

DIŞA AÇILMA VE KAMU HARCAMALARI: OECD ÜLKELERİ İÇİN PANEL VERİ ANALİZİ

Caner Demir¹

Öz

Bu çalışmanın amacı, 1980-sonrası dönemde dışa açılma ve kamu harcamaları arasındaki ilişkiyi incelemektir. Bu amaçla, 1980-2016 dönemi için 28 OECD ülkesini kapsayan bir panel eşbütünleşme analizi yapılmıştır. Örneklemin yatay-kesit bağımlılığı sorunu içermesi nedeniyle değişkenlerin durağanlıkları Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CIPS birim kök testiyle, eşbütünleşik olup olmadıkları ise Westerlund (2007) Hata-düzeltelemeye-dayanan eşbütünleşme testiyle sınanmıştır. CCE-MG ve AMG tahmin sonuçlarından elde edilen bulgular, dışa açılmanın kamu harcamaları üzerinde negatif etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: Kamu Harcamaları, Dışa Açıklık, OECD, Panel Veri Analizi

OPENNESS AND PUBLIC EXPENDITURES: A PANEL DATA ANALYSIS FOR OECD COUNTRIES

Abstract

The aim of this study is to examine the relationship between openness and government expenditures in the post-1980 era. For this purpose, a panel cointegration analysis covering 28 OECD countries for the 1980-2016 period has been made. Since, the sample contains cross-sectional dependency problem, the stationarity of the variables is tested via the CIPS unit root test of Pesaran (2007) and the cointegration is tested via the Westerlund (2007) Error-correction-based cointegration test. The findings obtained from the CCE-MG and AMG estimation results reveal that openness has negative effect on government expenditures.

Keywords: Government Expenditures, Openness, OECD, Panel Data Analysis

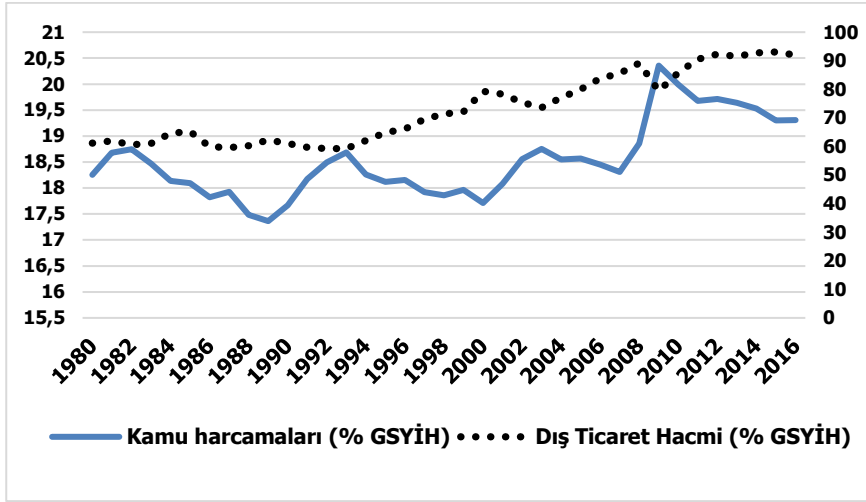
¹ Dr. Öğr. Üyesi, Manisa Celal Bayar Üniversitesi, Salihli İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, caner.demir@cbu.edu.tr

Giriş

Küreselleşmenin gerek duyduğu küresel serbest pazar ortamının sağlanması için en önemli dönüştürme aşaması 1970’li yılların sonunda başlayarak 1980 sonrası dönemde yaşanmıştır. Piyasaların gerek ulusal ekonomi açısından gerekse uluslararası açıdan serbestleştirilmesi, uluslararası kuruluşların ve gelişmiş ülkelerin ana akım politikası önerisi halini almıştır. Ekonominin serbestleşmesi, diğer bir ifadeyle piyasanın kendi işleyişine bırakılması, kamunun payının azaltılması önerisini de beraberinde getirmiş ve küresel anlamda yeni ekonomi anlayışı, ekonominin başlangıçta büyük oranda, ilerleyen aşamalarda ise tamamen özel kesime dayalı bir gelişme patikasına geçmesini önermektedir (Kepenek ve Yentürk, 2010, s. 206). Dolayısıyla, uluslararası anlaşmalar ve iş birliklerine taraf olan, dış dünyayla ekonomik anlamda bağı bulunan ülkeler için yeni bir ekonomik model söz konusu olmuştur. Bu yeni model, sadece kamunun payının azalmasını öngörmemiş, aynı zamanda söz konusu liberalleşmenin uluslararası boyutta da oluşmasını ve tüm dünyanın, sınırları olmayan düz bir piyasa halini alabilmesini önermiştir (Friedman, 2006). Özellikle, 1990’ların başında Sovyetler Birliği’nin yıkılması ile birlikte dünya genelinde bu anlayış politika anlamında rakipsiz kalmış ve çok daha fazla ülkeye fiilen yayılması mümkün olmuştur (Danışoğlu, 2004). Buna bağlı olarak, mal ve hizmet ticareti ile uluslararası sermaye hareketleri daha önce hiç olmadığı kadar hızlı ve hacimli bir şekilde gerçekleşmeye başlamıştır. Bu yeni anlayış, her ne kadar ülkelere daha etkin bir ekonomik işleyiş kazandıracığı vaadiyle sunulmuş olsa da hem iç piyasada devletin regülasyon gücünü kısıtlaması, hem de dış ticaret açıklarına karşı ülkeleri savunmasız bırakması bakımından bazı ekonomik riskleri de beraberinde getirmiştir. Küresel anlamda bir dönüştürme halini alan bu serbestleşme rüzgarını gerek ilk dönemlerinde gerekse günümüzde hem destekleyen hem de ciddi bir biçimde eleştiren kesimler olmuştur. Ancak bu çalışmada, küreselleşme ve ekonomik liberalizmin bu yeni haline ilişkin karşıt fikirleri derinlemesine tartışmak veya söz konusu tartışmalar içerisinde belirli bir yerde konumlanmak amaçlanmamaktadır. Çalışmanın amacı, 1980 sonrası kamu harcamalarının dışa açılma sürecinden ne şekilde ve derecede etkilendiğini ampirik bulgular ile ortaya koymaktır.

Devletin ekonomideki yeri 20. Yüzyıl itibariyle ele alındığında, liberal ekonomi anlayışı ile başlayan, yüzyılın büyük bir kısmında J. M. Keynes’in ekonomide fonksiyonel devlet görüşünün hâkim olduğu, ancak son çeyreğinde yine liberal ekonomi anlayışının öne çıktığı görülmektedir. 1929 Buhranı sonrasında, J. M. Keynes’in “Genel Teori” isimli eseri, öz itibariyle, devletin ekonomiye müdahalesini ve gerektiğinde harcama yapmasını önermekteydi (Keynes, 1936). Özellikle 1980’li yılların başlarına kadar gerek iktisat bilimi içerisinde gerekse uygulamalı olarak kamu maliyesi anlayışında hakimiyetini sürdüren Keynezyen İktisat, özellikle 1973 yılında yaşanan Petrol Krizi ve stagflasyonun ardından sorgulanmaya ve daha şiddetli bir biçimde eleştirilmeye başlamıştır. Eleştiriler, temelde kamunun varlığının -ve bu çalışma özelinde kamu harcamalarının- çarpan mekanizması aracılığıyla ekonomik büyüme üzerinde önemli bir etkisi olacağını öne süren geleneksel görüşü reddetmiş ve bu anlayışla politika belirleyen birçok gelişmekte olan ülkenin yapılan her kamu harcamasının çarpan etkisiyle büyümeyi hızlandıracağını düşünerek borçlanmak pahasına harcama yaptıklarına işaret etmiştir (Aktan vd., 2006: 20). Yapılan borçlanmaların ekonomiye olumlu veya olumsuz etki edeceği yönünde ise literatürde kesin bir kanı bulunmamakla beraber, yapılan borçlanmaların etkilerinin, ülkelerin içinde buldukları koşullar ve gelişmişlik patikalarına önemli ölçüde bağlı olduğunu söylemek mümkündür (bkz. Rainhart ve Rogoff, 2010; Herndon vd., 2014; Egert, 2015).

Şekil 1: OECD Ülkelerinde Kamu Harcamaları ve Dışa Açıklık (1980-2016)



Kaynak: Dünya Bankası, *World Development Indicators* veri tabanından elde edilen veriler kullanılarak yazar tarafından oluşturulmuştur.

Not: Seriler, çalışmada yer alan OECD ülkelerinin tümünün ortalaması alınarak türetilmiştir. Sol eksen kamu harcamalarının yüzdelik değerini, sağ eksen ise dış ticaret hacminin yüzdelik değerini göstermektedir.

