

147100

**KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ \* SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**

**İKTİSAT ANABİLİM DALI**

**İKTİSAT PROGRAMI**

**HARBERGER-LAURSEN-METZLER ETKİSİ**

**(Türkiye Uygulaması)**

**YÜKSEK LİSANS TEZİ**

**Abdurrahman KORKMAZ**

147100

**NİSAN-2004**

**TRABZON**

**KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ \* SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**

**İKTİSAT ANABİLİM DALI**

**İKTİSAT PROGRAMI**

**HARBERGER-LAURSEN-METZLER ETKİSİ**

**(Türkiye Uygulaması)**

**Abdurrahman KORKMAZ**

**Karadeniz Teknik Üniversitesi-Sosyal Bilimler Enstitüsü'nce**

**Bilim Uzmanı (İktisat)**

**Unvanı Verilmesi İçin Kabul Edilen Tezdir.**

**Tezin Enstitüye Verildiği Tarih : 11.05.2004**

**Tezin Sözlü Savunma Tarihi : 11.06.2004**

**Tezin Danışmanı : Prof. Dr. Rahmi YAMAK**

**Jüri Üyesi : Yrd. Doç. Dr. Bayram GÜNGÖR**

**Jüri Üyesi : Yrd. Doç. Dr. Adem KALÇA**

**Enstitü Müdürü : Prof. Dr. M. Alaaddin YALÇINKAYA**

**Nisan-2004**

**TRABZON**

*Rahmi Yamak*  
*Bayram Güngör*  
*Adem Kalça*  
*M. Alaaddin Yalçinkaya*

## 0. SUNUŞ

### 00. Önsöz

Türkiye ekonomisi, enflasyon, dolarizasyon ve dış ticaret açığı gibi bir dizi makro ekonomik sorunu uzun yıllardır derinlemesine yaşamaktadır. Gerek enflasyon ve dolarizasyon sürecinde döviz kurları üzerinde oluşan baskılar, gerekse de dış ticaret dengesinin sağlanmasına yönelik olarak gerçekleştirilen devalüasyonlar, söz konusu dönemde dış ticaret haddi üzerinde çeşitli etkilere neden olmuştur.

Gerçekleştirilen devalüasyonların arkasında yatan temel düşünce, ihracatın satın alma gücünün azaltılması, daha teknik olarak dış ticaret haddinin negatif olarak etkilenmesi suretiyle dış ticaret açığının azaltılabileceği olmuştur. Ancak Harberger-Laursen-Metzler Hipotezi'nin geçerli olması durumunda, dış ticaret haddi ile dış ticaret açığı arasında negatif bir ilişki ortaya çıkacak ve bir devalüasyon dış ticaret dengesinde arzu edilenin aksi sonuçlar doğurabilecektir.

Bu çalışmada, Harberger-Laursen-Metzler Hipotezi'ne ait tanımsal ve analitik bilgilerin sunulmasının ardından, bir dizi ekonometrik yaklaşım kullanılarak hipotezin Türkiye ekonomisi bakımından geçerliliğinin test edilmesi amaçlanmıştır.

Yoğun idari ve akademik işleri arasında Yüksek Lisans programında danışmanlığımı yürüten ve değerli önerileri ile beni yönlendiren hocam, sayın Prof. Dr. Rahmi YAMAK'a ilgi ve katkılarından dolayı sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

## 01. İçindekiler

	<u>Sayfa Nr.</u>
0. SUNUŞ.....	III
00. Önsöz.....	III
01. İçindekiler.....	IV
02. Özet.....	VI
03. Summary.....	VII
04. Tablolar Listesi.....	VIII
05. Şekiller Listesi.....	IX
06. Grafikler Listesi.....	X
07. Kısaltmalar Listesi.....	XI
GİRİŞ.....	1-3

### BİRİNCİ BÖLÜM

1. HARBERGER-LAURSEN-METZLER ETKİSİ.....	4-25
10. HLM Etkisi Tanımlaması.....	4
11. HLM Etkisi ve Ödemeler Bilançosu Denkliğinin Sağlanması Sorunu.....	8
12. Kritik Elastikiyetler veya Marshall-Lerner Koşulu.....	13
13. HLM Etkisi'nin Marshall-Lerner Koşulu'na Katkıları.....	15
14. Satın Alma Gücü Paritesi.....	18
15. HLM Etkisi ve Satın Alma Gücü Paritesi.....	18
16. HLM Etkisi ve Yatırım-Çıktı Davranışları.....	19

### İKİNCİ BÖLÜM

2. LİTERATÜR.....	26-46
20. Genel Bir Değerlendirme.....	26
21. Literatür Taraması.....	27

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM.....	47-60
30. Veri Seti.....	47
31. Ekonometrik Yöntem.....	48
310. Durağanlık Kavramı.....	49
311. Dickey-Fuller Birim Kök Testi.....	50
312. Engle-Granger Ko-Entegrasyon Testi.....	53
313. Granger Nedensellik Testi.....	54
314. Hsiao Nedensellik Testi.....	56
315. Vektör Otoregresyon Yöntemi.....	59

## DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. EKONOMETRİK BULGULAR.....	61-73
40. Dickey-Fuller Birim Kök Testi Sonuçları.....	61
41. LRDTA ve LDTH'nin Uzun Dönem İlişkisi.....	62
42. Granger Nedensellik Testi Sonuçları.....	62
43. Hsiao Nedensellik Testi Sonuçları.....	63
44. Vektör Otoregresyon Yöntemi Sonuçları.....	63
5. SONUÇ VE ÖNERİLER.....	74-76
YARARLANILAN KAYNAKLAR.....	77-84
EKLER (RATS Yazılımları).....	85-102
EK 1 : Veri Seti.....	85
EK 2 : Dickey-Fuller Birim Kök Testi.....	86
EK 3 : Hsiao Nedensellik Testi.....	98
EK 4 : Granger Nedensellik Testi.....	101
ÖZGEÇMİŞ.....	103

## 02. Özet

Bu çalışmada, herhangi bir ekonominin dış ticaret haddinde meydana gelen pozitif (negatif) hareketlerin, diğer şeyler sabitken söz konusu ekonominin dış ticaret dengesinde de pozitif (negatif) hareketlere neden olacağını öngören Harberger-Laursen-Metzler Hipotezi, hem teorik hem de uygulamaya yönelik boyutları ile ele alınmış ve tartışılmıştır.

Harberger-Laursen-Metzler Hipotezi'nin tanımsal ve analitik izahı, işleyiş mekanizması ve aktarma kanalları konularında teorik açıklamalar verildikten sonra, 1991:4-2003:3 dönemi içerisinde Türkiye'de dış ticaret haddi ile dış ticaret dengesi arasındaki karşılıklı nedensellik ilişkilerinin yönü ve boyutu belirlenerek, hipotezin ampirik bir analizi yapılmıştır. Dış ticaret haddi ile dış ticaret dengesi arasındaki nedensellik ilişkilerinin yönünü ve boyutunu belirleyebilmek için, Engle-Granger Ko-Entegrasyon Testi, Granger Nedensellik Testi, Hsiao Nedensellik Testi ve Vektör Otoregresyon Yöntemi'nden yararlanılmıştır.

Çalışmadan elde edilen ampirik bulgulara göre; (1) dış ticaret haddi ile dış ticaret dengesi arasında, dış ticaret haddinden dış ticaret dengesine doğru tek yönlü ve kısa dönemli bir nedensellik ilişkisi söz konusudur. Ancak bu nedensellik ilişkisi, Türkiye'de söz konusu dönemde Harberger-Laursen-Metzler Hipotezi'nin geçerli olmadığını ima eder şekilde negatif yönlüdür. (2) Dış ticaret dengesinin dış ticaret haddi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olmamasının da, gelişmekte olan ekonomilerde dış ticaret haddinin dışsal olarak belirlendiğini öngören "Küçük Açık Ekonomilerde Dış Ticaret Haddinin Dışsallığı Varsayımı"na bir destek sağladığı öne sürülebilir.

Elde edilen bu sonuçlar, ulusal paranın devalüe edilmesi suretiyle ihracatın satın alma gücünün azaltılmasının, diğer bir deyişle dış ticaret haddinin negatif olarak etkilenmesinin, kısa dönemde dış ticaret açığını azaltabileceğini yani Marshall-Lerner Koşulu'nun kısa dönemde dahi geçerli olabileceğini ima etmektedir. Ancak, uzun dönemde dış ticaret dengesi tekrar durağan durum seviyesine geri dönecektir.

### 03. Summary

In this thesis, Harberger-Laursen-Metzler Hypothesis which suggests that other things being the same, positive (negative) movements occurring in the terms of trade on any country induce also positive (negative) movements in trade balance of that country has been reviewed and discussed in both theoretical and empirical aspects.

After presenting the theoretical details of Harberger-Laursen-Metzler Hypothesis regarding its descriptive and analytic characteristics, working mechanism and transmission channels, an empirical analysis has been developed by determining directions and aspects of causality relations between the terms of trade and trade balance in 1991:4-2003:3 period in Turkey. Engle-Granger Co-Integration Test, Granger Causality Test, Hsiao Causality Test and Vector Autoregressive Method have been utilized to define directions and aspects of causality relations between the terms of trade and trade balance.

According to achieved empirical results; (1) There is a unidirectional and short-term causality relation between the terms of trade and trade balance which is from the terms of trade to trade balance. However, the causality relation is on the negative direction by implying non-existence of Harberger-Laursen-Metzler Hypothesis in Turkey in that period. (2) That trade balance has no effect statistically meaningful on the the terms of trade can be suggested to support "Small Open Economy Presumption" which stipulates that the terms of trade is determined exogenously in the devolving countries.

Those achieved results have implied that being reduced purchasing power of exports by devaluating the currency, in other word, being influenced negatively to the terms of trade, can decrease trade deficit in the short-run, namely, Marshall-Lerner Condition may be valid even in the short-run. However, trade balance will return to steady state level in the long-run.

#### 04. Tablolar Listesi

<u>Tablo Nr.</u>	<u>Tablo Adı</u>	<u>Sayfa Nr.</u>
1	Ticaret Haddindeki Sürekli Bir Kötüleşmenin Durağan Durum Etkisi.....	32
2	11 Gelişmiş Ülkede Ticaret Haddi-Ticari Denge Korelasyonları.....	33
3	G-7 ve 23 Gelişmekte Olan Ekonomide Ticaret Haddi-Reel Ticari Denge Korelasyonları.....	35
4	Ticaret Haddi Şoklarının Özel Tasarruflara Etkisi.....	38
5	Ticaret Haddi Şoklarının Cari İşlemler Açığına Etkileri.....	41
6	Seçili OECD ve Bazı Gelişmekte Olan Ülkelerde HLM Hipotezi.....	44
7	Geçiş Ekonomilerinde Ticaret Haddi Şoklarının Özel Tasarruflar Üzerindeki Etkisi.....	46
8	ADF Birim Kök Testi Sonuçları.....	61
9	Granger Nedensellik Testi Sonuçları.....	62
10	Hsiao Nedensellik Testi Sonuçları.....	63
11	VAR Yöntemi (DLDTL-LRDTA) Sonuçları.....	64
12	LRDTA Serisinin Varyans Ayrıştırma Raporu (A).....	64
13	DLDTL Serisinin Varyans Ayrıştırma Raporu (A).....	65
14	LRDTA Serisinin Varyans Ayrıştırma Raporu (B).....	67
15	DLDTL Serisinin Varyans Ayrıştırma Raporu (B).....	67
16	VAR Yöntemi (LDTH-LRDTA) Sonuçları.....	68
17	LRDTA Serisinin Varyans Ayrıştırma Raporu (C).....	69
18	LDTH Serisinin Varyans Ayrıştırma Raporu (C).....	69
19	LRDTA Serisinin Varyans Ayrıştırma Raporu (D).....	71
20	LDTH Serisinin Varyans Ayrıştırma Raporu (D).....	71



## 05. Şekiller Listesi

<u>Şekil Nr.</u>	<u>Şekil Adı</u>	<u>Sayfa Nr.</u>
1	Metzler Diyagramı.....	7
2	Emek Arz Eğrisi.....	23
3	Emek Piyasası Dengesi.....	24



## 06. Grafikler Listesi

<u>Grafik Nr.</u>	<u>Grafik Adı</u>	<u>Sayfa Nr.</u>
1	1991:4-2003:3 Döneminde DTH ve RDTA.....	48
2	DLDTH ve LRDTA Serilerinin Etki-Tepki Fonksiyonları.....	66
3	LRDTA ve DLDTH Serilerinin Etki-Tepki Fonksiyonları.....	68
4	LDTH ve LRDTA Serilerinin Etki-Tepki Fonksiyonları.....	70
5	LRDTA ve LDTH Serilerinin Etki-Tepki Fonksiyonları.....	72



## 07. Kısaltmalar Listesi

- AIC : Akaike Bilgi Kriteri  
ADF : Augmented Dickey-Fuller (Genişletilmiş Dickey-Fuller)  
DF : Dickey-Fuller  
DTH : Dış Ticaret Haddi  
EKK : En Küçük Kareler  
ESE : Economic Survey for Europe (Avrupa Ekonomik İnceleme)  
FPE : Son Hata Tahmini  
GMM : Genelleştirilmiş Momentler Metodu  
G.O.Ü : Gelişmekte Olan Ülkeler  
GSMH : Gayri Safi Milli Hasıla  
GSYİH : Gayri Safi Yurtiçi Hasıla  
HLM : Harberger-Laursen-Metzler  
HP : Hodrick-Prescott  
IFS : International Financial Statistics (Uluslararası Finansal İstatistikler)  
IMF : International Monetary Fund (Uluslararası Para Fonu)  
LDTH : Logaritmik Dış Ticaret Haddi  
LRDTA : Logaritmik Reel Dış Ticaret Açığı  
OECD : Organisation for Economic Co-operation and Development  
(Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı)  
RDTA : Reel Dış Ticaret Açığı  
SVAR : Yapısal Vektör Otoregresyon  
TCMB : Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası  
UNECE : United Nations Economic Commission for Europe  
(Birleşmiş Milletler Avrupa Ekonomik Komisyonu)  
VAR : Vektör Otoregresyon  
WB : World Bank (Dünya Bankası)  
WDR : World Development Report (Dünya Kalkınma Raporu)  
WEO : World Economic Outlook (Dünya Ekonomik Görünümü)

## GİRİŞ

Herhangi bir ekonomideki para arzı seviyesini, söz konusu ekonominin sahip olduğu altın stoklarına bağlayan klasik altın standardı rejimi, dünyanın herhangi bir yerinde yaşanan ekonomik daralmayı, diğer ülkelere de yansıtarak ekonomileri dışsal şoklara karşı savunmasız bıraktığı gerekçesiyle oldukça eleştirilmiştir. Bu eleştiriler, istihdam teorisinin gelişimi ile oldukça hız kazanmış ve uluslararası parasal sistem için talebi arttırmıştır.

Bu tartışmalar sırasında, esnek döviz kuru rejiminin ekonomileri dışsal şoklara karşı koruyabileceği, böylece istikrarlı bir ekonominin diğer istikrarsız ekonomilerden izole edilebileceği düşüncesi ön plana çıkmıştır. Ancak, Harberger (1950) ile Laursen-Metzler (1950), esnek döviz kuru rejiminin de istenilen şartlarda bir izolasyon sağlayamayacağını öne sürmüştü ve buna gerekçe olarak da dış ticaret haddinde meydana gelebilecek olası etkilerin göz ardı edilmesini göstermişlerdir. Harberger (1950) ile Laursen-Metzler'e (1950) göre; altın standardı altında bir ekonomideki çıktı seviyesini etkileyen dışsal faktörler iki gruba ayrılabilir. Birincisi, dış ticaret dengesini etkileyen olaylar, ikincisi ise dış ticaret haddini etkileyen olaylardır. Esnek kur rejimi altında, ticari denge sabit kalırken, çıktı seviyesi dış ticaret haddini etkileyen olaylardan etkilenebilecektir. Yazarlara göre; esnek döviz kuru rejimi altında, bir ülkenin çıktısı kendi dış ticaret haddi iyileştiğinde azalma, kötüleştiğinde ise artma eğiliminde olacaktır. Çıktı seviyesi üzerindeki bu etki, gelir, tüketim ve tasarruf değişkenleri vasıtasıyla ortaya çıkmaktadır. Nihai olarak, tasarruflardaki değişim söz konusu ekonominin dış ticaret dengesini de etkileyecektir. Bu etki, daha sonraki dönemlerde Harberger-Laursen-Metzler (HLM) Hipotezi olarak adlandırılmış ve derinlemesine sorgulanmıştır.

HLM Hipotezi, 1980'li yıllara kadar baskın görüş olarak kabul edilmesine rağmen, tanımlanmış davranışsal ilişkiler üzerine kurulu bir makro modele oturtulduğu gerekçesiyle Obstfeld (1982) tarafından eleştirilmiştir. Obstfeld (1982), deterministik bir model içerisinde bireysel optimizasyon davranışından hareket ederek, anlık ve sürekli dış

ticaret haddi şokları arasındaki farkı vurgulamış ve beklenmeyen sürekli bir dış ticaret haddi kötüleşmesinin HLM Hipotezi'nin öngördüğünün aksi sonuçlara neden olabileceğini göstermiştir.

Obstfeld (1982) çizgisi, Svensson-Razin (1983), Persson-Svensson (1985), Sen-Turnovsky (1989) gibi yazarlarca geliştirilmesine rağmen, Backus ve diğerleri (1994) ile Mendoza (1995) tarafından deterministik modeller üzerine oturtuldukları gerekçesiyle eleştirilmiştir. Backus ve diğerleri (1994) ile Mendoza (1995), deterministik modellerde mevcut olan kesin ilişkilerin güncel veri setleri ile uyum sağlamadığını vurgulayarak, stokastik bir model kullanılmasının daha sağlıklı sonuçlar sağlayabileceğini öne sürmüşlerdir. Stokastik modeller, içerdikleri olasılıklı ilişkiler nedeniyle gelişmekte olan ekonomiler ile gelişmiş ekonomiler arasındaki farkların vurgulanmasına olanak sağlayarak, bir dış ticaret haddi şokunun dış ticaret dengesi üzerindeki etkisinin, modelde kullanılan parametrelere göre farklı olabileceğini göstermişlerdir.

Modern zaman serisi tekniklerinin kullanılmaya başlanması ile ulaşılan ampirik bulgular, dış ticaret haddi şoklarının ulusal tasarruf ve çıktı seviyesi üzerindeki etkilerinin, stokastik modelleri haklı çıkaracak şekilde her ülkede farklı olduğunu göstermektedir.

Bu nedenle, Türkiye'de HLM Hipotezi'nin geçerliliği konusunda bir kanıya varabilmek için modern zaman serisi tekniklerine başvurulmuştur. Dış ticaret haddi şoklarının dış ticaret dengesi üzerinde HLM Hipotezi'nin öngördüğü gibi bir etkiye sahip olabilmesi, dış ticaret haddindeki değişimlerin dış ticaret dengesindeki değişimlerden önce gelmesine bağlıdır. Bu durumda, HLM Hipotezi'nin test edilmesinde kullanılacak en uygun metod Granger Nedensellik Testi olacaktır. Granger Nedensellik Testi kullanılarak ulaşılan niteliksel sonuçlar, Hsiao Nedensellik Testi kullanılarak da doğrulanmaya çalışılmıştır. Ayrıca, dış ticaret haddi ile dış ticaret dengesi arasındaki gerçek yapısal ilişkilerin bilinmemesi ve Granger Nedensellik Testi kullanılarak ulaşılan niceliksel bulguların test edilmek istenmesi gibi etkenler nedeniyle, Vektör Otoregresyon Yöntemi'ne de başvurulmuştur.

Dört bölümden oluşan çalışmanın ilk bölümünde, HLM Hipotezi'ne ait tanımsal ve analitik bilgiler verilerek, dış ticaret haddi ile dış ticaret dengesi arasındaki ilişkinin nasıl işlediği açıklanmaya çalışılmıştır. Ayrıca, bu bölümde HLM Hipotezi ile Marshall-Lerner Koşulu ve Satın Alma Gücü Paritesi yaklaşımları arasındaki karşıtlıklara da yer verilmiştir.

İkinci bölümde, tarihi süreç içerisinde HLM Hipotezi'nin test edilmesine yönelik olarak yapılan ulusal ve uluslararası çalışmaların özet bir sunumu verilmiştir.

Üçüncü bölümde, çalışmada kullanılan değişkenler tanımlanmış, kullanılan ekonometrik yöntemlerle ilgili teorik bilgiler verilmiştir.

Dördüncü bölümde, kullanılan ekonometrik yöntemler sonucunda elde edilen ampirik bulgular değerlendirilmiş ve Türkiye'de HLM Hipotezi'nin geçerli olup olmadığı konusunda bir kanıya varılmaya çalışılmıştır.

Sonuç ve öneriler kısmında ise, ulaşılan ampirik bulgular diğer çalışmalarla karşılaştırılarak teorik bir değerlendirme yapılmıştır.

## BİRİNCİ BÖLÜM

### 1. HARBERGER-LAURSEN-METZLER ETKİSİ

#### 10. HLM Etkisi Tanımlaması

HLM Etkisi, bilindiği üzere 1950 yılında klasik altın standardı rejiminden uluslararası parasal sisteme geçiş tartışmaları sırasında ortaya çıkmıştır. Arnold Harberger (1950), gelir seviyesinin talep tarafından belirlendiği Keynesyen bir modelde devalüasyonun ticari dengeye etkisini tartışırken, Svend Laursen-Lloyd Metzler (1950), yine benzer bir Keynesyen model içerisinde esnek kur rejiminin ülkeleri dışarıdan gelen şoklara karşı koruyup koruyamayacağını, diğer bir deyişle reel iş döngüsü'nün (Real Business Cycle) aktarımını, iki ülkeli bir model içerisinde tartıştılar. Bu makalelerden ortaya çıkan ortak sonuç, dolayısıyla HLM Etkisi şu şekilde tanımlanmaya başlanabilir;

“Değer kaybının yaşandığı ülkede ithalat fiyatlarının yükselmesi, diğer şeyler sabitken reel gelirden bir azalışı temsil eder. Bu durumda gelirin mal ve hizmetlere harcanan kısmı yükselir. Gelirin mal ve hizmetlere harcanan kısmı yükseldiği için, istihdam ve gelir, değer kaybının yaşandığı ülkede artma eğilimindedir. Bu nedenle ithalat talebi yükselir. İthalat fiyatlarının düştüğü ikinci ülkede ise gelirin mal ve hizmetlere harcanan kısmı azalır, çıktı seviyesi düşer, ithalat talebi istihdamdaki azalışla birlikte azalır. Gelir hareketleri nedeniyle, değer kaybının yaşandığı ülkenin ithalatında bir artış, ihracatında ise bir azalış ortaya çıkar. Bu sürecin sonunda ise şu sonuç vuku bulur: Değer kaybı Ödemeler Dengesini deyişmeden bırakırsa; final etkisi, değer kaybının yaşandığı ülkede bir ticari açık olacaktır” (LAURSEN-METZLER, 1950, s.297).

Yazarlar yukarıdaki öngörüü gerçekleştirirken, gelirin harcanan kısmının yani marjinal harcama eğiliminin, reel gelirdeki azalışlarla artma, reel gelirdeki artışlarla ise azalma eğiliminde olduğu varsayımını yaparlar. Bu varsayım tasarruflar için

yorumlanırsa; marjinal tasarruf eğiliminin reel gelirdeki azalışlarla azalma, reel gelirdeki artışlarla ise artma eğiliminde olduğu sonucuna ulaşılır. Laursen ve Metzler (1950), yaptıkları bu varsayımın A.B.D için geçerli olduğunu vurgulayarak, uzun dönemde olmasa bile kısa dönemde tüm ülkeler için geçerli olduğunu savunurlar. Bu varsayımı genelleştirebilmek için ise Kuznets (1946) ve Duesenberry (1948)'i referans gösterirler. Kuznets (1946) çok uzun dönemde gelirin tasarruf edilen kısmının, gelir seviyesiyle ilişkisiz bir sabit olabileceğini öne sürer. Duesenberry (1948) ise konjonktürel hareketler göz önüne alındığında; gelirin tasarruf edilen kısmının, gelir seviyesindeki yükselişlerle yükselme, gelir seviyesindeki azalışlarla ise azalma eğiliminde olduğunu savunmaktadır.

Marjinal tasarruf eğiliminin reel gelirdeki azalışlarla azalma, reel gelirdeki artışlarla ise artma eğiliminde olduğu varsayımı, ikiz açıklar özdeşliğine taşınırsa;

**Y** ; Milli Gelir

**$Y_d$**  ; Kullanılabilir Gelir

**C** ; Tüketim Harcamaları

**S** ; Tasarruflar

**I** ; Yatırım Harcamaları

**X** ; İhracat Geliri

**M** ; İthalat Gideri

**(X – M)** ; Dış Ticaret Dengesi

**G** ; Kamu Harcamaları

**T** ; Vergiler

**(G – T)** ; Bütçe Dengesi

$$\text{Açık Ekonomi Milli Gelir Özdeşliği} \quad \mathbf{Y = C + I + G + (X - M)} \quad (1.0.0)$$

$$\text{Kullanılabilir Gelir} \quad \mathbf{Y_d = C + S} \quad (1.0.1)$$

$$\text{Kullanılabilir Gelir} \quad \mathbf{Y_d = Y - T} \quad (1.0.2)$$

(1.0.0), (1.0.2) içerisine yazılır ve (1.0.1)' e eşitlenirse, (1.0.3) özdeşliği (ikiz açıklar) elde edilir.

$$\mathbf{Y_d = C + I + G + (X-M) - T = C + S}$$



$$\text{İkiz Açıklar} \quad S - I = (G - T) + (X - M) \quad (1.0.3)$$

(1.0.3)' de Bütçe Dengesi ( $G - T$ ) ve Yatırımların ( $I$ ) sabit kaldığı varsayılırsa; (1.0.4)' e ulaşılır.

$$S - \bar{I} = (\bar{G} - \bar{T}) + (X - M) \quad (1.0.4)$$

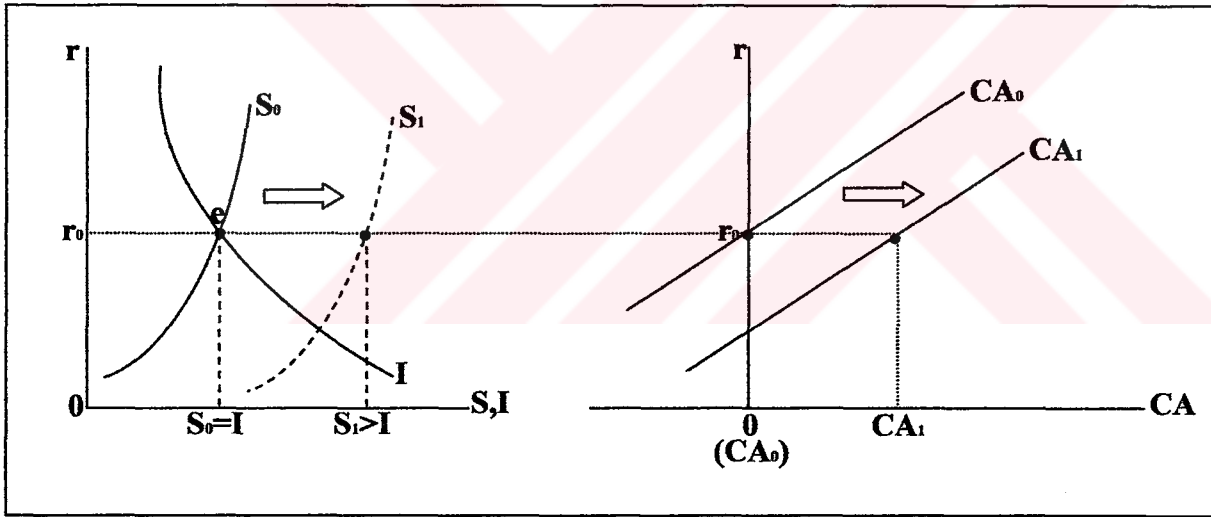
(1.0.4) özdeşliği, tasarruflardaki bir değişimin, dış ticaret dengesinde de aynı yönde bir değişime neden olacağını göstermektedir.

Yukarıda vurgulanan bilgiler ışığında; dış ticaret haddinde vuku bulacak negatif bir hareket sonucu, reel gelir azalacağı için marjinal harcama eğiliminin artacağı, bu sürecin sonunda ise tasarrufların azalacağı söylenebilir. (1.0.4) özdeşliğine göre; tasarrufların ( $S$ ) azalması, dış ticaret dengesinin ( $X-M$ ) açık vermesi veya dış ticaret dengesindeki fazlanın azalması anlamına gelmektedir. HLM Etkisi, bu açıklamalardan sonra şu şekilde tanımlanabilir; *Dış Ticaret Dengesi'nin sağlandığı bir ekonomide, dış ticaret haddindeki negatif (pozitif) hareketlerin, diğer şeyler sabitken reel geliri azaltacağı (arttıracığı) ve reel gelirin azalan (artan) her seviyesinde küçülen (büyüyen) marjinal tasarruf eğiliminin, sabit bir yatırım ve bütçe dengesi seviyesinde dış ticaret açığına (fazlasına) neden olacağı hipotezi, İktisat literatüründe HLM Etkisi olarak bilinmektedir.* Daha genel bir ifade ile tekrarlanırsa; herhangi bir ekonominin dış ticaret haddinde<sup>1</sup> meydana gelebilecek negatif (pozitif) hareketlerin, diğer şeyler sabitken söz konusu ekonominin dış ticaret dengesinde kötüleşmelere (iyileşmelere) neden olacağı öngörüsü, İktisat literatüründe HLM Hipotezi olarak bilinmektedir.

Verilen bu tanımların yanında, literatürde alternatif tanımlarda mevcuttur. “Toplam harcamalar, gelir ve döviz kurunun fonksiyonudur. Döviz kurunun toplam harcamalar üzerindeki etkisine, literatürde HLM Etkisi denilmektedir” (GANDOLFO, 2002, s.118). “Ulusal paranın değerinin değişmesi, gelir ve ikame etkisi olmak üzere iki etki ortaya çıkarır. Bu etkilerden gelir etkisine HLM Etkisi denilmektedir” (UYGUR, 2002, s.17).

<sup>1</sup> Çalışmanın bundan sonraki kısmında, ticaret haddi ile dış ticaret haddi kastedilecektir.

HLM Etkisi, “Küçük Açık Ekonomi Varsayımı” altında, Metzler Diyagramı yardımı ile de gösterilebilir. “Küçük Açık Ekonomi Varsayımı”, dış ticaret analizlerinde yaygın olarak kullanılan bir kavramdır. Bu varsayıma göre; söz konusu ülkedeki herhangi bir makro ekonomik değişim, dünya standartlarını etkilememektedir. Bu varsayımın Metzler Diyagramı için anlamı; veri ülkenin tasarruf yapısındaki değişimlerin dünya faiz oranlarını etkilememesidir. HLM Etkisi ile ilgili ampirik çalışmaların önemli bir kısmında da bu varsayım kullanılarak, gelişmekte olan ekonomilerde ticaret haddinin dışsal olarak belirlendiği varsayılmaktadır. Ticaret haddinin dışsal olarak belirlenmesi ise analiz edilen ekonomideki ithalat ve ihracat miktarının, daha genel olarak Dış Ticaret Dengesi'nin söz konusu ekonominin ticaret haddini etkilemediği anlamına gelmektedir. “Küçük Açık Ekonomi Varsayımı”, 4. Bölümde tekrar değerlendirilecek ve Türkiye için test edilecektir. HLM Etkisi, bu kısa değerlendirmeden sonra Metzler Diyagramı yardımı ile de gösterilebilir.



