

Devalüasyon, Para, Reel Gelir Değişkenlerinin Dış Ticaret Üzerine Etkisinin Panel Data Yöntemiyle Türkiye İçin İncelenmesi

Yrd.Doç.Dr.Ercan BALDEMİR*
Araş.Gör. Ayşe KESKİNER**

Özet

Çeşitli makro ekonomik büyüklükler ülkelerin dış ticaret dengesini etkilemektedir. Bunlardan en önemlileri kur değişimleri, büyüme hızı, para arzlarındaki değişimdir. Ülkeler karşılıklı olarak birbirine bağımlıdır. Bir ülkenin reel kuru değiştiğinde diğer ülkenin dış ticaret dengesi değişebilmektedir. Bu çalışmada panel data yardımıyla dış ticaret dengesindeki değişimler incelenecektir. Bu incelemede reel kur değişimi temel alınacaktır.

Anahtar Kelimeler: Dış Ticaret Dengesi; GSYİH; Para Arzı; Reel Kur; Devalüasyon; Panel Veri Modelleri

Abstract

Trade balance of countries has been affected by macroeconomic variables such as Exchange rate, growth rate and changes in Money supply. This creates inter-dependency among countries. For instance, real Exchange rate change in a country influences trade balance of another country. Within this context, this research analyses the changes in trade balances of countries by using panel data. Real Exchange rate changes will be taken as a base variable.

Keywords: Foreign Trade Balance; Gross National Product; Money Supply; Real Exchange; Devaluation; Panel Data Modelling

1.Giriş

Bir ülkenin dış ticaret dengesi çeşitli faktörler tarafından etkilenmektedir. Bunlar reel gelir, talebi etkileyen parasal unsurlar ve reel kur olarak sıralanabilir. Gelirdeki artış yabancı girdi kullanımı ve ithal mal talebi yüksek ise dış ticaret dengesini olumsuz yönde etkileyecektir. Gelir artarken dış ticaret dengesinde meydana gelen olumsuzlukları dengeleyecek mekanizmalar da vardır. İthalata olan talepteki artış gerek bu malların fiyatlarını, gerekse

*Muğla Ün. İİBF. İşletme Bölümü

** Muğla Ün. İİBF. İktisat Bölümü

döviz kurlarını etkileyerek reel kurları değiştirecek, bu da, dış ticaret dengesini olumlu yönde etkileyecektir. Ancak piyasa mekanizması içinde dış ticaret dengesinin sağlanmasını beklemek çok uzun zaman alacağından ekonomik otoriteler reel kurları devalüasyon yoluyla etkileyerek dış ticaret dengesine müdahale ederler. Bu tür bir müdahale sadece kurlar yoluyla değil, toplam para miktarını değiştirerek talebin etkilenmesi yoluyla da gerçekleştirilebilir. Bu çalışmada reel gelir, kur ve toplam talebi etkileyen parasal büyüklükler dikkate alınarak, dış ticaret dengesinin ne yönde etkileneceği ampirik olarak panel data modeli yardımıyla ABD, Almanya, Hollanda, İngiltere ve İtalya için test edilecektir. Çünkü bu ülkelerin Türk dış ticareti içindeki ağırlığı yıllara göre %30 ile %40 arasında önemli bir paya sahiptir.

Çalışmada önce konuyla ilgili bir literatür incelenesi yapılmış, üçüncü kısımda panel veri analizi anlatılmış ve dördüncü kısımda ise adı geçen ülkeler için yöntem uygulanmış, elde edilen sonuçlar yorumlanmıştır.

2.Literatür İncelemesi

Reel gelirdeki artışın dış ticaret dengesine etkisi ülkenin dış bağımlılık oranına ve tüketici tercihlerine bağlıdır. Dışa bağımlılık oranı yüksek olan ülkelerde ara, hammadde, yatırım malı ithalatı reel gelirdeki artışla beraber yükseldiği ve tüketici tercihlerinin ithal ikameci sanayilerden ziyade dış ürünlere eğimli olduğu varsayıldığında reel gelirdeki artış dış ticaret dengesini bozmaktadır (Chaudhuri, 2000:4) (Rodric2002;1-110), (Obstfeld, Rogoff 1995; 200-264) .

Reel gelir arz faktörleri tarafından belirlenmekle beraber, talep unsuru olmaksızın efektif olamaz. Dolayısıyla bir ülkenin reel geliri parasal unsurlara da bağlıdır. Parasal değişkenlerden yurtiçi talebi etkilemesi açısından para arzı göz önüne alındığında; yurt içi para arzındaki bir artış reel para dengesinde bir artışa neden olacak, bireyler bunu servetlerindeki bir artış olarak algılayabileceklerinden harcamalar artabilecektir veya faiz değişmesi sonucu diğer şeyler veri iken yatırım harcamaları değişeceğinden toplam talep de değişecektir. Toplam talepteki değişme ülke içi ve ithal mal talebini etkiler. Sonuçta bu durum ithalatı teşvik edeceğinden dış ticaret dengesini bozucu etkide bulunabilecektir. Tam tersi yurt dışı harcamalar için söz konusu olabilecektir. Dış ticaretin ağırlıklı olarak yapıldığı ülkelerdeki para arzı artışları yukarıda bahsedilen nedenlerle, söz konusu ülke mallarına karşı talebi arttırabileceğinden, ilgili ülkenin ihracatı artabilecek bu ise dış ticaret dengesini olumlu yönde etkileyebilecektir.

Dış ticaret dengesi gelir ve onu belirleyen parasal büyüklükler yanında fiyatların bir fonksiyonudur. Gelir ve parasal unsurlar kaydırıcı değişkenlerdir. Bir ülkenin dış ticaret dengesi ülkenin rekabet gününü tanımlayan reel kura

bağlıdır. Reel kur oranlarındaki değişimler ise ülkeden ihraç edilen veya ülkeye ithal edilen malların nisbi fiyatlarını değiştirerek harcamaların ithal mallarından ihraç mallarına veya yurt içi mallara kaymasına neden olur veya terside geçerlidir. Reel kurların dış ticaret üzerindeki etkisi Marsall Lerner şartına (Yıldırım 2003;238-239) bağlıdır. Reel kurlardaki değişmelerin dış ticaret dengesini olumlu etkileyebilmesi için ihracat talebinin fiyat esnekliği ile ithalat talebinin fiyat esnekliği toplamının bire eşit veya büyük olması gerekmektedir: $E_x + E_m \geq 1$.

