

Ticari Açıklık ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Ampirik Analizi: Doğu Avrupa Ülkeleri Örneği

(Araştırma Makalesi)

Empirical Analysis of the Relationship Between Trade Openness and Economic Growth: The Case of Eastern European Countries

Doi: 10.29023/alanyaakademik.1075306

Asım KAR

Arş. Gör., Pamukkale Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Uluslararası Ticaret ve Finansman Bölümü,

asimk@pau.edu.tr

ORCID No: 0000-0001-5763-1434

Emre KILIÇ

Arş. Gör., Nişantaşı Üniversitesi, İktisadi, İdari ve Sosyal Bilimler Fakültesi, Sermaye Piyasaları ve Portföy Yönetimi Bölümü,

emre.kilic@nisantasi.edu.tr

ORCID No: 0000-0003-2900-5123

Şevket PAZARCI

Arş. Gör., Nişantaşı Üniversitesi, İktisadi, İdari ve Sosyal Bilimler Fakültesi, Finans ve Bankacılık Bölümü,

sevket.pazarci@nisantasi.edu.tr

ORCID No: 0000-0002-3675-909X

Bu makaleye atıfta bulunmak için: Kar, A., Kılıç, E., & Pazarci, Ş. (2022). Ticari Açıklık ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Ampirik Analizi: Doğu Avrupa Ülkeleri Örneği. *Alanya Akademik Bakış*, 6(3), Sayfa No.2683-2706.

ÖZET

Anahtar kelimeler:

Ticari Açıklık,
Ekonomik Büyüklük,
Zaman Serisi Analizi,
Panel Veri Analizi

Makale Geliş Tarihi:

17.02.2022

Kabul Tarihi:

28.07.2022

Keywords:

SME, pandemic,
socio-economic
cohesion, flexibility
in working life, labor
market, economic
development, income
distribution

Geçtiğimiz yüzyılın en çarpıcı ekonomik ve siyasi olaylarından biri olan SSCB'nin dağılmasıyla, birlikten ayrılan ve merkezi planlamacı ekonomi anlayışına sahip olan Doğu Avrupa ülkeleri daha önce tecrübe etmedikleri serbest piyasa ekonomisine geçmiştirler. Bu siyasi ve iktisadi değişimle birlikte Doğu Avrupa ülkeleri, aynı dönemde küreselleşme akımlarının etkisi altında kalarak ticari liberalizasyon süreçleri ile karşılaşarak ticari dışa açık bir yapıya sahip olmuşturlar. Bu çalışmanın amacı seçili 10 Doğu Avrupa ülkesinde ticari dışa açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi 1995-2020 dönemi boyunca analiz etmektedir. Yapılan zaman serisi analizi sonucuna göre, 3 ülkede (Letonya, Litvanya, Slovaçya) ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasında uzun dönem ilişkisi tespit edilmiştir. Panel veri analizi sonuçlarına göre, ticari açıklık ve ekonomik büyüme arasında herhangi bir ilişki tespit edilememiştir.

ABSTRACT

With the disintegration of the USSR, one of the most striking economic and political events of the last century, the Eastern European countries, which left the union and had a central planning economy, switched to a free market economy that they had not experienced before. Along with this political and

economic change, Eastern European countries, under the influence of globalization trends in the same period, encountered trade liberalization processes and had a commercially open structure. The aim of this study is to analyze the relationship between trade openness and economic growth in 10 selected Eastern European countries over the period 1995-2020. According to the results of the time series analysis, a long-term relationship was determined between trade openness and economic growth in 3 countries (Latvia, Lithuania, Slovakia). According to the results of the panel data analysis, no relationship was found between trade openness and economic growth.

