**DIŞA AÇIKLIĞIN EMEK VERİMLİLİĞİ ÜZERİNDEKİ ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ[[1]](#footnote-1)1**

**Osman PEKER[[2]](#footnote-2)2**

**Sami ÖZDİL3**

***ÖZET***

*Bu çalışmada, Türkiye'de dışa açıklığın emek verimliliği üzerindeki etkisi eş-bütünleşme yöntemi yardımıyla, 2000: Q2 - 2013: Q3 dönemi verileri kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmanın ampirik bulgularına göre, uzun dönemde, dışa açıklık ile emek verimliliği arasında doğrusal bir ilişki tespit edilmiştir. Modelin hata düzeltme teriminin -0,775 bulunmuş olması, kısa dönem sapmalarının her dönem % 77,5 oranında uzun dönem denge düzeyine yakınsayacağı anlamına gelmektedir.*

***Anahtar Kelimeler:*** *Dışa Açıklık, Emek Verimliliği, Eş-bütünleşme Testi, Türkiye.*

***Jel Kodları****: D24, F43.*

.

**THE IMPACT OF OPEN ECONOMY ON LABOUR PRODUCTIVITY: TURKISH CASE**

***ABSTRACT***

*In this study, the impact of open economy on labour productivity in Turkey is analyzed by means of co integration method with 2000: Q2 - 2013: Q3 period data. According to the empirical evidence of the study, a linear relationship is determined between open economy and labour productivity in the long term. The error-correcting code of the model is found -0,775, which means that short term deviations would converge each period to long term balance level at 77,5 % ratio.*

***Keywords:*** *Open Economy, Labour Productivity, Co-Integration Test, Turkey.*

***Jel Codes****: D24, F43.*

**1.GİRİŞ**

Bir ekonomide büyümenin gerçekleşmesindeki en önemli faktörlerin başında toplam faktör verimliliği gelmektedir. Nüfus artış hızının yüksek olduğu ya da gizli işsizliğin yaygın olduğu ülkelerde toplam faktör verimliliğinin belirlenmesinde özellikle emek faktörü önemli bir konuma sahiptir. Emeğin marjinal verimliliği artırılmadığı sürece faktör verimliliğinde dikkate değer iyileşmeleri elde etmek kolay değildir. Bu yüzden, özelleştirme uygulamalarında verimlilik artışları genellikle emek faktöründen başlatılarak sağlanır.

Hızlı küreselleşme ve uluslararası ilişkilerin gelişmesine bağlı olarak artan ticaret hacmi, ulusal ekonomilerde emek verimliliğinin önemini daha da artırmıştır. Bu, bazı makroekonomik değişkenlerin davranışını belirlemekle kalmamış, aynı zamanda dışa açıklığın önemini de ortaya çıkarmış ve ekonomik modellerin yeniden tanımlanmasını gerekli kılmıştır. Gelişmekte olan birçok ülkede dışa açıklığı hedefleyen kalkınma politikaları öncelenmiştir. Bu kapsamda, verimli üretme, rekabetçi piyasa yapısının gelişmesi ve teknoloji transferi gibi alanlarda ekonomik yaşamı yakından etkileyen iyileşmeler gerçekleşmiş ve bunların etkisiyle ekonomik büyüme ivme kazanmıştır.

Literatürde dışa açıklık ile verimlilik arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmalar incelendiğinde, genellikle dışa açıklığın gerek emek gerekse sermaye verimliliğini arttırmak suretiyle toplam faktör verimliliğini yükselttiği yönünde bir uzlaşının olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, dışa açıklığın büyüme üzerindeki etkisini ölçen ve bu etkinin pozitif yönlü olduğunu belirten çalışmaların çoğunda ise büyümenin nedeninin özellikle verimlilik artışından kaynaklandığı vurgulanmıştır.

