

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

YÜKSEK LİSANS TEZİ

**YENİ BİR ASİMETRİK YUMUŞAK KIRILMALI
BİRİM KÖK TESTİ VE UYGULAMASI**

Fikriye Ceren BOSTANCI

2501170083

TEZ DANIŞMANI

Doç. Dr. Aycan HEPSAĞ

İSTANBUL – 2019



T.C.
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ



YÜKSEK LİSANS
TEZ ONAYI

ÖĞRENCİNİN;

Adı ve Soyadı : FIKRIYE CEREN BOŞTANCI Numarası : 2501170083
Anabilim Dalı /
Anasanat Dalı / Programı : EKONOMETRİ Danışmanı : DOÇ. DR. AYCAN HEPSAĞ
Tez Savunma Tarihi : 22.07.2019 Saati : 12.00
Tez Başlığı : YENİ BİR ASİMETRİK YUMUŞAK KIRILMALI BİRİM KÖK TESTİ VE UYGULAMASI

TEZ SAVUNMA SINAVI, 10 Lisansöslü Eğitim-Öğretim Yönetmeliği nin 36. Maddesi uyarınca yapılmış,
sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin KABULÜNE OYBİRLİĞİ / OYÇOKLUGUYLA karar verilmiştir.

JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATI (KABUL / RED / DÜZELTME)
1- PROF. DR. BURAK GÜREŞ	<i>BG</i>	Kabul
2- PROF. DR. SELÇUK KOÇ	<i>Selçuk Koç</i>	Kabul
3- DOÇ. DR. AYCAN HEPSAĞ	<i>Aycan Hepsağ</i>	Kabul

YEDEK JÜRİ DYESİ	İMZA	KANAATI (KABUL / RED / DÜZELTME)
1- PROF. DR. RECEP TARI		
2- DOÇ. DR. BURCU KIRAN BAYGIN		

ÖZ

YENİ BİR ASİMETRİK YUMUŞAK KIRILMALI BİRİM KÖK TESTİ VE UYGULAMASI

Fikriye Ceren BOSTANCI

Dickey ve Fuller'ın 1979 yılındaki çalışması ile başlayan birim kök testleri literatürü hızla gelişmeye devam etmektedir. Bu gelişme, daha önce geliştirilen birim kök testlerinde görülen eksikliklerin çeşitli yöntemlerle düzeltilmesi ile mümkün olmaktadır. Bu çalışmada, Leybourne, Newbold ve Vougas ve Harvey ve Mills tarafından geliştirilen birim kök testlerine asimetri özelliği de eklenerek yeni birim kök testi geliştirilmiştir.

Satın Alma Gücü Paritesi (SAGP) hipotezi iktisat ve ekonometri literatüründe sıklıkla çalışılan bir konudur. Özellikle, birim kök testleriyle analizinin kolaylıkla yapılabilmesi bu konunun ekonometri literatüründe daha fazla yer almasını sağlamaktadır. Bu çalışmada, E7 ülkelerinde SAGP hipotezinin geçerliliği LNV ve HM ile bu çalışmada geliştirilen asimetrik yumuşak kırılmalı birim kök testleri ile sınanmıştır. Test sonuçlarına göre ilgili dönemde E7 ülkelerinde SAGP hipotezi geçerli değildir.

Anahtar Kelimeler: Birim Kök, Asimetri, Yumuşak Kırılma, Doğrusal Olmama, Satın Alma Gücü Paritesi

ABSTRACT

A NEW ASYMMETRIC UNIT ROOT TEST WITH SMOOTH TRANSITION AND IT'S APPLICATION

Fikriye Ceren BOSTANCI

Unit root tests literature which began with Dickey and Fuller's 1979 study persists to develop rapidly. This development is made possible with the corrections of deficiencies which are seen in previously developed unit root tests by various methods. In this study, new unit root test was developed with the addition of asymmetry features to unit root tests which are developed by Leybourne, Newbold and Vougas and Harvey and Mills.

The Purchasing Power Parity (PPP) hypothesis is a frequently studied subject in the economics and econometrics literature. In particular, PPP's analysis can be made easily with the unit root tests so that this allows the subject to become more involved in econometrics literature. In this study, the validity of the PPP hypothesis in E7 countries has been tested with LNV and HM unit root tests and with asymmetric unit root tests with smooth transitions developed in this study. According to the unit root tests results, the PPP hypothesis is not valid in E7 countries during the relevant period.

Keywords: Unit Root, Asymmetry, Smooth Transition, Nonlinearity, The Purchasing Power Parity

ÖNSÖZ

Her tecrübe insan yaşamına bir şeyler katmaktadır. Bu tezi yazmak da bana güzel anılar ve tecrübeler kattı. Bu tezi yazmamda dolayısıyla güzel tecrübeler kazanmamda bana yardımcı olan değerli tez danışmanım Doç. Dr. Aycan HEPSAĞ'a, Kocaeli Üniversitesi'nde araştırma görevliliğini kazanmamdan bu yana tezim dahil her konuda bana destek olan asistanlığını yapmaktan onur ve mutluluk duyduğum değerli Hocam Prof. Dr. Selçuk KOÇ'a ve lisans öğreniminde bana Doğrusal Olmayan Zaman Serileri ve Ekonometride Paket Program Kullanımı derslerini vererek temelimi hazırlayan ve bu konuya ilgi duymamı sağlayan değerli Hocam Prof. Dr. Burak GÜRİŞ'e, Doğrusal Zaman Serileri dersini severek ve ilgiyle dinlediğim değerli Hocam Doç. Dr. Burcu KIRAN BAYGIN'a , özel olarak Kocaeli Üniversitesi'ne ilk geldiğim zamandan bu yana ilgisini ve desteğini benden esirgemeyen değerli hocam Prof. Dr. Recep TARI'ya,

Lisans ve Yüksek Lisans öğrenimimde bana değerli bilgiler öğreten değerli hocalarım Prof. Dr. Nilgün ÇİL'e ve Prof. Dr. Ferda YERDELEN TATOĞLU'na ; bu değerli bilgilerin yanı sıra bana lisans birinci sınıftan itibaren çalışma disiplini de aşıl原因an değerli Hocam Prof. Dr. Mustafa TEKİN'e ve adını burada sayamadığım İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi'nin diğer değerli hocalarına,

Son olarak bu anıma kadar her konuda benden desteğini esirgemeyen sevgili Annem Hacer DOYRAN, babam Mustafa BOSTANCI, anneannem Nezihane DOYRAN, dayım Önder DOYRAN, yengem Betül DOYRAN'a ; hayatımda olduğu süre boyunca bana destek olan hep güler yüzlülüğü ile hatırlayacağım rahmetli dedem Kasım DOYRAN'a, ben küçük yaşta vefat etmiş olsalar da üstümde emekleri olan rahmetli dedem Cevdet BOSTANCI ve rahmetli babaannem Şükriye BOSTANCI'ya; lisans ve yüksek lisans dönemimde bana güzel dostluklarıyla destek olan yurt arkadaşlarım Büşra, Duygu, Gülay, Melike, Serra ve Setenay başta olmak üzere tüm arkadaşlarıma teşekkürü borç bilirim.

Fikriye Ceren BOSTANCI

İSTANBUL, 2019

İÇİNDEKİLER

ÖZ.....	iii
ABSTRACT.....	iv
ÖNSÖZ	v
TABLolar LİSTESİ.....	viii
KISALTMALAR LİSTESİ.....	ix
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

DURAĞANLIK KAVRAMI, DURAĞANLIK ANALİZİ VE DOĞRUSAL YAKLAŞIMLAR

1.1. DURAĞANLIK KAVRAMI.....	2
1.1.1. Trend Durağan Süreç	4
1.1.2.Fark Durağan Süreç	5
1.2. BİRİM KÖK TESTLERİ.....	7
1.2.1.Doğrusal Yaklaşımlar	8
1.2.1.1. Yapısal Kırılmayı Dikkate Almayan Doğrusal Birim Kök Testleri.....	8
1.2.1.1.1.Dickey ve Fuller (DF, 1979) Birim Kök Testi	9
1.2.1.1.2. Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF , 1981) Birim Kök Testi	12
1.2.1.1.3.Phillip ve Perron (PP, 1986) Birim Kök Testi	14
1.2.1.1.4.Kwiatkowski, Phillips, Schmint ve Shin (KPSS,1992) Durağanlık Testi	16
1.2.1.2. Yapısal Kırılmayı Dikkate Alan Doğrusal Birim Kök Testleri.....	18
1.2.1.2.1.Perron (1989) Birim Kök Testi	18
1.2.1.2.2.Zivot ve Andrews (ZA, 1992) Birim Kök Testi.....	21
1.2.1.2.3. Lumsdaine ve Papell (LP, 1997) Birim Kök Testi.....	23
1.2.1.2.4. Lee ve Strazicich (LS, 2003) Birim Kök Testi.....	25

İKİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL OLMAYAN YAKLAŞIMLAR VE ASİMETRİK YUMUŞAK KIRILMALI BİRİM KÖK TESTLERİ

2.1. DOĞRUSAL OLMAYAN YAKLAŞIMLAR	30
2.1.1. Doğrusallık Testleri.....	30
2.1.1.1.McLeod ve Li (1983) Testi	31
2.1.1.2.Brock, Dechert Ve Scheinkman (BDS,1986) Testi	33
2.1.1.3.Tsay (1986) Testi	36

2.1.2. Ortalamada Doğrusal Olmayan Modeller	38
2.1.2.1. Doğrusal Olmayan AR Modeli (NLAR).....	38
2.1.2.2. Bilinear Model	39
2.1.2.3. Rejim Değişim Modelleri.....	40
2.1.2.3.1. Kendinden Uyarımlı Eşik Değerli Otoregresif (SETAR) Model.....	40
2.1.2.3.2. Yumuşak Geçişli Eşik Değerli Otoregresif (STAR) Model.....	46
2.1.2.3.3. Momentum Eşik Değerli Otoregresif (MTAR) Modeli	49
2.1.2.3.4. Markov Rejim Değişim Modeli	50
2.1.3. Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri	54
2.1.3.1. MTAR Tipi Birim Kök Testi	54
2.1.3.2. SETAR Tipi Birim Kök Testi	56
2.1.3.3. STAR Tipi Birim Kök Testi.....	59
2.1.3.4. Markov Rejim Değişim Birim Kök Testi.....	61
2.1.3.5. Leybourne, Newbold ve Vougas (LNV,1998) Birim Kök Testi.....	63
2.1.3.6. Harvey ve Mills Birim Kök Testi (HM, 2002)	65
2.2. ASİMETRİK YUMUŞAK KIRILMALI BİRİM KÖK TESTLERİ	67
2.1.1. Test Süreci	67
2.1.1. Asimetrik Tek Yumuşak Kırılmalı Birim Kök Testi	67
2.1.2. Asimetrik İki Yumuşak Kırılmalı Birim Kök Testi	69
2.1.1. Kritik Değerlerin Elde Edilmesi	72
ÜÇÜNCÜ BÖLÜM	
E7 ÜLKELERİNDE SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNİN GEÇERLİLİĞİNİN İNCELENMESİ	
3.1. TEK FİYAT KANUNU KAVRAMI.....	75
3.2. SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ TEORİSİ	76
3.2.1. Mutlak Satınalma Gücü Paritesi	76
3.2.2. Göreceli Satınalma Gücü Paritesi	78
3.3. LİTERATÜR	78
3.4. E7 ÜLKELERİNDE SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİNİN GEÇERLİLİĞİNİN İNCELENMESİ	82
SONUÇ	86
KAYNAKÇA.....	88
EKLER	93

TABLÖLAR LİSTESİ

Tablo 1: Asimetrik Tek Yumuşak Kırılmalı Birim Kök Testinin Kritik Değerleri ..	74
Tablo 2: Asimetrik İki Yumuşak Kırılmalı Birim Kök Testinin Kritik Değerleri	74
Tablo 3 : Birim Kök Testi Sonuçları.....	83

KISALTMALAR LİSTESİ

DOEKK	: Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler
EÇB	: En Çok Benzerlik
EKK	: En Küçük Kareler
ESTAR	: Üstel Dağılım Fonksiyonlu Yumuşak Geçişli Otoregresif Model (Exponential Smooth Transition Threshold Autoregressive Model)
IID	: Bağımsız ve Özdeş Dağılım (Independent and Identically Distribution)
LBI	: Yerel En İyi Değişmez (Local Best Invariant)
LSTAR	: Lojistik Dağılım Fonksiyonlu Yumuşak Geçişli Otoregresif Model (Logistic Smooth Transition Threshold Autoregressive Model)
MTAR	: Momentum Eşik Değerli Otoregresif Model (Momentum Threshold Autoregressive Model)
SAGP	: Satın Alma Gücü Paritesi
SETAR	: Kendinden Uyarımlı Eşik Değerli Otoregresif Model (Self Exciting Threshold Autoregressive Model)
STAR	: Yumuşak Geçişli Eşik Değerli Otoregresif Model (Smooth Transition Threshold Autoregressive Model)

GİRİŞ

Granger ve Newbold'un 1974 çalışmasıyla sahte regresyon kavramını vurgulamasına kadar olan dönemde ekonometri genellikle neden sonuç ilişkisine dayanan regresyon analizine dayanıyordu. Sahte regresyon kavramının ortaya çıkmasından sonra zaman serileri analizi için farklı yöntemler geliştirilmeye çalışılmıştır. Bu yöntemlerin birim kök testi boyutu Dickey ve Fuller'ın 1979 yılındaki çalışması ile başlamıştır. Dickey ve Fuller'ın bulduğu yöntem diğer çalışmacılara da ilham olmuş ve bu yöntem temel alınarak daha çeşitli ve güçlü birim kök testleri geliştirilmiştir.

Sonraki dönemlerde, birim kök testlerinin doğrusal olmayan özellik göstermesine izin verilerek bu birim kök testlerinin genellikle doğrusal olmayan yapıda olan ekonomik serilere daha iyi uyum göstermesi sağlanmıştır. Doğrusal olmayan birim kök testlerinden özellikle yumuşak kırılmaya ve asimetriye izin veren testlerin ekonomiye daha iyi uyum sağladığı çok fazla dile getirilen bu konudur ve bu testler diğer testlere göre daha güçlü testlerdir.

Bu çalışmanın amacı birim kök testlerine güç katan yumuşak kırılma ve asimetri özelliklerinin birleşimi ile güçlü bir birim kök testi ortaya koymak ve yeni geliştirilen bu test ile daha önce geliştirilmiş birim kök testlerinin karşılaştırılmasını sıklıkla çalışılan E7 ülkelerinde SAGP hipotezinin geçerliliği üzerinden yapmaktır. Çalışma üç bölümü kapsamaktadır. Birinci bölümde durağanlık kavramı, durağanlık sınanması ve doğrusal yaklaşımlar üzerinde durulmuştur. İkinci bölümde doğrusal olmayan yaklaşımlar incelenmiş, Asimetrik Yumuşak Kırılmalı Birim Kök Testinin mantığı anlatılmış daha sonra bu testin kritik değerleri elde edilmiştir. Üçüncü bölümde ise E7 ülkelerinde SAGP hipotezinin geçerliliği yeni geliştirilen birim kök testi ve diğer birim kök testleriyle test edilip sonuçlar karşılaştırılmış ve sonuç bölümü ile çalışma bitirilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

DURAĞANLIK KAVRAMI, DURAĞANLIK ANALİZİ VE DOĞRUSAL YAKLAŞIMLAR

Bir ekonometrik çalışma yapılırken analizlerin doğru sonuçlar vermesi için öncelikle serilerin durağanlığını test etmek çok önemlidir. Bu bölümde durağanlık kavramı ve durağanlık analizi ele alınacaktır.

1.1. DURAĞANLIK KAVRAMI

Granger ve Newbold (1974)¹ çalışmalarında, regresyon analizinin durağan dışı serilerle yapılması durumunda, gerçekte birbirleriyle ilişkisi olmayan serilerin istatistiksel olarak anlamlı çıkabileceğini belirterek sahte regresyon kavramını ortaya koymuşlardır. Bu çalışmaya kadar klasik ekonometrik uygulamalarda, regresyon analizine konu olan serilerin durağan, hata terimlerinin ise sıfır ortalamalı ve sonlu varyanslı olduğu varsayımıyla hareket edilmiştir.²

Serilerin ortalamaları, varyansları ve kovaryansları zamana bağlı olarak herhangi bir değişikliğe uğramıyorsa bu serilere durağan seriler denilmektedir. Bu duruma ayrıca kovaryans durağanlık, zayıf durağanlık, ikinci dereceden durağanlık ve geniş anlamda durağanlık denilebilmektedir.³

Durağan bir serinin ortalaması, varyansı ve kovaryansı 1.1, 1.2, ve 1.3 numaralı denklemlerde gösterilmektedir.

$$E(Y_t) = E(Y_{t-s}) = \mu \quad 1.1$$

¹Clive W. J. Granger, Paul Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", **Journal of Econometrics**, 26, 1974, pp:111-120

²Walter Enders, **Applied Econometric Time Series**, Fourth Edition, John Wiley and Sons, 2010, pp.52.

³A.e., pp.52.

$$E\left((Y_t - \mu)^2\right) = E\left((Y_{t-s} - \mu)^2\right) \quad 1.2$$

$$E\left((Y_t - \mu)^2\right) = \sigma_Y^2 \left[Var(Y_t) = Var(Y_{t-s}) = \sigma_Y^2 \right]$$

$$E\left((Y_t - \mu)(Y_{t-s} - \mu)\right) = E\left((Y_{t-j} - \mu)(Y_{t-j-s} - \mu)\right) \quad 1.3$$

$$E\left((Y_t - \mu)(Y_{t-s} - \mu)\right) = \gamma_s \left[Cov(Y_t, Y_{t-s}) = Cov(Y_{t-j}, Y_{t-j-s}) = \gamma_s \right]$$

Durağanlığın bir diğer türü ise güçlü durağanlıktır. Y_t zaman serisinin ortalaması, varyansı ve kovaryansına ek olarak bu zaman serisinin (Y_t, \dots, Y_{t-k}) şeklinde belirtilen dizisinin tüm k gecikmeleri için ortak dağılımları zamandan bağımsızsa Y_t zaman serisi güçlü durağandır.⁴

Bir seri durağan olduğunda, sabit ortalama etrafında dalgalı seyir izlemekte ve ortalamaya dönmektedir.⁵ Durağan olmayan serilerde ise ortalamaya dönme eğilimi yoktur. Yani rassal şok durumunda durağan serilerde bu şokun etkisi geçici iken durağan olmayan serilerde kalıcıdır. Ayrıca durağan seriler beyaz gürültü (white noise) sürecine uygunluk gösterirken durağan olmayan seriler rassal yürüyüş (random walk) sürecine uygunluk göstermektedir.

Makroekonomik zaman serilerinin neredeyse tamamı durağan değildir.⁶ Bu serilerin durağan olmamalarının nedeni, deterministik trend olarak adlandırılan artan ya da azalan genel eğilime sahip olmaları yani trend durağan olmamaları ya da ortalamada durağan olmamalarıdır.⁷

Bir serinin durağan olmaması birim köklü olduğu anlamına gelmemektedir. Birim köke sahip olmayan seriler, bir deterministik trende sahip oldukları için durağan olmayabilmektedir. Bu konunun iyi irdelenmesi için durağanlık kavramı

⁴ Bruce E. Hansen, **Econometrics**, University of Wisconsin, 2004, pp.83.

⁵ Helmut Lütkepohl, Markus Kratzig, **Applied Time Series Econometrics**, Cambridge University Press, 2004, pp.11.

⁶ Charles R. Nelson, Charles I. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence ve Implications", **Journal of Monetary Economics**, 10, 1982, pp.139-162.

⁷ Nilgün Çil, **Finansal Ekonometri**, 2. Basım, Der Yayınları, 2015, pp.296.

“Trend Durağan Süreç” ve “Fark Durağan Süreç” olmak üzere iki alt başlıkta incelenmektedir.

1.1.1. Trend Durağan Süreç

Bir üst başlıkta da belirtildiği gibi, bir zaman serisinin durağan olmamasının nedenlerinden biri deterministik trende sahip olmasıdır. Y_t , deterministik trende sahip bir zaman serisi, μ_0 ile μ_1 sabit parametreler ve t deterministik trend olmak üzere, Y_t zaman serisi 1.4 numaralı denklemlerle ifade edilebilmektedir.

$$Y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t \quad 1.4$$

Burada ε_t , 0 ortalama ve σ^2 varyans ile bağımsız özdeş dağılım hata terimidir ($\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$).

Deterministik trende sahip zaman serilerinin koşulsuz ortalaması ve varyansı ve kovaryansı 1.5 numaralı denklemlerdeki gibi hesaplanmaktadır.

$$E(Y_t) = E(\mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t) \quad 1.5$$

Burada, $E(\varepsilon_t) = 0$ olduğu için $E(Y_t) = \mu_0 + \mu_1 t$ ’tir.

$$Var(Y_t) = E(Y_t - E(Y_t))^2 = E(Y_t - (\mu_0 + \mu_1 t))^2 = E(\varepsilon_t)^2 \text{’dir.}$$

Kısaca $Var(Y_t) = E(\varepsilon_t)^2$ ’dir.

$$Cov(Y_t) = E[Y_t - (\mu_0 + \mu_1 t)][Y_{t-j} - (\mu_0 + \mu_1 t)] \text{’tir.}$$

$Y_t - (\mu_0 + \mu_1 t) = \varepsilon_t$, $Y_{t-j} - (\mu_0 + \mu_1 t) = \varepsilon_{t-j}$ ve $E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-j}) = 0$ olduğu için

$$Cov(Y_t) = E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-j}) = 0 \text{’dir.}$$

Buna göre deterministik trende sahip olan zaman serilerinin ortalaması zamana bağlı olarak değişirken, varyansı ve kovaryansı zamana bağlı olarak

değişmemektedir. Dolayısıyla, söz konusu serilerin ortalamasının zamana bağlı olarak değişmesi nedeniyle bu seriler durağan değildir. Lutkepohl ve Kratzig (2004), deterministik trend teriminin ayrıştırılmasıyla bu serilerin durağan hale gelebileceğini belirtmiştir.⁸

Trendden ayırma işlemi, Y_t zaman serisinin sabit ve trendle olan regresyonunun tahmin edilmesi ve kalıntıların elde edilmesi işlemine dayanmaktadır. Bu işlem formül yardımıyla 1.6 numaralı denklemdeki gibi ifade edilmektedir.

$$Y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t \quad 1.6$$
$$Y_t - \hat{Y}_t = Y_t - \hat{\mu}_0 - \hat{\mu}_1 t = \hat{\varepsilon}_t$$

$\hat{\varepsilon}_t$ burada saf hata sürecine sahip durağan bir seridir ($\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$).

Dolayısıyla Y_t zaman serisinin trendden ayrıştırılması işlemi, $\hat{\varepsilon}_t$ saf hata sürecine eşit olduğu için, seriyi durağan hale getirmektedir.

1.1.2.Fark Durağan Süreç

Fark durağan sürecin anlaşılabilmesi için ilk önce birinci dereceden otoregresif (AR(1)) model ele alınmalıdır. Y_t zaman serisi bir AR(1) model olmak üzere bu seri 1.7 numaralı denklemdeki gibi ifade edilmektedir.

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad 1.7$$

Burada $\varepsilon_t, \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ 'dir.

1.7 numaralı denklem için $\phi_1 = 1$ ise bu denklem 1.8 numaralı denklemdeki gibi yazılabilmektedir.

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad 1.8$$

⁸ Helmut Lütkepohl, Markus Kratzig, **a.g.e.**, pp.12.

Bu sürece rassal yürüyüş süreci adı verilmektedir. Denklemlerin her iki tarafından da Y_{t-1} değişkeni çıkarıldığında 1.9 numaralı denklem elde edilmektedir.

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \varepsilon_t \\ \Delta Y_t &= \varepsilon_t \end{aligned} \quad 1.9$$

Y_t serisinin ilk farkı temiz dizi sürecine sahip olan ε_t hata terimine eşittir. Temiz dizi süreci durağan bir süreç olduğuna göre, fark alınma işleminin seriyi durağan hale getirdiği anlaşılmaktadır.

Fark durağan süreç 1.10 numaralı denklem yardımıyla ifade edilmektedir.

$$X_t = X_0 + \sum_{t=1}^T v_t \quad 1.10$$

Fark durağan sürecin koşulsuz ortalaması, varyansı ve kovaryansı 1.11, 1.12, 1.13, 1.14, 1.15, 1.16 ve 1.17 numaralı denklemlerle elde edilmiştir.

$$E(X_t) = E(X_0) + E\left(\sum_{t=1}^T v_t\right) \quad 1.11$$

$E\left(\sum_{t=1}^T v_t\right) = 0$ ve $E(X_0) = X_0$ olduğuna göre söz konusu denklem düzenlenerek aşağıdaki gibi yazılabilmektedir.

$$E(X_t) = X_0 \quad 1.12$$

$$Var(X_t) = E(X_0 - E(X_0))^2 \quad 1.13$$

$$X_0 - E(X_0) = \sum_{t=1}^T v_t \text{ olduğuna göre ;}$$

$$Var(X_t) = E\left(\sum_{t=1}^T v_t\right)^2 = E(v_1)^2 + E(v_2)^2 + \dots + E(v_T)^2 \quad 1.14$$

$E(v_1)^2 = E(v_2)^2 = \dots = E(v_T)^2 = \sigma^2$ olduğuna göre ,

$$Var(X_t) = E\left(\sum_{t=1}^T v_t\right)^2 = t\sigma^2 \text{ olmaktadır.}$$

$$Cov(X_t, X_{t-j}) = E[X_t - X_0][X_{t-j} - X_0] \quad 1.15$$

$$Cov(X_t, X_{t-j}) = E[v_t + v_{t-1} + \dots + v_1][v_{t-j} + v_{t-j-1} + \dots + v_1] \quad 1.16$$

$$Cov(X_t, X_{t-j}) = E[v_{t-j}^2 + v_{t-j-1}^2 + \dots + v_1^2] \quad 1.17$$

$v_{t-j}^2 = v_{t-j-1}^2 = \dots = v_1^2 = \sigma^2$ olduğuna göre,

$$Cov(X_t, X_{t-j}) = (t-j)\sigma^2 \text{ olmaktadır.}$$

Görüldüğü gibi, X_t 'nin ortalaması zamana bağlı olarak değişmezken varyansı ve kovaryansı değişmektedir. Dolayısıyla X_t , durağan olmayan bir yapıdadır.

1.2. BİRİM KÖK TESTLERİ

Daha önce de belirtildiği gibi sahte regresyon sorunuyla karşılaşmamak için analize konu olan serilerin durağanlığının sınanması çok önemlidir. Durağanlık sınaması birim kök testleriyle yapılabilmektedir. Bu bölümde doğrusal yaklaşımla elde edilen birim kök ve testleri üzerinde durulacaktır. Bu testler yapısal kırılmayı dikkate almayan ve yapısal kırılmayı dikkate alan testler olarak ikiye ayrılmaktadır.

1.2.1.Doğrusal Yaklaşımlar

Doğrusallık kavramı, ekonometri literatüründe değişkenlerde doğrusallık ve katsayılar (parametrelerde) doğrusallık olmak üzere iki anlamda kullanılmaktadır. En Küçük Kareler (EKK) tahmincilerinin; doğrusal, en iyi, sapmasız tahminci (DEST) olabilmesi için ekonometride katsayılar doğrusallığın sağlanması gerekmektedir. Değişkenlerde doğrusallık, $E(Y \mid X_i) = \beta_1 + \beta_2 X_i$ denklemi ele alındığında Y 'nin koşullu beklenen değerinin X_i ile doğrusal bir ilişkide olduğunda ortaya çıkmaktadır.⁹ Özetle X_i değişkeninin üssü 1 olduğunda, üs durumunda bulunmaması halinde ve diğer değişkenlerle çarpılmaması ya da bölünmemesi durumunda değişkenlerde doğrusallığın sağlandığı söylenebilmektedir.¹⁰ Katsayılar doğrusallık ise bağımlı değişken olan Y 'nin koşullu beklenen değerinin bağımsız değişkenlerin katsayılarının doğrusal fonksiyonu olduğunu belirtmektedir.¹¹ Yani katsayıların üssü 1 olduğunda, katsayılar üs durumunda olmadığı ve modeldeki diğer katsayılarla çarpılmaması ya da bölünmemesi durumunda parametrelerde doğrusallığın sağlandığı söylenebilmektedir.¹²

1.2.1.1. Yapısal Kırılmayı Dikkate Almayan Doğrusal Birim Kök Testleri

Çalışmalarda sıklıkla kullanılmakta olan Dickey ve Fuller (DF, 1979), Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF, 1981), Phillips Perron (PP, 1986) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmitt ve Shin (KPSS, 1992) birim kök testleri veri oluşturma süreci (DGP) 'nin yapısal kırılma içermediği varsayımıyla hareket etmektedir. Bu bölümde yapısal kırılmayı dikkate almayan doğrusal birim kök testleri ele alınacaktır.

⁹ Damodar N. Gujarati, Dawn C. Porter., **Temel Ekonometri**, Çevirenler: Ümit Şenesen ve Gülay Göktürk Şenesen, Literatür Yayınları, 2014,pp.38.

¹⁰ Selçuk Koç, "Tek ve Çok Değişkenli Rejim Değişim Modellerinin Türkiye Ekonomik Göstergelerine Uygulanması" , Yayınlanmamış Doktora Tezi, İstanbul, Marmara Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2008, s.5.

¹¹ Damodar N. Gujarati, Dawn C. Porter., **a.g.e.**, s.38

¹² Selçuk Koç, **a.g.e.**, s.5.

1.2.1.1.1.Dickey ve Fuller (DF, 1979) Birim Kök Testi

Birim kök analizi için en temel test Dickey ve Fuller (DF, 1979) birim kök testidir. Daha sonra geliştirilen testler bu test temel alınarak üretilmiştir.¹³

Bu testin çıkış noktası 1.18 numaralı denklemlerle ifade edilen otoregresif modeldir.¹⁴

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots \quad 1.18$$

Burada $Y_0 = 0$, ρ gerçekte bir sayı ve hata terimi ε_t sıfır ortalama ve σ^2 varyansla bağımsız normal dağılım gösteren tesadüfi değişendir.