1. GİRİŞ

1980'lerde doğan ve günümüz iktisadi paradigmalarında esaslı bir yeri olan küreselleşme olgusuyla, merkezi planlamacı ekonomi uygulamalarını benimseyen Sovyet Sosyalist Cumhuriyetler Birliği (SSCB) ülkeleri için sökülme ve dağılma dönemini başlamıştır. Sovyetler Birliği, 20. yüzyılın ikinci yarısında sergilediği makroekonomik performansı dünyada birçok gelişmekte olan ülkenin dikkatini çekerek, o ülkelerin kendisini büyüme ve kalkınma ekseninde örnek almalarını dahi sağlamıştır. Fakat Sovyet Bloğu'nun yakaladığı bu büyüme, planlamacı ekonomik sistemin kendi içerisindeki aksaklıklar doğrultusunda çözümlenmesi ve bununla birlikte sisteme çözüm için sunulan reçetelerin uygulanmaya başlanması birliğin çözülmesine neden olmuştur. Böylece Sovyetler Birliği'nin yıkılması ve dağılmasıyla SSCB'ye bağlı birçok Doğu Avrupa ülkesi siyasal olarak bağımsızlıklarını ilan etmişlerdir. Daha sonra iktisadi olarak bu ülkeler, 1989 Washington Uzlaşısı'nın belirttiği ilkelerin benimsenmesi sonucunda serbest piyasa ekonomisine geçişlerini sağlamışlardır.

Doğu Avrupa ülkelerinin serbest piyasa ekonomisine geçmeleri nedeniyle dış alemle ekonomik ilişkileri kurulmuş ve böylelikle ilgili ülkeler için dışa açıklık süreci başlamıştır. Bu kapsamda söz konusu ülkelerin ihracat ve ithalat işlemleri yoluyla oluşan dış ticaret anlayışları ticaret serbestisi üzerine kurulmuştur. Bu işlemlerdeki artışlar neticesinde ilgili ülkelerin dış ticaret hacimlerinde artışların yaşanması kaçınılmaz olmuştur. Bu bağlamda söz konusu ülkelerin dış ticaret hacimlerinin, gayri safi yurtiçi hasıla (GSYİH) düzeylerine oranlanmasıyla hesaplanan ticari dışa açıklık oranının seyri bu ülkeler için ayrı bir önem kazanmıştır.

Küresel ekonomiye önemli ölçüde entegre olan Doğu Avrupa ülkelerinin, bu entegrasyon kapsamında oluşan ticari dışa açıklıklarının ekonomik büyüme üzerinde nasıl ve ne düzeyde etkiler doğurduğu iktisat literatürü için önemli bir araştırma sorusu olmuştur. İktisat teorisinde ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisi, dış açıklıktaki artışın ekonomik büyümeyi pozitif olarak etkilediği yönünde kabul görmektedir. İki değişken arasındaki bu pozitif ilişki, teoride A. Smith'in Mutlak Üstünlükler teorisi ile D. Ricardo'nun Karşılaştırmalı Üstünlükler teorisine uzanmaktadır. Ayrıca, Heckscher-Ohlin tarafından ortaya konulan Faktör Donatım teorisine beraber ilgili teoriyi ve teoriye dair ileri sürülen hipotezlerin daha da güçlendirilmesini sağlamıştır (Özcan vd., 2018: 61).

Bu çerçevede Doğu Avrupa ülkelerinin serbest piyasa ekonomisine geçişleri sonucunda dış açıklığa kavuştukları dönem dikkate alınarak, bu çalışmanın temel amacı 10 Doğu Avrupa ülkesi için ticari açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi 1995-2020 dönemi boyunca yıllık verilerle analiz etmektir. Analizler hem zaman serisi yöntemleri hem panel veri yöntemleri kullanılarak gerçekleştirilecektir. Bu çalışma, incelenen dönem ve örneklem için ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisinin iki farklı ekonometrik metodolojiyle

