

SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ ÖRNEĞİNİN MEVSİMSEL VERİLERLE (1970:01 - 1994:04) ANALİZİ ÜZERİNE BİR UYGULAMA: EŞBÜTÜNLEŞME

Arş. Gör. Dr. Hüseyin GÜRBÜZ*
Prof. Dr. İbrahim HASGÜR**

Özet

Bu çalışmanın amacı, Türkiye için Satın Alma Gücü Paritesi (SPG) hipotezini (Mark ve Dolar döviz kurlarıyla) oluşturan değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını araştırmaktır. Bunun için ilgili değişkenler üzerinde mevsimsel ve mevsimsel olmayan birim kök testleri uygulanmıştır. Aynı mertebeden/dereceden durağan veya bütünleştikleri tesbit edilen değişkenlerin eşbütünleşip eşbütünleşmediği Johansen eşbütünleşme testi ile test edilmiştir. Ayrıca eşbütünleşme vektörü ve onun ağırlıkları üzerine konan sınırlamaların sınanmasına da yer verilip yorumlanmıştır.

Giriş

İstatistik/ekonometrik modellemenin birinci unsuru üzerinde çalışılacak verileri yakından tanımaktır. Bu veriler tarihsel veriler ise onların zaman serisi özelliklerini incelemek ve bulgular çerçevesinde model kurmak gerekir. İstatistik/ekonometrik araştırmalar göstermiştir ki iktisadi serilerin büyük bir çoğunluğunda birim kök (mevsimsel ve/veya mevsimsel olmayan) mevcuttur. Son yıllardaki istatistik/ekonometrik çalışmaların yoğunlaştığı alanlar gerek ampirik gerekse teorik olarak birim kökün (mevsimsel ve/veya mevsimsel olmayan) varlığının test edilmesine, iktisadi zaman serilerinin

* Süleyman Demirel Üniversitesi İ.İ.B.F. Ekonometri Bölümü İstatistik Anabilim Dalı Öğretim Elemanı.

** Süleyman Demirel Üniversitesi İ.İ.B.F. İşletme Bölümü Sayısal Yöntemler Anabilim Öğretim Üyesi.

durağan¹ olup olmadıklarının araştırılmasına, serilerin kaçınıcı dereceden/mertebeden bütünleştiklerinin test edilmesine ve son olarak da iktisadi seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunup bulunmadığının araştırılmasına yönelmiştir.²

Genellikle iktisadi seriler durağan değildir ve zaman serilerini etkileyen çeşitli unsurlardan bir veya birkaçını birlikte içerebilir. Bu nedenle bir zaman serisinin durağan olup olmadığını araştırılması gerekir. Durağan değilse bunun bir deterministik veya stokastik trendden mi kaynaklandığının belirlenmesi gerekir.

Ayrıca bir zaman serisi mevsim unsurunu da içeriyorsa bu tür serilerde hem birim kök ve hem de mevsimsel birim kök içerebilir. Mevsimsellik de trend gibi deterministik ya da stokastik yapıda olabilir. Stokastik mevsimsellik serilere s defa fark alma işlemi uygulanarak yok edilebilir. Deterministik mevsimsellik ise kukla (dummy) değişkenler yardımıyla uzun dönemde yok edilir. Dolayısıyla hem mevsimsel hem de mevsimsel olmayan birim köke sahip olan bir seri s ve d defa farkları alınarak durağan hale getirilmeye çalışılır. Bundan sonra yapılacak işlem ise değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı yani eşbütünleşme (cointegration) analizidir.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye için Satın Alma Gücü Paritesi (SPG) hipotezini (Mark ve Dolar döviz kurlarıyla) oluşturan değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını araştırmaktır. Bu nedenle bu çalışmada teorik olarak SGP hipotezi ele alınmış ve daha sonra da değişkenlerin eşbütünleşip eşbütünleşmediği ise Johansen'in Eşbütünleşme testiyle incelenmesini kapsamaktadır.

1. Satın Alma Gücü Paritesi (SGP)

Satın alma gücü paritesi (SGP) (purchasing power parity (PPP)), iki ülke paraları arasındaki döviz kuru değişmelerinin, bu iki ülkenin fiyat düzeyindeki değişmeler tarafından belirlendiğini gösteren ilişkidir. SGP, bazen döviz kuru davranış teorisi olarak kabul edilmesine rağmen, daha

¹ Stokastik süreç olarak bir zaman serisinin tüm özellikleri,yani ortalaması, varyansı, kovaryansı ve daha yüksek dereceden momentleri zamana göre değişmiyorsa veya seri periyodik dalgalanmalardan arınmışsa, seri durağan seri bu durum ise 'durağanlık' olarak adlandırılmaktadır.

² Kıvılcım METİN, 'Mevsimselliğin Testi Ve Ko-Entegrasyon: Demir-Çelik Sektörü İçin Bir Uygulama', **Çukurova Ün. İ.İ.B.F. Dergisi**, C. 5, S. 1,1995, s. 297.

uygun bir yorumlamayla içsel değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi olarak tanımlanmaktadır. Bu yoruma göre, döviz kuru kısa dönemde SGP değerinden sapma göstermekle beraber, uzun dönemde SGP değerine uygun bir değer belirlenir. Döviz kurunun böyle bir denge değerine sahip olmasının teori ve uygulama bakımından önemi vardır. Teorik bakımdan önemi, oluşturulan döviz kuru modellerinde SGP'ne güvenilerek zımnen onun kabul edilmesi ve bu bilginin bir şekilde modele yansıtılmasıdır. Uygulamadaki önemi ise, SGP ilişkisine dayalı olarak sabit veya dalgalı döviz kuru verilerinin düzenlenerek, gerçek kur verileriyle karşılaştırılmasıdır.³ SGP, ülkeler arasındaki fiyat farklılıklarını yok ederek, ulusal para birimlerini birbirine dönüştüren bir oran olmasının yanında ülkeler arasındaki fiyat ve hacim karşılaştırmalarına da olanak sağlayan bir çalışmadır.

SGP rakamı ulusal para birimlerini birbirlerine dönüştüren orandır. SGP'nin amacı, ülkeler arasında gözlenen hacim ve fiyat farklılıklarını ortadan kaldırarak ülkeler arası gelişmişlik düzeyi karşılaştırmalarının daha güvenilir bir şekilde yapılmasına imkan vermektir.⁴

Teorinin iki farklı tipi vardır. Mutlak (absolute) ve nisbi (relative) veya karşılaştırmalı (comparative) tip şeklindedir. Her iki yaklaşım aşağıda ele alınmıştır.

i) Mutlak Yaklaşım

Mutlak yaklaşım belirli bir anda iki farklı ülkedeki milli paralar arasındaki değişim oranının, bu ülkelerin iç fiyat indekslerinin oranına eşit olduğunu ileri sürer.⁵ Bu şekilde belirlenen döviz kuruyla standart bir mal sepetinin fiyatı ortak bir parayla her iki ülkede de aynı olacaktır. Uygulamada fiyat düzeyi tüketici veya toptan eşya fiyat indekslerinden biriyle ölçülür. Mutlak satın alma gücü paritesi (MSGP) en yalın biçimiyle aşağıdaki gibi gösterilir:

$$S = P/P^* \quad (2.1)$$

³ M. Sinan TEMURLenk, 'Birlikte Bütünleşme, Hata Düzeltmesi ve Satınalma Gücü Paritesi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama (1960-1993)', **A.Ünv. İ.İ.B.F. Dergisi**, C. 11, S. 1-2, Erzurum, s. 89; Salil MAHDAVİ-Su ZHAU, 'Purchasing Power Parity in High-Inflation Countries: Further Evidence', **Journal of Macroeconomics**, Vol. 16, No. 3, Summer 1994, s. 403.