T sonsuza gittiğinde ($t \rightarrow \infty$), $|\rho| < 1$ ise, Y_t zaman serisinin durağan olduğu söylenebilmektedir. $|\rho| = 1$ olduğunda, Y_t serisi durağan değildir. Bu durumda, bu model rassal yürüyüş modeli olarak ifade edilmektedir ve bu model ekonomi ve finans literatüründe sıklıkla çalışılmaktadır.¹⁵ $|\rho| > 1$ olduğunda ise Y_t zaman serisi patlayan (exploding) seri özelliği göstermektedir.

DF birim kök testi Model A, Model B ve Model C olarak belirtilen üç model üzerinden hareket etmektedir. Bu modeller 1.19, 1.20 ve 1.21 numaralı denklemlerde gösterilmiştir.

Model A:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad Y_0 = 0 \quad 1.19$$

Model B:

$$Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad Y_0 = 0 \quad 1.20$$

¹³ David I. Harvey, Terence C. Mills, "Unit Roots and Double Smooth Transitions", **Journal of Applied Statistics**, 2002, ss.675.

¹⁴ David A. Dickey, Wayne A. Fuller, "Distribution of The Estimator for Autoregressive Time Series With a Unit Root", **Journal of The American Statistical Association**, 1979, pp. 427-431

¹⁵ Walter Enders, a.g.e., pp.184

Model C:

$$Y_t = \mu + \beta t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad Y_0 = 0 \quad 1.21$$

Burada $t = 1, 2, \dots$ 'dir

Seride birim kök varsa $Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$ modelinin parametrelerinin EKK tahmini eğilimlidir. Eğilim sorununun çözümü için söz konusu denklemin iki kısmında da Y_{t-1} çıkarılır. Bu durumda $Y_t - Y_{t-1} = (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t$ denklemi elde edilir. $(\rho - 1) = \theta$ olarak ifade edildiğinde denklem $\Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \varepsilon_t$ haline gelmektedir.¹⁶ Bu durumda modeller düzenlenerek 1.22, 1.23 ve 1.24 numaralı denklemler gibi kurulmaktadır.

Model A:

$$\Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad Y_0 = 0 \quad 1.22$$

Model B:

$$\Delta Y_t = \mu + \theta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad Y_0 = 0 \quad 1.23$$

Model C:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad Y_0 = 0 \quad 1.24$$

Model A, deterministik bileşen içermediği için $\hat{\theta}$, kolaylıkla 1.25 numaralı denklem yardımıyla hesaplanabilmektedir.

$$\hat{\theta} = \left(\sum_{t=1}^n Y_{t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^n \Delta Y_t Y_{t-1} \quad 1.25$$

¹⁶ Nilgün Çil, a.g.e. , pp.296

Model B ve Model C deterministik bileşen içerdiği için, $\hat{\theta}$, daha kolay hesaplanabilmesi bakımından, 1.26, 1.27, 1.28 ve 1.29 numaralı gösterimlerdeki matrisler yardımıyla hesaplanabilmektedir.

$$1' = (1, 1, 1, \dots, 1) \quad 1.26$$

$$t' = (1 - (n/2), 2 - (n/2), 3 - (n/2), \dots, n - 1 - (n/2)) \quad 1.27$$

$$\Delta Y'_t = (\Delta Y_2, \Delta Y_3, \Delta Y_4, \dots, \Delta Y_n) \quad 1.28$$

$$Y_{t-1} = (Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_{n-1}) \quad 1.29$$

şeklinde (n-1) boyutlu vektörler verildiğinde ve $U_2 = (1, Y_{t-1})$ ve $U_3 = (1, t, Y_{t-1})$ şeklinde matrisler belirlendiğinde Model B için $\hat{\theta}$;

$\hat{\theta}_\mu = (U_2' U_2)^{-1} U_2' Y_t$ çözüm vektörünün son elemanı olmaktadır. Aynı şekilde Model C için $\hat{\theta}$;

$$\hat{\theta}_\tau = (U_3' U_3)^{-1} U_3' Y_t \text{ çözüm vektörünün son elemanı olmaktadır.}$$

DF birim kök testinin hipotezleri 1.30 ve 1.31 numaralı gösterimlerdeki gibi kurulmaktadır.

$$H_0 : \theta = 0 \quad 1.30$$

$$H_1 : \theta < 0 \quad 1.31$$

$\theta = 0$ temel hipotezi, 1.32, 1.33 ve 1.34 numaralı eşitliklerde ifade edilen her model için ayrı olarak verilmiş τ testi ile test edilmektedir.

$$\hat{\tau} = \hat{\theta} (s_{e1}^2 c_1)^{-1/2} \quad 1.32$$

$$\hat{\tau}_\mu = \hat{\theta}_\mu (s_{\varepsilon_2}^2 c_2)^{-1/2} \quad 1.33$$

$$\hat{\tau}_\tau = \hat{\theta}_\tau (s_{\varepsilon_3}^2 c_3)^{-1/2} \quad 1.34$$

Burada $s_{\varepsilon_k}^2$, $k=1,2,3$ için, kalıntıların ortalama kareleridir ve 1.35 numaralı denklemde ifade edilmektedir.

$$s_{\varepsilon_k}^2 = (n - k - 1)^{-1} \left[Y_t' (I - U_k (U_k' U_k)^{-1} U_k') Y_t \right] \quad k=1, 2, 3 \text{ için} \quad 1.35$$

c_k ise, $k=1,2,3$ için, $(U_k' U_k)^{-1}$ matrisinin sağ alt bileşenidir.

DF birim kök testinin karar aşamasında, Fuller (1976) ve MacKinnon (1991)'un elde ettiği kritik değerler kullanılmaktadır.¹⁷

1.2.1.1.2. Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF , 1981) Birim Kök Testi

Birinci dereceden otoregresif model (AR(1)) olarak kurulan klasik DF modeli 1.36 numaralı denklemle ifade edilmektedir.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots \quad 1.36$$

Burada Y_t değişkeni, gerçekte p. dereceden otoregresif bir süreci AR(p) takip ediyorsa o zaman burada bir spesifikasyon hatası meydana gelmiştir ve hata terimleri otokorelasyonludur. DF dağılımı hata teriminin temiz dizi özelliği gösterdiği varsayımıyla hareket etmektedir ve hata terimlerinin otokorelasyonlu olması bu

¹⁷ Nilgün Çil, a.g.e. , pp.296

varsayımı bozmaktadır. Dolayısıyla bu durumda, DF dağılımı geçerli olmamaktadır.¹⁸

Dickey ve Fuller (1981) çalışmasında, bu otokorelasyon problemini çözmek için, Dickey ve Fuller birim kök testinde kullanılan üç modelin sağ tarafına bağımlı değişkenin farkının gecikmeli değerlerinin ilave edilmesini önermiştir.¹⁹ Bu şekilde düzenlenmiş modeller 1.37, 1.38 ve 1.39 numaralı denklemlerle ifade edilmektedir.

Model A:

$$\Delta Y_t = \theta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad Y_0 = 0 \quad 1.37$$

Model B:

$$\Delta Y_t = \mu + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad Y_0 = 0 \quad 1.38$$

Model C:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad Y_0 = 0 \quad 1.39$$

DF birim kök testinde olduğu gibi Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF, 1981) birim kök testinin hipotezleri 1.40 ve 1.41 numaralı gösterimlerdeki gibi kurulmaktadır.

$$H_0 : \theta = 0 \quad 1.40$$

$$H_1 : \theta < 0 \quad 1.41$$

¹⁸ Richard Harris, Robert Sollis , **Applied Time Series, Modelling and Forecasting**, John Wiley & Sons, 2003, pp.48

¹⁹ David A. Dickey, Wayne A. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Econometrica**, 49, 1981, ss. 1057-1072

$\theta=0$ temel hipotezi, DF birim kök testinde belirtilen matris çözümü kullanılarak test edilebilmektedir. DF birim kök testinde ifade edilen çözümden farklı olarak Model A için $U_1=(Y_{t-1}, \Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-p+1})$ şeklinde bir matris oluşturularak çözüm yapılmaktadır. Parametre, $\hat{\theta}=(U_1'U_1)^{-1}U_1'Y_t$ matris çarpımı ile elde edilmektedir. ADF birim kök testinin test istatistikleri Model A için τ , Model B için τ_μ ve Model C için τ_τ 'dir.

ADF birim kök testinde spesifikasyon hatası olmaması için gecikme uzunluğu (p)'nin doğru seçilmesi çok önemlidir. Gecikme uzunluğu doğru gecikme uzunluğundan daha küçük alınırsa otokorelasyon problemi çözülemeyecektir. Gecikme uzunluğu doğru gecikme uzunluğundan daha büyük olarak belirlendiğinde ise fazladan parametre tahmin edileceği için serbestlik derecesi azalacak ve testin gücü zayıflayacaktır.²⁰

Gecikme uzunluğunun tespiti Akaike, Schwarz, Bayesyen ve Hannan-Quinn gibi bilgi kriterleri yardımıyla yapılabilirken ayrıca genelden özele ve özelden genele yaklaşımları ve Schwert (1989)'in ileri sürdüğü $p=\text{int}\{12(T/100)^{1/4}\}$ formülü yardımıyla yapılabilmektedir. ADF birim kök testinde test istatistikleri, Fuller(1976) veya MacKinnon(1991)'un elde ettiği kritik değerlerle karşılaştırılıp, analize konu olan serinin birim köklü olup olmadığına karar verilmektedir.²¹

1.2.1.1.3. Phillip ve Perron (PP, 1986) Birim Kök Testi

Phillips ve Perron (PP, 1986) zayıf bağımlı olmaya ve heterojen dağılmaya izin veren parametrik olmayan bir birim kök testi geliştirmiştir.²²

$\alpha=1$ ve $t=1,2,\dots$ olmak üzere Y_t zaman serisi 1.42 numaralı denklemde verilen süreç ile oluşturulmaktadır.

²⁰ Richard Harris, Robert Sollis ,a.g.e., ss.184

²¹ Nilgün Çil, a.g.e., ss.301-302

²² Peter C.B. Phillips, Pierre Perron, “ Testing for Unit Roots in Time Series Regression”, **Biometrika**, 75,1988, ss.335-346

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + u_t \quad 1.42$$

$t = 0$ olması ve Y_0 'ın bir sabit içeren, dağılımı sabit ve bağımsız olan bir tesadüfi değişken olabilmesi başlangıç koşullarıdır. Hata terimi u_t , aşağıdaki iki koşulu sağlamaktadır.

1. Koşul:

Tüm t için, $E(u_t) = 0$ 'dır.

2. Koşul:

α_m birleşik katsayıları ile u_t güçlü birleşik bir terimdir ve $\sum_{m=1}^{\infty} \alpha_m^{1-2/\beta}$ 'yi sağlamaktadır.

Test için 1.43 ve 1.44 numaralı denklemde belirtilen iki EKK regresyon denklemleri ele alınmaktadır.

1. Regresyon

$$Y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha} Y_{t-1} + \hat{u}_t \quad 1.43$$

2. Regresyon

$$Y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta}(t - (1/2)T) + \tilde{\alpha} Y_{t-1} + \tilde{u}_t \quad 1.44$$

Burada, $(\hat{\mu}, \hat{\alpha})$ ve $(\tilde{\mu}, \tilde{\beta}, \tilde{\alpha})$ klasik EKK regresyon katsayılarıdır. X , açıklayıcı değişkenlerin $T \times 3$ boyutundaki matrisi olmak üzere 1.45, 1.46, 1.47, 1.48 ve 1.49 numaralı denklemde gösterilen t istatistikleri hesaplanmaktadır.

$$t_{\hat{\alpha}} = (\hat{\alpha} - \alpha) \left\{ \sum (Y_{t-1} - \bar{Y}_{-1})^2 \right\}^{1/2} / \hat{s} \quad 1.45$$

$$t_{\hat{\mu}} = (\hat{\mu} - \mu) \left\{ \sum (Y_{t-1} - \bar{Y}_{-1})^2 / \sum Y_{t-1}^2 \right\}^{1/2} / \hat{s} \quad 1.46$$

$$t_{\tilde{\mu}} = (\tilde{\mu} - \mu) / (\tilde{s}^2 c_1)^{1/2} \quad 1.47$$

$$t_{\tilde{\beta}} = (\tilde{\beta} - \beta) / (\tilde{s}^2 c_2)^{1/2} \quad 1.48$$

$$t_{\tilde{\alpha}} = (\tilde{\alpha} - \alpha) / (\tilde{s}^2 c_3)^{1/2} \quad 1.49$$

Burada \hat{s} , 1. regresyonun standart hatasıyken \tilde{s} , 2. regresyonun standart hatasıdır. c_i , $(X'X)^{-1}$ matrisinin i. köşegen (diyagonal) elemanıdır. $\bar{Y}_{-1} = T^{-1} \sum Y_{t-1}$ 'dir.

Yukarıda ifade edilen t istatistikleri $Y_t = \alpha Y_{t-1} + u_t$ temel hipotezi altında oluşturulmuştur. Böylece yukarıda belirtilen testlerin katsayılarının temel hipotezi $\alpha=1, \mu=\beta=0$ olmaktadır.

PP test istatistiklerinin karşılaştırıldığı kritik değerler DF kritik değerleri ile aynıdır.

1.2.1.1.4. Kwiatkowski, Phillips, Schmint ve Shin (KPSS, 1992)

Durağanlık Testi

Klasik birim kök testlerinin birçok seri için birim kök temel hipotezini reddetmedeki başarısızlığını vurgulayan Kwiatkowski, Phillips, Schmint ve Shin (KPSS, 1992), temel hipotez altında durağan süreci ifade eden bir test geliştirmiştir.²³

Serilerin deterministik trend, rassal yürüyüş süreci ve durağan hata terimi toplamına ayrıştırma varsayımıyla KPSS testi 1.50 numaralı denklemden hareket etmiştir.

²³ Denis Kwiatkowski, Peter C.B. Phillips, Peter Schmidt, Yongcheol Shin, "Testing The Null Hypothesis Of Stationarity Against The Alternative Of A Unit Root", **Journal of Econometrics**, 554, 1992, ss. 159-178.

$$Y_t = \zeta t + r_t + \varepsilon_t \quad 1.50$$

Burada r_t , rassal yürüyüş süreci izlemektedir ($r_t = r_{t-1} + u_t$). Y_t , $t = 1, 2, \dots, T$ olmak üzere, durağanlığın test edildiği seri ve u_t , 0 ortalama ve σ_u^2 varyansla bağımsız ve özdeş dağılan bir değişkendir ($u_t \sim iid(0, \sigma_u^2)$). r_0 başlangıç değeri, sabittir ve bir sabit rolü üstlenmektedir.

Durağanlık hipotezi $\sigma_u^2 = 0$ 'dır. Çünkü ε_t 'nin durağan olduğu varsayılmaktadır. Temel hipotez altında, Y_t trend durağan süreçtir.

$Y_t = \zeta t + r_t + \varepsilon_t$ modelinin özel bir durumu $\zeta = 0$ kısıtlaması getirilerek, temel hipotez altında Y_t , r_0 düzeyi etrafında durağandır.

$\sigma_u^2 = 0$ hipotezi için, u_t 'nin normal dağıldığı ve ε_t 'nin 0 ortalama ve σ_ε^2 varyansla bağımsız özdeş normal dağıldığı güçlü varsayımları altında, kullanılan istatistik, tek yönlü LM (Lagrange Çarpanı) istatistiği ve LBI (Local Best Invariant-Yerel En İyi Değişmez) test istatistiğidir.

LM ve LBI test istatistiği 1.51 numaralı denklemdeki gibi hesaplanmaktadır.

$$LM = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2} \quad 1.51$$

Burada, $S_t = \sum_{i=1}^t e_i$ ve $t = 1, 2, \dots, T$ 'dir. e_t , Y_t 'nin sabit ve zaman trendiyle olan regresyonundan elde edilen kalıntılardır. $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$, regresyonun hata varyansının tahminidir. Düzey durağanlığın testi, benzer şekilde, Y_t 'nin sabit ile regresyonundan kalıntı elde edilmesiyle yapılmaktadır.

Hesaplanan test istatistiği standart dağılımlara uygunluk göstermemektedir. Bu sebeple Kwiatkowski, Phillips, Schmitt ve Shin kritik değerleri simülasyonla hesaplamıştır.

1.2.1.2. Yapısal Kırılmayı Dikkate Alan Doğrusal Birim Kök Testleri

Ekonomiye kriz , savaş, doğal afet vb. gibi bir şok geldiğinde ekonomiyi nitelemek için kullanılan serilerin zaman içinde ortalamalarının , eğimlerinin veya her ikisinin de kalıcı bir şekilde değişmesine yapısal kırılma adı verilmektedir. Yapılacak ekonometrik analizlerde yapısal kırılmaların varlığı test edilip mutlaka modele dahil edilmesi gerekmektedir. Dahil edilmemesi halinde spesifikasyon hatası meydana gelip, kalıntı kareler toplamı büyüyecektir. Durağanlığın testinde ise sonuçlar birim kök temel hipotezini reddedememeye yönelik olacaktır.

Bu bölümde yapısal kırılmayı dikkate alan doğrusal birim kök testleri incelenecektir.

1.2.1.2.1.Perron (1989) Birim Kök Testi

Perron (1989), makalesinde gerçekte yapısal kırılma içeren serilere bu yapısal kırılma dikkate alınmadan geleneksel birim kök testleri uygulandığında sonuçların, birim kök temel hipotezini reddedememeye yöneldiğini belirtip tek bir zamanda gerçekleşen yapısal kırılmayı birim kök testi sürecine dışsal (eksojen) olarak ilave edip yeni bir birim kök testi geliştirmiştir. Yapısal kırılmanın dışsal olarak ilave edilmesi, kırılmanın gerçekleştiği zamanın araştırmacı tarafından deneyimleriyle tahmin edilip modele eklenmesi anlamına gelmektedir. Örneğin Perron(1989), makalesinde yapısal kırılmanın Büyük Buhran nedeniyle 1929'da ve Petrol Fiyatları Krizi nedeniyle 1973'te meydana geldiğini tahmin edip uygun modellere bu iki yapısal kırılmayı dışsal olarak eklemiştir.

Perron, olası sapmasız TB (Time of Break-Kırılma Zamanı) ($1 < TB < T$) zamanında gerçekleşen bir kırılma ile birlikte birim kök sürecini ifade eden temel

hipotez altında üç model ele almıştır. Bu modeller, 1.52, 1.53 ve 1.54 numaralı denklemlerde ifade edilmektedir.²⁴

Model A:

$$Y_t = \mu + dD(TB)_t + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad 1.52$$

Model B:

$$Y_t = \mu_1 + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad 1.53$$

Model C:

$$Y_t = \mu_1 + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad 1.54$$

Burada;

$$D(TB)_t \begin{cases} 1 & t = TB + 1 \text{ ise} \\ 0 & t \neq TB + 1 \text{ ise} \end{cases} \quad 1.55$$

$$DU_t \begin{cases} 1 & t > TB \text{ ise} \\ 0 & t \leq TB \text{ ise} \end{cases} \quad 1.56$$

ve $A(L)\varepsilon_t = B(L)v_t$ 'dir

v_t , 0 ortalama ve σ^2 varyansla bağımsız ve özdeş dağılmaktadır ($v_t \sim iid(0, \sigma^2)$). $A(L)$ ve $B(L)$ sırasıyla p. ve q. dereceden çok terimlidir (polinomdur). L ise gecikme operatörüdür. Hata terimi ε_t muhtemelen bilinmeyen p ve q derecelerinden ARMA(p,q) süreci izlemektedir.

Model A'da, serilerin düzeyinde bir dışsal değişime izin verilmektedir. Bu modele aynı zamanda "Crash Model" de denilmektedir. Model B'de, serinin büyüme

²⁴ Pierre Perron, "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", **Econometrica**, 57, 1989, ss. 1361-1401

oranında bir dışsal değişime izin verilmektedir. Son olarak Model C’de, serinin hem düzeyinde hem de büyüme oranında bir dışsal değişime izin verilmektedir.

Zamanla değişmeyen parametrelerle birlikte deterministik doğrusal trend etrafında durağanlığı ifade eden alternatif hipotez altında ele alınan modeller, 1.57, 1.58 ve 1.59 numaralı denklemlerde ifade edilmektedir.

Model A:

$$Y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + \varepsilon_t \quad 1.57$$

Model B:

$$Y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + \varepsilon_t \quad 1.58$$

Model C:

$$Y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + \varepsilon_t \quad 1.59$$

1.57, 1.58 ve 1.59 numaralı denklemlerin bağımsız değişkenlerinin tanımlamaları 1.60 ve 1.61 numaralı gösterimlerdeki gibi yapılmaktadır.

$$DT_t \begin{cases} t & t > TB \text{ ise} \\ 0 & t \leq TB \text{ ise} \end{cases} \quad 1.60$$

$$DT_t^* \begin{cases} t-TB & t > TB \text{ ise} \\ 0 & t \leq TB \text{ ise} \end{cases} \quad 1.61$$

Trend durağanlığı belirten alternatif hipotez altında Model A’da trend fonksiyonunun sabitinde bir zamanda meydana gelen bir değişime izin verilmektedir. Bu modele yine “Crash Model” de denilebilmektedir. “Changing Growth Model” olarak da ifade edilebilen Model B’de trend fonksiyonunun eğiminde, düzeyde ani bir değişim olmaksızın, bir değişime izin verilmektedir. Nihayet, Model C’de serinin hem eğimi değişirken hem de düzeyinde ani bir değişim olmasına izin verilmektedir.

Perron, Genelleştirilmiş Dickey Fuller (ADF) stratejisini kullanarak 1.62, 1.63 ve 1.64 numaralı denklemlerle belirtilen üç model üzerinden birim kök testini uygulamıştır.

Model A:

$$Y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + dD(TB)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad 1.62$$

Model B:

$$Y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad 1.63$$

Model C:

$$Y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + dD(TB)_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad 1.64$$

Burada k ekstra gecikme, test istatistiklerinin limit dağılımındaki olası parametre bağımlılıklarını ortadan kaldırmak için modele ilave edilmektedir.

Gecikme sayısına, c_j parametresinin tahminin anlamlılık sınamasına göre karar verilmektedir.

Perron tarafından her üç model için hesaplanan kritik değerler kırılmanın yerine $\left(\lambda = \frac{TB}{T}\right)$ bağılıdır ve çeşitli önem düzeylerinde tablo halinde Perron(1989)'un makalesinde yer almaktadır.

1.2.1.2.2.Zivot ve Andrews (ZA, 1992) Birim Kök Testi

Zivot ve Andrews (ZA, 1992), yapısal kırılmayı modele içsel olarak ilave etmenin dışsal olarak ilave etmeye göre daha iyi sonuç vereceğini belirtip buna yönelik olarak tek kırılmalı bir birim kök testi geliştirmiştir.

Zivot ve Andrews, Perron'un ADF stratejisini takip ederek birim kök testini 1.65, 1.66 ve 1.67 numaralı denklemlerle ifade edilen üç model üzerinden uygulamaktadır.²⁵

Model A:

$$Y_t = \mu + \theta DU_t(\hat{\lambda}) + \beta t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad 1.65$$

Model B:

$$Y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^*(\hat{\lambda}) + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad 1.66$$

Model C:

$$Y_t = \mu + \theta DU_t(\hat{\lambda}) + \beta t + \gamma DT_t^*(\hat{\lambda}) + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad 1.67$$

Burada, $DU_t(\lambda)$ ve $DT_t^*(\lambda)$ değişkenlerinin belirlenmesi 1.68 ve 1.69 numaralı gösterimlerle yapılmaktadır.

$$DU_t(\lambda) \begin{cases} 1 & t > T\lambda \text{ ise} \\ 0 & t \leq T\lambda \text{ ise} \end{cases} \quad 1.68$$

$$DT_t^*(\lambda) \begin{cases} t - T\lambda & t > T\lambda \text{ ise} \\ 0 & t \leq T\lambda \text{ ise} \end{cases} \quad 1.69$$

Kırılma kesrini belirten λ , Perron (1989)'da olduğu gibi $\lambda = TB/T$ olarak hesaplanmaktadır.

Modellerde kırılma kesrinin $\hat{\lambda}$ olarak ifade edilmesi, kırılma zamanının içsel olarak belirlendiğini ifade etmektedir. λ , her model için $\alpha = 1$ temel hipotezini test

²⁵ Eric Zivot, Donald W. K. Andrews, "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", **Journal of Business & Economic Statistics**, 10, 1992, ss.251-270.

eden tek yönlü t istatistiğini minimize eden kırılma noktasına göre seçilir. Uygulamalarda genellikle $\lambda \in [0.15, 0.85]$ olarak alınmaktadır.

ZA birim kök testinin temel hipotezi birim kök sürecini ifade ederken alternatif hipotezi bir kırılma ile birlikte durağan süreci ifade etmektedir. Kritik değerler, kırılma kesrine bağlı olarak Zivot ve Andrews tarafından hesaplanmıştır.

1.2.1.2.3. Lumsdaine ve Papell (LP, 1997) Birim Kök Testi

Lumsdaine ve Papell (LP,1997), tek kırılmalı birim kök testlerinin yetersiz olduğunu vurgulayıp içsel (endojen) yapısal kırılma mantığını iki yapısal kırılma ile birleştirerek yeni bir yapısal kırılmalı birim kök testi önermiştir.²⁶

Lumsdaine ve Papell birim kök testi 1.70, 1.71 ve 1.72 numaralı denklemlerle ifade edilen üç modele dayanmaktadır.

Model AA:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \omega DU2_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad 1.70$$

Model CA:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad 1.71$$

Model CC:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \psi DT2_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad 1.72$$

²⁶ Robin L. Lumsdaine, David H. Papell, "Multiple Trend Breaks and The Unit-Root Hypothesis", **The MIT Press**, 79,1997, ss. 212-218

Burada $t = 1, 2, \dots, T$, $c(L)$, bilinen k derecesinin gecikme çok terimli (polinomu), $DU1_t$ ve $DU2_t$ sırasıyla TB1 ve TB2 zamanlarında meydana gelen ortalamadaki değişmeyi belirten kukla değişkenler ve $DT1_t$ ve $DT2_t$ sırasıyla TB1 ve TB2 zamanlarında meydana gelen trenddeki değişmeyi ifade eden kukla değişkenlerdir. Buna göre söz konusu kukla değişkenlerin tanımlanması 1.73, 1.74, 1.75 ve 1.76 numaralı gösterimlerdeki gibidir.

$$DU1_t \begin{cases} 1 & t > TB1 \text{ ise} \\ 0 & t \leq TB1 \text{ ise} \end{cases} \quad 1.73$$

$$DU2_t \begin{cases} 1 & t > TB2 \text{ ise} \\ 0 & t \leq TB2 \text{ ise} \end{cases} \quad 1.74$$

$$DT1_t \begin{cases} t - TB1 & t > TB1 \text{ ise} \\ 0 & t \leq TB1 \text{ ise} \end{cases} \quad 1.75$$

$$DT2_t \begin{cases} t - TB2 & t > TB2 \text{ ise} \\ 0 & t \leq TB2 \text{ ise} \end{cases} \quad 1.76$$

Tahminciler ve t istatistikleri, $k_1 = k_0, k_0 + 1, \dots, T - k_0$ ve $k_2 = k_0, k_0 + 1, \dots, T - k_0$ olmak üzere (k_1, k_2) 'nin değerlerinin farklı çiftleri için T adet gözlemin tümü kullanılarak hesaplanmaktadır.

Burada, $k_0 = [T\delta_0]$, $k_1 \neq k_2, k_1 \neq k_2 \pm 1$ ve δ_0 çalışmacı tarafından belirlenen örnek başlangıç kesridir. Örneğin Lumsdaine ve Papell (1997), makalesinde örnek başlangıç kesrini $\delta_0 = 0.01$ olarak belirlemiştir. δ_1 ve δ_2 sırasıyla TB1 ve TB2 zamanlarında meydana gelen kırılmaların örnek kesirlerini ifade etmektedir ve $\delta_1 = TB1/T$ ve $\delta_2 = TB2/T$ 'dir. Bu kırılma noktaları bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin parametresinin minimum t istatistiğine göre belirlenir. $0 < \delta_0 \leq \delta_1$ ve

$\delta_2 \leq (1 - \delta_0) < 1$ kısıtları katsayılardaki değişimin testinin örneğin uçlarında olmaması için konulmuştur.

Lumsdaine ve Papell birim kök testinin temel hipotezi serinin birim köklü olduğunu ifade ederken alternatif hipotezi iki yapısal kırılma ile birlikte durağan olduğunu ifade etmektedir.

1.2.1.2.4. Lee ve Strazicich (LS, 2003) Birim Kök Testi

İçsel olarak belirlenen iki kırılmalı birim kök testi olan Lumsdaine ve Papell(1997) birim kök testinin temel hipotezi yapısal kırılma olmadan birim kök sürecini ifade etmektedir. Lee ve Strazicich (LS, 2003), alternatif hipotezi yapısal kırılmalarla birlikte durağan olan bir testin alternatif hipotezinin yapısal kırılmalarla birlikte birim köklü olması gerektiğini vurgulayarak yeni iki yapısal kırılmalı birim kök testi geliştirmişlerdir. Böylece temel hipotez reddedildiğinde bu, yapısal kırılma olmaksızın birim kökün reddi anlamına gelmektedir.²⁷

Perron (1989) birim kök testi hem temel hem de alternatif hipotezde yapısal kırılma içerdiği için Lee ve Strazicich, bu testin mantığından faydalanmışlardır.

Test için veri yaratma süreci 1.77 numaralı denklemdeki gibi tanımlanmıştır.

$$Y_t = \delta'Z_t + e_t, \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad 1.77$$

Burada Z_t , dışsal değişkenler vektörü ve ε_t , 0 ortalama ve σ^2 varyansla bağımsız özdeş normal dağılan hata terimidir ($\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2)$).

