

Samuelson-Balassa Hipotezi Ve Reel Döviz Kuru: Türkiye, ABD, İngiltere, Fransa Ve Almanya İçin Sınanması

Özet

Samuelson-Balassa hipotezine göre uzun dönemde reel döviz kurundaki değişim, ülkelerin ticarete konu olmayan sektörlerinin göreceli fiyat farklarından kaynaklanmaktadır. Ticarete konu olmayan malların göreceli fiyatları da emek verim farklarına dayanarak açıklanabilir. Dolayısıyla reel kurlardaki değişim ülkeler arası verim farkından kaynaklanmaktadır. Bu makalede, Conzeneri'den faydalanılarak, Samuelson-Balassa hipotezinin kurlardaki değişimi ülkeler arası göreceli büyüme-verim farkına bağlı olarak açıkladığı gösterilmiştir. Samuelson-Balassa Hipotezi Türkiye baz alınarak Almanya, İngiltere, Fransa, Amerika Birleşik Devletleri (ABD) için test edilmiştir. Sınama sonucuda Türkiye açısından Samuelson-Balassa hipotezinin 1980-2003 yılları için geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Abstract

According to Samuelson-Balassa hypothesis, variation of the exchange rate in the long run is result from, difference of non-tradable goods relative price among countries. Difference of non-tradable goods relative price among countries can also explain difference labor of productivities. Consequently variation of the exchange rate is result from difference of productivity among countries. In this article Samuelson-Balassa hypothesis is shown difference of relative growth among countries make use of Conzeneri. Turkey is taken into consideration Samuelson-Balassa is tested for Germany, England, France and USA. As a result of the test we could not find statistically significant evidence that the Samuelson-Balassa hypotheses for Turkey for the period 1980-2003..

Anahtar Kelimler: Verimlilik, Reel Döviz Kuru, Ticarete Konu Olan ve Olmayan Mallar, Samuelson-Balassa Hipotezi

Öğr. Gör. Aynur Yıldırım¹

¹ Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi Gökçeada MYO Gökçeada/Çanakkale, İletişim: a.yildirim@comu.edu.tr, Tel:0-286-8874410

Giriş

Reel döviz kurundaki değişimi açıklamada, Samuelson-Balassa hipotezinin önemli bir yeri bulunmaktadır. Ticarete konu olan mallarda (T) tek fiyat kanununa göre piyasalarda tek bir fiyat hakim iken (mutlak veya nisbi satın alma gücü açısından), ticarete konu olmayan malların (N) üretiminde ve tüketiminde fiyat farklılıkları varlıklarını devam ettirmektedir. Bu farklılık reel döviz kurlarının değişimini açıklamada önemli bir faktör olarak Samuelson-Balassa modeli tarafından dikkate alınmaktadır (Samuelson, 1964). Samuelson-Balassa hipotezi uzun dönemde reel döviz kurlarındaki değişimi, ülkelerin ticarete konu olan ve olmayan sektörlerinin göreceli fiyatları ve bu fiyatları belirleyen göreceli verim hızlarındaki değişim ile açıklar. Hipoteze göre a ve b gibi iki ülke ele alındığında, a ülkesinin ticarete konu olan malların ticarete konu olmayan mallara göre verim artışı b ülkesine göre ne kadar büyük ise, a ülkesinin ticarete konu olmayan malların fiyatı b ülkesine göre artacaktır. Ticarete konu olmayan malların ülkeler arası göreceli fiyatı arttığından reel kur da bu artış kadar değerlenir. Kısacası a ülkesinin parası değer kazanır.

Samuelson-Balassa modelinde ticarete konu olmayan malların nispi fiyatları arz yönlü bir bakış açısıyla ortaya konulmaktadır. Ülkeler arasındaki ticarete konu olmayan malların nispi fiyatları sektörlerde kullanılan işgücünün marjinal fiziki verimliliği dikkate alınarak hesaplanmaktadır. Ancak, makalede ülkelerin ticarete konu olmayan sektörlerdeki emek verimliliği ile ilgili veri toplamının zorluğu dikkate alındığında Samuelson-Balassa hipotezinin test edilebilmesi için verimliliğin marjinal olarak değil kişi başına ifade edilerek ortalama değerlere dönüştürülmesi gerekmektedir (Asea, 1994:2-27). Bu tür bir verimlilik dönüşüme makro çerçeveden bakıldığında reel kurlardaki değişim ülkelerin göreceli büyüme hızlarındaki farklılığa dayanarak açıklanabilir: a ülkesi b ülkesine göre daha yavaş büyüyorsa, para birimi değer kaybedecektir.

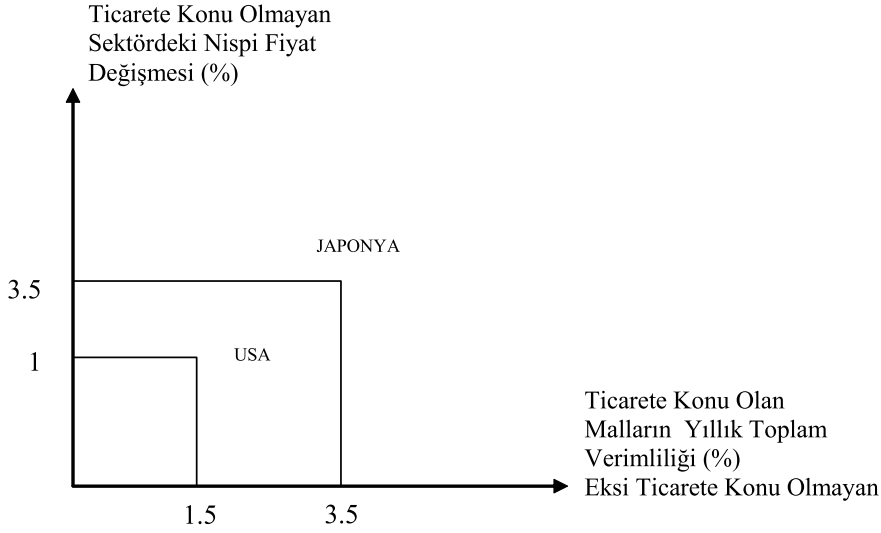
Makalenin ilk bölümünde öncelikle ABD ve Japonya örnekleri verilerek, Samuelson-Balassa hipotezi açıklanacaktır. İkinci bölümde Samuelson-Balassa modeli teorik olarak ortaya konulacak ve çalışmanın üçüncü bölümünde de Samuelson-Balassa hipotezi Türkiye baz alınarak ABD, Almanya, İngiltere ve Fransa arasında 1980-2003 dönemi için test edilecektir.