Şekil: 1  
Metzler Diyagramı

Ticaret haddinde meydana gelecek pozitif bir şok, reel geliri arttırır. HLM Hipotezi'ne göre reel gelir artışları, ekonomideki tasarruf meyllini yükselteceği için, veri faiz oranı seviyesindeki tasarruflar artacaktır. Tasarruflarda meydana gelecek bu artış, (S-I) şeklinde tanımlanan Cari İşlemler Hesabı'nda (CA) bir fazlaya neden olacaktır. Negatif bir ticaret haddi şoku ise ters etkilere neden olmaktadır. Ticaret haddi ve Cari İşlemler Hesabı arasındaki bu etkileşim mekanizması, İktisat literatüründe HLM Etkisi olarak adlandırılmaktadır.

## 11. HLM Etkisi ve Ödemeler Bilançosu Denkliğinin Sağlanması Sorunu

Ödemeler Bilançosu, bir ekonominin dünyanın geri kalanı ile yaptığı tüm alışverişleri gösteren, çift kayıt esasına dayalı bir muhasebe sistemidir. Ödemeler Bilançosu, aşağıdaki gibi organize edilmektedir.

### 1- CARİ İŞLEMLER HESABI (A+B+C+D)

**A. Dış Ticaret Dengesi :** Temel olarak, ekonominin dünyanın geri kalanı ile karşılıklı olarak gerçekleştirdiği mal ticaretinin dönem sonu neticesini temsil eder.

**B. Hizmetler Dengesi :** Temel olarak, ekonominin dünyanın geri kalanı ile karşılıklı olarak gerçekleştirdiği inşaat, taşımacılık ve turizm gibi faaliyetlerin dönem sonu neticesini temsil eder.

**C. Yatırım Geliri Dengesi :** Temel olarak, ekonominin dünyanın geri kalanı ile karşılıklı olarak gerçekleştirdiği doğrudan yatırımlar, portföy yatırımları ve faiz işlemlerinin dönem sonu neticesini temsil eder .

**D. Cari Transferler :** Temel olarak, işçi gelirleri ve transferlerinin dönem sonu neticesini temsil eder.

### 2- SERMAYE VE FİNANS HESAPLARI (A+B)

**A. Sermaye Hesabı :** Temel olarak, göçmen transferlerinin dönem sonu neticesini temsil eder.

**B. Finans Hesapları :** Temel olarak, ekonomideki mali kesiminin dünyanın geri kalanı ile gerçekleştirdiği finansal işlemlerin dönem sonu neticesini temsil eder.

### 3- NET HATA VE NOKSAN

Genel olarak, Cari İşlemler Hesabı ile Sermaye ve Finans Hesapları'nı birbirine eşitler. Ayrıca, kaynağı belirsiz olan hareketler de bu kalem vasıtasıyla izlenmektedir.

Ödemeler Bilançosu, çift kayıt esasına dayalı bir muhasebe sistemi olduğu için her zaman dengedir. Bu nedenle Cari İşlemler Hesabı, Sermaye ve Finans Hesaplarının negatif

değerine eşittir (çeşitli nedenlerle ortaya çıkan Net Hata ve Noksanlar göz ardı edildiğinde). Bu iki ana hesaptan biri dengedeysen, diğer hesapta dengededir. Ödemeler Bilançosu ile ilgili İktisat literatüründe, Cari İşlemler Hesabı ile Ödemeler Bilançosu'nun aynı anlamda kullanılmasının nedeni budur. Cari İşlemler Hesabı içerisindeki en önemli kalemler, Dış Ticaret Dengesi ve Hizmetler Dengesi kalemleridir. Türkiye'de 2001 yılında ortaya çıkan 3.390.000.000\$ değerindeki cari işlemler fazlasının temel nedeni, -4.543.000.000\$ değerindeki Dış Ticaret Dengesi ile 9.130.000.000\$ değerindeki Hizmetler Dengesidir. 2002 yılında ortaya çıkan -1.540.000.000\$ değerindeki cari işlemler açığının temel nedeni ise, -8.367.000.000\$ değerindeki Dış Ticaret Dengesi ile 7.880.000.000\$ değerindeki Hizmetler Dengesidir. Dış Ticaret Dengesi, İktisat politikası araçları ile etkilenebilirken, Hizmetler Dengesi daha çok bireysel kararlar ve siyaset mekanizması tarafından etkilenir. Sonuç olarak, Ödemeler Bilançosu ile ilgili İktisat literatürü, Dış Ticaret Dengesi üzerine odaklanmıştır. İktisat politikasının temel amacı, Dış Ticaret Dengesini etkileyerek, Ödemeler Bilançosunu kontrol altına almaktır.

Cari İşlemler Hesabı dört farklı yoldan elde edilebilir (MENDOZA, 1993, s.3-4).

- |   |                             |
|---|-----------------------------|
| a) Net Dış Varlıklardaki Değişim Olarak       | $CA = B_t - B_{t-1}$        |
| b) Tasarruf - Yatırım Farkı Olarak            | $CA = S - I$                |
| c) Gelir - Emme Kapasitesi Farkı Olarak       | $CA = Y - A$                |
| d) Ticari Denge + Net Faktör Ödemeleri Olarak | $CA = (X - M) + NF\ddot{O}$ |

Mendoza (1993) tutarlı bir Cari İşlemler teorisinin bu dört durumu da açıklaması gerektiğini vurgular. HLM Hipotezi'ni reddeden çalışmaların çoğu, net dış varlıklardaki değişim yönünden yaklaşmaktadırlar. Bu tartışma, Literatür Bölümünde detaylı olarak işlenecektir.

Ödemeler Bilançosu denkleminin sağlanması ile ilgili, dört temel yaklaşım vardır. Bunlardan birincisi, A.Smith, J.S.Mill, A.Marshall ve J.Robinson gibi klasik iktisatçıların savunduğu, fiyat mekanizması yolu ile Ödemeler Bilançosu denkleminin sağlanması yaklaşımıdır. Bu görüşe göre; malların nispi fiyatında meydana gelecek değişimler, ödemeler dengesi ve döviz piyasası istikrarını sağlayacaktır. Bu yaklaşımı savunanlar, üstü kapalı bazı varsayımlarda bulunurlar. Bu varsayımlardan en önemlileri, Say Kanunu

ile Klasik Miktar Teorisi'nin geçerli olduğudur. Say Kanunu'na göre; üretimin temel amacı tüketmektir. Bu nedenle marjinal harcama eğilimi, Say Kanunu'na göre her zaman birdir. Ayrıca gelirin tamamının harcanması, ekonominin her zaman tam istihdamda olması varsayımını da beraberinde getirir. Bu yaklaşım, Altın Standardı Rejimi altında etkin bir şekilde çalışır. Bu durumun nedeni, şu şekilde izah edilebilir. Ekonomide bir ithalat fazlasının olması, altın stoklarının erimesine yol açar. Ulusal para arzı altın stoklarına bağlandığı için para arzı azalacak, Klasik Miktar Teorisi uyarınca da fiyatlar genel seviyesi düşecektir. Sonuç olarak, fiyatlar genel seviyesindeki düşüş, ihracatı artırırken ithalatı azaltacak ve Ödemeler Bilançosu denkleğini sağlayacaktır. Ancak, HLM Hipotezi ulusal paranın değer kaybına uğradığı ülkede ekonomik genişleme, ulusal paranın değer kazandığı ülkede ise ekonomik daralma öngörmektedir. Bu öngörü şu şekilde ifade edilebilir;

“İstihdam teorisinin gelişimi ile, altın standardı rejimi tarafından yönetilen bir sistemde, yurt içi istikrar ve uluslararası denge arasındaki çatışmanın sanılandan daha derin olduğu ortaya çıkmıştır. İstihdam teorisi, yalnız para miktarı ve fiyat seviyesinin değil, aynı zamanda mal ve hizmet talebi ile çıktı seviyesi ve istihdamında dış etkilere konu olduğunu göstermiştir. Altın standardı altında bir ülkenin çıktısını etkileyen yabancı faktörler, iki gruba ayrılabilir; birincisi ticaret haddini etkileyen tüm olaylar, ikincisi ise ticari dengeyi etkileyen tüm olaylardır. Esnek kur rejimi altında ticari denge sabit kalırken, çıktı seviyesi, ticaret haddini etkileyen olaylardan etkilenir. Birinci ülkedeki genişlemenin sonucu olarak ikinci ülkede küçük de olsa bir daralma yaşanır” (LAURSEN-METZLER, 1950, s.281-282).

Son dönemlerde yapılan ampirik çalışmalar, Laursen-Metzler'in (1950) yapmış olduğu öngörüyü destekler niteliktedir. Ticaret haddindeki değişimler, az miktarda da olsa çıktı seviyesini etkilemektedir. Mendoza (1995, s.130), üç sektörlü bir stokastik dönemler arası denge modeli kullanarak, ticaret haddi ile reel iş döngüsü arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Bu modelden elde ettiği sonuçları, G-7 ülkeleri ile 23 adet gelişmekte olan ekonominin veri seti ile karşılaştırmış ve modelin tutarlı olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bu çalışmadan elde edilen sonuçlara göre; ticaret haddi şokları, GSYİH değişkenliğinin yaklaşık %50'sini açıklamaktadır. Ticaret haddinde meydana gelen %1 oranındaki pozitif bir şok, çıktıyı %0.6, yatırımları %1.5, tüketimi ise %0.3 oranında arttırmaktadır.

Otto (2003 s.176), 15 küçük OECD ülkesi ve 40 tane gelişmekte olan ülkenin veri setini kullanarak, ticaret haddi şoklarına karşı reel çıktının tepkilerini ölçmüştür. Sonuçlar ticaret hadlerinin modele seviyemi yoksa fark durağan olarak mı girdiğine bağlı olarak değişse bile, kısa dönemde %1' lik pozitif bir ticaret haddi şokuna cevaben, reel çıktı hemen hemen tüm ülkelerde pozitif cevaplar vermiştir. Kouparitsas (1997, s.15), 100 ülkenin ithal ve ihraç malları fiyat endekslerinden oluşan bir veri seti kullanarak, endüstrileşmiş ve gelişmekte olan ülkelerin ticaret hadleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Sonuçlara göre; endüstrileşmiş ülkelerin ticaret hadleri ile gelişmekte olan ülkelerin ticaret hadleri arasında güçlü bir bağ vardır. Gelişmekte olan ülkelerin ticaret hadleri birincil mal fiyatlarının mamul mal fiyatlarına oranıyken, endüstrileşmiş ülkelerin ticaret hadleri mamul mal fiyatlarının birincil mal fiyatlarına oranıdır. Bunun anlamı, gelişmekte olan ülkelerin ticaret hadlerindeki hareketler ile endüstrileşmiş ülkelerin ticaret hadlerindeki hareketlerin ters yönlü olacaktır. Kouparitsas (1997, s.2), bu durumu endüstrileşmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasında ticaret hadleri vasıtasıyla bir gelir transferi yapıldığı şeklinde yorumlamaktadır.

Ülkelerden birinde daralma yaşanması, Say Kanunu'nun geçerli olmadığı açık bir göstergesidir. Say Kanunu'nun geçerli olmaması durumunda, Klasik Miktar Teorisi de geçerli olamayacaktır. HLM Hipotezi'ne göre; marjinal tasarruf eğilimi ve emme kapasitesi, reel gelire bağlı olarak değişmektedir. Laursen-Metzler'e (1950) göre bu değişimin temel nedeni; ticaret haddinde meydana gelecek bir değişim karşısında, ekonominin tasarruf yapısını değiştirebilmesidir. Sözelimi, ithalat fiyatlarındaki artış, tasarruflarla finanse edilebilir. Ticaret haddinde meydana gelebilecek bir değişim karşısında tasarrufların uyarlanması, ekonominin arz yönünü de yakından ilgilendirmektedir. Toplam tasarrufların değişken olması durumunda, Keynesyen "Tasarruf Paradoksu" kanununa göre; çıktı oranı etkilenir. Klasik iktisatçılar, çıktı oranının her zaman tam istihdamda olduğunu varsaydığı için HLM Hipotezi bu görüşün karşısındadır. Durum böyle olunca, Ödemeler Bilançosu denkleminin sağlanması ile ilgili fiyat mekanizması yaklaşımı sorgulanabilir hale gelecektir. Ödemeler Bilançosu denkleminin fiyat mekanizması ile sağlanabileceği görüşünün sorgulanabilmesi için, bu yaklaşımın temel taşları olan Satın Alma Gücü Paritesi ve Marshall-Lerner Koşulu'nun derinden incelenmesi gerekmektedir. Satın Alma Gücü Paritesi ve Marshall-Lerner Koşulu, ilerleyen kısımlarda HLM Hipotezi ekseninde tekrar ele alınacaktır.



Keynesyen iktisatçılar ise Ödemeler Bilançosu denkleğinin sağlanması konusunda gelir yaklaşımını önererek, fiyat yaklaşımını eleştirirler. Fiyat mekanizmasını eleştirmelerinin nedeni, ekonominin her zaman tam istihdamda olmamasıdır. Gelir yaklaşımına göre; ihracat dışsal olarak belirlenir ve gelir seviyesinden bağımsızdır. İthalat ise gelir seviyesinin artan bir fonksiyonudur. Ödemeler Bilançosu denkleğinin sağlanması ile ilgili gelir yaklaşımı, gelir seviyesindeki değışimler vasıtasıyla Ödemeler Bilançosu denkleğinin sağlanabileceğini savunur.

Gelir yaklaşımı, Alexander (1959) tarafından biraz daha geliştirilmiştir. A.C.Harberger, S.Laursen-L.A.Metzler'in fiyat mekanizması yaklaşımına yaptığı eleştirileri deęerlendiren Alexander (1959), emme kapasitesi yaklaşımını ortaya atmıştır. "S.S.Alexander (1959) analizine, fiyat mekanizmasının özünü teşkil eden elastikiyet kavramının kısmi elastikiyet olmayıp, toplam elastikiyet olduğunu belirterek başlar. Kısmi elastikiyette sadece fiyat-miktar ilişkisi söz konusudur. Toplam elastikiyet deyince de fiyat-miktar ilişkisi vardır; fakat, burada miktardaki değışimler sadece fiyat yüzünden deęil, milli paranın deęer kaybetmesi sonucu ortaya çıkan tüm ekonomik değışimlerin sonunda ithalat ve ihracat miktarlarındaki değışimleri de kapsamaktadır. Böylece, fiyat değışimleri, milli paranın deęer kaybetmesinden farklı olabilirler. Halbuki ekonomideki en önemli değışimler gelir değışimleridir. Bu yüzden milli paranın deęer kaybetmesi yardımıyla Ödemeler Bilançosunu düzeltme işlemi, her iki mekanizmayı da içeren tüm ekonomik değışimlerle açıklanmalıdır" (İYİBOZKURT, 1982, s.93). Emme kapasitesi yaklaşımı, fiyat ve gelir mekanizmalarının bileşkesidir. Bu yaklaşıma göre Ödemeler Bilançosu açığının (fazlasının) nedeni, ekonominin toplam gelirinden daha fazla (az) harcama yapmasıdır. Dolayısıyla, gelir ve harcama politikaları kullanılarak Ödemeler Bilançosu denkleğı sağlanabilir.

Ödemeler Bilançosu Denkleğinin sağlanmasına yönelik bir dięer yaklaşım, parasal yaklaşımdır. Parasal yaklaşım, Ödemeler Bilançosu açığının nedeni olarak ekonomideki para arzı fazlasını gösterir. Parasal yaklaşıma göre, para arzı fazlasının emilmesi suretiyle Ödemeler Bilançosu açığı kapatılabilir.

Bu kısımda, Ödemeler Bilançosu denkleğinin sağlanması ile ilgili kısa bir deęerlendirme yapılmıştır. İktisat Teorisi'nin genişlemesi sonucu, Ödemeler Bilançosu

denkliğinin sağlanmasına yönelik olan bu yaklaşımlar da geliştirilmiştir. HLM Hipotezi'nin bu gelişime yapmış olduğu katkının incelenmesi, bu kısmın temel amacı olduğundan, konunun kapsamı çok dar bir çerçevede ele alınmıştır.

## 12. Kritik Elastikiyetler veya Marshall-Lerner Koşulu

Marshall-Lerner Koşulu, şu şekilde tanımlanabilir;

Belirli bir ülkedeki üreticilerin, yurtdışı talebi karşılamak için ürettiği ihracat mallarının arzları ile yurtdışındaki üreticilerin, söz konusu ülkenin talebini karşılamak için ürettiği ithal mallarının arzlarının, yurtiçi fiyat esnekliklerinin sonsuz olması varsayımı altında; ihracat ve ithalat talebinin döviz kuru esnekliklerinin toplamı birden büyük ise, ulusal paranın değer kaybı Ödemeler Bilançosunu olumlu yönde etkileyecektir.

Yukarıda vurgulanan tanım, şu şekilde ispatlanabilir (GANDOLFO, 2002, s.83-84);

**B** ; Ödemeler Dengesi

**X** ; İhracat Miktarı

**M** ; İthalat Miktarı

**R** ; Döviz Kuru

$n_x$  ; İhracat Mallarının Yurtdışı Talebinin Döviz Kuru Esnekliği

$n_x$  ;  $[\Delta X / X] / (\Delta R / R)$

$n_m$  ; İthal Mallarının Yurtiçi Talebinin Döviz Kuru Esnekliği

$n_m$  ;  $[- (\Delta M / M) / (\Delta R / R)]$

$(P_x * X)$  ; İhracatın Ulusal Para Cinsinden Değeri

$(R * P_m * M)$  ; İthalatın Ulusal Para Cinsinden Değeri

**B** ;  $[(P_x * X) - (R * P_m * M)]$  (Ulusal Para Cinsinden Ödemeler Dengesi)

Döviz kurundaki değişimden sonra Ödemeler Dengesi'ndeki değişim;

$$\Delta B = [P_x * (X + \Delta X)] - [(R + \Delta R) * P_m * (M + \Delta M)] \quad (1.2.0)$$



$\Delta M$  ve  $\Delta R$  göz ardı edilebilecek kadar küçük varsayılırsa, bazı manipülasyonlardan sonra (1.2.1) eşitliği elde edilir.

$$\Delta B = [(P_m * M * \Delta R) * (n_x * \frac{P_x X}{RP_M M} - 1 + n_m)] \quad (1.2.1)$$

$\Delta R > 0$  varsayıldığı için  $\Delta B$ 'nin pozitif olması (1.2.2) eşitsizliğinin sağlanmasına bağlıdır.

$$[\frac{P_x X}{RP_M M} * n_x + n_m] > 1 \quad (1.2.2)$$

İhraç ve ithal malları arzlarının yurtiçi fiyat esnekliklerinin sonsuz olması varsayımı altında, ulusal paranın değer kaybının Ödemeler Bilançosunu olumlu yönde etkileyebilmesi, yukarıdaki koşulun [(1.2.2)] sağlanmasını gerektirecektir.

Başlangıçta Ödemeler Bilançosunun dengede olduğu, yani  $(P_x * X) = (R * P_m * M)$  koşulunun sağlandığı varsayılırsa, (1.2.2) eşitsizliği, (1.2.3) eşitsizliği haline gelir.

$$n_x + n_m > 1 \quad (1.2.3)$$

(1.2.3) nolu eşitsizlik, *ihraç ve ithal malları arzlarının yurtiçi fiyat esnekliklerinin sonsuz olması varsayımı altında*, ihracat ve ithalat talebinin döviz kuru esnekliklerinin toplamı birden büyük ise, ulusal paranın değer kaybının dengede olan bir Ödemeler Bilançosunu iyileştireceğini göstermektedir. (1.2.3)'deki eşitsizlik, Marshall-Lerner veya Kritik Elastikiyetler Koşulu olarak adlandırılır.

Dikkat edilirse, Ödemeler Bilançosundaki değişim ( $\Delta B$ ) hesaplanırken, ithal ve ihraç mallarının yurtiçi fiyatlarının ( $P_m$  ve  $P_x$ ) değişmediği varsayılmıştır. Bu varsayımın ortadan kaldırılması, bir sonraki kısımda değerlendirileceği gibi, Marshall-Lerner Koşulu'nu bir adım öteye götürecektir.

### 13. HLM Etkisi'nin Marshall-Lerner Koşulu'na Katkıları

Başlangıçta iki ithalat talep esnekliği toplamının bire eşit olması halinde bile, ulusal paranın değer kaybının Ödemeler Bilançosunu olumlu yönde etkileyebileceği düşünülüyordu. Harberger (1950) ile Laursen-Metzler (1950), esnek döviz kuru rejimi tarafından yönetilen dinamik bir sistemin istikrara sahip olabilmesinin, kritik elastikiyetler toplamının geleneksel görüşün öne sürdüğünden daha yüksek bir değerde olmasıyla, belirli bir büyüklükte biri geçmesiyle, mümkün olabileceğini vurguladılar. Bu konu, yazarlar tarafından şu şekilde ifade edilmektedir;

“Dinamik sistem iki ithalat talep esnekliği toplamı birden büyük olmadıkça istikrarlı olmayacak, biri aşarsa muhtemelen olabilecektir. Bu sonuçlar döviz istikrarı ile ilgili yapılan diğer çalışmalardan farklı, Harberger’inki ile uyumludur. Geleneksel yoruma göre; istikrar ve istikrarsızlık arasındaki çizgi, ürünler sabit maliyetle üretilip satıldığında iki ithalat talep esnekliğinin bire eşit olduğu noktadaydı. Kur istikrarı ile ilgili tartışmaların sonuçları, bizim ve Harberger’ in çalışmasında farklıdır. *Çünkü biz gelirdeki değişimlerin talep şedülüne etki etmesine izin verdik*, diğerleri buna izin vermediler. Gelirdeki değişimlerin yol açtığı talep değişimleri istikrarsızlık yapar. Gelir değişimleri tarafsız bir durumu istikrarsız hale getirecektir. İstikrarlı ve istikrarsız sistem arasındaki çizgi, geleneksel görüşün öne sürdüğünden daha yüksek bir talep esnekliğinde vuku bulur. Bir bütün olarak ekonomik sistem her iki talep elastikiyeti toplamı birden büyük olmadıkça, muhtemelen önemli ölçüde birden büyük olmadıkça, istikrarlı olmayacaktır” (LAURSEN-METZLER, 1950, s.296-297).<sup>2</sup>

Burada ulusal paranın satın alma gücünde vuku bulacak dalgalanmalar neticesinde ortaya çıkan gelir değişimlerinin, talep şedülüne etki etmesine izin verilmesi ile ortaya çıkacak olan sonuç, şöyle özetlenebilir. Ticaret haddindeki hareketler, reel gelirde değişimlere neden olur. HLM Hipotezi'ne göre, reel gelir değişimleri ekonominin harcama ve tasarruf yapısını değiştireceği için, ekonomi yeni bir denge noktasına gelecektir. Harberger (1950) ile Laursen-Metzler'e (1950) göre; geleneksel görüş

<sup>2</sup> Yazarlar geleneksel yorum olarak adlandırdıkları düşüncenin Alfred Marshall'ın 1897 tarihli “Pure Theory of International Trade” adlı kitabına dayandığını, A.Marshall'ın de 1923 tarihli “ Money, Credit and Commerce” adlı kitabında istikrarlı durumda iki talep esnekliği toplamının birden büyük olduğuna dikkat çektiğini, makalelerinin 297. sayfasındaki 5 nolu dipnotta belirtmektedirler.

Kritik Elastikiyetler Şartı'nı açıklarken üstü kapalı bir varsayıma gitmiştir. Bu varsayım, gelirin tamamının harcadığı yani Say Kanunu'nun geçerli olduğu varsayımdır. Ekonomi bir ticaret haddi hareketi nedeniyle reel gelirinde meydana gelebilecek bir değişime, tasarruflarını ayarlayarak uyarlanabilir. Ticaret haddinde meydana gelecek pozitif (negatif) bir şok, harcamaların gelir içerisindeki payını azaltır (arttırır), tasarrufların payını ise arttırır (azaltır). Daha teknik bir ifadeyle söylenirse, HLM Hipotezi'ne göre reel emme kapasitesinin reel gelir esnekliği birden küçük, tasarrufların reel gelir esnekliği ise birden büyüktür. Bu durum, şu şekilde tanımlanabilir;

“Reel gelir ithalat fiyatlarındaki bir yükseliş nedeniyle azaldığında, reel emme kapasitesi de daha az bir oranda olmak üzere azalır. Bunun nedeni marjinal harcama veya emme eğiliminin birden küçük olmasıdır. Reel emme kapasitesinin reel gelir esnekliği ne kadar küçükse, HLM Etkisi o kadar büyüktür” (MURSHED, 1997, s.24-25).

Öyleyse, pozitif bir ticaret haddi şoku halinde harcama akımından tasarruf şeklinde bir sızıntı olacak, negatif bir ticaret haddi şoku halinde ise tasarruflardan harcama akımına doğru bir genişleme olacaktır. Daha genel olarak vurgulanırsa, ticaret haddi şokları yalnız ikame etkisi değil aynı zamanda bir gelir etkisi ortaya çıkarır. İkame etkisi, nispi fiyatı azalan malın nispi fiyatı artan mal yerine ikame edilmesinden ibarettir. Gelir etkisi ise ekonominin harcama ve tasarruf yapısını değiştireceği için istikrarsızlık yaratacaktır. Bu durumda, sistemin istikrarı için iki ithalat talep esnekliği toplamının gelir etkisi nedeniyle ortaya çıkacak istikrarsızlığı dengeleyecek kadar büyük olması gerekmektedir. Harberger (1950) ile Laursen-Metzler'e (1950) göre; önemli ölçüde birden büyük olması gerekmektedir.

Gelir etkisi, ekonomideki tasarruf ve harcama yapısını değiştireceği için, ekonomideki toplam çıktı ile toplam talep seviyelerini de etkileyecektir. Ticaret haddindeki pozitif (negatif) bir şok, marjinal tasarruf eğilimini arttıracığı (azaltacağı) için, veri gelir seviyesinde toplam tasarruflar yükselir (azalır). Toplam tasarrufların yükselmesi (azalması) ise ekonomideki çıktı seviyesinin azalmasına (artmasına) yol açar. Bu mekanizmaya, İktisat literatüründe “Tasarruf Paradoksu” adı verilir. Tasarruflar ve harcamalar arasında ödünleşme olması, Laursen-Metzler'in (1950) ifadeleri ile, toplam

talebin hem bileşimini hem de seviyesini değiştirecektir. Toplam talep seviyesindeki değişimler ise, fiyat seviyesini etkileyebilir.

Gelir etkisinin ekonomideki çıktı seviyesi ile birlikte toplam talep seviyesini de değiştirmesi, Marshall-Lerner Koşulu'nu bir adım öteye götürür. Arz miktarındaki yüzde değişimin fiyattaki yüzde değişime oranı şeklinde hesaplanan ithal ve ihracat malları arz esnekliklerinden en az birisi, gelir etkisi nedeniyle sonsuz esnek olmayacaktır. Bu durumun nedeni, hem arz miktarının hem de fiyatların değişmesidir. O halde, Marshall-Lerner şartı tanımlanırken kullanılan “*ithal ve ihracat malları arzlarının yurtiçi fiyat esnekliklerinin sonsuz olması varsayımı*” gerçekçi değildir. Ulusal paranın satın alma gücünde meydana gelecek olan bir azalışın, dengede olan bir Ödemeler Bilançosunu olumlu yönde etkileyebilmesi, ihracat ve ithalat talep esneklikleri toplamının *sonsuz olmayan* arz esnekliğinden veya esnekliklerinden doğacak istikrarsızlıkları giderecek kadar büyük olmasına bağlıdır.

“Metzler (1948) Kritik Elastikiyetler Koşulu'nu daha spesifik olarak formüle eder ve “Ödemeler Bilançosunun Döviz Kuru Esnekliği” adını verir. Metzler'in (1948) formülasyonu şu şekildedir” (İYİBOZKURT, 1982, s.84).

$\beta_x$  = İhracat Malları Arz Esnekliği

$\beta_m$  = İthal Malları Arz Esnekliği

$$\epsilon_o = \frac{[(n_m * n_x) * (1 + \beta_m + \beta_x)] + [(\beta_m * \beta_x) * (n_m - n_x - 1)]}{[(n_x + \beta_x) * (n_m + \beta_m)]} \quad (1.3.0)$$

Metzler'e (1948) göre; ancak (1.3.0) eşitliğinden elde edilen sonuç pozitif ise, ulusal paranın değer kaybı Ödemeler Bilançosu'nda olumlu bir değişime neden olacaktır.

Ulusal paranın satın alma gücünde meydana gelecek değişimler, ekonominin yalnız talep yönünü değil, arz yönünü de etkilemektedir. Arz yönünde meydana gelecek etkiler ise, yalnızca sözü edilen gelir-harcama-tasarruf akımındaki değişimler ile sınırlı değildir.

Reel gelir deęişimleri, emeğin çalışıp-çalışmama tercihi (labor-leisure time) ve sermayenin gölge fiyatı (Tobin q) gibi deęişkenler vasıtasıyla da, ekonomideki çıktı ve yatırım seviyesini etkileyebilmektedir. Sonuç olarak, HLM Hipotezi'nin Marshall-Lerner Koşulu'na ekonominin arz cephesini de dahil ettiği vurgulanabilir.

#### 14. Satın Alma Gücü Paritesi

Satın Alma Gücü Paritesi (SAGP) şu şekilde tanımlanmaktadır;

“Tek Fiyat Yasası olarak bilinen kavram, ülke paraları arasındaki döviz kurunu o ülkelerin genel fiyat seviyeleri ile ilişkilendirir. İki ülke parasına ait döviz kurlarının oranı, iki ülkedeki mal fiyatları oranına eşittir. İşte bu kurala Satın Alma Gücü Paritesi denir. ...SAGP'ni etkileyen faktörler arasında, enflasyon oranı ile dış ticarete açık olan ve dış ticareti yapılmayan malların nispi fiyatlarındaki deęişimler sayılabilir...” (SAVAŞ, 1998, s.284).

Bu tanımlamadan sonra aşağıdaki eşitlik (1.4.0) elde edilebilir.

$R_A$  ; A Ülkesinde B Ülkesinin Parasının Deęeri

$P_A$  ; A Ülkesindeki Genel Fiyat Seviyesi

$R_B$  ; B Ülkesinde A Ülkesinin Parasının Deęeri

$P_B$  ; B Ülkesindeki Genel Fiyat Seviyesi

$$\frac{R_A}{R_B} = \frac{P_A}{P_B} \quad (1.4.0)$$

(1.4.0)'daki eşitlik, Satın Alma Gücü Paritesi olarak adlandırılmaktadır.