⁴ Satınalma Gücü İle Milli Gelir: Sorularla İstatistikler Dizisi 1, **T.C. Başbakanlık Devlet İstatistik Enstitüsü**, Ankara, Mayıs 1996, s. 1-2.

⁵ S. Rıdvan KARLUK, **Uluslararası Ekonomi**, Bilim Teknik Yayınevi, İstanbul, Kasım 1991, s. 635.

burada S iki ülke arasındaki nominal (spot) döviz kuru, P yurt içi fiyat indeksi ve P^* yabancı ülke fiyat indeksidir.⁶ SGP'nin mutlak versiyonunda denge ilişkisi tam mal arbitrajının⁷ bir hata düzeltici mekanizma olarak çalıştığını varsayar.⁸

ii) Nispi Yaklaşım

Satın alma gücü paritesinin nispi yaklaşımı, mutlak yaklaşımına göre daha gerçekçidir. Bu yaklaşıma göre döviz kurlarındaki değişimler, iki ülkenin nispi fiyatlarındaki gelişmeleri yansıtır. Diğer bir deyişle ülkede yaşanan enflasyon oranı, denge döviz kurunun başlangıçtaki durumunu olumsuz yönde etkiler. Cassal teorisinin bu yaklaşımını açıklarken paranın miktar teorisinden hareket etmiş ve yine paranın 'nötr' olduğunu varsaymıştır.⁹ (2.1) nolu eşitlikteki S , P ve P^* değerleri genellikle seviye değerleri yerine yüzde değişimler olarak formüle edilir. İlişkinin bu şekildeki ifadesi 'nispi satın alma gücü paritesi (NSGP)' veya SGP'nin zayıf biçimi olarak adlandırılır. NSGP aşağıdaki gibi gösterilir:

$$s = p - p^* \quad (2.2)$$

burada $s = \ln S_t - \ln S_{t-1}$ (veya S 'deki yüzde değişim), $P = \ln P_t - \ln P_{t-1}$, $P^* = \ln P_t^* - \ln P_{t-1}^*$ ve \ln doğal logaritmadır. Bu durumda, NSGP belirli bir dönem boyunca döviz kurundaki yüzde değişimin iki ülkedeki enflasyon oranları farkına eşit olduğunu gösterir. Bunun sonucu, eğer bir ülkedeki yurtiçi enflasyon oranı yabancı ülke enflasyon oranından daha fazlaysa (düşükse) o ülkenin döviz kuru düşer (yükselir).¹⁰ Satın alma gücü paritesi teorisinin geçerli olabilmesi için en önemli şart, karşılaştırma yapılan ülkeler arasındaki fiyat indekslerinin aynı bazda olmasıdır. Fiyat seviyelerine (toptan eşya ve tüketici fiyatları indeksi) giren mal çeşitlerinin farklılığı oranında, ülkeler arasında sağlıklı karşılaştırma yapma imkanı ortadan kalkar.¹¹

⁶ TEMURLENK, s. 90.

⁷ Arbitraj : Bir döviz, menkul değer, mal veya üretim faktörünün aynı andaki fiyat farklılığından yararlanmak üzere bu ekonomik değerlerin aynı zamanda alınıp satılması işlemidir. Ayrıntılı bilgi için Bkz. Halil SEYİDOĞLU, **Uluslararası İktisat Teori ve Uygulama**, Gözlem Ya. No. 9, İstanbul., 1994, s. 127.

⁸ Dean CORBAE-Sam OULIARIS, 'Cointegration and Test of Purchasing Power Parity', **The Review of Economics and Statistics**, 1988, s. 509.

⁹ KARLUK, s. 636.

¹⁰ TEMURLENK, s. 90.

¹¹ KARLUK, s. 639.

1.1. Satın Alma Gücü Paritesinin Çeşitli Formülasyonları ve Sınırlamaları

Son yıllarda SGP ile ilgili çalışmalar, hipotezin formüle edilmesinde konulan sınırlama derecesi bakımından üç gruba ayrılmaktadır. İlk gruptaki araştırmacılar SGP'ni en sınırlamalı biçimiyle sınımıştır. Bunlar SGP'ni sadece reel döviz kuru durağan olduğu zaman kabul etmiştir. Adler ve Lehman (1983), Corbae ve Ouliaris (1988) ve Abuaf (1990) bu yaklaşımın örnekleridir. Bu çalışmaların ilk ikisi SGP'ni reddetmemişken, üçüncüsü birim kök sınavındaki otoregresif denklemde genelleştirilmiş EKK yöntemini kullanarak SGP'nin kabulü sonucuna ulaşmıştır.¹²

Diğer bir grup, hipotezi daha az sınırlamalı bir biçimiyle sınımıştır. Bu grup çalışmalarda, SGP, nominal döviz kuru ve fiyat oranları asıl ilişkiye değil, değişkenlerin eşbütünleşip bütünleşmediğine bakılarak sınımıştır. Eğer değişkenler eşbütünleşmişse hipotez kabul edilmiştir. Bu yaklaşımın bazı örnekleri Taylor (1988), Johanson (1990), Kim (1990) ve Beach, Cottrel ve Uri (1993) tarafından yapılan çalışmalardır. Bu yaklaşımın temeli ilişkinin doğasıyla ilgilenmek yerine, ilişkinin mevcut olup olmadığıdır. Bu durumda değişkenler kısa dönemde SGP'den sapma gösterse bile, aralarında uzun dönemli bir ilişki varsa hipotez geçerlidir. Taylor değişkenlerin doğrusal bileşenlerinin öngörülen değerlerinden sapma göstermesini ulaşım maliyetlerine ve ölçüm hatalarına bağlamıştır. Bu çalışmalarda Taylor SGP'ni reddetmekteyken, diğerleri farklı ülke (veya ülke grupları) ve dönemler için karma sonuçlar elde etmişlerdir.

Üçüncü gruptaki çalışmalar SGP'ni en radikal biçimiyle sınımış olup, katsayılar üzerindeki bütün sınamaları gevşeterek bir adım daha ileri gitmişlerdir. Bu yaklaşımda SGP ilişkisindeki 'oransallık' ve 'simetri' özelliğini yansıtan parametreler üzerindeki sınırlamalar da kaldırılarak, değişkenlerin herhangi bir kombinasyonunun eşbütünleşip eşbütünleşmediğinin sınıması yoluna gidilmiştir. Patel (1990) ve Liu (1992) bu yaklaşımın tipik örnekleridir. SGP bu çalışmaların birincisinde reddedilmişken, ikincisinde kabul edilmiştir.

Bu çalışmada Türk lirasının ABD doları ve Alman markı ile SGP ilişkisi ikinci ve üçüncü gruptaki yaklaşımlardan faydalanarak sınımaktadır.

¹² Peter C. LIU, 'Purchasing Power Parity in Latin America: A Co-Integration Analysis' *Weltwirtschaftliches Archive*, 1992, Vol. 28, s. 664.

Ayrıca oransallık ve simetri varsayımları da sınırlamasız SGP ilişkisi sırasıyla aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1(p_t - p_t^*) \quad (2.3)$$

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 p_t - \beta_2 p_t^* \quad (2.4) \text{ burada}$$

s_t , p_t ve p_t^* sırasıyla nominal döviz kuru, yurtiçi fiyat düzeyi ve yabancı ülke fiyat düzeyidir. Değişkenler logaritmik olup, birinci farkları alındığında (2.2) nolu denklemdeki SGP elde edilir.