Model A'da düzeyde iki değişikliğe izin verilmektedir. Model A'nın dışsal değişkenler vektörü, $Z_t = [1, t, D1_t, D2_t]'$ olarak tanımlanmaktadır. $D1_t$ ve $D2_t$ olarak ifade edilen değişkenler düzeyde yapısal kırılmayı belirten kukla değişkenlerdir. Bu değişkenler, 1.78 ve 1.79 numaralı gösterimlerdeki gibi tanımlanmaktadır.

²⁷ Junsoo Lee, Mark C. Strazicich, "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test With Two Structural Breaks", **The MIT Press**, 85, 2003, ss. 1082-1089.

$$D1_t \begin{cases} 1 & t \geq TB1+1 \text{ ise} \\ 0 & t < TB1+1 \text{ ise} \end{cases} \quad 1.78$$

$$D2_t \begin{cases} 1 & t \geq TB2+1 \text{ ise} \\ 0 & t < TB2+1 \text{ ise} \end{cases} \quad 1.79$$

Model C’de düzeyde ve trendde iki değişikliğe izin verilmektedir. Model C’nin dışsal değişkenler vektörü ise, $Z_t = [1, t, D1_t, D2_t, DT1_t, DT2_t]'$ olarak tanımlanmaktadır. Burada Model A’dan farklı olarak $DT1_t$ ve $DT2_t$ trendde meydana gelen değişiklikleri ifade eden kukla değişkenlerdir. Bu değişkenler, 1.80 ve 1.81 numaralı gösterimlerdeki gibi tanımlanmaktadır.

$$DT1_t \begin{cases} t - TB1 & t \geq TB1+1 \text{ ise} \\ 0 & t < TB1+1 \text{ ise} \end{cases} \quad 1.80$$

$$DT2_t \begin{cases} t - TB2 & t \geq TB2+1 \text{ ise} \\ 0 & t < TB2+1 \text{ ise} \end{cases} \quad 1.81$$

Bu tanımlamalarda ifade edilen TB1 ve TB2 sırasıyla birinci zamanda ve ikinci zamanda meydana gelen kırılmaları belirtmektedir.

Burada dikkat edilmesi gereken nokta, veri oluşturma sürecinin, tutarlı bir şekilde hem temel ($\beta=1$) hem de alternatif hipotez altında ($\beta<1$) kırılmaları içermesidir.

Buna göre β değerine bağlı olarak Model A’nın hipotezleri 1.82 ve 1.83 numaralı gösterimlerdeki gibidir.

$$H_0 : Y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + Y_{t-1} + v_{1t} \quad 1.82$$

$$H_1 : Y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + v_{2t} \quad 1.83$$

Model C'nin hipotezleri ise 1.84 ve 1.85 numaralı gösterimlerde ifade edilmektedir.

$$H_0 : Y_t = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + d_3 D_{1t} + d_4 D_{2t} + Y_{t-1} + v_{1t} \quad 1.84$$

$$H_1 : Y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + d_5 DT_{1t} + d_6 DT_{2t} + v_{2t} \quad 1.85$$

Bu modellerde ifade edilen v_{1t} ve v_{2t} durağan hata terimleridir ve d vektörü, Model A için $d = (d_1, d_2)'$ ve Model C için $d = (d_1, d_2, d_3, d_4, d_5, d_6)'$ 'dir. B_{1t} ve B_{2t} değişkenleri 1.86 ve 1.87 numaralı gösterimlerde tanımlanmaktadır.

$$B_{1t} \begin{cases} 1 & t = TB1+1 \text{ ise} \\ 0 & t \neq TB1+1 \text{ ise} \end{cases} \quad 1.86$$

$$B_{2t} \begin{cases} 1 & t = TB2+1 \text{ ise} \\ 0 & t \neq TB2+1 \text{ ise} \end{cases} \quad 1.87$$

Yukarıdaki modellerde temel hipotezin bu B_{1t} ve B_{2t} kukla değişkenlerini içerdiği görülmektedir. Perron (1989), temel hipotez altında kırılmaların boyutu (d) için t istatistiklerinin asimptotik dağılımının değişmediğinden emin olmak için B_{1t} ve B_{2t} kukla değişkenlerinin gerekli olduğunu göstermiştir. Örneğin, Lumsdaine ve Papell (1997) birim kök testinde birim kökü ifade eden temel hipotez altında $d_1 = d_2 = 0$ olduğu varsayılmıştır. Dolayısıyla B_{1t} ve B_{2t} değişkenleri modelden düşmüştür ve testin kritik değerleri bu varsayım altında türetilmiştir. Bu durum temel hipotez altında, kırılmaların yerini ve büyüklüğünü açıklayan kırılma noktası sıkıntılı parametrelere ve Lumsdaine ve Papell birim kök testinin dağılımının bağımlı olmasına neden olacaktır.

LM skor ilkesine göre iki kırılmalı LM birim kök test istatistiği 1.88 numaralı denklemlerle ifade edilen regresyon ile tahmin edilmektedir.

$$\Delta Y_t = \delta' \Delta Z_t + \varphi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad 1.88$$

Burada, $t = 2,3,\dots,T$, $S_t = Y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$ ve $\tilde{\delta}, \Delta Y_t$ 'nin ΔZ_t ile olan regresyonunun katsayılarıdır. $\tilde{\psi}_x, Y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ tarafından verilmektedir ve Y_1 ve Z_1 , sırasıyla Y_t ve Z_t 'nin ilk gözlem değerleridir. LM test istatistiği $\tilde{\rho} = T\tilde{\varphi}$ ile ifade edilmektedir. $\varphi=0$ temel hipotezini test etmek için $\hat{\tau} = t$ istatistiği kullanılmaktadır.

İki kırılmalı minimum LM istatistiği birim kök testi kırılma noktalarını belirlemektedir ($\lambda_i = TB_i/T, i=1,2$). İçsel olarak bu kırılma noktalarını arama sistemi 1.89 ve 1.90 numaralı gösterimlerle ifade edilmektedir.

$$LM_{\rho} = \inf_{\lambda} \tilde{\rho}(\lambda) \quad 1.89$$

$$LM_{\tau} = \inf_{\lambda} \hat{\tau}(\lambda) \quad 1.90$$

Kritik değerler iki kırılma noktasına bağlı olarak Lee ve Strazicich tarafından hesaplanmıştır.

İKİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL OLMAYAN YAKLAŞIMLAR VE ASİMETRİK YUMUŞAK KIRILMALI BİRİM KÖK TESTLERİ

Ekonometride doğrusallık ya da doğrusal olmama durumları parametreler için kastedilen kavramlardır. Parametrelerin üssü 1’den farklı olduğunda, parametreler üs durumunda olduğunda ve modeldeki diğer katsayılarla çarpıldığında ya da bölündüğünde modelin parametrelere göre doğrusal olmadığı söylenebilmektedir.

Doğrusal olmayan birim kök testlerinde yapısal kırılmaların kademeli olarak meydana gelmesine izin verilmesi son yıllarda en çok çalışılan konuların başında gelmektedir. Yapısal değişimin anlık olarak modellenmesi yerine kademeli olarak modellenmesi analiz için daha iyi olmaktadır. Çünkü bu durum ekonomik gerçeklikle daha çok örtüşmektedir. Literatürde yapısal değişmelerin kademeli olarak modellenmesi yumuşak geçiş olarak da geçmektedir ve bu kavram, ilk olarak Bacon ve Watts (1971) ve Maddala (1977) tarafından ortaya atılmıştır.

Birim kök testlerinin yumuşak kırılmaya izin vermesi ile ilgili, Leybourne, Newbold ve Vougas’ın çalışmasından sonra Harvey ve Mills (2002), Leybourne, Newbold ve Vougas birim kök testini iki yumuşak geçiş için genişletmiş ayrıca lojistik yumuşak geçiş fonksiyonuna asimetri parametresini ilave ederek birim kök testinin asimetrik olabileceğini de savunmuştur.

Genel olarak eşitlik durumu veya denge anlamına gelen simetri kavramının aksine asimetri kavramı eşit olmama durumu veya dengesizlik anlamına gelmektedir. Asimetri kavramının iktisat literatürüne girmesi Keynes’e dayanmaktadır. Keynes genişleme döneminden daralma dönemine ve daralma döneminden genişleme dönemine geçişlerin birbirine eşit olamayacağını vurgulamıştır. Buna göre genişleme döneminden daralma dönemine girilirken geçişlerin daha hızlı ve sert; daralma döneminden genişleme dönemine geçişlerin daha yavaş ve yumuşak olmaktadır.¹

¹ Tezcan Abasız, “İş Çevrimlerinde Asimetrik İlişkilerin Araştırılması Ve Türkiye’de Devresel Hareketler İçin Öncü Gösterge Endeksinin Oluşturulması”, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2013, ss.31-54

Benzer durum finans piyasalarında da ortaya çıkmaktadır. İşlemlerin günlük olarak yapıldığı finans piyasaları gelecek ile alakalı pozitif ve negatif şoklardan bir gün içinde etkilenebilmektedir. Örneğin gelecek ile alakalı negatif bir duyum aldıklarında yatırımcılar zarara girmemek için hızlı ve şiddetli tepki verirlerken pozitif bir duyum aldıklarında daha yavaş tepki vermektedir. Ekonomide asimetri etkisine genel olarak beklenti ve gelecek ile ilgili güven ile diğer psikolojik etkenler (örneğin yatırımcının sabırsız bir kişiliğe sahip olması vb.) neden olmaktadır.

İyi ve kötü şoklara verilen tepkinin birbirinden farklı olması ve değişimlerin kademeleri bir şekilde gerçekleşmesi gerçek hayata uygunluk gösteren bir durum olduğu hesaba katıldığında asimetrik yumuşak geçişli birim kök testlerinin ekonomik gerçekliklere daha iyi uyum sağladığı söylenebilmektedir. Bu çalışmada tek ve iki yumuşak kırılmalı birim kök testine asimetri özelliğini de ilave ederek testin gücü artırılmaya çalışılmıştır. Ekonomik gerçekliklere daha iyi uyum sağlayan bir test yapılacak iktisat politikalarına daha iyi yol gösterecek ve dolayısıyla yapılan iktisat politikaları daha iyi sonuç verecektir.

Bu bölümde önce doğrusal olmayan yaklaşımlar incelenecek daha sonra yeni geliştirilen testin mantığından bahsedilip ilgili testlerin üretilen kritik değerleri sunulacaktır.

2.1. DOĞRUSAL OLMAYAN YAKLAŞIMLAR

Bu bölümde, doğrusal olmama testleri incelendikten sonra ortalamada doğrusal olmayan modeller incelenecek daha sonra doğrusal olmayan birim kök testleri ele alınacaktır.

2.1.1. Doğrusallık Testleri

Gerçekte doğrusal olmayan seriler doğrusal olarak ele alındığında kurulan modeller hatalı olacaktır. Bu nedenle bir ekonometrik çalışma yapılmadan önce serilerin doğrusal olup olmadığının incelenmesi gerekmektedir. Bu bölümde, sıklıkla kullanılan, doğrusal olmamayı test eden prosedürler incelenecektir.

2.1.1.1. McLeod ve Li (1983) Testi

Granger ve Andersen (1978), zaman serilerin karelerinin otokorelasyon fonksiyonunun zaman serilerinin iki değişkenli (bilinear) doğrusal olup olmadığını test etmede kullanılabileceğini belirtmiştir. Ayrıca Granger ve Andersen (1978), Box ve Jenkins (1976) modellemelerinde, kalıntılar otokorelasyonlu olmasa bile kalıntı karelerinin otokorelasyonlu olduğunu belirtip gelişmiş gelecek tahminlerinin, uygun ARMA modelinin kalıntılarına bilinear modeli uydurarak elde edilebileceğini önermiştir. Granger ve Andersen (1978) mantığından hareket eden McLeod ve Li (1983) testi, doğrusal bir denklem kurup kalıntıları elde ederek bu kalıntıların karesinde anlamlı otokorelasyon katsayılarının olup olmadığını test etmektedir.²

μ , serilerin ortalaması ve B gecikme operatörü olmak üzere, z_1, \dots, z_t olarak ifade edilen n adet gözlem için ortalamada durağan zaman serilerinin ARMA(p, q) modeli 2.1 numaralı denklemle ifade edilmektedir.

$$\varphi(B)(z_t - \mu) = \theta(B)\alpha_t \quad 2.1$$

Burada;

$\varphi(B) = 1 - \varphi_1 B - \dots - \varphi_p B^p$ ve $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$ 'dur. $\varphi(B)$ ve $\theta(B)$ çok terimlerinin (polinomlarının) bütün köklerinin birim çemberin dışında olduğu ve hiçbir ortak faktöre sahip olmadıkları varsayılmaktadır. Whittle (1961) ve Hannan (1970) tarafından geliştirilen klasik büyük örnek tahmin teorisinin geçerli olabilmesi için hata terimi α_t 'nin sonlu varyans ile bağımsız ve özdeş dağılması gerekmektedir.

ARMA modelinin uygunluğunu test etmek için çok kullanışlı bir prosedür, temiz dizi süreci için, tahmin edilmiş kalıntılar $\hat{\alpha}_t$ 'in testine dayanmaktadır.

Kalıntı otokorelasyon fonksiyonunun denklemi 2.2 numaralı denklemle ifade edilmektedir.

²A. McLeod ve W. Li (1983), "Diagnostic Checking of ARMA Time Series Models Using Squared Residual Autocorrelation," **Journal of Time Series Analysis**, 4, s.269-273

$$\hat{r}_\alpha(k) = \frac{\sum_{k+1}^n \hat{\alpha}_t \hat{\alpha}_{t-k}}{\sum_1^n \hat{\alpha}_t^2} \quad 2.2$$

Box ve Pierce (1970), söz konusu fonksiyonun dağılımını elde etmiş ve kalıntıların temiz dizi sürecinde olup olmadığını test eden 2.3 numaralı denklemle ifade edilen portmanteau istatistiğini önermiştir. Söz konusu test, n ve M yeterince büyükse geçerlidir.

$$Q_\alpha = n \sum_{i=1}^M \hat{r}_\alpha^2(i) \quad 2.3$$

Q_α istatistiği, yaklaşık olarak, $M - p - q$ serbestlik derecesiyle χ^2 dağılmaktadır ($Q_\alpha \sim \chi^2_{(M-p-q)}$).

Daha sonra, Davies, Triggs ve Newbold (1978) ile Ljung ve Box (1978) çalışmalarında, daha küçük örnek ile $\chi^2_{(M-p-q)}$ dağılımına yaklaşmak için geliştirilmiş test istatistiğini ileri sürmüşlerdir. Söz konusu test istatistiği 2.4 numaralı denklemle ifade edilmektedir.

$$Q_\alpha^* = n(n+2) \sum_{i=1}^M \hat{r}_\alpha^2(i) / (n-i) \quad 2.4$$

$\hat{\sigma}^2 = \sum \hat{\alpha}_t^2 / n$ olmak üzere, $\hat{\alpha}_t^2$ 'nin otokorelasyon fonksiyonunun tahmini 2.5 numaralı denklemle ifade edilmektedir.

$$\hat{r}_{\alpha\alpha}(k) = \frac{\sum_{t=k+1}^n (\hat{\alpha}_t^2 - \hat{\sigma}^2)(\hat{\alpha}_{t-k}^2 - \hat{\sigma}^2)}{\sum_{t=1}^n (\hat{\alpha}_t^2 - \hat{\sigma}^2)^2} \quad 2.5$$

Sabit M için, söz konusu otokorelasyon fonksiyonu 2.6 numaralı denklemle ifade edilmektedir.

$$\sqrt{n} \hat{r}_{\alpha\alpha} = (\hat{r}_{\alpha\alpha}(1), \dots, \hat{r}_{\alpha\alpha}(M)) \quad 2.6$$

Sabit M için hesaplanan otokorelasyon fonksiyonu, gözlem sayısı sonsuza gittikçe ($n \rightarrow \infty$) sıfır ortalama ve birim kovaryans matrisiyle, yani bir varyans ve sıfır kovaryanslarla, asimptotik olarak normal dağılmaktadır.

α_i bağımsız olduğunda, asimptotik olarak $\chi^2_{(M)}$ dağılan önemlilik testi, 2.7 numaralı denklemle ifade edilen portmanteau istatistiği ile uygulanmaktadır.

$$Q_{\alpha\alpha}^* = n(n+2) \sum_{i=1}^M \hat{r}_{\alpha\alpha}^2(i) / (n-i) \quad 2.7$$

2.1.1.2. Brock, Dechert Ve Scheinkman (BDS,1986) Testi

Brock, Dechert ve Scheinkman(1986) tarafından geliştirilen test daha sonra Brock, Dechert, Scheinkman ve LeBaron (1991) tarafından yeniden incelenmiştir. Orijinal BDS makalesinde, verilerin karmaşık bir veri oluşturma sürecinden gelip gelmediğini test etmek için zaman serisi için bir test süreci oluşturulup bu test süreci ortaya çıkan özel problemlerle motive edilmiştir. BDS istatistiğinin kökeni deterministik doğrusal olmayan dinamikler ve kaos teorisidir. Brock, Dechert , Scheinkman ve LeBaron tarafından yazılan makalede ise birbirini izleyen bağımlılık ve zaman serilerinin doğrusal olmayan yapısı için parametrik olmayan bir test metodu ortaya atılmıştır. Bu metot uygun modelin öngörü hatalarına da uygulanabilmektedir. Temel hipotez altında zaman serisi örnekleminin *iid* veri oluşturma sürecinden geldiği test edilmektedir. Alternatif hipotez altında ise belirsizlik vardır.³

BDS testinin aşamaları aşağıdaki adımlarda anlatılmıştır.⁴

1.Aşama:

$\{X_i\} = [X_1, X_2, \dots, X_N]$ şeklinde ifade edilen N adet gözlem verildiğinde, bu gözlemler ham zaman serisi veri setinin doğal logaritmalarının ilk farkı olmalıdır.

³ W.A. Brock, D.A Hsieh ve B. LeBaron (1991), Nonlinear Dynamics, Chaos ve Instability: Statistical Theory and Economic Evidence, MIT Press, Cambridge, Massachusetts, s.41-81

⁴ Selçuk Koç, a.g.e., ss.33-35

2.Aşama:

Boyut uzunluğunu ifade eden m değeri seçilir ve seride her m ardışık puan olarak zaman serileri bu m boyutlu vektöre yerleştirilir. Bu, sayılar (skaler) serisini, çakışan girişlere sahip vektörlere dönüştürmektedir.

$$X_1^m = (X_1, X_2, \dots, X_m) \quad 2.8$$

$$X_2^m = (X_2, X_3, \dots, X_{m+1}) \quad 2.9$$

$$M \quad 2.10$$

$$X_{N-m}^m = (X_{N-m}, X_{N-m+1}, \dots, X_N) \quad 2.11$$

3.Aşama:

$1 \leq i \leq N$ ve $1 \leq j \leq N$ olmak üzere, (i, j) puan çiftlerinin sayıları eklenerek, noktalar arasındaki mekânsal korelasyonu ölçen korelasyon integrali hesaplanır.

$$C_{\varepsilon, m} = \frac{1}{(N_m - 1)} \sum_{i \neq j} I_{i, j; \varepsilon} \quad 2.12$$

4.Aşama:

$I_{i, j; \varepsilon}$ 'nin tanımlanması 2.13 numaralı denklemlerle yapılmaktadır.

$$I_{i, j; \varepsilon} = \begin{cases} 1 & \|X_i^m - X_j^m\| \leq \varepsilon \text{ ise} \\ 0 & \text{aksi durumda} \end{cases} \quad 2.13$$

5.Aşama:

Brock, Dechert and Scheinkman (1987) zaman serilerinin *iid* olması durumunda $C_{\varepsilon m} \approx [C_{\varepsilon,1}]^m$ olacağını belirtmişlerdir. Brock ve diğerleri (1988), N/m değerinin 200 den büyük olması halinde ε/σ değerinin 0.5 ve 2 değerleri arasında, m 'nin ise 2 ve 5 arasında değer alacağını belirtmiştir. $[C_{\varepsilon,m} - (C_{\varepsilon,1})^m]$ niceliği, sıfır ortalama $V_{\varepsilon m}$ varyansla asimptotik olarak normal dağılmaktadır. $V_{\varepsilon m}$ aşağıdaki denklemlerle ifade edilmektedir.⁵

$$V_{\varepsilon m} = 4 \left[K^m + 2 \sum_{j=1}^{m-1} K^{m-j} C_{\varepsilon}^{2j} + (m-1)^2 C_{\varepsilon}^{2m} - m^2 K C_{\varepsilon}^{2m-2} \right] \quad 2.14$$

Burada,

$$K = K_{\varepsilon} = \frac{6}{N_m (N_m - 1)(N_m - 2)} \sum_{i < j < N} h_{i,j,N;\varepsilon} \quad 2.15$$

$$h_{i,j,N;\varepsilon} = \frac{[I_{i,j;\varepsilon} I_{j,N;\varepsilon} + I_{i,N;\varepsilon} I_{N,j;\varepsilon} + I_{j,i;\varepsilon} I_{i,N;\varepsilon}]}{3} \quad 2.16$$

6.Aşama:

BDS test istatistiği 2.17 numaralı denklemlerle hesaplanmaktadır.

$$BDS_{\varepsilon,m} = \frac{\sqrt{N} [C_{\varepsilon,m} - (C_{\varepsilon,1})^m]}{\sqrt{V_{\varepsilon,m}}} \quad 2.17$$

BDS testi çift taraflı bir test olduğu için, BDS test istatistik değeri kritik değerlerden büyük ya da küçük olduğunda temel hipotez reddedilmektedir.

⁵ Selçuk Koç, a.g.e., ss.35-38

2.1.1.3. Tsay (1986) Testi

Tsay (1986) tarafından önerilen bu test, Tukey (1949)'in toplamsal olmama testi için bir serbestlik derecesi fikrinin zaman serisi için geliştirilmiş halidir. Ayrıca, Keenan (1985) tarafından önerilen testin geliştirilmiş hali olan bu test, Keenan (1985) testinden daha güçlü bir testtir.⁶

Durağan bir zaman serisi Y_t , genel formda 2.18 numaralı denklemdeki gibi yazılabilmektedir.

$$Y_t = \mu + \sum_{i=-\infty}^{\infty} b_i e_{t-i} + \sum_{i,j=-\infty}^{\infty} b_{ij} e_{t-i} e_{t-j} + \sum_{i,j,k=-\infty}^{\infty} b_{ijk} e_{t-i} e_{t-j} e_{t-k} + \dots \quad 2.18$$

Burada, μ , Y_t 'nin düzey ortalaması ve $\{e_t, -\infty < t < \infty\}$ bağımsız ve özdeş dağılılan tesadüfi değişkenlerin güçlü durağan sürecidir. Y_t , eğer yüksek mertebeden katsayıların (b_{ij} , b_{ijk}) herhangi biri sıfırdan farklı ise, doğrusal değildir.

Bu testin aşamaları aşağıdaki gibi sıralanabilmektedir.

1. Aşama:

$t = M + 1, \dots, n$ olmak üzere, Y_t 'nin $\{1, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-M}\}$ üzerine EKK yöntemi uygulanarak regresyonu hesaplanır ve kalıntılar $\{\hat{e}_t\}$ elde edilir. Söz konusu regresyon modeli 2.19 numaralı denklemle ifade edilmektedir.

$$Y_t = W_t \Phi + e_t \quad 2.19$$

Burada, M , önceden belirlenmiş pozitif tamsayı, n örnek boyutu ve T matris transposunu belirten indis olmak üzere $W_t = (1, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-M})$ ve $\Phi = (\Phi_0, \Phi_1, \dots, \Phi_M)^T$ 'dir.

⁶ R.S Tsay (1986), "Nonlinearity Tests for Time Series," **Biometrika**, 73, 461- 466

2.Aşama:

$t=M+1, \dots, n$ olmak üzere, Z_t vektörünün $\{1, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-M}\}$ üzerine regresyonu hesaplanır ve $\{\hat{X}_t\}$ kalıntı vektörü elde edilir. Çok değişkenli regresyon modeli 2.20 numaralı denklemle ifade edilmektedir.

$$Z_t = W_t H + X_t \quad 2.20$$

$U_t = (Y_{t-1}, \dots, Y_{t-M})$ ve “vech” ifadesi yarım kümelenmiş vektörü belirtmek üzere,

$$Z_t, Z_t^T = \text{vech}(U_t^T U_t) \text{ ile açıklanan } m = \frac{1}{2} M(M+1) \text{ boyutlu vektördür.}$$

3.Aşama:

$t=M+1, \dots, n$ olmak üzere, \hat{e}_t 'nin \hat{X}_t üzerine regresyonu 2.21 numaralı denklemde olduğu gibi hesaplanmaktadır.

$$\hat{e}_t = \hat{X}_t \beta + \varepsilon_t \quad 2.21$$

\hat{F} ise, hataların ortalama karesi için regresyonun ortalama karesinin F oranıdır. \hat{F} , 2.22 numaralı denklemle ifade edilmektedir.

$$\hat{F} = \left\{ \left(\sum \hat{X}_t \hat{e}_t \right) \left(\sum \hat{X}_t^T \hat{X}_t \right)^{-1} \left(\sum \hat{X}_t \hat{e}_t \right) / m \right\} / \left\{ \sum \hat{e}_t^2 / (n - M - m - 1) \right\} \quad 2.22$$

Burada toplamalar $M+1$ 'den n 'e kadar yapılmaktadır ve $\hat{e}_t, \hat{e}_t = \hat{X}_t \beta + \varepsilon_t$ 'nin EKK tahmininden elde edilen kalıntılardır. Y_t serisi M. dereceden otoregresif durağan seri ise 2.22 numaralı denklem F dağılımına uyacaktır.

2.1.2. Ortalamada Doğrusal Olmayan Modeller

Bu alt bölümde ortalama da doğrusal olmayan modeller incelenecektir.

2.1.2.1. Doğrusal Olmayan AR Modeli (NLAR)

Birinci dereceden doğrusal olmayan otoregresif model 2.23 numaralı denklemlerle ifade edilmektedir:⁷

$$Y_t = f(Y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad 2.23$$

2.23 numaralı denklemlerle ifade edilen modelin daha genel bir formunu olan p. dereceden doğrusal olmayan otoregresif model aşağıdaki 2.24 numaralı denklemlerle ifade edilmektedir:

$$Y_t = f(Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}) + \varepsilon_t \quad 2.24$$

Genel modelin fonksiyonel formunun bilinmemesi tahmin edilmesini zorlaştırmaktadır. Taylor serisi açılımı önerilen yöntemlerden birisidir. İkinci mertebeden otoregresif model için Taylor açılımı 2.25 numaralı denklemlerle ifade edilmektedir:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \alpha_{12} Y_{t-1} Y_{t-2} + \alpha_{11} Y_{t-1}^2 + \alpha_{22} Y_{t-2}^2 + \alpha_{112} Y_{t-1}^2 Y_{t-2} + \alpha_{122} Y_{t-1} Y_{t-2}^2 + \alpha_{111} Y_{t-1}^3 + \alpha_{222} Y_{t-2}^3 + \varepsilon_t \quad 2.25$$

2.25 numaralı denklemin genelleştirilmiş formu 2.26 numaralı denklemlerle ifade edilmektedir:

⁷ Burak Gürış, "Çok Rejimli Eşik Değerli Hata Düzeltme Modelleri İle Türkiye Ekonomisinde Bütçe Açıklarının Analizi", Yayınlanmamış Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, 2008, ss.17-18

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^r \sum_{l=1}^s \alpha_{ijkl} Y_{t-i}^k Y_{t-j}^l + \varepsilon_t \quad 2.26$$

2.26 numaralı denkleme Genelleştirilmiş Otoresif (GAR) Model adı verilmektedir. Denkleme ifade edilen p denklemin mertebesini, r ve s bire eşit veya birden büyük olan tam sayıları ifade etmektedir. Modelin aşırı parametrelendirilmesini önlemek için r ve s toplamının en fazla 4 olması gerekmektedir.

2.1.2.2. Bilinear Model

Bilinear Model'i Granger ve Andersen(1978) ileri sürmüştür ve söz konusu model 2.27 numaralı denkleme ifade edilmektedir.⁸

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^s c_{ij} Y_{t-i} \varepsilon_{t-j} \quad 2.27$$

Bu denkleme p otoresif dereceyi, q hareketli ortalama derecesini, r ile s ikisinin de birlikte olduğu terimi ifade etmektedir. İlgili model BL(p,q,r,s) şekline ifade edilebilir. Hareketli ortalama teriminin ve otoresif teriminin ((Y_{t-i})(ε_{t-j})) şeklinde modelde bulunması modelin doğrusal olmamasının kaynağıdır. İlgili terimin modelde bulunmaması halinde model standart doğrusal ARMA modelinde dönüşecektir.

Modelde doğrusallığı bozan terim olan ((Y_{t-i})(ε_{t-j})), denklemin EKK yöntemiyle çözümüne engel olmaktadır. Bu sebeple model En Çok Benzerlik (EÇB) yöntemiyle çözülmektedir.

⁸ Burak Gürış, a.g.e., ss.18-19

2.1.2.3.Rejim Değişim Modelleri

Doğrusal olmayan modellerden olan rejim değişim modelleri dört kategoride ele alınmaktadır. Bunlar SETAR (Kendinden Uyarımlı Eşik Değerli Otoregresif) Modeller, STAR (Yumuşak Geçişli Eşik Değerli Otoregresif) Modeller, MTAR (Momentum Eşik Değerli Otoregresif) Modeller ve son olarak Markov rejim değişim modelleridir.