1.SAMUELSON-BALASSA MODELİ VE REEL DÖVİZ KURLARI

Satın alma gücü paritesine göre yurt içi fiyatlar ile yurt dışı fiyatlar arasındaki göreceli değişim reel kuru şekillendirmektedir. Dolayısıyla reel kur uzun dönemde ekonominin yapısında meydana gelen değişimlere göre şekillenmektedir. Reel kurdaki değişimleri doğrudan ve sadece ülkeler arası fiyat farklılıklarına dayanarak açıklamak çok sağlıklı bir yaklaşım olmayacaktır. Bir açıdan fiyatlar verimliliğe bağlı olduğundan döviz kurları ile verimlilik uzun dönemli bir ilişki kurulabilir. Çünkü çeşitli nedenlerden dolayı ülkelerin sektörel verimlilikleri ve fiyatları farklı olabilmektedir. Sermaye hareketleri, piyasa yapıları, tarifeler, ticarete engelleri, finansal serbestleşme, yapısal değişim gibi faktörler ülkelerin ekonomik performanslarına göre fiyatlarını farklılaştırmakta, dolayısıyla reel kuru da etkilemektedir. Yukarıdaki unsurların ticarete konu olan ve olmayan sektörlerin fiyatlarını etkilemesi kaçınılmaz ve reel kurlardaki değişimi açıklamak için verim farklılığına dayanmak arz yönlü bir bakış açısıdır. Pek tabii ki ticarete konu olan-olmayan sektörler arasındaki nispi fiyat değişmesi talep unsurlarından da kaynaklanabilir. Dolayısıyla buna bağlı olarak reel kur da talep yönlü bir etki ile değişecektir. Ancak analizde bu boyut dışlanmıştır.

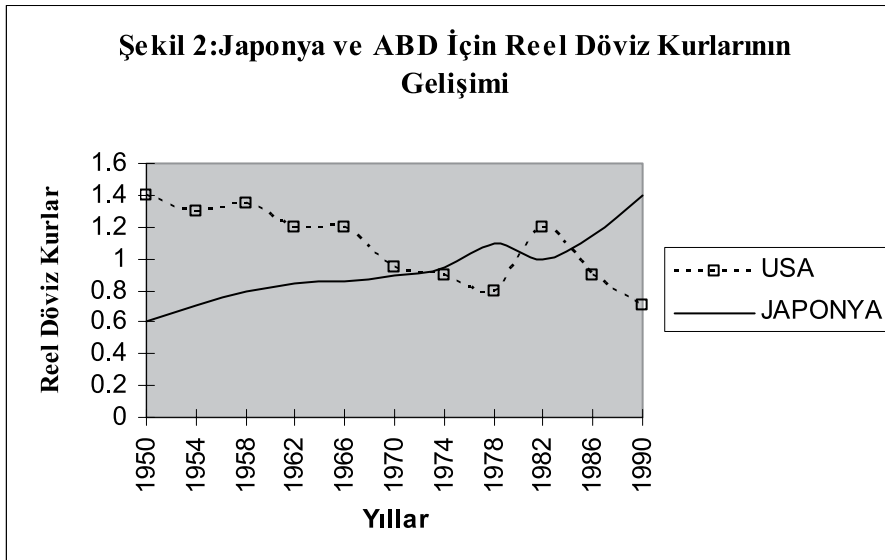
Reel döviz kuru ile ticarete konu olmayan malların nispi fiyatları ve verim arasında fonksiyonel bir ilişki kurgulamayı matematiksel olarak ifade etmeden önce Samuelson-Balassa hipotezi bir grafik yardımıyla daha net ifade edilebilir (Obstfeld&Rogoff, 1996:200-212).

Şekil:1 Ticarete Konu Olmayan Malların Nispi Fiyatları ve Verim Farklılıkları (Obsfeld&Rogoff,1996:211)



Ticarete konu olan ve olmayan sektörlerin verimlilikleri birbirinden farklı olabilmektedir. Ticarete konu olmayan sektörlerde verim artışı daha düşüktür. Bunun sebebi ticarete konu olmayan sektörlerin, tarım ve imalat sanayine benzer bir şekilde standardize ve mekanize olmaması ve daha çok hizmetlerden meydana gelmesidir. Ticarete konu olmayan sektörlerin doğasındaki farklılık, yani hizmet ağırlıklı olması, sektördeki teknik veya sermaye kullanımını sınırlayarak, sektörde verimlilik artışının belirleyici olmasını engellemektedir. Ticarete konu olan sektörlerde verimlilik artışı daha hızlıdır. Ticarete konu olan sektörler ile ticarete konu olmayan sektörlerin verimlilik farklılığı sadece sektörlerin doğasından kaynaklanmamakta, piyasa yapısı, tarifeler v.b. gibi yukarıda sayılan

sebeplerden ticarete konu olan ve olmayan sektörlerin verimliliği ülkeler açısından da farklıdır. Şekil 1’de hem sektörlerin verim farklılığı hem de ülkeler arasındaki görece verim farklılığı Japonya ve ABD için gösterilmektedir. Yukarıdaki Şekil 1’e göre Japonya ve ABD arasında bir kıyaslama yapıldığında Japonya ticarete konu olan ve olmayan mallarda ABD’ye göre daha verimlidir. Samuelson-Balassa hipotezine göre iki ülkenin ticarete konu olan ve olmayan sektörleri arasındaki göreceli verim farklılıkları ülkelerin ticarete konu olmayan sektörlerinin nispi fiyat yapısını, dolayısıyla reel kuru değiştirir. Bu değişme verim artışı yüksek olan ülkenin parasının değerinin artmasına neden olur.



