

## TÜRKİYE'DE 1980 SONRASI SATIN ALMA GÜCÜ PARİTESİ YAKLAŞIMI

**Prof. Dr. Nurdan ASLAN<sup>1</sup>  
Ayşe Nesligül KANBUR<sup>2</sup>**

### **Özet**

*Bu çalışmanın amacı, Satın Alma Gücü Paritesi'nin tanıtılması ve geçerliliğini değerlendirmektir. Bu amaçla, verilere ulaşılabilmesi açısından 1982'den 2005'e kadar olan dönem ele alınmış ve bu dönemde Türkiye'deki Satın Alma Gücü Paritesi'nin seyri istatistiki analiz metotları kullanılarak incelenmiştir. Bu incelemede sosyolojik olaylar çalışma dışı bırakılmış, Satın Alma Gücü Paritesi (SGP)'nin uzun dönemde geçerliliği araştırılmıştır.*

*SGP teorisi, tek fiyat kanununun bir mal yerine tüm mal piyasaları üzerine uygulanması niteliğinde, ülkeler arasındaki fiyat düzeyi farklılaşmasını ortadan kaldıran, para birimi dönüştürme oranıdır. Ülkelerin genel fiyat düzeylerinin birbirine oranına eşittir. Fiyat ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi ölçmekte ve uluslararası karşılaştırmalarda kullanılmaktadır. Mutlak ve göreceli olmak üzere iki şekilde ele alınır.*

*Çalışmada satın alma gücü paritesi yaklaşımının tarihçesi anlatıldıktan sonra teorinin detaylı tanımları ve ele alınış biçimleri verilmiştir. Ardından satın alma gücü paritesi mal ve hizmet sınıflandırmasının nasıl yapıldığı anlatılıp Türkiye'nin satın alma gücü açısından dünyadaki konumu gösterilmiştir.*

*Kırılma noktaları göz önüne alınarak analiz 1982 Ocak - 2001 Ocak ve 2001 Ocak - 2005 Aralık olmak üzere iki bölüme ayrılarak incelenmiştir. Döviz kurları ve ulusal fiyatların birlikte hareket ettiklerini varsayan göreceli satın alma gücü paritesinin yapılan birim kök ve ko-integrasyon testleri sonucunda Türkiye için her iki dönemde de geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.*

---

<sup>1</sup> M.Ü.İ.İ.B.F. İktisat Bölümü İktisadi Gelişme ve Uluslararası İktisat Anabilim Dalı Öğretim Üyesi, nuraslan@marmara.edu.tr

<sup>2</sup> M.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı Uluslararası İktisat Bilim Dalı Yüksek Lisans Mezunlu, nesligulkanbur@gmail.com

*Anahtar kelimeler: Satın alma gücü paritesi*

## **PURSHASING POWER PARITY IN TURKEY SINCE 1980**

### **Abstract**

*The aim of this study is to define the Purchasing Power Parity (PPP) and to assess its validity in practicality. For this purpose, the accessible data for the course of PPP in Turkey during the period of 1982 and 2005 was analyzed by using the statistical analyze methods. In the scope of this study; the sociological phenomena's were disregarded and the validity of the PPP on the long term has been investigated.*

*The theory is defined as the currency conversion rate in the application of the single price law to all product markets rather than one product which dispose the price level differentiations among the countries. The ratio of the countries general price levels to each other is equal. This is used to measure the price-exchange rate relation and in International comparisons and determined as Parity: absolute PPP and relative PPP.*

*A brief expression of the PPP's history, the detailed definitions of the theory and its versions is followed by how purchasing power parity product and service classification is done in addition to Turkey's global position in PPP.*

*The analysis was examined in two chapters; January 1982 - January 2001 and January 2001 - December 2005, with respect to the breaking points.*

*Consequently, unit root and co-integration test results of relative purchasing power parity which assumes the foreign exchange rates and domestic prices act conjointly showed that the purchasing power parity was not valid for Turkey for the periods studied.*

**Key Words:** *Purchasing Power Parity*

### **1.Giriş**

Bir ülkenin yıllara göre gelişme düzeyinin belirlenmesinde genellikle, o ülkenin ulusal para birimine göre sabit fiyatlarla kişi başına milli gelir rakamları temel alınmaktadır. Uluslararası gelişmişlik düzeyi karşılaştırmalarında ise, ortak bir döviz kuruna dönüştürülen kişi başına milli gelir değerleri kullanılmaktadır. Resmi ve serbest döviz kurları arasındaki farklılıklar ve ülkelerdeki fiyat düzeylerinin farklı oluşu, bu tür karşılaştırmalarda döviz kurunun güvenilirliğini yitirmesine yol açmıştır. Bu durum döviz kurunun sakıncalarını ortadan kaldıran Satın Alma Gücü Paritesi (SGP) yönteminin oluşturulmasına neden olmuştur.

Teori bazı varsayımlara dayanmaktadır. Bunlar: Ulaşım masrafları, sigorta giderleri gibi malların ticareti için gerekli işlem masraflarının sıfır kabul edilmesi; ülkeler arasında ticaret için bir engel olmadığı, mallar bir ülkenin iki şehri arasında nasıl ticarete konu oluyorsa, iki ülke arasındaki ticaretin de aynı şekilde yapılabildiği; malların her iki ülkede de aynı niteliklere sahip olduğudur.

Uygulamada, farklı pazarlarda üretilen mallar birbirlerini ikame özelliği taşımadıkları gibi tüketici tercihleri de farklılık gösterir. Fakat yine de uzun vadede döviz kuru belirlemede en güvenilir kaynak SGP teorisidir. SGP teorisinin reel döviz kurları

---

açısından en önemli varsayımı “uzun dönemde satın alma gücü paritesi geçerli ise, reel döviz kurlarının değişmeyeceği” olmaktadır. SGP’nin hesaplanabilmesi için ihtiyaç duyulan temel veriler, ulusal yıllık ortalama fiyatlar ve GSYİH’ya ait ulusal harcama ağırlıklarıdır.

SGP’nin ekonomide başlıca iki kullanım alanı vardır. Bunlardan ilki fiyat ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi ölçerek yeni döviz kurunun belirlenmesinde, mevcut döviz kurunun gerçekçi olup olmadığının analizinde ve yapılabilecek bir müdahalede kriter olarak kullanılması; diğeri ise uluslar arası milli gelir karşılaştırmalarında kullanılmasıdır. SGP, milli gelirin ortak bir para birimine dönüştürülmesiyle yapılan karşılaştırma yöntemindeki döviz kuru güvensizliğinden arınmıştır. Bu nedenle daha sağlam ve güvenilir sonuçlar verir.

Çalışmada, satın alma gücü paritesinin 1980 sonrası Türkiye’deki seyri incelenecektir.

## 2. Satın Alma Gücü Paritesi Yaklaşımına Genel Bakış

Satın alma gücü paritesi çalışmaları 1954 yılında Gilbert-Kravis ile başlamıştır.<sup>3</sup> Avrupa Ekonomik İşbirliği Teşkilatı (OEEC – OECD’nin ilk hali)’nin Karşılıklı Ekonomik Yardım Konseyi ve Avusturya Merkezi İstatistik Ofisi (ACSO)’nin yaptığı çalışmalardan edinilen deneyimler, SGP’nin hesaplama yönteminin oluşturulmasına yardımcı olmuştur. 1968 yılında Birleşmiş Milletler İstatistik Ofisi (UNSO) ve Pensilvanya Üniversitesi Uluslararası Karşılaştırma Birimi, bu çalışmaları değerlendirmiş ve Uluslararası Karşılaştırma Projesi oluşturulmuştur. 1989 yılından sonra Eurostat ve Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı (OECD)’nin desteği ve katılımcı ülke sayısının artması ile proje programa dönüştürülmüş, Uluslararası Karşılaştırma Programı (ICP) \* adını alarak SGP hesaplamaları yapılmıştır.

Uluslararası ekonomik gelişmişlik karşılaştırmaları hacim oranları\*\* dikkate alınarak yapılmaktadır. ICP’nin görevi hacim oranını bulabilmek amacıyla fiyat oranının yani SGP’nin hesaplanmasıdır. Bu durumdan anlaşılabilmesi gibi SGP, uluslar arası karşılaştırmaların yapılabilmesi için bilinmesi gereken hacim oranının hesaplanmasında kullanılan bir deflatördür.<sup>4</sup>

Ülkemizde ise satın alma gücü paritesi çalışmaları İzmir NATO karargahında çalışan personelin maaşını belirlemek amacıyla, 1983 yılında, Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı (OECD) ve 5 uluslararası kuruluşun katkılarıyla kurulmuş olan IOSS

---

<sup>3</sup> Süleyman Özmucur, Satın Alma Gücü Paritesi ve Türkiye’deki Uygulamalar, 1. Basım, İstanbul: Avcıol Matbaası, 1988, s. 19.

\* Ekonominin temel göstergesi olan harcamalar yoluyla GSYİH ve alt bileşenlerini, SGP’ye dayalı olarak uluslararası düzeyde fiyat ve hacim karşılaştırmasını yapabilmek amacıyla oluşturulan ICP çalışmalarında; birinci aşamada 10, ikinci aşamada 16, üçüncü aşamada 34, dördüncü aşamada ise 60 ülke ele alınmıştır.

\*\* Hacim oranı = harcama oranı / fiyat oranı . Bu eşitlikte harcama oranı, GSYİH değerini göstermekte; fiyat oranı, nominal karşılaştırmalarda döviz kurunu, reel karşılaştırmalarda ise SGP’yi temsil etmektedir.

<sup>4</sup> T.C. Başbakanlık Devlet İstatistik Enstitüsü, Satın Alma Gücü ile Milli Gelir - Sorularla İstatistikler Dizisi 1, 1. Basım, Ankara: Devlet İstatistik Enstitüsü Matbaası, 1999, s. 5.

tarafından başlatılmıştır. Çalışmalara Devlet İstatistik Enstitüsü de katılmıştır. Sadece İzmir ve Brüksel karşılaştırması yapıldığından sınırlı kalan bu çalışma Devlet İstatistik Enstitüsü'nün sonraki çalışmalarında önemli bir tecrübe kaynağı olmuştur.

DİE ve OECD işbirliği ile Türkiye için 1985 bazlı satın alma gücü paritesi oluşturulmuş; Birleşmiş Milletler İstatistik Ofisi (UNSO), ülkemizin Uluslararası Karşılaştırma Projesi'nde (ICP) Avrupa-Asya veya Avrupa-Afrika karşılaştırmalarında "çekirdek ülke – köprü ülke" \*\*\* olmasını teklif etmiştir.<sup>5</sup>

ICP'ye katılan ülkelerin sayısının gün geçtikçe artması ve coğrafi yakınlıkların getirdiği kolaylıklar dikkate alınarak 1980 yılında, program bölgelere ayrılmıştır. Türkiye, ICP'nin Avrupa bölgesinde yani "Avrupa Karşılaştırma Programı" (AKP) organizasyonunda yer almaktadır. Bu programa katılan ülkeler üç gruba ayrılmaktadır. Bunlar Kuzey , Orta ve Güney Avrupa ülkeleridir. Bu gruptaki üye ülkeler ve diğerleri Tablo 1'de detaylı olarak verilmiştir.

Türkiye, 2000 yılından itibaren Eurostat'ın bünyesinde Güney Avrupa Ülkeleri grubunda yer almaktadır.<sup>6</sup>

---

\*\*\* Farklı gruplarda yer alan ülkelerin farklı tüketim kalıplarına sahip olmaları nedeniyle bu ülkelerin doğrudan karşılaştırılmaları mümkün olmamaktadır. Bu sebeple her iki grubun tüketim kalıplarına yakın olan ülkeler iki grupta da yer alarak, iki farklı mal ve hizmet sepetini fiyatlandırmaktadır. Sonuçta iki grup için ayrı ayrı hesaplanan parite değerleri ile iki grupta yer alan ülkelerin karşılaştırılması sağlanmaktadır. Bu şekilde, iki farklı grupta yer alıp, tüketim yapıları farklı ülkelerin birbirleriyle karşılaştırılmasına olanak veren ülkelere "köprü ülke" denilmektedir.