#### 15. HLM Etkisi ve Satın Alma Gücü Paritesi

Genel fiyat seviyesi, belirli bir mal ve hizmet demetinin değeridir. Sözü edilen mal ve hizmet demeti, ithal ve ihraç malları ile dış ticarete konu olmayan mal ve hizmetlerden

oluşur. Bu nedenle, bir ekonominin ticaret haddinde meydana gelecek değişimler, söz konusu ekonomideki genel fiyat seviyesini etkileyecektir. Bu etkinin gücü, fiyatı değişen mal ve hizmet türünün, sözü edilen mal ve hizmet demeti içerisindeki ağırlığına bağlıdır. Bu durumda, SAGP ile HLM Hipotezi arasında bir ilişkinin ortaya çıkması kaçınılmazdır.

SAGP'ne göre; iki ülkedeki genel fiyat seviyeleri arasındaki oran, iki ülkedeki döviz kurları arasındaki orana eşittir. Genel fiyat seviyeleri arasındaki oranın herhangi bir nedenle değişmesi, döviz kurları arasındaki oranı da değiştirecektir. Şimdi, bu değişimlerin harcama demetini nasıl etkileyeceği sorulabilir. Laursen-Metzler'e (1950) göre; harcamaların bileşimi ortaya çıkacak ikame nedeniyle mutlaka değişecektir. Ancak, harcama miktarı da değişecektir. Genel fiyat seviyesi ile döviz kuru değiştiği için reel gelir de değişir. HLM Hipotezi'ne göre; reel gelir değişimleri ile gelirin harcanan kısmı arasında negatif bir korelasyon vardır. Bu durumda, reel gelirin azalması sonucu ithalatta ortaya çıkması beklenen azalış, tasarruflarla finanse edilebilecektir. Sözelimi, dış ticaret dengesi, dış fiyat seviyesinin iç fiyat seviyesinin altında olması nedeniyle açık vermektedir. Bu açığın giderilmesi için SAGP uyarınca döviz kurunun yükselmesi gerekir. HLM Hipotezi'ne göre; döviz kurundaki yükseliş, reel geliri azaltarak gelirin harcanan kısmını yükseltecektir. Harcamalardaki artışın bir kısmı, marjinal ithalat eğiliminin büyüklüğüne bağlı olarak, tekrar ithalata yönelecektir. Sonuç olarak, Dış Ticaret Dengesi'ndeki açığın küçülmesine rağmen tamamı ile ortadan kalkmayacağı bir durum ortaya çıkabilir. Bu durumun nedeni, ithalat harcamalarının tasarruflarla finanse edilebilmesidir.

## 16. HLM Etkisi ve Yatırım-Çıktı Davranışları

Ne Harberger (1950) ne de Laursen-Metzler (1950), doğrudan bir şekilde yatırımlar ile ilgilenmemiştir. Analize yatırımların dahil edilmesi, tasarruf-yatırım mekanizmasının da derinden incelenmesini gerektirir. Onların vurguladığı temel husus, marjinal harcama eğiliminin dinamik olması nedeniyle çıktı seviyesinin değişebileceğidir. Ancak ticaret haddi şoklarının, yatırım ve çıktı seviyeleri üzerinde bazı ikincil etkilere de neden olabileceği ileri sürülmektedir. Daha sonra yapılan bazı çalışmalar (Sen-Turnovsky (1989), Serven (1999)), analize yatırım ve istihdam seviyesini de dahil etmişlerdir. Ticaret haddindeki değişimlerin yatırım ve çıktı davranışları üzerindeki ikincil etkileri,



sermayenin gölge fiyatı (Tobin  $q$ ) ve emeğin çalışıp-çalışmama tercihi (labor-leisure time) vasıtasıyla izlenmektedir.

a) Tobin  $q$

Ekstra sermaye ve işgücü yüklemenin firmalar için herhangi bir maliyeti olmaması durumunda, firmalar karlarını aşağıdaki kar fonksiyonu (1.6.1) uyarınca maksimize etmeye çalışırlar. Bu kar fonksiyonunun, sermaye stoğuna göre kısmi türevinin alınarak sıfıra eşitlenmesi (birinci merteye koşulu), firmaların veri faiz oranı seviyesinde kullanması gereken optimal sermaye stoğunu verir (ikinci merteye koşulunun sağlanması varsayımı altında). Benzer işlemlerin istihdam seviyesi için yapılması ile de kullanılacak optimal işgücü miktarı belirlenir. Firmanın karını maksimize etmesi için kullanacağı optimal sermaye stoğu şu şekilde hesaplanabilir.

$Q$  = Çıktı Seviyesi

$A$  = Verimlilik Düzeyi

$N$  = Üretimde Kullanılan İşgücü Miktarı (İstihdam Seviyesi)

$K$  = Üretimde Kullanılan Sermaye Stoğu

$w$  = İşgücüne Ödenen Parasal Ücret

$r$  = Sermaye İçin Ödenen Faiz Oranı

$P$  = Birim Çıktının Fiyatı

$\pi$  = Kar Fonksiyonu

$$Q = AF(N, K) \quad (1.6.0)$$

$$\pi = PQ - wN - rK \quad (1.6.1)$$

$$\pi = PAF(N, K) - wN - rK \quad (1.6.2)$$

$$\frac{\delta\pi}{\delta K} = PAF_K(N, K) - r = 0 \quad (1.6.3)$$

$$r = PAF_K(N, K) \quad (1.6.4)$$

(1.6.4) maksimizasyon için gerekli ikinci merteye koşulunun sağlanması varsayımı altında, söz konusu firmanın sermaye talebini göstermektedir. Söz konusu firma, benzer şekilde belirleyeceği işgücü talebi ile birlikte kendisine maksimum kar sağlayacak üretim

seviyesine ulaşacaktır. Söz konusu firma, ücret ve faiz oranında meydana gelecek değişimler karşısında kullanmakta olduğu işgücü miktarı ve sermaye stoğunu değiştirecektir. Ücretlerin düşmesi durumunda işgücünü arttırmanın ekstra bir maliyeti olmasa da, faiz oranının düşmesi durumunda sermaye yüklemenin ekstra bir maliyeti olacağı düşüncesi “Sermaye Yükleme Maliyeti” kavramını doğurmuştur.

Tobin (1969), yatırımların sermayenin piyasa değerinin sermaye yenileme maliyetine oranı şeklinde hesaplayarak  $q$  adını verdiği değişkenin, pozitif bir fonksiyonu olduğunu öne sürmüştür ( $q = \text{sermayenin piyasa değeri} / \text{sermaye yenileme maliyeti}$ ).

Sermaye Yükleme Maliyeti'nin (Obstfeld-Rogoff (1999),  $I$  sembolünü  $K_{t+1} - K_t$  olarak tanımlayarak,  $\chi I^2 / 2K$  şeklinde göstermektedir) çıktı denklemine dahil edilmesi, çıktı denklemini aşağıdaki hale getirir.

$$Q = AF(N, K) - \chi I^2 / 2K \quad (1.6.5)$$

Yeni çıktı denkleminin firmanın cari ve gelecek dönemlerdeki iskonto edilen karları toplamını maksimum yapacak şekilde çözülmesi, HLM Hipotezi'ne yatırımların dahil edilmesine olanak verecektir.

Obstfeld-Rogoff (1999, s.106), yeni çıktı denklemini Lagrange Metodu ( $\lambda$ ) ile çözerek aşağıdaki sonuçlara ulaşırlar.

$$\frac{\delta \lambda_t}{\delta I_s} = 0 \text{ (Birinci Mertebe Koşulu)}$$

$$-\frac{\chi I_s}{K_s} - 1 + q_s = 0 \quad (1.6.6)$$

$$I_s = \frac{q_s - 1}{\chi} K_s \quad (1.6.7)$$

“Söz konusu firma, yükleme maliyetlerinin olmaması varsayımı altındaki noktada  $[(r = PAF_K(N, K))]$  kullandığı sermaye stoğu seviyesini, artık sürdürmeyebilecektir.  $q_s$



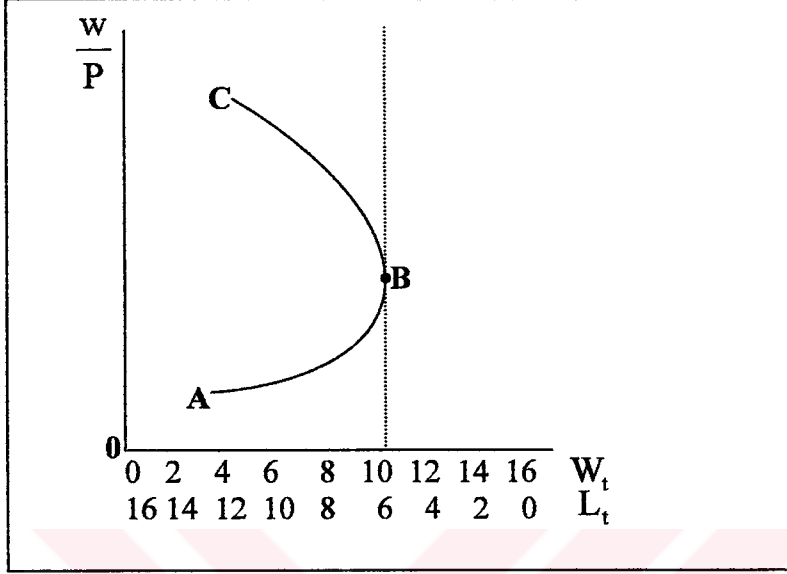
s dönem sonunda sermayenin gölge fiyatı olarak yorumlanabileceği için, (1.6.7) eşitliği, sermayenin gölge fiyatının yatırımların marjinal maliyetine eşit olduğunu ve yatırımların ancak yüklenen sermayenin gölge fiyatı birden büyükse pozitif olacağını göstermektedir” (OBSTFELD-ROGOFF, 1999, s.107).

Görüldüğü üzere yükleme maliyetlerine konu olsun yada olmasın sermayenin gölge fiyatındaki değişimler, yatırımlar üzerinde etkili olmaktadır. Ticaret haddindeki değişimler, tasarruflar yolu ile faiz oranlarını etkileyebileceği gibi ithal mallarının sermaye yoğunluğuna sahip olması nedeniyle de yatırımları etkileyebilir. Ancak, HLM Etkisi ile ilgili olarak yapılan çalışmaların önemli bir kısmında, gerek “Küçük Açık Ekonomi Varsayımı” ile gerekse ticaret haddi şoklarının tasarruflar üzerinde çok küçük ve anlık etkilere sahip olduğu varsayımı ile yatırımlar dışlanmıştır. Ticaret haddi şoklarının tasarruflar üzerindeki etkisi çok küçük ve anlık olunca, faiz oranındaki değişimler de çok düşük ve kısa süreli olacaktır. Muhtemelen pozitif bir ticaret haddi şokuna cevaben faiz oranlarında meydana gelecek düşüş, sermaye yükleme maliyeti nedeniyle pozitif yatırımı cezp etmeyecek büyüklükte olacaktır. Olivei (2000, s.14), A.B.D’nin 1960-1998 dönemine ait veri setini kullanarak, Cari İşlemler Hesabı’nın dengelenmesinde yatırım ve tasarruf davranışlarının rolünü incelemiştir. Bu çalışmadan ortaya çıkan iki temel sonuç, şu şekilde özetlenebilir. Birincisi, tasarruflardaki beklenmeyen değişimler sürekli olma eğilimindedir. Bu durum yatırımlarda da aynı yönde uzun dönemli değişimlere yol açarak, dengeyi düzenlemektedir. İkincisi, yatırımlardaki anlık değişimler sonraki dönemlerde tersine dönme eğilimindedir. Olivei’nin (2000) ortaya koyduğu sonuçlar, tasarruf ve yatırım davranışlarındaki değişimlerin, uzun dönemde yalnız yatırımlar tarafından dengelendiğini göstermektedir. Literatürde HLM Etkisi’nin anlık bir etki olduğu konusunda oluşan konsensüs de, analizden yatırımların dışlanması kolaylaşmaktadır.

#### *b) Çalışıp-Çalışmama Tercihi*

Ticaret haddindeki değişimler, genel fiyat seviyesini değiştirdiği için reel ücretlerde değişir. Pozitif bir ticaret haddi şoku durumunda, fiyatlar genel seviyesi düşeceği için reel ücretler artacak, negatif bir ticaret haddi şoku durumunda ise fiyatlar genel seviyesi yükseleceği için reel ücretler azalacaktır. Sonuç olarak, reel ücretlerdeki değişim,

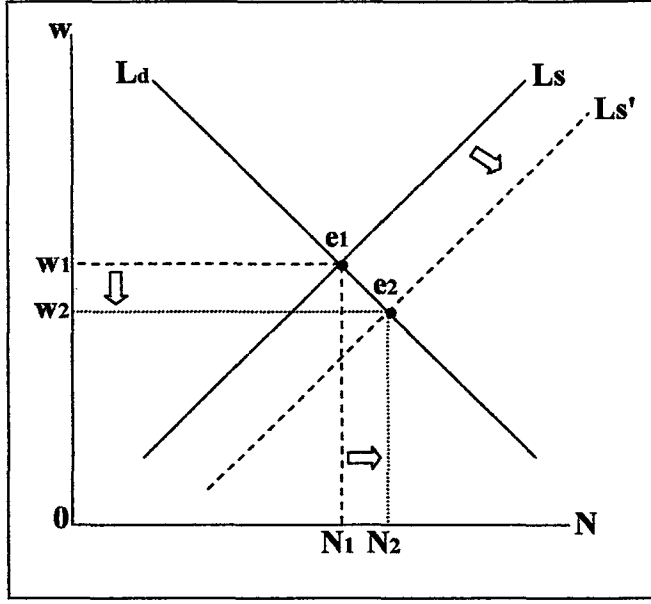
istihdam hacmini deęiştirerek çıktı seviyesini etkileyebilecektir. Reel ücretlerdeki deęişimlerin, emek arzı ve istihdam seviyesi üzerindeki etkileri şu şekilde gösterilebilir.



**Şekil: 2**  
**Emek Arz Eğrisi**

Reel ücretlerdeki ( $w/p$ ) deęişimlerin emek arzı üzerindeki etkisi, deęişkendir. Şekil 2'de gösterilen A ve B noktaları arasında, emek arzının reel ücret esneklięi pozitifdir. Reel ücretlerdeki deęişim ile çalışma süresindeki ( $w_t$ ) deęişim aynı yödedir. Reel ücretlerdeki bir artış, bireylerin çalışma arzusunu artırırken, reel ücretlerdeki bir azalış, bireylerin çalışma arzusunu kırarak, boş vakit tercihini ( $l_t$ ) arttıracaktır. B noktasında, reel ücret deęişimlerinin bireylerin çalışıp-çalışmama tercihi üzerinde hiçbir etkisi olmayacaktır. B ve C noktaları arasında ise reel ücretlerdeki deęişim ile çalışma süresi arasında negatif bir ilişki vardır. Reel ücret artışları, çalışma süresini azaltırken, reel ücret azalışları çalışma süresini arttırmaktadır. B noktası veya B ve C noktaları arasındaki bir arz eğrisi, ekstremum bir durumu temsil eder. Bu nedenle, arz eğrisinin A ve B noktaları arasında olduğunun varsayılması, daha gerçekçi olacaktır.

Emek talebi veri iken, istihdam hacmi ( $N$ ) şu şekilde belirlenir:



**Şekil: 3**  
**Emek Piyasası Dengesi**

Başlangıçta, emek piyasası  $(w_1, N_1)$  koordinatlarında dengededir. Pozitif bir ticaret haddi şoku neticesinde fiyatlar genel seviyesinin düşmesi,  $w_1$  parasal ücret seviyesindeki reel ücretleri arttırdığı için emek arzı artmıştır. Pozitif bir ticaret haddi şoku neticesinde, emek piyasası dengesi  $(w_2, N_2)$  koordinatlarında gerçekleşir. Sonuç olarak pozitif bir ticaret haddi şoku, istihdam seviyesini arttırmıştır. İstihdam seviyesindeki bu artış, üretim fonksiyonu uyarınca çıktıyı arttırabilecektir. Negatif bir ticaret haddi şoku ise ters etkilere neden olmaktadır.

Emek talebinin de reel ücretin bir fonksiyonu olduğu vurgulanarak, istihdam seviyesinin değişmeyeceği öne sürülebilir. Bu itirazın önüne geçebilmek için bazı özel varsayımların yapılması gerekir. Bu varsayımlardan en önemlisi, fiyatlar genel seviyesindeki düşüşün, yalnız ithal mallarının fiyatlarındaki azalıştan kaynaklandığını kabul etmektir. Dış ticarete konu olmayan mallar ile ihraç mallarının fiyatında gözle görülür bir azalış olmadığı için, bu malların üretimini yapan yurtiçi endüstrilerin emek talebi değişmeyecektir. İthal mallarının fiyatındaki azalışın diğer endüstrilere olan etkisi, ithal mallarla diğer mallar arasındaki dönem içi (intratemporal) ve dönemler arası (intertemporal) ikame esnekliğine bağlıdır. Kıpıcı (1996, s.8), literatürde bu esneklikler ile ilgili bir konsensüs olduğunu vurgulayarak, ampirik çalışmalarda bu esnekliklerin 0.5

ve 1 arasında kabul edildiğini belirtir. Stockman-Tesar'ın (1990) 0.5, Mendoza'nın (1992), diğer çalışmaları da referans göstererek, 0.5 ve 1 arasında değerler kullanmasını da örnek gösterir. İkame esnekliğinin düşük olması, diğer endüstrilere olan etkinin de düşük olması anlamına gelir. Bu durumda bu endüstrilerin emek talebindeki azalışın, emek arzındaki artıştan daha az olacağı ve istihdam seviyesinin etkilenebileceği varsayılabilir. Ancak bu etkinin gücü, bazı özel varsayımlara bağlı olmakla birlikte ticaret haddi şokunun devam süresine de bağlıdır. Ampirik çalışmalar, her şeye rağmen ticaret haddi şokları ile yatırım ve çıktı seviyesi arasında ilişki olduğunu göstermektedir<sup>3</sup>. Bu konu, Literatür Bölümünde daha geniş bir şekilde tartışılacaktır.



---

<sup>3</sup> Daha önceki kısımlarda (1.1) vurgulandığı gibi, Mendoza (1995, s.130) %1 oranındaki pozitif bir ticaret haddi şokunun çıktığı %0.6, yatırımları %1.5 arttırdığını rapor etmiş, Otto (2003, s.176) ise aynı güçteki bir ticaret haddi şokunun, 15 OECD ve 23 gelişmekte olan ekonomide reel çıktı artışına neden olduğu sonucuna ulaşmıştır.

## İKİNCİ BÖLÜM

### 2. LİTERATÜR

#### 20. Genel Bir Değerlendirme

A.C.Harberger-S.Laursen-L.A.Metzler'in 1950 yılında ortaya attığı hipotez, değişik dönemlerde farklı modeller içerisinde test edilmiştir. Farklı modeller, her geçen gün genişletilmiş ve hipotezin test edilmesinden ziyade ticaret hadleri ile ticari denge arasındaki mekanizmanın ortaya konulması amaçlanır hale gelmiştir.

Başlangıçta Keynesyen Gelir-Harcama analizi kullanılarak ortaya konan hipotez, 1970'lerdeki petrol krizlerinden sonra ekonomistlerin ilgisini çekmeye başlamıştır.

Maurice Obstfeld'in (1982) öncülüğünde, HLM Hipotezi'nin test edilmesinde Keynesyen analiz terk edilerek, dönemler arası optimizasyon odaklı Deterministik Perfect Foresight modelleri kullanılmaya başlanmış ve analiz Dış Ticaret Dengesi'nin üst yapısı olan Cari İşlemler Dengesini kapsayacak şekilde genişletilmiştir. Lars Svensson-Assaf Razin (1983), nominal ve reel ticari denge ayrımını bu modeller içerisinde ilk kez yaparken, Partha Sen-Stephan Turnovsky (1989), ilk kez sermaye birikiminin rolü ile çalışıp-çalışmama tercihinin rolünü sorgulamışlar ve yatırımları analize dahil etmişlerdir. Deterministik modellerde HLM Etkisi'nin geçerliliği, ticaret haddi şoklarının devam süresi ile modelin spesifikasyonuna bağlıdır. Sabit bir zaman tercih oranı (rate of time preference) altında, ticaret haddi şokunun devam süresi ne kadar kısa ise HLM Etkisi o kadar güçlüdür. Anlık bir ticaret haddi kötüleşmesi karşısında, ekonomi ulusal gelir tahmini ile tüketim yapısını revize edene kadar, mevcut durağan durum (steady state) fayda seviyesini sürdürebilmek için dışardan borç alacak ve cari işlemler kötüleşecektir. Sürekli bir ticaret haddi kötüleşmesi durumunda ise, ulusal gelir tahmini ile tüketim planı

yeni duruma uyum sağlayacak şekilde revize edileceğinden, ticaret haddi şoklarının cari işlemler üzerinde hiçbir etkisi olmayacaktır.

1980'lerdeki deterministik modellerin yerini, 1990'larda stokastik modeller almıştır. David Backus ve diğerleri (1994) ile Enrique Mendoza (1995), gerçek verilerin deterministik modelleri yalanladığını öne sürerek, bu modellerin gerçek dünyayı yansıtmadığını ortaya koymuştur. Stokastik modeller kullanılarak yapılan analizlerde, model gerçek veriler ile karşılaştırılarak test edilmeye başlanmıştır. Bu karşılaştırmanın amacı; ticari denge-ticaret haddi mekanizmasının ortaya konulma çabasıdır. Stokastik modellerde HLM Hipotezi'nin geçerliliği konusunda, deterministik modellerde olduğu gibi bir konsensüs mevcut değildir. Stokastik modellerde HLM Etkisi'nin geçerliliği, şokların devam süresinden bağımsızdır. Bu modellerde ticaret haddi-ticari denge ilişkisi, ticaret haddi şoklarının yapısı ile teknoloji parametrelerinin değerine bağlıdır. Stokastik modellerde gerçek verilerin kullanım alanı, genellikle ticari denge-ticaret haddi korelasyonu ile dönemler arası ve dönem içi ikame esnekliklerinin (ihraç malları-ithal malları-ticareti yapılmayan mallar arasındaki) hesaplanması ile sınırlıdır.

Son dönemlerde, modern zaman serisi tekniklerinin kullanılmaya başlanması ile güncel verilerin kullanım alanı da genişlemiştir. Glenn Otto (2003), 15 küçük OECD ekonomisi ve 40 tane gelişmekte olan ekonomi için yapısal VAR modelini kullanarak, HLM Hipotezi'nin genel geçerliliğini test etmiştir.

## 21. Literatür Taraması

Obstfeld (1982), modern fayda maksimizasyonu çatısı altında HLM Hipotezi'nin geçerliliğini sorgulayan ilk yazardır. Obstfeld (1982), HLM Hipotezi'nin, reel gelir ve tüketim arasında istikrarlı bir ilişki olduğunu ve bireylerin reel gelirden ortaya çıkacak bir azalış karşısında harcamaları ile birlikte tasarruflarını kademeli olarak azaltacaklarını öngören, "Keynesyen Temel Psikoloji Yasası" üzerine oturtulduğunu vurgulamış ve HLM Hipotezi'nin nasıl tersine çevrilebileceğini deterministik bir model içerisinde sorgulamıştır.

Obstfeld (1982, s.252), yukarıdaki öngörünün beklenen değişimler için geçerli olabileceğini, beklenmeyen sürekli bir reel gelir değişimi durumunda ise geçerli olamayacağını belirtmiştir. Obstfeld (1982, s.264), Laursen-Metzler'in (1950) odaklanmış olduğu Keynesyen tüketim fonksiyonunun, reel gelir ve harcamalar arasında mekanik bir ilişki olduğu varsayımına dayandığını vurgulamıştır. Bu mekanik ilişkiye göre; bireyler bir ticaret haddi kötüleşmesine cevaben harcamaları ile birlikte tasarruflarını azaltarak tüketim yapılarını düzenlemektedirler (Bu motif, consumption-smoothing olarak adlandırılır). Bu durumda, bir ticaret haddi kötüleşmesi cari işlemler açığına yol açmaktadır. Oysaki Obstfeld (1982, s.264), harcamaların yalnız reel gelirdeki beklenen değişimlere karşı düzenli tepkiler vereceğini ve bireylerin gelecekteki tüketim yapılarını önceki gelir seviyelerinden ilişkisiz olarak belirleyeceklerini savunur. Obstfeld (1982) kurgusunun üstü kapalı bir varsayıma dayandığı öne sürülebilir. Obstfeld (1982) kurgusu, M.Friedman'ın Sürekli Gelir Hipotezi'ne (Permanent Income Hypothesis) dayanmaktadır. Bu hipoteze göre; reel servetin bir hedef seviyesi vardır. Bireyler, servetin (W) belirli bir bölümünü tüketmektedirler (C). Bu hipoteze göre; herhangi bir t dönem tüketiminin ( $C_t$ ) değeri " $C_t = \frac{r}{1+r} W_t$ " ifadesinin değerine eşittir (r sembolü, dünya faiz oranını temsil etmektedir). Obstfeld (1982), zaman tercih oranının faydanın artan bir fonksiyonu olması varsayımı altında; bireylerin bir ticaret haddi kötüleşmesi karşısında reel servetin hedef seviyesine yakınsamak için harcamalarını kısarak tasarruflarını arttıracaklarını savunmaktadır (Bu motif, consumption-tilting olarak adlandırılır). Bu durumda; beklenmeyen sürekli bir ticaret haddi kötüleşmesi, cari işlemler fazlasına yol açacaktır. Harberger (1950) ile Laursen-Metzler (1950) kurgusu ise F.Modigliani-R.Brumberg'in Yaşam Döngüsü Teorisi (Life-Cycle Theory) ile açıklanabilir. Bu teoriye göre; gelir ile tasarruflar pozitif ilişkilidir. Bir ticaret haddi kötüleşmesi, ihracatın satın alma gücünü azaltacağı için reel gelir azalacak, Yaşam Döngüsü Teorisi'ne göre azalacak tasarruflar ise cari işlemler açığına yol açacaktır.<sup>4</sup>

Svensson-Razin (1983), deterministik bir model içerisinde optimizasyon davranışlarını varsayarak, anlık ve sürekli ticaret haddi şoklarının nominal ve reel ticari denge üzerindeki etkilerini analiz ettiler. Çalışmalarında anlık ve sürekli ticaret haddi

<sup>4</sup> Yaşam Döngüsü Teorisi'nin 1954 yılında, yani HLM Hipotezi'nden sonra ortaya atıldığının vurgulanması gerekir. HLM Hipotezi ile Yaşam Döngüsü Teorisi'nin bağdaştırılmasının amacı; hem Obstfeld'in (1982) hem de HLM Hipotezi'nin öngördüğü tasarruf davranışlarının, teorik temellere dayandırılmak istenmesidir.



değişimleri arasındaki farkı vurgulayarak, Obstfeld (1982) kurgusunu bir adım öteye taşıdılar.

Svensson-Razin (1983, s.99-100), nominal ticari dengede ticaret haddindeki kötüleşmeler nedeniyle ortaya çıkan değişimleri, üç farklı etkiye ayırmaktadır.

- i) Direkt etki : Net ihracat vektörünün yeniden değerlendirilmesine dayanır.
- ii) Tüketim üzerinde servet etkisi : Ticaret haddi kötüleşmesinin serveti azaltmasına dayanır.
- iii) Tüketimde tam ikame etkisi : Dönem içerisinde yada dönemler arasında, nispi fiyat değişimleri nedeniyle oluşur.

Genellikle bu etkilerin toplamı belirsiz yönlüdür. Ancak direkt etki ve servet etkisinin toplamı, anlık bir ticaret haddi kötüleşmesi için negatif, future bir ticaret haddi kötüleşmesi için pozitifdir.

Reel ticari dengede ticaret haddindeki değişimler nedeniyle ortaya çıkan değişimler, yine üç farklı etkiye ayrılabilir.

- i) Çıktının reel değerindeki değişim
- ii) Reel harcamalar üzerinde servet etkisi
- iii) Dönemler arası ikame etkisi

Ticaret haddindeki anlık bir kötüleşme ise iki etki doğurmaktadır.

- i) Reel gelirden anlık bir düşüş
- ii) Reel faiz oranında bir değişim

Anlık bir ticaret haddi kötüleşmesi durumunda, ticari denge üzerindeki direkt etki ve servet etkisinin toplamı negatifken, ikame etkisinin yönü belirsizdir. 2. dönemde ticaret haddi kötüleşmesi için direkt etki sıfır, servet etkisi ise pozitifdir. Böylece ikame etkisi göz ardı edilirse, anlık cari bir ticaret haddi kötüleşmesi için ticari denge kötüleşecek,



future bir ticaret haddi kötüleşmesi için ise iyileşecektir. Sürekli bir ticaret haddi kötüleşmesi için ticari denge üzerindeki direkt etki ve refah etkisi belirsizdir.

Svensson-Razin (1983, s.97), anlık (future) bir ticaret haddi kötüleşmesinin ticari dengede bir kötüleşme (iyileşme) anlamına geldiği, sürekli bir ticaret haddi kötüleşmesinin ticari denge üzerindeki etkisinin ise, zaman tercih oranına bağlı olarak değişebileceği sonucuna ulaşırlar. Reel faiz oranını sabit bırakan sürekli bir ticaret haddi kötüleşmesi, gelecekte marjinal harcama eğiliminin yükselip yükselmeyeceğine, şimdiki marjinal harcama eğiliminin düşüp düşmeyeceğine, şimdiki ve gelecekteki marjinal harcama eğiliminin eşit olup olmayacağına, zaman tercih oranının servet etkisiyle uygun olarak yükselmesine yada düşmesine bağlı olarak, ticari dengede bir kötüleşmeye yada iyileşmeye neden olacaktır.

Persson-Svensson (1985), bir Overlapping Generations Model içerisinde, sermaye birikimine de izin vererek HLM Etkisi'nin var olup olmadığını analiz ettiler. Bu analizden ortaya çıkan sonuca göre; HLM Etkisi'nin varlığı, ticaret haddi şoklarının süresine ve bu şokların beklenir olup olmadığına bağlıdır.

