

## Hollanda Hastalığı: Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Bir Uygulama

Ayşe ARI  
ayseari187@yahoo.com

Burcu ÖZCAN  
bozcan685@gmail.com

### Dutch Disease: An Application on Developing Countries

#### Abstract

Workers' remittances are one of the important financial sources for developing countries. They attract attention by many scholars due to their expansive volumes. They are getting more important since it is especially accepted that these inflows cause Dutch disease in the literature. This study aims to examine whether workers' remittances bring about Dutch Disease problem, or not. In the applied part, fixed effects and instrumental variable estimation methods from panel data models are used. The results confirm the existence of Dutch disease for this country sample.

**Keywords** : Workers Remittances, Dutch Disease, Real Exchange Rate, Fixed Effects Estimation, Instrumental Variable Method.

**JEL Classification Codes** : F24, F31, O24.

#### Özet

Özellikle gelişmekte olan ülkeler için önemli bir finansal kaynak olan işçi dövizlerinin büyük değerlere ulaşması araştırmacıların dikkatini çekmektedir. Bununla birlikte işçi dövizlerinin Hollanda hastalığına neden olacağına literatürde geniş kabul görmesi, konunun önemini bir kat daha artırmaktadır. Bu çalışmanın amacı da, işçi dövizlerinin Hollanda hastalığı problemine sebep olup olmadığını sorgulamaktır. Panel veri modellerinden sabit etki ve araç değişken yöntemlerinin tercih edildiği çalışma sonucunda Hollanda hastalığının varlığını doğrulayan kanıtlara ulaşılmıştır.

**Anahtar Sözcükler** : İşçi Dövizleri, Hollanda Hastalığı, Reel Döviz Kuru, Sabit Etkiler Tahmini, Araç Değişken Metodu.



## 1. Giriş

21. yüzyıldaki küreselleşme sürecinde ülkeler arasında emek göçü de yaşanmaya başlamıştır. Göç eden işçilerin ülkelerine gönderdiği dövizlerde ise özellikle 2000’li yılların başından itibaren hızlı artışlar gözlenmiştir (Barajas vd., 2010: 3).

İşçi dövizlerinin %70’ten fazlası ise, gelişmekte olan ülkelere akmaktadır (Edsel, 2010: 3). Gelişmekte olan ülkelerde 1990 yılında 31,2 milyar \$ olan işçi dövizleri, 2010 yılında yaklaşık 325 milyar \$’a ulaştığından konuya olan ilgi de artmıştır. Çünkü ülke için bir finansal kaynak olan işçi dövizlerinin bu büyüklükte değerlere ulaşması, birçok ülke için doğrudan yabancı yatırımlar (FDI), dış yardımlar ya da ihracat gelirleri kadar önemli olmuştur. Hatta işçi dövizleri, dış yardımların aksine ülkeyi politik ya da ekonomik yükümlülükler altına sokmamaktadır. Yine sermaye akımlarının aksine, gelecekte geri ödenmek üzere dış borçlar yaratmamaktadır (Barajas vd., 2010: 3). Ayrıca işçi dövizleri diğer döviz kaynaklarına nazaran daha istikrarlı olması dolayısıyla da ülke ekonomisi için önem taşımaktadır.

Bu çalışmanın amacı da gelişmekte olan ülkeler için son derece önemli olan işçi dövizlerinin, reel kur üzerindeki etkisini tespit etmektir. Bu bağlamda öncelikle işçi dövizleri ve Hollanda hastalığı problemi açıklanmaktadır. Bu bağlamda bir ülkeye gelen işçi dövizlerinin reel kuru etkileme süreci gelişen Hollanda hastalığı kavramı çerçevesinde ele alınmaktadır. Son olarak, işçi dövizlerinin Hollanda hastalığı etkisini sorgulamak üzere gelişmekte olan ülkeler 1988–2009 dönemi için analiz edilmektedir. Çalışmada panel veri modellerinden araç değişken ve sabit etkiler yöntemi kullanılmış ve çalışmanın sonucunda işçi dövizleri ile reel kur arasında pozitif bir ilişki tespit edilmiştir.

## 2. Hollanda Hastalığı ve İşçi Dövizleri

Yurt dışına giden işçiler bir yıl ya da daha fazla süre ile gittikleri ülkede kaldıkları takdirde, “yerleşik” (resident) kabul edilmektedirler. Gittikleri ülkede bu şekilde yerleşik kabul edilen göçmenlerin gönderdikleri dövizler, özel transferler olup işçi dövizlerini (workers’ remittances) ifade etmektedir (Jongwanich, 2007: 7).

Yurtdışına göç eden işçilerin ülkelerine döviz gönderme nedenlerinin, çeşitlilik arz ettiği görülmektedir. Örneğin, alturistik etmenlerin güdülediği işçiler, geride kalan ailelerine ekonomik koşullardan bağımsız olarak düzenli bir şekilde para transfer etmektedirler. Bu türden işçi dövizleri sadece göç edilen ülkede çalışılan sektördeki verimliliğin artması ya da para transferindeki yasal ve idarî koşulların değişmesi şeklindeki sebeplerle oynaklık gösterebilecektir. Diğer taraftan, zayıflamış ya da kopma noktasına gelmiş aile bağlarına sahip olan işçilerin transfer ettikleri dövizler de bulunmaktadır. Bu dövizler gelişmekte olan ülkelerdeki ailelerin ekonomik koşullarının kötüleşmesi

sonucunda gönderilmekte olup harcanabilir gelirdeki oynaklığı azaltma ve tüketim harcamasını daha istikrarlı kılma gibi avantajlara sahiptir. İşçileri güdüleyen bir diğer etmen ise, gelişmekte olan ülkelerdeki yatırım fırsatlarıdır. Diğer sermaye akımlarıyla aynı özellikleri taşıyan bu transferler, çıkar odaklı işçilerin yatırım yaparak kâr elde etme amacıyla hareket etmelerinden ileri gelmektedir (Rao ve Hassan, 2009: 3). İşçi dövizleri bu durumda konjonktürle aynı yönde değişim gösterirken, transferleri alan hanehalkı, sadece aracı görevini üstlenmektedir (Giuliano ve Ruiz-Arranz, 2006).

Bunlara ilaveten, bazı az gelişmiş ülkelerde meydana gelen doğal afetlerden çok sayıda insanın etkilenmesi de yurtdışına yönelik göçleri ve ailelerine yaptıkları finansal destekleri artıran bir başka faktördür (Amuedo-Dorantes vd., 2007: 3–4).

Gelişmekte olan ülkelerde hızla artan işçi dövizlerinin öncelikle yoksulluğu azaltma ve büyümeye katkıda bulunma gibi olumlu etkilerinden bahsedilirken, reel döviz kurunu değerlendirebilme gibi istenmeyen bir etkisi de söz konusudur. Reel kurun değerlendirilmesiyle birlikte ülke rekabet avantajını yitirecek, ihracat azalacak ve nihayetinde büyüme zarar görecektir. Literatürde bu durum “Hollanda hastalığı” (Dutch disease) şeklinde adlandırılmakta ve işçi dövizlerinin ekonomi üzerindeki en önemli olumsuz etkisi olarak kabul edilmektedir.