Kamunun ekonomi içerisindeki payı üzerine akademik yazın her geçen gün gelişmeye ve çeşitlenmeye devam etse de yukarıda da ifade edildiği gibi, 1980 sonrası dönemde kamunun payının azaltılması ve gerek ulusal gerekse uluslararası boyutta bir serbestleşmenin başlaması gerektiğini öne süren politikalar popüler hale gelmeye başlamıştır. Bu politikaların ekonomik kalkınma yolunda ne derece başarı sağladığını şimdilik bir yana bırakacak olursak, gerçekten de 1980 sonrası dönemde ülkelerin dış ticaret hacimlerinde gözle görülür artışlar meydana gelmiştir. Çeşitli ülke ve ülke birlikleri arasında ticaret anlaşmaları imzalanmış ve oluşturulan yeni küresel altyapı, uluslararası ticari ve finansal akımların kolaylaştırılmasına yönelik olarak düzenlenmiştir. Şekil 1’de yer alan ve OECD ülkelerinde 1980 sonrası döneme ait kamu harcamaları ve dışa açıklığın seyrini gösteren serilerden de bu durum açık bir şekilde gözlenebilmektedir. Dışa açıklığı temsilen, dış ticaret hacminde 1980’lerin ortası, 2000’li yılların başı ve 2008 yılı hariç olmak üzere sürekli bir artış meydana gelmiştir. Öyle ki, 1980 yılında yaklaşık %61 olan bu oran analiz döneminin sonu olan 2016 yılında %92’ye yükselmiştir. Kamu harcamaları payının OECD ortalaması ise 1980’de yaklaşık %18,2 iken 2016 yılında sadece %19,3 olmuştur. Kamu harcamalarının seyrine bakıldığında kriz ve durgunluk dönemlerinde artan, toparlanma dönemlerini takiben de azalan bir eğime sahip olduğu görülmektedir. Bu oran, 1990’lı yılların başına kadar analiz dönemi başındaki %18’lik oranın da altına inerek %17,3’e gerilemiş, ardından yeniden %18,6 seviyesine yükselmiş, 2000’li yılların başına kadar yeniden %18’in altına inmiş ve 2008 küresel finans krizi döneminde ise %20,3 seviyesine kadar yükselmiş ve ardından kademeli olarak gerilemeye başlamıştır. Kamu harcamalarının artış gösterdiği durgunluk dönemlerinde, dış ticaret hacmi ise beklenen bir şekilde gerileme göstermiştir. Serilere ilişkin bu temel betimlemeler sonucunda dahi, OECD ülkelerinde kamu harcamalarının kriz dönemlerinde artan, kriz dönemlerini takiben ise azalan bir seyir izlediği yorumunda bulunulabilir.

Kamu harcamalarında meydana gelen artış ve azalış yüzdeleri dışa açıklık oranındaki kadar yüksek rakamlar ile ifade edilememektedir. Bu nedenle, sadece seriler üzerinden yapılan çıkarımlar sınırlı bilgi sunmakta, bu iki değişken arasındaki ekonomik etkileşimin şiddeti ve istatistiki olarak anlamlı olup olmadığının sınırlanabilmesi için birtakım ileri analiz tekniklerinden faydalanmak gerekmektedir. İlgili literatürde de bu ilişkiyi ekonometrik analizler ile ele alan sınırlı sayıda da olsa çalışmalar yer almaktadır. Bu çalışmanın diğerlerinden farklılaştığı nokta ise, ülkeler arası

yatay kesit bağımlılığının da dikkate alındığı ekonometrik bir analiz uygulanmasıdır. Böylesi bir bağımlılığın bulunduğu durumlarda elde edilen bulgular sapmalı ve tutarsız olabileceği için bu durumun göz önünde bulundurulması ampirik analizin gücü açısından büyük önem taşımaktadır. Bu çerçevede, takip eden kısımda ilgili literatürden çeşitli bulguların sunulmasının ardından çalışmanın daha sonraki kısımlarında, dışa açılmada meydana gelen bu artışların kamu harcamalarının seyrini ne yönde ve ne derecede değiştirdiği, ülkeler arasındaki yatay kesit bağımlılığı da göz önünde bulundurularak ekonometrik olarak incelenecektir.

1. İlgili Literatür

İlgili literatürde kamu harcamalarının veya kamu kaynaklı diğer unsurların ekonominin geneli üzerindeki etkileri yaygın bir şekilde araştırılmış olsa da kamunun söz konusu faaliyetlerini belirleyen etkenlerin ele alındığı çalışmalar oldukça sınırlıdır. Kamu harcamaları ile dışa açıklık arasındaki ilişkinin ele alındığı çalışmalar ise bu sınırlı literatürün çok daha az bir kısmını oluşturmaktadır. Bu nedenle, yapılan bu çalışma, ilgili literatürdeki önemli bir boşluğu da doldurma gayesindedir.

Rodrik (1996), dışa açıklığın ülke ekonomilerini olası dış şoklara karşı daha kırılğan bir yapıya kavuşturdu için kamu sektörünün istikrar sağlayıcı bir rolü olduğunu ve buna bağlı olarak kamunun payının artacağını ifade etmiştir.² Alesina ve Wacziarg (1998) ise Rodrik (1996)'nın bulgularının ülkeler arası heterojenliği, yani gelişmişlik farklılıklarını göz ardı ettiğini belirtmiş, bu durumun ekonometrik modellerde kontrol edilmesi halinde ise Rodrik (1996)'nın elde ettiği bulguların farklılaştığına dikkat çekmiştir. Ancak burada her iki çalışmanın da yayınlandıkları döneme de bağlı olarak, en küçük kareler tahmin edicisi (EKK) ile tahminde bulunduğu ve kullanılan pek çok değişkenin ise çoklu doğrusallık sorununa yol açma ihtimali olduğunu belirtmek gerekir. Garen ve Trask (2005) de 96 ülkeyi kapsayan analizlerinde Rodrik (1996)'nın aksine, dışa açıklığı daha düşük olan ülkelerde kamunun kapsamının daha yüksek düzeylerde olacağını ifade etmiştir.

Rodrik (1997) ise küreselleşmenin etkilerini pek çok farklı boyutta ele aldığı kapsamlı çalışmasının bir bölümünü dışa açıklık ile kamu harcamaları ilişkisine ayırmış ve bu çalışmada hem yıllar hem de ülkeler için kukla değişkenler kullanarak yıllardan ve ülkelere kaynaklanacak özgül etkileri kontrol etmeyi amaçlamıştır. Elde edilen bulgular, dışa açıklıkta meydana gelen artışların, yani temsilen küreselleşmenin ilerlemesinin hem kamu tüketim harcamaları hem de kamu sosyal güvenlik harcamalarını istatistiki olarak anlamlı bir şekilde azalttığını göstermektedir.

Garrett ve Mitchell (2001), küreselleşmenin kamu ekonomisi üzerindeki etkilerini incelemiş ve 1961-1993 dönemini kapsayacak bir şekilde OECD ülkeleri özelinde panel veri analizi uygulamıştır. Çalışmada elde edilen bulgulara göre, küreselleşme süreci ile dünyanın pek çok bölgesinde önemli bir ivme kazanan dış ticaret hacmi ve finansal dışa açıklık göstergelerinde meydana gelen artışlar kamu harcamaları üzerinde istatistiki olarak anlamlı ve negatif yönde etki göstermiştir.

Balle ve Vaidya (2002) ise kamu büyüklüğü ile dışa açıklık arasındaki ilişkiyi bölgesel ekonomi ekseninde ele almıştır. A.B.D. eyaletlerinin konu edinildiği çalışmada elde edilen bulgulara göre, dışa açıklık oranı arttıkça kamu hizmet harcamaları ile kamu sağlık harcamalarında istatistiki olarak anlamlı artışlar gözlenmektedir. Ancak genel olarak kamu harcamalarının tümünün ele alındığı model sonuçlarında istatistiki olarak anlamlı bir sonuç bulunamamıştır.

