerinin her birinin  $I(1)$ , yani birinci farklarında durağan olduğu; alternatif hipotezinde ise serilerin  $I(0)$ , yani orijinalde durağan olduğu ifade edilip, "t" istatistiği yardımıyla k katsayısının anlamlı bir şekilde sıfırdan küçük olup olmadığını test edilmiştir. Bu test için kritik değerler; %1 anlam düzeyi için 3.46, %5 anlam düzeyi için 2.88 ve %10 anlam düzeyi için 2.57 olarak Engle ve Yoo tarafından geliştirilen tablodan<sup>164</sup> alınmıştır. Bu kritik değerleri kullanarak yapılan testler sonucunda, hiçbir değişken için serilerin birinci farklarında durağan olduklarını ifade eden sıfır hipotezi reddedilememiştir. Böylece cointegration testinin ilk aşaması için gerekli olan serilerin aynı sıra integrated olmaları koşulu sağlanmıştır.

Tablo 3.4. Geliştirilmiş Dickey-Fuller Birim

Kök Testleri

Ülke	Değişken	ADF
ABD	$ep^*$	-0.204
Almanya	$ep^*$	0.486
Fransa	$ep^*$	0.397
İngiltere	$ep^*$	-0.046
İtalya	$ep^*$	0.129
Türkiye	$p$	0.463

$ep^*$  ilgili ülke döviz kuru ile fiyat seviyesinin çarpımını vermektedir.  $p$  ise Türkiye fiyat seviyesini göstermektedir. Bütün değişkenler logaritmik olarak alınıp birim kök testi yapılmıştır.

Bu şekilde serilerin birinci sıra integrated olduklarını belirlendikten sonra, cointegration testinin ikinci aşamasına geçilmiştir. İkinci aşamada önce, basit enküçük kareler yöntemiyle her ülke için, hem kullandığımız değişkenlerin her ikisinin de içsel değişken olmaları, hem de karşılaştırma yapmak amacıyla iki farklı cointegrating regresyon tahmin edilmiştir. Daha sonra bu regresyonlardan elde edilen

<sup>164</sup> ENGLE-YOO, s. 157-158.

sapmaların durağan olup olmadıklarını test edilmiştir<sup>165</sup>. Bilindiği gibi SGP'nin Türkiye ile Türkiye'nin ticaret ortakları arasında geçerliliğinin kanıtlanabilmesi için cointegrating regresyonlardan elde edilen artık terimlerin "durağan stokastik bir süreç" olmaları ve tahmin edilen cointegrating parametrenin bire yakın olması gerekir. Şimdi önce Tablo 3.5.'de yer alan cointegrating parametre tahminlerini ve daha sonra da test sonuçlarını inceleyelim.

**Tablo 3.5. Cointegrating Regresyonlar ve Cointegration Testleri**

Ülke	Regresyonlar	R2	n	DF	ADF	CRDW
ABD	$\ln(etpt^*) = 5.476 + 1.108 \ln(pt)$	0.990	204	-0.84	-0.95	0.04
	$\ln(pt) = -4.858 + 0.893 \ln(etpt^*)$	0.990	204	-0.72	-0.84	0.04
Almanya	$\ln(etpt^*) = 4.866 + 1.083 \ln(pt)$	0.996	204	-3.54	-1.96	0.24
	$\ln(pt) = -4.460 + 0.919 \ln(etpt^*)$	0.996	204	-3.52	-1.93	0.24
Fransa	$\ln(etpt^*) = 3.696 + 1.089 \ln(pt)$	0.996	204	-3.29	-1.63	0.22
	$\ln(pt) = -3.367 + 0.915 \ln(etpt^*)$	0.996	204	-3.27	-1.59	0.22
İngiltere	$\ln(etpt^*) = 5.899 + 1.129 \ln(pt)$	0.950	204	-3.01	-1.45	0.19
	$\ln(pt) = -5.182 + 0.882 \ln(etpt^*)$	0.950	204	-2.97	-1.38	0.19
İtalya	$\ln(etpt^*) = -2.222 + 1.197 \ln(pt)$	0.990	204	-3.28	-2.68	0.19
	$\ln(pt) = 1.874 + 0.828 \ln(etpt^*)$	0.990	204	-3.26	-2.69	0.19

Tablodan da anlaşılacağı gibi cointegrating parametre tahminleri, Almanya ve Fransa için bağımlı değişken  $e(t) \cdot p^*(t)$  olduğunda, bire yakın olarak bulunmuştur. Bu parametre değeri Almanya için 1.083 iken Fransa için 1.089 olarak tahmin edilmiştir. Bu ülkeler dışındaki ülkeler için parametreler, ya birden küçük, yada büyük olarak tahmin edilmiştir. Görüldüğü gibi tahmini katsayıların çoğunluğu, SGP'nin öngördüğü gibi bire yakın olarak bulunamamıştır. Bu da SGP'nin geçerliliği konusunda bu haliyle olumlu bir kanıt olarak değerlendirilemez. Bu nedenle şimdi de cointegration test sonuçlarını inceleyelim.

Önce CRDW test sonuçlarını inceleyelim. CRDW testi için tablo değerleri, üç değişik anlam düzeyi için belirlendikten sonra, bu değerler Tablo 3.5.'deki hesaplanmış değerlerle karşılaştırılmıştır. Sonuçlar ana hatları ile şu şekildedir.

<sup>165</sup> Aslında burada yaptığımız 3.1.1.1. başlığı altındaki testin değişik ekonometrik yöntemlerle yeniden yapılmasıdır.

ABD için hesaplanan CRDW değeri hiçbir anlam düzeyinde anlamlı olmadığı için,  $e(t)*p^*(t)$  ile  $p(t)$  arasında cointegration olmadığı sonucuna varılmıştır. Bir başka deyişle, CRDW testine dayanarak SGP'den sapmaların durağan olmadığını söyleyebiliriz. Buna karşın, Almanya ve Fransa için % 5 ve % 10 anlam düzeylerinde; İngiltere ve İtalya için ise sadece % 10 anlam düzeyinde  $e(t)*p^*(t)$  ile  $p(t)$ 'nin cointegrated oldukları bulunmuştur. Bu nedenle bu sonuca dayanarak, bu ülkelerle Türkiye arasında SGP'nin geçerliliği yönünde kanıtların var olduğunu söyleyebiliriz.

Kritik değerleri % 1 anlam düzeyi için 4.00, % 5 anlam düzeyi için 3.37, % 10 anlam düzeyi için 3.02 olan DF test sonuçları ile ilgili olarak şunları söylemek mümkündür. ABD için bir önceki testte olduğu gibi  $e(t)*p^*(t)$  ile  $p(t)$  arasında bu teset sonuçlarına göre cointegration ilişkisinden söz etmek mümkün değildir. Aynı şekilde İngiltere için de  $e(t)*p^*(t)$  ile  $p(t)$  arasında cointegration sözkonusu değildir. Bununla birlikte Fransa ve İtalya için % 10 anlam düzeyinde  $e(t)*p^*(t)$  ile  $p(t)$ 'nin cointegrated olduklarını söyleyebiliriz.

Son olarak ADF test sonuçlarını, % 1 anlam düzeyi için 3.78, % 5 anlam düzeyi için 3.25 ve % 10 anlam düzeyi için 2.98 olan kritik değerlere göre şu şekilde yorumlamak mümkündür.

Önceki testlerin aksine ADF test sonuçları, belirtilen kritik değerlerde hiçbir durumda  $e(t)*p^*(t)$  ile  $p(t)$  arasında cointegration ilişkisinin varlığını göstermemektedir. Yani ADF test sonuçları tamamen SGP aleyhinde kanıtlar ortaya koymaktadır.

Reel döviz kurları için yaptığımız durağanlık testleri ve daha sonra yaptığımız iki aşamalı cointegration testlerinin sonuçlarını birarada göz önünde tuttuğumuzda Türkiye ile Türkiye'nin ticaret ortakları arasında SGP'nin performansı ile ilgili olarak şu genel sonuçları söyleyebiliriz:

Reel döviz kurlarında, birim köklerin varlığını test etmek için tahmin ettiğimiz ARIMA modellerinin nokta tahminlerinin Fransa ve İtalya için yakınsaklık göstermesine rağmen; ABD, Almanya, ve İngiltere için yakınsaklık göstermediğini ancak, tüm reel döviz kurlarında birim kökün varlığını test etmek için uyguladığımız DF ve ADF testlerinin ise reel döviz kurlarının birinci farklarında durağan oldukları sonuçlarını verdiğini biliyoruz.

Öte yandan, cointegration test sonuçlarına baktığımızda; kullandığımız bütün testlerin ABD için bütün anlam düzeylerinde SGP'nin başarısızlığını gösterdiğini ve diğer ülkeler için ise bu testlerin karışık sonuçlar ifade ettiğini görmekteyiz. Yani ABD dışındaki diğer ülkeler ile Türkiye arasında SGP'nin performansı konusunda bazı testler olumlu sonuçlar ortaya koyarken, bazı testler olumsuz sonuçlar ortaya koymuştur. Ancak ABD için bunların hiçbiri sağlanamamıştır.

Şimdi ulaştığımız bu sonuçları, birim kök testleri ile cointegration testleri sonuçlarını, birarada değerlendirerek SGP'nin Türk ekonomisindeki performansı konusunda genel bir kaniya varmak oldukça zor olmakla birlikte, SGP'nin ABD ile Türkiye arasında çalışmadığını ve eğer ADF testi esas alınırsa aynı sonucun diğer ülkelerle Türkiye arasında SGP'nin performansı konusuna da yaygınlaştırılabileceğini söyleyebiliriz.

Yaptığımız testler sonucunda, SGP'nin ABD ile Türkiye arasında kötü performans gösterdiği sonucuna kesin olarak varılmıştır. Bu sonucun olası değişik açıklamaları vardır. Bu sonucun olası açıklamalarından biri hem Amerika hem de Türkiye'de son on yılda ortaya çıkan yapısal değişimler olabilir. Çünkü, birçok ülkede olduğu gibi bu iki ülkede de fiyatlar genel düzeyleri, giderek artan oranda ticarete konu olmayan hizmet fiyatlarına bağlı olmaktadır. Örneğin, ABD Gayri Safi Milli Hasılasının % 65'den fazlası hizmetlerden oluşurken, Türkiye'de hizmet sektörünün oranı yaklaşık % 32 dolayındadır ve sürekli artış göstermektedir. Dolayısıyla eğer, ABD'nin bu mallardaki ülke içi arz ve talep koşulları Türkiye'ye veya diğer ülkelere oranla



zaman içinde deęişirse; bu deęişim nisbi SGP'den sapmalara neden olabilir. Ayrıca ikinci bölümde aktardığımız gibi parasal ve reel şoklar, SGP'den geçici ve sürekli sapmalar yaratabilmektedir. Bunların yanında dış ticarete uygulanan tarife ve kotalar gibi engellerin ve bu ülkelerde mal piyasalarında oluşan tekelci ve oligopolcü eğilimlerin, tek fiyat yasasının işleyişini bozduğunu ve sonunda dolaylı olarak SGP'nin kötü performans göstermesine neden olduğunu söylemek de mümkündür.

### 3.2. NOMİNAL VE REEL DÖVİZ KURLARI ARASINDA NEDENSELLİK TESTLERİ

Birinci bölümde, bazı temel betimleyici istatistikler yardımıyla reel döviz kuru deęişmelerinin, daha çok nominal döviz kurundaki deęişmelere baęlı olduğunu söylemiştik. Bu kısımda, "Granger anlamında nedensellik testi" yardımıyla, gerçekte bu sonucun doğru olup olmadığını ve bu iki deęişken arasında, eęer gerçekten nedensel bir ilişki söz konusu ise bu nedenselliğin yönünü belirlemeye çalışacağız.

Bu amaçla yapılacak bir nedensellik testinde ilişkinin yönü, birçok açıdan hem akademisyenlerin hem uygulamacıların ve hem de politikacıların ilgisini çekebilmektedir. Bilindięi gibi son yıllarda, döviz kuru yönetimi konusunda yoğun tartışmalar olmaktadır. Bu tartışmalardaki tarafları, bir yanda döviz kuru yönetimini savunanlar ile dięer tarafta döviz kuruna hiç müdahale yapılmamasını savunanlar oluşturmaktadır.

Öte yandan, yıllardır SGP teorisini test ederek SGP'nin iyi performans göstermedięi sonucuna varan iktisatçılar, bu sonuç için deęişik nedenler ortaya atmışlardır. Nedenler konusundaki tartışma ise aęırlıklı olarak nominal döviz kurları ile reel döviz kurları arasındaki nedensel ilişkinin yönü üzerine yoğunlaşmıştır. Bu konu üzerinde çalışma yapan, iki ana düşünce okulu vardır. İlk düşünce okuluna göre, reel şoklar SGP'den sapmalara neden olur ve bu sapmalar sonucu reel döviz kurunda

ortaya çıkan deęişmeler, nominal döviz kurunda da deęişmelere neden olur. Dięer düşünce okuluna göre ise fiyatların yavaş uyumundan dolayı, parasal şoklar SGP'den sapmalara yol açar ve bu yüzden nominal döviz kurundaki deęişmeler, reel döviz kurundaki deęişmelere neden olurlar.

“Granger anlamında nedensellięi” şu şekilde tanımlayabiliriz. Eęer  $X_t$ 'nin geçmiş gözlemlerine ait bilgi,  $Y_t$  için tahminler sağlayabilirse,  $X_t$  zaman serisinin  $Y_t$  zaman serisine Granger anlamında neden olduęu söylenir”<sup>166</sup>. Nominal döviz kurları ( $e_t$ ) ile reel döviz kurları ( $R_t$ ) arasında Granger anlamında nedensellik testi şu şekilde yapılabilir.

İlk olarak nominal döviz kurundaki deęişmelerin ( $\Delta e$ ), reel döviz kurundaki deęişmelere ( $\Delta R$ ) neden olmadığı şeklindeki sıfır hipotezini test etmek için iki farklı regresyon tahmin edilir. Bu regresyonlardan birisi kısıtsız regresyondur ve

$$\Delta R_t = a_0 + \sum_{i=1}^n b_{Ri} \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_{ei} \Delta e_{t-i} + v_t \quad (1)$$

şeklinde ifade edilir. Dięer regresyon ise kısıtlı regresyondur ve sadece reel döviz kuruna ait gecikmeli deęişkenleri içerir. Kısıtlı regresyon;

$$\Delta R_t = a_0 + \sum_{i=1}^n b_{Ri} \Delta R_{t-i} \quad (2)$$

<sup>166</sup> Bu konuda ayrıntılı bilgi için bkz. Clive W. J. GRANGER, “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, *ECONOMETRICA*, C. 37 (1969), s. 424-438; Stephen MILLER, “Cointegration and Error-Correction Models: The Temporal Causality between Government Taxes and Spending”, *SOUTHERN ECONOMIC JOURNAL*, 57 (July 1990), s. 221-29; Antonie S. D. DELORME ve Barbel FINKSTADT, “Cross National Money-Income Causality for the Floating Exchange Rate Period: Has the Influence of U.S. and German Money Persisted”, *JOURNAL OF MACROECONOMICS*, C. 13, N. 2 (Spring 1991), s.207-237; Jaleel AHMAD ve Andy C. C. KWAN, “Causality between exports and economic growth”, *ECONOMICS LETTERS*, 37 (1991), s.243-248.

şeklinde gösterilir. Bu iki regresyon tahmin edildikten sonra her iki regresyona ait artık terimler elde edilir. Kısıtsız regresyondan elde edilen artık terimler ( $AKT_{UR}$ ) ile kısıtlı regresyondan elde edilen artık terimler ( $AKT_R$ ) kullanılarak,

$$F = (N-k) (AKT_R - AKT_{UR}) / q$$

biçiminde formüle edilen F-istatistiği yardımıyla (1) nolu eşitlikte yer alan  $b_{ei}$  katsayılarının, grup olarak anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı olup olmadığı test edilir. Eğer katsayılar anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı ise “nominal döviz kurundaki değişmelerin reel döviz kurundaki değişmeler neden olmadığı şeklindeki”, sıfır hipotezi reddedilir.

Nedensel ilişkinin, bir değişkenden diğerine olan yönü test edildikten sonra bu kes; reel döviz kurundaki değişmelerin ( $\Delta R$ ), nominal döviz kurundaki değişmelere ( $\Delta e$ ) neden olmadığı şeklindeki sıfır hipotezi test edilir. Bunun için ise,

$$\Delta e_t = a_0 + \sum_{i=1}^n b_{Ri} \Delta R_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_{ei} \Delta e_{t-i} + v_t \quad (3)$$

ve

$$\Delta e_t = a_0 + \sum_{i=1}^n b_{ei} \Delta e_{t-i} + v_t \quad (4)$$

şeklindeki iki regresyon tahmin edilir. Bu kez (3) nolu eşitlikte yer alan  $b_{Ri}$  katsayılarının, anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı olup olmadığı test edilir.

Nominal döviz kurundaki değişmelerin ( $\Delta e$ ) reel döviz kurundaki değişmelere ( $\Delta R$ ) neden olduğu sonucuna varabilmek için önce nominal döviz kurundaki değişmelerin ( $\Delta e$ ) reel döviz kurundaki değişmelere ( $\Delta R$ ) neden olmadığı şeklindeki sıfır hipotezinin reddedilip, daha sonra reel döviz kurundaki değişmelerin ( $\Delta R$ )

nominal döviz kurundaki değişmelere ( $\Delta e$ ) neden olmadığı şeklindeki sıfır hipotezinin kabul edilmesi gerekir.

Granger nedensellik testleri sonucunda üç farklı sonuç ortaya çıkabilir<sup>167</sup>:

Birinci sonuç, “tek yönlü nedensellik” dir. Konumuzla ilgili bu tek yönlü nedensellik, ya  $\Delta e$ 'den  $\Delta R$ 'ye doğru, yada  $\Delta R$ 'den  $\Delta e$ 'ye doğru olur. Eğer (1) nolu eşitlikte  $b_{ei}$  katsayıları anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı ve (3) nolu eşitlikte  $b_{Ri}$  ise katsayıları anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı değilse  $\Delta e$ 'den  $\Delta R$ 'ye doğru tek yönlü nedensellik sözkonusudur. Tersisi durumunda ise  $\Delta R$ 'den  $\Delta e$ 'ye doğru tek yönlü nedensellikten söz edebiliriz.

İkinci sonuç ise “iki yönlü nedensellik yada feedback” dir. Eğer (1) ve (3) nolu eşitlikteki  $b_{ei}$  ve  $b_{Ri}$  katsayı setleri anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı ise iki yönlü nedensellik ortaya çıkmaktadır.

Üçüncü sonuç, “bağımsızlık” dir. Eğer (1) ve (3) nolu eşitlikteki  $b_{ei}$  ve  $b_{Ri}$  katsayı setleri, anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı değilse, iki değişken arasında bağımsızlığın ortaya çıktığını söyleyebiliriz.

Granger nedensellik test sonuçları, tablo 3.6. ve tablo 3.7.'de yer almaktadır. Her iki tablodaki değerleri elde etmek için değişkenlerin logaritmik birinci farkları kullanılmıştır. Ayrıca, bütün regresyonlar en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmiştir. Tablolar, nominal döviz kurlarının, reel döviz kurlarına veya reel döviz kurlarının nominal döviz kurlarına neden olup olmadığını belirlemek için gerekli olan F-istatistikleri ile istatistiklerin anlam düzeylerini vermektedir. Bu testlerde daha önce belirtildiği gibi iki hipotez test edilmiştir.

Birinci hipotez, “nominal döviz kurlarının Granger anlamında reel döviz

<sup>167</sup> Damodar N. GUJARATI, *Basic Econometrics*, McGRAW-HILL Publishing Company, Second edition, 1988, s. 542.

kurlarına neden olmadığını”; ikinci hipotez ise, “reel döviz kurlarının Granger anlamında nominal döviz kurlarına neden olmadığını” ifade eder.

**Tablo 3.6. Nominal Döviz Kurları Üzerine  
Nedensellik Testleri**

Ülke	F-istatistiği	Anlam Düzeyi
ABD	$F(12-166) = 1.712$	0.068
Almanya	$F(12-166) = 1.047$	0.409
Fransa	$F(12-166) = 1.319$	0.212
İngiltere	$F(12-166) = 1.207$	0.282
İtalya	$F(12-166) = 0.789$	0.660

**Tablo 3.7. Reel Döviz Kurları Üzerine  
Nedensellik Testleri**

Ülke	F-istatistiği	Anlam Düzeyi
ABD	$F(12-166) = 1.453$	0.147
Almanya	$F(12-166) = 1.399$	0.171
Fransa	$F(12-166) = 1.174$	0.306
İngiltere	$F(12-166) = 1.568$	0.105
İtalya	$F(12-166) = 0.501$	0.912

Tablo 3.6'daki test sonuçlarına göre, geleneksel % 5 anlam düzeyinde hiçbir ülke ile Türkiye arasında, nominal döviz kurlarındaki değişmelerin reel döviz kurlarındaki değişmelere Granger anlamında neden olmadığı şeklindeki sıfır hipotezi reddedilememiştir. Aynı şekilde ikinci hipotez testine yönelik tablo 3.7.'deki sonuçlar, yine hiçbir ülke ile Türkiye arasında reel döviz kurlarındaki değişmelerin nominal döviz kurundaki değişmelere Granger anlamında neden olmadığını ifade eden sıfır hipotezini reddedememektedir.

Sonuç olarak, %5 anlam düzeyinde elde edilen bu sonuçlara dayanarak, reel döviz kurları ile nominal döviz kurları arasında Granger anlamında nedensel bir bağlantının olmadığı sonucuna varılmıştır.

## DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

### TÜRKİYE EKONOMİSİNDE SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNİN VEKTÖR OTOREGRESYONLARLA ANALİZİ

#### 4.1. VEKTÖR OTOREGRESYON VE SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ TEORİSİ

Vektör otoregresyon (VAR) tekniği, 1980 yılında Sims'in çalışması<sup>168</sup> ile çok eşitlikli modellemeye, (örneğin eş zamanlı denklem sistemlerine), bir alternatif olarak geliştirilmiştir. Sims'in bu çalışmasından beri VAR yöntemleri, hipotez testi, dinamik analiz, ileriye yönelik tahmin ve politika analizi amaçlarıyla birçok ampirik makroekonomik çalışmada kullanılmıştır<sup>169</sup> ve halen de yaygın olarak

<sup>168</sup> C. A. SIMS, "Macroeconomics and Reality", *ECONOMETRICA*, C. 48, (January 1980), s. 1-48.

<sup>169</sup> Bu çalışmalardan birkaçına burada değinebiliriz: C. A. SIMS, "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarizm Reconsidered", *AMERICAN ECONOMIC REVIEW*, C. 70, N. 2 (May 1980), s. 250-257. ; Robert B. LITTERMAN ve Laurance WEISS, "Money, Real Interest Rates, and Output: A Reinterpretation of Postwar U. S. Data", *ECONOMETRICA*, C. 53, N. 1 (January 1985), s. 129-155. ; David BACKUS, "The Canadian-U.S. Exchange rate: Evidence from A Vector Autoregression", *THE REVIEW OF ECONOMICS AND STATISTICS*, 68 (1986), s. 628-637. ; Robert KROL, "Money and the U.S. Business Cycles", *ECONOMICS LETTERS*, 37 (1991), s. 19-24. ; Ziya ÖNİŞ ve Süleyman ÖZMUCUR, "Exchange Rates, Inflation, and Money Supply in Turkey", *JOURNAL OF DEVELOPMENTS ECONOMICS*, 32 (1990), s. 132-154. ; Ayrıca siyaset bilimine çok iyi bir uygulaması için bkz., John R. FREEMAN ve Diğerleri,

kullanılmaktadır. Ayrıca VAR modellemesi, aynı konuda birbirlerine rakip durumunda olan teorileri değerlendirmede kullanılacak ampirik kanıt elde etmek amacıyla da kullanılmaktadır<sup>170</sup>.

VAR modellemesi, makroekonometrinin nisbeten yeni bir aracı olmasına rağmen, iki ana başlıkta toplayacağımız nedenlerden dolayı, çok kısa bir zamanda yaygın kullanım alanı bulmuştur<sup>171</sup>. Bu nedenlerden ilki, ekonomiyi temsil edecek doğru yapısal model konusunda makroekonomistler arasında var olan yaygın anlaşmazlıklardır. Tüm ekonominin yapısal modeli hakkında iktisat okulları arasında farklı veya birbirine benzer model önerileri vardır. Bu modellerden hangisinin esas alınarak, araştırılan konu hakkında çalışma yapılacağı her zaman bir sorun olarak karşımıza çıkmaktadır. VAR modellemesi bu tür tartışmalarda geleneksel modellemeye oranla daha az etkilenmektedir. Çünkü VAR modellemesinde, belli bir teoriye göre oluşturulan önsel (A priori) varsayım ve kısıtlar, minimum düzeyde kullanılmaktadır. Nedenlerden ikincisi ise, belli bir yapısal modelde, kısıtlar uygulamayan<sup>172</sup> VAR yöntemleri ile ekonominin önemli dinamik karakteristiklerinin belirlenebilmesidir. Özellikle ani tepki (Impulse response) ve varyans ayrıştırılması (variance decomposition) simülasyonları, ekonominin dinamik yapısını karakterize etmekte kullanılan en önemli VAR teknikleridir.

Üçüncü bölümde SGP'nin Türkiye ekonomisinde çalışıp çalışmadığı test edilmişti.

---

"Vector Autoregression and Study of Politics", AMERICAN JOURNAL OF POLITICAL SCIENCE, C. 33, N. 4 (November 1989), s. 842-877.

<sup>170</sup> Gerald NICKELSBURG, "Small-Sample Properties of Dimensionality Statistics for Fitting VAR Models to Aggregate Economic Data", JOURNAL OF ECONOMETRICS, 28 (1985), s. 183.

<sup>171</sup> John W. KEATING, "Identifying VAR Models Under Rational Expectations", JOURNAL OF MONETARY ECONOMICS, 25 (1990), s. 453.

<sup>172</sup> Geleneksel yapısal modeller, örneğin, eşzamanlı denklem sistemleri, modelde yer alması gereken değişkenleri belirlemede, hangi değişkenlerin içsel ve hangi değişkenlerin dışsal değişken olarak alınması gerektiği ve kullanılan modelin biçimi konusunda kısıtlar uygulayan tek bir teoriye dayanır. Geleneksel yapısal modellerle VAR modellerinin ayrıntılı karşılaştırması için bkz., FREEMAN, s. 842-877.

Ancak yapılan bu testler Türkiye ekonomisinde SGP'nin genelde çalışmadığı yönünde sonuçlar ortaya koymuştu. Bu bölümde SGP'den sapmaların nedenlerini incelenerek, bu sapmaların neden ortaya çıktığı belirlenmeye çalışılacaktır. SGP teorisi, her türdeki parasal şokların SGP'den sürekli sapmaya neden olmaması gerektiğini; buna karşın, nisbi verimlilik şoklarının ise SGP'den sürekli sapmaya yol açabileceğini ifade eder. Bu bölümde, VAR tekniği<sup>173</sup> kullanılarak, Almanya-Türkiye ve ABD-Türkiye arasındaki reel döviz kurları esas alınıp bu önermenin geçerliliği test edilecektir. Almanya ve ABD'nin Türkiye ile olan ticaret ilişkileri ve Almanya ile ABD'nin dünya ekonomisindeki yeri ülke seçiminde önemli etmen olmuştur. VAR analizlerinde kullanılan verilerden mevsimsel olarak düzeltilmiş M1 para arzları, mevsimsel olarak düzeltilmiş sanayi üretim indeksleri ve faiz oranları; İMF'nin "International Financial Statistics"lerinden alınmıştır.

## 4.2. VEKTÖR OTOREGRESYONUN TANITIMI

1980'li yıllarda, geleneksel yapısal modellemeye alternatif olarak geliştirilen ve birçok amaç için kullanılabilen VAR modellemesi burada bütün analitik araçları ile tanıtılacaktır. Bu tanıtımda, ileri düzeydeki matematik ispatlardan kaçınılacak, ancak bu tür analizlerin açıklamalarının bulunabileceği kaynaklar mümkün olduğunca verilecektir.

### 4.2.1. Vektör Otoregresyonun Tanımı

Geleneksel ekonometrik çalışmalarda kullanılan teorik yapı üzerindeki anlaşmazlıklar, yani hangi modelin doğru olduğunun tartışılması, belli teorik

<sup>173</sup> VAR modellemesinde metodoloji olarak BACKUS, s. 628-637; Jin-Ock KIM, *A Time Series Analysis of The Real Exchange Movement In Korea*, ABD, 1991 çalışmalarında kullanılan metodoloji izlenilecektir.



yaklaşımları esas alarak belirlenmiş yapısal modellere dayanan çalışmaların yorumlanmasını oldukça güçleştirir<sup>174</sup>. Ayrıca bazı durumlarda, örneğin, belli bir konudaki teorinin çok karmaşık olması halinde, ekonomik teori, doğru tahmin modelini oluşturmak için yeterli olmayabilir. Ayrıca temel alınan teori, birçok değişik gecikme yapısı ile açıklanabilir. Ancak teorinin farklı gecikme yapıları ile formüle edilmesi, farklı dinamik modeller ortaya çıkarabilir<sup>175</sup>. İşte bu nedenlerden dolayı araştırmacı, belli ekonomik teori yerine, kullandığı veri yardımıyla modelin dinamik yapısının belirlenmesini tercih edebilir. Bu durumda VAR modellemesi araştırmacıya çok yararlı bir araç olmaktadır.

VAR tekniği, bir eşitlikler sistemidir ve sistemde yer alan her bir değişken için bir eşitliği içerir<sup>176</sup>. Bir başka deyişle VAR, sistemde yer alan her değişkenin sistemde yer alan tüm değişkenlerin gecikmeli değerlerinin bir fonksiyonudur. Her eşitlikde yer alan hata teriminin seri korelasyon özelliği taşımadığı ve bu hata teriminin de eşitlikteki bağımlı değişkeni doğrusal bir yapıda açıkladığı varsayılır. Yani, bir eşitlikte yer alan bağımlı değişken, tüm diğer değişkenlerin ve yukarıda özelliğini belirttiğimiz hata teriminin doğrusal bir fonksiyonudur<sup>177</sup>. VAR sisteminde yer alan eşitliklerde, hem rassal hem de rassal olmayan kısımlar vardır. Sistemde yer alan rassal değişkenlerin herbiri, kendisinin ve modelde yer alan diğer rassal değişkenlerin gecikmeli değerlerinin ve sabit terim veya bir polinomial fonksiyonla ifade edilebilen zaman trendi gibi rassal olmayan kısımların doğrusal bir fonksiyonu olarak ifade edilir<sup>178</sup>. g değişkenin yer aldığı bir VAR sistemi aşağıdaki

<sup>174</sup> BACKUS, s. 628-37.

<sup>175</sup> PINDYCK-RUBIFELD, s. 353.

<sup>176</sup> Abdur CHOWDHURY, "Monetary and Fiscal Policy as a Stabilization Tool: The Case of Korea and Turkey", QUARTERLY REVIEW OF ECONOMICS AND BUSINESS, C. 29, N. 1 (Spring), s. 33-48.

<sup>177</sup> KEATING, s. 455.

<sup>178</sup> Richard M. TODD, "Vector Autoregression Evidence on Monetarism: Another Look at the Robustness Debate", QUARTERLY REVIEW, Federal Reserve Bank of Minneapolis, C. 14, N. 2 (Spring 1990), s. 19.

biçimde gösterilebilir<sup>179</sup>:

$$y_t = v + \emptyset_1 y_{t-1} + \dots + \emptyset_p y_{t-p} + v_t$$

Burada,  $y_t = (y_{1t} \dots y_{Mt})'$ ,  $v = (v_1 \dots v_M)'$  dir.  $\emptyset$   $g \times g$  boyutunda katsayılar matrisidir.  $v_t = (v_{1t} \dots v_{Mt})'$  dir ve bunlar her eşitlikte, verinin kapsadığı dönem için açıklayıcı değişkenler tarafından açıklanamayan veya tüm değişkenlerde bu dönemde ortaya çıkan sürpriz değişimleri açıklar. Ayrıca  $v_t$  ile ilgili şu genel özellikler yazılabilir:

$$E(v_t) = 0$$

$$E(v_t v_t') = \Omega$$

$$E(v_t v_s') = 0, t \neq s$$

$$E(y_t v_s') = 0 \text{ tüm } t < s.$$

Görüldüğü gibi  $v_t$  seri korelasyonun ve değişken varyanslılığın olmadığı basitleştirilmiş varsayımlara uyan bir white noise vektördür.  $\Omega$  matrisi ise hata terimleri için varyans-kovaryans matrisidir ve her değişkende ortaya çıkan sürpriz değişimler arasında korelasyonun bir ölçüsüdür.

Bu şekilde özet olarak VAR'ın genel yapısını tanıttıktan sonra, şimdi VAR modellemesi ile ilgili bazı önemli konulara değinebiliriz.

Herşeyden önce VAR modellemesi hangi değişkenlerin içsel ve hangi değişkenlerin dışsal olduğu konusunda önsel varsayımlar gerektirmez<sup>180</sup>. VAR modelcisi, teoriyi,  $y_t$ 'de yer alacak değişkenleri belirlemek için kullanır. Ancak, hangi değişkenlerin

<sup>179</sup> George G. JUDGE, *Introduction to the theory and practice of Econometrics*, John Wiley and Sons, ABD, 1988, s. 752.

<sup>180</sup> Alok K. BOHARA ve William H. KAEMPFER, "A Test of Tariff Endogeneity in the United States" *THE AMERICAN ECONOMIC REVIEW*, C. 81, N. 4 (September 1991), s. 954.

dışsal olduğunu önceden varsaymaz, bunun yerine kullandığı değişkenlerin tümünü içsel değişken olarak alır<sup>181</sup>. Daha sonra araştırmacı, veriyi durağanlaştırmak için dönüştürür<sup>182</sup>. Hipotez testi yapmak için bu tür çalışmalarda esas alınan asimtotik dağılım teorisi, durağanlık olgusu üzerine kurulduğu için VAR'da durağanlık, özellikle önemli bir konudur<sup>183</sup>. Durağanlığa ulaşmak için genellikle, veri doğal logaritma alınarak dönüştürülür ve logaritmalarının birinci farkları alınır. Bunun yanında, serilere birim kök testleri de uygulanabilir. Ayrıca otokorelasyon grafikleri yardımı ile de durağanlık kontrol edilebilir.

VAR modellemesinde bir başka önemli konu da, belirlenen VAR modelinin tahmini ile ilgilidir. Eğer, VAR modelinde yer alan her eşitlikte sağ taraftaki değişkenler aynı ise VAR modelindeki katsayıların basit enküçük kareler tahminleri tutarlıdır (consistent) ve asimtotik olarak da etkindirler (efficient)<sup>184</sup>. Bununla birlikte, farklı eşitliklerde sağ taraftaki değişkenler farklı ise uygun tahmin yöntemi genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemidir<sup>185</sup>.

#### 4.2.2. Vektör Otoregresyonların Belirlenmesi

VAR analizi, ekonomik değişkenler arasındaki ilişkiler üzerine herhangi bir kısıtlama koymamasına rağmen VAR eşitlikler sistemini belirlerken, iki genel kısıtlama sözkonusu olabilir. Bu kısıtlamalar, VAR sisteminde yer alacak değişkenlerin seçimi ve seçilen değişkenler için uygun gecikme yapısının

<sup>181</sup> FREEMAN, s. 844.

<sup>182</sup> BOHARA-KAEMPHER, a.g.e., s. 954.; CHOWDHURY, s. 36.; R. W. HAFER ve Richard G. SHEEHAN, "Policy Inference Using VAR Models", ECONOMIC INQUIRY, C. XXIX (January 1991), s. 46.; JUDGE, s. 754-755.

<sup>183</sup> Giorgio CANARELLA ve Stephen K. POLLARD, "Efficiency in Foreign Exchange Markets: A Vector Autoregression Approach", JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE, 7 (1988), s. 336-337.

<sup>184</sup> FREEMAN, s. 855.; PINDYCK-RUBINFELD, s. 355.; HAFER-SHEEHAN, s. 47.

<sup>185</sup> HAFER-SHEEHAN, s. 47.

belirlenmesidir. Şimdi bu kısıtlamaları açıklayalım.

#### 4.2.2.1. Vektör Otoregresyonlarda Yer Alacak Değişkenlerin Belirlenmesi

VAR sisteminde yer alacak değişkenlerin seçiminde belli bir ekonomik teori tarafından önerilen belli bir model temel alınmamasına rağmen, ekonomik teori, VAR sisteminde yer alacak değişkenlerin belirlenmesinde çok yararlı bir kılavuzdur. Bu nedenle incelenecek VAR sistemlerinde yer alacak değişkenlerin seçiminde, SGP teorisi temel belirleyici olarak alınmıştır. Bilindiği gibi SGP teorisine göre SGP'den sapmalar, parasal ve reel şoklardan kaynaklanır. Beklenen veya beklenmeyen Parasal şoklar kısa dönemde SGP'den geçici sapmalara neden olurken; nisbi verimlilik şokları SGP'den sürekli sapmalara neden olabilir. Ayrıca, döviz kurlarının, nisbi enflasyon oranları ve faiz oranı düzeylerindeki değişmelere tamamen uyum sağlayamayacağı şeklindeki beklentiye dayanan para spekülasyonları da, SGP'den ek sapmaların kaynağını oluşturabilir. Ödemeler dengesindeki büyük açıklar, devalüasyon beklentilerini arttırırsa; SGP'den sapmaların daha ciddi boyutlara ulaşacağı söylenebilir.

