



Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü

İktisat Anabilim Dalı

**DOĞRUSAL OLMAYAN PANEL VERİ MODELLERİNDE
EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ**

Nuri Uçar

Doktora Tezi

Ankara, 2013

DOĞRUSAL OLMAYAN PANEL VERİ MODELLERİNDE
EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

Nuri Uçar

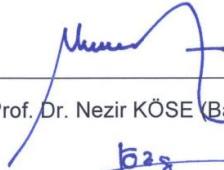
Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü
İktisat Anabilim Dalı

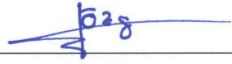
Doktora Tezi


Ankara, 2013

KABUL VE ONAY

Nuri Uçar tarafından hazırlanan "Doğrusal Olmayan Panel Veri Modellerinde Eşbütünleşme Testleri" başlıklı bu çalışma, 11.10.2013 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda başarılı bulunarak jürimiz tarafından Doktora tezi olarak kabul edilmiştir.


Prof. Dr. Nezir KÖSE (Başkan)


Doç. Dr. Özgür TEOMAN (Danışman)


Doç. Dr. Tolga OMAV


Doç. Dr. A. Tarkan ÇAVUŞOĞLU


Yrd. Doç. Dr. Pelin ÖGE GÜNEY

Yukarıdaki imzaların adı geçen öğretim üyelerine ait olduğunu onaylım.

Prof. Dr. Yusuf Çelik

Enstitü Müdürü

BİLDİRİM

Hazırladığım tezin/raporun tamamen kendi çalışmam olduğunu ve her alıntıya kaynak gösterdiğimi taahhüt eder, tezimin/raporumun kağıt ve elektronik kopyalarının Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü arşivlerinde aşağıda belirttiğim koşullarda saklanmasına izin verdiğimi onaylarım:

- Tezimin/Raporumun tamamı her yerden erişime açılabilir.
- Tezimin/Raporum sadece Hacettepe Üniversitesi yerleşkelerinden erişime açılabilir.
- Tezimin/Raporumun 1 yıl süreyle erişime açılmasını istemiyorum. Bu sürenin sonunda uzatma için başvuruda bulunmadığım takdirde, tezimin/raporumun tamamı her yerden erişime açılabilir.

11.10.2013



Nuri Uçar

TEŐEKKÖR

Bu tezin geliŐimine deęerli fikirleriyle destek olan Prof.Dr.Nezir KÖse, Doę.Dr. Tolga Omay ve Dr. Furkan Emirmahmutoęlu'na ięten teŐekkÖrlerimi sunarım.

ÖZET

UÇAR,Nuri. Doğrusal Olmayan Panel Veri Modellerinde Eşbütünleşme Testleri, Doktora Tezi, Ankara, 2013.

Doğrusal olmayan panel veri çerçevesinde eşbütünleşme testleri geliştirilmiştir. Uzun zaman serisi içeren panel verilerinde karşılaşılan ve parametrelerin sapmalı olmasına neden olan yatay kesitte bağımlılık problemi bootstrap tahmin yöntemiyle aşılmıştır. Önerilen testler, Fisher etkisinin geçerliliğinin, OECD ülkeleri için test edilmesi için kullanılmıştır. Bu uygulamada ülkeler G7 ve gelişmiş ülkeler olarak ikiye ayrılmış ve panel eşbütünleşme testleri bu gruplara uygulanarak, farklı dönemler için farklılaşan uygulama sonuçları açıklanmaya çalışılmıştır. Sonuç olarak, gelişmiş ülkelerde doğrusal olmayan Fisher etkisi gözlemlenirken, diğer yandan G7 ülkelerinde hem doğrusal hemde doğrusal olmayan modeller için bu etkiden söz edilemeyeceği sonucuna varılmıştır.

Anahtar Sözcükler : Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme, Yatay kesit Bağımlılığı, Fisher Etkisi, Filtrelenmiş Bootstrap

ABSTRACT

UÇAR,Nuri. Cointegration Tests for Nonlinear Panel Data Models,
Doktora Tezi, Ankara, 2013.

Nonlinear cointegration tests are proposed in nonlinear panel data framework. Cross section dependency problem that is faced in the long (in terms of time series data) panel data is achieved via implementing sieve bootstrap methodology. The tests developed in the thesis are used in testing the validity of Fisher effect in OECD countries. Countries are divided into two groups whose are named with G7 and Developed countries. Panel cointegration tests are applied for each group and the results distinguished between groups are tried to explain for various periods. Empirical results serve the conclusion that Fisher effect is observed in Developed countries whereas it does not exist in G7 countries for either linear or nonlinear models.

Key Words : Nonlinear Cointegration, Cross-Section Dependency, Fisher Effect, Sieve Bootstrap.

İÇİNDEKİLER

KABUL VE ONAY.....	i
BİLDİRİM.....	ii
TEŞEKKÜR.....	iii
ÖZET.....	iv
ABSTRACT.....	v
İÇİNDEKİLER.....	vi
TABLolar DİZİNİ	vii
GİRİŞ.....	1
1.BÖLÜM: DURAGAN OLMAYAN PANEL VERİ MODELLERİ	3
1.1 Panel Veri Yaklaşımı	3
1.2 Panel Verilerde Uzun Dönem Modelleme Yaklaşımı.....	6
1.3 Ekonometri Teorisinde ve Uygulamalı Çalışmalarda Yeni Gelişmeler : Panel Eşbütünleşme Testleri.....	9
2.BÖLÜM: DOĞRUSAL OLMAYAN PANEL EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ.....	14
2.1 Doğrusal Olmayan Panel Eşbütünleşme Modelleri.....	15
2.2 Panel Bootstrap Eşbütünleşme Testleri.....	21
2.3 Doğrusal Olmayan Panel Eşbütünleşme Üzerine Bir Uygulama	26
2.3.1 İktisat Teorisi Açısından Fisher Etkisi.....	26

2.3.2 Fisher Etkisi Testi: OECD Ülkeleri Üzerine Bir Uygulama.....	29
3. BÖLÜM: SONUÇ VE YORUMLAR.....	38
KAYNAKÇA.....	40
EK 1: MATLAB BOOTSTRAP TESTLERİ KODU.....	45

TABLOLAR DİZİNİ

Tablo 1. Uygulamaya Konu Olan Ülkeler	30
Tablo 2. Değişkenler Üzerine Panel Birim Kök Testi	31
(2003.01-2013.05)	
Tablo 3. G7 İçin Doğrusal Eşbütünleşme Testleri	31
(2003.01-2013..05)	
Tablo 4. Gelişmişler İçin Doğrusal Eşbütünleşme Testleri.....	32
(2003.01-2013.05)	
Tablo 5. Engle-Granger Tipi Panel Eşbütünleşme Testleri	33
(2003.01-2013.05)	
Tablo 6. Doğrusal olmayan Panel Eşbütünleşme Testleri.....	34
(2003.01-2013.05)	
Tablo 7. Değişkenler Üzerine Panel Birim Kök Testi	34
(1998.01-2008.01)	
Tablo 8. G7 İçin Doğrusal Eşbütünleşme Testleri	35
(1998.01-2008.01)	
Tablo 9. Gelişmiş İçin Doğrusal Eşbütünleşme Testleri	35
(1998.01-2008.01)	
Tablo 10. Engle-Granger Tipi Panel Eşbütünleşme Testleri	36
(1998.01-2008.01)	
Tablo 11. Doğrusal Olmayan Panel Eşbütünleşme Testleri	37
(1998.01-2008.01)	

GİRİŞ

Uygulamalı ve teorik ekonometri alanında son yıllarda yapılan çalışmalar, doğrusal olmayan zaman serisi ve panel veri modelleri üzerine yoğunlaşmaktadır. Özellikle makro ekonometri ve makro finans alanında OECD, AB, G7 gibi grup ülkeler üzerinde uygulamalı çalışmalar yapılmaya başlanmıştır. Bunun en önemli nedeni son 30 yılda dünya da ticaretin genişlemesi ve finansal piyasaların eklemlenmesi sonucu ekonomilerin globalleşmesi ve birbirlerine olan bağımlılıklarının artmasıdır. Globalleşme birbirine benzer mekanizmalarla çalışan ekonomilerin meydana gelmesini sağlamıştır. Dolayısıyla, bu benzer ekonomilerin panel veri seti içinde birlikte analiz edilmeleri uygun hale gelmiştir. Ülkeler bazında yapılan çalışmalarda, zaman boyutunda gözlem sayısı arttığı için, zaman serisi analizlerinde kullanılan; örneğin, eşbütünleşme (cointegration), hata düzeltme (error correction) , vektör otoregresif (VAR) gibi modellerin panel veri analizi içinde de yoğun bir şekilde çalışıldığını söyleyebiliriz. Bu çalışmaların genel özelliklerinden birisi de önsel olarak değişkenler arasındaki ilişkinin doğrusal olduğunu varsaymalarıdır. Diğer yandan, iktisadi değişkenler arasındaki ilişkilerin daha karmaşık (complexity) olduğu ve doğrusal matematiksel ifadelerin bu karmaşıklığı açıklamada yetersiz kaldığı söylenebilir. Ayrıca, doğrusal matematik modellemenin doğrusal olmayan modellerin indirgenmiş özel halleridir. Diğer bir deyişle, doğrusal olmayan modeller doğrusal olanları da kapsadığından iktisadi ilişkileri açıklamada daha kapsayıcı ve güvenilirlerdir.

Bu bağlamda, panel veri analizi içinde önerilen doğrusal eşbütünleşme testlerine alternatif olarak doğrusal olmayan testlerin geliştirilmesi bu tezin konusudur. Engle-Granger (1987) yaklaşımı yerine, uzun dönem eşbütünleşme modelinden elde edilen hata tahminleri doğrusal olmayan (nonlinear) hata düzeltme modelleri içine doğrusal olmayan hata düzeltme değişkeni olarak alınmış ve elde edilen yeni hata düzeltme modeli doğrusallaştırıldıktan sonra elde edilen yeni modeller üzerinden eşbütünleşme testleri elde edilmiştir.

Önerilen grup ortalama t ve F testleri, hata düzeltme değişkeninin parametrelerine uygulanan “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki yokluk hipotezi altında türetilmiştir. Panel veri analizinde bireyler arasındaki bağımlılık (cross section dependency) parametre tahminlerinin sapmalı (bias) olmasına neden olmaktadır. Dolayısıyla, sabit etki (fixed effect) veya En Küçük Kareler (EKK) tahmincilerinin kullanılması uygun değildir. Bu sorun filtrelenmiş bootstrap (sieve bootstrap) yöntemiyle EKK tahminleri yapılarak aşılmıştır. Ayrıca geliştirilen testler de yine bu yöntem çerçevesinde tahmin edilmiştir. Bootstrap yaklaşımında gerçek verilerden yola çıkarak oluşturulan örneklemeler üzerinden parametre tahminleri ve test istatistikleri hesaplandığı için, kullanılan kritik değerler büyük örneklem (asymptotic) kritik değerlere göre küçük örneklemelerde daha güvenilirlerdir. Bootstrap yaklaşımında, gerçek gözlemlerden yola çıkarak test istatistiklerinin kritik değerleri elde edildiğinden, küçük örneklemeler için bu kritik değerler kullanılarak yapılan yokluk hipotezinin geçerliliğinin sınanması işlemi sonuçların güvenilirliğini arttırmaktadır.

Bu tezin ikinci bölümünde, panel veri içerisinde hata düzeltme modellerinde eşbütünleşme, hata düzeltme modelleri ve eşbütünleşme testleri anlatılmaktadır. Bu bölümün sonunda ise literatür özeti sunulmaktadır.

Tezin üçüncü bölümünde ise, geliştirilen doğrusal olmayan panel eşbütünleşme testleri bootstrap algoritması içinde anlatılmıştır. Bu bölümün sonunda, Fisher etkisinin geçerliliği, önerilen eşbütünleşme testleri aracılığıyla, OECD ülkeleri için araştırılmıştır. Eldeki verilerin yeterliliğine göre, OECD ülkeleri, G7 ve ‘Gelişmiş Ülkeler’ olmak üzere iki gruba ayrılmıştır. Ayrıca, zaman periyodu olarak da hem 1998.01-2008.01 hem de 2003.01-2013.05 arası aylık veriler kullanılarak iki farklı uygulama yapılmıştır. Buradaki amaç, emlak piyasasında 2008 yılında çıkan krizin Fisher Etkisinin geçerliliği üzerinde etkiye neden olup olmadığını uygulamalı olarak araştırmaktır.

Son bölümde ise, geliştirilen testler ve elde edilen uygulama sonuçları tartışılmıştır.

1.BÖLÜM

DURAĞAN OLMAYAN PANEL VERİ MODELLERİ

Bu bölümde, tez çalışmasında geliştirilecek uzun dönem doğrusal olmayan hata düzeltme modelleri ve bu modeller üzerinden yapılacak olan eşbütünleşme testlerinin öncülü olan uzun dönem doğrusal modeller ve bu modelleri temel alan eşbütünleşme testlerine değinilecektir. İlk alt bölümde panel veri nedir, avantajları ve dezavantajlarından kısaca söz edilecektir. İkinci alt başlıkta, hata düzeltme ve eşbütünleşme modellerinin zaman serileri analizi içinde çalışılmasına rağmen son yıllarda panel veri yaklaşımı altında yeniden gündeme gelmelerinin nedenleri üzerinde durulacaktır. Üçüncü alt bölümde ise, ekonometri literatüründe geliştirilen uzun dönem panel modelleri ve eşbütünleşme testleri özetlenecektir.

1.1 PANEL VERİ YAKLAŞIMI

İstatiksel veri analizinde gözlemleri genel olarak üç sınıfa ayırabiliriz. Bunlar, zaman serisi verileri (time series data), yatay kesit verileri (cross section data) ve bu ikisinin birleşimiyle oluşturulan karma verilerdir (mixed data). Eğer yatay kesit birimleri $i = 1, 2, \dots, N$ (bireyler, firmalar, ülkeler vs.), belirli tekrarlanan zaman aralıkları $t = 1, 2, \dots, T$ içinde gözlemlenerek elde edilen verilere panel veriler denir. Bu bağlamda, panel verileri bireylerin sadece zamanın bir noktasında ölçülmesi ile elde edilen yatay kesit verilerle, bir bireyin belirli bir zaman boyunca gözlemlenmesi ile elde edilen zaman serisi verilerinden farklıdır ama aynı anda hem yatay kesit hem de zaman serisi gözlemlerinin özelliklerini de kapsar.

Panel veri çalışmalarında genellikle üç amaç vardır:

(i) Yatay kesitte her birimin zaman içindeki değişimi ortaya koymak.

(ii) Birimlerin ayrı ayrı veya birlikte değişimini diğer değişkenler aracılığıyla açıklamak.

(iii) Her bir birimin ilgili açıklayıcı değişkene bağlı olarak öngörüsünü yapabilmektir. (Hsiao, 1985)

Panel veri analizinin yatay kesit ve zaman serisi çalışmalarına göre avantajlarını şu şekilde özetleyebiliriz:

(i) Gözlem sayısı fazladır ve bu durum uygulamada asimptotik testlerin sonuçlarının güvenilirliğini arttırmaktadır.

(ii) Birimlerin heterojenliğini bazı değişkenler aracılığıyla modellere yansıtılabilmektedir.

(iii) Zaman boyutunda gözlem sayısı arttığı zaman, parametre tahminlerinin etkinliği artar ve çoklu bağlantı problemi de yok olur.

Dezavantajları ise aşağıda verildiği gibidir:

(i) Bireylerin ele alınan değişken bakımından zaman içinde tekrar ölçülmesine bağlı olarak test istatistiklerinin varsayımlarından biri olan ölçümler arası bağımsızlık varsayımı bozulur.

(ii) Panel veri toplama veya anket oluşturmak ve bunu düzenlemek maliyetlidir.