Miller ve Uphadhyay’e (2002) göre, dışa açıklığın artışı rekabeti ve modern teknolojiyi kullanmayı teşvik ederken, aynı zamanda nitelikli işgücü talebini de arttıracağından dolayı, toplam faktör verimliliğini yükseltir. Fakat ülkelerin gelir düzeylerine göre bu etkinin yönü değişir. Düşük gelir düzeyine sahip ülkelerde dışa açıklık, toplam faktör verimliliğini negatif yönde etkilerken; orta ve yüksek gelir düzeyine sahip ülkelerde pozitif yönde ortaya çıkar. Miller ve Uphadhyay'ın (2000) diğer bir çalışmasında ise, dışa açıklık oranındaki artışların, ülkeler arasında bilgi transferini sağlayacağı, bu sayede ortaya çıkan pozitif dışsallıkların ise üretimde etkinliği arttıracağı vurgusu yapılmıştır. Güngör ve Kurt da (2007), benzer düşünceleri dile getirerek; dışa açıklığın artışıyla birlikte, yeni teknolojilerin ve ithal edilen işgücünün üretim faktörlerini olumlu yönde etkileyeceğini ve bunun da toplam faktör verimliliğini artırarak ekonomik büyümeyi uyaracağını belirtmektedir.

Bir ülkede ticari dışa açıklığın artışıyla birlikte ihracat ilk etapta ekonominin etkin sektörlerinde gerçekleşir. İhracatta meydana gelen artışlar sonucu elde edilen gelirlerin farkına varan yatırımcılar, yatırımlarını ihracatın yapıldığı sektörlere yönlendirir (Balassa, 1978). İhracatın yapıldığı sektörler uluslararası rekabetle karşı karşıya olduğu için, rekabetçi bir yapıya sahip olması, ancak üretim maliyetlerinin düşük olmasına ve en son teknolojilerden faydalanmasına bağlıdır (Tyler, 1981). Dolayısıyla, uluslararası rekabet yoluyla yeni teknolojilerin sektörlere adaptasyonu ve bu sektörlerdeki maliyetlerin azaltılması kıt kaynakların daha etkin kullanılmasını sağlayarak, verimliliği artırır (Kavoussi, 1984).

Bu durumu kısaca ifade etmek gerekirse ihracattaki artışlar, teknolojik yeniliklerin adaptasyonunu ve kaynakların daha etkin kullanımını sağlar ve sonunda faktör verimliliğini arttırır. Ayrıca uluslararası rekabetin getireceği avantajlar ve uluslararası pazarlara açılmanın doğurduğu ölçek ekonomileri gibi unsurlar ekonomik büyümenin gerçekleşmesine neden olur. Dolayısıyla, ihracatın teşviki, ekonomik büyümenin itici gücü olarak görülmektedir. Buna ek olarak uluslararası ticaretin, sadece verimliliği değil aynı zamanda teknolojinin yapısını da daha üretken bir hale getirmesi nedeniyle büyüme oranını da arttıracağı ifade edilmektedir (Panas ve Wamvoukas, 2002; Bandinger ve Breuss, 2008; Balassa, 1985, 1988; Giles ve Williams, 2000 ).

**2. LİTERATÜR ÖZETİ**

Literatürde dışa açıklık ile verimlilik arasındaki ilişkiyi ampirik olarak araştıran çalışmaların seçilmiş özeti kronolojik bir sırayla sunulmuştur.

Edwards (1998), dışa açıklığın büyümeye etkisini, 93 ülke için, 1960-1990 dönemini temel alarak test etmiştir. Bu çalışmanın sonucunda, göreli olarak dışa açıklığın daha fazla olduğu ülkelerde yeni üretim tekniklerinin ve yeni fikirlerin ortaya çıkışıyla beraber toplam faktör verimliliğinin daha hızlı arttığı ve bu şekilde de ülkelerin daha hızlı büyüdüğü gözlemlenmiştir.

Anderson (2001), İsveç imalat sanayinde 1980-1995 yılları arasında dışa açıklığın toplam faktör verimliliği üzerindeki etkisini araştırmıştır. Bu çalışmanın sonucunda, dışa açıklık oranında meydana gelen artışın yabancı ülkelerden teknoloji transferini kolaylaştıracağını, bu durumun ise toplam faktör verimliliğini arttıracağı belirtilmiştir.

Miller ve Uphadhyay (2002), Cobb-Douglas üretim fonksiyonu üzerinden 30 yıllık dönemler bazında 83 ülke ve farklı gelir grupları üzerinde dışa açıklığın toplam faktör verimliliği üzerindeki etkisini ölçmüştür. Bu çalışmanın sonucunda, dışa açıklığın toplam faktör verimliliği üzerinde etkili olduğu tespit edilmiştir.