Şekil 2'ye Şekil 1 yardımı ile bakıldığında Yen'in ABD Dolar karşısında sürekli değer kazanması Samuelson-Balassa hipotezine göre açıklanabilir. Japonya'nın ticarete konu olan sektörlerindeki verim artışının ABD'ye göre yüksek olması, ticarete konu olmayan malların fiyatları cinsinden tanımlanan reel kurların da artmasına sebep olmuştur.

2. DÖVİZ KURLARININ TANIMLANMASI ve SAMUELSON BALASSA ETKİSİ

Reel döviz kurları ile ticarete konu olmayan malların fiyatları ve verimleri arasındaki bağlantıyı gösterebilmek için bazı varsayımların yapılması gerekmektedir. Bunlar: Samuelson-Balassa modelinde satın alma gücü paritesi geçerlidir, döviz kurları sadece ticarete konu olan malların fiyatlarını eşitler, işgücü piyasası rekabetçidir ve ülke içinde ticarete konu olan sektörlerdeki ücret ile ticarete konu olmayan sektördeki emek ücretleri birbirine eşittir. Emek faktörü her iki ülkede de mobil olmakla beraber ülkeler arasında dolaşımı engellenmiştir. Reel döviz kurları Q ile, P ortalama fiyatı, $*$ dış alemi, ülkeler de i alt indisi ile gösterilecek olursa reel döviz kuru aşağıdaki 1 nolu denklemdeki gibi tanımlanabilir:

$$Q_i = \frac{P}{e_i P^*} \quad (1)$$

$i=1,2$

Yukarıdaki denklemde e nominal döviz kurlarını ifade etmektedir. Nominal döviz kuru yabancı para birimi başına düşen yerli para tutarıdır. Görüldüğü üzere reel döviz kuru iki ülkenin aynı para birimi cinsinden ifade edilmiş nispi fiyatlarına göre belirlenmektedir (Asea&Mendoza, 1994).

Fiyatlar genel düzeyi tanımlanması tam rekabet ve ölçeğe göre sabit getiri altında üretim fonksiyonlarından hareketle tanımlanabilir. Y üretimi, L emeği, w ücret düzeyini göstermektedir¹.

1 Çalışmada sermaye de analize dahil edilerek nispi fiyatların tanımlanmasında kullanılabilir. Ancak, amacımız verim farklılıklarına dayanarak ticarete konu olmayan sektörlerin fiyatını açıklamak değil, uzun dönem reel döviz kurlarını ülkelerin nispi fiyat farklarına dayanarak tahmin etmek olduğu için burada detaya girilmemiştir

$$Y_T = f(L_T) \quad Y_N = g(L_N) \quad (2)$$

$$Y^*_T = F(L^*_T) \quad Y^*_N = G(L^*_N) \quad (3)$$

(2) ve (3) nolu denklemlerde de gösterildiği üzere iki ülkedeki emek faktörü iki sektör arasından dağılarak üretimi gerçekleştirmektedir. Gerek yerli gerekse yabancı ülkedeki firmalar karlarını maksimize edebilmek için kullandıkları emek faktörüne marjinal verimlilikleri kadar ödeme yaparlar. Her iki ülkede tam rekabet şartları hüküm sürdüğünden ticarete konu olan sektörlerle ticarete konu olmayan sektör arasında emeğe ödenen ücret birbirine eşittir. Ancak ülkeler arasında emek faktörü mobilitesi engellendiğinden iki ülke için ücret düzeyi farklıdır (Obsfeld&Rogoff,1996).

$$P_T f'(L_T) = w = P_N g'(L_N) \quad (4)$$

$$P^*_T F'(L^*_T) = w^* = P^*_N G'(L^*_N) \quad (5)$$

$$w \neq w^*$$

Samuelson- Balassa modeli sadece ticarete konu olan mallar için satın alma gücü paritesini geçerli varsaydığından nominal döviz kuru sadece ticarete konu olan malların fiyatları ile belirlenecektir.

$$P_T = eP^*_T \quad (6)$$

Ticarete konu olan malların fiyatları birbirine eşit olacağı varsayıldığından nominal döviz kuru $e=1$ olarak alınır. Analizi daha da basitleştirmek için ticarete konu olan malların fiyatları birbirine ve bire eşit olarak alınacaktır: $P_T = P^*_T = 1$.

Reel kur ticarete konu olan ve olmayan malların fiyatları cinsinden belirlemek istendiğinde o ülkedeki ticarete konu olan ve olmayan sektörlerin ürettiği mal ve hizmet fiyatları belli bir ağırlıkla bir araya getirilir. Ticarete konu olan malları üretenlerin fiyatı P^T ticarete konu olmayan malları üretenlerin fiyatı da P^N ile gösterilecektir. Ticarete konu olan malların ağırlığı $1-\alpha$ bir paya sahiptir. α da ticarete konu olmayan malların ağırlığını göstermektedir. Bu bilgiler ışığında ülke içi fiyat indeksleri (7) ve (8) nolu denklemlerdeki gibi yazılabilir.

$$P = P_T^{(1-\alpha)} P_N^\alpha \quad (7)$$

$$P^* = P^*_T^{(1-\alpha)*} P^{\alpha*}_N \quad (8)$$

$P_T = P^*_T = 1$ kabul edildiğinden (7) ve (8) nolu denklemler aşağıdaki gibi yeniden ifade edilebilir.

$$P = P_N^\alpha \quad (7)$$

$$P^* = P_N^{\alpha*} \quad (8)$$

(7') ve (8') denklemlerdeki bilgiden faydalana-
rak ve (1) nolu denklemi $e=1$ varsayımı altında
çözerek, reel döviz kuru iki ülkenin ticarete konu
olmayan sektörlerinin göreceli fiyatı olarak ifade
edilebilir.

$$Q_i = \frac{P}{e_i P^*} = \frac{P_N^\alpha}{1 P_N^{\alpha*}} = \left(\frac{P_N}{P_N^*} \right)^\alpha \quad (9)$$

(9) nolu denklemden de görüldüğü üzere reel
döviz kuru sadece ticarete konu olmayan mal-
ların nispi fiyatı tarafından belirlenmektedir
(Obsfeld&Rogoff,1996)².