2.1.2.3.1.Kendinden Uyarımlı Eşik Değerli Otoregresif

(SETAR) Model

Rejim değişim modellerinin daha iyi anlaşılması için eşik değer kavramı üzerinde durulması gerekmektedir. Tong(1978), Tong ve Lim(1980) eşik değerli otoregresif model kavramını ileri sürmüşlerdir ve bu kavram Tong(1990)'un çalışmaları ile daha da gelişmiştir.⁹

Eşik değerli otoregresif modelin mantığı bir eşik değer belirlenmesine ve belirlenen bu değerden büyük veya küçük olmasına bağlı olarak farklı rejimde hareket etmesidir. Bu modellerde eşik değer modelin açıklanan (bağımlı) değişkeninin gecikmeli değerlerinden seçilmektedir.

q_t eşik değerle karşılaştırılan terim olarak ifade edildiğinde q_t , $q_t = y_{t-d}$ olarak tanımlanmaktadır. SETAR (Kendinden Uyarımlı Eşik Değerli Otoregresif) Model $d = 1$ alındığında 2.28 numaralı gösterimdeki gibi belirlenmektedir.

$$Y_t = \begin{cases} \phi_{0,1} + \phi_{1,1}Y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } Y_{t-1} \leq c \\ \phi_{0,2} + \phi_{1,2}Y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{eğer } Y_{t-1} > c \end{cases} \quad 2.28$$

İki rejimli SETAR Model 2.29 numaralı denklemlerle gösterilmektedir.

⁹ Burak Güriş, a.g.e., ss.19-24

$$Y_t = (\phi_{0,1} + \phi_{1,1}Y_{t-1})(1 - I[Y_{t-1} > c]) + (\phi_{0,2} + \phi_{1,2}Y_{t-1})(I[Y_{t-1} > c]) + \varepsilon_t \quad 2.29$$

Denklemden belirtilen $I[\cdot]$ gösterge fonksiyon, d ise gecikme uzunluğudur. Gecikme uzunluğunun her iki rejimde eşit olmak zorunluluğu yoktur ve iki rejimde de 1 den büyük olmasına izin verilmektedir.

SETAR modelde ikiden fazla rejim sayısına da izin verilmektedir. Rejimlerde gecikme uzunlukları farklı olan ve j rejimli SETAR model 2.30 numaralı denklemlerle ifade edilmektedir.

$$Y_t = \sum_{j=1}^J I_t^{(j)} \left(\phi_0^{(j)} + \sum_{i=1}^{p_j} \phi_i^{(j)} Y_{t-i} + \varepsilon_t^{(j)} \right) \quad r_{j-1} \leq z_{t-d} \leq r_j \quad 2.30$$

Denklemden hata terimi $\varepsilon_t^{(j)}$ 0 ortalamayla türdeş ve bağımsız dağılmaktadır.

SETAR modelde belirlenen eşik değeri sayesinde rejim değişikliği olmasına izin verilmesi SETAR modelini doğrusal olmayan bir hale getirmektedir.

SETAR modelini tahmin etmek için birçok yaklaşım ileri sürülmüştür. Çalışmalarda sıklıkla kullanılan yaklaşımlar Tong, Tsay, Hansen ve Enders'in yaklaşımlarıdır.

SETAR modelinin tahmin aşamaları TONG tarafından aşağıdaki aşamalarda gösterilmiştir.

1. Aşama:

Eşik değeri parametresinin aranacağı uzunluğu belirten d 'ye d_0 ve eşik değeri belirten τ 'ye τ_0 değerleri verilir ve analize başlanır. Gecikme uzunluğunu belirten L $L = n^\alpha$ ($\alpha < 0.5$) olarak ifade edilir ve böylelikle AR modelleri tahmin edilir. Akaike Bilgi Kriteri (AIC) aşağıdaki şekilde hesaplanır.

$$AIC(d_0, \tau_0) = AIC(\hat{k}_1) + AIC(\hat{k}_2) \text{ hesaplanır.}$$

Hesaplanan AIC bilgi kriterleri arasından en minimumu veren değere karşılık gelen gecikme uzunluğu belirlenir.

Elde edilen AIC içinden en küçük değeri veren gecikme uzunluğu tespit edilir.

2.Aşama

Eşik değer parametresinin aranacağı uzunluğu belirten d , d_0 'da sabitlenir. Eşik değeri belirten τ 'ye olası değerler verilerek modelin tahmin işlemi gerçekleştirilir. Minimum AIC değerini veren modeli tahmin etmede kullanılan τ eşik değeri olarak kabul edilir.

3.Aşama

III. Aşamada eşik değer parametresinin aranacağı uzunluğu belirten d değeri belirlenir. Birinci aşamada seçilen gecikme uzunluğu (L) ve ikinci aşamada seçilen eşik değere (τ) göre olası d değerleri içinden Normalleştirilmiş Akaike Bilgi Kriteri (NAIC) kullanılarak uygun d değeri bulunacaktır. NAIC 2.31 numaralı denklemlerle hesaplanmaktadır.

$$NAIC(d) = \frac{AIC(d, \hat{\tau})}{N - N_d} \quad 2.31$$

Buradan hareketle

$NAIC(\hat{d}) = \min_{d \in \{1, \dots, T\}} \{NAIC(d)\}$ olacaktır. Bir başka deyişle en küçük NAIC değerini veren d değeri uygun d değeri olarak seçilir ve analiz tamamlanır.

Tsay'ın yaklaşımı da SETAR modeli çözümede kullanılabilir. Bu yaklaşımın aşamaları aşağıdaki gibidir.

1.Aşama:

Olası eşik değerler ve p ile belirtilen geçici AR uzunluğu seçilir.

2.Aşama:

Eşik değerli modeller için kullanılan doğrusal olmama testi her eşik değer parametresi için kullanılır.

3.Aşama:

İkinci adımda bulunan sonuca bakılarak eşik değer parametresinin gecikmesi seçilir. (d, Y_{t-d} için)

4.Aşama:

Eşik değer parametresine göre düzenlemeler yapılır.

5.Aşama:

Koşullu En Küçük Kareler yöntemi ile SETAR modeli tahmin edilir.

6.Aşama:

Koşullu En Küçük Kareler yöntemi ile tahmin edilen SETAR modelinin sonuçları gerekli görülürse kontrol edilir.

Hansen'in yaklaşımı çalışmalarda SETAR modelin tahmini için sıklıkla kullanılmaktadır.

Eşik değer, Hansen'in yaklaşımında γ ile gösterilmektedir.

$$\hat{\theta}(\gamma) = \left(\sum_{t=1}^n X_t(\gamma) X_t(\gamma)' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n X_t(\gamma) Y_t \right) \quad 2.32$$

2.32 numaralı denklemin tahmini EKK yöntemiyle yapılmaktadır. Hata terimleri ise 2.33 numaralı denklemdeki gibi elde edilmektedir.

$$\hat{\varepsilon}(\gamma) = Y_t - X_t(\gamma)' \hat{\theta}(\gamma) \quad 2.33$$

Hata terimlerinin varyansı 2.34 numaralı denklemle hesaplanmaktadır.

$$\hat{\sigma}_n^2(\gamma) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t(\gamma)^2 \quad 2.34$$

Eşik değerler hesaplandıktan sonra bu değerler arasından en küçük varyanslı eşik değer uygun değer olarak seçilir. Bu durum 2.35 numaralı gösterimle ifade edilmektedir.

$$\hat{\gamma} = \text{argmin } \sigma_n^2(\gamma) \quad 2.35$$

Eşik değer parametresinin gecikmesi de bu noktada çok önemlidir. $q_{t-1} = y_{t-d}$ eşitliğinde d gecikme sayısını belirtmektedir. d bilinmediği için tahmin edilmesi gerekmektedir. Gecikmenin tahmin edilmesi için sistemin n adet denklemini tahmin etmek yerine $n \times d$ adet denklemi olası tüm d 'ler için tahmin edilerek bunların içinden en küçük varyansa sahip hata terimlerine denk gelen parametreler seçilir.

Enders (2004), Chan (1993)'in kullandığı prosedürün TAR modeli tahmin etmede kullanılabileceğini yaptığı çalışmada belirtmiştir. Söz konusu prosedür aşağıdaki şekilde sıralanmaktadır.

1.Aşama:

Y_{t-d} eşik değer aranacağı değişkendir ve bu değişken küçükten büyüğe doğru sıralanır.

2.Aşama:

SETAR model 2.36 numaralı denklemlerle gösterildiği gibi;

$$Y_t = \begin{cases} \alpha_{10} + \alpha_{11}Y_{t-1} + \dots + \alpha_{1p}Y_{t-p} + \varepsilon_{1t} & Y_{t-1} > \tau \\ \alpha_{20} + \alpha_{21}Y_{t-1} + \dots + \alpha_{2r}Y_{t-r} + \varepsilon_{2t} & Y_{t-1} \leq \tau \end{cases} \quad 2.36$$

ya da başka bir gösterimle 2.37 numaralı denklem yardımıyla çözülür.

$$Y_t = I_t \left[\alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} Y_{t-i} \right] + (1-I_t) \left[\alpha_{20} + \sum_{i=1}^r \alpha_{2i} Y_{t-i} \right] + \varepsilon_t \quad 2.37$$

Burada I_t gösterge fonksiyonudur. Bu fonksiyon 2.38 numaralı gösterimle ifade edilmektedir.

$$I_t = \begin{cases} Y_{t-1} \leq \tau & 0 \\ Y_{t-1} > \tau & 1 \end{cases} \quad 2.38$$

Her eşik değeri için ilgili denklem çözülür. Denklemden elde edilen hata terimlerinin kareler toplamı bulunur. Bu serinin baştan ve sondan %15'lik bir kısmı (yaklaşık %15'i) atılarak ortada kalan %70'lik dilimden seçim yapılır.

3.Aşama:

Hata terimlerinin kareler toplamının grafiği elde edilir. Bu grafiğe bakılarak hata terimlerinin kareler toplamının minimizasyonunu yapan değeri modelin eşik değeri olarak belirlenir. Model belirlenen eşik değeri kullanılmasıyla çözülüp uygun model olarak seçilir.

2.1.2.3.2.Yumuşak Geçişli Eşik Değerli Otoregresif (STAR) Model

SETAR modellerde rejimler arasındaki geçişler ani gerçekleşmektedir. Rejimler arası geçişin yumuşak olması bir fonksiyon yardımıyla sağlanabilmektedir. Bu kısımda STAR (Yumuşak Geçişli Eşik Değerli Otoregresif) modeller üstünde durulacaktır.¹⁰

Bu modellerde rejim kavramı ekonomik yapıda değişimleri anlatmak amacıyla kullanılmaktadır. Buna örnek vermek gerekirse ekonominin gerileme ve canlanma dönemleri örnek olarak verilebilir. Ekonomik yapıya rasyonel olarak yumuşak geçişli modeller ani geçişli modellere göre daha çok uygunluk göstermektedir.

STAR Model 2.39 numaralı denklemlerle ifade edilmektedir.

$$Y_t = (\varphi_{0,1} + \varphi_{1,1}Y_{t-1})(1 - G(Y_{t-1}, \gamma, c)) + (\varphi_{0,2} + \varphi_{1,2}Y_{t-1})(G(Y_{t-1}, \gamma, c)) + \varepsilon_t \quad 2.39$$

Denklemlerde geçiş fonksiyonu $G(y_{t-1}, \gamma, c)$ ile ifade edilmiştir. Bu geçiş fonksiyonu 0 ile 1 aralığında değerler almaktadır. γ , düzgünleştirme parametresini, c ise eşik değeri ifade etmektedir. Bir rejimden bir başka rejime geçiş düzgünleştirme parametresine göre yapılmaktadır.

Geçiş fonksiyonunun üstel dağılım ve lojistik fonksiyonları olarak kullanılabilmesini Terasvirta (1990) ifade etmiştir. LSTAR (Lojistik Dağılım Fonksiyonlu Yumuşak Geçişli Otoregresif) model 2.40 numaralı denklemlerle ifade edilmektedir.

¹⁰ Burak Güriş, a.g.e., ss.24-27

$$Y_t = (\varphi_{0,1} + \varphi_{1,1}Y_{t-1}) \left(1 - \left(\frac{1}{1 + e^{(-\gamma[Y_{t+1}-c])}} \right) \right) + (\varphi_{0,2} + \varphi_{1,2}Y_{t-1}) \left(\frac{1}{1 + e^{(-\gamma[Y_{t+1}-c])}} \right) \quad 2.40$$

Önerilen diğer geçiş fonksiyonu olan üstel fonksiyon 2.41 numaralı denklemle gösterilmektedir.

$$G(Y_{t-1}, \gamma, c) = 1 - e^{(-\gamma[Y_{t+1}-c])} \quad 2.41$$

ESTAR (Üstel Yumuşak Geçişli Otoregresif) Model ise 2.42 numaralı denklemle gösterilmektedir.

$$Y_t = (\varphi_{0,1} + \varphi_{1,1}Y_{t-1}) \left(1 - \left(1 - e^{(-\gamma[Y_{t+1}-c]^2)} \right) \right) + (\varphi_{0,2} + \varphi_{1,2}Y_{t-1}) \left(1 - e^{(-\gamma[Y_{t+1}-c]^2)} \right) \quad 2.42$$

LSTAR Model ve ESTAR Modeller farklı iktisadi yapıyı açıklamaktadırlar. LSTAR modelin ekonominin genişleme ve daralma dönemlerinin farklı dinamikler içerdiğini ve bu dönemler arası geçişlerin yumuşak şekilde olması gerektiğini ileri sürer. ESTAR) model ise ekonominin genişleme ve daralma dönemlerinde aynı dinamikler içerdiğini ancak bu dönemlerin geçiş noktalarında farklı dinamiklere sahip olduklarını ileri sürer.

STAR modeller birden çok eşik değer içerebilirler. Daha önce belirttiğimiz iki rejimli STAR model 2.43 numaralı denklemle ifade edilmiştir.

$$Y_t = (\varphi_{0,1} + \varphi_{1,1}Y_{t-1}) (1 - G(Y_{t-1}, \gamma, c)) + (\varphi_{0,2} + \varphi_{1,2}Y_{t-1}) (G(Y_{t-1}, \gamma, c)) + \varepsilon_t \quad 2.43$$

Geçiş fonksiyonu üstel şekilde düşünüldüğünde 2.44 numaralı denklemden gibi ifade edilmektedir.

$$G(Y_{t-1}, \gamma, c) = 1 - e^{(-\gamma[Y_{t-1}-c]^2)} \quad 2.44$$

Burada γ , düzgünleştirme parametresini, c ise eşik değeri ifade etmektedir. γ sonsuza doğru gittiğinde rejimler arası geçiş ani olmaktadır ve bu tür bir modelin temel argümanı çökmektedir. Dijk, Terasvirta ve Franses (2002) bu sorunu çözmek için yaptıkları çalışmalarda çok rejimli LSTAR modeli ortaya atmışlardır.

Üç rejimli LSTAR model 2.45, 2.46, 2.47 ve 2.48 numaralı denklemlerle ifade edilmektedir.

$$Y_t = \varphi_1 Y_{t-1} G_1 + \varphi_2 Y_{t-1} G_2 + \varphi_3 Y_{t-1} G_3 + \varepsilon_t \quad 2.45$$

$$G_1 = \left[1 + e^{[\gamma(Y_{t-1}+c)]} \right]^{-1} \quad 2.46$$

$$G_2 = 1 - G_1 - G_3 \quad 2.47$$

$$G_3 = \left[1 + e^{[-\gamma(Y_{t-1}-c)]} \right]^{-1} \quad 2.48$$

Terasvirta STAR Modelin spesifikasyonunu aşağıdaki gibi ifade etmiştir.

1.Aşama:

Doğrusal AR modelin spesifikasyonu belirlenir.

2.Aşama:

Doğrusallık farklı gecikme parametreleri (d) için test edilir. Doğrusal olmadığı durumda d belirlenir.

3.Aşama:

LSTAR ve ESTAR modellerinden biri tercih edilir.

Model spesifikasyonu belirlendikten sonra söz konusu model Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler (DOEKK) yöntemi ile çözülür.

2.1.2.3.3.Momentum Eşik Değerli Otoregresif (MTAR)

Modeli

MTAR (Momentum Eşik Değerli Otoregresif) Model de eşik değerli otoregresif modellerdendir. Enders ve Granger(1998) söz konusu modeli ortaya atarken model Enders ve Siklos(2001) tarafından daha da geliştirilmiştir. MTAR Model eşik değer τ 'nin 0 değeri olduğu haliyle 2.49 numaralı denklemle ifade edilmektedir.¹¹

$$\Delta Y_t = I_t p_1 Y_{t-1} + (1 - I_t) p_2 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad 2.49$$

2.49 numaralı denklemde I(.) gösterge fonksiyonu ifade eder ve bu fonksiyon 2.51 numaralı gösterimle ifade edilmektedir.

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } \Delta Y_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{eğer } \Delta Y_{t-1} < 0 \end{cases} \quad 2.50$$

MTAR modelinin yapısının diğer modellerden farkı I(.) gösterge fonksiyonundaki Y_{t-1} ifadesi yerine ΔY_{t-1} ifadesinin kullanılmasıdır. $|p_1| < |p_2|$ olması durumunda MTAR model ΔY_{t-1} değeri pozitif değerler aldığı anda küçük

¹¹ Walter Enders, Clive W.J. Granger, "Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates", **Journal of Business and Economic Statistics**, July 1998, vol.16, No.5, ss.304-306

azalmalar göstermekte lakin ΔY_{t-1} değerinin negatif değerler aldığı anda ise büyük azalmalar göstermektedir. MTAR model azalış ve artış dönemlerinde asimetrik keskin hareketleri modelleyebilmektedir.¹²

MTAR model genel formuyla 2.51 numaralı denklemlerle ifade edilmektedir.

$$\Delta Y_t = I_t p_1 Y_{t-1} + (1 - I_t) p_2 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad 2.51$$

2.51 numaralı denklemlerde eşik değeri τ 'nin modelin parametreleri olan p_1 ve p_2 ile birlikte tahmin edilmesi gerekmektedir. Yapılan çalışmalarda eşik değeri genellikle 0 olarak alınmaktadır.

2.1.2.3.4. Markov Rejim Değişim Modeli

Çalışmalarda, Quandt(1958) tarafından ortaya atılan değişen regresyon modelleri yapısal değişimi ifade etmek için sık kullanılan modellerdendir.¹³

İki rejimli değişen regresyon modeli 2.52 numaralı gösterimle ifade edilmektedir.

$$\begin{aligned} Y_t &= X_{1t} \beta_1 + u_{1t} && \text{Rejim 1'de iken} && 2.52 \\ Y_t &= X_{2t} \beta_2 + u_{2t} && \text{Rejim 2'de iken} && \end{aligned}$$

Gösterge değişkeninin 2.53 numaralı gösterimdeki gibi olmasına göre denklem EKK yöntemi ile çözülür.

$$\begin{aligned} I_t &= 1 && Y_t && \text{Rejim 1'de iken} && 2.53 \\ I_t &= 0 && Y_t && \text{Rejim 2'de iken} && \end{aligned}$$

Markov rejim değişim modellerini ortaya ilk atan Goldfeld Quant(1973)'tür. Hamilton(1989)'un çalışmasından sonra ise daha geniş alanlarda ve sık olarak çalışılan konu olmuştur. Bu iki araştırmacının çalışmaları arasındaki fark ise .

¹² Burak Gürış, a.g.e., ss.28-29

¹³ Burak Gürış, a.g.e. ss.29-33

Hamilton(1989) çalışmasının Goldfeld Quant(1973) çalışmasının genişletilmiş formu olmasıdır.

Hamilton(1989)'un çalışmasının genel formu 2.54 numaralı denklemdeki gibi ifade edilebilir. Bu model, tek değişkeni olan birinci dereceden otoregresif süreç şeklinde düşünüldüğünde 2.54 numaralı denklemle ifade edilebilir.

$$Y_t = c_1 + \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad 2.54$$

Bu denklemde hata terimi ε_t , 0 ortalama σ^2 ile normal dağılmaktadır ($\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$). 2.54 numaralı denklemde ifade edilen zaman serisinin ortalamasında (sabit teriminde) anlamlı bir değişme olduğu düşünüldüğünde söz konusu model 2.55 numaralı denklemde ifade edilen modele dönüşecektir.

$$Y_t = c_2 + \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad 2.55$$

Sabit terim veya ortalamayı ifade eden c_2 ile c_1 arasındaki farkın sabit olması söz konusu modelin gelecek tahmininin başarılı olmasına yol açmaktadır. Ancak veri oluşturma sürecinde kullanılan olasılık kuramına göre bu yetersiz kalmaktadır.

İki model birleştirildiğinde 2.56 numaralı denklemle ifade edilen model elde edilmektedir.

$$Y_t = c_{st} + \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad 2.56$$

S_t tesadüfi değişken olduğunda göre 2.57 numaralı gösterimdeki değerleri almaktadır.

$$\begin{array}{lll} S_t = 1 & t = 1, 2, \dots, t_0 & \text{için} \\ S_t = 0 & t = t_0 + 1, t_0 + 2, \dots & \text{için} \end{array} \quad 2.57$$

S_t ile ifade edilen deęişkenin 1 deęerinden 2 deęerine geçiř nedenini ifade etmek amacıyla olasılık modeline ihtiya duyulmaktadır. Bu, iki durumlu Markov zinciri ile 2.58 numaralı gsterimde ifade edilmektedir.

$$\Pr(S_t = j / S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \dots, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots) = \Pr(S_t = j / S_{t-1} = i) = P_{ij} \quad 2.58$$

S_t deęişkeninin daha basit řekilde gsterimi 2.59 numaralı gsterimdeki gibi olmaktadır.

$$S_t = \begin{cases} p_{11} & S_t = 1 \text{ ve } S_{t-1} = 1 \text{ iken} \\ p_{12} & S_t = 2 \text{ ve } S_{t-1} = 1 \text{ iken} \\ p_{21} & S_t = 1 \text{ ve } S_{t-1} = 2 \text{ iken} \\ p_{22} & S_t = 2 \text{ ve } S_{t-1} = 2 \text{ iken} \end{cases} \quad 2.59$$

2.59 numaralı gsterimde yer alan p_{11} cari dnem ve bir nceki dnemde deęerin 1 olduęu Markov zincirini gstermektedir. Benzer řekide p_{12} bir nceki dnem iin durumun 1, cari dnemde durumun 2 olduęu Markov zincirini ifade etmektedir.

Markov rejim deęişim modellerinde S_t , Y_t 'nin deęerlerine gre deęişmektedir. Otoresif deęişken olan Y_t ise, kesim noktalarına ve geiř olasılıklarına (p_{11}, p_{22}, \dots) gre deęerlendirilmektedir.

2 rejimi olan Markov deęişim modelleri p. derece merteye ile otoresif model olarak 2.60 numaralı gsterimle ifade edilmektedir.

$$Y_t = \begin{cases} \phi_{0,1} + \phi_{1,1}Y_{t-1} + \dots + \phi_{p,1}Y_{t-p} + \varepsilon_t & \text{eęer } S_t = 1 \\ \phi_{0,2} + \phi_{1,2}Y_{t-1} + \dots + \phi_{p,2}Y_{t-p} + \varepsilon_t & \text{eęer } S_t = 2 \end{cases} \quad 2.60$$

Hata terimi olan ε_t 'nin normal dağılıma uygunluk gösterdiği varsayıldığında olasılık yoğunluk fonksiyonu 2.61 numaralı denklemde gösterildiği şekilde olmaktadır.

$$f(Y_t / S_t = j, \Omega_{t-1}; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{\left(\frac{-(Y_t - \phi_j X_t)^2}{2\sigma^2}\right)} \quad 2.61$$

Burada $j=1$ ve 2 için $X_t = (1, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p})'$, $\phi_j = (\phi_{0,j}, \phi_{1,j}, \dots, \phi_{p,j})'$ ve $\theta = (\phi_1', \phi_2', p_{11}, p_{22}, \sigma^2)'$ olmaktadır.

Y_t 'nin Ω_{t-1} 'e bağlı olarak olasılık yoğunluk fonksiyonu 2.62 numaralı denklemle ifade edilmektedir.

$$f(Y_t / \Omega_{t-1}; \theta) = f(Y_t, S_t = 1 / \Omega_{t-1}; \theta) + f(Y_t, S_t = 2 / \Omega_{t-1}; \theta) \quad 2.62$$

Buradan gerekli çözümlenmeler yapılarak geçiş olasılıklarının EÇB tahminleri 2.63 numaralı denklemle ifade edilmektedir.

$$\hat{p}_{ij} = \frac{\sum_{t=2}^n P(S_t = j, S_{t-1} = i / \Omega_n; \hat{\theta})}{\sum_{t=2}^n P(S_{t-1} = i / \Omega_n; \hat{\theta})} \quad 2.63$$

2.63 numaralı formülde $\hat{\theta}$, θ 'nın EÇB ile elde edilen tahminini ifade etmektedir.

Parametrelerin tahmini ise 2.64, 2.65 ve 2.66 numaralı formüller yardımıyla elde edilmektedir.

$$\hat{\phi}_j = \left(\sum_{t=1}^n X_t(j) X_t(j)' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n X_t(j) Y_t(j) \right) \quad 2.64$$

$$Y_t(j) = Y_t \sqrt{P(S_t = j / \Omega_n ; \hat{\theta})} \quad 2.65$$

$$X_t(j) = X_t \sqrt{P(S_t = j / \Omega_n ; \hat{\theta})} \quad 2.66$$

Markov Rejim Değişim yöntemi, bu yöntemin bir avantajı olarak, trendlerdeki değişikliğe yoğunlaşmaktadır. Bu nedenle rejimlerin ne kadar zaman süreceğine bakılmaksızın dönüm noktaları belirlenebilmektedir.

2.1.3. Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri

Bu alt bölümde doğrusal olmayan model tiplerinden türetilen birim kök testleri incelenecektir.

2.1.3.1.MTAR Tipi Birim Kök Testi

MTAR model baz alınarak üretilen birim kök testi için kullanılacak olan model 2.67 numaralı denklemlerle gösterilmiştir:¹⁴

$$\Delta Y_t = I_t p_1 Y_{t-1} + (1 - I_t) p_2 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad 2.67$$

2.67 numaralı modelde yer alan I_t , gösterge fonksiyonu belirtmektedir ve 2.68 numaralı gösterimle ifade edilmektedir.

¹⁴ Walter Enders “Improved Critical Values for the Enders Granger Unit Root Test”, **Applied Economics Letters**, 8, 2001, pp. 258.

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } \Delta Y_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{eğer } \Delta Y_{t-1} < 0 \end{cases} \quad 2.68$$

Bu testin hipotezleri ise 2.69 numaralı gösterimle ifade edilmektedir.

$$\begin{aligned} H_0 &: p_1 = p_2 = 0 \quad (\text{Birim Kök Vardır}) \\ H_1 &: p_1 \neq p_2 \neq 0 \quad (\text{Seri Durağandır}) \end{aligned} \quad 2.69$$

MTAR tipi birim kök testi için Enders ve Granger (1998) bir prosedür sunmuşlardır. Bu prosedür aşağıda özetlenmiştir.¹⁵

1.Aşama:

Y_t bağımlı değişkenin sabit terimle tahmin edildiği regresyon denkleminde hata terimleri elde edilir. Gösterge fonksiyonu ise elde edilen hata terimlerinin veya bu hata terimlerinin farklarının pozitif veya negatif olmalarına göre oluşturulur ve 2.70 numaralı denklem tahmin edilir.

$$\Delta Y_t = I_t p_1 (Y_{t-1} - \tau) + (1 - I_t) p_2 (Y_{t-1} - \tau) + \varepsilon_t \quad 2.70$$

2.70 numaralı denklem tahmin edilerek $p_1 = p_2 = 0$ 'ı yani birim kökün varlığını belirten temel hipotez F testi ile sınanır. Bu test istatistiği, Enders ve Granger (1998) tarafından elde edilen kritik değerler ile karşılaştırılarak sonuca varılır.

2.Aşama:

Temel hipotez reddedilemezse asimetrik düzeltme $p_1 = p_2$ hipotezinin klasik F testiyle sınanmasıyla test edilebilmektedir.

¹⁵ Burak Güriş, a.g.e., ss.43-45

3.Aşama:

ε_t ile belirtilen hata teriminin beyaz gürültü süreci izleyip izlemediği diaganastik testlerle test edilmelidir. Hata terimleri arasında bir ilişki varsa aşağıdaki denklem kurularak yukarıda bahsedilen aşamalar tekrar edilir.

Yukarıdaki denklemde bulunan gecikme uzunlukları AIC ve Schwarz Bilgi Kriteri(SIC) ile seçilmelidir.

Enders (2001) daha sonra yaptığı çalışmada daha güçlü kritik değerler üretmiştir.

2.1.3.2.SETAR Tipi Birim Kök Testi

Caner ve Hansen (2001)¹⁶ çalışmasında doğrusal olmama ve durağanlığı eşzamanlı olarak test eden SETAR tipi bir birim kök testi ileri sürmüştür. Bu birim kök testinin baz aldığı model olan SETAR modelinde rejimler arası geçiş sert olmaktadır.¹⁷

Eşik değerli otopregresif model 2.71 numaralı denklemle gösterilmektedir.

$$\Delta Y_t = \theta'_1 X_{t-1} I_{\{Z_{t-1} < \lambda\}} + \theta'_2 X_{t-1} I_{\{Z_{t-1} \geq \lambda\}} + \varepsilon_t \quad 2.71$$

2.71 numaralı denklemde,

$X_{t-1} = (Y_{t-1} r'_t \Delta Y_{t-1} \dots \Delta Y_{t-k})'$ denklemini, $I_{\{\cdot\}}$, gösterge fonksiyonunu, ε_t , bağımsız özdeş dağılılan (iid) hata terimlerini, $Z_t = Y_t - Y_{t-m}$ denklemini, r_t , deterministik elemanları, λ ifadesi eşik değeri göstermektedir.

Eşik değer , $P(Z_t \leq \lambda_1) = \pi_1 > 0$ ve $P(Z_t \leq \lambda_2) = \pi_2 < 1$ olasılık değerleri ile $\lambda \in \wedge < = [\lambda_1, \lambda_2]$ aralığında değer almaktadır.

¹⁶ Mehmet Caner, Bruce Hansen, "Threshold Autoregression with Unit Root", **Econometrica**, vol:69, No:6 november 2001, pp:1557

¹⁷ Burak Gürış, **a.g.e.**, ss.45-48

π_1 ve π_2 değerleri için $\pi_1 = 0.15$, $\pi_2 = 0.85$ olduğu önerilmiştir. Aslında bu eşik değerlerin aranacağı aralıktır. Ayrıca bu değerler, rejimdeki minimum değerleri de ifade etmektedir.