Aytemiz (2006), 1980-2001 dönemi verileriyle, Granger nedensellik testini kullanarak Türk imalat sanayinde ticari serbestleşmenin verimlilik üzerindeki etkisini test etmiştir. Bu çalışmanın sonucunda dış ticaretin serbestleşmesinin, imalat sanayi alt sektörlerinde teknolojik ilerlemeyle birlikte verimlilik artışına yol açtığını belirtmiştir.

Kurt ve Terzi (2007), 1989-2003 dönemi verileriyle VAR yöntemi kullanılarak, dış ticaret, büyüme ve emek verimliliği arasındaki ilişkileri analiz etmiştir. Çalışmanın bulgularına göre, ihracat ile verimlilik artışı arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunurken; ihracattan ithalat ve ekonomik büyümeye, ithalattan verimlilik artışına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiştir.

Bandinger ve Breuss (2008), 1995-2000 dönemi verileriyle ondört OECD ülkesinin onbeş imalat sanayi dalında uluslararası ticaretin verimliliğe etkisini araştırmıştır. Analiz sonucunda, ihracatın GSYİH'ye oranındaki artışın, verimliliği arttıracağı belirtilmiştir. Fakat İthalatın neden olduğu verimlilik artışının, ihracatın neden olduğu verimlilik artışı kadar olmayacağı da ayrıca vurgulanmıştır.

Paul ve Marks (2009), Avustralya ekonomisinde 1968-1999 dönemi verileriyle imalat sanayi üzerinde ticari dışa açıklık ile toplam faktör verimliliği arasındaki ilişkiyi test etmiştir. Ampirik bulgulara göre, Avustralya'nın imalat sanayinde ele alınan yıllarda dışa açıklık ile toplam faktör verimliliği arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu tespit edilmiştir.

Bu çerçevede çalışmada, Johansen eş-bütünleşme yöntemi yardımıyla, Türkiye’nin 2000:Q2-2013:Q3 dönemi üç aylık verileriyle dışa açıklığın emek verimliliği üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Çalışmanın bundan sonraki kısmı üç temel bölümden oluşmaktadır. Takip eden bölümde, çalışmada kullanılacak model, yöntem ve veri seti tanımlanmış; dördüncü bölümde ampirik uygulama ve sonuçları yer almış; son bölümde ise, genel bir değerlendirme yapılmıştır.

**3. MODEL, YÖNTEM VE VERİ SETİ**

Bu çalışmada Türkiye'de dışa açıklığın emek verimliliğine etkisini araştırmak amacıyla toplam iki değişken kullanılmıştır. 2000:Q2-2013:Q3 dönemi verilerinin kullanıldığı bu çalışmada, dışa açıklık değişkeni (DASA) ithalat ve ihracatın toplamının GSYİH'ye bölünmesiyle elde edilmiştir. Emek verimliliği değişkeni (EVSA) ise GSYİH'nin toplam işgücüne bölünmesiyle bulunmuştur. Harf sembollerinin sonundaki SA kısaltması, değişkenlerin mevsimsel etkilerden arındırıldığını göstermektedir. Veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi ve Türkiye İstatistik Kurumu'ndan derlenerek elde edilmiştir. Tahmin edilecek ekonometrik model şöyle tanımlanmıştır:

(1)

Türkiye'de dışa açıklığın emek verimliliği üzerindeki etkisini test etmek için ilk olarak Engle ve Granger (1987), tarafından bulunan daha sonra Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990), tarafından geliştirilen yöntem kullanılmıştır. Söz konusu yöntem p dereceden bir vektör otoregresif süreç ele alınarak uygulanır:

(2)

Burada, *yt* durağan olmayan *I(1)* değişkenlerinin bir *k* vektörünü; *xt* deterministik değişkenlerin bir *d* vektörünü; *εt* ise, bir yenilik (innovation) vektörünü temsil etmektedir. Denklem (2)'deki vektör otoregresif (vector autoregression: VAR) sürecinin birinci farkı alındığında;

(3)

, . (4)

Burada, *π* matrisinin indirgenmiş bir rankı olarak tanımlanan eş-bütünleşme hipotezi, *π =αβ′* biçiminde ifade edilmektedir. *α* ve *β′rxk* boyutlu ve rankı *r* olan iki matrisi temsil etmektedir. *r* eş-bütünleşme sayısını (rankı), *β′* değişkenlerin denge ilişkileri içinde uzun dönem etkilerini gösteren eş-bütünleşme vektörünü, *α* hata düzeltme modelinde (error correction model) uyarlanma hızını göstermektedir. Buna göre, Johansen yönteminde, kısıtlanmamış bir VAR’dan *π* matrisi tahmin edilmekte ve *π*’nin indirgenmiş rankıyla belirtilen koşulların reddedilip reddedilmeyeceği test edilmektedir. *π* matrisinin kaç rankı olduğu Johansen yöntemi test istatistikleri iz (λtrace) ve maksimum öz (λmak) değerleri yardımıyla belirlenmektedir.