Reel kurdaki değişimler kur rejimine göre belirlenir. Örneğin sabit kur rejimi uygulayan bir ülke kurun aşırı değerlenmesini ortadan kaldırmak veya ihracatta daha avantajlı olabilmek için devalüasyona gidebilir. Chaudhuri (2000), dikkatleri devalüasyonun yapıldığı ülkede ve yurt dışındaki fiyat farklılıklarına çekmeye çalışmıştır. Başarılı bir devalüasyonun (burada başarıdan kasıt dış ticaret dengesinin olumlu yönde etkilenmesidir) en önemli şartı devalüasyon yaparken yurt içi ve yurt dışı fiyat farklılığını korumaktır. Zaten yukarıda da belirtildiği üzere Marsall Lerner şartını yerine getiren bir ülke ülkeler arası nisbi fiyat farklılıklarından olumlu yönde faydalanacaktır. Eğer reel döviz kurunu değiştirmek mümkün olmuyorsa devalüasyon başarısızlıkla sonuçlanabilecektir. Dış ticaret ve özellikle kur değişimleri arasındaki ilişkiyi inceleyen çeşitli çalışmalar mevcuttur. Miles (1979)'da devalüasyonun ticaret dengesini kötüleştirici etkisinden bahsetmiştir. Nitekim Bahmani ve Oskooe'nin çalışmalarının sonucu bunu destekler niteliktedir. Bahmani-Oskooe (1994-1992-1991 ve 1985) çalışmalarında Yunanistan, Tayland, Hindistan ve Kore'yi incelemişlerdir. Elde ettikleri bulgulara göre Tayland dışındaki ülkelerde devalüasyon, uzun dönemde ticaret dengesini daha da kötüleştirmiştir. Gylfason ve Risager (1984) çalışmalarında devalüasyonun dış ticaret dengesini geliştirdiği yönünde bulgulara ulaşmışlardır. Himarios (1989)'un yaptığı çalışma on beş adet gelişmekte olan ülkeyi kapsamıştır ve aldığı sonuç Gylfason-Risager'in sonucu ile örtüşmektedir.

Bird ve S.Rajan (2000) Tayland deneyiminden yola çıkarak devalüasyon üzerine bir araştırma yapmışlardır. Bird ve S.Rajan (2000)'a göre devalüasyona karar verme sürecinde ülkeden ülkeye değişebilen politika setlerine ihtiyaç duyulmaktadır. Ayrıca Bird ve S.Rajan (2000), devalüasyonun makro etkilerini irdelemiş ve ithal girdilerin fiyatlarının artması ve yüksek faiz oranları nedeniyle firmaların kredi maliyetlerinin artması sonucu ekonomide resesyonun meydana gelebileceğinden bahsetmişlerdir. Aydoğuş ve Yıldırım, (2001) devalüasyonun ticaret dengesi üzerine etkisini incelemişler ve Peseran ve Shin (1999)'in geliştirdiği eşbütünleşime Ardışık Bağlılı Gecikmesi Dağıtılmış (ARDL) model yaklaşımı yöntemini kullanmışlardır. Çalışmalarının sonucunda devalüasyonun, 1969-1979 ve 1980-1997 dönemlerinde, dış ticaret dengesi üzerinde iyileştirici etkisi olduğunu görmüşlerdir.

Bir ülkenin reel gelirindeki değişmeler, toplam talebi belirleyen büyüklüklerdeki değişmeler (bu çalışmada para miktarı olarak alınmıştır. Bunun yerine faiz de alınabilir ancak bu seçim yazara aittir) ve reel kurlardaki değişmelerin nisbi ağırlıklarının toplamı dış ticaret dengesini belirler. Teorik olarak net bir çıkarım yapma imkanına sahip olmasak bile ampirik test bu değişkenlerin dış ticaret üzerine etkilerini belirli hale getirecektir.

3. Veri ve Metodoloji

Zaman boyutuna ait kesit verilerini kullanarak ekonomik ilişkilerin tahmin edilmesi yöntemine **panel veri analizi** adı verilmektedir (W.Grene, 1997 :612). Kesitte yer alan gözlemlerin yıllar itibariyle tekrarı söz konusudur. Bu açıdan bakıldığında panel veri analizinin temelinde tekrarlı varyans analizi ile varyans analiz modellerinin bulunduğu görülecektir (Pazarlıoğlu, 2001 : 7). Bu çalışmada kullanılmış olan panel veri modelleri n sayıda ekonomik birim ve her birime ait t sayıda gözlem bulunduğunu varsayar.

Bir yatay kesit üzerindeki bir panel veri serisinin başlıca avantajı, bireylerin davranışlarındaki farklılıkların modellenmesinde araştırmacıya daha fazla esneklik sağlamasıdır. Temel alınan regresyon modeli şu şekildedir;

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta' X_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

X_{it} içerisinde K regresörü vardır, sabit terim dahil değildir. α_i , t zamanı içinde sabit olarak alınan ve kesitin i birimindeki birimlere özel olan birim etkisidir. Bu olduğu gibi klasik bir regresyon modelidir. Eğer α_i 'lerin tüm birimler açısından aynı olduğunu düşünürsek, sıradan en küçük kareler α ve β hesaplamalarını tutarlı ve uygun olarak sağlar. Modeli genelleştirecek iki adet temel çerçeve vardır. Birincisi, regresyon modelinde bir gruba özgü sabit terim olarak α_i 'yi ele alan sabit etkisidir. İkincisi karışık bir grubun α_i olarak alındığı rastlantı etkisidir. Bu ϵ_{it} 'nin her grup için kabul edilmesine benzer, ancak burada benzer her periyotta tek başına bir çekim yapılarak regresyona dahil edilir.

