

Reel Döviz Kuru Hareketlerinin Firma Performansına Etkisi: Türk Firmaları Üzerine Ampirik Bir Çalışma

Güray AKALIN

*Sorumlu Yazar, Dumlupınar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü,
guray.akalin@dpu.edu.tr*

Ergin UZGÖREN

*Dumlupınar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü,
ergin.uzgoren@dpu.edu.tr*

Öz

Bu çalışmada, döviz kuru, firmaların yaratmış olduğu katma değer ve sermaye/emek oranı ile firmaların yurt içi satışları, ihracatları, toplam satışları ve karlılıkları arasındaki uzun dönemli ilişki, 1993-2009 yılları için, ekonometrik modellerle araştırılmıştır. Çalışmada elde edilen bulguları şöyle sıralamak mümkündür: Durbin-Hausman eşbütünleşme testine göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki mevcuttur. Common Correlated Effect (CCE) uzun dönemli katsayı tahmincisi ile elde edilen uzun dönemli katsayı tahminlerine göre döviz kurundaki artış ihracatı ve toplam satışları olumsuz etkilemekte iken firmalar tarafından yaratılan katma değer artışı ihracatı, yurtiçi satışları, toplam satışları ve karlılığı pozitif etkilemektedir. Son olarak sermaye/emek oranındaki artışın ise karlılığı pozitif etkilediği belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Reel Döviz Kuru, Firma Performansı, Panel Veri Analizi.

JEL Sınıflandırma Kodları: M19, F31, C23.

The Impact of Real Exchange Movements on Firm Performance: An Empirical Study on Turkish Firms*

Abstract

The main purpose of this study is to examine the long term relationship between the real exchange rate, added value created by the firms, capital-labor ratio and firms' domestic sales, exports, total sales and profitability for the 1993-2009 period by using econometric methods. The findings obtained in this study can be listed as follows: According to Durbin-Hausman Cointegration Test, there is a long-term relationship between variables. The results which obtained from the Common Correlated Effect (CCE) estimator indicate that an increase in the exchange rate has negative impact on exports and total sales, while an increase in added value created by the firms has positive effects on exports, domestic sales, total sales and profitability. Finally, it is observed that an increase in capital-labor ratio has positive effects on profitability.

Keywords: Real Exchange Rate, Firm Performance, Panel Data Analysis.

JEL Classification Codes: M19, F31, C23.

* Extended abstract is presented at the end of the article.

Atıfta bulunmak için...|
Cite this paper...|

Akalin, G. & Uzgören, E. (2016). Reel Döviz Kuru Hareketlerinin Firma Performansına Etkisi: Türk Firmaları Üzerine Ampirik Bir Çalışma. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi*, 6(1), 449-469.

1. Giriş

Dünyada meydana gelen küreselleşme eğilimleri ve dolayısıyla ticaret hacmindeki artış nedeniyle, döviz kurunda yaşanan değişimlerin ekonominin performansı üzerindeki etkisinin daha belirgin ve önemli hale geldiği görülmektedir. Özellikle Bretton Woods sisteminin önemini yitirmesi ile birlikte birçok gelişmiş ve gelişmekte olan ülke serbest dalgalanan döviz kuru sistemini tercih etmiştir. Bu ülkelere Kasım 2000 ve Şubat 2001 krizlerinden sonra Türkiye’de dahil olmuştur. Türkiye’nin 2001 yılında tamamen serbest döviz kuruna geçmesi sonucu yaşanan gelişmelerin, yani döviz kurundaki değişimlerin makro ekonomik büyüklüklere etkisi, detaylı bir şekilde incelendiği halde döviz kurundaki dalgalanmaların mikro düzeyde etkilerinin araştırılması sınırlı kalmıştır.

Bu eksiklikten hareketle gerçekleştirilen çalışmada döviz kurundaki değişimlerin firma performansı üzerindeki etkisini ölçmek amaçlanmıştır. Bu bağlamda çalışmada İstanbul Sanayi Odası’nın (İSO) yayınlamış olduğu ilk 500 sanayi firması içerisinde 1993-2009 yılları arasında sürekli bulunan 60 firma incelenmiştir. Firma performansının göstergesi olarak yurtiçi, yurtdışı ve toplam satışlar ile karlılık ele alınmıştır. Bu çalışma sonucu elde edilecek bulgulardan hareketle döviz kurundaki değişimlerin firma performansları üzerindeki etkilerini ayırtılabileceği yaratılabileceği düşünülmektedir. Buna ek olarak literatür incelendiğinde döviz kuru değişimlerinin Türkiye’de faaliyet gösteren firmalar üzerine etkisini inceleyen çok az sayıda çalışma olması, bu çalışmanın motivasyonunu oluşturmaktadır.

Bu bölümü izleyen ikinci ve üçüncü bölümde sırasıyla çalışmaya yön veren teorik altyapı ve literatür taraması sunulmaktadır. Dördüncü bölümde çalışmada kullanılan veri seti ve model hakkında bilgi verilmekte olup ekonometrik yöntemler ile elde edilen sonuçlar tablo şeklinde sunulmuştur. Son bölümde ise ekonometrik analizlerde elde edilen sonuçlar Türkiye’ye özgü durumlar göz önünde bulundurularak iktisadi açıdan yorumlanmıştır.

2. Teori

Enflasyon oranı, faiz oranı, ödemeler dengesindeki değişimler, sermayenin uluslararası boyutta hareketlilik kazanması, teknolojik gelişmeler ve spekülasyonlar döviz kurlarında değişimlere neden olmaktadır. Döviz kurlarındaki değişimler ise fiyatlar genel seviyesi, faiz oranları, mal ve hizmetlere olan talep ile doğrudan yatırımlar aracılığıyla genel ekonominin performansını etkilemektedir (Acaravcı ve Öztürk, 2003, 197-198). Firmalar gerek genel ekonomi üzerinde neden olduğu etkiler, gerekse de yabancı para birimi üzerinden gerçekleştirdikleri faaliyetler nedeniyle döviz kuru değişimlerinden etkilenirler (Mutluay ve Turaboğlu, 2013, 60-61). Kurdaki dalgalanmalar firmaları olumlu ya da olumsuz etkilemekte ve bu durum kur etkisine açıklık olarak tanımlanmaktadır. Kur etkisine açıklık döviz kurunun değişmesi sonucu meydana gelebilecek

potansiyel kar ve zararları ifade eder. Kur etkisine açıklık; işlem etkisi, muhasebe etkisi ve çevrim etkisi olmak üzere 3 farklı şekilde ortaya çıkabilmektedir. Ancak bu çalışmanın içeriği nedeniyle “işlem etkisi” önem kazanmaktadır. İşlem etkisi; firmalar tarafından yabancı para birimi cinsinden gerçekleştirilen işlemler sonucu ortaya çıkan karı veya zararı açıklamaktadır (Koçak, 2006, 63-64). Türkiye’nin benimsemiş olduğu büyüme stratejisi nedeniyle ihracat yapan firmalar ekonomik yapı içinde kritik öneme sahiptir. Bu nedenle döviz kurundaki değişkenliğin firmaların performansı üzerinde yarattığı etkinin ortaya çıkarılması politika yapıcıları için önem taşımaktadır (Fung ve Liu, 2009, 86-87). Döviz kurunda yaşanan değişimlerin firmalar üzerinde yarattığı etkiler şöyle sıralanabilir.