Bütün bunların ışığında incelenecek VAR sistemlerinde temelde üç değişken kullanılacaktır. Kullanılacak ilk değişken, ikili reel döviz kurlarıdır. Yani reel TL/Dolar döviz kuru ile reel TL/DM döviz kurları. İkili reel döviz kurlarının kullanılmasının nedeni. SGP'den sapmaların reel döviz kurlarının durağan olmadığını ima etmesidir. Kullanılacak ikinci değişken, parasal şokların etkilerinin analizine olanak tanıyacak olan, iki ülke arasındaki nisbi para arzı oranlarıdır. Çalışmada para arzı verisi olarak, mevsimsel düzeltme uygulanmış M1 para arzı kullanılmıştır. VAR'da yer alacak son değişken ise, iki ülke arasında verimlilik şoklarını incelemeye yardımcı olacak "sanayi üretim indeksi"dir. Bir ülkedeki verimlilik artışı reel GSMH'daki artışlarla da ölçülebilir. Ancak, GSMH aylık olarak bulunamadığı için

mevsimsel olarak düzeltilmiş sanayi üretim indeksleri verimlilik ölçütü olarak kullanılmıştır. Bu üç değişkene ek olarak VAR sistemi, ihmal edilen değişkenlere çok duyarlı olduğu ve faiz oranı farklılıkları<sup>186</sup> yukarıda değindiğimiz gibi SGP'den sapmalara yolaçacağı için; faiz oranı da sisteme etkisi test edilmek üzere geçici olarak sisteme dahil edilmiştir. Ayrıca faiz oranı yanında kamu harcamaları ile vergilerin de reel döviz kurunu etkilediği düşünülmüş; ancak bu veriler aylık olarak elde edilemediği için, ilişkiye sokulmamıştır.

Bu şekilde VAR sistemlerimizde yer alabilecek değişkenlere değindikten sonra şimdi bu değişkenleri simgelerle belirleyelim.

$$R(t) = e(t) \cdot P^*(t) / P(t)$$

$e(t)$  nominal döviz kuru

$P^*(t)$  yabancı ülke fiyatlar genel düzeyi

$P(t)$  Türkiye fiyatlar genel düzeyi

$R(t)$  ikili reel döviz kuru

$$\Delta r(t) = R(t) - R(t-1)$$

$$m(t) = M^*(t) / M(t)$$

$m(t)$  iki ülke arasında nisbi para arzı oranı

$M^*(t)$  yabancı ülke para arzı

$M(t)$  Türkiye para arzı

$$\Delta m(t) = [M^*(t) / M(t)] - [M^*(t-1) / M(t-1)]$$

---

<sup>186</sup> Faiz oranı farklılıkları ile döviz kuru hareketleri arasındaki ilişkiyi inceleyen iki farklı düşünce okulu vardır. Bu okullar, Keynezyen okul ve Friedman tarafından temsil edilen Şikago okuludur. Keynezyen okul, nominal faiz oranı farklılıkları ile döviz kuru hareketleri arasında negatif bir ilişkinin varlığını savunurken; Şikago okulu, nominal faiz oranı farklılıkları ile döviz kuru hareketleri arasında pozitif bir ilişkinin varlığını savunur. İki okul arasındaki bu farklılık farklı fiyat uyum mekanizmaları varsayımlarını benimsemelerinden ve uluslararası parasal varlıklar ile mallara olan talepleri dengeye getirmede, döviz kurunun rolü konusunda farklı görüşlere sahip olmalarından kaynaklanmaktadır.

$$y(t) = Y^*(t) / Y(t)$$

$Y^*(t)$  yabancı ülke sanayi üretim indeksi

$Y(t)$  Türkiye sanayi üretim indeksi

$$\Delta y(t) = [Y^*(t) / Y(t)] - [Y^*(t-1) / Y(t-1)]$$

Faiz oranı paritesi (fop) koşulu<sup>187</sup> eşitliği ise;

$$fop(t) = i(t) - i^*(t) - [e(t+1) - e(t)] / e(t)$$

$i^*(t)$  yabancı ülke faiz oranı

$i(t)$  Türkiye faiz oranı

$$\Delta fop(t) = fop(t) - fop(t-1)$$

Bu şekilde değişkenleri tanıttıktan sonra, düşündüğümüz VAR sistemini genel haliyle şu şekilde yazabiliriz.

$$\begin{bmatrix} \Delta m(t) \\ \Delta y(t) \\ \Delta r(t) \\ \Delta fop(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1(L) & A_2(L) & A_3(L) & A_4(L) \\ B_1(L) & B_2(L) & B_3(L) & B_4(L) \\ C_1(L) & C_2(L) & C_3(L) & C_4(L) \\ D_1(L) & D_2(L) & D_3(L) & D_4(L) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Delta m(t) \\ \Delta y(t) \\ \Delta r(t) \\ \Delta fop(t) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \\ e_4(t) \end{bmatrix}$$

Burada  $A_i(L)$ ,  $B_i(L)$ ,  $C_i(L)$ , ve  $D_i(L)$ ,  $LX_t = X_{t-1}$  şeklinde tanımlanan gecikme işlemcisindeki sonlu sayıdaki polinomlardır.  $e_i(t)$  ler ise seri olarak bağılantısız hata terimleridir.

VAR sisteminde kullandığımız bütün veriler aylık olup, ocak 1975'den aralık 1991'e kadar olan dönemi kapsar. Burada faiz oranı hariç diğer tüm değişkenlerin doğal logaritmalarının birinci farkları alınarak, VAR sisteminde geniş anlamda durağanlık sağlanmaya çalışılmıştır.

<sup>187</sup> Faiz oranı paritesi, yerel paranın beklenen değer kaybının, ülke içi ve yabancı faiz oranları arasındaki farka eşit olması gerektiğini ifade eder ve  $i - i^* = E(\Delta \ln e)$  şeklinde gösterilir. Faiz oranı farklılıklarını tanımlamak için faiz oranı paritesinin kullanılmasının ana nedenlerinden biri, döviz kuru dalgalanmalarında beklentilerin rolünü göz önünde tutmaktır.

VAR sisteminde yer alacak uygun deęişkenlerin belirlenmesi için blok nedensellik testi kullanılmıştır. Bu test Granger-Sims<sup>188</sup> nedensellik testlerinin çok deęişkenli nedensellik testleri için genelleştirilmiş şeklidir. Bu test için sıfır hipotezi, “Nisbi para arzı şokları, nisbi verimlilik şokları ve reel döviz kurundaki deęişmeler; faiz oranı şoklarından bağımsızdırlar” şeklinde ifade edilmiştir. Bu testi yapmak için hipotezde deęinilen deęişkenler için iki ayrı sistem tahmin edilmiştir. Bu sistemlerden birisi faiz oranındaki deęişmelere ait gecikmeli deęişkenlerin yer almadığı kısıtlı sistem, dięeri ise bu gecikmeli deęişkenlerin de yer aldığı kısıtsız sistemdir. Ayrıca her sisteme, bir sabit terim ile Ocak dışında dięer ayları temsil eden onbir mevsimsel kukla deęişken dahil edilmiş ve sistemde yer alan her deęişkenin oniki gecikmeli bağımlı deęişkeni kullanılmıştır.

Almanya-Türkiye VAR sistemi için yapılan blok dışşallık testi sonucu elde edilen ki-kare deęeri 36 kısıt sayısına<sup>189</sup> göre 32.852 ve bu testle ilgili marjinal anlam düzeyi % 61.91 olarak bulunmuştur. Bu ki-kare istatistiğine göre yüksek anlam düzeyinde yukarıda ifade edilen sıfır hipotezi reddedilemez. Dolayısıyla bu sonuç, Almanya-Türkiye için reel döviz kuru, nisbi verimlilik şoku ve nisbi para arzı şoklarının ortak hareketlerinin, faiz oranı şokundan bağımsız olduğunu ifade eder. Bu da Almanya-Türkiye için tahmin edeceğimiz VAR sistemine faiz oranının dahil edilmemesini gerektirir. Bu nedenle Almanya-Türkiye VAR sistemi reel döviz kuru, nisbi para arzı şokları ve nisbi verimlilik şokları ile tahmin edilecektir.

Aynı test ABD-Türkiye VAR sisteminde yer alacak deęişkenleri belirlemek için de yapılmıştır. Bu test sonucunda ki-kare deęeri yine 36 kısıt sayısı ile 51.03 ve bu

<sup>188</sup> Granger nedensellik testini ve onunla ilgili test prosedürünü üçüncü bölümde açıklamıştık. Sims anlamında nedensellięi ise kısaca şu şekilde açıklamak mümkündür. Eęer Y'nin bağımlı deęişken ve X'in gecikmeli, Y ile aynı dönemdeki ve gelecekteki deęerlerinin yer aldığı bir regresyonda; X'in gelecek deęerlerine ait katsayılar sıfırdan anlamlı bir şekilde farklı deęillerse, X'in Y'ye Granger anlamında neden olmadığı söylenir.

<sup>189</sup> Kısıt sayısı serbestlik derecesini gösterir.

değerle ilgili anlam düzeyi %4.97 olarak bulunmuştur. Görüldüğü gibi % 5 anlam düzeyinde sıfır hipotezi reddedilemez. Bunun anlamı, ABD-Türkiye için reel döviz kuru, nisbi para arzı şoku ve nisbi verimlilik şokunun ortak hareketleri faiz oranı şokundan bağımsız değildir. Bu sonuca göre, ABD-Türkiye için dört değişkenli VAR sisteminin tahmin edilmesi gerekir. Sistemde yer alacak değişkenler, reel döviz kuru, nisbi para arzı oranı, nisbi verimlilik oranı ve faiz oranı farklılıklarıdır.

#### 4.2.2.2. Vektör Otoregresyonlarda Yer Alan Değişkenlere Ait Gecikme Yapılarının Belirlenmesi

VAR sistemlerinde yer alacak değişkenleri belirledikten sonra, değişkenlere ait gecikme sayısının belirlenmesi gerekecektir. VAR analizinde, önemli konulardan birisi de, VAR sistemin optimal gecikme yapısının belirlenmesidir. Herşeyden önce, genel olarak gecikme yapısı belirlenirken gecikmelerin, modellenen sistemin dinamik yapısını tamamen ortaya çıkaracak kadar uzun olması gerekir<sup>190</sup>. Gecikme yapısı belirlenirken dikkat edilmesi gereken önemli iki nokta vardır. Bunlardan birincisi, gecikme yapısı belirlenirken ilgisiz gecikmelerin modele sokulmaması. İkincisi ise ilgili gecikmeleri ihmal etmemektir<sup>191</sup>. Yani, kısaca bu iki nokta VAR sistemini gereğinden az veya fazla parametre kullanmadan tahmin etmektir.

Bu iki durum, yani ilgisiz gecikmelerin modelde yer alması veya ilgili gecikmelerin modelde yer almaması, kendilerine özgü bazı sorunlar yaratırlar. Bu durumda da serbestlik derecesinde yapılan suni değişikliklere bağlı olarak, sıfır hipotezinin kabulü veya reddi olasılığı her zaman vardır<sup>192</sup>. İlgisiz gecikmelerin modele dahil edilmesi, yapılan testlerin gücünü azaltır ve etkin olmayan parametre

<sup>190</sup> PINDYCK-RUBINFELD, s. 355.

<sup>191</sup> Phillip FANCHON ve Jeanme WENDEL, "Estimating VAR models under non-stationarity and cointegration: alternative approaches for forecasting cattle prices", APPLIED ECONOMICS, 24 (1992), s. 212.

<sup>192</sup> CANARELLA-POLLARD, s. 337.



tahminlerine yol açar<sup>193</sup>. Buna karşın, ilgili değişkenlerin (gecikmelerin) modelde yer almaması modelin yanlış tanımlanması ile sonuçlanır ve sapmalı tahminlere yol açar. Doğal olarak bu durumda uygulanacak testler de sapmalı olur<sup>194</sup>.

Optimal gecikme yapısının belirlenmesi için değişik kriterler uygulanmaktadır<sup>195</sup>. Bu kriterler içerisinde araştırmacılar tarafından önerilen ve yaygın olarak kullanılan üç kriter vardır. Bunlar, Akaike'nin nihai tahmin hata kriteri (FPE), yine Akaike'nin bilgi kriteri (AIC), ve SCHWARZ kriteri (SC) dir. Bu kriterler açık olarak şu şekilde tanımlanmaktadır.

$$FPE = [(T+J) / (T-J)^k] \det \Sigma$$

$$AIC = \ln(\det \Sigma) + 2k^2J / T$$

$$SC = \ln(\det \Sigma) + (k^2J / T)\ln(T)$$

Burada  $\Sigma$  artık terimlerin kovaryans matrisini , T gözlem sayısını, k içsel değişken sayısını, J de gecikme sayısını gösterir.

<sup>193</sup> Mark P. TAYLOR, "Ex-ante Purchasing Power Parity: Some Evidence Based on Vector Autoregressions in the Time Domain", *EMPIRICAL ECONOMICS*, 15 (1990), s.85-86.

<sup>194</sup> Önder ÖZKAZANÇ, *Ekonometriye Giriş*, Eskişehir, 1989, s. 80-83.

<sup>195</sup> Bu konuda ayrıntılı bilgi için bkz., Daniel L. THORNTON ve Dallas S. BATTEN, "Lag-Length Selection and Tests of Granger Causality between Money and Income", *JOURNAL OF MONEY CREDIT AND BANKING*, C. 17, N. 2 (May 1985), s. 164-177.; Stephen M. MILLER, "Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error Correction Modelling", *JOURNAL OF MONEY CREDIT AND BANKING*, C. 23, N. 2 (May 1991), s. 147.; NICKELSBURG, s. 185-186.; Cheng HSIAO, "Autoregressive Modelling and Money-Income Causality Detection", *JOURNAL OF MONETARY ECONOMICS*, 7 (1981), s. 85-106.; W. Douglas McMILLIN, "Monetary vs. Credit Aggregates: An Evaluation of Monetary Policy Targets", *SOUTHERN ECONOMIC JOURNAL*, (January 1984), s. 712-715.; HAFER-SHEEHAN, s. 45-46.; John GEWEKE ve Richard MEESE, "Estimating Regression Models of Finite but Unknown Order", *INTERNATIONAL ECONOMIC REVIEW*, 22 (February 1981), s. 55-70.

Optimal gecikme yapısı belirlenirken, kural olarak, uygulanan kriteri minimize edecek gecikme sayısı, optimal gecikme olarak belirlenir<sup>196</sup>.

Burada değinilen kriterler veya bu kriterlerden farklı kriterler kullanılarak gecikme yapısı belirlendiği gibi birçok araştırmacı, VAR sistemlerindeki her bir değişken için eşit sayıda gecikme sayısı uygulayarak VAR sistemlerini tahmin etmişlerdir. Örneğin Fisher<sup>197</sup>, gecikme sayısını her değişken için üç aylık veride üç olarak belirlemiştir. Sims<sup>198</sup> yine üç aylık veri kullandığı çalışmasında gecikme sayısını dört ve sekiz arasında test ederek dört olarak belirlemiştir. Krol<sup>199</sup> aylık veri kullandığı çalışmasında, gecikme sayısını oniki olarak almıştır. Friedman<sup>200</sup> üç aylık veride, gecikme sayısını sekiz olarak kullanmıştır.

Bizim gecikme yapısını belirlerken uygulayacağımız test "Olabilirlik oran testi"(Likelihood Ratio Test) dir<sup>201</sup>. Bu test;

$$(T-c) \cdot (\text{Log}(\det \Sigma_r) - \text{Log}(\det \Sigma_u))$$

şeklinde formüle edilir. Formülde yer alan T örnekteki gözlem sayısını,  $\Sigma_r$  ve  $\Sigma_u$

<sup>196</sup> FPE kriterinin nasıl uygulandığı ile ilgili olarak geniş bilgi için bkz., McMILLIN-FACKLAR, s. 712-714.; HSIAO, s.85-104.; THORNTON-BATTEN, s. 166-167.; AIC ve SC kriterleri için bkz., JUDGE ve Diğ. ,s. 761-762.

<sup>197</sup> Stanley FISHER, "Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation", BROOKINGS PAPERS ON ECONOMIC ACTIVITY, 2 (1981), s. 381-431.

<sup>198</sup> Christopher A. SIMS, "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered", AMERICAN ECONOMIC REVIEW, papers and Proceedings, (May 1980), s. 250-257.

<sup>199</sup> KROL, s. 19-24.

<sup>200</sup> M. Benjamin FRIEDMAN, "The Roles of Money And Credit in Macroeconomic Analysis", *Macroeconomics, Prices and Quantities: Essays in Memory of Arthur M. Okun*, Editör: James Tobin, Washington D. C. , The Brookings Institution, 1983, s. 161-199.

<sup>201</sup> Bu testle ilgili ayrıntılı bilgi için bkz., BACKUS, s. 632.; FANCHON-WENDEL, s. 212-213.; BOHARA-KAEMPHER, s. 956.

kısıtlı ve kısıtsız VAR sistemlerinin artık terimlerinin kovaryans matrislerini ifade eder.  $c$  ise küçük örnek özelliklerini geliştirmek için kullanılan bir düzeltme faktörü olup, sistemde her kısıtsız eşitlikte yer alan değişkenlerin sayısına eşittir. Olabilirlik oran test istatistiği asimtotik ki-kare ( $\chi^2$ ) dağılımına sahip olup, serbestlik derecesi kısıt sayısına eşittir. Bu test ile modelde yer alan her bir değişkenin,  $J$  tane gecikmeli değişkeni içerdiği bir sistemin, daha düşük sayıda gecikme sayısını içerecek bir sisteme indirgenip indirgenemeyeceği test edilir. Şimdi bu test sonuçlarını inceleyelim.

Almanya-Türkiye VAR sisteminde gecikme uzunluğunu belirlemek amacıyla kullandığımız olabilirlik oran testi için önce temel VAR sisteminde 18 (aylık) gecikme kullanılmıştır ve bu gecikme sayısının 12'ye indirilip indirilemeyeceğini test edilmiştir. Her iki gecikme yapısına ait VAR sistemleri tahmin edilirken, sistemlere bir sabit terim ve ocak dışındaki ayları temsil eden onbir mevsimsel kukla değişken kullanılmıştır. Bu testin uygulanması ile, yani 18 gecikmeye karşı 12 gecikme uzunluğunun olabilirliğinin testinde, ki-kare değeri 54 serbestlik derecesinde 47.98 ve anlam düzeyi % 70.45 olarak bulunmuştur. Hesaplanan ki-kare değeri 12 gecikmeyi içeren sistemin reddedilemeyeceğini gösterdiği için daha sonra bu gecikme uzunluğunun 6'ya indirilip indirilemeyeceği test edilmiştir. Bu kez ki-kare değeri yine 54 serbestlik derecesinde 35.82 ve anlam düzeyi % 97.31 olarak bulunmuştur. Çok yüksek anlam düzeyindeki ki-kare değeri nedeniyle sistemin 6 gecikme uzunluğuna indirilebileceği sonucuna varılarak, Almanya-Türkiye VAR sisteminin her değişken için 6 gecikme kullanılarak tahmin edilmesi kararlaştırılmıştır<sup>202</sup>.

Bu test, ABD-Türkiye VAR sisteminde gecikme yapısını belirlemek için de kullanılmıştır. Burada da esas sistemde, her değişkenin 18 gecikmeli değişkeni ile bir sabit terim ve ocak dışındaki diğer ayları gösteren onbir mevsimsel kukla değişken

<sup>202</sup> Aylık veri ile çalışılırken, 6'nın altında gecikme yapısını denemek, ihmal edilmiş değişken sorunu yaratarak sapmalı tahminlere neden olabileceği için 6'dan daha az gecikme yapısı test edilmemiştir.

kullanılmış ve bu sistemin de 12 gecikmeli değişken içeren bir başka sisteme indirilip indirelemeceğini test edilmiştir. Bu test için ki-kare değeri 96 serbestlik derecesinde 118.81 ve anlam düzeyi % 5.72 olarak bulunmuştur. Bu ki-kare değeri 18 aylık gecikme yapısının daha uygun olduğunu gösterdiği için, ABD-Türkiye VAR sisteminin her değişkenin 18 gecikmeli değişkenini kullanarak tahmin edilmesi kararlaştırılmıştır.

#### 4.2.3. Vektör Otoregresyonun Analitik Araçları

Daha önce değindiğimiz gibi VAR analizi, araştırmacıdan çok, kullanılan verinin bir modelin dinamik yapısını belirlemesine izin veren araçlar sağlayan bir yöntemdir. Bu nedenle bir VAR modelini tahmin ettikten sonra, bu tahmin edilen VAR modelinin dinamik yapısını açık bir şekilde karakterize edebilmek oldukça önemlidir.

VAR yönteminin kullanıcıları genellikle, sistemde yer alan değişkenlerin belli şoklara tepkilerini simule ederek, modelin dinamik karakteristiklerini incelerler. VAR tahminleri, modelde yer alan değişkenlere beklenmedik şok olarak düşünülen artık terimler veya yenilik<sup>203</sup> ler yaratırlar<sup>204</sup>. Genellikle artık terimler aynı dönemde birbirleriyle bağlantılıdır. Bu bağlantı çalışmalarda çoğunlukla göz ardı edilir ve değişkenlerin her yeniliğe tepki kalıpları incelenir. Bununla birlikte, artık terimler arasındaki bağlantıyı göz ardı etmek bazı sorunlar yaratabilir. Burada ortaya çıkabilecek en büyük sorun, belli bir değişkenin artık teriminin, diğer ekonomik güçlere bir içsel tepki mi, yoksa kendi dışsal güçlerine bir tepki mi olduğunu belirlemenin olanaksızlığıdır. Örneğin, bir VAR sistemi, harcanabilir gelir ve tüketim eşitliklerinden oluşuyorsa, bu eşitliklere ait artık terimler birbirleriyle ilişkili olacaklardır. Bu nedenle harcanabilir gelirdeki bir yenilik, ya harcanabilir gelire dışsal bir şokun sonucu, yada harcanabilir gelirin tüketime bir tepkisinin bir

<sup>203</sup> Yenilik "Innovation", hata teriminde bir birimlik beklenmedik artış yaratan etki olarak tanımlanabilir. Bkz., FREEMAN, s. 846.

<sup>204</sup> KEATING, s. 456.

sonucu olabilecektir.

Bu gibi durumlarda, artık terimler arasındaki ilişkiyi göz ardı etme, genelde bir yöntem olmakla beraber, uygulamacılar tarafından izlenen iki farklı yöntem daha vardır. Hata terimlerinin bağımsız olduğunu varsaymak, bir başka olasılıktır. Bununla birlikte bağımsızlık varsayımı, tahminden elde edilebilecek önemli bazı bilgileri ihmal etmek demektir. Dinamik analizleri, dönüştürülmüş VAR çerçevesinde yapmak bir başka yoldur. Dönüştürülen VAR'da kovaryans matrisi diyagonaldir, yani matrisin bileşenleri arasında eş zamanlı bir ilişki söz konusu değildir<sup>205</sup>.

Sistemin dinamik karakteristikleri, birkaç değişik yolla açıklanabilir. İlk yol varyans ayrıştırılması (VDC) hesaplanarak yapılır. Sistemin dinamiğini açıklamanın ikinci yolu ise ani tepki fonksiyonlarını (IRF) türetmektir<sup>206,207</sup>.

Sims<sup>208</sup>'e göre Granger tipi nedensellik ilişkilerinin güçlülüğünü, VDC'ler kullanarak ölçmek mümkündür. VDC'ler VAR sisteminde yer alan her bir değişkendeki değişimin oran olarak ne kadarının ilgili değişkenlerin kendisinde ortaya çıkan şoklara ve ne kadarının da sistemde yer alan diğer değişkenlerde ortaya çıkan şoklara ait olduğunu gösterir<sup>209</sup>. Kısaca VDC, değişkenlerin sistemde sahip oldukları etkinin miktarının bir tahminini oluşturur<sup>210</sup>. Bu etkiler VDC'nin oranına göre ya hiç olmaz zayıf veya orta düzeyde veya güçlü olabilir. Şimdi VDC kavramını biraz daha açmaya çalışalım.

<sup>205</sup> JUDGE, s. 772.

<sup>206</sup> TODD, s. 22.; CHOWDHURY, s. 41-43.; Olivier Jean BLANCHARD, "Comment", JOURNAL OF BUSINESS AND ECONOMIC STATISTICS, C. 5, N. 4 (October 1987), s. 450-451.

<sup>207</sup> Bu araçların nasıl hesaplandığına ilişkin geniş bilgi için bkz., David E. RUNKLE, "Vector Autoregressions and Reality", JOURNAL OF BUSINESS AND ECONOMIC STATISTICS, C. 5, N. 4 (October 1987), s.

<sup>208</sup> Christopher A. SIMS, "Policy Analysis with Econometric Models", BROOKINGS PAPERS ON ECONOMIC ACTIVITY, 1 (December 1982), s. 30-43.

<sup>209</sup> STAM ve Diğ., s. 214.; TODD, s. 22.; CHOWDHURY, s. 41.

<sup>210</sup> FREEMAN, s. 847.

VAR sisteminde yer alan herhangi bir değişkene ait eşitlik tahmin edildikten sonra, doğal olarak bu değişken, bir beklenen tahmin hatasına sahip olacaktır. Bu hata kısmen ilgili değişkenin ve sistemde yer alan diğer değişkenlerin tahminindeki geçmiş hatalardan kaynaklanacaktır. Bu tahmin hatalarını ayırıştırarak, bir değişkenin tahminindeki hataların, diğer değişkenlerin tahminindeki hata üzerindeki etkisini belirleyebiliriz. Bundan dolayı zamanla, değişkenlerin birbirleri üzerindeki etkilerini ölçebiliriz.

VAR sisteminin dinamik yapısını belirlemenin bir başka yolu olan IRF bir değişkenin kendisinde veya sistemde yer alan bir başka değişkende ortaya çıkan sürpriz bir artışa nasıl tepki göstereceğini gösterir. Fisher<sup>211</sup> IRF'leri bir tür dinamik çarpan olarak tanımlayarak; bu fonksiyonların değişkenlerin birindeki bir şokun diğer değişkenler üzerindeki mevcut ve izleyen etkilerini gösterdiğini ifade eder. Bu fonksiyonlar, nihai olarak etkilenmesi düşünülen değişkenler üzerinde, politika değişkenlerinin zamanlaması ve etkilerini gösterdikleri için politika oluşturanların yoğun ilgisini çekerler.

Eğer tahmin edilen model doğrusal ve modelde yer alan hata terimleri birbirleriyle bağlantısız iseler, IRF'ler çok kolaylıkla hesaplanabilirler. Buna karşın, model doğrusal değilse, her eşitliğin sol tarafında tek bir içsel değişken yer alamayacağı için IRF'leri hesaplamak mümkün olmayabilir. Eğer hata terimleri birbirleriyle bağlantılı ise doğrusal bir modelde bile belli bir değişkene ait şokların etkilerini belirlemek kolay değildir. Bunun nedeni, hata terimlerinin birden fazla değişkeni etkileyen ortak bileşene sahip olmalarıdır. Böyle durumlarda genellikle izlenen yöntem, bu ortak bileşendeki etkilerin tümünü, sistemde yer alan ilk değişkene mal etmektir. Örneğin, nisbi para arzı oranı hata terimi olan  $e_1(t)$  ve nisbi verimlilik oranı hata terimi olan  $e_2(t)$  birbiriyle bağlantılı ise bu durumda nisbi para arzı oranındaki bir şokla ilgili tüm ortak bileşenleri nisbi para arzı oranına mal edebiliriz, nisbi verimlilik farkları oranına değil<sup>212</sup>. Yalnız bu yöntem ile ilgili

<sup>211</sup> CHOWDHURY, dipnot 15, s. 43.

<sup>212</sup> PINDYCK-RUBINFELD, s. 386.

sorun, IRF'lerin modelde yer alan eşitliklerin belli bir sıralamasına bağlı olmasıdır. Örneğin çalışmada , nisbi para arzı oranlarının mı yoksa nisbi verimlilik farklarının mı modelde önce yer alacağı bu fonksiyonları etkileyecektir.

### 4.3. TAHMİN EDİLEN VEKTÖR OTOREGRESYONLAR

Bu kısımda tahmin edilen VAR sistemleri ile bu sistemlere dayanarak yapılan dinamik analizler ve çeşitli testleri açıklanacaktır.

#### 4.3.1. Tahmin Edilen Almanya-Türkiye Vektör Otoregresyonu

Reel döviz kuru, nisbi para arzı oranı ve nisbi verimlilik farkına ait 6 gecikmeli değişken ile bir sabit terim ve ocak dışındaki ayları temsil eden onbir kukla değişkeni kullanarak tahmin edilen Almanya-Türkiye VAR sistemi burada ayrıntılı olarak açıklanacaktır.

##### 4.3.1.1. Katsayı Tahmin Sonuçları

Her bir eşitliğin ayrı ayrı EKKY ile tahmin edildiği Almanya-Türkiye VAR sistemi, tablo 4.1.'de görülmektedir. Tablodan da anlaşılacağı gibi beklentilerin aksine nisbi verimlilik oranı; tahmin edilen standart hata ile ölçülen, en yüksek dalgalanmayı göstermektedir. Buna karşın reel döviz kurundaki dalgalanma, nisbi para arzındaki dalgalanmadan daha fazladır. Tahmin edilen otoregresif katsayıların çoğunluğu anlamsızdır. Bu, genelde aşırı parametre kullanımının bir sonucu olabilir. Her bir eşitlikte çoklu bağıntının varlığı ve eşitlikler arası karşılıklı etki ve tepkilerin çok karmaşık olması nedeniyle tahmin edilen otoregresif katsayıları yorumlamak oldukça zordur. Bunun için IRF ve VDC leri kullanarak daha ayrıntılı

Tablo 4.1. Almanya-Türkiye VAR Katsayı Tahmin Sonuçları(\*)

Eşitlik	Değişken	1	2	3	4	5	6	R2	D.W.	Stand. Hat.
DRDMTLD	DMTL	-0.172 [0.076]	-0.141 [0.078]	-0.169 [0.077]	0.262 [0.076]	-0.011 [0.077]	-0.022 [0.076]	0.23	1.988	0.0577
	DNPAO	0.173 [0.115]	0.223 [0.119]	-0.194 [0.121]	0.156 [0.121]	0.031 [0.119]	0.263 [0.116]			
	DNMGO	0.014 [0.028]	0.0076 [0.035]	-0.004 [0.038]	0.003 [0.038]	-0.015 [0.036]	-0.016 [0.028]			
	KUKLA DEĞ.	-0.026 [0.022]	-0.006 [0.023]	-0.018 [0.022]	0.031 [0.023]	0.011 [0.023]	-0.007 [0.023]			
		-0.009 [0.021]	-0.041 [0.021]	-0.013 [0.021]	0.022 [0.021]	-0.005 [0.021]				
DNPAO	DRDMTL	0.01 [0.052]	0.088 [0.053]	0.02 [0.052]	0.01 [0.052]	0.066 [0.052]	0.025 [0.051]	0.2	1.969	0.039
	DNPAO	-0.289 [0.078]	-0.098 [0.081]	0.108 [0.082]	-0.106 [0.082]	0.099 [0.081]	-0.035 [0.078]			
	DNMGO	-0.015 [0.019]	-0.033 [0.024]	-0.013 [0.026]	0.011 [0.026]	-0.012 [0.024]	-0.01 [0.019]			
	KUKLA DEĞ.	0.0002 [0.015]	0.008 [0.015]	0.0003 [0.015]	0.001 [0.016]	-0.007 [0.015]	0.012 [0.016]			
		0.0008 [0.014]	0.007 [0.014]	0.0004 [0.014]	0.014 [0.014]	0.006 [0.014]				
DNMGO	DRDMTL	0.026 [0.208]	-0.018 [0.212]	-0.102 [0.209]	0.151 [0.207]	-0.016 [0.209]	-0.209 [0.207]	0.48	2.00	0.157
	DNPAO	0.175 [0.312]	-0.089 [0.325]	-0.043 [0.329]	0.017 [0.329]	0.097 [0.326]	-0.05 [0.316]			
	DNMGO	-0.785 [0.077]	-0.59 [0.097]	-0.495 [0.104]	0.366 [0.104]	-0.202 [0.097]	-0.075 [0.077]			
	KUKLA DEĞ.	0.055 [0.06]	-0.067 [0.061]	0.024 [0.061]	-0.006 [0.063]	-0.017 [0.062]	-0.043 [0.062]			
		-0.064 [0.058]	-0.081 [0.057]	-0.013 [0.058]	0.104 [0.056]	-0.208 [0.057]				

\* Tabloda;

- DRDMTL reel TL/Mark döviz kurunun logaritmasının birinci farkını,
- DNPAO Almanya ve Türkiye nisbi para arzı oranının logaritmasının birinci farkını,
- DNMGO Almanya ve Türkiye nisbi verimlilik oranının logaritmasının birinci farkını göstermektedir.

ekonomik yorumlar yapmak mümkündür. Ancak önce her bir değişkenin gecikmeli değerlerinin diğer değişkenler üzerinde anlamlı etkisi olup olmadığını belirlemek için değişkenler arasında dinamik ilişkileri incelemek gerekir.

#### 4.3.1.2. Vektör Otoregresyonda Yer Alan Değişkenlerin Karşılıklı Dinamik İlişkileri

F-testleri yardımıyla, her bir değişkenin sistemde yer alan diğer değişken üzerine ortak bir etkisinin olup olmadığını test edeceğiz. Bununla ilgili F-testi



sonuçları Tablo 4.2.'de görülmektedir.

**Tablo 4.2. Sistemde Yer alan Bir Değişkenin Tüm Gecikmeli Değerlerinin Katsayılarının Sıfır Olup Olmadığının Testi İçin F-İstatistikleri (Almanya-Türkiye)**

Eşitlik	Değişkenlere ilişkin F değerleri			Tahminin Özet İstatistikleri			
	Reel TL/Mark	Nisbi Para Arzı Oranı	Nisbi Verimlilik Oranı	R <sup>2</sup>	SEE	D.W	Q(42)
Reel TL/Mark	3.189 [0.005]	2.300 [0.037]	0.135 [0.99]	0.225	0.058	1.988	44.142 [0.381]
Nisbi Para Arzı Oranı	0.632 [0.705]	4.937 [0.000]	0.391 [0.884]	0.195	0.039	1.969	83.453 [0.000]
Nisbi Verimlilik Oranı	0.303 [0.935]	0.096 [0.997]	17.561 [0.000]	0.485	0.157	2.00	12.61 [0.999]

Notlar: 1. Tüm regresyonlar Ocak 1975 ile aralık 1991 arası dönemi kapsayan 204 gözlem ile tahmin edilmiştir. Her eşitlik 18 gecikmeli değişken, 1 sabit terim ve 11 mevsimsel kukla değişken içermektedir.  
2. Köşeli parantez içindeki değerler anlam düzeylerini gösterir.

Önce nisbi para arzı oranı eşitliğini inceleyelim. F değeri bu eşitlikte yer alan diğer değişkenler verilmişken nisbi para arzı şokunun geçmiş değerlerinin, nisbi para arzı oranındaki değişimleri açıklamakta önemli olduğunu gösterir. Çünkü %5 anlam düzeyinde F değeri anlamlıdır. Öte yandan, nisbi para arzı oranlarının ve reel döviz kurlarının geçmiş değerleri veri iken; F değeri %5 anlam düzeyinde nisbi verimlilik şokunun geçmiş değerlerinin nisbi para arzı oranındaki değişimleri açıklamakta önemli olmadığını gösterir. Aynı şekilde nisbi para arzı oranı ile nisbi verimlilik oranının geçmiş değerleri veri iken, F değeri %5 anlam düzeyinde reel döviz kurunun geçmiş değerlerinin nisbi para arzı oranındaki stokastik süreci etkilemediğini gösterir.

Nisbi verimlilik oranı eşitliğinde ise tablodan da anlaşılacağı gibi sadece nisbi verimlilik şoklarının gecikmeli değerleri önemlidir. Bir başka ifade ile % 5 anlam düzeyinde nisbi verimlilik şokları hareketlerini açıklamada sadece nisbi verimlilik şoklarının kendi geçmiş değerleri önemli iken; nisbi para arzı şokları ile reel döviz kuru hareketleri önemli değildir.

Reel döviz kuru eşitliğinde ise, nisbi verimlilik şoklarının reel döviz kuru hareketlerini açıklamada önemli olmadığı görülmektedir. Anlamsız F değeri bunu ifade etmektedir. Öte yandan beklediğimiz gibi, reel döviz kuru hareketleri, reel döviz kurunun kendi geçmiş değerleri tarafından etkilenmektedir. Nisbi para arzı şokları ise % 5 anlam düzeyinde reel döviz kuru hareketlerini açıklamakta önemli görülmektedir. Yani nisbi para arzı şokları, reel döviz kurunun uzun dönem değerinden sapmasına neden olabilmektedir. Dolayısıyla bu sonuca bakılarak denilebilir ki; nisbi para arzı şokları, reel döviz kurunun durağan olmamasında önemli bir faktördür. Bununla birlikte, bu tür istatistiksel nedensel ilişkileri yorumlarken dikkatli davranmak gereklidir. Çünkü, VAR sisteminden elde edilen en küçük kareler sonuçları açıkça sağlamdırlar. Dolayısıyla değişkenler arasında sağlıklı nedensel ilişkiler ortaya koyabilmek için ani tepki sonuçları ile varyans ayrıştırılması sonuçlarına bakmak gerekir.