Hollanda hastalığı kavramı ilk olarak, 1960’larda Hollanda’nın, Kuzey Denizinde büyük doğalgaz kaynakları keşfetmesi ve sonrasında rekabetin olumsuz etkilenmesini ifade etmek üzere kullanılmıştır. Çünkü doğalgaz kaynaklarının keşfedilmesi sonrasında Hollanda’nın ulusal parası değer kazanmış ve petrol haricindeki ihracatı, rekabet edebilirliğini yitirdiğinden, zarar görmüştür. Böylece kamu sektörü gelişirken, ikincil sektörün kârlılığı azalmış ve üretim kaynakları hizmet sektörüne yönelmiştir. Bütün bunlar ise, sanayileşmede gerilemeye yol açmıştır (Adenauer ve Vagassky, 1998: 177).

Hollanda hastalığı, günümüzde sermaye akımlarının etkileri için de kullanılmaktadır. Çünkü petrol ya da doğalgaz kaynaklarının keşfedilmesi ve ihraç edilmesiyle imalat sanayinin daralması gibi; işçi dövizleri de, reel kuru değerlendirerek döviz cinsinden ihraç edilen malların fiyatlarının yükselmesine, dolayısıyla sanayileşmenin, ihracatın ve büyümenin düşmesine yol açmaktadır.

Hollanda hastalığı etkisi, teorik olarak Salter–Swan–Corden–Dornbusch modeline dayanarak açıklanmaktadır. Bu bağlamda ilk olarak ticari ve ticari olmayan mal gruplarının var olduğu ve her iki mal grubunun da kendi arasında ikame edilemediği varsayılmaktadır. Ticari mallar, ihracat ve ithalatta kullanılan dolayısıyla uluslararası piyasalarda alınıp-satılan mallardır. Bu sebeple, ticari malların fiyatları uluslararası piyasalarda belirlenmektedir. Ticari olmayan malların fiyatları ise, ulusal piyasalarda belirlenmektedir. Modeldeki bir başka varsayım ise, emeğin sektörler arasında hareketliliğinin olduğudur. Bu varsayımlar altında, işçi dövizleri ülkeye girdiğinde, her iki

mal grubuna yönelik talep artacaktır. Ancak her bir mala yönelik harcamaların büyüklüğü, söz konusu malların marjinal tüketim eğilimlerine bağlıdır (Corden ve Neary, 1982; Acosta vd., 2009: 104; Adenauer ve Vagassky, 1998: 177).

Ülkeye giren işçi dövizleri, ilk olarak hanehalkı gelirini ve ticari olmayan mallara yönelik tüketim talebini artıracaktır. Daha sonra, talep artışı karşısında bu malların üretimleri de artacaktır. Ancak ülke içerisindeki mevcut kaynaklar doğrultusunda ticari olmayan malların arzı, sınırlı kalacağından dolayı fiyatı yükselecek ve böylece reel kur değerlendirilecektir. İşçi dövizlerinin reel kur üzerindeki bu etkisi, harcama etkisi (spending effect) olarak ifade edilmektedir (Acosta vd., 2009: 104). Çünkü reel döviz kuru, ticari malların, ticari olmayan mallar cinsinden nispi fiyatı olup iç ve dış dengenin birlikte sağlanmasını içermektedir (Edwards, 1988: 5). Daha açık bir ifadeyle reel döviz kuru ( $R$ );  $e$ ; nominal döviz kurunu,  $P^{T*}$ ; ticari malların uluslararası fiyatını ve  $P^N$  ise, ticari olmayan malların fiyatını göstermek üzere, aşağıdaki şekilde gösterilmektedir:

$$R = e \frac{P^{T*}}{P^N} \quad (1)$$

Diğer taraftan Balassa (1964) ve Samuelson (1964) modelinde açıklandığı gibi, ticari olmayan malların fiyatının yükselmesiyle bu sektör cazip hale gelecek ve sektöre doğru emek transferi yaşanacaktır. Her iki sektördeki faktör gelirleri eşit olana kadar bu transfer devam edecektir. Ticari mallar sektöründeki emeğin azalmasıyla da, reel ücretler artacaktır. Bu durum kaynak hareketi etkisi (resource movement effect) şeklinde ifade edilmektedir. Son aktarım mekanizması kanalı olarak ise, Acosta vd. (2009)'nin belirttiği gibi, gelir etkisi (income effect) mevcuttur. Hanehalkının gelirinin artmasıyla da talep edilen ücret yükselecek ve böylece emek arzı daralacaktır. Ayrıca ticari mallar cinsinden ücret artışı, ticari mallar sektöründeki üretim maliyetinin artmasına neden olarak üretimi daraltacaktır. Sonuç olarak, döviz girişiyle birlikte hem harcamalara, hem de emeğe yönelik hareketler reel kurun değerlendirilmesine, ihracat sektöründeki emeğin maliyetinin artmasına ve ihracat ile büyümenin azalmasına yol açmaktadır (Adenauer ve Vagassky, 1998: 178; Bourdet ve Falck, 2006: 272–273).

Ancak uzun dönemde reel kurdaki değerlendirilmenin, harcama etkisinin tersi yönde çalışan bir mekanizma ile önemsizleşebileceği de vurgulanmaktadır. Başka bir deyişle, işçi dövizleri kısa dönemde reel kurun değerlendirilmesi, böylece rekabetin ve ihracatın olumsuz etkilenmesi vasıtasıyla ticari mallar sektörünün daralmasına ve ülkedeki öneminin azalmasına yol açarken; uzun dönemde sermaye hareketliliği ve faktör birikimi dolayısıyla söz konusu etki bertaraf edilebilecektir (Bourdet ve Falck, 2006: 273–74). Böylece, harcamalar neticesinde, ticari mallar sektöründeki sermaye stoku artabilir ve bu sektördeki üretimin daralması önlenemez. Öte yandan ticari olmayan mallar sektöründeki yatırımlar, nispeten daha yüksek ya da verimli ise, reel kurun değerlendirilmesi gerekmeyebilecektir.

Hatta ticari olmayan mallar sektöründe atıl kapasite söz konusu olabileceğinden, talep artışları önemli derecede nispi fiyat artışına neden olmayacaktır (Fielding, 2007: 1-3). Bu bağlamda Gupta vd. (2007), Hollanda hastalığı etkisinin, işçi dövizlerinin ne kadarının ticari olmayan mallara harcandığına bağlı olduğunu dile getirmiştir. İşçi dövizlerinin ülkedeki GSYİH'ya oranı yüksek, ticari olmayan mallara olan talep fazla ve buna rağmen ticari olmayan malların sektörünün genişlemesini önleyen arz kısıtları önemli boyutlarda ise, Hollanda hastalığı etkisinin görülme olasılığı artacaktır. Rajan ve Subramanian (2005) ise reel kurun değerlendirilmesinin, işçi dövizlerini caydırabileceği üzerinde durarak, işçi dövizlerinin başlangıçta neden olduğu olumsuz etkiyi düzeltebileceğini vurgulamıştır.