*Belirsizlik: Ticari anlaşma tarihindeki döviz kuru ile ödeme tarihindeki döviz kuru farklı olacağından dolayı dış ticaret faaliyetinde bulunan ekonomik ajanların gelecekte elde edecekleri kar ile ilgili belirsizlik ortaya çıkar. Sonuç olarak dış ticaret hacmi azalma gösterir. Ancak buna karşılık, riskten kaçınma derecesinin döviz kuru belirsizliğinin ihracat üzerindeki etkilerini belirlemede önemli bir rol oynadığı da savunulmaktadır. Örneğin risk sevmeyen bir ihracatçı için, döviz kuru değişkenliğinin artması beklenen ihracat gelirinin marjinal faydasını artıracaktır. Çünkü ihracatçı bu durumda ihracat gelirinin azalmasından kaçınmak için daha fazla üretim yapmayı tercih edecektir (Acaravcı ve Öztürk, 2003, 198-199).

*Dış ticaret üzerindeki etkisi: Reel döviz kurunun yükselmesine, reel değer kaybı denir. Reel değer kaybı olduğunda nispi fiyat (eP/P) yükselir ve böylece yurtiçinde üretilen mallar yurt dışında üretilen mallara kıyasla ucuzlar iken yurtdışında üretilen mallar ise yurtiçinde üretilen mallara kıyasla pahalılaşır. Bunun sonucunda firmaların yurt dışı ve toplam satışları artar. Diğer taraftan reel değer kazancı ise yukarıda anlatılanın tam tersi bir etki yaratır. Reel değer kaybı ve reel değer kazancının firmaların performansı üzerindeki etkisinin büyüklüğü ise ihraç ve ithal mallarının talep esnekliklerine bağlıdır (Hillier, 1991, 141-142).

*Yatırım kararları üzerindeki etki: Uluslararası ticaret ile uğraşan firma yöneticilerinin, döviz kurunda yaşanan değişimlerin kalıcı mı yoksa geçici mi olduğu konusunda isabetli öngörülerde bulunamamaları halinde, yatırım kararları ertelenmektedir (Baum vd., 2001, 2-3).

*Rekabet gücü etkisi: Döviz kurlarında meydana gelen değişimler firmaların rakipleri karşısındaki rekabet güçlerini de etkileyebilmektedir. Döviz kuru değişimlerinin firmaların niteliklerine göre rekabet gücü ve dolayısıyla nakit akışları üzerindeki etkisi olumlu veya olumsuz olabilmektedir (Tunaboğlu, 2008, 136-137). Buna ek olarak döviz kurundaki değişme, firmaların kullandığı ithal girdi fiyatlarını da değiştirerek rekabet güçlerini etkiler (Forbes, 2002, 1-2)

*Ekonomik etki: Kur değişmelerinin şirketin gelir, gider veya birikmiş borç ve alacaklarındaki etkisini ifade eder. Diğer bir deyişle ekonomik etki kur

değişmelerinin şirketin gelecekteki nakit akımları üzerindeki etkisidir. Kur değişimleri gelir akımlarının bu günkü reel değerini değiştirmekle, şirketin değerini de etkilemiş olur (Koçak, 2006, 15).

Teorik olarak incelendiğinde döviz kurundaki değişimlerin ihracatçı firmalar üzerindeki etkisinin spesifik olarak ve etki boyutu bakımından belirlenemediği görülmektedir. Bu nedenle döviz kurunun etkisini ölçmek için daha çok ampirik bir çalışma yapılması gereği bulunmaktadır.

3. Ampirik Literatür Taraması

Jorion (1990) finans sektörü dışında faaliyet gösteren 287 A.B.D. firması için 1971-1987 dönemleri arasında panel veri analizi ile döviz kurundaki değişimlerin firmalar üzerindeki etkisini araştırmıştır. Çalışmanın bulgularına göre firmaların %5.2'si döviz kuru değişimlerinden olumsuz etkilenmektedir. Ayrıca firmaların yurtdışı satışları arttıkça döviz kuru değişimlerinden daha fazla etkilendikleri de belirlenmiştir.

Chamberlain, Howe ve Popper (1997) çalışmalarında reel döviz kurundaki günlük değişimlerin Japon bankalarının getirileri üzerine olan etkisini araştırmışlardır. Çalışmanın sonuçlarına göre reel döviz kurundaki değişimler ile firma getirileri arasında zayıfta olsa bir ilişki mevcuttur.

He ve Ng (1998), Doukas, Hall ve Lang (1999) ve Nydahl (1999) yapmış oldukları çalışmalarda reel döviz kurundaki oynaklığın Japon ve İsveç firmalarının değerlerini etkilediğini tespit etmişlerdir.

Solano (2000) 1992-1997 dönemi için 71 sanayi firmasının döviz kurundan nasıl etkilendiğini panel veri analizi ile araştırmıştır. Elde edilen bulgulara göre firmaların %20'si döviz kurundaki değişimlerden etkilenmektedir. Etkilenme yönü ihracat ile pozitif ithalat ile ise negatiftir.

Forbes (2002) 1997-2000 dönemi için 42 ülkeden 13.500'e yakın firmanın döviz kuru artışından nasıl etkilendiğini araştırmıştır. Çalışmada 1997-2000 yılları arasında meydana gelen 12 büyük döviz kuru artışının etkisi araştırılmış olup sonuç itibarı ile yerel paranın değerini yitirmesi sonucu büyük firmaların piyasadaki paylarını ve satışlarını arttırıldığı belirlenmiştir.

Kıymaz (2003) 1991-1998 dönemi için 109 Türk firmasının döviz kurunda yaşanan değişimlerden ne yönde etkilendiğini panel veri analizi ile araştırmıştır. Çalışmada elde edilen bulgulara göre döviz kurundaki değişimler firmaların yarısına yakını olumsuz etkilerken yarıdan fazlasını ise pozitif etkilemektedir.

Yücel ve Kurt (2003) yaptıkları çalışmada 152 Türk firmasının 2000-2002 dönemlerinde döviz kurunda yaşanan değişimlerden ne yönde etkilendiklerini

araştırmıştır. Çalışmada ulaşılan sonuçlara göre firmaların sadece 11'inde anlamlı ve pozitif ilişki bulunmuş iken bu firmaların 9'u ihracatçıdır.

Fung ve Liu (2006) yapmış oldukları çalışmada 1991-2001 dönemleri arasında Tayvan imalat sanayisinde işlem gören firmaların reel döviz kurundan ne yönde etkilendiklerini panel veri analizi ile araştırmışlardır. Çalışmanın bulgularına göre reel döviz kurundaki artış firmaların ihracat, yurtiçi satış ve toplam satışlarını pozitif etkilemektedir.