(iii) Uzun zaman periyodu içeren verilerde, örneğin ülkelerin makroekonomik değişkenleri kullanıldığında, zaman serisi özelliklerinden olan durağanlığın testinin panel veriler içinde gerçekleştirilmesi gerekmektedir. Eğer durağanlık testi yapılmazsa, sahte (spurious) regresyon problemi panel veri analizinde de karşımıza çıkar. (Baltagi, 1995)

Son yıllara kadar panel veriler üzerine kurulu ekonometrik teori özellikle mikroekonometri çalışmaları zaman boyutunun sınırlı fakat yatay kesit gözlemlerinin fazla olduğu durumlar üzerine yoğunlaşmıştı. Dünya ekonomilerinin globalleşmesi, ticaretin dünya ölçeğinde gelişmesi ve farklı coğrafyalarda ki ekonomilerin birbirine yakınlaşması artık makroekonomik

analizleri tek bir ülke üzerinden değil bir grup ülke üzerinden yapılmasının gerekliliğini ortaya koymaktadır. Yeteri kadar fazla gözlemlenen makroekonomik zaman serileri artık zaman serisi gözlemlerinin sınırlı olduğu varsayımını ortadan kaldırmıştır. Zaman boyutunda artan gözlem sayısı, panel veri analizinde, heterojenlik, dinamiklik ve yatay kesitte bağımlılık özelliklerinin dahil olmasını sağlamıştır.

Heterojen modellerin oluşturulması için zaman boyutunda fazla sayıda gözleme ihtiyaç vardır çünkü her bir yatay kesit birimi için parametre tahminleri yapılır. Heterojen sabit etki (fixed effect) modelini basitçe şu şekilde gösterebiliriz:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it} \quad (1.1)$$

Burada $i \neq j$ ve $s \neq 0$ için $E(u_{it}u_{jt-s}) = 0$ varsayımı yapabiliriz. Kesim ve eğim katsayılarının her birim için tahmin ediliyor olması heterojen modellemeye işaret etmektedir.

Homojen panel veri ($\beta_i = \beta$) yaklaşımına göre, heterojen panel veri modellemesinin daha gerçekçi olduğu gözlemlenmektedir. Baltagi ve Griffin (1997)'in OECD ülkelerinin petrol talebi üzerine yaptıkları çalışmada, Boyd ve Smith (2002)'in 57 gelişmekte olan ülkenin parasal aktarım mekanizması üzerine yaptıkları araştırmada ve Eberhardt ve Teal (2010)'in büyüme üzerine elde ettikleri ampirik bulgularda homojenlik hipotezi red edilmiştir.

Diğer yandan sabit etki modeli (1.1) denklemindeki varsayımlar altında, zaman boyutundaki gözlem sayısının artmasına bağlı olarak şu şekilde dinamik hale getirilebilir:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + \gamma_i y_{it-1} + u_{it} \quad (1.2)$$

Bu modelin parametre tahminleri en küçük kareler (EKK) yöntemi ile yapılabilir. Durağan olma koşulu altında, $0 < \gamma_i < 1$, N sabit ve $T \rightarrow \infty$ için parametreler tutarlı (consistent) tahmin edilirken T sabit ve $N \rightarrow \infty$ için γ_i 'nin tahmini tutarsızdır. Eğer $N \rightarrow \infty$ ve $T \rightarrow \infty$ gibi çok sayıda gözlem varsa, $N/T \rightarrow k$ ve $0 < \gamma_i < \infty$ koşulunun sağlanması ile tutarlı tahmin elde edilir.

Son olarak, yatay kesitte bağımlılık ise yukarıda hata terimleri için yapılan varsayımların geçerli olmaması halidir. Teknik olarak $E(u_{it}u_{jt-s}) \neq 0$ olarak ifade edilir. Buna bağlı olarak sapmalı tahminler elde edilir. Bu problemin çözümü için, farklı tahmin yöntemleri önerilmiştir. Bunlarda bazıları, Bai ve Ng (2004), Pesaran (2006), Phillips ve Sul (2003), Maddala ve Wu (1999) ve Chang (2004) 'un çalışmalarıdır.

Burada belirtilmesi gereken bir nokta ise yatay-kesit bağımlılığı parametre tahminlerinde sapmaya yol açsa da, bütün ekonomileri birbirine bağlayan gözlemlenen veya gözlemlenemeyen bir şokun model içinde değerlendirilmesini sağladığı içinde önemlidir.

1.2 PANEL VERİLERDE UZUN DÖNEM MODELLEME YAKLAŞIMI

Ekonomide uzun dönem denge kavramının ekonometri teorisinde karşılığı eşbütünleşmedir. Eşbütünleşme ise durağan olmayan (nonstationary) değişkenlerin doğrusal birleşiminin durağan (stationary) olma halidir. Matematiksel olarak şu şekilde ifade edilebilir:

$$\beta_{1i}x_{1it} + \beta_{2i}x_{2it} + \dots + \beta_{mi}x_{mit} = 0 \quad (1.3)$$

Burada $i = 1, 2, \dots, N$ yatay kesit, $t = 1, 2, \dots, T$ zaman boyutu ve $j = 1, 2, \dots, m$ ise değişken sayısını göstermektedir.

Uzun dönemden sapmaya e_{it} denirse, (1.3) nolu denklemin istatistiksel gösterimi ise,

$$e_{it} = \beta_i' x_{it} \quad (1.4)$$

şeklinde olur. Burada e_{it} rassal bir değişken olup β_i yatay kesitteki her bir birim için $m \times 1$ ve x_{it} ise $Tm \times 1$ boyutunda vektörlerdir. Eğer e_{it} durağan ise uzun dönem dengenin varlığından söz edebiliriz aksi takdirde dengenin gerçekleşmediği söylenebilir.

Engle-Granger (1987) tanımına göre, $x_{it} = (x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{mit})$ değişkenlerinin her biri aynı bütünleşme sırasına (d_i) sahip ise ($I(d_i)$ ile gösterilir) ve değişkenlerin doğrusal kombinasyonlarının ($\beta_i' x_{it}$) bütünleşme sırası d_i 'den küçük olduğunda ($b_i > 0$ için, $I(d_i - b_i)$ olması durumunda), bu değişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığından söz edebilir. Burada dikkat edilmesi gereken nokta, heterojen panel veri analizinde her bir yatay kesit birimi için $\beta_i' x_{it} \sim I(d_i - b_i)$ bütünleşme sırasının sağlanması eşbütünleşme testlerinin yokluk ve alternatif hipotezlerinin oluşturulma biçiminden dolayı zorunlu değildir.

Eşbütünleşme analizinde karşılaşılan durumlardan biri de sahte regresyon problemidir. Bütünleşme sırası farklı olan değişkenlerin regresyona sokulmasından dolayı veya aynı bütünleşmeye sahip olsa dahi eşbütünleşmenin olmamasından ortaya çıkar. Bu problem panel eşbütünleşme analizi içinde geçerlidir.

Uzun dönem heterojen panel eşbütünleşme veri üretim süreci iki değişken için aşağıdaki gibi ifade edilirse,

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it}$$

$$\Delta x_{it} = v_{it} \tag{1.5}$$

$$u_{it} = \rho_i u_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

ve uzun dönem eşbütünleşme parametresinin EKK tahmini ise şu şekilde yazılabilir:

$$\hat{\beta}_i = \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{x}_{it} \tilde{y}_{it}}{\sum_{t=1}^T \tilde{x}_{it}^2} = \beta_i + \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{x}_{it} \tilde{u}_{it}}{\sum_{t=1}^T \tilde{x}_{it}^2} \tag{1.6}$$

Burada $\tilde{x}_{it} = x_{it} - \bar{x}_i$ ve $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$ olup $\bar{x}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it}$ ve $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$ olarak tanımlanmıştır. Eğer $\rho_i = 1$ ise, eşbütünleşme yoktur ve $u_{it} \sim I(1)$ olacağından, $cov(\tilde{x}_{it}, u_{it}) \neq 0$ şeklinde elde edilir ve parametre tahmini sapmalı olur. Fakat eğer $\rho_i < 1$ ise, $u_{it} \sim I(0)$ özelliği geçerli olacak ve (1.5) nolu denklemdeki tahminleri tutarlı olacaktır.

Eşbütünleşme testi, Engle ve Granger (1987) yaklaşım dikkate alındığında, iki aşamayla gerçekleştirilir. Birinci aşamada (1.5) nolu veri üretim sürecindeki birinci denklemin parametreleri tahmin edilir ve hata terimlerinin tahminleri alınarak,

$$\Delta \hat{u}_{it} = \mu_i + \lambda_i \hat{u}_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_i \Delta \hat{u}_{it-j} + \omega_{it} \quad (1.7)$$

modeli üzerinden eşbütünleşme testleri gerçekleştirilebilir. Burada, $H_{0i}: \lambda_i = 0$, $\forall i$ ve $i = 1, 2, \dots, N_1$, $N_1 < N$ için $H_{ai}: \lambda_i < 0$ şeklindeki eşbütünleşmenin varlığıyla ilgili hipotezler geçerlidir.

Hata tahminleri üzerinden yapılan eşbütünleşme testleri (1.5) deki statik uzun dönem regresyon denklemini temel almaktadır. Fakat bu denklem değişkenler arasındaki dinamik ilişkiyi yansıtmadığından dolayı eksik (misspecified) belirlenmiştir. Ayrıca, regresyona konu olan değişkenlerin veri üretim sürecini yani $x_{it}, y_{it} \sim I(1)$ durumunu uzun dönem denklemi içermemektedir. Bu bağlamda, (1.7) nolu denklemi (1.5) deki birinci denklem şeklinde yazabiliriz:

$$\Delta y_{it} - \beta_i \Delta x_{it} = \lambda_i (y_{it-1} - \alpha_i - \beta_i x_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{ij} (\Delta y_{it-1} - \beta_i \Delta x_{it-1}) + \omega_{it} \quad (1.8)$$

ve bu denklem yeniden düzenlendiğinde,

$$\Delta y_{it} = \lambda_i \hat{u}_{it-1} + \beta_i \Delta x_{it} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{1ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{2ij} \Delta x_{it-j} + \omega_{it} \quad (1.9)$$

elde edilir. Anlaşılacağı üzere, burada (1.5)'ten elde edilen \hat{u}_{it} 'ler $y_{it-1} - \alpha_i - \beta_i x_{it-1}$ yerine kullanılmıştır. Bu denklem hata düzeltme modeli olarak bilinmektedir. Eşbütünleşmenin olmadığı durum için, yani yokluk hipotezi altında $H_{0i}: \lambda_i = 0$ ve bilgi kaybına neden olmadan $\gamma_{1ij} = \gamma_{2ij} = 0$ kısıtlaması varsayıldığında aşağıda verilen denkleme ulaşılır.

$$\Delta y_{it} = \beta_i \Delta x_{it} + \omega_{it} \quad (1.10)$$

Bu denklemde $\Delta x_{it} = v_{it}$ olduğuna göre,

$$\Delta y_{it} = \beta_i v_{it} + \omega_{it} = \tilde{w}_{it} \quad (1.11)$$

eşitliği kolaylıkla elde edilir. Buradan da anlaşılacağı üzere, $\tilde{w}_{it} \sim I(0)$ süreci olduğuna göre x_{it} gibi y_{it} de durağan olmayan bir stokastik süreç olur. Dolayısıyla, eşbütünleşme üretim sürecini sağlayan veri üretim süreçleri aslında (1.9) nolu hata düzeltme modeli tarafından içerilmektedir.

Bu tezde, eşbütünleşme testlerinin hata düzeltme modelleri üzerinden gerçekleştirilmesinin bir diğer nedeni ise, EKK tahminlerinin (1.5) nolu denklem ile (1.9) nolu denklemde tutarlılıklarının (consistency) aynı olmasıdır. Kısa dönem parametreleri \sqrt{T} -tutarlı iken, uzun dönem parametreleri $\hat{\beta}_i$ ve $\hat{\lambda}_i$ ise T -tutarlıdır.

1.3. EKONOMETRİ TEORİSİNDE VE UYGULAMALI ÇALIŞMALARDA YENİ GELİŞMELER: PANEL EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

Doğrusal modellere dayalı eşbütünleşme testleri Pedroni (1997) ile başlar. Pedroni (1997), yedi farklı istatistik önermiş ve asimptotik dağılımlarını göstermiştir. Bu istatistiklerin dördü homojen modele dayalı yani (1.8)' de verilen genişletilmiş ADF (GDF) modelini dikkate aldığımızda, test aşamasında $H_{0i}: \lambda_i = 0$ ve $H_{1i}: \lambda_i = \lambda < 0$ hipotezleri geçerlidir. Pedroni tarafından önerilen diğer üç istatistik ise heterojen modelden yola çıkarak üretilmiştir. Dolayısıyla, test istatistikleri $H_{0i}: \lambda_i = 0$ ve $H_{1i}: \lambda_i < 0$ hipotezini test etmek amacıyla gerçekleştirilir.

Kao (1999), Pedroni'nin çalışmasını sabit etki modeli üzerinden genişleterek, yeni testler üretmiştir.

Kao'nun modeli aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} y_{it} &= \beta' x_{it} + \gamma' z_{it} + e_{it} \\ \Delta x_{it} &= \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1.12)$$

Hata tahminleri üzerinden: $\hat{e}_{it} = \rho \hat{e}_{it-1} + v_{it}$ modeli oluşturulmuş ve bu model üzerinden birim kök testleri veya aynı anlama gelen eşbütünleşme testleri önermiştir. Parametre için test istatistiğini şu şekilde göstermiştir:

$$t_\rho = \frac{(\hat{\rho} - 1) \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2}}{s_e} \quad (1.13)$$

Burada hataların standart sapması için şu formül kullanılmıştır: $s_e^2 = (NT)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{e}_{it-1} - \hat{\rho} \hat{e}_{it-1})^2$. Hesaplanan Dickey-Fuller (DF) test istatistikleri ise aşağıda özetlenmiştir:

$$DF_\rho = \frac{T\sqrt{N}(\hat{\rho} - 1)3\sqrt{N}}{\sqrt{10.2}} \quad (1.14)$$

$$DF_t = \sqrt{1.25} t_\rho + \sqrt{1.875N} \quad (1.15)$$

$$DF_\rho^* = \frac{T\sqrt{N}(\hat{\rho} - 1) + \frac{3\sqrt{N}\hat{\sigma}_v^2}{\hat{\sigma}_{0v}^2}}{\sqrt{3 + \frac{36\hat{\sigma}_v^4}{5\hat{\sigma}_{0v}^4}}} \quad (1.16)$$

$$DF_t^* = \frac{t_\rho + \frac{\sqrt{6N} \hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}} \quad (1.17)$$

Burada, $\hat{\sigma}_v^2 = \hat{\Sigma}_u - \hat{\Sigma}_{u\varepsilon} \hat{\Sigma}_\varepsilon^{-1}$ ve $\hat{\sigma}_{0v}^2 = \hat{\Omega}_u - \hat{\Omega}_{u\varepsilon} \hat{\Omega}_\varepsilon^{-1}$ olarak ifade edilebilir.

McCoskey ve Kao (1998), Pedroni (1997)'ye alternatif olarak, yokluk hipotezi eşbütünleşme olan lagrange çarpanı istatistiği önermişlerdir. Heterojen panel veri modelinden yola çıkarak (denklem (1.5) dikkate alınabilir) uzun dönem denklemin parametrelerini dinamik ve tamamen değiştirilmiş (fully modified) EKK yöntemiyle tahmin etmişlerdir. Önerilen test istatistiği,

$$LM = \frac{N^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T S_{it}^2}{\hat{\sigma}_u^2} \quad (1.18)$$

şeklindedir. Burada $S_{it} = \sum_{j=1}^t u_{ij}$ ve $\hat{\sigma}_u^2$ hata tahminlerinin varyansıdır.