### 3. Literatür Taraması

İşçi dövizlerinin Hollanda hastalığına yol açıp açmayacağı teorik düzeyde tartışılırken, deneye dayalı çalışmalarla da sorgulanmıştır. Örneğin Edsel (2010), 1984–2008 dönemi için 20 gelişmekte olan ülkedeki işçi dövizlerinin reel kuru değerlendirip değerlendirmediklerini regresyon analizi ile sorgulamıştır. Çalışmanın sonucunda Hollanda hastalığı etkisinin orta gelir grubu ülkelerinin problemi olduğu belirlenirken, yüksek gelirli ülkelerin Hollanda hastalığı probleminde maruz kalamayacağı savunulmuştur. Çünkü yüksek gelirli ülkelerde ticari mallar sektöründeki düşüş, ekonomik olgunlaşmadan kaynaklanmaktadır. Düşük gelirli ülkelerde ise işçi dövizleri her iki sektörü de ters etkileyecektir.

El Salvador için dinamik stokastik genel denge analizini kullanan Acosta vd. (2009) ise, işçi dövizlerinin emeğin yeniden dağılımı ile reel kur üzerindeki etkilerini sorgulamıştır. Çalışmaya göre, El Salvador'a gelen işçi dövizleri, hanehalkı gelirinin daha düzenli olmasını sağlayarak emek arzının azalmasına ve tüketim harcamalarının ticari olmayan mallara kaymasına yol açmıştır. Kısacası Hollanda hastalığını destekler kanıtlar elde edilmiştir. Benzer şekilde işçi dövizlerinin tasarrufları hızla düşürdüğünü dolayısıyla ekonomiyi daha da daralttığını gözlemleyen Caceres ve Saca (2006) da, Hollanda hastalığı lehinde sonuçlara ulaşılanlardır. Yine Pakistan için yapılan araştırmada Hyder ve Mahboob (2005), Ürdün için yapılan çalışmada Saadi-Sedik ve Petri (2006), işçi dövizlerinin reel kuru değerlendirdiği tezini doğrulamıştır. Barajas vd. (2010) ise panel ko-entegrasyon analiziyle düşük gelirli ülkeler üzerine yaptıkları çalışmalarında Hollanda hastalığı etkisinin küçük olduğunu belirlemişlerdir.

### 4. Metodoloji

Panel veri hem kesit, hem de zaman boyutuna sahip olup aynı birimlerin zaman boyunca izlenmesini mümkün kılan veri türüdür. Bu özelliğinden dolayı da birçok faydası söz konusudur. Baltagi (2005: 6-7) panel verinin zaman serisi ve kesit veri analizine kıyasla taşıdığı özellikleri birime ait heterojenitenin kontrolüne izin vermesi; daha

aydınlatıcı veriye sahip olması; daha fazla değişkenliğe sahip olması; değişkenler arasında daha az çoklu doğrusal bağlantıya yol açması ve daha fazla serbestlik derecesi ile daha etkin olması; kesit veride ve zaman serisi verisinde saptanamayan etkileri belirlemede ve ölçmede üstünlüğe sahip olması ve daha karmaşık davranış türlerinin incelenmesine izin vermesi şeklinde sıralanmaktadır.

Panel veri regresyonu, zaman serisi ya da kesit veri regresyonlarıyla karşılaştırıldığında değişkenlerinin iki alt indise sahip olmaları açısından farklılık göstermektedir:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \mu_{it} \quad t=1, 2, \dots, T \quad \text{ve } i=1, 2, \dots, N \quad (2)$$

Burada  $i$  birim boyutunu,  $t$  ise zaman boyutunu temsil etmektedir. Panel veri uygulamalarının çoğu, hatalar için,  $(\mu_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it})$  şeklindeki tek yönlü hata bileşenleri modelini kullanmaktadır. Burada  $\alpha_i$  gözlenemeyen birime özgü etkiyi,  $\varepsilon_{it}$  ise normal dağıldığı varsayılan  $\varepsilon_{it} \approx N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  hata terimini göstermektedir.

Panel veri için farklı doğrusal modellerden söz edilebilir. Fakat esas ayırım rassal etkiler (RE) ve sabit etkiler (FE) şeklindeki modeller arasında yapılmaktadır. Sabit etkiler modelinde açıklayıcı değişkenlerin ( $x_{it}$ ), hata terimi ( $\varepsilon_{it}$ ) ile korelasyonsuz oldukları varsayımının yanı sıra,  $\alpha_i$  'lerin açıklayıcı değişkenler ile korelasyonlu olmasına izin verilmektedir. Fakat rassal etkiler modelinde,  $\alpha_i$  'lerin bütünüyle rassal oldukları ve açıklayıcı değişkenler ile korelasyonsuz oldukları varsayımı yapılmaktadır.

FE modeli, sadece zaman boyunca değişen değişkenlerin etkilerinin analizinde kullanılabilir. FE modelinde en çok kullanılan tahminci, grup içi (within) tahmincisidir. Söz konusu tahminci bir grup içerisindeki her gözlemi, grubun ortalamasından farkını alarak grup içi bir dönüşüm yapmakta ve bu şekilde sabit etkiyi de yok etmektedir. Grup içi tahmincisi FE modelinin tutarlı bir tahminini mümkün kıldığı için aynı zamanda sabit etkiler tahmincisi olarak da adlandırılmaktadır. Grup içi dönüşüm ile sabit etkiler ( $\alpha_i$ ), söz konusu modelin birimlere ait ortalamalardan çıkarılması sonucu yok olmaktadır.

FE modelinin grup içi tahmincisinden başka en küçük kareler gölge değişken (LSDV) ve gruplararası (between estimator) şeklinde farklı tahmincileri de söz konusudur. Bunlardan LSDV, birimler arasında heterojeniteye izin vermektedir. Başka bir ifadeyle her bir birim, kendi sabit parametre değerine sahiptir. Yalnız burada dikkat edilmesi gereken husus, gölge değişken tuzağına düşmemek için (N-1) sayıda gölge değişkenin modele ilave edilmesi gerektiğidir. Bu yöntem, uzun zaman boyutuna sahip panel için anlam ifade

etmekte iken, çok fazla birimin söz konusu olduğu panel veri setleri için ise pratik bir çözüm yolu değildir (CBS, 2010: 76). Bir diğer tahminci ise gruplar arası (between) tahmincidir.  $y$ 'nin grup ortalamaları  $x$ 'in grup ortalamaları üzerine regrese edilir. Bu tahminci grup içi tahmincisinde düşünülen  $y$ 'deki birime özgü tüm değişikliği, bir birimdeki her gözlemi ortalama davranışı ile ikame ettiği için ihmal eder (Baum, 2006: 226).