(2.3) nolu denklemdeki SGP ilişkisi yurtiçi ve yabancı ülke fiyat düzeylerinin döviz kuru üzerinde oransal bir etkiye sahip olduğu, yani oransallık varsayımı altında düzenlenmiştir. Modelin bu biçimde düzenlenmesi, döviz kuru üzerinde fiyat değişkenlerinin ‘biricik’ faktör olduğu ve yurtiçi ve yabancı ülke fiyat düzeylerinin etkilerinin simetrik olduğu anlamına gelmektedir. Burada oransallık hipotezinin geçerli olması için β_1 ’in bire eşit olması gerekir. Ancak Taylor (1988) taşıma maliyetleri ve/veya ölçüm hataları durumunda da oransallığın geçerli olacağını göstermiştir. Moosa (1994) bunu oransallığın sağlanması için aynı zamanda β_0 ’ın da sifira eşit olması gerektiği biçiminde yorumlanmıştır. Bu çalışmada oransallık varsayımının sınanmasında β_1 ’in bire eşit olduğu hipotezi yanında β_0 ’ın sifira eşit olduğu hipotezi dikkate alınmıştır.

(2.4) nolu denklem (2.3) nolu denklemden farklı olarak simetri özelliğini sınaması gerekli bir hipotez olarak kabul etmektedir. Burada simetri özelliği $\beta_1 = -\beta_2$ sınırlamasıyla ifade edilir. Bu model SGP’ni (2.3) nolu eşitlikle sınanması halinde görülebilecek reddedilme yönündeki sapmalara karşı daha duyarlıdır. Bununla beraber, Moosa (1994) (2.4) nolu denklemde uzun dönem de SGP ilişkisinin geçerli olması için değişkenlerin eşbütünleşmesinin gerekli ancak yeterli olmadığını, yeterli koşulun β_1 ’in artı ve β_2 ’nin eksi işaretli olması gerektiğini belirtmiştir.

SGP ilişkisinin her iki biçimi yurtiçi fiyat düzeyi üzerine normalleştirilmesiyle de sınanmaktadır. Bu durumda her iki model sırasıyla aşağıdaki gibi oluşur:

$$p_t = \beta_0 + \beta_1(s_t + p_t^*) \quad (2.5)$$

$$p_t = \beta_0 + \beta_1 s_t + \beta_2 p_t^* \quad (2.6)$$

Bununla beraber normalleştirilmenin yönünü belirlemede en önemli ölçüt SGP'nin sabit veya esnek döviz kuru boyunca mı sınındığıdır. Genel uygulama esnek döviz kuru dönemlerinde (2.3) ve (2.4) nolu denklemlerin, sabit döviz kuru dönemlerinde (2.5) ve (2.6) nolu eşitliklerin kullanılmasıdır.¹³ Türkiye'de her iki politikanın da uygulanması nedeniyle SGP dört denklem yardımıyla da sınınanmıştır.

2. Johansen Eşbütünleşme Testi

Çok değişkenli zaman serilerine yönelik olarak farklı istatistiksel teknikler geliştirilmiştir. Eşbütünleşme uzayının yapısını ve boyutunu araştırmada uygun bir yaklaşım Johansen tarafından geliştirilen maksimum olabilirlik tekniğidir. Bazı yazarlar, farklı perspektiften eşbütünleşme uzayının boyutlarına ve eşbütünleşmede sunulan değişkenlerin alt kümelerine ilişkin bazı prior ihtimal varsayımlarında bulunarak, eşbütünleşmenin tahmini üzerinde durmuşlardır. Bu yazarlar eşbütünleşme vektörlerinin asimtotik normal tahmincilerini çıkarmak için çok adımlı süreçleri ve bazı parametrik olmayan düzeltmeleri amaçlamışlardır (Örneğin Stock ve Watson (1993), Park (1992) ve Phillips ve Hansen (1990) gibi...)¹⁴

Holden ve Thompson (1992)'a göre Johansen tarafından öngörülen yaklaşımın iki amacı vardır.

i) İlgilenilen değişkenler için eşbütünleşme vektörlerinin en çok sayısını teşhis etmek.

ii) Ayarlanan parametreleri ve eşbütünleşme vektörlerinin en çok olabilirlik tahminlerini elde etmek.¹⁵

Johansen en çok olabilirlik metodu veri içerisindeki değişimi tanımlamada çoklu hata düzeltme modeli kullanır. Bu metot içerisinde, istatistiksel hipotezlere ve olabilirlik testlerine katkıda bulunabilecek değişkenlerin zayıf dışsallığı formüle edilebilir.¹⁶

¹³ TEMURLenk, s. 91-92.

¹⁴ Stephane GREGOİR-Guy LAROQUE, 'Polynomial Cointegration Estimation And Test', **Journal Of Econometrics**, 63, 1994, s.184-185.

¹⁵ Ken HOLDEN- John THOMPSON, 'Co-Integration: An Introductory Survey' **British Review of Economic Issues**, Vol. 11, No. 33, s. 30-31.

¹⁶ Fatma TAŞKIN, 'Export, Imports and Growth: An Analysis Of The Cointegrating Relations for Turkey', **Fifteenth Annuals Meeting of MEEA Held In Conjunction With The Annual Meeting Of A.S.S.A.**, Washington D.C.

Johansen sürecinde bir vektör otoregresif (VAR) modeli aşağıdaki gibi tanımlanır :

$$H_1: X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (t = 1, 2, \dots, T) \quad (3.1)$$

Burada X_t boyutlu değişken vektörü, $\varepsilon_t \sim IN(0, \Lambda)$ yani sıfır ortalama ve Λ varyans matrisi ile bağımsız ve benzer dağılmış p boyutlu vektör olup, X_{-k+1}, \dots, X_0 sabit olarak kabul edilmiştir. Burada D_t mevsimsel kukla değişken olmaktadır. Modeldeki sınırlamasız parametreler $(\mu, \Phi, \Pi_1, \dots, \Pi_k, \Lambda)$ (VAR) süreciyle tahmin edilir. p boyutlu bir süreç ile üç aylık veri için Tp gözlemi ve $p+3p+kp + p(p+1)/2$ parametreyi verir.

Genellikle, ekonomik zaman serileri durağan olmayan süreçlerdir. VAR sistemleri genellikle birinci farkı alınan formda ifade edilir. (3.1) nolu VAR modeli birinci farklar şeklinde, $\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k} + \Pi X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t$ (3.2) ifade edilir. Burada

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i) \quad (i = 1, \dots, k-1)$$

ve

$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k) \quad (3.3)$$

olmaktadır.

Model (3.3) $\Pi_k X_{t-k}$ terimi hariç geleneksel birinci fark VAR modeli olarak ifade edilir. Johansen sürecinde yapılan çalışmanın esas amacı katsayılar matrisi Π 'nin veri vektöründeki değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi hakkında bilgi içerip içermediğini araştırmaktır. Burada üç olası durum söz konusudur.

i) $\text{Rank}(\Pi) = p \Rightarrow \Pi$ matrisi tam ranka sahip olup, X_t vektör süreci durağandır.

ii) $\text{Rank}(\Pi) = 0 \Rightarrow A$ matrisi sıfır matristir ve (3.3) modeli geleneksel fark alınan, vektör zaman serisi modeline uyar.

iii) $0 < \text{Rank}(\Pi) = r < p \Rightarrow \Pi = \alpha \beta'$ olacak biçimde $p \times r$ boyutlu α ve β matrisleri vardır.