McCoskey ve Kao (1999), Kao (1999) yaklaşımını farklılaştırarak, heterojen panel testi önermişlerdir. Aşağıda verilen uzun dönem modelden hata tahminlerini almış ve ADF testi uygulamışlardır. Dolayısıyla,

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it} \quad (1.19)$$

Modelinin hata tahminlerinde birim kökün varlığı aşağıdaki regresyon denklemi dikkate alınarak test edilir:

$$\Delta \hat{u}_{it} = \mu_i + \lambda_i \hat{u}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta \hat{u}_{it-j} + \omega_{it} \quad (1.20)$$

Im, Pesaran ve Shin (IPS,1995) tarafından önerilen heterojen panel modeline dayalı grup ortalama t-istatistiği ve bu istatistiğin normalize edilmiş hali McCoskey ve Kao tarafından önerilmiştir. Buna göre, her bir yatay kesit gözlem için,

$$t_i^{ADF} = \frac{(\hat{\mathbf{u}}_{-1}' Q_p \hat{\mathbf{u}}_{-1})^{1/2} \hat{\lambda}_i}{s_\omega} \quad (1.21)$$

Burada, $U_p = (\Delta \hat{u}_{it-1}, \Delta \hat{u}_{it-2}, \dots, \Delta \hat{u}_{it-p})'$ ve $\hat{\mathbf{u}}_{-1} = (\hat{u}_{i0}, \hat{u}_{i1}, \dots, \hat{u}_{iT-1})'$ vektörleri olup, $Q_p = I - U_p (U_p' U_p)^{-1} U_p'$ ve $s_\omega^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\omega}_{it}^2$ şeklinde tanımlanmıştır. IPS-tipi grup ortalama istatistiklerini ise,

$$\bar{t}^{ADF} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i^{ADF} \quad (1.22)$$

formülünden hesaplamışlardır. Bu istatistiğin birinci ve ikinci momentlerini kullanarak normalize istatistiğini

$$\sqrt{N}(\bar{t}^{ADF} - \mu_{ADF}) / \sigma_{ADF} \Rightarrow N(0, \sigma_{ADF}^2) \quad (1.23)$$

elde etmişlerdir. Burada μ_{ADF} birinci moment, σ_{ADF} ise ikinci momenttir.

Pedroni (2004)'te eş bütünleşme için, heterojen ve homojen modelleri temel alan grup ortalama ve havuzlanmış (pooled) istatistikler önermiştir. Bu istatistikler aşağıda özetlenmiştir.

Grup ortalama istatistiği,

$$\bar{Z} = \sum_{i=1}^N \left\{ \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{u}_{it-1} \hat{u}_{it} - T \hat{\gamma}_i)}{\widehat{\sigma}_{iu}^2 \sqrt{\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it-1}^2}} \right\} \quad (1.24)$$

olarak ifade edilir. Burada, $\hat{\gamma}_i$ uzun dönem eş zamanlı hata tahminlerinin varyansından elde edilir.

Havuzlanmış istatistik ise,

$$\tilde{Z} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\hat{u}_{it-1} \hat{u}_{it} - T \sum_{i=1}^N \hat{\gamma}_i)}{\widehat{\sigma}_{NT}^2 \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it-1}^2}} \quad (1.25)$$

olarak formüleleştirilmiştir. Hata tahminleri de \hat{u}_{it} , denklem (1.19) dan elde edilmiştir.

Buraya kadar söz edilen testlerin dışında, yatay kesitte bağımlılık sorununu dikkate alan Licos ve Westerlund (2008), filtrelenmiş bootstrap tahmin yöntemine dayalı grup ortalama ve havuzlanmış test istatistikleri önermişlerdir. Bu çalışmalarında eşbütünleşme testlerini heterojen hata düzeltme modelleri üzerinden yaparak diğer çalışmalardan farklı bir yaklaşım sergilemektedirler. Bu bağlamda,

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \lambda_i y_{it-1} + \gamma_i' x_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \phi_{ij} \Delta x_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (1.26)$$

Modelinin parametrelerini tahmin edip, aşağıda verilen test istatistiklerini hesaplamışlardır.

$$G_{\tau} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\theta}_i}{se(\hat{\theta}_i)} \text{ ve } G_{\tau} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T\hat{\theta}_i}{\hat{\theta}_i(1)} \quad (1.27)$$

Burada $\hat{\theta}_i$ parametresi λ_i ve γ_i' parametrelerine getirilen ortak kısıtı temsil etmektedir.

Havuzlanmış istatistikler için, hata düzeltme modelinden elde edilen projeksiyon hata tahminleri $\Delta\tilde{y}_{it}$ ve aşağıda gösterilen denklemden elde edilen y_{it-1} için projeksiyon hata tahminleri,

$$\tilde{y}_{it-1} = y_{it-1} - \alpha_i - \tilde{\gamma}_i' x_{it-1} - \sum_{j=1}^{p_i} \tilde{\beta}_{ij} \Delta y_{it-j} - \sum_{j=0}^{p_i} \tilde{\Phi}_{ij} \Delta x_{it-j} \quad (1.28)$$

kullanılarak elde edilen,

$$\hat{\theta}_i = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \frac{1}{\hat{\theta}_i(1)} \tilde{y}_{it-1} \Delta \tilde{y}_{it}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \tilde{y}_{it-1}^2} \quad (1.29)$$

Parametre tahminlerinden, havuzlanmış istatistik ise,

$$P_{\tau} = \frac{\hat{\theta}_i}{se(\hat{\theta}_i)} \quad (1.30)$$

hesaplanarak eşbütünleşme testi gerçekleştirilmiştir.

2.BÖLÜM

DOĞRUSAL OLMAYAN PANEL EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

Panel veriler için eşbütünlüşme modelleri, önceki bölümde özetlendiği gibi, değişkenler arasındaki ilişkinin doğrusal olduğunu varsaymaktadırlar. Makroekonomik ve finansal değişkenlerin temel zaman serisi özelliklerinden biriside değişkenler arasındaki matematiksel formun kompleks olmasıdır. Dolayısıyla, kompleks ilişkilerin doğrusal modeller çerçevesinde açıklanmaya çalışılması eksik belirlenme (misspecification) problemine neden olacaktır. Eksik belirlenmeyle karşılaşmamak için doğrusal olmayan modellemeye ihtiyaç duyulmaktadır. Buna bağlı olarak yapılan ilk çalışmalar 1980'li yılların başlarına kadar uzanmaktadır. Bu çalışmalar içinde doğrusal olmayan zaman serisi modellerinin gelişmesine öncülük edenlerin bazıları şunlardır : Breusch ve Pagan (1979), Neftçi (1984), Brennan ve Schwartz (1988), Chan ve Tong (1985) ve Hamilton (1989). Ayrıca, doğrusal olmayan zaman serisi Granger ve Lee (1989), Granger ve Terasvirta (1993), Balke ve Fomby (1997) ve Escribano ve Mira (1998)' in katkılarıyla hata düzeltme modelleri için geliştirilmiştir. Diğer bir ifadeyle, son yıllarda, logistik yumuşak geçişli otoregresif model (logistic smooth transition autoregressive), üstel yumuşak geçişli otoregresif model (exponential smooth transition autoregressive) veya eşik otoregresif (threshold autoregressive) modeller hata düzeltme modelleri ile birleştirilerek elde edilen doğrusal olmayan hata düzeltme modelleri üzerinden ele alınan iktisadi değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin varlığı araştırılmaktadır.

Literatür özeti bölümünde söz edilen panel eşbütünlüşme testleri doğrusal modeller üzerinden gerçekleştirilmektedir fakat eğer her bir yatay kesit gözlemi için dikkate alınan zaman serisi değişkeni doğrusal olmayan bir yapı içeriyorsa, panel eşbütünlüşme testlerinin temel aldığı doğrusal eşbütünlüşme veya hata düzeltme modelleri eksik belirlenme hatasına sahip olacaklardır. Bu durumu dikkate alan Omay, Hasanov ve Uçar (2012) çalışmalarında, doğrusal olmayan hata düzeltme modeli içinde panel eşbütünlüşme testi önermişlerdir. Enerji tüketimi ve büyüme arasındaki uzun dönem ilişkinin varlığını bu test aracılığıyla

araştırmışlardır. Omay, Hasanov ve Uçar (2012) doğrusal olmayan hata düzeltme modelinin parametrelerini genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemiyle tahmin etmişlerdir ve bu yöntem sadece $T \geq N$ durumu için geçerlidir.

Bu tez çalışmasında ise, yatay kesit bağımlılığından dolayı ortaya çıkan parametre tahminlerinin yanlılığı (biasedness) problemi, parametrelerin bootstrap EKK yöntemiyle tahmin edilmesiyle giderilecektir. Bootstrap yöntemi ile yapılan eşbütünleşme testleri gözlemsel dağılımdan (empirical distribution) faydalanılarak üretilen kritik değerleri kullanır. Asimptotik değerler yerine gözlemsel dağılımdan gelen kritik değerlerin kullanılması önerilen eşbütünleşme testlerinin gücünü de küçük örneklem için arttırmaktadır.

Bu bölümde, doğrusal olmayan panel hata düzeltme modellerinin parametreleri ve test istatistikleri değerleri, modelde gözlemlenemeyen ortak faktör yapısını da dikkate alan bootstrap yaklaşımı içinde tahmin edilecektir. Bootstrap algoritması (yöntemi) içinde geliştirilen eşbütünleşme testleri, bir kısım OECD ülkelerinde Fisher Etkisinin olup olmadığını araştırmak için kullanılacaktır.

2.1 DOĞRUSAL OLMAYAN PANEL HATA DÜZELTME MODELLERİ

Doğrusal olmayan eşbütünleşme testleri, (1.5) nolu denklemde bağımsız değişkenin (x_{it}) doğrusal olmayan bir formda yer alması üzerine kuruludur. Bu şekilde oluşturulan denklemin hataları tahmin edilir ve eşbütünleşme testi uygulanır. Bu yaklaşımdan farklı olarak, Kapataniotis, Shin ve Snell (2006)'da ki çalışmalarında eşbütünleşme testlerinin hata düzeltme modeli üzerinden yaparlarken, hata tahminlerini doğrusal modelden elde edip, daha sonra bu tahminleri doğrusal olmayan bir yapıda hata düzeltme modeline ekleyerek eşbütünleşme testlerini gerçekleştirmişlerdir.

Bölüm 1.2'de iki değişken için açıklanan hata düzeltme modelinin genelleştirilmiş haline standard vektör otoregresif (VAR) modelden yola çıkarak ulaşılabılır. Buna göre, düzeyde VAR modeli şu şekilde yazılabilir:

$$\mathbf{z}_{it} = \boldsymbol{\alpha}_i + \sum_{j=1}^{p_i} \mathbf{A}_{ij} \mathbf{z}_{it-j} + \boldsymbol{\varepsilon}_{it} \quad (2.1)$$

Burada \mathbf{z}_{it} , mx1 değişkenler vektörünü ve \mathbf{A}_{ij} ise mxm parametre matrisidir. Bu modelin parametreleri yeniden düzenlenirse,

$$\begin{aligned} \mathbf{z}_{it} - \mathbf{z}_{it-1} &= \boldsymbol{\alpha}_i + (\mathbf{A}_{i1} + \mathbf{A}_{i2} + \dots + \mathbf{A}_{ip} - \mathbf{I}) \mathbf{z}_{it-1} \\ &\quad - (\mathbf{A}_{i2} + \mathbf{A}_{i3} + \dots + \mathbf{A}_{ip}) \Delta \mathbf{z}_{it-1} \\ &\quad - (\mathbf{A}_{i3} + \mathbf{A}_{i4} + \dots + \mathbf{A}_{ip}) \Delta \mathbf{z}_{it-2} - \dots + \boldsymbol{\varepsilon}_{it} \end{aligned} \quad (2.2)$$

ve son hali ise aşağıdaki denklem gibi olur.

$$\Delta \mathbf{z}_{it} = \boldsymbol{\alpha}_i + \mathbf{B}_i \mathbf{z}_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \boldsymbol{\Gamma}_{ij} \Delta \mathbf{z}_{it-j} + \boldsymbol{\varepsilon}_{it} \quad (2.3)$$

Burada, hata düzeltme kısmı $\mathbf{B}_i \mathbf{z}_{it-1}$ şeklindedir.

Hata düzeltme kısmını uygun bir şekilde ayırıştırıp Vektör Hata Düzeltme Modelini (VHDM) şu şekilde ifade edebiliriz:

$$\Delta \mathbf{z}_{it} = \boldsymbol{\alpha}_i + \begin{bmatrix} b_{i11} & \mathbf{b}_{i12}' \\ b_{i21} & \mathbf{b}_{i22}' \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{it-1} \\ \mathbf{x}_{it-1} \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} y_{it-1} \\ \mathbf{x}_{it-1} \end{bmatrix} + \sum_{j=1}^{p_i} \boldsymbol{\Gamma}_{ij} \Delta \mathbf{z}_{it-j} + \boldsymbol{\varepsilon}_{it} \quad (2.4)$$

Burada, $\mathbf{z}_{it} = (y_{it}, \mathbf{x}_{it}')'$ şeklinde ayrışık olarak tanımlanmıştır ve $i = 1, 2, \dots, N$ için y_{it} Tx1 boyutunda bir değişken iken, \mathbf{x}_{it} ise m-1 tane her biri Tx1 boyutunda değişkeni içeren bir matristir. Ayrıca, \mathbf{B}_i matrisi, $\mathbf{A}_{i1} + \mathbf{A}_{i2} + \dots + \mathbf{A}_{ip}$ matrislerinin toplamına karşılık gelen parçalı matris formundadır. Yukarıda verilen denklem sistemi şu şekilde yazılabilir :

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} &= \alpha_{1i} + \lambda_{iy} (y_{it-1} - \boldsymbol{\beta}'_{iy} \mathbf{x}_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \boldsymbol{\Gamma}_{ij}^{y'} \Delta \mathbf{z}_{it-j} + \varepsilon_{it}^y \\ \Delta \mathbf{x}_{it} &= \boldsymbol{\alpha}_{2i} + \lambda_{ix} (y_{it-1} - \boldsymbol{\beta}'_{ix} \mathbf{x}_{it-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \boldsymbol{\Gamma}_{ij}^{x'} \Delta \mathbf{z}_{it-j} + \boldsymbol{\varepsilon}_{it}^x \end{aligned} \quad (2.5)$$

Burada, $\beta'_{iy} = -\frac{b'_{i12}}{1-b_{i11}}$ ve $\beta'_{ix} = -\frac{b'_{i22}}{1-b_{i21}}$ şeklinde tanımlanmıştır. Burada parametreler y_{it} değişkenine göre normalleştirilmiştir.

Elde edilen (2.5) nolu denklemler sisteminden anlaşılacağı üzere, (1.5) nolu denklemde gösterilen uzun dönemli ilişki burada her bir denklemde yer almıştır. Diğer bir ifadeyle, (2.5) nolu denklem (1.5) ve (1.7) nolu denklemlerin genişletilmiş hali olarak düşünülebilir.

Tek denklem üzerinden eşbütünsellik testinin yapılabilmesi için, zayıf dışsallık (weak exogeneity) koşulunun sağlanması gerekmektedir. Eğer sağlanmazsa sistemin tahmin edilmesi gerekir ve Johansen (1988) yaklaşımının kullanılması daha uygun olur.

Zayıf dışsallığın sağlanması için, (2.5) denklem sisteminde $\lambda_{ix} = 0$ kısıtı getirilir. Ayrıca, bu sistemin ilk denkleminde $y_{it-1} - \beta'_{iy}x_{it-1}$ yerine, ilk aşamada uzun dönem regresyondan elde edilen \hat{u}_{it-1} tahminler değişkeni kullanılacağından yeni denklem sistemini şu şekilde yazabiliriz:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} &= \alpha_{1i} + \lambda_{iy}\hat{u}_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \Gamma_{ij}^{y'} \Delta z_{it-j} + \varepsilon_{it}^y \\ \Delta x_{it} &= \alpha_{2i} + \sum_{j=1}^{p_i} \Gamma_{ij}^x \Delta z_{it-j} + \varepsilon_{it}^x \end{aligned} \quad (2.6)$$

Hataların kovaryans matrisi ise, $\Sigma_i^{xy} = \begin{bmatrix} \sigma_i^{yy} & \sigma_i^{yx} \\ \sigma_i^{xy} & \Sigma_i^{xx} \end{bmatrix}$ olup, hatalar arasındaki ilişki fonksiyon olarak $\varepsilon_{it}^y = \sigma_i^{xy} (\Sigma_i^{xx})^{-1} \varepsilon_{it}^x + e_{it}$ şeklinde tanımlanabilir. Hatalar arasındaki bu ilişki (2.6) nolu denklemlere uygulandığında ise, aşağıda verilen dönüştürülmüş (transformed) model elde edilebilir :

Model 0 :

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} &= \alpha_{1i} + \lambda_{iy}\hat{u}_{it-1} + \gamma_i' \Delta x_{it} + \sum_{j=1}^{p_i} \Psi_{ij}^{y'} \Delta z_{it-j} + e_{it} \\ \Delta x_{it} &= \alpha_{2i} + \sum_{j=1}^{p_i} \Gamma_{ij}^x \Delta z_{it-j} + \varepsilon_{it}^x \end{aligned} \quad (2.7)$$

Bu sistemde, ikinci denklemler sistemi marjinal VAR modeli olarak tanımlanmaktadır ve yukarıda gösterilen dönüşümle birlikte (2.7) nin ilk denklemi tarafından içermektedir. Böylece, eşbütünleşme testlerini sadece bu denklem (Model 0) üzerinden gerçekleştirmek yeterli olacaktır. Bu denklemde uzun dönem parametre λ_{iy} üzerine getirilen sıfır kısıtı ise yokluk hipotezini oluşturacaktır ($H_0: \lambda_{iy} = 0$). Anlaşılacağı üzere, yokluk hipotezi eşbütünleşmenin olmadığına işaret ederken, alternatif hipotez ise eşbütünleşmenin var olduğunu göstermektedir.