#### 4.3.1.3. Ani Tepki Fonksiyonları ve Varyans Ayırıştırılması Sonuçları

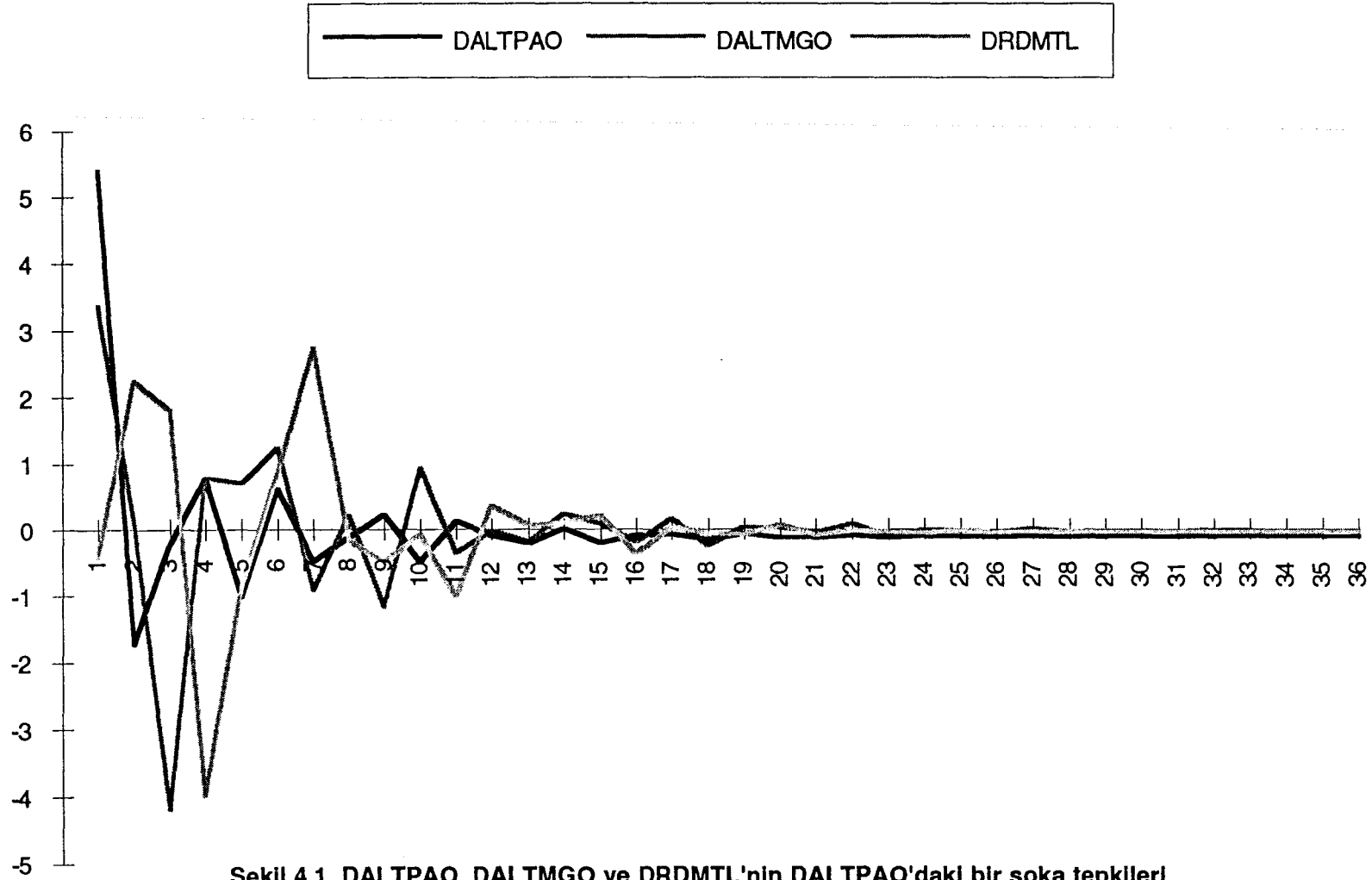
Tahmin edilen VAR sistemlerinin katsayı tahmin sonuçlarını, sistemlerde yer alan eşitlikler arası karşılıklı etkileşimlerden kaynaklanan karmaşık yapıları nedeniyle, teorik sonuçlarla karşılaştırmak oldukça güçtür. Buna karşın ani tepki fonksiyonları, sistemlerin mantıklı ekonomik yorumlarının yapılmasına olanak tanımaktadır. Ancak burada anımsatılması gereken önemli bir konu vardır; Bilindiği gibi ani tepki fonksiyonları, VAR katsayı tablolarında verdiğimiz bilgilerden farklı hiç bir yeni bilgi içermez. Sadece var olan bilgilerin daha sağlıklı değerlendirilebilmesi için bir yöntem oluşturur.

Ani tepki fonksiyonlarını, sistemlerde yer alan değişkenleri değişik sıralarda sisteme sokarak hesaplamak mümkündür. Yani, ilk önce nisbi para arzı oranındaki bir şoka tepkileri hesaplamak mümkün olduğu gibi, nisbi verimlilik oranındaki bir

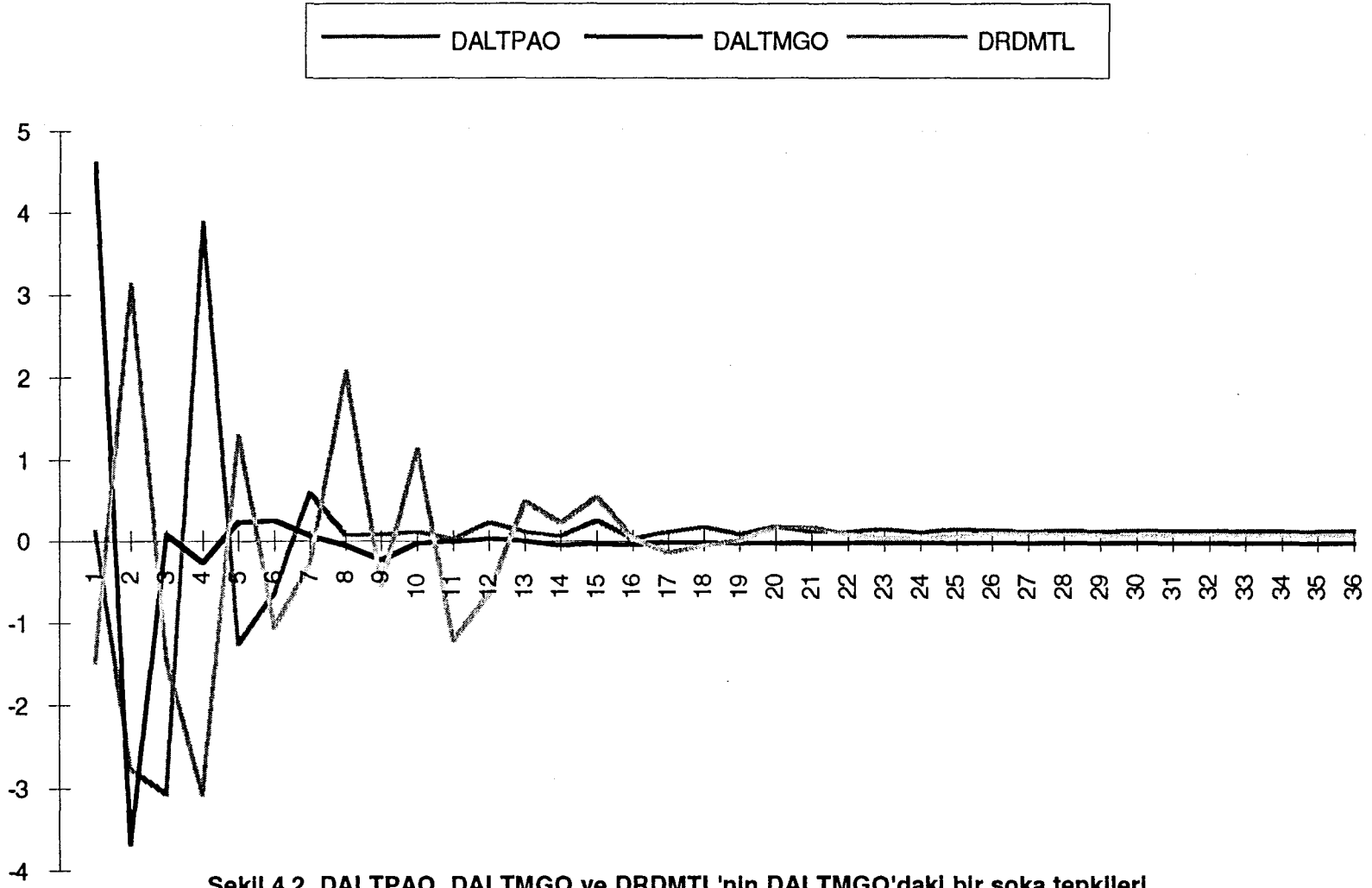
şoku birinci sırada alıp ona göre ani tepkileri hesaplamak da mümkündür. Bu sıralamalar değişkenlerin artık terimleri arasındaki sıfırdan farklı eş zamanlı korelasyonlar nedeniyle önem taşıyabilmektedir. Bu nedenle, değişkenlerin değişik sıralamaları ile ani tepki fonksiyonlarını hesaplanmıştır. Ancak sonuçlar büyük olasılıkla, eşitliklerin artık terimleri arasında, düşük düzeydeki karşılıklı korelasyonlar nedeniyle önemli ölçüde değişiklik göstermedi. Bu nedenle, değişkenleri önce nisbi para arzı oranı, nisbi verimlilik oranı ve reel döviz kuru olarak sıraladık. Bunu yaparken iki önemli öngörüü göz önünde tutmaya çalıştık. Birincisi, ekonomistler arası yaygın inanca göre para gelire neden olur. Dolayısıyla nisbi para arzının birinci sırada yer alması gerekir. İkincisi de büyük olasılıkla, nominal ve reel değişkenler reel döviz kurunu etkiler. Şimdi sistemde yer alan değişkenlerin ani tepkilerini gösteren şekilleri inceleyelim.

Şekil 4.1.,4.2., ve 4.3. sistemin sırasıyla parasal şoklara, verimlilik şoklarına ve reel döviz kuru değişme şokuna tepkilerini göstermektedir. Her değişkenin bu şoklara tepkilerini birer birer inceleyeceğimiz için toplu grafikleri ayrıca açıklamayacağız. Sadece değişimlerinin birlikte nasıl ortaya çıktığını göstermek için bu grafik verilmiştir.

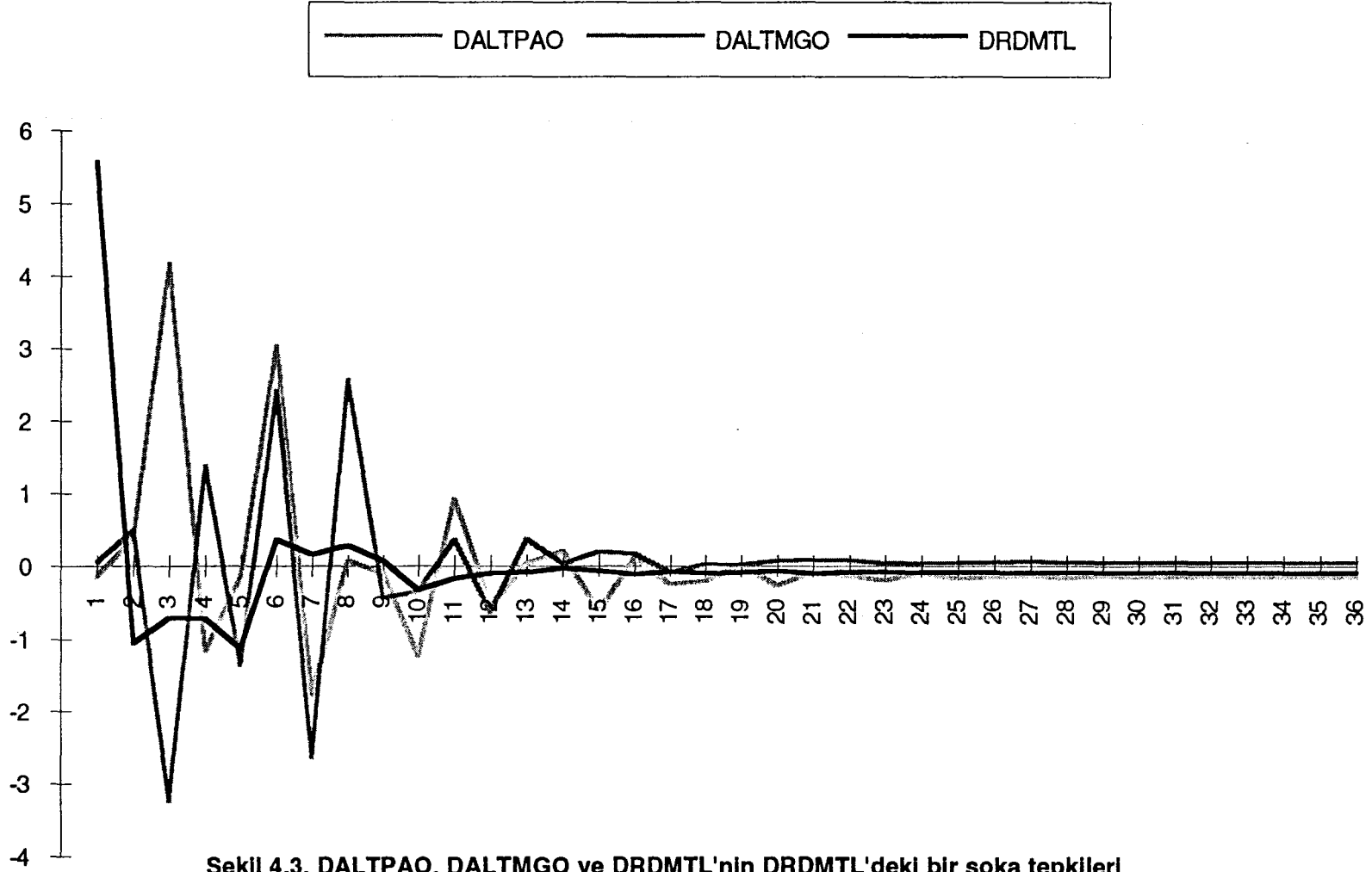
Her bir değişkenin nisbi para arzı oranındaki bir şoka tepkisi ise şekil 4.4., 4.5., ve 4.6. da görülmektedir. Bu üç şekli incelediğimizde dikkatimizi çeken ilk şey, Almanya para yenilik'lerinin; para arzı oranı, verimlilik oranı ve reel döviz kuru üzerinde değişik etkilere sahip olmasıdır. Nisbi para arzı oranı; çok küçük dalgalanmalar göstererek bir yıl sonunda normal düzeyine geri dönmektedir.



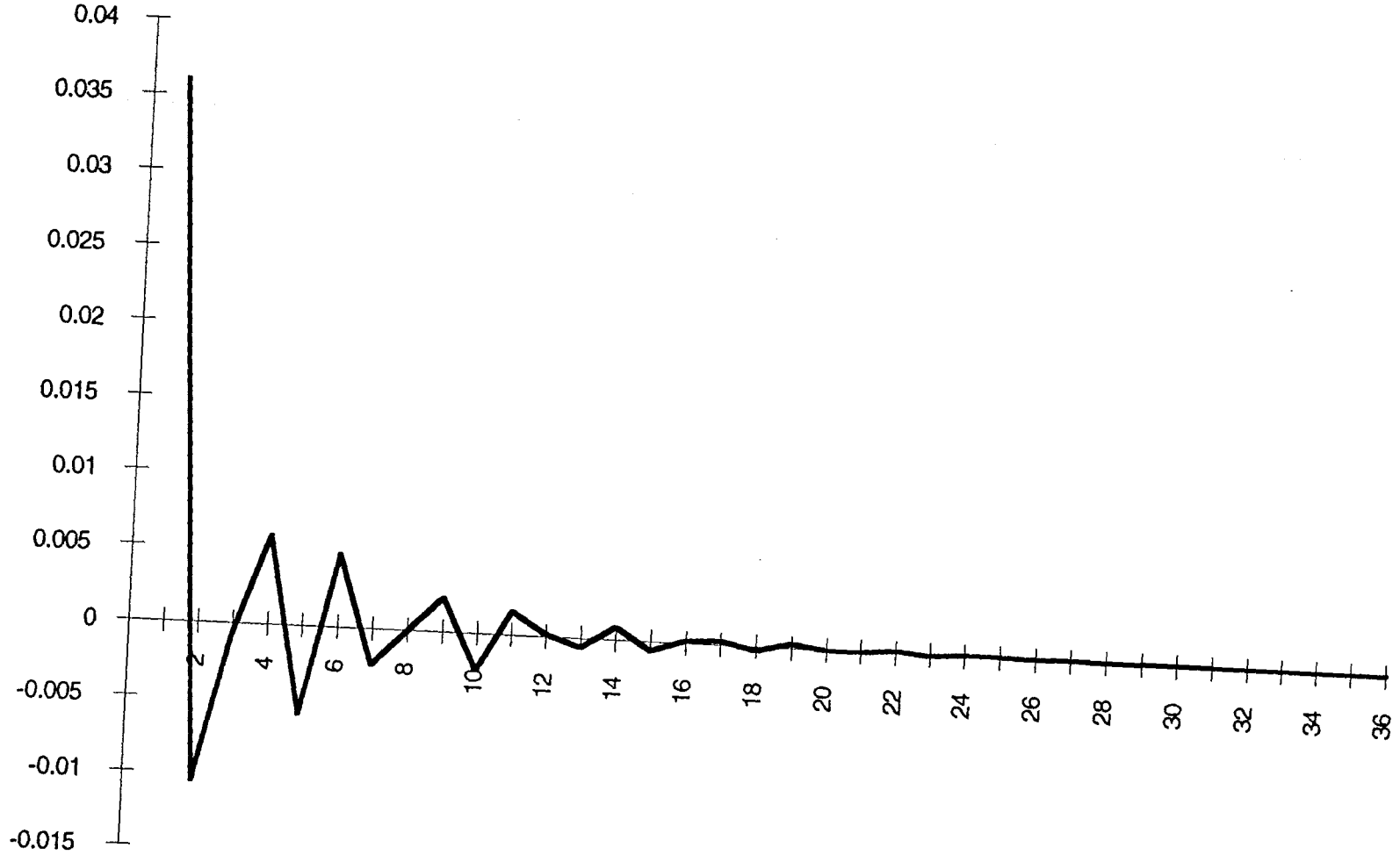
Şekil 4.1. DALTPAO, DALTMGO ve DRDRTL'nin DALTPAO'daki bir şoka tepkileri  
(Almanya-Türkiye)



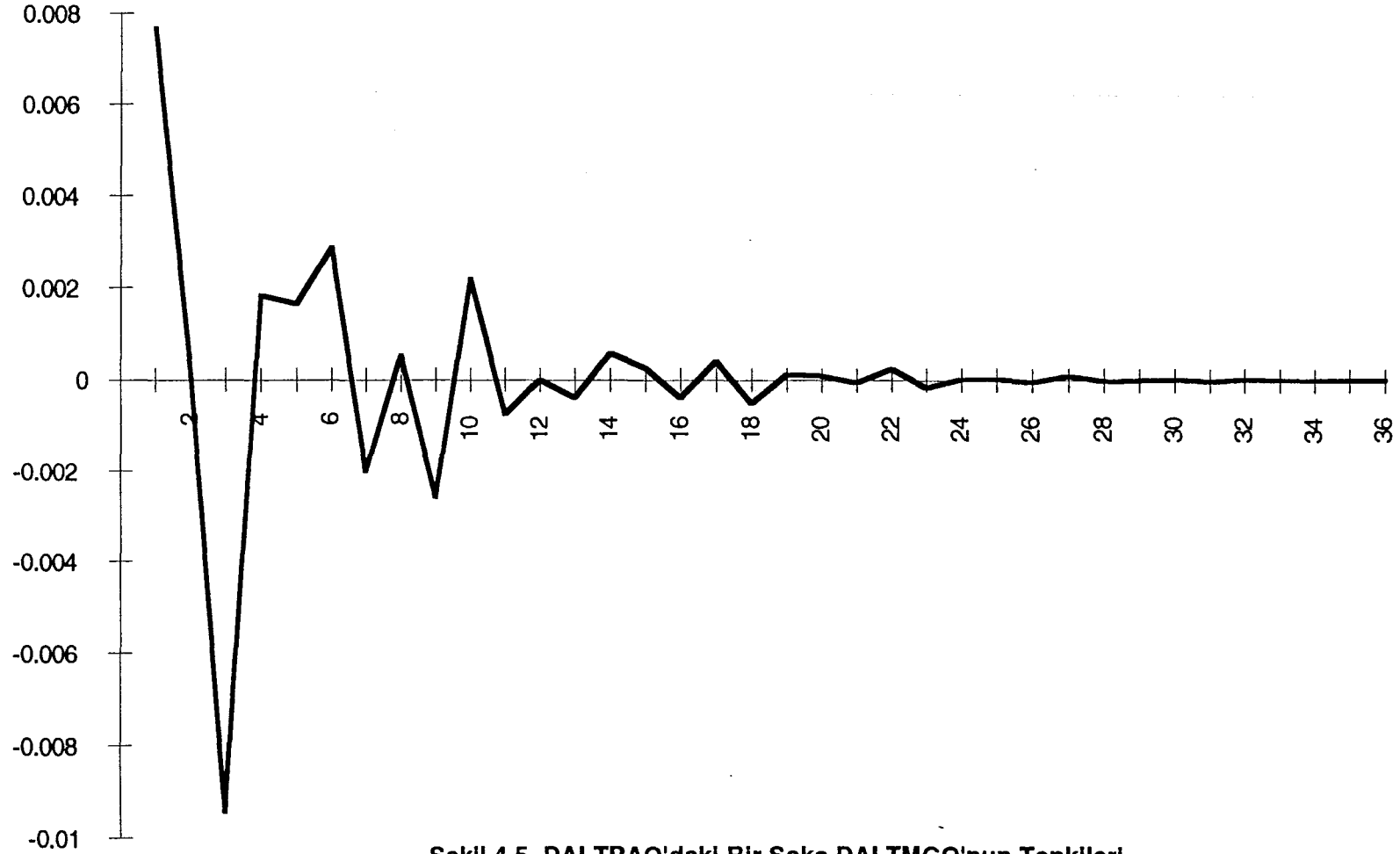
Şekil 4.2. DALTPAO, DALTMGO ve DRDRTL'nin DALTMGO'daki bir şoka tepkileri  
(Almanya-Türkiye)



Şekil 4.3. DALTPAO, DALTMGO ve DRDRTL'nin DRDRTL'deki bir şoka tepkileri  
(Almanya-Türkiye)

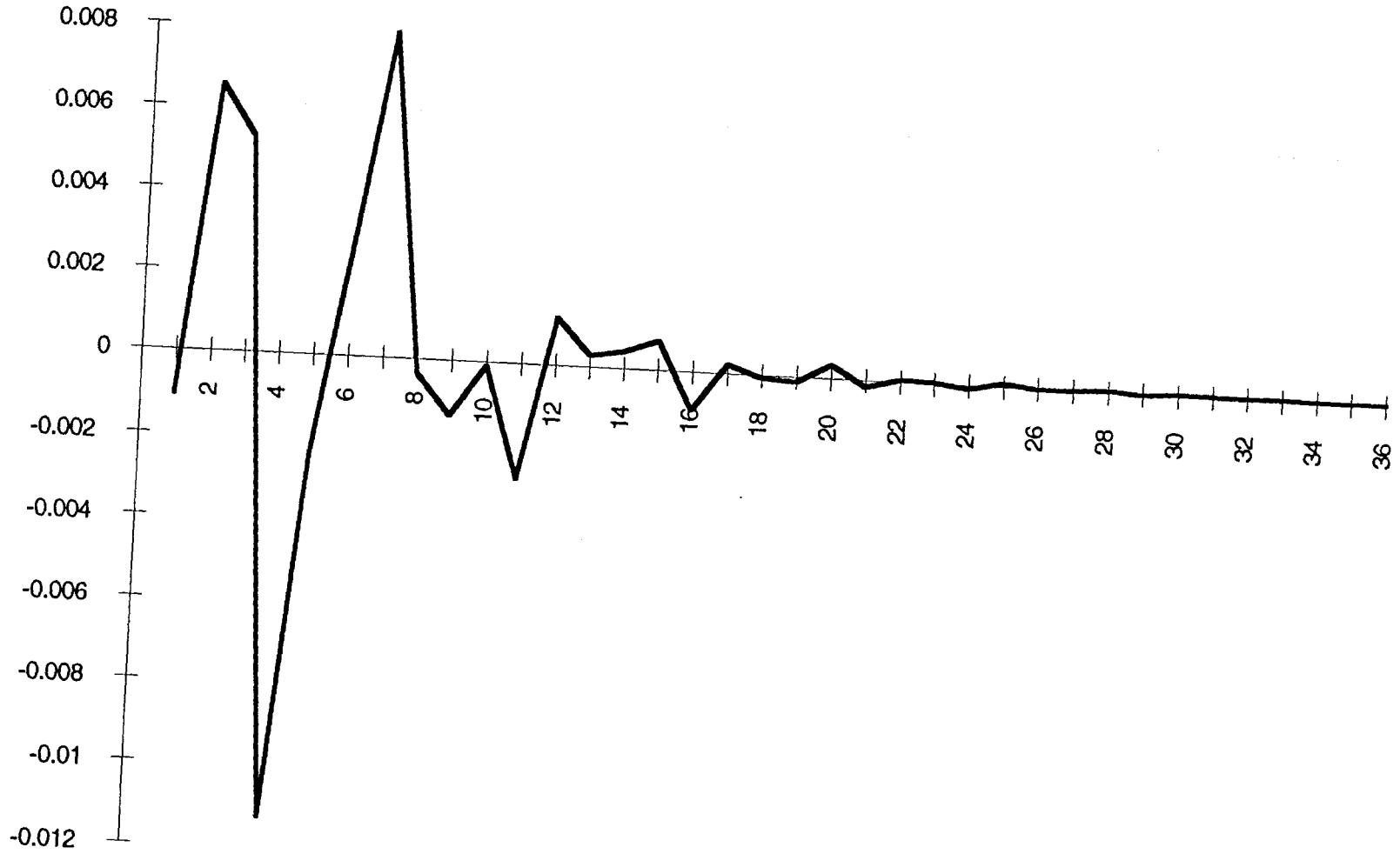


Şekil 4.4. DALTPAO'daki Bir Şoka DALTPAO'nun Tepkileri  
(Almanya-Türkiye)



Şekil 4.5. DALTPAO'daki Bir Şoka DALTMGO'nun Tepkileri  
(Almanya-Türkiye)





Şekil 4.6. DALTPAO'daki Bir Şoka DRDRTL'nin Tepkileri  
(Almanya-Türkiye)

Almanya para arzındaki bir şoka, nisbi verimlilik oranının tepkileri nisbi para arzı oranındakinden farklıdır. Verimlilik oranı üçüncü ayda endüşük düzeyine ulaşması dışında, ilk altı ayda normal düzeyinin üzerinde görülmektedir. Ayrıca Almanya para arzında ortaya çıkan bir şok, altı ile onbirinci aylar arası dışında, genelde Almanya verimlilik oranı üzerinde pozitif etkiye sahip olmaktadır. Bu pozitif etki, “paranın kısa dönemde geliri etkilediği” şeklindeki görüşle de uyumlu görülmektedir.

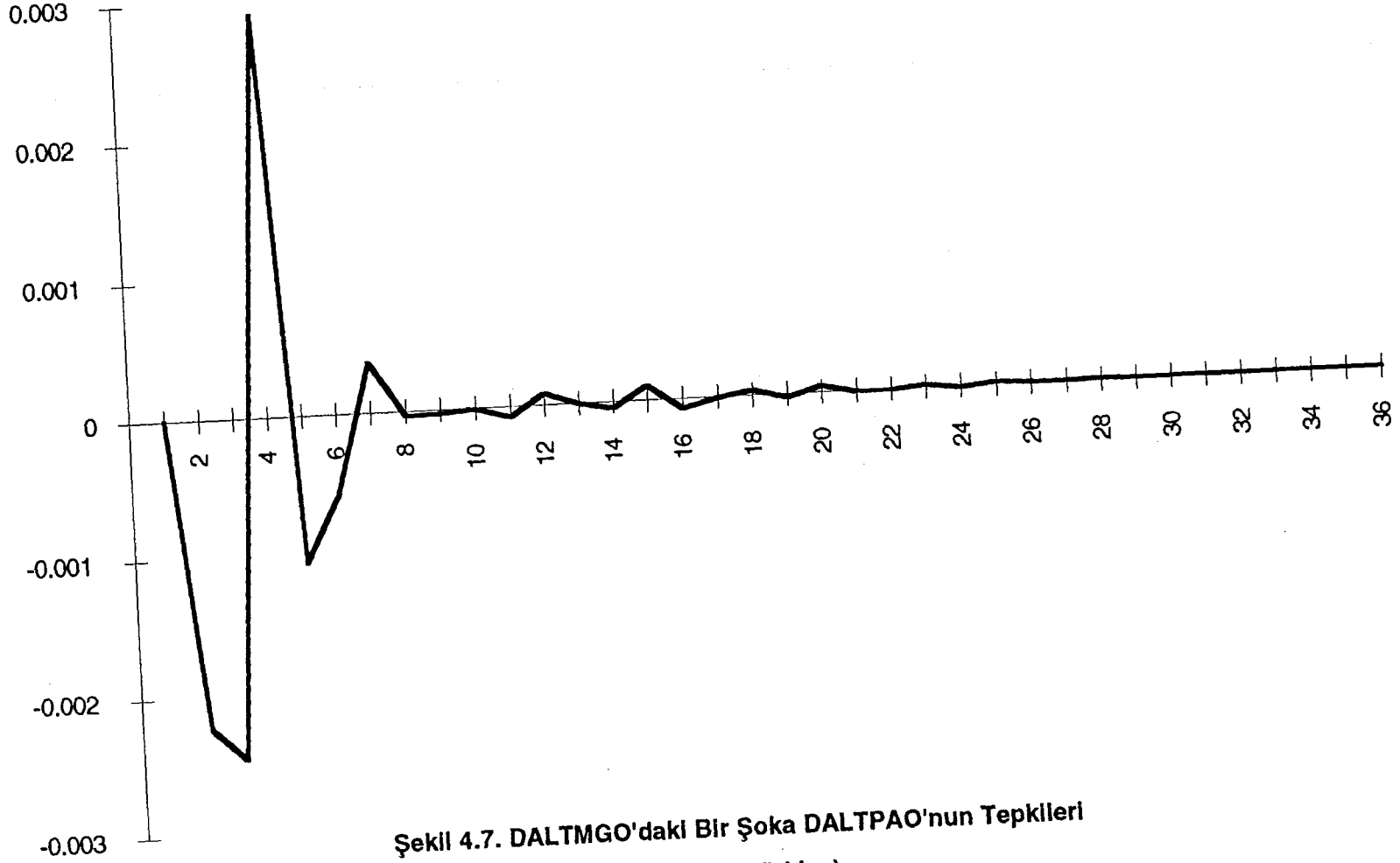
Almanya para arzındaki bir şok, reel döviz kuru üzerinde ilk sekiz ayda çok anlamlı etkiler yaratmaktadır. Reel döviz kuru ilk sekiz ayda negatif ve pozitif olarak en yüksek değerlerine ulaştığı gibi, bu sürede dördüncü ve beşinci aylar dışında hep normal düzeyinin çok üzerinde seyretmektedir. Ancak normal düzeyine bir yıldan sonra dönmektedir. Reel döviz kurunun Almanya para arzındaki bir şoktan sonra ilk sekiz ayda genelde normal düzeyinin üzerinde olması döviz kuru belirlenmesinde yapışkan fiyat varsayan görüşle çelişmektedir. Bu görüşe göre yapışkan fiyatlarla, Almanya’daki parasal genişleme, Mark’ın TL fiyatında bir azalmaya yol açmalıdır. Yani reel döviz kuru eşitliğinin payını ( $ep^*$ ) azaltması gerekir. Daha açıkca, bu görüşe göre Almanya para arzı şoku Alman mallarının Türk mallarına oranla rekabet gücünü artırabilir. Ancak, Almanya para arzı şokuna reel döviz kurunun ani tepkisi Alman mallarının Türk mallarına oranla rekabet gücünün azalabileceğini göstermektedir. Bunun anlamı Almanya ilk beşinci ayda negatif enyüksek değer elde etmesine rağmen, Türkiye’de uygulanmaya çalışılan döviz istikrar tedbirlerinin etkisi olabilir demektir. Bilindiği gibi Türkiye’de uygulanan döviz kuru politikasıyla, sürekli olarak TL Mark’a karşı devalüe edilmekte ve bu sayede dışsatım özendirilmeye çalışılmaktadır. Reel döviz kuru Almanya para arzında ortaya çıkan bir şoku izleyen oniki ay boyunca, sürekli olarak uzun dönem denge değerinden sapmalar göstermektedir.

Şekil 4.7., 4.8. ve 4.9. nisbi para arzı oran, nisbi verimlilik oranı ve reel döviz

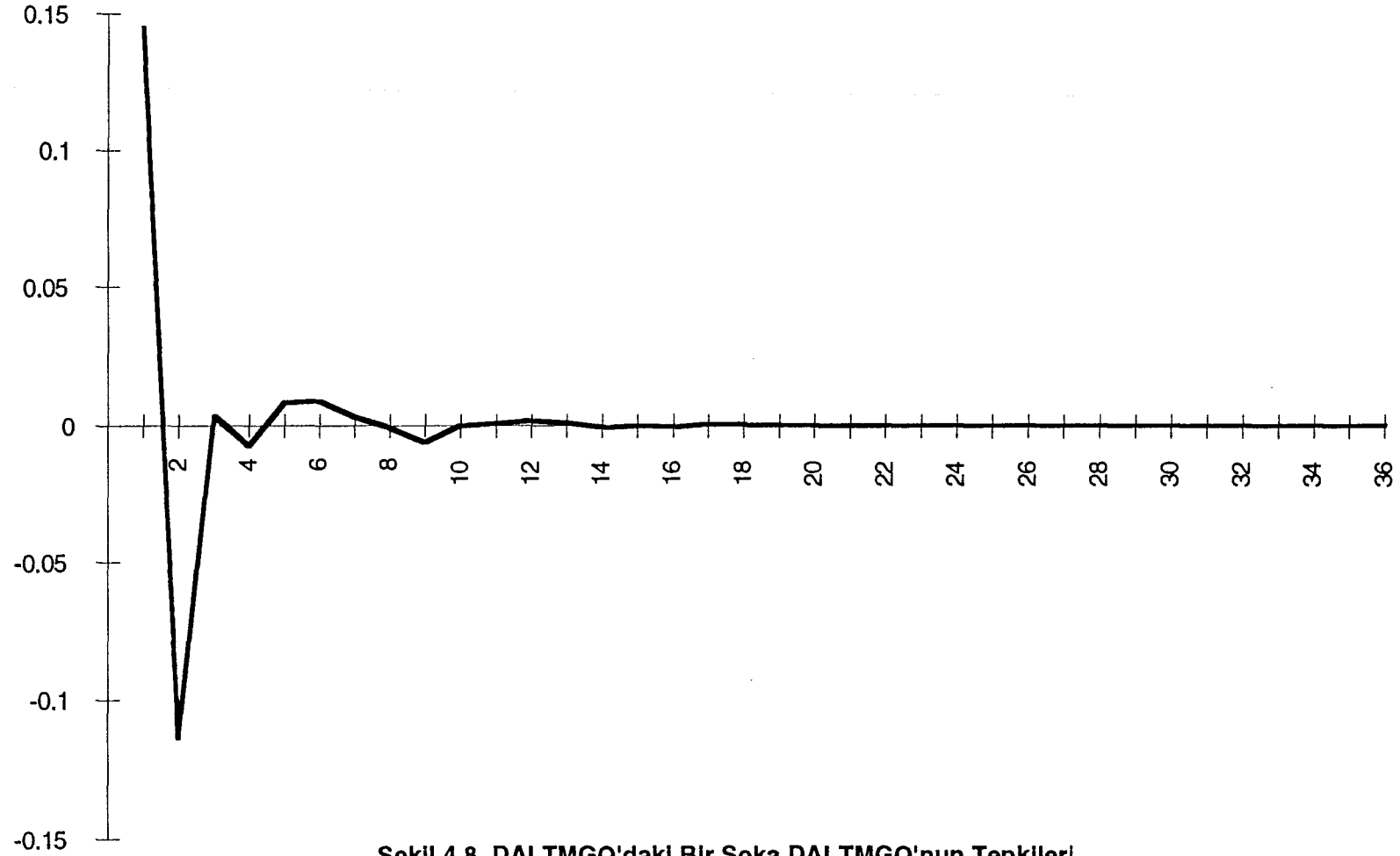
kuru deęişiminin nisbi verimlilik şokuna tepkilerini göstermektedir. Almanya'daki nisbi verimlilik şoku, reel döviz kurunda çok anlamlı ve uzun süreli dalgalanmalar yaratırken, nisbi para arzı oranında nisbeten daha az dalgalanma yaratmakta ve nisbi verimlilik oranında ilk iki ay dışında hemen hemen hiç dalgalanmaya neden olmamaktadır. İlk yedi ay içinde, dördüncü ayda ortaya çıkan maksimum parasal genişleme dışında, Almanya'daki verimlilik şokunun ardından Almanya'da nisbeten bir parasal daralma gözlenmektedir. Bu parasal daralmalar sekizinci ayda normale dönmektedir. Almanya verimlilik şoku daha önce beklenildięi gibi nisbi verimlilik oranı üzerinde genelde pozitif etki yaratmaktadır.