**4. ÖN TESTLER VE AMPİRİK SONUÇLAR**

VAR’a dayalı Johansen eş-bütünleşme yöntemini uygulamadan önce bazı işlem ve ön testler yapılmıştır. İlk aşamada mevsimsel etkiye sahip olduğu anlaşılan değişkenler Hareketli Ortalamalar Yöntemi kullanılarak mevsimsel etkiden arındırılmıştır. İkinci aşamada, değişkenlerin durağan olup olmadıkları ve kaçıncı dereceden bütünleştiklerini belirlemek amacıyla Dickey Fuller (1979) testi uygulanmıştır.

Çünkü, durağan olmayan zaman serileriyle tahmin edilen modellerde düzmece regresyon sorunuyla karşılaşılması nedeniyle (Granger ve Newbold, 1974), elde edilen sonuçlar gerçek ilişkiyi yansıtmamaktadır. Böyle bir durumda *t* ve *F* sınama sonuçları geçerliliğini kaybetmektedir. Bu nedenle, durağan olmayan zaman serileriyle yapılan regresyon analizlerinin anlamlı olabilmesi ve gerçek ilişkileri yansıtabilmesi için bu zaman serilerinin aynı dereceden durağan olması gerekmektedir (Gujarati, 1999: 725-726).

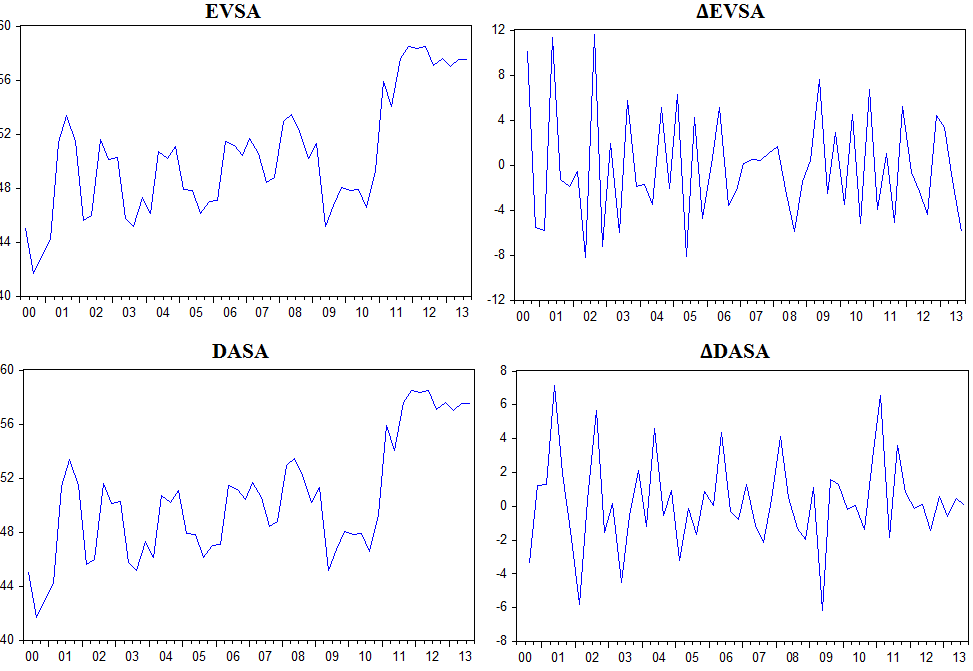
Önce düzey değerleriyle sonra birinci farkları alındıktan sonraki değerleriyle teste tabi tutulan değişkenlere ilişkin hesaplanan Augmented Dickey-Fuller (ADF) değerleri Çizelge 1'de sunulmuştur. Buna göre, DASA ve EVSA'nın aynı dereceden *I(1)* bütünleştikleri, dolayısıyla eş-bütünleşme için gerekli ön koşulun sağlandığı tespit edilmiştir.