<sup>5</sup> Süleyman Özmucur, s. 47.

<sup>6</sup> Devlet İstatistik Enstitüsü, Satın Alma Gücü Paritesi İle İlgili Değişkenlerin Tanımları, 2006, <http://www.die.gov.tr/sozluk/27sptf.htm> (10 Şubat 2007).

**Tablo 1:** Avrupa Karşılaştırma Programına Katılan Ülkeler

<b>Kuruluş</b>	<b>Bölgeler</b>	<i>Lider ülke</i>	<b>Diğer ülkeler</b>
EUROSTAT <sup>(1)</sup>	Kuzey Avrupa Ülkeleri	Finlandiya	Danimarka, İsveç, İngiltere, İrlanda, İzlanda, Norveç, Estonya, Letonya, Litvanya
	Orta Avrupa Ülkeleri	Avusturya	Almanya, Hollanda, Belçika, Lüksemburg, İsviçre, Çek Cum., Macaristan, Polonya, Slovakya, Slovenya
	Güney Avrupa Ülkeleri	Portekiz- İNE	Fransa, İspanya, İtalya, Yunanistan, Bulgaristan, Güney Kıbrıs Rum Yönetimi, Malta, Romanya, <b>TÜRKİYE</b>
OECD <sup>(2)</sup>	Avrupa’da yer almayan OECD üyesi ülkeler	OECD	Avustralya, Kanada, Japonya, Kore, Meksika, Yeni Zelanda, ABD
	Batı Balkan Ülkeleri	Slovenya	Arnavutluk, Bosna-Hersek, Hırvatistan, İsrail, Makedonya, Rusya Federasyonu, Sırbistan ve Karadağ

<sup>(1)</sup> AB üyesi ve AB’ye aday ülkeler ile EFTA ülkeleri

<sup>(2)</sup> Avrupa dışındaki OECD ülkeleri ile Batı Balkan ülkeleri

Kaynak: TÜİK

Programa katılan ülkeler, Eurostat'ın belirlediği takvim doğrultusunda aşağıdaki çalışmalarını gerçekleştirmektedir:

- Fiyatlandırılacak mal ve hizmet sepetine ilişkin ön hazırlık çalışmalarını (piyasa araştırmasını) yapmak,
- Eurostat tarafından belirlenen takvime göre fiyatlandırma ve ağırlıklandırma çalışmalarını gerçekleştirmek.

### 3. Satın Alma Gücü Paritesi Teorisi

Satın alma gücü paritesi (SGP), ilk kez 1918'de İsveçli iktisatçı Gustav Cassel tarafından ortaya atılmıştır.<sup>7</sup> Uluslararası karşılaştırmalarda SGP'nin kullanılması ile ülkeler arası fiyat farklılıklarından kaynaklanan sorunların ortadan kalktığı, daha güvenilir sonuçlar elde edilmektedir.

SGP teorisi tek fiyat kanununun bir mal yerine, tüm mal piyasaları üzerine uygulanması niteliğinde, ülkeler arasındaki fiyat düzeyi farklılaşmasını ortadan kaldıran, para birimi dönüştürme oranıdır. Eldeki toplu bir para, parite oranı ile farklı bir para birimine dönüştürüldüğünde, tüm ülkelerde aynı sepetteki mal ve hizmetler satın alınabilir. SGP ülkeler arasındaki fiyat farklılıklarını yok ederek, ulusal para birimlerini birbirlerini dönüştüren orandır.

Uluslararası karşılaştırmalarda SGP'nin döviz kuru gibi ülkelerin para birimlerinin birbirine dönüştürülmesinde kullanılması, bu iki değişkenin anlamları üzerinde yanlış yorumlara yol açmaktadır. Belirtildiği üzere SGP, iyi tanımlanmış bir mal ve hizmet sepetinin fiyatlandırılmasından yola çıkan ve ülkeler arası fiyat düzeyi farklılıklarını yok eden, paraların birbirine dönüştürme oranıdır. Bu nedenle döviz kuru kullanılarak yapılan karşılaştırmalar, ülkeler arası fiyat düzeyi farklılıklarını da kapsadığı için güvenilir sonuçlar vermezken; SGP kullanılarak yapılan karşılaştırmalar, fiyat düzeyi farklılıklarından arındırılmış, güvenilir sonuçlar verir.

SGP ülkelerin genel fiyat düzeylerinin birbirine oranına eşittir. Hesaplama yöntemini anlamak için A ve B gibi iki ülke alıp, tek ürün için SGP'nin şu şekilde hesaplandığını gösterebiliriz;

$$SGP = \frac{P_{iA}}{P_{iB}}$$

$P_{iA}$  = i malının A ülkesindeki fiyatını,

$P_{iB}$  = i malının B ülkesindeki fiyatını

---

<sup>7</sup> Gustav Cassel, Abnormal Deviations in International Exchanges, The Economic Journal, Vol. 28, 1918, <http://www.questia.com/Index.jsp> (10 Mayıs 2007), s. 413-415.

---

göstermektedir. Burada hesaplanan SGP, i malına ait A ülkesi para biriminin B ülkesi para birimine göre değişim oranını vermektedir. SGP sadece tek ürün için değil, GSYİH'nın her seviyesi için de hesaplanmaktadır.<sup>8</sup>

Denge döviz kurları, ülkeler arasındaki malların fiyatlarının birbirlerine eşitlenmesini sağlar. Bir elmanın fiyatı New-York'da 1 Dolar ve Türkiye'de 1 TL ise TL/Dolar döviz kuru 1 TL olmalıdır. Diğer bir deyişle, bir malın tüm ülkelerdeki fiyatları eşit olmalıdır. Döviz kurları bu eşitliği sağlamak üzere artıp azalmalıdır. Bu eşitlenme sırasında arbitraj mekanizması devreye girmektedir.

Görünen kurlar nominal kurlardır, SGP'ye göre oluşması gereken kurlar ise reel kurlardır. Bunlar nominal kurların iç ve dış enflasyon oranları farkına göre düzenlenmesiyle elde edilir. Ülkeler arasındaki enflasyon oranları farklılık gösteriyorsa, yabancı para karşısındaki ulusal para değeriyle oynanması gerekmektedir. Fiyat artışlarının yüksek olduğu ülkede döviz kuru yükseltilirken, fiyat artışının düşük olduğu ülkede düşürülmelidir. Şu şekilde formüle edilmiştir;

$$(E_1 - E_0) / E_0 = P - P_f$$

$E_0$ , ilk dönem döviz kurunu;  $E_1$ , sonraki dönem döviz kurunu;  $P$ , iç fiyatlardaki değişimi;  $P_f$  ise dış fiyatlardaki değişimi temsil etmektedir. Nominal kurlarda sürekli iç ve dış enflasyon farklarına göre ayarlamalar yapılırsa, nominal ve reel kur birbirine eşitlenmiş olur. Fakat uygulamada merkez bankaları içerdeki yüksek enflasyona karşın kurlarda gereken yükselişe izin vermezler. Yani döviz piyasalarına yaptıkları bu müdahaleler nominal kurların yükselmesini engellemiş olur. Sonuçta reel kurlar, nominal kurların altında kalır. Bu ulusal paranın aşırı değerlenmesine neden olur. Aksi şekilde, nominal kurlar içerdeki enflasyondan daha yüksek oranlarda artırılırsa, bu kez de reel kurlar nominal kurların altında kalır ve ulusal para düşük değerlenmiş olur.

SGP teorisinin en yararlı yönlerinden biri ulusal paranın değerinin aşırı değerli veya eksik olup olmadığını belirlemektir. Aşırı bir değerlenme ihracatı caydırıcı, ithalatı artırıcı bir etki yaratmasından ötürü tehlikelidir.

Ulusal paralar günümüzde genellikle merkez bankalarının gözetimi altında birbirlerine karşı dalgalanmaya bırakılmışlardır. Böyle bir sistemde ulusal para bazı yabancı paralara karşı değer kazanır ve bir yandan da bazı diğer yabancı paralara karşı değer kaybeder. Bu sebeple döviz kurunun ifadesinde yabancı paralardan oluşan bir endeks hesaplanması gerekmektedir. Bu endeksin varoluşunda, o ülke ile ticari ve mali ilişkilerde bulunan ülkelerin ve bu ülkelerin ağırlık derecesiyle doğru orantılı olarak o ülke yabancı paraları dikkate alınır. Bu yolla elde edilen kura " *etkin döviz kuru* " denir. Bu endeks de görece fiyat değişimlerine göre düzeltilmediğinden nominal bir araç olarak kalır. Reel etkin döviz kuruna ulaşılması için yurtiçi enflasyonla ağırlıklı dış enflasyon oranlarının ortalamasının düzeltilmesi gerekir. Hesaplama dikkate alınması gereken unsur, hangi fiyat endeksinin kullanılacağıdır. Dikkat edilecek diğer bir unsurda; fiyat endeksi için taban

---

<sup>8</sup> T.C. Başbakanlık Devlet İstatistik Enstitüsü , Satın Alma Gücü ile Milli Gelir - Sorularla İstatistikler Dizisi 1, s. 2-3.

yılın belirlenmesidir. Bazı yıl döviz kuru, bazı ülkelerin sürekli ticari açık, bazılarının fazla verdiği göz önünde bulundurularak belirlenmelidir.

Satın alma gücü paritesi teorisi, mutlak ve göreceli olmak üzere iki şekilde ele alınabilir.

### 3.1. Mutlak Satın Alma Gücü Paritesi

Mutlak anlamda satın alma gücü paritesi (MSGP), döviz kurlarına dönüştürülmüş fiyat düzeylerinin ülkeler arasında aynı olmasını gerektirir. Yani belli bir mal sepetinin bir ülkedeki fiyatının, cari döviz kurlarına göre ifade edildiğinde dünyanın her yerinde aynı olacağı anlamına gelir.<sup>9</sup> Bu şekilde bir ulusal para birimi her ülkede eşit satın alma gücüne sahiptir. Tek fiyat kanununun, bireysel fiyatlar yerine tüm malları kapsamasını ifade eden bu tanım şu şekilde formülize edilebilir:

$$P_d = S \times P_f$$

Burada S, anında teslim kurunu;  $P_d$ , yurtiçi fiyat endeksini;  $P_f$ , yurtdışı fiyat endeksini ifade eder. Bu formülden ulusal para ile yabancı para arasındaki değişim oranının, iç ve dış fiyat endekslerinin oranına bağlı olduğu anlaşılabilir. Yurtiçi fiyatlar, yurtdışı fiyatlardan ne derece yüksekse, döviz kuru da o derece yüksek olacaktır. Yani mutlak SGP, döviz kurlarının en basit şekilde açıklanmasıdır.

Pratikte MSGP hesaplanması, OECD ve Eurostat'ın gözetiminde yapılmaktadır.<sup>10</sup> Ülkelerin ekonomilerinde satın almaya konu olan tüm mal ve hizmetlerin fiyatlarını izlemek mümkün olmadığı için, katılımcı ülkelerin ortaklaşa oluşturduğu bir mal ve hizmet sepeti tanımlanmakta ve bu sepet tüm ülkelerde aynı anda fiyatlandırılmaktadır.

### 3.2. Göreceli Satın Alma Gücü Paritesi

SGP teorisi, döviz kurunun, yabancı ve yurtiçi enflasyon oranları arasındaki farka göre belirlenmesini öngörmektedir. Bu satın alma gücü paritesinin göreceli tanımıdır.

Göreceli anlamda önemsenen belirli bir andaki döviz kuru değildir. Belirli bir başlangıç yılı baz alınarak kurların ne yönde hareket ettiği önemsenir. Yurtiçi enflasyon oranı, dış enflasyondan yüksek olan ülkede döviz kuru, bu fark ölçüsünde yükselir. Şu şekilde formüle edilebilir:

$$S_1 - S_0 / S_0 = P_d - P_f$$

---

<sup>9</sup> Halil Seyidoğlu, Uluslararası Finans, 3. Basım, İstanbul: Güzem Yayınları, 2001, s. 110.