Rassal etkiler modelinde ise birime özgü sabit, birime ait sabit bir etki şeklinde düşünülmekten ziyade, açıklayıcı değişkenler ve bütün hata terimi ile korelasyonsuz rassal olarak kabul edilir. Birim etki artık hata teriminin bir parçasıdır ve model şu şekilde gösterilebilir:

$$y_{it} = x_{it}\beta + z_i\delta + (\alpha_i + \varepsilon_{it}) \quad (3)$$

Burada  $(\alpha_i + \varepsilon_{it})$  birleşik hata  $(\mu_{it})$  terimidir. Eğer açıklayıcı değişkenler,  $\alpha_i$ 'ler ile korelasyon içerisinde iseler aynı zamanda birleşik hata terimi ile de korelasyon içerisinde olacaklardır ki, bu durum RE'nin tutarsız olmasına yol açacaktır (Baum, 2006: 227).

RE modelinde  $\text{Corr}(\mu_{it}, \mu_{is}) = (\sigma_\alpha^2 / (\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2))$ ,  $t \neq s$ , ve  $\sigma_\alpha^2 = \text{Var}(\alpha_i)$ ,  $\sigma_\varepsilon^2 = \text{Var}(\varepsilon_{it})$  şeklindedir. Hata terimindeki söz konusu otokorelasyon, Genelleştirilmiş EKK (GEKK) ile çözülebilir. Bunun için 3 nolu denklemin GEKK ile dönüştürülmüş hali 4 nolu denklemde görülmektedir (Wooldridge, 2009: 490-491).

$$\lambda = 1 - [\sigma_\varepsilon^2 / (\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2)]^{1/2}, 0 < \lambda < 1 \text{ 'dir.}$$

$$y_{it} - \lambda\bar{y}_i = \beta_0(1 - \lambda) + \beta_1(x_{it1} - \lambda\bar{x}_{i1}) + \dots + \beta_k(x_{itk} - \lambda\bar{x}_{ik}) + (\mu_{it} - \lambda\bar{\mu}_i) \quad (4)$$

Artık GEKK tahmincisi bu regresyonun havuzlanmış EKK ile tahmininden başka bir şey değildir. Bu dönüşüm, zaman boyunca sabit olan açıklayıcı değişkenlerin tahminine de izin vermektedir. Bu durum RE modelinin, FE modeline karşı üstün yanını ortaya koymaktadır.

Çalışmada ayrıca olası endojenite problemine karşı araç değişken yöntemi de kullanılmıştır. Açıklayıcı değişkenlerin, modelin hata terimi ile korelasyon içerisinde olma hali endojenite problemi olarak adlandırılmaktadır.

$$y = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + \nu \quad (5)$$

5 Nolu modelde eğer  $\text{Cov}(x_j, \nu) \neq 0$  ise bu durumda  $x_j$  endojendir.  $\text{Cov}(x_j, \nu) = 0$  olması halinde ise  $x_j$  egzojendir. EKK tahmincisi ancak  $x_j$ 'nin egzojen olması durumunda tutarlı olacaktır. Sıfır kovaryans varsayımı,  $\nu$ 'nun  $x_j$ 'ye koşullu ortalamasının sıfır olduğunu göstermektedir ( $E(\nu | x_1, x_2, \dots, x_k) = 0$ ). Endojenite durumunda bu varsayım ihlâl edilmektedir. Bu durumda EKK yerine, araç değişkenin (iki aşamalı en küçük kareler) kullanılması, tutarlı parametrelerin elde edilmesini kolaylaştırmaktadır. Endojen değişken yerine kullanılacak olan araç değişken ise endojen değişkenle ilişkili, fakat hata terimi ile ilişkisiz olmalıdır.

Eğer endojen değişken için birden fazla araç değişken söz konusu ise (aşırı belirlenmişlik hâli), modelden dışlanan bu araçların hata teriminden bağımsız olup olmadıklarının testi gereklidir. Bu test aynı zamanda kullanılan araçların geçerli olup olmadıklarını da anlamamıza yardımcı olmaktadır. Aşırı belirlenme kısıtlarının testi, araç değişken ya da iki aşamalı en küçük kareler regresyonundan elde edilen kalıntıların tüm egzojen değişkenlere regrese edilmesidir. Tüm araçların hata terimi ile korelasyonsuz oldukları sıfır hipotezi altında,  $N \times R^2$  şeklindeki LM istatistiği,  $\chi^2(r)$  dağılımına sahiptir (r aşırı belirlenme kısıtlarının sayısı ya da fazla araç sayısıdır.) (Baum, 2006: 190). Sıfır hipotezinin reddedilmesi durumunda araç değişken setinin uygunluğuna şüphe düşmektedir. Başka bir ifadeyle, bu durumda araçlardan biri ya da daha fazlası hata terimi ile korelasyon içerisinde görülmektedir. Sargan-Hansen testi ile bu durum test edilmektedir.

Endojenite ile ilgili bir diğer önemli nokta ise, söz konusu açıklayıcı değişkenin egzojen olması durumunda araç değişken kullanımının EKK'ya kıyasla daha az etkin olmasıdır. Çünkü araç değişkenden elde edilen standart hatalar çok büyüktür. Bu nedenle araç değişken kullanımının doğru olup olmadığının anlaşılması için, değişkenin endojen olup- olmadığının testi gereklidir. Endojenite kapsamında Durbin (1954), Wu (1973) ve Hausman (1978) tarafından geliştirilen Durbin-Wu-Hausman (DWH) testi ya da standart Hausman (1978) testi kullanılarak araç değişkene karşı EKK'nın geçerliliği test edilmektedir. Bu testte söz konusu model hem EKK, hem de araç değişkenle tahmin edildikten sonra elde edilen katsayılar vektörü karşılaştırılmakta ve katsayılardaki farkın istatistikî olarak anlamlı olup olmadığına bakılmaktadır. Eğer değişken egzojen ise hem EKK, hem de araç değişken tahminleri tutarlı olacaktır. Eğer her iki tahmincinin kullanımı ile elde edilen katsayılar arasındaki fark anlamlı bir şekilde farklılaşıyor ise, söz konusu değişkenin endojen olduğu söylenebilir. Hausman test istatistiği,  $k_1$  (endojen olup olmadığı test edilen açıklayıcı değişken sayısı) serbestlik derecesi ile  $\chi^2$  dağılımı göstermektedir. Bu test, en iyi şekilde söz konusu değişkenlerin endojenitesinin bir testi

değil de aynı denklemde farklı tahmin metotlarını kullanmanın doğurduğu sonuçların bir testi şeklinde yorumlanabilir. EKK'nın en iyi tahmin tekniği olduğu sıfır hipotezi altında, araç değişken kullanmak etkinlik kaybına yol açacaktır (Baum, 2006: 212).