(9) nolu eşitlik yardımıyla Samuelson-Balassa hi-
potezi reel döviz kurları ülkelerin göreceli olarak
ticarete konu olmayan malların fiyatlarına bağ-
lamaktadır. İki ülkeli bir modelde ticarete konu
olan mallardaki verim artış hızı ile ticarete konu
olmayan mallardaki verim artış hızı dikkate alın-
arak göreceli fiyatlar yani reel kur hesaplanabilir.
Bunu gösterebilmek için (4) ve (5) nolu denklemleri
aşağıdaki gibi düzenlemek gerekmektedir. Bu
yeni denklemler ticarete konu olmayan sektörlerin
fiyatlarını verim artışlarına bağlı olarak tanımla-
maktadır.

$$\begin{aligned} P_T f'(L_T) &= P_N g'(L_N) \\ \Rightarrow 1 f'(L_T) &= P_N g'(L_N) \\ \Rightarrow P_N &= \frac{f'(L_T)}{g'(L_N)} \end{aligned} \quad (10)$$

2 (1) nolu, (7) ve (8) nolu denklemlerin logarit-
ması alınıp (1) nolu logaritmik denklemde yerleştire-
rek çözümlene yapılırsa aşağıdaki denklem elde edilir.

$$q_i = e_i + p_i^T - p_i^{*T} + \alpha(p_i^T - p_i^{*T}) - \alpha(p_i^N - p_i^{*N})$$

Ticarete konu olan mallarda satın alma gücü paritesi geçerli
olduğundan $e_i + p_i^T - p_i^{*T} = 0$, yukarıdaki denklem reel kur-
lardaki değişimi, ülkelerin göreceli olarak ticarete konu malların
fiyatlarındaki değişim ile ticarete konu olmayan malların fiyat
değişmelerinin farkı olarak ifade eder. Bu durumda reel döviz
kuru ticarete konu olan malların göreceli fiyat artışı ticarete
konu olmayan malların göreceli hızından hızlı arttığında reel
döviz kuru değerlenecektir. Aşağıdaki denklemde bu durum ra-
hatlıkla görülmektedir.

$$q_i = \alpha(p_i^T - p_i^{*T}) - \alpha(p_i^N - p_i^{*N}), \text{ detay için bakınız (Mac-} \\ \text{Minn, 2003 ve Asea\&Mendoza, 1994)}$$

$$P^*{}_T F'(L^*_T) = P^*{}_N G'(L^*_N)$$

$$\Rightarrow 1 F'(L^*_T) = P^*{}_N G'(L^*_N)$$

$$\Rightarrow P^*{}_N = \frac{F'(L^*_T)}{G'(L^*_N)} \quad (11)$$

(10) ve (11) nolu denklemler alınıp 9 nolu denkle-
me yerleştirilirse, reel döviz kurları ile verimlilik
arasındaki ilişki tanımlanmış olacaktır.

$$Q_i = \frac{P}{P^*} = \left(\frac{P_N}{P_N^*} \right)^\alpha = \frac{\left(\frac{f'(L_T)}{g'(L_N)} \right)}{\left(\frac{F'(L^*_T)}{G'(L^*_N)} \right)} \quad (12)$$

Reel döviz kurlarındaki değişim ülkelerin fiyat yani
verimlilik farklarına dayanmaktadır. Ticarete konu
olmayan malların nispi fiyatlarındaki değişim, ti-
carete konu olan sektörlerin ticarete konu olmayan
sektörlere göre nispi emek verimliliğine bağlıdır.
(12) nolu denklemde ticarete konu olmayan sek-
törlerin nispi fiyatları aradan çekilirse, reel döviz
kurları ile ticarete konu olan ve olmayan sektör-
lerdeki emek verimliliği birbirlerine bağlanabilir.
Hangi ülkenin ticarete konu olan sektöründe verim
daha hızlı artıyorsa, reel kur artacak yani o ülkenin
parası değerlenecektir (Obsfeld&Rogoff, 1994).

Samuelson-Balassa hipotezi test edilmek istendi-
ğinde, reel kurun emek faktörü verimlilikleri cin-
sinden tanımlanması faydalıdır. (12) nolu denkle-
mdeki emek faktörünün marjinal verimliliğini
ölçmek zordur. Bunun yerine tam rekabet şartları
altında MP=AP olacağından, marjinal emek veri-
mi yerine ortalama emek verimi alınabilir. Böy-
lelikle (12) nolu eşitliğin sağ tarafındaki marjinal
değerler ortalama değerler cinsinden de ifade edi-
lebilir (Conzeri, 1999). Bir ülkenin ticarete konu
olan sektörünün ticarete konu olmayan sektöre
göre ortalama verimi diğer ülkelere göre daha hız-
lı artıyorsa ise reel döviz kuru artacak ve parası
değerlenecektir (Conzeri, 1999). Conzeriye göre
tanımlanmış olan (12) nolu denklem, emek faktö-
rünün ortalama verimi yerine iki ülkenin kişi başı-
na düşen çıktı (Y) miktarları da konularak ikame
edilerek yeniden yazılabilir (Conzeri, 1999).

$$Q_i = \frac{P}{P^*} = \left(\frac{MP_L^T}{MP_L^N} \right)_i = \left(\frac{(AP_L^T)}{(AP_L^N)} \right)_i = \left(\frac{(Y/L^T)}{(N/L^N)} \right)_i = \left(\frac{Y^\alpha}{Y^{*1-\alpha}} \right) \quad i=1,2 \quad (13)$$

(13) nolu denklemdeki kişi başına düşen çıktı miktarlarının mutlak düzeyi yerine değişim hızları cinsinden reel kur tanımlanabilir. Buna göre (13) nolu denklem (14) nolu denkleme dönüşür. Bu denklemler aynı zamanda ekonometrik çalışma için test edilecek teorik temel sağlar.

$$Q_i = \frac{P}{P^*} = \left(\frac{\Delta Y^\alpha}{\Delta Y^{*1-\alpha}} \right) \quad i=1,2 \quad (14)$$

Türkiye açısından (14) nolu denklem zaman serisine dönüştürülerek uzun dönemde reel döviz kurlarını açıklamakta kullanılabilir.