<sup>10</sup> Lucio Sarno ve Giorgio Valente, Deviations from Purchasing Power Parity under Different Exchange Rate Regimes: Do They Revert and, if so, how?, Journal of Banking and Finance, Vol. 30, no 11, 2006, s. 3147-3169,

<http://www.sciencedirect.com> (17 Mayıs 2007).



---

$S_1$ , baz alınan yılın döviz kurunu;  $S_1 - S_0 / S_0$  kurdaki yüzde değişmeyi;  $P_d$ , iki dönem arasında ele alınan ülkedeki enflasyon oranını ve  $P_f$ , yabancı ülkedeki enflasyon oranını ifade eder.

Buna göre; ulusal para ile yabancı para arasında oluşan döviz kuru, bu iki ülkenin mutlak fiyat düzeylerini değil, fiyat artışlarını yani enflasyon oranlarını yansıtacak şekilde değişir.

Görelî satın alma gücü paritesi (GSGP) yaklaşımında kurlardaki değişmeler esas alındığı için  $P_d$  ve  $P_f$  'nin mutlak değerleri ile değil, bunlardaki değişmeler yani enflasyon oranları ile ilgilenilmektedir.

GSGP'ye göre enflasyon oranı görece yüksek bir ülkede, döviz kurları yeterince yükselmezse mal ve hizmet ihracı konusunda, o ülke diğer ülkelerle rekabette güçlük çeker. İthalatta ise yabancı mallar yurtiçi mallara nazaran daha ucuza gelmektedir. Bu da açıkların büyümesine neden olan bir sonuçtur.

GSGP teorisi kısa ve uzun dönem olmak üzere iki farklı süreçte incelenmektedir. Ekonomik analizlerde daha doğru sonuçlar alınabilmesi amacıyla gözlem sayısının fazla olması tercih edilir. Ancak zaman aralıkları ile oynamak, örneğin yıllık veri yerine aylık veri almak, analizi uzun dönem analizine çevirmez. Analizin uzun dönem olabilmesi için bazı araştırmacılar çeşitli süreler koymuşlardır. Örneğin; 1983 yılında Isard, uzun dönem için 2-5 yıllık süreleri yeterli bulurken, 1986 yılında Frankel, 10 veya daha fazla süreye ihtiyaç duyulduğunu söylemektedir.

Şu ana kadar yapılan çalışmalara genel olarak bakıldığında, GSGP'nin kısa dönemde geçerli olmadığı görülmüştür. Bunun nedeni olarak, ekonomik bir değişim meydana geldiğinde, piyasalardaki fiyat ayarlamalarının yavaş hareket etmesi gösterilmektedir.<sup>11</sup> Ekonomideki reel ve parasal değişimler GSGP teorisinin tutarlılığını etkiler. Eğer değişimler parasal ise tutarlı sonuçlar elde edilir. Ancak değişimler reel ise yani üretim artışı, gelir artışı sonucu olmuş ve ülke içi görelî fiyatlar değişmiş ise, bu durumda GSGP teorisi tutarlılığını yitirecektir.

#### **4. Satın Alma Gücü Paritesi Mal ve Hizmet Sınıflandırması**

Avrupa Karşılaştırma Programı kapsamında, katılımcı ülkeleri ve ilgili madde grubunu temsil eden, ayrıca ülkeler arasında karşılaştırılabilir niteliğe sahip mal ve hizmet sepeti, tüm ülkelerin katılımı ile belirlenmektedir. Mal ve hizmet sepeti belirlenirken dikkate alınan ölçütler:

- Seçilen maddelerin mümkün olduğunca çoğunun katılımcı ülkede bulunuyor olmasına dikkat edilmesi,
- Seçilen maddelerin ana gruplar düzeyinde tür ve satın alış yönünden ülkeleri temsil etmesine özen gösterilmesi,

---

<sup>11</sup> Lecaillon, Jacques. Mikro Ekonomik Analiz. Rona Turanlı (çev.). 2. Basım. İstanbul: Der Yayınları, 1990. Ayrıca Bkz. Newbold, Paul. İşletme ve İktisat için İstatistik. Ümit Şenesen (çev.). İstanbul: Literatür Yayınları, 2000.

- Ülkelerin aynı maddeyi fiyatlandırdıklarından ve karşılaştırdıklarından emin olmaları için, seçilen maddelerin mutlaka ayrıntılı tanımlarının olması,
- Her bir grup için, ülkelerin tüketim yapılarını ve madde ağırlıklarını göz önüne alarak en azından bir maddeyi kendi ülkelerinin tüketimi için temsil edici olarak belirlemesi gerekmektedir.

**Tablo 2:** EUROSTAT ve OECD tarafından belirlenen veri derleme sıklığı

<i>Mal ve Hizmet Grubu</i>	<b>Fiyat Toplama Sıklığı</b>	<b>Organizasyon</b>
01. Gıda, İçki ve Tütün 02. Kişisel Ürünler 03. Ev ve Bahçe Ürünleri 04. Ulaştırma, Lokanta ve Oteller 05. Hizmetler 06. Mobilya ve Sağlık	3 Yıl	Grup Lideri Portekiz İstatistik Ofisi
07. Makine ve Teçhizat 08. İnşaat Projeleri	2 Yıl	EUROSTAT
09. Gerçek ve İzafe Kira 10. Ücretlilere Yapılan Ödemeler 11. TÜFE değerleri	Her yıl	EUROSTAT

Kaynak: TÜİK

Katılımcı ülkelerin oluşturduğu mal ve hizmet sepetinde yer alan maddelerin yıllık ortalama fiyatlarına ve ilgili madde gruplarının GSYH içindeki harcama ağırlıklarına gerek vardır. Program kapsamında fiyatlandırılan ve ağırlıklandırılan bu GSYİH'nın harcama grupları :

1. Özel Nihai Tüketim Harcamaları
2. Kar Amacı Gütmeyen Kuruluşların Harcamaları
3. Devletin Nihai Tüketim Harcamaları
4. Gayri Safi Sabit Sermaye Oluşumu
5. Stok Değişimi
6. Net Mal ve Hizmet İhracatı

---

Bu grup ve alt grupların altında temel başlıklar bulunmaktadır. Temel başlıklar, t r ve satın alıř y n nden  lkeyi temsil eden  r nlerden seilen, en ayrıntılı d zeydeki harcama sınıfı olarak tanımlanabilir.<sup>12</sup> Fiyatlandırılacak madde tanımları 33  lkenin ortak

kararıyla belirlenmekte ve her alıřma d neminde bu madde sepeti yeniden oluřturulmaktadır.<sup>13</sup>

## 5. Satın Alma G c  Aısından T rkiye'nin D nyadaki Durumu

Satın alma g c  paritesi aısından, T rkiye ekonomisi, d nya ekonomisinin neresinde diye bakıldıėında; satın alma g c n n,  rneėin AB  lkelerine oranla daha d ř k olduėu g r l r. T rkiye, satın alma g c  paritesiyle kiři bařına d řen gelirden Avrupa'nın en d ř k gelirine sahip  lke konumundadır. 25 AB  lkesindeki satın alma g c  paritesi dikkate alınarak kiři bařına gelir d zeyi 100 kabul edilerek oluřturulan bir endekse g re, T rkiye'de 2003 yılında 27 olan kiři bařına gelir d zeyi, 2004 yılında AB ortalamasına 2 puan yaklařarak 29'a yükseliyor. Buna g re T rkiye 25 AB  yesi ortalaması dikkate alındıėında y zde 71 daha az kiři bařına gelire sahip bulunuyor. Satın alma g c  paritesi ile AB  lkelerinde kiři bařına gayri safi yurtii hasıla 100 olarak alındıėında, T rkiye 29 puan ile son sırada kalıyor. 25  lke iin ortalama 100 olan kiři bařına GSYH hacim endeksi, 34  lke ile karřılařtırıldıėında, 2003'te T rkiye 27 ile en d ř k, L ksemburg ise 219 ile en y ksek deėere sahip bulunuyor. 2004'te T rkiye 29 puan ile en d ř k, L ksemburg ise 227 puan ile en y ksek deėere sahip oluyor.

T rkiye, AB 25'in y zde 29'u, Portekiz ise AB 25'in y zde 72'si oranında kiři bařına GSYİH deėerine sahip iken, Portekiz T rkiye'den yaklařık y zde 148 oranında daha fazla kiři bařına GSYH deėerine sahip bulunuyor. L ksemburg'da kiři bařına GSYİH deėeri ise T rkiye'nin yaklařık 7.8 katını buluyor. Tablo 3'te g receėimiz gibi T rkiye, IMF'nin hazırlamıř olduėu 2006 yılı SGP diziliřine g re 18. sırada yer almaktadır

---

<sup>12</sup> Mehmet  zmen, T rkiye'de Satın Alma G c  Paritesi Teorisi: D viz Kuru ile Fiyat Seviyeleri Arasındaki İliřkinin İncelenmesi, 1. Basım, Ankara: T.C. Bařbakanlık Devlet İstatistik Enstit s , 1996, s.13. Ayrıca Bkz. İbrahim Arısoy, T rkiye'de Kamu Harcamaları ve Ekonomik B y me İliřkisi (1950-2003).T rkiye Ekonomi Kurumu. Tartıřma Metni. vol. 15. 2005.

<sup>13</sup> Meral Dařkiran, ([meral.daskiran@tuik.gov.tr](mailto:meral.daskiran@tuik.gov.tr)), Satın Alma G c  Paritesi, A.Neslig l Kanbur'a kiřisel e-posta, ([nesligulk@yahoo.com](mailto:nesligulk@yahoo.com)), (21 Őubat 2007).

**Tablo 3: Ülkelerin Kişi Başı Satın Alma Gücü Paritelerine Göre Dizilişi**  
( 2006 ) ( Milyon \$ )

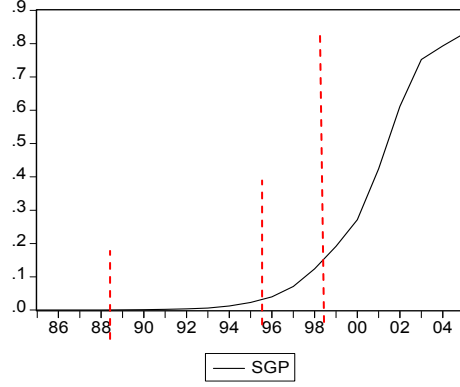
-	<u>Dünya</u>	63,419,738
1	<u>United States</u>	13,049,299
-	<u>European Union</u>	12,918,591
2	<u>People's Republic of China</u>	8,877,080
3	<u>Japan</u>	4,167,893
4	<u>India</u>	3,547,148
5	<u>Germany</u>	2,609,916
6	<u>United Kingdom</u>	1,910,818
7	<u>France</u>	1,889,783
8	<u>Italy</u>	1,769,919
9	<u>Russia</u>	1,706,972
10	<u>Brazil</u>	1,639,834
11	<u>South Korea</u>	1,180,023
12	<u>Canada</u>	1,167,616
13	<u>Mexico</u>	1,122,039
14	<u>Spain</u>	1,081,332
15	<u>Indonesia</u>	929,835
16	<u>Australia</u>	674,970
17	<u>Republic of China on Taiwan</u>	674,589
18	<b><u>Türkiye</u></b>	611,572

Kaynak: International Monetary Fund, World Economic Outlook Database, Ekim, 2006

Türkiye ekonomisinde 1980 - 2005 döneminde (Bkz. EK) satın alma gücü paritesinin, geçerli olup olmadığını zaman serisi analizi ile incelediğimizde yüksek enflasyonun yaşandığı Türkiye ile görece olarak düşük enflasyonun gözlemlendiği ABD'nin veri seti kullanılmıştır.