mukayeseli analizinin yapılmasına imkân sağlayarak literatürde yer alan konuyla ilgili diğer çalışmalardan ayrılmaktadır. Çalışmanın, bu yönüyle literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Çalışmanın buradan sonraki bölümleri şu şekilde ilerlemektedir: birinci bölümde ticari dış açıklık ile ekonomik büyüme ilişkisi bağlamında, söz konusu makroekonomik büyüklüklere ilişkin teorik bilgiler verilecektir. Çalışmanın ikinci bölümünde ticari açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisinin ampirik literatür taraması, üçüncü bölümde ise analizde kullanılacak veriler ve ekonometrik model yer almaktadır. Dördüncü bölümde bu çalışmada uygulanan ekonometrik metodoloji hakkında bilgiler ortaya konulmakta, akabindeki beşinci bölümde ekonometrik analizler sonucunda ulaşılan ampirik bulgular yer almaktadır. Sonuç kısmında ise analizde ulaşılan sonuçların teorik kapsamındaki değerlendirmeleri ve birtakım iktisadi öneriler sunulmaktadır.

2. TEORİK ÇERÇEVE

Küresel ekonomik düzende neoliberal politika uygulamalarının aşırı düzeyde yaygınlaşmasıyla günümüz ülkelerinin dış ekonomik etkenlerden ve ilişkilerden bağımsız biçimde hareket etmesi mümkün olmamaktadır. Bu perspektiften bakıldığında, ülkelerin birbirleriyle yapmış oldukları ihracat ve ithalat işlemleri de birbirlerinden bağımsız gerçekleşmeyecek tam aksine, birbirleri arasında gerçekleştirmiş oldukları dış ticaret ilişkilerinden ticareti gerçekleştiren taraflar karşılıklı olarak hem siyasal hem de ekonomik açıdan birçok kazanç sağlayacaktır. Bu bağlamda ticari açıklık ve kişi başına pay edilen GSYİH kavramlarının anlaşılması, ayrıca ticari açıklığın büyüme teorilerinde edindiği yeri incelemek önem arz etmektedir.

Ticari dış açıklık, bir ülkenin gerçekleştirdiği ihracat ve ithalat miktarlarının dolayısıyla bu iki birimin toplamından meydana gelen o ülkeye ilişkin dış ticaret hacminin (ihracat + ithalat) GSYİH oranlanarak hesaplanmaktadır. Ayrıca bu oran o ülkenin dış ticarete olan bağımlılığının görece şiddetini bizlere sunmaktadır. Ticari dış açıklık oranının nispi büyüklüğü o ülkede dış ticaretin önemine, aksine bu oranın küçüklüğü ise söz konusu ülkede dış ticaretin önemsiz bir konuma sahip olduğuna işaret etmektedir. Bu bağlamda, bir ülke ne kadar çok ihracat ve ithalat yaparsa dış ticaret hacmindeki artış mevcut ülkenin döviz gelir ve giderlerinde de önemli artışlar yaşanmasına neden olacak böylece dış ticaret hacmindeki artış GSYİH içindeki kendi payının da artmasını sağlayacaktır (Kurt ve Berber, 2008:58).

Daha genel bir ifadeyle ticari dış açıklık, bir ülkenin dış âlemlerle mal ve hizmet ticaretini faaliyete geçirebilmesi için devlet korumacılığı ve müdahalelerin kaldırılması ve beraberinde uluslararası ekonomik ilişkilerde dış ticaret serbestliğinin sağlanmasını ve uygulanmasını birlikte hedefleyen yaklaşımdır (Dağdelen, 2004:6). Aynı zamanda ticari dış açıklık olgusu, bir ülkenin ihracatta bulunduğu ülkelerdeki pazar payı dolayısıyla elde ettiği rekabet gücü doğrultusunda çeşitli ekonomik sonuçlar doğurmaktadır (Yılmaz, 2016:21). Bu tanımlardan yola çıkılarak dış ticaret serbestliği ve dolayısıyla ticari dış açıklık, dış âlemlerle gerçekleştirilen ekonomik ilişkiler ve ticaret üzerindeki kamu müdahaleciliğinin ve korumacılığın kaldırılması suretiyle yurtiçi piyasanın dış piyasa ile bütünlük bir yapıya kavuşması olarak ifade edilebilir.