3. AMPİRİK ANALİZ

Bu çalışmada, (13) ve (14) nolu denklemde tasvir edilen Samuelson-Balassa hipotezi Türkiye ile ABD, Almanya, İngiltere ve Fransa arasında test edilecektir. Bu ülkelerin seçilme nedeni Türkiye ile yaptıkları dış ticaret hacmi içinde ağırlıklı bir paya sahip olmalarındandır. Bu dört ülkenin Türk ihracatı içerisindeki payı % 40'lara ulaşmaktadır. Samuelson-Balassa hipotezi verim farkları üzerine kurulduğundan ve yukarıdaki modele göre bu farklılıklar kişi başına çıktı miktarları dönüştürülebildiğinden, ekonometrik test ülkelerin reel gelir artışları dikkate alınarak yapılacaktır. Reel döviz kurları ve ülkelerin reel büyüme hızları Uluslararası Para Fonu (IMF) istatistiklerinden elde edilmiştir. Bu veriler, ekte Tablo 1 ve 2'de verilmektedir. Çalışma içerisindeki (13) veya (14) nolu denklem regresyon kalıbı şeklinde yazılacak olursa;

$$Q_{TURt} = \gamma_0 + \gamma_1 (\Delta Y_{TURt} / \Delta Y_{it}^*) + \eta_i \quad (15)$$

i: Almanya, İngiltere, Fransa ve ABD

$$\eta_{it} \sim (0, \sigma^2)$$

15 nolu denklem bu çalışmanın temel amacı olan ticarete konu olmayan sektörlerdeki göreceli fiyatların değişmesinin temsilcisi olarak ülkeler arası verim farklılığından hareket ederek reel döviz kurlarındaki değişmeyi açıklamaya çalışmaktadır.

Eğer Balassa-Samuelson Hipotezi geçerli ise H_0 hipotezi reddedilebilir ancak H_1 hipotezi reddedilemez, vice versa.

$$H_0: \gamma_1 = 0; \quad H_1: \gamma_1 \neq 0$$

Bu çalışmada kullanılan veriler yıllıktır. 1980 ile 2003 yılları arasındaki 23 yıllık bir süreyi kapsamaktadır. Testte kullanılacak değişkenler için şu kısaltmalar yapılmıştır. Türkiye'nin Reel Kuru: TRR, Türkiye'nin Reel Gelir Artış Hızı: TURY, ABD'nin Reel Gelir Artış Hızı: ABDY, Almanya'nın Reel Gelir Artış Hızı: ALMY, İngiltere'nin Reel Gelir Artış Hızı: İNGY, Fransa'nın Reel Gelir Artış Hızı: FRSY. (15) nolu regresyon denkleminin Türkiye bazlı bağımsız değişkeni tanımlanırken bölme işlemi de "B" harfi ile gösterilmiştir. Örneğin TURYBBDY ifadesi Türkiye'nin reel milli gelir artış hızının ABD'nin reel milli gelir artış hızına bölündüğünü ifade etmektedir.

Çalışmada reel döviz kurları ile ticarete konu olmayan sektörlerin fiyatları arasındaki ilişki en küçük kareler yöntemi kullanılarak tahmin edilecektir. Ancak bu tür tahmin yöntemini kullanılırken, ele alınan değişkenler zaman serileri olarak ifade edildiğinden düzmece regersyon tehlikesi ortaya çıkabilir. Bundan kurtulmak için değişkenlerin durağan olması gerekmektedir. Tanımlanan değişkenlerin durağan olup olmadıkları anlamak için birim kök sınaması yapılmıştır. Dicky-Fuller sınamasının sonuçları tablo 3'de verilmektedir. "t" istatistiğinin (tau istatistiği de denmektedir) mutlak değeri Dicky-Fuller in mutlak "t" değerinden büyük ise, ele alınan zaman serisinin durağan olduğunu ileri süren hipotez reddedilemez. Eğer ele alınan zaman serisi düzeyden (I(0)'dan) durağan değilse, serinin ilk farkı alınarak durağan olup olmadığı tekrar kontrol edilir. Bu çalışmada fark alma işlemleri "D" harfi ile gösterilmektedir. Örneğin DD notasyonu serinin 2. farkını ifade etmektedir. Bu bilgilerin ışığında TURYBALMY değişkeni hariç düzeyden hiç bir değişken durağan değildir. Buradaki seriler için % 1 anlamlılık düzeyi esas alınmıştır.

Tablo 3: Genelleştirilmiş Dicky-Fuller Test Sonuçları

Değişkenler	Düzye, I(0)	İlk fark (D)	İkinci Fark (DD)
TURR	- 2.3260	- 3.3758***	- 4.001*
TURYBALMY	- 4.5192*	-	-
TURYBABDY	- 2.6542	- 4.7451*	-
TURYBİNGY	- 2.6542	- 4.7451*	-
TUYBFRSY	-1.3015	-1.9262	- 3.2798***

* -4.4691 MCKinnon % 1 için Kritik "t" Değeri

** -3.6454 MCKinnon % 5 için Kritik "t" Değeri

*** -3.2602 MCKinnon % 10 için Kritik "t" Değeri

Durağanlaştırılmış zaman serileri dikkate alınarak, (15) nolu denklemin ifade ettiği Balassa-Samuelson hipotezi Türkiye-Almanya, Türkiye-

ABD, Türkiye-İngiltere ve Türkiye-Fransa için regresyona koşulmuştur. Test sonuçları Tablo 4, 5, 6, 7'de verilmektedir.