3.1. Sabit Etkiler Modeli

Panel verisi modelinin genel formülasyonunun varsayımı, birimler arasındaki farklılıkların sabit terimdeki farklılıklarda yakalanabiliyor oluşudur (W.Grene, 1997:612). Bu amaçla panel verisi modeli kukla değişken yardımıyla tahmin edilir (M.V.Pazarlıoğlu, 2001:7). Örneğin panel veri modeli şu şekilde ifade edildiğinde;

$$y_{it} = \beta_{1it} + \beta_{2it}x_{2it} + \beta_{3it}x_{3it} + e_{it} \quad (2)$$

$$i=1,\dots,N \quad \text{ve} \quad t=1,\dots,T$$

$$\beta_{1it} = \beta_1 \quad ; \quad \beta_{2it} = \beta_2 \quad ; \quad \beta_{3it} = \beta_3 \quad \text{oldu\u011fu}$$

varsayılmaktadır. Burada sadece sabit parametre de\u011fi\u015fmektedir, farklılık sabit terimin zamana g\u00f6re de\u011fil kesit bazındadır. Hem kesit hem de zaman boyutu dikkate alındığında model \u015fu \u015fekli almaktadır;

$$y_i = x_1\beta_{1j} + X_N\beta_S + e \quad (3)$$

3 no'lu e\u015fitlikte farklı birimler i\u00e7in farklı sabitler bulunmaktadır.

3.2. Rastlantısal Etkiler Modeli

E\u011fer birimler rastlantısal olarak alınmış ise ya da birim ana k\u00fctlesinden temsilci olarak alınmış ise, daha kullanışlı olan rastlantısal etkiler modeli ele alınmaktadır. Burada, birimler tesad\u00f6fi olarak se\u00e7ildi\u011finden, birimler arasındaki farklılıklar rastlantısaldır. Rastlantısal etkiler \u00f6rnekleme s\u00fcrecinin bir sonucudur. B\u00f6ylece 2 no'lu denklemdeki β_{1i} rastlantısal de\u011fi\u015fen olarak ele alınıp;

$$\beta_{1i} = \bar{\beta}_1 + \mu_i \quad (4)$$

\u015eklinde modellenebilmektedir. 4 no'lu denklemdeki parametre d\u00f6n\u00fc\u015f\u00fcm modeli 2 no'lu modelde yerine kondu\u011funda;

$$Y_{it} = (\bar{\beta}_1 + \mu_i) + \beta_2x_{2it} + \beta_3x_{3it} + e_{it} \quad (5a)$$

$$Y_{it} = \bar{\beta}_1 + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + (e_{it} + \mu_i) \quad (5b)$$

e\u015fitlikleri elde edilir. 5b'deki ifade hata bile\u015fen modelinin genel bi\u00e7imidir. e_{it} t\u00fcm hatalar ve μ_i ise spesifik hataları g\u00f6sterir ve ikisi birlikte hata bile\u015fen ifadesini olu\u015ftururlar. \u0130kincisi yani tek bir birime \u00f6zg\u00fc spesifik hatalar birime ba\u011flı farklılıkları ve sabit zamana g\u00f6re birimler arasındaki de\u011fi\u015meyi g\u00f6sterir.

Sabit etkili ve rastlantısal etkili modellerin arasından hangisinin se\u00e7ilece\u011fi genellikle etkiler ile a\u00e7ıklayıcı de\u011fi\u015fenler arasındaki ili\u015kiye ba\u011lıdır. E\u011fer etkiler a\u00e7ıklayıcı de\u011fi\u015fenler ile ili\u015kisiz ise rastlantısal etkiler tahmincisi tutarlı ve etkindir, sabit etkiler tahmincisi ise tutarlıdır ancak etkin de\u011gildir. Etkiler a\u00e7ıklayıcı de\u011fi\u015fenler ile ili\u015kiliyse sabit etkiler tahmincisi tutarlı ve etkin, buna kar\u015fılık rastlantısal etkinler tahmincisi tutarsızdır.

Bu \u00e7alı\u015mada Chaudhuri (2000:2) tarafından Hindistan i\u00e7in kullanılan;

$$TB_{nt} = \alpha_{0n} + \mu_y Y_t + \alpha_{1n} Y_{nt}^* + \mu_M M_t + \alpha_{2n} M_{nt}^* + \alpha_{3n} S_{nt} + u_{nt} \quad (6)$$

dış ticaret modelinden Türkiye için yararlanılmıştır. Modelde;

TB= Ticaret dengesi, Y= Reel yurt içi gelir, Y^* = Reel yurt dışı gelir, M=Yurt içi reel para arzı, M^* = Yurt dışı reel para arzı, S = Reel kur oranıdır.

6 no'lu denklemin tahminlenmesinde “Dinamik Panel Data Model”i kullanılmıştır. Türkiye ile en çok dış ticaretin gerçekleştiği beş ülke için (ABD, Almanya, Hollanda, İngiltere ve İtalya) ayrı ayrı değerler hem hesaplanmış hem de Pesaran, Shin ve Smith (1999:1) tarafından gerçekleştirilen Pooled Mean Group (PMG) yöntemi kullanılmıştır. Pooled Mean Beş ülke için ayrı ayrı yapılan uygulamada ARDL yöntemi kullanılmış fakat veri sayısının az olması nedeniyle gecikme sayısı ancak 1 gecikmede sınırlı kalmıştır.

Pesaran, Shin ve Smith (1999:4), çalışmalarında Chaudhuri (2000:2) nin Dış Ticaret Dengesine uyarladığı ;

$$Y_{it} = \lambda_i + \sum_{k=1}^p Q_{ik} Y_{i,t-k} + \sum_{k=0}^q \alpha'_{ik} x_{i,t-k} + u_{it} \quad (7)$$

ardışık bağımlı gecikmesi dağıtılmış ARDL (p,q,.....q) modeli tanımlanmıştır. Modelde Y bağımlı değişkeni dış ticaret dengesini, x_{it} ise i grup için (kx1) eşitlik (6) da verilen açıklayıcı değişkenleri vektördür. t=1,2,.....T zaman periyodunu, i=1,2,.....,N grubu ifade etmektedir. λ_i sabit etkiyi temsil etmektedir. Q_{ik} gecikmeli bağımlı değişken katsayılarını gösteren skalalardır. α_{ik} ise kx1 katsayılar vektörüdür (Pesaran, Shin ve Smith 1999:5). Her bir gruba ait ayrı ayrı model tahminleyebilmek için T yeterince büyük olmalıdır. Notasyonel uygunluk için genel bir T değeri, gruplara karşı p ve gruplara ve açıklayıcılara karşı genel bir q kullanılabilir. Fakat bu gerekli değildir. Benzer şekilde, zaman trendleri veya mevsimsel kukla değişkenler gibi diğer sabit tip eşitlik (7) de gösterilebilir. Fakat notasyonun basitliğini sağlamak için böyle etkilere müsaade edilmemiştir. 7 no'lu eşitliği;

$$\Delta y_{it} = \phi y_{i,t-1} + \beta_i x_{it} + \sum_{k=1}^{p-1} Q_{ik}^* \Delta y_{i,t-k} + \sum_{k=0}^{q-1} \alpha_{ik}^* \Delta x_{i,t-k} + \lambda_i + u_{it} \quad (8)$$

şeklinde yeniden düzenlenebilir.