Denklemden yer alan θ_1 ve θ_2 parametreleri,

$$\theta_1 = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \beta_1 \\ p_1 \end{pmatrix} \text{ ve } \theta_2 = \begin{pmatrix} \mu_2 \\ \beta_2 \\ p_2 \end{pmatrix} \text{ olarak ifade edilmektedir.}$$

Burada ifade edilen,

μ_i ($i = 1,2$), Y_{t-1} ifadesinin eğimini,

β_i ($i = 1,2$), deterministik ifadelerin eğimini,

p_i ($i = 1,2$), $\Delta Y_{t-1} \dots \Delta Y_{t-k}$ 'nin eğimini ifade etmektedir.

Eşik değeri içeren modellerin EKK tahminleri tutarlı olduğu için SETAR modeli EKK yöntemi ile tahmin edilebilmektedir.

$$\Delta Y_t = \hat{\theta}_1(\lambda)' X_{t-1} 1_{\{Z_{t-1} < \lambda\}} + \hat{\theta}_2(\lambda)' X_{t-1} 1_{\{Z_{t-1} \geq \lambda\}} + \hat{\varepsilon}_t(\lambda) \quad 2.72$$

Eşik değerleri modelin En Küçük Kareler yöntemi ile tahmini sonucuna göre varyansı 2.73 numaralı denklem yardımıyla hesaplanmaktadır.

$$\hat{\sigma}^2(\lambda) = T^{-1} \sum_1^T \hat{\varepsilon}_t(\lambda)^2 \quad 2.73$$

Hata terimi varyansının minimumunu veren eşik değeri, uygun eşik değeri olarak seçilmektedir.

$$\lambda = \arg \min_{\lambda \in \Lambda} \hat{\sigma}^2(\lambda) \quad 2.74$$

Model tahmin edildikten sonra doğrusallık test edilmelidir. Doğrusallığı belirten temel hipotez 2.75 numaralı gösterimde belirtildiği gibi kurulmaktadır.

$$H_0 : \begin{cases} \mu_1 = \mu_2 \\ p_1 = p_2 \end{cases} \quad 2.75$$

Temel hipotez supWald test istatistiği ile test edilmektedir. Bu test istatistiği 2.76 numaralı denklemdeki gibi hesaplanmaktadır.

$$\sup Wt(\lambda) = \sup T \left(\frac{\hat{\sigma}_0^2}{\hat{\sigma}^2(\hat{\lambda}) - 1} \right) \quad 2.76$$

Denklemden yer alan varyanslardan $\hat{\sigma}^2$, eşik değeri içeren modelin varyansını, $\hat{\sigma}_0^2$ ise doğrusal modelin varyansını belirtmektedir.

Birim kökün varlığını ifade eden temel hipotez 2.77 numaralı gösterimdeki gibi oluşturulmaktadır.

$$H_0 : p_1 = p_2 = 0 \quad 2.77$$

Durağanlığı ifade eden alternatif hipotez ise 2.78 numaralı gösterimdeki gibi oluşturulmaktadır.

$$H_1 : p_1 < 0, p_2 < 0 \quad 2.78$$

Ayrıca SETAR tipi birim kök testinde bir rejimin birim köklü olduğu, diğer rejimin durağan olduğu durumu ifade eden hipotezi 2.79 numaralı gösterimdeki gibi oluşturulmaktadır.

$$H_2 : \begin{cases} p_1 < 0, p_2 = 0 \\ p_1 = 0, p_2 < 0 \end{cases} \quad 2.79$$

H_0 hipotezine karşılık olarak H_1 hipotezinin testi 2.80 numaralı denklemle ifade edilen Wald test istatistiği ile yapılmaktadır.

$$R_{1T} = t_1^2 1_{(\hat{p}_1 < 0)} = t_2^2 1_{(\hat{p}_2 < 0)} \quad 2.80$$

H_2 hipotezinin testi için ise 2.81 numaralı denklemle ifade edilen Wald testi yapılmaktadır.

$$R_{2T} = t_1^2 = t_2^2 \quad 2.81$$

Burada ifade edilen t_1 ve t_2 EKK tahmininden elde edilen p_1 ve p_2 parametrelerinin t istatistikleridir.

Karar aşamasında kullanılacak olan olasılık değerleri Caner ve Hansen (2001) tarafından bootstrap simülasyon yöntemi ile elde edilmiştir.

2.1.3.3. STAR Tipi Birim Kök Testi

Kapetanios, Shin ve Snell (2003)¹⁸ tarafından geliştirilen STAR tipi birim kök testi rejimler arası geçişin yumuşak olmasına izin vermektedir. Söz konusu birim kök testi klasik ADF birim kök testlerinin geliştirilmesiyle elde edilmiştir. Bu birim kök testinin temel hipotezi birim kökün varlığını ifade ederken alternatif hipotez doğrusal olmayan durağan STAR sürecini ifade etmektedir.¹⁹

Söz konusu birim kök testinde kullanılacak olan üstel yumuşak geçişli eşik değerli otoregresif model 2.82 numaralı denklemle ifade edilmiştir.

¹⁸ George Kapetanios, Yongcheol Shin, Andy Snell, "Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework", **Journal of Econometrics**, 112, 2003, ss. 363.

¹⁹ Burak Gürış, **a.g.e.**, ss.48-52

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \left[1 - e^{(-\theta Y_{t-1}^2)} \right] + \varepsilon_t \quad 2.82$$

2.82 numaralı denklemde yer alan Y_t , trend ve ortalamadan arındırılmış seriyi belirtmektedir. Ortalama ve trendden arındırma, bağımlı değişkenin sabit terimi ve trend terimi ile regresyonundan elde edilen hata terimleridir. ε_t ile ifade edilen terim ise 0 ortalama ve sabit varyans ile bağımsız özdeş dağılan (iid) hata terimlerini ifade etmektedir.

Birim kökün test edilmesinde kurulacak hipotezler 2.83 ve 2.84 numaralı gösterimlerle belirtilmektedir.

$$H_0 : \theta = 0 \text{ (Durağan Olmama)} \quad 2.83$$

$$H_1 : \theta > 0 \text{ (Doğrusal Olmayan, Ortalamaya Dönen)} \quad 2.84$$

θ parametresi pozitif olarak tahmin edilirse bu parametre, ortalamaya dönüş hızını belirleyecektir.

Temel hipotezin geçerli olması durumunda γ parametresi belirlenemeyecektir. Dolayısıyla hipotezler doğrudan test edilemeyecektir. 2.82 numaralı denklemde ifade edilen üstel yumuşak geçişli eşik değerli otopregresif model birinci dereceden Taylor açılımı kullanılarak 2.85 numaralı denklem şekline dönüştürülebilmektedir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1}^3 + \varepsilon \quad 2.85$$

2.85 numaralı denklemdeki otokorelasyon sorunu ihtimaline karşı söz konusu denklem 2.86 numaralı şekilde ifade edilebilmektedir.

$$\Delta Y_t = \sum p_j \Delta Y_{t-j} + \delta Y_{t-1}^3 + \varepsilon \quad 2.86$$

Buna göre 2.87 numaralı denklemlerle test istatistiği hesaplanmaktadır.

$$t_{NL} = \frac{\hat{\delta}}{SE(\hat{\delta})} \quad 2.87$$

2.87 numaralı denklemlerde ifade edilen $\hat{\delta}$, δ parametresinin EKK tahminini, $SE(\hat{\delta})$ ise ilgili parametrenin standart hatasını belirtmektedir. Bu test istatistiği asimptotik standart normal dağılıma uygunluk göstermediği için Kapetanios, Shin ve Snell yeni kritik değerler elde etmişlerdir.

2.1.3.4. Markov Rejim Değişim Birim Kök Testi

Hamilton(1989), Markov rejim değişim modellerini literatüre kazandırmıştır.²⁰

Söz konusu birim kök testi 2.88 numaralı model üzerinden uygulanmaktadır.

$$\Delta Y_t = \mu_0 (1-S_t) + \mu_1 S_t + [\varphi_0 (1-S_t) + \varphi_1 S_t] Y_{t-1} \quad 2.88$$

$$+ \sum_{j=1}^k [\psi_{0j} (1-) + \psi_{1j} S_t] \Delta Y_{t-j} + \sigma_\varepsilon \varepsilon_t$$

2.88 numaralı denklemlerde yer alan ε_t , 0 ortalama ve 1 varyansla bağımsız özdeş dağılım göstermektedir ($\varepsilon_t \sim iid(0,1)$). S_t ise durum değişkenini ifade etmektedir.

2.88 numaralı denklem birinci dereceden markov zinciri olarak düşünülürse geçiş olasılıkları 2.89, 2.90, 2.91 ve 2.92 numaralı gösterimlerdeki gibi olacaktır.

$$\text{pr}(S_t = 1 / S_{t-1} = 1) = p \quad 2.89$$

²⁰ Burak Gürış, a.g.e., ss.52-54

$$\text{pr}(S_t = 0 / S_{t-1} = 1) = 1 - p \quad 2.90$$

$$\text{pr}(S_t = 0 / S_{t-1} = 0) = q \quad 2.91$$

$$\text{pr}(S_t = 1 / S_{t-1} = 0) = 1 - q \quad 2.92$$

Genel bir şekilde denklem Markov rejim deęişimi ADF regresyonu olarak da gösterilebilmektedir. Söz konusu denklem 2.93 numaralı denklemle gösterilmektedir.

$$\Delta q_t = \alpha(S_t) + b(S_t)q_{t-1} + \sum_{k=1}^p \gamma_k \Delta q_{t-k} + u_t \quad u_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2) \quad 2.93$$

Testin hipotezleri 2.94 ve 2.95 numaralı gösterimlerle ifade edilmektedir.

$$H_0 : [b(S_t = 1) = 0 \text{ ve } b(S_t = 2) = 0] \quad (\text{Duraęan Olmama}) \quad 2.94$$

$$H_1 : [b(S_t = 1) < 0 \text{ ve } b(S_t = 2) < 0] \quad (\text{Duraęan}) \quad 2.95$$

Denklemlerde yer alan $\alpha(S_t)$ ve $b(S_t)$ rejime göre deęişmektedir ancak γ_i rejimden bağımsız deęişmektedir.

$b(S_t) < 0$ olduğunda q_t serisi düzeyde duraęan (I(0)), $b(S_t) > 0$ olduğunda ise q_t serisi ilk farkında duraęandır (I(1)).

Tüm katsayıların rejim deęişmesinden etkilendięi testin yapılabilmesi için 2.96 numaralı regresyon denklemi kurulmaktadır.

$$\Delta q_t = \alpha_0(S_t) + \sum_{k=1}^p \alpha_k(S_t) \Delta q_{t-k} + b(S_t)q_{t-1} + u_t \quad u_t \sim \text{niid}(0, \sum(S_t)) \quad 2.96$$

2.96 numaralı denklemde S_t gözlenemeyen rejimleri ifade ederken $\alpha_0(S_t)$, \dots , $\alpha_k(S_t)$ ve $b(S_t)$ rejim değişimi katsayılarını göstermektedir

2.1.3.5. Leybourne, Newbold ve Vougas (LNV,1998) Birim

Kök Testi

Leybourne, Newbold ve Vougas (LNV,1998), ekonomik serilerde yapısal değişikliklerin anlık olarak modele dahil edilmesi yerine, bir fonksiyon tarafından kademeli olarak modele dahil edilmesinin daha iyi olacağını savunup bir test prosedürü önermiştir. Bu prosedürde yapısal değişim, anlık olarak değil, rejimler arasında yumuşak bir geçiş şeklinde modellenmektedir.²¹

Bunun için 2.97, 2.98 ve 2.99 numaralı denklemlerle belirtilen üç lojistik yumuşak geçiş regresyonu ele alınmıştır.

Model A:

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad 2.97$$

Model B:

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad 2.98$$

Model C:

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_t(\gamma, \tau) + \beta_2 t S_t(\gamma, \tau) + v_t \quad 2.99$$

²¹Stephen Leybourne, Paul Newbold, Dimitrios Vougas, "Unit Roots And Smooth Transitions", **Journal of Time Series Analysis**, Vol.19, N o:1, 1998, pp.83-97.

Burada, hata terimi v_t , sıfır ortalamalı durağan bir süreçtir. $S_t(\gamma, \tau)$ ise rejimler arası geçişi kontrol eden bir fonksiyondur. Bu fonksiyon, 2.100 numaralı denklemlerle ifade edilmektedir.

$$S_t(\gamma, \tau) = \left[1 + \exp\{-\gamma(t - \tau T)\} \right]^{-1} \quad \gamma > 0 \quad 2.100$$

2.100 numaralı denklemlerle belirtilen fonksiyonda, τ geçiş orta noktasının zamanlamasını belirtirken γ geçiş hızını belirtmektedir.

$\gamma > 0$ olduğunda, $S_{-\infty}(\gamma, \tau) = 0$ ve $S_{+\infty}(\gamma, \tau) = 1$ olmaktadır.

Dolayısıyla v_t 'nin sıfır ortalamalı durağan bir süreç olduğu varsayımıyla, Model A için Y başlangıç değeri α_1 'den son değeri $\alpha_1 + \alpha_2$ 'ye kadar olan bir aralıkta kademeli olarak değişen bir ortalama etrafında durağandır. Model B 'de ise Model A'ya benzer şekilde ortalama α_1 'den $\alpha_1 + \alpha_2$ 'ye kademeli olarak değişmektedir lakin Model A'dan farklı olarak sabit trend terimi vardır. Model C'de sabit α_1 'den $\alpha_1 + \alpha_2$ 'ye ve trend β_1 'den $\beta_1 + \beta_2$ 'ye kademeli olarak sadece bir kez, aynı hız ve zamanda değişmektedir. Model C'deki bu durum düşünüldüğünde, bu testte, sabit ve trenddeki geçişlerin aynı anda ve aynı hızda olması şeklinde bir kısıt vardır.

Test istatistiğinin hesaplanması 2 adımdan oluşmaktadır:

1. Adım:

Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler (NLS) yöntemi kullanılarak, uygun model sadece deterministik bileşenlerle tahmin edilerek kalıntılar elde edilir.

Model A:

$$\hat{v}_t = Y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) \quad 2.101$$

Model B:

$$\hat{v}_t = Y_t - \hat{\alpha}_1 t - \hat{\beta}_1 t - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) \quad 2.102$$

Model C:

$$\hat{v}_t = Y_t - \hat{\alpha}_1 t - \hat{\beta}_1 t - \hat{\alpha}_2 S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) - \hat{\beta}_2 t S_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}) \quad 2.103$$

2. Adım:

Elde edilen kalıntılar için ADF regresyonu kurularak bu regresyon üzerinden birim kök testi yapılır.

$$\Delta \hat{v}_t = \hat{\rho} \hat{v}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\delta}_i \Delta \hat{v}_{t-i} + \eta_t \quad 2.104$$

Eğer hata terimi \hat{v}_t Model A'dan elde edilmişse ADF istatistiği s_α , Model B'den elde edilmişse $s_{\alpha(\beta)}$ ve nihayet Model C'den elde edilmişse $s_{\alpha\beta}$ olarak gösterilmektedir.

Bu birim kök testi, $\hat{\rho}$ için t testi ile istatistiksel olarak anlamlılığının sınamasıyla yapılmaktadır.

2.1.3.6. Harvey ve Mills Birim Kök Testi (HM, 2002)

Harvey ve Mills (2002), Leybourne, Newbold ve Vougas (1998) tarafından önerilen bir yumuşak geçişli birim kök testini iki yumuşak geçiş için genişleterek yeni bir birim kök testi geliştirmişlerdir.²²

Bu birim kök testi 2.105, 2.106 ve 2.107 numaralı denklemlerle ifade edilen üç model üzerinden yapılmaktadır.

²² David I. Harvey, Terence C. Mills, **a.g.e.**, ss. 675-683

Model A:

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 S_{1t}(\gamma_1, \tau_1) + \alpha_3 S_{2t}(\gamma_2, \tau_2) + v_t \quad 2.105$$

Model B:

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_{1t}(\gamma_1, \tau_1) + \alpha_3 S_{2t}(\gamma_2, \tau_2) + v_t \quad 2.106$$

Model C:

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 S_{1t}(\gamma_1, \tau_1) + \beta_2 t S_{1t}(\gamma_1, \tau_1) + \alpha_3 S_{2t}(\gamma_2, \tau_2) + \beta_3 t S_{2t}(\gamma_2, \tau_2) + v_t \quad 2.107$$

Model A yalnızca ortalamada iki geçişe izin verir. Model B, ortalamada iki geçişe izin verirken Model A'dan farklı olarak sabit bir trende sahiptir. Model C ise hem ortalamada hem trendde iki geçişe izin vermektedir.

Her model için hata terimi v_t , sıfır ortalamalı durağan bir süreçtir. $S_{it}(\gamma_i, \tau_i)$ lojistik yumuşak geçiş fonksiyonudur. Bu fonksiyon 2.108 numaralı denklemlerle ifade edilmektedir.

$$S_{it}(\gamma_i, \tau_i) = \left[1 + \exp\{-\gamma_i (t - \tau_i T)\} \right]^{-1} \quad i = 1, 2 \quad 2.108$$

Burada iki geçişin orta noktaları sırasıyla $\tau_1 T$ and $\tau_2 T$ tarafından ifade edilirken, geçiş hızları sırasıyla γ_1 ve γ_2 tarafından ifade edilmektedir. Dolayısıyla geçiş hızlarının farklılık göstermesine bu testte izin verilmektedir.

LNV birim kök testinde olduğu gibi, eğer hata terimi \hat{v}_t Model A'dan elde edilmişse ADF istatistiği $s_{2\alpha}$, Model B'den elde edilmişse $s_{2\alpha(\beta)}$ ve nihayet Model C'den elde edilmişse $s_{2\alpha\beta}$ olarak gösterilmektedir.

Birim kök testi, Leybourne, Newbold ve Vougas tarafından önerilen iki aşamalı prosedür kullanılarak yapılabilir. Test istatistiği ise, aynı şekilde, ρ 'nun klasik EKK tahmini kullanılarak elde edilen t istatistiğidir.

2.2.ASİMETRİK YUMUŞAK KIRILMALI BİRİM KÖK TESTLERİ

Bu bölümde bu tez çalışmasında geliştirilen asimetrik yumuşak kırılmalı birim kök testlerinden bahsedilip daha sonra ilgili testlerin kritik değerleri sunulmuştur.

2.1.1. Test Süreci

Asimetrik tek ve iki yumuşak kırılmalı birim kök testleri ayrı ayrı geliştirildiği için bu bölüm iki başlık altında incelenecektir.

2.1.1. Asimetrik Tek Yumuşak Kırılmalı Birim Kök Testi

Asimetrik Tek Yumuşak Kırılmalı Birim Kök Testi'nin mantığı LNV birim kök testine dayanmaktadır. Tek yumuşak kırılmaya izin veren LNV testine asimetri parametresinin de eklenmesiyle Asimetrik Tek Yumuşak Kırılmalı Birim Kök Testi elde edilmektedir.

Asimetri parametresi bu testte yumuşak kırılmayı sağlayan fonksiyona ilave edilmiştir. Söz konusu fonksiyon 2.109 numaralı denklemde ifade edilmektedir.

$$G_t(\gamma, \tau, \theta) = \left[1 + \exp\left\{ -\gamma(t - \tau T) / \theta \right\} \right]^{-\theta} \quad 0 < \theta \leq 1 \quad 2.109$$

Bu fonksiyonda, asimetri derecesi θ parametresi tarafından kontrol edilmektedir. Asimetri derecesi ne kadar sifira yaklaşırsa modelin asimetrikliđi o kadar artmaktadır. Ayrıca γ geiş hızını, τ ise geiş orta noktasının zamanlamasını belirtmektedir.

Asimetrik Tek Yumuşak Kırılmalı Birim Kök Testi aőađıda Model SA, SB ve SC olarak ifade edilen üç model üzerinden uygulanmaktadır.

Model SA:

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 G(\gamma, \tau, \theta) + v_t \quad 2.110$$

Model SB:

$$Y_t = \alpha_1 + \beta t + \alpha_2 G(\gamma, \tau, \theta) + v_t \quad 2.111$$

Model SC:

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 G(\gamma, \tau, \theta) + \beta_2 t G(\gamma, \tau, \theta) + v_t \quad 2.112$$

Model SA, düzeyde bir asimetrik yumuşak kırılmaya izin veren bir modeldir. Model SB, Model SA'ya ek olarak deterministik trend de içermektedir ancak trendde herhangi bir deđişikliğe izin vermemektedir. Son olarak Model SC, hem düzeyde hem de trendde bir asimetrik yumuşak kırılmaya izin vermektedir.

Testin tahmin süreci LNV testine benzer şekildedir ve aőađıdaki adımlardan oluşmaktadır.

1.Adım: Doğrusal Olmayan En Küçük Kareler (NLS) yöntemi kullanılarak, uygun model sadece deterministik bileşenlerle tahmin edilerek kalıntılar elde edilir

Model SA:

$$\hat{v}_t = Y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 G_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}, \hat{\theta}) \quad 2.113$$

Model SB:

$$\hat{v}_t = Y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}t - \hat{\alpha}_2 G_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}, \hat{\theta}) \quad 2.114$$

Model SC:

$$\hat{v}_t = Y_t - \hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 t + \hat{\alpha}_2 G_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}, \hat{\theta}) + \hat{\beta}_2 t G_t(\hat{\gamma}, \hat{\tau}, \hat{\theta}) \quad 2.115$$

2.Adım: Elde edilen kalıntılar için ADF regresyonu kurularak bu regresyon üzerinden birim kök testi yapılır.

$$\Delta \hat{v}_t = \hat{\rho} \hat{v}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\delta}_i \Delta \hat{v}_{t-i} + \eta_t \quad 2.116$$

Test istatistiği, Model SA kullanıldığında $s_{A\alpha}$, Model SB kullanıldığında $s_{A\alpha(\beta)}$ ve son olarak Model SC kullanıldığında $s_{A\alpha\beta}$ olarak gösterilmektedir.

Test istatistiği ρ parametresinin EKK tahminiyle elde edilen test istatistiğidir.

2.1.2. Asimetrik İki Yumuşak Kırılmalı Birim Kök Testi

HM birim kök testi LNV birim kök testinin iki yumuşak kırılmayı barındıracak şekilde geliştirilmiş halidir. Aynı mantık çerçevesinde Asimetrik İki Yumuşak Kırılmalı Birim Kök Testi, bir önceki bölümde ifade edilen testten türetilmiştir. Dolayısıyla bu testte asimetrik iki yumuşak geçişi sağlayan fonksiyon

bulunmaktadır. Bu fonksiyonlar 2.117 ve 2.118 numaralı denklemlerle ifade edilmektedir.

$$G_{1t}(\gamma_1, \tau_1, \theta_1) = \left[1 + \exp\left\{-\gamma_1(t - \tau_1 T) / \theta_1\right\}\right]^{-\theta_1} \quad 0 < \theta_1 \leq 1 \quad 2.117$$

$$G_{2t}(\gamma_2, \tau_2, \theta_2) = \left[1 + \exp\left\{-\gamma_2(t - \tau_2 T) / \theta_2\right\}\right]^{-\theta_2} \quad 0 < \theta_2 \leq 1 \quad 2.118$$

Burada γ_1 ve γ_2 geçiş hızını, τ_1 ve τ_2 geçiş orta noktasının zamanlamasını ve son olarak θ_1 ve θ_2 asimetri derecesini ifade etmektedir. Testte bu parametrelerin birbirlerinden farklı olmasına izin verilmektedir. Bu durum ekonomik gerçeklikle örtüşen ve dolayısıyla testin gücünü arttıran bir noktadır.

Söz konusu test 2.119, 2.120 ve 2.121 numaralı denklemlerle ifade edilen üç model üzerinden hareket etmektedir.

Model DA:

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 G_{1t}(\gamma_1, \tau_1, \theta_1) + \alpha_3 G_{2t}(\gamma_2, \tau_2, \theta_2) + v_t \quad 2.119$$

Model DB:

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 G_{1t}(\gamma_1, \tau_1, \theta_1) + \alpha_3 G_{2t}(\gamma_2, \tau_2, \theta_2) + v_t \quad 2.120$$

Model DC:

$$Y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \alpha_2 G_{1t}(\gamma_1, \tau_1, \theta_1) + \beta_2 t G_{1t}(\gamma_1, \tau_1, \theta_1) + \alpha_3 G_{2t}(\gamma_2, \tau_2, \theta_2) + \beta_3 t G_{2t}(\gamma_2, \tau_2, \theta_2) + v_t \quad 2.121$$

Model DA, asimetrik olarak düzeyde iki yumuşak kırılmaya izin verirken Model DB buna ek olarak deterministik trend de barındırmaktadır ancak burada da trendde herhangi bir değişikliğe izin verilmemektedir. Model DC ise asimetrik olarak hem düzeyde hem trendde iki yumuşak kırılmaya izin vermektedir.

Bu birim kök testinin test istatistiği Asimetrik Tek Yumuşak Kırılmalı Birim Kök Testi'nde hesaplandığı mantıkla hesaplanmaktadır.

1.Adım: DOKK yöntemi kullanılarak, uygun model sadece deterministik bileşenlerle tahmin edilerek kalıntılar elde edilir

Model DA:

$$\hat{v}_t = Y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 G_{1t}(\hat{\gamma}_1, \hat{\tau}_1, \hat{\theta}_1) - \hat{\alpha}_3 \hat{G}_{2t}(\hat{\gamma}_2, \hat{\tau}_2, \hat{\theta}_2) \quad 2.122$$

Model DB:

$$\hat{v}_t = Y_t - \hat{\alpha}_1 - \hat{\beta}_1 t - \hat{\alpha}_2 G_{1t}(\hat{\gamma}_1, \hat{\tau}_1, \hat{\theta}_1) - \hat{\alpha}_3 \hat{G}_{2t}(\hat{\gamma}_2, \hat{\tau}_2, \hat{\theta}_2) \quad 2.123$$

Model DC:

$$\begin{aligned} \hat{v}_t = & Y_t - \hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 t + \hat{\alpha}_2 G_{1t}(\hat{\gamma}_1, \hat{\tau}_1, \hat{\theta}_1) \quad 2.124 \\ & + \hat{\beta}_2 t G_{1t}(\hat{\gamma}_1, \hat{\tau}_1, \hat{\theta}_1) + \hat{\alpha}_3 G_{2t}(\hat{\gamma}_2, \hat{\tau}_2, \hat{\theta}_2) + \hat{\beta}_3 t G_{2t}(\hat{\gamma}_2, \hat{\tau}_2, \hat{\theta}_2) \end{aligned}$$

2.Adım: Elde edilen kalıntılar için ADF regresyonu kurularak bu regresyon üzerinden birim kök testi yapılır.

$$\Delta \hat{v}_t = \hat{\rho} \hat{v}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\delta}_i \Delta \hat{v}_{t-i} + \eta_t \quad 2.125$$

Test istatistiđi, Model DA kullanıldığında $s_{2A\alpha}$, Model DB kullanıldığında $s_{2A\alpha(\beta)}$ ve son olarak Model DC kullanıldığında $s_{2A\alpha\beta}$ olarak gösterilmektedir.

Test istatistiđi ρ parametresinin EKK tahminiyle elde edilen test istatistiđidir.

2.1.1. Kritik Deđerlerin Elde Edilmesi

Yeni geliştirilen testlerin test istatistiklerini elde etmek için ilk aşamada DOEKK yöntemi kullanılmaktadır. Bu yöntem, $\hat{\gamma}$ ve $\hat{\tau}$ parametrelerine göre kalıntı kareler toplamını minimize etmeye dayanmaktadır. Sabit ve trenddeki doğrusallık özelliđi, modellerde kalıntıların başlangıç deđeri $\mu_0 = \psi$ seçimine, Model SB, Model SC, Model DB ve Model DC’de başlangıç deđerine ek olarak κ sapma terimine göre sabit olmasını sağlamaktadır. γ ve τ parametrelerinin DOEKK tahmini kapalı formulu çözümleri kabul etmediđi için Y_t ve \hat{v}_t arasında analitik bir ilişki kurmak zor olacaktır. Bu, elbette, test istatistiklerinin temel hipotezinin asimptotik dağılımının analitik araçlarla az ya da çok zorlayıcı bir şekilde belirlenmesini sağlamaktadır. Buna uyarak bu çalışmada kritik deđerler, Monte Carlo Simülasyonu yöntemi ile elde edilmiştir. Genel olarak ampirik ve istatistiksel problemlere tesadüfi sayılar ile çözüm sağlamak anlamına gelen Monte Carlo Simülasyonu asimptotik olarak geçerliliđi önceden belirtilen yöntemlerin sınırlı veri kümesinde davranışlarını göstermek için kullanılan bir yöntemdir.²³

Temel hipotez altında veri yaratma süreci 2.122 numaralı gösterimle ifade edilmektedir.

$$Y_t = \mu_t, \quad \mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \mu_0 = 0, \quad \varepsilon_t \sim n.i.d.(0,1) \quad 2.122$$

²³ Aybaba Hançerliođulları, ” Monte Carlo Simülasyon Metodu Ve MNCP Kod Sistemi”, **Kastamonu Eğitim Dergisi**, 14, ss. 545-556

Veri yaratma sürecinde çeşitli testlerdeki değişmezlik nedeniyle, genellik kaybı olmadan, $\psi=\kappa=0$ olarak ayarlanmıştır. Kalıntıların ADF regresyonunda ise gecikme $k=0$ olarak ayarlanmıştır. Asimetrik Tek Kırılmalı Birim Kök Testinin kritik değerlerinin üretilmesinde $\hat{\gamma}$ ve $\hat{\tau}$ parametrelerinin başlangıç değerleri sırasıyla 1 ve 0.5 olarak belirlenmiştir. Asimetrik İki Kırılmalı Birim Kök Testinin kritik değerlerinin üretilmesinde ise $\hat{\gamma}_1=1$, $\hat{\gamma}_2=0.5$, $\hat{\tau}_1=0.5$, $\hat{\tau}_2=0.25$ başlangıç değerleri kullanılmıştır. İki test için de modellere göre $\hat{\alpha}_i$ ve $\hat{\beta}_i$ ($i = 1,2,3$) parametrelerinin başlangıç değerleri 0 olarak belirlenmiştir. Simülasyon 20000 yinelemeye dayanmaktadır ve asimetri parametresi her iki test için de 0.01 olarak belirlenmiştir. Kritik değerler, çeşitli gözlem sayısı ve modellere göre Tablo 1’de ifade edilmektedir.