Tablo 4: Türkiye-Almanya İçin Balassa-Samuelson Hipotezinin Testi

Dependent Variable: DDTURR				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1983 2003				
Included observations: 21 after adjusting endpoints				
DDTURR=C(1)+C(2)*TURYBALMY				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.009729	0.024610	-0.395341	0.6970
C(2)	0.003503	0.001984	1.765752	0.0935
R-squared	0.140966	Mean dependent var		-0.003740
Adjusted R-squared	0.095754	S.D. dependent var		0.117465
S.E. of regression	0.111700	Akaike info criterion		-1.455615
Sum squared resid	0.237059	Schwarz criterion		-1.356137
Log likelihood	17.28396	F-statistic		3.117879
Durbin-Watson stat	2.622772	Prob(F-statistic)		0.093503

Tablo 4'e göre (15) regresyon denklemi $F=3.11 > F_{0.10}(k-1, n-k) = 2.97$ istatistiki açıdan anlamlıdır. $k'=1$ ve $n=21$ iken $dU=1.22 < d=2.62 < 4-dL=2.78$ olduğu için oto korelasyon yok sıfır hipotezi reddedilemez. Ancak % 10 anlamlılık düzeyinde TURYBALMY Türkiye'nin Almanya'ya göreceli büyüme hızının reel kur üzerindeki etkisini ifade eden değişkenin katsayısı anlamlı olsa bile binde üçlük (0.003) bir etki oldukça önemsizdir.

Döviz kurları ile ticarete konu olmayan sektörlerin verim farklılıkları arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığını anlamak için yukarıda tanımlanan regresyona koşulan zaman serileri aynı dereceden durağan olmaları gerekir. Tablo 3'e göre de % 1 anlamlılık düzeyine göre gerek TURR gerekse TURYBALMY farklı düzeyden durağan oldukları için ko-entegre (eşbütünleşik) değildirler. Dolayısıyla aralarında uzun dönemde bir ilişki bulunmamaktadır.

Tablo 5: Türkiye-ABD için Balassa-Samuelson Hipotezinin Testi

Dependent Variable: DDTURR				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1983 2003				
Included observations: 21 after adjusting endpoints				
DDTURR=C(1)+C(2)*DTURBABD				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.004276	0.023838	-0.179364	0.8596
C(2)	0.005268	0.002593	2.031875	0.0564
R-squared	0.178503	Mean dependent var		-0.00374
Adjusted R-squared	0.135267	S.D. dependent var		0.11746
S.E. of regression	0.109232	Akaike info criterion		-1.50029
Sum squared resid	0.226700	Schwarz criterion		-1.40081
Log likelihood	17.75310	F-statistic		4.128517
Durbin-Watson stat	2.430160	Prob(F-statistic)		0.056389

Tablo 5'e göre (15) nolu regresyon denklemi $F=4.12 > F_{0.10}(k-1, n-k) = 2.97$ istatistiki açıdan anlamlıdır. $k'=1$ ve $n=21$ iken $dU=1.22 < d=2.43 < 4-dL=2.78$ olduğu için oto korelasyon yok sıfır hipotezi reddedilemez. Ancak % 5 anlamlılık düzeyinde TURYBABDY Türkiye'nin ABD'ye göreceli büyüme hızının reel kur üzerindeki etkisini ifade eden değişkenin katsayısı anlamlı olsa bile,

binde beşlik (0.005) bir etki oldukça önemsizdir. Tablo 3'e göre de % 1 anlamlılık düzeyine göre gerek TURR gerekse TURYBABDY farklı düzeyden durağan oldukları için ko-entegre değildirler. Dolayısıyla ele alınan dönem ve örneklem çerçevesinde reel kur ile göreceli verim farkı arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmamaktadır.

Tablo 6: Türkiye-İngiltere için Balassa-Samuelson Hipotezinin Testi

Dependent Variable: DTURR				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1982 2003				
Included observations: 22 after adjusting endpoints				
DTURR=C(1)+C(2)*DTURING				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.017774	0.018226	0.975187	0.3411
C(2)	0.001483	0.002016	0.735841	0.4704
R-squared	0.026359	Mean dependent var		0.018248
Adjusted R-squared	-0.022323	S.D. dependent var		0.084497
S.E. of regression	0.085435	Akaike info criterion		-1.995606
Sum squared resid	0.145984	Schwarz criterion		-1.896420
Log likelihood	23.95166	F-statistic		0.541462
Durbin-Watson stat	1.739856	Prob(F-statistic)		0.470370

Tablo 6'ya göre 15 nolu regresyon denklemi $F=0.54 < F_{0.10}(k-1, n-k) = 2.97$ olduğu için ist-

tatistiki açıdan anlamlı değildir. Yapılan tahminde otokorelasyon problemi de yoktur.

Tablo 7: Türkiye-Fransa İçin Balassa-Samuelson Hipotezinin Testi

Dependent Variable: DDTURR				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1983 2003				
Included observations: 21 after adjusting endpoints				
DDTURR=C(1)+C(2)*DDTURBFRS				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.005929	0.026477	-0.223941	0.8252
C(2)	0.001522	0.003002	0.507077	0.6179
R-squared	0.013352	Mean dependent var		-0.003740
Adjusted R-squared	-0.038577	S.D. dependent var		0.117465
S.E. of regression	0.119709	Akaike info criterion		-1.317110
Sum squared resid	0.272276	Schwarz criterion		-1.217632
Log likelihood	15.82966	F-statistic		0.257127
Durbin-Watson stat	2.751209	Prob(F-statistic)		0.617936

TURYBFRSY değişkeni % 1 anlamlılık düzeyinde durağan olmasa bile, TURYBFRSY değişkeninin ikinci farkı alınarak % 10 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu bulunmuştur. Bu duranlık düzeyinden yapılan teste göre (15) nolu regresyon denklemi $F=0.25 < F_{0.10}(k-1, n-k) = 2.97$ olduğundan istatistiki açıdan anlamlı değildir. $K^2=1$ ve $n021$ iken $d_U=1.22 < d=2.75 < 4-d_L=2.78$ olduğu için oto korelasyon yok sıfır hipotezi reddedilemez. Dolayısıyla ele alınan dönem ve örneklem çerçevesinde reel kur ile göreceli verim farkı arasında uzun dönemli bir ilişki bulunamamıştır.