Çizelge 1. ADF Test Sonuçları

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 2000: Q2-2013: Q3 | | | | |
| Değişken | ADF Testi | Kritik Değerler | | |
| %1 | %5 | %10 |
| EVSA | -2,156625 [4] | -4,156625 | -3,504330 | -3,181826 |
| DASA | -3,107689 [0] | -4,140858 | -3,496960 | -3,177579 |
| ∆EVSA | -6,799157 [3] | -3,571310 | -2,922449 | -2,599224 |
| ∆DASA | -5,769558 [2] | -3,568308 | -2,921175 | -2,598551 |

***Not:*** *Test biçimi olarak düzey değerde bütün değişkenler için sabit terim ve trend kullanılmıştır. Değişkenlerin birinci farkı (∆) için ise, sabit terim kullanılmıştır. Köşeli parantez içindeki değerler, değişkenlerin Akaie Bilgi Kriterine göre (AIC) belirlenmiş uygun gecikme uzunluğunu gösterir.*

Söz konusu değişkenlerin düzey değerleriyle birinci farkı alındıktan sonraki değerleri Şekil 1’de gösterilmiştir. Buna göre, hem DASA’nın, hem de EVSA’nın Çizelge 1’deki sonuçlarla uyumlu bir şekilde birinci farkı alındıktan sonra durağan hale gelmiştir.



Şekil 1. Değişkenlerinin Düzey Değeri ve Birinci Farkı

Johansen yönteminin uygulanabilmesi için uygun bir gecikme sayısının belirlenmesi gerekir. Literatürde gecikme uzunluğunu belirlemede çok sayıda ölçüt kullanılmaktadır. Bunlar arasında, Akaike bilgi kriteri (Akaike Information Criterion: AIC), Schwarz bilgi kriteri (Schwarz information criterion: SC), Hann Quin bilgi kriteri (Hann Quin information criterion: HQ) ve Son Tahmin Hatası kriteri (Final prediction error: FPE) en sık kullanılanlar arasında yer almaktadır (Johansen, 1995; Enders, 1995). Sözkonusu ölçütlere göre belirlenmiş gecikme uzunlukları sonuçları Çizelge 2’de gösterilmiştir. FPE, AIC ve HQ'nin minimum değeri iki gecikmeli modelde; SC’nin minimum değeri ise, bir gecikmeli modelde gerçekleşmiştir.

**Çizelge 2. Gecikme Uzunluğu Testi**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Gecikme Uzunluğu** | **FPE** | **AIC** | **SC** | **HQ** |
| 0 | 271,5193 | 11,27978 | 11,35699 | 11,30907 |
| 1 | 92,09500 | 10,19827 | 10,42992\* | 10,28616 |
| 2 | 81,40292\* | 10,07374\* | 10,45983 | 10,22022\* |
| 3 | 92,40433 | 10,19799 | 10,73851 | 10,40306 |
| 4 | 88,68699 | 10,15243 | 10,84739 | 10,41610 |
| 5 | 92,96749 | 10,19245 | 11,04184 | 10,51470 |

Bununla birlikte, söz konusu ölçütlere göre belirlenen gecikme uzunluklarının, hata teriminin bilinen varsayımlarını da sağlaması gerekir. Çizelge 3' de verilen otokorelasyon testine göre, ancak iki gecikmeli modelde LM olasılık değerlerinin tümü 0,05’den büyük bulunmuştur. Dolayısıyla otokorelasyonun olmadığı H0 hipotezi kabul edilmektedir. Bu durumda, AIC, FPE ve HQ’ye göre belirlenen gecikme uzunluğunun otokorelasyon testiyle de desteklendiği tespit edilmiş ve model iki gecikmeli olarak tahmin edilmiştir.