Persson-Svensson'a göre (1985, s.56-57-58); beklenen sürekli bir ticaret haddi kötüleşmesi durumunda, 0. periyotta faiz oranı yükseldiği için tasarruflar artar. Faiz oranı yükseldiği için kullanılan sermaye stoğu 1. periyotta azalır, ücretler düşer. Bu nedenle 1. periyotta tasarruflar azalır. Tasarruflar 2. periyotta ve ilerisinde daha da azalır ancak bu azalış 1. periyottakinden azdır. Bunun nedeni ücretlerin 1. periyottakinden yüksek olmasıdır. Bu süreçte, cari işlemler şu şekilde uyarlanır: Fazla – Açık – Fazla

Beklenen anlık bir ticaret haddi kötüleşmesi durumunda yine 0. periyotta yurtiçi reel faiz oranı yükselir, tasarruflar artar. 1. periyotta kullanılan sermaye stoğu azaldığı için düşen ücretler ve azalan faiz oranı nedeniyle tasarruflar azalır. 2. periyotta ücretler daha yüksek olduğu için tasarruflar artar. Ticaret haddi şoku anlık olduğu için, elde tutulan dış varlıklar önceki uzun dönem seviyesine döner. Bu durum, cari işlemlerde şu şekilde gelişen dört dönem ortaya çıkarır: Fazla – Açık – Fazla – Açık

Beklenmeyen sürekli bir ticaret haddi kötüleşmesinin en önemli farkı, karar verme ile ilgili dönemler arası nispi fiyatların ve reel faiz oranının 0. periyotta değişmemesidir. Bu durumda sermaye stoğu sabit kalır. Böylece sermaye stoğunun değerindeki ve ücretlerdeki değişim, 1. periyotta ve sonrasında yurtiçi mal fiyatındaki düşüşlerin etkisiyle sınırlı kalır. Ücretlerdeki bu değişim, tasarrufların etkilendiği tek kanaldır. Tasarruflar ve yatırımların gelecek fiyat değişimlerinden avantaj sağlamak için değişmemesi durumunda, cari işlemlerde şu şekilde gelişen bir dönem ortaya çıkar: Açık

Beklenmeyen anlık bir ticaret haddi kötüleşmesi, farklı bir resim ortaya çıkarır. 1. periyotta yurtiçi mal fiyatı ve faiz oranı düşer. Bu durumun nedeni, ticaret haddinin önceki seviyesinde, 2. periyot ve ilerisindeki seviyesinden geride olmasıdır. Cari işlemlerdeki gelişim, önemli bir farkla beklenen anlık ticaret haddi kötüleşmesi gibidir. Bu fark 0. periyodun bu durumda yaşanmamasıdır. O halde, cari işlemlerdeki gelişim şu şekilde gösterilebilir: Açık – Fazla – Açık

Persson-Svensson (1985, s.61), Harberger (1950) ile Laursen-Metzler'in (1950) reel gelir değişimlerinin tasarruflar ve harcamalar arasında ödünleşmeye neden olacağı öngörüsünü de kendi modelleri içerisinde değerlendirmişlerdir. Sürekli bir ticaret haddi kötüleşmesi karşısındaki tasarruf davranışları, tüketimin servet esnekliğine bağlıdır. Tasarruflar, tüketimin servet esnekliği birden küçükse azalacak, bire eşitse değişmeyecek, birden büyükse artacaktır. Anlık bir ticaret haddi kötüleşmesi karşısındaki tasarruf davranışları ise tüketimin dönemler arası fiyat esnekliği ile tüketimin servet esnekliğine bağlıdır. Tasarruflar, tüketimin dönemler arası fiyat esnekliği ile tüketimin servet esnekliğinin birden çıkarılmasıyla elde edilen değer toplamı pozitifse, azalacaktır. Persson-Svensson (1985, s.61), HLM Hipotezi'nin makul parametre değerleriyle hem anlık hem de sürekli bir ticaret haddi kötüleşmesi karşısında ortaya çıkabileceği sonucuna ulaşırlar.

Sen-Turnovsky (1989), dönemler arası optimizasyon çatisına odaklı bir modelde, sermaye birikimine izin vermenin yanı sıra çalışıp-çalışmama tercihinin rolünü de vurgulayarak, emeği içselleştirirler. Bu çalışmaya göre geçiş dinamikleri, sermaye stoğunun ticaret haddi şoklarına karşı verdiği uzun dönemli tepkiye bağlıdır. Bu tepki, pozitif bir gelir etkisiyle negatif bir ikame etkisine dayanır. HLM Etkisi'nin varlığı, bu

etkilerden hangisinin baskın olduğuna bağlıdır. Gelir etkisi, ikame etkisine baskınsa HLM Etkisi ortaya çıkar.

Sen-Turnovsky (1989, s.239) dünya faiz oranlarını sabit varsaydığı için marjinal ürün koşulu, uzun dönem sermaye-emek oranının, ticaret haddinden bağımsız bir şekilde, sabit olduğunu ima etmektedir. Sermaye ve emek, emeğin marjinal ürünü ve bundan dolayı reel ücretler sabit kalsın diye aynı oranda değişir. Bundan dolayı ticaret haddi kötüleşmesinden kaynaklanan herhangi bir değişim, bir ikame etkisiyle birlikte bir gelir etkisine ayrılabilir. Bir dizi anahtar değişken için, ikame ve gelir etkisi şu şekilde özetlenebilir.

**Tablo: 1**  
**Ticaret Haddindeki Sürekli Bir Kötüleşmenin**  
**Durağan Durum Etkisi**

	İkame Etkisi	Gelir Etkisi
Yurtiçi Mal Tüketimi	+	-
İthal Mal Tüketimi	-	-
İstihdam	-	+
Sermaye/Emek Oranı	0	0
Sermaye	-	+
Çıktı	-	+
Ticari Denge	-	?
Ticareti Yapılan Bond Stoku	+	-

Kaynak: SEN-TURNOVSKY, 1989, s.240.

Sen-Turnovsky (1989, s.250) ticaret haddindeki üç tip kötüleşmeyi hesaba katmıştır; beklenmeyen sürekli, beklenmeyen anlık ve beklenen sürekli ticaret haddi kötüleşmeleri. Tüm durumlarda geçiş dinamikleri sermaye stoğunun ticaret haddi şokuna verdiği uzun dönemli tepkiye bağlıdır. Bu tepki, negatif bir ikame etkisiyle pozitif bir gelir etkisine ayrılır. Durağan durum dengesi, ekonominin başlangıç koşullarına bağlıdır. Anlık bir şok, bu koşulları değiştirerek ekonomi üzerinde sürekli etkilere yol açabilir. İkame etkisinin baskın olması durumunda, sürekli bir ticaret haddi kötüleşmesi sermaye stoğunda uzun dönemli bir azalışa yol açar. Bu durum, yatırımlarda kısa dönemli bir azalışa, cari işlemlerde ise kısa dönemli bir fazlaya neden olur. Benzer sonuçlar, cari işlemler fazlası daha az olmasına rağmen anlık bir şok içinde söylenebilir. İkame etkisinin

baskın olması halinde HLM Hipotezi reddedilir. Uzun dönem gelir etkisi baskınsa, ticaret haddi kötüleşmesi sermaye stoğunda uzun dönemli bir birikime neden olur. Bu birikim, cari işlemlerde kısa dönemli bir açığın eşlik ettiği kısa dönemli bir yatırım patlamasına yol açar. Gelir etkisinin baskın olması durumunda ise HLM Etkisi tasarruflardan ziyade yatırımlarla sürülmesine rağmen mevcuttur.

Backus ve diğerleri (1994), iki ülkeli bir stokastik büyüme modeli içerisinde, ticari dalgalanmaların yansımalarını ölçtüler. Ayrıca 11 gelişmiş ülkede, ticari denge ile ticaret haddi arasındaki korelasyonları da raporladılar. Tablo:2'de verilen korelasyonlar, karşıt korelasyonlar olup değişkenlerin hesaplanma metodu itibariyle ters işaretli olarak değerlendirilmelidir. Çalışmadan ortaya çıkan temel sonuç; ticaret haddi-ticari denge ilişkisinin kritik şekilde dalgalanmaların kaynağına bağlı olduğudur.

**Tablo: 2**  
**11 Gelişmiş Ülkede**  
**Ticaret Haddi-Ticari Denge Korelasyonları<sup>5</sup>**

Ülke	r	Dönem
A.B.D	0.27	1950:1 1990:2
Almanya	0.00	1968:1 1990:1
Avustralya	-0.09	1960:1 1990:1
Avusturya	-0.16	1964:1 1990:1
Finlandiya	-0.46	1975:1 1990:1
Fransa	-0.50	1970:1 1990:1
İngiltere	-0.54	1955:1 1990:1
İsviçre	-0.61	1970:1 1990:1
İtalya	-0.66	1970:1 1990:1
Japonya	-0.47	1955:2 1990:1
Kanada	0.04	1955:1 1990:1

Kaynak: BACKUS ve Diğ. , 1994, s.87.

Veri seti: Organization for Economic Cooperation.

<sup>5</sup> Backus ve diğerleri, ticari dengeyi net ihracatın çıktıya oranı, ticaret haddini ise ithalat deflatörü'nün ihracat deflatörüne oranının logaritması şeklinde hesaplamışlar ve tüm değişkenleri Hodrick-Prescott filtresinden geçirmişlerdir.

Korelasyonlar, HLM Hipotezi'ni destekler niteliktedir. Backus ve diğerleri (1994, s.86) veri setine göre hem ticaret haddi hem de ticari dengenin oldukça sürekli olduğunu açıklamışlardır. Backus ve diğerleri (1994, s.88-89), analize dahil ettikleri ülkelerde t dönemden 8 çeyrek dönem öncesi ve sonrası için ticari denge ( $nx_{t+k}$ ,  $-8 < k < 8$ ) ve ticaret haddi ( $p_t$ ) karşıt korelasyonlarını da raporladılar. Bu karşıt korelasyonların grafiği, literatürde "Asimetrik S Eğrisi" olarak adlandırılan biçimdedir. Karşıt korelasyonların işareti değiştirildikten sonra ortaya çıkan sonuç, şu şekilde değerlendirilebilir: Ticari denge, ticaret hadlerindeki cari (current) ve gelecek (future) hareketlerle negatif, geçmiş (past) hareketlerle pozitif korelasyonlu olma eğilimindedir. Backus ve diğerleri (1994, s.93), modelden elde ettikleri net ihracat-ticaret haddi korelasyonunun, ikame esnekliğine duyarlı olmasına rağmen negatif (gerçekte pozitif) olduğunu da açıkladılar. Korelasyon, ikame esnekliği 1.5 alındığında -0.41, 2.5 alındığında -0.05, 0.5 alındığında ise -0.80'dir. Backus ve diğerleri (1994, s.93), modeldeki bir birimlik pozitif verimlilik şokunun, yurtiçi çıktıyı artırarak nispi fiyatını düşürdüğünü de vurguladılar. Söz konusu şokun, tüketimi çıktıdaki artışın yarısından daha az artırdığını, yatırımı tüketimden daha fazla büyüttüğünü ve ticari dengenin başlangıçta açık verdiğini öne sürdüler. Ancak zaman geçtikçe yatırımlardaki artışın yok olduğu ve ticari dengenin fazlaya döndüğü sonucuna ulaştılar. Bu etki-tepki yolu, ticaret haddi ve ticari denge arasında negatif (gerçekte pozitif) korelasyona yol açmaktadır. Ekonomide verimlilik şokunun yanı sıra kamu harcamaları şokunun olması durumu da, verimlilik şoku durumunda ulaşılan genel görüntüyü pek değiştirmemektedir.

Mendoza (1995), dinamik, üç sektörlü, stokastik bir karşılaştırmalı denge modeli kullanarak HLM Hipotezi'ni test etmiştir. Çalışmada ticareti yapılmayan mallarda analize dahil edilmiştir. Mendoza (1995), modelini G-7 ülkelerinin yanı sıra 23 tane gelişmekte olan ekonominin veri setiyle de karşılaştırmıştır.

Mendoza (1995, s.102), ticaret haddi şoklarının, verimlilik şokları önemli bir rol oynamasına rağmen GSYİH ve reel döviz kuru değişkenliğinin sırası ile %45'ini ve %60'ını açıkladığını tespit etmiştir. Mendoza (1995, s.109), Granger-Sims nedensellik testine göre ihracat veya ithalatın, A.B.D ve birkaç büyük petrol ihracatçısı ülke hariç ticaret haddine neden olmadığı sonucuna da ulaşmıştır. Bu sonuç, literatürde yaygın bir şekilde kullanılan "Küçük Açık Ekonomilerde Ticaret Haddinin Dışsallığı Hipotezi" ne

önemli bir dayanak sağlar. Mendoza (1995), analize dahil ettiği ülkelerin veri setini kullanarak hesapladığı ticaret haddi-reel ticari denge korelasyonlarını da rapor etmiştir<sup>6</sup>.

**Tablo: 3**  
**G-7 ve 23 Gelişmekte Olan Ülkede**  
**Ticaret Haddi-Reel Ticari Denge Korelasyonları**

Ülke	r	Ülke	r	Ülke	r
A.B.D	-0.490	Endonezya	0.152	Nijerya	0.328
Almanya	0.324	Fas	0.167	Peru	0.262
Fransa	0.303	Filipinler	0.474	S.Arabistan	0.432
İngiltere	0.658	Hindistan	0.332	Sudan	0.474
İtalya	0.415	İsrail	0.533	Şili	0.182
Japonya	0.575	Kamerun	0.282	Tayland	-0.051
Kanada	-0.100	Kenya	0.234	Tayvan	0.642
Arjantin	0.577	Kore	-0.080	Tunus	0.412
Brezilya	0.136	Meksika	0.086	Venezüella	0.636
Cezayir	0.433	Mısır	0.132	Zaire	0.506

Kaynak: MENDOZA, 1995, s.107.

Veri seti: G-7 (1955-1990), G.O.Ü (1961-1990)IMF-IFS 93.

Elde edilen korelasyonlar, büyük ölçüde HLM Hipotezi ile tutarlıdır. Mendoza (1995), modelini endüstrileşmiş ülke ve gelişmekte olan ülke çatısı altında iki alt bölümde tahmin etmiştir.

Gelişmiş ekonomi modelinden elde ettiği bazı korelasyonlar, şu şekilde özetlenebilir: Ticaret Haddi (TH)-Ticari Denge (TD) : 0.185 , TH-Tüketim : 0.385 , TH-Yatırım : 0.695 , TH-Reel Döviz Kuru : 0.566 , TH-GSYİH : 0.777 , Tasarruf-Yatırım : 0.469 Gelişmekte olan ekonomi modelinden elde edilen korelasyonlar ise: TH-TD : 0.076 , TH-Tüketim : 0.029 , TH-Yatırım : 0.277, TH-Reel Döviz Kuru : 0.253 , TH-GSYİH : 0.321 , Tasarruf-Yatırım : 0.266 şeklindedir.

<sup>6</sup> Mendoza ithalat fiyatlarını deflatör olarak seçmiş, ticaret haddini birim ihracatın birim ithalata oranı, reel ticari dengeyi ise reel ihracat eksi reel ithalat şeklinde hesaplamıştır. Reel ihracat, reel ithalat ve ticaret haddi, logaritmik, Hodrick-Prescott filtresi kullanılarak trend'den arındırılmış ve A.B.D doları cinsindedir.



Sonuçlar, mallar arasındaki dönem içi ikame esnekliği ile emek arz esnekliğinin yüksek veya düşük olmasına duyarlıdır. Ancak, TH-TD korelasyonu her durumda düşük olmasına rağmen pozitifdir. Gelişmiş ülke modeli, deterministik modellerle tutarlıdır. Mendoza (1995, s.126), şokların sürekliliği ne kadar düşükse TH-TD korelasyonunun da o kadar güçlü olduğu sonucuna ulaşır. Ticaret haddi şoklarının sürekliliği en düşük alındığında, sözkonusu korelasyon 0.185'den 0.677'ye yükselmektedir. Gelişmekte olan ülke modelinde ise farklı bir sonuca ulaşılmıştır. Bu modelde, ticaret haddi şoklarının sürekliliği arttıkça korelasyon yükselmektedir. Bu durum, ticaret haddi şokları ile verimlilik seviyesi arasındaki negatif korelasyonla açıklanmıştır. Dolayısıyla, net ihracatta bir yükselişi arzulayan pozitif ticaret haddi şoklarının, ticari dengeyi kötüleştiren ters verimlilik şokları ile çatışması beklenir. Böylece ticaret haddi şokları ile net ihracat arasındaki denge eş-hareketlerinin yönünün, yalnız kısmi otokorelasyonlara değil aynı zamanda ticaret haddi ve verimlilik rahatsızlıklarıyla ilgili kovaryans yapısına bağlı olduğu sonucuna ulaşılır. Mendoza (1995, s.130), gelişmiş ülke modelindeki % 1'lik pozitif bir ticaret haddi şokuna karşı, bazı değişkenlerin etki-tepki fonksiyonlarını da raporlamıştır. %1'lik pozitif bir ticaret haddi şokuna karşı, yatırımlar %1.5, çıktı %0.6, tüketim %0.3, ticari denge %0.4 artarak tepki vermektedir. Ancak şokların etkisi dağıldıkça, ticari denge dışındaki değişkenler eski seviyelerine, ticari denge ise bir açığa döner. Sonuç olarak, ticaret haddi-ticari denge korelasyonu düşük olmasına rağmen pozitifdir. Böylelikle, HLM Etkisi'nin mevcut olduğu sonucuna ulaşılır.

Kıpıcı (1996), dönemler arası optimizasyon çatisına odaklı üç sektörlü bir modelde, Türkiye için HLM Hipotezi'ni test etmiş, Genelleştirilmiş Momentler Metodu'nu (GMM) kullanarak da dönemler arası ikame esnekliklerini hesaplamıştır. Bu esneklikler 0.99 ve 1.29 değerleri arasındadır. Kıpıcı (1996), modelden ve güncel veri setinden elde ettiği ticari denge-ticaret haddi korelasyonlarını da yayımlamıştır. Kıpıcı'nın analizindeki veri seti, 1988:1 ile 1995:3 arası dönemi kapsar ve TCMB'den alınmıştır. İhraç fiyatları deflatör olarak kullanılmıştır. Ticaret haddi, ithal fiyatının ihraç fiyatına oranı şeklinde hesaplandığı için ticari denge-ticaret haddi korelasyonu ters işaretli olarak değerlendirilmelidir.

Kıpıcı (1996, s.2), literatürü deterministik modeller cephesinden şu şekilde yorumlar: Sürekli bir ticaret haddi kötüleşmesinin ticari denge üzerinde etkisi yoktur. Anlık bir

ticaret haddi kötüleşmesinin ticari dengeye etkisi ise, bireyleri harcamalarını sürdürmeye zorlayarak cari dönemde cari işlemlerin kötüleşmesine neden olan tüketim sürekliliği (consumption-smoothing) ve harcamalarını ertelemeye zorlayarak cari işlemlerin iyileşmesine neden olan tüketim kesikliliği (consumption-tilting) motiflerinden hangisinin baskın olduğuna bağlıdır. Tüketim kesikliliğinin büyüklüğünü belirleyen parametre, dönemler arası ikame esnekliğidir. Bu esneklik ne kadar büyükse, anlık bir ticaret haddi kötüleşmesine cevaben tasarruflardaki artış da o kadar büyük olacaktır.

Kıpıcı (1996, s.10), ticari denge-ticaret haddi korelasyonu incelendiğinde, ilginç bir sonucun ortaya çıktığını açıklar. Bu korelasyonun işareti, HLM Etkisi'nin olmadığını ima eder şekilde pozitifdir (gerçekte negatif). Modelden elde ettiği korelasyon, 0.125 (-0.125), veri setini kullanarak elde ettiği korelasyon ise 0.161 (-0.161)'dir. Kıpıcı'ya (1996, s.10) göre; bu sonucun nedeni dönemler arası ikame esnekliğinin her durumda çok büyük olmasa da, birden büyük olmasıdır. Korelasyonun birden büyük olması, tüketim kesikliliği motifinin tüketim sürekliliği motifine baskın olduğu anlamına gelmektedir. Bundan dolayı ters bir ticaret haddi şokuna cevaben tasarruflardaki artışın, ticaret haddi ve ticari denge arasındaki pozitif (gerçekte negatif) korelasyon nedeniyle, daha yüksek olması beklenir.

Kouassi ve diğerleri (1997), Fildişi Sahilleri'ne ait 1960-1995 dönemini kapsayan bir veri seti kullanarak, Fildişi Sahilleri cari işlemler açığının belirleyicilerini incelediler. Çalışmada cari işlemler açığı bağımlı değişken, ticaret haddi, yurtiçi gelir, dış reel faiz oranı ve dış gelir açıklayıcı değişken olarak kullanılmıştır. Bu değişkenler arasındaki ilişkiyi tespit etmek için Granger Nedensellik Testi, VAR Modeli ve Johansen-Juselius Ko-entegrasyon Testi kullanılmıştır.

Kouassi ve diğerleri (1997, s.12), cari işlemler açığından ticaret haddine doğru tek yönlü Granger nedensellik olduğu ve cari işlemler açığı ile ticaret haddinin uzun dönemde birlikte hareket ettiği sonucuna ulaşmışlardır.

Masson ve diğerleri (1998), 21 endüstrileşmiş ülkenin 1971-1997 dönemi ile aralarında Türkiye'nin de bulunduğu 40 gelişmekte olan ülkenin 1982-1993 dönemini kapsayan bir panel veri seti kullanarak, özel tasarrufların arkasında yatan dinamikleri



belirlemeye çalıştılar. Bu çalışmada özel tasarrufların GSYİH'ya oranı bağımlı değişken, ticaret hadlerindeki yüzde değişim, enflasyon oranı, reel faiz oranı, bütçe fazlası gibi bir dizi makro ekonomik değişken ise açıklayıcı değişken olarak kullanılmıştır. Bu regresyon, En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile hem iki ülke gurubundan oluşan panel veri seti için hem de iki ülke gurubuna ait panel veri setleri için ayrı ayrı koşulmuştur.

Ticaret haddindeki yüzde değişimlerin, özel tasarrufların GSYİH'ya oranı şeklinde hesaplanan bağımlı değişken üzerindeki etkileri bir tablo halinde özetlenebilir.

**Tablo: 4**  
**Ticaret Haddi Şoklarının Özel Tasarruflara Etkisi**

	İki Ülke Grubu	Endüstrileşmiş Ülkeler	Gelişmekte Olan Ülkeler
Katsayı	0.011	0.047	0.0067
t istatistiği	1.3	3.1	0.6
Gözlem Sayısı	963	483	480

Kaynak : MASSON ve Diğ. , 1998, s.491-494.

Veri Seti : IMF-WEO.

Masson ve diğerleri (1998, s.497), endüstrileşmiş ülkelere ait veri seti kullanıldığında, ticaret haddindeki yüzde değişimlerin özel tasarruf oranı üzerinde anlamlı ve pozitif etkilere sahip olduğu, iki ülke gurubuna ait veri seti ile gelişmekte olan ülkelere ait veri seti kullanıldığında ise herhangi bir etkinin olmadığı sonucuna ulaştıklarını açıklamışlardır. Ancak, 1973 ve 1979 petrol krizleri neticesinde pek çok ülkede tasarruf oranının azaldığını vurgulayarak, gelişmekte olan ülkelere ait veri setinin dar bir zaman aralığına sahip olmasının bu sonuca neden olabileceğini ileri sürmüşlerdir.

Serven (1999), HLM Hipotezi'nin test edilmesine yönelik olarak yapılan analizlerde, üstü kapalı yada açık olarak sermaye mallarının sıfır ithalat hacmine sahip olduğunun varsayıldığını, bu durumun da gerçekçi olmadığını vurgulamıştır. Serven (1999) hem tüketim hem de sermaye malları ticareti yapan bir ekonomide, rasyonel beklentiler modelini kullanarak HLM Hipotezi'ni test etmiştir. Bu ekonomideki yatırım malları, yurtiçi malların belirli bir oranda ithal mallarla eşleştirilmesi sonucu elde edilmektedir.

Serven (1999, s.337), analizine gerekçe olarak OECD ülkelerinin toplam ithalatlarının %30'unun, petrol olmayan ithalatlarının %33'ünün, gelişmekte olan ülkelerin ise toplam ithalatlarının %33'ünden fazlasının, petrol olmayan ithalatlarının %37'den fazlasının sermaye malı ithalatı olmasını göstermektedir. Serven'e (1999) göre bu durum, yatırımların yüksek oranda ithal bileşimine sahip olduğunu ima etmektedir.

Serven (1999, s.344-345), ticaret haddi değişimlerinin yatırımları iki kanaldan etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Birincisi, sermaye ithal bileşimine sahip olduğu müddetçe ticaret haddi değişimleri sermayenin marjinal ürününün fiyatına oranını etkiler. İkincisi, yatırımların bazı yurtiçi öğelere sahip olması, beklenen ticaret haddi değişimlerinin sermaye mallarına göre faiz oranını da yansıtması demektir. Beklenen ticaret haddi yükselişine (düşüşüne) kadar, sermayeye göre reel faiz oranı aşağıdadır (yukarıdadır). Bu durum diğer şeyler sabitken sermayenin kullanım maliyetini azaltır (arttırır), yatırımların şimdiye göre dönem içi ve dönemler arası yeniden tahsisi için bir teşvik sağlar. Tüketim davranışları ise iki faktöre bağlıdır. İlki toplam servet, ikincisi dönemler arası fiyat spekülasyonlarıdır. Tüketim yurtiçi öğelere sahip olduğu müddetçe, ticaret haddi iyileştiğinde azalmalı, kötüleştiğinde ise yükselmelidir. Çünkü beklenen ticaret haddi kötüleşmesi, tüketime göre reel faiz oranını, zaman tercih oranının yukarısına yükseltir ve ikameyi destekler. Beklenen ticaret haddi iyileşmesi ise ters etkilere sahiptir. Etki dönemler arası ikame esnekliğine ve yurtiçi malların tüketim harcamaları içerisindeki yoğunluğuna bağlıdır. Bunlar ne kadar genişse, ticaret haddi değişimlerinin etkisi de o kadar güçlüdür.

Serven (1999, s.349-350), ticaret hadleri beklenmeyen sürekli bir şekilde iyileştiğinde, sermaye malları geleneksel olarak varsayıldığı gibi tamamen yurtiçinde üretiliyorsa, sermaye stoğu, dış varlık stoğu ve cari işlemlerin hiç değişmeden sabit kalacağını ifade eder. Sermaye malları bir ithal bileşimine sahipse, daha yüksek bir sermaye stoğu ortaya çıkar. Ticaret haddi iyileşmesi, yabancı mala göre sermayenin marjinal ürününü sermayenin reel kullanım maliyetinin yukarısına yükseltir. Bu durumda yatırımlarda daha yüksek bir ithal bileşimi ortaya çıkar, optimal sermaye stoğu yükselir. Kısa dönemde sermayenin gölge fiyatı (*Tobin q*) değişir ve yatırım yükselir. Bundan sonra ayarlamalar yüksek sermaye stoğu ve düşük gölge fiyatını kapsar. Yatırımlar kademeli olarak sifıra

dođru gider. Sonu olarak tasarruflar deđiřmeden kalır<sup>7</sup>. Yatırımlar yükseldiđi için sürekli ve beklenmeyen bir ticaret haddi iyileřmesi, HLM Hipotezi'ne ters bir řekilde cari işlemleri kötüleřtirir. Beklenmeyen sürekli bir ticaret haddi kötüleřmesi ise ters etkilere sahiptir.

Serven (1999, s.355-356), beklenmeyen anlık bir ticaret haddi iyileřmesi durumunda sonuların daha kapalı olduđunu açıklar. Tasarruflar kısa dönemde belirgin bir biçimde yükselirken, yatırımlar ithal edilen kapitalin yükselen anlık karına cevaben yükselir. Böylece ekonominin tasarruf-yatırım dengesi belirlenmeden kalır. Tek istisna, sermaye mallarının sıfır ithal bileřimine sahip olması durumudur. Bu durumda, yatırımın düřtüđü garantidir. Tasarruflar yükseleceđi için cari işlemler iyileřir. Diđer durumlarda, cari işlemlerin tepkisi řu üç faktöre bađlıdır.

i) Yatırımın ve tüketimin ithal bileřimi: Daha yüksek ithal bileřimi, tüketim ve yatırımdaki anlık yükseliři yumuřatır ve harcamaların ertelenmesini teřvik eder. Yatırımların daha geniř ithal bileřimi, sermayenin karlılıđında daha anlamlı kısa dönem iyileřmelere yol aar ve yatırımları teřvik eder. Tüketim ve yatırımdaki ithal bileřimi yükseldike, cari işlemler kötüleřir.

ii) Ticaret haddi iyileřmesinin süresi: Bu süre ne kadar uzunsa, cari işlemlerin kısa dönemde kötüleřme olasılıđı o kadar fazladır. Tüketim ve yatırımdaki beklenen yükseliř, gelecekte daha belirsiz olacaktır. řimdiye göre harcamaların dönemler arası yeniden tahsisi yolundaki teřvik, azalacaktır. Yatırımlar, anlık karlılık iyileřmesi daha sürekli hale geldike artacaktır.

iii) Tüketim ve yatırımdaki dönemler arası ikame edilebilirliđin derecesi: Daha yüksek tüketim ikame edilebilirliđi ile kısa dönem tasarruf yükseliři daha geniřtir, bundan dolayı cari işlemlerin iyileřmesi o kadar olasıdır. Tersine, daha yüksek yatırım ikame edilebilirliđi (daha düşük yükleme maliyeti), pozitif yatırımı anlık karlılık iyileřmesine cevaben destekler. Bu durum, cari işlemlerde aıđa yol aar.

<sup>7</sup> Serven sürekli ve beklenmeyen bir ticaret haddi iyileřmesi durumunda tüketimdeki net etki belirsiz olacađından tasarruflardaki deđiřimi sabit alır. Svensson ve Razin (1983)'i de, sonucun belirsiz olacađı konusunda referans gösterir.

Calderon ve diğerleri (1999), 44 gelişmekte olan ülkenin 1966-1995 dönemine ait panel veri setini kullanarak, Cari İşlemler Hesabı ile ilgili bir dizi yaklaşımı test etmişlerdir. Bu çalışmada, cari işlemler açığının gayri safi kullanılabilir gelire oranı bağımlı değişken, gelir, tasarruf, döviz kuru, ticaret haddi gibi bir dizi makro ekonomik değişken ise açıklayıcı değişken olarak kullanılmıştır. Toplam dış borçlarının GSMH'ya oranı 0.5'den büyük olan ülkeler "Ağır Borçlu Ülke" olarak adlandırılarak, bu ülkeler için ayrı bir regresyon denklemi daha koşulmuştur.

GMM kullanılarak koşulan regresyon denklemi sonucunda elde edilen, logaritmik ticaret hadlerinin cari işlemler açığının gayri safi kullanılabilir gelire oranı şeklinde hesaplanan bağımlı değişken üzerindeki anlık ve sürekli etkileri, bir tablo halinde özetlenebilir.

**Tablo: 5**  
**Ticaret Haddi Şoklarının Cari İşlemler Açığına Etkileri**

	Anlık Etki		Sürekli Etki	
	Tüm Ülkeler	Ağır Borçlu Ülkeler	Tüm Ülkeler	Ağır Borçlu Ülkeler
Katsayı	-0.0544	-0.0760	-0.0183	0.0206
t istatistiği	-4.6649	-5.2329	-0.8073	0.4697
Gözlem Sayısı	557	434	126	68

Kaynak: CALDERON ve Diğ. , 1999, s.35-36.

Veri Seti: WB-WDR ve IMF-IFS.

Calderon ve diğerleri (1999, s.16), ticaret haddindeki anlık değişimler ile cari işlemler açığı arasında, HLM Etkisi'nin öngördüğü gibi negatif ve anlamlı bir ilişki olduğunu açıkladılar. Calderon ve diğerleri (1998, s.22), ticaret hadlerinin cari işlemler açığı üzerinde sürekli bir etkisinin olmadığını belirterek, bu durumu şu şekilde izah etmişlerdir;

i) Ticaret haddindeki değişimler, tasarruf ve yatırımların dönemler arası dağılımını etkilemez.

ii) Özellikle yıllık dalgalanmalarla karşılaştırıldığında, ticaret haddinin düşük sıklıktaki değişimi oldukça küçüktür.

Ikeda (2001), daha önceki modellerde tercihlerle ilgili bazı üstü kapalı varsayımlara dayanıldığını vurgulamış ve tercih yapısını içselleştirerek beklenmeyen, sürekli bir ticaret haddi kötüleşmesinin cari işlemlere olan etkisini incelemiştir.