Almanya para arzı şokuna gösterdiği tepkinin aksine, Almanya verimlilik oranında ortaya çıkan bir şoka reel döviz kuru çok karmaşık tepki göstermektedir. Bu belirgin ve karmaşık dalgalanmalar, "reel döviz kuru deęişmelerini açıklamada, reel faktörlerin rolünün önemini gösteriyor" şeklinde deęerlendirilebilir. Bu sonuç ise reel döviz kuru belirlenmesinde Rikardocu çerçeveyi kullanan Hsieh'nin görüşü ile de uyumlu gözükmektedir.

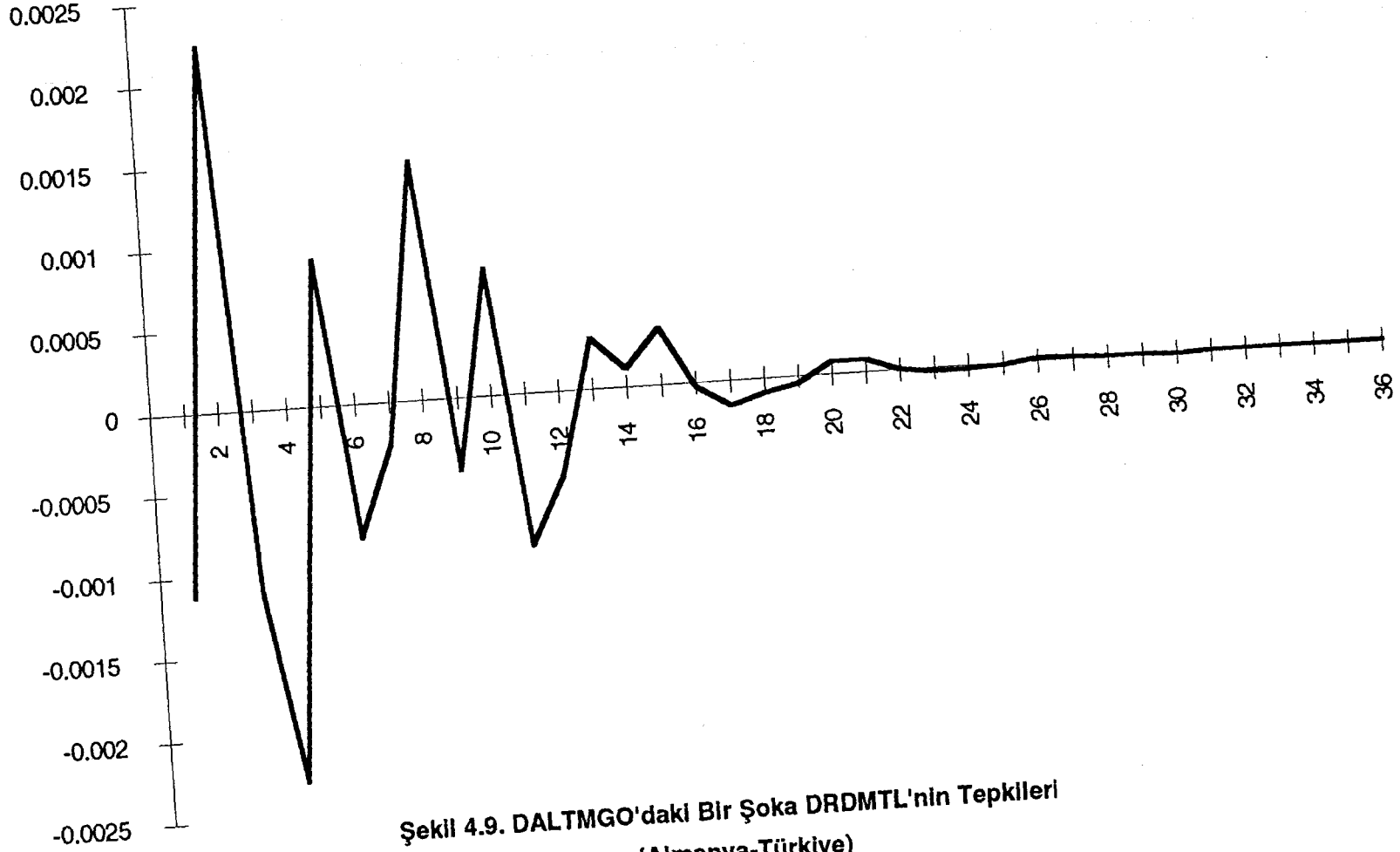
Şekil 4.10., 4.11., ve 4.12. nisbi para arzı oranı, nisbi verimlilik oranı ve reel döviz kuru deęişmelerinin reel döviz kurundaki bir şoka tepkilerini göstermektedir. Reel döviz kuru deęişimindeki bir şoka, nisbi para arzı oranının tepkileri karmaşık bir yapı göstermektedir. İlk yedi ayda oldukça belirgin pozitif tepkiler ortaya çıktığı gibi, tepkiler ilk onaltı ayda süreklilik göstermektedir. Reel döviz kuru deęişimindeki bir şokun ardından, dördüncü ay dışında, Almanya'da parasal genişleme görülmektedir.



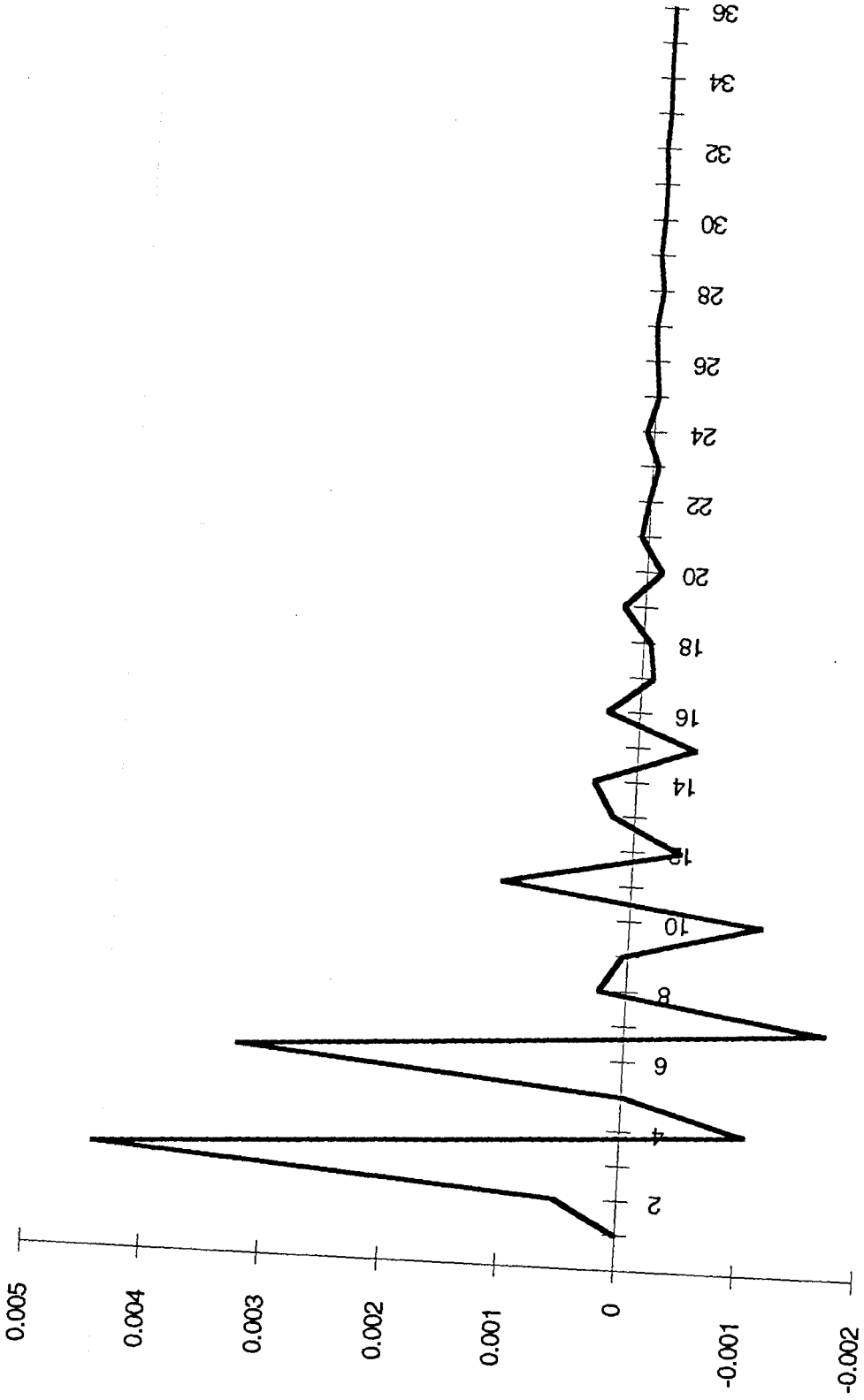
Şekil 4.7. DALTMGO'daki Bir Şoka DALTPAO'nun Tepkileri  
(Almanya-Türkiye)



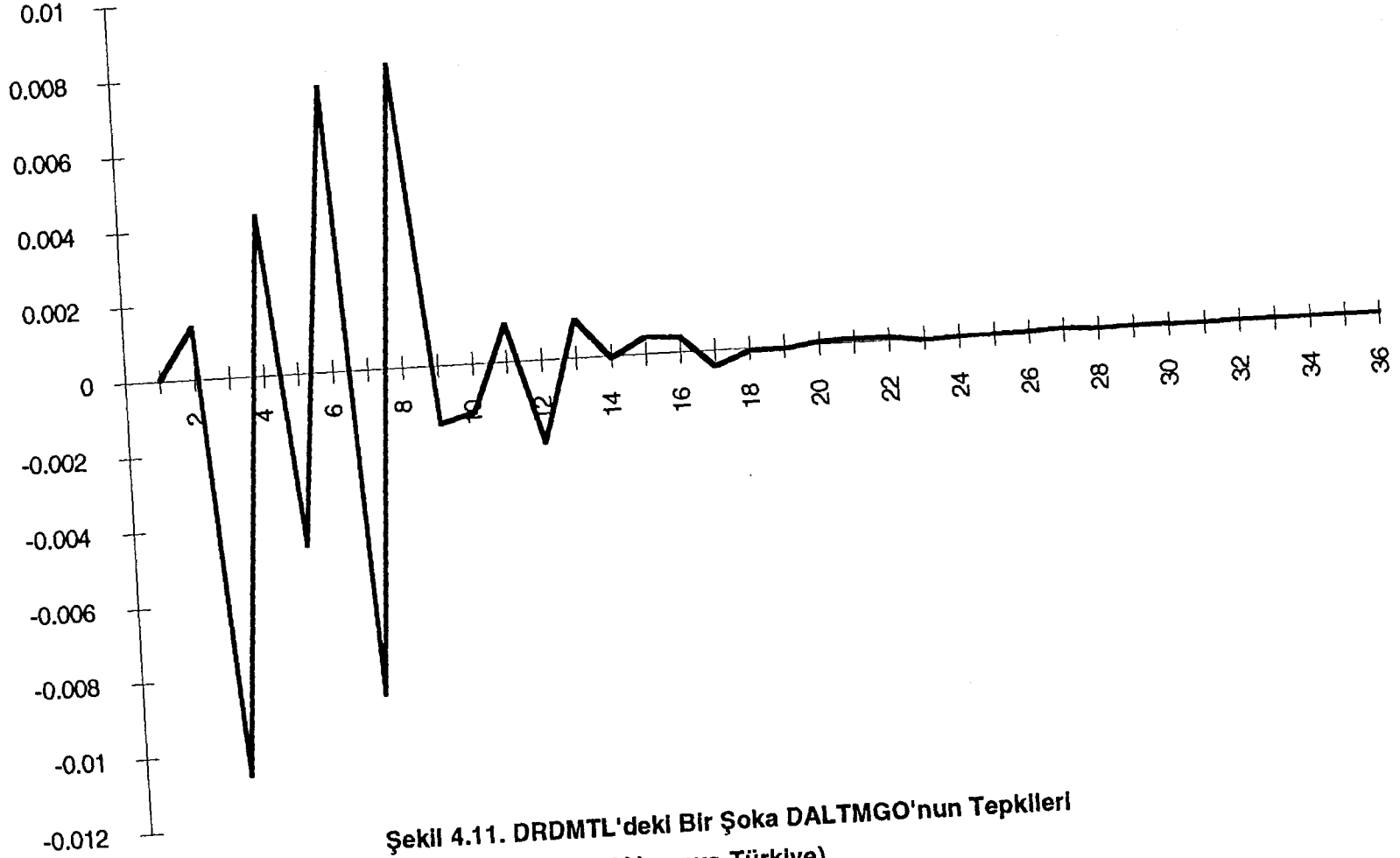
Şekil 4.8. DALTMGO'daki Bir Şoka DALTMGO'nun Tepkileri  
(Almanya-Türkiye)



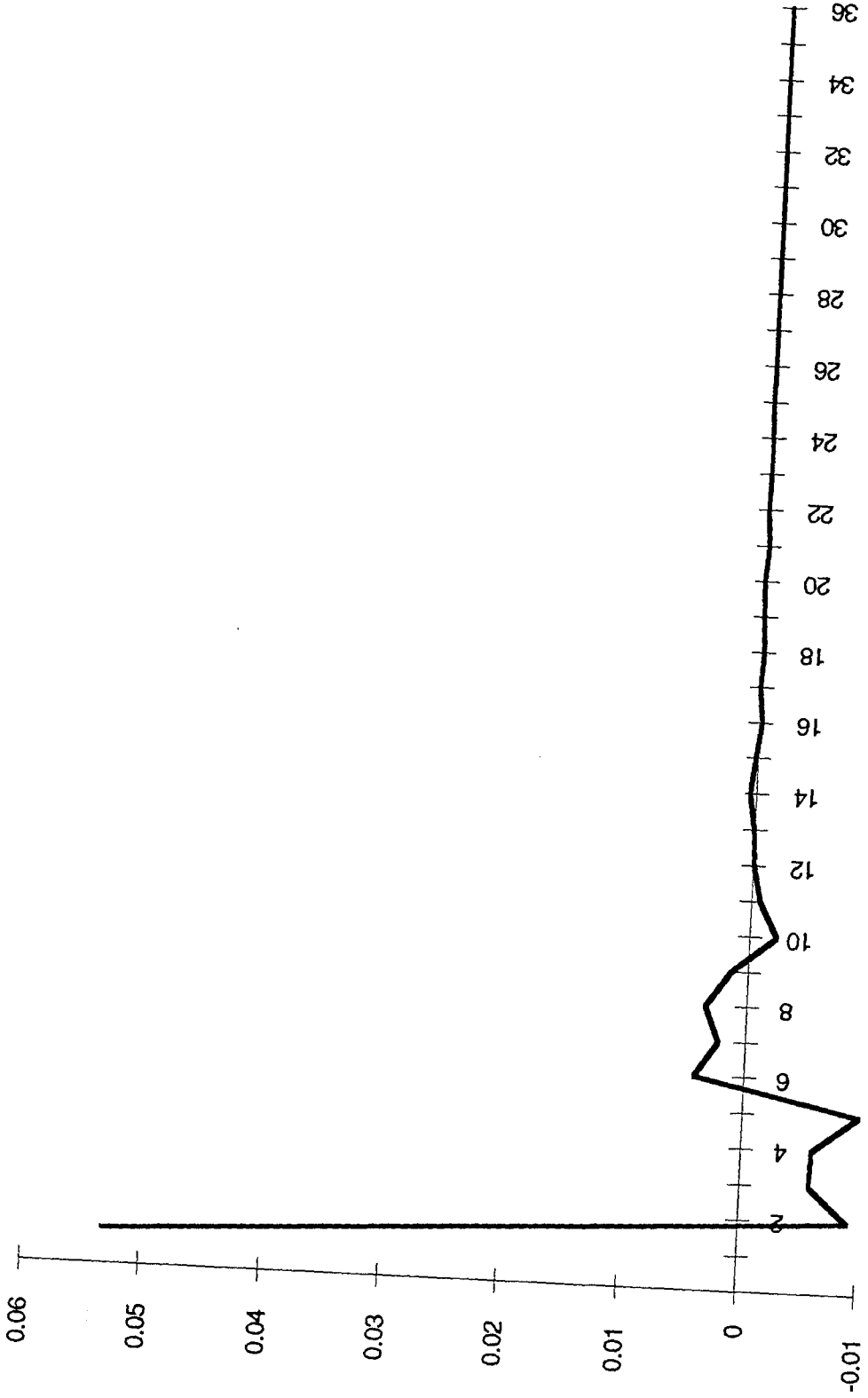
Şekil 4.9. DALTMGO'daki Bir Şoka DRDRTL'nin Tepkileri  
(Almanya-Türkiye)



Şekil 4.10. DRDMTL'deki Bir Şoka DALTPAO'nun Tepkileri  
(Almanya-Türkiye)







Şekil 4.12. DDRDRTL'deki Bir Şoka DDRDRTL'nin Tepkileri  
(Almanya-Türkiye)

Ancak bu parasal genişleme, genellikle Almanya para arzındaki bir şoka reel döviz kurunun tepkisi ile uyumlu görülmemektedir. Çünkü normalde, Almanya parasal yeniliği reel döviz kurunu artırır ve bu nedenle, Almanya Türkiye'ye karşı sahip olduğu rekabet gücünü kaybeder. Bu durumda Almanya'nın reel döviz kurundaki bu artışın etkisini bertaraf etmesi için para arzını azaltması doğaldır.

Reel döviz kuru değişim şoku, para arzı üzerinde olduğu gibi gelir düzeyi üzerinde de ilk iki ayda küçük, ancak üç ile onikinci aylar arası belirgin ve karmaşık etkiler yaratmakta ve gelir düzeyi reel döviz kurundaki bir şokun ardından ancak onikinci aydan sonra normal düzeyine gelmektedir. Ayrıca artan reel döviz kuru nedeniyle, Almanya'nın Türkiye'ye karşı rekabet gücündeki azalma Almanya'daki gelir düzeyinin Türkiye'ye oranla azalmasına neden olduğu için genelde gelir üzerinde negatif etkiye sahip olmaktadır.

Reel döviz kuru değişimleri kendisinde ortaya çıkan bir şoka tepkide nisbeten bir düzenlilik göstermektedir. Bir şokun ardından ilk altı ayda normal düzeyin altında kalan reel döviz kuru, daha sonra normalin üzerinde seyretmekte ve nihayet onbirinci aydan itibaren normal düzeyine dönmektedir.

Değişkenler arasında nedenselliğin yönünü belirlemek amacıyla, Sims tarafından önerilen varyans ayrıştırılması analizi yapılmıştır. Sims'e göre Granger-nedensellik ilişkilerinin güçlülüğü, varyans ayrıştırılması analizi ile ölçülebilir. Daha önce de belirttiğimiz gibi, varyans ayrıştırılması analizi belli bir değişkendeki hata varyansının yüzde olarak ne kadarının sistemde yer alan değişkenlere atfedileceğini belirler.

Almanya-Türkiye VAR sisteminin varyans ayrıştırılması sonuçları tablo 4.3.'de yer almaktadır. Tabloda her satır toplamı 100'e eşittir.

Tablo 4.3. Tahmin Hata Varyans Ayırıştırılması-36 Aylık Dönem Üç Değişkenli Almanya-Türkiye VAR Sistemi

Bağımlı Değişken	Dönem	Standart Hata	Nisbi Para Arzı Oranı	Nisbi Verimlilik Oranı	Reel Döviz Kuru
Nisbi Para Arzı Oranı	1	0.0360	100.00	0.00	0.00
	3	0.0379	97.85	0.77	1.38
	8	0.0395	96.45	1.35	2.20
	12	0.0397	96.32	1.34	2.34
	16	0.0397	96.29	1.34	2.37
	24	0.0397	96.29	1.34	2.38
	36	0.0397	96.29	1.34	2.38
Nisbi Verimlilik Oranı	1	0.1449	0.28	99.72	0.00
	3	0.1847	0.43	99.23	0.33
	8	0.1859	0.48	98.50	1.01
	12	0.1861	0.51	98.44	1.04
	16	0.1861	0.52	98.44	1.05
	24	0.1861	0.52	98.44	1.05
	36	0.1861	0.52	98.44	1.05
Reel Döviz Kuru	1	0.0531	0.04	0.04	99.91
	3	0.0549	2.38	0.25	97.37
	8	0.0582	8.10	0.48	91.41
	12	0.0584	8.37	0.54	91.09
	16	0.0584	8.42	0.54	91.04
	24	0.0584	8.42	0.54	91.03
	36	0.0584	8.42	0.54	91.03

Almanya-Türkiye varyans ayırıştırılması sonuçları incelendiğinde, dikkati çeken en önemli şey, sistemde yer alan tüm değişkenlerin varyanslarının % 90'ından fazlasının tüm dönemlerde her bir değişkenin kendi yeniliklerinden kaynaklanmasıdır. Bu sonuç, bütün değişkenlerin dışsal rassal bir süreç olduklarını gösterir. Ayrıca ilk dönem varyansının yaklaşık % 100'nün, değişkenlerin kendi yenilikleri tarafından açıklanması, bir değişkenin artık terimi ile bu değişkenlerden önce sıralamada yer alan diğer değişkenlerin artık terimleri arasında düşük korelasyonun bulunduğunu gösterir. Bu da değişkenlerin IRF hesaplanmasında sıralamanın neden önemli olmadığı için ek kanıt oluşturmaktadır.

Nisbi verimlilik oranı ve reel döviz kuru, para arzı oranı üzerinde anlamlı bir etkiye sahip değildirler. Tüm dönemlerde nisbi verimlilik oranınca açıklanan para

arzı hata varyansı % 1.34 ve aynı oran reel döviz kuru için % 3.38'dir. Görüldüğü gibi bu iki değişkenden, para arzına doğru hiçbir geri tepki de (feedback) yoktur. Bu sonuç daha önceki F-testleri ile uyumlu gözükmektedir.

Benzer şekilde reel döviz kuru ile nisbi para arzı oranı, nisbi verimlilik oranı üzerinde anlamlı bir etkiye sahip değildirler. Yani varyans ayrıştırılması sonuçları, paranın gelire neden olduğu hipotezini destekler nitelikte değildir. Bu sonuç F-test sonuçları ile tutarlıdır. Çünkü F-testi sonuçlarına göre nisbi verimlilik oranındaki değişimleri açıklamada, sadece nisbi verimlilik oranının geçmiş değerleri önemlidir.

Para arzı oranı, reel döviz kuru hata varyansındaki değişmelerin yaklaşık %8'ni açıklamasına rağmen bu oran, para arzının reel döviz kuru üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığını gösterir. Bu ise görüldüğü gibi paranın reel döviz kurunun durağan olmamasında önemli olduğu sonucunu doğuran F-test sonuçları ile çelişmektedir. Ancak nisbi olarak parasal faktörlerin, reel döviz kuru üzerinde reel faktörlerden daha fazla etkisi olduğunu göstermektedir.

Varyans ayrıştırılması sonuçları, genelde F-testi sonuçlarını desteklememektedir. Sonuçlar bir sonraki kısımda yapacağımız blok nedensellik test sonuçları için iyi bir gösterge oluşturmaktadır.

Tablo 4.3. aynı zamanda değişik tahmin dönemleri için tahminin standart hatalarını göstermektedir. Tablodan da görüldüğü gibi tahmin dönemi uzadıkça değişkenlerin standart hataları düzgün bir şekilde artmaktadır.

#### 4.3.1.4. Blok Nedensellik Testleri

Blok nedensellik testini, VAR sistemlerinde yer alacak değişkenlerin

belirlenmesi kısmında kullanmıştık. Bilindiği gibi, Granger-Sims nedensellik testlerinin genelleştirildiği bu testte, değişkenlerin birisine ait gecikmeli değişkenlerin sistemde yer alan diğer değişkenlere ait eşitliklerde yer almayacağı şeklinde ifade edilen sıfır hipotezini test etmiştik. Şimdi de bu test yardımıyla Almanya-Türkiye VAR sisteminde yer alan değişkenlerin blok olarak dışsal olup olmadıklarını inceleyip daha önceki kısımlarda ulaştığımız sonuçları pekiştirmeye çalışacağız.

Hem reel döviz kuru, hem de nisbi verimlilik oranı için blok nedensellik testi (Ki-Kare değeri 13.85 ve anlam düzeyi % 31) % 10 anlam düzeyinde bile anlamlı değildir. Yani hem reel döviz kurundaki ve hem de nisbi verimlilik şokundaki değişimler, Almanya'da nisbi para arzı şoklarından bağımsızdırlar. Bunun anlamı, para her iki değişkenin hareketlerinde önemli değildir demektir. Bu sonuç, daha önce ulaştığımız “parasal şoklar reel döviz kurunun uzun dönem değerinden sapmasında önemlidir” şeklindeki sonuçla çelişmektedir.

Nisbi para arzı oranı ve reel döviz kuru için yaptığımız blok nedensellik testi Ki-kare değeri 3.13 ve anlam düzeyi % 99 olduğu için % 10 anlam düzeyinde bile anlamlı değildir. Bu da göstermektedir ki hem nisbi para arzı oranındaki hem de reel döviz kurundaki değişimler Almanya'daki nisbi verimlilik şokundan bağımsızdırlar. Bu sonuca değişkenlerin karşılıklı dinamik ilişkileri kısmında da varmıştık.

Nisbi para arzı oranı ve nisbi verimlilik oranı için yaptığımız blok nedensellik testinde de sıfır hipotezini reddedemedik. Bu test için ki-kare değeri 5.68 ve anlam düzeyi oldukça yüksek olarak % 93 bulunmuştur. Bu test sonucuna göre ise reel döviz kuru hareketleri, Almanya'daki nisbi para arzı oran hareketleri ile nisbi verimlilik oranı hareketleri için önemli değildir.

Görüldüğü gibi blok nedensellik testi sonucunda, reel döviz kuru değişimlerinde Almanya'daki nisbi para arzı şokunun önemli olduğu şeklinde daha önce ulaştığımız

sonucu teyit edemedik. Ancak diğer iki değişkenle ilgili daha önce ulaştığımız sonuca benzer sonuçlar elde ettik.

#### 4.3.1.5. Paranın Uzun Dönem Yansızlığının Testi

Almanya-Türkiye için geleneksel anlam düzeyinde verimlilik şoklarının reel döviz kuru değişmelerini açıklamadığı daha önce ifade edilmişti. Buna karşılık marjinal anlam düzeyi yaklaşık % 4 olduğu için nisbi para arzı oranı şoklarının , Almanya ile Türkiye arasındaki reel döviz kurunu etkilediği yönünde kanıtlar olduğu belirtilmişti. Ancak daha sonra yaptığımız dinamik analizlerde, bu konuyla ilgili çelişkili sonuçlar elde edilmişti.

Bu kısımda ise Almanya ile Türkiye arasındaki reel döviz kuru değişmelerinin durağan olmamasında, paranın gerçekten önemli olup olmadığını ortaya koymak istenmektedir. Ayrıca bilindiği gibi klasik kuramın paranın yansızlığı hipotezine göre uzun dönemde paranın nisbi fiyatlarda değişmelere neden olmaması gerekir.

İşte tüm bu öngörülerin geçerliliği aşağıdaki hipotez yardımıyla test edilecektir. Hipotezi yazmadan önce Almanya ile Türkiye arasında iki taraflı reel döviz kuru eşitliğini yeniden yazalım.

$$\Delta r(t) = a_0 + a_1 \Delta m(t-1) + \dots + a_n \Delta m(t-n) + \dots + b_1 \Delta y(t-1) + \dots + b_n \Delta y(t-n) + c_1 \Delta r(t-1) + \dots + c_n \Delta r(t-n).$$

Bu eşitliğe dayanarak, “paranın uzun dönem yansızlığı” hipotezini test etmek için nisbi para arzı oranı katsayılarının toplamının sıfıra eşit olup olmadığı test edilmiştir. Burada test istatistiği olarak F-testi kullanılmıştır. F-testi için iki değişik gecikme uzunluğu kullanılmıştır. Bunlardan birincisinde n=6 ve ikincisinde n=12 olarak alınmıştır.

Bu test sonucunda F-istatistikleri,  $n=6$  için,  $F(1,178) = 1.05$  ve marjinal anlam düzeyi % 31;  $n=12$  için  $F(1,154) = 0.039$  ve marjinal anlam düzeyi % 84 olarak bulunmuştur. Görüldüğü gibi geleneksel anlam düzeylerinde sıfır hipotezini reddedemeyiz. Dolayısıyla bu test sonuçlarına dayanarak, uzun dönemde Almanya-Türkiye reel döviz kuru değişmelerinde paranın önemli olmadığını, yani yansız olduğunu söyleyebiliriz. Bu haliyle, bu sonuç SGP teorisi ile uyumlu görülmektedir. Çünkü SGP teorisine göre parasal şoklar SGP'den geçici sapmalara neden olabilirler ve paranın yansızlığı geçerli iken bu sapmalar zamanla yok olmalıdırlar.

#### 4.3.2. Tahmin Edilen ABD-Türkiye Vektör Otoregresyonu

Reel döviz kuru, nisbi para arzı oranları, nisbi verimlilik farkları ve faiz oranı parite koşuluna ait 18 gecikmeli değişken ile bir sabit terim ve ocak dışındaki ayları temsil eden onbir kukla değişkenin kullanıldığı ABD-Türkiye VAR sistemi bu kısımda ayrıntılı olarak incelenecektir.

##### 4.3.2.1. Katsayı Tahmin Sonuçları

ABD-Türkiye VAR sistemi sonuçlar tablo 4.4.'de görülmektedir. Almanya-Türkiye VAR sisteminde olduğu gibi tahmin edilen otoregresif katsayıların çoğunluğu sıfırdan anlamlı bir şekilde farklı değildir. Yine Almanya-Türkiye VAR sisteminde olduğu gibi tahmin edilen standart hata ile ölçülen en yüksek dalgalanma, nisbi verimlilik oranında ortaya çıkmaktadır. Öte yandan, reel döviz kurundaki dalgalanmalar ise nisbi para arzı oranına ve faiz oranı farklılıklarına göre daha fazladır. Faiz oranı farklılıklarında ki dalgalanma ise en azdır.

Tablo 4.4. ABD-Türkiye VAR Katsayı Tahmin Sonuçları

Eşitlik	Değişken	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	R2	D.W.	St. Hat.	
DRDOLTL	DRDOLTL	-0.019 [0.096]	0.052 [0.095]	-0.154 [0.098]	-0.171 [0.097]	0.117 [0.099]	-0.154 [0.101]	0.144 [0.103]	0.1929 [0.104]	-0.0094 [0.105]	-0.057 [0.104]	-0.126 [0.106]	0.053 [0.105]	-0.056 [0.101]	0.002 [0.099]	0.184 [0.100]	0.107 [0.099]	0.042 [0.098]	0.233 [0.099]	0.56	2.049	0.0389	
	DNPAO	-0.199 [0.122]	0.155 [0.127]	0.081 [0.128]	-0.231 [0.128]	0.117 [0.132]	0.406 [0.127]	0.268 [0.131]	-0.789 [0.135]	-0.18 [0.142]	-0.11 [0.14]	0.063 [0.143]	-0.113 [0.141]	-0.145 [0.146]	-0.163 [0.149]	-0.05 [0.145]	0.041 [0.146]	-0.085 [0.143]	-0.034 [0.129]				
	DNMGO	-0.118 [0.080]	-0.034 [0.086]	0.13 [0.084]	0.174 [0.085]	0.273 [0.084]	0.198 [0.082]	0.071 [0.079]	0.046 [0.078]	0.555 [0.079]	-0.07 [0.081]	-0.13 [0.080]	-0.114 [0.083]	0.069 [0.084]	0.003 [0.082]	0.072 [0.081]	-0.893 [0.080]	-0.209 [0.081]	-0.067 [0.079]				
	DFOPK	0.003 [0.002]	-0.001 [0.002]	-0.0002 [0.002]	0.0007 [0.002]	0.006 [0.002]	0.0004 [0.002]	-0.002 [0.002]	-0.0007 [0.002]	0.001 [0.002]	0.0005 [0.002]	-0.0001 [0.002]	-0.002 [0.002]	0.0003 [0.002]	0.001 [0.002]	0.001 [0.002]	0.001 [0.002]	0.0001 [0.002]	-0.004 [0.002]				
	KUKLA DEĞ	0.014 [0.029]	0.011 [0.025]	-0.018 [0.030]	-0.036 [0.029]	0.046 [0.029]	-0.03 [0.029]	-0.029 [0.029]	-0.052 [0.027]	-0.05 [0.028]	-0.026 [0.025]	0.002 [0.028]											
DNPAO	DRDOLTL	0.0476 [0.079]	-0.055 [0.078]	0.02 [0.08]	-0.002 [0.08]	0.002 [0.081]	0.03 [0.083]	-0.032 [0.085]	-0.207 [0.085]	-0.053 [0.087]	-0.045 [0.085]	0.066 [0.087]	-0.097 [0.086]	0.005 [0.083]	0.059 [0.082]	-0.03 [0.082]	0.1 [0.082]	0.15 [0.081]	0.024 [0.082]	0.61	2.087	0.0319	
	DNPAO	-0.254 [0.1]	-0.121 [0.104]	0.264 [0.105]	0.02 [0.105]	0.052 [0.108]	-0.096 [0.104]	0.184 [0.107]	0.221 [0.111]	0.175 [0.117]	0.098 [0.115]	-0.062 [0.118]	-0.221 [0.116]	-0.236 [0.119]	0.115 [0.122]	0.316 [0.119]	-0.007 [0.12]	-0.074 [0.117]	-0.063 [0.106]				
	DNMGO	0.091 [0.066]	-0.013 [0.071]	0.05 [0.069]	0.031 [0.07]	0.081 [0.069]	-0.084 [0.068]	0.044 [0.065]	-0.075 [0.064]	-0.09 [0.065]	-0.057 [0.067]	-0.152 [0.066]	-0.048 [0.069]	-0.026 [0.069]	0.04 [0.067]	0.018 [0.067]	-0.057 [0.066]	0.066 [0.066]	-0.098 [0.065]				
	DFOPK	0.004 [0.001]	0.005 [0.001]	0.0009 [0.002]	-0.0003 [0.002]	0.0008 [0.002]	-0.001 [0.002]	0.004 [0.002]	-0.0002 [0.002]	0.0003 [0.002]	-0.002 [0.002]	-0.002 [0.002]	-0.002 [0.002]	0.004 [0.002]	-0.0001 [0.002]	-0.0001 [0.002]	-0.0008 [0.002]	0.0006 [0.002]	-0.0002 [0.002]				
	KUKLA DEĞ	0.008 [0.023]	0.014 [0.02]	-0.213 [0.024]	-0.014 [0.024]	-0.033 [0.024]	-0.029 [0.024]	0.023 [0.024]	-0.03 [0.022]	0.034 [0.023]	0.007 [0.02]	0.011 [0.022]											
DNMGO	DRDOLTL	0.092 [0.117]	-0.196 [0.116]	-0.114 [0.12]	-0.148 [0.119]	-0.025 [0.121]	0.102 [0.124]	0.26 [0.126]	0.032 [0.127]	-0.071 [0.129]	-0.281 [0.127]	0.007 [0.13]	-0.208 [0.128]	-0.147 [0.123]	-0.163 [0.122]	-0.154 [0.122]	-0.063 [0.122]	0.159 [0.12]	-0.051 [0.122]	0.79	1.858	0.0476	
	DNPAO	0.123 [0.149]	0.022 [0.155]	-0.229 [0.157]	0.299 [0.157]	0.272 [0.161]	0.024 [0.155]	-0.175 [0.16]	-0.226 [0.166]	-0.099 [0.174]	0.12 [0.171]	-0.054 [0.175]	-0.264 [0.173]	-0.227 [0.178]	0.024 [0.182]	0.088 [0.177]	0.365 [0.179]	0.307 [0.174]	0.541 [0.158]				
	DNMGO	-1.569 [0.098]	-0.253 [0.106]	0.024 [0.103]	0.049 [0.104]	-0.1 [0.103]	-0.101 [0.101]	-0.072 [0.097]	-0.109 [0.095]	-0.056 [0.096]	-0.194 [0.099]	0.009 [0.098]	0.198 [0.102]	0.038 [0.103]	0.017 [0.1]	-0.032 [0.099]	-0.035 [0.098]	0.001 [0.098]	0.121 [0.971]				
	DFOPK	0.0009 [0.002]	-0.0009 [0.002]	0.004 [0.002]	0.003 [0.002]	0.004 [0.002]	-0.005 [0.002]	-0.001 [0.002]	0.00004 [0.002]	0.005 [0.002]	-0.001 [0.002]	-0.003 [0.002]	-0.004 [0.002]	0.006 [0.002]	0.006 [0.002]	0.006 [0.002]	-0.002 [0.002]	-0.006 [0.002]	-0.001 [0.002]				
	KUKLA DEĞ	0.084 [0.035]	-0.062 [0.031]	0.044 [0.036]	-0.014 [0.036]	0.042 [0.036]	-0.019 [0.036]	-0.018 [0.036]	-0.015 [0.033]	-0.054 [0.035]	-0.017 [0.03]	0.004 [0.034]											
DFOPK	DRDOLTL	0.0813 [0.055]	-0.0676 [0.055]	0.0686 [0.056]	0.0049 [0.056]	0.1426 [0.057]	0.0464 [0.058]	0.0959 [0.059]	-0.0083 [0.06]	0.00415 [0.061]	0.0122 [0.06]	0.0351 [0.061]	0.0125 [0.06]	0.093 [0.06]	0.04619 [0.057]	0.05584 [0.057]	-0.0345 [0.057]	0.0623 [0.057]	0.0542 [0.057]	0.48	1.987	0.0224	
	DNPAO	-0.183 [0.07]	-0.1239 [0.073]	-0.02 [0.074]	0.0697 [0.074]	-0.001 [0.077]	-0.013 [0.073]	0.0454 [0.075]	0.2123 [0.078]	0.02561 [0.082]	0.098 [0.08]	0.1127 [0.082]	-0.0373 [0.081]	-0.1573 [0.084]	-0.06557 [0.086]	-0.1094 [0.083]	-0.0769 [0.084]	-0.062 [0.082]	-0.0105 [0.074]				
	DNMGO	0.0682 [0.046]	0.08505 [0.05]	0.0494 [0.048]	0.0136 [0.048]	0.1134 [0.047]	0.0355 [0.047]	0.0494 [0.046]	0.0658 [0.045]	0.01991 [0.045]	0.021 [0.046]	0.065 [0.046]	-0.0337 [0.048]	-0.0805 [0.049]	-0.0223 [0.047]	-0.0097 [0.047]	-0.038 [0.046]	-0.0118 [0.046]	0.0457 [0.046]				
	DFOPK	0.0002 [0.001]	0.00023 [0.001]	0.0007 [0.001]	-0.0007 [0.001]	0.0001 [0.001]	-0.001 [0.001]	0.0004 [0.001]	-0.001 [0.001]	-0.0003 [0.001]	-0.0023 [0.001]	0.0008 [0.001]	-0.0027 [0.001]	-0.0005 [0.002]	-0.00028 [0.001]	-0.0012 [0.001]	-0.0004 [0.001]	0.0013 [0.001]	0.0003 [0.001]				
	KUKLA DEĞ	0.0447 [0.016]	0.02377 [0.015]	0.0255 [0.017]	0.0271 [0.017]	0.0203 [0.017]	-0.008 [0.017]	0.0212 [0.017]	0.0056 [0.016]	0.02071 [0.016]	0.0134 [0.014]	0.0386 [0.016]											



#### 4.3.2.2. Vektör Otoregresyonda Yer Alan Değişkenlerin Karşılıklı Dinamik İlişkileri

ABD-Türkiye VAR sisteminde yer alan değişkenler arasındaki dinamik ilişkileri, F-testleri yardımıyla şu şekilde açıklayabiliriz.