β eşbütünleşme vektörleri, X_t kendisi durağan olmasa bile, $\beta'X_t$ durağan özelliğe sahiptir. Bu durumda (3.3) modeli bir hata düzeltme modeli olarak yorumlanabilir. α ise uyarılma katsayısı ya da hata düzeltme terimi olup, uzun dönem ilişkisine uyarlanma hızını gösterir. α 'nın mutlak olarak büyük değerleri, uzun döneme uyarılmanın hızlı olduğunu gösterir. Bu yüzden dikkate alacağımız asıl hipotez r eşbütünleşme vektörlerinin hipotezidir.

$$H_2 = \alpha \beta' \quad (3.4) \text{ burada}$$

α ve β , $p \times r$ matrisleridir.¹⁷

Johansen (1988) çalışmasında (3.4) nolu denklemde ΔX_t durağan olmasına rağmen vektör süreci X_t 'nin durağan olmadığını, onunla birlikte $\beta'X_t$ ile gösterilen doğrusal kombinasyonların durağan olduğunu varsaymaktadır. Granger'in terminolojisinde bunun anlamı vektör süreci X_t ile eşbütünleşme vektörü β eşbütünleşiktir. β 'nin germiş (span) olduğu uzay Π matrisinin satırlarının gerdiği uzay olmaktadır. Bu uzaya eşbütünleşme uzayı (co-integration space) adı verilir.¹⁸

H_2 'de Π matrisi sınırlandırılmış ve $\mu \neq 0$ ise durağan olmayan X_t süreci $\alpha'_{\perp} \mu$ 'den sadece μ 'nün fonksiyonlarındaki katsayılar ile doğrusal trende sahiptir. Bu nedenle $\mu = \alpha \beta'_0$ veya alternatif olarak $\alpha'_{\perp} \mu = 0$ biçimindeki boş hipotez, süreçte bir doğrusal trendin bulunmadığını ifade eder. $\mu = \alpha \beta'_0$ olduğu zaman, aşağıdaki gibi yazabiliriz.

$$\alpha \beta' X_{t-k} \neq \mu = \alpha \beta' X_{t-k} + \alpha \beta'_0 = \alpha \beta^* X_{t-k}^* \quad \text{burada hesaplamalarda}$$

kolaylık sağlamak için $\beta^* = (\beta', \beta'_0)$ ve $X_{t-k}^* = (X'_{t-k}, 1)'$ biçimindedir. Süreçte H_2 hipotezi ve sabit terim ilişkisi yanında α ve β katsayılarıyla ifade edilen daha ileri doğrusal hipotezler de araştırılmıştır.

¹⁷ Soren JOHANSEN-Katarina JUSELİUS, 'Maximum Likelihood Estimation And Inference On Cointegration-With Applications To The demand For Money', **Oxford Bulletin Of Economics And Statistics**, Vol. 52, 1990, s. 169-170.

¹⁸ Soren JOHANSEN, 'Statistical Analysis Of Cointegration Vectors', **Journal Of Economic Dynamics And Control**, 12, 1988, s. 232.

2.1 Johansen Sürecinde Hipotezlerin Sınıflandırılması

Johansen sürecinde H_2 hipotezi ile birlikte, bütünleşme katsayıları veya ağırlıkları üzerine konulmuş sınırlamaların geçerliliği konusundaki hipotezlerde sınımlanmaktadır. Bu hipotezler aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$H_2: \Pi = \alpha \beta',$$

$$H_3: \Pi = \alpha \varphi' H' \text{ (veya } \beta = H\varphi \text{)},$$

$$H_4: \Pi = A\psi \beta \text{ (veya } \alpha = A\psi \text{)},$$

$$H_5: \Pi = A\psi \varphi' H' \text{ (veya } \beta = H\varphi \text{ ve } \alpha = A\psi \text{)}$$

ve H_j^* , $\mu = \alpha \beta'_0$ için $j=2, \dots, 5$ tarafından geliştirilen H_j 'dir. H ve H^* hipotezleri arasında önemli bir fark vardır. H^* , μ üzerinde bir sınırlamayı belirtir. μ , α tarafından germe uzayında uzanır veya $\alpha'_{\perp} \mu = 0$ 'dır ve bundan başka trend yoktur. Şekil 1'de çeşitli hipotezler arasındaki ilişki gösterilmektedir.

Buradaki hipotezlerin hepsi Π matrisinin sınırlamalarıdır. H_1 altında p^2 parametresini içerir. H_2 hipotezi altında $pr+(p-r)r$ parametre vardır. H_4 altında $sr+(p-r)r$ 'nin daha ileri sınırlamaları vardır. Sonuçta ise; H_5 altında $mr+(s-r)r$ artık parametreleridir.¹⁹

Hipotezlerden H_2 hipotezi α ve β üzerinde herhangi bir sınırlama bulunmaması şeklinde oluşmuşken, H_3 hipotezi β ve H_4 hipotezi α üzerinde doğrusal sınırlamalar konulmuştur. H_5 hipotezi ise hem α ve hem de β üzerinde aynı anda sınırlama konulmuş şekilde düzenlenmiştir. Bu arada her bir hipotez birlikte eşbütünleşme vektöründe sabit terimi de dahil edecek şekilde yıldızlı hipotezler düzenlenmiştir.²⁰

¹⁹ JOHANSEN -JUSELIUS, s. 171-173.

²⁰ M. Sinan TEMURLenk, 'Birlikte Bütünleşmenin Ençok Olabilirlik Tahmini ve Sınaması', **Atatürk Üniv. İ.İ.B.F.**, Z.F.Fındıkoğlu Araştırma Merkezi Ya. No. 202, Erzurum, 1996, s. 6-7.

3. Uygulama: SGP Verilerinin Zaman Serisi Özelliklerinin Belirlenmesi ve Johansen Eşbütünlük Testi

Çalışmamızda Türkiye için SGP hipotezi ABD ve Almanya arasındaki 1970:01-1994:04 dönemleri arasındaki nominal döviz kurları ve toptan eşya fiyat indeks serileri kullanılarak sınanmaktadır.²¹

SGP hipotezini kullanarak birçok ampirik model türetilebilir ve modeller genelde, SGP uzun dönemde geçerli midir? veya durağan mıdır? sorusuna cevap aranır.

Bu sorunun ampirik olarak sınanması daha çok verilerin zaman serisi özelliklerinin incelenmesi ile ilgilidir. Çünkü, SGP uzun dönemde geçerli ise, ülkeler içi mal arbitrajı, yurtiçi ve yurtdışı fiyatları ile döviz kuru arasındaki log - doğrusal kombinasyonun durağan olup olmadığı - ya da adı geçen değişkenlerin eşbütünlük eşbütünlükmedikleriyle anlaşılır.²²

Zaman serisi verileriyle düzenlenmiş bir ekonometrik modelde serilerin zaman serisi özelliklerinin bilinmesi ve bu özelliklerin dikkate alınması gerekir. Bunlar deterministik ve stokastik özelliklerdir.²³ Bu çalışmada kullanılan logaritmik verilerin zaman serisi özellikleri hem deterministik hem de stokastik bileşenler dikkate alınarak incelenmiştir. Deterministik bileşenlerin incelenmesi amacıyla her seri bir sabit, bir trend değişkeni ve üç mevsimsel gölge değişken üzerinden standart EKK regresyonu oluşturulmuştur.

Yapılan regresyon analizi sonucunda tüm değişkenler için sabit ve trend anlamlı olmakla beraber sadece mark değişkeninde sabit anlamsız çıkmıştır ve verilerde deterministik mevsimsel bileşen yoktur. Ayrıca zaman serisinin içerdiği unsurları ve model belirlemede kullanılan iki basit yöntem

²¹ Döviz kuru verileri ABD doları ve Almanya markı başına düşen TL olarak ölçülmüş olup 'T.C. Merkez Bankası Üç Aylık Bültenleri'nin farklı sayılarından derlenmiştir. Fiyat indeks verileri Türkiye, ABD ve Almanya için 'International Financial Statistics' bültenlerinin farklı sayılarından derlenmiştir. Tüketici ve toptan eşya fiyat indekslerinin hangisinin kullanılmasının daha uygun olduğu konusunda genel bir görüş olmamakla beraber Moosa (1994) toptan eşya fiyat indeksinin SGP lehine sonuç verdiğini gözlemlemiştir.

²² Kıvılcım METİN, 'Multi - Cointegration Analizi ve Yapısal Hipotezlerin Sınanması: Türkiye İçin Satın Alma Gücü Paritesi ve Örtülü Olmayan Faiz Hadleri Paritesi Örneği', **I. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu**, 11-12 Kasım 1993, İzmir, (ed. Mustafa Güneş, Şenay Üçdoğru ve M. Vedat Pazarlıoğlu), s.195.