Tablo 1: Asimetrik Tek Yumuşak Kırılmalı Birim Kök Testinin Kritik Değerleri

T	Model SA			Model SB			Model SC		
	%1	%5	%10	%1	%5	%10	%1	%5	%10
50	-4.57604	-3.769	-3.36139	-5.1357	-4.31898	-3.89505	-6.12919	-5.34825	-4.95954
100	-4.44554	-3.73494	-3.36695	-4.99063	-4.291	-3.91288	-5.68011	-5.05335	-4.72858
250	-4.36602	-3.73266	-3.38259	-4.81667	-4.18945	-3.83216	-5.47379	-4.90274	-4.59938
300	-4.39596	-3.72774	-3.37659	-4.76559	-4.12166	-3.77791	-5.42464	-4.88557	-4.59323
500	-4.33596	-3.71705	-3.38653	-4.6827	-4.07093	-3.73548	-5.39225	-4.86688	-4.55598
1000	-4.37484	-3.74131	-3.40052	-4.65362	-4.01787	-3.67588	5.36884	-4.82758	-4.53616

Tablo 2: Asimetrik İki Yumuşak Kırılmalı Birim Kök Testinin Kritik Değerleri

T	Model DA			Model DB			Model DC		
	%1	%5	%10	%1	%5	%10	%1	%5	%10
50	-5.660423	-4.765174	-4.329966	-5.760272	-4.808189	-4.34215	-6.768807	-5.705937	-5.146521
100	-5.506742	-4.814468	-4.437079	-5.522425	-4.777529	-4.369996	-5.958258	-5.055567	-4.624245
250	-5.471621	-4.837751	-4.496973	-5.355659	-4.670101	-4.309622	-5.585416	-4.817327	-4.435239
300	-5.474568	-4.826491	-4.502279	-5.2856	-4.641235	-4.303936	-5.405229	-4.510904	-4.052873
500	-5.388115	-4.795237	-4.478482	-4.972962	-4.351647	-4.006056	-5.528487	-4.814919	-4.433165
1000	-5.733595	-4.067929	-4.692768	-5.102427	-4.46133	-4.122915	-5.52499	-4.748211	-4.370508

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

E7 ÜLKELERİNDE SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNİN GEÇERLİLİĞİN İNCELENMESİ

Bu bölümde, satın alma gücü paritesi kavramı açıklandıktan sonra Türkiye’de satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerliliği çeşitli birim kök testleri ve bu çalışmada geliştirilen asimetrik iki yumuşak kırılmalı birim kök testi ile test edilmiştir.

3.1.TEK FİYAT KANUNU KAVRAMI

Tek Fiyat Kanunu (Law of One Price)’nun döviz piyasalarına uygulanan şekli Satınalma Gücü Paritesi (Purchasing Power Parity) olarak ifade edilmektedir. Bu nedenle Satınalma Gücü Paritesi kavramına geçmeden önce Tek Fiyat Kanunu Kavramının incelenmesi gerekmektedir.

Ticareti yapılan bir malın veya ekonomik varlığın mevcut bir döviz kurundan belirli bir ülkenin ulusal parasına çevrilmiş fiyatının tüm ülkelerde aynı olması serbest rekabetli piyasaların bir sonucudur.

Arbitraj etkinliklerinin sonucu olarak Tek Fiyat Kanunu meydana gelmektedir. Arbitraj, herhangi bir ticari malın veya ekonomik varlığın herhangi bir piyasadan alınıp diğer bir piyasada satılması ile risk olmadan kar elde etme anlamına gelmektedir.¹Arbitraj etkinliklerinin Tek Fiyat Kanunu’nu meydana getirmesinin daha iyi anlaşılabilmesi için varsayımsal bir örnek olarak ABD ve İngiltere’nin mısır piyasası verilebilmektedir: Diğer bütün koşulların sabit ve kurun $1\$ = 2 \text{ £}$ olduğu durumda bir ton mısır ABD’de 100\$, İngiltere’de ise, 200 £ olması gerekirken, 250 £’dir. Görüldüğü gibi bir ton mısır İngiltere’ye kıyasla ABD’de daha ucuzdur. Arbitraj işi yapan bir kişi veya kurum bu durumdan faydalanarak, diğer kısıtlamalar

¹ Erkan Sevinç, “Makroekonomik Değişkenlerin, BİST-30 Endeksinde İşlem Gören Hisse Senedi Getirileri Üzerindeki Etkilerinin Arbitraj Fiyatlama Modeli Kullanarak Belirlenmesi, **İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi**, Cilt/Vol:43, Sayı/No:2, 2014,ss.273.

yok sayıldığında, ABD'den aldığı mısırı İngiltere'de satarak ton başına 50 £ kar elde etmektedir.

Arbitraj işi yapan bir kişi ya da kurumun kar elde etmesini sağlayan bu mekanizma, sonraki dönemlerde fiyatların aynı düzeye gelmesini sağlayarak Tek Fiyat Kanunu'nun ortaya çıkmasını sağlayacaktır. Yani mısırın bir tonu için fiyat ABD piyasasında yükselirken İngiltere piyasasında düşecektir ve sonunda ortak bir noktada eşitlik sağlanacaktır.

3.2.SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ TEORİSİ

Satınalma Gücü Paritesi Teorisi Gustav Cassel (1918) tarafından ileri sürülmüştür. Bretton Woods Sistemi'ne geçilmesi ile birlikte de bu teorinin revalüasyon ve devalüasyon oranlarını tahmin etmede kullanılabileceği kabul edilmiştir.²

SGP teorisi, Mutlak Satınalma Gücü Paritesi ve Göreceli Satınalma Gücü Paritesi olarak iki ayrı başlık altında incelenmektedir.

3.2.1.Mutlak Satınalma Gücü Paritesi

Mutlak Satınalma Gücü Paritesi (Absolute Purchasing Power Parity), arbitraj etkinliklerinin bir sonucu olarak, bir ülkenin ulusal parasının satınalma gücünün diğer ülkelerde de aynı olması anlamına gelmektedir. Buna, diğer bütün koşullar sabit ve 1\$ = 1,5 £ iken bir kutu sütün fiyatı ABD'de 1 \$ iken Türkiye'de 1,5 £ olması örnek olarak verilebilmektedir. Gene Mutlak SGP teorisine göre bu durum sadece tek bir mal için geçerli değil aynı zamanda ülkedeki diğer mallar için de geçerlidir. Bir ülkede tüm malların fiyatları fiyat endeksleri yardımıyla ifade edilmektedir.

P_i , iç fiyat endeksi, P_d , dış fiyat endeksi ve S döviz kuru olmak üzere Mutlak SGP 3.1 numaralı formül yardımıyla ifade edilmektedir.

² Halil Seyidoğlu, **Uluslararası İktisat Teori Politika ve Uygulama**, 21. Baskı, ss.367-372

$$P_i = S \times P_d \quad 3.1$$

3.1 numaralı formülle ifade edilen ilişkiye göre herhangi iki ülke arasındaki döviz kuru 3.2 numaralı formül yardımıyla hesaplanmaktadır.

$$S = \frac{P_i}{P_d} \quad 3.2$$

Bir anlamda, döviz kurundaki değişimleri ifade eden Mutlak SGP, çeşitli nedenlerden ötürü gerçek ticari ilişkilerini yansıtmamaktadır. Bu nedenler aşağıda sıralanmaktadır:

-Tek Fiyat Kanunu'nun ülkedeki tüm ticarete konu olan mallar için geçerli olması mümkün olmayabilmektedir.

-Uygulamalı çalışma yaparken, genel olarak bir ülkedeki tüm malların fiyatını belirten fiyat endeksleri iki ülke arasında karşılaştırma yapabilmek için uygun olmayabilmektedir.

-Uygulamalı çalışmalarda sıklıkla kullanılan GSMH deflatörü, Tüketici Fiyatları Endeksi (TÜFE), Üretici Fiyatları Endeksi (ÜFE) ve Toptan Eşya Fiyatları Endeksi (TEFE) gibi endekslerin hesaplanmasında kullanılan mal sepetleri, ağırlıkları, kaliteleri her ülke için farklı olabilmektedir.

-Mutlak SGP için belirtilen denklem ile hesaplanan döviz kuru, sermaye akımlarını ihmal etmektedir. Dolayısıyla bu durum, ödemeler bilançosunda dengesizlik yaratabilmektedir.

-Ülkede uluslararası ticarete konu olmayan ama fiyat endeksleri içinde yer alan birçok mal ve hizmet olabilir. Bu durum, döviz kurunun yanlış olarak hesaplanmasına yol açabilecektir.

-Gümrük vergileri, kotalar vb. gibi birçok etken ülkeler arasında tek fiyat oluşmasını engellemektedir.

Özetle, bu nedenlerden ötürü Mutlak SGP gerçeği yansıtmaktan uzak bir kavramdır. Dolayısıyla uygulamalarda Mutlak SGP değil, bir sonraki alt başlıkta incelenecek olan Göreceli SGP kullanılmaktadır.

3.2.2.Göreceli Satınalma Gücü Paritesi

Göreceli Satın Alma Gücü Paritesi (Relative Purchasing Power Parity)'nin temeli, kurlardaki değişikliğin incelenen iki ülke arasındaki fiyat artışı yani enflasyon oranlarına bağlı olmasıdır. Örnek olarak İngiltere'nin enflasyon oranının ABD'ye göre daha yüksek olduğunu varsayalım. Buna göre İngiltere'deki dolar kurunun o oranda artması gerekmektedir.

0 dönem başını, 1 dönem sonunu gösteren alt indisler ve e_i ülke içindeki enflasyon oranı , e_d diğer yabancı ülkenin enflasyon oranını belirten ifadeler olmak üzere Göreceli SGP 3.3 numaralı formül yardımıyla hesaplanmaktadır.

$$\frac{S_1 - S_0}{S_0} = f_i - f_d \quad 3.3$$

Gümrük vergileri, kotalar vb. gibi birçok etken Göreceli SGP'de ufak sapmalara yol açabilmektedir. Gene de bu kısıtlamalara rağmen Mutlak SGP'de olduğu gibi Göreceli SGP'nin tamamen geçersiz olması gibi bir durum söz konusu değildir. Aynı zamanda Göreceli SGP kurların gelecek tahminlerinde de kullanılabilir.

3.3.LİTERATÜR

Satın alma gücü paritesi hem Türkiye hem dünya literatüründe sıklıkla çalışılan bir konudur. Satın alma gücü paritesi tek bir ülke için veya ülke grupları için incelenebilmektedir. Çalışmalarda tek bir ülke için klasik birim kök testleri, yapısal kırılmalı birim kök testleri ve doğrusal olmayan birim kök testlerinin yanı sıra eş bütünleşme testleri de kullanılmaktadır. Ülke grupları için yapılan çalışmalarda ise panel birim kök testleri ve panel eş bütünleşme testleri kullanılmaktadır. Birim kök

ve eş bütünleşme testlerinde yeni yöntemlerin gelişimi bu konuyla ilgili çalışmalarının sayısını günden güne arttırmaktadır. Bu bölümde Türkiye’de satın alma gücü paritesiyle ilgili başlıca yapılan çalışmalarda değinilecektir.

Çağlayan ve Saçaklı (2006), Türkiye ve Birleşik Krallık’ta, Ocak 1995-Ağustos 2004 dönemi için nominal döviz kuru, reel döviz kuru ve nispi fiyatlar serilerine sıfır frekansta spektrum tahmincisine dayanan PP (1988), KPSS (1992) ve Elliot, Rothenberg ve Stock Nokta Optimum (ERS, 1996) testlerini uygulayarak SAGP hipotezinin geçerliliğini test etmiştir. Test bulgularına göre iki ülkede de satın alma gücü paritesi hipotezi geçerli değildir.

Çağlayan ve Şak (2009), yüksek ve düşük gelir gruplu olarak ikiye ayırdığı OECD ülkelerinde SAGP hipotezinin geçerliliğini Ocak 1996-Nisan 2006 dönemi için Pedroni (1995,1999) panel eşbütünleşme testi ile incelemiştir. Seri olarak Amerika Birleşik Devletleri (ABD) tüketici fiyat endeksi, OECD (Organization for Economic Cooperation and Development) ülkelerinin tüketici fiyat endeksleri ve bir birim ABD dolarına karşı nominal döviz kurlarını kullanan çalışmacılar tüm, yüksek gelirli ve düşük gelirli OECD ülkelerinde uzun dönemde SAGP geçerli olmadığı sonucuna varmıştır.

Özcan (2012), G7 ülkelerinde 1980-2010 arasındaki dönem için reel efektif döviz kuru serisine çoklu yapısal kırılmaya ve yatay kesit bağımlılığa izin veren Carrion-i-Silvestre (2005) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2005)’nin geliştirdiği Panel KPSS (PANKPSS) birim kök testini uygulayarak SAGP hipotezinin geçerli olup olmadığını araştırmıştır. Test sonucuna göre ilgili dönemde G7 ülkelerinde SAGP hipotezi geçerlidir.

Cuestas ve Regis (2013) 1972-2010 dönemi için aylık veriler kullanarak OECD ülkelerinde SAGP hipotezinin geçerli olup olmadığını doğrusal olmayan birim kök testleriyle test etmiştir. SAGP hipotezinin çoğu ülke için geçerli olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca çalışmacı, ülkelerin yarısı için doğrusal olmayan birim kök testlerini kullanmanın daha iyi sonuç verdiğini vurgulamıştır.

Yıldırım, Mercan ve Kostakoğlu (2013), Türkiye'nin 1960-2012, AB-15 ve G-8 ülkelerinin 1975-2012, AB-27 ülkelerinin 1990-2012 ve OECD ülkelerinin 1980-2012 dönemleri için yıllık veriler kullanarak ilgili ülkelerde SAGP hipotezinin geçerliliğini incelemiştir. Uygulamalarda logaritmik reel döviz kuru serisini Türkiye için ADF, PP, Lee-Strazicich (LS) (2003) ve Carrion-i-Silvestre vd. (CS,2009) birim kök testleriyle; AB-15, AB-27, OECD ve G-8 ülkeleri için panel birim kök testi olan Cross-Sectionally ADF (CADF,2006) birim kök testi ile analiz etmiştir. ADF ve PP birim kök testleri Türkiye'de SAGP hipotezinin geçerli olmadığını tespit etmiştir. LS testi sabitli modelde geçersiz, sabitli ve trendli modelde geçerli olarak tespit ederken beş kırılmaya izin veren CS birim kök testi Türkiye'de SAGP hipotezinin geçerli olmadığını tespit etmiştir. CADF panel birim kök testi ise AB-15, AB-27, OECD ve G-8 ülkelerinde SAGP hipotezinin geçerli olduğunu tespit etmiştir.

Büberkökü (2014), 21 adet yükselen ekonomiye sahip ülkede SAGP hipotezinin geçerliliğini yatay kesit bağımlılığı dikkate almayan Johansen Fisher (1999), Kao (1999) ve Pedroni (1999, 2004); yatay kesit bağımlılığı dikkate alan Westerlund (2007) panel eşbütünleşme testlerini Ocak 2003- Aralık 2012 dönemi için logaritmik nominal döviz kuru, logaritmik yurt içi fiyat düzeyi ve logaritmik yurt dışı fiyat düzeyinin serilerine uygulayarak incelemiştir. Johansen Fisher (1999), Kao (1999) ve Pedroni (1999, 2004) testlerine göre ilgili ülkelerde zayıf formda SAGP hipotezinin geçerli olduğu sonucuna varılırken Westerlund (2007) testine göre seriler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunamamıştır. Bu sonuca göre Büberkökü, analizde yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmasının önemini vurgulamıştır.

Ceylan ve Ulucan (2014), aralarında ekonomik bütünleşmenin olduğunu yani ekonomik ilişkilerin giderek güç kazandığını vurguladığı OECD ülkelerinde SAGP hipotezinin geçerliliğini doğrusal olmayan teknikler olan Kapataniou , Shin ve Snell (KSS, 2003) ve Sollis (2003) tarafından ortaya konulan asimetrik üstel yumuşak geçişle otoregresif model anlamına gelen AESTAR (Asymmetric Exponential Smooth Threshold Otoregressive) Model ile test etmiştir. Analiz dönemi olarak

1973-2013 dönemini kullanan çalışmacılar 20 OECD ülkesinde SAGP hipotezinin geçerli olduğu sonucunu bulmuştur. Ayrıca çalışmacılar AESTAR test prosedürünün KSS prosedüründen daha güçlü olduğunun altını çizmiştir.

Tıraşoğlu (2014), 18 OECD ülkesinde SAGP hipotezinin geçerliliğini ADF, ZA (1992) ve LS (2004, 2003) birim kök testleriyle, ilgili ülkelerin reel döviz kuru serilerini 1993 yılının ilk çeyreği ile 2011 yılının ilk çeyreği arasındaki dönem için analiz etmiştir. Analiz sonucuna göre Kanada ve Meksika'da SAGP hipotezinin geçerli olduğu sonucuna varılmıştır.

Akçay ve Erataş (2015), G7 ülkelerinde SAGP hipotezini 1995-2012 dönemi için reel efektif döviz kuru serisini yatay kesit bağımlılığı dikkate almayan birinci kuşak panel birim kök testlerinden Levin, Lin ve Chu (LLC, 2002) ve Im, Pesaran ve Shin (IPS, 2003); yatay kesit bağımlılığı dikkate alan ikinci kuşak panel birim kök testlerinden CADF (2006) ve Hadri ve Kruzomi (HK, 2012) birim kök testleriyle analiz ederek test etmiştir. Birinci kuşak panel birim kök testlerinin sonucunu göre SAGP hipotezi ilgili ülkelerde geçerli değilken ikinci kuşak panel birim kök testlerine göre geçerlidir. Birim kök testleri öncesinde yapılan yatay kesit bağımlılığı test eden CDLM (2007) testine göre seride yatay kesit bağımlılık söz konusu olduğu için yazarlar bu çalışmada ikinci kuşak birim kök testlerine güvenilmesi gerektiğini vurgulamıştır.

Güriş, Tıraşoğlu ve Tıraşoğlu (2016), çalışmasında analizde kullanılan serilerde doğrusal olmama durumu olduğunda ve bu durum göz ardı edildiğinde birim kök testlerinin birim kök hipotezini reddedememeye yönelik olarak eğilimli sonuç vereceğinin altını çizip Türkiye'de SAGP hipotezinin geçerliliğini Ocak 1992 – Mayıs 2015 dönemi için Kapetanios vd. (2003) ve Kruse (2011) doğrusal olmayan birim kök testleriyle incelemiş ve Türkiye'de ilgili dönemde SAGP hipotezinin geçerli olduğu sonucuna varmıştır.

Sağlam ve Sönmez (2017), yükselen piyasa ekonomileri olan BRICT (Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Türkiye) ülkelerinde SAGP hipotezinin geçerliliğini 1994-2015 dönemi için test etmiştir. Çalışmacılar durağanlık testlerinde reel döviz kuru serisini kullanırken eşbütünleşme testinde nominal döviz kuru ve görelî fiyatlar serilerini kullanmıştır. Çoklu yapısal kırılmalı bireysel KPSS testi sonucuna göre Brezilya’da SAGP hipotezi geçerli olmadığı sonucu bulunmuştur. Tüm paneli dikkate alan çoklu yapısal kırılmalı PANKPSS testine göre panelde yer alan tüm ülkelerde SAGP hipotezi geçerli değildir. Basher ve Westerlund (2009)’un ortaya attığı çoklu yapısal kırılmalı panel eşbütünleşme testi sonucuna göre SAGP hipotezi geçerli değildir.

Gözen (2018) doktora tezinde Türkiye’de SAGP hipotezini 11.2002-03.2015 dönemi için Reel TL/Avro ve Reel TL/ABD Doları serileri üzerinden incelemiştir. Analizi ADF, KPSS, LP ve LS testleri ile yapan Gözen, Reel TL/ABD ve Reel TL/Avro serisi için satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerli olmadığı sonucunu elde etmiştir.

Hepsağ (2019) 21 ülkede SAGP hipotezinin geçerliliğini kendi geliştirdiği birim kök testi ile sınamış ve Kruse (2011)’un sonuçları ile karşılaştırmıştır. Test sonucuna göre 21 ülkenin 13’ünde SAGP hipotezinin geçerli olduğu sonucunu bulmuştur. Ayrıca Kruse (2011)’un testine göre daha güçlü bir test olduğunu ortaya koymuştur.

3.4.E7 ÜLKELERİNDE SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİNİN GEÇERLİLİĞİNİN İNCELENMESİ

Bu bölümde 7 gelişmekte olan ülkelerde kısaca E7 (Emerging 7) ülkelerinde (Brezilya, Çin, Endonezya, Hindistan, Meksika, Rusya ve Türkiye) satın alma gücü paritesinin geçerli olup olmadığı LNV, HM, ve bu çalışmada yeni geliştirilen asimetrik tek ve iki yumuşak geçişli birim kök testi ile test edilip elde edilen test sonuçları karşılaştırılacaktır.

Çalışmada kullanılan seri E7 ülkelerinin doğal logaritmik reel efektif döviz kuru (2010=100)'dur. Reel efektif döviz kurları, göreceli tüketici fiyatlarına göre düzeltilmiş ikili döviz kurlarının ağırlıklı ortalamaları olarak hesaplanmaktadır. İlgili seriler Federal Reserve Bank of St. Louis'in internet sitesinden elde edilmiştir. Çalışma Ocak 1994 ve Aralık 2018 dönemini kapsamaktadır ve çalışmada aylık veriler kullanılmıştır.

Satın Alma Gücü paritesi hipotezini ilgili ülkeler için test ederken LNV ve HM birim kök testlerinde Model A üzerinden yeni geliştirilen testlerde ise Model SA ve Model DA üzerinden hareket edilmiştir.

Birim kök testi sonuçları Tablo 3'te ifade edilmektedir.

Tablo 1 : Birim Kök Testi Sonuçları

Test İstatistikleri		Kritik Değerler			Sonuç
Brezilya		%1	%5	%10	
AİK	-3.76	-5.47	-4.83	-4.50	Birim Köklü
ATK	-2.13	-4.40	-3.73	-3.38	Birim Köklü
HM	-4.14	-4.90	-5.20	-5.80	Birim Köklü
LNV	-2.24	-3.85	-4.16	-4.76	Birim Köklü
Çin		%1	%5	%10	
AİK	-3.61	-5.47	-4.83	-4.50	Birim Köklü
ATK	-3.10	-4.40	-3.73	-3.38	Birim Köklü
HM	-2.53	-4.90	-5.20	-5.80	Birim Köklü
LNV	-2.28	-3.85	-4.16	-4.76	Birim Köklü
Endonezya		%1	%5	%10	

AİK	-4.28	-5.47	-4.83	-4.50	Birim Köklü
ATK	-3.22	-4.40	-3.73	-3.38	Birim Köklü
HM	-4.28	-4.90	-5.20	-5.80	Birim Köklü
LNV	-3.22	-3.85	-4.16	-4.76	Birim Köklü
Hindistan		%1	%5	%10	
AİK	-3.77	-5.47	-4.83	-4.50	Birim Köklü
ATK	-3.76	-4.40	-3.73	-3.38	Durağan
HM	-3.76	-4.90	-5.20	-5.80	Birim Köklü
LNV	-3.51	-3.85	-4.16	-4.76	Birim Köklü
Meksika		%1	%5	%10	
AİK	-3.25	-5.47	-4.83	-4.50	Birim Köklü
ATK	-3.41	-4.40	-3.73	-3.38	Birim Köklü
HM	-3.62	-4.90	-5.20	-5.80	Birim Köklü
LNV	-1.51	-3.85	-4.16	-4.76	Birim Köklü
Rusya		%1	%5	%10	
AİK	-3.69	-5.47	-4.83	-4.50	Birim Köklü
ATK	-3.69	-4.40	-3.73	-3.38	Birim Köklü
HM	-3.60	-4.90	-5.20	-5.80	Birim Köklü
LNV	-3.69	-3.85	-4.16	-4.76	Birim Köklü
Türkiye		%1	%5	%10	
AİK	-2.72	-5.47	-4.83	-4.50	Birim Köklü
ATK	-2.59	-4.40	-3.73	-3.38	Birim Köklü
HM	-2.72	-4.90	-5.20	-5.80	Birim Köklü
LNV	-2.59	-3.85	-4.16	-4.76	Birim Köklü

Not: ATK: Asimetrik Tek Kırılmalı Birim Kök Testi, AİK: Asimetrik İki Kırılmalı Birim Kök Testi, LNV: Leyborune, Newbold ve Vougas Birim Kök Testi, HM: Harvey ve Mills Birim Kök Testi

Birim kök testi sonuçlarına göre ilgili dönemde E7 ülkelerinin hepsi için satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerli olmadığı görülmektedir. Karşılaştırma amacı ile test istatistiklerine bakıldığında örneğin Endonezya ve Hindistan Rusya ve Türkiye’de test istatistiklerinin aynı ya da hemen hemen aynı olduğu sonucuna varılmıştır. Bu durum bu ülkelerde asimetri etkisinin anlamsız olduğu yorumuyla açıklanabilmektedir. Meksika’ya bakıldığında ise tek kırılmalı durum için için asimetrik ile klasik test istatistikleri arasında büyük fark olduğu görülmektedir. Buna göre Meksika, tek yumuşak kırılmalı durum için daha asimetrik bir görünüm çizmektedir. Çin de ise bu durumun benzeri iki yumuşak kırılmalı durum için söz konusudur. Hindistan’da diğer ülkelerden farklı olarak tek kırılmalı durumda asimetrik testin durağan sonuç verdiği görülmektedir ancak genel olarak testler Hindistan’da satın alma gücü paritesi hipotezinin geçerli olmadığını ifade etmektedir. E7 ülkeleri gibi gelişmekte olan ülkelerde satın alma gücü paritesi hipotezinin geçersiz olması olağan bir durum olduğu için test sonuçlarında herhangi bir aykırılık görülmemektedir.

SONUÇ

Ekonometri literatüründe Dickey ve Fuller'ın 1979 çalışmasından bu yana birim kök testleri sayısında ve çeşitliliğinde bir artış gözükmektedir. Özellikle bilgisayarların gelişmesi ve yaygınlaşması daha karmaşık modelleri çözülebilir hale getirmektedir. Bu noktadan bakıldığında kolaylık sağlaması bakımından genellikle analizlerinde doğrusal yaklaşımları kullanan araştırmacılar bilgisayarların gelişimiyle analizlerinde doğrusal olmayan yaklaşımları da kullanma imkanı bulmuştur. Bu da doğrusal olmayan zaman serisi literatüründe artışa yol açmıştır.

Çoğu ekonomik serinin yapısının doğrusal olmaması sebebiyle iktisadi yapıya daha iyi uyum sağlayan böylelikle daha güvenilir sonuçlar veren doğrusal olmayan birim kök testleri kendi içlerinde geçişlerin sert ve yumuşak olduğu birim kök testleri olarak ikiye ayrılmaktadır. Geçişleri yumuşak olarak hesaba katmanın gerçeklerle daha çok bağdaştığını belirten Leybourne, Vougas ve Newbold bir yumuşak kırılmaya izin veren doğrusal olmayan birim kök testi geliştirmişlerdir. Bunu izleyerek Harvey ve Mills bu yumuşak kırılma sayısını ikiye çıkararak daha güvenilir bir test geliştirmiştir. Ayrıca Harvey ve Mills bu çalışmasını yaparken yumuşak kırılma fonksiyonuna asimetri parametresi eklemeyi de önermiştir.

Ekonomide asimetri kavramını ilk kez Keynes dile getirmiştir. Keynes'e göre genişleme döneminden daralma dönemine geçerken geçişler sert ve hızlı; daralma döneminden genişleme dönemine geçerken ise geçişler yumuşak ve yavaştır. Bu iddianın doğruluğu aslında günlük hayatı gözlemlerken bile kanıtlanmaktadır. En basit şekilde günümüzde bu durum finans piyasalarında sıklıkla yaşanmaktadır. Kötü bir duyum aldıklarında yatırımcıların davranışları aceleci olurken iyi duyum aldıklarında daha yavaş olmaktadır. Dolayısıyla asimetrik yapının da ekonomik gerçekliklere uyduğu bir gerçektir.

Bu bilgiler ışığında mevcut olan birim kök testlerinden daha güçlü bir test geliştirmek maksadı ile bu çalışma yapılmıştır. Bu çalışmada iki yumuşak kırılmalı birim kök testinin asimetrik yapıya da izin vermesi sağlanarak yeni bir birim kök

testi ortaya konmuştur. Daha sonra ise dağılımı elde edilerek kritik değerleri üretilmiştir.

Yeni testlerin gerçek veriler ile uygulanması amacıyla E7 ülkelerinin Ocak 1994- Aralık 2018 dönemleri arasında SAGP hipotezinin geçerliliği yeni geliştirilen testler ile LNV ve HM birim kök testleri ile sınanmış daha sonra test sonuçları birbirleriyle karşılaştırılmıştır. Sonuçlara göre asimetric testlerin güçlerini gösteren herhangi bir sonuca ulaşamamıştır lakin Hindistan’da sonucu etkilediğine dair kanıt elde edilmiştir.