Yukarıdaki eşitlikte;

$$\phi_i = -(1 - \sum_{k=i}^p Q_{ik}), \quad \beta_i = \sum_{k=0}^q \alpha_{ik}, \quad Q_{ik}^* = - \sum_{j=k+1}^p Q_{ij} \quad \text{ve}$$

$$\alpha_{ik}^* = - \sum_{j=k+1}^q \alpha_{ij}$$

dir. Eşitlik (8) herbir grup için zaman serisi gözlemleriyle;

$$\Delta y_i = \phi_i y_{i-1} + X_i \beta_i + \sum_{k=1}^{p-1} Q_{ik}^* \Delta y_{i-k} + \sum_{k=0}^{q-1} \alpha_{ik}^* \Delta x_{i-k} + \lambda_i \chi + u_i \quad (9)$$

şeklinde ifade edilebilir (Chaudhuri 2000:2). Buradan $i=1,2,\dots,N$ olmak üzere, $y_i=(y_{i1},\dots,y_{iT})$, i 'nci grubun bağımlı değişkenindeki (Tx1)lik bir gözlemler vektörüdür. $X_i = (x_{i1},\dots,x_{iT})$, hem gruplara hem de zaman periyotlarına karşılık gelen açıklayıcı değişkenlere ait Txk gözlemler matrisi, $\chi = (1,\dots,1)'$ Tx1 birler vektörü, y_{i-k} ve x_{i-k} , y_i ve x_i 'nin k periyot gecikmeli değerleri, $\Delta y_i = y_i - y_{i-1}$, $\Delta x_i = x_i - x_{i-1}$, Δy_{i-k} ve Δx_{i-k} Δy_i ve Δx_i nin k periyot gecikmeli değerleridir (Pesaran, Shin, Smith 1999:5). Son olarak $u_i=(u_{i1},\dots,u_{iT})'$ dir.

Normallik varsayımı altında logaritmik olabilirlik (likelihood) fonksiyonu,

$$\zeta_T(\Phi) = -\frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \ln 2\pi \sigma_i^2 - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \frac{1}{\sigma_i^2} (\Delta y_i - \phi_i \xi_i(\gamma))' H_i (\Delta y_i - \phi_i \xi_i(\gamma)) \quad (10)$$

şeklinde yazılabilir. Burada

$$H_i = I_T - W_i (W_i' W_i)^{-1} W_i'$$

$$W_i = (\Delta y_{i,-1}, \dots, \Delta y_{i,-p+1}, \Delta x_i, \dots, \Delta x_{i,-q+1}, \chi), \xi(\gamma) = y_{i-1} - x_i \gamma$$

,

$$\Phi = (\gamma', \phi', \sigma')', \quad \phi = (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_N)', \quad \sigma = (\sigma^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_N^2)$$

dir.

Grup-spesifik hata düzeltme katsayısı (ϕ_i) in maksimum olabilirlik tahminleri eşitlik I(0) ın Φ ye göre maksimizasyonu ile hesaplanabilir. Bu hesaplamalar pooled mean grup tahminleri (PMG) olarak bilinir. Regresörlerin I(0) mı yoksa I(1) mi olduğu Newton-Raphson algoritması kullanılarak hesaplanabilir.

4.Uygulama

Dış ticaret ilişkimizin en yoğun olduğu ABD, Almanya, Hollanda, İngiltere ve İtalya için 1987- 2001 verileriyle panel veri analizi yapılmıştır.

Verilerin bir kısmı Dünya Bankası'ndan temin edilen ülkeler CD'sinden (2000 yılı), burada bulunamayanlar ise (özellikle 2000 ve 2001 yılı verileri) ilgili ülkelerin merkez bankalarının internet sayfalarından araştırılarak elde edilmiştir. Ticaret dengesi ihracatın ithalata bölünmesi ile elde edilirken, diğer veriler için indeksleme yoluna gidilmiştir.

Ülkeler için ayrı ayrı yapılan analiz neticesinde aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir. Burada eviews (3.1) ve Limdeb paket programları kullanılmıştır. Her ülke için yapılan analizde önce bir dönem gecikmeyle (6) eşitliği tahminlenmiş ancak katsayıları anlamsız olan değişkenler teker teker denklemden çıkartılarak, işlem anlamlı katsayı bulunana kadar tekrarlanmıştır. Son bulunan anlamlı katsayılara sahip modeller aşağıda ülkelere göre verilmiştir.

4.1. Almanya İçin Yapılan Analiz

$$\begin{aligned} TD_t = & 1.831616 + 0.00000696 Y_t + 0.0000132 Y_{t-1} + 0.026202 Y_{almt} - 0.023389 Y_{almt-1} \\ & (0.0680) \quad (0.1387) \quad (0.1667) \quad (0.0836) \quad (0.0870) \\ & - 0.0000164 M_{t-1} - 0.000484 M_{almt} - 0.012649 S \\ & (0.0030) \quad (0.0233) \quad (0.0003) \\ R^2 = & 0.967674 \quad F = 25.65844 (0.000459) \quad Dw = 2.922602 \end{aligned}$$

Almanya ile yapılan dış ticaretin sonucunda, Türkiye'nin dış ticaret dengesi ile GSYİH'nın cari ve gecikmeli değerleri arasında $\alpha=0.1$ ya da $\alpha=0.05$ düzeyinde anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Ancak bu değerler çok keskin değerler değildir. Dolayısıyla, yaklaşık $\alpha=0.14$ ve $\alpha=0.17$ düzeyinde anlamlı bir ilişkinin olduğu söylenebilir. Almanya'nın GSYİH açısından bakıldığında ise; Almanya'nın GSYİH'nda ki 1 birimlik değişme, Türkiye'nin dış ticaret dengesini 0,026 birim olumlu yönde değiştirecektir. Almanya'nın bir önceki döneme göre GSYİH ise Türk dış ticaret dengesini negatif yönde etkilemektedir.