Doidge, Griffen ve Williamson (2006) yapmış oldukları çalışmada Türkiye dahil 18 ülkeden 17.929 firmanın 1975-1999 yılları arasında döviz kurunda yaşanan değişimlere duyarlılığını panel veri analizi ile araştırmışlardır. Çalışmanın sonuçlarına göre Türk firmalarının %4.5'i tüm firmaların ise %8.2'sinin döviz kurunda yaşanan değişimlere karşı duyarlıdır.

Baggs, Beaulieu ve Fung (2010) Kanada-Amerika doları paritesindeki aşırı dalgalanmalar sonrasında hizmet sektöründe işlem gören firmaların satış ve ayakta kalma durumlarını, 1986-1997 döneminde Kanada dolarında yaşanan ilk 6 yıldaki yaklaşık %30'luk değer artışı, ardından da ikinci 6 yılda yaşanan benzer değer azalışını göz önüne alarak incelemişlerdir. Çalışmanın bulgularına göre Kanada dolarının değerlenmesi daha az üretkenliğe sahip firmaların piyasadan çekilmesine ve sektörel üretkenliğin artmasına yol açmaktadır. Faaliyetine devam eden firmaların toplam satışları ise ihracatlarındaki azalış ile iç piyasadaki satışlarında yaşanan artışa bağlı olarak değişmektedir.

Kızıl ve Erdal (2012) 2003-2010 yıllarını kapsayan dönem için Türkiye'deki büyük ölçekli 102 firmanın kurlardaki değişimlerden nasıl etkilendiğini araştırmışlardır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre incelenen dönemde Türk lirası reel anlamda değer kazansa da firmaların yurtiçi, yurtdışı ve toplam satışları artmıştır.

Cheunga ve Sengupta (2013) 2000-2010 yıllarına ait dönem için Hindistan'da finans dışında faaliyet gösteren firmaların döviz kurunda yaşanan gelişimlerden ne yönde etkilendiklerini araştırmıştır. Çalışmada elde edilen bulgulara göre milli para biriminin değerlenmesi firmaların ihracatını olumsuz etkilemektedir. Ayrıca hizmet sektöründe faaliyet gösteren firmaların ise daha fazla etkilendikleri sonucuna ulaşılmıştır.

Literatürde yer alan çalışmalar incelendiğinde reel döviz kuru artışının firmaların performansını pozitif etkilediği yönünde bir görüş birliği olduğu söylenebilir. Bu bağlamda reel döviz kurundaki artış firmaların ihracatlarını ve toplam satışlarını pozitif etkilemektedir. Döviz kurundaki değişimlerin firma düzeyinde etkisinin araştırıldığı çalışma sayısının kısıtlı olması nedeniyle yapılan bu çalışmanın literatüre katkısı ise hem güncel ekonometrik yöntemleri kullanıyor olması hem de reel döviz kurunun firma düzeyindeki etkilerini araştırıyor olmasıdır.

4. Ampirik Uygulama

4.1. Veri Seti

Çalışmadaki veri seti hazırlanırken, İstanbul Sanayi Odası'nın (İSO) yayınlamış olduğu ilk 500 sanayi firması raporlarından, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası-Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden (TCMB-EVDS) ve Türkiye İstatistik Kurumu'ndan yararlanılmıştır. Veri seti kapsamında 1993 ve 2009 dönemi için yıllık tüm verilerine ulaşılabilen ve sürekli ilk 500 firma arasında yer alan 60 firma dikkate alınmıştır.

Bir sonraki bölümde tanıtılacak olan modellerde yer alan değişkenler *EX* (reel ihracat), *DS* (yurt içi reel satışlar), *TS* (toplam reel satışlar), *PR* (reel kar/zarar), *RER* (reel döviz kuru) ve *VA* (firmanın yaratmış olduğu reel katma değer) olarak tanımlanmıştır. Yurt içi satışlar toplam satışlardan ihracatın çıkarılması ile elde edilmiştir. Çalışmada kullanılan verilerin tamamı kaynakta nominal olup, reel değerlere dönüştürülmesinde 2003 baz yıllık Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi kullanılmıştır. Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi TÜİK tarafından Üretici Fiyat Endeksi (ÜFE) ve Toptan Eşya Fiyat Endeksi (TEFE) aylık endeksleri kullanılarak 1982 yılına kadar geriye çekilmiştir. Son olarak modele kontrol değişkeni olarak sermaye/emek oranı da dahil edilmiştir. Sermaye emek oranı ise eldeki verilerin kısıtlı olması nedeniyle aktif varlıklar/çalışan sayısı olarak hesaplanmıştır.

4.2. Model

Çalışmada öncelikle döviz kurunun firma performansı üzerindeki etkisi ampirik olarak araştırılmıştır. Kullanılan modelin teorik altyapısı Krugman (1979) tarafından oluşturulmuş olup Fung (2008) tarafından geliştirilmiştir. Bu bağlamda çalışmada reel döviz kurunun, firmaların reel ihracatı, yurt içi reel satışları, toplam reel satışları ve reel kar/zarar üzerine etkisi araştırılacak olup, analizde kullanılan modeller aşağıda belirtilmiştir:

$$EX_{it} = \alpha + \beta_1 RER_{jt} + \beta_2 VA_{it} + \beta_3 \frac{K}{L}_{it} + e_{it} \quad (1)$$

$$DS_{it} = \alpha + \beta_1 RER_{jt} + \beta_2 VA_{it} + \beta_3 \frac{K}{L}_{it} + e_{it} \quad (2)$$

$$TS_{it} = \alpha + \beta_1 RER_{jt} + \beta_2 VA_{it} + \beta_3 \frac{K}{L}_{it} + e_{it} \quad (3)$$

$$PR_{it} = \alpha + \beta_1 RER_{jt} + \beta_2 VA_{it} + \beta_3 \frac{K}{L}_{it} + e_{it} \quad (4)$$

4.3. Panel Veri Analizi

4.3.1. Yatay Kesit Bağımlılığın Test Edilmesi

Panel veri modellerinde genellikle yatay kesit bağımsızlığı varsayımının yapılması geçerli olan bir durumdur. Ancak bu varsayım için panel verinin çok büyük bir yatay kesitten oluşması gerekmektedir. Yatay kesit boyutunun (N) küçük zaman boyutunun (T) büyük olduğu panel modellerinde kesitler arasında ciddi korelasyonlar ortaya çıkabilir (Pesaran, 2004, 1). Hata terimlerinde ortaya çıkan bu kesit bağımlılığı birkaç nedenden kaynaklanabilir. Bu nedenlerin birisi panel modellerinde ortak etkinin ve mekânsal etkinin ihmal edilmesi, bir diğeri ise sosyo ekonomik ağlar arasındaki ilişkilerin ihmal edilmesidir. Yatay kesit bağımlılığının dikkate alınmaması durumunda geleneksel panel tahmincileri ile yapılan tahminler yanıltıcı hatta tutarsız parametreler üretebilirler (Chudik ve Pesaran, 2013, 2). Bu nedenle yatay kesit bağımlılığının hem değişken bazında hem de model bazında sınanması önem kazanmaktadır. Değişken bazında sınanmasının nedeni; serinin durağanlığını test ederken kullanılan birinci nesil testlerin yatay kesit bağımsızlığı altında sınama yapması ve bunun sonucunda birinci tip hataya düşülmesi olasılığıdır. Bu olasılık nedeniyle çalışmada ilk olarak değişkenler bazında yatay kesit bağımlılığı olup olmadığı Breusch-Pagan (1980) CDLM1 testi, Pesaran vd. (2004) CDLM2 testi ve Pesaran vd. (2004) CDLM3 testleri ile araştırılmıştır. Yatay kesit bağımlılığını test etmek için Breusch and Pagan (1980) aşağıdaki Lagrange Çarpanı Test istatistiğini önermiştir.