²³ M. Sinan TEMURLENK, **Yapısal VAR Modelleri: Türkiye'de 1980 Sonrası Dönemde Uygulanan İstikrar Politikalarının Analizi**, Erzurum, 1996, s. 38.

vardır. Bunlar serinin basit kartezyen ve otokorelasyon grafiklerini incelemektir. Tüm değişkenler için kartezyen ve otokorelasyon grafikleri incelendiğinde değişkenlerin logaritmik grafiklerinin artan bir eğilim sergilediği, otokorelasyon grafiklerinde ise hataların yavaş bir şekilde sifira yakınsaması serilerin durağan olmadığını göstermektedir.

Değişkenler arasında eşbütünleşmenin araştırılmasının ilk koşulu değişkenlerin aynı mertebeden bütünleşmiş olmasıdır. Bu nedenle, SGP hipotezinde yer alan değişkenlerin bütünleşme mertebelerinin sınılanması gerekir. Ele alınan zaman serisi üç aylık verilerden oluşmaktadır, yani $s=4$ 'dür. Bunun sonucu seride stokastik mevsimsellik olabilir. Bu nedenle önce stokastik mevsimselliğin test edilip, ardından mevsimsel olmayan birim kökün yapılması daha uygundur. Serilerde mevsimsel bütünleşmenin testi DFSI ve ADFSI testleri ile test edilmiştir.

DFSI ve ADFSI istatistikleri mevsimsel bütünleşme hipotezini reddedememiştir. Bu durumda değişkenlerin 4'üncü farkları alınarak stokastik mevsimsellik giderildikten sonra değişkenlerin durağan olup olmadığı Geliştirilmiş Dickey - Fuller (ADF) ve Phillips - Perron (PP) testleri ile test edilmiş ve SGP hipotezini test etmede kullanılan tüm değişkenler $SL_4(1,1)$ mertebeden bütünleştiği görülmüştür. Ayrıca mevsimsel ve mevsimsel olmayan birim kök testlerinin uygun gecikme uzunluğu sayısı olan k 'nın mertebesinin belirlenmesinde Akaike Bilgi Kriter Testi (AIC), Schwarz Testi (SC), Nihai Tahmin Hata Testi (FPE), Hannan Quinin Kriter Testi (HQ) ve Olabilirlik Oran Testi (LR) istatistikleri kullanılmıştır.²⁴

Bundan sonra yapılacak işlem ise SGP hipotezinde yer alan değişkenlerin eşbütünleşip eşbütünleşmediğini test etmektir. SGP hipotezindeki değişkenlerin eşbütünleşip eşbütünleşmediği Engle - Granger (EG) süreci ile test edilmemiştir. Bunu nedeni ise EG sürecinde eşbütünleşme vektörünün tek çözümlülük (biricik) olduğunu varsayması, diğer bir nedeni ise sınama sürecinin iyi tanımlanmış limit dağılımına sahip olmamasıdır. Bu nedenle, bu sorunların her ikisine birden çözüm getiren ve ayrıca eşbütünleşme vektörlerinin tahmini ve sınaması yanında, parametreler üzerine konan sınırlamaların sınanmasını da kapsayan Johansen süreci ele alınmıştır.

²⁴ Daha ayrıntılı bilgi için Bkz. Hüseyin GÜRBÜZ, **Zaman Serilerinin Durağanlaştırılmasında Birim Kök Testi ve Eşbütünleşme**, S.D.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme Anabilim Dalı, Basılmamış Doktora Tezi, Isparta, 1997, s. 151-177.

Eşbütünleşme Analizinde Johansen Sürecinin Kullanımı

Johansen sürecinde bir vektör otoregresif (VAR) modeli (3.2) nolu eşitlikte tanımlandığı gibidir. Johansen sürecinde de eşbütünleşme testine başlamadan önce otoregresif gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekir. VAR modeli, yani sistem için tanımlanan AIC, SC, FPE ve HQ istatistikleri yardımıyla mevsimsel farkları alınan döviz kurlarının gecikme uzunlukları test edildiğinde, Dolar kuru için gecikme uzunlukları AIC ve FPE kriterlerinde dokuz gecikme uzunluğunu, SC ve HQ'de ise sırasıyla bir ve altı gecikme uzunluğunu belirlemektedir. Mark kuru için gecikme uzunlukları AIC ve FPE kriterlerine göre dokuz, SC ve HQ kriterlerine göre ise iki gecikme uzunluğunu işaret etmektedir. Görüldüğü gibi kriterler farklı gecikme uzunlukları belirlemiştir. Bu durumda her farklı gecikme uzunluğuna göre VAR modellerinin otokorelasyon grafikleri çizilmiştir. Otokorelasyon grafiklerinde ise %5 anlam düzeyinde anlamlı gecikme uzunlukları 2 gecikmeyle en az otokorelasyon göstermektedir. Bu durumda SGP hipotezi VAR modeli ile test edilirken uygun gecikme uzunluğu döviz kurlarında 2 olarak alınmıştır. Gecikme uzunluğunu iki olarak belirledikten sonra, Dolar verileri için eşbütünleşme vektöründe sabit terime yer vererek yıldızlı hipotezler, Mark verilerinde sabit terime yer vermeden yıldızsız hipotezler kullanılarak sürdürülmüştür. Bu durumda Dolar için elde edilen Π tahmini dört sütun vektörü kapsarken, Mark tahmini üç sütun vektöre sahiptir. Bunun nedeni Mark'ta Π 'nin μ ile ilişkilendirilmemesidir.

Model (3.2)'in tahmininin ardından, artıkların $IIN(0, \Lambda)$ yani sıfır ortalamalı ve Λ varyans matrisiyle bağımsız, benzer ve normallik varsayımlarının sağlanıp sağlanmadığının kontrolü için Box - Pierce Q ve Jarque - Bera istatistikleri ile heterokedastisite testlerine bakılmıştır. Dolar ve Mark değişkeni için artıkların tanısal (diagnostik) test sonuçları sırasıyla aşağıda verilmiştir.

Dolar Değişkeni İçin Diagnostik Test sonuçları

Artıkların Vektör Normallik Testi 1971 (3) - 1994 (4)

Skewness (Çarpıklık)		
Dolar	p(TÜR)	p*(ABD)
1.394	2.863	1.512
Excess kurtosis (Basıklık)		
Dolar	p(TÜR)	p*(ABD)
7.899	2.915	6.225

Vektör normallik χ^2 testi :
 $\chi^2(6) = 122.06 [0.0000] **$
Vector heterokedasite testi :
 $\chi^2(72) = 96.657 [0.0279] * ve$
F-Form(72, 381) = 1.2909 [0.0688]

Mark Değişkeni İçin Diagnostik Test sonuçları

Artıkların Vektör Normallik Testi 1971 (3) - 1994 (4)

Skewness (Çarpıklık)
Mark p(TÜR) p*(ALM)
0.4425 -0.3325 0.06095
Excess kurtosis (Basıklık)
Mark p(TÜR) p*(ALM)
6.406 1.600 1.122
Vektör normallik χ^2 testi :
 $\chi^2(6) = 45.159 [0.0000] **$
Vector heterokedasite testi:
 $\chi^2(72) = 78.201 [0.2885] ve$
F-Form(72, 386) = 1.001 [0.4812]

Dolar değişkeninin diagnostik test sonuçlarına göre sadece heterokedastisite (H_0 : Değişen varyanslılık yoktur) olmadığı hipotezi kabul edilmiştir. Dolar verileri de artıkların normal dağılmadığını göstermektedir. Bu durum, artıkların fazla ve büyük değer almasının yanında dağılımların basıklığından da kaynaklanmaktadır. Johansen ve Juselius (1990)'a göre artıkların bu nedenle normallikten sapması hoş görülmektedir. Ayrıca, artıkların belirtilen varsayımlardan sapmalarının sonuçları henüz literatüre geçmemiştir.