F-test sonuçları Tablo 4.5.'de görülmektedir. Önce, nisbi para arzı oranı eşitliğini inceleyelim. Nisbi para arzı oranı eşitliğinde, gecikmeli reel döviz kuru, gecikmeli nisbi verimlilik şokları ve gecikmeli faiz oranı şokları verilmiş iken; F değeri nisbi para arzı şokunun geçmiş değerlerinin nisbi para arzı oranındaki değişimleri açıklamakta önemli olduğunu gösterir. Aynı şekilde, nisbi para arzı oranlarının, nisbi verimlilik şoklarının ve reel döviz kurlarının geçmiş değerleri veri iken; F değeri %5 anlam düzeyinde faiz oranı şokunun geçmiş değerlerinin nisbi para arzı oranındaki değişimleri açıklamakta önemli olduğunu gösterir. Öte yandan nisbi para arzı oranı eşitliğinde yer alan diğer üç değişkene ait gecikmeli değerler veri iken, ne reel döviz kurunun gecikmeli değerleri ne de nisbi verimlilik şoklarının geçmiş değerleri, nisbi para arzı oranındaki değişimleri açıklamakta önemli değildir.

Nisbi verimlilik oranı eşitliğinde ise tablodan da anlaşılacağı gibi % 10 anlam düzeyinde, eşitlikte yer alan tüm gecikmeli değerler nisbi verimlilik şoklarını açıklamakta önemli iken, % 5 anlam düzeyinde nisbi para arzı oranına ait gecikmeli değişkenler, faiz oranı şoklarına ait gecikmeli değişkenler ve nisbi verimlilik şoklarının gecikmeli değerleri veri iken, reel döviz kurunun gecikmeli değerleri nisbi verimlilik şoklarını açıklamakta önemli değildir. Bir başka ifade ile % 5 anlam düzeyinde nisbi verimlilik şokları hareketlerini açıklamada, sadece reel döviz kurunun geçmiş değerleri önemli değildir.

Tablo 4.5. Sistemde Yer alan Bir Değişkenin Tüm Gecikmeli Değerlerinin Katsayılarının Sıfır Olup Olmadığının Testi İçin F-İstatistikleri (ABD-Türkiye)

Eşitlik	Değişkenlere ilişkin F değerleri				Tahminin Özet İstatistikleri			
	Reel TL/Dolar	Nisbi Para Arzı Oranı	Nisbi Verimlilik Oranı	Faiz Oranı Paritesi	R2	SEE	D.W	Q(39)
Reel TL/Dolar	1.655 [0.061]	1.766 [0.040]	1.370 [0.163]	0.884 [0.599]	0.565	0.039	2.05	33.09 [0.736]
Nisbi Para Arzı Oranı	0.853 [0.634]	2.347 [0.004]	1.435 [0.132]	2.452 [0.003]	0.609	0.032	2.03	49.14 [0.128]
Nisbi Verimlilik Oranı	1.552 [0.088]	1.775 [0.039]	3.064 [0.000]	2.121 [0.009]	0.792	0.048	1.86	36.31 [0.593]
Faiz Oranı Paritesi	1.233 [0.251]	1.392 [0.152]	1.161 [0.311]	1.049 [0.414]	0.485	2.237	1.99	24.31 [0.968]

Notlar: 1. Tüm regresyonlar Ocak 1975 ile aralık 1991 arası dönemi kapsayan 204 gözlem ile tahmin edilmiştir. Her eşitlik 72 gecikmeli değişken, 1 sabit terim ve 11 mevsimsel kukla değişken içermektedir.  
2. Köşeli parantez içindeki değerler anlam düzeylerini gösterir.

Reel döviz kuru eşitliğinde, %5 anlam düzeyinde sadece nisbi para arzı şokları, reel döviz kurunun uzun dönem değerinden sapmasına neden olmaktadır. Öte yandan % 10 anlam düzeyinde, beklenildiği gibi nisbi para arzı şokları yanında reel döviz kurunun kendi gecikmeli değerleri, reel döviz kuru hareketlerini açıklamakta önemli olmaktadır.

Son olarak faiz oranı eşitliğine baktığımızda, faiz oranındaki değişmelerin tamamen otonom olduğunu görürüz. Yani bu değişkendeki değişmeler, kendisine ait gecikmeli değişkenler tarafından bile açıklanamamaktadır.

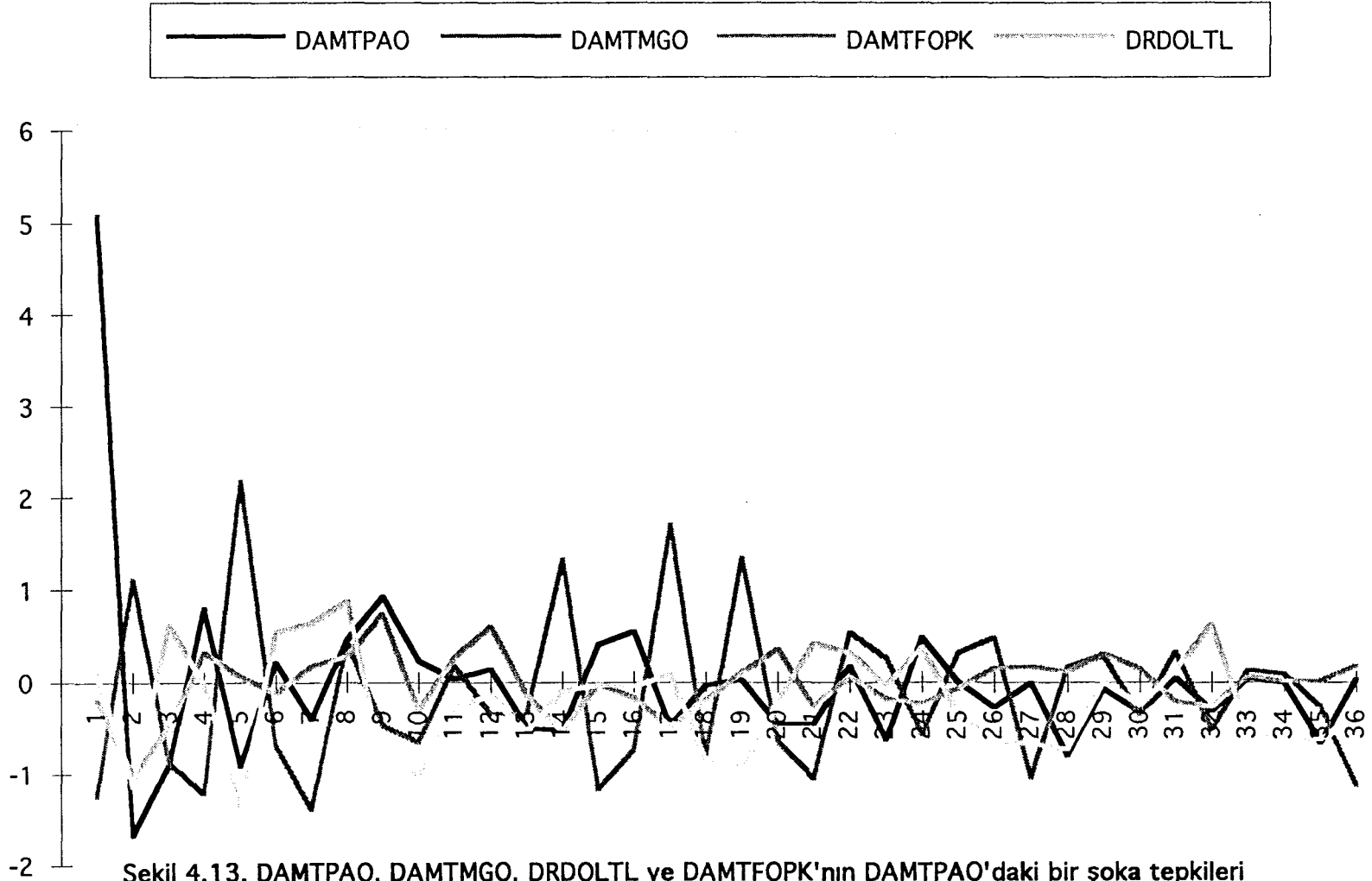
Almanya-Türkiye VAR sisteminde olduğu gibi test sonuçlarına bakılarak denilebilir ki; nisbi para arzı şokları, reel döviz kurunun durağan olmamasında önemli bir faktördür. Ancak %5 anlam düzeyinde Almanya-Türkiye VAR sisteminin aksine para arzı şokları, reel döviz kurunun uzun dönem değerinden sapmasına neden olan tek değişken olarak gözükmemektedir. Bununla birlikte, bu tür istatistiksel nedensel ilişkilerin yorumlanmasında, Almanya-Türkiye VAR sistemi sonuçlarını yorumlarken yaptığımız uyarı burada da geçerlidir.

#### 4.3.2.3. Ani Tepki Fonksiyonları ve Varyans Ayırıştırılması

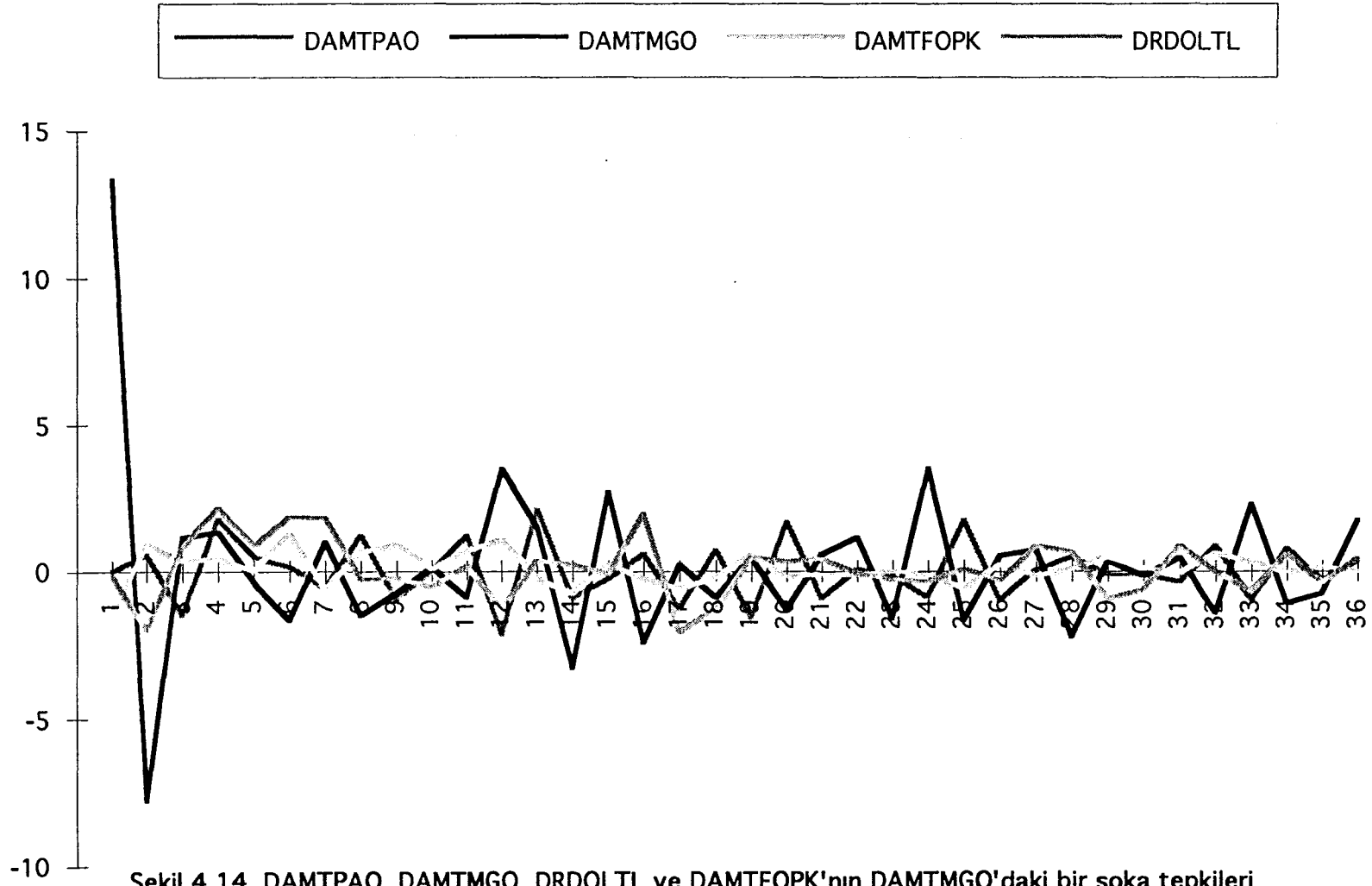
Tahmin edilen VAR sistemlerinin katsayı tahmin sonuçlarının yorumlanmasındaki güçlükler nedeniyle, ani tepki fonksiyonlarının mantıklı ekonomik yorumlara olanak tanıyacağından etmiştik. Şimdi de ABD-Türkiye sisteminde yer alan değişkenlerin tipik rassal şoklara tepkilerini yorumlamaya çalışalım. Burada ani tepki fonksiyonlarını hesaplarken, değişkenlerin değişik sırasını göz önünde tutulmuştur. Ancak daha önce olduğu gibi sonuçların, sıralamadaki değişikliklere pek duyarlı olmadığını görülmüştür. Bu nedenle önce parasal şokların, daha sonra sırasıyla reel şokların (verimlilik ve faiz) ve nihayet reel döviz kuru şoklarının etkileri incelenmeye çalışılmıştır.

Şekil 4.13. 4.14. 4.15 ve 4.16 sistemin sırasıyla, parasal şoklara, verimlilik şoklarına, faiz şoklarına ve reel döviz kuru değişme şokuna tepkisini göstermektedir. Almanya-Türkiye VAR sisteminde olduğu gibi burada da şekilleri vermekle yetinilecek; ayrıntılı açıklama tek değişkeni incelediğimiz şekillerde yapılacaktır.

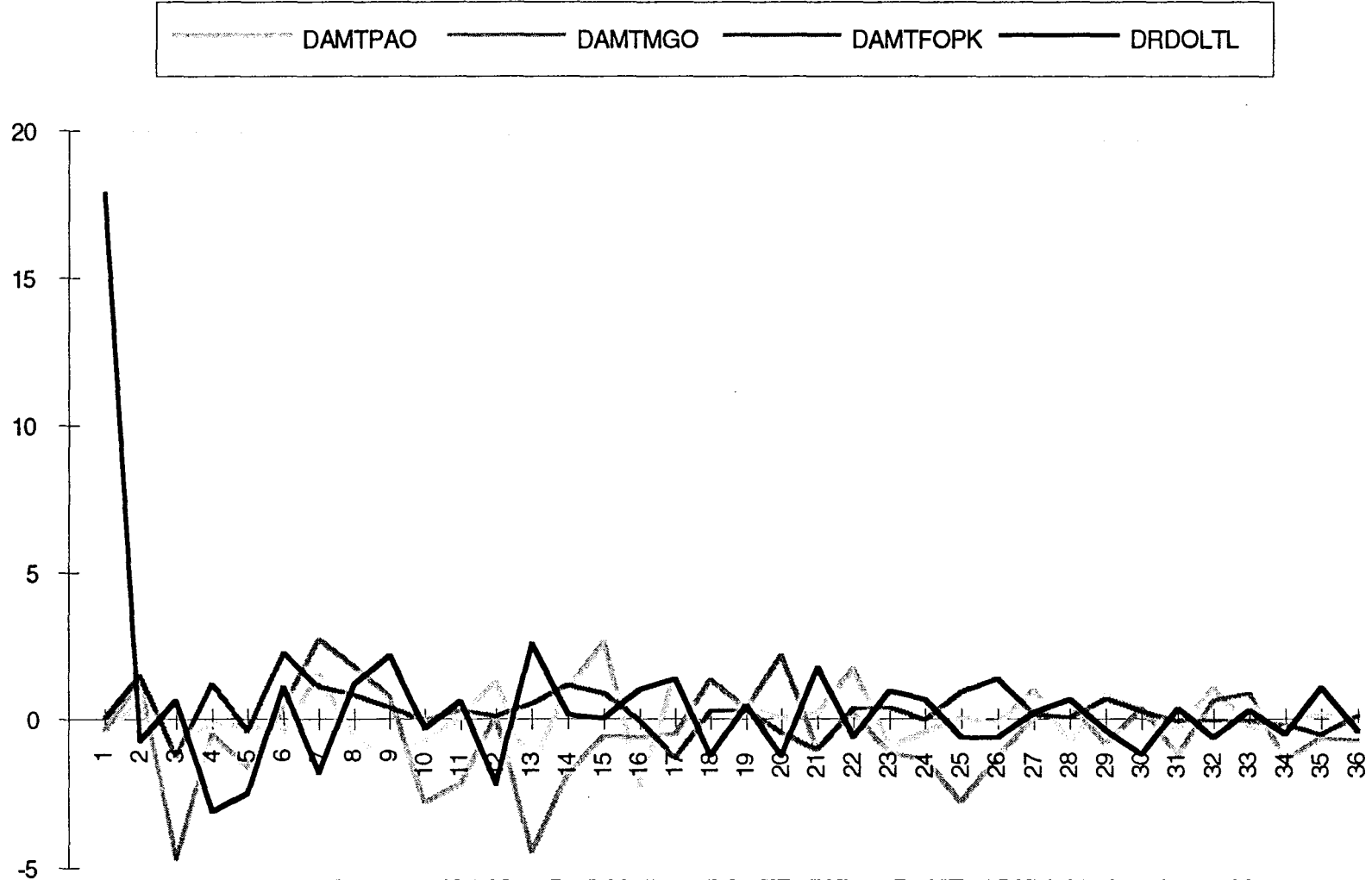
Reel döviz kuru değişimi, nisbi verimlilik oranı, nisbi para arzı oranı ve faiz oranı farklılıklarının ABD para arzı şokuna tepkileri, şekil 4.17, 4.18, 4.19.ve 4.20. de görülmektedir. Şekillerden anlaşılacağı gibi ABD para arzı şoku, bütün değişkenler üzerinde anlamlı ve sürekli etkiye sahiptir. Otuzaltı aylık dönemde hiçbir değişken, kendi normal düzeyine dönememektedir.



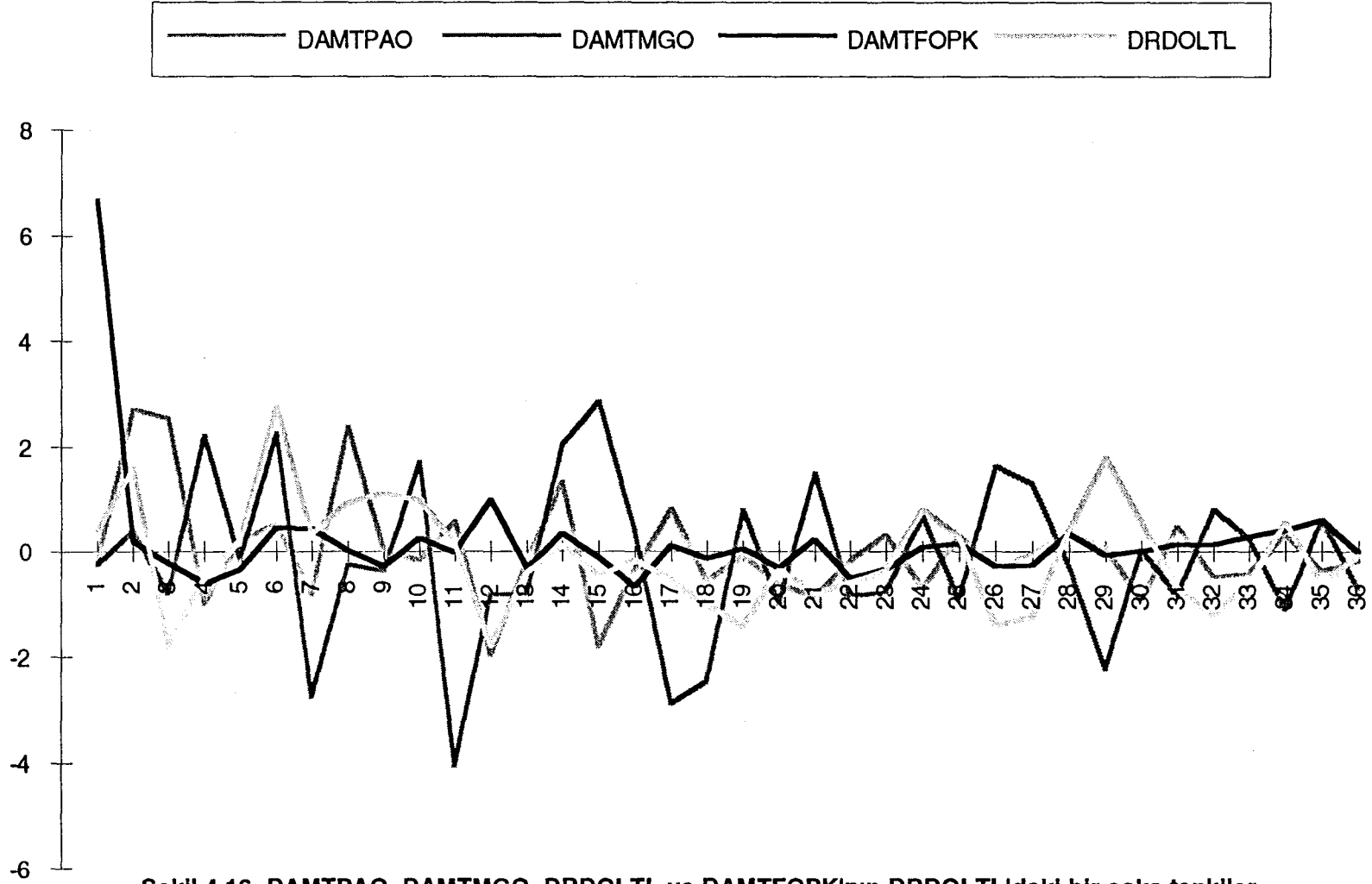
Şekil 4.13. DAMTPAO, DAMTMGO, DRDOLTL ve DAMTFOPK'nın DAMTPAO'daki bir şoka tepkileri (ABD-Türkiye)



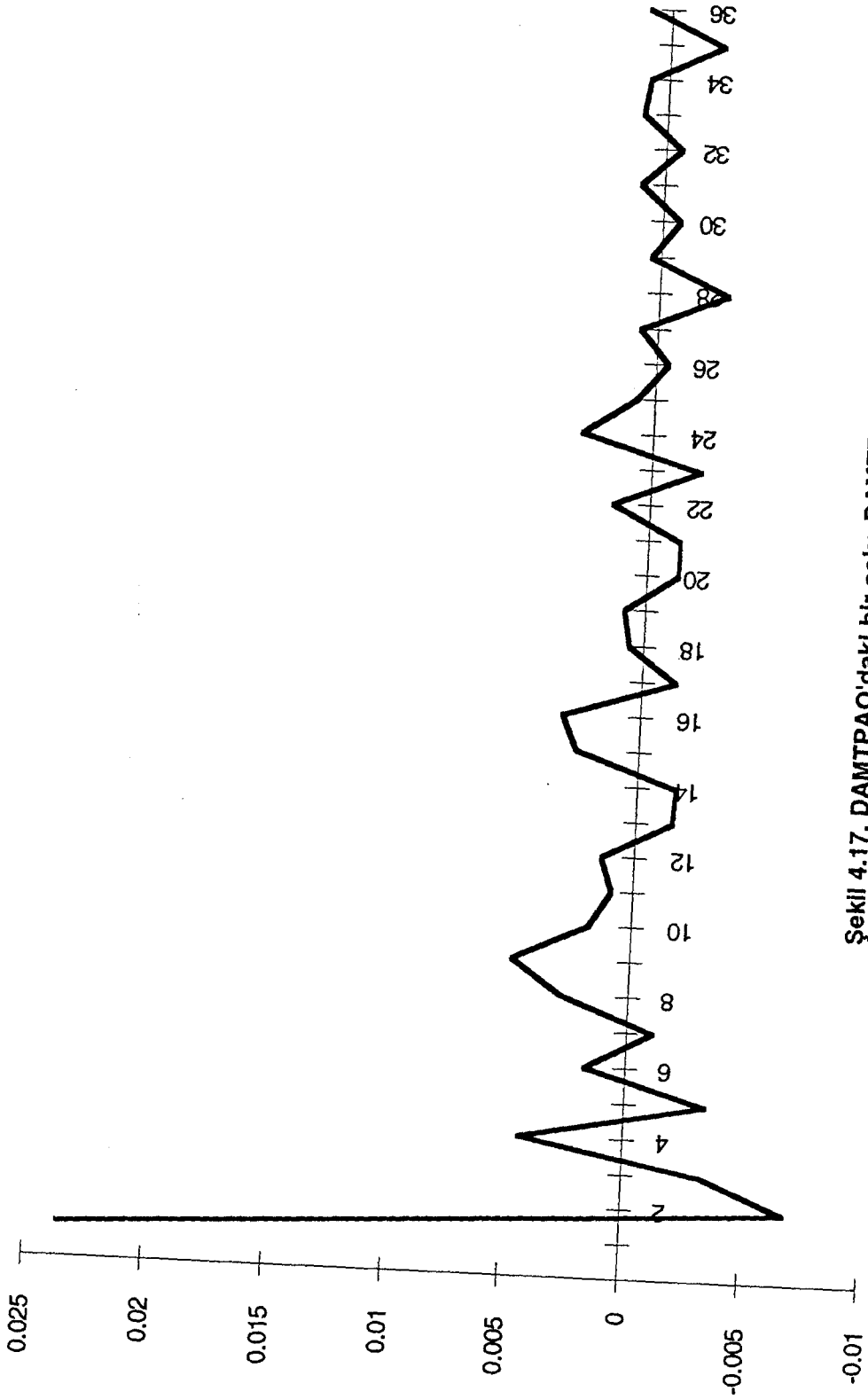
Şekil 4.14. DAMTPAO, DAMTMGO, DRDOLTL ve DAMTFOPK'nın DAMTMGO'daki bir şoka tepkileri (ABD-Türkiye)



Şekil 4.15. DAMTPAO, DAMTMGO, DRDOLTL ve DAMTFOPK'nın DAMTFOPK'daki bir şoka tepkiler (ABD-Türkiye)

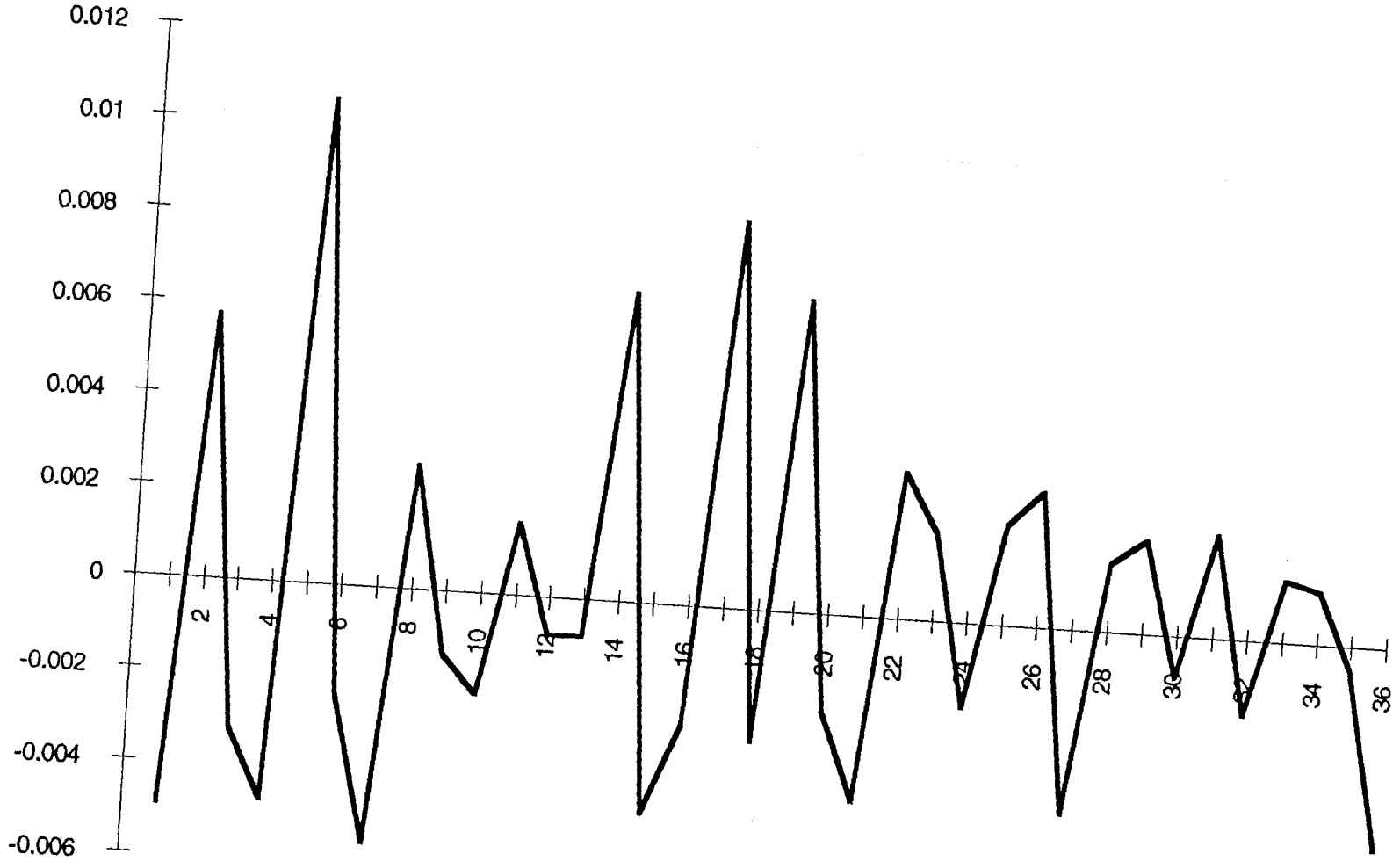


Şekil 4.16. DAMTPAO, DAMTMGO, DRDOLTL ve DAMTFOPK'nın DRDOLTL'deki bir şoka tepkiler (ABD-Türkiye)

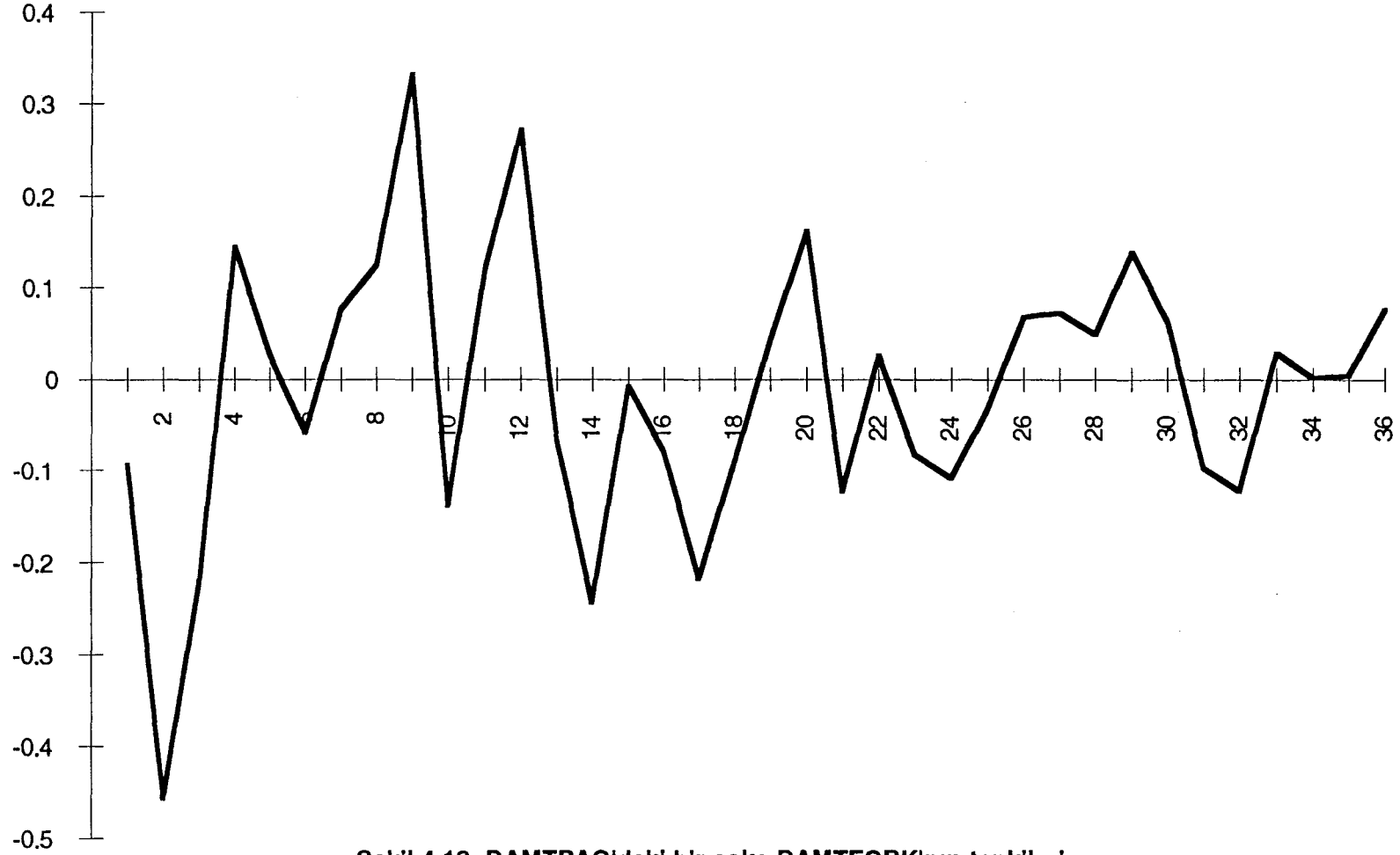


Şekil 4.17. DAMTPAO'daki bir şoka DAMTPAO'nun tepkileri  
(ABD-Türkiye)