#### 4.1. Veri Seti

Hollanda hastalığı hipotezi test edilirken, reel kuru belirleyen değişkenler arasında yer alan işçi dövizlerinin anlamlılığı sınanmaktadır. Reel döviz kurunun belirleyicilerini araştıran öncü ve detaylı çalışması ile Edwards (1988)'a ve ilgili literatüre göre reel kur, kamu harcaması, ticari açıklık, dış ticaret hadleri, ticari kısıtlamalar ve teknik gelişmeler tarafından belirlenirken kısa dönemde parasal değişkenlerden de etkilenmektedir (Barajas vd., 2010: 3). Uluslararası reel faiz oranı, dış ticaret hadleri, ithalat tarife ve kotaları, ihracat vergileri, GSYİH büyüme oranı, mali denge, dış yardımlar, işçi dövizleri ve krediler söz konusu açıklayıcı değişkenler için deneysel çalışmalarda kullanılan göstergelerdir (Bourdet ve Falck, 2006: 273–74).

Bu çalışmada ise değişkenler, ilgili literatürün incelenmesinin ardından verilerin bulunabilirliği doğrultusunda belirlenmiş olup değişkenlere ilişkin veriler Dünya Bankasından temin edilmiştir. Çalışma kapsamında gelişmekte olan 24<sup>1</sup> ülke 1988–2009 dönemi için analiz edilmiştir.

Çalışmada ilgili literatürden ve özellikle de Amuedo-Dorantes vd. (2007)'ye ait çalışmadan yola çıkılarak aşağıdaki model tercih edilmiştir.

$$\ln exc_{it} = \alpha + \beta_1 \ln work_{it} + \beta_2 open_{it} + \beta_3 \ln gdp_{it} + \beta_4 \ln gov_{it} + \beta_5 \ln lend_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$i=1, \dots, 24$  ve  $t=1988, \dots, 2009$

$\alpha_i$ ; ülkeye özgü etkiyi,  $\lambda_t$ ; zaman etkisini,  $\alpha$ ; sabiti,  $\varepsilon_{it}$  ise hata terimini göstermektedir.

$\ln exc_{it}$ : Reel döviz kurunun doğal logaritmik değerini göstermektedir. Döviz kuru olarak ise, bir birim ulusal para ile değiştirilen yabancı para tutarı şeklinde tanımlanan dolaylı kur modelde yer almıştır.

---

<sup>1</sup> *Bolivya, Bostwana, Cape Verde, Çin, Kolombiya, Costa Rica, Mısır, Fiji, Venezuela, Grenada, Guetamala, Honduras, Hindistan, Endonezya, Kenya, Malezya, Panama, Papai Yeni Gine, Filipinler, Sri Lanka, St. Vince, Suriye, Swaziland, Tayland.*

$\ln work_{it}$  :  $i$  ülkesinde  $t$  dönemindeki reel işçi dövizlerinin doğal logaritmasıdır. Söz konusu bu değişkenin katsayısına ait işaretin pozitif olarak elde edilmesi, Hollanda hastalığının geçerliliğini doğrulayacaktır.

$open_{it}$  : Dışa açıklık oranı olup ihracat ve ithalatın GSYİH içerisindeki oranlarının toplamı alınarak hesaplanmıştır. Ticari liberalleşme derecesi olarak da ifade edilebilen bu orana, ülkenin ticaret politikasını yansıtmak üzere modelde yer verilmiştir. Teoride dışa açıklığın reel kur üzerindeki etkisi belirsizdir. Çünkü zıt yönde çalışan etkiler söz konusudur. Örneğin ticari liberalleşme arttıkça reel kur değerlenecektir. Çünkü ticari kısıtların artması, gelir etkisinden (income effect) dolayı ticari malların fiyatını yükseltirken ticari olmayan malların fiyatını düşürecektir. Ancak ikame etkisi (substitution effect) ters yönde çalışacaktır. Bununla birlikte genellikle gelir etkisinin baskın olduğu gözlenmiştir. Ancak ithalat tarifesi söz konusu ise, gelir etkisinin baskın olma olasılığı çok azdır (Bourdet ve Falck, 2006: 276–77).

İthalat üzerindeki tarifelerin azaltılması sonucunda ithalat artacak ve ithalat fiyatları düşecektir. İthalat fiyatlarının düşmesi ise, ticari malların ucuzlaması anlamına gelecektir. Bu durumda reel kur değerlendirilmiş olacaktır. Ancak ithalat tarifelerinin azaltılmasıyla birlikte ithalattaki talep artışı, dövize olan talebi artıracığından dolayı reel kur değer kaybedecektir. Böylece ticari açıklığın reel kuru nasıl etkileyeceği, hangi etkinin daha büyük olduğuna bağlıdır (Drine ve Rault, 2003: 6–7). Égert (2005: 9) ise, dışa açıklık arttıkça, ülkenin cari açık pozisyonunun kötüleşeceğine vurgu yaparak kurun değer kaybedeceğini belirtmiştir.

$\ln gdp_{it}$  : GSYİH büyüme oranının doğal logaritmasıdır. Ülkedeki teknolojik ilerleme ya da verimlilik artışının temsili olarak modelde yer verilmiştir. Balassa-Samuelson modeli, ticari mallar sektörü lehine gerçekleşen asimetrik bir verimlilik şokunun, reel kuru değerlendirmesini analiz etmiştir. Ticari mal sektöründeki teknolojik gelişmeyle birlikte ilk olarak bu sektördeki üretim artacaktır. Bunun sonucunda ise hem ticari, hem de ticari olmayan mallara yönelik talep artacaktır. Böylece ticari olmayan mal sektöründe oluşan talep fazlası, ticari olmayan malların nispi fiyatını arttıracaktır. İkinci olarak, marjinal verimliliği dolayısıyla reel ücreti artan emeğin, ticari mal sektörüne transferiyle, ticari olmayan mal sektöründeki emek arzı, dolayısıyla ücreti artacaktır. Nihayetinde de ticari olmayan malların nispi fiyatı ve kur yükselecektir. Sonuç olarak Balassa'nın çalışmasındaki en önemli bulgu, kişi başı GSYİH ve reel kur arasında pozitif bir ilişki olduğudur (Drine ve Rault, 2003: 5-6). Sonraki yıllarda söz konusu ilişkiyi test eden çalışmalardan Hsieh (1982), Japon yeni ve Alman markının Amerikan doları karşısındaki değerlerinin, ülkeler arasındaki verimlilik farkıyla doğrudan ilişkili olduğunu 1954-1974 dönemi için doğrulamıştır. Benzer şekilde Edison ve Klovland (1987) da Balassa-Samuelson modelini destekler kanıtlara ulaşmıştır. Öte yandan Froot ve Rogoff (1991) söz konusu etkinin çok zayıf olduğuna vurguda bulunmuştur. Fayad (2010) ise,

Balassa-Samuelson etkisini temsil etmek amacıyla işçi başı reel GSYİH büyüme oranını kullanmış ve çalışmasının sonucunda büyümedeki artışın, reel kurda değer kaybına yol açtığını tespit etmiştir. Fayad, bu durumu ticari olmayan mal sektörü lehinde sapmalı bir verimlilik artışının gerçekleşmesiyle açıklamıştır.