Skidmore vd. (2004) ise kamu harcamalarının ve kamu harcamalarının hasılaya oranının ülkeler arasında bir yakınsama eğiliminde olup olmadığını panel veri analizi kullanarak analiz etmiş; yakınsama hızını kontrol etmek için ise kişi başına fiziki sermaye, beşeri sermaye, nüfus artış

² Dani Rodrik'in 1996 yılındaki bu çalışması, bir çalışma makalesi olarak NBER tarafından yayınlanmıştır. Çalışma, 1998 yılında Journal of Political Economy dergisinde nihai halini alarak yayınlanmıştır. Ancak, Rodrik'e yönelik gelen eleştirilerde de yıl anlamında bütünlüğü bozmamak adına 1996 yılındaki versiyona atıfta bulunulmuştur.

oranı, dışa açıklık oranı ve GSYİH büyüme oranını kullanmıştır. Tüm ülkelerin yer aldığı geniş örneklemin yanı sıra OECD ülkeleri ve gelişmekte olan ülkelerin de ayrı ayrı analiz edildiği çalışma, dikkate değer bulgular içermektedir. Çalışma 1960-200 dönemi için kamu tüketim harcamalarını, 1960-1980 dönemi için ise kamu yatırımları ile kamu eğitim harcamalarını ayrı ayrı tahmin etmiştir. Çalışmanın dışa açıklık oranına ilişkin elde edilen bulgularına göre, OECD ülkelerinde, dışa açıklık oranı ile kamu tüketim harcamaları arasında istatistiki olarak anlamlı ve negatif bir ilişki bulunurken gelişmekte olan ülkeler ve geniş örnekleme anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Kamu yatırım ve eğitim harcamalarına ilişkin yapılan tahmin sonuçları ise dışa açıklık ile bu iki gösterge arasında gerek OECD gerekse gelişmekte olan ülkeler için istatistiki olarak anlamlı bir ilişki bulunmadığını göstermektedir.

Liberati (2007), 15 Avrupa ülkesine ek olarak A.B.D., Kanada, Yeni Zelanda, Avustralya ve Japonya'nın yer aldığı bir veri seti ile kamu harcamalarının ticari ve sermaye açıklığından ne ölçüde etkilendiğini incelemiştir. Elde edilen bulgulara göre hem ticari dışa açıklık hem de sermaye akışlarını gösteren dışa açıklık göstergeleri kamu harcamalarının GSYİH içerisindeki payını istatistiki olarak anlamlı bir şekilde azaltmaktadır. Çalışmada bu negatif etkilere ilişkin gözlemlerin, kontrol değişkenlerinin farklılaşması durumlarında dahi değişmediğine dikkat çekilmektedir.

Bu bölümün başında da ifade edildiği gibi, ilgili literatürde dışa açıklık ile kamu harcamaları arasındaki ilişkiyi ele alan çalışma sayısı oldukça azdır. Dışa açıklık ile kamu harcamaları arasındaki bu az sayıda çalışmalardan elde edilen bulgulara bakıldığında, görece eski sayılabilecek çalışmaların bazı teknik unsurların göz ardı edilmesi nedeniyle kamu harcamaları ile dışa açıklık arasında pozitif bir ilişkinin varlığı sonucuna vardığını, ancak daha yeni sayılabilecek çalışmaların ise dışa açılma sürecindeki ilerlemelerin kamu harcamalarını azalttığı şeklinde bulgular elde ettiği gözlenmektedir. Mevcut çalışmalarda, ülkeler arası bağıntıların yani yatay-kesit bağımlılığı gibi durumların göz önünde bulundurulmadığı da görülmektedir. Bu çalışma, öncelikle ülkeler arası yatay kesit bağımlılığının sınanması ile analize başlayacak olması nedeniyle ilgili literatüre daha güncel teknik yöntemler ile elde edilmiş bulgular sunma gayreti içerisinde. İzleyen bölümde çalışmada kullanılacak olan veri seti, yöntem ve bulgular detaylı olarak sunulmaktadır.

2. Veri Seti, Yöntem ve Bulgular

Çalışmanın araştırma sorusuna bağlı olarak yapılacak olan ekonometrik analizde yer alan kamu harcamaları ve dışa açıklık verileri Dünya Bankası'nın World Development Indicators veri tabanından temin edilmiştir. Kamu harcamalarını temsilen kamu tüketim harcamalarının gayri safi yurtiçi hasıla (GSYİH) içerisindeki payı kullanılırken dışa açıklığı temsilen ihracat ve ithalat toplamının GSYİH içerisindeki payı kullanılmıştır. Bu noktada, dışa açıklık dış ticaretin GSYİH içerisindeki payı olarak tanımlanmıştır. Buna ek olarak sermaye hareketliliği veya finansal açıklığı temsilen de değişkenler kullanılabilirdi. Finansal açıklığın göstergesi olan portföy yatırımlarına ilişkin IMF-IFS veri tabanından alınan seriler hem örnekleme yer alan ülkelerin sadece yarısı için bulunduğundan hem de zaman boyutu olarak 1990'lı yılların ortasından itibaren aralıksız olarak temin edilebildiğinden bu değişken kullanılmamıştır. Sermaye hareketliliğini temsilen ise doğrudan yabancı sermaye yatırımlarının GSYİH'ya oranının modele dahil edilmesi düşünülmüştür. Ancak bu değişken de ilerleyen kısımlarda ifade edilecek olan eşbütünleşme testi için gerekli şartları taşımadığından (düzeyde durağan olması nedeniyle) modele dahil edilememiştir.³ Analizde yer alan seriler, doğal logaritması alınarak kullanılmış olup, veri setini

³ Değişkenlerden birinin düzeyde durağan olması halinde eşbütünleşme analizi ile yola devam etmek ekonometrik prosedür açısından doğru bir adım olmayacaktır. Veri setinin geneli (eklenmesi muhtemel doğrudan yabancı yatırım değişkeni de dahil) yatay kesit bağımlılığı içerdiğinden, bu noktada, yola sistem-GMM veya fark-GMM yöntemleriyle devam edilebilirdi. Ancak bu iki yöntem de kesit sayısının zaman boyutundan yüksek olması şartını gerektirdiğinden (N>T) yine ele aldığımız örnekleme uyumamıştır (detaylı bilgi için bkz. Roodman, 2009). Bu nedenle bu değişken de model içerisinden dışlanmıştır.

dengeli panel şeklinde muhafaza edebilmek ve söz konusu verilerin bazı ülkeler ve yıllar için temin edilememesi nedeniyle 28 OECD ülkesi temel alınarak analiz yapılmıştır.⁴ Çalışmada kullanılan temel model kamu harcamalarının payının dışa açıklığının bir fonksiyonu olduğunu kabul etmektedir [$GC=f(OPEN)$]. Değişkenlerin logaritmalarının alınarak modelin panel veri analizine uygun bir forma getirilmiş hali ise aşağıdaki denklemde yer almaktadır;

$$\ln(GC)_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(OPEN)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Burada GC değişkeni kamu harcamalarını, $OPEN$ değişkeni ise dışa açıklığı ifade etmektedir. β_0 ve ε_{it} ise sırasıyla sabit terim ve hata terimini temsil ederken i ve t indisleri sırasıyla kesit ve zaman boyutların vurgulamaktadır.

Bu bölümün takip eden kısımlarında, ilgili yöntemlerin ifade edilmesi açısından basit bir $y=f(x)$ fonksiyonu üzerinden denklemler tanımlanmış olup, dergiye sunulmuş olan asıl makalede bu fonksiyonel yapı $GC = f(OPEN)$, yani kamu harcamalarının dışa açıklığının bir fonksiyonu olduğu şeklinde düşünülmelidir.

2.1. Panel Homojenlik Testi

Panel veri analizine ilişkin gerek ön testler gerekse uzun dönem katsayıların tahminine başlamadan önce uzun dönem eğim katsayılarının homojenlik gösterip göstermediğini test etmek gerekmektedir. Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen ve Swamy (1970) Testi üzerinden geliştirilen delta (Δ) testi, bu sınamayı yapabilmektedir. Büyük ve küçük örneklem için $\tilde{\Delta}$ ve $\tilde{\Delta}_{adj}$ şeklinde iki farklı istatistiğe dayalı sonuç sunan test, temelde şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (2)$$

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - E(\tilde{z}_{iT})}{\sqrt{Var(\tilde{z}_{iT})}} \right) \quad (3)$$

Burada, N , kesit boyutunu, S , Swamy test istatistiğini, k , açıklayıcı değişken sayısını, E ve Var parantezleri ise sırasıyla beklenen değer ve varyansı ifade etmektedir. Pesaran ve Yamagata (2008) testinin boş hipotezi katsayıların homojen olduğu şeklindedir. Buna göre, panelin genelinden elde edilen katsayılar, en azından istatistiki bir anlamlılık payı içerisinde, birimlere ait enformasyonu da yansıtmaktadır.

Tablo 1: Pesaran ve Yamagata (2008) Homojenlik Testi Sonuçları

Test İstatistiği	Değer	Olasılık
$\tilde{\Delta}$	-1.016	0.845
$\tilde{\Delta}_{adj}$	-1.059	0.855

Not: Boş hipotez, panele ilişkin katsayıların homojen olduğu yönündedir.