## 6. 1980 Sonrası Satın Alma Gücü Paritesi Serisinin incelenmesi

Türkiye için satın alma gücü paritesi DİE ve OECD işbirliği ile 1985 yılı baz alınarak hesaplanmaya başlanıldığı için, SGP seyrine işaret eden grafik bu tarihten sonrası için hazırlanmıştır.\*



Türkiye özellikle 1980 sonrasında ve 1990'larda izlediği dışa açık politikalar sonucu, gerek ABD ile gerekse AB ülkeleri ile ticari ilişkilerini hızla arttırmış ve zaman zaman ekonomik krizler yaşasa da, nispeten hızla büyüyen bir ekonomiye sahip olmuştur. 1985'ten itibaren seri incelendiğinde, grafikte de görüldüğü gibi yıllar itibari ile SGP'nin artan bir seyir izlediği görülmektedir. Özellikle 1993-2000 yılları arasında hızla artan SGP'nin, 2000 yılından sonra azalan bir hızla arttığı söylenebilir. 2000 yılından itibaren SGP'deki azalan hızla devam eden artışın 2003 yılından sonra ivmesini gittikçe kaybettiğini söylemek yanlış olmayacaktır.

SGP'nin 1993-2000 yılları arasında hızla artmasının nedeni olarak, Türkiye'de yüksek enflasyon yaşanıyor olmasına rağmen, aynı zamanda ekonomide bazı yapısal değişikliklerin de yaşanıyor olmasına ve para otoritesinin (TCMB), piyasaya müdahale etmek suretiyle döviz kurunu kontrol altında tutması gösterilebilir.<sup>14</sup> Serinin 2000 yılından sonra azalan bir hızla artış göstermesi ise bahsi geçen yıldan itibaren kriz konjonktürüne girilmesi ve 2001 başında yaşanan ekonomik krizin etkileri ile açıklanabilir.<sup>15</sup> 2001 yılı Şubat ayında yaşanan kriz sonucu ekonomi yüzde 9,5 oranında bir daralma yaşadı. Kriz nedeniyle TL, dolar karşısında aşırı oranda reel değer kaybı yaşadı ve satın alma gücü

\* Yatay eksen yılı; dikey eksen değerleri temsil etmektedir.

<sup>14</sup> Oğuz Yıldırım, Döviz Kurları Çerçevesinde Satın Alma Gücü Paritesinin Zaman Serisi Analizi ve Türkiye Ekonomisi Uygulaması, Bankacılar Dergisi, sayı 44, 2003, <http://www.tbb.org.tr>, (10 Şubat 2007), s. 12. Ayrıca Bkz. Jonathan Cryer, Time Series Analysis. 1. Basım. Boston: Duxbury Press, 1986.

<sup>15</sup> Bilin Neyaptı (Ed.), Ekonomik Büyümenin Dinamikleri ve İstihdam: Kaynaklar ve Etkiler, Ankara, 2006, s. 231.

azaldı.<sup>16</sup> 2003 yılı ve sonrası ise krizden sonraki toparlanma dönemidir, ekonomik belirsizliklerin kalkması ile ekonomi yeniden canlanmaya başlamıştır. Bu dönemden sonra görülen seyrin gittikçe azalan hızı toparlanma dönemindeki ekonomik hava ile ilişkilendirilebilir.

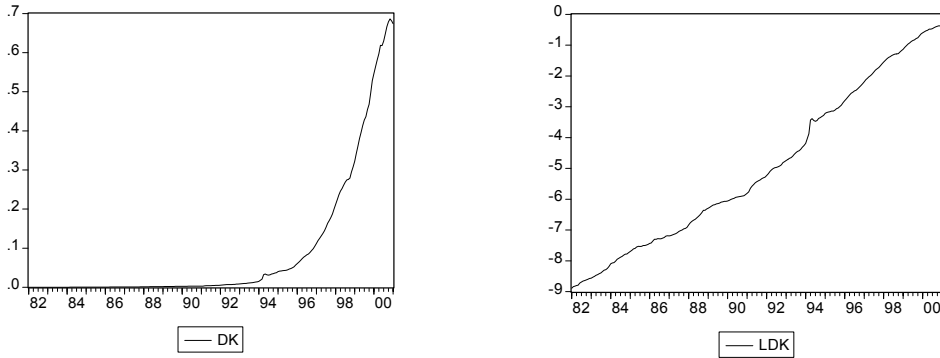
1980 sonrası SGP'nin seyri ve SGP'nin seyrini etkileyebileceği düşünülen iktisadi olaylar ve ilişkilendirmelerden yukarıda kısaca bahsedilmiştir. Daha önce GSGP teorisinin görelî fiyatlar seviyesi ile döviz kurlarının birlikte hareket etmesi gerektiğini savunduğundan bahsedilmişti. Buradan yola çıkarak, fiyatlar seviyesi ile döviz kurunun birlikte hareket edip etmediğinin incelenmesi çalışmada yer verilecek bir başka analiz olacaktır.

Analizde, Ocak 1982 – Aralık 2005 tarihleri arasında aylık veriler kullanılmıştır. Kullanılan veriler; döviz kuru, yurtiçi fiyat seviyesi ( $p_t$ ) (UFE) ve yabancı ülke fiyat seviyesi ( $p^*$ ) (UFE) dir. Türkiye'nin dış ticaretindeki payının yüksek olması sebebiyle analizde yabancı ülke ABD olarak alınmıştır.

ABD üretici fiyatları endeksi verisinin 1982 - 2005 yılları arası için bulunabilmesi kısıtı nedeniyle analiz bu yıllar arasında yapılacaktır. 2001 Şubat krizinin Türkiye'ye ait veriler üzerindeki etkileri ve bu etkileri göz önünde bulundurmak için 1982-2005 dönemi 1982 Ocak - 2001 Ocak (kriz öncesi) ve 2001 Şubat - 2005 Aralık (kriz ve sonrası) olmak üzere iki alt dönemde incelenecektir.

## 6.1. 1982 Ocak - 2001 Ocak Dönemi Serilerin İncelenmesi

### 6.1.1. Döviz Kuru Serisinin İncelenmesi



1995'ten 2000'e kadar kur ayarlamaları tahmin edilen enflasyona göre tespit edilirken, 2000 yılında kur rejimi enflasyon hedefine yönelik uygulanmaya başlanmış; 2000 yılı başında kur artış oranları, hedeflenen enflasyona göre tespit edilmiş ve uygulanmıştır.

<sup>16</sup> Recep Demir, - Dış Ticaret Uzmanı, Dış Ticaret Müsteşarlığı, Ekonomik Araştırmalar ve Değerlendirmeler Genel Müdürlüğü - Türkiye Makine Sektöründe Durum Analizi, Turkish Time, Ağustos - Eylül, 2003 - 3, [http://www.turkishtime.org/sector\\_3/114\\_tr.asp](http://www.turkishtime.org/sector_3/114_tr.asp) (15 Mayıs 2007).

Diğer bir deęişle edilgen bir kur politikası uygulamasından etken bir kur politikası uygulamasına bu kur rejimi deęişikliği ile gidilmiştir.<sup>17</sup>

Döviz kuru serisinin grafięi incelendięinde serinin özellikle 1996'dan sonra, ivme kazanarak artan bir trende sahip olduęu görölmektedir. Seriyi küçük dalgalanmalardan arındırmak ve deęişen varyans problemini önlemek için serinin logaritması alındıęında serinin grafięi yukarıdaki gibi olmaktadır. Serideki trend yapısının ortaya çıkarılmasında DF(81) testinden yararlanılacaktır.

$$\Delta \text{ldk} = c + \beta T + \rho \cdot \text{ldk}_{t-1} + e_t$$

Otokorelasyonu giderilmiş denklem ařaęıdaki gibidir:

Dependent Variable: DDULDK				
Method: Least Squares				
Date: 04/11/07 Time: 21:40				
Sample(adjusted): 1982:03 2001:01				
Included observations: 227 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001237	0.002226	-0.555622	0.5790
DULDK(-1)	-0.589587	0.061050	-9.657416	0.0000
R-squared	0.293043	Mean dependent var		-0.000264
Adjusted R-squared	0.289901	S.D. dependent var		0.039765
S.E. of regression	0.033509	Akaike info criterion		-3.945240
Sum squared resid	0.252640	Schwarz criterion		-3.915065
Log likelihood	449.7848	F-statistic		93.26568
Durbin-Watson stat	1.967523	Prob(F-statistic)		0.000000

Farkı alınmış artıkların duraęan olup olmadıęı incelenirse;

$H_0: \rho = 0$  farkı alınmış artıklar duraęan deęildir, birim kök vardır.

$H_1: \rho < 0$  farkı alınmış artıklar duraęandır.

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			<b>-9.657416</b>	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.459101	
	5% level		<b>-2.874086</b>	
	10% level		-2.573533	

-9,657416 ~ -2,874086

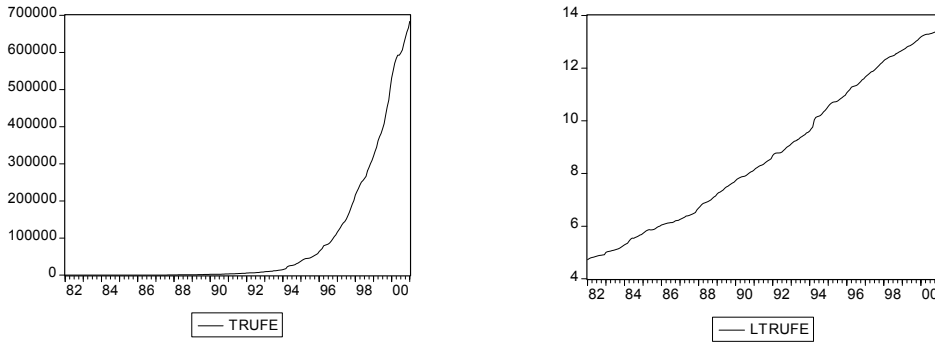
<sup>17</sup> Kürşat Arat, Türkiye'de Optimum Döviz Kuru Rejimi ve Döviz Kurlarından Fiyatlara Geçiř Etkisinin İncelenmesi, 1. Basım, Ankara: TCMB Dıř İliřkiler Genel Müdürlüęü, 2003, s. 43.

Hesaplanan Tau değeri ( $\tau$ ), %5 anlamlılık düzeyine göre tablo değerinden daha negatif olduğu için  $H_0$  reddedilir, artıklar durağandır.

Döviz kuru serisi incelenirken serinin logaritması alınmıştır. Seride hem deterministik hem de stokastik trend yapısı olduğundan seri önce trendden arındırılmış, daha sonra da seri durağanlaşmadığı için trendden arındırılmış serinin artıklarının farkı alınmıştır. Artıkların durağanlığı incelendiğinde, düzeyde durağan olmadığı ancak ilk fark serisinin durağan olduğu görülmüştür. Buradan serinin I(1), birinci mertebeden durağan olduğu söylenir.

### 6.1.2. Türkiye Üretici Fiyatları Endeksi Serisinin İncelenmesi

Üretici fiyatları endeksi mevsimsel etkilere sahip olan bir seridir. Serinin mevsimsel etkiye sahip olduğu bilindiğinden serilerin trend yapısını belirlemede kullanılan DF(81) testini uygulamak yerine, öncelikle seri mevsimsellikten arındırılacak, elde edilen artıklar durağanlaşmazsa serinin farkı alınacaktır.



Türkiye üretici fiyatları endeksine bakıldığında serinin zaman içinde arttığı ve seride küçük dalgalanmalar olduğu görülmektedir. Seride varyansta durağanlığı sağlayabilmek için serinin logaritması alınmıştır. Logaritması alınmış serinin grafiğine bakıldığında ise serideki dalgalanmaların düzeldiği ve serinin yine artan bir seyre sahip olduğu görülmektedir.

İncelenen seri mevsimsel harekete sahip olduğu için seri aylık kuklalar eklenerek modelize edilmiştir.

$$l\text{trufe} = \beta T + \sum_{i=1}^{12} \delta_i D_i + e_t$$

$l\text{trufe}$  yukarıdaki gibi modelize edildiğinde kuklaların ve trend değişkeninin anlamlı olduğu görülür. Buradan seride mevsimsellik ve trend etkisinin olduğu, seriyi bu şekilde modelize ederek serinin bu etkilerden arındırılmış olduğunu söyleyebiliriz.