$\ln gov_{it}$  : Reel kamu harcamalarının doğal logaritmasını yansıtmak üzere modelde yer almıştır. Kamu harcamasının büyüklüğü ve mallar arasındaki dağılımı önem taşımaktadır. İki dönem olduğunu ve ilk dönemde ticari olmayan mallara yönelik kamu harcamalarının arttığı ve hükümetin bunu ulusal ve uluslararası piyasalardan borçlanarak finanse ettiği varsayıldığında, ticari olmayan malların fiyatı yükselecektir. Bu durum ise reel kurun değer kazanmasına yol açacaktır. Ancak söz konusu harcamaların neden olduğu borçların finansmanı için, ikinci dönemde vergiler artırılabilecektir. Bu nedenle hanehalkının geliri azalacaktır. Böylece ticari olmayan malların talebi düşecek ve bu reel kurun değer kaybetmesini sağlayacaktır. Özetle kamu harcamasının işareti hakkında önceden net bir şey söylemek mümkün değildir (Drine ve Rault, 2003: 7). Örneğin Edwards (1989), 12 gelişmekte olan ülke ilgili yaptığı çalışmada kamu harcamalarının reel kuru değerlendirdiği sonucuna ulaşmıştır.

$lend_{it}$  : Reel borçlanma faiz oranının enflasyona karşı düzeltilmiş verisidir. Faiz oranları düştükçe, ülke parası cinsinden finansal yatırımların getirisi azalacaktır. Bu nedenle nominal kur ve fiyatların katı olduğu varsayımı altında reel kur da değer kaybedecektir. Globalleşme ile birlikte gelişmekte olan ülkeler sermaye sahipleri açısından gözde faiz getirisi olan piyasalardır. Sermayeyi elinde bulunduranlar için getirisi yüksek ülkelerin başında gelen gelişmekte olan ülkelerde, faiz oranları daha yüksektir. O nedenle gelişmekte olan ülkelerdeki faiz oranı yükseldikçe ülkeye giren döviz miktarı artacak ve reel kur değerlenecektir (Drine ve Rault, 2003: 7). Fakat Fayad (2010: 16), ulusal faiz oranındaki düşüşün, kısa dönemde sermaye kaçışlarına ve ulusal harcama gücünün düşmesine neden olarak reel kurda değer kaybına yol açarken; uzun dönemde bu kaçan sermayenin dünyanın geri kalanına geri ödeme zorunlulukları doğuracağı gerekçesiyle kuru değerlendireceğini savunmuştur.

#### 4.2. Ampirik Bulgular

Çalışmada ilk olarak, zaman ve birim etkilerinin var olup olmadığı sabit etkiler modeli için F testi; rassal etkiler modeli için ise LM ve LR testi uygulanarak araştırılmıştır. Sonuçlar Tablo: 1 üzerinde gösterilmektedir.

**Tablo: 1**  
**F, LM ve LR Testi Sonuçları**

F Testi	LM Testi	LR Testi
$F_{birim}(23,445) = 4791,93^*$	$LM_{birim} = 2280,15^*$	$LR_{birim} = 1835,45^*$
$F_{periyod}(22,445) = 68,70^*$	$LM_{periyod} = 16,29^*$	$LR_{periyod} = 15,96^*$
$F_{ikiyönlü}(45,501) = 20,83^*$	$LM_{ikiyönlü} = 2296,44^*$	$LR_{ikiyönlü} = 2385,95^*$

Not: \*, %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo: 1 üzerinde görüldüğü üzere sonuçlar hem sabit etkiler, hem de rassal etkiler modelleri için hem birim etkilerin, hem de zaman etkilerinin var olduğunu başka bir ifadeyle, modelin birim ve zaman etkilerini içerecek şekilde iki yönlü tahmin edilmesi gerektiğini ortaya koymaktadır. Bir sonraki aşamada ise, rassal etki modelindeki birim etki ile açıklayıcı değişkenler arasındaki korelasyonun sıfır olduğu varsayımı ( $H_0$ :  $E(\alpha_i, x_{it})=0$ ), Hausman (1978) testi ile sınanmaktadır. Bu varsayım sağlanamadığında rassal etki tahmincisi olan genelleştirilmiş en küçük kareler tahmincisi, yansız ve tutarlı değildir. Bu nedenle etkilerin rassal olduğu varsayımı altında uygun tahminci seçimi önemlidir. Bu çalışmada elde edilen Hausman test istatistiği, söz konusu  $H_0$  varsayımının sağlanmadığını, bu nedenle modelin sabit etkiler tahmincisi ile tahmin edilmesi gerektiğini ortaya koymaktadır.

Üçüncü aşamada ise modelde otokorelasyon, heteroskedasite ve birimlerarası bağımlılık testleri yapılmıştır. Değiştirilmiş Wald Testi modelde heteroskedasitenin varlığına işaret etmektedir. Hata teriminde serisel korelasyon (otokorelasyon) olup-olmadığını test etmek üzere ise dengesiz panel veri seti için de uygun olan Bhargava, Franzini ve Narendranathan'nin (1982) Değiştirilmiş Durbin Watson testi ile Baltagi-Wu (1999) tarafından önerilen Yerel En İyi Değişmez (LBI) testleri kullanılmaktadır. Bu testler için söz konusu model öncelikle AR(1) kalıntıları kullanılarak sabit etkiler varsayımı ile tahmin edilmektedir. Her iki otokorelasyon test istatistiğinin değeri 2'den küçük olup birinci dereceden otokorelasyonun olmadığını belirten sıfır hipotezini reddetmektedirler (Baltagi, 2005: 89-93). Son olarak modelde birimlerarası bağımlılığın olup-olmadığının test edilmesi için Pesaran'a (2004) ait CD testi kullanılmakta ve elde edilen sonuçlara göre birimlerarası bağımlılığın olmadığı şeklindeki sıfır hipotezi kabul edilmektedir.

Tablo: 2 üzerinde modelin otokorelasyon ve heteroskedasiteye karşı düzeltilmiş son hali yer almaktadır<sup>2</sup>:

**Tablo: 2**  
**Modelin Sabit Etkiler Tahmin Sonuçları**

Bağımlı Değişken: lnexc	Katsayılar
lnwork	0,0331152 (0,0133435)**
open	-0,0010651 (0,0002897)***
lngdp	-0,0011101 (0,0042739)
lngov	0,7578955 (0,0501348)***
lend	-0,3536537 (0,0479685)***
Sabit	-6,765107*** (0,3549137)
Hausman Testi	117,06 [0,0000]
Değiştirilmiş Bhargava vd. Durbin-Watson Test İstatistiği	0,73730895
Baltagi-Wu LBI Test İstatistiği	1,2113473
Değiştirilmiş Wald Testi	3561,79 [0,0000]
Pesaran CD Test istatistiği:	-1,025 [1,6949]
Gözlem sayısı	496
Wald Testi	133838,22 [0,0000]

*Not: \*\*\*%1, \*\*%5, \*%10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Parantez içerisindekiler otokorelasyon ve heteroskedasiteye karşı düzeltilmiş standart hataları, köşeli parantez içerisindekiler ise olasılık değerlerini vermektedir.*