Tablo 1’de yer alan sonuçlara göre, boş hipotez kabul edilmekte yani katsayıların homojen olduğu kararına varılmaktadır. Diğer bir ifadeyle, bu örneklem için uygulanacak panel veri analizinden elde edilecek sonuçlar, paneli oluşturan birimlere ilişkin bireysel bilgileri de yansıtabilmektedir. Katsayılara ilişkin bu tespit yapılmasının ardından, bir diğer önemli aşama olan kesitler arası yatay ilişkinin-bağımlılığın sınanmasına geçilmelidir.

⁴ 1980-2016 dönemini kapsayacak şekilde 28 OECD ülkesi analize konu edilmiş ve toplam 1036 gözlem ile çalışılmıştır. Analizde yer alan ülkeler: Avustralya, Avusturya, Belçika, Kanada, İsviçre, Şili, Almanya, Danimarka, İspanya, Finlandiya, Fransa, Birleşik Krallık, Yunanistan, İrlanda, İzlanda, İsrail, İtalya, Japonya, Güney Kore, Lüksemburg, Meksika, Hollanda, Norveç, Yeni Zelanda, Portekiz, İsveç, Türkiye, Amerika Birleşik Devletleri.

2.2. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Ülkeler yani kesit gruplar arası etkileşimin artması, panel veri setlerinde “yatay kesit bağımlılığı” sorununa yol açabilmektedir. Özellikle 1980 sonrası dönemde, uluslararası finansal ve ticari akımların büyük ölçüde artması nedeniyle, ülkeler arası analizlerde bu durumun sınanması oldukça önemli bir hale gelmiştir. Yatay kesit bağımlılığının test edilmesi amacıyla Breusch-Pagan (1980) LM Testi, Pesaran (2004) ölçeklendirilmiş LM Testi, Baltagi, Feng, ve Kao (2012) sapması-düzeltilmiş ölçeklendirilmiş LM Testi ile Pesaran (2004) CD Testi olmak üzere dört farklı test uygulanmıştır. Testlerin anlaşılması adına aşağıdaki gibi basit bir panel veri modelimizin olduğunu varsayalım;

$$y_{it} = \beta'_{it}x_{it} + u_{it} \quad (4)$$

Burada, i ve t indisleri sırasıyla kesit ve zaman boyutlarını temsil ederken x açıklayıcı değişkeni, u hata terimini ve β ise açıklayıcı değişkene ait tahmin edilen katsayıyı göstermektedir. Uygulan testlerin temel işleyiş prensipleri ise aşağıda yer almaktadır.

- **Breusch-Pagan LM Testi**

Bu test temelde, kesitlerin (bu çalışmada ülkelerin) hata terimleri arasında korelasyon bulunmadığı boş hipotezini sınamaktadır.

$$H_0 = \rho_{ij} = \text{Corr}(u_{ij}, u_{jt}) = 0, i \neq j \text{ için} \quad (5)$$

Bu boş hipotezin geçerliliğini sınamak için ise aşağıdaki Lagrange Çarpanı (LM) Testini uygulamaktadır;

$$LM = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N T_{ij} \hat{\rho}_{ij}^2 \rightarrow \chi^2 \frac{N(N-1)}{2} \quad (6)$$

Buradaki $\hat{\rho}_{ij}$ katsayıları, temel modeldeki kesitlere ait artıklardan elde edilmiş korelasyon katsayılarını ifade etmektedir.

- **Pesaran Ölçeklendirilmiş Lagrange Çarpanı Testi**

Breusch-Pagan LM Testi, kesit sayısının büyük olması durumunda yetersiz kalabilmektedir. Bunun üzerine, Pesaran (2004), aşağıdaki gibi LM istatistiğinin standardize edilmiş bir türevini geliştirmiştir.

$$LM_S = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T_{ij} \hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \rightarrow N(0,1) \quad (7)$$

Pesaran (2004), bu testte yer alan $(T_{ij} \hat{\rho}_{ij}^2 - 1)$ ifadesinin beklenen değerinin ise zaman boyutunun kısa olduğu durumlarda asimptotik olarak sifıra yakınsamayarak bozulmalara yol açtığını, hatta kesit sayısının fazla olduğu durumlarda daha da kötü sonuçlar verebildiğini belirtmiştir.

- **Baltagi, Feng, ve Kao Sapması-Düzeltilmiş Ölçeklendirilmiş Lagrange Çarpanı Testi**

Baltagi, Feng ve Kao (2012), ölçeklendirilmiş LM testinin zaman boyutunun kısa olması durumunda hata terimlerinin doğru tahmin edilememesinden kaynaklı olarak sapmalı sonuçlar vereceğini ifade etmiş ve bu sapmanın düzeltildiği yeni bir LM test istatistiği önermiştir;

$$LM_{BC} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T_{ij} \hat{\rho}_{ij}^2 - 1) - \frac{N}{2(T-1)} \rightarrow N(0,1) \quad (8)$$

- **Pesaran Yatay Kesit Bağımlılığı Testi**

Breusch-Pagan LM ve Pesaran Ölçeklendirilmiş LM testlerinin boyuta bağlı olarak dirençsizlik göstermesi durumuna karşın Pesaran (2004), benzer bir şekilde, kesitler arası korelasyon katsayılarının ($\hat{\rho}_{ij}$) ortalamalarına dayanan alternatif bir test istatistiği önermiştir;

$$CD_p = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N T_{ij} \hat{\rho}_{ij} \rightarrow N(0,1) \quad (9)$$

Bu test istatistiği, gerek zaman gerekse kesit boyutlarının geniş olmasına imkan tanımakta, yani $T_{ij} \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ durumlarında asimptotik olarak normal dağılım göstermektedir.

Tablo 2: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Test İstatistiği	<u>LGC</u>		<u>LOPEN</u>		<u>MODEL</u>	
	Değer	Olasılık	Değer	Olasılık	Değer	Olasılık
Breusch-Pagan LM	3121,37	0,00	6986,42	0,00	1112,5	0,00
Pesaran scaled LM	99,78	0,00	240,35	0,00	26,71	0,00
Bias-corrected scaled LM	99,39	0,00	239,96	0,00	26,31	0,00
Pesaran CD	24,58	0,00	72,91	0,00	25,21	0,00

Not: Yatay kesit bağımlılığını test etmek için sırasıyla Breusch-Pagan (1980) Lagrange Çarpanı Testi, Pesaran (2004) ölçeklendirilmiş Lagrange Çarpanı Testi, Baltagi, Feng, ve Kao (2012) sapması-düzeltilmiş ölçeklendirilmiş Lagrange Çarpanı Testi ve Pesaran (2004) Yatay-Kesit Bağımlılığı Testi uygulanmış olup her bir test istatistiği için boş hipotez yatay kesit bağımlılığının bulunmadığı şeklindedir. İlk iki sütun, kamu harcamaları ve dışa açıklığı temsil eden seriler için yatay kesitler arasında bir bağımlılık olup olmadığını sınarken son sütunda aynı sınama kurgulanan temel modelden elde edilen artıklar için yapılmıştır.

Uygulanan bu dört test için de boş hipotez “yatay kesit bağımlılığı yoktur” şeklindedir. Yapılan test sonucunda, boş hipotezin kabul edilmesi halinde analize yatay kesit bağımlılığı göz ardı edilerek devam edilebilir. Ancak boş hipotezin reddi, yani yatay kesit bağımlılığının varlığına ilişkin kanıtlar bulunması halinde, analizin ilerleyen aşamalarında uygulanacak olan birim kök testleri, eşbütünleşme testleri ve katsayı tahmin edicisi yatay kesit bağımlılığını göz önünde bulunduran teknikler arasından seçilmelidir. Aksi takdirde, uygulanan bu test ve yapılan tahminlerin gücü düşmekte; bunlardan elde edilen sonuçlar ise yanıltıcı olabilmektedir. Bu nedenle, çalışmanın ampirik analizinde öncelikle hem değişkenler hem de kurgulanan temel modelden elde edilen hata terimleri için yatay kesit bağımlılığı test edilecektir.

Tablo 2’de yer alan yatay kesit bağımlılığı test sonuçlarına göre hem kamu harcamaları (LGC), hem dışa açılma (LOPEN) hem de tahmin edilen temel modelin artıkları açısından boş hipotezin reddedildiği, yani yatay kesit bağımlılığının bulunduğu anlaşılmaktadır.