Serinin uygun trend ve mevsimsel kuklalarla modelize edilmesinden sonra elde edilen artıkların durağan olup olmadığı kontrol edilir. Seri trendden arındırıldığı için artıkların durağan olup olmadığını test etmede kullanılacak denklemlerde trend değişkeni tekrardan kullanılmamıştır.

$$\Delta \text{ultrufe} = c + \rho \cdot \text{ultrufe}_{t-1} + e_t$$

Otokorelasyon giderildikten sonra, serinin trendden arındırıldıktan sonra elde edilen artıkların durağan olup olmadığına bakılacaktır:

$$\Delta \text{ultrufe} = c + \rho \cdot \text{ultrufe}_{t-1} + \Delta \text{ultrufe}_{t-1} + e_t$$

$$H_0 : \rho = 0 \text{ artıklar durağan değildir.}$$

$$H_1 : \rho < 0 \text{ artıklar durağandır.}$$

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		<b>-2.132465</b>	0.2322
Test critical values:	1% level	-3.459627	
	5% level	<b>-2.874317</b>	
	10% level	-2.573656	

$$-2,132465 \sim -2,874317$$

Hesaplanan Tau değeri ( $\tau$ ), %5 anlamlılık düzeyine göre tablo değerinden daha negatif olmadığı için  $H_0$  reddedilemez, artıklar durağan değildir, fark alınır.

$$\Delta^2 \text{ultrufe} = c + \rho \cdot \Delta \text{ultrufe}_{t-1} + e_t$$

Dependent Variable: DDULTRUFE				
Method: Least Squares				
Date: 04/11/07 Time: 21:57				
Sample(adjusted): 1982:03 2001:01				
Included observations: 227 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001956	0.001616	-1.210425	0.2274
DULTRUFE(-1)	-0.640589	0.063370	-10.10870	0.0000
R-squared	0.312318	Mean dependent var		-0.000276
Adjusted R-squared	0.309261	S.D. dependent var		0.029143
S.E. of regression	0.024221	Akaike info criterion		-4.594410
Sum squared resid	0.131999	Schwarz criterion		-4.564234
Log likelihood	523.4656	F-statistic		102.1859
Durbin-Watson stat	2.034601	Prob(F-statistic)		0.000000

Denklemden otokorelasyon olup olmadığı araştırılmış ve 20. mertebe dahil otokorelasyona rastlanmamıştır. Bu nedenle ADF tipi denkleme geçilmeyecektir.

Farkı alınmış artıkların durağan olup olmadığını inceleyerek;

$H_0 : \rho = 0$  artıklar durağan değildir, birim kök vardır.

$H_1 : \rho < 0$  artıklar durağandır.

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		<b>-4.765054</b>	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.459627	
	5% level	<b>-2.874317</b>	
	10% level	-2.573656	

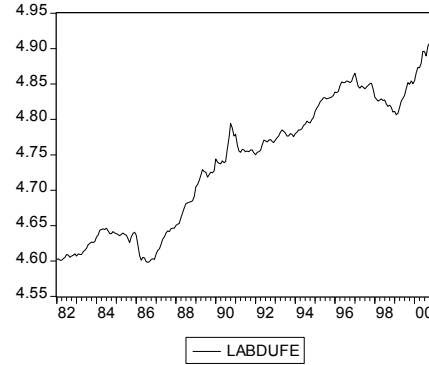
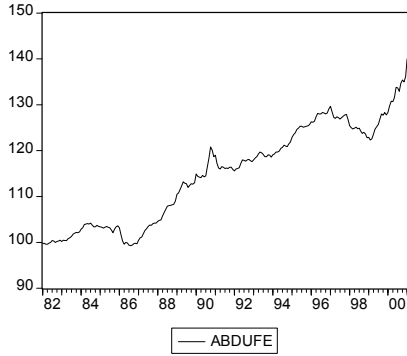
-4,765054 ~ -2,874317

Hesaplanan Tau değeri ( $\tau$ ), %5 anlamlılık düzeyine göre tablo değerinden daha negatif olduğu için  $H_0$  reddedilir, artıklar durağandır.

Trufe serisi incelendiğinde serinin varyansta durağanlığı sağlamak için logaritması alınmış, ortalamada durağanlığı sağlamak için uygun trend değişkeni ve aylık kuklalarla seri modelize edilmiştir. Elde edilen artıkların durağanlığı incelendiğinde, artıkların düzeyde durağan olmadığı ancak ilk fark serisinin durağan olduğu görülmüştür. Buradan serinin I(1), birinci mertebeden durağan olduğu söylenir.

### 6.1.3. ABD Üretici Fiyatları Endeksi Serisinin İncelenmesi

Türkiye üretici fiyatları endeksinde olduğu gibi, Amerika üretici fiyatları endeksi serisi de mevsimsel etkilere sahip olan bir seridir. Serinin mevsimsel etkiye sahip olduğu bilindiğinden, Türkiye üretici fiyatları serisinde yapıldığı gibi öncelikle seri mevsimsellikten arındırılacak, elde edilen artıklar durağanlaşmazsa serinin farkı alınacaktır.



ABD üretici fiyatları endeksi serisinin grafiğine bakıldığında serinin zaman içinde arttığı ve seride dalgalanmalar olduğu görülmektedir. Seride varyansta durağanlığı sağlayabilmek için serinin logaritması alınmıştır. Logaritması alınmış serinin grafiğine

bakıldığında ise serideki dalgalanmalarda fazla bir değişiklik olmadığı ve serinin yine artan bir seyre sahip olduğu görülmektedir.

İncelenen seri mevsimsel harekete sahip olduğu bilindiğinden seri aylık kuklalar eklenerek modelize edilmiştir.

$$\text{labdufe} = \beta T + \sum_{i=1}^{12} \delta_i D_i + e_t$$

labdufe yukarıdaki gibi modelize edildiğinde kuklaların ve trend değişkeninin anlamlı olduğu görülür. Buradan seride, ltrufe serisinde olduğu gibi mevsimsellik ve trend etkisinin olduğu, seriyi bu şekilde modelize ederek serinin bu etkilerden arındırılmış olduğunu söyleyebiliriz.

Serinin uygun trend ve mevsimsel kuklalarla modelize edilmesinden sonra elde edilen artıkların durağan olup olmadığı kontrol edilir. Seri trendden arındırıldığı için artıkların durağan olup olmadığını test etmede kullanılacak denklemlerde trend değişkeni tekrardan kullanılmamıştır.

$$\Delta \text{labdufe} = c + \rho \cdot \text{ulabdufe}_{t-1} + e_t$$

. Otokorelasyonu giderilmiş denklem aşağıdaki gibidir:

Dependent Variable: DULTRUFE				
Method: Least Squares				
Date: 04/11/07 Time: 21:54				
Sample(adjusted): 1982:02 2001:01				
Included observations: 228 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002929	0.001686	-1.737952	0.0836
ULTRUFE(-1)	-0.014903	0.005646	-2.639429	0.0089
R-squared	0.029904	Mean dependent var		-0.002929
Adjusted R-squared	0.025611	S.D. dependent var		0.025784
S.E. of regression	0.025452	Akaike info criterion		-4.495310
Sum squared resid	0.146404	Schwarz criterion		-4.465228
Log likelihood	514.4654	F-statistic		6.966584
Durbin-Watson stat	1.292407	Prob(F-statistic)		0.008883

Şimdi ABD üretici fiyatları endeksi serisinden elde edilen ve otokorelasyonu giderilmiş artıkların durağan olup olmadığı incelenecektir:

$$\Delta \text{ulabdufe} = c + \rho \cdot \text{ulabdufe}_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \delta_i \Delta \text{ulabdufe}_{t-i} + e_t$$

$H_0 : \rho = 0$  artıklar durağan değildir.

$H_1 : \rho < 0$  artıklar durağandır.

Dependent Variable: DULTRUFE				
Method: Least Squares				
Date: 04/11/07 Time: 21:54				
Sample(adjusted): 1982:02 2001:01				
Included observations: 228 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.002929	0.001686	-1.737952	0.0836
ULTRUFE(-1)	-0.014903	0.005646	-2.639429	0.0089
R-squared	0.029904	Mean dependent var		-0.002929
Adjusted R-squared	0.025611	S.D. dependent var		0.025784
S.E. of regression	0.025452	Akaike info criterion		-4.495310
Sum squared resid	0.146404	Schwarz criterion		-4.465228
Log likelihood	514.4654	F-statistic		6.966584
Durbin-Watson stat	1.292407	Prob(F-statistic)		0.008883

-3,108152 ~ -2,874617

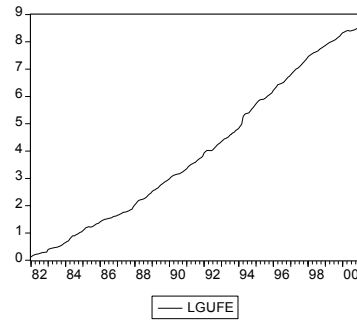
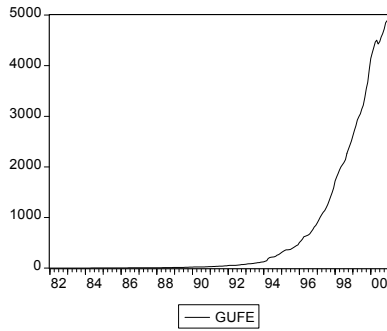
Hesaplanan Tau değeri ( $\tau$ ), %5 anlamlılık düzeyine göre tablo değerinden daha negatif olduğu için  $H_0$  reddedilir, artıklar durağandır.

Abdufe serisi incelendiğinde serinin varyansta durağanlığı sağlamak için logaritması alınmış, ortalamada durağanlığı sağlamak için, seri uygun trend değişkeni ve aylık kuklalarla modelize edilmiştir. Elde edilen artıkların durağanlığı incelendiğinde, artıkların düzeyde durağan olduğu görülmüştür. Buradan serinin  $I(0)$  olduğu söylenir.

Serilere ko-integrasyon analizinin uygulanabilmesi için görelî fiyatlar düzeyinin de kaçınıcı dereceden durağan olduğunun bulunması gerekir.

#### 6.1.4. Görelî Fiyatlar Serisinin İncelenmesi

Görelî fiyatlar serisi= trufe/abdufe



Türkiye ile ABD üretici fiyat endeksi serilerinin oranlanması ile bulunan görelî fiyatlar serisinin trendden arındırma sürecinde kuklalar kullanılmayacaktır. Seriler kendi içlerinde ayrı ayrı farklı aylara göre mevsimsellik gösterebileceğinden, bu serilerin oranlanması ile elde edilmiş görelî fiyatlar serisinin çeşitli aylarda göstermesi muhtemel mevsimsellik tesadüfî olacaktır. Bu nedenle seriyi, daha önce trufe ve abdufe serilerini

mevsimsellikten arındırmak için kullanılan kuklalar ile modelize etmek yerine, serideki trend yapısının ortaya çıkarmak için DF(81) testinden yararlanılacaktır.

$$\Delta \text{lgufe} = c + \beta T + \rho \cdot \text{lgufe}_{t-1} + e_t$$

Otokorelasyonu giderilmiş denklem aşağıdaki gibidir:

Dependent Variable: DLGUF E				
Method: Least Squares				
Date: 04/12/07 Time: 20:43				
Sample(adjusted): 1982:03 2001:01				
Included observations: 227 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	0.000116	1.92E-05	6.018972	0.0000
DLGUF E(-1)	0.545001	0.056575	9.633266	0.0000
R-squared	0.128877	Mean dependent var		0.036713
Adjusted R-squared	0.125005	S.D. dependent var		0.026807
S.E. of regression	0.025076	Akaike info criterion		-4.525061
Sum squared resid	0.141478	Schwarz criterion		-4.494885
Log likelihood	515.5944	Durbin-Watson stat		2.091934

$$\Delta \text{ulgufe} = c + \rho \cdot \text{ulgufe}_{t-1} + \phi_1 \Delta \text{ulgufe}_{t-1} + e_t$$

Otokorelasyon giderildikten sonra trendden arındırılmış seriden elde edilen artıkların durağanlaşıp durağanlaşmadığı incelenir:

$H_0 : \rho = 0$  artıklar durağan değildir.