$$CD_{LM1} = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{p}_{ij}^2 \quad (5)$$

Burada (\hat{p}_{ij}^2), OLS (ordinary least squares) tahmincisi tarafından birim düzeyinde elde edilen hataların korelasyon katsayısıdır. Breush-Pagan Lagrange çarpanı testi tüm yatay kesit birimlerin kalıntılarına ait korelasyon matrisinin birim matris olduğu hipotezi, bir başka ifade ile birimler arası korelasyonsuzluk temel hipotezi ile sınanmaktadır (Tatoğlu, 2013, 215). Ancak bu test sahip olduğu dağılım nedeniyle $T \rightarrow \infty$ ve N'in küçük olduğu durumlarda uygulanabilir. Dolayısıyla N'in büyük olduğu durumlarda boyut bozulmalarına yol açabilir ve elde edilecek sonuç gerçeği yansıtmayabilir (Pesaran, 2004, 5). Bu sorunu çözmek için Pesaran (2004) tarafından geliştirilen Lagrange çarpanı testi kullanılabilir.

$$CD_{LM2} = \left(\frac{1}{N(N-1)} \right)^{1/2} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T\hat{p}_{ij}^2 - 1) \quad (6)$$

Bu test hem $N \rightarrow \infty$ hem de $T \rightarrow \infty$ iken tutarlı sonuçlar vermektedir. Ayrıca T küçük $N \rightarrow \infty$ olduğu durumlarda ise Pesaran (2004) aşağıdaki yatay kesit bağımlılık testini önermiştir.

$$CD_{LM3} = \left(\frac{2T}{N(N-1)} \right)^{1/2} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \quad (7)$$

Bu test de yatay kesit bağımsızlığı temel hipotezini sınamaktadır (Nazlıoğlu vd., 2011, 4). Çalışma kapsamında yapılan analizlerde her üç test kullanılmış olup sonuçlar Tablo 1’de verilmiştir.

Tablo 1: Değişken Bazında Yatay Kesik Bağımlılık Testi Sonuçları

Değişkenler	TS	DS	EX	PR	VA	K/L	RER
CD _{LM1}	7171.500 (0.000)	323.919 (0.000)	169.879 (0.000)	168.101 (0.000)	232.346 (0.000)	133.611 (0.000)	1112.68 (0.000)
CD _{LM2}	60.825 (0.000)	19.689 (0.000)	7.356 (0.000)	7.214 (0.000)	12.358 (0.000)	4.452 (0.000)	82.841 (0.000)
CD _{LM3}	10.012 (0.000)	-4.615 (0.000)	-5.925 (0.000)	-5.777 (0.000)	-5.380 (0.000)	-6.096 (0.000)	2.185 (0.000)

Not: $\Delta y_{i,t} = d_i + \delta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \lambda_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + u_{i,t}$ modelinde gecikme sayısı (p_i) 1 olarak alınmış olup olasılık değerleri parantez içinde verilmiştir

Tablo 1 incelendiğinde, üç testinde H_0 hipotezini reddettiği görülmektedir. Firmalar tarafından alınan kararların ya da yaşanan değişimlerin diğer firmaları da etkilemesi sonucu şaşırtıcı olmamalıdır. Dolayısıyla tüm değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı tespit edildiğinden değişkenlerin durağanlığının ikinci nesil birim kök testleri ile sınanması daha doğru olacaktır.

4.3.1.2. Panel Birim kök testleri

Seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığını incelemek için öncelikle serilerin durağanlığı ve aynı dereceden eş bütünleşik olup olmadığı araştırılmalıdır. Bu amaçla çalışmada Pesaran (2006) tarafından geliştirilen kesit açısından genişletilmiş ADF (Cross Sectionally Augmented Dickey Fuller-CADF) panel birim kök testi kullanılmıştır. Bu testin en büyük özelliği yatay kesit bağımlılığını dikkate alması ve $N > T$ yada $T > N$ iken de çok güvenilir sonuçlar vermesidir. Bununla birlikte heterojen bir test olarak her yatay kesit için ayrı ayrı sonuçlar vermektedir. CADF panel birim kök testi aşağıdaki modele dayanmaktadır.

$$y_{it} = (1 - \phi_i) \mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (8)$$

Tüm panele ait test istatistiği olan CIPS ise $\sum_{i=1}^N \frac{CADF}{N}$ şeklinde hesaplanır.

Çalışmada elde edilen CADF panel birim kök testinin sonuçları Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2: CADF Birim Kök Testi Sonuçları

	Sabit		Sabitve Trend	
	Gecikme Uzunluğu	Olasılık değerleri	Gecikme Uzunluğu	Olasılık değerleri
Seviyede				
TS	2	0.999	2	1.000
DS	2	0.908	3	0.982
EX	2	0.999	3	0.996
PR	2	0.233	2	0.910
K/L	2	0.785	2	0.921
VA	2	0.998	2	1.000
RER	2	1.000	2	1.000
Birinci Fark				
TS	2	0.019	2	0.042
DS	2	0.046	2	0.002
EX	2	0.012	2	0.001
PR	2	0.000	2	0.004
K/L	2	0.017	2	0.018
VA	2	0.000	2	0.000
RER	2	0.043	2	0.005

Not: Maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınmış ve optimal gecikme uzunlukları, Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Panel istatistiği, CADF istatistiklerinin ortalamasıdır.

Yapılan birim kök analizi sonucu elde edilen bulgulara göre değişkenlerin tamamı hem sabitli model hem de sabitli trendli modelde birim kök içermekteyken, birinci farkları alındığında durağan hale gelmektedirler. Dolayısıyla seriler aynı dereceden eşbütünleşik olduklarından seriler arasındaki uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı eşbütünleşme analizi ile araştırılabilir.

4.3.2. Panel Eşbütünleşme Testi

Çalışmanın bu aşamasında paneldeki serilerin uyum derecesinin I(1) olduğundan hareketle eşbütünleşme araştırması yapılacaktır. Ancak bunun öncesinde model bazında yatay kesit bağımlılığın olup olmadığına bakılması gerekmektedir.