Test sonuçlarına göre Samuelson-Balassa hipotezi Türkiye ile ABD ve Almanya arasında geçerli olsa bile reel kuru açıklama güçleri son derece sınırlıdır. Bu ülkelerin zaman serileri aynı dereceden durağan olmadıkları için uzun dönemde reel kurları açıklamada Samuelson-Balassa hipotezi geçerli değildir. Türkiye ile İngiltere ve Fransa örneklerinde ise Samuelson-Balassa hipotezi için anlamlı bir regresyon elde edilmemiştir. Dolayısıyla Türkiye, ABD ve Almanya arasında döviz kurları ile ticarete konu olmayan sektörlerin verim farklılıkları arasında istatistiki açıdan anlamlı bir ilişki olsa bile, bu ilişkinin çok küçük olması, ve serilerin aynı dereceden durağan olmaması, Türkiye, Fransa ve İngiltere arasında istatistiki açıdan anlamlı bir sonuç elde edilemediğinden Samuelson-Balassa Hipotezinin 1980-2003 yılları için geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 1 ve Tablo 2'ye bakıldığında 1980-2003 yılları arasında Türkiye'nin reel büyüme hızının daha

yüksek olmasından dolayı reel kuru değerlendirilmesi, Samuelson-Balassa hipotezini destekler şekilde gözükmektedir. Ancak testlerin bu sonucu doğrulamaması nedeniyle verimlilik ile reel döviz kuru arasındaki bağı koparan bir takım gelişmelerin bu yıllar içinde Türkiye'de mevcut olduğu iddia edilebilir. Samuelson-Balassa hipotezinin Türkiye'de reel kuru açıklamadaki yetersizliği için birkaç neden gösterilebilir. Birincisi ticarete konu olan sektörlerdeki yüksek verim artışının ticarete konu olmayan sektördeki ücretlere yansımaları ve bu yansımaların genel olarak maliyetleri artırarak verimlilik ile reel kur arasındaki bağı koparmış olması olabilir. İkincisi, bunun yanında yüksek faizler ve kamu borçlanması, kamu ve özel sektörün ücret politikası reel kur ile verimlilik arasındaki bağı koparmış olabilir. Reel kurdaki değişimleri açıklamaya çabasında olan diğer çalışmalar Türkiye'nin nisbi verim farkından çok kamu açıkları gibi faktörleri bağımsız değişken olarak almaktadırlar. Kibritçiöğlü'nün 1987-2003 dönemini ele alan çalışması da reel kur ile kamu harcamaları/GSYİH oranı, dışa açıklık derecesi ve dış ticaret haddini eşbütünleşme teknikleri kullanarak istatistiki açıdan anlamlı bir şekilde ilişkilendirmektedir (Kibritçiöğlü & Kibritçiöğlü, 2004). Bu çalışmanın yanında reel döviz kurunun ne ithalat ne de ihracat ile bir nedensellik ilişkisinin olmadığını gösteren Durusoy ve Tokatlıoğlu (1997), Terzi ve Zengin (1999), (Sivri & Usta) 'nin çalışmalarının sonuçları da Türkiye'de Samuelson-Balassa hipotezinin geçersizliğini destekler niteliktedir.

Sonuç

Samuelson-Balassa hipotezi reel kuru iki ülke arasında göreceli olarak ticarete konu olmayan malların fiyatlarını veya ticarete konu olan sektörlerdeki göreceli verim farklılıklarına dayanarak açıklamaktadır. Bu hipotez 1980–2003 tarihleri arasında Türkiye, Almanya, Fransa, İngiltere ve ABD örneklemleri için geçersiz bulunmuştur. Hipotezin geçersiz olmasının nedeni olarak iki temel öneri sunulabilir. Türkiye’de A- Ticarete konu olan mallarda (Law One Price) tek fiyat kanunu (TFK) çalışmamaktadır. B- Veya ülkeler arası verim farklılıkları fiyatlara yansımamaktadır. Ülkeler arası tek fiyat kanunu devletlerin uyguladığı makro politikalar, kamunun para ve maliye politikaları, TFK’yı etkisiz hale getirmektedir ki, bu konuda ampirik destek de bulunmaktadır. İlgili literatürde gelişmiş ülkeler arasında uzun dönemde TFK’nın geçerli olmadığı konusunda bir görüş birliği vardır (Telatar, 1996, Seyrek, 2003). Diğer faktör de verimlilik farklılıklarının yansiyıp yansımadığıdır. Bu soruya cevap temel de mikro boyutlu bir inceleme gerektirir. İşgücü piyasasının yapısı, firmaların fiyatlama ve yatırım kararı, piyasa yapısı verimin fiyatlara yeterince yansımamasını engeller. 1980-2001 döneminde Türkiye imalat sanayindeki büyük özel girişimlerin birim işgücü maliyetleri yılda ortalama % 4 dolayında azalmıştır. Ancak bu verim artışı bir şekilde reel kura yansımamaktadır (Türel, 2004). Türkiye açısından ticarete konu olan sektördeki tekelleşme veya oligopolcü yapısı (Davut, 1994) ve son on beş yıldır yüksek enflasyon ve getirdiği istikrarsızlığın yüksek reel faizler yüzünden verimli yatırımları Türkiye’de azalttığı dikkate alındığında, bu sektördeki verim artışlarının fazla olmadığı, ortaya çıkan verim artışının oligopolcü eğilimlerden dolayı da fiyatlara yansımadığına dayanılarak, Samuelson-Balassa hipotezinin geçersiz olduğu öne sürülebilir.