$H_1 : \rho < 0$  artıklar durağandır.

Dependent Variable: DLGUF E				
Method: Least Squares				
Date: 04/12/07 Time: 20:43				
Sample(adjusted): 1982:03 2001:01				
Included observations: 227 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	0.000116	1.92E-05	6.018972	0.0000
DLGUF E(-1)	0.545001	0.056575	9.633266	0.0000
R-squared	0.128877	Mean dependent var		0.036713
Adjusted R-squared	0.125005	S.D. dependent var		0.026807
S.E. of regression	0.025076	Akaike info criterion		-4.525061
Sum squared resid	0.141478	Schwarz criterion		-4.494885
Log likelihood	515.5944	Durbin-Watson stat		2.091934

-2,301002 ~ -2,874086

Hesaplanan Tau değeri ( $\tau$ ), %5 anlamlılık düzeyine göre tablo değerinden daha negatif olmadığı için  $H_0$  reddedilemez, artıklar durağan değildir. Artıkların ve dolayısı ile serinin durağanlığını sağlayabilmek için fark alınır.

$$\Delta^2 \text{ulgufe} = c + \rho \cdot \Delta \text{ulgufe}_{t-1} + e_t$$

Dependent Variable: DLGUFÉ				
Method: Least Squares				
Date: 04/12/07 Time: 20:43				
Sample(adjusted): 1982:03 2001:01				
Included observations: 227 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	0.000116	1.92E-05	6.018972	0.0000
DLGUFÉ(-1)	0.545001	0.056575	9.633266	0.0000
R-squared	0.128877	Mean dependent var		0.036713
Adjusted R-squared	0.125005	S.D. dependent var		0.026807
S.E. of regression	0.025076	Akaike info criterion		-4.525061
Sum squared resid	0.141478	Schwarz criterion		-4.494885
Log likelihood	515.5944	Durbin-Watson stat		2.091934

Denklemdé otokorelasyon olmadığından ADF tipi denkleme geçilmeyecektir.

Farkı alınmış artıkların durağan olup olmadığı incelenirse;

$H_0 : \rho = 0$  farkı alınmış artıklar durağan değildir, birim kök vardır.

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.373579	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.459101	
	5% level	-2.874086	
	10% level	-2.573533	

$H_1 : \rho < 0$  farkı alınmış artıklar durağandır.

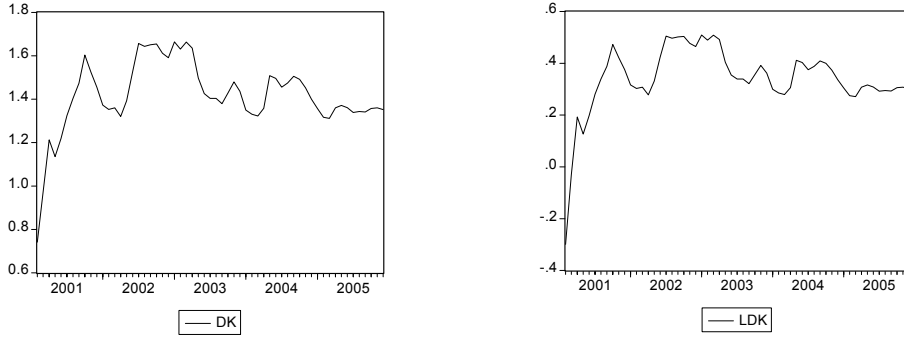
$$-9,373579 \sim -2,874086$$

Hesaplanan Tau değeri ( $\tau$ ), %5 anlamlılık düzeyine göre tablo değerinden daha negatif olduğu için  $H_0$  reddedilir, artıklar durağandır.

Görelé fiyatlar serisi incelenirken serinin logaritması alınmıştır. Seride hem deterministik hem de stokastik trend yapısı olduğundan seri önce trendden arındırılmış, daha sonra da seri durağanlaşmadığı için trendden arındırılmış serinin artıklarının farkı alınmıştır. Artıkların durağanlığı incelendiğinde, artıkların düzeyde durağan olmadığı ancak ilk fark serisinin durağan olduğu görülmüştür. Buradan serinin  $I(1)$ , birinci mertebeden durağan olduğu söylenir.

## 6.2. 2001 Ocak - 2005 Aralık Dönemi Serilerin İncelenmesi

### 6.2.1. Döviz Kuru Serisinin İncelenmesi



Kriz dönemi sonrası döviz kuru serisinin grafiğine bakıldığında, 2001 Şubat krizinden sonra döviz kuru serisinin ani bir artış gösterdiğini, seride düzensiz dalgalanmalar olduğu görülmektedir. Buradan, kriz sonrasında ani artış gösteren döviz kurunun, uygulanan döviz kuru politikaları ile kontrol altına alınmış olduğu ancak kriz öncesi dönemdeki istikrarlı havanın yakalanamamış olduğu söylenebilir. Türkiye uzun yıllar sabit ya da yönetilen dalgalanan kur rejimleri uyguladıktan sonra 2001 yılı şubat ayında serbest dalgalanan kur rejimine geçmiştir. Kur rejimindeki bu değişiklik krizin zorladığı, başka kur rejimi alternatiflerini uygulamanın mümkün olmadığı bir konjunktürde gerçekleşmiştir. T.C. Merkez Bankası, döviz şoklarına karşı duyarsız kalmayacağı gerçeğiyle beraber döviz kurlarına ilişkin bir seviye hedefinin olmadığını belirtmiştir.<sup>18</sup> 2000 yılı başında uygulamaya konulan enflasyonu düşürme programı konusundaki başarı, 2004 yılı başında da ekonomik birimlerin bekleşimini olumlu etkilemiştir.<sup>19</sup> 2004'ün son aylarından itibaren inişe geçen döviz kurundaki dalgalanmaların 2005 yılında oldukça azaldığı söylenebilir.

Serideki trend yapısının ortaya çıkarılmasında DF(81) testinden yararlanılacaktır.

$$\Delta ldk = c + \beta T + \rho.ldk_{t-1} + e_t$$

Otokorelasyonu giderilmiş denklem aşağıdaki gibidir:

<sup>18</sup> Kürşat Arat, s. 84.

<sup>19</sup> TCMB, Yıllık Rapor, 2004, <http://www.tcmb.gov.tr> (16 Mayıs 2007), s. 20.

Dependent Variable: DULDK				
Method: Least Squares				
Date: 04/12/07 Time: 21:55				
Sample(adjusted): 2001:04 2005:12				
Included observations: 57 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003254	0.005653	0.575620	0.5673
ULDK(-1)	-0.224960	0.068489	-3.284609	0.0018
DULDK(-1)	0.337813	0.095154	3.550179	0.0008
R-squared	0.298553	Mean dependent var		0.005044
Adjusted R-squared	0.272573	S.D. dependent var		0.049312
S.E. of regression	0.042058	Akaike info criterion		-3.448339
Sum squared resid	0.095519	Schwarz criterion		-3.340810
Log likelihood	101.2777	F-statistic		11.49185
Durbin-Watson stat	2.023470	Prob(F-statistic)		0.000069

$$\Delta uldk = c + \rho \cdot uldk_{t-1} + \phi_1 \Delta uldk_{t-1} + e_t$$

Otokorelasyon giderildikten sonra trendden arındırılmış seriden elde edilen artıkların durağanlaşıp durağanlaşmadığı incelenir:

$H_0 : \rho = 0$  artıklar durağan değildir.

$H_1 : \rho < 0$  artıklar durağandır.

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		<b>-3.284609</b>	0.0202
Test critical values:	1% level	-3.550396	
	5% level	<b>-2.913549</b>	
	10% level	-2.594521	

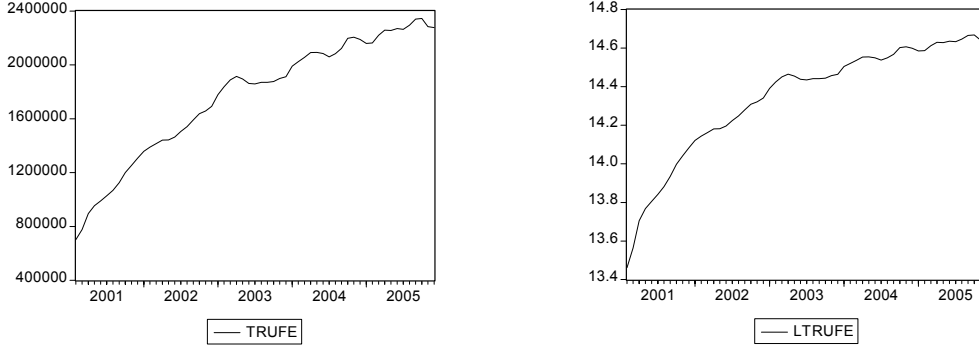
-3,284609 ~ -2,913549

Hesaplanan Tau değeri ( $\tau$ ), %5 anlamlılık düzeyine göre tablo değerinden daha negatif olduğu için  $H_0$  reddedilir, artıklar durağandır.

Döviz kuru serisi incelenirken serinin logaritması alınmıştır. Seride deterministik trend yapısı olduğundan seri trendden arındırılmış, daha sonra da trendden arındırılmış serinin artıkların durağanlığı incelendiğinde, artıkların düzeyde durağan olduğu görülmüştür. Buradan serinin  $I(0)$  olduğu söylenir.



## 6.2.2. Türkiye Üretici Fiyatları Endeksi Serisinin İncelenmesi



Türkiye üretici fiyatları endeksine bakıldığında serinin zaman içinde arttığı ve seride küçük dalgalanmalar olduğu görülmektedir. Seride varyansta durağanlığı sağlayabilmek için serinin logaritması alınmıştır. Logaritması alınmış serinin grafiğine bakıldığında ise serideki dalgalanmalarda düzelmeler olduğu ve serinin yine artan bir seyre sahip olduğu söylenebilir.

İncelenen seri mevsimsel harekete sahip olduğu için seri aylık kuklalar eklenerek modelize edilmiştir.

$$l\text{trufe} = \beta T + \sum_{i=1}^{12} \delta_i D_i + e_t$$

$l\text{trufe}$  yukarıdaki gibi modelize edildiğinde kuklaların ve trend değişkeninin anlamlı olduğu görülmüştür. Seri bu şekilde modelize edilerek trend ve mevsimsel etkilerden arındırılmıştır.

Şimdi ise serinin uygun trend ve mevsimsel kuklalarla modelize edilmesinden sonra elde edilen artıkların durağan olup olmadığı kontrol edilecektir.

Otokorelasyon giderildikten sonra, serinin trendden arındırıldıktan sonra elde edilen artıkların durağan olup olmadığına bakılacaktır:

$$\Delta l\text{trufe} = c + \rho \cdot ul\text{trufe}_{t-1} + \sum_{i=1}^{13} \psi_i \Delta l\text{trufe}_{t-i} + e_t$$

$H_0 : \rho = 0$  artıklar durağan değildir.

$H_1 : \rho < 0$  artıklar durağandır.