Yukarıda kullanılan her üç yatay kesit bağımlılık testi model içinde kullanılmaktadır. Model için elde edilen sonuçlar Tablo 3’de verilmiştir

Tablo 3: Model Bazında Yatay Kesit Bağımlılık Testi Sonuçları

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
CD _{LM1}	136.25 (0.000)	120.93 (0.000)	123.45 (0.000)	261.264 (0.000)
CD _{LM2}	39.86 (0.000)	151.49 (0.000)	647.701 (0.000)	309.969 (0.000)
CD _{LM3}	105.40 (0.000)	119.13 (0.000)	537.261 (0.000)	499.920 (0.000)

Not: $\Delta y_{i,t} = d_i + \delta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \lambda_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + u_{i,t}$ modelinde gecikme sayısı (p_i) 1 olarak alınmış olup olasılık değerleri parantez içinde verilmiştir

Değişkenlerde olduğu gibi her modelde de yatay kesit bağımlılığı bulunduğundan bu çalışmada yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ve aynı zamanda açıklayıcı değişkenlerden bazılarının I(0) olmasına da imkan veren Westerlund Durbin Hausman eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Öncelikle belirtmek gerekir ki bu testi uygulayabilmek için bağımlı değişken birim kök içermelidir. Bu test kendi içinde iki istatistik barındırır. Bunlar Durbin Hausman grup ve Durbin Hausman panel istatistikleridir. Bunlardan ilki yani Durbin Hausman grup istatistiği otoregresif parametrenin heterojen olduğunu varsayar ve bu varsayım altında sonuç üretir. Bir diğeri olan Durbin Hausman panel istatistiği otoregresif parametrelerin homojen olduğunu varsayar ve bu varsayım altında sonuç üretir. Her iki test istatistiği de H₀ hipotezinin reddi durumunda tüm panel için eş bütünleşmenin varlığını işaret eder (Westerlund, 2007, 196-199). Çalışma için elde edilen bulgular Tablo 4’de verilmiştir.

Tablo 4: Durbin Hausman Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
İstatistik	t-istatistiği	t-istatistiği	t-istatistiği	t-istatistiği
	(NW)	(NW)	(NW)	(NW)
Durbin-H Group	20.405	23.943	3663.451	247.014
Stat.	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Durbin-H Panel	10.181	22.975	11.912	30.406
Stat	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

Not: Olasılık değerleri parantez içinde verilmiştir. Bant genişliği “bandwith” Newey-West yöntemine göre seçilmiştir.

Test sonuçlarına bakıldığında kurulan dört model içinde hem heterojenlik hem de homojenlik varsayımı altında eşbütünleşme vardır. Bunun anlamı iki durağan

olmayan değişken arasında uzun dönemli durağan bir ilişkinin varlığıdır. Bu test sonucunda elde edilen bulguların tutarlılığının desteklenebilmesi için çalışmada ayrıca Kao (1999) ve Pedroni (1999) eşbütünleşme testleri de kullanılmıştır. Kao 1999 yılında DF ve ADF testlerini kullanarak panel veri analizi için bir eşbütünleşme testi sunmuştur. Model şu şekilde düşünülebilir (Asteriou ve Hall, 2007: 372);

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \delta_t + \beta X_{it} + u_{it} \quad (9)$$

Kao'ya göre eşbütünleşme testine bağlı hata terimi şu eşitliği içermektedir;

$$u_{it} = \rho u_{it-1} + v_{it} \quad (10)$$

Burada u_{it} yukarıdaki denklemden tahmin edilmiş hata terimidir. Kao aşağıdaki regresyon denklemi ile tahmin edilen bir ADF testi de önermektedir;

$$u_{i,t} = \rho u_{i,t} + \sum_{i=1}^n \phi \Delta u_{i,t-1} + v_{it} \quad (11)$$

DF testindeki gibi bu testte de sıfır hipotezi eşbütünleşme olmadığı yönündedir. (Asteriou ve Hall, 2007: 373). Çalışmada kullanılan bir diğer test ise Pedroni eşbütünleşme testidir. Pedroni (1999, 2001 ve 2004) tarafından önerilen panel eşbütünleşme testleri ampirik analizlerde yaygın biçimde kullanılmaktadır. Pedroni yaklaşımında ilk olarak aşağıdaki regresyon modeli EKK yöntemi ile tahmin edilmektedir.

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \delta_t + \sum_{m=1}^M \beta_{mi} X_{mi,t} + u_{i,t} \quad (12)$$

burada y bağımlı değişkeni, x açıklayıcı değişkenleri, α_i sabit etkileri ve t trendi göstermektedir. Pedroni testinde y ve x'in birinci dereceden bütünleşik olduğu yani değişkenlerin düzeylerinde durağan olmadıkları, ancak birinci farklarında durağan oldukları varsayılmaktadır. Eşitlik (12)'de β_i paneldeki her bir yatay kesit için değişebildiği için eşbütünleşme vektörü paneli oluşturan yatay kesitler arasında heterojendir. (Nazlıoğlu, 2010, 92). Bu testte de sıfır hipotezi eşbütünleşme olmadığı yönündedir. Pedroni, bu hipotezlerin sınanması için yedi eşbütünleşme istatistiği geliştirmiştir. Bunların ilk dördü kesit-içi (within-dimension), diğerleri kesitler-arası (betweendimension) panel eşbütünleşme testleri olarak adlandırılmakta ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

Kesit içi panel eşbütünleşme testleri:

1. Panel v – istatistiği $Z_v = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1}$

2. Panel ρ – istatistiği:
$$Z_{\rho} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i} \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right)$$

3. Panel t – istatistiği:
$$Z_{pp} = \left(\hat{\sigma}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right)$$

(Parametrik olmayan)

4. Panel t – istatistiği:
$$Z_t = \left(\hat{S}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^*$$

(Parametrik)

Kesitler arası panel eşbütünlüşme testleri:

5. Grup ρ – istatistiği:
$$\tilde{Z}_{\rho} = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right)$$

6. Grup t – istatistiği:
$$\tilde{Z}_{pp} = \sum_{i=1}^N \left(\hat{\sigma}^2 \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T \left(\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i \right)$$

(Parametrik olmayan)

7. Grup t – istatistiği:
$$\tilde{Z}_t = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{S}_i^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^*$$

(Parametrik)

Kao ve Pedroni eşbütünlüşme testi sonucu elde edilen bulgular tablo 5’de verilmiştir.

Tablo 5 incelendiğinde Kao eşbütünlüşme testi de kurulan dört model için Durbin Hausman testi gibi değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki yoktur şeklindeki H_0 hipotezini reddetmektedir. Buna karşılık Pedroni testi ise kendi içinde barındırdığı farklı istatistikler nedeniyle karışık bulgular ortaya koymuştur. Ancak Pedroni (1999), özellikle küçük örneklem için panel-ADF ve grup-ADF test istatistiklerinin daha anlamlı sonuçlar vereceğini göstermiştir. Dolayısıyla her üç eşbütünlüşme testinin sonuçları birlikte düşünüldüğünde seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı kabul edilebilmektedir. Çalışmada uzun dönemli ilişkinin varlığı kabul edildiğinden bu aşamadan sonra uzun dönemli katsayıların tahmini yapılmıştır.