Model 0, uzun dönem ilişkiyi gösteren değişkenin model içindeki ifadesine bağlı olarak *doğrusal* bir modeldir. Bu model, uzun dönem değişkenin durum değişkeni olarak alınması ve üstel yumuşak geçişli fonksiyon ile modelin genişletilmesi yoluyla *doğrusal olmayan* bir fonksiyon biçimine getirilmiştir. Regresyon modeli olarak yazılımı ise aşağıdaki gibi olur :

$$\Delta y_{it} = \alpha_{1i} + \lambda_{iy} \hat{u}_{it-1} + \phi_i \hat{u}_{it-1} (1 - e^{-\theta_i (\hat{u}_{it-1} - c_i)^2}) + \gamma_i' \Delta x_{it} + \sum_{j=1}^{p_i} \Psi_{ij}^y ' \Delta z_{it-j} + e_{it} \quad (2.8)$$

Burada c_i eşik değer olup, parametre kısıtları olarak $\phi_i + \gamma_i' < 0$ eşitsizliğinin sağlandığı varsayılmaktadır.

Lukkonen, Saikkonen ve Terasvirta (1988) ile Kapetanios, Shin ve Snell (2003 ve 2006) çalışmalarındaki yaklaşımlara bağlı olarak (2.8)'deki denklemde üstel yumuşak geçiş fonksiyonuna birinci sıra Taylor serileri açılımı $\lambda_{iy} \neq 0$ varsayımı altında uygulanmıştır. Bu yöntemle üstel fonksiyon doğrusallaştırılarak aşağıdaki yeni modele ulaşılmıştır :

Model 1:

$$\Delta y_{it} = \alpha_{1i} + \delta_{1i} \hat{u}_{it-1} + \delta_{2i} \hat{u}_{it-1}^2 + \delta_{3i} \hat{u}_{it-1}^3 + \gamma_i' \Delta x_{it} + \sum_{j=1}^{p_i} \Psi_{ij}^y ' \Delta z_{it-j} + e_{it} \quad (2.9)$$

Bu model üzerinden eşbütünleşme testi $H_{0i}: \delta_{1i} = \delta_{2i} = \delta_{3i} = 0$ yokluk hipotezi F-testi yoluyla test edilebilir. Hata düzeltme modeli her bir yatay kesit gözlem için vektör formunda şu şekilde yazılabilir:

$$\Delta y_i = \delta_{1i} \hat{u}_{it-1} + \delta_{2i} \hat{u}_{it-1}^2 + \delta_{3i} \hat{u}_{it-1}^3 + S_i \phi_i + e_i \quad (2.10)$$

Burada, $S_i = (\tau, \Delta z_{i,-1}, \Delta z_{i,-2}, \dots, \Delta z_{i,-p}, \Delta x_i)$, $\phi_i = (\alpha_{1i}, \psi_{i1}, \psi_{i2}, \dots, \psi_{ip}, \gamma_i)'$, $\Delta y_i = (\Delta y_{i1}, \Delta y_{i2}, \dots, \Delta y_{iT})'$, $\Delta z_{i,-1} = (\Delta z_{i0}, \Delta z_{i1}, \dots, \Delta z_{iT-1})'$, $\hat{u}_{it-1} = (u_{i0}, u_{i1}, \dots, u_{iT-1})'$ ve $\tau = (1, 1, \dots, 1)'$ olarak tanımlanmışlardır. Bu tanımlamalar ışığında, (2.10)'deki denklem matris formunda aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\Delta y_i = \hat{U}_{1i,-1} \Lambda_i + S_i \phi_i + e_i \quad (2.11)$$

Bu denklemde, $\hat{U}_{1i,-1} = (\hat{u}_{it-1}, \hat{u}_{it-1}^2, \hat{u}_{it-1}^3)$ ve $\Lambda_i = (\delta_{1i}, \delta_{2i}, \delta_{3i})'$ şeklinde tanımlanmıştır. Ayrıca, $M_S = I - S_i(S_i' S_i)^{-1} S_i'$ eş kuvvetli matrisi dikkate aldığımızda, parametrelerin EKK tahmini

$$\hat{\Lambda}_i = (\hat{U}'_{1i,-1} M_S \hat{U}_{1i,-1})^{-1} \hat{U}'_{1i,-1} M_S \Delta y_i \quad (2.12)$$

ve *F-testi* ise, $R = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$ parametre sınırlama matrisi olması nedeniyle,

$$F_{1i} = \frac{R \hat{\Lambda}_i' (R (\hat{U}'_{1i,-1} M_S \hat{U}_{1i,-1})^{-1} R')^{-1} R \hat{\Lambda}_i / 3}{\frac{RSS}{T - p_i}} \quad (2.13)$$

olarak yazılabilir. Yokluk hipotezi altında $H_{0i}: \Lambda_i = \mathbf{0}$ ve $R = I$ olduğuna göre ve parametre tahminleri $\hat{\Lambda}_i - \Lambda_i = e_i' M_S \hat{U}_{1i,-1}$ olarak yazıldığında, test istatistiğinin gösterimi aşağıdaki gibi olur .

$$F_{1i} = \frac{(e_i' M_S \hat{U}_{1i,-1} (\hat{U}'_{1i,-1} M_S \hat{U}_{1i,-1})^{-1} \hat{U}'_{1i,-1} M_S e_i) / 3}{\frac{RSS}{T - p_i}} \quad (2.14)$$

Hataların karelerinin toplamı ise şu formülden hesaplanır :

$$RSS = \frac{\Delta y_i' M_S \Delta y_i}{T-p_i} \quad (2.15)$$

Bu tezde, önerilen diğer bir test istatistiği ise, aşağıda verilen regresyon denkleminde dayanmaktadır. Bu denklemin (2.9) nolu denklemden farkı ise sadece eşik değerin önsel olarak $c_i = 0$ kabul edilmesidir. Bu bağlamda, hata düzeltme modeli

Model 2:

$$\Delta y_{it} = \alpha_{1i} + \delta_{1i} \hat{u}_{it-1} + \delta_{2i} \hat{u}_{it-1}^3 + \gamma_i' \Delta x_{it} + \sum_{j=1}^{p_i} \Psi_{ij}^y \Delta z_{it-j} + \tilde{e}_{it} \quad (2.16)$$

şeklinde yazılabilir. Bu denklemin yatay kesitte matris formunda yazılışı ise aşağıdaki gibidir :

$$\Delta y_i = \hat{U}_{2i,-1} \Psi_i + S_i \phi_i + \tilde{e}_i \quad (2.17)$$

Burada $\hat{U}_{2i,-1} = (\hat{u}_{it-1}, \hat{u}_{it-1}^3)$ biçiminde matris formundadır. Parametrelerin EKK tahmini şu şekilde yazılabilir.

$$\hat{\Psi}_i = (\hat{U}'_{2i,-1} M_S \hat{U}_{2i,-1})^{-1} \hat{U}'_{2i,-1} M_S \Delta y_i \quad (2.18)$$

F-testi ise, (2.13) nolu denklemden sunulan teste benzer biçimde doğrudan aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$F_{2i} = \frac{R \hat{\Psi}_i' (R (\hat{U}'_{2i,-1} M_S \hat{U}_{2i,-1})^{-1} R')^{-1} R \hat{\Psi}_i / 3}{\frac{RSS}{T-p_i}} \quad (2.19)$$

Yokluk hipotezi $H_{0i}: \Psi_i = \mathbf{0}$ altında ve $R = I$ olduğuna göre, ayrıca parametrelerin EKK tahmini $\hat{\Psi}_i - \Psi_i$ $\Lambda_i = \tilde{e}_i' M_S \hat{U}_{2i,-1}$ olarak yazıldığında aşağıda verilen F-test istatistiğine ulaşılır.

$$F_{2i} = \frac{(\tilde{e}_i' M_S \hat{U}_{2i,-1} (\hat{U}'_{2i,-1} M_S \hat{U}_{2i,-1})^{-1} \hat{U}'_{2i,-1} M_S \tilde{e}_i) / 3}{\frac{RSS}{T-p_i}} \quad (2.20)$$

Son olarak, regresyon denklemi (2.8)'de $\lambda_{iy} = 0$ varsayımı altında Taylor açılımı uygulandığında aşağıda verilen denklemi elde ederiz.

Model 3:

$$\Delta y_{it} = \alpha_{1i} + \delta_i \hat{u}_{it-1}^3 + \gamma_i' \Delta x_{it} + \sum_{j=1}^{p_i} \Psi_{ij}^y{}' \Delta z_{it-j} + \check{e}_{it} \quad (2.21)$$

Bu model de matrisler yardımıyla toplu biçimde aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\Delta \mathbf{y}_i = \delta_i \hat{\mathbf{u}}_{it-1}^3 + \mathbf{S}_i \boldsymbol{\phi}_i + \check{\mathbf{e}}_i \quad (2.22)$$

Böylece, yokluk hipotezi $H_0: \delta_i = 0$ altında, *t-test istatistiği* ise şu şekilde olur:

$$t_{3i} = \frac{(\sqrt{T-1}) \Delta \mathbf{y}_i' \mathbf{M}_S \hat{\mathbf{u}}_{it-1}^3}{(\Delta \mathbf{y}_i' \mathbf{M}_S \Delta \mathbf{y}_i)^{1/2} (\hat{\mathbf{u}}_{it-1}^3{}' \mathbf{M}_S \hat{\mathbf{u}}_{it-1}^3)^{1/2}} \quad (2.23)$$

Buraya kadar önerilen modellerden *Model 1*, *Model 2* ve *Model 3* doğrusal olmayan hata düzeltme modelleri iken, *Model 0* ise doğrusal hata düzeltme modelidir. Doğrusal modelin de analizleri eklenmesinin nedeni, uygulama aşamasında doğrusal olmayan modellerden elde edilen sonuçlarla karşılaştırmaktır.

2.2 PANEL BOOTSTRAP EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ

Panel veri analizinde zaman boyutunda gözlem sayısı arttığı durumda her bir yatay kesit için eş anlı (contemporaneous) bağlantı artar ve her bir yatay kesit birimini etkileyen ortak (common) bir faktör varsa bu faktör yatay kesitte bağımlılığa neden olur. (Breitung ve Pesaran, 2005)

Ortak faktörler gözlemlenen veya gözlemlenemeyen olabilir. Bu faktörlerin modele yansıtılması ile ancak sapmasız parametre tahminleri elde edilir. Ortak faktörlerin dikkate alınarak, yatay kesitte bağımlılık probleminin giderilmesi amacıyla temelde üç farklı yöntem geliştirilmiştir. Maddala ve Wu (1999), Chang (2004) tarafından bootstrap yöntemi, Bai ve Ng (2004)'nin önerdikleri temel bileşenler tahmincisi ile Pesaran (2006)'nın önerdiği ortak ilişkili (common correlated effect) EKK tahmincileri şeklindedir. Bai ve Ng (2004) ile Pesaran

(2006) ın yaklaşımları arasındaki temel fark birincisi ortak faktör değişkenini gözlemlenebilen kabul edip temel bileşenler tahmincisi önermesi, ikincisi ise ortak faktör değişkenini gözlemlenemeyen kabul edip bu değişken yerine araç değişkenleri modele ekleyip EKK ile tahmin etmiştir. Maddala ve Wu (1999), Chang (2004) yaklaşımı ise, bootstrap yeniden örnekleme (resampling) yöntemi, yatay kesitteki birimler arasındaki ilişkiyi koruyacak şekilde gerçek veri kümesinden belli bir sayıda veriyi, yerine koyarak ve tekrarlayarak çektirip ortaya çıkan yeni bootstrap gözlemlerinden regresyon analizleri yapma olanağını sağlar. Yatay kesitteki her gözlem için bootstrap değerleri Fisher (1930) yaklaşımı ile birleştirilerek parametre testleri yapılabilir.

Durağan olmayan panel veri analizi içinde bootstrap yaklaşımı, asimptotik teorisini de kapsayacak şekilde ilk olarak Chang (2004) tarafından birim kök testleri üzerine yapılan çalışmadır. Diğer yandan zaman serisi analizi içinde, Li ve Maddala (1997) ve Chang, Park ve Song (2006) uzun dönem regresyonu dikkate alarak bootstrap tahmin ediciler ve testler önermişlerdir. Fakat bu çalışmalarda da aynı şekilde doğrudan uzun dönem denklem üzerinden hata terimleri alınarak bootstrap örneklemler oluşturulmuştur.

Bu tezin doğrusal olmayan panel eşbütünleşme testleri önermesinin dışında ekonometri literatürüne ikinci katkısı ise, doğrudan eşbütünleşme testleri elde etmek yerine, uzun dönem denklemden elde edilen hata tahminlerinin hata düzeltme modellerine uzun dönem değişken olarak eklenip, doğrusal olmayan panel eşbütünleşme testlerini bu modeller üzerinden geliştirecek bootstrap yöntemi öne sürmesidir.

Önceki bölümdeki modelleri ve testleri dikkate alarak oluşturulan bootstrap yaklaşımının adımları detaylı bir şekilde verilebilir:

1. Adım:

Aşağıda belirtilen üçgensel (triangle) uzun dönem regresyon modelinin parametre tahminleri elde edilir :

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_i + \beta_i' x_{it} + u_{it} \\ \Delta x_{it} &= v_{it} \end{aligned} \quad (2.24)$$

Burada, hata tahminleri vektörü ise, $\hat{w}_{it} = (\hat{u}_{it}, v'_{it})'$ olarak tanımlanır.