2.3. Birim Kök Testi

Değişkenlere ve temel modelden elde edilen artıklara uygulanan yatay kesit bağımlılığı test sonuçları, ülkeler arasında bu türden bir bağımlılığın varlığına işaret ettiği için birim kök testinin de bu durumu da göz önünde bulunduran bir yapıda olması gerekmektedir. Güncel ekonometri literatüründe panel birim kök testleri, yatay kesit bağımlılığını dikkate almayanlar ve alanlar olmak

üzere ikiye ayrılmaktadır. Yatay kesitlerin bağımsız olduğu ön kabulüne dayanan ve panel veri ekonometrisinde yaygın bir kullanımı da olan ilk grup “birinci nesil panel birim kök testleri” olarak sınıflandırılmaktadır (bkz. Harris ve Tzavalis, 1999; Maddala ve Wu, 1999; Choi, 2001; Hadri, 2000; Levin, Lin ve Chu, 2002; Im, Pesaran ve Shin, 2003). Öte yandan “ikinci nesil panel birim kök testleri” olarak sınıflandırılan ve yatay kesit bağımlılığının varlığını göz önünde bulunduran testler de bulunmakta ve yatay kesit bağımlılığı bulunan veri setlerinde daha güvenilir sonuçlar verebilmektedir (bkz. Bai ve Ng, 2001; Choi, 2002; Phillips ve Sul, 2003; Moon ve Perron, 2004; Pesaran, 2007). Bu çalışmada da Pesaran (2007)’nin yatay kesitler bakımından genişletilmiş Im-Pesaran-Shin (CIPS, cross-sectionally augmented IPS) testi kullanılmıştır. CIPS testi, yine Pesaran (2007) tarafından geliştirilen yatay kesitler bakımından genişletilmiş ADF (Augmented Dickey-Fuller) testinin gruplara özel değerlerinin panel veri seti için ortalamaları alınmış hali olup bu alt test ise kısaca CADF olarak adlandırılmaktadır. Testin, ADF testi üzerindeki modifikasyonu şu şekilde gösterilebilmektedir;

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i^* y_{i,t-1} + d_0 \bar{y}_{t-1} + d_1 \bar{y}_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Burada \bar{y}_t , t zamanındaki tüm kesitlerin ortalamasını göstermektedir. Bu ortalamaları ifade eden gecikmeli değerin kendisi ve farkı alınmış halinin birim kök denklemi içerisinde yer alması yatay kesit bağımlılığının kontrol edilmesini mümkün kılmaktadır. Bu yapının genişletilmiş CADF formu ise şu şekilde ifade edilmektedir;

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i^* y_{i,t-1} + d_0 \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{j+1} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{k=1}^p c_k \Delta \bar{y}_{i,t-k} \quad (11)$$

CADF regresyonunun her bir kesit için tahmin edilmesinin ardından, Pesaran (2007), t istatistiklerinin ortalamasını alarak CIPS istatistiğini hesaplanabileceğini belirtmektedir (Baltagi, 2005: 249).

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (12)$$

CIPS ve CADF istatistiklerinin boş hipotezleri de yine ADF’de olduğu gibi serilerin durağan olmadıkları şeklindedir.

Tablo 3: Panel Birim Kök Test Sonuçları

Pesaran (2007), CIPS Panel Birim Kök Testi				
Değişken	Sabitli Model		Sabitli-Trendli Model	
	Düzye	Birinci Fark	Düzye	Birinci Fark
LGC	-1,70	-4,51	-1,59	-4,62
LOPEN	-2,01	-4,54	-2,35	-4,52

Not: CIPS birim kök test istatistiğinin hesaplanmasında boş hipotez serilerin durağan olmadığını ifade etmekte olup, sabitli model için %10, %5 ve %1 düzeyinde kritik değerler sırasıyla -2,04; -2,11 ve -2,23 iken sabitli-trendli model için -2,54; -2,61 ve -2,73 şeklindedir. Birim kök testlerinin uygulanmasında, gecikme değerleri ortak-F Testi (F-joint test) sonuçlarına göre belirlenmiştir.

CIPS testi de CADF istatistiklerinin ortalamasına dayandığı için, boş hipotezi “seriler durağan değildir” şeklinde olup, boş hipotezin reddi serilerin durağan olduğunu ifade etmektedir. Tablo 3’te hem sabitli hem de sabitli-trendli şekilde elde edilmiş CIPS panel birim kök test sonuçları yer

almaktadır. Elde edilen sonuçlara göre, hem kamu harcamaları (LGC) hem de dışa açıklık (LOPEN) değişkenleri için düzeyde boş hipotezin kabulü, yani serilerin düzeyde durağan olmadıkları sonucuna ulaşılmaktadır. Serilerin birinci farkları alındığında ise durağanlaştıkları gözlenmektedir. Serilerin düzeyde durağan olmadıkları ve birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri bulgusundan hareketle, bu iki seri arasında uzun dönemli, eşbütünleşik bir ilişki bulunup bulunmadığının sınanması amacıyla panel eşbütünleşme analizi uygulanmalıdır.

2.4. Panel Eşbütünleşme Analizi

Düzye de durağan olmayan seriler arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişkinin bulunup bulunmadığının incelenmesi için Westerlund (2007) tarafından geliştirilen “Hata Düzeltmeye Dayanan Eşbütünleşme Testi” uygulanmıştır. Eşbütünleşme testi için Westerlund (2007) testinin seçilme nedeni, seriler arasında yatay kesit bağımlılığının bulunmasıdır. Bu durumu dikkate almayan eşbütünleşme testlerine kıyasla bu test, çok daha güvenilir ve tutarlı sonuçlar vermektedir. Westerlund (2007)’nin tasarladığı eşbütünleşme testi temelde aşağıdaki hata düzeltme modelinden hareketle yola çıkmaktadır.

$$\Delta y_{it} = \delta_i' d_t + \alpha_i (y_{i,t-1} - \beta_i' x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{pi} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{pi} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + e_{it} \quad (13)$$

Burada, i ve t indisleri sırasıyla kesit ve zaman boyutlarını, d terimi denklemdaki deterministik durumları, x terimi bağımsız değişkenleri, e is hata terimini temsil etmektedir. Bu denklemi şu şekilde de yazabiliriz;

$$\Delta y_{it} = \delta_i' d_t + \alpha_i y_{i,t-1} + \lambda_i' x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{pi} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{pi} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + e_{it} \quad (14)$$

Burada, $\lambda_i' = -\alpha_i \beta_i'$ olup, α_i sistemin geçmiş dönemlerdeki hataları düzeltme hızını belirlemektedir. $\alpha_i < 0$ ise hata düzeltme bulunduğu ve sistemin eşbütünleşik olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Westerlund (2007) panel eşbütünleşme testi, grup ortalamaları ve panel olmak üzere iki farklı yaklaşımla seriler arasındaki ilişkiyi sınamaktadır.

• Grup-Ortalamaları İstatistiğinin Hesaplanması

Bu istatistiğin elde edilmesi için, ilk yapılması gereken her bir kesit için son sunulan denklemin en küçük kareler yöntemi (EKK) ile tahmin edilmesidir. Tahmin edilen denklem şu şekilde olacaktır;

$$\Delta y_{it} = \hat{\delta}_i' d_t + \hat{\alpha}_i y_{i,t-1} + \hat{\lambda}_i' x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{pi} \hat{\alpha}_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{pi} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \hat{e}_{it} \quad (15)$$

Burada, \hat{e}_{it} ve $\hat{\gamma}_{ij}$ terimlerinin tahmin edilmesi, aşağıda yer alan ikinci aşama tahmine geçilmesini mümkün kılacaktır;

$$\hat{u}_{it} = \sum_{j=-q_i}^{pi} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \hat{e}_{it} \quad (16)$$

Bunun ardından, \hat{u}_{it} ve Δy_{it} 'e dayanarak sırasıyla $\hat{\omega}_{ui}$ ve $\hat{\omega}_{yi}$ şeklinde Newey-West uzun-dönem varyans tahmin edicileri (Newey ve West, 1994) elde edilmekte ve bunlar kullanılarak $\hat{\alpha}(1) = \hat{\omega}_{ui}/\hat{\omega}_{yi}$ şeklinde bir oran oluşturulmaktadır. Üçüncü aşamada, grup-ortalamaları istatistiği şu şekilde hesaplanmaktadır;

$$G_{\tau} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\alpha}_i}{SE(\hat{\alpha}_i)}, \quad G_{\alpha} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T \hat{\alpha}_i}{\hat{\alpha}_i(1)} \quad (17)$$

Burada, $SE(\hat{\alpha}_i)$, $\hat{\alpha}_i$ 'nin standart hatasıdır.