Kaynakça

- Akçay, Cevdet, “Reel Döviz Kuru, ve Uygulama, Kur Enflasyon İlişkisi ve Cari Açık”, www.tbb.org.tr/turkce/konferans/reel%20doviz%20kuru.
- Asea Patrick, K., & Mendoze, G., Enrique (1994), “The Samuelson-Balassa Model: A General Equilibrium Appraisal”, *Review of International Economics*, No:709. pp.1-44.
- Conzeri, M.B., Cumby, R., E., Diba, B., (1999), “Relativ Laubor Productivity and Real Exchange Rate in the Long Run”, *Juornal of International Economics*, 47, pp.245-266.
- Davut, Lale, (1994), *Sanayi İktisadi, İmaj Yayıncılık, Ankara*.
- Durusoy, T.Ö., & İ., Tokatlıoğlu, (1997), “Devalüasyon ve J Eğrisi”, *Ekonomik Yaklaşım*, 8, 24-25 (İlkbahar-Yaz), 65-79.
- Kibritçioğlu, A., Kibritçioğlu, B. (2004, Nisan), “Türkiye’de Uzun Dönem Reel Döviz Kuru Dengesizliği, 1987-2003”, *T.C. Hazine Müsteşarlığı Ekonomik Araştırmalar Genel Müdürlüğü*, s.42.
- MacMinn, William, (2003) “Productivity and Exchange Rates: Assesing the Samuelson-Balassa Hypothesis”, *Queen’s University*, pp.1-7.
- Obstfeld, M.& Rogoff, K., (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Pres, pp.:200-212.
- Samuelson, P.A. (1964), “Theoretical Notes on Trade Problems”, *Review of Economics and Statistic*, 46/2, pp.145-154.
- Seyrek, İsmail, (2003), “PPP and The Türkisch Exchange Rate” *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi*, Sayı 6, pp:151-169.
- Sivri, Uğur & Usta, Can, (1999), “Reel Dövi Kuru ve İhracat Arasındaki İlişki”, www.iktisat.uludag.edu.tr, ss.11-16.
- Telatar, Erdinç (1996), “Kısa Dönem Döviz Kuru Belirsizliğinin Ölçülmesi: Garch Modeli”, *Hazine Dergisi*, Sayı: 2, s.113
- Terzi, H., & A., Zengin, (1999), “Kur Politikasının Dış Ticaret Dengesini Sağlamadaki Etkinliği: Türkiye Uygulaması”, *Ekonomik Yaklaşım*, 10, 33 (Yaz), ss.48-65.
- Türel, Oktar, (2004), “Döviz Kuru, Cari Açık ve Reel Ekonomi”, *Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışmalı Toplantı*. ss.1-13.

Ek**Tablo1:** GDP 1995=100

	ABD	ALMY	FRS	İNG	TUR
1980	64.3	67.2	75.2	71.0	51.4
1981	65.9	67.3	76.1	69.9	53.9
1982	64.6	66.6	78.0	71.3	55.8
1983	67.5	67.7	78.6	73.8	58.6
1984	72.4	69.6	79.6	75.7	62.5
1985	75.4	71.2	81.1	78.4	65.2
1986	78.0	72.9	83.1	81.5	69.7
1987	80.6	73.9	85.0	85.2	76
1988	84.0	76.5	88.8	89.4	78
1989	86.9	79.3	92.7	91.4	78.1
1990	88.6	83.9	95.0	92.1	85.4
1991	88.4	94.9	96.1	90.8	86.2
1992	91.3	97.1	97.3	91.0	91.3
1993	93.8	96.0	96.4	93.1	98.7
1994	97.6	98.3	98.2	97.2	93.3
1995	100.0	100.0	100.0	100.0	100
1996	103.7	100.8	101.1	102.7	107
1997	108.4	102.2	103.0	106.1	115.1
1998	112.9	104.1	106.6	109.4	118.6
1999	117.9	106.3	109.8	112.4	113
2000	122.2	109.3	114.0	116.7	121.1
2001	122.8	110.3	116.4	119.2	112.2
2002	125.5	110.5	117.8	121.2	121
2003	129.5	110.3	118.0	123	128.

Tablo 2: Reel Kurlar

	ABD	ALM	FRS	İNG	TUR
1980	1.27	2.49	5.75	1.87	0.530504
1981	1.16	2.62	6.69	1.63	0.621891
1982	1.10	2.62	7.41	1.46	0.689655
1983	1.04	2.85	8.73	1.38	0.743494
1984	0.98	3.08	9.40	1.17	0.733676
1985	1.09	2.70	8.30	1.31	0.711238
1986	1.22	2.37	7.89	1.20	0.797448
1987	1.41	2.24	7.57	1.31	0.968992
1988	1.34	2.39	8.15	1.34	1.02459
1989	1.31	2.23	7.60	1.22	1.086957
1990	1.42	2.12	7.29	1.35	0.877193
1991	1.43	2.16	7.40	1.30	0.85034
1992	1.37	2.21	7.57	1.09	0.91659
1993	1.37	2.37	8.09	1.07	0.908265
1994	1.45	2.26	7.80	1.07	0.888099
1995	1.48	2.13	7.28	1.04	1.043841
1996	1.43	2.23	7.53	1.18	1.030928
1997	1.34	2.41	8.07	1.22	0.999001
1998	1.40	2.35	7.91	1.18	0.903342
1999	1.37	1.36	1.36	1.17	0.926784
2000	1.30	1.40	1.40	1.14	0.845309
2001	1.25	1.42	1.42	1.15	0.919118
2002	1.35	1.29	1.29	1.18	0.931966
2003	1.48	1.17	1.17	1.20	0.853971