Mark değişkeninin diagnostik sonuçlarının da normallik varsayımını sağlamadığı görülmektedir. Bununla birlikte çarpıklık katsayısının değerleri sıfır etrafında dağılmaktadır. χ^2 ve F testlerinin sonuçları ise artıklarda değişen varyanslılığın olmadığını göstermektedir.

Bu durumda SGP hipotezi Dolar için yıldızlı ve Mark için yıldızsız hipotezler ele alınarak incelenecektir.

Dolar için $H_2^* : \Pi = \alpha\beta'$ hipotezi altında çoklu eşbütünlüşme analizinin sonuçları aşağıda verilmiştir:

Eşbütünlüşme analizi :1971 (3) - 1994 (4)

Özdeğer μ_i :

0.271518

0.0951457

0.0243414

3.6403e-017

	$\hat{\lambda}_{\max}$	$\hat{\lambda}_{\max}$		İz	İz	
Ho:rank=p	$-T\log(1-\mu_i)$	T-nm ile	%95	$-T\sum\log(1-\mu_i)$	T-nm ile	%95
p == 0	29.78**	27.88**	22.0	41.49**	38.84*	34.9
p <= 1	9.398	8.798	15.7	11.71	10.97	20.0
p <= 2	2.316	2.169	9.2	2.316	2.169	9.2

Eşbütünlüşme istatistiklerine göre iz değeri p=0 hipotezini reddederken, p<=1 ve p<=2 hipotezlerini reddetmemektedir. Bunun sonucu Dolar verilerinde en az bir anlamlı eşbütünlüşme vektörü bulunmaktadır.

$\hat{\lambda}_{\max}$ değerine göre, p=0 hipotezi p=1 hipotezine karşı reddedilirken, p=1 hipotezi p=2 hipotezine karşı reddedilmemektedir. Bu, Dolar verilerinde birden fazla eşbütünlüşme vektörünün bulunmadığı anlamına gelir. Bu durumda Dolar verilerinde anlamlı bir eşbütünlüşme ilişkisi vardır. Anlamlı standartlaştırılmış eşbütünlüşme ilişkisi ile α ağırlıkları ve Π matrisi aşağıdaki gibidir.

Standartlaştırılmış β' Özvektörleri :

D4LDolar	D4Lp(TÜR)	D4Lp*(ABD)	Sabit
1.000	-1.377	-0.899	0.245
7.637	1.000	95.420	-8.847
-0.041	-0.128	1.000	0.017

Standartlaştırılmış α' Katsayıları :

D4LDolar	-0.3331	-0.002997	0.3984
D4Lp(TÜR)	0.06938	-0.002856	0.1614
D4Lp*(ABD)	-0.01176	-0.000697	-0.01631

Uzun dönem $\Pi = \alpha\beta'$ matrisi :

	D4LDolar	D4Lp(TÜR)	D4Lp*(ABD)	Sabit
D4LDolar	-0.3724	0.4043	0.4118	-0.04843
D4Lp(TÜR)	0.04092	-0.1191	-0.1735	0.04504
D4Lp*(ABD)	-0.01642	0.0176	-0.07232	0.00301

Dolar verileri için eşbütünleşme ilişkisini standartlaştırılmış β' özvektörlerinin ilk satırı verir. Bu durumda s_t aşağıdaki gibidir:

$$s_t = 1.377p_t + 0.899p_t^* - 0.245$$

Burada β_2 'nin katsayısı bire yakın olmakla beraber ters işaretlidir.

Dolar için $H_3^*: \beta = H\varphi$ ve $\mu = \alpha\beta'$ hipotezi ile β üzerine doğrusal sınırlamalar konulması durumundaki eşbütünleşme analizinin sonuçları aşağıda verilmiştir :

SGP hipotezindeki parametreler arasındaki bir diğer sınırlama ise oransallık sınırlamasıdır. Oransallık sınırlaması (2.1) ve (2.2) eşitliklerinden $H_3^* = \beta_2 = -\beta_1$ olarak tanımlanır. Oransallık hipotezi Dolar verilerinde sadece bir eşbütünleşme vektörü için sınıranır. Bu durumda 1971(3) - 1994(4) dönemleri arasındaki kısıtlı eşbütünleşme analiz sonuçları aşağıdaki gibidir:

Özdeğer μ_i :

0.232329

0.049368

0.000484

β üzerinde doğrusal sınırlamaların konulması durumunda H matrisi:

D4LDolar	1.000	0.000	0.000
D4Lp(TÜR)	0.000	1.000	0.000
D4Lp*(ABD)	0.000	-1.000	0.000
Sabit	0.000	0.000	1.000

Standartlaştırılmış $\beta' = H'\varphi'$ özvektörleri

D4LDolar	D4Lp(TÜR)	D4Lp*(ABD)	Sabit
1.000	-1.331	1.331	0.09638

Standartlandırılmış β katsayıları

D4Ldolar	-0.2977
D4Lpiture	0.04060
D4Lpiusa	-0.01869

Uzun dönem $\Pi = \alpha\varphi'H'$ matrisi

	D4LDolar	D4Lp(TÜR)	D4Lp*(ABD)	Sabit
D4LDolar	-0.2977	0.3963	-0.3963	-0.02869
D4Lp(TÜR)	0.04060	-0.05405	0.05405	0.003913
D4Lp*(ABD)	-0.01869	0.02489	-0.02489	-0.001802

İndirgenmiş β' :

	D4Lp(TÜR)	D4L p*(ABD)	Sabit
D4LDolar	1.331	-1.331	-0.09638

LR-test, rank=1: $\chi^2(1) = 4.9253 [0.0265]$ *

İndirgenmiş β' , s değerine karşılık gelmektedir. Bu durumda,

$$s = 1.331p_1 - 1.331p_2^* - 0.09638$$

şeklindedir. s eşitliğindeki katsayıların büyüklüğü ve işaretler tutarlı olmakla beraber, H^* hipotezinin anlamlılık sınaması için kullanılan olabilirlik oran istatistiğinin değeri bir serbestlik derecesindeki ve %5 anlam düzeyindeki

χ^2 değeri ile karşılaştırılması sonucunda boş hipotez reddedilir. Bunun sonucu, Dolar verilerinde oransallık sınırlaması geçerli bir sınırlama değildir.

Mark için $H_2 : \Pi = \alpha\beta'$ hipotezi altında çoklu eşbütünleşme analizinin sonuçları aşağıda verilmiştir:

Eşbütünleşme analizi :1971 (3) -1994 (4)

Özdeğer μ_i :

0.289682

0.038814

0.00058478

	$\hat{\lambda}_{\max}$	$\hat{\lambda}_{\max}$	İz	İz	
Ho:rank=p	-Tlog(1- μ_i)	T-nm ile	%95	-T \sum log(1- μ_i)	T-nm ile %95
p == 0	32.15**	30.1**	17.9	35.93**	33.63** 24.3
p <= 1	3.721	3.484	11.4	3.776	3.535 12.5
p <= 2	0.05499	0.05148	3.8	0.05499	0.05148 3.8

Mark verileri için hesaplanan λ_{\max} ve iz istatistikleri de r=1'dir. Mark verileri için hesaplanan SGP hipotezinde değişkenler arasında eşbütünleşme vardır ve eşbütünleşme vektör sayısı 1'dir. Aşağıda standartlaştırılmış özvektörler ile α ağırlıkları ve Π matrisi verilmiştir.