Türkiye açısından, Türkiye'deki parasal genişlemenin Türk dış ticareti üzerine etkisi incelendiğinde, çok cüzi bozucu bir etkisi bulunmaktadır. Bununla birlikte Türkiye'de ki para yaratma sürecinin yerli kaynaktan ziyade yabancı kaynaklara ve paralara dayanmasıdır. Nitekim Türkiye'de uzun yıllardan beri süre giden enflasyon Dolar ve Euro taleplerini körüklemiştir. Alman parasının da Türkiye'de talep edildiği dikkate alındığında gerek Alman parasının, gerekse TL'nin cüzi olarak dış ticaret üzerinde menfi etkilerinin bulunduğu saptanmıştır. TL miktarı arttığı zaman bu para enflasyondan dolayı değerini yitirdiğinden kısa sürede mal ve hizmete dönüştürmektedir. Bu dönüşün bir kısmı da ithal malları kapsadığından dış ticaret dengesini olumsuz

etkilemektedir. Sonuçta 1 birimlik Alman para miktarı değiştiğinde, Türk dış ticaret dengesinde 0,00048 birim bozucu bir etki meydana gelmektedir. Döviz kurları fiyatlar genel düzeyinden hızlı arttığı, yani tartılı efektif kur değer kaybettiği sürece ülkenin ihracatı kolaylaşacak, ithalatı zorlaşacağından dış ticaret dengesi pozitif etkilenecek, dolayısıyla milli gelirden artmış olacaktır. Bu açıdan Almanya ile yapılan ampirik çalışmada bulunan sonuç teori ile uyum içerisindedir. Reel kurlarda meydana gelecek 1 birimlik değişim, dış ticaret dengesini 0,0126 birim düzelterektedir. Dolayısıyla bu çıkarımda ampirik sonuçla kıyaslanırsa Türk dış ticaret dengesinin 0,0126 birim olumsuz yönde etkilendiği sonucuyla çelişmemektedir. Çünkü, ele alınan dönem içerisinde (1987-2001) TL'nin aşırı değerlenmiş olması nedeniyle, Almanya ile yaptığımız dış ticaret üzerinde reel kur değişkeninden beklediğimiz sonuç negatif çıkmıştır. Seçilen değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki açıklama gücünü gösteren belirlilik katsayısına (R^2) bakıldığında ilişkinin % 96'ini açıklayabilmektedir. F değeri de oldukça yüksektir.

4.2. İtalya İçin Yapılan Analiz

$$\begin{aligned}
 TD_t = & 0.276125 - 0.0000144 Y_{t-1} + 0.026253 Y_{ita} + 0.00000421 M_t - 0.003961 M_{t-1} \\
 & (0.3876) \quad (0.0000) \quad (0.0001) \quad (0.0001) \quad (0.0000) \\
 & -0.017617 S_t + 0.003724 S_{t-1} \\
 & (0.0000) \quad (0.0108) \\
 R^2 = & 0.985460 \quad F = 79.07353 (0.000004) \quad Dw = 2.302167
 \end{aligned}$$

İtalya için yapılan analizde dış ticaret üzerindeki bağımsız değişkenlerin tamamı anlamlı çıkmıştır. Örneğin İtalya'ya ait GSYİH'nin cari dönemdeki 1 birimlik artışı, Türk dış ticaret dengesini 0,026 birim artırmaktadır. Türkiye'nin bir önceki döneme ait GSYİH değeri de Türk dış ticaret dengesini cüzi de olsa negatif yönde etkilemektedir ki bu da teori ile uyumlu bir sonuçtur. Türkiye'nin para arzının bir önceki dönem değerinin dış ticaret üzerine etkisi teorik beklentilere uyumludur. Cari dönemdeki Türkiye'ye ait para arzının artış hızı dış ticaret dengesine olumlu yönde etkisi ihmal edilebilecek seviyededir. Reel döviz kurlarının dış ticaret üzerine etkisi cari dönemde reel kurlardaki aşırı değerlenmeden dolayı negatif iken bir önceki dönemin değerinin etkisi de pozitiftir. Yani dış ticaret dengesi olumlu yönde etkilenmiştir. Bir önceki dönemde reel kurlar dış ticaret dengesini olumlu yönde etkilerken, bir sonraki dönemde olumsuz yönde etkilemesini açıklamak istediğimizde birçok etkene (örneğin sermaye hareketlerine) de bakmak gerekmektedir. Çünkü 1990'lı yıllarda önemli ölçüde dış ticaret dengesini sermaye hareketleri ile finanse eden Türkiye'de dış ticaret dengesi olumsuz olsa bile reel kurlar değer kaybetmemiş, tam tersine yükselmiştir. Reel kurun Türk dış ticaret üzerine etkisine tekrar

dönecek olursak, cari dönemdeki reel kur değerindeki 1 birimlik değişimin, Türk dış ticareti üzerine 0,017 birim olumsuz etkisi olduğu görülmektedir. Bir önceki dönem reel kur değerinin etkisi ise son derece düşüktür. Genel olarak belirlilik katsayısına bakıldığında % 98'ini açıklayabilmektedir. Seçilen denklemin genel uygunluğu içerisinde F değeri anlamlıdır.