2. Adım

Filtreleme (sieve) tahmin yaklaşımı ile aşağıdaki modelden $\hat{\varepsilon}_{ipt}^u$ tahminleri elde edilir :

$$\begin{aligned} \hat{u}_{it} &= \phi_{1i} \hat{u}_{it-1} + \phi_{2i} \hat{u}_{it-2} + \dots + \phi_{2i} \hat{u}_{it-p} + \beta_{1i}' \Delta x_{it-1} \\ &\quad + \beta_{2i}' \Delta x_{it-2} + \dots + \beta_{pi}' \Delta x_{it-p} + \varepsilon_{ipt}^u \end{aligned} \quad (2.25)$$

Bootstrap hatalar ise $\hat{\varepsilon}_{it}^* = \hat{\varepsilon}_{ipt}^u - T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{ipt}^u$ formülüyle hesaplanır. Bootstrap örnekleme, $\hat{\varepsilon}_{it}^*$ 'nin tekrarlanarak çekilmesinden (çekilen örneklem yerine konmak şartıyla) oluşturulur. Elde edilen örneklem kullanılmak koşuluyla uzun dönem ilişkiyi yansıtan bootstrap değişken, tekrarlama (recursive) yöntemiyle üretilir. Tekrarlama yönteminin uygulandığı denklem şu şekilde ifade edilebilir:

$$\begin{aligned} u_{it}^* &= \hat{\phi}_{1i}^* u_{it-1}^* + \hat{\phi}_{2i}^* u_{it-2}^* + \dots + \hat{\phi}_{pi}^* u_{it-p}^* + \hat{\beta}_{1i}^* \Delta x_{it-1}^* \\ &\quad + \hat{\beta}_{2i}^* \Delta x_{it-2}^* + \dots + \hat{\beta}_{pi}^* \Delta x_{it-p}^* + \hat{\varepsilon}_{it}^* \end{aligned} \quad (2.26)$$

Benzer şekilde, ε_{ipt}^v 'nin tahminleri filtrelenmiş bootstrap yaklaşımı ile, aşağıdaki regresyon parametrelerinin tahmininden üretilir :

$$\begin{aligned} v_{it} &= \phi_{1i} \hat{u}_{it-1} + \phi_{2i} \hat{u}_{it-2} + \dots + \phi_{2i} \hat{u}_{it-p} + \beta_{1i}' \Delta x_{it-1} \\ &\quad + \beta_{2i}' \Delta x_{it-2} + \dots + \beta_{pi}' \Delta x_{it-p} + \varepsilon_{ipt}^v \end{aligned} \quad (2.27)$$

Bu regresyon denkleminde elde edilen hata tahminleri kullanılarak bootstrap hatalar $\hat{\varepsilon}_{it}^{v*} = \hat{\varepsilon}_{ipt}^v - T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{ipt}^v$ formülüyle elde edilir. Benzer biçimde, $\hat{\varepsilon}_{it}^{v*}$ 'ler yerine geri koymak koşuluyla sürekli tekrarlanarak çekilip bootstrap örnekleme oluşturulur. Elde edilen bu örneklem kullanılarak, tekrarlama yöntemiyle bootstrap v_{it}^* değerleri elde edilir. Tekrarlama tahmin yönteminin uygulandığı regresyon denklemi aşağıdaki gibidir :

$$v_{it}^* = \hat{\phi}_{1i}^* u_{it-1}^* + \hat{\phi}_{2i}^* u_{it-2}^* + \dots + \hat{\phi}_{pi}^* u_{it-p}^* + \beta_{1i}^* \Delta x_{it-1}^* + \beta_{2i}^* \Delta x_{it-2}^* + \dots + \hat{\beta}_{pi}^* \Delta x_{it-p}^* + \hat{\varepsilon}_{it}^* \quad (2.28)$$

Üretilen v_{it}^* ve u_{it}^* değerleri sonraki adımlarda kullanılmak üzere elde tutulur.

3. Adım :

Aşağıda verilen eşitlik kullanılarak bootstrap x_{it}^* 'ler üretilir :

$$x_{it}^* = x_{i0}^* + \sum_{k=1}^t v_{ik}^* \quad (2.29)$$

Buraya kadar elde edilen bootstrap değişkenler x_{it}^* ve u_{it}^* , 1. Adım da elde edilen parametre tahminlerinin yardımıyla y_{it}^* 'nin bootstrap örnekleme y_{it}^* şu şekilde elde edilir:

$$y_{it}^* = \alpha_i^* + \hat{\beta}_i^* x_{it}^* + u_{it}^* \quad (2.30)$$

Sonuç olarak, doğrusal olmayan modeller için kullanılacak bootstrap veri seti oluşturulmuştur.

4. Adım :

Bu aşamada, oluşturulan bootstrap değişkenler kullanılarak, aşağıda verilen modellerin parametreleri EKK yöntemiyle tahmin edilip, önerilen panel eşbütünleşme testlerinin değerleri hesaplanacaktır.

Bootstrap modeller ve karşılık gelen eşbütünleşme test istatistikleri aşağıda verilmiştir.

Model 0 :

$$\Delta y_{it}^* = \alpha_i^* + \lambda_i^* \hat{u}_{it-1}^* + \gamma_i^* \Delta x_{it}^* + \sum_{j=1}^{p_i} \Psi_{ij}^{y^*} \Delta z_{it-j}^* + \hat{\varepsilon}_{ipt}^* \quad (2.31)$$

Doğrusal eşbütünleşme için önerilen grup ortalama test istatistiği ise,

$$\bar{t}_0^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{0i}^* \quad (2.32)$$

şeklindedir. Burada, $t_{0i}^* = \hat{\lambda}_i^*/se(\hat{\lambda}_i^*)$ basit *t-istatistiği* şeklindedir ve bu istatistiğin yatay kesitte ortalaması grup ortalama istatistiğine karşılık gelir.

Model 1 :

$$\begin{aligned} \Delta y_{it}^* = & \alpha_i^* + \delta_{1i}^* \hat{u}_{it-1}^* + \delta_{2i}^* \hat{u}_{it-1}^{2*} + \delta_{3i}^* \hat{u}_{it-1}^{3*} + \gamma_i'^* \Delta x_{it}^* \\ & + \sum_{j=1}^{p_i} \Psi_{ij}^{y*} ' \Delta z_{it-j}^* + \hat{\varepsilon}_{ipt}^* \end{aligned} \quad (2.33)$$

Panel grup ortalama istatistiği ise (2.14)' de ifade edilen F-istatistiğinden, elde edilir ve aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$\bar{F}_1^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N F_{1i}^* \quad (2.34)$$

Model 2 :

$$\Delta y_{it}^* = \alpha_i^* + \delta_{1i}^* \hat{u}_{it-1}^* + \delta_{2i}^* \hat{u}_{it-1}^{3*} + \gamma_i'^* \Delta x_{it}^* + \sum_{j=1}^{p_i} \Psi_{ij}^{y*} ' \Delta z_{it-j}^* + \hat{\varepsilon}_{ipt}^* \quad (2.35)$$

Panel gurup ortalama istatistiği (2.20)' de önerilen F-istatistiğinden üretilir ve şu şekilde hesaplanır:

$$\bar{F}_2^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N F_{2i}^* \quad (2.36)$$

Model 3 :

$$\Delta y_{it}^* = \alpha_i^* + \delta_{1i}^* \hat{u}_{it-1}^{3*} + \gamma_i'^* \Delta x_{it}^* + \sum_{j=1}^{p_i} \Psi_{ij}^{y*} ' \Delta z_{it-j}^* + \hat{\varepsilon}_{ipt}^* \quad (2.37)$$

Grup ortalama test istatistiği ise şu şekilde yazılabilir:

$$\bar{t}_3^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{3i}^* \quad (2.38)$$

Burada t-testi, her bir yatay kesit gözlem için, $t_{3i}^* = \hat{\delta}_{1i}^*/se(\hat{\delta}_{1i}^*)$ formülünden yararlanılarak hesaplanır.

5. Adım :

Yatay kesitteki her gözlem için, 2,3 ve 4. adımları 5000 kere tekrar edip \bar{t}_{mi}^* ve \bar{F}_{si}^* bootstrap istatistikleri elde edilir ve büyükten küçüğe doğru sıralanır. Verilen α serbestlik derecesine göre $(1 - \alpha)$ sıklık derecesine (quantile) karşılık gelen istatistik değeri kritik değer olarak kabul edilir. Bootstrap deneyleri sonucu üretilen bu kritik değer ile orijinal veri seti kullanılarak yapılan regresyondan elde edilen test istatistikleri değeri karşılaştırılarak yokluk hipotezinin geçerliliği hakkında karar verilir.

Bootstrap yaklaşımını pratikte gerçek verilere uygulayabilmek amacıyla yukarıda anlatılan adımları içeren bilgisayar kodu *Matlab* matematiksel yazılım programı kullanılarak geliştirilmiş ve EK 1'de sunulmuştur.

2.3 DOĞRUSAL OLMAYAN PANEL EŞBÜTÜNLEŞME TESTLERİ ÜZERİNE BİR UYGULAMA: FISHER ETKİSİ

Bu bölümde ilk olarak Fisher Etkisinin makro iktisat teorisi içindeki anlamı üzerinde durulacaktır. İkinci olarak Fisher denkleminde yola çıkılarak önceki bölümde elde edilen test istatistikleri, OECD ülkelerinde Fisher etkisinin geçerliliğinin farklı zaman aralıkları için araştırılmasında kullanılacaktır.

2.3.1 İktisat Teorisi Açısından Fisher Etkisi

Enflasyon beklentileri ve nominal faiz oranı arasındaki ilişki iki farklı *etki* yaklaşımı ile açıklanabilir. Bunlar likidite ve Fisher etkisidir. Likidite etkisi, iktisadi ajanların enflasyonda meydana gelebilecek değişimi dikkate alarak ellerinde nakit para tutma tercihinde bulunmalarınıdır. Dolayısıyla, yüksek enflasyon beklentisi iktisadi ajanların ellerinde daha az nakit para tutma tercihinde bulunmalarına neden olacak ve reel veya finansal varlıklara olan talep artacaktır. Ayrıca, yüksek enflasyon beklentisi varsa iktisadi ajanlar ellerindeki parayı enflasyona karşı korumak için borçverilebilir (loanable) fon

arzını arttırmaları ve bunun sonucunda kredi faizleri düşer. Bu likidite etkisi mekanizması düşük enflasyon olduğu durum için ters yönde gelişir ve borç verilebilir fon arzının azalması ile kredi faizlerinde yükselme gözlemlenir.

Fisher etkisinde ise, enflasyon primi reel faiz oranına eklenerek, iktisadi ajanların elde edecekleri getiri (return) enflasyon yükselmesine bağlı olarak oluşacak kayıplardan korunur. Daha açık bir ifadeyle, enflasyon priminde beklenen artış veya azalış bire bir oranında nominal faizlere yansıtılır ve sonuçta reel faizler değişmez.

Likidite etkisinde enflasyondaki artış beklentisi nominal faizlerde düşüşe neden olurken Fisher etkisinde ise tam tersi artışa neden olur. Fakat, Fisher (1930)' da yüksek enflasyonlu ortamda enflasyonun artacağı beklentisi varsa, Fisher etkisinin uzun dönemde likidite etkisine baskın geleceğini ileri sürmüştür.

Uzun dönemde reel faizlerin durağan olacağı öngörüsü iktisat teorisi içerisinde genelde kabul görmüş bir yaklaşımdır. Örneğin, Barro (1981) de, vergi gelirleriyle finanse edilen hükümet harcamalarındaki artışın, hane halkının refahında azalışa neden olacağı ve buna bağlı olarak hükümet harcamalarındaki artış miktarı kadar tüketimi düşecektir. Bu süreç, sermaye stoğunun ve reel faiz oranlarının uzun dönemde durağan olmasına neden olur.

Klasik büyüme modelleri dikkate alındığında, hükümet harcamalarında ki değişimin faiz oranları üzerindeki etkisi geçici olmakta ve uzun dönemde faiz oranları değişmemektedir. Reel faizin uzun dönemde değişmeyeceği hipotezi, Fisher denkleminin klasik ekonomi okulunun temel varsayımı olan paranın nötr (monetary neutrality) olması yaklaşımına dayandığını göstermektedir. Daha açık bir ifadeyle, Fisher etkisi para arzındaki değişimin sadece enflasyon oranını etkileyeceğini fakat reel değişkenlerin bundan etkilenmeyeceğini dolayısıyla reel faizlerin uzun dönemde değişmeyeceği düşüncesi üzerine kuruludur.

Fisher denklemi şu şekilde yazılabilir:

$$i_{it} = \pi_{it} + r_{it} \quad (2.39)$$

Bu eşitlikte, π_{it} gerçekleşen enflasyon, i_{it} ex-post nominal faiz oranı ve r_{it} ise ex-ante reel faiz oranıdır. Fisher denkleminin her iki tarafının beklenen değerini aldığımızda ve $E_t(i_{it}) = i_{it}$ olduğuna göre, nominal faizler şu şekilde yazılabilir:

$$i_{it} = E_t(\pi_{it}) + E_t(r_{it}) \quad (2.40)$$

Bu denklemle (2.39) nolu denklem birleştirilirse aşağıdaki denklem elde edilir:

$$r_{it} - E_t(r_{it}) = -(\pi_{it} - E_t(\pi_{it})) \quad (2.41)$$

Bu eşitlikten ayrılacağı üzere reel faizdeki beklenmeyen hareketlerin nedeni enflasyondaki beklenmeyen hareketlerdir. Buradaki ilişki, (2.41) nolu denklemin işaret ettiği gibi birebirdir. Fisher denkleminde, enflasyon beklentisi belirleyici olduğundan rasyonel beklentiler teorisine bağlı olarak, enflasyonu stokastik bir süreç şeklinde modelleyebiliriz:

$$\pi_{it} = E_t(\pi_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (2.42)$$

Bu denklem, (2.40) nolu denklemin içine alındığında,

$$i_{it} - \pi_{it} = E_t(\pi_{it}) - \varepsilon_{it} \quad (2.43)$$

eşitliğine ulaşırız. Ayrıca, r_{it} 'nin de bir stokastik süreç olduğu düşünüldüğünde, örneğin $r_{it} = \rho r_{it-1} + v_{it}$ gibi bir süreç ve bu süreç için özellik $E_t(r_{it}) < \infty$ her durum için ($\rho \leq 1$) sağlanacaktır. Dolayısıyla, $E_t(r_{it}) - \varepsilon_{it} = \eta_{it}$ biçiminde kabul edilirse, Fisher denkleminin regresyon halini şu şekilde yazabiliriz:

$$i_{it} = \alpha_i + \beta_i \pi_{it} + u_{it} \quad (2.44)$$

Burada $u_{it} = \eta_{it} - \beta_i \varepsilon_{it}$ olur ve $u_{it} \sim iid$ ortalaması sıfır, varyansı sabit bir süreçtir. Bu denklem nominal faizlerle enflasyon arasındaki uzun dönem ilişkiye işaret eder.

2.3.2 Fisher Etkisinin Testi : OECD Ülkeleri Üzerine Bir Uygulama

Uygulamalı olarak Fisher regresyonu ((2.44)) üzerinde öncü çalışmalar, Rose (1988) ve MacDonald ve Murphy (1989) tarafından eşbütünleşme testleri uygulanmak yoluyla yapılmıştır. Bu uygulamalı çalışmalarda eşbütünleşme bulunamamış ve enflasyonla faiz arasındaki uzun dönemdeki ilişki red edilmiştir. Diğer yandan, Mishkin (1992), Crowder ve Hoffman (1996) ve Evans ve Lewis (1995) uzun dönem ilişkinin varlığı yönünde sonuçlar elde etmişlerdir. Diğer yandan, birden çok ülke verisi kullanarak yapılan çalışmalar ise, Ghazali ve Ramlee (2003), Koustas ve Serletis (1999) ve Atkins ve Serletis (2003)'dir. Bu çalışmalarda ise, Fisher etkisi gözlemlenememiştir. Bunlardan farklı olarak, Berument ve Jelassi (2002), 26 ülkeyi dikkate alarak yaptıkları çalışmada yarısından fazla ülkede Fisher etkisinin olduğunu eşbütünleşme analizi ile göstermişlerdir. Doğrusal panel eşbütünleşme testleri kullanılarak Westerlund (2008) tarafından yapılan çalışmada, OECD ülkelerinde eşbütünleşme gözlemlenmiştir. Söz edilen bu çalışmaların dışında, eşbütünleşmeye farklı bir yaklaşım Christopoulos ve Ledesma (2007) tarafından getirilmiştir. Bu çalışma da ABD verileri için doğrusal eşbütünleşme olmadığı halde, doğrusal olmayan eşbütünleşme bularak, sadece doğrusal eşbütünleşmenin araştırılmasının yeterli olmayacağını göstermişlerdir.

Bu tezde, Fisher etkisi 2003.01- 2013.05 ve 1998.01-2008.01 dönemlerini kapsayan bir grup OECD ülkesi için araştırılmıştır. Ülkeler iki alt gruba ayrılmıştır: G7 (group of seven) ve *Gelişmiş* ülkeler. Bu ayırım çok gelişmiş ülkeler (more advanced economies) ile gelişmiş (developed economies) ülkeler arasında uygulama sonuçları açısından farklılaşma olup olmadığını araştırmak amacıyla yapılmıştır. Ayrıca, iki farklı zaman periyodunun uygulama konusu yapılmasının nedeni ise, 2008 emlak krizinin *Fisher Etkisi* üzerinde bir değişim yapıp yapmadığını uygulamalarla ortaya koymaktır. Dolayısıyla, 2008 yılının beş yıl öncesi ve sonrasını içeren bir veri seti oluşturulmuştur. Diğer gözlem seti ise kriz öncesini kapsamaktadır. Veri seti aylık frekanslara sahip olup OECD'nin web sayfasından elde edilmiştir. Tablo 1'de gruplara karşılık gelen ülkeler sıralanmıştır.