• Panel İstatistiğinin Hesaplanması

Panel test istatistiğinin hesaplanmasında ilk aşama, grup-ortalamaları istatistiği hesaplanmasındakiyle oldukça benzerdir. Sadece buradaki denklemler, deterministik durumu ifade eden d terimine ek olarak Δy_{it} ve $y_{i,t-1}$ 'yi de içermektedir.

$$\Delta \tilde{y}_{it} = \Delta y_{it} - \hat{\delta}'_i d_t - \hat{\lambda}'_i x_{i,t-1} - \sum_{j=1}^{pi} \hat{\alpha}_{ij} \Delta y_{i,t-j} - \sum_{j=-q_i}^{pi} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{i,t-j} \quad (18)$$

ve

$$\tilde{y}_{it} = y_{it-1} - \hat{\delta}'_i d_t - \hat{\lambda}'_i x_{i,t-1} - \sum_{j=1}^{pi} \tilde{\alpha}_{ij} \Delta y_{i,t-j} - \sum_{j=-q_i}^{pi} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{i,t-j} \quad (19)$$

İkinci aşamada, Δy_{it} ve $y_{i,t-1}$ 'nin ortak hata düzeltme parametresi olan α 'nın kendisi ve standart hatasının hesaplanmasında kullanılmasıdır.

$$\hat{\alpha} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^N \tilde{y}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^N \frac{1}{\hat{\alpha}_i(1)} \tilde{y}_{i,t-1} \Delta \tilde{y}_{it} \quad (20)$$

Buradaki $\hat{\alpha}$ ifadesinin standart hatası ise şu şekildedir;

$$SE(\hat{\alpha}) = \left((\hat{S}_N^2)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^N \tilde{y}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \quad (21)$$

Son aşamada, ortak hata düzeltme parametresi ve standart hatasının kullanılmasıyla panel istatistikleri şu şekilde hesaplanır;

$$P_{\tau} = \frac{\hat{\alpha}}{SE(\hat{\alpha})}, \quad P_{\alpha} = T \hat{\alpha} \quad (22)$$

Tablo 4'te, eşbütünlük testi sonuçları yer almaktadır. Burada sunulan G_{τ} ve G_{α} istatistikleri grup ortalamalarına dayanmakta iken P_{τ} ve P_{α} istatistikleri panelin tamamına ilişkin havuzlanmış test sonuçlarını ifade etmektedir. Westerlund (2007), yaptığı simülasyonlar neticesinde P_{τ} ve P_{α} istatistiklerinin daha güçlü olduğunu belirtmiştir.

Tablo 4: *Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları*

(Westerlund (2007) Error-Correction-Based Panel Cointegration Test)			
	Değer	Z-Değeri	Dirençli Olasılık
Gt	-2,67	-2,00	0,04**
Ga	-11,75	0,20	0,30
Pt	-13,21	-2,33	0,03**
Pa	-12,01	-2,66	0,04**

Not: Westerlund (2007), testin boş hipotezini “eşbütünleşme yoktur” şeklinde tanımlamıştır. Tahmin edilen test istatistiği, trendli, sabitli ve gecikme değeri Akaike bilgi kriteri tarafından belirlenerek test edilmiş olup kernel bant genişliği bu çalışmanın örnekleme baz alınarak $4(T/100)^{2/9}$ kuralına göre belirlenmiştir. Dirençli olasılık değerlerinin elde edilmesi için 800 bootstrap döngüsü uygulanmıştır.

Tablo 4’te yer alan sonuçlar, grup ortalamalarını esas alan Ga testi dışındaki diğer üç teste göre, boş hipotezin reddedildiğini, yani seriler arasında uzun dönemli eşbütünleşik bir ilişkinin bulunduğunu göstermektedir. Eşbütünleşik ilişkinin varlığına ilişkin elde edilen bu bulgunun ardından dışa açıklık oranı ile kamu harcamaları arasındaki ilişkinin ne yönde ve ne büyüklükte olduğunun tespit edilmesi amacıyla, uzun dönem katsayıların tahmin edilmesi gerekmektedir.

2.5. Uzun Dönem Katsayı Tahmini

Dışa açıklık ile kamu harcamaları arasında uzun dönemli ilişkiyi ifade edilen katsayının değerini tahmin edebilmek için yine yatay kesit bağımlılığının dikkate alınması gerekmektedir. Bu durumu göz ardı eden tahmin edicilerden elde edilen bulgular, yanıltıcı olabilmektedir. Bu nedenle, uzun dönem katsayıların tahmininde Pesaran (2006) tarafından önerilen “Ortak İlişkili Etkiler Ortalama Grup (CCE-MG)” tahmin edicisi ile Bond ve Eberhardt (2009) ve Eberhardt ve Teal (2010) tarafından geliştirilen “Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG)” tahmin edicisi kullanılmıştır. Her iki tahmin edici de kesitler arasındaki olası bağımlılığa izin veren tahmin ediciler olması nedeniyle, bu çalışmada kullanılan serilerin tahmini için uygun güce sahiptir. Bu yöntemlere ilişkin tahmin edicilerin ne şekilde tanımlandığı aşağıda açıklanmaktadır.

- **Ortak İlişkili Etkiler Ortalama Grup (CCE-MG) Tahmin Edicisi**

Bu yöntem aşağıdaki temel model üzerinden ifade edilebilir;

$$y_{it} = \alpha_i' d_t + \beta_i' x_{it} + e_{it} \quad (23)$$

Burada, d ifadesi gözlenebilen etkileri, x ifadesi ise açıklayıcı değişkenleri temsil etmektedir. Modelden elde edilen hata terimleri ise şu şekilde tanımlanır;

$$e_{it} = \gamma_i' f_t + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

Hata terimi denkleminde yer alan f ifadesi ise gözlenemeyen ortak etkiler vektörü olup önünde yer alan parametre ile beraber yatay kesit bağımlılığına izin verilmesini sağlamaktadır.

- **Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) Tahmin Edicisi**

Yöntem temel olarak aşağıdaki gibi bir yapı üzerine kurulmaktadır;

$$y_{it} = \beta_i' x_{it} + u_{it} \quad \text{ve} \quad u_{it} = \alpha_i + \lambda_i' f_t + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

$$x_{mit} = \pi_{mi} + \delta_{mi}' g_{mt} + p_{1mi} f_{1mt} + \dots + p_{nmi} f_{nmt} + v_{mit} \quad (26)$$

ve $m = 1, \dots, k$

$$f_t = \theta' f_{t-1} + \epsilon_t \quad \text{ve} \quad g_t = \kappa' g_{t-1} + \epsilon_t \quad (27)$$

Burada, x terimleri gözlenen açıklayıcı faktörleri, i ve t indisleri ise sırasıyla kesit ve zaman boyutlarını ifade etmektedir. Kesitlere ait öznel durumların kontrol edilmesi amacıyla bu yöntemde gruplara özel sabit etkiler (α_i), bir dizi ortak faktör (f_t), ülkelere özgü faktör yükleri (λ_i) de modelde yer almaktadır. Denklemde yer alan g_t ve f_t ifadeleri gözlenemeyen ortak faktörlerdir. Tahmin edici, kesitlere (ülkelere) özgü durumları kontrol eden bu yapısı nedeniyle yatay kesit bağımlılığına izin vermektedir.

Tablo 5: Panel Tahmin Sonuçları

Açıklayıcı Değişken	MG	CCE-MG	A-MG
Dışa Açıklık Oranı	-0,204*** (0,037)	-0,115*** (0,025)	-0,064*** (0,0319)
RMSE	0,035	0,031	0,032
Gözlem	1008	1008	1008
Kesit	28	28	28
CD	24,23	-2,76	-1,47
(Olasılık)	(0,00)	(0,01)	(0,14)
CIPS	-5,014***	-4,817***	-4,708***

Not: *, ** ve *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde istatistiki anlamlılığı ifade etmektedir. RMSE, ortalama hata kareler kökünü göstermektedir. CD ve CIPS istatistikleri sırasıyla tahmin edilen modelden elde edilen artıklara uygulanmış yatay kesit bağımlılığı testini ve birim kök testini ifade etmektedir.