KAYNAKÇA

- ABASIZ, T., 2013 “İş Çevrimlerinde Asimetrik İlişkilerin Araştırılması Ve Türkiye’de Devresel Hareketler İçin Öncü Gösterge Endeksinin Oluşturulması”, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü,2013
- AKÇAY,A.,ERATAŞ,F.2015 “Satın Alma Gücü Paritesi Teorisinin Geçerliliği: G7 Örneği”, **İstanbul Gelişim Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 2(1): ss.1-100
- BÜBERKÖKÜ, Ö., 2014 “Yükselen Piyasa Ekonomilerinde Uluslararası Satın Alma Gücü Paritesi: Panel Koentegrasyon Testlerinden Kanıtlar”, **BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar**, Cilt.8, Sayı.1, (117-139)
- BROCK W.A., HSIEH, D.A., LEBARON, B., 1991 Nonlinear Dynamics, Chaos ve Instability: Statistical Theory and Economic Evidence, **MIT Press**, Cambridge, Massachussetts, s.41-81
- CANER, M., HANSEN, B., 2001 “Threshold Autoregression with a Unit Root”, **Econometrica**, vol.69, No.6, November, 2001, pp.1555-1596.
- CEYLAN,R., HAKAN, U. , 2014 “Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezi (SAGP)’nin OECD Ülkeleri için Test Edilmesi”,**Sosyoekonomi**, 2, ss.193-210
- CUESTAS, J.C., REGÍS, P.J., 2013 “Purchasing Power Parity in OECD Countries: Nonlinear Unit Root Tests Revisited , **Elsevier** , 32 , ss.343-346
- ÇAĞLAYAN,E.,SAÇAKLI,İ. 2006 “Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Sıfır Frekansta Spektrum Tahmincisine Dayanan Birim Kök Testleri ile İncelenmesi”, **Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi**, 20,

- ss.121-137
- ÇAĞLAYAN,E.,ŞAK,N.,2009 “OECD Ülkelerinde Satınalma Gücü Paritesi: Panel Eşbütünleşme Yaklaşımı.” **Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi**, 26(1),ss. 483-500.
- ÇİL, N., 2015 **Finansal Ekonometri**, 2. Basım, Der Yayınları
- DICKEY,D.A.,FULLER,W.A,1979 “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, **Journal of the American Statistical Association**, 74, 1979, ss.427- 431
- DAVID A. DICKEY, WAYNE A. FULLER 1981 “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, **Econometrica**, 49, ss. 1057-1072
- ENDERS, W., 2001 “Improved Critical Values for the Enders Granger Unit Root Test”, **Applied Economics Letters**, 8, 2001, pp. 257-261.
- ENDERS, W.,2010 **Applied Econometric Time Series**, Fourth Edition, Jon Wiley and Sons
- ENDERS, W., GRANGER, C.W.J., 1998 “Unit Root Tests and Asymetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates”, **Journal of Business and Economic Statistics**, vol.16, No.5
- GÖZEN, M.Ç., 2018 “Başlıca Döviz Kuru Belirleme Yaklaşımları Ve Seçilmiş Yaklaşımların Etkinliğinin Türkiye Örneğinde Test Edilmesi”, Yayınlanmamış Doktora Tezi, Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü,2018
- GRANGER C.W.J VE NEWBOLD P.,1974 “Spurious Regressions in Econometrics”. **Journal of Econometrics**, 1974, 26, ss.111-120
- GUJARATI D.N.,PORTER D.C., 2014 **Temel Ekonometri** , Çevirenler: Şenesen Ü.

- ve Göktürk Şenesen G., Literatür Yayınları
- GÜRİŞ, B.,2008 “Çok Rejimli Eşik Değerli Hata Düzeltme Modelleri İle Türkiye Ekonomisinde Bütçe Açıklarının Analizi”, Yayınlanmamış Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü
- GÜRİŞ, B., TIRAŞOĞLU, B.,TIRAŞOĞLU, M., 2016 “Türkiye’de Satın Alma Gücü Paritesi Geçerli Mi?: Doğrusal Olmayan Birim Kök Testleri”, **Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi**, 5(4), 30-42
- HEPSAĞ, A., 2019 “A Unit Root Test Based On Smooth Transitions And Nonlinear Adjustment”, **Taylor & Francis**, 1-8.
- HANÇERLİOĞULLARI, A. 2006 ” Monte Carlo Simülasyon Metodu ve MNCP Kod Sistemi”, **Kastamonu Eğitim Dergisi**, 14, ss.545-556
- HANSEN, B.E.,2004 **Econometrics**, University of Wisconsin
- HARRIS, R., SOLLIS, R., 2003 **Applied Time Series, Modelling and Forecasting**, John Wiley & Sons, , ss.48
- HARVEY, D.I VE MILLS T. C., 2002 “Unit Roots and Double Smooth Transitions”, **Journal of Applied Statistics** , Vol. 29, No. 5, 675-683
- KAPETANİOS, G. SHIN Y., SNELL, ANDY. 2003 “Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework”, **Journal of Econometrics**, 112, ss. 363.
- KOÇ, S., 2008 “Tek ve Çok Değişkenli Rejim Değişim Modellerinin Türkiye Ekonomik Göstergelerine Uygulanması” , Yayınlanmamış Doktora Tezi, Marmara Üniversitesi
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P.C.B., SCHMIDT, P,SHIN, Y. ,1992 “Testing The Null Hypothesis Of Stationarity Against The Alternative Of A Unit Root”, **Journal of Econometrics**, 554, ss. 159-178.
- LEE, J.,STRAZICICH M.C.,2003 “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root

- Test With Two Structural Breaks”, **The MIT Press**, 85, ss. 1082-1089.
- LEYBOURNE, S.,NEWBOLD,P., VOUGAS, D., 1998 “Unit Root and Smooth Transitions”, **Journal of Time Series Analysis**, Vol.19, no:1, ss.83-97
- LUMSDAINE,R.L.,PAPELL D.H., 1997 “Multiple Trend Breaks and The Unit-Root Hypothesis”, **The MIT Press** , 79, ss. 212-218
- LÜTKEPOHL H.,KRATZİG M., 2004. **Applied Time Series Econometrics**, Cambridge University Press
- MCLEOD, A. , W. L. 1983. “Diagnostic Checking of ARMA Time Series Models Using Squared- Residual Autocorrelation,” 4, ss. **Journal of Time Series Analysis** , 269- 273.
- NELSON C.,PLOSSER C., 1982 “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence ve Implications”. **Journal of Monetary Economics** (10), ss.139-169
- ÖZCAN, B., 2012 “Satın Alma Gücü Paritesi G7 Ülkeleri için Geçerli mi?”, **Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Cilt-30, Sayı-2:137-162.
- PERRON P., 1989 “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”, **Econometrica**, 57, , ss. 1361-1401
- PHILLIPS, P.C.B.,PERRON, P., 1988 “Testing for Unit Roots in Time Series Regressions”, **Biometrika**, 75, ss.335-346
- SAĞLAM, Y.,SÖNMEZ, F. E., 2017 “Satın Alma Gücü Paritesi Hipotezi’nin Panel Çoklu Yapısal Kırılma Testleri ile Analizi: BRİCT Örneği” **LAÜ Sosyal Bilimler Dergisi**, VIII-I, ss.19-34
- SEVİNÇ, E., 2014 “Makroekonomik Değişkenlerin, BİST-30 Endeksinde İşlem Gören Hisse Senedi Getirileri Üzerindeki Etkilerinin Arbitraj Fiyatlama Modeli Kullanarak Belirlenmesi, **İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi**

- SEYİDOĞLU, H., 2017
TIRAŞOĞLU, B. Y., 2014
TSAY, R.S.,1986
YILDIRIM, K., MERCAN, M.,
KOSTAKOĞLU, F. S., 2013
ZIVOT, E. VE ANDREWS,
D.W.K., 1992
- Dergisi**, Cilt/Vol:43, Sayı/No:2, ss.273
Uluslararası İktisat Teori Politika ve Uygulama, 21. Baskı
“Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri ile OECD Ülkelerinde Satın Alma Gücü Paritesi Geçerliliğinin Testi”, **Ekonometri ve İstatistik Dergisi**, 20, ss.68-87.
“Nonlinearity Tests for Time Series,” **Biometrika**, 73, ss. 461- 466
“Satın alma gücü paritesinin test edilmesi: Zaman serisi ve panel veri analizi”, **Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi**, 8(3), ss.75-95.
“Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis”, **Journal of Business & Economic Statistics**, 10, ss.251-270.

EKLER

Aylar	Brezilya LRDK	Aylar	Brezilya LRDK	Aylar	Brezilya LRDK
1994M1	4,412313	2002M5	4,146304	2010M9	4,625953
1994M2	4,398884	2002M6	4,052307	2010M10	4,627421
1994M3	4,413525	2002M7	3,972554	2010M11	4,619862
1994M4	4,398761	2002M8	3,916214	2010M12	4,642177
1994M5	4,396915	2002M9	3,8582	2011M1	4,65129
1994M6	4,407573	2002M10	3,738384	2011M2	4,650908
1994M7	4,349116	2002M11	3,813969	2011M3	4,65043
1994M8	4,397654	2002M12	3,813086	2011M4	4,686658
1994M9	4,441827	2003M1	3,868071	2011M5	4,671332
1994M10	4,48108	2003M2	3,831463	2011M6	4,686013
1994M11	4,515792	2003M3	3,872242	2011M7	4,699753
1994M12	4,532922	2003M4	3,974246	2011M8	4,681668
1995M1	4,54934	2003M5	4,012049	2011M9	4,617691
1995M2	4,556085	2003M6	4,032469	2011M10	4,606569
1995M3	4,493009	2003M7	4,045504	2011M11	4,609461
1995M4	4,475289	2003M8	4,014399	2011M12	4,595019
1995M5	4,512836	2003M9	4,039712	2012M1	4,623992
1995M6	4,512616	2003M10	4,043402	2012M2	4,65234
1995M7	4,518631	2003M11	4,029095	2012M3	4,609361
1995M8	4,531524	2003M12	4,012954	2012M4	4,581492
1995M9	4,536356	2004M1	4,029273	2012M5	4,531847
1995M10	4,534211	2004M2	4,005331	2012M6	4,511738
1995M11	4,549023	2004M3	4,023743	2012M7	4,528721
1995M12	4,562993	2004M4	4,029273	2012M8	4,522766
1996M1	4,570786	2004M5	3,978372	2012M9	4,512726
1996M2	4,572337	2004M6	3,963096	2012M10	4,512507
1996M3	4,568817	2004M7	3,997099	2012M11	4,505902
1996M4	4,577902	2004M8	4,018723	2012M12	4,500143
1996M5	4,586701	2004M9	4,055084	2013M1	4,529584
1996M6	4,592591	2004M10	4,059581	2013M2	4,562993
1996M7	4,593705	2004M11	4,068514	2013M3	4,571407
1996M8	4,584559	2004M12	4,089165	2013M4	4,566221
1996M9	4,582618	2005M1	4,107096	2013M5	4,556715
1996M10	4,581594	2005M2	4,143293	2013M6	4,496471
1996M11	4,574608	2005M3	4,099829	2013M7	4,465218
1996M12	4,57975	2005M4	4,159039	2013M8	4,424008
1997M1	4,594008	2005M5	4,218036	2013M9	4,453184
1997M2	4,60607	2005M6	4,245634	2013M10	4,488074

1997M3	4,607867	2005M7	4,267457	2013M11	4,454696
1997M4	4,613634	2005M8	4,260847	2013M12	4,441945
1997M5	4,60457	2005M9	4,284689	2014M1	4,442534
1997M6	4,602767	2005M10	4,318954	2014M2	4,452252
1997M7	4,608465	2005M11	4,354013	2014M3	4,480287
1997M8	4,612841	2005M12	4,322807	2014M4	4,52396
1997M9	4,601965	2006M1	4,318021	2014M5	4,531201
1997M10	4,594918	2006M2	4,37412	2014M6	4,530662
1997M11	4,593907	2006M3	4,377642	2014M7	4,534962
1997M12	4,616407	2006M4	4,376386	2014M8	4,523309
1998M1	4,632396	2006M5	4,337421	2014M9	4,511079
1998M2	4,620748	2006M6	4,309322	2014M10	4,475403
1998M3	4,616011	2006M7	4,33716	2014M11	4,451319
1998M4	4,606969	2006M8	4,344584	2014M12	4,439706
1998M5	4,60417	2006M9	4,344455	2015M1	4,47358
1998M6	4,607168	2006M10	4,358502	2015M2	4,422449
1998M7	4,600459	2006M11	4,348599	2015M3	4,338075
1998M8	4,59026	2006M12	4,339771	2015M4	4,367674
1998M9	4,56268	2007M1	4,355683	2015M5	4,361951
1998M10	4,533459	2007M2	4,37626	2015M6	4,353499
1998M11	4,533352	2007M3	4,37185	2015M7	4,33716
1998M12	4,52168	2007M4	4,387387	2015M8	4,261693
1999M1	4,301223	2007M5	4,40806	2015M9	4,16589
1999M2	4,080922	2007M6	4,436515	2015M10	4,170843
1999M3	4,112512	2007M7	4,455277	2015M11	4,222738
1999M4	4,229458	2007M8	4,420045	2015M12	4,219949
1999M5	4,244917	2007M9	4,439352	2016M1	4,21671
1999M6	4,205886	2007M10	4,480287	2016M2	4,240031
1999M7	4,197052	2007M11	4,487062	2016M3	4,297149
1999M8	4,145513	2007M12	4,481759	2016M4	4,323868
1999M9	4,13868	2008M1	4,483567	2016M5	4,337944
1999M10	4,106932	2008M2	4,501919	2016M6	4,368941
1999M11	4,144245	2008M3	4,496917	2016M7	4,429864
1999M12	4,199155	2008M4	4,50092	2016M8	4,446878
2000M1	4,222884	2008M5	4,527425	2016M9	4,435093
2000M2	4,240463	2008M6	4,550925	2016M10	4,461762
2000M3	4,269278	2008M7	4,563306	2016M11	4,432482
2000M4	4,265071	2008M8	4,575741	2016M12	4,443592
2000M5	4,248924	2008M9	4,493121	2017M1	4,48931
2000M6	4,243483	2008M10	4,344325	2017M2	4,507557
2000M7	4,267878	2008M11	4,338989	2017M3	4,496582
2000M8	4,286891	2008M12	4,280962	2017M4	4,485936

2000M9	4,280547	2009M1	4,329153	2017M5	4,460953
2000M10	4,267037	2009M2	4,347565	2017M6	4,424248
2000M11	4,236133	2009M3	4,352984	2017M7	4,448633
2000M12	4,220243	2009M4	4,387263	2017M8	4,455393
2001M1	4,219949	2009M5	4,438643	2017M9	4,449802
2001M2	4,203199	2009M6	4,488412	2017M10	4,443592
2001M3	4,171614	2009M7	4,500587	2017M11	4,424607
2001M4	4,132764	2009M8	4,539244	2017M12	4,40952
2001M5	4,094678	2009M9	4,543401	2018M1	4,422809
2001M6	4,069027	2009M10	4,580365	2018M2	4,404155
2001M7	4,050044	2009M11	4,583129	2018M3	4,395683
2001M8	4,023743	2009M12	4,577593	2018M4	4,358502
2001M9	3,960242	2010M1	4,56975	2018M5	4,326778
2001M10	3,946618	2010M2	4,551664	2018M6	4,316154
2001M11	4,031227	2010M3	4,583333	2018M7	4,313346
2001M12	4,11333	2010M4	4,602667	2018M8	4,297149
2002M1	4,116758	2010M5	4,599756	2018M9	4,268578
2002M2	4,157632	2010M6	4,61155	2018M10	4,360164
2002M3	4,199755	2010M7	4,614526	2018M11	4,356196
2002M4	4,217005	2010M8	4,60976	2018M12	4,32968

Aylar	Çin LRDK	Aylar	Çin LRDK	Aylar	Çin LRDK
1994M1	4,186772	2002M5	4,559022	2010M9	4,602767
1994M2	4,192227	2002M6	4,534748	2010M10	4,588024
1994M3	4,195546	2002M7	4,50998	2010M11	4,607068
1994M4	4,213016	2002M8	4,517322	2010M12	4,619665
1994M5	4,219508	2002M9	4,527749	2011M1	4,623108
1994M6	4,22347	2002M10	4,534533	2011M2	4,628496
1994M7	4,212128	2002M11	4,522658	2011M3	4,61294
1994M8	4,248495	2002M12	4,520701	2011M4	4,601463
1994M9	4,281377	2003M1	4,513493	2011M5	4,603268
1994M10	4,283311	2003M2	4,519285	2011M6	4,606369
1994M11	4,293878	2003M3	4,50899	2011M7	4,609461
1994M12	4,320151	2003M4	4,506344	2011M8	4,617593
1995M1	4,347306	2003M5	4,471296	2011M9	4,648996
1995M2	4,347565	2003M6	4,460029	2011M10	4,661267
1995M3	4,318021	2003M7	4,464298	2011M11	4,667675

1995M4	4,304876	2003M8	4,473009	2011M12	4,682872
1995M5	4,325324	2003M9	4,467746	2012M1	4,696655
1995M6	4,314818	2003M10	4,450736	2012M2	4,683149
1995M7	4,31348	2003M11	4,465678	2012M3	4,685459
1995M8	4,354013	2003M12	4,453649	2012M4	4,683981
1995M9	4,391482	2004M1	4,452136	2012M5	4,692265
1995M10	4,381777	2004M2	4,445588	2012M6	4,690614
1995M11	4,387636	2004M3	4,455509	2012M7	4,689787
1995M12	4,39309	2004M4	4,462339	2012M8	4,685736
1996M1	4,422449	2004M5	4,471753	2012M9	4,677956
1996M2	4,431055	2004M6	4,454696	2012M10	4,68037
1996M3	4,434975	2004M7	4,450152	2012M11	4,697658
1996M4	4,452602	2004M8	4,458756	2012M12	4,700844
1996M5	4,450619	2004M9	4,462454	2013M1	4,714742
1996M6	4,448633	2004M10	4,445001	2013M2	4,731186
1996M7	4,438289	2004M11	4,419443	2013M3	4,734179
1996M8	4,444179	2004M12	4,404766	2013M4	4,743888
1996M9	4,466942	2005M1	4,41679	2013M5	4,752469
1996M10	4,466368	2005M2	4,43272	2013M6	4,752814
1996M11	4,46303	2005M3	4,411464	2013M7	4,761319
1996M12	4,474606	2005M4	4,41667	2013M8	4,761917
1997M1	4,498364	2005M5	4,415824	2013M9	4,764735
1997M2	4,525261	2005M6	4,424487	2013M10	4,754021
1997M3	4,520919	2005M7	4,442534	2013M11	4,766098
1997M4	4,532707	2005M8	4,443004	2013M12	4,775082
1997M5	4,512068	2005M9	4,44594	2014M1	4,794136
1997M6	4,494797	2005M10	4,458872	2014M2	4,793391
1997M7	4,49569	2005M11	4,474606	2014M3	4,763284
1997M8	4,515355	2005M12	4,472781	2014M4	4,740837
1997M9	4,534318	2006M1	4,464643	2014M5	4,735145
1997M10	4,526884	2006M2	4,478926	2014M6	4,735145
1997M11	4,542017	2006M3	4,464988	2014M7	4,740749
1997M12	4,586191	2006M4	4,454347	2014M8	4,757548
1998M1	4,619073	2006M5	4,428075	2014M9	4,781054
1998M2	4,603369	2006M6	4,436278	2014M10	4,796782
1998M3	4,599152	2006M7	4,43367	2014M11	4,818748
1998M4	4,595322	2006M8	4,432601	2014M12	4,830791
1998M5	4,587006	2006M9	4,448282	2015M1	4,847096
1998M6	4,592591	2006M10	4,457482	2015M2	4,862058

1998M7	4,578929	2006M11	4,45725	2015M3	4,87007
1998M8	4,593907	2006M12	4,460953	2015M4	4,863526
1998M9	4,588329	2007M1	4,482211	2015M5	4,851092
1998M10	4,544571	2007M2	4,495913	2015M6	4,857251
1998M11	4,539244	2007M3	4,47972	2015M7	4,872752
1998M12	4,529261	2007M4	4,467401	2015M8	4,868227
1999M1	4,531093	2007M5	4,47415	2015M9	4,867688
1999M2	4,549975	2007M6	4,485147	2015M10	4,858727
1999M3	4,560277	2007M7	4,488749	2015M11	4,874128
1999M4	4,552613	2007M8	4,499143	2015M12	4,869072
1999M5	4,54223	2007M9	4,496471	2016M1	4,865301
1999M6	4,532815	2007M10	4,482437	2016M2	4,874663
1999M7	4,527965	2007M11	4,483454	2016M3	4,857406
1999M8	4,515355	2007M12	4,502805	2016M4	4,838818
1999M9	4,524936	2008M1	4,52168	2016M5	4,83095
1999M10	4,512726	2008M2	4,551769	2016M6	4,814783
1999M11	4,50899	2008M3	4,525586	2016M7	4,80484
1999M12	4,503912	2008M4	4,530554	2016M8	4,797277
2000M1	4,520266	2008M5	4,534211	2016M9	4,800819
2000M2	4,546481	2008M6	4,539458	2016M10	4,798679
2000M3	4,527641	2008M7	4,53903	2016M11	4,804349
2000M4	4,523852	2008M8	4,561845	2016M12	4,813241
2000M5	4,534211	2008M9	4,588939	2017M1	4,817293
2000M6	4,511299	2008M10	4,630935	2017M2	4,807621
2000M7	4,512177	2008M11	4,656528	2017M3	4,793971
2000M8	4,522332	2008M12	4,633174	2017M4	4,785239
2000M9	4,544358	2009M1	4,65234	2017M5	4,777862
2000M10	4,551664	2009M2	4,678699	2017M6	4,780887
2000M11	4,562054	2009M3	4,676746	2017M7	4,781977
2000M12	4,559754	2009M4	4,653293	2017M8	4,788075
2001M1	4,572854	2009M5	4,62065	2017M9	4,801559
2001M2	4,57502	2009M6	4,601062	2017M10	4,804185
2001M3	4,585478	2009M7	4,597037	2017M11	4,803365
2001M4	4,59744	2009M8	4,589041	2017M12	4,805004
2001M5	4,585478	2009M9	4,579647	2018M1	4,814458
2001M6	4,58272	2009M10	4,563619	2018M2	4,837789
2001M7	4,585274	2009M11	4,561427	2018M3	4,822859
2001M8	4,564036	2009M12	4,577388	2018M4	4,825028
2001M9	4,564557	2010M1	4,584763	2018M5	4,83119

2001M10	4,572544	2010M2	4,60966	2018M6	4,824466
2001M11	4,580263	2010M3	4,59512	2018M7	4,795046
2001M12	4,588329	2010M4	4,594413	2018M8	4,786158
2002M1	4,60507	2010M5	4,619369	2018M9	4,791899
2002M2	4,61996	2010M6	4,624188	2018M10	4,787658
2002M3	4,597037	2010M7	4,613138	2018M11	4,787325
2002M4	4,585682	2010M8	4,602868	2018M12	4,796369

Aylar	Endonezya LRDK	Aylar	Endonezya LRDK	Aylar	Endonezya LRDK
1994M1	4,687671407	2002M5	4,393584584	2010M9	4,62153554
1994M2	4,679906532	2002M6	4,425564937	2010M10	4,597138014
1994M3	4,664382046	2002M7	4,38489751	2010M11	4,601362948
1994M4	4,655673168	2002M8	4,399989335	2010M12	4,607267984
1994M5	4,650908078	2002M9	4,404399486	2011M1	4,600459106
1994M6	4,64063385	2002M10	4,397284637	2011M2	4,605570106
1994M7	4,632785353	2002M11	4,411342689	2011M3	4,609062601
1994M8	4,639668226	2002M12	4,434381865	2011M4	4,604469941
1994M9	4,628593701	2003M1	4,426521875	2011M5	4,608664075
1994M10	4,630057901	2003M2	4,425804257	2011M6	4,611748501
1994M11	4,633660456	2003M3	4,417635062	2011M7	4,613237557
1994M12	4,643332647	2003M4	4,432006567	2011M8	4,613237557
1995M1	4,633466055	2003M5	4,457250056	2011M9	4,603067978
1995M2	4,635699391	2003M6	4,481419379	2011M10	4,600961341
1995M3	4,601965055	2003M7	4,474491862	2011M11	4,591983624
1995M4	4,582515495	2003M8	4,464527856	2011M12	4,596129441
1995M5	4,590766956	2003M9	4,460144414	2012M1	4,596230344
1995M6	4,588634217	2003M10	4,446057214	2012M2	4,58995502
1995M7	4,602065371	2003M11	4,44793141	2012M3	4,580365067
1995M8	4,624776716	2003M12	4,443474447	2012M4	4,577079306
1995M9	4,635020208	2004M1	4,447111881	2012M5	4,571096206
1995M10	4,636862633	2004M2	4,435211888	2012M6	4,573266637
1995M11	4,638508246	2004M3	4,430459592	2012M7	4,576462022
1995M12	4,648038086	2004M4	4,432125466	2012M8	4,568298711
1996M1	4,677025623	2004M5	4,40976339	2012M9	4,546587229
1996M2	4,685551298	2004M6	4,365388994	2012M10	4,538816685
1996M3	4,664570529	2004M7	4,403421132	2012M11	4,542230386
1996M4	4,672454933	2004M8	4,384024637	2012M12	4,541697763
1996M5	4,672174415	2004M9	4,38564508	2013M1	4,552929074
1996M6	4,677304784	2004M10	4,387262901	2013M2	4,561845061
1996M7	4,681575517	2004M11	4,381276353	2013M3	4,572543683
1996M8	4,673202596	2004M12	4,3559393	2013M4	4,573369873

1996M9	4,681668157	2005M1	4,375631228	2013M5	4,577284982
1996M10	4,693821884	2005M2	4,364498918	2013M6	4,576667826
1996M11	4,688499794	2005M3	4,363480717	2013M7	4,593300013
1996M12	4,694462293	2005M4	4,355169181	2013M8	4,544358047
1997M1	4,712139407	2005M5	4,366659158	2013M9	4,475744639
1997M2	4,73584751	2005M6	4,371850028	2013M10	4,483341478
1997M3	4,728007096	2005M7	4,36792771	2013M11	4,450852826
1997M4	4,728007096	2005M8	4,339771322	2013M12	4,421367533
1997M5	4,709620287	2005M9	4,321081649	2014M1	4,428433007
1997M6	4,696381066	2005M10	4,429267981	2014M2	4,441591872
1997M7	4,690338198	2005M11	4,458871928	2014M3	4,483680288
1997M8	4,636087289	2005M12	4,472095832	2014M4	4,47642731
1997M9	4,553139778	2006M1	4,50313746	2014M5	4,466023055
1997M10	4,396792087	2006M2	4,534747722	2014M6	4,439823733
1997M11	4,472780998	2006M3	4,541378053	2014M7	4,465678207
1997M12	4,199905058	2006M4	4,552612935	2014M8	4,468548308
1998M1	3,638375322	2006M5	4,522983515	2014M9	4,466252887
1998M2	3,77436884	2006M6	4,503912354	2014M10	4,460837815
1998M3	3,769998505	2006M7	4,531308337	2014M11	4,494015137
1998M4	3,976873978	2006M8	4,532599493	2014M12	4,51151863
1998M5	3,850785696	2006M9	4,532061714	2015M1	4,512616204
1998M6	3,593469269	2006M10	4,54127146	2015M2	4,496247779
1998M7	3,624340933	2006M11	4,53635587	2015M3	4,486274031
1998M8	3,832979798	2006M12	4,540418309	2015M4	4,490656799
1998M9	3,939638172	2007M1	4,560382003	2015M5	4,474605816
1998M10	4,139317928	2007M2	4,560068212	2015M6	4,474719757
1998M11	4,244774041	2007M3	4,539244036	2015M7	4,486949555
1998M12	4,253767036	2007M4	4,533996367	2015M8	4,475516978
1999M1	4,170688129	2007M5	4,561949484	2015M9	4,435685878
1999M2	4,173771696	2007M6	4,548494009	2015M10	4,473009282
1999M3	4,170070273	2007M7	4,528505101	2015M11	4,496136265
1999M4	4,192680463	2007M8	4,50158587	2015M12	4,494126887
1999M5	4,27290907	2007M9	4,505681287	2016M1	4,509649984
1999M6	4,350664958	2007M10	4,515354882	2016M2	4,51884948
1999M7	4,423768206	2007M11	4,477904835	2016M3	4,531200666
1999M8	4,302442155	2007M12	4,4816457	2016M4	4,510639702
1999M9	4,174541104	2008M1	4,47642731	2016M5	4,501253073
1999M10	4,26028264	2008M2	4,493344371	2016M6	4,510859507
1999M11	4,339119134	2008M3	4,479947041	2016M7	4,535605723
1999M12	4,33323022	2008M4	4,473123405	2016M8	4,52113619
2000M1	4,32823021	2008M5	4,48187197	2016M9	4,528613063
2000M2	4,321347324	2008M6	4,503469631	2016M10	4,545950826

2000M3	4,307976353	2008M7	4,521027418	2016M11	4,546375139
2000M4	4,274719782	2008M8	4,550819591	2016M12	4,564452353
2000M5	4,228729757	2008M9	4,556295018	2017M1	4,570061009
2000M6	4,188441886	2008M10	4,522549157	2017M2	4,562158295
2000M7	4,145196092	2008M11	4,379899374	2017M3	4,559858963
2000M8	4,238733465	2008M12	4,401951803	2017M4	4,555454594
2000M9	4,219654753	2009M1	4,420165032	2017M5	4,554192631
2000M10	4,206631038	2009M2	4,376888457	2017M6	4,554403069
2000M11	4,180063438	2009M3	4,392348184	2017M7	4,548811452
2000M12	4,185555442	2009M4	4,446994751	2017M8	4,532922022
2001M1	4,185859671	2009M5	4,485485343	2017M9	4,527424837
2001M2	4,178838885	2009M6	4,492896944	2017M10	4,519503359
2001M3	4,147569323	2009M7	4,502805179	2017M11	4,518195172
2001M4	4,074651929	2009M8	4,509760001	2017M12	4,515245478
2001M5	4,06988109	2009M9	4,520809837	2018M1	4,513712575
2001M6	4,090336541	2009M10	4,546269078	2018M2	4,483228515
2001M7	4,157632301	2009M11	4,541058241	2018M3	4,474149924
2001M8	4,328889536	2009M12	4,549234554	2018M4	4,473465695
2001M9	4,291554732	2010M1	4,575123265	2018M5	4,475289265
2001M10	4,225811325	2010M2	4,577593418	2018M6	4,491441421
2001M11	4,202750436	2010M3	4,589751933	2018M7	4,483454427
2001M12	4,256179925	2010M4	4,601262561	2018M8	4,476654764
2002M1	4,273745191	2010M5	4,603969465	2018M9	4,452950973
2002M2	4,307033656	2010M6	4,623599321	2018M10	4,440295543
2002M3	4,330470148	2010M7	4,630740462	2018M11	4,481758841
2002M4	4,364753306	2010M8	4,630642982	2018M12	4,495132081