Ikeda (2001, s.290), Obstfeld (1982)'i de kapsayan pek çok modelde tüketici tercihlerinin zayıf ayrılabilir (weakly seperable) olduğu varsayımına gidildiğini, bu durumda ise durağan durum refah seviyesinin sabitlendiğini vurgular. Ikeda (2001, s.291), tüketici tercihlerinin güçlü ayrılabilir (weakly nonseperable) olarak alınabileceğini, bu durumda ise durağan durum refah seviyesinin, ticaret haddi kötüleşmelerine uyarlanabileceği sonucuna ulaşır. Ikeda'ya göre (2001, s.291); güçlü ayrılabilir tercihler, ithal ve ihraç malları arasındaki dönem içi marjinal ikame oranının, cari refah yoluyla bu ürünlerin gelecekteki tüketimine bağlı olması durumunda modele katılabilir. O zamanda iki ürün arasındaki tercihler, cari refah ve cari servete bağlanır. Servet yükseldiğinde bir ürüne karşı tercih, diğerine karşı olduğundan daha az veya daha fazla miktarda arttırılabilir. Böyle bir tercih meyli ile ticaret hadlerindeki sürekli bir kötüleşme, tercihlerin ithal mallardan ihraç mallara kaymasına neden olacak şekilde, durağan durum refahını ve serveti etkiler. Bu durum ise cari işlemler dinamiklerini harekete geçirecektir.

Ikeda' ya göre (2001, s.301-302); beklenmeyen sürekli bir ticaret haddi kötüleşmesi durağan durum refahını kötüleştirdiğinde, net dış varlık stoku durağan durumdakine uygun bir şekilde azalarak, cari işlemleri ara dönemde kötüleştirebilir. İthal fiyatında bir yükselişe cevaben, net dış varlık ve bundan dolayı faiz geliri başlangıç yaşam standardını sürdürmek için yükselmelidir. Bu durumu gelir-dengeleme etkisi temsil eder ve her zaman pozitifdir. Durağan durum refahı etkilendiği için, finansal servet refah değişimini destekleyecek şekilde değişmelidir. Ayrılmazlık endeksi<sup>8</sup> pozitifken (negatifken) ve diğer şeyler sabitken, net dış varlık durağan durum refahında bir kötüleşmeyi (iyileşmeyi) fark edecek şekilde eritilmelidir (biriktirilmelidir). Bu durum refah-destek etkisidir ve her iki işareti de alabilir. Ayrılmazlık endeksi negatifken, ticaret hadlerinde sürekli bir kötüleşme, dışsal varlığın durağan durum pozisyonunu iyileştirir. Ayrılmazlık endeksi

<sup>8</sup> Ikeda'nın (2001) modelinde, ayrılmazlık endeksinin (nonseperability index) pozitif (negatif) olması, ithalat tercihinin daha fazla (az) servet ağırlıklı olduğunu ve refah-destek etkisinin negatif (pozitif) olduğunu gösterir.

pozitifken, sürekli bir ticaret haddi kötüleşmesi, durağan durum net dış varlık stokunu baskın negatif refah-destek etkisi nedeniyle azaltır ve cari işlemleri kötüleştirir.

Ikeda (2001, s.302), beklenmeyen sürekli bir ticaret haddi kötüleşmesi durumunda, yalnızca ithalat tercihi yeterince servet ağırlıklı (wealth-enhanced) ise (ithal mallar, lüks mallar ise) HLM Etkisi'nin ortaya çıkabileceği sonucuna ulaşmıştır.

Agenor-Aizenman (2002), 29 tane petrol ihracatçısı olmayan Afrika ülkesinin 1980-1996 dönemine ait panel veri setini kullanarak, ticaret haddi şoklarının özel tasarruflar üzerinde asimetrik bir etkisi olup olmadığını araştırdılar.

Agenor-Aizenman (2002), anlık ve sürekli ticaret haddi kötüleşmeleri ile birlikte anlık ve sürekli ticaret haddi iyileşmelerinin, özel tasarrufların GSYİH'ya oranı şeklinde hesaplanan, tasarruf eğilimi üzerindeki etkilerini test ettiler. Bu çalışmada, ticaret haddinin yanısıra bir dizi makro ekonomik değişken de açıklayıcı değişken olarak kullanılarak, iki tane farklı regresyon denklemi kurulmuştur. Agenor-Aizenman (2002, s.18-20), birinci tip regresyon denkleminin tahmin edilmesi sonucu; ticaret hadlerinin anlık bileşimleri ile ticaret hadlerindeki sürekli iyileşmelerin özel tasarrufların GSYİH'ya oranı şeklinde hesaplanan bağımlı değişken üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif etkilere sahip olduğu, ticaret hadlerindeki sürekli kötüleşmelerin ise anlamlı etkilere sahip olmadığı sonucuna ulaştıklarını açıkladılar. İkinci tip regresyon denkleminin tahmin edilmesi sonucunda ise; ticaret hadlerindeki sürekli hareketlerin, özel tasarruflar üzerinde asimetrik bir etkiye sahip olduğunu açıkladılar.

Otto (2003), 16 küçük OECD ekonomisi ve 40 tane gelişmekte olan ekonomide, yapısal vektör otoregresyon tekniğini (SVAR) kullanarak, ticaret haddi ve ticari denge arasındaki ilişkiyi test etmiştir.

Otto (2003, s.165), çoğu ülkede ticaret haddindeki bir birimlik şoka ticari dengenin ilk tepkisinin, ticaret haddinin modele seviyemi yoksa fark durağan olarak mı girdiğine itibar etmeksizin benzer olduğu sonucuna ulaşmıştır. Genellikle, ticaret hadlerinde beklenmeyen bir iyileşme bir yıl içerisinde ticari dengede iyileşmeye neden olmaktadır. Daha uzun dönemler için, çoğu ülkenin etki-tepki fonksiyonu ticaret haddinin modele



seviyemi yoksa fark durağan olarak mı girdiğine bağlı olarak değişmektedir. Analizdeki ekonomilerin büyük çoğunluğu, anlamlı bir şekilde HLM Etkisi göstermektedir. Ancak, çoğu ülke için HLM Etkisi yalnızca anlık bir etkidir. Bir dizi ülkede ise belirli bir süre yaşanan fazladan sonra, ticari denge şimdiki değerini dengelemeyi garanti etmek için açık vermeye başlar. Otto (2003)'nun sonuçları, bir tablo halinde özetlenebilir. HLM Hipotezi, ticaret haddi ve ticari denge arasında pozitif ilişki olması durumunda kabul, negatif ilişki olması durumunda ise ret şeklinde ifade edilecektir. Anlamsız bir ilişki ise belirsizliğe yol açacaktır.

**Tablo: 6**  
**Seçili OECD ve Bazı Gelişmekte Olan Ülkelerde HLM Hipotezi<sup>9</sup>**

Ülke	HLM	Ülke	HLM	Ülke	HLM
Avusturya	KABUL	Burundi	KABUL	Kenya	KABUL
Avustralya	KABUL	Cezayir	KABUL	Kolombiya	KABUL
Belçika	KABUL	Cote de Ivoire	KABUL	Kongo	KABUL
Danimarka	KABUL	Çat	KABUL	Kostarika	KABUL
Finlandiya	RET	Dominik C.	BELİRSİZ	Madagaskar	KABUL
Hollanda	KABUL	Ekvator	KABUL	Malawi	KABUL
İrlanda	KABUL	El Salvador	KABUL	Malezya	KABUL
İspanya	KABUL	Endonezya	KABUL	Meksika	RET
İsveç	KABUL	Fas	KABUL	M.Afrika C.	KABUL
İsviçre	KABUL	Filipinler	KABUL	Mısır	KABUL
İzlanda	RET	Gabon	KABUL	Nijerya	KABUL
Kanada	BELİRSİZ	Gana	KABUL	Pakistan	BELİRSİZ
Norveç	KABUL	Guatemala	KABUL	Paraguay	KABUL
Portekiz	KABUL	Güney Afrika C.	KABUL	P.Yeni Gine	KABUL
Y. Zelanda	KABUL	Hindistan	KABUL	Peru	KABUL
Yunanistan	BELİRSİZ	Honduras	KABUL	Tayland	BELİRSİZ
Arjantin	KABUL	İsrail	KABUL	T. Tobago	KABUL
Benin	KABUL	Jamaika	KABUL	Zambiya	KABUL
Brezilya	KABUL	Kamerun	KABUL		

Kaynak: OTTO, 2003, s.166-168.

Veri seti: 1960-1996, WB-World Table.

<sup>9</sup> Otto ticaret haddini ihrac fiyatının ithal fiyatına oranının logaritması, ticari dengeyi ise nominal ticari dengenin nominal GSYİH'ya oranı şeklinde hesaplar.

Otto (2003, s.172), ticari dengenin etki-tepki fonksiyonları ile ticaret haddi şokunun sürekliliği arasındaki korelasyonları da yayımlamıştır. Bu korelasyon gelişmekte olan ülkelerin veri seti için 0.22, tüm ülkelerin veri seti için 0.16'dır. Otto (2003, s.172), bu korelasyonların küçük ancak pozitif olmasının Mendoza (1994)'nın stokastik modeli ile tutarlı olduğu sonucuna ulaşır. Bu sonucun, ticaret haddi şoklarının sürekliliği arttıkça ticaret haddi ve ticari denge arasındaki korelasyonun küçüleceğini savunan deterministik modellere karşı, korelasyonun ticaret haddinin sürekliliğindeki ılımlı değişimlerle ilişkisiz olduğunu savunan stokastik modellere bir destek sağladığını öne sürmüştür. Otto (2003, s.176), ticari denge varyans ayrıştırması sonuçlarını da değerlendirmiştir. Bu sonuçlara göre; ortalama olarak ticaret haddi şokları gelişmekte olan ülkelerde ticari dengedeki değişimlerin yaklaşık %20'sini, OECD ülkelerinde ise yaklaşık %15'ini açıklamaktadır.

Chowdhury (2003), 21 geçiş ekonomisinin 1993-2001 dönemine ait panel veri setini kullanarak, asimetrik ticaret haddi şoklarının özel tasarrufları etkileyip etkilemediğini araştırmıştır. Bu çalışmada kişi başı tasarruf oranı bağımlı değişken, bir dizi makro ekonomik değişken ile birlikte logaritmik sürekli ticaret haddi şokları (PTOT), logaritmik anlık ticaret haddi şokları (TTOT), logaritmik ticaret haddi oynaklığı (VTOT) ve logaritmik asimetrik ticaret haddi şokları (DUMMY) açıklayıcı değişkendir. Anlık ve sürekli ticaret haddi bileşimleri HP filtresi ile ayrıştırılmış ve GMM kullanılmıştır.

Regresyon denklemi tüm ülkelerin veri setini kapsayan bir dönem için koşullarla birlikte, bazı alt gruplar için ayrı ayrı da koşullu. Bu çalışmadan elde edilen sonuçlar bir tablo halinde özetlenebilir.



**Tablo:7**  
**Geçiş Ekonomilerinde**  
**Ticaret Haddi Şoklarının Özel Tasarruflar Üzerindeki Etkisi<sup>10</sup>**

	Tüm Ülkeler	Avrupa Birliği Ülkeleri	Batı Avrupa-Baltık Ülkeleri	S.S.C.B Ülkeleri
PTOT	0.076 (2.55)	0.127 (2.45)	0.097 (2.61)	0.045 (2.56)
TTOT	0.274 (3.18)	0.371 (4.30)	0.408 (3.74)	0.177 (2.90)
VTOT	-0.202 (3.66)	-0.346 (3.70)	-0.367 (3.28)	-0.260 (3.89)
DUMMY	0.011 (4.15)	0.061 (3.12)	0.043 (2.65)	0.037 (3.87)
Gözlem Sayısı	105	40	60	45

Kaynak: CHOWDHURRY, 2003, s.27.

Veri Seti: IMF-IFS, UNECE-ESE.

Chowdhury (2003, s.18), ticaret haddi şoklarının hem sürekli hemde anlık bileşimlerinin, kişi başı tasarruf oranı üzerinde anlamlı ve pozitif etkilere sahip olduğunu açıklamıştır. Ancak, anlık etkilerin gücü sürekli etkilerden daha fazladır. Chowdhury'e göre (2003, s.18); ticaret haddi oynaklığı kişi başı tasarruf oranı üzerinde beklenildiği gibi anlamlı negatif etkilere sahipken, asimetric ticaret haddi şokları düşük olmasına rağmen pozitif etkilere sahiptir.

<sup>10</sup> A.B: Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Slovakya, Slovenya, Estonya, Letonya, Litvanya  
 Batı Avrupa-Baltık: A.B ülkelerinin yanı sıra Bulgaristan, Hırvatistan, Makedonya, Romanya  
 S.S.C.B: Ermenistan, Azerbaycan, Beyaz Rusya, Gürcistan, Kazakistan, Moldavya, Rusya, Ukrayna,  
 Özbekistan

Parantez içindeki değerler, ilgili katsayıların t istatistikleridir.

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### 3. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM

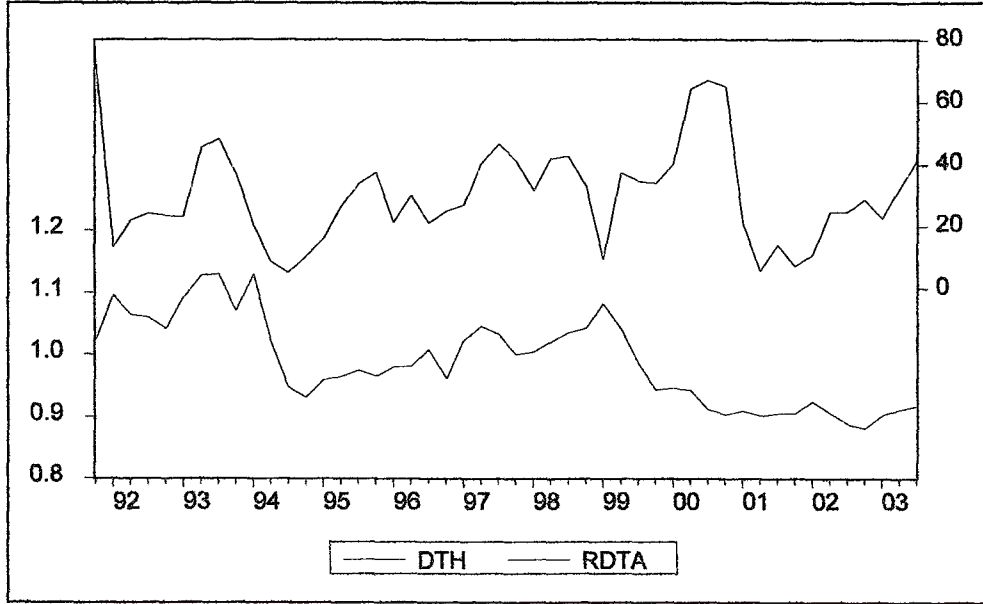
#### 30. Veri Seti

Analizde kullanılan veri seti, 1991:4-2003:3 arası dönemi kapsayan üçer aylık zaman serisi verilerinden oluşmakta olup, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası web sitesinden derlenmiştir. Söz konusu dönemin en önemli belirleyicisi, veri ulaşılabilirliğidir. Analizde kullanılan değişkenler, logaritmik reel dış ticaret açığı (LRDTA) ile logaritmik dış ticaret haddidir (LDTH).

Deflatör olarak (daha doğrusu “numeraire” olarak) hangi fiyat endeksinin kullanılması gerektiği, reel iş döngüsü araştırmacıları arasında hala tartışılan bir konudur. Mendoza (1995, s.105), “numeraire” olarak ithalat fiyat endeksinin seçilmesi gerektiğini, ancak bu durumda ihracatın satın alma gücünde meydana gelecek değişimlerin neden olduğu servet etkisinin, modeldeki tüm içsel değişkenleri etkileyebileceğini öne sürmektedir. Çalışmada Mendoza'nın (1995) yaklaşımı kabul edilerek, ithalat fiyat endeksi deflatör olarak kullanılmıştır.

Reel dış ticaret açığı (RDTA), toplam ithalatın toplam ihracattan çıkarılması sonucu elde edilen dış ticaret açığının, ithalat fiyat endeksi kullanılarak deflate edilmiş halidir. Dış ticaret haddi (DTH), ihracat fiyat endeksinin (1994=100) ithalat fiyat endeksine (1994=100) oranıdır. Son olarak, her iki değişkenin de logaritması alınmıştır. DTH ile RDTA serilerinin söz konusu dönemde almış olduğu değerler, bir grafik üzerinde gösterilebilir.

**Grafik: 1**  
**1991:4-2003:3 Döneminde**  
**DTH ve RDTA**



### 31. Ekonometrik Yöntem

HLM Hipotezi'nin, 1991:4-2003:3 dönemi içerisinde Türkiye'de geçerli olup olmadığı, hem kısa hem de uzun dönem sınırları içerisinde araştırılacaktır. HLM Hipotezi'nin uzun dönemde geçerli olabilmesi için gerekli olan ön şart, LRDTA ile LDTH serilerinin kö-entegre olmalarıdır. Böyle bir uzun dönem ilişkinin var olup olmadığı, Engle-Granger (1987) tarafından geliştirilen bir süreçte incelenecektir. LRDTA ile LDTH arasındaki kısa dönemli bir ilişkinin mevcudiyeti ise, Granger (1969) tarafından geliştirilen Granger Nedensellik Testi ile Hsiao (1981) tarafından geliştirilen Hsiao Nedensellik Testi yardımı ile araştırılacaktır. İki seri arasındaki ilişkinin incelenmesinde kullanılacak son yöntem, Sims (1980) tarafından geliştirilen Vektör Otoregresyon yöntemidir. Kullanılacak ekonometrik yöntemleri tanımladan önce, hepsi için gerekli olan bir ön şarttan yani durağanlıktan bahsedilmesi gerekmektedir. Kullanılacak tüm ekonometrik yöntemler, analize giren zaman serilerinin durağan olmasını, diğer bir deyişle birim kök içermemesini gerektirmektedir. Bu nedenle, analize serilerin durağan olup olmadıklarının test edilmesi ile başlanacaktır. LRDTA ile LDTH serilerinin birim kök içerip içermediği, Dickey-Fuller (1979) tarafından geliştirilen Dickey-Fuller Birim Kök Testi yardımı ile tespit edilecektir.

### 310. Durağanlık Kavramı

Durağanlık kavramı, şu şekilde tanımlanmaktadır;

“Genel olarak söylersek, ortalamasıyla varyansı zaman içinde değişmeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu ortak varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan olasılıklı bir süreç için durağandır denir. ...Kısaca, eğer bir zaman serisi durağansa, ortalaması, varyansı ve (çeşitli gecikmelerdeki) ortak varyansı, bunları ne zaman ölçersek ölçelim aynı kalır...” (GUJARATI, 2001, s.713).

Bu tanımın ardından, olasılıklı bir zaman serisinin ( $Y_t$ ) durağan olması için gerekli olan şartlar, şu şekilde formüle edilebilir;

1. Sabit Ortalama :  $E(Y_t) = \mu$
2. Sabit Varyans :  $Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$
3. Ortak Varyans :  $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)]$

Bu şartlardan biri, yada birkaçını sağlamayan bir zaman serisi, durağan olmayacaktır. Durağan olmayan bir zaman serisi, rassal yürüyüş zaman serisi olarak adlandırılmaktadır. Ekonometrik literatürde, durağanlığa bu kadar önem verilmesinin nedeni; Granger-Newbold (1974) tarafından ortaya atılan Sahte Regresyon sorunudur. Durağan olmayan zaman serileri kullanılarak koşulan bir regresyon denklemi sonucunda elde edilen  $R^2$  ve bağımsız değişken katsayılarının t istatistikleri, değişkenlerin taşıdığı ortak eğilimler nedeniyle olduğundan yüksek çıkabilir. Bu durumda, koşulan regresyon denkleminin  $R^2$ 'sine güvenmek oldukça yanıltıcı olacaktır. Elde edilen  $R^2$ , regresyon denkleminin bağımlı ve bağımsız değişkenleri arasındaki ilişkiden ziyade, değişkenlerin taşıdığı ortak eğilimlerin gücünü yansıtacaktır. Bu ortak eğilimler, yüksek enflasyonun doğurduğu şişkinlik, ortak mevsimsellik ve trend özellikleri gibi etkenlerden kaynaklanabilir.

Bir zaman serisinin, birim kök içerip içermediğini test etmenin alternatif metodları bulunmaktadır. Bu metodlardan Dickey-Fuller Birim Kök Testi şu şekilde tanımlanabilir.

### 311. Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Bir zaman serisinin birim kök içerip içermediğini test etmek için başvurulan en yaygın metod, Dickey-Fuller (1979) tarafından geliştirilen Dickey-Fuller birim kök testidir. Dickey-Fuller birim kök testi, herhangi bir zaman serisinin durağanlığının test edilmesi sürecinde, üç farklı regresyon denklemi yardımı ile kullanılabilir. Bu denklemler, şu şekilde gösterilebilir;

- |                               |  |
|-------------------------------|--|
| A) Sabitsiz ve Trendsiz Model | $\Delta LRDTA_t = \alpha_1 LRDTA_{t-1} + \varepsilon_t$                  |
| B) Sabitli Model              | $\Delta LRDTA_t = C + \alpha_1 LRDTA_{t-1} + \varepsilon_t$              |
| C) Sabitli ve Trendli Model   | $\Delta LRDTA_t = C + \alpha_1 LRDTA_{t-1} + \alpha_2 T + \varepsilon_t$ |

Bu denklemlerde kullanılan  $\Delta$  sembolü; birinci fark işlemcisini,  $C$  sembolü; sabit terimi,  $T$  sembolü; deterministik trendi,  $\varepsilon_t$  ise; sıfır ortalamalı, sabit varyanslı, ardışık bağımlı olmayan stokastik hata terimini temsil etmektedir. Dickey-Fuller (DF) birim kök testi, tahmin edilen regresyon denklemindeki  $\alpha_1$  katsayısının ( $\hat{\alpha}_1$ ), istatistiksel olarak sıfıra eşit olup olmadığının test edilmesine dayanmaktadır. Durağan olmayan bir zaman serisi,  $t$  dağılımı kurallarını sağlamayacağı için,  $\hat{\alpha}_1$  katsayısının istatistiksel olarak sıfıra eşit olup olmadığı, DF tablosu veya Mackinnon tablosu yardımı ile test edilmektedir. DF birim kök testi sürecinde,  $\hat{\alpha}_1$  katsayısının hesaplanan  $t$  istatistiği,  $\tau$  (tau) istatistiği olarak adlandırılmaktadır.  $\tau$  istatistiğinin nasıl hesaplanacağı ve serinin birim kök özelliklerinin test edilmesinde kurulacak hipotezler ile karar süreci şu şekilde gösterilebilir;

$$\tau = \left( \frac{\hat{\alpha}_1 - 0}{\sqrt{\text{Var}\hat{\alpha}_1}} \right) \quad (3.1.1.0)$$

$H_0 : \hat{\alpha}_1 = 0$  (Seri Birim Kök İçermektedir, Durağan Değildir)

$H_1 : \hat{\alpha}_1 \neq 0$  (Seri Birim Kök İçermemektedir, Durağandır)

$[\tau] > \text{DF veya Mackinnon Tablo Kritik Değeri ise } H_0 \text{ Red}$

$[\tau] < \text{DF veya Mackinnon Tablo Kritik Değeri ise } H_0 \text{ Kabul}$

(3.1.1.0) eşitliğindeki  $\text{Var}\hat{\alpha}_1$  sembolü, DF birim kök testi için tahmin edilen regresyon denklemindeki  $\hat{\alpha}_1$  katsayısının varyansını temsil etmektedir. Burada, serinin durağan olduğuna karar verebilmek için  $\tau$  istatistiğinin mutlaka negatif olması gerektiği de vurgulanmalıdır.  $\tau$  istatistiği pozitif olarak hesaplanmışsa, serinin durağan olmadığına karar verilmesi gerekmektedir.

Yukarıda açıklanan üç modelden hangisinin kullanılacağı, C ve T değişkenlerinin t istatistiklerine bağlıdır. Bu istatistikler sıfırdan farklıysa; sözkonusu değişkenlerin yer aldığı bir model tercih edilecektir. Uygulamada, tahmin edilen modelde var olabilecek muhtemel bir ardışık bağımlılık sorunun ortadan kaldırılması için, bağımlı değişkenin Akaike (AIC) ve Son Hata Tahmini (FPE) gibi bilgi kriterleri vasıtasıyla hesaplanan, belirli bir miktardaki gecikmesi de modele katılmaktadır. Bağımlı değişkenin gecikmelerinin de yer aldığı model, genişletilmiş DF (ADF) birim kök testi, bağımlı değişkenin gecikmelerinin yer almadığı model ise, standart DF (SDF) birim kök testi olarak adlandırılmaktadır. Optimal gecikme uzunluğu, veri sayısının %20'sini geçmesi uygun bulunmayan bir maksimum gecikme uzunluğu aralığında, AIC kriteri yardımı ile şu şekilde hesaplanmaktadır;

$$\text{AIC} = \left[ n * \log\left(\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2\right) + 2k \right] \quad (3.1.1.1)$$

(3.1.1.1) nolu eşitlikteki  $n$  sembolü; regresyon denklemindeki gözlem sayısını,  $\varepsilon_i$  sembolü; modelden elde edilen hata terimlerini,  $k$  sembolü ise; regresyonda tahmin edilen ana kütle katsayılarının sayısını göstermektedir. Bağımlı değişkenin 0 ile maksimum gecikme uzunluğu aralığındaki gecikmeleri, sırası ile DF birim kök testi için tahmin edilen regresyon denklemine dahil edilir. AIC bilgi kriterine göre; modele dahil edilen her gecikme için ayrı ayrı hesaplanacak AIC değerlerinden, en küçüğünü veren regresyon denklemindeki gecikme sayısı, optimal gecikme uzunluğu ( $m$ ) olarak belirlenmektedir.

Bağımlı değişkenin AIC kriteri yardımı ile hesaplanan uzunluktaki gecikmesi, modele dahil edildikten sonra, ADF birim kök testi için tahmin edilmesi gereken regresyon denklemleri, sırası ile şu hale gelir;

$$A') \Delta LRDTA_t = \alpha_1 LRDTA_{t-1} + \sum_{k=1}^m \beta_k \Delta LRDTA_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3.1.1.2)$$

$$B') \Delta LRDTA_t = C + \alpha_1 LRDTA_{t-1} + \sum_{k=1}^m \beta_k \Delta LRDTA_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3.1.1.3)$$

$$C') \Delta LRDTA_t = C + \alpha_1 LRDTA_{t-1} + \alpha_2 T + \sum_{k=1}^m \beta_k \Delta LRDTA_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3.1.1.4)$$

ADF birim kök testi için kurulacak olan hipotezler ve karar kriterleri, SDF birim kök testi ile aynıdır. Tahmin edilen regresyon denklemleri sonucunda, söz konusu serinin durağan olmadığına anlaşılması, tartışmalı bir konuyu da gündeme getirir. Bu durumda; sahte regresyon sorunu nedeniyle yukarıda bahsedilen ekonometrik metodolojiler kullanılamaz hale gelecektir. Söz konusu serinin durağan hale getirilmesi için önerilen iki yol bulunmaktadır. Birincisi, serinin trend'den arındırılması yaklaşımı (sabitli ve trendli model bu yaklaşımı temsil etmektedir), ikincisi ise fark alma yaklaşımıdır. Her iki yaklaşımın da eksik yönleri bulunmaktadır. Eğer, söz konusu seri stokastik trend içeriyorsa, trend'den arındırılması halinde bile durağan olmayacaktır. Trend'den arındırma yaklaşımı, seri ancak deterministik trend içeriyorsa olumlu sonuç verecektir.

LDTH serisinin grafiği incelendiğinde (Grafik 1), söz konusu serinin tek bir trend doğrusu ile temsil edilemeyeceği görülecektir. LDTH serisi, anlamlı bir trend içeriyorsa bile, bu trend deterministik değil stokastik bir trend olacak, bu durumda ise trend'den arındırma yaklaşımı kullanılamayacaktır. Fark alma yaklaşımına göre ise; seri durağan hale gelene kadar farkının alınması gerekmektedir. Bir serinin birim kök özelliği, I(d) sembolü ile gösterilir. Burada kullanılan d simgesi serinin kaçınıcı farkında durağan olduğunu göstermektedir. Seviyesinde durağan olmayan bir serinin farkı alındıktan sonra, DF birim kök testi için tahmin edilmesi gereken regresyon denklemleri, şu hale gelir;

$$A'') \Delta \Delta LRDTA_t = \alpha_1 \Delta LRDTA_{t-1} + \sum_{k=1}^m \beta_k \Delta \Delta LRDTA_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3.1.1.5)$$

$$B'') \Delta \Delta LRDTA_t = C + \alpha_1 \Delta LRDTA_{t-1} + \sum_{k=1}^m \beta_k \Delta \Delta LRDTA_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3.1.1.6)$$

$$C'') \Delta \Delta LRDTA_t = C + \alpha_1 \Delta LRDTA_{t-1} + \alpha_2 T + \sum_{k=1}^m \beta_k \Delta \Delta LRDTA_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3.1.1.7)$$



Fark alma yaklaşımına göre; seri durağan hale gelene kadar farkının alınması ve başvuru her fark işleminden sonra yukarıdaki adımların yinelenmesi gerekmektedir. Fark alma yaklaşımının en büyük sakıncası ise, bilgi kayıplarına yol açmasıdır. Bu durum şu şekilde açıklanabilir;

“Çoğu iktisat kuramı, ilk farklar arasında değil düzey değerleri arasındaki ilişkiden söz eder. Milton Friedman’ın sürekli gelir önsavı, sürekli tüketim düzeyinin, sürekli gelir düzeyinin bir fonksiyonu olduğunu öne sürer; bu ilişkinin ilk farklar arasında olduğunu söylemez” (GUJARATI, 2001, s.726).

Yinede, bir seriyi durağan hale getirmek için kullanılan en yaygın yöntem, fark alma yaklaşımıdır. Serinin taşıdığı özellikler ile diğer değişkenlerle olan ilişkisi, farkı alınması halinde bile niteliksel olarak değil, ancak niceliksel olarak değişmektedir.

### 312. Engle-Granger Ko-Entegrasyon Testi

Engle-Granger (1987) tarafından ortaya atılan metod, iki serinin birim kök özelliklerinin de aynı olmasını gerektirir. Başlangıçta, iki serinin birim kök özellikleri araştırılır. İki seri arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olabilmesi için, her iki serinin de birim kök taşıması ve bu birim köklerin aynı özelliklere sahip olması gerekmektedir. Daha genel olarak söylenirse, iki seri de aynı farklarında durağan olmalıdır. Bu ön şart sağlandıktan sonra, iki seri kullanılarak tahmin edilen regresyon denkleminde elde edilen hata terimlerinin, birim kök özellikleri incelenir. Hata terimleri, iki serinin durağan olduğu seviyeden bir önceki seviyede durağan oluyorsa, iki serinin ko-entegre olduğu, yani iki seri arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu söylenebilecektir. Bu tanımlamanın ardından, Engle-Granger ko-entegrasyon testi bir de şu şekilde tanımlanabilir;

1) Gerek Şart :  $LRDTA \sim I(d)$  ve  $LDTH \sim I(d)$

2) Yeter Şart :  $LRDTA_t = C + \phi LDTH_t + e_t \Rightarrow e_t \sim I(d-1)$

Hata terimlerinin birim kök özelliklerinin test edilmesi, diğer iki seriden biraz farklıdır. DF birim kök testi hata terimlerine uygulanırken, yalnızca sabitsiz ve trendsiz

model kullanılır. Elde edilen  $\tau$  istatistiği ise, Engle-Yoo tablo kritik değeri ile karşılaştırılır. Hata terimlerinin durağanlığını test ederken kurulacak hipotezler ve karar süreci ise değişmemektedir.