Standartlaştırılmış β' Özvektörleri :

D4LMark	D4Lp(TÜR)	D4Lp*(ALM)
1.000	-1.126	1.545
0.8232	1.000	-19.35
0.0253	0.2519	1.000

Standartlaştırılmış α' Katsayıları :

D4LMark	-0.5583	-0.02389	-0.005666
D4Lp(TÜR)	-0.01647	-0.01072	-0.008355
D4Lp*(ALM)	-0.003198	0.001179	-0.000519

Uzun dönem $\Pi = \alpha\beta'$ matrisi :

	D4LMark	D4Lp(TÜR)	D4Lp*(ALM)
D4LMark	-0.5781	0.6035	-0.4062
D4Lp(TÜR)	-0.02551	0.005728	0.1736
D4Lp*(ALM)	-0.002241	0.004650	-0.02827

Mark için SGP ilişkisi,

$$s_t = 1.126p_t - 1.545p_t^* \text{ dir.}$$

Bu ilişkinin katsayı büyüklükleri mutlak olarak 1 olan beklenti değerinden biraz büyük olmakla beraber katsayıların işaretleri de beklentiye uygun olmaktadır.

Mark için $H_3: \beta = H\phi$ hipotezi ile β üzerine doğrusal sınırlamalar konulması durumundaki eşbütünleşme analizinin sonuçları aşağıda verilmiştir :

SGP hipotezindeki oransallık sınırlaması (2.1) ve (2.2) eşitliklerinden $H_3 = \beta_2 = -\beta_1$ olarak tanımlanmıştı. Oransallık hipotezi Mark verilerinde de sadece bir eşbütünleşme vektörü için sınıdır. Bu durumda 1971(3) - 1994(4) dönemleri arasındaki kısıtlı eşbütünleşme analiz sonuçları aşağıdaki gibidir:

Özdeğer μ_i :

0.286415

0.00329143

β üzerinde doğrusal sınırlamaların konulması durumunda H matrisi :

D4LMark	1.000	0.000
D4Lp(TÜR)	0.000	1.000
D4Lp*(ALM)	0.000	-1.000

Standartlaştırılmış $\beta' = H'\varphi'$ özvektörleri :

D4LMark	D4Lp(TÜR)	D4Lp*(ALM)
1.000	-1.091	1.091

Standartlaştırılmış β katsayıları :

D4LMark	-0.5742
D4Lp(TÜR)	-0.02247
D4Lp*(ALM)	-0.00251

Uzun dönem $\Pi = \alpha\varphi'H'$ matrisi

	D4LMark	D4Lp(TÜR)	D4Lp*(ALM)
D4LMark	-0.5742	0.6266	-0.6266
D4Lp(TÜR)	-0.02247	0.02452	-0.02452
D4Lp*(ALM)	-0.002510	0.002739	-0.002739

İndirgenmiş β' :

	D4Lp(TÜR)	D4Lp*(ALM)
D4LMark	1.091	-1.091

LR-test, rank=1: $\chi^2(1) = 0.43144 [0.5113]$

$$s_t = 1.091p_t - 1.091p_t^*$$

Mark kuru için uzun dönemli SGP ilişkileri yukarıda verildiği gibidir. Bu ilişkilerin katsayılarının büyüklükleri mutlak olarak 1 olan beklenti değerine oldukça yakındır. Mark verilerindeki anlamlı bir eşbütünleşme vektörünün oransallık sınavını test etmede kullanılan olabilirlik oran sınavının da $\chi^2_{(0.95)}(1) = 3.84$ değerinden küçük olduğu görülmektedir. Bunun sonucunda Mark verilerindeki oransallık sınavının geçerli bir sınırlama olduğuna karar verilir.

Mark verilerinde α üzerine sınırlama konulması durumundaki sınamalar:

α üzerine konulan sınırlamalar iki şekilde ele alınmaktadır. Bunlardan birincisi β üzerinde herhangi bir sınırlama bulunmadan α üzerine konulan sınırlamalar, diğeri ise β üzerinde sınırlama bulunması

durumunda α üzerine konulan sınırlamalardır. Bu durumda sırasıyla aşağıdaki iki hipotez test edilir. Bu hipotezler;

$$H_4: \alpha = A\Psi$$

$$H_5: \beta = H\varphi \text{ ve } \alpha = A\Psi$$

biçiminde ifade edilir. H_3 hipotezi geçerli olduğu için H_4 hipotezi tekrar ele alınmayıp H_5 hipotezi aşağıda ele alınmıştır.

Mark için $H_5: \beta = H\varphi$ ve $\alpha = A\Psi$ hipotezi ile α üzerine konulan sınırlamalarla birlikte β üzerine konan sınırlamaların eşbütünleşme analizinin sonuçları aşağıda verilmiştir.

Özdeğer μ_i :

0.283119

-6.40357e-019

A matrisi üzerine konulan sınırlamalar

D4LMark 1.000

D4Lp(TÜR) 0.000

D4Lp*(ALM) 0.000

$\beta = H\varphi$ üzerindeki lineer kısıtlamaları içeren H matrisi

D4LMark 1.000 0.000

D4Lp(TÜR) 0.000 1.000

D4Lp*(ALM) 0.000 -1.000

Standartlaştırılmış $\beta' = \varphi'H'$ özvektörleri

D4LMark D4Lp(TÜR) D4Lp*(ALM)

1.000 -1.092 1.092

Standartlaştırılmış $\alpha = A\Psi$ katsayıları

D4LMark -0.5613

D4Lp(TÜR) 0.0000

D4Lp*(ALM) 0.0000

Uzun dönem $\Pi = A\Psi\phi'H'$ matrisi

	D4Lmark	D4Lpitur	D4Lpiger
D4Lmark	-0.5613	0.6128	-0.6128
D4Lpitur	0.0000	0.0000	0.0000
D4Lpiger	0.0000	0.0000	0.0000

İndirgenmiş β' :

	D4Lp(TÜR)	D4Lp*(ALM)
D4LMark	1.092	-1.092

LR-test, rank=1: $\chi^2(3) = 0.86456 [0.8340]$

$$s_t = 1.092p_t - 1.092p_t^*$$

Analiz sonuçlarından da görüldüğü gibi,

$$H_5: \beta_2 = -\beta \text{ ve } \alpha_1 = \alpha_2 = 0$$

şeklinde hipotezin sonucunda elde edilen olabirlik oranı hipotezleri reddedemez, diğer taraftan s_t 'nin katsayılarının işaretleri ve büyüklükleri beklentiye uygun olmaktadır.

Sonuç

Bu çalışmada 1970:01 - 1994:04 dönemini kapsayan çeyreklik zaman serisi verilerindeki değişkenler öncelikle içerdiği unsurlar bakımından incelendi. Serilerin her birinde trend ve sabit unsuru anlamlı iken sadece Alman Mark kurunda sabit anlamsız bulundu. Bundan dolayı modellerde Mark kuru sabitsiz olarak oluşturuldu. Birim kök testleriyle serininin durağan olup olmadığının testinden önce serilerde stokastik mevsimselliğin varlığı DFSI ve ADFSI testleri ile test edilmiş ve stokastik mevsimselliğe sahip olan seriler içerdiği mevsimsellikten dördüncü farkları alınarak arındırılmıştır. Dördüncü farkları alınan serilerin birim kök içerip içermediği ADF ve PP testleriyle test edilmiş ve sonuçta serilerin $SI_4(1,1)$ mertebeden durağanlaştığı tespit edilmiştir. Değişkenlerin durağanlaşmasının testinde kullanılan testlerin gecikme uzunluklarının belirlenmesinin her bir aşamasında ise AIC, SC, FPE, HQ ve LR istatistiklerinden ve ayrıca otokorelasyon grafiklerinden faydalanılmıştır. Değişkenler aynı mertebeden bütünleştiğinin tespitinden sonra SGP hipotezinin Türkiye'nin Dolar ve

Mark döviz kurları üzerine sınındığı çalışmada Johansen'nin eşbütünleşme yönteminden yararlanıldı.

Johansen eşbütünleşme testinin gecikme uzunluğunun belirlenmesinde yine yukarıda bahsedilen testlerden VAR sistemi için olanları kullanılmış ve farklı gecikme uzunlukları belirlenmiştir. Bu durumda her farklı gecikme uzunluğuna göre VAR modellerinin otokorelasyon grafikleri çizilmiştir. Otokorelasyon grafikleri %5 anlam düzeyinde 2 gecikmeyle en az otokorelasyon göstermesi nedeniyle Johansen eşbütünleşme testinde gecikme uzunluğu 2 olarak alınmıştır.