Tablo 1. Uygulamaya Konu Olan Ülkeler

1.GURUP G7 Ülkeleri	2.GURUP Gelişmiş Ülkeler	
ABD	Güney Kore	Polonya
Japonya	İrlanda	Slovenya
Almanya	Portekiz	Çek Cumhuriyeti
Kanada	İspanya	İsrail
Fransa	Yunanistan	Slovak Cumhuriyeti
İngiltere	Macaristan	Türkiye
İtalya	İzlanda	

Eşbütünleşme testleri için uygulamaya geçilmeden önce, ilk aşamada birim kök testlerinin yapılması gerekmektedir. Bu uygulama için, Pesaran (2007) tarafından önerilen, yatay kesitte genişletilmiş Dickey-Fuller (CADF) panel birim kök testi kullanılmıştır.

Bu testin temel alındığı panel veri modeli,

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta y_{it-j} + \lambda_i \Delta \bar{y}_t + \sum_{j=1}^{p_i} \delta_{ij} \Delta \bar{y}_{t-j} + \eta_{it} \quad (2.45)$$

şeklinde yazılır. Burada, $\bar{y}_t = N^{-1} \sum_{j=1}^N y_{it}$ ve $\Delta \bar{y}_t = N^{-1} \sum_{j=1}^N \Delta y_{it}$ olarak tanımlanmıştır. Ortalamalardan oluşan bu değişkenler yatay kesitte bağımlılığı yok etmek amacıyla eklenir ve bu model üzerinden $H_{0i}: \beta_i = 0, \forall i$ yokluk hipotezi test edilir. Test istatistiği olarak grup ortalama test istatistiği, $\bar{t}_{CADF} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i$ kullanılmıştır.

Panel birim kök testleri (\bar{t}_{CADF}) sonuçları, 2003.01-2013.05 yıllarını kapsayan gözlemler için aşağıdaki tabloda sunulmuştur.

Tablo 2. Değişkenler Üzerine Panel Birim Kök Testi (2003.01-2013.05) (*)

↪Gruplar/Testler↩	Faiz Oranı (\bar{t}_{CADF})	Enflasyon (\bar{t}_{CADF})
G7 Ülkeleri	-0.73	-1.87
Gelişmiş Ülkeler	-1.60	-1.79

(*) Pesaran (2007)'de verilen kritik değer tabloları kullanılmıştır.

Tablo 2'den anlaşılacağı üzere, her iki grup içinde birim kök gözlemlenmiştir. Bu testler *Matlab* yazılım programı kullanılarak yapılmıştır.

İkinci aşamada ise, her bir ülke için doğrusal eşbütünleşmenin varlığı araştırılmıştır. Engle-Granger tipi bir yaklaşım benimsenmiş ve (2.44) nolu regresyon denkleminin parametreleri Dinamik EKK (DEKK) ile tahmin edilmiş, elde edilen hata tahminleri üzerinden Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ile Phillips-Ouliaris (PO,1990) testleri aracılığıyla eşbütünleşme testleri gerçekleştirilmiştir. Bu testler *Eviews 7.2* paket programı kullanılarak yapılmıştır ve sonuçlar Tablo 3 ve 4'te sunulmuştur.

Tablo 3. G7 İçin Doğrusal Eşbütünleşme Testleri (2003.01-2013.05)

G7 ÜLKELERİ	ADF Test Değerleri	Olasılık Değerleri (p-values)	PO Test Değerleri	Olasılık Değerleri (p-values)
ABD	-1.07	0.887	-1.25	0.855
Japonya	-2.17	0.443	-2.21	0.422
Almanya	-0.56	0.958	-0.56	0.959
Kanada	-0.90	0.919	-0.87	0.922
Fransa	-0.72	0.943	-0.91	0.918
İngiltere	-1.52	0.758	-1.22	0.854
İtalya	-2.51	0.279	-2.59	0.249

Bu tablolardan anlaşılacağı üzere, doğrusal eşbütünleşme sadece İzlanda ve İsrail'de gözlemlenmiştir. Diğer yandan, gelişmiş ülkeler içinde Fisher etkisi hiçbir ülke için anlamlı değildir ve uzun dönem dengeden söz edilemez.

Tablo 4. Gelişmişler İçin Doğrusal Eşbütünleşme Testleri(2003.01-2013.05)

GELİŞMİŞ ÜLKELER	ADF Test Değerleri	Olasılık Değerleri (p-values)	PO Test Değerleri	Olasılık Değerleri (p-values)
Güney Kore	-1.48	0.772	-1.64	0.707
İrlanda	-1.73	0.665	-1.60	0.725
Portekiz	-2.53	0.271	-2.56	0.260
İspanya	-1.78	0.639	-1.85	0.606
Yunanistan	-1.48	0.770	-1.58	0.731
Macaristan	-2.76	0.187	-2.38	0.338
İzlanda	-3.12 ^(*)	0.092	-2.82	0.165
Polanya	-0.69	0.945	-0.96	0.909
Slovenya	-2.22	0.421	-2.17	0.441
Çek Cum.	-0.33	0.974	-0.65	0.950
İsrail	-4.72 ^(*)	0.001	-3.98 ^(*)	0.010
Slovak Cum.	-2.17	0.441	-1.85	0.605
Türkiye	-2.64	0.228	-2.63	0.234

(*): İstatiksel olarak anlamlı değer.

Bir sonraki aşama olarak her grup ve tüm örneklem için panel veri analizi yapılmıştır. Doğrusal eşbütünleşme testinin panel versiyonu olarak Im, Pesaran ve Shin (IPS, 2003) testi (2.44) nolu denklemin hata tahminlerine uygulanmıştır. Dolayısıyla, hata tahminlerini dikkate alarak, doğrusal panel eşbütünleşme testi aşağıda verilen regresyon modeli üzerinden gerçekleştirilmiştir.

$$\Delta \hat{u}_{it} = \alpha_i + \beta_i \hat{u}_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta \hat{u}_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (2.45)$$

Burada, $H_{0i}: \beta_i = 0, \forall i$ eşbütünleşme yoktur anlamındaki yokluk hipotezi t-test aracılığıyla her ülke için test edilir ve grup ortalama istatistiği $\bar{t}_{IPS} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i$ hesaplanır. Burada, ortalama istatistikler bootstrap yaklaşımı ile elde edilmiştir.

Diğer yandan, doğrusal olmayan modelden hareketle, IPS testine benzer grup ortalama istatistikleri bootstrap yöntemi altında Ucar ve Omay (UO, 2009) tarafından geliştirilmiştir. Doğrusal olmayan panel eşbütünleşme testi aşağıda verilen model üzerinden gerçekleştirilir.

$$\Delta \hat{u}_{it} = \alpha_i + \delta_i \hat{u}_{it-1}^3 + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta \hat{u}_{it-j} + \eta_{it} \quad (2.46)$$

Burada, $H_{0i}: \delta_i = 0, \forall i$ olarak ifade edilen 'doğrusal eşbütünleşme yok' biçimindeki yokluk hipotezine karşı doğrusal olmayan eşbütünleşme vardır alternatif hipotezi önerilmiştir. Filtrelenmiş Bootstrap test istatistiği grup ortalama $\bar{t}_{UO} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i$ istatistiği olarak ifade edilmiştir. Bu testlerin uygulanması ile elde edilen değerler Tablo 5 ve Tablo 10'da sunulmuştur.

Tablo 5'i incelediğimizde, gelişmiş ülkelerde istatistiksel olarak anlamlı doğrusal olmayan eşbütünleşme, çok gelişmiş ülkelerde gözlemlenmemektedir. Ayrıca, bu testlerin sonuçlarından anlaşılıyor ki, sadece doğrusal eşbütünleşme testlerinin uygulanması yanıltıcı olabilmektedir. IPS testi sonuçlarına göre, tüm örneklem içinde eşbütünleşme gözükmemesine rağmen, UO testinin sonuçları ise doğrusal olmayan eşbütünleşmenin bütün örneklem için anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 5. Engle-Granger Tipi Panel Eşbütünleşme Testleri (2003.01-2013.05)

Guruplar/Testler→	UO-Test (\bar{t}_{UO})	IPS-Test (\bar{t}_{IPS})
G7 Ülkeleri	-2.62 ^(*) (0.000)	-1.771 (0.185)
Gelişmiş Ülkeler	-1.56 (0.648)	-1.49 (0.563)
Tüm Örneklem	-2.43 ^(*) (0.012)	-1.674 (0.321)

(*) : İstatistiksel olarak anlamlı. (.) : olasılık değerleri

Son olarak, bu tezde önerilen doğrusal olmayan panel eşbütünleşme testlerini kullanarak yapılan uygulama sonuçları Tablo 6'da özetlenmiştir. Buna göre, yine gelişmiş ülkelerde, doğrusal olmayan Fisher etkisine rastlansa da çok gelişmiş ülkeler için bu söz konusu değildir. Ayrıca, tüm örnekleme bakıldığında ise Fisher etkisine rastlanmamaktadır.

Tablo 6. Doğrusal Olmayan Panel Eşbütünleşme Testleri (2003.01-2013.05)

↖Guruplar/Modeller→	Model 0	Model 1	Model 2	Model 3
G7 Ülkeleri	-1.53 (1.00)	4.25 ^(*) (0.041)	5.53 ^(*) (0.047)	-2.31 (0.498)
Gelişmiş Ülkeler	-0.95 (1.00)	1.75 (0.981)	1.74 (0.99)	-1.26 (0.99)
Tüm Örneklem	-1.32 (1.00)	3..38 (0.329)	4.21 (0.416)	-1.94 (0.945)

(*) : istatistiksel olarak anlamlı. (.) : olasılık değerleri

Diğer yandan, ilginç olan bir sonuç, gelişmiş ülkeler de doğrusal olmayan eşbütünleşme gözlemlenmesine ve sayıca bu ülkeler fazla olmasına rağmen tüm örnekleme dikkate aldığımızda eşbütünleşmenin görülmemesi G7 ülkelerinden elde edilen istatistiklerin daha etkili olduğunu göstermektedir.

Emlak piyasasında başlayıp ekonomilerin büyümelerinin yavaşlaması ile yayılan kriz öncesi dönemi kapsayan veri seti için uygulanan panel birim kök testleri sonuçları aşağıda sunulmuştur.

Tablo 7. Değişkenler Üzerine Panel Birim Kök Testi (1998.01-2008.01) ^(*)

↖Gruplar/Testler→	Faiz Oranı (\bar{t}_{CADF})	Enflasyon (\bar{t}_{CADF})
G7 Ülkeleri	-1.51	-1.63
Gelişmiş Ülkeler	-1.03	-2.00

(*) Pesaran (2007)'de verilen kritik değer tabloları kullanılmıştır.

İki farklı ülke grubu içinde panel birim kökün varlığı gözlenmiştir. Kriz öncesinde de bu değişkenlerin durağan olmadığı gözlemlenmektedir.

Tablo 8. G7 İçin Doğrusal Eşbütünleşme Testleri (1998.01-2008.01)

G7 ÜLKELERİ	ADF Test Değerleri	Olasılık Değerleri (p-values)	PO Test Değerleri	Olasılık Değerleri (p-values)
ABD	-0.80	0.933	-1.01	0.901
Japonya	-1.11	0.880	-1.33	0.824
Almanya	-1.18	0.865	-0.87	0.922
Kanada	-1.58	0.731	-1.80	0.631
Fransa	-1.37	0.811	-1.71	0.673
İngiltere	-2.30	0.377	-1.52	0.757
İtalya	-2.44	0.310	-2.23	0.412

Her bir ülke için yapılan doğrusal eşbütünleşme testleri sonucunda sadece Güney Kore, Slovak Cumhuriyeti ve Türkiye için Fisher Etkisinin geçerli olduğunu %10 anlamlılık düzeyinde söyleyebiliriz. Tablo 8'den anlaşılacağı üzere G7 ülkelerinin hiçbiri doğrusal eşbütünleşme özelliğine sahip değildir.

Tablo 9. Gelişmiş İçin Doğrusal Eşbütünleşme Testleri (1998.01-2008.01)

GELİŞMİŞ ÜLKELER	ADF Test Değerleri	Olasılık Değerleri (p-values)	PO Test Değerleri	Olasılık Değerleri (p-values)
Güney Kore	-3.74 ^(*)	0.021	-3.29 ^(*)	0.062
İrlanda	-1.07	0.888	-1.38	0.806
Portekiz	-1.28	0.836	-1.60	0.725
İspanya	-2.75	0.190	-1.94	0.564
Yunanistan	-1.99	0.536	-2.03	0.515
Macaristan	-1.81	0.625	-2.71	0.205
İzlanda	-1.15	0.872	-1.24	0.848
Polonya	-1.73	0.667	-2.43	0.317
Slovenya	-2.11	0.475	-2.32	0.369
Çek Cum.	-1.38	0.805	-2.15	0.452
İsrail	-2.13	0.462	-2.39	0.337
Slovak Cum.	-3.20 ^(*)	0.077	-3.11 ^(*)	0.094
Türkiye	-4.02 ^(*)	0.009	-4.19 ^(*)	0.005

(*): İstatistiksel olarak anlamlı değer.

Diğer yandan, Engle-Granger tipi panel eşbütünleşme testlerinin Tablo 10'da özetlenen sonuçlarına baktığımızda, doğrusal panel testi olan IPS-testine göre eşbütünleşme gözlemlenmesine rağmen, doğrusal olmayan UO testinin sunduğu sonuçlar doğrusal olmayan eşbütünleşmenin olabileceği yönündedir. Fakat G7 ülkeleri için, hem doğrusal hem de doğrusal olmayan eşbütünleşme bulunamamıştır. Bütün ülkeleri dikkate aldığımızda ise, doğrusal olmayan eşbütünleşme gözlemlenmiştir.

Önceki bölümlerde önerilen modeller çerçevesinde panel eşbütünleşme testleri uygulandığında ise, Tablo 11'de sunulduğu üzere doğrusal olmayan eşbütünleşmenin veya Fisher Etkisinin Gelişmiş ülkelerde gözlemlenirken, Tablo 10'daki sonuçlarla tutarlı bir biçimde G7 ülkelerinde var olmadığını söyleyebiliriz.

Tablo 10. Engle-Granger Tipi Panel Eşbütünleşme Testleri (1998.01-2008.01)

↩ Gruplar/Testler →	UO-Test (\bar{t}_{UO})	IPS-Test (\bar{t}_{IPS})
G7 Ülkeleri	-2.62 ^(*) (0.000)	-1.771 (0.185)
Gelişmiş Ülkeler	-1.56 (0.648)	-1.49 (0.563)
Tüm Örneklem	-2.43 ^(*) (0.012)	-1.674 (0.321)

(*): İstatiksel olarak anlamlı değer. (.): olasılık değerleri

Tablo 6 ve Tablo 11 karşılaştırıldığında, kriz öncesi ve kriz dönemi için sonuçların değişmediğini söyleyebiliriz. Emlak piyasası krizinin özellikle G7 ülkeleri üzerinde Fisher denkleminin sağlanması yönünde bir şok etkisi yaptığını söyleyemeyiz. Tüm örneklem için elde edilen sonuçlar farklılaşmaktadır. Kriz öncesi Fisher denklemi doğrusal olmayan panel eşbütünleşme testleri sonucuna göre sağlanırken, kriz döneminde ise Fisher Etkisi kaybolmuştur. Faizlerin dış piyasalardan aşırı etkilenmesine rağmen, enflasyonun fazla değişmemesi sonucu bu iki değişkenin birlikte hareket etmesi zorlaşmış ve sonuçta bu ayrışmanın Fisher Etkisinin gözlemlenmemesine neden olduğu söylenebilir.

Tablo 11. Doğrusal olmayan Panel Eşbütünleşme Testleri (1998.01-2008.01)

Guruplar/Modeller →	Model 0	Model 1	Model 2	Model 3
Gelişmiş Ekonomiler	-1.72 (0.990)	4.93 ^(*) (0.000)	6.05 ^(*) (0.008)	-2.51 ^{8*)} (0.047)
Çok Gelişmiş Ekonomiler	-1.71 (0.969)	2.433 (0.814)	2.77 (0.889)	-2.155 (0.694)
Tüm Örneklem	-1.72 (0.995)	4.056 ^(*) (0.022)	4.89 ^(*) (0.066)	-2.38 (0.165)

(*): İstatiksel olarak anlamlı değer.