Dirençli olan bu iki yöntemle karşılaştırmak amacıyla, yatay kesit bağımlılığının varlığı durumuna karşı daha dirençsiz olan ve Pesaran ve Smith (1995) tarafından geliştirilen “Ortalama Grup (MG)” tahmin edicisi ile de tahmin yapılmıştır. Tablo 5’te yer alan bulgular MG, CCE-MG ve AMG tahmin edicileri ile elde edilen tahmin sonuçlarını içermektedir. MG sonuçlarına göre, dışa açıklık oranında meydana gelen %1’lik bir artış kamu harcamalarının payını %0,204 oranında azaltmakta olup elde edilen katsayı istatistiki olarak anlamlıdır. Kurgulanan modelin ideal ve iyi bir tahmin ediciyle tahmin edildiğinin sınanması açısından, tahmin neticesinde oluşan artıklara yatay kesit bağımlılığı (CD) ve birim kök (CIPS) testlerinin uygulanması gerekmektedir. Bu ilk tahminden elde edilen artıklara uygulanan test sonuçları, tahminden elde edilen artıkların birim kök içermediğini, ancak yatay kesit bağımlılığı sorununun ise hala aşılamadığını göstermektedir. CD test istatistiği, boş hipotezin reddine, yani yatay kesit bağımlılığının artıklar için hala bulunduğu işaret etmektedir. Bu nedenle, bu tahmin edici etkin değildir. Bunun ardından, daha dirençli olan CCE-MG ile tahmin edilen model ise dışa açıklık oranında meydana gelen %1’lik bir artışın kamu harcamalarının payını %0,115 oranında azalttığını ve elde edilen katsayının istatistiki olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Bu model sonucunda oluşan artıklar, birim kök içermemekte, ancak yatay kesitlerin bağımsız olduğu hipotezi ise %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için yine reddedilmektedir. Dolayısıyla, bu modelin de tam anlamıyla etkin bir sonuç verdiğini söylemek mümkün değildir. Son olarak, AMG ile tahmin edilen model sonuçları, dışa açıklık oranında meydana gelen %1’lik bir artışın kamu harcamalarının payını %0,064 oranında azalttığını ve yine katsayının istatistiki olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. AMG modelinden elde edilen artıklara uygulanan yatay kesit bağımlılığı testi ise 0,14 olasılık değeri ile boş hipotezin kabulüne, yani yatay kesit bağımlılığı sorununun aşıldığına işaret etmektedir. Yine artıklara uygulanan birim kök testi de artıkların durağan olduğu sonucunu vermektedir. Kısaca, yapılan üç farklı tahmin sonucunda, AMG tahmin edicisinin en etkin tahmin edici olduğunu söylemek mümkündür.

Dışa açılma sürecinin kamu harcamalarına yansımaları, elde edilen tahmin sonuçlarına göre negatif bir etki doğurmaktadır. Her ne kadar bu negatif etki yaklaşık on beşte birlik bir oranda olsa da dışa açılma süreçlerinin kamu harcamalarını arttırmadığı veya aynı oranda kalmasına imkan tanımadığı, istatistiki bulgular ile ortaya konmuştur. Bu durum, giriş bölümünde de tartışılan, 1980 sonrası dönemdeki kamunun payının azaltılması ve küresel ticari ve finansal ilişkilerin güçlendirilmesi yönündeki hakim anlayışın aradan geçen yaklaşık 37 sene boyunca fiilen de karşılık bulduğunu göstermektedir.

3. Sonuç

Küreselleşme sürecinin etkilerinin en yoğun hissedilmeye başlandığı 1980 sonrası dönemde, uluslararası boyutta kabul gören ve ülke ekonomilerine önerilen görüş, kamunun payının azaltılması ve dışa açık, serbest ekonomik bir yapıya kavuşturulmasını önermiştir. Yeni bir ekonomik paradigma anlamına gelen bu anlayış, söz konusu dönemde sanayileşmesini ve kalkınmasını önemli ölçüde ilerletmiş ülkelerin yanı sıra henüz bu süreçlerin oldukça başında bulunan gelişmekte olan ülkelere de önerilmiş ve dahi uygulanma imkanı da bulmuştur. Aradan geçen zaman zarfında, uygulanan bu yeni politikaların ekonomilerin işleyişine ve kalkınmasına ne derece olumlu yansıdığı ekonomik büyüme ve kalkınma literatüründe pek çok farklı açıdan ele alınmıştır. Bu çalışmada ise önerilen bu iki temel başlığın, yani kamunun payının azalması ve uluslararası pazarların ise genişlemesinin OECD ülkelerinde ne derece gerçekleştiği bir takım ekonometrik analizler aracılığıyla incelenmiştir.

Dışa açılmanın kamu harcamaları üzerindeki etkilerini kantitatif teknikler ile incelemeye önce her iki serinin OECD ortalamaları alınarak betimsel bazı çıkarımlarda bulunulmuştur. Serilerin izlediği seyirlere bakıldığında, 1980 sonrasında dışa açıklığın bazı durgunluk dönemleri haricinde sürekli bir artış trendine sahip olduğu gözlenmiştir. Bu durum, dışa açılma yönündeki ana akım politika önerilerinin en azından buradaki 28 OECD ülkesi özelinde karşılık bulduğunu göstermektedir. Kamu harcamalarının seyrine bakıldığında ise farklı bir durum ortaya çıkmaktadır. 1980 yılında %18,3 oranında olan kamu harcamalarının GSYİH hasıla içerisindeki payının analiz dönemi sonu olan 2016 yılında %19,6'ya yükseldiği gözlenmektedir. Ancak 37 yıllık dönemin tamamına bakıldığında doğrudan artan bir trend gözlenmemiştir. Ekonomilerin normal işleyişe sahip olduğu dönemlerde gözle görülebilir azalışlar gösteren kamu harcamaları, ekonomik durgunluk ve krizlerin yaşandığı dönemlerde artış trendine girdiği gözlenmiştir. Bu durum, aslında kamunun ekonomi içerisindeki payının da önerilen politikalar doğrultusunda azaltıldığını, ancak ortaya çıkan durgunluklarla başa çıkabilmek adına bazı dönemlerde kamunun ekonomideki varlığının artışa geçtiğini göstermektedir. Öyle ki, bu oran analiz dönemi boyunca bazı yıllarda, %18'in altına gerilemiş, ancak ardından yine yükseliş trendine girmiştir. Her iki serinin trendleri, bu ilk izlenime göre dahi ters bir ilişki içerisinde olabileceklerine dair ipuçları taşımaktadır.

Çalışmanın temel araştırma sorusu olan, kamu harcamalarının dışa açılma sürecinden ne yönde ve ne derecede etkilendiği sorusunun cevabı için ise daha ileri kantitatif tekniklerden faydalanılmıştır. Öncelikle ele alınan 28 OECD ülkesi arasında yatay kesit bağımlılığının bulunup bulunmadığı sınıanmış ve ülkeler arasında bu türden bir bağımlılığın bulunduğu kanısına varılmıştır. Yatay kesit bağımlılığı altında uygulanacak olan diğer testlerin de bu bağımlılığa karşı dirençli olması gerektiğinden panel birim kök testi, eşbütünleşme testi ve katsayı tahmin edicileri de bu duruma uygun yöntemler arasından seçilmiştir. Panel birim kök testi için, yatay kesit bağımlılığına izin veren ve ikinci nesil panel birim kök testlerinden olan Pesaran (2007) CIPS birim kök testi uygulanmıştır. Test sonuçlarına göre, serilerin düzey değerlerinin durağanlık içermediği, bu serilerin birinci farkları alındığında ise serilerin durağanlaştığı tespit edilmiş ve serilerin birinci farkları alınarak analize devam edilmiştir. Bunun ardından, seriler arasında eşbütünleşik bir ilişki bulunup bulunmadığının tespiti amacıyla, yine yatay kesit bağımlılığı durumunda uygulanması önerilen Westerlund (2007) panel eşbütünleşme testi uygulanmış ve bu iki seri arasında uzun dönemli, eşbütünleşik bir ilişkinin bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Son olarak, seriler arasındaki bu eşbütünleşik ilişkinin ne yönde ve ne derece bir etki yarattığını gözlemleyebilmek amacıyla

uzun dönem katsayı tahmininde bulunulmuştur. Yine bu analizde de yatay kesit bağımlılığına karşı dirençli sonuçlar verdiği kabul edilen tahmin edicilerden faydalanılmıştır. Bu amaçla, Pesaran (2006) tarafından önerilen Ortak İlişkili Etkiler Ortalama Grup (CCE-MG) tahmin edicisi ile Bond ve Eberhardt (2009) ve Eberhardt ve Teal (2010) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Ortalama Grup (AMG) kullanılmıştır. Tahmin edicilerden elde edilen katsayıların güvenilirliğini sınamak adına yapılan tanısıl testler, CCE-MG tahmin edicisinin yine yatay kesit bağımlılığı sorununu aşamadığını, AMG tahmin edicisinin ise bu sorunu ortadan kaldırdığını göstermiştir. AMG tahmin edicisinden elde edilen bulgulara göre, dışa açıklıkta meydana gelen artışlar kamu harcamalarını istatistiki olarak anlamlı ve negatif yönde etkilemektedir. Kısaca 1980 sonrası uygulanan dışa açılmayı ve kamunun payının azaltılmasını öneren politikalar, OECD ülkelerinde hem betimsel hem de ekonometrik analiz neticesinde elde edilen bulgulara göre fiili olarak bir karşılık bulmuştur.