Engle-Granger ko-entegrasyon testi, yalnızca iki seri arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığını test eder. Bu ilişkinin yönü ve derecesi ise Hata Düzeltme Modeli yardımı ile tespit edilir. Hata Düzeltme Modeli, iki seri arasındaki uzun dönemli nedenselliğin tespit edilmesinde kullanılırken, Granger ve Hsiao Nedensellik Testleri, anlık nedenselliğin tespit edilmesinde kullanılmaktadır. Uzun dönemli nedensellik, yalnızca ko-entegre olan seriler arasında mevcutken, kısa dönemli nedensellik, hem ko-entegre olan hem de olmayan seriler arasında mevcut olabilmektedir.

### 313. Granger Nedensellik Testi

Granger (1969) tarafından geliştirilen nedensellik testi, şu şekilde tanımlanabilir;

“Gelecek geçmişi kestirmeyeceğine göre, eğer X değişkeni Y değişkeninin (Granger) nedeniyse, X’teki değişimler Y’deki değişimlerden önce gelmelidir. Dolayısıyla, Y’nin (kendi geçmiş değerleri de içinde) başka değişkenlere göre regresyonuna X’in geçmiş yada gecikmeli değişkenleri de eklendiğinde Y’nin kestirimi anlamlı biçimde iyileşiyorsa, o zaman X, Y’nin (Granger) nedenidir diyebiliriz. Benzeri bir tanım, Y, X’in (Granger) nedeniyse de yapılabilir” (GUJARATI, 2001, s.620).

Granger nedensellik testi, bağımlı değişkenin cari değerinin, kendisinin ve diğer değişkenin geçmiş değerleri tarafından belirlendiği öngörüsüne dayanmaktadır. Bu ilişki, şu şekilde ifade edilebilir ( $\rightarrow$  simgesi, nedenselliğin yönünü göstermektedir);

$$LRDTA_t = C + \sum_{i=1}^m \phi_i LRDTA_{t-i} + \sum_{j=1}^q \lambda_j LDTH_{t-j} + \varepsilon_{t1} \quad (3.1.3.0)$$

$$H_0 : \sum_{j=1}^q \lambda_j LDTH_{t-j} = 0 \quad (LDTH \nrightarrow LRDTA)$$

$$H_1 : \sum_{j=1}^q \lambda_j LDTH_{t-j} \neq 0 \quad (LDTH \rightarrow LRDTA)$$

(3.1.3.0)'daki regresyon denklemi, LDTH'nin LRDTA'nı Granger anlamda etkileyip etkilemediğini test etmek için şu aşamalardan sonra tahmin edilir:

- 1) İlk önce, AIC ve FPE gibi bilgi kriterleri vasıtasıyla LRDTA'nın kendi optimal gecikme uzunluğu tespit edilir.
- 2) LRDTA'nın optimal gecikmelerinin olduğu regresyon denklemi içerisinde, LDTH'nin optimal gecikme uzunluğu belirlenir.

Eğer LDTH'nin gecikmeleri, grup halinde istatistiksel olarak anlamlıysa; LDTH'nin LRDTA'na Granger anlamda neden olduğunu gösteren  $H_1$  hipotezinin kabul edilmesine, anlamlı değilse; böyle bir nedensellik olmadığını gösteren  $H_0$  hipotezinin kabul edilmesine karar verilmektedir. LDTH'nin gecikmelerinin grup halinde istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını test edilmesi işlemi, F testi yardımı ile yapılır. F testi, bu süreçte şu şekilde kullanılmaktadır:

- a) LRDTA'nın kendi optimal gecikme uzunluğu belirlendikten sonra, yalnızca bu gecikmelerin olduğu (3.1.3.1) nolu regresyon denklemi (kısıtlanmış model) tahmin edilir. Daha sonra, bu regresyon denkleminde elde edilen hata terimlerinin kareleri toplamı hesaplanır;

$$LRDTA_t = C + \sum_{i=1}^m \phi_i LRDTA_{t-i} + u_t \quad / \quad \sum u_t^2 \quad (3.1.3.1)$$

- b) (3.1.3.0)'daki regresyon denklemi (kısıtlanmamış model) tahmin edilerek, bu regresyon denkleminde elde edilen hata terimlerinin, kareleri toplamı hesaplanır ( $\sum \varepsilon_{it}^2$ ).

- c) LDTH'nin LRDTA'na Granger anlamda neden olup olmadığını test etmek için, aşağıdaki  $F_{hes}$  değeri hesaplanır.

$$F_{hes} = \frac{(\sum u_t^2 - \sum \varepsilon_{it}^2) / q}{\sum \varepsilon_{it}^2 / (n - k)} \quad (3.1.3.2)$$

(3.1.3.2) nolu eşitlikteki  $q$  sembolü, LDTH'nin kısıtlanmamış regresyon denklemindeki gecikme sayısını,  $n$  örnek büyüklüğünü,  $k$  ise kısıtlanmamış regresyon denkleminde tahmin edilen ana kütle katsayılarının sayısını göstermektedir. Hesaplanan  $F_{hes}$  değeri, seçilecek bir anlamlılık seviyesinde,  $m$ ,  $(n-k)$  serbestlik derecesine denk gelen  $F$  tablo değeri ile karşılaştırılır.  $F_{hes}$  değeri,  $F$  tablo değerinden büyükse; LDTH'nin (3.1.3.0) nolu regresyon denklemindeki tüm gecikmelerinin, grup halinde istatistiksel olarak anlamlı olduğuna, yani LDTH'nin LRDTA'na Granger anlamda neden olduğunu gösteren  $H_1$  hipotezinin kabul edilmesine karar verilir. Aksi takdirde ise; LDTH'nin LRDTA'na Granger anlamda neden olmadığını gösteren  $H_0$  hipotezinin kabul edilmesine karar verilecektir. Nedenselliğin diğer yönünün araştırılması için, diğer bir deyişle LRDTA'nın LDTH'ni Granger anlamda etkileyip etkilemediğini test etmek için, aşağıdaki regresyon denklemi (3.1.3.3) tahmin edilerek, yukarıda anlatılan süreç tekrarlanır.

$$LDTH_t = C + \sum_{i=1}^m \partial_i LDTH_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j LRDTA_{t-j} + \varepsilon_{t2} \quad (3.1.3.3)$$

$$H_0 : \sum_{j=1}^q \gamma_j LRDTA_{t-j} = 0 \quad (LRDTA \nrightarrow LDTH)$$

$$H_1 : \sum_{j=1}^q \gamma_j LRDTA_{t-j} \neq 0 \quad (LRDTA \rightarrow LDTH)$$

Granger nedensellik testi sonucunda, HLM Hipotezi'nin kabul edilebilmesi için; LDTH'nin LRDTA'nı negatif bir şekilde etkilediğine karar verilmesi gerekmektedir. Bunun için gerekli olan ön şart, LDTH  $\rightarrow$  LRDTA doğru Granger nedensellik olmasıdır. Daha sonra, LDTH gecikmelerinin LRDTA üzerindeki net etkisi, yani gecikmelerin toplam etkisi yine  $F$  testi yardımı ile hesaplanmalıdır. Ancak LDTH'nin LRDTA üzerindeki net etkisi negatifse, HLM Hipotezi'nin geçerli olduğuna karar verilebilecektir.

### 314. Hsiao Nedensellik Testi

Hsiao (1981) tarafından geliştirilen metod, iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisinin belirlenmesinde kullanılan bir başka yaklaşımdır. Granger nedensellik testi,

optimal gecikme uzunluğuna karşı çok duyarlıdır. İki değişken arasındaki nedenselliğin yönü ve derecesi, optimal gecikme uzunluğuna bağlı olarak yön değiştirebilmektedir. Granger nedensellik testi, bu yönüyle oldukça eleştirilmekte ve optimal gecikme uzunluğunun sezgisel olarak yüksek tutulması önerilmektedir (bkz. Gujarati, 2001, s.623). Bu nedenle, LRDTA ve LDTH arasındaki nedensellik ilişkisi, aşağıda tanımlanan Hsiao nedenselliği yardımı ile de araştırılacaktır.

Hsiao nedenselliği, temelde Granger nedenselliği'ne benzemektedir. Hsiao yaklaşımının kullanılabilmesi için, Granger testinde olduğu gibi, iki değişkenin de optimal gecikme uzunluğu belirlenmelidir. Ancak, optimal gecikme uzunluğu belirlenirken kullanılacak tek bilgi kriteri; Hsiao (1981) tarafından geliştirilen FPE bilgi kriteridir. Hsiao nedenselliği araştırılırken, takip edilecek süreç şu şekilde ilerlemektedir;

LDTH → LRDTA doğru Hsiao anlamda bir nedenselliğin mevcut olup olmadığının araştırılabilmesi için, ilk önce FPE bilgi kriteri vasıtasıyla (3.1.4.0) nolu regresyon denklemi için gerekli olan  $m$  değeri (LRDTA'nın kendi optimal gecikme uzunluğu) belirlenir. Bu adımda kullanılacak regresyon denklemi ve FPE kriteri, şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$LRDTA_t = C + \sum_{i=1}^m \omega_i LRDTA_{t-i} + v_{t1} \quad (3.1.4.0)$$

$$FPE = \left[ \frac{(n+1+m) * \sum_{i=1}^n v_{t1i}^2}{(n-1-m) * n} \right] \quad (3.1.4.1)$$

1) (3.1.4.1) nolu eşitlikteki  $n$  sembolü; regresyon denkleminde kullanılan gözlem sayısını,  $m$  sembolü; LRDTA serisinin tahmin edilen regresyon denklemindeki gecikme sayısını,  $v_{t1i}$  sembolü ise; modelden elde edilen hata terimlerini temsil etmektedir.

Bağımlı değişkenin 0 ile belirlenen maksimum gecikme uzunluğu aralığındaki gecikmeleri, sırası ile Hsiao nedenselliği için tahmin edilen (3.1.4.0) nolu regresyon

denklemine dahil edilerek, her regresyon için ayrı bir FPE değeri hesaplanır. Hesaplanan FPE değerlerinden en küçüğünü veren regresyon denklemindeki gecikme sayısı, (3.1.4.0) nolu regresyon denklemi için gerekli olan  $m$  değeri olarak belirlenir.

2) LRDTA'nın optimal gecikmelerinin olduğu regresyon denklemi içerisinde, (3.1.4.2) nolu regresyon denklemi için gerekli olan  $q$  değeri (LDTH'nin optimal gecikme uzunluğu) FPE kriteri yardımıyla hesaplanır. Bu adımda kullanılacak regresyon denklemi ve FPE kriteri, şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$\text{LRDTA}_t = C + \sum_{i=1}^m \omega_i \text{LRDTA}_{t-i} + \sum_{j=1}^q \vartheta_j \text{LDTH}_{t-j} + v_{t2} \quad (3.1.4.2)$$

$$\text{FPE} = \left[ \frac{(n+1+m+q) * \sum_{i=1}^n v_{t2i}^2}{(n-1-m-q) * n} \right] \quad (3.1.4.3)$$

(3.1.4.3) nolu eşitlikteki  $n$  sembolü; regresyon denkleminde kullanılan gözlem sayısını,  $m$  sembolü; LRDTA serisinin optimal gecikme uzunluğunu,  $q$  sembolü; LDTH serisinin tahmin edilen regresyon denklemindeki gecikme sayısını,  $v_{t2i}$  sembolü ise; modelden elde edilen hata terimlerini temsil etmektedir.

LDTH serisinin 0 ile belirlenen maksimum gecikme uzunluğu aralığındaki gecikmeleri, sırası ile Hsiao nedenselliği için tahmin edilen (3.1.4.2) nolu regresyon denklemine dahil edilerek, her regresyon için ayrı bir FPE değeri hesaplanır. Hesaplanan FPE değerlerinden en küçüğünü veren regresyon denklemindeki gecikme sayısı, (3.1.4.2) nolu regresyon denklemi için gerekli olan  $q$  değeri olarak belirlenir.

3) LDTH  $\rightarrow$  LRDTA doğru Hsiao anlamda bir nedenselliğin mevcut olup olmadığını araştırmak için kurulacak hipotezler ile karar süreci ise şu şekildedir;

$$H_0 : \text{FPE}_q > \text{FPE}_m = \text{LDTH} \rightarrow \text{LRDTA} \text{ (LDTH, LRDTA'nın Hsiao nedeni değildir.)}$$

$$H_1 : \text{FPE}_q < \text{FPE}_m = \text{LDTH} \rightarrow \text{LRDTA} \text{ (LDTH, LRDTA'nın Hsiao nedenidir.)}$$

LDTH → LRDTA doğru Hsiao anlamda bir nedenselliğin olabilmesi için; (3.1.4.0) nolu regresyon denklemi için gerekli olan  $m$  miktarını belirleyen FPE değerinin (1. adımda hesaplanan FPE değerlerinden en küçük olanı), (3.1.4.2) nolu regresyon denklemi için gerekli olan  $q$  miktarını belirleyen FPE değerinden (2. adımda hesaplanan FPE değerlerinden en küçük olanı) büyük olması gerekmektedir. Bu koşul sağlanıyorsa; LDTH'nin LRDTA'na Hsiao anlamda neden olduğunu öngören  $H_1$  hipotezinin kabul edilmesine, aksi takdirde ise böyle bir nedenselliğin olmadığını öngören  $H_0$  hipotezinin kabul edilmesine karar verilecektir.

Hsiao Nedensellik Testi, iki seri arasındaki nedensellik ilişkisini yalnızca niteliksel olarak belirlemektedir. Bu nedenselliğin pozitif mi, yoksa negatif mi olduğu, söz konusu yöntem kullanılarak belirlenmemektedir. Çalışmada, Hsiao Nedensellik Testi'nin kullanılmasının nedeni; HLM Hipotezi'nin değil, Granger Nedensellik Testi kullanılarak elde edilen niteliksel bulguların test edilmek istenmesidir. HLM Hipotezi'nin geçerli olduğu kanısına ulaşabilmek için, yalnızca LDTH'nin LRDTA'na neden olduğu sonucuna ulaşmak yetmemektedir. Bu sonucun yanısıra, LDTH'nin LRDTA'nı negatif olarak etkilediği sonucuna da ulaşılması gerekmektedir. Bu sınama, Granger nedenselliğin yanı sıra Vektör Otoregresyon yöntemi yardımı ile de gerçekleştirilecektir.

### 315. Vektör Otoregresyon Yöntemi

Vektör Otoregresyon Yönteminin (VAR), Granger Nedensellik Testi'nin Sims (1980) tarafından geliştirilmiş hali olduğu söylenebilir. VAR modeline göre; bağımlı değişkenin cari değeri, kendisinin ve diğer açıklayıcı değişkenin gecikmeli değerleri ile birlikte, model dışındaki faktörlerin neden olduğu şokların etkilerini temsil eden tesadüfi hata terimlerine bağlıdır. VAR modelinin Granger nedenselliğine olan üstünlüğü, modelin dışından gelen şoklara özel bir önem vermesidir. VAR modeli, şu şekilde tanımlanabilir:

$$LRDTA_t = C + \sum_{i=1}^m \Omega_i LRDTA_{t-i} + \sum_{j=1}^q \psi_j LDTH_{t-j} + \epsilon'_{1t} \quad (3.1.5.0)$$

$$LDTH_t = C + \sum_{i=1}^m \xi_i LDTH_{t-i} + \sum_{j=1}^q \lambda_j LRDTA_{t-j} + \epsilon'_{2t} \quad (3.1.5.1)$$



(3.1.5.0) ve (3.1.5.1) nolu regresyon denklemlerindeki  $m$  ve  $q$  sembolleri; optimal gecikme uzunluklarını,  $\epsilon'_{1t}$  ve  $\epsilon'_{2t}$  sembolleri ise; sıfır ortalamalı, sabit varyanslı, ardışık bağımlı olmayan hata terimlerini temsil etmektedir. VAR modeli için hesaplanan optimal gecikme uzunluğu, Granger ve Hsiao modellerindekinden biraz farklıdır. Her regresyon için, AIC veya Schwarz gibi bilgi kriterleri yardımıyla hesaplanan optimal gecikme uzunluğu, söz konusu regresyondaki tüm açıklayıcı değişkenler için ortaktır. Optimal gecikme uzunluğu, belirlenen maksimum gecikme uzunluğu aralığında, her iki değişkenin aynı miktardaki gecikmesi eş zamanlı bir şekilde modele dahil edilerek hesaplanmaktadır. (3.1.5.0) ve (3.1.5.1) nolu regresyon denklemleri tahmin edildikten sonra elde edilen katsayılar, Granger nedenselliğinde olduğu gibi F testi yardımı ile sınanarak iki değişken arasındaki ilişkinin yönü ve derecesi belirlenebilmektedir. Ancak, VAR modeli,  $\epsilon'_{1t}$  ve  $\epsilon'_{2t}$  hata terimlerinin ilişkili olduğunu varsayar. Bu varsayım, şu şekilde ifade açıklanabilir;

“Bu modelin ilgi çekici olan yanı; hata terimleri arasındaki ilişkiyi de kapsamasıdır. Hata terimleri, iki denklem sistemi dışındaki faktörlerden kaynaklanan ekonomik şokların etkisini içermektedir. Söz konusu şoklar, hükümet politikaları, ulusal ve uluslararası olaylar ile modelde olmayan tesadüfi faktörlerdeki değişimlerden kaynaklanabilmektedir. Bu tip şoklar, her iki hata terimini de etkileyebileceği için, iki hata teriminin ilişkili olması mümkündür. Böyle bir ilişki, eş zamanlı korelasyon (contemporaneous correlation) olarak adlandırılır” (HILL ve Diğ. , 1997, s.338).

VAR Yöntemi, iki değişken arasındaki dinamik nedensellik ilişkilerinin incelenmesine de imkan vermektedir. Değişkenlerden birinde meydana gelebilecek bir standart sapmalı şokun diğer değişken üzerindeki etkileri, etki-tepki fonksiyonları ile incelenebilirken, değişkenlerden birinde meydana gelebilecek bir birimlik şokun ne kadarının diğer değişken tarafından açıklanabildiği varyans ayrıştırma yöntemi yardımı ile incelenebilmektedir.

## DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

### 4. EKONOMETRİK BULGULAR

#### 40. Dickey-Fuller Birim Kök Testi Sonuçları

LRDTA ve LDTH serilerinin Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi sonuçları, Tablo 8’de özetlenmektedir. ADF testi uygulanırken, maksimum gecikme uzunluğu altı dönem olarak seçilmiş, optimal gecikme uzunluğu ise AIC kriteri yardımı ile belirlenmiştir.

**Tablo: 8**  
**ADF Birim Kök Testi Sonuçları**

	Sabitli ve Trendli Model	Sabitli Model	Sabitsiz ve Trendsiz Model
LRDTA	(-3.78)** , Lag = 0	(-3.81)* , Lag = 0	(-0.78)
LDTH	(-2.69)	(-1.51)	(-1.39)
DLDTA	(-6.90)* , Lag = 0	(-7.00)* , Lag = 0	(-6.98)* , Lag = 0

\* %1, \*\* %5

ADF Birim Kök Testi sonuçlarına göre; LRDTA serisi seviyesinde, LDTH serisi ise birinci farkında durağandır. Her iki seride, istatistiksel olarak anlamlı bir deterministik trend içermemekle beraber, yalnız LRDTA serisi anlamlı bir sabit terim içermektedir. Üçüncü Bölümde ADF birim kök testi ile ilgili olarak yapılan açıklamaların ışığında, LRDTA serisinin seviyesinde sabitli modelde, LDTH serisinin ise, birinci farkında sabitsiz ve trendsiz modelde durağan olduğu söylenebilir. Optimal gecikme uzunluğu, söz konusu modeller için sıfır olarak hesaplanmıştır.

LRDTA serisinin seviyesinde durağan olmasının anlamı; bu seriyi vurabilecek olan olası bir şokun, ancak anlık etkilere neden olabileceğidir. Zaman geçtikçe, LRDTA uzun

dönem olağan seviyesine dönecektir. Tersine, LDTH serisinde yaşanabilecek olan olası bir şokun etkileri ise, sürekli hale gelebilecektir.

#### 41. LRDTA ve LDTH'nin Uzun Dönem İlişkisi

LRDTA ve LDTH serilerinin birim kök özellikleri farklı olduğundan ( $LRDTA \sim I(0)$ ,  $LDTH \sim I(1)$ ), Engle-Granger Ko-Entegrasyon testine başvurulamaz. Bu durumda, LRDTA ile LDTH serileri arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığı sonucuna ulaşılabilir. LRDTA serisi seviyesinde durağan olduğu için, hem LRDTA'nın diğer makro ekonomik değişkenler üzerindeki etkileri, hem de diğer makro ekonomik değişkenlerin LRDTA üzerindeki etkileri, yalnızca anlık olacaktır. Bu sonuçlara göre; 1991:4-2003:3 döneminde, Türkiye'de reel dış ticaret açığı ile ticaret haddi arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmamaktadır.

#### 42. Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Granger Nedensellik Testi uygulanırken, maksimum gecikme uzunluğu altı dönem olarak seçilmiş, optimal gecikme uzunluğu ise FPE kriteri yardımı ile belirlenmiştir. Uygulamada FPE kriterinin kullanılmasının nedeni, Granger nedenselliği ile Hsiao nedenselliğinin karşılaştırılarak, sonuçların tutarlılığının test edilmek istenmesidir. Granger Nedensellik Testi sonucunda elde edilen bulgular, şu şekilde özetlenebilir;

**Tablo: 9**  
**Granger Nedensellik Testi Sonuçları**

Nedensellik	$LAG_{LRDTA}$	$LAG_{LDTH}$	$F_{TEST}$	Karar	Net Etki
LDTH $\rightarrow$ LRDTA	2	1	$F(1,42) = 3.53$	Kabul***	4.02
LRDTA $\rightarrow$ LDTH	1	1	$F(1,43) = 0.29$	Red	0.004

\*\*\* %10

Granger Nedensellik Testi sonuçlarına göre; LDTH ve LRDTA serileri arasında tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. LDTH serisi, LRDTA serisinin Granger nedenidir. Ancak bu nedensellik ilişkisi, HLM Hipotezi'nin söz konusu dönemde Türkiye'de geçerli olmadığını ima eder şekilde pozitif yönlüdür. Ticaret haddinde meydana gelen %1 oranındaki pozitif bir şok, bir sonraki dönemde reel dış ticaret açığını %4.02 oranında arttırmaktadır. Bu sonuç, HLM Hipotezi'nin öngördüğünün tam aksidir.

LRDTA serisinin LDTH serisini Granger anlamda etkilememesi ise, gelişmekte olan ekonomilerde ticaret haddinin dışsal olarak belirlendiği yolundaki varsayıma bir destek sağlamaktadır.

#### 43. Hsiao Nedensellik Testi Sonuçları

Hsiao Nedensellik Testi uygulanırken, maksimum gecikme uzunluğu yine altı dönem olarak seçilmiştir. Hsiao Nedensellik Testi kullanılarak ulaşılan sonuçlar, şu şekildedir;

**Tablo: 10**  
**Hsiao Nedensellik Testi Sonuçları**

Nedensellik	$LAG_{LRDTA}$	$LAG_{LDTH}$	$FPE_m$	$FPE_q$	Karar
LDTH → LRDTA	2	1	0.26351	0.25390	Kabul
LRDTA → LDTH	1	1	0.00112	0.00117	Red

Hsiao Nedensellik Testi, Granger Nedensellik Testi'ni destekler nitelikte sonuçlar vermiştir. LDTH serisi, LRDTA serisinin Hsiao anlamda nedeni iken, LRDTA serisi LDTH serisini Hsiao anlamda etkilememektedir. Hsiao Nedensellik Testi, HLM Hipotezi'ni sınamak için yeterli olmamasına rağmen, Granger Nedensellik Testi sonucunda elde edilen bulguların güvenilirliğini arttırmıştır.

#### 44. Vektör Otoregresyon Yöntemi Sonuçları

VAR yönteminin, analize giren değişkenlerden birinin dahi seviyesinde durağan olmaması durumunda, nasıl uygulanacağı konusu tartışmalıdır. Analize giren değişkenlerin tamamının durağan hale getirilmesi gerektiği yönünde bir konsensüs sağlansada, değişkenlerin düzey değerleriyle çalışmanın daha iyi sonuçlar verebileceği de öne sürülmektedir. Bu nedenle, alternatif tüm spesifikasyonlar tahmin edilerek, genel bir kaniya varılmaya çalışılacaktır. Ancak, elde edilen bulgulardan en önemlisi, LDTH ve LRDTA sırası ile tahmin edilen model olacaktır. Bu durumun nedeni, hem LDTH serisinin taşımış olduğu birim kökten kurtarılmış olması, hem de etkin bir varyans ayrıştırması için gerekli olan zeminin hazırlanmış olmasıdır. Varyans ayrıştırma yönteminin etkin bir şekilde kullanılabilmesi için, modelde kullanılacak değişkenlerin dışsaldan içsele doğru sıralanması gerekmektedir. Granger ve Hsiao Nedensellik Testleri

sonuçlarına göre; LDTH serisi LRDTA serisinden etkilenmemektedir. Bu durumda, LDTH serisinin en azından LRDTA serisine göre dışsal olarak belirlendiği öne sürülebilir. Optimal gecikme uzunlukları, altı dönemlik aralıkta AIC bilgi kriteri ile hesaplanmış ve tüm modellerde bir olarak belirlenmiştir. VAR yöntemi kullanılarak ulaşılan sonuçlar şu şekilde özetlenebilir.

#### A) DLDTH-LRDTA Sıralaması

**Tablo: 11**  
**VAR Yöntemi (DLDTH-LRDTA) Sonuçları**

Bağımlı Değişken	DLDTH <sub>t-1</sub>	LRDTA <sub>t-1</sub>
DLDTH <sub>t</sub>	-0.009 (-0.06)	0.004 (0.54)
LRDTA <sub>t</sub>	3.65 (1.71)	0.59 (5.16)

Tablolarda parantez içinde verilen değerler, ilgili katsayıların t istatistiklerini temsil etmektedirler. Bu modelden elde edilen sonuçlara göre; ticaret haddinde meydana gelen %1 oranındaki pozitif bir şok, bir sonraki dönemde reel dış ticaret açığını %3.65 oranında arttırmaktadır. Ancak bu etki, istatistiksel olarak anlamlı bir etki değildir. Reel dış ticaret açığının ticaret haddi üzerinde hissedilebilir bir etkisinin olmaması ise, gelişmekte olan ekonomilerde ticaret haddinin dışsallığı varsayımına destek sağlamaktadır. Tahmin edilen regresyon denklemlerinin, varyans ayrıştırma ve etki tepki fonksiyonları şu şekildedir;

**Tablo: 12**  
**LRDTA Serisinin**  
**Varyans Ayrıştırma Raporu (A)**

Period	Std.Hata	DLDTH	LRDTA
1	0.469365	0.559845	99.44015
2	0.564076	6.377304	93.62270
3	0.596526	7.604957	92.39504
4	0.608727	8.019764	91.98024
5	0.613422	8.172743	91.82726
6	0.615244	8.231175	91.76883
7	0.615953	8.253786	91.74621
8	0.616230	8.262580	91.73742

LRDTA serisinin DLDTH-LRDTA sıralaması sonucu elde edilen varyans ayrıştırma raporuna göre; LRDTA serisinde 1. dönemde meydana gelen bir birimlik şokun, %99.44'ü kendisi, %0.56'sı ise DLDTH tarafından açıklanmaktadır. DLDTH serisinin LRDTA serisinde meydana gelen şokları açıklama yeteneği zamanla güçlenmesine rağmen, 8. dönemde bu şokların ancak %8.26'sı DLDTH tarafından açıklanabilmektedir. DLDTH serisinin varyans ayrıştırma raporu ise, şu şekildedir;

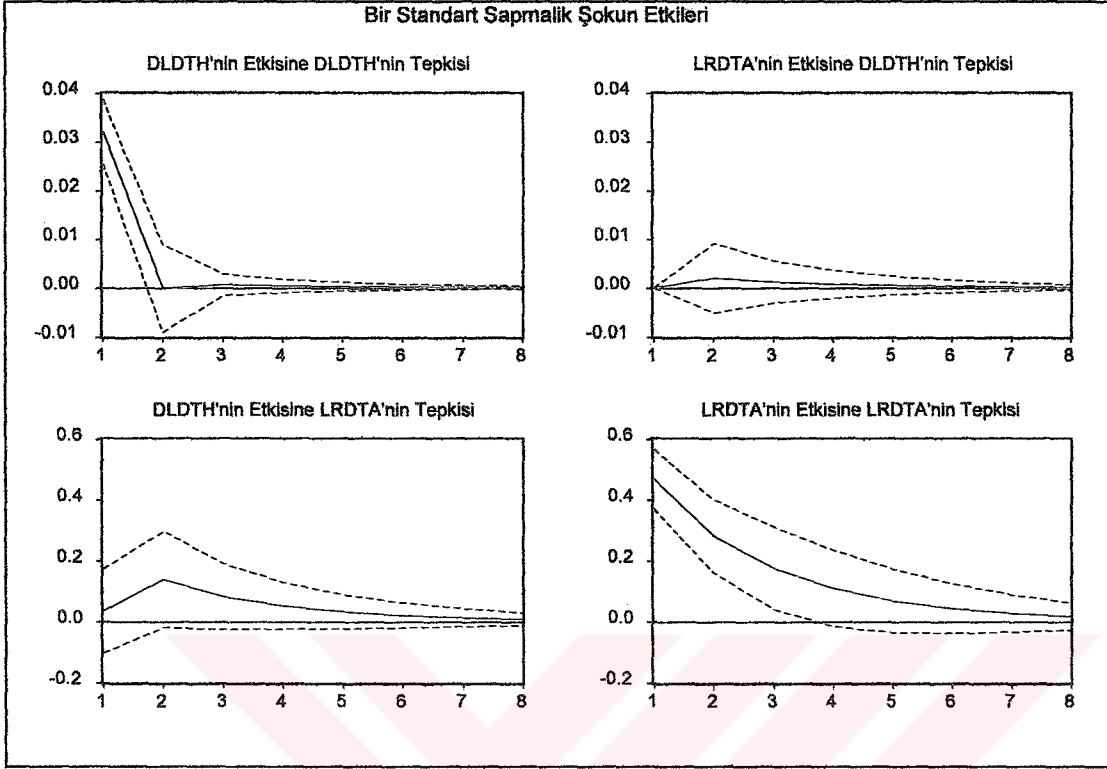
**Tablo: 13**  
**DLDTH Serisinin**  
**Varyans Ayrıştırma Raporu (A)**

Period	Std.Hata	DLDTH	LRDTA
1	0.031985	100.0000	0.000000
2	0.032048	99.60576	0.394239
3	0.032076	99.46915	0.530851
4	0.032086	99.41563	0.584369
5	0.032090	99.39478	0.605224
6	0.032092	99.38664	0.613358
7	0.032093	99.38347	0.616531
8	0.032093	99.38223	0.617769

DLDTH serisinin varyans ayrıştırma raporu, gelişmekte olan ekonomilerde ticaret haddinin dışsal olarak belirlendiği varsayımına uygundur. Ticaret haddinde meydana gelen bir birimlik şokun neredeyse tamamı, yine ticaret haddinin kendisi tarafından açıklanmaktadır. Varyans ayrıştırma raporlarına göre; LRDTA'nın DLDTH üzerinde hissedilir bir etkisi bulunmamakla beraber, DLDTH LRDTA üzerinde azda olsa bir etkiye sahiptir. İki serinin etki-tepki fonksiyonları ise, şu şekildedir;

**Grafik: 2**  
**DLDTH ve LRDTA Serilerinin Etki-Tepki Fonksiyonları**

Bir Standart Sapmalılık Şokun Etkileri



İki serinin etki-tepki fonksiyonlarına göre; DLDTH serisinde meydana gelen bir standart sapmalılık şok, 2.dönemde LRDTA'nı %0.2 seviyelerinde arttırmaktadır. Ancak, LRDTA serisi 3. dönemden sonra şoktan önceki seviyesine dönmektedir. Bu sonuç, Granger nedensellik testi ile tutarlı olmasına rağmen, güvenilir değildir. Grafiklerdeki iki kırmızı çizgi, aralık tahmini olarak, mavi çizgi ise nokta tahmini olarak yorumlanabilir. Aralık tahmini, nokta tahminine göre daha sağlıklıdır. Ancak, görüldüğü üzere, üst sınır pozitif alanda iken, alt sınır negatif alandadır. Nokta tahmini ile yorum yapılarak, HLM Hipotezi'nin reddedildiği sonucuna ulaşılabilir. Son olarak, etki-tepki fonksiyonunda, ticaret haddinin dışsallığını desteklediği öne sürülebilir.