Son olarak, 2003.01-2013.01 dönemi için Tablo 5 ve Tablo 6, 1998.01-2008.01 dönemi için Tablo 10 ve Tablo 11'i incelediğimizde, doğrusal eşbütünleşme testlerinin yanıtıcı olabileceğini, değişkenlerdeki doğrusal olmayan yapıyı içermediği için çok güvenilir sonuçlar vermediğini söyleyebiliriz.

3.BÖLÜM

SONUÇ VE YORUMLAR

Doğrusal panel eşbütünleşme testlerinin matematiksel modelleme yönünden daha genel hali olan doğrusal olmayan panel eşbütünleşme testleri farklı modeller temel alınarak bu tezde geliştirilmiştir.

Uzun zaman serisi gözlemlerine sahip panel veri analizinde, özellikle makroekonomik veriler üzerinde yapılan uygulamalarda, karşılaşılan temel problemlerden biri olan yatay kesitte bağımlılık sorunu bootstrap yaklaşımı ile çözümlenmiştir. Bootstrap yaklaşımının önemli bir avantajı gerçek gözlemlerden yola çıkarak test istatistiklerinin gözlemsel kritik değerlerinin elde edilebilmesidir. Dolayısıyla, asimptotik testlerle karşılaştırıldığında bootstrap testlerinin gücü fazladır.

Bu tezin ekonometri literatürüne katkısı doğrusal olmayan bootstrap eşbütünleşme testlerini panel veriler için geliştirilmesidir. Geniş olarak 3. Bölümde üretilen eşbütünleşme testleri OECD ülkeleri için, enflasyon ve nominal faiz oranı arasındaki uzun dönem ilişkinin olup olmadığını test etmek için kullanılmışlardır. Bu uygulamadan elde edilen sonuçlara göre, gelişmiş ülkelerde uzun dönem ilişki varken, G7 ülkelerinde ise gözlemlenmemiştir. Fisher etkisinin iki grup arasında farklılaşması, ilginç bir sonuçtur. Veri seti oluştururken 2008 krizi dikkate alınarak oluşturulmuştur. Krizin 5 yıl öncesi ve sonrası veri setine dahil edilmiştir. Buradaki amaç kriz şokunu ortak bir faktör olarak düşünmek ve bu faktörün yatay kesitte bağımlılığa neden olduğunu dikkate alarak bootstrap yaklaşımı ile parametre tahminlerini gerçekleştirmektir. Ayrıca, kriz öncesi dönemi kapsayan veriler içinde Fisher Etkisi araştırılmıştır. G7 ülkeleri için dönemsel farklılaşmanın anlamı yoktur, her iki dönem içinde Fisher etkisi gözlemlenmemiştir. Diğer yandan, tüm ülkeleri dikkate aldığımızda, kriz dönemini içeren 2003.01-2013.01 dönemi ile kriz öncesi dönem farklılaşmaktadır. Kriz öncesi doğrusal olmayan eşbütünleşme gözükürken, kriz döneminde böyle bir şey söz konusu değildir. Ekonomide iniş ve çıkışların

yoğun olduđu bir dönemde reel fazilerin durađan olmaması beklene bir durumdur.

Krizin neden olduđu ekonomik şokun ÷lke ekonomilerinde enflasyon ve faiz verilerinde birlikte kırılmalara (co-breaking) neden olması bu deđişkenler arasında doğrusal olmayan eşbütünleşmenin varlığı yönünde beklentiye neden olabilir. Bu doğrusal olmayan yapının gelişmiş ÷lkelerde varlığını göstermesi fakat G7 ÷lkelerinde ise eşbütünleşmenin gözlemlenmemesi, bu ÷lkelerin bu süreçte birbirlerinden ayrıştıklarını da göstermektedir. Krizin ABD'den çıkıp Avrupa'ya yayılması ve bu süreçte güçlü finansal piyasalara sahip olan ABD ve İngiltere gibi ÷lkelerde riskin artmasına bađlı olarak nominal faizin oynaklık göstermesi ve faizin uzun dönemde enflasyon deđişkeninden ayrışması (uzun dönem dengenin sağlanamaması) daha üzerinde çalışılması gereken yoruma açık bir sonuçtur.

Diđer yandan, ekonometri teorisi açısından, bu tezde ortaya atılan testlerin istatistiksel ve asimptotik özellikleri geliştirilmeye açıktır. Ayrıca, burada önerilen doğrusal olmayan testler uygulama açısından sadece bootstrap yaklaşımı ile deđil, diđer yatay kesit bađımlılıđını dikkate alan panel veri analizi içerisinde de geliştirilmeye uygundur.

KAYNAKÇA

- Atkins,F.J. ve A. Serletis, 2003, Bounds tests of the Gibson paradox and the Fisher effect : Evidence from low frequency international data, The Manchester School,71,673-679.
- Bai, J. Ve Ng,S.,2004, A panic attack on unit roots and cointegration, Econometrica,72,1127-1177.
- Balke,N.S. ve T.B.Fomby, 1997, Threshold cointegration, International Economic Review,38,627-646.
- Baltagi, B.H., 1995, Econometric Analysis of Panel Data, New York: John Wiley and Sons
- Baltagi, B.H. ve J.M.Griffin ,1997, Pooled estimators versus their heterogeneous estimates in the context of dynamic demand for gasoline, Journal of Econometrics,77, 303-327.
- Barro, R.J.,1981, Output effects of government purchases, Journal of Political Economy, 89-6, 1086-1121.
- Berument, H. Ve M.M.Jelassi , 2002, The Fisher Hypothesis : A multi country analysis, Applied Economics,34,1465-1655.
- Bonham, C.S.,1991, Correct cointegration tests of the long-run relationship between nominal interest rate and inflation, Applied Economics, 23, 1487-1492.
- Breitung,J. ve M.H.Pesaran,2005, Unit roots and cointegration in panels, Discussion Paper, No:42, Deutsche Bank.
- Brennan,M.S. ve E.Schwartz ,1988, Optimal arbitrage strategies under basis variability, Studies in Banking and Finance, 5, 167-180.

- Breusch, J.S. ve A.R.Pagan, 1979, A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation, *Econometrica*, 47, 1287-1294.
- Boyd, D. ve R.P.Smith, 2002, Some econometric issues in measuring the monetary transmission mechanism with an application to developing countries in monetary transmission in diverse economies, Cambridge University Press.
- Chan, K.S ve H.Tong, 1985, On the use of the deterministic Lyapunov function for the ergodicity of stochastic difference equations, *Advances in Applied Probability*, 17, 666-678.
- Chang, Y., 2004, Bootstrap unit root tests in panels with cross-sectional dependency, *Journal of Econometrics*, 120, 263-293.
- Chang, Y., J.Y.Park ve K.Song, 2006, Bootstrapping cointegrating regressions, *Journal of Econometrics*, 133, 703-739.
- Crowder, W.J ve D.L.Hoffman, 1996, The long-run relationship between nominal interest rates and inflation: The Fisher equation revisited, *Journal of Money, Credit and Banking*, 28, 102-118.
- Christopoulos, D. ve M.L.Ledesma, 2007, A long-run nonlinear approach to the Fisher effect., *Journal of Money, Credit and Banking*, 39-3, 543-559.
- Eberhardt, M. ve F.Teal, 2010, Econometrics for grumbles : A new look at cross-country growth empirics, *Journal of Economic Surveys*, forthcoming.
- Engle, R.F ve C.W.J.Granger, 1987, Cointegration and error correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
- Evans, M.D ve K.K.Lewis, 1995, Do expected shifts in inflation affect estimates of the long run Fisher relation ?, *Journal of Finance*, 50, 225-253.
- Escribano, A. ve S.Mira, 1998, Nonlinear error correction models, Working Paper Series in Statistics and Econometrics , 97-26, Universidad Carlos III de Madrid.

- Fisher, I. ,1930, The theory of interest, Macmillan: New York.
- Ghazali, N.A. ve S.Ramlee, 2003, A long memory test of the long-run Fisher effect in the G7 countries.
- Granger, C.W.J. ve T. Terasvirta, 1993, Modelling nonlinear economic relationships, Oxford : Oxford University Press.
- Granger, C.W.J. ve T.H.Lee, 1989, Investigation of production sales and inventory relationships using multicointegration and nonsymmetric error correction models, Journal of Applied Econometrics, 4, 145-159.
- Hamilton, J.D.,1989, A new approach to the economic analysis of nonstationary time seires subject to changes in regime, Econometrica,57,357-384.
- Im, K.S., Pesaran,M.H. ve Y.Shin, 1995, Testing for unit roots in heterogeneous panels, Working Paper, University of Southern California.
- Im, K.S., Pesaran,M.H. ve Y.Shin, 2003, Testing for unit roots in heterogeneous panels, Journal of Econometrics, 115, 53-74.
- Johansen, S. ,1988, Statistical analysis of cointegrating vectors, Journal of economic Dynamics and Control, 12, 231-254.
- Kao, C.,1999, Spurious regression and residuals based tests for cointegration in panel data, Journal of Econometrics, 90,1-44.
- Kapetanios, G., Snell, A. ve Y.Shin, 2003, Testing for unit root in the nonlinear STAR framework, Journal of Econometrics, 112, 359-379.
- Kapetanios, G., Snell, A. ve Y.Shin, 2006, Testing for cointegration in nonlinear smooth transition error correction models, Econometric Theory, 22, 79-103
- Koustaş, Z. Ve A.Serletis,1999, On the Fisher effect, Journal of Monetary Economics, 44, 105-130.
- Likos, D.P. ve J. Westerlund, 2008, Error correction based cointegration tests for panel data, Stata Journal,2, 232-241.

- Luukkonen,R., Saikkonen, P. ve T.Terasvirta,1988, Testing linearity against smooth transition autoregressive models, *Biometrika*, 75-3, 491-499.
- MacDonald, R. ve P. D.Murphy ,1989, Testing for the long run relationship between nominal interest rates and inflation using cointegration techniques, *Applied Economics*, 21, 439–7.
- Maddala, G.S. ve S.Wu, 1999, A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*,61,631-652.
- McCoskey, S. ve C.Kao,1999, Testing the stability of a production function with urbanization as a shift factor: An application of nonstationary panel data techniques., *Oxford bulletin of Economics and statistics*, 61, 671-690.
- McCoskey, S. ve C.Kao,1998, A residual based test of the null of cointegration in panel data, *Econometric Reviews*, 17, 57-84.
- Mishkin, F.S.,1992, Is the Fisher effect for real ? A reexamination of the relationship between inflation and interest rates.,*Journal of Monetary Economics*, 30, 195-215.
- Neftçi,S.N.,1984, Are economic time series asymmetric over the business cycle ? *Journal of political Economy*, 92, 307-328.
- Omay,T. ,Hasanov,M. ve N.Uçar (2012), Energy consumption and economic growth: Evidence from nonlinear panel cointegration and causality tests, Working Paper, Çankaya University.
- Pedroni, P.,1997, Panel Cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis, Working Paper, Indiana University.
- Pedroni, P.,2004, Panel Cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis, *Econometric Theory*,3,579-625.

- Pesaran, M.H., 2006, Estimation and Inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure, *Econometrica*, 74(4), 967-1012.
- Phillips,P.C.B ve S.Ouliaris, 1990, Asymptotic properties of residual based tests for cointegration, *Econometrica*, 58, 165-193.
- Phillips,P.C.B ve D.Sul, 2003, Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross-section dependence, *Econometrics Journal*,6, 217-259.
- Rose, A.K., 1988, Is the real interest rate stable ? *Journal of Finance*,43,1095-1112.
- Ucar,N. ve T.Omay, 2009, Testing for unit root in nonlinear heterogeneous panels, *Economics Letters*, 104(1),5-7.
- Westerlund, J.,2008, Panel cointegration tests of the Fisher effect, *Journal of Applied Econometrics*,23, 193-233.

EK 1 : MATLAB BOOTSTRAP TESTLER KODU

```

clear all
clc

%% Üreteç sabitleniyor
state=3248306;
rand('state',state);
randn('state',state);
global pmax

nbs=input('bootstrap sayısını giriniz:');

%% Verilerin okutulması
y = xlsread('data.xlsx','1');
x = xlsread('data.xlsx','2');
[T,N]=size(y);

pmax=8;

%% 1. aşama: kointegre ilişkiden artıkların elde edilmesi
u=zeros(T,N); teta=zeros(2,N);
for i=1:N
    W=[ones(T,1) x(:,i)];
    [teta(:,i),u(:,i)]=OLS(y(:,i),W);
end

dy=zeros(T,N); dy(1,:)=NaN; dy(2:T,:)=diff(y,1);
dx=zeros(T,N); dx(1,:)=NaN; dx(2:T,:)=diff(x,1);
ulag=lagmatrix(u,1);
u2=realpow(ulag,2);
u3=realpow(ulag,3);

%% Model 0: Linear Estimation
sbcno0=zeros(N,1);t_linear=zeros(N,1);
for i=1:N
    [t_linear(i,1),sbcno0(i,1)]=model0(dy(:,i),dx(:,i),ulag(:,i));
end
tbar_linear=mean(t_linear);

%% Model 1: (FNEC) Estimation
sbcno1=zeros(N,1);F_NEC=zeros(N,1);
for i=1:N
    [F_NEC(i,1),sbcno1(i,1)]=model1(dy(:,i),dx(:,i),ulag(:,i),u2(:,i),u3(:,i));
end
Fbar_NEC=mean(F_NEC);

%% Model 2 (FSTARNEC) Estimation

```



```

sbcno2=zeros(N,1);Fstar_NEC=zeros(N,1);
for i=1:N
    [Fstar_NEC(i,1),sbcno2(:,i)]=model2(dy(:,i),dx(:,i),ulag(:,i),u3(:,i));
end
Fstarbar_NEC=mean(Fstar_NEC);

%% Model 3 (tNEC) Estimation
sbcno3=zeros(N,1); t_NEC=zeros(N,1);
for i=1:N
    [t_NEC(i,1),sbcno3(i,1)]=model3(dy(:,i),dx(:,i),u3(:,i));
end
tbar_NEC=mean(t_NEC);

%% Step 2:
sbcstarno=zeros(N,1);

for i=1:N
    sbcstar=zeros(pmax,1);
    for j=1:pmax
        ulag=lagmatrix(u(:,i),(1:j));
        dxlag=lagmatrix(dx(:,i),(1:j));
        W=[ulag(j+2:T,:) dxlag(j+2:T,:)];
        [~,epsilon2]=OLS(u(j+2:T,i),W);
        sbcstar(j)=IC(epsilon2,j);
        clear epsilon2 W
    end
    sbcstarno(i)=lagselection(sbcstar,pmax);
    ulag=lagmatrix(u(:,i),(1:sbcstarno(i)));
    dxlag=lagmatrix(dx(:,i),(1:sbcstarno(i)));
    W=[ulag(sbcstarno(i)+2:T,:) dxlag(sbcstarno(i)+2:T,:)];
    [alfa,epsilon2]=OLS(u(sbcstarno(i)+2:T,i),W);
    epsilonstar(sbcstarno(i)+2:T,i)=epsilon2;
    alfastar(1:sbcstarno(i),i)=alfa(1:sbcstarno(i));
    betastar(1:sbcstarno(i),i)=alfa(sbcstarno(i)+1:2*sbcstarno(i));
    clear alfa epsilon2
end

for i=1:N
    sbcstar1=zeros(pmax,1);
    for j=1:pmax
        ulag=lagmatrix(u(:,i),(1:j));
        dxlag=lagmatrix(dx(:,i),(1:j));
        W=[ulag(j+2:T,:) dxlag(j+2:T,:)];
        [~,epsilon2]=OLS(dx(j+2:T,i),W);
        sbcstar1(j)=IC(epsilon2,j);
        clear epsilon2 W
    end
    sbcstarno1(i)=lagselection(sbcstar1,pmax);