4.3. Hollanda İçin Yapılan Analiz

$$\begin{aligned}
 TD_t = & 2.589384 + 0.0000176 Y_t - 0.0000164 M_{t-1} - 0.005169 M_{Holt} \\
 & (0.0000) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \\
 & -0.001043 M_{Holt-1} - 0.015541 S_t \\
 & (0.0341) \quad (0.0000) \\
 R^2 = & 0.984821 \quad F = 103.8076 (0.000000) \quad Dw = 1.980281
 \end{aligned}$$

Hollanda, Almanya ve İtalya'dan farklı olarak c sabiti anlamlı bulunmuştur. Türk dış ticaret dengesi açısından Türkiye'nin milli gelirine bakıldığında milli gelirimizdeki 1 birimlik değişim Türk dış ticaret dengesini çok cüzi oranda pozitif yönlü olarak etkilemektedir. Türkiye'deki para arzındaki genişlemede çok cüzi düzeyde Türk dış ticaret dengesini olumsuz yönde etkilemektedir. Teorik çıkarsamaya da uygundur. Uygun olmayan Hollanda parasındaki genişlemenin gerek cari gerekse bir önceki döneme göre Türk dış ticareti üzerine menfi etkide bulunmasıdır. Bunun iktisadi anlamı Almanya örneğindeki mantık ile aynıdır. Bizim çalışmamız açısından reel kurlara bakıldığında reel kurlardaki aşırı değerlenmeden dolayı Türk dış ticareti 0,015 oranında olumsuz yönde etkilenmiştir. Genel olarak belirlilik katsayısına bakıldığında % 98'ini açıklayabilmektedir. Seçilen denklemin genel uygunluğu içerisinde F değeri anlamlıdır.

4.4. İngiltere İçin Yapılan Analiz

$$\begin{aligned}
 TD_t = & 2.208624 + 0.0000224 Y_t - 0.0000196 Y_{t-1} - 0.037272 Y_{Ingt} + 0.049309 Y_{Ingt-1} - \\
 & (0.0025) (0.0005) \quad (0.0087) \quad (0.0018) \quad (0.0009) \\
 & -0.00000866 M_{t-1} - 0.006909 M_{Ingt} - 0.017330 S_t \\
 & (0.0001) \quad (0.0002) \quad (0.0000) \\
 R^2 = & 0.988070 \quad F = 70.99252 (0.000024) \quad Dw = 2.174912
 \end{aligned}$$

İngiltere için yapılan analizde Türk milli gelirinin cari dönemde dış ticaret üzerine etkisinin pozitif, bir önceki döneme göre negatif olduğu saptanmıştır. Aynı ilişki İngiltere milli geliri açısından tam tersi olarak bulunmuştur. Türk milli gelirinin dış ticaret üzerindeki etkisi önemsenmeyecek derecede küçük iken İngiltere'nin milli gelirinin bir önceki döneminin

gelirindeki 1 birimlik değişimin Türk dış ticaret dengesine % 4,9 birim etki etmesi, cari dönem gelirinin ise (-) 0,037 birim etki etmesi dikkat çekicidir. Burada ki iktisadi açıklamamız gelir açısından ülkelerin göreceli büyüme hızları arasındaki farklılığa dayanılarak yapılabilir. İngiltere'nin Türkiye'den hızlı büyüdüğü dönemlerde İngiltere'nin Türkiye'den yaptığı ithalat, Türkiye'nin İngiltere'den yapacağı ithalattan daha hızlı artacağından Türk dış ticaret dengesi pozitif yönde etkilenecektir. Takip eden dönemde göreceli büyüme hızı Türkiye lehine değiştiğinde durum İngiltere lehine dönecektir. Türkiye'deki bir önceki dönemdeki parasal genişlemenin dış ticaret üzerine etkisi teorik çerçeveye uygundur ancak çok küçük bir etkidir. İngiltere'deki parasal genişlemenin dış ticaret üzerine etkisi teorik çıkarsamaya ters olmakla birlikte Almanya örneğindeki mantık burada da geçerlidir. Reel kurlar ile temel çıkarsamamız Türkiye'deki kurların aşırı değerlendirilmesi ve oynaklığına bağlı olarak dış ticaret üzerine etkisi menfidir. Bu etki reel kurlarda 1 birimlik değişim dış ticaret dengesi üzerinde 0,017 birimlik olumsuz etki yaratmaktadır. Genel olarak belirlilik katsayısına bakıldığında % 98'ini açıklayabilmektedir. Seçilen denklemin genel uygunluğu içerisinde F değeri anlamlıdır.

4.5. ABD İçin Yapılan Analiz

$$\begin{aligned}
 TD_t = & 1.999839 + 0.241482 TD_{t-1} + 0.000000735 M_t + 0.023284M_{ABDt} \\
 & (0.0000) \quad (0.1192) \quad (0.0027) \quad (0.0001) \\
 & -0.032801 M_{ABDt-1} - 0.017707 S_t + 0.013693 S_{t-1} \\
 & (0.0000) \quad (0.0001) \quad (0.0008) \\
 R^2 = & 0.973522 \quad F = 42.89463 (0.000036) \quad Dw = 2.738632
 \end{aligned}$$

ABD 'ye de bakıldığında sabit parametresi anlamlı çıkmıştır. Türkiye'nin bir gecikmeli dış ticaret dengesi değerinin cari dış ticaret dengesi üzerindeki etkisi oldukça yüksektir. Bir önceki Türk dış ticaret dengesinde meydana gelen 1 birimlik değişim, cari dönemdeki dış ticaret dengesini 0,024 birim etkilemektedir. Ancak parametre istatistiki açıdan yaklaşık % 12 düzeyinde anlamlıdır. Türkiye'nin cari para arzı ile ABD'nin cari para arzının Türk dış ticaret dengesi üzerine etkileri teorik çıkarsamalarla uyumludur. Bir önceki dönemin ABD'deki para arzının Türk dış ticaret dengesi üzerine etkisi teorik çıkarsamaya terstir. Buradaki iktisadi mantık ABD'deki parasal genişleme sonucu ortaya çıkan enflasyonun, Dolar'ın göreceli değerinin TL karşısında değer kaybetmesi sonucu, ABD dış ticaretini olumlu Türk dış ticaretini olumsuz yönde etkilediği söylenebilir. ABD dolarının bir önceki dönemdeki parasal genişlemesinin 1 birimlik değişiminin Türk dış ticaret dengesi üzerindeki etkisi (-) 0,032 birimdir. Çalışma açısından tekrar kurlara dönecek olursak, İtalya için yapılan çıkarsama burada da aynı şekilde geçerlidir. Genel olarak belirlilik katsayısına bakıldığında oldukça yüksektir. Seçilen

bağımsız değişkenler ilişkisinin % 98'ini açıklayabilmektedir. Seçilen bağımsız değişkenlerin uygunluğunu gösteren F istatistiği de oldukça yüksek ve anlamlıdır.