Ticari dış açıklığın ilişkisinin incelendiği diğer makroekonomik bileşen olan kişi başına GSYİH için ekonomik büyüme oranlarını gösteren nominal ve reel GSYİH makroekonomik değişkenlerine bakılması gerekir. Bir ülke sınırları içerisinde üretilen nihai mal ve hizmetlerin cari fiyatlarıyla hesaplanan değerine o ülkenin sahip olduğu nominal GSYİH denilmektedir. Hesaplanan bu değer baz yılının fiyatları üzerinden elde edilen değerine reel GSYİH denilmekte ve bu şekilde o ülkede üretilen nihai mal ve hizmetlerin önceki döneme göre artması

yani reel GSYİH’da yaşanan sürekli artışlar ekonomik büyüme olarak tanımlanmaktadır. Nominal GSYİH elde edildikten sonra bu değer ilgili ülkenin nüfusuna oranlanarak, ulusal para birimi bazında kişi başına düşen (KBD) nominal gayrisafi yurtiçi hasıla hesaplanmaktadır. Son olarak KBD nominal GSYİH değeri piyasa döviz kuruna oranlanmakta böylece kişi başına düşen GSYİH elde edilir (Ünsal, 2013).

Küreselleşmenin dünya genelinde hız kazanmasıyla ülkelerin çoğu ekonomi çatıları altında özellikle 1980 sonrası ve SSCB’nin dağılmasıyla iki ayrı alanda liberal politika uygulamalarına gitmişlerdir. Bu iki alandan ilki olan dış ticaret serbestleşmesi, ikincisi ise finansal serbestleşme olup bir ülkenin ikinci adımı geçebilmesi için öncelikle ticari serbestleşmeyi gerçekleştirmesi gerekmektedir. Klasik ve neoklasik okula ait dış ticaret teorileri, dış ticaretin yani ülkeler arasında karşılıklı mal ve hizmet akımlarının her iki ülkeye de ciddi kazançlar sağlayacağını savunmaktadır. Smith’in iş bölümü ve uzmanlaşma savı ve Ricardo’nun karşılaştırmalı üstünlükler teorisi, dış ticarete serbestleşmenin ve/veya ticari dışa açıklığın büyüme üzerindeki pozitif etkisini klasik iktisadi ekol perspektifinden açıklamakta ve desteklemektedir. Bu teorilere göre dış ticaret sadece önemli bir verimlilik unsuru olmamakla birlikte büyümenin de motoru pozisyonundadır. Ülke için ihracattaki artış istihdam artışına neden olmakta ve dış piyasa ile etkileşim sonucu teknolojik yeniliklere ulaşma ve içselleştirme daha mümkün hale gelmekte böylece ekonomik büyümede artış beklenilmektedir (Yılmaz, 2016:18-27). Bu görüşün aksini savunan karşıtlara göre az gelişmiş ülkelerin büyümek ve kalkınmak adına kendi iç piyasalarına yönelmeleri gerektiği ya da ithal ikameci politikalara uygulamada yer vermesi gerektiği düşünülmektedir (Bahmani-Oskooee ve Niromand, 1999:557).

Öte yandan ticari dışa açıklığın ve serbestleşmenin özellikle gelişmekte olan ülke ekonomileri üzerinde büyüme ve reel ücretlerin artışını sağladığı Heckser-Ohlin-Samuelson modelinde ifade edilmektedir (Jayme, 2001:11). Neoklasik büyüme modelinin, teknolojiyi ve emeği dışsal olarak kabul etmesinden dolayı dış ticaret ve ekonomik büyüme ilişkisini çok sağlam temellere oturtmamıştır. Neoklasik büyüme teorileri içerisinde ölçüğe göre sabit getiri varsayımının geçerliliği Solow büyüme modelinin içeriğine bakılırsa, model dışa kapalı ve teknolojik gelişmeler tamamen dışsal olup, dünyada mevcut olan tüm ülkeler bu gelişmelerden herhangi bir maliyetle karşılaşmadan faydalanabilmektedir. Dolayısıyla emeğin sabit kabul edildiği bu modelde sermayenin getirisi azalacağı için büyümenin tek kaynağı dışsal teknolojik gelişmeler olacak ve ticari dışa açıklık ile ekonomik büyüme ilişkisi bu bağlamda zayıf kalacaktır (Kurt ve Berber, 2008:61).