```

```

    ulag=lagmatrix(u(:,i),(1:sbcstarno1(i)));
    dxlag=lagmatrix(dx(:,i),(1:sbcstarno1(i)));
    W=[ulag(sbcstarno1(i)+2:T,:) dxlag(sbcstarno1(i)+2:T,:)];
    [alfa,epsilon2]=OLS(dx(sbcstarno1(i)+2:T,i),W);
    epsilonstar1(sbcstarno1(i)+2:T,i)=epsilon2;
    gamastar(1:sbcstarno1(i),i)=alfa(1:sbcstarno1(i));
    phistar(1:sbcstarno1(i),i)=alfa(sbcstarno1(i)+1:2*sbcstarno1(i));
    clear alfa epsilon2
end

%% Step 2' den elde edilen artikların zaman boyutunda ortalamadan
çikarılması
epsilonontilda=epsilonstar(max(sbcstarno)+2:T,:)-
repmat(mean(epsilonstar(max(sbcstarno)+2:T,:)),T-max(sbcstarno)-1,1);
epsilonontilda1=epsilonstar1(max(sbcstarno1)+2:T,:)-
repmat(mean(epsilonstar1(max(sbcstarno1)+2:T,:)),T-max(sbcstarno1)-1,1);

%% Sieve bootstrap
dx=zeros(T,N); dx(1,:)=0; dx(2:T,:)=diff(x,1);
Fbar_NEC_Boot=zeros(nbs,1); Fstarbar_NEC_Boot=zeros(nbs,1);
tbar_NEC_Boot=zeros(nbs,1); tbar_linear_Boot=zeros(nbs,1);

for s=1:nbs
    tic
    clear epsilonboot
    star=unidrnd(T-1-max(sbcstarno),T,1);
    star1=unidrnd(T-1-max(sbcstarno1),T,1);
    for j=1:T
        epsilonboot(j,:)=epsilonontilda(star(j,1),:);
        epsilonboot1(j,:)=epsilonontilda1(star1(j,1),:);
    end

    for i=1:N
        ustar(1,i)=epsilonboot(1,i);
        if sbcstarno(i)==1
            ustar(2,i)=alfastar(1,i)*ustar(1,i)+betastar(1,i)*dx(1,i)+epsilonboot(2,i);
            for t=3:T
                ustar(t,i)=alfastar(1,i)*ustar(t-1,i)+betastar(1,i)*dx(t-
1,i)+epsilonboot(t,i);
            end
        else
            % t<p+2
            for t=2:sbcstarno(i)+1
                for j=1:t-1
                    XY1(j)=ustar(t-j,i);
                    XY2(j)=dx(t-j,i);
                end
            end
        end
    end
end

```

```

        ustar(t,i)=XY1(1:t-1)*alfastar(1:t-1,i)+XY2(1:t-1)*betastar(1:t-
1,i)+epsilonboot(t,i);
        clear XY1 XY2
    end

    % t>=p+2
    for t=sbcstarno(i)+2:T
        for m=1:sbcstarno(i)
            XY3(m)=ustar(t-m,i);
            XY4(m)=dx(t-m,i);
        end

ustar(t,i)=XY3(1:sbcstarno(i))*alfastar(1:sbcstarno(i),i)+XY4(1:1:sbcstarno(i))*be
tastar(1:1:sbcstarno(i),i)+epsilonboot(t,i);
        clear XY3 XY4
    end
end
end

for i=1:N
    vstar(1,i)=epsilonboot1(1,i);
    if sbcstarno1(i)==1
        vstar(2,i)=gamastar(1,i)*u(1,i)+phistar(1,i)*dx(1,i)+epsilonboot1(2,i);
        for t=3:T
            vstar(t,i)=gamastar(1,i)*u(t-1,i)+phistar(1,i)*dx(t-1,i)+epsilonboot1(t,i);
        end
    else
        % t<p+2
        for t=2:sbcstarno1(i)+1
            for j=1:t-1
                XY1(j)=u(t-j,i);
                XY2(j)=dx(t-j,i);
            end
            vstar(t,i)=XY1(1:t-1)*gamastar(1:t-1,i)+XY2(1:t-1)*phistar(1:t-
1,i)+epsilonboot1(t,i);
            clear XY1 XY2
        end

        % t>=p+2
        for t=sbcstarno1(i)+2:T
            for m=1:sbcstarno1(i)
                XY3(m)=u(t-m,i);
                XY4(m)=dx(t-m,i);
            end

vstar(t,i)=XY3(1:sbcstarno1(i))*gamastar(1:sbcstarno1(i),i)+XY4(1:1:sbcstarno1(
i))*phistar(1:1:sbcstarno1(i),i)+epsilonboot1(t,i);
            clear XY3 XY4
        end
    end
end
end

```

```

        end
    end
end

xstar=cumsum(vstar(1:T,:));ystar=zeros(T,N);

for i=1:N
    ystar(:,i)=teta(1,i)+xstar(:,i)*teta(2,i)+ustar(:,i);
end

ustar=zeros(T,N);
for i=1:N
    W=[ones(T,1) xstar(:,i)];
    [~,ustar(:,i)]=OLS(ystar(:,i),W);
end

dystar=zeros(T,N); dystar(1,:)=NaN; dystar(2:T,:)=diff(ystar,1);
dxstar=zeros(T,N); dxstar(1,:)=NaN; dxstar(2:T,:)=diff(xstar,1);
ustarlag=lagmatrix(ustar,1);
ustar2=realpow(ustarlag,2);
ustar3=realpow(ustarlag,3);

%% Model 0: Linear Estimation
t_linear1=zeros(N,1);
for i=1:N
    [t_linear1(i,1),~]=model0(dystar(:,i),dxstar(:,i),ustarlag(:,i));
end
tbar_linear_Boot(s,1)=mean(t_linear1);

%% Model 1: (FNEC) Estimation
F_NEC1=zeros(N,1);
for i=1:N

[F_NEC1(i,1),~]=model1(dystar(:,i),dxstar(:,i),ustarlag(:,i),ustar2(:,i),ustar3(:,i));
end
Fbar_NEC_Boot(s,1)=mean(F_NEC1);

%% Model 2 (FSTARNEC) Estimation
Fstar_NEC1=zeros(N,1);
for i=1:N
    [Fstar_NEC1(i,1),~]=model2(dystar(:,i),dxstar(:,i),ustarlag(:,i),ustar3(:,i));
end
Fstarbar_NEC_Boot(s,1)=mean(Fstar_NEC1);

%% Model 3 (tNEC) Estimation
t_NEC1=zeros(N,1);
for i=1:N
    [t_NEC1(i,1),~]=model3(dystar(:,i),dxstar(:,i),ustar3(:,i));

```

```

end
tbar_NEC_Boot(s,1)=mean(t_NEC1);
end

```

```

CV0=sort(tbar_linear_Boot) ;CV1=sort(Fbar_NEC_Boot);
CV2=sort(Fstarbar_NEC_Boot); CV3=sort(tbar_NEC_Boot);

```

```

%% Model0: Linear tbar istatistiği için bootstrap p_value hesaplanması
pvalue0=0; pBuldu0=0;

```

```

if tbar_linear<=CV0(1,1)
    pBuldu0=1;
    pvalue0=0;
elseif tbar_linear>=CV0(nbs,1)
    pBuldu0=1;
    pvalue0=1;
end

```

```

for j=2:nbs
    if pBuldu0==0
        if CV0(j-1,1)<=tbar_linear && tbar_linear<CV0(j,1)
            pBuldu0=1;
            pvalue0=(j-1)/nbs;
        end
    end
end
clear pBuldu0

```

```

%% Model 1: F_NEC istatistiği için bootstrap p_value hesaplanması
pvalue1=0; pBuldu1=0;

```

```

if Fbar_NEC<=CV1(1,1)
    pBuldu1=1;
    pvalue1=1;
elseif Fbar_NEC>=CV1(nbs,1)
    pBuldu1=1;
    pvalue1=0;
end

```

```

for j=2:nbs
    if pBuldu1==0
        if CV1(j-1,1)<=Fbar_NEC && Fbar_NEC<CV1(j,1)
            pBuldu1=1;
            pvalue1=1-((j-1)/nbs);
        end
    end
end
clear pBuldu1

```

```
%% Model2: Fstar_NEC istatistiği için bootstrap p_value hesaplanması
pvalue2=0; pBuldu2=0;
```

```
if Fstarbar_NEC<=CV2(1,1)
    pBuldu2=1;
    pvalue2=1;
elseif Fstarbar_NEC>=CV2(nbs,1)
    pBuldu2=1;
    pvalue2=0;
end
```

```
for j=2:nbs
    if pBuldu2==0
        if CV2(j-1,1)<=Fstarbar_NEC && Fstarbar_NEC<CV2(j,1)
            pBuldu2=1;
            pvalue2=1-((j-1)/nbs);
        end
    end
end
clear pBuldu2
```

```
%% Model3: tbar_NEC istatistiği için bootstrap p_value hesaplanması
pvalue3=0; pBuldu3=0;
```

```
if tbar_NEC<=CV3(1,1)
    pBuldu3=1;
    pvalue3=0;
elseif tbar_NEC>=CV3(nbs,1)
    pBuldu3=1;
    pvalue3=1;
end
```

```
for j=2:nbs
    if pBuldu3==0
        if CV3(j-1,1)<=tbar_NEC && tbar_NEC<CV3(j,1)
            pBuldu3=1;
            pvalue3=(j-1)/nbs;
        end
    end
end
clear pBuldu3
```

```
'Model 0'
```

```
disp(sprintf('\n tbar_linear test value \t p value \t \n'));
disp(sprintf('\t\t %4.3f \t %4.3f \t \n',tbar_linear,pvalue0));
```

```
'Model 1'
```

```
disp(sprintf('\n Fbar_NEC test value \t p value \t \n'));
disp(sprintf('\t\t %4.3f \t %4.3f \t \n',Fbar_NEC,pvalue1));
```

```
'Model 2'
```

```
disp(sprintf('\n Fstarbar_NEC test value \t p value \t \n'));
disp(sprintf('\t\t %4.3f \t %4.3f \t \n',Fstarbar_NEC,pvalue2));
```

```
'Model 3'
```

```
disp(sprintf('\n tbar_NEC test value \t p value \t \n'));
disp(sprintf('\t\t %4.3f \t %4.3f \t \n',tbar_NEC,pvalue3));
```

```
'The End'
```

```
%% Model0 (Linear) Estimation
```

```
function [t_linear,sbcno]=model0(dy,dx,ulag)
global pmax
T=size(dy,1);

sbc=zeros(pmax,1);
for j=1:pmax
    dylag=lagmatrix(dy,(1:j));
    dxlag=lagmatrix(dx,(1:j));
    W=[ulag(j+2:T) dx(j+2:T) dxlag(j+2:T,:) dylag(j+2:T,:) ones(T-j-1,1)];
    [~,epsilon]=OLS(dy(j+2:T),W);
    sbc(j)=IC(epsilon,j);
    clear epsilon W
end
sbcno=lagselection(sbc,pmax);
dylag=lagmatrix(dy,(1:sbcno));
dxlag=lagmatrix(dx,(1:sbcno));
W=[ulag(sbcno+2:T) dx(sbcno+2:T) dxlag(sbcno+2:T,:) dylag(sbcno+2:T,:)
ones(T-sbcno-1,1)];
[beta,epsilon]=OLS(dy(sbcno+2:T),W);
k=size(W,2);
sigmakare=epsilon'*epsilon/(T-1-sbcno-k);
var_cov=inv(W'*W)*sigmakare;
t_linear=beta(1)/(var_cov(1,1))^0.5;
```

```
%% Model 1 (FNEC) Estimation
```

```
function [F_NEC,sbcno]=model1(dy,dx,ulag,u2,u3)
global pmax

T=size(dy,1);
sbc=zeros(pmax,1);

for j=1:pmax
```

```

    dylag=lagmatrix(dy,(1:j));
    dxlag=lagmatrix(dx,(1:j));
    W=[ulag(j+2:T) u2(j+2:T) u3(j+2:T) dx(j+2:T) dxlag(j+2:T,:) dylag(j+2:T,:)
ones(T-j-1,1)];
    [~,epsilon]=OLS(dy(j+2:T),W);
    sbc(j)=IC(epsilon,j);
    clear epsilon W
end

```

```

sbcno=lagselection(sbc,pmax);
dylag=lagmatrix(dy,(1:sbcno));
dxlag=lagmatrix(dx,(1:sbcno));
W=[ulag(sbcno+2:T) u2(sbcno+2:T) u3(sbcno+2:T) dx(sbcno+2:T)
dxlag(sbcno+2:T,:) dylag(sbcno+2:T,:) ones(T-sbcno-1,1)];
[beta,epsilon]=OLS(dy(sbcno+2:T),W);
k=size(W,2);
sigmakare=epsilon'*epsilon/(T-1-sbcno-k);
R=[eye(3) zeros(3,2*sbcno+2)];
q=size(R,1);
Wald_NEC=(R*beta)'*inv(R*inv(W'*W)*R')*(R*beta)/sigmakare;
F_NEC=Wald_NEC/q;

```

%% Model 2 (FSTARNEC) Estimation

```

function [Fstar_NEC,sbcno]=model2(dy,dx,ulag,u3)
global pmax
T=size(dy,1);

sbc=zeros(pmax,1);
for j=1:pmax
    dylag=lagmatrix(dy,(1:j));
    dxlag=lagmatrix(dx,(1:j));
    W=[ulag(j+2:T) u3(j+2:T) dx(j+2:T) dxlag(j+2:T,:) dylag(j+2:T,:) ones(T-j-1,1)];
    [~,epsilon]=OLS(dy(j+2:T),W);
    sbc(j)=IC(epsilon,j);
    clear epsilon W
end
sbcno=lagselection(sbc,pmax);
dylag=lagmatrix(dy,(1:sbcno));
dxlag=lagmatrix(dx,(1:sbcno));
W=[ulag(sbcno+2:T) u3(sbcno+2:T) dx(sbcno+2:T) dxlag(sbcno+2:T,:)
dylag(sbcno+2:T,:) ones(T-sbcno-1,1)];
[beta,epsilon]=OLS(dy(sbcno+2:T),W);
k=size(W,2);
sigmakare=epsilon'*epsilon/(T-1-sbcno-k);
R=[eye(2) zeros(2,2*sbcno+2)];
q=size(R,1);
Waldstar_NEC=(R*beta)'*inv(R*inv(W'*W)*R')*(R*beta)/sigmakare;

```



```
Fstar_NEC=Waldstar_NEC/q;
```

```
%% Model 3 (tNEC) Estimation
```

```
function [t_NEC,sbcno]=model3(dy,dx,u3)
```

```
global pmax
```

```
T=size(dy,1);
```

```
sbc=zeros(pmax,1);
```

```
for j=1:pmax
```

```
    dylag=lagmatrix(dy,(1:j));
```

```
    dxlag=lagmatrix(dx,(1:j));
```

```
    W=[u3(j+2:T) dx(j+2:T) dxlag(j+2:T,:) dylag(j+2:T,:) ones(T-j-1,1)];
```

```
    [~,epsilon]=OLS(dy(j+2:T),W);
```

```
    sbc(j)=IC(epsilon,j);
```

```
    clear epsilon W
```

```
end
```

```
sbcno=lagselection(sbc,pmax);
```

```
dylag=lagmatrix(dy,(1:sbcno));
```

```
dxlag=lagmatrix(dx,(1:sbcno));
```

```
W=[u3(sbcno+2:T) dx(sbcno+2:T) dxlag(sbcno+2:T,:) dylag(sbcno+2:T,:) ones(T-sbcno-1,1)];
```

```
[beta,epsilon]=OLS(dy(sbcno+2:T),W);
```

```
k=size(W,2);
```

```
sigmakare=epsilon'*epsilon/(T-1-sbcno-k);
```

```
var_cov=inv(W'*W)*sigmakare;
```

```
t_NEC=beta(1)/(var_cov(1,1))^0.5;
```

```
function [beta,error]=OLS(y,x)
```

```
beta=(x'*x)\(x'*y);
```

```
error=y-x*beta;
```

```
function sbc=IC(y,k)
```

```
T=length(y);
```

```
llhood=-T/2*(1+log(2*pi))+log(y'*y/T);
```

```
sbc=(-2*llhood/T)+(k*log(T)/T);
```

```
function [p1]=lagselection(A,p)
```

```
enk=A(1);
```

```
for j=1:p;
```

```
    if A(j)<=enk;
```

```
        enk=A(j);
```

```
        enkno=j;
```

```
    end
```

```
end
```

```
p1=enkno;
```