4.6. Panel Veri Modeli İle Elde Edilen Sonuçlar

İkinci olarak bütün veriler panel veri yöntemiyle analiz edilmiş ve aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir. Grup Kukla Değişkeni EKK yöntemine göre;

Ticaret Dengesi = 1.2359 + 0.0000558 M₂ - 0.0259 RDK - 0.00014 INDGSYİH

P (0.000) (0.0096) (0.0113) (0.0025)

R² = 0.2132 F=7.77 (0.00012)

Grup Kukla Değişkensiz olarak;

Ticaret Dengesi= 0.0000305 M₂ - 0.0467 RDK - 0.0000646 INDGSYİH

(0.0925) (0.0049) (0.0430)

R² = 0.5089 F=10.50 (0.0000)

Grup etkisini ölçmek için yapılan analizde ise;

Model 1 ve 2 H₀: Grup etkiler yoktur.

Model 1 ve 3 H₀: Bağımsız değişkenlerin etkisi yoktur.

Model 1 ve 4 H₀: Ne grup ne de açıklayıcı değişkenlerin etkisi yoktur.

Model 2 ve 4 H₀: Grup etkisi var ancak açıklayıcı değişkenlerin etkisi yoktur.

Model 3 ve 4 H₀: Açıklayıcı değişkenlerin etkisi var ancak grup etkisi yoktur.

En yüksek olabilirlik oran testi sonucu sayılan bütün modeller için I(0) reddedilmiştir. Modeller LM ve Hausman yöntemi ile test edilmiş ve testler sonucunda LM = 46.33 (0.0000) ile (ülkelere göre farklılık gösterdiği) tesadüf etkinin var olduğu ve Hausman = 3.23 (0.357383) ile de sabit etkinin olmadığı kabul edilmektedir. Buna göre model;

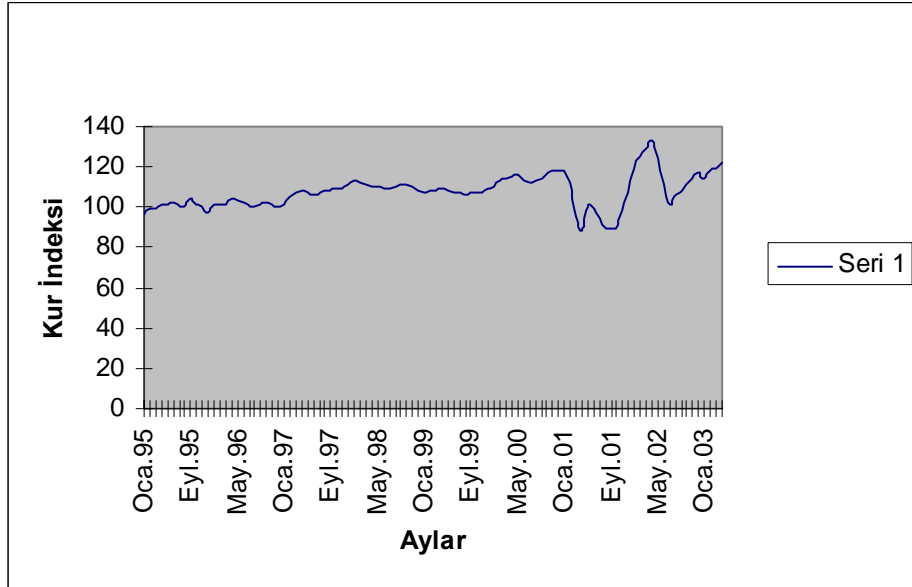
Ticaret Dengesi= 1.3622+0.000033 M₂ - 0.039044 RDK - 0.00007108 INDGSYİH

(0.0566) (0.0065) (0.0230) (0.0000)

R² = 0.14049

şeklindedir.

Yine tüm katsayılar anlamlı bulunmuştur. Grup kukla değişkenli EKK yöntemine göre dış ticaret dengesi üzerinde para miktarı hariç, reel kur (RDK) ve GSYİH değişkenlerinin sonuçları iktisat teorisi beklentileri ile uyumludur. Bağımsız değişkenlerin etkisi de istatistiki açıdan anlamlıdır. Dolayısıyla Model 1 ve 4 ve Model 2 ve 4'ü reddederek hem açıklayıcı değişkenlerin hem de sabit katsayısı anlamlı çıktığı için grup etkisini kabul ederiz. Dolayısıyla tek tek ülke sonuçları ile uyumlu bir grup etkisi bulunmaktadır. Bu bağlamda dış ticaret üzerine para arzı pozitif etki yapar iken, GSYİH negatif olarak etkilemektedir. Reel döviz kurlarının dış ticaret üzerine azaltıcı etkisi olduğu ortaya çıkmıştır. Burada bu etki için getirilebilecek iktisadi açıklama kurların sadece mal ve hizmet hareketlerine tabi olmadığı, sermaye hareketlerinden de etkilendiğidir. Örneğin Türkiye sürekli dış ticaret açığı vermesinden dolayı TL nin değer kaybedeceği normal bir iktisadi çıkarsamadır. Ancak kamu açıklarından dolayı yüksek faiz önemli ölçüde sermayeyi ülkeye çekerek döviz bolluğu yaratmaktadır. Bu durum reel kurların, enflasyona paralel bir şekilde ayarlanmasına engel olduğu için değerlendirilmesine sebep olmaktadır. Böylece dış ticaret dengesi ile reel kur arasındaki ilişki negatif çıkmaktadır.