İçsel büyüme modellerinde genelde dışa açıklık özeldir ise ticari serbestlik üzerinden, ticari dışa açıklığın ekonomik büyümeyi ne şekilde ve hangi yönde etkilediği dolayısıyla da ülkenin refah düzeyi ve GSYİH’nın artmasıyla kişi başına düşen GSYİH’ndaki artışının nasıl gerçekleşeceği ayrı bir önem taşımaktadır. İçsel büyüme modellerinin çıkış noktası, büyümenin kaynağı ve dinamikleri var olan ekonomik sistemin kendinde içsel olarak bulunmakta ve ilerlemektedir. Bu şekilde tanımlanan içsel büyüme modellerine en önemli katkıları iki ünlü iktisatçı Paul Romer ve Robert Lucas yapmıştır. Bu bağlamda içsel büyüme modelleri dış ticaret ve dış ekonomik faaliyetler ile ekonomik büyüme arasında oldukça dikkat çekici ilişkilere dair öngörülerde bulunmaktadırlar. Bu perspektiften Romer’in büyümenin kaynağı olarak azalan getiriyi yok sayan ölçek ekonomilerini benimsemesi ya da Lucas’ın beşerî sermaye ile ilişkilendirdiği emek arzıyla kalıcı büyümenin gerçekleşeceğini öne sürmesi; içsel büyüme modellerinde dış ticaretin veya ticari dışa açıklığın ancak dışsallıklar ve teknolojik bilginin taşınmasıyla ve yayılmasıyla ekonomik büyümeye neden olacağı ifade edilmektedir. İçsel büyüme modellerinde yaparak öğrenme ve pozitif dışsallıkların yetersiz olduğu alanlarda dış

ticaretin uzmanlaşmaya neden olması doğrudan ekonomik büyümeyi zayıflatacak ve sekteye uğratacaktır (Tuncer, 2002:91). Bu kapsamda içsel büyüme modellerindeki teknolojik ilerlemenin ve bilgi taşınmasının ticari dışa açıklığın ekonomik büyümeye sağlayacağı pozitif katkı içsel büyüme modelleri kapsamında oldukça önemli olmaktadır.

İçsel büyüme modeline ilk ve önemli katkısı yaptığı düşünülen Paul Romer'in (1986); bir firmanın kendi adına yapacağı yatırımların getirilerinin zamanla azalacağı ancak ekonomideki tüm sektörlerdeki firmalar, bu şekilde kendisi için yatırım yapmasının uzun dönemde oluşturacağı pozitif dışsallıklardan faydalanabilir (Romer, 1986). Böylece ticari dışa açıklığın sağlayacağı teknolojik gelişmelere uyum sağlayabilen ülkelerde üretim ve verimlilik artışı gerçekleşecek, nihai olarak da bu teorilere göre ekonomik büyüme sağlanarak ülkenin refah düzeyi artacaktır.

Romer'e göre teknolojik gelişmenin yayılması için bilgi taşınmaları ve/veya fikir akışları gerekmektedir. Erken bilginin yayılmasıyla üretim maliyetleri düşecek böylece karlılığı artıran firmalar ürettikleri mal ve hizmetlerde kaliteyi de artıracaktırlar. Bu anlamda ülkelerin birbirleriyle gerçekleştirdikleri ticari ilişkilerde ve yatırımlarda gerçekleşen bilgi taşınmaları uluslararası ekonomik sisteme sirayet ederek oluşturduğu dışsallıklar nedeniyle ekonomik büyümenin artmasına ve hızlanmasına önemli bir etmen olacaktır. Ayrıca bilgi taşınmalarının daha rahat gerçekleştirilmesi devlet destekli ticaret liberalizasyonun alt yapısının hazır olması gerekmektedir (Kurt ve Berber, 2008:62). Daha açık bir ifadeyle ticari dışa açıklık yapılacak yatırımlarla, güncel teknolojik gelişmelerin ve inovatif süreçlerin yayılmasının genişlemesiyle ülkeler daha çabuk uyarlanma güdüsüne sahip olacak bu bağlamda üretimde etkinlik ve büyüme sağlanacaktır (Harrison, 1996:420).