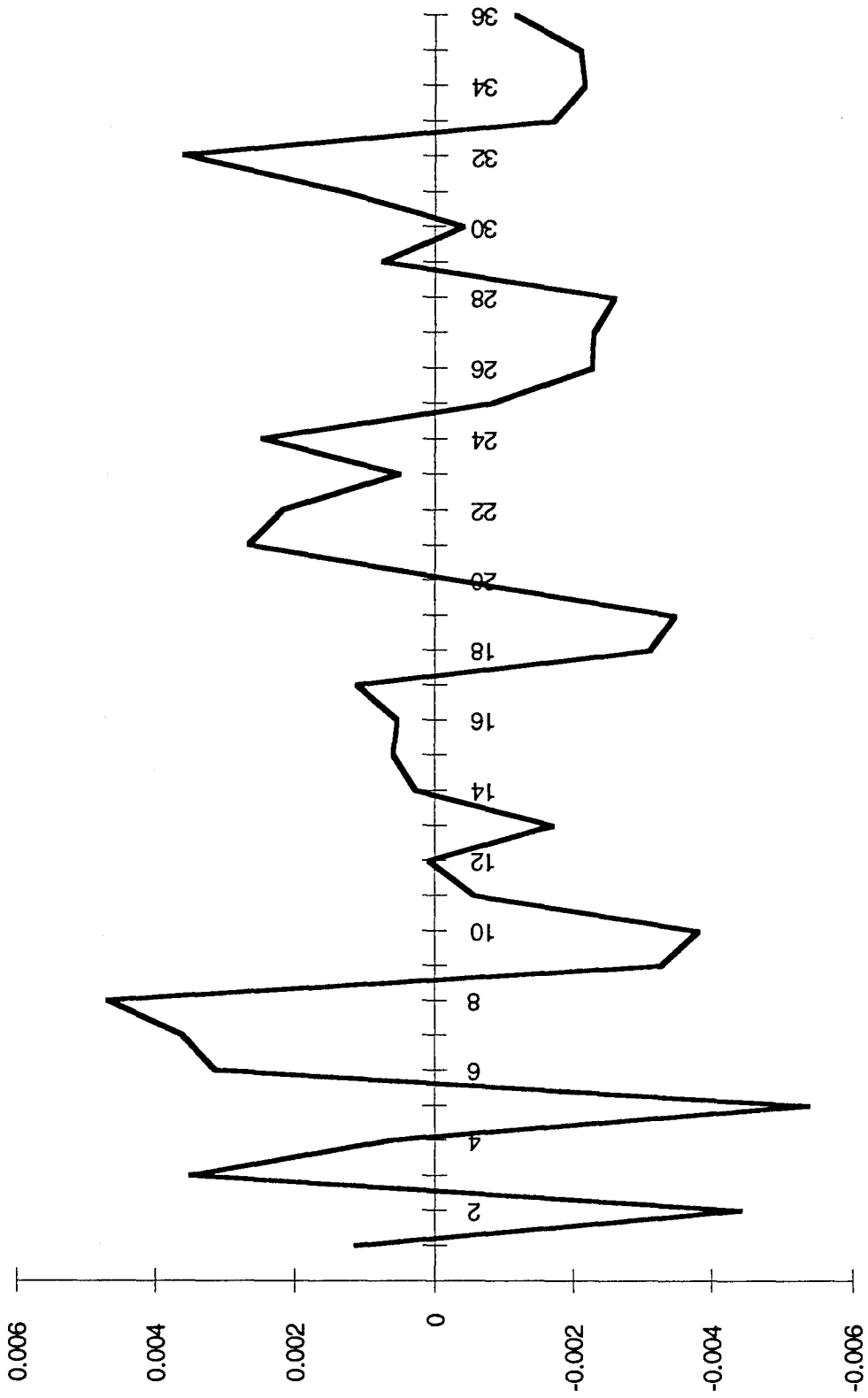




Şekil 4.18. DAMTPAO'daki bir şoka DAMTMGO'nun tepkileri (ABD-Türkiye)



Şekil 4.19. DAMTPAO'daki bir şoka DAMTFOPK'nın tepkileri  
(ABD-Türkiye)

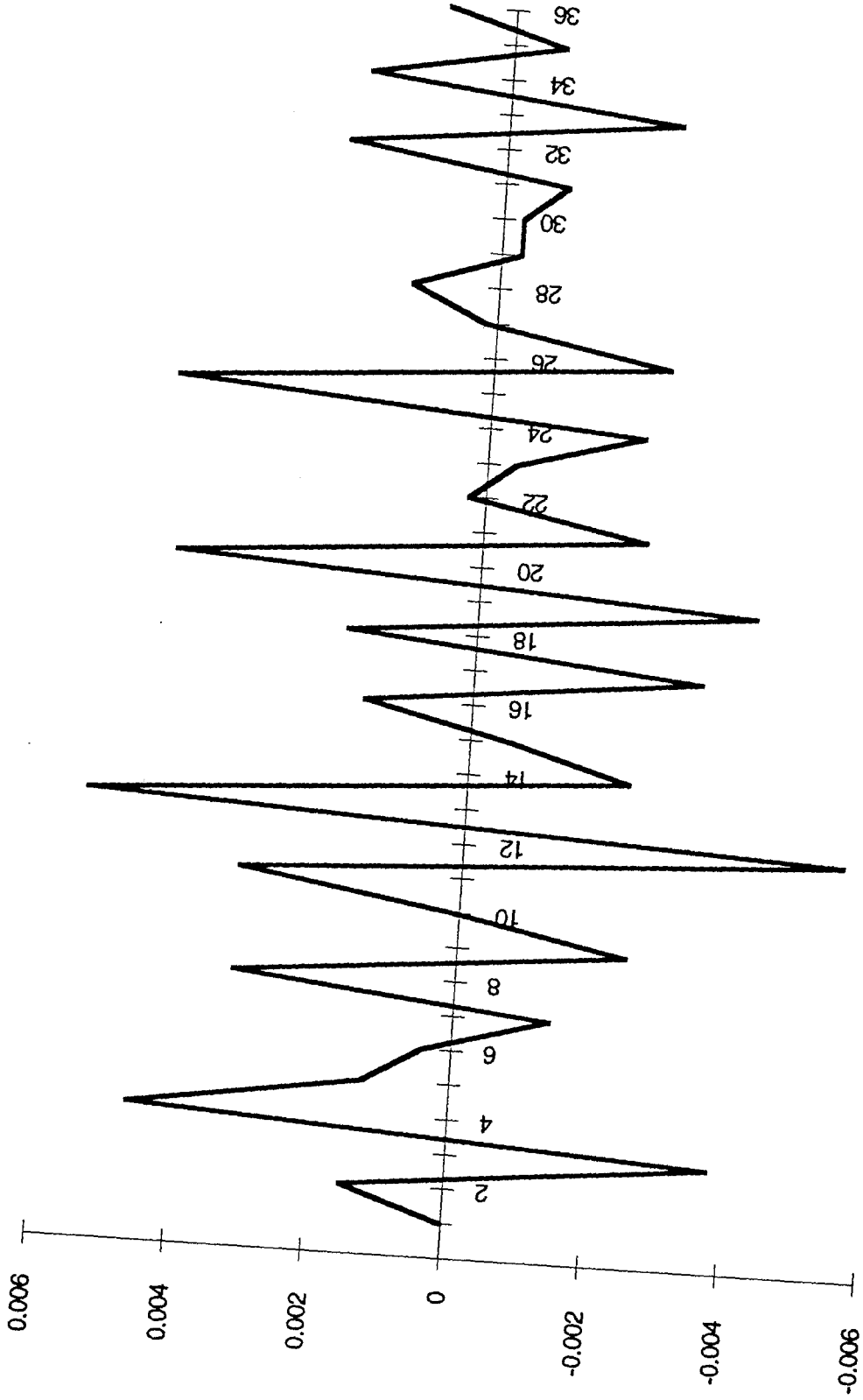


Şekil 4.20. DAMTPAO'daki bir şoka DRDOLTL'nin tepkileri  
(ABD-Türkiye)

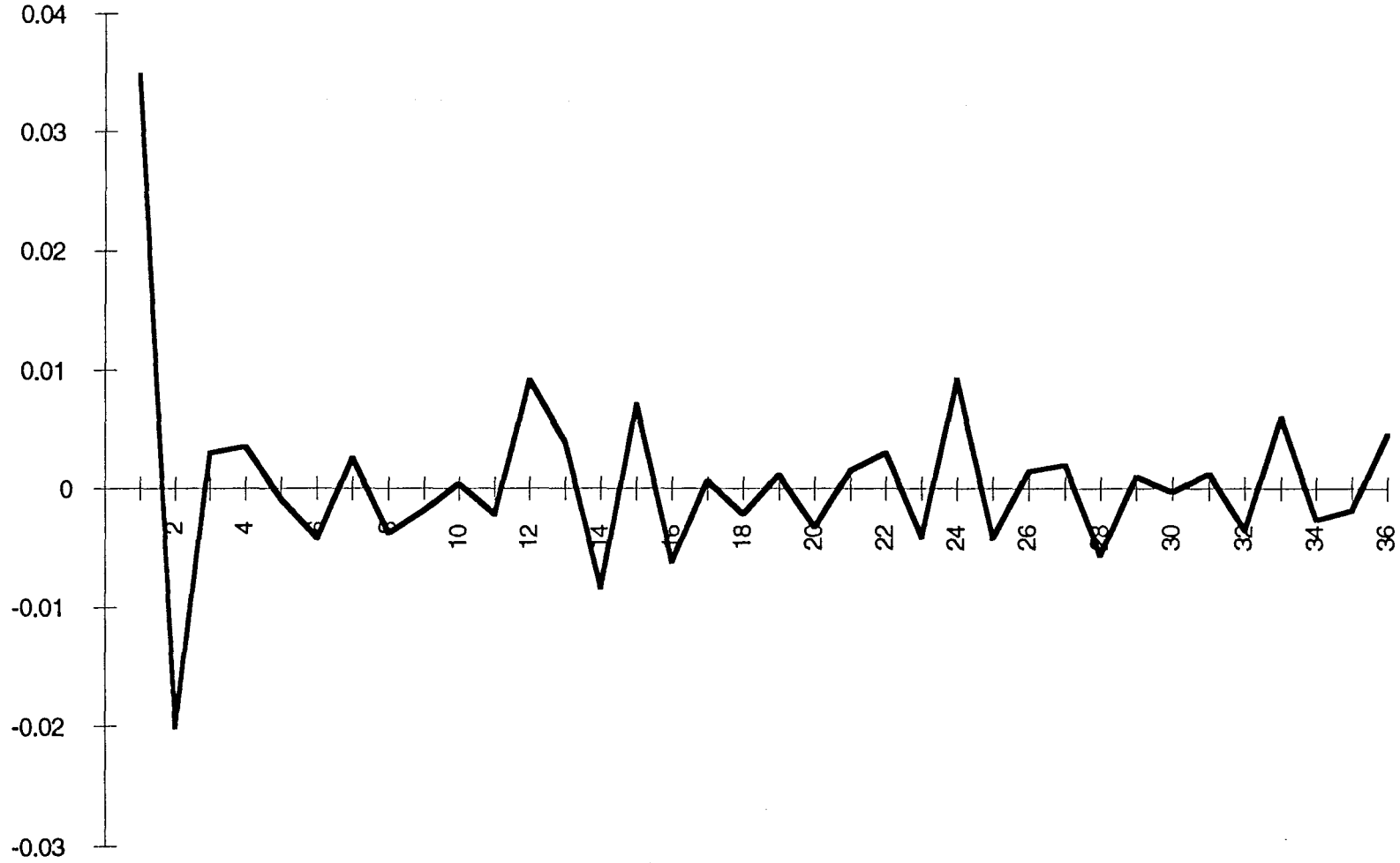
Nisbi para arzı oranının ABD para arzı oranına tepkisi, diğer değişkenlerin tepkileriyle karşılaştırıldığında nisbeten daha düzgün görünmektedir. Reel döviz kuru değişimi, ABD para arzı şokuna oldukça duyarlı gözükmektedir. ABD para arzı şoku döviz kurunun normal değerinden sapmasına neden olmakta ve bu sapsmalar otuzaltı aylık dönemde süreklilik göstermektedir. İlk sekiz ayda ikinci ve beşinci aylar dışında ABD para arzı şoku reel döviz kurunu arttırmakta ve genelde etki pozitif yöndedir. Bu Almanya-Türkiye reel döviz kuru değişiminin tepkisi ile büyük benzerlikler göstermektedir. Dolayısıyla, sonuçlar için benzer açıklamaların yapılması mantıklı olacaktır.

Nisbi verimlilik oranının, ABD para arzı şokuna çok duyarlı gözükten tepkileri süreklilik gösterdiği gibi oldukça karmaşık bir yapıya da sahiptir. Bu, para arzının gelire neden olduğu görüşü ile uyumlu gözükmektedir. Ancak genelde, tepkilerin negatif yönde olduğu gözlenmektedir. Bu ise paranın geliri arttırdığı görüşü ile çelişmektedir. Bunun açıklaması, ABD para arzı şokuna reel döviz kuru değişiminin tepkileri ile bağlantılı olarak yapılabilir. Çünkü artan reel döviz kuru ABD'nin rekabet gücünde azalmalara neden olabileceğinden ABD gelir düzeyinde azalmalara neden olabilmektedir.

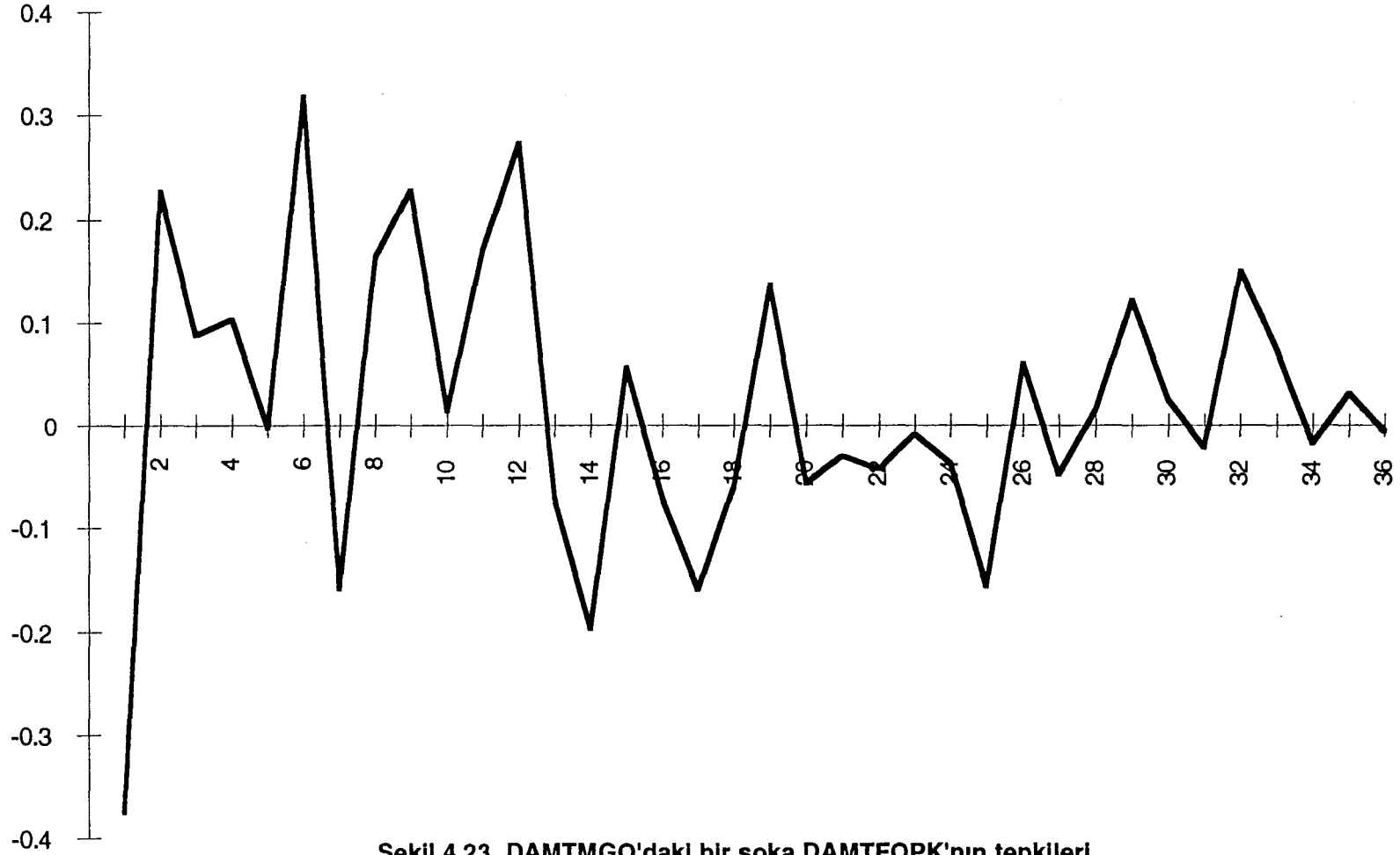
Faiz oranı farklılıklarının ABD para arzı şokuna tepkileri, ilk üç ayda beklenildiği gibi negatiftir. İkinci ayda, minimum negatif tepki ortaya çıkmaktadır. Bununla birlikte dördüncü aydan başlayarak, ABD faiz oranında büyük artışlar gözlenmektedir. Bilindiği gibi para arzındaki artış, SGP teorisine göre enflasyonu arttırır. Enflasyondaki bu artış, ülke içi faiz oranlarının artması yönünde baskı oluşturabilir. Bu nedenle ABD para arzı şokunun ardından ABD faiz oranlarının artması da mümkündür. Bu nedenle, ABD para arzı şokunun ardından reel döviz kurundaki artışları da açıklamak mümkündür. Çünkü, artan faiz oranları aracılığıyla Dolar'a olan talepteki artış nedeniyle Dolar'ın değer kazanması, ABD para arzı artışı nedeniyle Dolar'daki değer kaybından daha fazla olmaktadır.



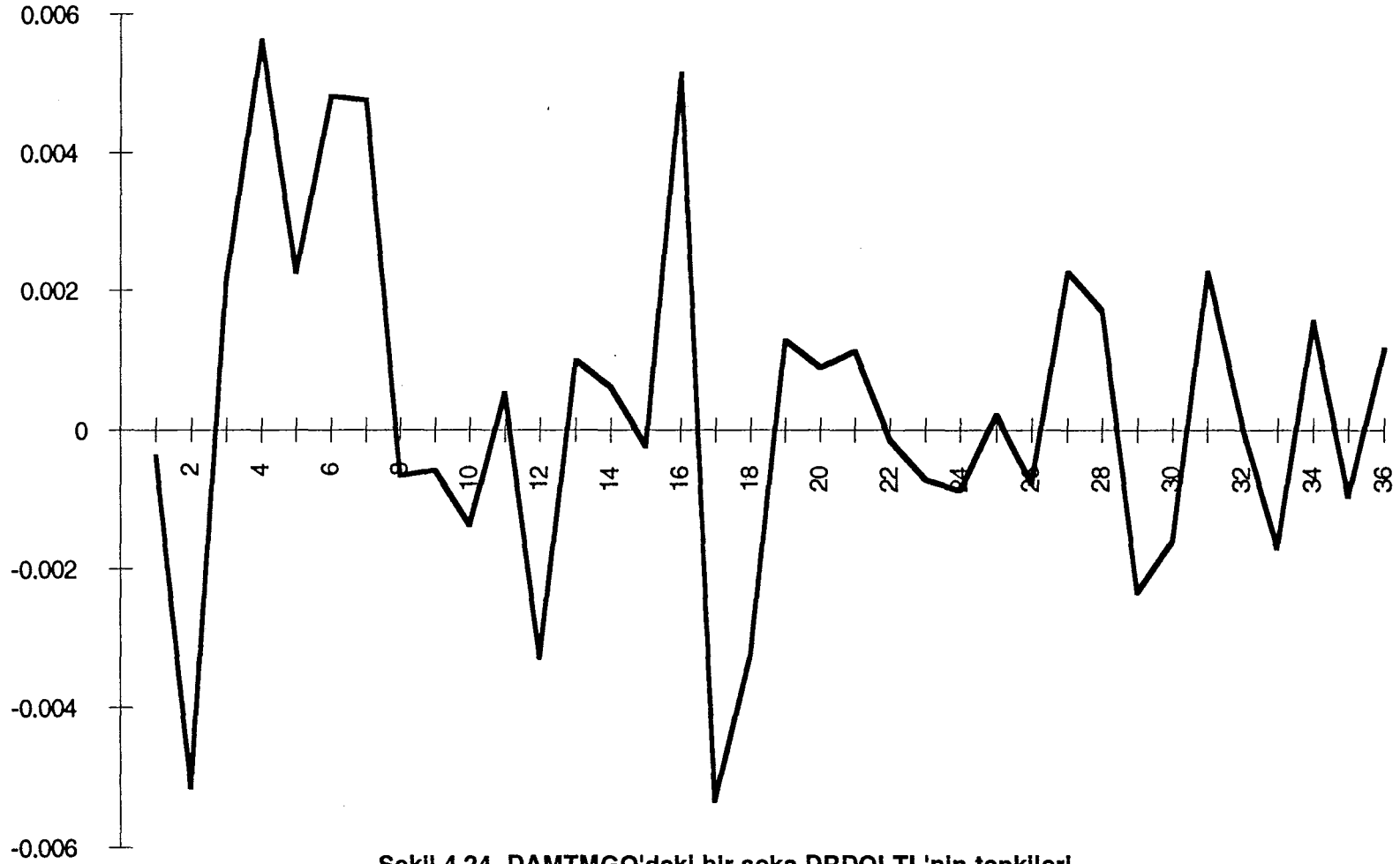
Şekil 4.21. DAMTMGO'daki bir şoka DAMTPAO'nun tepkileri  
(ABD-Türkiye)



Şekil 4.22. DAMTMGO'daki bir şoka DAMTMGO'nun tepkileri (ABD-Türkiye)



Şekil 4.23. DAMTMGO'daki bir şoka DAMTFOPK'nın tepkileri  
(ABD-Türkiye)



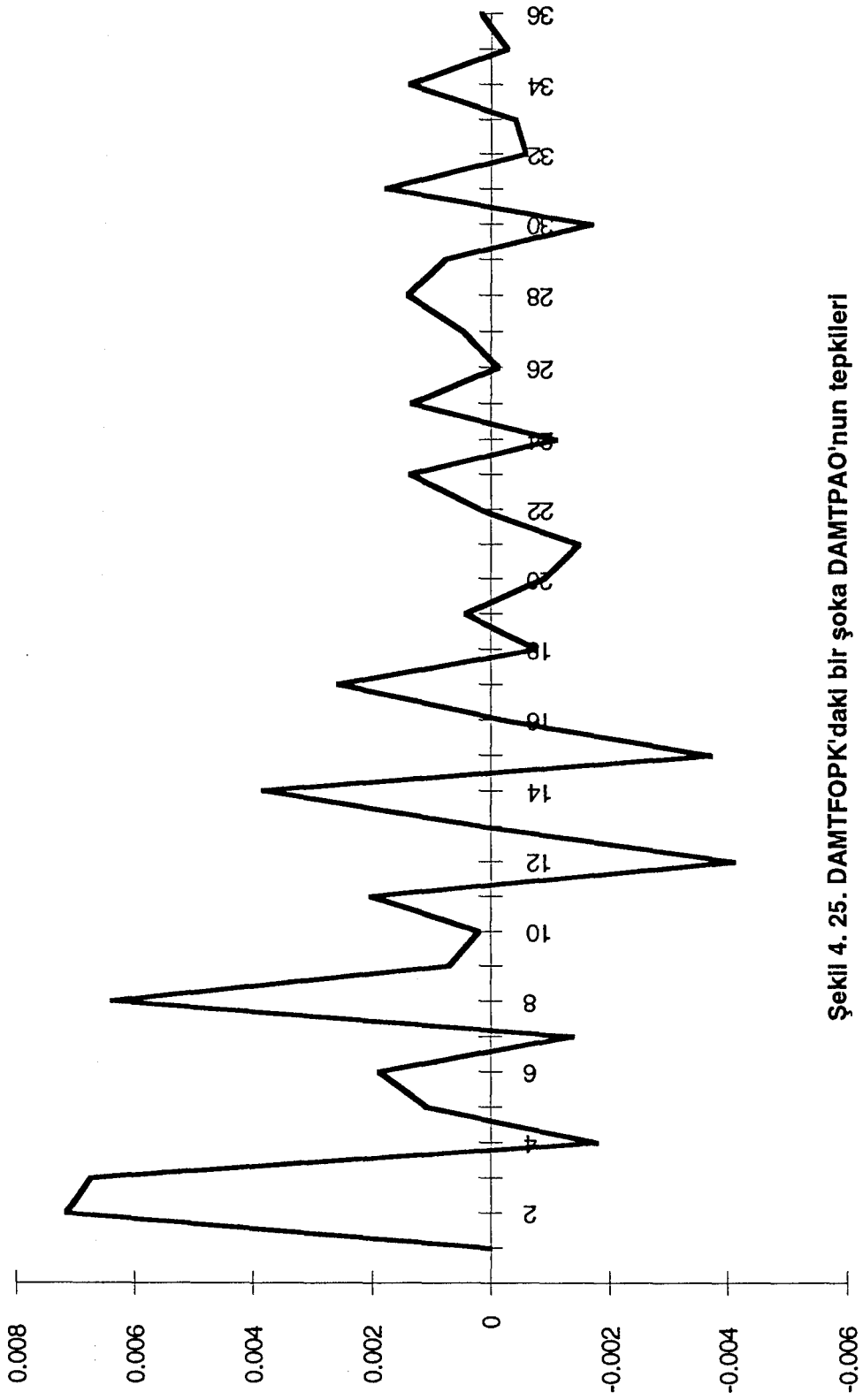
Şekil 4.24. DAMTMGO'daki bir şoka DRDOLTL'nin tepkileri  
(ABD-Türkiye)



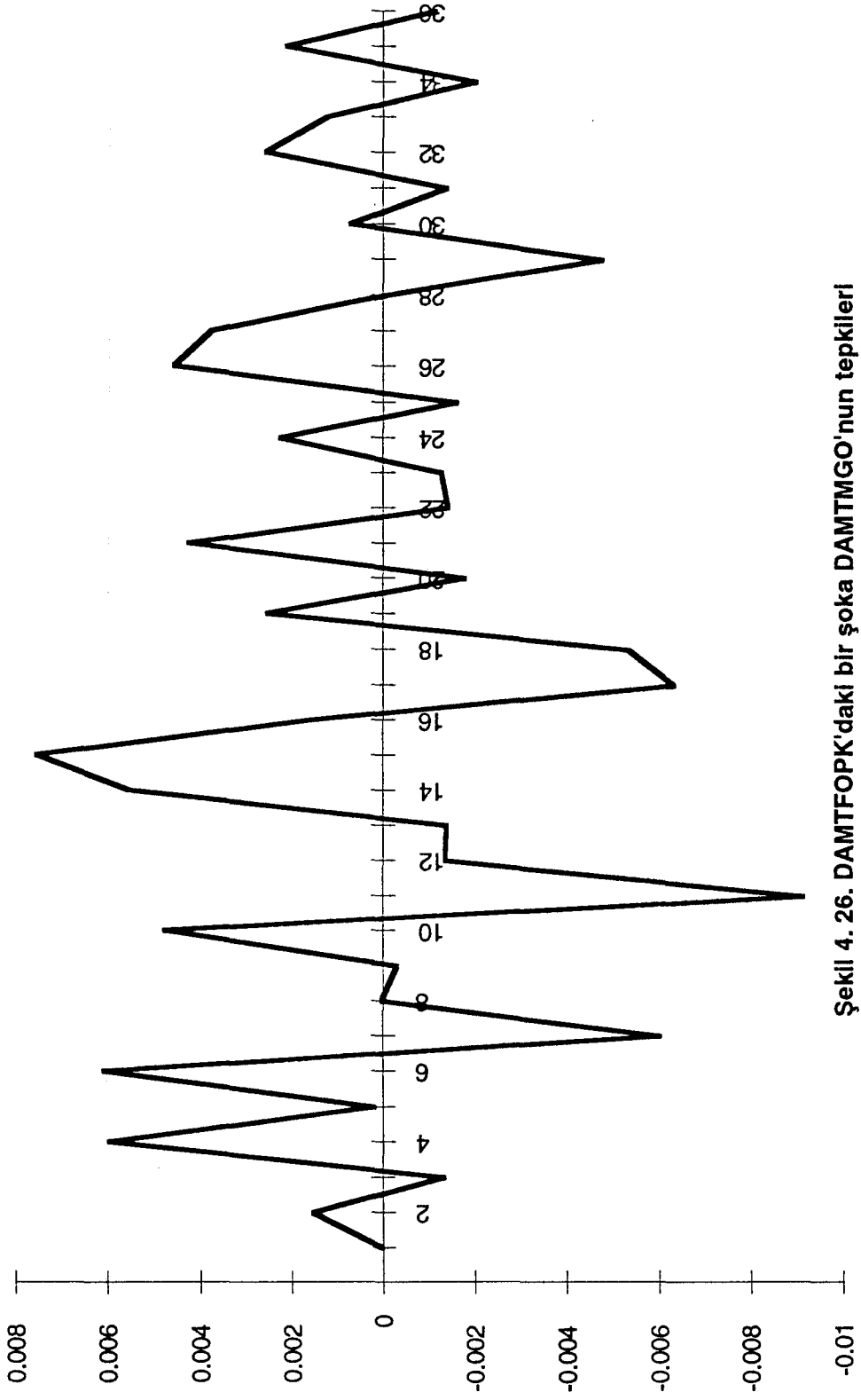
ABD'deki nisbi verimlilik şokuna, değişkenlerin tepkileri şekil 4.21., 4.22., 4.23., ve 4,24 de görülmektedir. Nisbi verimlilik oranının tepkisi dışında diğer değişkenlerin tepkileri çok duyarlı, sürekli ve oldukça karmaşık yapılar içermektedir. ABD verimlilik şokuna nisbi para arzının tepkileri, ilk iki ayda küçük olmasına rağmen, bu tepkiler zamanla artmaktadır. Bu da, gelirden para arzına doğru önemli geri etkilerin varlığını gösterir. ABD nisbi gelirinin nisbi verimlilik şokuna uyum yapısı, diğer değişkenlere oranla oldukça düzgün gözükmemektedir.

ABD verimlilik şoku, Faiz oranı farklılıklarının ilk birinci yılda genelde normal düzeyinin üzerine çıkmasına neden olmaktadır. Faiz oranı ilk altı ayda maksimum ve minimum tepkisini göstermektedir. Bu tepkiler de daha öncekiler gibi önemli olup; süreklilik gösterdiği gibi, genelde de pozitifdir. Artan ABD gelir düzeyi nedeniyle, para talebinde de artışlar beklemek doğaldır. Ancak, para arzı-para talebi eşitliğinin yeniden kurulabilmesi için para talebinin diğer belirleyicisi olan faiz oranlarının da artması gerekmektedir. Bu nedenle ABD verimlilik şokunun ardından, ABD faiz oranlarının artması mümkün görünmektedir.

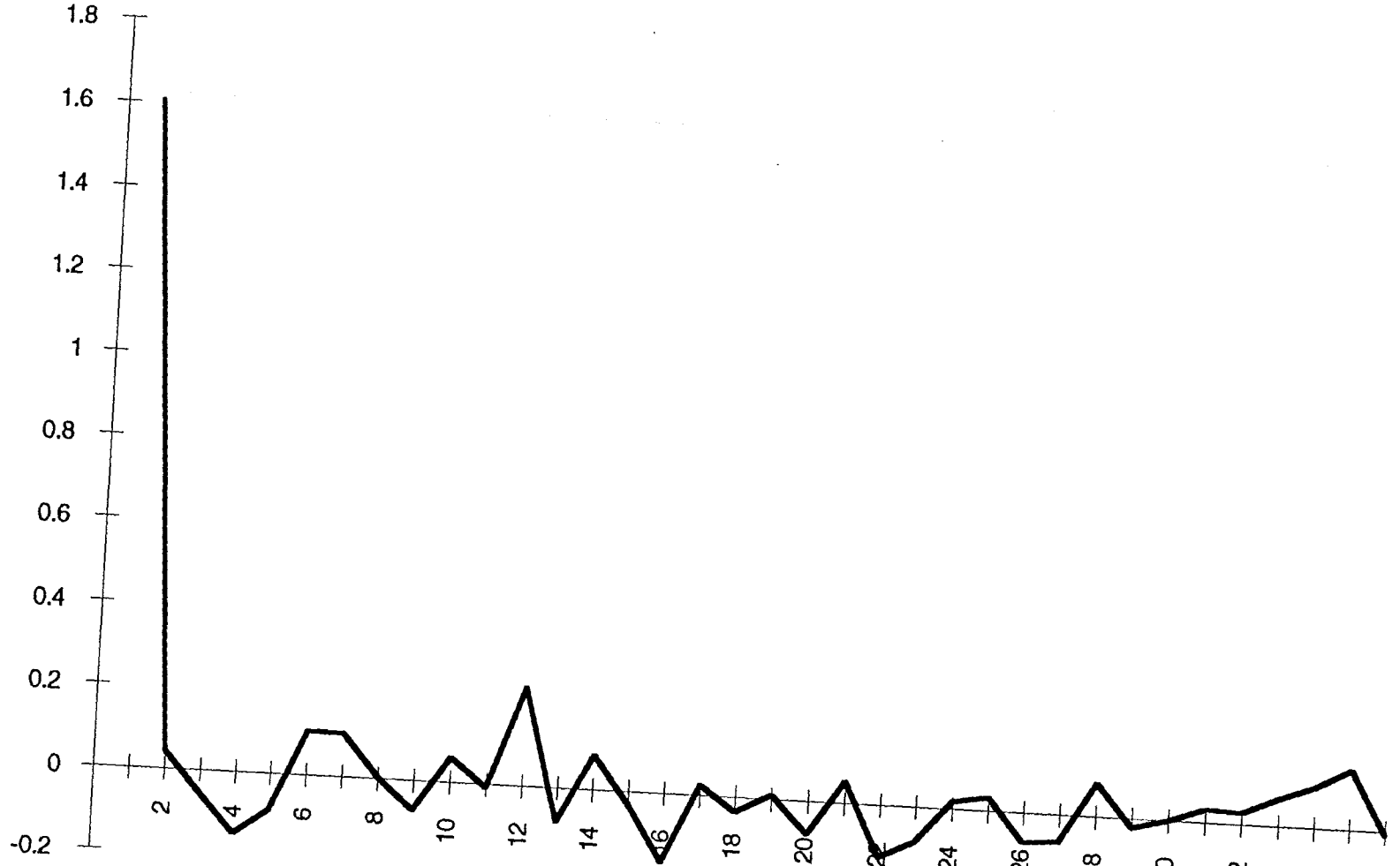
Reel döviz kuru değişimi, ABD pozitif verimlilik şokuna oldukça duyarlı gözükmemektedir. Reel döviz kuru, bir ABD verimlilik şokunun ardından ilk iki ayda normal düzeyinin altında seyrederken, üç ile sekizinci ay arasında normal düzeyinin çok üzerinde seyretmektedir. Verimlilik şokunun ardından, reel döviz kurundaki dalgalanmaların anlamlı ve devamlı olması; reel döviz kuru değişiminde reel faktörlerin de rolünün önemini vurgulamaktadır. Ayrıca SGP teorisinin öngördüğü gibi reel şoklar, reel döviz kurunun uzun dönem değerinden sapmasında kalıcı etkiler yaratabilmektedir. Daha önce belirttiğimiz gibi bu sonuç, Hiseh'nin "reel döviz kuru belirlenmesi" teorisi ile de uyumlu görünmektedir. Bunlara ek olarak, ABD nisbi verimlilik şokunun, ABD para arzında çok büyük dalgalanmalar yarattığını yukarıda belirtmiştik. Bu dalgalanmalar büyük olasılıkla, enflasyon oranı aracılığıyla reel döviz kurunda önemli değişimler yaratabilir. Böylece, ABD verimlilik şokunun yarattığı parasal dalgalanmalar reel döviz kuru değişimleri olarak da kendisini gösteriyor olabilir.