Öte yandan mevcut literatür incelendiğinde işçi dövizlerindeki olası endojenite sorununu çözmek amacıyla araç değişken yönteminin kullanıldığı görülmektedir. Söz konusu literatürden yola çıkılarak kullanılan araç değişkenlerden yaşam beklentisi (0,0342496 katsayı ve 0,000 olasılık değeri ile) ve tarımsal üretim endeksi değişkenlerinin (0,006001 katsayı ve 0,000 olasılık değeri ile) işçi dövizleri ile ilişkili olduğu görülmüş ve

<sup>2</sup> Sabit etkiler modelini otokorelasyon ve heteroskedasiteden arındırmak için Stata 11 programında `xi:xtgls lnexc lnwork open lngdp gov open lend i.t i.id, panels(hetero) corr(ar1) force` komutu ile sabit etkiler modeli uygulanabilir genelleştirilmiş en küçük kareler (Feasible Generalized Least Square) regresyonu ile tahmin edilmiştir.

araç değişken olarak sadece bu iki değişken kullanılmıştır. Böylece model sabit etkiler araç değişken yöntemi ile tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo: 3'te verilmiştir.

**Tablo: 3**  
**Modelin Sabit Etkiler Araç Değişken Tahmin Sonuçları**

Bağımlı Değişken: Inexc	Katsayılar
Inwork	-0,1611427 (0,061661)***
open	-0,0000556 (0,00057)
lngdp	-0,0030462 (0,0117723)
lngov	0,9049176 (0,0860416)***
lend	-0,4117388 (0,013266)***
Sabit	-7,42363 (0,4791889)***
Gözlem sayısı	496
R2(within)	0,8644
Hausman/endojenite testi	8,30 (0,9998)
F istatistiği (birinci aşama araç değişken tahmininden elde edilen)	19,55 [0,0000]
Sargan-Hansen Test İstatistiği	0,484 [0,4865]

Not: \*\*\* %1, \*\* %5, \* %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Parantez içerisindekiler standart hataları, köşeli parantez içerisindekiler ise olasılık değerlerini göstermektedir.

Modelde aşırı belirlenme kısıtlarının testi için kullanılan Sargan-Hansen testine göre, kullanılan araç değişkenler egzojen olup geçerlidirler. Ayrıca araç değişkenin ilk aşama tahmini sonucu elde edilen F istatistiğinin değeri kullanılan araçların zayıf olup-olmadığının tespitinde kullanılmaktadır. Staiger ve Stock (1997) tarafından ileri sürüldüğü üzere, kural gereği 10'ın üzerinde olan bir F değeri araçların, endojen olan değişkeni iyi açıkladıkları ve zayıf olmadıklarını göstermektedir. Çalışmada elde edilen bu değer, araçların zayıf olmadıklarını ortaya koymaktadır. Fakat Hausman testi kullanılarak yapılan endojenite testi sonucu, işçi dövizlerinin endojen olmadığı, bu nedenle sabit etkiler araç değişken tahmini yerine modelin, sadece sabit etkiler ile tahmin edilmesi gerektiği sonucuna ulaşılmıştır. Hausman testi, sabit etkiler ile sabit etkiler araç değişken modellerinin katsayıları arasında sistematik fark yoktur şeklindeki sıfır hipotezine sahip olup sıfır hipotezinin kabulü modelin sabit etkiler araç değişken ile değil de sabit etkiler ile tahminini uygun görmektedir. Bu nedenle doğru modelin sabit etkiler araç değişken modeli yerine, sabit etkiler modeli olduğuna karar verilmiş ve değişkenlere ilişkin açıklamalarda sabit etkiler modeli esas alınmıştır.

Modeldeki değişkenlere ilişkin elde edilen sonuçlara bakıldığında, işçi dövizleri ile reel kur arasında pozitif bir ilişki tespit edilmesi sebebiyle Hollanda hastalığının varlığı doğrulanmaktadır. İşçi dövizlerindeki artışla birlikte kurdaki değerlenmenin düşük oranda (0,033) gerçekleştiği görülse de katsayı istatistiki olarak % 5 düzeyinde anlamlıdır. Dışa açıklık oranının kura olan etkisinin de oldukça düşük (-0,001) olduğu gözlenmiştir. Bununla birlikte,  $\beta_2$ 'nin işaretinin negatif olması, ülkenin ticari liberalleşmesi arttıkça, reel kurda değer kaybı yaşanacağını söylemektedir. Böylece, ikame etkisinin gelir etkisinden baskın olduğu sonucuna ulaşabiliriz.

Reel kuru en çok etkileyen değişkenin ise kamu harcamaları olduğu Tablo 1'den anlaşılmaktadır. Kamu harcamalarındaki % 10 civarında bir artışın reel kuru yaklaşık % 7,6 oranında değerlendireceği belirlenmiştir. Yapılan analiz sonucunda  $\beta_4$  katsayısının pozitif olarak tespit edilmesi sebebiyle, kamu harcamasındaki artışların, ticari olmayan malların talebini dolayısıyla fiyatlarını artırdığını söyleyebiliriz.

Öte yandan büyüme oranı ve reel faiz oranlarının reel kuru ters yönde etkilediği tespit edilmiştir. Ayrıca büyümenin reel kur üzerindeki etkisinin anlamsız olduğu, faiz oranının ise kamu harcamasından sonraki en etkili faktör olduğu belirlenmiştir.

## 5. Sonuç

Bu çalışmada işçi dövizlerinin reel kur üzerindeki etkisi, gelişmekte olan ülkeler ele alınarak 1988–2009 dönemi için sorgulanmaktadır. Panel veri modellerinden araç değişken ve sabit etkiler yöntemi kullanılmış ve çalışmanın sonucunda işçi dövizleri ile reel kur arasında pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. Böylece literatürde Hollanda hastalığı olarak tanımlanan problemin varlığı doğrulanmaktadır. Bu sebeple, gelişmekte olan ülkelere gelen işçi dövizlerinin o ülkenin ticari mallar sektörünün rekabet gücünü, dolayısıyla da ihracat potansiyelini olumsuz etkilediği sonucuna varılabilmektedir.

Çalışmada işçi dövizleri dışında reel kuru kamu harcamaları, ticari açıklık oranı ve faiz oranlarının da etkilediği gözlenmiştir. Söz konusu değişkenler arasında reel kuru belirleyen en güçlü faktörün kamu harcaması olduğu kaydedilmiştir. Bununla birlikte reel kurla pozitif ilişkili olan kamu harcamalarının, büyük ölçüde ticari olmayan mallara yönelik gerçekleştiği ifade edilebilmektedir.