Aylar	Hindistan LRDK	Aylar	Hindistan LRDK	Aylar	Hindistan LRDK
1994M1	4,539137	2002M5	4,498142	2010M9	4,60607
1994M2	4,537427	2002M6	4,49368	2010M10	4,615813
1994M3	4,538603	2002M7	4,484922	2010M11	4,610456
1994M4	4,553877	2002M8	4,504244	2010M12	4,634535
1994M5	4,54934	2002M9	4,507447	2011M1	4,62996
1994M6	4,553666	2002M10	4,512068	2011M2	4,617691
1994M7	4,544889	2002M11	4,502916	2011M3	4,623796
1994M8	4,546905	2002M12	4,493233	2011M4	4,636475
1994M9	4,53732	2003M1	4,4804	2011M5	4,622912
1994M10	4,534855	2003M2	4,486837	2011M6	4,627421
1994M11	4,539564	2003M3	4,498809	2011M7	4,641984
1994M12	4,560173	2003M4	4,50965	2011M8	4,62065
1995M1	4,562993	2003M5	4,488973	2011M9	4,598045

1995M2	4,558707	2003M6	4,494797	2011M10	4,572957
1995M3	4,522766	2003M7	4,514698	2011M11	4,548176
1995M4	4,525694	2003M8	4,529045	2011M12	4,521462
1995M5	4,535391	2003M9	4,531093	2012M1	4,554613
1995M6	4,531631	2003M10	4,521136	2012M2	4,582822
1995M7	4,539458	2003M11	4,521136	2012M3	4,568506
1995M8	4,551558	2003M12	4,498809	2012M4	4,554087
1995M9	4,506123	2004M1	4,496136	2012M5	4,519503
1995M10	4,45609	2004M2	4,500143	2012M6	4,50899
1995M11	4,458061	2004M3	4,515902	2012M7	4,529045
1995M12	4,452718	2004M4	4,547647	2012M8	4,526235
1996M1	4,432244	2004M5	4,529692	2012M9	4,536142
1996M2	4,408669	2004M6	4,516667	2012M10	4,554824
1996M3	4,466827	2004M7	4,50932	2012M11	4,528289
1996M4	4,485598	2004M8	4,520483	2012M12	4,522332
1996M5	4,473922	2004M9	4,52081	2013M1	4,517977
1996M6	4,476541	2004M10	4,515136	2013M2	4,531201
1996M7	4,471525	2004M11	4,513822	2013M3	4,531847
1996M8	4,467975	2004M12	4,512616	2013M4	4,537212
1996M9	4,470266	2005M1	4,528829	2013M5	4,534211
1996M10	4,472324	2005M2	4,52656	2013M6	4,490657
1996M11	4,464067	2005M3	4,521462	2013M7	4,488299
1996M12	4,474948	2005M4	4,539351	2013M8	4,440649
1997M1	4,483906	2005M5	4,546481	2013M9	4,432125
1997M2	4,506123	2005M6	4,566221	2013M10	4,467057
1997M3	4,511848	2005M7	4,583742	2013M11	4,469809
1997M4	4,530016	2005M8	4,566637	2013M12	4,463722
1997M5	4,520048	2005M9	4,562367	2014M1	4,456206
1997M6	4,523201	2005M10	4,55314	2014M2	4,450503
1997M7	4,539671	2005M11	4,546905	2014M3	4,472667
1997M8	4,553034	2005M12	4,535177	2014M4	4,487512
1997M9	4,54255	2006M1	4,55198	2014M5	4,508329
1997M10	4,547647	2006M2	4,55577	2014M6	4,510969
1997M11	4,520592	2006M3	4,549446	2014M7	4,525802
1997M12	4,503912	2006M4	4,541911	2014M8	4,526235
1998M1	4,537212	2006M5	4,517868	2014M9	4,534104
1998M2	4,526992	2006M6	4,525261	2014M10	4,535606
1998M3	4,50954	2006M7	4,520592	2014M11	4,545526
1998M4	4,51765	2006M8	4,516994	2014M12	4,536249
1998M5	4,508108	2006M9	4,53507	2015M1	4,568195
1998M6	4,4874	2006M10	4,557449	2015M2	4,574917
1998M7	4,491105	2006M11	4,55724	2015M3	4,583027

1998M8	4,487512	2006M12	4,54255	2015M4	4,576462
1998M9	4,473808	2007M1	4,558917	2015M5	4,5564
1998M10	4,45725	2007M2	4,556085	2015M6	4,570475
1998M11	4,465908	2007M3	4,554719	2015M7	4,587821
1998M12	4,454115	2007M4	4,59875	2015M8	4,585885
1999M1	4,449101	2007M5	4,625757	2015M9	4,577388
1999M2	4,468663	2007M6	4,627714	2015M10	4,594008
1999M3	4,483793	2007M7	4,628007	2015M11	4,596533
1999M4	4,481759	2007M8	4,622519	2015M12	4,590057
1999M5	4,483454	2007M9	4,621732	2016M1	4,593401
1999M6	4,484358	2007M10	4,625463	2016M2	4,562889
1999M7	4,484132	2007M11	4,608764	2016M3	4,570475
1999M8	4,47358	2007M12	4,608863	2016M4	4,572544
1999M9	4,472781	2008M1	4,60547	2016M5	4,58139
1999M10	4,47415	2008M2	4,595524	2016M6	4,587821
1999M11	4,486387	2008M3	4,578826	2016M7	4,602868
1999M12	4,481533	2008M4	4,590361	2016M8	4,598146
2000M1	4,476427	2008M5	4,542443	2016M9	4,598649
2000M2	4,490769	2008M6	4,547647	2016M10	4,611152
2000M3	4,514808	2008M7	4,545951	2016M11	4,612046
2000M4	4,532277	2008M8	4,569854	2016M12	4,61522
2000M5	4,546057	2008M9	4,529692	2017M1	4,60437
2000M6	4,518413	2008M10	4,50976	2017M2	4,612344
2000M7	4,522658	2008M11	4,519939	2017M3	4,630155
2000M8	4,514917	2008M12	4,496805	2017M4	4,645448
2000M9	4,529476	2009M1	4,497251	2017M5	4,641213
2000M10	4,548388	2009M2	4,49569	2017M6	4,637637
2000M11	4,543508	2009M3	4,455974	2017M7	4,647846
2000M12	4,531524	2009M4	4,472553	2017M8	4,650048
2001M1	4,526127	2009M5	4,487175	2017M9	4,629668
2001M2	4,531847	2009M6	4,496582	2017M10	4,634632
2001M3	4,543295	2009M7	4,490545	2017M11	4,648517
2001M4	4,553772	2009M8	4,49368	2017M12	4,646984
2001M5	4,552086	2009M9	4,485034	2018M1	4,632202
2001M6	4,562784	2009M10	4,511738	2018M2	4,601865
2001M7	4,563723	2009M11	4,522875	2018M3	4,594109
2001M8	4,546269	2009M12	4,531954	2018M4	4,590564
2001M9	4,528505	2010M1	4,563931	2018M5	4,585376
2001M10	4,532922	2010M2	4,565389	2018M6	4,595726
2001M11	4,539458	2010M3	4,587617	2018M7	4,603469
2001M12	4,540738	2010M4	4,625267	2018M8	4,602567
2002M1	4,531847	2010M5	4,623207	2018M9	4,561323

2002M2	4,526992	2010M6	4,623207	2018M10	4,549657
2002M3	4,525802	2010M7	4,603669	2018M11	4,58139
2002M4	4,514479	2010M8	4,600057	2018M12	4,589142

Aylar	Meksika LRDK	Aylar	Meksika LRDK	Aylar	Meksika LRDK
1994M1	4,785824	2002M5	4,838264	2010M9	4,587108
1994M2	4,780383	2002M6	4,811045	2010M10	4,606869
1994M3	4,723398	2002M7	4,806804	2010M11	4,623992
1994M4	4,71205	2002M8	4,806477	2010M12	4,625267
1994M5	4,723042	2002M9	4,788824	2011M1	4,643044
1994M6	4,707546	2002M10	4,793225	2011M2	4,641888
1994M7	4,693273	2002M11	4,785156	2011M3	4,637734
1994M8	4,699571	2002M12	4,785072	2011M4	4,64957
1994M9	4,694096	2003M1	4,739176	2011M5	4,643718
1994M10	4,689511	2003M2	4,705197	2011M6	4,629277
1994M11	4,688224	2003M3	4,706101	2011M7	4,642659
1994M12	4,556925	2003M4	4,736549	2011M8	4,593604
1995M1	4,237579	2003M5	4,754538	2011M9	4,540738
1995M2	4,265914	2003M6	4,729509	2011M10	4,519721
1995M3	4,133565	2003M7	4,738914	2011M11	4,51437
1995M4	4,282344	2003M8	4,712319	2011M12	4,523526
1995M5	4,364117	2003M9	4,696655	2012M1	4,549975
1995M6	4,350149	2003M10	4,669365	2012M2	4,589955
1995M7	4,38925	2003M11	4,681112	2012M3	4,59168
1995M8	4,39913	2003M12	4,668896	2012M4	4,561636
1995M9	4,404277	2004M1	4,695376	2012M5	4,523418
1995M10	4,353756	2004M2	4,687211	2012M6	4,513603
1995M11	4,247781	2004M3	4,69199	2012M7	4,562263
1995M12	4,282759	2004M4	4,668239	2012M8	4,570372
1996M1	4,345752	2004M5	4,645448	2012M9	4,582618
1996M2	4,358246	2004M6	4,652721	2012M10	4,58965
1996M3	4,369068	2004M7	4,645832	2012M11	4,587006
1996M4	4,410128	2004M8	4,658995	2012M12	4,603569
1996M5	4,428672	2004M9	4,654627	2013M1	4,618086
1996M6	4,429506	2004M10	4,659469	2013M2	4,617198
1996M7	4,43367	2004M11	4,659848	2013M3	4,644295
1996M8	4,457482	2004M12	4,673296	2013M4	4,671052
1996M9	4,467975	2005M1	4,668239	2013M5	4,659753
1996M10	4,455161	2005M2	4,677212	2013M6	4,607767
1996M11	4,443945	2005M3	4,673203	2013M7	4,624875
1996M12	4,48255	2005M4	4,678699	2013M8	4,611649

1997M1	4,515464	2005M5	4,690797	2013M9	4,599152
1997M2	4,53903	2005M6	4,709981	2013M10	4,60417
1997M3	4,531201	2005M7	4,725794	2013M11	4,61413
1997M4	4,548917	2005M8	4,71698	2013M12	4,624384
1997M5	4,55577	2005M9	4,702841	2014M1	4,617593
1997M6	4,55556	2005M10	4,702841	2014M2	4,61145
1997M7	4,577388	2005M11	4,734355	2014M3	4,617691
1997M8	4,601764	2005M12	4,744149	2014M4	4,622224
1997M9	4,612741	2006M1	4,744932	2014M5	4,625659
1997M10	4,60976	2006M2	4,751519	2014M6	4,623108
1997M11	4,572544	2006M3	4,724019	2014M7	4,624875
1997M12	4,618383	2006M4	4,687856	2014M8	4,619665
1998M1	4,634826	2006M5	4,665418	2014M9	4,622224
1998M2	4,612344	2006M6	4,64391	2014M10	4,616308
1998M3	4,612046	2006M7	4,680649	2014M11	4,624777
1998M4	4,627323	2006M8	4,691348	2014M12	4,578005
1998M5	4,625071	2006M9	4,695102	2015M1	4,575638
1998M6	4,602366	2006M10	4,71133	2015M2	4,56268
1998M7	4,614625	2006M11	4,710791	2015M3	4,550397
1998M8	4,574711	2006M12	4,714652	2015M4	4,541271
1998M9	4,496694	2007M1	4,713666	2015M5	4,526127
1998M10	4,502805	2007M2	4,705649	2015M6	4,51623
1998M11	4,537534	2007M3	4,687119	2015M7	4,493344
1998M12	4,568714	2007M4	4,687763	2015M8	4,465678
1999M1	4,56414	2007M5	4,690797	2015M9	4,455393
1999M2	4,601263	2007M6	4,68804	2015M10	4,472553
1999M3	4,640827	2007M7	4,688592	2015M11	4,483341
1999M4	4,674696	2007M8	4,671239	2015M12	4,467516
1999M5	4,686289	2007M9	4,671613	2016M1	4,421007
1999M6	4,680556	2007M10	4,683334	2016M2	4,393461
1999M7	4,700662	2007M11	4,672174	2016M3	4,429864
1999M8	4,698934	2007M12	4,680927	2016M4	4,424607
1999M9	4,707637	2008M1	4,670209	2016M5	4,385396
1999M10	4,686474	2008M2	4,67656	2016M6	4,355939
1999M11	4,712589	2008M3	4,670396	2016M7	4,366913
1999M12	4,721886	2008M4	4,686381	2016M8	4,368941
2000M1	4,723842	2008M5	4,689144	2016M9	4,336114
2000M2	4,740051	2008M6	4,696655	2016M10	4,360803
2000M3	4,753935	2008M7	4,705197	2016M11	4,318021
2000M4	4,750309	2008M8	4,736725	2016M12	4,308918
2000M5	4,748144	2008M9	4,703657	2017M1	4,278193
2000M6	4,711151	2008M10	4,566325	2017M2	4,326778

2000M7	4,756603	2008M11	4,566013	2017M3	4,382651
2000M8	4,781893	2008M12	4,547329	2017M4	4,407451
2000M9	4,780299	2009M1	4,515464	2017M5	4,402809
2000M10	4,77043	2009M2	4,474378	2017M6	4,434975
2000M11	4,7834	2009M3	4,47472	2017M7	4,451786
2000M12	4,796451	2009M4	4,553877	2017M8	4,448048
2001M1	4,762772	2009M5	4,5564	2017M9	4,441003
2001M2	4,767204	2009M6	4,536891	2017M10	4,39913
2001M3	4,788991	2009M7	4,536998	2017M11	4,402319
2001M4	4,822698	2009M8	4,558393	2017M12	4,394573
2001M5	4,84269	2009M9	4,525911	2018M1	4,395806
2001M6	4,852265	2009M10	4,535606	2018M2	4,404399
2001M7	4,846311	2009M11	4,545845	2018M3	4,408669
2001M8	4,848508	2009M12	4,572337	2018M4	4,417273
2001M9	4,822939	2010M1	4,58507	2018M5	4,361186
2001M10	4,839056	2010M2	4,584253	2018M6	4,332574
2001M11	4,860587	2010M3	4,615714	2018M7	4,410007
2001M12	4,871297	2010M4	4,63725	2018M8	4,428552
2002M1	4,88212	2010M5	4,602366	2018M9	4,422569
2002M2	4,889898	2010M6	4,607368	2018M10	4,422088
2002M3	4,892077	2010M7	4,592288	2018M11	4,380275
2002M4	4,880375	2010M8	4,592794	2018M12	4,395066

Aylar	Rusya LRDK	Aylar	Rusya LRDK	Aylar	Rusya LRDK
1994M1	3,884035	2002M5	4,207376	2010M9	4,602065
1994M2	3,862623	2002M6	4,183576	2010M10	4,576976
1994M3	3,827989	2002M7	4,165114	2010M11	4,570889
1994M4	3,881151	2002M8	4,173926	2010M12	4,602667
1994M5	3,87245	2002M9	4,171151	2011M1	4,637831
1994M6	3,878466	2002M10	4,179757	2011M2	4,656813
1994M7	3,867444	2002M11	4,174695	2011M3	4,670958
1994M8	3,862833	2002M12	4,175925	2011M4	4,663156
1994M9	3,838807	2003M1	4,172077	2011M5	4,672735
1994M10	3,699819	2003M2	4,183118	2011M6	4,671145
1994M11	3,801762	2003M3	4,197202	2011M7	4,677026
1994M12	3,891616	2003M4	4,210497	2011M8	4,638992
1995M1	3,918204	2003M5	4,183728	2011M9	4,598045
1995M2	3,900355	2003M6	4,202451	2011M10	4,588736
1995M3	3,845028	2003M7	4,229458	2011M11	4,613238
1995M4	3,836653	2003M8	4,236278	2011M12	4,609262
1995M5	3,903991	2003M9	4,218919	2012M1	4,626638

1995M6	4,027314	2003M10	4,214938	2012M2	4,657763
1995M7	4,128424	2003M11	4,234976	2012M3	4,676467
1995M8	4,222591	2003M12	4,226104	2012M4	4,673856
1995M9	4,259435	2004M1	4,242765	2012M5	4,650813
1995M10	4,281792	2004M2	4,25887	2012M6	4,615319
1995M11	4,322144	2004M3	4,279717	2012M7	4,647751
1995M12	4,343546	2004M4	4,290596	2012M8	4,653198
1996M1	4,375254	2004M5	4,293195	2012M9	4,649283
1996M2	4,384773	2004M6	4,288265	2012M10	4,655863
1996M3	4,396053	2004M7	4,288814	2012M11	4,658047
1996M4	4,406475	2004M8	4,291828	2012M12	4,669927
1996M5	4,414373	2004M9	4,291555	2013M1	4,694279
1996M6	4,410614	2004M10	4,288814	2013M2	4,698205
1996M7	4,393585	2004M11	4,286066	2013M3	4,696564
1996M8	4,356324	2004M12	4,294561	2013M4	4,682039
1996M9	4,344844	2005M1	4,33126	2013M5	4,691806
1996M10	4,348987	2005M2	4,341074	2013M6	4,658521
1996M11	4,349503	2005M3	4,352855	2013M7	4,661929
1996M12	4,365262	2005M4	4,369828	2013M8	4,644006
1997M1	4,394079	2005M5	4,382402	2013M9	4,652626
1997M2	4,422809	2005M6	4,394326	2013M10	4,658616
1997M3	4,432125	2005M7	4,402197	2013M11	4,653675
1997M4	4,435804	2005M8	4,389623	2013M12	4,646696
1997M5	4,433907	2005M9	4,391606	2014M1	4,632591
1997M6	4,446409	2005M10	4,404277	2014M2	4,589752
1997M7	4,471639	2005M11	4,419924	2014M3	4,570268
1997M8	4,484358	2005M12	4,418841	2014M4	4,588838
1997M9	4,460607	2006M1	4,44006	2014M5	4,620847
1997M10	4,448165	2006M2	4,466827	2014M6	4,645448
1997M11	4,446174	2006M3	4,481872	2014M7	4,642948
1997M12	4,483116	2006M4	4,477678	2014M8	4,613039
1998M1	4,506123	2006M5	4,469923	2014M9	4,58558
1998M2	4,495244	2006M6	4,488524	2014M10	4,530123
1998M3	4,494239	2006M7	4,496359	2014M11	4,440649
1998M4	4,483567	2006M8	4,493233	2014M12	4,272212
1998M5	4,47904	2006M9	4,497362	2015M1	4,218478
1998M6	4,484583	2006M10	4,501031	2015M2	4,248495
1998M7	4,48255	2006M11	4,499476	2015M3	4,350149
1998M8	4,417997	2006M12	4,496805	2015M4	4,477337
1998M9	3,951051	2007M1	4,518631	2015M5	4,508329
1998M10	3,8865	2007M2	4,528505	2015M6	4,435804
1998M11	3,913622	2007M3	4,529045	2015M7	4,405499

1998M12	3,821661	2007M4	4,525261	2015M8	4,276805
1999M1	3,77092	2007M5	4,527533	2015M9	4,269977
1999M2	3,829945	2007M6	4,536784	2015M10	4,326382
1999M3	3,829728	2007M7	4,54255	2015M11	4,33047
1999M4	3,813086	2007M8	4,542017	2015M12	4,259576
1999M5	3,867235	2007M9	4,543401	2016M1	4,190412
1999M6	3,909219	2007M10	4,553877	2016M2	4,176692
1999M7	3,941388	2007M11	4,554403	2016M3	4,265774
1999M8	3,919396	2007M12	4,56341	2016M4	4,305685
1999M9	3,899545	2008M1	4,577696	2016M5	4,32453
1999M10	3,888959	2008M2	4,576668	2016M6	4,341335
1999M11	3,896706	2008M3	4,58364	2016M7	4,370334
1999M12	3,89508	2008M4	4,59421	2016M8	4,350407
2000M1	3,864512	2008M5	4,602266	2016M9	4,35799
2000M2	3,874529	2008M6	4,609859	2016M10	4,403299
2000M3	3,89569	2008M7	4,613436	2016M11	4,400726
2000M4	3,908818	2008M8	4,615022	2016M12	4,46026
2000M5	3,966322	2008M9	4,607667	2017M1	4,497585
2000M6	3,966132	2008M10	4,631033	2017M2	4,513384
2000M7	4,004237	2008M11	4,645256	2017M3	4,518304
2000M8	4,036715	2008M12	4,598649	2017M4	4,539671
2000M9	4,062338	2009M1	4,507337	2017M5	4,515902
2000M10	4,09134	2009M2	4,437107	2017M6	4,496025
2000M11	4,107919	2009M3	4,477905	2017M7	4,454696
2000M12	4,090671	2009M4	4,49803	2017M8	4,433076
2001M1	4,084799	2009M5	4,523092	2017M9	4,451436
2001M2	4,110382	2009M6	4,539351	2017M10	4,462223
2001M3	4,139318	2009M7	4,527101	2017M11	4,444062
2001M4	4,162159	2009M8	4,507447	2017M12	4,445353
2001M5	4,176385	2009M9	4,521571	2018M1	4,458409
2001M6	4,2029	2009M10	4,55082	2018M2	4,441238
2001M7	4,206333	2009M11	4,562471	2018M3	4,438407
2001M8	4,176692	2009M12	4,53903	2018M4	4,378771
2001M9	4,17007	2010M1	4,572544	2018M5	4,385271
2001M10	4,181286	2010M2	4,588533	2018M6	4,395066
2001M11	4,193888	2010M3	4,612444	2018M7	4,408669
2001M12	4,195245	2010M4	4,628691	2018M8	4,366151
2002M1	4,216562	2010M5	4,631715	2018M9	4,342116
2002M2	4,225811	2010M6	4,628105	2018M10	4,37827
2002M3	4,220537	2010M7	4,622027	2018M11	4,3804
2002M4	4,214643	2010M8	4,622519	2018M12	4,371218

Aylar	Türkiye LRDK	Aylar	Türkiye LRDK	Aylar	Türkiye LRDK
1994M1	4,277915	2002M5	4,317355	2010M9	4,617296
1994M2	4,159664	2002M6	4,224934	2010M10	4,638121
1994M3	4,032469	2002M7	4,111693	2010M11	4,633369
1994M4	3,7612	2002M8	4,134526	2010M12	4,589346
1994M5	3,826465	2002M9	4,181592	2011M1	4,555139
1994M6	3,908818	2002M10	4,240895	2011M2	4,526884
1994M7	3,906407	2002M11	4,298509	2011M3	4,514151
1994M8	3,87349	2002M12	4,299324	2011M4	4,533567
1994M9	3,890186	2003M1	4,259576	2011M5	4,522875
1994M10	3,956614	2003M2	4,279855	2011M6	4,488636
1994M11	4,005695	2003M3	4,274163	2011M7	4,455509
1994M12	4,039712	2003M4	4,304065	2011M8	4,402564
1995M1	4,029095	2003M5	4,361186	2011M9	4,415461
1995M2	4,033532	2003M6	4,397285	2011M10	4,433076
1995M3	4,010238	2003M7	4,429268	2011M11	4,466598
1995M4	4,036539	2003M8	4,443592	2011M12	4,456786
1995M5	4,051263	2003M9	4,464528	2012M1	4,486387
1995M6	4,078723	2003M10	4,399498	2012M2	4,512507
1995M7	4,055257	2003M11	4,383151	2012M3	4,494127
1995M8	4,046204	2003M12	4,379774	2012M4	4,50943
1995M9	4,127941	2004M1	4,428314	2012M5	4,517322
1995M10	4,155753	2004M2	4,439234	2012M6	4,519939
1995M11	4,163871	2004M3	4,471525	2012M7	4,532384
1995M12	4,124712	2004M4	4,452369	2012M8	4,534104
1996M1	4,137244	2004M5	4,35337	2012M9	4,512836
1996M2	4,112512	2004M6	4,354655	2012M10	4,523635
1996M3	4,085976	2004M7	4,379524	2012M11	4,540632
1996M4	4,095677	2004M8	4,37538	2012M12	4,531093
1996M5	4,0895	2004M9	4,362589	2013M1	4,552191
1996M6	4,094178	2004M10	4,375254	2013M2	4,547435
1996M7	4,051611	2004M11	4,382776	2013M3	4,551242
1996M8	4,038832	2004M12	4,39593	2013M4	4,558917
1996M9	4,083621	2005M1	4,445001	2013M5	4,545102
1996M10	4,125682	2005M2	4,47358	2013M6	4,51042
1996M11	4,127779	2005M3	4,461992	2013M7	4,503912
1996M12	4,106602	2005M4	4,441474	2013M8	4,4762
1997M1	4,105285	2005M5	4,456554	2013M9	4,447697
1997M2	4,122122	2005M6	4,492225	2013M10	4,465333
1997M3	4,118549	2005M7	4,511519	2013M11	4,455858
1997M4	4,133886	2005M8	4,496359	2013M12	4,429745
1997M5	4,118549	2005M9	4,505902	2014M1	4,384773

1997M6	4,122122	2005M10	4,523635	2014M2	4,391482
1997M7	4,11741	2005M11	4,552191	2014M3	4,390986
1997M8	4,111693	2005M12	4,553877	2014M4	4,441945
1997M9	4,151827	2006M1	4,556085	2014M5	4,462339
1997M10	4,205439	2006M2	4,568921	2014M6	4,456786
1997M11	4,22391	2006M3	4,556505	2014M7	4,464298
1997M12	4,232221	2006M4	4,550292	2014M8	4,456786
1998M1	4,253767	2006M5	4,459335	2014M9	4,453067
1998M2	4,229895	2006M6	4,366786	2014M10	4,467401
1998M3	4,199455	2006M7	4,403788	2014M11	4,496471
1998M4	4,200355	2006M8	4,446057	2014M12	4,483567
1998M5	4,192076	2006M9	4,452019	2015M1	4,518631
1998M6	4,21109	2006M10	4,471867	2015M2	4,479947
1998M7	4,198254	2006M11	4,480174	2015M3	4,46026
1998M8	4,195094	2006M12	4,476655	2015M4	4,442887
1998M9	4,259011	2007M1	4,50358	2015M5	4,431174
1998M10	4,305685	2007M2	4,520157	2015M6	4,407451
1998M11	4,32055	2007M3	4,506896	2015M7	4,424248
1998M12	4,297557	2007M4	4,534104	2015M8	4,376888
1999M1	4,289226	2007M5	4,553034	2015M9	4,330865
1999M2	4,278609	2007M6	4,563097	2015M10	4,369954
1999M3	4,26479	2007M7	4,567572	2015M11	4,424248
1999M4	4,273327	2007M8	4,545102	2015M12	4,408303
1999M5	4,257455	2007M9	4,578724	2016M1	4,415341
1999M6	4,279302	2007M10	4,622715	2016M2	4,420646
1999M7	4,26465	2007M11	4,621929	2016M3	4,424966
1999M8	4,241039	2007M12	4,636378	2016M4	4,432839
1999M9	4,285378	2008M1	4,637541	2016M5	4,404888
1999M10	4,332442	2008M2	4,623697	2016M6	4,420766
1999M11	4,34614	2008M3	4,553034	2016M7	4,429029
1999M12	4,345363	2008M4	4,50921	2016M8	4,415582
2000M1	4,35337	2008M5	4,570061	2016M9	4,412677
2000M2	4,36704	2008M6	4,570786	2016M10	4,403176
2000M3	4,358758	2008M7	4,580468	2016M11	4,36042
2000M4	4,367547	2008M8	4,643429	2016M12	4,326778
2000M5	4,377893	2008M9	4,628105	2017M1	4,27611
2000M6	4,374498	2008M10	4,540418	2017M2	4,297965
2000M7	4,362589	2008M11	4,511738	2017M3	4,301223
2000M8	4,354655	2008M12	4,513493	2017M4	4,310933
2000M9	4,402074	2009M1	4,50347	2017M5	4,321613
2000M10	4,453998	2009M2	4,491441	2017M6	4,321347
2000M11	4,493121	2009M3	4,462339	2017M7	4,298781

2000M12	4,48695	2009M4	4,502916	2017M8	4,300817
2001M1	4,490993	2009M5	4,513165	2017M9	4,305011
2001M2	4,358886	2009M6	4,500032	2017M10	4,27736
2001M3	4,190715	2009M7	4,518958	2017M11	4,235699
2001M4	4,075332	2009M8	4,521571	2017M12	4,24635
2001M5	4,192378	2009M9	4,507888	2018M1	4,251206
2001M6	4,192529	2009M10	4,528829	2018M2	4,241758
2001M7	4,106438	2009M11	4,519285	2018M3	4,221271
2001M8	4,025352	2009M12	4,526992	2018M4	4,198104
2001M9	4,044103	2010M1	4,578826	2018M5	4,153713
2001M10	4,054737	2010M2	4,586191	2018M6	4,145513
2001M11	4,178686	2010M3	4,576976	2018M7	4,129551
2001M12	4,240607	2010M4	4,612046	2018M8	3,944103
2002M1	4,353884	2010M5	4,614229	2018M9	3,93261
2002M2	4,377516	2010M6	4,608365	2018M10	4,050219
2002M3	4,363353	2010M7	4,59744	2018M11	4,128585
2002M4	4,404399	2010M8	4,607767	2018M12	4,130194