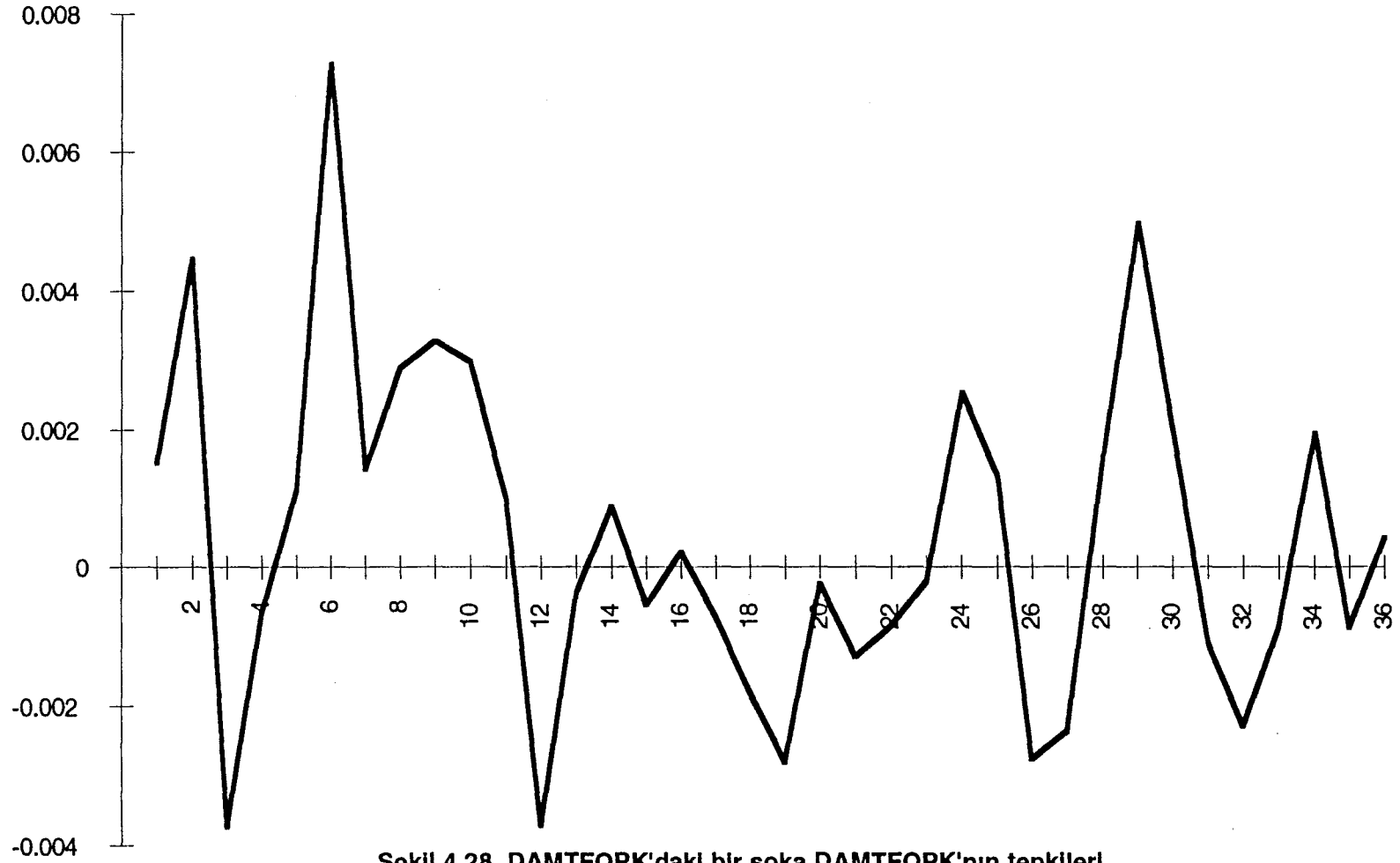
Şekil 4. 25. DAMTFOPK'daki bir şoka DAMTPAO'nun tepkileri  
(ABD-Türkiye)



Şekil 4. 26. DAMTFOPK'daki bir şoka DAMTMGO'nun tepkileri  
(ABD-Türkiye)



Şekil 4. 27. DAMTFOPK'daki bir şoka DAMTFOPK'nın tepkileri  
(ABD-Türkiye)



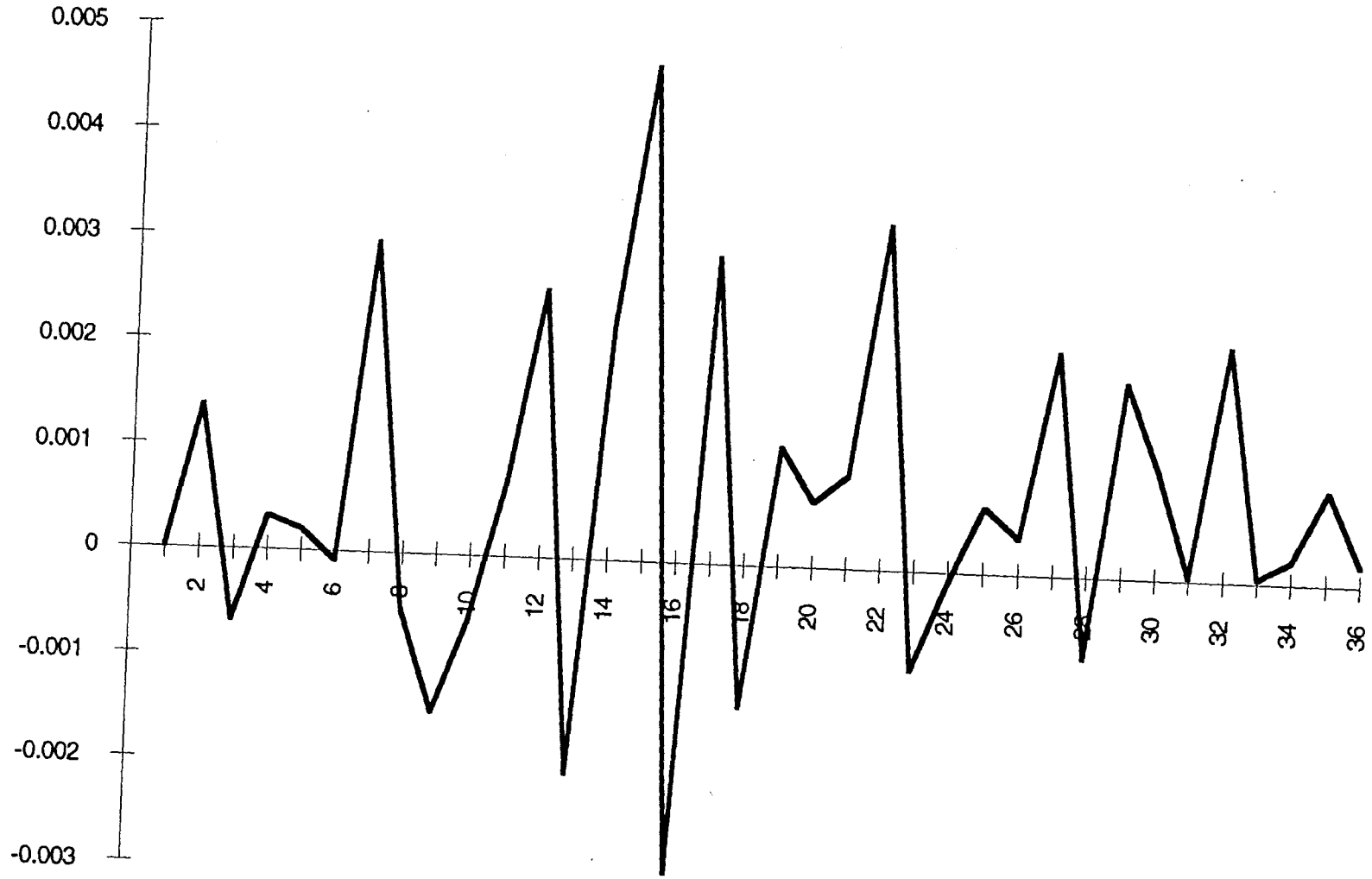
Şekil 4.28. DAMTFOPK'daki bir şoka DAMTFOPK'nın tepkileri  
(ABD-Türkiye)

ABD faiz oranı şokuna deęişkenlerin tepkilerini, şekil 4.25., 4.26., 4.27., ve 4.28. de görmek mümkündür. ABD faiz oranı şokunun ardından, beklendięi gibi ilk onbir ayda ABD'de büyük oranda parasal genişleme ortaya çıkmaktadır. Süreklilik gösteren bu tepkiler; para arzının, ABD faiz şokuna duyarlı olduğunu da göstermektedir.

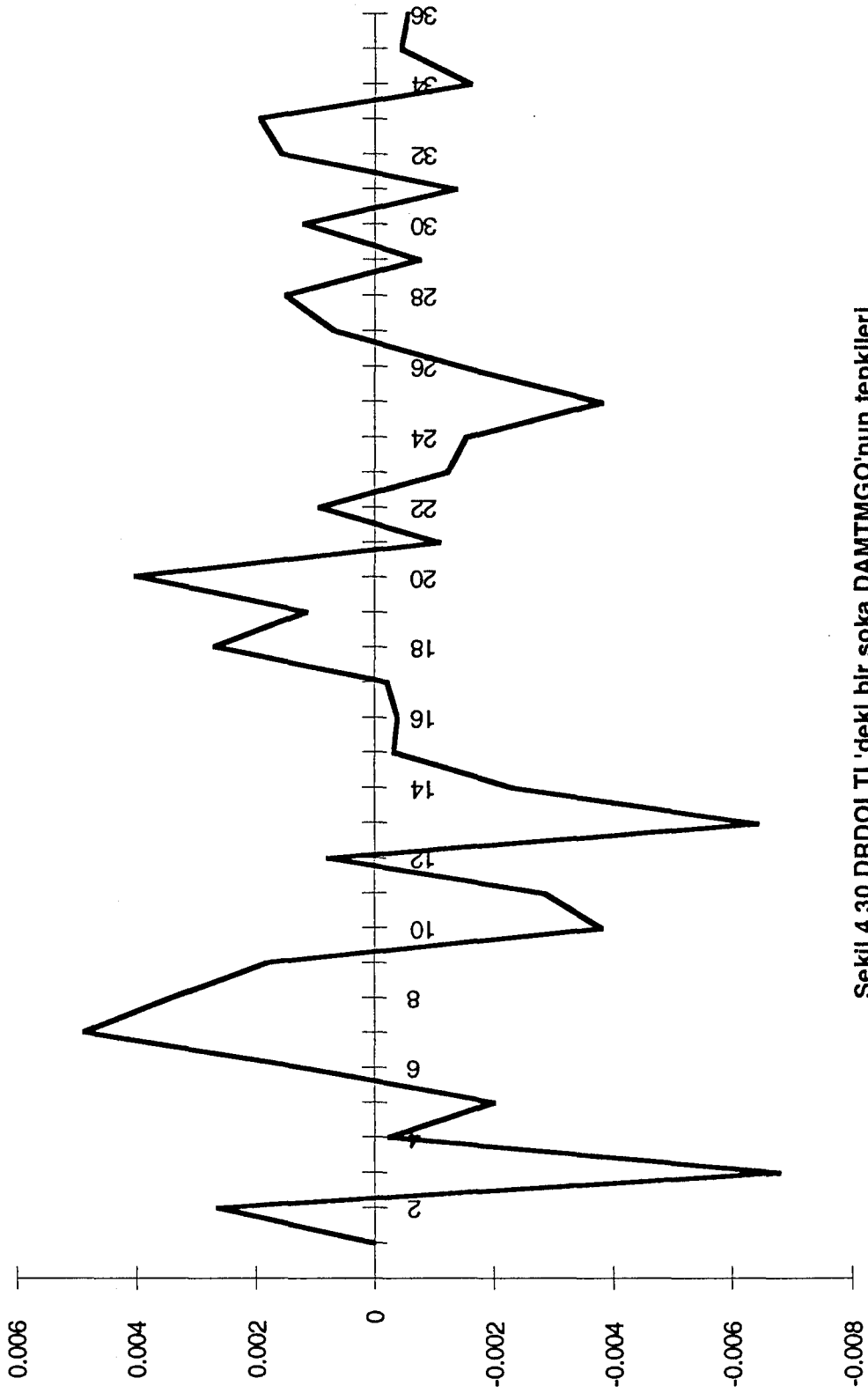
Nisbi verimlilik oranının da, ABD faiz şokuna oldukça duyarlı olduğu gözlenmektedir. Zaten para arzı yanında, geliri etkileyen en önemli faktörlerden biri de faiz oranıdır. Ancak faiz oranı artışının genelde, gelir düzeyi üzerinde negatif etki yaratması gerekir. ABD faiz şokunun ardından nisbi gelirin tepkisi ise ilk altı ayda genelde normalin üzerinde, yani pozitif olarak gerçekleşmektedir. Bu biraz önce belirttiğimiz, faiz - gelir ilişkisi ile çelişir gözükmemektedir. Ancak biliyoruz ki ABD faiz şokunun ardından ABD'de büyük oranda parasal genişlemeler ortaya çıkmaktadır. Yine biliyoruz ki para arzı artışları, gelir üzerinde arttırıcı etki yaratmaktadır. İşte, faiz şokunun ardından gelir düzeyinde genelde ortaya çıkan artışlar; para arzı artışı nedeniyle gelirden ortaya çıkan artışların, faiz şokunun ardından gelirden ortaya çıkan azalmalardan daha büyük olması ile açıklanabilir.

Faiz oranı farklılıklarının ABD faiz şokuna uyum yapısı, genelde düzgün olarak gerçekleşmekte ve otuzuncu aydan sonra normal düzeyine dönmektedir.

Faiz oranı şoku, reel döviz kuru deęişimi üzerinde oldukça anlamlı etkiler yaratmaktadır. Süreklilik gösteren bu etkiler, ikinci ve üçüncü ay dışında; ilk on ayda reel döviz kurunun, normal düzeyinin çok üzerinde kalmasına neden olmaktadır. Bilinildięi gibi, ABD faiz oranındaki nisbi artış, ABD'ye sermaye girişini arttırır. Bu da doğal olarak ABD dolarına talep artışı yaratacağı için Dolar'ın değer kazanmasına neden olur. Bunun ardından ABD para arzı, Dolar'daki artışı azaltmak için artırıldığında, geçici bir süre reel döviz kuru azalır (onbirinci ay ile yirmi üçüncü ay arasında olduğu gibi). Ama daha önce deęindiğimiz, para arzı artışı - enflasyon - faiz oranı bağlantısı nedeniyle, reel döviz kuru yine artmaya başlar (yirmiüçüncü aydan sonraki genel eğilim de olduğu gibi).

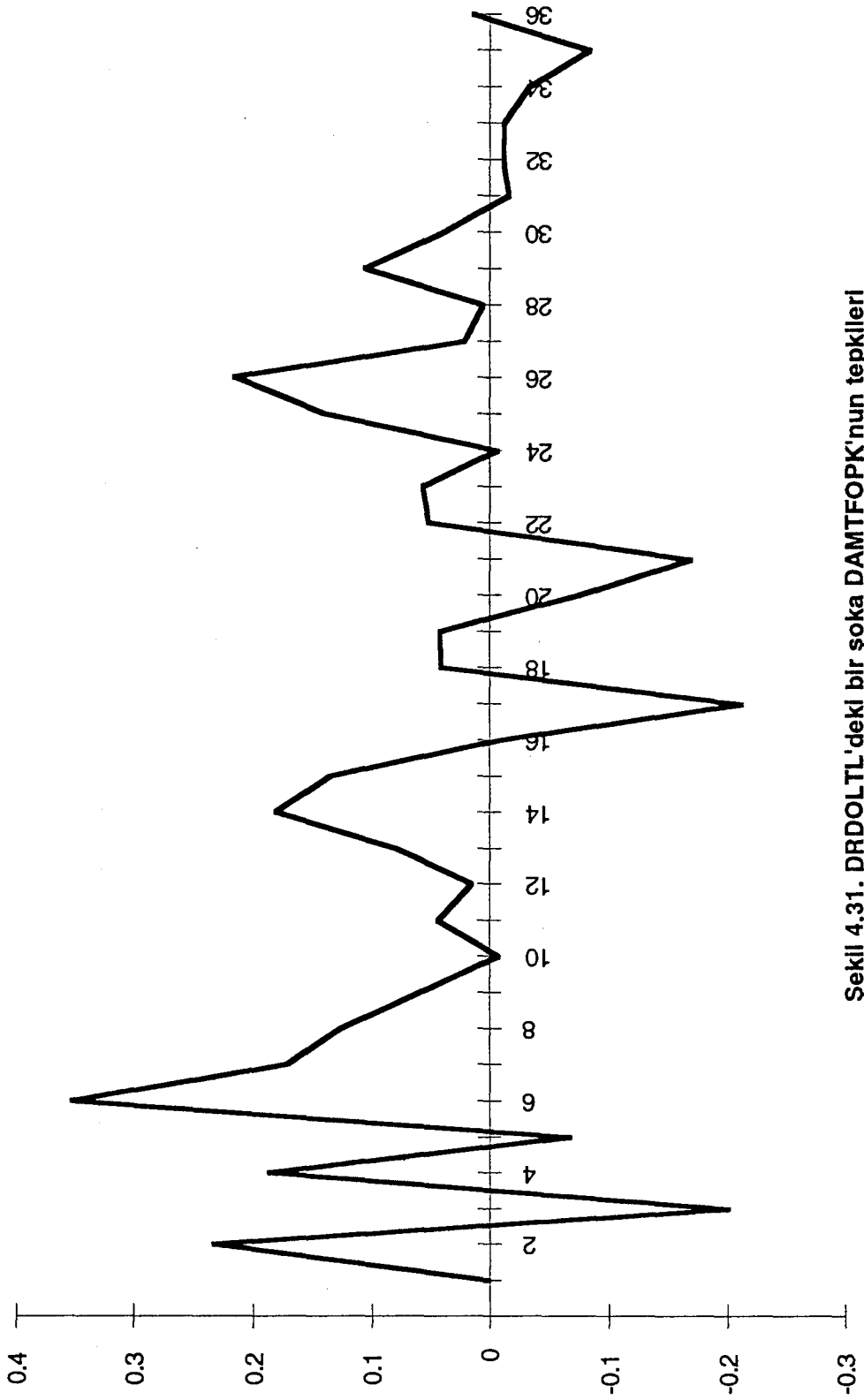


Şekil 4.29 DRDOLTL'deki bir şoka DAMTPAO'nun tepkileri (ABD-Türkiye)

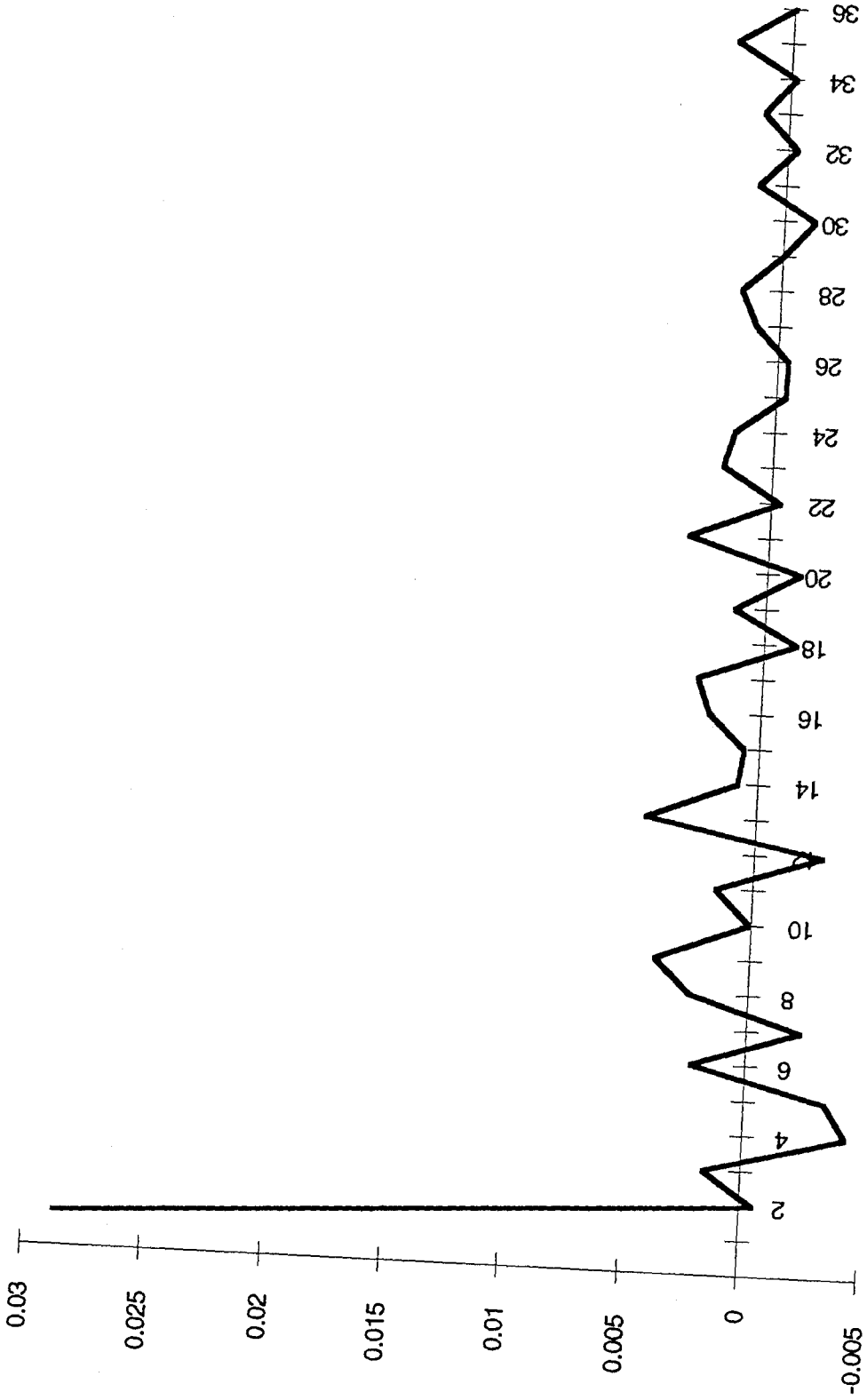


Şekil 4.30 DRDOLTL'deki bir şoka DAMTMGO'nun tepkileri  
(ABD-Türkiye)





Şekil 4.31. DRDOLTL'deki bir şoka DAMTFOPK'nun tepkileri  
(ABD-Türkiye)



Şekil 4.32. DRDOLTL'deki bir şoka DRDOLTL'nin tepkileri  
(ABD-Türkiye)

Reel döviz kuru değişimine değişkenlerin tepkileri şekil 4.29., 4.30., 4.31., ve 4.32. de yer almaktadır. Nisbi para arzı oranı, ilk altı ayda reel döviz kuru şokuna düşük düzeylerde tepki göstermesine rağmen, dönem uzadıkça nisbi para arzının reel döviz kuruna duyarlılığı oldukça artmakta ve karmaşık bir görünümde süreklilik arz etmektedir. Genelde pozitif olan tepkiler, reel döviz kuru artışlarını azaltmak amacıyla, ABD'de büyük oranda parasal genişlemelere gidildiğini göstermektedir.

Reel döviz kuru değişim şoku, nisbi para arzı oranında olduğu gibi nisbi verimlilik oranı üzerinde de anlamlı ve sürekli etkiler yaratmaktadır. Reel döviz kuru şoku, ilk beş ayda genelde ABD geliri üzerinde azaltıcı etki yaratmaktadır. Çünkü artan reel döviz kuru, ABD'nin diğer ülkelere oranla rekabet gücünde azalmalara yol açabilmektedir. Bu nedenle reel döviz kuru artışı, ABD gelirini azaltabilmektedir. Ancak reel döviz kuru artışının ardından, ABD'de ortaya çıkan parasal genişlemeler nedeniyle, gelir düzeyi bir artış eğilimine girmektedir (altı-dokuzuncu ay arası). Özellikle, nisbi verimlilik oranının reel döviz kuru şokuna tepkileri yirmi yedinci aydan sonra para arzı ile aynı yapıyı izlemektedir. Bu da değindiğimiz reel döviz kuru - para arzı - gelir bağlantısını doğrular niteliktedir.

ABD faiz oranının reel döviz kuru değişim şokuna tepkisi, oldukça anlamlı ve pozitiftir. Artan reel döviz kuru artışını azaltmak amacıyla ortaya çıkan ABD parasal genişlemesi, enflasyon aracılığıyla faiz oranı üzerinde sürekli artırıcı yönde baskı yapıyor görünmektedir. Reel döviz kurunun kendi şokuna uyum yapısı ise diğer değişkenlerin genelde kendi şoklarına uyum yapısında olduğu gibi düzgün bir seyir izlemektedir.

Değişkenler arası temel etki kanallarını ortaya koymak için varyans ayrıştırılması analizini ABD-Türkiye VAR sistemi için de yaptık. Varyans ayrıştırılması sonuçları tablo 4.6. 'da görülmektedir.

Tablo 4.6. Tahmin Hata Varyans Ayırıştırılması-36 Aylık dönem  
Dört Değişkenli ABD-Türkiye VAR Sistemi

Bağımlı Değişken	Dönem	Standart Hata	Nisbi Para Arzı Oranı	Nisbi Verimlilik Oranı	Faiz Oranı Farklılığı	Reel Döviz Kuru
Nisbi Para Arzı Oranı	1	0.0236	100.00	0.00	0.00	0.00
	3	0.0270	84.14	2.28	13.26	0.32
	8	0.0294	75.64	6.03	17.00	1.33
	12	0.0312	70.34	10.16	17.33	2.18
	16	0.0332	64.10	12.42	17.90	5.58
	24	0.0350	59.56	16.17	17.24	7.04
Nisbi Verimlilik Oranı	1	0.0351	1.96	98.04	0.00	0.00
	3	0.0418	3.85	92.88	0.24	3.03
	8	0.0461	11.45	78.83	5.31	4.41
	12	0.0486	10.72	74.83	9.36	5.09
	16	0.0524	11.86	70.67	11.37	6.09
	24	0.0564	15.37	65.26	13.14	6.23
Faiz Oranı Farklılığı	1	0.0165	0.32	5.17	94.50	0.00
	3	0.0177	8.55	6.37	82.07	3.01
	8	0.0190	8.72	10.07	72.83	8.39
	12	0.0201	13.15	12.80	66.45	7.61
	16	0.0207	14.11	13.37	63.98	8.54
	24	0.0214	15.80	13.71	60.56	9.93
Reel Döviz Kuru	1	0.029	0.15	0.02	0.28	99.56
	3	0.030	3.57	3.37	3.92	89.14
	8	0.035	8.98	9.55	8.48	72.99
	12	0.036	10.27	9.85	10.49	69.39
	16	0.037	10.09	11.47	10.12	68.33
	24	0.039	11.92	13.39	10.58	64.11
	36	0.040	13.71	13.98	13.18	59.13

Sistemde yer alan tüm değişkenlerin yaklaşık hata varyansının %55'den fazlası değişkenlerin kendi yeniliklerinden kaynaklanmaktadır. Bu oran, nisbi para arzı için birinci yılın sonunda %70 iken, ikinci yılın sonunda yaklaşık %60'a düşmekte ve tüm dönemde yaklaşık %57 olarak gerçekleşmektedir. Aynı oran, nisbi verimlilik oranı için birinci yılın sonunda yaklaşık %75, ikinci yılın sonunda yaklaşık %65 ve tüm inceleme döneminde yaklaşık %63'tür. Faiz oranı farklılığının kendi yenilikleri tarafından açıklanan hata varyansı, birinci yıl sonunda yaklaşık %66, ikinci yıl sonunda yaklaşık %61 ve tüm dönemde %58'dir. Son olarak reel döviz kurunun birinci yıl sonunda hata varyansının %69'u kendi yeniliklerinden kaynaklanırken, bu oran ikinci yıl sonunda %64 ve tüm dönemde %59'dur. Bu oranlar, Almanya-Türkiye VAR sistemi ile karşılaştırıldığında, değişkenlerin dışsalılık derecelerinin

önemli ölçüde azaldığını göstermektedirler.

Nisbi verimlilik oranı yeniliği nisbi para arzı varyansının yaklaşık %19'nu açıklamaktadır. Bu oran, nisbi verimlilik şoklarından para arzı oranına doğru, çok güçlü olmasa da geri tepkilerin varlığını gösterir. Bir başka deyişle, nisbi verimlilik oranındaki değişimler, para arzı değişmelerini zayıf olarak etkilemektedir.

Bu sonuç, “nisbi verimlilik şoklarının para arzı oranındaki değişimleri açıklamakta önemli olmadığını” gösteren F-testi sonuçları ile çelişmektedir.

Varyans ayrıştırılması analizi, faiz oranı değişmelerinin para arzı değişmelerine zayıf düzeyde neden olduğunu göstermektedir. Tüm dönemde para arzı hata varyansının %17'si faiz oranı farklılığı yeniliklerinden kaynaklanmaktadır. Görüldüğü gibi bu sonuç, hem dışsalık testi ve hem de F-testi ile uyumlu sonuç vermektedir. Reel döviz kuru ise F-testinin de ifade ettiği gibi para arzı oranı üzerinde tüm dönemde hiçbir etki yaratmamaktadır.

Beklenildiği gibi nisbi para arzı ve faiz oranı şokları, zayıf da olsa, nisbi verimlilik oranı üzerinde nedensel etkiye sahiptirler. Nisbi verimlilik hata varyansının para arzı yeniliklerinden kaynaklanan oranı, tüm dönemde yaklaşık %16 iken; aynı oran, faiz oranı şoku için %14 düzeyindedir. Bu oranlar literatürde reel çıktı davranışını açıklamakta, para arzının ve faiz oranının nisbi rolleri konusundaki yoğun tartışmalar için de bazı ipuçları vermektedirler. Burada ulaşılan sonuç genelde, her iki değişkenin etkisi konusunda çok belirgin bir farklılık ortaya koymamasına rağmen, para arzı oranının nisbi gelir üzerinde çok az da olsa daha fazla etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Ayrıca bu sonuçları, “para arzı oranının gelire neden olduğu” şeklinde yorumlamak da mümkündür. Hatırlanacağı gibi, %5 anlam düzeyinde F-testi sonuçları, nisbi verimlilik oranındaki değişmelerde; para arzının, faiz oranının ve nisbi verimlilik oranının kendi gecikmeli değerlerinin önemli olduğunu ifade etmişti. Burada ulaşılan sonuç, bulguyla da uyumlu görünmektedir. Öte

yandan varyans ayrıştırılması analizi, reel döviz kuru değişmelerinin nisbi verimlilik oranı üzerinde F-testinde olduğu gibi anlamlı etki yaratmadığını ortaya koymaktadır.

Faiz oranı farklılığı üzerinde; para arzı oranı, nisbi verimlilik oranı ve reel döviz kuru değişmeleri zayıf da olsa nedensel etkiye sahiptir. Bu sonuç faiz oranındaki değişmelerin tamamen otonom olduğu sonucunu gösteren F-testi sonucu ile çelişmektedir.

Son olarak reel döviz kuru ile ilgili varyans ayrıştırılması sonuçları, reel döviz kuru dışında, sistemde yer alan diğer tüm değişkenlerin reel döviz kuru üzerinde zayıf da olsa etkiye sahip olduklarını göstermektedir. Reel döviz kuru hata varyansının yaklaşık %14'ü ayrı ayrı bu üç değişkenin yeniliklerinden kaynaklanmaktadır. Görüldüğü gibi bu sonuç, reel döviz kurunun durağan olmamasında, parasal şoklar kadar reel şokların da önemli olduğunu göstermektedir. Ancak bu sonuç % 5 anlam düzeyinde sadece parasal şokların reel döviz kurunun denge değerinden sapmasına neden olacağını gösteren F-testi sonuçları ile çelişmektedir.

Tablo 4.6.'da üçüncü sütun, aynı Almanya-Türkiye VAR sisteminde olduğu gibi değişik tahmin dönemleri için sistemde yer alan değişkenlerin tahmini standart hatalarını göstermektedir. Almanya-Türkiye reel döviz kuru tahmini standart hatası ABD-Türkiye reel döviz kuru tahmin standart hatasından yaklaşık iki kat daha büyük görünmektedir. Bu da daha önceki sonuçların aksine, Almanya-Türkiye reel döviz kurunun, ABD-Türkiye reel döviz kurundan daha fazla durağan olmadığını göstermektedir. Halbuki reel döviz kurlarının durağanlığı ile ilgili yaptığımız bazı testler, Almanya-Türkiye reel döviz kuru için durağanlık yönünde sonuçlar vermişti.

#### 4.3.2.4. Blok Nedensellik Testleri

Daha önce açıkladığımız ve VAR sistemlerinde yer alacak değişkenlerin belirlenmesinde kullandığımız ve Almanya-Türkiye VAR sisteminde yer alan değişkenlere uyguladığımız blok nedensellik testini, ABD-Türkiye VAR sisteminde yer alan değişkenlere bu kısımda uyguladık. Bu test sonuçları ile ilgili açıklamalarımızı şu şekilde özetleyebiliriz.

Reel döviz kuru, nisbi verimlilik oranı ve faiz oranı şokları için blok nedensellik testi % 5 anlam düzeyinde anlamlıdır. Bu test için hesaplanan ki-kare değeri 76.35 ve marjinal anlam düzeyi % 2.4 dür. Bunun anlamı, ABD’de, nisbi verimlilik oranı, reel döviz kuru ve faiz oranındaki değişmeler, nisbi para arzı şoklarından bağımsız değildirler. Yani bu değişkenlerin değişmelerinde, parasal şoklar etkilidir.

Reel döviz kuru, nisbi para arzı oranı ve faiz oranı şokları için blok nedensellik testi %5 anlam düzeyinde anlamlı değildir. Yani, ABD’de nisbi para arzı oranı, reel döviz kuru ve faiz oranındaki değişmeler nisbi verimlilik şoklarından bağımsız değişmektedirler.

Nisbi para arzı oranı, nisbi verimlilik oranı ve faiz oranı şokları için blok nedensellik testi %5 anlam düzeyinde anlamlı değildir. Bunun için hesaplanan ki-kare değeri 62.62 ve marjinal anlam düzeyi yaklaşık %20 dir. Dolayısıyla, ABD’de nisbi para arzı oranı, nisbi verimlilik oranı ve faiz oranındaki değişmeleri reel döviz kurundaki değişmeler etkilemektedir.

Son olarak Reel döviz kuru, nisbi para arzı oranı ve nisbi verimlilik oranları için yaptığımız blok nedensellik testi % 5 anlam düzeyinde anlamlıdır. Buna göre faiz oranı şokları; reel döviz kuru, nisbi para arzı oranı ve nisbi verimlilik oranındaki değişmeleri açıklamakta önemlidir.

#### 4.3.2.5. Paranın Uzun Dönem Yansızlığının Testi

Paranın yansızlığı hipotezini, Almanya-Türkiye için olduğu gibi ABD - Türkiye için de yaptık. Geleneksel anlam düzeylerinde, Almanya-Türkiye için olduğu gibi verimlilik şoklarının reel döviz kuru değişmelerini açıklamadığını; buna karşılık, nisbi para arzı oranı şoklarının ABD ile Türkiye arasında reel döviz kurunun durağan olmamasında önemli olduğunu söylemiştik.

Bu kısımda ABD ile Türkiye arasındaki reel döviz kuru değişmelerinin uzun dönemde durağan olmamasında, paranın gerçekten önemli olup olmadığını ortaya koymak istiyoruz. Ayrıca biliyoruz ki paranın yansızlığı hipotezine göre uzun dönemde paranın nisbi fiyatlarda değişmelere neden olmaması gerekir.

Paranın yansızlığı hipotezini test etmek için ABD ile Türkiye arasında iki taraflı reel döviz kuru eşitliğini yeniden yazalım.

$$\begin{aligned} \Delta r(t) = & a_0 + a_1 \Delta m(t-1) + \dots + a_n \Delta m(t-n) + \dots + b_1 \Delta y(t-1) + \dots + \\ & b_n \Delta y(t-n) + c_1 \Delta r(t-1) + \dots + c_n \Delta r(t-n) + d_1 \Delta fop(t-1) \\ & + \dots + d_n \Delta fop(t-n). \end{aligned}$$

Bu eşitlik bazında paranın uzun dönem yansızlığı hipotezinin geçerli olması için nisbi para arzı oranının gecikmeli değişkenlerinin katsayılarının toplamının sıfıra eşit olması gerekir.

Burada kullanacağımız test istatistiği F-testidir. Almanya-Türkiye için yaptığımız paranın yansızlığı hipotez testinde olduğu gibi F-istatistiğini iki değişik gecikme uzunluğu kullanarak hesapladık. Birinci gecikme uzunluğunu n=18 ve ikinci gecikme uzunluğunu n=12 olarak aldık.



Bu test sonucunda F-istatistiklerini,  $n=18$  için,  $F(1,112) = 0.1412$  ve marjinal anlam düzeyini % 71;  $n=12$  için  $F(1,142) = 0.092$  ve marjinal anlam düzeyini % 76.2 olarak bulduk. Görüldüğü gibi bütün geleneksel anlam düzeylerinde test sonuçlarına göre sıfır hipotezini reddetmek mümkün değildir. Bu nedenle uzun dönemde, ABD ile Türkiye reel döviz kuru değişmelerinde paranın önemli olmadığını yani yansız olduğunu söyleyebiliriz. Bu sonuç daha önce de belirttiğimiz gibi SGP teorisinin öngörülleri ile uyumlu görülmektedir. Çünkü SGP teorisine göre parasal şoklar, SGP'den ancak geçici sapmalara neden olabilirler ve paranın yansızlığı geçerli iken parasal şoklar nedeniyle ortaya çıkan bu sapmalar zaman içinde elimine olmalıdırlar.

## 5. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmanın amacı, ekonomik politikaların değerlendirilmesinde ve oluşturulmasında son yıllarda artan bir öneme sahip olmaya başlayan reel döviz kuru davranışını, Türk ekonomisinin ocak 1975 ile aralık 1991 arasındaki aylık verileriyle zaman serisi teknikleri kullanarak incelemektir. Çalışmanın birinci bölümü, çeşitli döviz kuru kavramlarını tanıtmayla başlayarak bu konuda kavram birliği sağlama amacı gütmüştür. Daha sonra, uluslararası para sisteminin tarihsel gelişimi ve döviz kuru modelleri incelenen bu bölümde, esas değişkenimiz olan reel döviz kurunu daha yakından tanımak amacıyla, reel döviz kuru davranışı betimleyici istatistikler ve grafikler yardımıyla gözden geçirilmiştir.