Ticari liberalleşme oranındaki artışlarla birlikte, reel kurda değer kaybı yaşanacağı kaydedilen bir başka sonuçtur. Faiz oranındaki düşüşle birlikte ise, teorinin aksine Fayad (2010)'ın savunduğu gibi yurtdışına kaçan sermayenin dünyanın geri kalanına geri ödeme zorunlulukları doğurarak reel kuru değerlendireceği söylenebilmektedir. Son olarak ise, büyüme oranının reel kur üzerinde Balassa-Samuelson hipotezi tarafından ileri sürülen değerlendirici etkinin gerçekleşmediği belirlenmiştir.

## Kaynakça

- Acosta, P.A., E.K.K. Lartey ve F.S. Mandelman (2009), “Remittances and the Dutch Disease” *Journal of International Economics*, 79 (1), 102–116.
- Adenauer, I. & L. Vagassky (1998), “Aid and the Real Exchange Rate: Dutch Disease Effects in African Countries”, *Intereconomics: Review of European Economic Policy*, 33(4), 177–185.
- Agenor, P.R., A.W. Hoffmaister ve C.I. Medeiros (1997), “Cyclical Fluctuations in Brazil’s Real Exchange Rate: the Role of Domestic and External Factors”, *IMF Working Paper*, WP/97/128.
- Amuedo-Dorantes, C., S. Pozo ve C. Vargas-Silva (2007), “Remittances and the Macroeconomy: The Case of Small Island Developing States”, *UNU-WIDER Project Meeting on Fragility and Development*, Suva, Fiji.
- Balassa, B. (1964), “The purchasing Power Parity doctrine: A reappraisal”, *The Journal of Political Economy*, 72 (6), 584–596.
- Baltagi, B.H. ve P.X. Wu (1999), “Unequally Spaced Panel Data Regressions With AR(1) Disturbances”, *Econometric Theory*, 15 (6), 814–823.
- Baltagi, B.H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, (3rd ed.), England, John Wiley & Sons Ltd.
- Barajas, A., R. Chami, D.S. Hakura ve P. Montiel (2010), “Workers’ Remittances and the Equilibrium Real Exchange Rate: Theory and Evidence”, *IMF Working Paper*, WP/10/287.
- Baum, C.F. (2006), *An Introduction to Modern Econometrics Using Stata*. Texas, United States, Stata Press Publication.
- Bhargava, A., L. Franzini ve W. Narendranathan (1982), “Serial Correlation and Fixed Effects Model”, *Review of Economic Studies*, 49(4), 533-549.
- Bourdet, Y. ve H. Falck (2006), “Emigrants’ remittances and Dutch Disease in Cape Verde”, *International Economic Journal*, 20(3), 267–284.
- Caceres, L.R. ve N.N. Saca (2006), “What Do Remittances Do? Analyzing the Private Remittance Transmission Mechanism in El Salvador”, *IMF Working Paper*, 06/250, Washington.
- Copenhagen Business School: CBS (2010), “*Applied Quantitative Methods for Phd Students: Intermediate Econometrics II*”, Unpublished lecture notes.
- Corden, W.M., J.P. Neary (1989), “Booming Sector and Deindustrialisation in a Small Open Economy”, *Economic Journal*, 92, 825–848.
- Drine, I. ve C. Rault (2003), “*Long-run determinants of real exchange rate: New evidence based on panel data unit root and cointegration tests for MENA countries*”, Paper presented at the international conference on Money, Macro and Finance, 5–7 September 2003.

- Durbin, J. (1954), "Errors in Variables", *Review of the International Statistical Institute*, 22 (1–3), 23–32.
- Edison, H. ve J. Klovland (1987), "A Quantitative Reexamination of the Purchasing Power Parity Hypothesis: Evidence from Norway and the United Kingdom", *Journal of Applied Econometrics*, 4(2), 309–333.
- Edsel, Beja Jr. (2010), "Do international remittances cause Dutch disease?", *MPRA*, No. 23022.
- Edwards, Sebastian (1989), *Real Exchange Rate, Devaluation and Adjustment*, The MIT Press, Cambridge.
- Edwards, S. (1988), "Exchange Rate Misalignment in Developing Countries", *The World Bank Occasional Paper*, Number 2, New Series, The World Bank.
- Égert, B. (2005), "Equilibrium Exchange Rates in Southeastern Europe, Russia, Ukraine and Turkey: Healthy or (Dutch) Diseased?", *William Davidson Institute Working Paper*, Number 770.
- Fayad, G. (2010), "Remittances and Dutch Disease: A Dynamic Heterogeneous Panel Analysis on the Middle East and North Africa Countries", *Centre for the Study of African Economies*, University of Oxford, <<http://www.csae.ox.ac.uk/conferences/2010-EDiA/papers/470-Fayad.pdf>>, 14.12.2011.
- Fielding, D. (2007), "Aid and Dutch Disease in the South Pacific", *University of Otago Economics Discussion Papers*, No. 0703.
- Froot, K. ve K. Rogoff (1991), "Government consumption and the real exchange rate: The empirical evidence", *Mimeo*, Harvard Business School.
- Giuliano, P. ve M. Ruiz-Arranz (2006), "Remittances, Financial Development and Growth", *IZA Discussion Paper Series*, No. 2160, June 2006.
- Gupta, S., C. Pattillo ve S. Wagh (2007), "Impact of Remittances on Poverty and Financial Development in Sub-Saharan Africa", *IMF Working Paper*, WP/07/38.
- Hausman, J.A. (1978), "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46(6), 1251–1271.
- Wu, D.M. (1973), "Alternative Tests of Independence between Stochastic Regressors and Disturbances", *Econometrica*, 41 (4), 733–750.
- Hsieh, D. (1982), "The determination of the real exchange rate: the productivity approach", *Journal of International Economics*, 12(2), 355–362.
- Hyder, Z. ve A. Mahboob (2005), "Equilibrium Real Effective Exchange Rate and Real Exchange Rate Misalignment in Pakistan", *Mimeo*, State Bank of Pakistan.
- Jongwanich, J. (2007), "Workers' Remittances, Economic Growth and Poverty in Developing Asia and Pacific Countries", *UNESCAP Working Paper*, WP/07/01.
- Pesaran, M.H. (2004), "General Diagnostic Tests for Cross-section Dependence in Panels", *Working Paper*, Trinity College, Cambridge.
- Rajan, R. ve A. Subramanian (2005), "What undermines aid's impact on growth?", *NBER Working Paper*, No.11657.

- Rao, B.B.ve G. Hassan (2009), “A panel data analysis of the growth effects of remittances”, *MPRA Working Paper*.
- Saadi-Sedik, T. ve M. Petri (2006), “To Smooth or Not to Smooth: The Impact of Grants and Remittances on the Equilibrium Real Exchange Rate in Jordan”, *IMF Working Paper*, No. 06/257, Washington D.C.
- Samuelson, P.A. (1964), “Theoretical Notes on Trade Problems”, *Review of Economics and Statistics*, 46 (2), 145–154.
- Staiger, D. ve J.H. Stock (1997), “Instrumental Variables Regression with Weak Instruments”, *Econometrica*, 65 (3), 557–586.
- Wooldridge, J. M. (2009), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, (4th ed.). South Western, Cengage Learning, Canada.