Johansen yönteminin uygulanması sonucunda, her iki döviz kurunun anlamlı bir eşbütünleşme vektörüne sahip olduğu görüldü. Dolar verilerinde bir eşbütünleşme vektörü anlamlıdır fakat SGP hipotezindeki katsayılar bire yakın olmakla beraber katsayıların işaretleri beklentilere uygun olmadığı görülmüştür. Dolar verileri için yapılan oransallık sınamasında katsayıların işareti ve büyüklüğü tutarlı olmakla beraber oransallık sınamasının Dolar için geçerli olmadığı görülmüştür.

Mark verileri için hesaplanan SGP hipotezinde de değişkenler arasında eşbütünleşme vardır ve Dolar da olduğu gibi eşbütünleşme vektör sayısı birdir. SGP hipotezinin testinde katsayılar Mark kuru için beklenen büyüklüğe ve işarete sahiptir. Ayrıca SGP hipotezi için oransallık sınaması da yapılmış olup Mark verileri bir anlamlı vektör için oransallık sınırlamasının geçerli bir sınırlama olduğu olabilirlik oran sınamasına dayanarak karar verilmiştir. Diğer taraftan SGP hipotezinde alfa üzerine konan ağırlıklar aranmamakla birlikte, uzun dönemli ilişkinin uyarlanma hızını gösteren alfa ($\alpha_1 = \alpha_2 = 0$) ağırlıkları üzerine konan sınırlamalar reddedilememiştir. Bunun sebebi. Almanya fiyat düzeyinin Türkiye'nin Mark kuruna karşı uzun dönemli uyarlanmasının bulunmadığı biçiminde yorumlanabilir. Bu durum, büyük ülke kuralına uygun bir sonuç olup, Johansen yöntemiyle yapılan sınırlamalarda bu sonucu desteklemiştir. Oransallık sınırlamasıyla Almanya fiyat düzeyinin Türkiye'nin Mark kuruna uyarlanmasının bulunmadığı hipotezlerinin bir araya getirilmesiyle oluşturulan hipotezin kabul edilmiş olması, sınırlamaların geçerliliğini güçlendirmiştir. Böylece, Mark verileri gerek sınırlamasız ve gerekse sınırlamalı SGP hipotezini desteklemiştir.

Bu çalışmada SGP hipotezinin sınanmasının sonucu bazı sapmalara karşılık Türkiye'de Dolar ve Mark döviz kurlarının SGP hipotezini desteklediği sonucuna varılmıştır.

KAYNAKÇA

1. ABUAF N.-JORION P., 'Purchasing Power Parity in the Long Run', **Journal of Finance**, Vol. XLV, 1, 1990, s. 157-174.
2. ADLER M-LEHMAN B., 'Deviations From Purchasing Power Parity in the Long Run', **Journal of Finance**, Vol. 38, 1993, s. 1471-1487.
3. CORBAE Dean-Sam OULIARIS, 'Cointegration and Test of Purchasing Power Parity', **The Review of Economics and Statistics**, 1988.
4. GREGOIR Stephane- LAROQUE Guy, 'Polynomial Cointegration Estimation And Test', **Journal of Econometrics**, 63, 1994.
5. GÜRBÜZ Hüseyin, **Zaman Serilerinin Durağanlaştırılmasında Birim Kök Testi Ve Eşbütünleşme**, S.D.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü, Basılmamış Doktora Tezi, Isparta, 1997,
6. HOLDEN Ken-THOMPSON John, 'Co-Integration: An Introductory Survey' **British Review of Economic Issues**, Vol. 11, No. 33, 1992.
7. JOHANSEN Soren-KATARINA Juselius, 'Maximum Likelihood Estimation And Inference On Cointegration-With Applications to the Demand For Money', **Oxford Bulletin Of Economics And Statistics**, Vol. 52, 1990.
8. JOHANSEN Soren., 'Statistical Analysis Of Cointegration Vectors', **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12, 1988.
9. JOHNSON R. D., 'Co-Integration, Error Correction and Purchasing Power Parity Between Canada and United States', **Canadian Journal of Economics**, Vol. 23, 1990.
10. KARLUK S. Rıdvan, **Uluslararası Ekonomi**, Bilim Teknik Ya., İstanbul, 1991.
11. LIU Peter C., 'Purchasing Power Parity in Latin America: A Co-Integration Analysis' **Weltwirtschaftliches Archive**, Vol.28. 1992.
12. MAHDAVİ Salil-Su ZHAU, 'Purchasing Power Parity in High-Inflation Countries: Further Evidence', **Journal of Macroeconomics**, Vol.16, No. 3, 1994.

- 13.METİN Kıvılcım, 'Mevsimselliğin Testi Ve Ko - Entegrasyon: Demir - Çelik Sektörü İçin Bir Uygulama', **Çukurova Ün. İ.İ.B.F. Dergisi**, C. 5, S. 1, 1995.
- 14.METİN Kıvılcım, 'Multi - Cointegration Analizi ve Yapısal Hipotezlerin Sınanması: Türkiye İçin Satın Alma Gücü Paritesi ve Örtülü Olmayan Faiz Hadleri Paritesi Örneği', **I. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu**, 11-12 Kasım 1993, İzmir,(ed. Mustafa Güneş, Şenay Üçdoğruk ve M. Vedat Pazarlıoğlu).
- 15.MOOSA I. A., 'Testing Proportionality, Symmetry and Exclusiveness in Long-Run PPP', **Journal of Economic Studies**, Vol. 21, 1994.
- 16.PARK J.Y., 'Canonical Cointegrating Regression', **Econometrica**, Vol. 60, No. 1, 1992.
- 17.PATEL J., 'Purchasing Power Parity, As a Long-Run Relation', **Journal of Applied Econometrics**, Vol. 45, 1990.
- 18.PHILLIPS, P.C.B.-HANSEN, B.E., 'Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes' **Review of Economic Studies**, 57, 1990.
- 19.**Satınalma Gücü İle Milli Gelir: Sorularla İstatistikler Dizisi 1**, T.C. Başbakanlık Devlet İstatistik Enstitüsü, Ankara, Mayıs 1996.
- 20.SEYİDOĞLU Halil, Uluslararası İktisat Teori ve Uygulama, Gözem Ya.. No. 9, İstanbul, 1994.
- 21.TAŞKIN Fatma, 'Export, Imports and Growth: An Analysis Of The Cointegrating Relations for Turkey', **Fifteenth Annuals Meeting of MEEA Held In Conjunction With The Annual Meeting Of A.S.S.A.**, Washington D.C.
- 22.STOCK James H.-WATSON Mark W., 'A Simple MLE of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems', **Econometrica**, 61, 1993.
- 23.TAYLOR M.P., 'An Empirical Examination of Long-Run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques', **Applied Economics**, Vol. 20, 1988.
- 24.TEMURLenk M. Sinan, 'Birlikte Bütünleşme, Hata Düzeltmesi ve Satınalma Gücü Paritesi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama (1960-1993)', **A.Ünv. İ.İ.B.F. Dergisi**, C. 11, S. 1-2, Erzurum, 1995.

25. TEMURLENK M. Sinan, 'Birlikte Bütünleşmenin Ençok Olabilirlik Tahmini ve Sınaması', **Atatürk Üniv. İ.İ.B.F.** Z.F.Fındıkoğlu Araştırma Merkezi Ya. No. 202, Erzurum, 1996.
26. TEMURLENK M. Sinan, **Yapısal VAR Modelleri: Türkiye'de 1980 Sonrası Dönemde Uygulanan İstikrar Politikalarının Analizi**, Erzurum, 1996.