Tablo 5: Kao ve Pedroni Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Test	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Pedroni				
(Within-Dimension)				
Panel v-istatistiği	8.347 (0.000)	7.765 (0.000)	7.379 (0.000)	-1.064 (0.856)
Panel rho- istatistiği	3.105 (0.999)	-0.258 (0.398)	0.255 (0.600)	4.026 (1.000)
Panel PP- istatistiği	-8.963 (0.000)	-16.812 (0.000)	-15.011 (0.000)	-12.655 (0.000)
Panel ADF- istatistiği	-8.731 (0.000)	7.430 (1.000)	-15.095 (0.000)	-9.028 (0.000)
Weighted statistic				
Panel v- istatistiği	0.837 (0.201)	1.818 (0.034)	4.292 (0.000)	-1.644 (0.949)
Panel rho- istatistiği	5.821 (1.000)	5.640 (1.000)	5.748 (1.000)	4.445 (1.000)
Panel PP- istatistiği	-3.429 (0.000)	-4.462 (0.000)	-3.442 (0.000)	-10.361 (0.000)
Panel ADF- istatistiği	-2.326 (0.010)	-6.038 (0.000)	-3.018 (0.001)	-9.911 (0.000)
(Between Dimension)				
Group rho- istatistiği	8.543 (1.000)	8.497 (1.000)	8.582 (1.000)	7.102 (1.000)
Group PP- istatistiği	-3.512 (0.002)	-3.586 (0.000)	-2.895 (0.001)	-11.780 (0.000)
Group ADF- istatistiği	-1.535 (0.062)	-2.972 (0.001)	-0.873 (0.191)	-10.216 (0.000)
Kao				
t- istatistiği	-1.908 (0.028)	-9.148 (0.000)	-3.777 (0.000)	-5.708 (0.000)

Not: Kao ve Pedroni testlerinde, maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınmış ve optimal gecikme uzunluğu Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Olasılık değerleri parantez içinde gösterilmektedir. Bant genişliği “bandwith” Newey-West yöntemine göre seçilmiştir.

4.4.3. Eşbütünleşme Katsayılarının CCE Tahmincisi ile Elde Edilmesi

Uzun dönemli katsayıların tahmin etmek için Pesaran (2006) tarafından geliştirilen Common Correlated Effect (CCE-Ortak İlişkili Etkiler) uzun dönemli katsayı tahmincisi modeli kullanılmıştır. Bu tahmincinin diğerlerinden farkı hem yatay kesit bağımlılığı dikkate alması hem de $N > T$ durumunda güvenilir sonuçlar vermesidir (Pesaran, 2006, 967). Bu modele ait tahminciler, ekonometrik modele

dahil edilmeyen faktörlerin etkisini, her bir yatay kesit birimine ait zaman vektörü ile çoğaltılmış regresyon denklemleri ile dikkate almaktadır (Erataş ve Başçı, 2013, 222).

CCE yöntemi aşağıdaki heterojen panel veri regresyon modeline dayanmaktadır:

$$y_{it} = \alpha'_i d_t + \beta'_i x_{it} + e_{it} \quad (13)$$

$$\text{burada } e_{it} = \gamma'_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

Denklemden yer alan d $n \times 1$ şeklindeki gözlenebilen (sabit, trend, mevsimsel kuklalar) etkileri temsil eden vektördür f ise $m \times 1$ şeklindeki gözlenemeyen etkileri temsil eden vektördür. CCE tahmincileri bağımsız değişkenler ve gözlenemeyen ortak etkilerin durağan ve dışsal olduğunu varsaymakla birlikte, bunların durağan $I(0)$, birinci dereceden eşbütünleşik $I(1)$ olduğu durumlarda da tutarlıdır (Pesaran, 2006, 969). Aynı zamanda CCE tahmincisi otokorelasyon ve değişen varyans altında asimptotik olarak standart dağılım göstermekte ve bu şartlar altında da tutarlıdır.

Modelde panelin bütününe ilişkin sonuçlar için kullanılan istatistik Ortak İlişkili Etkiler Havuzlanmış (Common Correlated Effects Pooled (CCEP) istatistiğidir ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\hat{b}_p = \left(\sum_{i=1}^N \theta_i X_i' \bar{M}_w X_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \theta_i X_i' \bar{M}_w y_i \quad (15)$$

Kullanılan modellere ait CCE tahmincisiyle elde edilen uzun dönem eşbütünleşme katsayıları Tablo 6'de verilmiştir.

Tablo 6: Uzun Dönemli Katsayı Tahminleri

	RER	VA	K/L
Model 1	-0.731 (0.040)	0.001 (0.004)	-2.190 (0.651)
Model 2	0.182 (0.691)	0.116 (0.000)	2.688 (0.286)
Model 3	-1.130 (0.027)	0.203 (0.000)	7.625 (0.191)
Model 4	-0.10 (0.877)	0.470 (0.000)	3.250 (0.000)

Not: Olasılık değerleri parantez içinde verilmiştir.

Model 1 için sonuçlar değerlendirildiğinde, sermaye emek oranının reel ihracat üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi yok iken firmaların yaratmış olduğu reel katma değer ve reel döviz kurunun reel ihracat üzerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna göre yaratılan reel katma değer artışı reel ihracatı olumlu etkilerken reel döviz kurunun artması firmaların reel ihracatını olumsuz etkilemektedir. Reel döviz kuru artışının reel ihracat üzerindeki etkisinin negatif olmasının nedeni merkez bankasının reel döviz kurunu dolaylı kotasyon yöntemi ile hesaplanmasından kaynaklanmaktadır. Bundan dolayı reel döviz kurunun artışı TL'nin değer kazandığı anlamına gelmektedir. Sermaye emek oranının reel ihracat üzerindeki etkisinin anlamsız olması ise firmaların sahip olduğu kısa vadeli ve uzun vadeli yabancı kaynaklara ulaşamaması nedeniyle net aktiflerin kullanılmamasından kaynaklanabilir.

Model 2 için sonuçlar değerlendirildiğinde döviz kuru ve sermaye emek oranı için elde edilen katsayıların istatistiksel olarak anlamsız olduğu firmaların yaratmış olduğu reel katma değer için elde edilen katsayının ise istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Buna göre firmalar tarafından yaratılan reel katma değerdeki bir artış firmaların yurtiçi reel satışlarını pozitif etkilemektedir.

Model 3 için elde edilen uzun dönemli katsayılara bakıldığında ise sermaye emek oranı için elde edilen katsayı istatistiksel olarak anlamsız iken reel döviz kuru ve reel katma değer için elde edilen katsayı istatistiksel olarak anlamlıdır. Firmaların yaratmış olduğu reel katma değer artışı firmaların toplam reel satışlarını pozitif etkilerken TL'nin değerinin artması anlamına gelen döviz kuru artışı ise toplam reel satışları olumsuz etkilemektedir.

Son olarak model 4 de elde edilen katsayılar incelendiğinde, döviz kuru için elde edilen katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu, reel katma değer ve sermaye emek oranı için elde edilen katsayıların ise istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve böylece firma karlılığının pozitif etkilendiği belirlenmiştir.