### B) LRDTA-DLDTH Sıralaması

Sıralamanın değişmesi, regresyon denklemi sonuçlarını değiştirmemesine rağmen, varyans ayrıştırma yöntemi ve etki-tepki fonksiyonu sonuçlarını değiştirmektedir.



**Tablo: 14**  
**LRDTA Serisinin**  
**Varyans Ayrıştırma Raporu (B)**

Period	Std.Hata	LRDTA	DLDTH
1	0.469365	100.0000	0.000000
2	0.564076	95.72289	4.277110
3	0.596526	94.84148	5.158521
4	0.608727	94.54319	5.456808
5	0.613422	94.43320	5.566805
6	0.615244	94.39118	5.608819
7	0.615953	94.37492	5.625077
8	0.616230	94.36860	5.631400

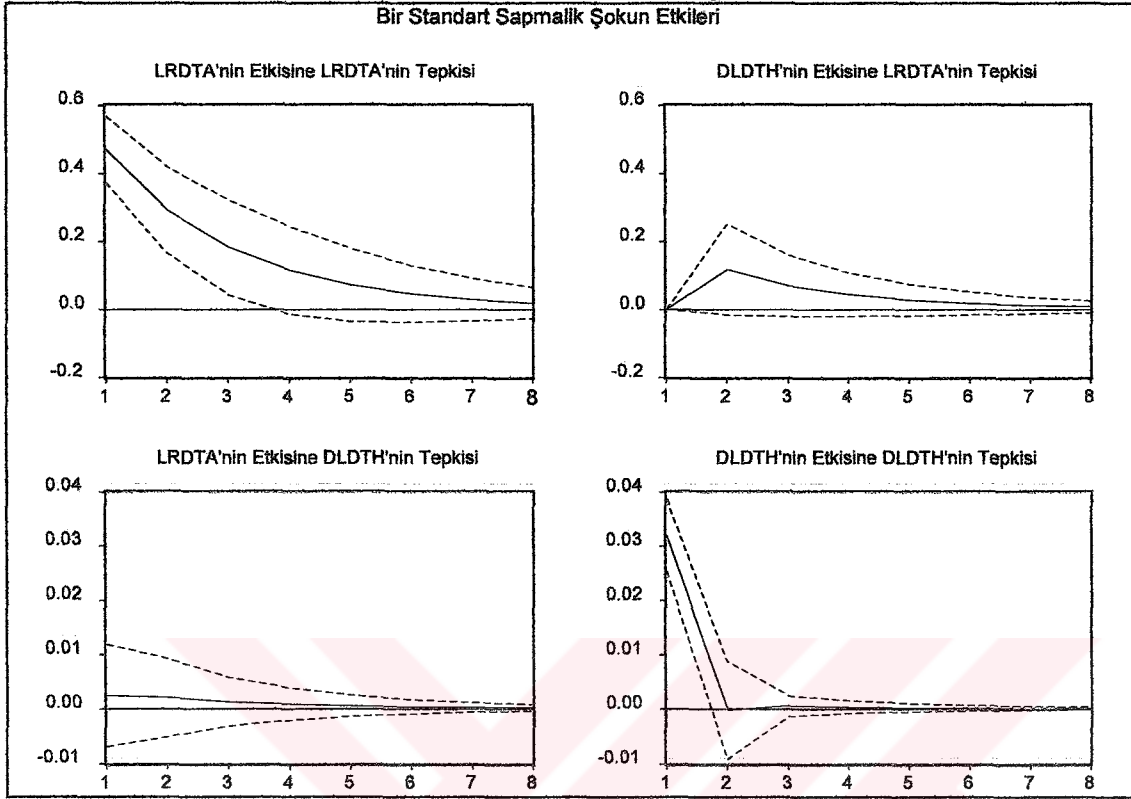
Bu durumda elde edilen sonuçlar, diğerine göre daha zayıftır. LRDTA serisinde meydana gelen bir birimlik şokun, ortalama olarak %5'i DLDTH serisi tarafından açıklanabilmektedir. DLDTH serisinin varyans ayrıştırma raporu ise şu şekildedir;

**Tablo: 15**  
**DLDTH Serisinin**  
**Varyans Ayrıştırma Raporu (B)**

Period	Std.Hata	LRDTA	DLDTH
1	0.031985	0.559845	99.44015
2	0.032048	0.945478	99.05452
3	0.032076	1.090821	98.90918
4	0.032086	1.147496	98.85250
5	0.032090	1.169586	98.83041
6	0.032092	1.178202	98.82180
7	0.032093	1.181563	98.81844
8	0.032093	1.182874	98.81713

DLDTH serisinin varyans ayrıştırma raporuna göre; DLDTH serisinde meydana gelen bir birimlik şokun, ortalama %98.5'i yine kendisi tarafından açıklanmaktadır. İki serinin, LRDTA-DLDTH sıralaması ile elde edilen etki-tepki fonksiyonları ise şu şekildedir;

**Grafik: 3**  
**LRDTA ve DLDTH Serilerinin Etki-Tepki Fonksiyonları**



LRDTA-DLDTH sıralaması ile elde edilen sonuçlar, DLDTH-LRDTA sıralaması ile elde edilen sonuçlarla büyük ölçüde benzerdir. DLDTH serisinde meydana gelecek bir standart sapmalı şok, 2. dönemde LRDTA serisinde %0.2 düzeylerinde bir artışa yol açmakta, ancak söz konusu şokun etkileri dağıldıkça, LRDTA serisi orijinal seviyesine dönmektedir.

### C) LDTH-LRDTA Sıralaması

**Tablo: 16**  
**VAR Yöntemi (LDTH-LRDTA) Sonuçları**

Bağımlı Değişken	LDTH <sub>t</sub>	LRDTA <sub>t</sub>
LDTH <sub>t</sub>	0.87 (12.64)	0.01 (1.32)
LRDTA <sub>t</sub>	0.17 (0.15)	0.53 (4.26)

Değişkenlerin düzey değerleri ile çalışılması, LDTH'nin farkının alınması durumunda elde edilen sonuçlara göre oldukça zayıftır. İki serinin düzey değerleri kullanılarak tahmin edilen modele göre; LDTH'nde meydana gelen %1 oranındaki pozitif bir şok, LRDTA'nı

%0.17 oranında arttırmaktadır. Ancak, bu etki istatistiksel olarak anlamlı değildir. LRDTA serisinin de, LDTH serisi üzerinde hissedilebilir bir etkisi bulunmamaktadır. Bu modelden elde edilen varyans ayrıştırma sonuçları ise şu şekildedir;

**Tablo: 17**  
**LRDTA Serisinin**  
**Varyans Ayrıştırma Raporu (C)**

Period	Std.Hata	LDTH	LRDTA
1	0.513316	0.102894	99.89711
2	0.581546	0.083214	99.91679
3	0.599725	0.081005	99.91900
4	0.604980	0.089265	99.91074
5	0.606594	0.101831	99.89817
6	0.607135	0.114968	99.88503
7	0.607343	0.126921	99.87308
8	0.607439	0.137090	99.86291

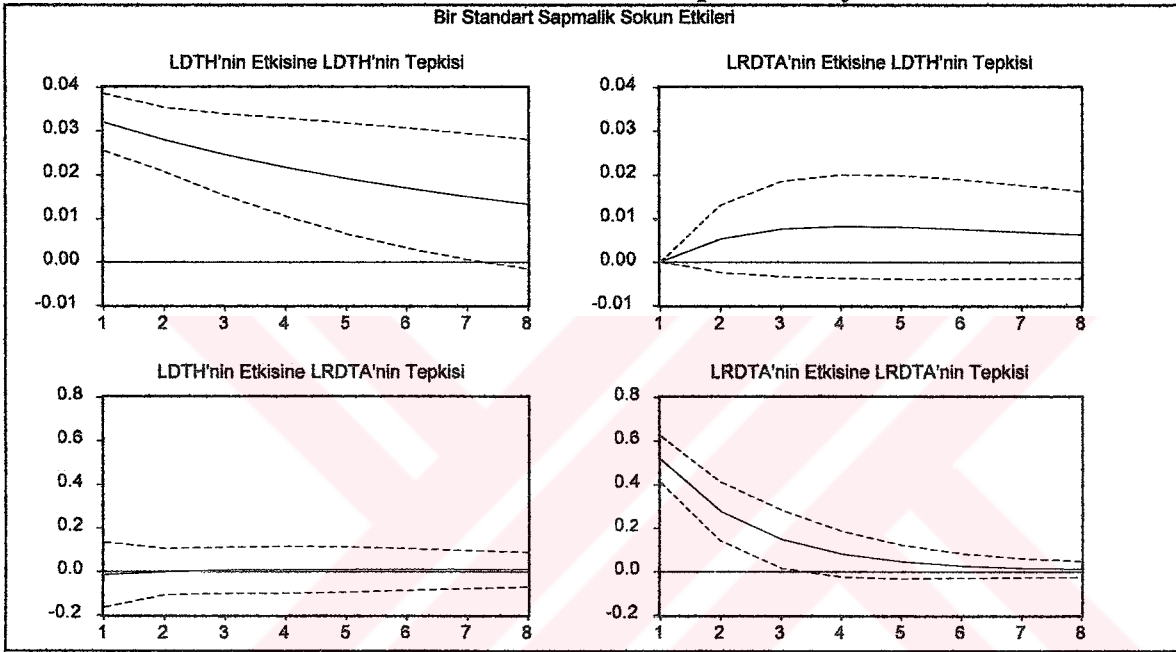
LRDTA serisinin, LDTH-LRDTA sıralaması ile elde edilen varyans ayrıştırma raporuna göre; LRDTA serisinde meydana gelen bir birimlik şokun ortalama %99.9'u kendisi tarafından açıklanmaktadır. Bu sonuç, LDTH'nin LRDTA'nı etkilemediği anlamına gelmektedir. LDTH'nin varyans ayrıştırma raporu ise şu şekildedir;

**Tablo: 18**  
**LDTH Serisinin**  
**Varyans Ayrıştırma Raporu (C)**

Period	Std.Hata	LDTH	LRDTA
1	0.031900	100.0000	0.000000
2	0.042699	98.46251	1.537487
3	0.049787	96.61417	3.385834
4	0.054858	95.03807	4.961934
5	0.058603	93.82083	6.179168
6	0.061416	92.91227	7.087733
7	0.063549	92.24057	7.759429
8	0.065179	91.74359	8.256408

LDTH serisinin varyans ayrıştırma raporu, LDTH serisinde meydana gelen bir birimlik şokun, küçük bir kısmının 2. dönemden itibaren LRDTA serisi tarafından açıklandığını göstermektedir. Bu sonuç, gelişmekte olan ekonomilerde ticaret haddinin dışsallığı varsayımına uygun değildir. Söz konusu modelden elde edilen etki-tepki fonksiyonları ise şu şekildedir;

**Grafik: 4**  
**LDTH ve LRDTA Serilerinin Etki-Tepki Fonksiyonları**



Grafik 4' de sunulan etki-tepki fonksiyonlarına göre; LDTH serisinde meydana gelen bir standart sapmalı şok, LRDTA serisi üzerinde hiçbir etkiye neden olmamaktadır. LRDTA serisinde meydana gelen bir standart sapmalı şoka karşı, LDTH serisi, nokta tahmine göre %0.01 oranında kalıcı bir tepki göstermektedir.

## D) LRDTA-LDTH Sıralaması

**Tablo: 19**  
**LRDTA Serisinin**  
**Varyans Ayrıştırma Raporu (D)**

Period	Std.Hata	LRDTA	LDTH
1	0.513316	100.0000	0.000000
2	0.581546	99.99087	0.009133
3	0.599725	99.97429	0.025711
4	0.604980	99.95505	0.044954
5	0.606594	99.93645	0.063548
6	0.607135	99.92009	0.079913
7	0.607343	99.90639	0.093606
8	0.607439	99.89526	0.104742

LRDTA serisinin LRDTA-LDTH sıralaması ile elde edilen varyans ayrıştırma raporu, LDTH serisinin, LRDTA serisi üzerinde hiçbir etkisinin olmadığını göstermektedir.

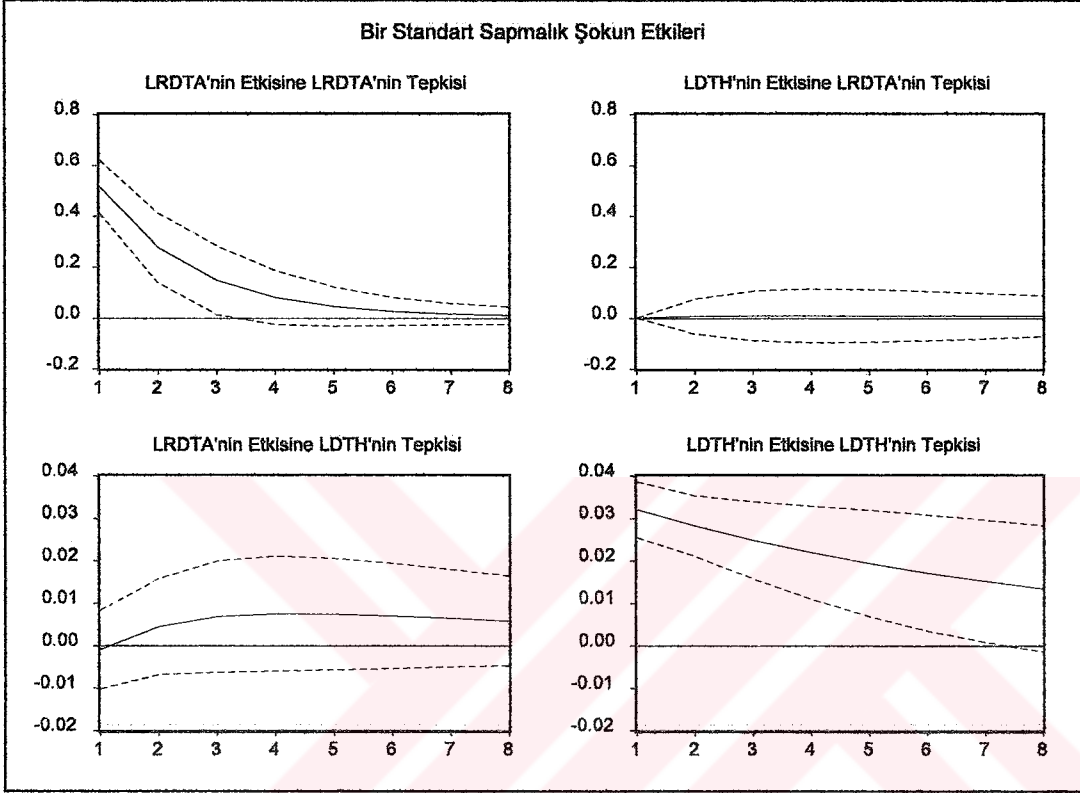
**Tablo: 20**  
**LDTH Serisinin**  
**Varyans Ayrıştırma Raporu (D)**

Period	Std.Hata	LRDTA	LDTH
1	0.031900	0.102894	99.89711
2	0.042699	1.118004	98.88200
3	0.049787	2.626262	97.37374
4	0.054858	3.978319	96.02168
5	0.058603	5.044485	94.95551
6	0.061416	5.848675	94.15132
7	0.063549	6.446642	93.55336
8	0.065179	6.890539	93.10946

LDTH serisinin LRDTA-LDTH sıralaması ile elde edilen varyans ayrıştırma raporu, LDTH serisinde meydana gelen bir birimlik şokun küçük bir kısmının, 2. dönemden itibaren LRDTA serisi tarafından açıklandığını göstermektedir. 8. dönemde LDTH

serisinde meydana gelen bir birimlik şokun %6.89'u LRDTA tarafından açıklanmaktadır. Bu modelden elde edilen etki-tepki fonksiyonları ise şu şekildedir;

**Grafik: 5**  
**LRDTA ve LDTH Serilerinin Etki-Tepki Fonksiyonları**



Grafik 5'de sunulan etki-tepki fonksiyonlarına göre; LDTH serisinde meydana gelen bir standart sapmalı şokun LRDTA serisi üzerinde hiçbir etkisi bulunmamaktadır. LRDTA serisinde meydana gelen bir standart sapmalı şok ise, LDTH serisi üzerinde yaklaşık %0.01 seviyesinde bir artışa yol açmaktadır.

VAR yöntemi kullanılarak ulaşılan sonuçlar, ticaret haddinin modele seviyesinde mi, yoksa birinci farkında mı girdiğine bağlı olarak yön değiştirmektedir. Ticaret haddinin modele seviyesinde girmesi durumunda, reel dış ticaret açığından ticaret haddine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi ortaya çıkmaktadır. Ancak, reel dış ticaret açığının ticaret haddi üzerindeki etkisi oldukça düşüktür. Varyans ayrıştırma yöntemi sonuçlarına göre; ticaret haddindeki bir birimlik şokun ortalama %7'si reel dış ticaret açığı tarafından açıklanmakta, etki-tepki fonksiyonu sonuçlarına göre ise; reel dış ticaret açığında meydana gelen bir standart sapmalı şok, ticaret haddini yaklaşık %0.01 düzeyinde

iyileştirmektedir. Ticaret haddinin modele birinci farkında girmesi durumunda ise, ticaret haddinden reel dış ticaret açığına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi ortaya çıkmaktadır. Bu modelden elde edilen varyans ayrıştırma yöntemi sonuçlarına göre; reel dış ticaret açığında meydana gelen bir birimlik şokun ortalama %7'si ticaret haddi tarafından açıklanmakta, etki-tepki fonksiyonu sonuçlarına göre ise; ticaret haddinde meydana gelen bir standart sapmalı şok, reel dış ticaret açığını yaklaşık %0.2 düzeyinde arttırmaktadır. Sonuç olarak, her iki durumda da HLM Hipotezi reddedilmiştir. LDTH serisinin modele birinci farkında girmesi durumunda elde edilen sonuçların, Granger ve Hsiao nedensellikleri ile de tutarlı olduğu söylenebilir.





## 5. SONUÇ VE ÖNERİLER

Herhangi bir ekonominin dış ticaret haddinde meydana gelebilecek negatif (pozitif) hareketlerin, diğer şeyler sabitken söz konusu ekonominin dış ticaret dengesinde kötüleşmelere (iyileşmelere) neden olacağını öngören HLM Hipotezi'nin, 1991:4-2003:3 dönemi içerisinde Türkiye'de geçerli olup olmadığı, bir dizi ekonometrik yaklaşım kullanılarak tespit edilmeye çalışılmıştır. Elde edilen sonuçlar, HLM Etkisi ile ilgili temel çalışmaların birçoğu ile tutarsız olmasına rağmen, Kıpıcı'nın (1996) 1988:1-1995:3 dönemini kapsayan çalışması ile tutarlıdır. Literatürde HLM Etkisi ile ilgili olarak bir konsensüs sağlandığı söylenebilir. Bu konsensüs, anlık bir dış ticaret haddi kötüleşmesinin (iyileşmesinin), dış ticaret dengesini negatif (pozitif) olarak etkileyeceği yönündedir. Ancak, sürekli bir dış ticaret haddi şoku karşısında, dış ticaret dengesinin nasıl bir tepki göstereceği ise halen tartışılmaktadır. Bu tartışmada başlıca iki kutup bulunmaktadır. Birincisi, Obstfeld (1982) çizgisindeki deterministik modeller, ikincisi ise Backus ve diğerleri (1994) ile Mendoza (1995) çizgisindeki stokastik modellerdir. Deterministik modellere göre; sabit bir zaman tercih oranı altında dış ticaret haddinde meydana gelen sürekli hareketler, dış ticaret dengesini etkilememektedir. Stokastik modellere göre ise; dış ticaret dengesinin dış ticaret haddi şoklarına karşı vereceği tepki, bu şokların süresindeki ılımlı değişimlerden bağımsızdır. Ancak, dış ticaret haddi ile dış ticaret dengesi arasında uzun dönemli bir etkileşim mevcuttur. Diğer yandan, Kıpıcı (1996) Türkiye'de dönemler arası ikame esnekliklerinin birden büyük olduğu sonucuna ulaştığını açıklamış ve bu durumun HLM Hipotezi'nin reddedilmesine neden olabileceğini vurgulamıştır. Dönemler arası ikame esnekliklerinin birden büyük olması, negatif bir dış ticaret haddi şoku halinde, cari dönem ithalat tercihinin yurtiçinde üretilen mallarla ikame edileceği şeklinde de yorumlanabilir. Sonuç olarak, negatif bir dış ticaret haddi şoku halinde ithalat miktarı azalacak ve dış ticaret dengesi iyileşecektir. Pozitif bir dış ticaret haddi şoku ise, ters etkilere neden olarak dış ticaret dengesini kötüleştirecektir.

Çalışmadan elde edilen sonuçlar, dış ticaret haddinde meydana gelen şokların reel dış ticaret dengesi üzerindeki etkilerinin, çok kısa süreli olmakla birlikte negatif yönlü

olduğunu, dolayısıyla söz konusu dönemde Türkiye’de HLM Etkisi’nin mevcut olmadığını göstermektedir. Türkiye’de söz konusu dönemde dış ticaret haddinde meydana gelen bir iyileşme (kötüleşme), reel dış ticaret dengesinde üç ay içerisinde bir kötüleşmeye (iyileşmeye) neden olmaktadır. Ancak, reel dış ticaret dengesi ikinci üç ay içerisinde derhal durağan durum seviyesine geri dönmektedir. Dış ticaret haddinden reel dış ticaret dengesine doğru negatif olarak hareket eden etkileşim mekanizmasının geri beslemeye sahip olmaması ise, gelişmekte olan ekonomilerde dış ticaret haddinin dışsal olarak belirlendiği görüşüne katkı sağlamaktadır.

Granger Nedensellik Testi’nden elde edilen sonuçlara göre; dış ticaret haddinde %1 seviyesinde meydana gelen bir iyileşme, ertesi dönemde reel dış ticaret açığını yaklaşık %4 seviyesinde arttırarak, reel dış ticaret dengesini kötüleştirmektedir. Bu sonuç, ihracatın satın alma gücünde meydana gelen bir azalışın, kısa dönemde dış ticaret dengesini iyileştireceği şeklinde de yorumlanabilir. Bu yorum, ihraç ve ithal malları arz esnekliklerinin sonsuz olması varsayımı altında, ihracat ve ithalat talep esnekliklerinin toplamı birden büyük ise, ulusal paranın değer kaybının dış ticaret dengesini pozitif biçimde etkileyeceğini öngören Marshall-Lerner Koşulu’nun geçerli olduğunu ima etmektedir. Ancak, bu yorumun geçerliliğini savunabilmek için analizde kullanılan argümanların genişletilmesi gerekmektedir. Reel döviz kurunun ithalat ve ihracat miktarları üzerindeki etkilerinin tespit edilmesi ve bu tespit sonucunda Marshall-Lerner Koşulu ile ilgili olarak bir kanıya varılması daha gerçekçi olacaktır. Yinede, çalışmadan elde edilen ekonometrik bulgular ile Kıpıcı (1996) tarafından bu denli yüksek olarak hesaplanan dönemler arası ikame esneklikleri birarada yorumlanınca, Marshall-Lerner Koşulu’nun Türkiye’de kısa dönemde bile geçerli olması ihtimalinin güçlendiği söylenebilir. Ancak, dış ticaret haddinin reel dış ticaret dengesi üzerinde çok kısa dönemli bir etkiye sahip olması, dış ticaret dengesini sağlamaya yönelik politika uygulamalarını da zorlaştırmaktadır. Çalışmadan elde edilen ampirik bulgular, dış ticaret haddindeki değişimlerin neden olduğu ikame etkisinin, yine bu değişimlerin neden olduğu gelir etkisi tarafından ikinci üç ay içerisinde dengelendiğini göstermektedir. Bu sonuç, dış ticaret dengesini sağlamaya yönelik olarak gerçekleştirilen devalüasyonların, arzu edilen amaca ulaşılmasında etkin bir araç olamayabileceğini göstermektedir.

Son olarak, yatırımlar ve tasarrufların ekonometrik çatıdan dışlanmış olmasının, çalışmadan elde edilen sonuçların güvenilirliğini azalttığı öne sürülebilir. Ancak, reel dış ticaret dengesinin durağan olması ile dış ticaret haddi şoklarının reel dış ticaret dengesi üzerinde yalnızca üç aylık bir etkiye sahip olması gibi etkenler, yatırımların analizden dışlanmasını kolaylaştırmaktadır. Dolayısıyla, reel dış ticaret dengesinin dış ticaret haddi şoklarına verdiği anlık tepki, tamamı ile tasarruf davranışlarını yansıtmaktadır.



## YARARLANILAN KAYNAKLAR

### a.Kitaplar

- DUESENBERRY, James S. : Income-Consumption Relations and Their Implications, in Income, Employment and Public Policy, New York, 1948.
- GANDOLFO, Giancarlo : International Finance and Open-Economy Macroeconomics, First Edition, Springer, Berlin, 2002.
- GUJARATI, Damodar N. : Temel Ekonometri, Çev: Ümit ve Gülay G. ŞENESEN, 2.Baskı, Literatür Yayınları, İstanbul, 2001.
- HILL,R.Carter
- GRIFFITHS, William E.
- JUDGE, George G. : Undergraduate Econometrics, First Edition, John Wiley & Sons, Inc., New York, 1997.
- İYİBOZKURT, M. Erol : Dış Ticaret-Teori ve Politika, 2.Baskı, T.C Trabzon İktisadi İdari İlimler Akademisi Yayın Nr.6, Trabzon, 1982.
- KUZNETS, Simon : National Income a Summary of Findings, National Bureau of Economic Research, New York, 1946.

- METZLER, Lloyd A. : The Theory of International Trade a Survey of Contemporary Economics, Irwin, 1948.
- OBSTFELD, Maurice  
ROGOFF, Kenneth : Foundations of International Macroeconomics, Fourth Edition, MIT Press, London, 1999.
- SAVAŞ, Vural : Politik İktisat, 4.Baskı, Beta Basım Yayın Dağıtım, İstanbul, 2000.

#### **b. Makale ve Bildiriler**

- ALEXANDER, Simon S. : "Effects of a Devaluation of a Trade Balance", **IMF Staff Papers**, Vol. I-II (April 1952), pp.263-278.
- 
- \_\_\_\_\_ : "Effects of a Devaluation : A Synthesis of Elasticities and Absorption Approaches", **American Economic Review**, Vol.49 (March 1959), pp.23-42.
- BACKUS, David K.  
KEHOE, Patrick J.  
KYDLAND Finn E. : "Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J Curve", **American Economic Review**, Vol.84, Nr.1 (1994), pp.84-103.

CALDERON, Cesar

CHONG, Alberto

LOAYZA, Norman

: “Determinants of Current Account Deficits in Developing Countries”, **Central Bank of Chile - Working Papers**, Nr.51 (November 1999), pp.1-41.

CHOWDHURY, Abdur R.

: “Do Asymmetric Terms of Trade Shocks Affect Private Savings in a Transition Economy?”, **Bank of Finland Institute for Economies in Transition-Discussion Papers**, Nr.3 (2003), pp.1-35.

DICKEY, David A.

FULLER, Wayne A.

: “Distribution of the Estimators of Autoregressive Time Series with a Unit Root”, **Journal of the American Statistical Association**, Vol.74 (1979), pp.427-431.

ENGLE, Robert F.

GRANGER, Clive W.J.

: “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, **Econometrica**, Vol.55 (1987), pp.251-276.

GRANGER, Clive W.J.

: “Investigating Causal Relation by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, **Econometrica**, Vol.37 (1969), pp.424-438.

GRANGER, Clive W.J.

NEWBOLD, Paul : “Spurious Regression in Econometrics”, **Journal of Econometrics**, Vol.2 (1974), pp.111-120.

HARBERGER, Arnold C.

: “Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade”, **Journal of Political Economy**, Vol.58 (February 1950), pp.47-60.

HSIAO, Cheng

: “Autoregressive Modelling and Money-Income Causality Detection”, **Journal of Monetary Economics**, Vol.7 (January 1981), pp.85-106.

IKEDA, Shinsuke

: “Weakly Nonseparable Preference and the Current Account: Yes, There is a Harberger - Laursen - Metzler Effect”, **Canadian Journal of Economics**, Vol.34 (2001), pp.290-307.

KIPICI, Ahmet N.

: “Terms of Trade and Economic Fluctuations”, **The Central Bank of Republic of Turkey Discussion Paper**, No.9615 (June 1996), pp.1-13.

KOUPARITSAS, Michael A.

: “North-South Terms of Trade: An Empirical Investigation”, **Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper Series**, Nr.97-5 (September 97), pp.1-17.



- LAURSEN, Svend  
 METZLER, Lloyd A. : “Flexible Exchange Rate and the Theory of Employment”, **The Review of Economics and Statistics**, Vol.32, Nr.4 (November 1950), pp.281-299.
- MASSON, Paul R.  
 BAYOUMI, Tamim  
 SAMIEL, Hossein : “International Evidence on Determinants of Private Saving”, **The World Bank Economic Review**, Vol.12, Nr.3 (1998), pp.483-501.
- MENDOZA, Enrique G. : “The Terms of Trade and Economic Fluctuations”, **International Monetary Fund**, Manuscript (1992).
- 
- \_\_\_\_\_ : “The Terms of Trade, The Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations”, **International Economic Review**, Vol.63, Nr.1 (February 1995), pp.101-137.
- OBSTFELD, Maurice : “Aggregate Spending and the Terms of Trade: Is There a Laursen-Metzler Effect”, **Quarterly Journal of Economics**, Vol.97 (1982), pp.251-270.
- OLIVEI, Giovanni P. : “The Role of Savings and Investment in Balancing the Current Account: Some Empirical Evidence from United States”, **New England Economic Review**, July/August 2000, pp.3-14.