Grafik:1- 19 Ülkeye Göre Hesaplanan Reel Kur Değişmeleri

Örneğin 2001 yılındaki krizden sonra yeni reel kur tanımı getirilmiştir .Bu tanıma göre: genel olarak 1995-2001 yılı kur politikasına bakıldığında kurların aşırı değerlendiği söylenebilir (Grafik 1). Reel kurların değerlendirmediği duruma 100, reel kurun değer kaybettiği durumu da 100 altı olarak tanımlarsak; 2001 kriziyle beraber kurun devalüe edilerek dalgalanmaya bırakılması sonucu tartılı efektif kur 100'ün altına düşmüştür. Bir önceki dönemde 10 Milyar

Dolar'ı açan cari işlemler açığı önemli ölçüde düzelmiş, 2002 yılında 2 Milyar Dolar'a inmiştir (Baydur, 2001:139)

5. Sonuç

ABD, Almanya, Hollanda, İngiltere ve İtalya için GSYİH içindeki artış dış ticaret dengelerini olumsuz yönde etkilemektedir. Bu da reel gelirdeki artış gerek yatırım gerek ithalat mallarına olan talebi artırdığından dış ticaret dengesini olumsuz yönde etkilemektedir. Bu sonuç teorik beklentilere uygundur. Bir ülkenin ihracatı diğer ülkenin gelirine bağlıdır. Parasal büyüklükler değerlendirildiğinde İtalya hariç para arzındaki genişleme dış ticaret dengesini olumsuz yönde etkilemektedir. Çünkü para talebin asli unsuru olduğundan ülke içindeki ürünlere olan talep kadar ithal ürünlere de talep olabilir. Bu da dış ticaret dengesini bozar. Veya para miktarındaki artış enflasyonu artırarak ülke içindeki malların fiyatını ülke dışındaki malların fiyatından daha pahalı hale getirerek dış ticaret dengesini olumsuz yönde etkileyebilir. Reel döviz kurları için ele alınan modeller incelendiğinde reel döviz kuru teorik beklentiye uygun bir şekilde dış ticaret dengesiyle ters yönde bir ilişki içerisindedir. Reel kuru değer kaybetmesi dış ticaret dengesini olumlu yönde etkilemektedir. Ülke içi mallar devalüasyon sonucu dışarıdaki mallara göre ucuzladığından dış ticaret dengesi olumlu yönde değişmektedir. Dolayısıyla 2 ve 4, 1 ve 4 nolu modelleri reddederek hem açıklayıcı değişkenler hem de sabit değişkenler anlamlı olarak bulunmuştur.

Sonuçta para miktarı hariç, GSYİH iktisadi beklentiler ile uyumlu iken aynı durum, yukarıda sayılan nedenlerden dolayı reel kurlar için söz konusu olmamakta, ters yönlü bir ilişki görülmektedir. Çünkü reel kurları mal ve hizmet hareketleri kontrol edememekte, bu konuda sermaye hareketleri mal ve hizmet hareketlerinden daha baskın olmaktadır.

Kaynakça

ACAR Mustafa, "Devaluation in Developing Countries: Expansionary or Contractionary", Journal of Economic and Social Research, 2(1), 2000,

AYDOĞUŞ, İsmail, Jülide Yıldırım, "Kur Politikası ve Ticaret Dengesi: Türkiye Örneği", Afyon Kocatepe Üniversitesi İİBF Dergisi, Cilt III, Sayı 1, 2001

BAHMANI-Oskooee, M., and J. Alse, Short-run versus Long-Run Effects of Devaluation: Error Correction Modeling and Cointegration, Eastern Economic Journal, vol. 20(4), 1994.

BAHMANI-Oskooee, M., and M. Malixi, More Evidence on the J-Curve: from LDCs, Journal of Policy Modeling, vol. 14(4), 1992.

BAHMANI-Oskooee, M., (1991), Is there a Long-run Relation between the Trade balance and the Real Effective Exchange Rate of LDCs, Economic Letters, vol. 36, 1991.

BAHMANI-OSKOOEE, M., “Devaluation and the J-Curve:Some Evidence from LDCs”, Review of Economics and Statistics, Vol.167, 1985

BAYDUR, M.Cem, “Türkiye’de Kamu Borç Stoku Artışında Yüksek Reel Faiz ve Bankacılık Sektörünün Rolü”, Yayınlanmamış Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi, 2001

CHAUDHURI, Kausik, “Is Devaluation Working? Evidence from India in phase of Economic Liberalization”, IMF Working Paper, Australia, 2000

ERTEKİN, Meriç Subaşı, “Türkiye’de 1980 Sonrasında Döviz Kuru Politikaları ve Dış Ticaret”, Afyon Kocatepe Üniversitesi İİBF Dergisi, Cilt III, Sayı 1, 2001

GRENE, William H., Econometric Analysis, Prentice Hall, Third Edition, New Jersey, 1997

GYLFASON, T., O.Risager, “Does Devaluation Improve the Current Account?”, European Economic Review, vol.25(1), 1984

HIMARIOS, D., “The Effects of Devaluation on the Trade Balance: A Critical View and Re-examination of Miles’s ‘New Results’”, Journal of International Money and Finance, vol.4(4), 1985

HIMARIOS, D. (1989), Do Devaluations Improve the Trade Balance? The Evidence Revisited, Economic Inquiry, vol. 27 (1), 1989.

KADIOĞLU, Ferya, Zelal Kotan, Gülbin Şahinbeyoğlu, “Kura Dayalı İstikrar Programı Uygulaması ve Ödemeler Dengesi Gelişmeleri:Türkiye 2000”, www.tcmb.gov.tr, 03.03.2003

MILES, M. A., (1979), The Effects of Devaluation on the Trade Balance of Payments: Some New Results, Journal of Political Economy, vol. 87

PAZARLIOĞLU, M.Vedat, “1980-1990 Döneminde Türkiye’de İç Göç Üzerine Ekonometrik Model Çalışması”, V.Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, Çukurova Üniversitesi, Adana, 19-22 Eylül 2001

PESARAN, H., Y. Shin and R. P. Smith, Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels, Department of Applied Economics Discussion Paper, University of Cambridge. (forthcoming, Journal of American Statistical Association), 1999.

RODRIC, D., “Dışa Açılma ve Kalkınma Stratejileri”, Sabah Kitapları, İstanbul, 2000.

OBSFELD, M. And K. Rogoff, “The Fundemantal of İnternational Macroeconomics, MIT Pres, London, England, 1996.

YILDIRIM, K., “Makro Ekonomi”, 3.basım, Eskişehir, 2003.