**Çizelge 3. Otokorelasyon Testi**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Lag | LM-Stat | Prob. | Lag | LM-Stat | Prob. |
| 1 | 3,724629 | 0,4446 | 7 | 6,532114 | 0,1628 |
| 2 | 7,062697 | 0,1326 | 8 | 2,698867 | 0,6094 |
| 3 | 6,013027 | 0,1982 | 9 | 5,046439 | 0,2826 |
| 4 | 2,079112 | 0,7212 | 10 | 2,107772 | 0,7159 |
| 5 | 3,077258 | 0,5450 | 11 | 2,605773 | 0,6258 |
| 6 | 5,500488 | 0,2397 | 12 | 4,156843 | 0,3852 |

Çizelge 1'deki sonuçlara göre, değişkenlerin aynı dereceden *I (1)* bütünleştik olduğu tespit edildiği için dışa açıklık ile emek verimliliği arasındaki ilişki Johansen eş-bütünleşme yöntemi yardımıyla araştırılabilir durumdadır. Eş-bütünleşmenin varlığı ve vektörlerinin sayısını belirlemek amacıyla gerekli iz (λtrace) ve maksimum öz (λmak) değerlerine ilişkin test sonuçları Çizelge 4'te sunulmuştur

Çizelge 4. Eş-Bütünleşme Sınaması (2000: Q2-2013: Q3)

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Yokluk Hipotez (H0) | Alternatif Hipotez (H1) | Özdeğer |  | % 5 Kritik Değer |
| *λtrace test*  r = 0  r ≤ 1  *λmak test*  r = 0  r = 1 | r > 0  r > 1  r = 1  r = 2 | 0,355814  0,188009  0,355814  0,188009 | *λtrace değeri*  33,04975  10,62159  *λmak değeri*  22,42815  10,62159 | 25,87211  12,51798  19,38704  12,51798 |
|  | | | | |

λtrace istatistiğine göre, ele alınan değişkenler arasında hiçbir eş-bütünleşme ilişkisinin olmadığı yokluk hipotezi (r = 0), değişkenler arası eş-bütünleşme ilişkisinin olduğuna ilişkin alternatif hipoteze (r > 0) karşı reddedilmektedir. Çünkü λtrace değeri % 5 kritik değerden daha büyüktür. Bu durumda % 5 kritik değerde en az bir eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı kabul edilmelidir. λmak istatistiğine göre ise, değişkenler arasında hiçbir eş-bütünleşme ilişkisinin olmadığı yokluk hipotez (r = 0), değişkenler arasında en az bir eş-bütünleşme ilişkisinin olduğuna dair alternatif hipoteze (r = 1) karşı reddedilmektedir. Burada, λmak değeri % 5 kritik değerden daha büyüktür. Dolayısıyla en az bir eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı kabul edilmelidir. Buna göre, eş-bütünleşme vektörü birinci elemanı emek verimliliğine göre normalleştirilerek; eş-bütünleşme ilişkisini gösteren uzun dönem denge ilişkisi tahmin sonucu Çizelge 5’de gösterilmiştir.

Çizelge 5. Uzun Dönem Analizi (Eş-bütünleşme Denklemi)

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | EVSA | DASA | @TREND |
| *Normalleştirilmiş*  *Eş-Bütünleşme*  *Katsayıları (β')* | 1,0000 | -0,470876 (0,15374) | 0,251915 (0,03852) |
| *Uzun Dönem Denklemi*  EVSA = 0,470876DASA – 0,251915@TREND | | | |
| *Not: Parantez içindeki değerler standart hataları göstermektedir.* | | | |

Çizelge 5’den de görüleceği üzere, dışa açıklığın emek verimliliği üzerindeki etkisini gösteren katsayı istatistiki olarak anlamlı ve yorumlanabilir bir büyüklüğe sahiptir. Etkinin büyüklüğünün pozitif olması uzun dönemde teorik beklentimizle uyumludur. Dışa açıklık oranında bir birimlik artış, emek verimliliğini 0,47 birim artırmaktadır. Bu sonuç, dışa açıklık oranındaki artışın emek verimliliğini olumlu bir şekilde etkilediğini göstermekle birlikte, dışa açık ekonomilerin verimlilik açısından daha üstün olduğu varsayımını da desteklemesi bakımından önemli bir bulgu olarak değerlendirilmektedir.

Uzun dönemde birlikte hareket eden dışa açıklık değişkeni ile emek verimliliği değişkeninin kısa dönem dinamiklerini araştırmak amacıyla hata düzeltme modeli tahmin edilmiş ve sonuçları Çizelge 6’da verilmiştir.