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			<b>0.122371</b>	0.9639
Test critical values:	1% level		-3.592462	
	5% level		<b>-2.931404</b>	
	10% level		-2.603944	

$$0,122371 \sim -2,931404$$

Hesaplanan Tau değeri ( $\tau$ ), %5 anlamlılık düzeyine göre tablo değerinden daha negatif olmadığı için  $H_0$  reddedilemez, artıklar durağan değildir, fark alınır.

$$\Delta^2 \text{ultrufe} = c + \rho \cdot \Delta \text{ultrufe}_{t-1} + e_t$$

Dependent Variable: DDULTRUFE				
Method: Least Squares				
Date: 04/12/07 Time: 22:13				
Sample(adjusted): 2001:04 2005:12				
Included observations: 57 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002449	0.004978	0.491894	0.6248
DULTRUFE(-1)	-0.942575	0.131718	-7.156031	0.0000
R-squared	0.482152	Mean dependent var		-0.001394
Adjusted R-squared	0.472737	S.D. dependent var		0.051453
S.E. of regression	0.037362	Akaike info criterion		-3.701890
Sum squared resid	0.076774	Schwarz criterion		-3.630204
Log likelihood	107.5039	F-statistic		51.20878
Durbin-Watson stat	2.048513	Prob(F-statistic)		0.000000

DF tipi denklemde otokorelasyona rastlandığından ADF tipi denkleme geçiş yapılacaktır.

12 gecikme uzunluğunda otokorelasyon giderildiğinden bu gecikme uzunluğu ile çalışılmaya karar verilmiştir.

Otokorelasyon giderildikten, sonra serinin trendden arındırıldıktan sonra elde edilen artıkların durağan olup olmadığına bakılacaktır:

$$\Delta^2 \text{ultrufe} = c + \rho \cdot \Delta \text{ultrufe}_{t-1} + \sum_{i=1}^{12} \psi_i \Delta \text{ultrufe}_{t-i} + e_t$$

$H_0 : \rho = 0$  artıklar durağan değildir.

$H_1 : \rho < 0$  artıklar durağandır.

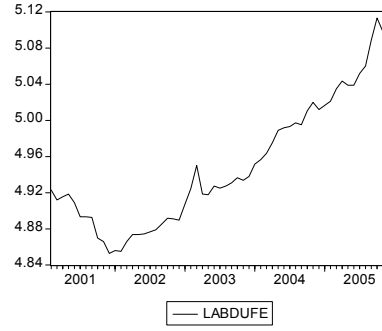
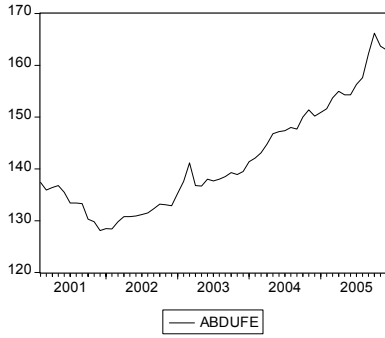
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.156031	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.550396	
	5% level	-2.913549	
	10% level	-2.594521	

-7,156031~ - 2,913549

Hesaplanan Tau değeri ( $\tau$ ), %5 anlamlılık düzeyine göre tablo değerinden daha negatif olduğu için  $H_0$  reddedilir, artıklar durağandır.

Trufe serisi incelendiğinde, ortalamada durağanlığı sağlamak için uygun trend değişkeni ve aylık kuklalarla seri modelize edilmiş, elde edilen artıkların durağanlığı incelendiğinde, artıkların birinci fark serisinin durağan olduğu görülmüştür. Buradan serinin I(1), birinci mertebeden durağan olduğu söylenir.

### 6.2.3. ABD Üretici Fiyatları Endeksi Serisinin İncelenmesi



ABD üretici fiyatları endeksine bakıldığında serinin zaman içinde arttığı ve seride dalgalanmalar olduğu görülmektedir. bir önceki dönemde yapıldığı gibi serinin varyansta durağanlığı sağlayabilmek için serinin logaritması alınmıştır. Logaritması alınmış serinin grafiğine bakıldığında ise serideki dalgalanmalarda fazla bir değişiklik olmadığı ve serinin yine artan bir seyre sahip olduğu görülmektedir.

İncelenen seri mevsimsel harekete sahip olduğu bilindiğinden seri aylık kuklalar eklenerek modelize edilmiştir.

$$labdufe = \beta T + \sum_{i=1}^{12} \delta_i D_i + e_t$$

labdufe yukarıdaki gibi modelize edildiğinde kuklaların ve trend değişkeninin anlamlı olduğu görülür. Buradan seride, bir önceki dönemde olduğu gibi mevsimsellik ve trend etkisinin olduğu, seriyi bu şekilde modelize ederek serinin bu etkilerden arındırılmış olduğunu söyleyebiliriz.

Serinin uygun trend ve mevsimsel kuklalarla modelize edilmesinden sonra elde edilen artıkların durağan olup olmadığı kontrol edilir.

Date: 04/14/07 Time: 20:52				
Sample(adjusted): 2001:04 2005:12				
Included observations: 57 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002449	0.004978	0.491894	0.6248
DULABDUFE(-1)	-0.942575	0.131718	-7.156031	0.0000
R-squared	0.482152	Mean dependent var		-0.001394
Adjusted R-squared	0.472737	S.D. dependent var		0.051453
S.E. of regression	0.037362	Akaike info criterion		-3.701890
Sum squared resid	0.076774	Schwarz criterion		-3.630204
Log likelihood	107.5039	F-statistic		51.20878
Durbin-Watson stat	2.048513	Prob(F-statistic)		0.000000

Denklemden otokorelasyon olduğundan ADF tipi denkleme geçilecektir.

12 gecikme uzunluğunda otokorelasyon giderildiğinden bu gecikme uzunluğu ile çalışılmaya karar verilmiştir.

Otokorelasyondan arındırılmış artıkların durağan olup olmadığına bakılacaktır:

$$\Delta^2 \text{ulabdufe} = c + \rho \cdot \Delta \text{ulabdufe}_{t-1} + \sum_{i=1}^{12} \delta_i \Delta^2 \text{ulabdufe}_{t-i} + e_t$$

$H_0 : \rho = 0$  artıklar durağan değildir.

$H_1 : \rho < 0$  artıklar durağandır.

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-7.156031	0.0000
Test critical values:	1% level		-3.550396	
	5% level		-2.913549	
	10% level		-2.594521	

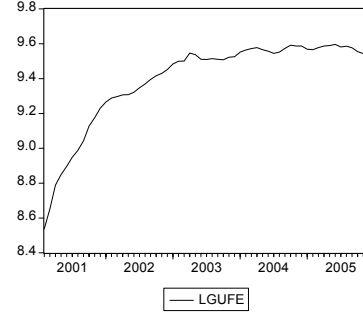
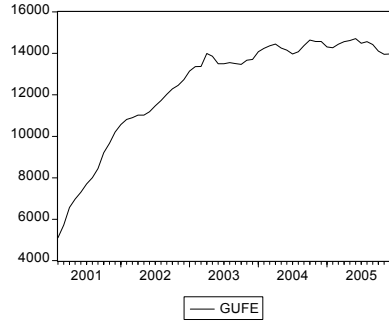
-7,156031 ~ -2,913549

Hesaplanan Tau değeri ( $\tau$ ), %5 anlamlılık düzeyine göre tablo değerinden daha negatif olduğu için  $H_0$  reddedilir, artıklar durağandır.

Abdufe serisi incelendiğinde serinin varyansta durağanlığı sağlamak için logaritması alınmış, ortalamada durağanlığı sağlamak için uygun trend değişkeni ve aylık kuklalarla seri modelize edilmiştir. Elde edilen artıkların durağanlığı incelendiğinde,

artıkların düzeyde durağan olmadığı ancak farkı alındıktan sonra durağanlığın sağlandığı görülmüştür. Buradan serinin I(1), yani birinci mertebeden durağan olduğu söylenir.

#### 6.2.4. Görelî Fiyatlar Serisinin İncelenmesi



$$\Delta \lgufe = c + \beta T + \rho \cdot \lgufe_{t-1} + e_t$$

Hesaplanan değeri ( $\tau$ ), %5 anlamlılık düzeyine göre tablo değerinden daha negatif olmadığı için  $H_0$  reddedilemez, artıklar durağan değildir. Artıkların ve dolayısı ile serinin durağanlığını sağlayabilmek için fark alınır.

$$\Delta^2 \text{ulgufe} = c + \rho \cdot \Delta \text{ulgufe}_{t-1} + e_t$$

Dependent Variable: DDULGÜFE				
Method: Least Squares				
Date: 04/14/07 Time: 21:16				
Sample(adjusted): 2001:04 2005:12				
Included observations: 57 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001414	0.002357	0.600132	0.5509
DULGÜFE(-1)	-0.495212	0.103055	-4.805303	0.0000
R-squared	0.295693	Mean dependent var		-0.000988
Adjusted R-squared	0.282887	S.D. dependent var		0.020534
S.E. of regression	0.017389	Akaike info criterion		-5.231532
Sum squared resid	0.016630	Schwarz criterion		-5.159846
Log likelihood	151.0987	F-statistic		23.09094
Durbin-Watson stat	2.159662	Prob(F-statistic)		0.000012

Denklemden otokorelasyon olmadığından ADF tipi denkleme geçilmeyecektir.

Farkı alınmış artıkların durağan olup olmadığı incelenirse;

$H_0 : \rho = 0$  farkı alınmış artıklar durağan değildir, birim kök vardır.

$H_1 : \rho < 0$  farkı alınmış artıklar durağandır.

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		<b>-4.805303</b>	0.0002
Test critical values:	1% level	-3.550396	
	5% level	<b>-2.913549</b>	
	10% level	-2.594521	

$$-4,805303 \sim -2,913549$$

Hesaplanan Tau değeri ( $\tau$ ), %5 anlamlılık düzeyine göre tablo değerinden daha negatif olduğu için  $H_0$  reddedilir, artıklar durağandır.

Görelî fiyatlar serisi incelenirken serinin logaritması alınmıştır. Seride deterministik trend yapısı olduğundan seri trendden arındırılmış, daha sonra elde edilen artıklar durağanlaşmadığı için trendden arındırılmış serinin artıklarının farkı alınmıştır. Artıkların durağanlığı incelendiğinde, artıkların düzeyde durağan olmadığı ancak ilk fark serisinin durağan olduğu görülmüştür. Buradan serinin I(1), birinci mertebeden durağan olduğu söylenir.

### 6.3. Ortak Bütünleme Analizi

İncelenen dönemlerden kriz öncesi dönem yani 1982 Ocak-2001 Ocak dönemine ait döviz kuru ve görelî fiyatlar serisinin her ikisi de I(1) çıktığı için, ortak bütünleme analizine konu olacak dönem kriz öncesi dönemdir.

Kriz öncesi dönem için ortak bütünleme denklemi aşağıdaki gibi kurulmuştur:

Dependent Variable: LGUFE				
Method: Least Squares				
Date: 04/14/07 Time: 22:48				
Sample: 1982:01 2001:01				
Included observations: 229				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.003360	0.015086	596.8024	0.0000
LDK	1.013249	0.002698	375.5088	0.0000
R-squared	0.998393	Mean dependent var		3.990703
Adjusted R-squared	0.998386	S.D. dependent var		2.646971
S.E. of regression	0.106352	Akaike info criterion		-1.635423
Sum squared resid	2.567557	Schwarz criterion		-1.605434
Log likelihood	189.2559	F-statistic		141006.9
Durbin-Watson stat	0.068959	Prob(F-statistic)		0.000000

$$LGUFE = 9.003359566 + 1.01324924 * LDK$$

$$\Delta uob = \rho \cdot uob_{t-1} + e_t$$

$H_0 : \rho = 0$  denge hataları durağan değildir, seriler ortak bütünlenen değildir.

---

$H_1 : \rho < 0$  denge hataları durağandır, seriler ortak bütünlenendir.

Hesaplanan değer Engle&Grenger (n=2, T=200) tablosu ile karşılaştırıldığında, tablo değerinden daha negatif olmadığı için  $H_0$  reddedilemez, seriler ortak bütünlenen değildir.