İkinci bölümde, "satınalma gücü paritesi teorisi" ayrıntılı olarak tanıtılıp, bu teoriden sapmalar ile bunların sonuçları açıklanmaya çalışıldıktan sonra, satınalma gücü paritesinin geçerliliğinin testine yönelik yapılmış çalışmalara değinilmiştir.

Üçüncü bölümde, satınalma gücü paritesi teorisi, nisbeten yeni teknik olan birim kök ve cointegration teknikleri kullanılarak Türkiye ekonomisinde test edilmiştir. Burada Cointegration testleri, özellikle durağan olmayan fakat aynı sırada entegre olan iki serinin ( $ep^*$  ve  $p$ ), uzun dönemde birlikte hareket edip etmediklerini belirlemek için yapılmıştır. Bunun için üç ayrı test kullanılmıştır. Bunlar Dickey-Fuller, Geliştirilmiş Dickey-Fuller ve Durbin Watson testleridir. Ayrıca ARIMA nokta tahminleri ve reel döviz kuru serilerinde birim kök testleri ile reel döviz kuru serilerinin durağan olup olmadıkları araştırılmıştır. Bunlara ek olarak bu bölümde,

Granger nedensellik kavramı kullanılarak, nominal döviz kurları ile reel döviz kurları arasında nedenselliğin yönü bulunmaya çalışılmıştır.

Dördüncü bölümde, vektör otoregresyon tekniği çerçevesinde, satınalma gücü paritesinden sapmalar analiz edilmiştir. Bilindiği gibi SGP teorisine göre parasal şoklar SGP'den geçici sapmalara neden olur ve paranın uzun dönem yansızlığı geçerli ise bu sapmalar sonuçta yok olmalıdır. Buna karşın, reel şokların reel döviz kurunda sürekli değişmeler yaratacak nitelikte olduğu da düşünülür.

Bu şekilde özetlediğimiz çalışma sonunda, şu temel bulgulara ulaşılmıştır. Herşeyden önce, inceleme döneminde tüm reel döviz kurlarının aşırı dalgalanma gösterdiği ve bu dalgalanmaların azalma yönünde hiçbir eğilim içerisinde olmadıkları reel döviz kurunun zaman içindeki değişikliklerini gösteren grafiklerinden saptanmıştır. Ayrıca reel döviz kuru serilerinin ortalamaları, standart sapmaları ve inceleme döneminde ulaştıkları maksimum ve minimum değerler, bu sonucu destekler nitelikte bulunmuştur. Çapraz korelasyonlar; uzun dönem reel döviz kuru hareketlerinin büyük bir kısmının, uzun dönem nominal döviz kurundaki değişmelere tepki olarak ortaya çıktığını göstermiştir. Çünkü nominal döviz kurlarındaki dalgalanma, nisbi fiyat düzeylerindeki dalgalanmalardan daha fazla olmuştur. Bunun sonucu olarak reel döviz kurundaki dalgalanmalar, yaklaşık olarak nominal döviz kurundaki dalgalanmaya eşit olmuş ve bu dalgalanmalar genellikle birbirleriyle yüksek korelasyon göstermişlerdir.

ARIMA, birim kök ve cointegration test sonuçları; Türk ekonomisinde, satınalma gücü paritesinin genelde iyi bir performans göstermediğini ortaya koymuştur. Reel döviz kurlarının ARIMA nokta tahminleri bazı reel döviz kurları, için yakınsaklık gösterirken, diğerleri için yakınsaklık göstermemiştir. Ayrıca, reel döviz kurlarında birim kökün varolup olmadığını belirlemek amacıyla kullanılan Dickey-Fuller (D-F) ve geliştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) testleri; incelenen bütün reel döviz kuru serilerinin, birinci farklarda durağan oldukları sonuçlarını vermişlerdir. Reel döviz

kuru serilerinin birinci farklarında durağan olmaları veya aynı anlama gelen orijinalde durağan olmamaları; satınalma gücü paritesinin çalışmadığı sonucunu vermiştir. Çünkü, eğer satınalma gücü paritesi teorisi çalışırsa, reel döviz kurlarının durağan olması gerekir. Reel döviz kurunun durağan olmaması; reel döviz kurunun, bir şoktan sonra bir denge durumuna doğru hareket etmeyeceğini gösterir. Eğer cointegration test sonuçlarını da uzun dönem denge ilişkileri için bir kanıt olarak yorumlarsak, bu çalışmanın bulguları  $ep^*$  ve  $p$  serilerinin uzun dönemde bile birbirlerinden farklı değişeceklerini gösterir. Bu kanıt da uzun dönemde bile, SGP'nin geçerli olamayacağı sonucunu doğurur.

Nominal ve reel döviz kurları arasındaki Granger nedensellik testleri nominal ve reel döviz kurları arasında Granger anlamında nedensel bir ilişkinin olmadığı şeklinde sürpriz bir sonuç ortaya koymuştur. Bu sonuç belirttiğimiz gibi sürprizdir, çünkü birçok iktisatçıya göre bu iki değişken arasında birinden diğerine doğru bir nedensellik vardır.

SGP'den sapmaları analiz etmek amacıyla kullandığımız VAR ile şu sonuçlara ulaşılmıştır. Granger nedensellik testleri ile reel şokların SGP'den sapmalara neden olmadığı bulunmuştur. Ayrıca %5 anlam düzeyinde hem Almanya-Türkiye reel döviz kuru hem de ABD-Türkiye reel döviz kuru değişmelerinin, parasal şoklarla bağlantılı olduğu bulunmuştur. Ancak Almanya-Türkiye reel döviz kuru için ulaşılan bu sonuç, blok nedensellik ve varyans ayrıştırılması sonuçları ile desteklenememiştir. ABD-Türkiye reel döviz kuru için ise blok nedensellik ve varyans ayrıştırılması sonuçları, reel döviz kuru değişmelerinde parasal şoklar kadar reel şokların da (faiz oranı ve verimlilik şokları) önemli olduğunu göstermiştir. Bu nedenle, her iki reel döviz kuru için yapılan paranın uzun dönem yansızlığı testi, belki de çalışmadaki en önemli sonucu vermiştir. Bu sonuca göre "parasal şoklar reel döviz kurunda sürekli değil geçici değişmelere yol açmaktadır ve para uzun dönemde yansızdır".

Çalışmamızı bu şekilde özetleyip ulaşılan sonuçlara değindikten sonra; bu sonuçlara dayanarak, bu konuda yapılabilecek gelecek çalışmalar için bazı önemli

noktaları belirleyebiliriz. Yine sonuçlarla bağlantılı olarak, SGP'nin gerek politika oluşturulmasında ve gerekse teorik bir araç olarak yararlılığı konusunda bazı önerilerde bulunabiliriz.

Herşeyden önce, inceleme dönemi reel döviz kuru hareketlerini belirlemek için kullanılan ekonometrik teknikler açısından genel sonuçlar çıkarmak için yeterli uzunluğa sahip olmayabilir. Bu durumda eğer mümkünse dönemin geriye doğru uzatılması ve daha çok veri ile çalışılması yararlı olabilir. Buna bağlı olarak, nedensellik testlerinin nominal döviz kuru ile uzun dönem reel döviz kuru arasında yapılması ve bazı temel istatistiklerin, bulunacak yeni veri üzerinde yeniden gözden geçirilmesi farklı sonuçlara ulaşılmasını sağlayabilir.

Reel döviz kurlarının durağan olmaması ve  $ep^*$  ile p serilerinin cointegrated olmamaları gibi bulgular, uzun yıllardan beri bir döviz kurunun aşırı mı yoksa değerinden az mı değerlendirildiğini belirlemede kullanılan SGP'nin, politika yapıcılar tarafından denge döviz kurunu belirlemede yararlı bir kılavuz olarak kullanılıp kullanılmıyacağı konusunda önemli kuşkuları gündeme getirmektedir. Bu bulgular, SGP'nin politika yapıcılar için faydalanabilir bir araç olması konusunda kuşkular uyandırdığı gibi aynı zamanda, SGP'nin teorik bir araç olarak da geçerliliği konusunda önemli kuşkular uyandırmaktadır. Bu nedenle, eğer SGP uzun dönemde bile geçerli değilse uzun dönem SGP, ekonomik modellemede bir araç olarak kullanılmamalıdır. Bununla birlikte, SGP ilişkisini test etmek için kullanılan testlerin en önemli yetersizliği, reel faktörlerde 1970'li ve 1980'li yıllarda ortaya çıkan değişimleri ihmal etmesidir. Eğer bu ihmal giderilir ve SGP, reel döviz kurunun global mal ve varlık piyasalarında ortaya çıkan yapısal değişimlere tepki olarak değişmesine izin verecek şekilde geliştirilirse; SGP yine kısa veya uzun dönem döviz kurunu tahmin etmek için çok yararlı bir araç olarak kullanılabilir. Bir başka deyişle, eğer temel faktörlere bağlı olarak değişen uzun dönem reel döviz kurları, bu tür testlerde göz önünde tutulabilirse, SGP ampirik olarak daha iyi performans gösterebilir.

SGP'den sapmaların analizi için gelecekte yapılacak çalışmalarda, kamu harcaması ve / veya petrol fiyatı gibi diğer reel şoklar da göz önünde tutularak, SGP teorisini destekleyen ek kanıtlar elde edilebilir. Ayrıca reel döviz kurları, farklı fiyat indeksleri cinsinden hesaplanarak; hem SGP yeniden tahmin edilebilir ve hem de sonuçları, sapmaların analizi ile birlikte karşılaştırma olanağı bulunmuş olur. Bu arada veri sıklığının eğer mümkün olursa değiştirilmesi, yani aylık veri yerine üç aylık veya yıllık veri kullanılması da önerilebilir. VAR sistemlerinde gecikme yapılarının farklı kriterlere göre belirlenip ve bu farklı kriterlerin uygulama sonuçlarına göre dinamik analizlerin yapılması da ayrıca önerilebilir. Bu sayede sapmaların kaynakları konusunda, hem farklı kriterlere göre kanıtlar elde edilmiş olduğu gibi hem de farklı kriterlere göre yapılmış dinamik analiz sonuçlarını birbirleriyle karşılaştırma olanağı elde edilmiş olur. Son olarak, bu tür ekonometrik çalışmaların verimli olabilmesi için gerekli istatistiksel verilerin sağlıklı ve süreklilik arzeden bir biçimde sağlanmasının da, en az bu çalışmalarda uygulanan teknikler kadar önemli olduğunu ifade etmek yanlış olmayacaktır.

## YARARLANILAN KAYNAKLAR

- ABUAF Niso  
JORION Philippe "Purchasing Power Parity in the Long Run", THE JOURNAL OF FINANCE, C. XLV, N. 1 (March 1990). ✓
- ACZEL Amir D. "Using the Bootstrapping for Improved ARIMA Model Identification", JOURNAL OF FORECASTING, C. 11, N. 1 (1992). ✓
- ADLER Michael  
LEHMAN Bruce "Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run", THE JOURNAL OF FINANCE, C. XXXVIII, N. 6 (December 1983). ✓
- AHMAD Jaleel  
KWAN Andy C. C. "Causality between exports and economic growth", ECONOMICS LETTERS, 37 (1991). ✓
- ARDENI Pier G.  
LUBIAN Diego "Purchasing Power Parity During the 1920s", ECONOMICS LETTERS, 30 (1989). ✓
- ARTUN.J R.  
YOUNG H.J. "Fixed and Flexible Exchange Rates: a renewal", IMF Staff Papers, 26, 4 (1979). ✓
- BACKUS David "Empirical Models of the Exchange Rate: Separating the Wheat from the Chaff", CANADIAN JOURNAL OF ECONOMICS, XVII, 4 (November 1984). ✓
- BACKUS David "The Canadian-U.S. Exchange rate: Evidence from A Vector Autoregression", THE REVIEW OF ECONOMICS AND STATISTICS, 68 (1986). ✓
- BAILLIE Richard T.  
McMAHON Patrick ✓ **The Foreign Exchange Market-Theory and Econometric evidence**, Cambridge University Press, Cambridge, 1990. ✓

- BAILLIE Richard T. SELOVER David D. "Cointegration and Models of Exchange Rate ,Determination" INTERNATIONAL JOURNAL OF FORECASTING, 3 (1987). ✓
- BAILLIE Richard T. PEECCHENINO Rowena "The Search for equilibrium relationships in international finance: The case of the monetary model", JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE 10 (1991) ✓
- BALASSA Bela "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal", JOURNAL OF POLITICAL ECONOMY, 72 (May 1964). ✓
- BERNHOLZ Peter ✓ **Flexible Exchange Rates in Historical Perspective**, Princeton Studies in International Finance, Princeton University press, Princeton, 1982. ✓
- BILSON John F. O. "The Monetary Approach to the Exchange Rates: Some Empirical Evidence", IMF Staff Papers, (March 1978). ✓
- BIGMAN David ✓ "Exchange Rate Determination: Some Old Myths and New Paradigms", **Floating Exchange Rates and the State of World Trade Payments**, Editörler: Bigman ve Taya, Ballinger Publishing Co., Cambridge, 1984. ✓
- BLANCHARD Olivier Jean "Comment", JOURNAL OF BUSINESS AND ECONOMIC STATISTICS, C. 5, N. 4 (October 1987). ✓
- BOHARA Alok K. KAEMPFER William H. "A Test of Tariff Endogeneity in the United States" THE AMERICAN ECONOMIC REVIEW, C. 81, N. 4 (September 1991). ✓
- BRANSON W. HENDERSON D. ✓ "The Specification of Asset Market", **Handbook of International Economics**, editörler: P. Kenen ve R. Jones, North Holland, Amsterdam, 1984. ✓
- BROADBERRY S. N. "Purchasing Power Parity and the Pound-Dollar in the 1930's", ECONOMICA, (February 1987). ✓
- CAMPELL John Y. SHILLER Robert J. "Cointegration and Tests of Present Value Models", JOURNAL OF POLITICAL ECONOMY, C. 95, N. 5 (1987). ✓



- CANARELLA Giorgio  
ve Diğerleri "Cointegration Beetwen Exchange Rates and Raletive Prices: Another Wiev", EUROPEAN ECONOMIC REVIEW, 34 (1990). ✓
- CANARELLA Giorgio  
POLLARD Stephen K. "Efficiency in Foreign Exchange Markets: A Vector Autoregression Approach", JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE, 7 (1988). ✓
- CHOWDHURY Abdur "Monetary and Fiscal Policy as a Stabilization Tool: The Case of Kore and Turkey", QUARTERLY REVIEW OF ECONOMICS AND BUSINESS, C. 29, N. 1 (Spring). ✓
- CORBÆ Dean  
QUILARIS Sam "Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity", THE REVIEW OF ECONOMICS AND STATISTICS,(August 1988). ✓
- COUGHLIN Cletus C.  
KOEDIJK Kees "What Do We Know About the Long-Run Real Exchange Rate?", ECONOMIC REVIEW, Federal Reserve Bank Of ST. Louis, C. 72, N. 1 (January/February 1989) ✓
- COX W. Michael "A Comrehensive New Real Dollar Exchange Rate Index", ECONOMIC REVIEW, Federal Reserve Bank of Dallas, (March 1987). ✓
- CUTHBERTSON Keith  
TAYLOR Mark P. ✓ **Macroeconomic Systems**, Basil Blackwell Ltd., 1987. ✓
- ÇAPOĞLU Gökhan ✓ **Türkiye İstikrar İçinde Nasıl Kalkınır?**, Adım Yayıncılık, Ankara, 1992. ✓
- DANIEL Betty C. "Optimal Purchasing Power Parity Deviations", INTERNATIONAL ECONOMIC REVIEW, C. 27, N. 2 (June 1986). ✓
- DANIEL Betty C. "Empirical Determinants of Purchasing Power Parity", JOURNAL OF INTERNATIONAL ECONOMICS, C. 27, N. 2 (June 1986). ✓
- DARBY Michael ✓ **Does Purchasing Power Parity Work?**, NBER Working Paper, N. 607 (December 1980). ✓



- EDWARDS Sebastian "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior, Theory and Evidence from Developing Countries, JOURNAL OF DEVELOPMENT ECONOMICS, 29 (1988). ✓
- EITEMAN David K. ✓ **Multinational Business Finance**, Addison-Wesley ✓  
STONEHILL Arthur I. Publishing Company, USA, 1986.
- ENDERS Walter "ARIMA and Cointegration Test of PPP Under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes", THE REVIEW OF ✓  
ECONOMICS AND STATISTICS, (August 1988).
- ENDERS Walter "Unit Roots and the Real Exchange Rate Before World War ✓  
1: the case of Britain and the USA", JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE, 8 (1989).
- ENGLE Robert F. "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems", ✓  
YOO Byung Sam JOURNAL OF ECONOMETRICS, 35 (1987).
- ENGLE Robert F. "Cointegration and Error Correction: Representation, ✓  
GRANGER Clive W. J. Estimation and testing", ECONOMETRICA, 55 (March 1987).
- EVANS G. B. A. "Testing for Unit Roots: 2" ECONOMETRICA, (September ✓  
SAVIN N. E. 1984).
- FANCHON Phillip "Estimating VAR models under non-stationarity and ✓  
WENDEL Jeanme cointegration: alternative approaches for forecasting cattle prices", APPLIED ECONOMICS, 24 (1992).
- FISHER Eric O'N "Testing Purchasing Power Parity Under the Null ✓  
PARK Joan Y. Hypothesis of Co-integration", THE ECONOMIC JOURNAL, 101 (November 1991).
- FISHER P. G. ve diğ erleri "Econometric Evaluation of the Exchange Rate in Models ✓  
of the UK Economy", THE ECONOMIC JOURNAL, 100 (December 1990).
- FISHER Stanley ✓ "Devaluation and Inflation", **The Open Economy: Tool ✓  
for Policymakers in Developing Countries**, Editörler: Rudiger Dornbusch ve F. Leslie Helmers, EDI

- Series in Economic Development, Oxford University Press, Washington D. C., 1988.
- FISHER Stanley "Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation", BROOKINGS PAPERS ON ECONOMIC ACTIVITY, 2 (1981). ✓
- FLEMING M. "Domestic Financial Policies Under Fixed and Floating Rate", IMF Staff Papers, (November 1962). ✓
- FLOOD R. P. "Explanation of Exchange Rate Volatility and Other Empirical Regularities in some Popular Models of Foreign Exchange Market", CORNEGIE-ROCHESTER CONFERENCE SERIES ON PUBLIC POLICY, 15 (Autumn 1981). ✓
- FRANKEL Jeffrey A. "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Interest Rate Differentials", AMERICAN ECONOMIC REVIEW, 69 (September 1978). ✓
- FREEMAN John R. ve Diğerleri "Vector Autoregression and Study of Politics", AMERICAN JOURNAL OF POLITICAL SCIENCE, C. 33, N. 4 (November 1989). ✓
- FRENKEL Jacob "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence", **The Economics of Exchange Rates**, Editörler: Jacob Frenkel ve Harry G. Johnson, Mass., Addison-Wesley, Publishing Company, 1978. ✓
- FRENKEL Jacob "The Collapse of Purchasing Power Parity during the 1970s", EUROPEAN ECONOMIC REVIEW, 16 (May 1981). ✓
- FRENKEL Jacob "Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s", JOURNAL OF INTERNATIONAL ECONOMICS, 8 (May 1978). ✓
- FRIEDMAN M. Benjamin ✓ "The Roles of Money And Credit in Macroeconomic Analysis", **Macroeconomics, Prices and Quantities: Esssays in Memory of Arthur M. Okun**, Editör: James Tobin, Washington D. C. , The

- Brookings Institution, 1983.
- GAILLIOT Henry S. "Purchasing Power Parity As an Explanation of Long-Term Changes in Exchange Rates", JOURNAL OF MONEY, CREDIT AND BANKING, 2 (August 1970). ✓
- GEWEKE John  
MEESE Richard "Estimating Regression Models of Finite but Unknown Order", INTERNATIONAL ECONOMIC REVIEW, 22 (February 1981). ✓
- GILBERT Christopher L. "Professor Hendry's Econometric Methodology", OXFORD BULLETIN OF ECONOMICS AND STATISTICS, C.48, N. 3 (1986). ✓
- GIOVANNINI Alberto ✓ **The Macroeconomics of Exchange Rate and Price Level Interactions: Empirical Evidence for West Germany**, NBER Working Paper, N. 2544 (March 1988). ✓
- GORDON Robert J. ✓ **Macroeconomics**, Scott, Foresman, and Company, ABD, 1986. ✓
- GRANGER Clive W. S. "Developments in the Study of cointegrated Variables", OXFORD BULLETIN OF ECONOMICS AND STATISTICS, C. 48, N. 3 (1986). ✓
- GRANGER Clive W. S. "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", ECONOMETRICA, C. 37 (1969). ✓
- GUJARATI Damodar N. ✓ **Basic Econometrics**, McGRAW-HILL Publishing Company, Second edition, 1988. ✓
- HAFER W.  
SHEEHAN Richard G. "Policy Inference Using VAR Models", ECONOMIC INQUIRY, C. XXIX (January 1991). ✓
- HAKKIO Craig S. "A Re-examination of Purchasing Power Parity, A Multi-country and Multi Period Study", JOURNAL OF INTERNATIONAL ECONOMICS, 17 (November 1984). ✓
- HAKKIO Craig S.  
RUSH Mark "cointegration: how short is long run?", JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE 10 (1991). ✓

- HALL S. G. "Maximum Likelihood Estimation of Cointegration Vectors: An Example of The Johansen Procedure", OXFORD BULLETIN OF ECONOMICS AND STATISTICS, C. 51, N. 2 (1989). ✓
- HARRIS R. I. D. "Testing for unit roots using the Augmented Dickey-Fuller Test", ECONOMICS LETTERS, 38 (1992). ✓
- HARVEY John T. "A Post Keynesian View of Exchange Rate Determination", JOURNAL OF POST KEYNESIAN ECONOMICS, C. 14, N. 1 (Fall 1991). ✓
- HELPMAN E.  
RAZIN A. "Dynamics of a floating exchange rate regime", JOURNAL OF POLITICAL ECONOMY, 90 (August/September 1982). ✓
- HOOPER Peter  
MORTON John "Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination", JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE, (April 1982). ✓
- HSIAO Cheng "Autoregressive Modelling and Money-Income Causality Detection", JOURNAL OF MONETARY ECONOMICS, 7 (1981). ✓
- HSIEH David A. "The Determination of the Real Exchange Rate , The Productivity Approach", JOURNAL OF INTERNATIONAL ECONOMICS, 12 (1982). ✓
- HSIEH David A. "The Determination of the Real Exchange Rate", JOURNAL OF INTERNATIONAL ECONOMICS, 12 (May 1982). ✓
- HUMPREY Thomas  
KELEHER Robert ✓ **The Monetary Approach to the Balance of Payments, Exchange Rates, World Inflation,** Proeger, New York, 1982. ✓
- JOHANSEN S. "Statistical Analysis of Cointegration Factors", JOURNAL OF ECONOMIC DYNAMICS AND CONTROL, 12 (June-September 1988). ✓
- JOHNSON David R. "Co-integration, Error Correction, and Purchasing Power Parity, between Canada and the United States", CANADIAN JOURNAL OF ECONOMICS, C. XXIII, 4 ✓

(November 1990).

- JONES Ronald  
PURVIS Douglas      "International Differences in Response to Common External Shocks: The Role of Purchasing Power Parity", in **Recent Issues of Flexible Exchange Rates**, Editörler: E. Classen ve P. Salin, North Holland Publishing Co., New York, 1983. ✓
- JUDGE George G. ve Diğerleri      ✓ **Introduction to the theory and practice of Econometrics**, John Wiley and Sons, ABD, 1988. ✓
- JUNGE Georg      "Purchasing Power Parity in the 1920s and the 1970s", EUROPEAN ECONOMIC REVIEW, 26 (December 1984). ✓
- KARFAKIS Costas J.      "A Model of Exchange Rate Policy: evidence for the US Dollar-Greek Drachma Rate 1975-1987", APPLIED ECONOMICS, 23 (1991). ✓
- KEATING John W.      "Identifying VAR Models Under Rational Expectations", JOURNAL OF MONETARY ECONOMICS, 25 (1990). ✓
- KIM Jin-Ock      ✓ **A Time Series Analysis of The Real Exchange Movement In Korea**, ABD, 1991. ✓
- KIM Yoonbai      "Purchasing Power Parity in the Long Run: A cointegration approach", JOURNAL OF MONEY, CREDIT AND BANKING, C. 22, N. 4 (November 1990). ✓
- KOH Ai-Tee      "Money Shocks and Deviations from Purchasing Power Parity", JOURNAL OF MONETARY ECONOMICS, 14 (July 1984). ✓
- KOHN Meir      ✓ **Money, Banking and Financial Markets**, The Dreyden Press, USA, 1991. ✓
- KRAVIS Heston I.  
SUMMERS R.      "Real GDP Per Capital for More Than One Hundred Countries", ECONOMIC JOURNAL, 88 (September 1978).
- KRAVIS Heston I.  
SUMMERS R.      ✓ **World Product and Income: International Comparisons of Real GDP Product**, John Hopkins University Press, Baltimore, 1982. ✓

- KRAVIS Heston I. ✓ **Toward an Explanation of National Price Levels**, ✓  
LIPSEY Richard Princeton Studies in International Finance, Princeton University Press, Princeton, N. 52, 1983.
- KROL Robert "Money and the U.S. Business Cycles", **ECONOMIC SCI LETTERS**, 37 (1991). ✓
- KRUGMAN Paul R. ✓ **International Economics Theory and Policy**, ✓  
OBSTFELD Maurice Scott, Foresman and Company Inc., USA, 1988.
- KUMAR Wikram "Exchange Rate Variability and International Trade", ✓  
WHITT Joseph A. **ECONOMIC REVIEW**, Federal Reserve Bank Of Atlanta, C. 77, N. 3 (May/June 1992).
- LAYTON Allan P. "Co-integration as an Empirical Test of Purchasing ✓  
STRAK Jonathan P. Power Parity", **JOURNAL OF MACROECONOMICS**, C. 12, N. 1 (Winter 1990).
- LEVICH Richard M. "Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behavior, ✓  
✓ **Handbook of International Economics**, Editörler: Ronald W. JONES ve Peter B. KENEN, C. II, Elsevier Science Publishing Company Inc., 1985.
- LITTERMAN Robert B. "Money, Real Interest Rates, and Output: ✓  
WEISS A Laurance Reinterpretation of Postwar U. S. Data", **ECONOMETRICA**, C. 53, N. 1 (January 1985).
- LINDERT Peter H. ✓ **International Economics**, Richard D. Irwin Inc., USA, ✓  
1991.
- LOTHIAN James R. "Real Dollar Exchange Rates Under the Bretton-Woods ✓  
and Floating Exchange Rate Regimes", **JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE**, 5 (1986).
- MACDONALD Ronald "The Norman Conquest of \$ 4.86 and the Asset Approach ✓  
to the Exchange Rate", **JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE**, (September 1989).
- MANZUR Meher "An International Comparison of Prices and Exchange ✓  
Rates", **JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE**, 9 (1990).



- McKINNON Ronald I. ✓ **An International Standard for Monetary Stabilization**, MIT Press, Cambridge, Mass., 1984. ✓
- McKINNON Ronald I. "Monetary and Exchange Rate Policies for International Financial Stability: A Proposal", JOURNAL OF ECONOMIC PERSPECTIVES, 2 (Winter 1988). ✓
- McMILLIN W. Douglas "Monetary vs. Credit Aggregates: AN Evaluation of Monetary Policy Targets", SOUTHERN ECONOMIC JOURNAL, (January 1984). ✓
- McNOWN Robert  
WALLACE Myles "National Price Levels, Purchasing Power Parity and cointegration: a test of four high inflation economies", JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE, 8 (1989). ✓
- MEESE Richard A.  
ROGOFF Kenneth "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies", JOURNAL OF INTERNATIONAL ECONOMICS, 14 (1983). ✓
- MEESE Richard A.  
ROGOFF Kenneth "Was it Real? The Exchange Rate -Interest Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period", THE JOURNAL OF FINANCE, XLIII, 4 (september 1988). ✓
- MEESE Richard A.  
SINGLETON Kenneth J. "Rational Expectations and The Volatility of Floating Exchange Rates", INTERNATIONAL ECONOMIC REVIEW, C. 24, N. 3 (October 1983). ✓
- MELVIN Michael ✓ **International Money and Finance**, Harper and Row, USA, 1985. ✓
- MILLER S "Purchasing Power Parity and Relative Price Variability: Evidence from the 1970s", EUROPEAN ECONOMIC REVIEW, 26 (December 1984). ✓
- MILLER Stephen M. "Cointegration and Error-Correction Models: The Temporal Causality between Government Taxes and Spending", SOUTHERN ECONOMIC JOURNAL, 57 (July 1990). ✓
- MILLER Stephen M. "Monetary Dynamics: An Application of Cointegration and Error Correction Modelling", JOURNAL OF MONEY ✓

## CREDIT AND BANKING, C. 23, N. 2 (May 1991).

- MISHKIN Frederic S. ✓ **Money, Banking and Financial Markets**, Scott, ✓  
Foresman and Company Inc., USA, 1989.
- MUNDELL R. A. ✓ “Exchange Rate Margins and Economic Policy”, **Money**  
✓ **in the International Order**, Editör: C. Murphy, ✓  
Southern Methodist University Press, Dallas, 1964.
- MUSSA Michael L. ✓ “Nominal Exchange Rate Regimes and The Behavior of  
✓ Real Exchange Rates: Evidence and Implications”,  
CARNEGIE-ROCHESTER CONFERENCE SERIES ON PUBLIC ✓  
POLICY, 25 (1986).
- MUSSA Michael L. “A Model of Exchange Rate Dynamics”, JOURNAL OF ✓  
POLITICAL ECONOMY, 90 (1982).
- NEARY Peter “Determinants of the Equilibrium Real Exchange Rate”, ✓  
AMERICAN ECONOMIC REVIEW, (March 1988).
- NICKELSBURG Gerald “Small-Sample Properties of Dimensionality Statistics  
for Fitting VAR Models to Aggregate Economic Data”, ✓  
JOURNAL OF ECONOMETRICS, 28 (1985).
- OFFICER Lawrence H. ✓ **Purchasing Power Parity and Exchange Rates:**  
✓ **Theory, Evidence and Relevance**, Contemporary  
Studies in Economic and Financial Analysis Series, ✓  
Greenwich, CT and London, JAI Press, C. 35, 1982.
- OFFICER Lawrence H. “Effective Exchange Rates and Price Ratios over the Long  
Run: A Test of Purchasing Power Parity Theory”, ✓  
CANADIAN JOURNAL OF ECONOMICS, XIII, N. 2 (May ✓  
1980).
- OFFICER Lawrence H. “The Relationship Between Absolute and Relative  
Purchasing Power Parity”, REVIEW OF ECONOMICS AND ✓  
STATISTICS, 60 (1978).
- OXELHEIM Lars ✓ **International Financial Market Fluctuations-** ✓  
✓ **Corporate Forecasting and Reporting Problem**,  
Scandinavian Institute for Foreign Exchange Research,  
John, Willey and Sons, 1985.

- ÖNİŞ Ziya  
ÖZMUCUR Süleyman "Exchange Rates, Inflation, and Money Supply in Turkey", JOURNAL OF DEVELOPMENTS ECONOMICS, 32 (1990) ✓
- ÖZKAZANÇ Önder ✓ **Ekonometriye Giriş**, Eskişehir, 1989. ✓
- ÖZMEN Ahmet **Zaman Serisi Analizinde Box-Jenkins Yöntemi ve Banka Mevduat Tahmininde Uygulama Denemesi**, Anadolu Üniversitesi Yayınları N. 207, Eskişehir, 1988. ✓
- PAPELL David H. "Can equilibrium models explain nominal exchange regime non-neutrality? Evidence from the European Monetary System", JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE, 11 (1992). ✓
- PHELPS E. S. "Introduction: The New Microeconomics in employment and Inflation Theory", **Microeconomic Foundations of employment and inflation Theory**, Editör: E. S. Phelps, Norton, New York, 1970. ✓
- PHILLIPS P. "Time Series Regression with Unit Root", ✓ ECONOMETRICA, 55 (1987). ✓
- PHILLIPS P.  
PERRON P. "Testing for a Unit Root in Time Series", BIOMETRIKA, ✓ 75 (1988). ✓
- PINDYCK Robert S.  
RUBINFIELD Daiei L. ✓ **Econometric Models And Economic Forecasts**, ✓ McGRAW-Hill, Inc., 1991.
- ROLL R. ✓ "Violations of Purchasing Power Parity and Their implications for Efficient International Commodity Markets", **International Finance and Trade** ✓ Editörler: M. Sarnat ve G. P. Szego, , Ballinger Publishing Company, Cambridge, Mass., C. 1, 1979.
- RUNKLE David E. "Vector Autoregressions and Reality" JOURNAL OF BUSINESS AND ECONOMIC STATISTICS, C. 5, N. 4 ✓ (October 1987).

- RUSH Mark  
HUSTED Steven "Purchasing Power Parity in the Long Run", CANADIAN JOURNAL OF ECONOMICS, XVIII, N. 1 (February 1985). ✓
- SALVATORE Dominick ✓ **International Economics**, Second edition, USA, MacMillan Publishing Company, 1987. ✓
- SAMUELSON Paul A. "Theoretical Notes on Trade Problems", REVIEW OF ECONOMICS AND STATISTICS, 46 (May 1964). ✓
- SAMUELSON Paul A. "Analytical Notes on International Real Income Comparisons", ECONOMIC JOURNAL, 84 (September 1974). ✓
- SCHWERT William "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation", JOURNAL OF BUSINESS AND ECONOMIC STATISTICS, C. 7, N. 2 (April 1989). ✓
- SCHWERT William "Effects of Model Specification on test for Unit Roots in Macroeconomic Data", JOURNAL OF MONETARY ECONOMICS, (July 1987). ✓
- SEPHTON Peter S.  
LARSEN Hans K. "Test of exchange market efficiency: fragile evidence from Cointegration tests", JOURNAL OF INTERNATIONAL MONEY AND FINANCE, 10 (1991). ✓
- SHUMWAY Robert H. ✓ **Applied Statistical Time Series Analysis**. Prentice Hall, New Jersey, 1988. ✓
- SIMS Christopher. A. "Macroeconomics and Reality", ECONOMETRICA, C. 48, (January 1980). ✓
- SIMS Christopher. A. "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Moneterizm Reconsidered", AMERICAN ECONOMIC REVIEW, C. 70, N. 2 (May 1980). ✓
- SIMS Christopher. A. "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered", AMERICAN ECONOMIC REVIEW, papers and Proceedings, (May 1980). ✓
- SIMS Christopher. A. "Policy Analysis with Econometric Models", BROOKINGS PAPERS ON ECONOMIC ACTIVITY, 1 (December 1982). ✓

- SOLOMON Robert ✓ **The International Monetary System, 1945-1981**, Harper and Row, 1982. ✓
- STOCKMAN Alan C. "Real Exchange Rate Variability Under Pegged and Floating Nominal Exchange Rate Systems: An Equilibrium Theory", CARNEGIE-ROCHESTER CONFERENCE SERIES ON PUBLIC POLICY, 29 (1988). ✓
- STOCKMAN Alan C. "The equilibrium approach to the exchange rates", ECONOMIC REVIEW, Federal Reserve Bank Of Richmond, (March/April 1987). ✓
- STOCKMAN Alan C. "A theory of exchange rate determination", JOURNAL OF POLITICAL ECONOMY, C. 88, N. 41 (December 1980). ✓
- TAYLOR Mark P. "An Empirical Examination of Long Run PPP Using Cointegration Techniques", APPLIED ECONOMICS, (October 1988). ✓
- TAYLOR Mark P. "On Unit roots and Real Exchange Rates: empirical evidence and Monte Carlo analysis", APPLIED ECONOMICS, C. 22, N. 10, (October 1990). ✓
- TAYLOR Mark P. "Ex-ante Purchasing Power Parity: Some Evidence Based on Vector Autoregressions in the Time Domain", EMPIRICAL ECONOMICS, 15 (1990). ✓
- TEW Brian ✓ **The Evaluation of the International Monetary System 1945-1988**, Hutchinson and Co., London, 1988. ✓
- THORNTON Daniel L. "Lag-Length Selection and Tests of Granger Causality between Money and Income", JOURNAL OF MONEY CREDIT AND BANKING, C. 17, N. 2 (May 1985). ✓
- TODD Richard M. "Vector Autoregression Evidence on Monetarizm: Another Look at the Robustness Debate", QUARTERLY REVIEW, FEDERAL RESERVE BANK OF MINNEAPOLIS , C. 14, N. 2 (Spring 1990). ✓

- WHITT Joseph A. "Purchasing Power Parity and Exchange Rates in the Long Run", *ECONOMIC REVIEW*, Federal Reserve Bank Of Atlanta, C. 74, N. 4 (July/August 1989). ✓
- WILLIAMSON John ✓ "International Monetary Reform: An Agenda for the 1980s", *Political Economy and International Money*, Editor: Chris Miner, New York University Press, New York, 1987. ✓