Çizelge 6. Kısa Dönem Analizi (Hata Düzeltme Modeli)

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **Değişkenler** | | **Katsayılar** | **t-İstatistik** | |
| Sabit terim  ∆EVSAt-1  ∆EVSAt-2  ∆DASAt-1  ∆DASAt-2  ∆ECt-1 | | -0,230211  -0,131424  0,042572  0,170917  -0,300777  -0,775073 | -0,44956  -0,61087  0,28296  0,84745  -1,56159  -3,15218 | |
| *R2* = 0,48 | | **Test Sonuçları**  *Ř2*= 0,42 | *F-istatistik*  = 8,35 | |
|  | | |

Buna göre, hata düzeltme teriminin (ECt-1) katsayısı negatif ve istatistiki olarak yorumlanabilir bir büyüklüğe sahiptir. Bu terimin negatif çıkması kısa dönem sapmalarının dengeye yakınsadığını, yani hata düzeltme mekanizmasının çalıştığını gösterir. Buna göre, modelde emek verimliliğinin gözlemlenen değeriyle, uzun dönem ya da denge değeri arasındaki farkın her dönem 0,77'si ortadan kalkar. Model yaklaşık olarak bir buçuk dönem sonra dengeye gelir.

Granger (1988), eş-bütünleşmiş değişkenler arasında en az tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunması gerektiğini ve bunun hata düzeltme modeliyle incelenebileceğini ifade eder. Değişkenler arasında nedenselliğin söz konusu olabilmesi için, hata düzeltme terimi katsayısının anlamlı olması gerekir. Bu durumda, dışa açıklık, emek verimliliğinin nedenseli olup; giriş bölümünde dile getirilen dışa açık ekonomilerin zamanla piyasa yapısını etkileyerek, rekabetçi yapıları güçlendirdiği ve dolayısıyla verimlilik artışına yol açtığı tezini desteklemektedir.

**5. SONUÇ**

Bu çalışmada, Türkiye’deki dışa açıklığın emek verimliliği üzerindeki etkisi Johansen eş-bütünleşme yöntemi yardımıyla, 2000: Q2-2013: Q3 dönemi verileri kullanılarak araştırılmıştır. Ampirik bulgulara göre, dışa açıklık ile emek verimliliği arasında pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Ele alınan dönemde dışa açıklık oranındaki bir birimlik artış, emek verimliliğini 0.47 birim artırmaktadır. Bu ise dışa açık ekonomilerin verimlilik açısından daha üstün olduğu tezini desteklemektedir. Çünkü dışa açılma süreci ekonomilerin rekabetçi süreçlerini hızlandırdığı gibi aynı zamanda güçlendirmektedir.

Modelde hata düzeltme teriminin (ECt-1) katsayısı negatif ve anlamlı bulunmuştur. Bu iki açıdan önemlidir: Birincisi kısa dönem sapmaları yaklaşık birbuçuk dönem sonra uzun dönem denge değerine yakınsaması bakımından, ikincisi ise, Granger’in (1988) işaret ettiği gibi, değişkenler arasında nedenselliğin yönü bakımından bir kanıt teşkil eder. Bu durumda, dışa açıklık verimliliğin nedenseli olup, pozitif yönde etkilemektedir. Bu sonuç, Anderson (2001), Edwards (1998), Paul ve Marks (2009), Bandinger ve Breuss'un (2008) çalışmaları ile uyumludur.

Sonuç olarak, hem teorik hem de ampirik çalışmalara göre, dışa açıklık emek verimliliğinin artışına önemli katkı sunmaktadır. Türkiye’nin 1980 yılından beri bu yönde atmış olduğu adımlar önemli olup, sürdürülebilir bir büyüme ve makroekonomik istikrarın devamı için gereklidir. Ekonomik modelde ihracatın gittikçe daha da temel bir değişken haline geldiği düşünülürse, toplam faktör verimliliği kapsamında, emek verimliliğinin daha da artacağı söylenebilir.