İncelenen dönemde döviz kuru ile görelî fiyatlar seviyeleri arasında olması beklenen ko-integrasyon ilişkisine rastlanamamıştır.<sup>20</sup>

#### 6.4. Analiz Sonuçları ve Değerlendirmesi

1982 Ocak - 2001 Ocak dönemi döviz kuru serisi incelenirken serinin logaritması alınmış, seride hem deterministik hem de stokastik trend yapısı olduğundan seri önce trendden arındırılmış, daha sonra da seri durağanlaşmadığı için trendden arındırılmış serinin artıklarının farkı alınmıştır. Artıkların durağanlığı incelendiğinde, düzeyde durağan olmadığı ancak ilk fark serisinin durağan olduğu görülmüştür. Buradan serinin I(1), birinci mertebeden durağan olduğu söylenmiştir. Ardından, Türkiye üretici fiyatları endeksi ve ABD üretici fiyatları endeksi serileri incelenmiş, seriler aylık kuklalarla modelize edilmiştir. Artıkların durağanlığı incelendiğinde Türkiye üretici fiyatları endeksi serisinin düzeyde durağan olmadığı ancak ilk fark serisinde durağan olduğu, ABD üretici fiyatları endeksi serinin ise düzeyde durağan olduğu görülmüştür. Ko-integrasyon analizinin uygulanabilmesi için görelî fiyatlar düzeyinin de kaçınıcı dereceden durağan olduğunu bilmek gerektiğinden, görelî fiyatlar serisinin de logaritması alınıp seride hem deterministik hem stokastik trend yapısı olduğu görülmüştür. Seri trendden arındırılıp artıklarının farkı alınmıştır. Artıkların durağanlığı incelendiğinde, artıkların düzeyde durağan olmadığı ancak ilk fark serisinin durağan olduğu yani birinci mertebeden durağan olduğu görülmüştür.<sup>21</sup>

2001 Ocak - 2005 Aralık dönemi döviz kuru serisi incelenirken serinin logaritması alınıp seride deterministik trend yapısı olduğu görülmüştür. Seri trendden arındırılmış, daha sonra da trendden arındırılmış serinin artıkların durağanlığı incelenmiştir. Artıkların düzeyde durağan olduğu görülmüştür. Ardından, Türkiye üretici fiyatları endeksi ve ABD üretici fiyatları endeksi serilerinin durağanlığı incelenmiş, buradan her iki serinin de birinci mertebeden durağan olduğu görülmüştür. Görelî fiyatlar serisinin logaritması alındığında seride deterministik trend yapısı olduğu görülmüş, seri trendden arındırılmıştır. Elde edilen artıklar durağanlaşmadığı için trendden arındırılmış serinin artıklarının farkı alınmış ve artıkların durağanlığı incelendiğinde, artıkların düzeyde durağan olmadığı ancak ilk fark serisinin durağan olduğu yani birinci mertebeden durağan olduğu görülmüştür.

Ortak bütünleme analizi yaparken ise regresyon denklemi birinci mertebeden durağan çıkan değişkenler ile kurulduğundan ve analize konu olan döviz kuru ve görelî fiyatlar seviyesi değişkenleri sadece 1982 Ocak - 2001 Ocak döneminde birinci mertebeden durağan çıktıklarından, sadece bu dönem için ortak bütünleme analizi yapılabilmektedir. Analiz sonucunda seriler ortak bütünlenen çıkmamışlardır. Bu da ekonometrik olarak şu anlama gelir ki: değişkenlerimiz uzun dönemde dengeye ulaşamamıştır. Buradan da

---

<sup>20</sup> Tuğçe Gençel, Kişisel Görüşme, Yöntem Research Consultancy Ltd. (1 Şubat 2007). Ayrıca Bkz. Joseph D. Alba ve David H. Papell, Purchasing Power Parity and Country Characteristics: Evidence from Panel Data Tests, Journal of Development Economics, Vol. 83, no 1. 2007.

<sup>21</sup> Otokorelasyon içeren tablolar yazarlarda bulunmakla beraber makalede buna yer verilmemiştir.

anlaşılabileceği gibi, 1982 Ocak - 2001 Ocak dönemi için Türkiye’de görelî satın alma gücü paritesinin geçerli olmadığı söylenilebilir.

## 7. Sonuç

1980 sonrası döviz kurları, Türkiye üretici fiyatları endeksi ve ABD üretici fiyatları endeksi verilerine ulaşılabilmesi açısından, çalışmanın analiz dönemi 1982 Ocak - 2005 Aralık olarak alınmıştır. Kırılma noktaları göz önüne alınarak analiz dönemi 1982 Ocak - 2001 Ocak ve 2001 Ocak - 2005 Aralık olmak üzere iki dönemde incelenmiştir.

Ulusal ekonomilerin yarattığı enflasyon oranı ve uluslar arası piyasalarda meydana gelen değişimlerden kaynaklanan maliyet ve fiyat artışları, döviz kurlarını belirleyen başlıca faktörlerdir.

Ulusal ve uluslararası fiyatlardaki hareketlerin döviz kurlarını değiştirmesi, paranın uluslararası ticaretteki rekabet gücünü ve satın alma gücünü etkiler.

Fiyatlarla döviz kurunun ilişkisinin yönü konusunda ortak bir görüş olmamasıyla beraber; SGP teorisinin kurucusu Cassel ve SGP teorisini savunanlar bu ilişkinin, fiyatlardan döviz kuru doğru olduğunu savunurlar. Yani ilk önce fiyatlarda değişim olmakta, döviz kuru bunun sonucunda değişmektedir. Bu düşüncenin aksini savunan ekonomistler de, ilk önce döviz kurlarının değiştiğini daha sonra fiyatların değiştiğini savunurlar. Her iki gruba da dahil olmayan araştırmacılar ise döviz kurlarını ve fiyatları hemen hemen aynı faktörlerin etkilediğini savunmaktadırlar.

Döviz kurları ve ulusal fiyatların birlikte hareket ettiklerini varsayan GSGP teorisi, birim kök ve ko-integrasyon testleri kullanılarak test edilmiştir.

1982 Ocak - 2005 Aralık dönemi boyunca test sonuçları genel olarak GSGP teorisinin geçerli olmadığını göstermiştir.



**EK: Türkiye Verileri (1980-2005)**

<b>Yıllar</b>	<b>Nüfus</b>	<b>SGP (m \$)</b>	<b>Döviz Kuru</b>	<b>KB Reel GSYİH (\$)</b>
1980	44439	0.000051	0.000	2,284
1981	45540	0.000067	0.000	2,571
1982	46688	0.000082	0.000	2,758
1983	47864	0.000099	0.000	2,932
1984	49070	0.000141	0.000	3,169
1985	50306	0.000210	0.001	3,321
1986	51433	0.000280	0.001	3,554
1987	52561	0.000363	0.001	3,910
1988	53715	0.000595	0.001	4,042
1989	54893	0.001006	0.002	4,116
1990	56203	0.001533	0.003	4,563
1991	57305	0.002353	0.004	4,674
1992	58401	0.003765	0.007	4,973
1993	59491	0.006175	0.011	5,395
1994	60573	0.012485	0.030	5,115
1995	61646	0.022905	0.046	5,498
1996	62695	0.039679	0.081	5,938
1997	63745	0.071000	0.152	6,371
1998	64789	0.124100	0.261	6,495
1999	65819	0.191800	0.419	6,132
2000	67461	0.271200	0.625	6,810
2001	68618	0.424100	1.226	6,131
2002	69626	0.611500	1.507	6,519
2003	70712	0.752400	1.501	6,762
2004	71789	0.793100	1.426	7,561
2005	72065	0.830401	1.347	8,141

Kaynak: TÜİK

## KAYNAKÇA

### Kitaplar

- Abuşoğlu, Ömer. **Döviz Kuru Politikası ve İhracat Üzerine Etkisi: 1980-1988 Dönemi**. 1. Basım. Ankara: TOBB Yayınları, 1990.
- Alba, Joseph D. ve Papell, David H. **Purchasing Power Parity and Country Characteristics: Evidence from Panel Data Tests**. Journal of Development Economics, Vol. 83, no 1. 2007.
- Arat, Kürşat. **Türkiye’de Optimum Döviz Kuru Rejimi ve Döviz Kurlarından Fiyatlara Geçiş Etkisinin İncelenmesi**. 1. Basım. Ankara: TCMB Dış İlişkiler Genel Müdürlüğü, 2003.
- Arısoy, İbrahim. **Türkiye’de Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi (1950-2003)**. Türkiye Ekonomi Kurumu. Tartışma Metni. vol. 15. 2005.
- Cryer, Jonathan. **Time Series Analysis**. 1. Basım. Boston: Duxbury Press, 1986.
- Engle, R.F. ve Granger, C.W. **Co-integration and Error Correction Representation, Estimation and Testing Econometrica**. vol. 55. no 2. 1987, s. 251-276.
- Lecaillon, Jacques. **Mikro Ekonomik Analiz**. Rona Turanlı (çev.). 2. Basım. İstanbul: Der Yayınları, 1990.
- Newbold, Paul. **İşletme ve İktisat İçin İstatistik**. Ümit Şenesen (çev.). İstanbul: Literatür Yayınları, 2000.
- Neyaptı, Bilin (Ed.). **Ekonomik Büyümenin Dinamikleri ve İstihdam: Kaynaklar ve Etkiler**. Ankara. 2006, s. 231.
- Özmen, Mehmet. **Türkiye’de Satın Alma Gücü Paritesi Teorisi: Döviz Kuru ile Fiyat Seviyeleri Arasındaki İlişkinin İncelenmesi**. 1. Basım. Ankara: T.C. Başbakanlık Devlet İstatistik Enstitüsü. 1996.
- Özmutur, Süleyman. **Satın Alma Gücü Paritesi ve Türkiye’deki Uygulamalar**. 1. Basım. İstanbul: Avcıol Matbaası, 1988.
- Seyidoğlu, Halil. **Uluslararası Finans**. 3. Basım. İstanbul: Güzem Yayınları, 2001.
- T.C. Başbakanlık Devlet İstatistik Enstitüsü. **Satın Alma Gücü İle Milli Gelir - Sorularla İstatistikler Dizisi 1**. 1. Basım. Ankara: Devlet İstatistik Enstitüsü Matbaası, 1999.

### Diğer Kaynaklar

- Cassel, Gustav. Abnormal Deviations in International Exchanges. The Economic Journal. Vol. 28. 1918, <http://www.questia.com/Index.jsp> (10 Mayıs 2007).

- 
- Daşkiran, Meral. ([meral.daskiran@tuik.gov.tr](mailto:meral.daskiran@tuik.gov.tr)). Satın Alma Gücü Paritesi, A.Nesligül Kanbur'a kişisel e-posta. ([nesligulk@yahoo.com](mailto:nesligulk@yahoo.com)). (21 Şubat 2007).
- Demir, Recep. - Dış Ticaret Uzmanı, Dış Ticaret Müsteşarlığı, Ekonomik Araştırmalar ve Değerlendirmeler Genel Müdürlüğü - Türkiye Makine Sektöründe Durum Analizi. Turkish Time. Ağustos – Eylül. 2003 - 3. [http://www.turkishtime.org/sector\\_3/114\\_tr.asp](http://www.turkishtime.org/sector_3/114_tr.asp) (15 Mayıs 2007).
- Devlet İstatistik Enstitüsü. Satın Alma Gücü Paritesi İle İlgili Değişkenlerin Tanımları. 2006. <http://www.die.gov.tr/sozluk/27sptt.htm> (10 Şubat 2007).
- Gençel, Tuğçe. - Yöntem Research Consultancy Ltd. Araştırma Yöneticisi - “SGP Türkiye Uygulaması” konulu görüşme. İstanbul: 1 Mart 2007.
- Lucio Sarno ve Giorgio Valente, Deviations from Purchasing Power Parity under Different Exchange Rate Regimes: Do They Revert and, if so, How?, Journal of Banking & Finance, Vol. 30, no 11, 2006, s. 3147-3169, <http://www.sciencedirect.com> (17 Mayıs 2007).
- TCMB. Yıllık Rapor. 2004. <http://www.tcmb.gov.tr> (16 Mayıs 2007).
- Yıldırım, Oğuz. Döviz Kurları Çerçevesinde Satın Alma Gücü Paritesinin Zaman Serisi Analizi ve Türkiye Ekonomisi Uygulaması, Bankacılar Dergisi, sayı 44, 2003, <http://www.tbb.org.tr> (10 Şubat 2007).