5. Sonuç

Türkiye'nin 2001 yılında tamamen serbest döviz kuruna geçmesi sonucu yaşanan gelişmelerin, yani döviz kurundaki değişmelerin makro ekonomik büyüklüklere etkisi, detaylı bir şekilde incelendiği halde döviz kurundaki dalgalanmaların mikro düzeyde etkilerinin araştırılması sınırlı kalmıştır. Ancak Türkiye'nin benimsemiş olduğu büyüme stratejisi nedeniyle ihracat yapan firmalar ekonomik yapı içinde kritik öneme sahiptir. Bu nedenle döviz kurundaki değişkenliğin firmaların performansı üzerinde yarattığı etkinin ortaya çıkarılması politika yapıcıları için önem taşımaktadır. Bu bağlamda çalışmanın amacı, ülke ekonomisi içinde önemli bir yere sahip Birinci 500 Büyük Firma içinde bulunan 60 firmanın performansının döviz kurundaki değişimlerden nasıl etkilendiğini belirlemektir. Bu amaçla çalışmada, döviz kuru, firmaların yaratmış olduğu katma değer ve firma sermaye/emek oranının, firma yurt içi satışları, ihracatları, toplam satışları

ve karlılığı arasındaki uzun dönemli ilişki 1993-2009 dönemi için ekonometrik modeller kullanılarak araştırılmıştır. Dinamik panel veri yöntemleri ile elde edilen sonuçlar şöyle sıralanabilir: Durbin-Hausman eşbütünleşme testine göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki mevcuttur. Common Correlated Effect (CCE) uzun dönemli katsayı tahmincisi ile elde edilen uzun dönemli katsayı tahminlerine göre döviz kurundaki artış ihracatı ve toplam satışları olumsuz etkilemekte iken firmalar tarafından yaratılan katma değer artışı ihracatı, yurtiçi satışları, toplam satışları ve karlılığı pozitif etkilemektedir. Son olarak sermaye/emek oranındaki artışın ise karlılığı pozitif etkilediği belirlenmiştir.

Güncel ekonometrik yöntemler kullanılarak elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde teori ile uyumlu oldukları görülmektedir. Buna göre reel döviz kurunun yükselmesi yani TL'nin değer kazanması firmaların uzun dönemde rekabet güçlerinin azalmasına, reel ihracat ve toplam reel satışlarının düşmesine neden olmaktadır. Firmaların yurtdışı satışları ile ilgili sonuçlar, dış ticaret açığını kapatmayı hedefleyen bir ülke olarak Türkiye için önemlidir. Bu açıdan çalışmanın sonuçları, firma yöneticilerinin kurdaki değişimlere karşı alacakları pozisyon kadar, para politikasını yönetenler için de önemlidir. Firmalar tarafından yaratılan katma değerın büyüklüğü hem ülke ekonomisi için hem de firma karlılığı için oldukça önemlidir. Özellikle Türkiye'de olduğu gibi üretimin ithalata bağımlılığının yüksek olduğu bir ekonomide ihracata dayalı büyüme stratejisini sürdürülebilir olmasının tek yolu yaratılan katma değerın artırılmasıdır. Bu bağlamda çalışmada elde edilen sonuç bu durumu doğrulamaktadır. Yaratılan reel katma değer artışı reel ihracatı, yurt içi reel satışları toplam reel satışları ve reel karlılığı pozitif etkilemektedir. Ayrıca sermaye/emek oranındaki artışların ise reel ihracat, yurt içi reel satışlar ve toplam reel satışlar üzerinde istatistiksel bir etkisinin olmadığı tespit edilmiştir. Bu durumun, çalışmada firmaların kısa ve uzun vadeli yabancı kaynakları ile ilgili verilere ulaşamaması nedeniyle sermaye/emek oranının net aktif varlıklar/çalışan sayısı yerine aktif varlıklar/çalışan sayısı şeklinde dikkate alınmasından kaynaklandığı düşünülmektedir. Dolayısıyla yaptığımız çalışma sermaye emek oranının firma performansı üzerindeki etkisi için kesin yargılarda bulunmaya imkan sağlamamaktadır. Çalışmanın bu konudaki yetersizliği ileride yapılacak çalışmalar için motivasyon kaynağı oluşturabilir.

Kaynakça

- Asteriou, D. ve Hall, S.G. (2007). *Applied Econometrics: A Modern Approach Using Eviews and Microfit Revisited Edition*. Newyork: Palgrave Macmillan.
- Acaravcı, A. ve Öztürk, İ. (2003). Döviz Kurundaki Değişkenliğin Türkiye İhracatı Üzerine Etkisi: Ampirik Bir Çalışma. *Review of Social, Economic & Business Studies*, 2(4), 197-206.

- Baggs, J., Beaulieu, E. ve Fung, L. (2010). Are Service Firms Affected by Exchange Rate Movements?. *Review of Income and Wealth*, 56(1), 156-176.
- Baum, C.F., Çağlayan, M. ve Barkoulas, J.T. (2001). Exchange Rate Uncertainty and Firm Profitability. *Journal of Macroeconomics*, Fall, 23(4), 565-576.
- Breusch, T.S. ve Pagan, A.R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. *Journal of The Review of Economic*, 47(6), 239-253.
- Chamberlain, S., Howe, J.S. ve Popper, H. (1997). The Exchange Rate Exposure of U.S. and Japanese Banking Institutions. *Journal of Banking and Finance*, 21, 871-892.
- Cheunga, Y.W. ve Senguptab, R. (2013). Impact of Exchange Rate Movements on Exports: An Analysis of Indian non-Financial Sector Firms. *Journal of International Money and Finance*, 39, 231-245.
- Chudik, A. ve Pesaran, M.H. (2013). *Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressors*. Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute, Working Paper No. 146, Dallas.
- Doidge, C., Griffin, J. ve Williamson, R. (2006). Measuring the Economic Importance of Exchange Rate Exposure. *Journal of Empirical Finance*, 13(4), 550-576.
- Doukas, J., Hall, P.H. ve Lang, L.H.P. (1999). Pricing of Currency Risk in Japan. *Journal of Banking and Finance*, 23, 1-20.
- Erataş, F. ve Başçı, H.N. (2013). Dış Borç ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Yükselen Piyasa Ekonomileri Örneği. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 35(2), 207-230.
- Forbes, K.J. (2002). *How Do Large Depreciations Affect Firm Performance?*. NBER Working Paper No. 9095.
- Fung, L. ve Tan, L.J. (2009). The Impact of Real Exchange Rate Movements on Firm Performance: A Case Study of Taiwanese Manufacturing Firms. *Japan and the World Economy*, 21, 85-96.
- He, J. ve Ng, L.K. (1998). Foreign Exchange Exposure of Japanese Multinational Corporations. *Journal of Finance*, 53, 733-753.