- OTTO, Glenn : “Terms of Trade Shocks and the Balance of Trade: There is a Harberger-Laursen-Metzler Effect”, **Journal of International Money and Finance**, Vol.22 (2003), pp.155-184
- PERSSON, Torsten  
SVENSSON, Lars E.O. : “Current Accounts Dynamics and the Terms of Trade: Harberger-Laursen-Metzler Two Generations Later”, **Journal of Political Economy**, Vol.93, Nr.1 (1985), pp.43-65.
- SEN, Partha  
TURNOVSKY, Stephen J. : “Deterioration of the Terms of Trade and Capital Accumulation: A Re-Examination of the Laursen-Metzler Effect”, **Journal of International Economics**, Vol.26 (1989), pp.227-250.
- SERVEN, Luis : “Terms of Trade Shocks and Optimal Investment Another Look at the Laursen-Metzler Effect”, **Journal of International Money and Finance**, Vol.18 (1999), pp.337-365.
- SIMS, Christopher A. : “Macroeconomics and Reality”, **Econometrica**, Vol.48 (1980), pp.1-48.
- STOCKMAN, Alan C.  
TESAR, L. : “Tastes and Technology in a Two Country Model of Business Cycle: Explaining International Comovements”, **University of California-S.Barbara**, Manuscript(1990).

SVENSSON, Lars E.O.

RAZIN, Assaf

: "The Terms of Trade and the Current Account: The Harberger-Laursen-Metzler Effect", **Journal of Political Economy**, Vol.91, Nr.1 (1983), pp.97-125.

TOBIN, James

: "Equilibrium Approach to Monetary Theory", **Journal of Money, Credit and Banking**, Vol.12 (February 1969), pp.15-29.

### c. İnternet ve Diğerleri

AGENOR, Pierre R.

AIZENMANN, Joshua

: "Savings and the Terms of Trade under Borrowing Constraints", **World Bank** (November 2002), <http://www.worldbank.org/wbiep/macroprogram/agenor/pdfs/totshock-rev.pdf> (17.01.2004).

KOUASSI, Eugene ve Diğ.

: "Temporal Causality and the Dynamic Interactions between Terms of Trade and Current Account Deficits in Co-Integrated Var Processes : Further Evidence from Ivorian Time Series" (1997), [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=4581#paperdownload](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=4581#paperdownload) (17.01.2004).

MENDOZA, Enrique G.

: "Saving Investment and The Current Account", Duke University Economic Lecture Nr.6, 1993, <http://www.econ.duke.edu/~mendozae/econ154/lectures/slides6.pdf> (17.01.2004).

UYGUR, Ercan

: “Krizden Krize Türkiye 2000 Kasım ve 2001 Şubat Krizleri”, 2002, <http://www.econturk.org> (17.01.2004).



**EK 1: Veri Seti**

Tarih	DTA	IHFE	ITFE
1991Q4	7350	104,4076	102,0522
1992Q1	1296	107,3319	98,1176
1992Q2	2138	104,2055	98,0319
1992Q3	2468	108,8457	102,7913
1992Q4	2313	103,575	99,5902
1993Q1	2215	105,79	97,0222
1993Q2	4258	105,9824	94,1418
1993Q3	4327	101,5076	89,9696
1993Q4	3397	98,8315	92,5033
1994Q1	1810	101,0067	89,5367
1994Q2	829	98,9604	97,0352
1994Q3	511	99,1957	104,8391
1994Q4	1099	100,8641	108,5185
1995Q1	1809	107,9922	112,8322
1995Q2	3127	114,6835	119,0505
1995Q3	3969	115,2141	118,3772
1995Q4	4345	112,7272	117,0065
1996Q1	2365	109,5352	111,933
1996Q2	3275	107,6066	109,8066
1996Q3	2246	107,6489	106,9815
1996Q4	2728	105,8326	110,3043
1997Q1	2771	106,2544	104,0822
1997Q2	3967	103,4176	99,022
1997Q3	4540	100,562	97,5576
1997Q4	4125	99,9924	100,1217
1998Q1	3116	99,3444	99,0833
1998Q2	4028	98,1659	96,3484
1998Q3	4025	97,7609	94,5
1998Q4	3095	98,375	94,4468
1999Q1	843	97,0556	89,8033
1999Q2	3261	90,8659	87,3703
1999Q3	3127	89,1315	90,5511
1999Q4	3238	89,937	95,5
2000Q1	3791	89,7275	94,9572
2000Q2	5988	87,6857	93,1066
2000Q3	6419	87,2826	95,8859
2000Q4	6212	86,337	95,7087
2001Q1	2066	89,8756	98,9967
2001Q2	526	85,9341	95,4418
2001Q3	1310	84,9902	94,0467
2001Q4	641	81,3772	90,0522
2002Q1	956	82,5933	89,4789
2002Q2	2260	83,1956	92,0297
2002Q3	2329	84,1696	94,8804
2002Q4	2792	85,8054	97,4783
2003Q1	2289	91,4945	101,5567
2003Q2	3201	90,722	99,7077
2003Q3	4112	91,5663	99,9717

**EK 2: Dickey-Fuller Birim Kök Testi**

```

cal 1991 4 4
all 2003:3
open data d:tez\genel.xls
data(org=obs,for=xls)
set dth =ihfe/itfe
set rdta =dta/itfe
log dth /ldth
log rdta /lrdta
dif ldth /lddth
dif lrdta /dlrdta
dif dldth /dlddth
dif dlrdta /ddlrdta
source(noecho) c:program files\winrats\adf.src
@adf(det=trend,cri=aic) lrdta

```

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN LRDTA  
 Choosing the optimal lag length for the ADF regression  
 using the AIC selection criterion.

Using data from 1991:04 to 2003:03  
 INFORMATION CRITERIA

Minimum AIC at lag: 0  
 Minimum BIC at lag: 0

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR LRDTA WITH 0 LAGS: -3.7889  
 AT LEVEL 0.05 THE TABULATED CRITICAL VALUE: -3.5066  
 Coefficient and T-Statistic on the Constant:  
 1.38247 3.2345  
 Coefficient and T-Statistic on the Linear Trend:  
 0.00408 0.7193

```

smpl
set trend =t
linreg dlrda ; #constant trend lrda{1}

```

Dependent Variable DLRDTA		Estimation by Least Squares	
Quarterly Data From		1992:01 To 2003:03	
Usable Observations	47	Degrees of Freedom	44
Centered R**2	0.253037	R Bar **2	0.219084
Uncentered R**2	0.253341	T x R**2	11.907
Mean of Dependent Variable		-0.011919010	
Std Error of Dependent Variable		0.597016502	
Standard Error of Estimate		0.527580266	
Sum of Squared Residuals		12.247001250	
Regression F(2,44)		7.4526	
Significance Level of F		0.00163149	
Durbin-Watson Statistic		1.611537	
Q(11-0)		12.410236	
Significance Level of Q		0.33360991	

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	1.382468716	0.427409875	3.23453	0.00231445
2. TREND	0.004081106	0.005673331	0.71935	0.47572930
3. LRDTA{1}	-0.463451966	0.122319831	-3.78885	0.00045615

```

smpl
@adf(det=con,cri=aic) lrda

```

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN LRDTA  
Choosing the optimal lag length for the ADF regression  
using the AIC selection criterion.

Using data from 1991:04 to 2003:03  
INFORMATION CRITERIA

Minimum AIC at lag: 0  
Minimum BIC at lag: 0

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR LRDTA WITH 0 LAGS: -3.8136  
AT LEVEL 0.05 THE TABULATED CRITICAL VALUE: -2.9241  
Coefficient and T-Statistic on the Constant:  
1.48615 3.7134



```

smpl
linreg dlrda ; #constant lrdta{1}

```

Dependent Variable DLRDTA	Estimation by Least Squares
Quarterly Data From	1992:01 To 2003:03
Usable Observations 47	Degrees of Freedom 45
Centered R**2 0.244252	R Bar **2 0.227458
Uncentered R**2 0.244560	T x R**2 11.494
Mean of Dependent Variable	-0.011919010
Std Error of Dependent Variable	0.597016502
Standard Error of Estimate	0.524744011
Sum of Squared Residuals	12.391032460
Regression F(1,45)	14.5437
Significance Level of F	0.00041439
Durbin-Watson Statistic	1.592934
Q(11-0)	12.516689
Significance Level of Q	0.32608325

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	1.486153081	0.400209711	3.71344	0.00056173
2. LRDTA{1}	-0.463965066	0.121660174	-3.81362	0.00041439

```

smpl 1993:3 2003:3
linreg(noprint) dlrda ; #constant lrdta{1}
COMPUTE AIC=%NOBS*LOG(%RSS)+%NREG*2.0
DISPLAY 'AIC=' AIC
AIC= 99.83944

```

```

linreg(noprint) dlrda ; #constant lrdta{1} dlrda{1}
COMPUTE AIC=%NOBS*LOG(%RSS)+%NREG*2.0
DISPLAY 'AIC=' AIC
AIC= 100.45837

```

```

linreg(noprint) dlrda ; #constant lrdta{1} dlrda{1 to 2}
COMPUTE AIC=%NOBS*LOG(%RSS)+%NREG*2.0
DISPLAY 'AIC=' AIC
AIC= 100.54753

```

```

linreg(noprint) dlrda ; #constant lrdta{1} dlrda{1 to 3}
COMPUTE AIC=%NOBS*LOG(%RSS)+%NREG*2.0
DISPLAY 'AIC=' AIC
AIC= 101.21031

```

```

linreg(noprint) dlrda ; #constant lrdta{1} dlrda{1 to 4}
COMPUTE AIC=%NOBS*LOG(%RSS)+%NREG*2.0
DISPLAY 'AIC=' AIC
AIC= 103.05477

```

```
linreg(noprint) dlrda ; #constant lrdta{1} dlrda{1 to 5}
COMPUTE AIC=%NOBS*LOG(%RSS)+%NREG*2.0
DISPLAY 'AIC=' AIC
AIC= 105.05187
```

```
linreg(noprint) dlrda ; #constant lrdta{1} dlrda{1 to 6}
COMPUTE AIC=%NOBS*LOG(%RSS)+%NREG*2.0
DISPLAY 'AIC=' AIC
AIC= 107.04216
```

```
smpl
linreg dlrda ;#lrdta{1}
```

Dependent Variable DLRDTA		Estimation by Least Squares	
Quarterly Data From		1992:01 To 2003:03	
Usable Observations	47	Degrees of Freedom	46
Centered R**2	0.012664	R Bar **2	0.012664
Uncentered R**2	0.013066	T x R**2	0.614
Mean of Dependent Variable		-0.011919010	
Std Error of Dependent Variable		0.597016502	
Standard Error of Estimate		0.593224185	
Sum of Squared Residuals		16.188086940	
Durbin-Watson Statistic		1.975209	
Q(11-0)		10.346597	
Significance Level of Q		0.49950624	

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. LRDTA{1}	-0.020527378	0.026304541	-0.78037	0.43916813

```
source(noecho) c:\program files
@dfunit(ttest,trend,lag=0) dlrda
Dickey-Fuller Test with 0 Lags = -7.83484
```

```
@dfunit(ttest,lag=0) dlrda
Dickey-Fuller Test with 0 Lags = -7.95403
```

```

smpl
linreg ddlrda ;#dlrda{1}

```

Dependent Variable DDLRDTA		Estimation by Least Squares	
Quarterly Data From		1992:02 To 2003:03	
Usable Observations	46	Degrees of Freedom	45
Centered R**2	0.589049	R Bar **2	0.589049
Uncentered R**2	0.590081	T x R**2	27.144
Mean of Dependent Variable		0.0422587403	
Std Error of Dependent Variable		0.8513361538	
Standard Error of Estimate		0.5457530468	
Sum of Squared Residuals		13.403087463	
Durbin-Watson Statistic		1.906952	
Q(11-0)		9.909901	
Significance Level of Q		0.53850947	

Variable	Coeff	Std Error	T Stat	Signif
1. DLRDTA{1}	-1.086601522	0.135007211	-8.04847	0.00000000

```

smpl
@adf(det=trend,cri=aic) ldth

```

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN LDTH  
Choosing the optimal lag length for the ADF regression  
using the AIC selection criterion.

Using data from 1991:04 to 2003:03

#### INFORMATION CRITERIA

Minimum AIC at lag: 12  
Minimum BIC at lag: 0

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR LDTH WITH 12 LAGS: -3.0788  
AT LEVEL 0.05 THE TABULATED CRITICAL VALUE: -3.5426  
Coefficient and T-Statistic on the Constant:  
0.05076 2.7027  
Coefficient and T-Statistic on the Linear Trend:  
-0.00194 -2.9415

```

source(noecho) c:\program files
@dfunit(ttest,trend,lag=0) ldth
Dickey-Fuller Test with 0 Lags = -2.69129

```

```
smp1
@adf(det=con,cri=aic) ldth
```

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN LDTH  
 Choosing the optimal lag length for the ADF regression  
 using the AIC selection criterion.

Using data from 1991:04 to 2003:03

#### INFORMATION CRITERIA

Minimum AIC at lag: 12  
 Minimum BIC at lag: 0

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR LDTH WITH 12 LAGS: -0.9156  
 AT LEVEL 0.05 THE TABULATED CRITICAL VALUE: -2.9472  
 Coefficient and T-Statistic on the Constant:  
 -0.00317 -0.6649

```
@dfunit(ttest,lag=0) ldth
Dickey-Fuller Test with 0 Lags = -1.51497
```

```
smp1
@adf(det=none,cri=aic) ldth
```

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN LDTH  
 Choosing the optimal lag length for the ADF regression  
 using the AIC selection criterion.

Using data from 1991:04 to 2003:03

#### INFORMATION CRITERIA

Minimum AIC at lag: 12  
 Minimum BIC at lag: 0

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR LDTH WITH 12 LAGS: -0.7950  
 AT LEVEL 0.05 THE TABULATED CRITICAL VALUE: -1.9507

```

smpl
linreg dldth ;#ldth{1}

```

Dependent Variable DLDTH		Estimation by Least Squares	
Quarterly Data From		1992:01 To 2003:03	
Usable Observations	47	Degrees of Freedom	46
Centered R**2	0.035840	R Bar **2	0.035840
Uncentered R**2	0.040619	T x R**2	1.909
Mean of Dependent Variable		-0.002354082	
Std Error of Dependent Variable		0.033715245	
Standard Error of Estimate		0.033105553	
Sum of Squared Residuals		0.0504149699	
Durbin-Watson Statistic		1.802019	
Q(11-0)		17.107862	
Significance Level of Q		0.10472529	

Variable	Coeff	Std Error	T Stat	Signif
1. LDTH{1}	-0.094120077	0.067442596	-1.39556	0.16954815

```

smpl
@adf(det=trend,cri=aic) dldth

```

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN DLDTH  
Choosing the optimal lag length for the ADF regression  
using the AIC selection criterion.

Using data from 1992:01 to 2003:03

#### INFORMATION CRITERIA

Minimum AIC at lag: 12  
Minimum BIC at lag: 0

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR DLDTH WITH 12 LAG: -2.3274  
AT LEVEL 0.05 THE TABULATED CRITICAL VALUE: -3.5468  
Coefficient and T-Statistic on the Constant:  
0.00927 0.7100  
Coefficient and T-Statistic on the Linear Trend:  
-0.00041 -1.0114

```

source(noecho) c:\program files
@dfunit(ttest,trend,lag=0) dldth
Dickey-Fuller Test with 0 Lags = -6.90458

```

```

smpl
set trend =t
linreg dldth ;#constant trend dldth{1}

```

Dependent Variable DDL DTH		Estimation by Least Squares	
Quarterly Data From		1992:02 To 2003:03	
Usable Observations	46	Degrees of Freedom	43
Centered R**2	0.527745	R Bar **2	0.505780
Uncentered R**2	0.528118	T x R**2	24.293
Mean of Dependent Variable		-0.001311347	
Std Error of Dependent Variable		0.047177280	
Standard Error of Estimate		0.033165994	
Sum of Squared Residuals		0.0472992759	
Regression F(2,43)		24.0263	
Significance Level of F		0.00000010	
Durbin-Watson Statistic		1.919385	
Q(11-0)		14.526773	
Significance Level of Q		0.20520221	

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	-0.006436835	0.010589821	-0.60783	0.54649580
2. TREND	0.000100687	0.000368794	0.27302	0.78614762
3. DLDTH{1}	-1.003461832	0.145332769	-6.90458	0.00000002

```

smpl
@adf(det=con,cri=aic) dldth

```

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN DLDTH  
Choosing the optimal lag length for the ADF regression  
using the AIC selection criterion.

Using data from 1992:01 to 2003:03

#### INFORMATION CRITERIA

Minimum AIC at lag: 12  
Minimum BIC at lag: 0

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR DLDTH WITH 12 LAG: -2.1396  
AT LEVEL 0.05 THE TABULATED CRITICAL VALUE: -2.9499  
Coefficient and T-Statistic on the Constant:  
-0.00309 -0.6734

```

@dfunit(ttest,lag=0) dldth
Dickey-Fuller Test with 0 Lags = -7.00063

```

```
smp1
linreg dldth ;#constant dldth{1}
```

Dependent Variable DDL DTH		Estimation by Least Squares	
Quarterly Data From		1992:02 To 2003:03	
Usable Observations	46	Degrees of Freedom	44
Centered R**2	0.526927	R Bar **2	0.516175
Uncentered R**2	0.527300	T x R**2	24.256
Mean of Dependent Variable		-0.001311347	
Std Error of Dependent Variable		0.047177280	
Standard Error of Estimate		0.032815346	
Sum of Squared Residuals		0.0473812664	
Regression F(1,44)		49.0089	
Significance Level of F		0.00000001	
Durbin-Watson Statistic		1.912647	
Q(11-0)		14.762837	
Significance Level of Q		0.19361385	

Variable	Coeff	Std Error	T Stat	Signif
1. Constant	-0.003874337	0.004852190	-0.79847	0.42888571
2. DLDTH{1}	-1.005427982	0.143619588	-7.00063	0.00000001

```
smp1
@adf(det=none,cri=aic) dldth
```

TESTING THE NULL HYPOTHESIS OF A UNIT ROOT IN DLDTH  
Choosing the optimal lag length for the ADF regression  
using the AIC selection criterion.

Using data from 1992:01 to 2003:03

#### INFORMATION CRITERIA

Minimum AIC at lag: 12  
Minimum BIC at lag: 0

AUGMENTED DICKEY-FULLER TEST FOR DLDTH WITH 12 LAG: -2.1742  
AT LEVEL 0.05 THE TABULATED CRITICAL VALUE: -1.9510



```

smpl
dif dldth /dlddth
linreg dlddth ; #dldth{1} dlddth{1 to 12}

```

Dependent Variable DDLDTHTH	Estimation by Least Squares
Quarterly Data From	1995:02 To 2003:03
Usable Observations 34	Degrees of Freedom 21
Centered R**2 0.764154	R Bar **2 0.629385
Uncentered R**2 0.764244	T x R**2 25.984
Mean of Dependent Variable	-0.000667196
Std Error of Dependent Variable	0.034618372
Standard Error of Estimate	0.021075026
Sum of Squared Residuals	0.0093272912
Durbin-Watson Statistic	1.858844
Q(8-0)	4.594686
Significance Level of Q	0.79988703

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. DLDTH{1}	-1.117080248	0.513777726	-2.17425	0.04126463
2. DDLDTHTH{1}	0.626293337	0.487988991	1.28342	0.21332855
3. DDLDTHTH{2}	0.266999862	0.414995715	0.64338	0.52694174
4. DDLDTHTH{3}	0.294548121	0.390920669	0.75347	0.45953078
5. DDLDTHTH{4}	0.248254269	0.357449388	0.69452	0.49497152
6. DDLDTHTH{5}	0.178953577	0.340863841	0.52500	0.60508208
7. DDLDTHTH{6}	0.122660525	0.310168398	0.39546	0.69648898
8. DDLDTHTH{7}	0.221437719	0.278284101	0.79573	0.43509460
9. DDLDTHTH{8}	0.262901054	0.242672432	1.08336	0.29093221
10. DDLDTHTH{9}	0.074079327	0.220583016	0.33583	0.74032808
11. DDLDTHTH{10}	0.179773047	0.197028971	0.91242	0.37190433
12. DDLDTHTH{11}	-0.190562477	0.155639903	-1.22438	0.23436725
13. DDLDTHTH{12}	0.208316547	0.141005482	1.47736	0.15441902

```

smpl
linreg dldth ;#dldth{1}

```

Dependent Variable DDL DTH	Estimation by Least Squares
Quarterly Data From	1992:02 To 2003:03
Usable Observations 46	Degrees of Freedom 45
Centered R**2 0.520072	R Bar **2 0.520072
Uncentered R**2 0.520451	T x R**2 23.941
Mean of Dependent Variable	-0.001311347
Std Error of Dependent Variable	0.047177280
Standard Error of Estimate	0.032682927
Sum of Squared Residuals	0.0480678177
Durbin-Watson Statistic	1.900874
Q(11-0)	14.911492
Significance Level of Q	0.18658486

Variable	Coeff	Std Error	T Stat	Signif
1. DLDTH{1}	-0.996775416	0.142632295	-6.98843	0.00000001

```

smpl 1993:4 2003:3
linreg(noprint) dldth ; #dldth{1}
COMPUTE AIC=%NOBS*LOG(%RSS)+%NREG*2.0
DISPLAY 'AIC=' AIC
AIC= -123.29592

```

```

linreg(noprint) dldth ; #dldth{1} dldth{1}
COMPUTE AIC=%NOBS*LOG(%RSS)+%NREG*2.0
DISPLAY 'AIC=' AIC
AIC= -121.39400

```

```

linreg(noprint) dldth ; #dldth{1} dldth{1 to 2}
COMPUTE AIC=%NOBS*LOG(%RSS)+%NREG*2.0
DISPLAY 'AIC=' AIC
AIC= -119.93583

```

```

linreg(noprint) dldth ; #dldth{1} dldth{1 to 3}
COMPUTE AIC=%NOBS*LOG(%RSS)+%NREG*2.0
DISPLAY 'AIC=' AIC
AIC= -118.80967

```

```

linreg(noprint) dldth ; #dldth{1} dldth{1 to 4}
COMPUTE AIC=%NOBS*LOG(%RSS)+%NREG*2.0
DISPLAY 'AIC=' AIC
AIC= -120.43261

```

```
linreg(noprint) dldth ; #dldth{1} dldth{1 to 5}
COMPUTE AIC=%NOBS*LOG(%RSS)+%NREG*2.0
DISPLAY 'AIC=' AIC
AIC= -118.43293
```

```
linreg(noprint) dldth ; #dldth{1} dldth{1 to 6}
COMPUTE AIC=%NOBS*LOG(%RSS)+%NREG*2.0
DISPLAY 'AIC=' AIC
AIC= -116.72184
```



**EK 3: Hsiao Nedensellik Testi**

```

cal 1991 4 4
all 2003:3
open data d:tez\genel.xls
data(org=obs,for=xls)
set dth =ihfe/itfe
set rdta =dta/itfe
log dth /ldth
log rdta /lrdta
dif ldth /dldth
dif lrdta /dlrdta

```

**\*\*( $H_0$ : LDTH NEDEN LRDTA SONUÇ)\*\***

```

linreg(noprint) lrdta ; #constant lrdta{1}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+1+1)*%RSS)/((%NOBS-1-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE=    0.28707

```

```

linreg(noprint) lrdta ; #constant lrdta{1 to 2}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+2+1)*%RSS)/((%NOBS-2-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE=    0.26351

```

```

linreg(noprint) lrdta ; #constant lrdta{1 to 3}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+3+1)*%RSS)/((%NOBS-3-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE=    0.26691

```

```

linreg(noprint) lrdta ; #constant lrdta{1 to 4}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+4+1)*%RSS)/((%NOBS-4-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE=    0.27595

```

```

linreg(noprint) lrdta ; #constant lrdta{1 to 5}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+5+1)*%RSS)/((%NOBS-5-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE=    0.29386

```

```

linreg(noprint) lrdta ; #constant lrdta{1 to 6}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+6+1)*%RSS)/((%NOBS-6-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE=    0.31574

```

```
linreg(noprint) lrdta ; #constant lrdta{1 to 2} dldth{1}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+2+1+1)*%RSS)/((%NOBS-2-1-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE= 0.25390
```

```
linreg(noprint) lrdta ; #constant lrdta{1 to 2} dldth{1 to 2}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+2+2+1)*%RSS)/((%NOBS-2-2-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE= 0.27047
```

```
linreg(noprint) lrdta ; #constant lrdta{1 to 2} dldth{1 to 3}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+2+3+1)*%RSS)/((%NOBS-2-3-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE= 0.29084
```

```
linreg(noprint) lrdta ; #constant lrdta{1 to 2} dldth{1 to 4}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+2+4+1)*%RSS)/((%NOBS-2-4-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE= 0.29771
```

```
linreg(noprint) lrdta ; #constant lrdta{1 to 2} dldth{1 to 5}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+2+5+1)*%RSS)/((%NOBS-2-5-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE= 0.31593
```

```
linreg(noprint) lrdta ; #constant lrdta{1 to 2} dldth{1 to 6}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+2+6+1)*%RSS)/((%NOBS-2-6-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE= 0.33348
```

**\*\* (Ho: LRDTA NEDEN LDTH SONUÇ) \*\***

```
linreg(noprint) dldth ; #constant dldth{1}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+1+1)*%RSS)/((%NOBS-1-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE= 0.00112
```

```
linreg(noprint) dldth ; #constant dldth{1 to 2}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+2+1)*%RSS)/((%NOBS-2-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE= 0.00118
```

```
linreg(noprint) dldth ; #constant dldth{1 to 3}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+3+1)*%RSS)/((%NOBS-3-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE= 0.00123
```

```
linreg(noprint) dldth ; #constant dldth{1 to 4}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+4+1)*%RSS)/((%NOBS-4-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE=    0.00129
```

```
linreg(noprint) dldth ; #constant dldth{1 to 5}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+5+1)*%RSS)/((%NOBS-5-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE=    0.00126
```

```
linreg(noprint) dldth ; #constant dldth{1 to 6}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+6+1)*%RSS)/((%NOBS-6-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE=    0.00126
```

```
linreg(noprint) dldth ; #constant dldth{1} lrdta{1}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+1+1+1)*%RSS)/((%NOBS-1-1-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE=    0.00117
```

```
linreg(noprint) dldth ; #constant dldth{1} lrdta{1 to 2}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+1+2+1)*%RSS)/((%NOBS-1-2-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE=    0.00120
```

```
linreg(noprint) dldth ; #constant dldth{1} lrdta{1 to 3}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+1+3+1)*%RSS)/((%NOBS-1-3-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE=    0.00128
```

```
linreg(noprint) dldth ; #constant dldth{1} lrdta{1 to 4}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+1+4+1)*%RSS)/((%NOBS-1-4-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE=    0.00128
```

```
linreg(noprint) dldth ; #constant dldth{1} lrdta{1 to 5}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+1+5+1)*%RSS)/((%NOBS-1-5-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE=    0.00134
```

```
linreg(noprint) dldth ; #constant dldth{1} lrdta{1 to 6}
COMPUTE FPE = ((%NOBS+1+6+1)*%RSS)/((%NOBS-1-6-1)*%NOBS)
DISPLAY 'FPE=' FPE
FPE=    0.00139
```

**EK 4: Granger Nedensellik Testi**

```

cal 1991 4 4
all 2003:3
open data d:tez\genel.xls
data(org=obs,for=xls)
set dth =ihfe/itfe
set rdta =dta/itfe
log dth /ldth
log rdta /lrdta
dif ldth /dldth
dif lrdta /dlrdta

```

**\*\* $(H_0: LDTH \text{ NEDEN LRDTA SONUÇ})$ \*\***

```
linreg lrdta ; #constant lrdta{1 to 2} dldth{1}
```

Dependent Variable LRDTA		Estimation by Least Squares	
Quarterly Data From		1992:02 To 2003:03	
Usable Observations	46	Degrees of Freedom	42
Centered R**2	0.433673	R Bar **2	0.393221
Uncentered R**2	0.980279	T x R**2	45.093
Mean of Dependent Variable		3.2307550478	
Std Error of Dependent Variable		0.6204500130	
Standard Error of Estimate		0.4833060027	
Sum of Squared Residuals		9.8105570733	
Regression F(3,42)		10.7207	
Significance Level of F		0.00002326	
Durbin-Watson Statistic		1.977178	
Q(11-0)		10.355423	
Significance Level of Q		0.49872823	

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	1.547084547	0.425673674	3.63444	0.00075347
2. LRDTA{1}	0.688717286	0.138202131	4.98341	0.00001123
3. LRDTA{2}	-0.159488702	0.135541897	-1.17667	0.24595137
4. DLDTA{1}	4.027772850	2.140922593	1.88133	0.06687124

```

Exclude
#dldth{1}

```

Null Hypothesis : The Following Coefficients Are Zero

DLDTA Lag(s) 1

F(1,42)= 3.53939 with Significance Level 0.06687124



sum  
#dlldth{1}

Summary of Linear Combination of Coefficients

DLDDTH Lag(s) 1

Value	4.027772849851	t-Statistic	1.88133
Standard Error	2.140922592836	Signif Level	0.06687124

\*\* $(H_0: LRDTA \text{ NEDEN LDTH SONUÇ})$ \*\*

linreg dlldth ; #constant dlldth{1} lrdta{1}

Dependent Variable DLDDTH	Estimation by Least Squares
Quarterly Data From	1992:02 To 2003:03
Usable Observations 46	Degrees of Freedom 43
Centered R**2 0.006836	R Bar **2 -0.039358
Uncentered R**2 0.021001	T x R**2 0.966
Mean of Dependent Variable	-0.003860500
Std Error of Dependent Variable	0.032449210
Standard Error of Estimate	0.033081610
Sum of Squared Residuals	0.0470588966
Regression F(2,43)	0.1480
Significance Level of F	0.86288121
Durbin-Watson Statistic	1.911512
Q(11-0)	14.597116
Significance Level of Q	0.20169384

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. Constant	-0.017667604	0.025880678	-0.68266	0.49848558
2. DLDDTH{1}	-0.009203342	0.144951924	-0.06349	0.94966867
3. LRDTA{1}	0.004299245	0.007921395	0.54274	0.59011219

Exclude  
#lrdta{1}

Null Hypothesis : The Following Coefficients Are Zero

LRDTA Lag(s) 1

F(1,43)= 0.29456 with Significance Level 0.59011219

sum  
#lrdta{1}

Summary of Linear Combination of Coefficients

LRDTA Lag(s) 1

Value	0.004299244925	t-Statistic	0.54274
Standard Error	0.007921394902	Signif Level	0.59011219

## **Özgeçmiş**

Abdurrahman KORKMAZ, 1978 yılında Mersin’de doğmuş, ilk, orta ve lise öğrenimini bu şehirde tamamlamıştır. Yüksek öğrenimine 1996 yılında Karadeniz Teknik Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Bölümü’nde başlamış ve 2001 yılında mezun olmuştur. Aynı yıl içerisinde de Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı’nda yüksek lisans programına başlamıştır.

KORKMAZ, bekar olup, İngilizce bilmektedir.