Kısaca özetlemek gerekirse, ele alınan 28 OECD ülkesinden elde edilen bulgular, ülkelerin ticari anlamda dışa açılma sürecinde kamu harcamalarının payını azalttığını göstermektedir. Ancak elde edilen katsayının negatif olsa dahi düşük olması bu azaltma sürecinin pek hızlı ilerlemediğini ortaya koymaktadır. Bunun nedeni, giriş bölümünde yer alan görselden de anlaşılacağı gibi, kamu harcamalarının özellikle kriz ve durgunluk dönemlerinde artış göstermesi -tabiri caiz ise kurtarıcı bir rol üstlenmesidir. Durgunluk veya kriz dönemleri dışında kalan periyotlarda ise kamu harcamaları belirli oranlarda azalmaktadır. Diğer bir ifadeyle, ele alınan 37 yıllık süreçte kamu harcamaları aslında azalma eğiliminde iken kriz ve durgunluk dönemlerinde artış eğilimine girmektedir. Artış dönemlerindeki pozitif trendler azalış dönemlerindeki negatif trendlerin bir kısmını nötralize ettiği için elde edilen katsayı yüksek bir elastikiyete işaret etmemektedir. Ancak, elde edilen ekonometrik bulgulara göre, azalma eğilimleri, istatistiki olarak belirli bir oranda dışa açılma sürecinden kaynaklanmaktadır. 1970'lerin sonunda başlayan ve 1980-sonrası dönemde hakimiyet kazanan yeni ekonomik anlayış ülkelerin mümkün olduğunca dışa açılması ve kamunun payının azaltılması yönünde olduğu için bu anlaşılabilir bir etkidir. Ancak, buradaki ekonometrik bulgu ile kamu harcamalarının oranındaki dalgalı seyir bir arada değerlendirildiğinde, ülkelerin bu hâkim ekonomik paradigmayı yürütmeye çalışsalar da kriz veya durgunluk dönemlerinde yine çareyi kamu harcamalarında buldukları sonucu ortaya çıkmaktadır. Bu bağlamda, Keynezyen veya daha genel bir ifade ile müdahaleci devlet politikaları aslında fiilen terkedilmemiştir. Ülkeler durgunluk zamanlarında hâkim olan veya olmayan politika ayırımı yapmaksızın çareyi kamu harcamalarında bulabilmektedirler.

Çalışma, ilgili literatürde ele alınan araştırma sorusuna ilişkin ampirik kanıtların az olması nedeniyle bir boşluğu doldurmayı amaçlamıştır. Bu amaçla, yukarıda da ifade edildiği gibi yatay kesit bağımlılığına duyarlı ekonometrik yöntemler uygulanmıştır. Yapılması muhtemel, daha ileri araştırmalarda bu çalışmada elde edilen bulguların da geliştirilerek literatüre önemli katkılar sunulabilir. Örneğin, dışa açıklığın bu çalışmada da yapıldığı gibi dış ticaret hacminin GSYİH'ya oranı şeklinde tanımlanması, uluslararası iktisat literatüründe yaygın şekilde kabul gören bir uygulamadır. Ancak buna ek olarak, 1980 sonrasında artan finansal açıklığın, ekonomik entegrasyonların veya diğer bazı dışa açıklık göstergelerinin de ele alındığı ileri çalışmalar yapılabilir. Bunun yanı sıra, söz konusu inceleme, OECD ülkelerinin yanı sıra başka ülke örneklemeleri veya tekil ülke örnekleri için de yapılabilir ve elde edilen katsayıların ülkeler bazında nasıl farklılaştığı üzerinden çeşitli çıkarımlarda bulunulabilir.

KAYNAKÇA

- Aktan, C. C., Dileyici, D. ve Özen, A., (2006), “Geleneksel Maliye ve Yeni Maliye”, *Kamu Maliyesinde Çağdaş Yaklaşımlar*, Seçkin Yayıncılık, Ankara.
- Alesina, A. ve Wacziarg, R., (1998), “Openness, country size and government”, *Journal of Public Economics*, 69: 305–321.
- Bai, J. ve Ng, S., (2001), “A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration”, *Mimeo*, Boston College, Department of Economics.
- Balle, F. ve Vaidya, A., (2002), “A regional analysis of openness and government size”, *Applied Economics Letters*, 9(5): 289-292.
- Baltagi, B. H., Feng, Q., ve Kao, C. (2012). “A Lagrange Multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model”, *Journal of Econometrics*, 170(1): 164-177.
- Bond, S. ve Eberhardt, M., (2009). “Cross-section dependence in nonstationary panel models: a novel estimator”, *Nordic Econometrics Conference*, Lund.
- Breusch, T.S. ve Pagan, A.R. (1980), "The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics", *The Review of Economic Studies*, 47(1): 239-253.
- Choi, I., (2001), “Unit root tests for panel data”, *Journal of International Money and Banking*, 20: 249–272.
- Choi, I., (2002), “Combination Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels”, *Mimeo*, Hong Kong University of Science and Technology.
- Danışoğlu, A. Ç., (2004), “Küreselleşmenin Gelir Eşitsizliği ve Yoksulluk Üzerindeki Etkileri”, *İstanbul Ticaret Üniversitesi Dergisi*, 3(6): 35-59.
- Eberhardt, M. ve Teal, F., (2010), “Productivity Analysis in Global Manufacturing Production”, *Economics Series Working Papers 515*, University of Oxford, Department of Economics.
- Égert, B., (2015), “Public debt, economic growth and nonlinear effects: Myth or reality?”, *Journal of Macroeconomics*, 43: 226-238.
- Friedman, T., (2006), *Dünya Düzdür*, Boyner Yayınları, İstanbul.
- Garen, J. ve Trask, K., (2005)., “Do more open economies have bigger governments? Another look”, *Journal of development economics*, 77(2): 533-551.
- Garrett, G. ve Mitchell, D., (2001), “Globalization, government spending and taxation in the OECD”, *European Journal of Political Research*, 39: 145–177.
- Hadri, K., (2000), “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panel Data”, *Econometrics Journal*, 3: 148-161.
- Harris, R.D.F. ve Tzavalis, E., (1999), “Inference for Unit Roots in Dynamic Panels where the Time Dimension is Fixed”, *Journal of Econometrics*, 91: 201-226.
- Herndon, T., Ash, M. ve Pollin, R., (2014), “Does high public debt consistently stifle economic growth? A critique of Reinhart and Rogoff”, *Cambridge journal of economics*, 38(2): 257-279.
- Im, K.S. ve Pesaran, M.H., Shin, Y., (2003), “Testing for unit roots in heterogeneous panels”, *Journal of Econometrics*, 115: 53-74.
- Kepenek Y. ve Yentürk, N. (2000), *Türkiye Ekonomisi*, Remzi Kitabevi, İstanbul.

- Keynes, J.M., (1936), *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, London: Macmillan.
- Levin, A., Lin, C.F. ve Chu., (2002), “Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties”, *Journal of Econometrics*, 108: 1-24.
- Liberati, P., (2007), “Trade Openness, Capital Openness and Government Size”, *Journal of Public Policy*, 27: 215-247.
- Maddala, G.S. ve Wu, S., (1999), “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, special issue, 631- 652.
- Moon, H. R. ve Perron, B., (2004), “Testing for a Unit Root in Panels with Dynamic Factors”, *Journal of Econometrics*, 122: 81-126
- Newey, W. K. ve West, K. D., (1994), “Automatic lag selection in covariance matrix estimation”, *The Review of Economic Studies*, 61(4): 631-653.
- Pesaran, M. H. ve Smith, R. P., (1995). “Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels”, *Journal of Econometrics*, 68(1): 79-113.
- Pesaran, M. Hashem, (2006), “Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure”, *Econometrica*, 74(4): 967-1012.
- Pesaran, M., (2004), “General diagnostic tests for cross section dependence in panels”, *Cambridge working papers in economics 435*, and CESifo working paper series 1229.
- 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. ve Yamagata, T., (2008), “Testing slope homogeneity in large panels”, *Journal of Econometrics*, 142(1): 50-93.
- Phillips, P.C.B. ve Sul, D. (2003), “Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing Under Cross Section Dependence”, *Econometrics Journal*, 6(1): 217-259.
- Reinhart, C.M. ve Rogoff, K.S., (2010), “Growth in a time of debt”, *American Economic Review*, 100 (2): 573–578.
- Rodrik, D., (1996), “Why do More Open Countries Have Bigger Governments?”, *NBER Working Paper*, 5537, April.
- Rodrik, D., (1997), “Has Globalization Gone Too Far?”, *Institute for International Economics*, Washington, DC.
- Roodman, D. (2009). “How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata”, *The Stata Journal*, 9(1): 86–136.
- Skidmore, M., Toya, H. ve Merriman, D., (2004), “Convergence in Government Spending: Theory and Cross-Country Evidence”, *Kyklos*, 57(4): 587-620.
- Swamy, P. A., (1970), “Efficient inference in a random coefficient regression model”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 38(2): 311-323.
- Westerlund, J., (2007), “Testing for Error Correction in Panel Data”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6): 709-748.
- World Development Indicators. (2019). Washington, DC: The World Bank