- Hillier, B. (1991). *The Macroeconomic Debate: Models of the Closed and Open Economy*, Oxford: Blackwell.
- Jorion, P. (1990). The Exchange Rate Exposure of U.S. Multinationals. *The Journal of Business*, 63, 331-345.
- Kao, C. (1999), Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data. *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.
- Kıymaz, H. (2003). Estimation of Foreign Exchange Exposure: An Emerging Market Application. *Journal of Multinational Financial Management*, 13, 71-84.
- Kızıl, C. ve Erdal, F. (2012). *Sektörel Reel Döviz Kurunun Firma Performansına Etkisi*, Türkiye Ekonomi Kurumu Uluslararası Ekonomi Konferansı, TÜRKİYE.
- Krugman, P. (1979). Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade. *Journal of International Economics*, 9, 469-479.
- Koçak, S. (2006). *Döviz Kurundaki Değişikliklerin Ekonomik Etkileri*. Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi, Kahramanmaraş: Sütçü İmam Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Mutluay, A.H. ve Turaboğlu, T.T. (2013). Döviz Kuru Değişimlerinin Firma Performansına Etkileri: Türkiye Örneği. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 7 (1), 59-78.
- Nazlıoğlu, Ş. (2010). *Makro İktisat Politikalarının Tarım Sektörü Üzerindeki Etkileri: Gelişmiş Ve Gelişmekte Olan Ülkeler İçin Bir Karşılaştırma*, Yayınlanmış Doktora Tezi, Kayseri: Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Nazlıoğlu, S., Lebe, F. ve Kayhan, S. (2011). Nuclear Energy Consumption and Economic Growth in OECD Countries: Cross-Sectionally Dependent Heterogeneous Panel Causality Analysis. *Energy Policy*, 39, 6615-6621.
- Nydahl, S. (1999). Exchange Rate Exposure, Foreign Involvement, and Currency Hedging of Firms: Some Swedish Evidence. *European Financial Management*, 5, 241-257.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue 0305-9049.

- Pedroni, P. (2001). Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels. *Review of Economics and Statistics*, 83, 727-931.
- Pedroni, P. (2004). Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the Purchasing Power Parity Hypothesis. *Econometric Theory*, 20,597-625.
- Pesaran, M.H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265–312.
- Pesaran, M.H. (2006). Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure. *Journal of Econometrica*, 74, 967–1012.
- Pesaran, M.H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *Journal of Applied Econometrics*, 20, 264-309.
- Solano, P.M. (2000). Foreign Exchange Exposure on the Spanish Stock Market: Sources of Risk and Hedging. *Lancaster University Accounting & Finance*, 98, 12-18.
- Tunaboğlu, A.N. (2008). *Döviz Kuru Riski ve Firma Değeri ile İlişkisi: İMKB Şirketleri Üzerine Bir Uygulama*. Yayınlanmış Doktora Tezi, Ankara: Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Westerlund, J. (2007). Panel Cointegration Tests of the Fisher Effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23, 193-223.
- Yerdelen. F.T. (2013). *Panel Veri Ekonometrisi*. 2. Baskı, İstanbul: Beta.
- Yucel, T. ve Kurt, G. (2003). *Foreign Exchange Rate Sensitivity and Stock Price: Estimating Economic Exposure of Turkish Firms*. Madrid: European Trade Study Group.

The Impact of Real Exchange Movements on Firm Performance: An Empirical Study on Turkish Firms

Extended Abstract

1. Introduction

Since the introduction of the flexible exchange rate system, firms with international exposure have been concerned about exchange rate fluctuations, whose impact on firms' performance have become more significant with globalization trends and increasing international trade volume. Many developed and developing countries have adopted the floating exchange rate system since the Bretton Woods system became less important.

Among these countries is Turkey, which moved to a fully floating exchange rate in 2001, after its banking crisis in November 2000 and February 2001. After Turkey's transition, the impact of exchange rate fluctuations on the country's macro-economic aggregates have been examined in detail, although there has been limited investigation of the impact on the micro level. This however should not be disregarded, as exchange rate changes and their impact on businesses is important, given Turkey's growth strategy.

In this context, this study aims to measure effects of exchange rate changes on firm performance. In this study, 60 of the top 500 industrial firms between the years of 1993 and 2009 as ranked by the Istanbul Chamber of Industry (ICI) were examined. Domestic, foreign, and total sales, as well as profitability were used as indicators of firm performance.

2. Method

In creating the data set used in this study, we were able to draw data from reports on the top 500 industrial firms as published by the ICI, Electronic Data Delivery System (EDDS) of the Central Bank of the Republic of Turkey, and the Turkey Statistical Institute.

The next section will introduce the following variables in four models: Real Export (EX), Domestic Real Sales (DS), Total Real Sales (TS), Real Profit/Loss (PR), Real Exchange Rate (RER), and Added Value Created by Firms (VA). Capital / Labor Ratio (K / L) was also included as control variables. In this context, the four models shown below were built and examined using panel data analysis.

$$EX_{it} = \alpha + \beta_1 RER_{jt} + \beta_2 VA_{it} + \beta_3 \frac{K}{L}_{it} + e_{it} \quad (1)$$

$$DS_{it} = \alpha + \beta_1 RER_{jt} + \beta_2 VA_{it} + \beta_3 \frac{K}{L}_{it} + e_{it} \quad (2)$$

$$TS_{it} = \alpha + \beta_1 RER_{jt} + \beta_2 VA_{it} + \beta_3 \frac{K}{L}_{it} + e_{it} \quad (3)$$

$$PR_{it} = \alpha + \beta_1 RER_{jt} + \beta_2 VA_{it} + \beta_3 \frac{K}{L}_{it} + e_{it} \quad (4)$$

Primarily, the existence of cross-sectional dependence between the variables was investigated with Breusch-Pagan (1980) CD_{LM1} test, Pesaran et al. (2004) CD_{LM2} test, and Pesaran et al. (2004) CD_{LM3} test in the applications section. Stationarity properties of the variables were investigated using second generation CADF panel unit root tests developed by Pesaran (2007). This was followed by an analysis of the existence of long-run equilibrium relations among the variables, by employing the Durbin-Hausman cointegration test developed by Westerlund (2007), Kao cointegration test developed by Kao (1999), and Pedroni cointegration test developed by Pedroni (1999). Finally, long-term coefficients were obtained with the Common Correlated Effect (CCE) estimator developed by Pesaran (2006).

3. Results and Discussion

This study obtained the following findings using dynamic panel data analysis. First, there exists cross-sectional dependence between each variable. This finding indicates that an economic shock or policy change that occurs in one firm will also affect the other firms. Second, according to the cross-sectionally augmented (CIPS) panel unit root test, all series have a unit root at level form, while the test statistics for the first-differences strongly reject the null hypotheses; this implies that the variables are stationary in the first-difference form. Third, cointegration tests show that there is a long-term relation between variables. Fourth, the results obtained from the CCE estimator indicate that an increase in the exchange rate has negative impact on exports and total sales, while an increase in added value created by firms has positive effects on exports, domestic and total sales, and profitability. Finally, it is observed that an increase in capital-labor ratio has positive effects on profitability.

4. Conclusion

When the results obtained by using econometric analysis are evaluated, they are seen to be compatible with the theory. According to this, the real appreciation of the Turkish Lira (TL) has led to a decrease in real exports and, total sales in the long term. These findings indicate that the competitiveness of firms is affected by changes in the exchange rate. Firms' foreign sales are crucial for Turkey as the country aims to close its trade deficit. From this perspective, this study's results are valuable to firm managers who are responsible for taking positions against exchange rate fluctuations as well as to governors of monetary policies.

The results obtained in this study also confirm that the magnitude of the added value created by firms is very important not only for the firms' profitability, but also for the national economy. An increase in the real added value created by the firm has a positive effect on real export, domestic and total real sales and real profitability. Therefore, the firms' goal should be to increase their added value. Finally, the long-term impact of capital /labor ratio on real export, domestic and total real sales is not statistically significant.