**KAYNAKÇA**

* ANDERSON, L., (2001), **"Openness and Total Factor Productivity in Swedish Manufacturing, 1980-1995"**, *Weltwirtschaftliches Archiv*, s. 137 , ss. 690-713.
* AYTEMİZ, K. S., (2006), **“Ticaretin Serbestleşmesi ve Türkiye İmalat Sanayinde Toplam Faktör Verimliliği”**, *Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, c.7/2, ss.71-93.
* BALASSA, B., (1978), **"Exports and Economic Growth: Further Evidence"**, *Journal of Development Economics*, c. 5, s. 2, ss. 181-189.
* BALASSA, B., (1985), **"Exports, Policy Choices and Economic Growth in Developing Countries After the 1973 Oil Shocks"**, *J. Development Economic,* c. 18, ss. 23-35.
* BALASSA, B., (1988), **"The Lessons of the Asian Development: An Overview"**, *Economic Development & Cultural Change,* c.36, s. 3, ss. 273-290.
* BANDINGER, H. ve BREUSS, F., (2008), "Trade and Productivity: An Industry Perspective", *Empirica,* ss. 1-19.
* DICKEY, D. ve FULLER, W. A., (1979), “**Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root”**, Journal of the American Statistical Association, 74:427-431.
* EDWARDS, S., (1998), **"Openness, Productivity and Growth: What Do We Really Know?"**, *The Economic Journal*, s.108, ss. 383-398.
* ENDERS, W., (1995), **Applied Econometric Time Series**, John Willey and Song, Inc.
* ENGLE, R. F. ve GRANGER, C. W., (1987), **"Co-integration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing"**, *Econometrica,*  s.55, ss. 251-276.
* GILES, J. A. ve WILLIAMS, C. L., (2000), **"Export-Led Growth: A Survey of the Empirical Literature and Some Non-Causality Results (Part I)"**, *Journal of International Trade and Economic Development*, c. 9, s. 3. ss.261-337.
* GRANGER, C. W. J. ve NEWBOLD, P., (1974), **"Spurious Regressions in Econometrics"**, *Journal of Econometrics*, c. 2, s. 2, ss. 111-120.
* GRANGER, C. W. J., (1988), **“Some Recent Developments in a Concept of Causality”**, *Journal of Econometrics***,** 39:199-211.
* GUJARATİ, D. N., (1999), **Basic Econometrics**, Mc Graw Hill, Litaratür Yayıncılık, 3 rd edition, İstanbul.
* GÜNGÖR, B. veKURT, S., (2007), **"Dışa Açıklık ve Kalkınma İlişkisi (1968-2003): Türkiye Örneği"**, *İktisadi İdari Bilimler Dergisi*, c. 21, s. 2, ss.197-210.
* JOHANSEN, S., (1988), **"Statistical Analysis of Cointegration Vectors"**, *Journal of Economic Dynamic and Control*, s.12, ss. 231-254.
* JOHANSEN, S., (1995), **Likelihood Based Inference in Cointegrating Vector Autoregressive Models**, NewYork: Oxford University Press.
* JOHANSEN, S. ve JUSELIUS K., (1990), **“Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Deman for Money”**, *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, s.52, ss. 169-210.
* KAVOUSSI, R. M., (1984), **"Export Expansion and Economic Growth: Further Empirical Evidence"**, *Journal of Development Economics*, s. 14, ss. 241-250.
* KURT, S. ve TERZİ, H., (2007), **"İmalat Sanayi Dış Ticareti Verimlilik ve Ekonomik Büyüme İlişkisi"**, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, c. 21, s.1, ss. 25-46.
* MILLER, S. M. ve UPADHYAY, M. P., (2000), "The Effects of Openness, Trade Orientation and Human Capital on Total Factor Productivity", *Journal of Development Economics*, c. 63, ss. 399-423.
* MILLER, S. M. ve UPADHYAY, M. P., (2002), "Total Factor Productivity, Human Capital and Outward Orientation: Differences by Stage of development and Geographic Regions", *Economics Working Papers,* ss. 1-36.
* PANAS, E. ve VAMVOUKAS, G., (2002), **"Further Evidence on the Export-led Growth Hypothesis"**, *Applied Economic Letters*, ss. 731-745.
* PAUL, S. ve MARKS, A., (2009), **"Modelling Productivity Effects of Trade Openness: A Dual Approach*"****, Australian Economıc Papers*, ss. 105-123.
* TYLER, W. G., (1981), **"Growth and Export Expansion in Developing Countries: Some Empirical Evidence"**, *Journal of Development Economics*, s. 9, ss. 121-130.

1. **1** *Bu çalışmanın temeli, Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim dalında kabul edilen “Türkiye’de Dışa Açıklığın Makroekonomik Etkileri” adlı yüksek lisans tezine dayanmaktadır.* [↑](#footnote-ref-1)
2. 2 ***Osman PEKER****, Doç. Dr., Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli İİBF, İktisat Bölümü.*

   ***3Sami ÖZDİL****,**Adnan Menderes Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü,* *İktisat Anabilim Dalı Yüksek Lisans Mezunu.*

   [↑](#footnote-ref-2)