Yukarıda büyüme teorileri kapsamında anlatılanlar ışığında ticari liberalizasyonun ekonomik büyüme üzerindeki etkileri şu unsurlar altında özetlenebilir:

1- Ticari dışa açıklık aracılığıyla ihracat üzerinden sağlanan döviz kazancı, mevcut ülkenin döviz darboğaz kısıtlarını kaldırarak ara malı ithalatına dayalı ekonomik büyüme stratejilerinde ara malı ithalini kolaylaştırarak hasılanın artmasını sağlar. Bu ise ülkenin dış ticaret bilançosuna pozitif bir değer olarak yansiyacaktır (Esfahani'den aktaran Yapraklı, 2007:69).

2- Serbest dış ticaret, Keynesyen modelde olduğu üzere toplam talebi artırarak tüketimi böylece de milli geliri ve istihdamı artıracaktır (Yıldırım vd., 2008:172). Bununla birlikte ticari dışa açıklık, dış âlemlerle ekonomik ilişkilerini artıran ülkelerin ihraç ettikleri mal ve hizmetlere olan talebe yönelik uygun teknolojik değişimlerin ve gelişimlerin gerçekleşmesini hızlandırmakta böylece oluşan faktör rekabetine bağlı olarak söz konusu ülkenin üretim imkânları genişlemektedir (Alam, 1991:840).

3- Son olarak ticari dışa açıklık, bir ülkenin dış ticaretini gerçekleştirdiği öncülük ülkenin üretim teknolojilerine uyum sağlamasını ve bu teknolojiyi pozitif dışsallıklar, fikir akışları ve bilgi taşınmaları sayesinde içselleştirmesiyle ülkeye ilişkin toplam faktör verimliliği artıracak ve üretimde etkinliği sağlayacaktır (Miller ve Upadhyay, 2000: 400).

3. AMPİRİK LİTERATÜR

Literatürde önemli bir araştırma konusu olan dış ticaret ve ekonomik büyüme ilişkisinin teorik alt yapısı kapsamında, ticari dışa açıklığın ekonomik büyümeye üzerine etkisine yönelik birçok ampirik çalışma bulunmaktadır. Bu ampirik çalışmalar genellikle seçili ülkeler veya ülke grupları/toplulukları üzerine yapılmıştır. Bu çalışmalardan ilki olarak nitelendirebileceğimiz Yanıkkaya (2003), 1970-1997 yılları arasında yıllık verilerle 108 ülkeye ait ticari dışa açıklık

ve ekonomik büyüme ilişkisini panel nedensellik yöntemiyle test etmiş ve ticari açıklıktan ekonomik büyümeye doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğuna ulaşmıştır.

Chang vd. (2009), 1960-2000 dönemi boyunca yıllık veriyle 82 ülkede ticari açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisini GMM (genelleştirilmiş momentler tahmincisi-dinamik panel) yöntemiyle analiz etmişler ve nedenselliğin yönünün ticari açıklıktan ekonomik büyümeye doğru olduğu tespit etmişlerdir.

Gries ve Redlin (2012), 158 ülkeye ilişkin yıllık veriler ile ticari açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisini 1970-2009 döneminde GMM yöntemiyle araştırmışlardır. Ulaştıkları bulgularda ticari açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisinin farklı ülke gruplarında farklı sonuçlara yol açtığını ifade etmişlerdir.

Ulaşan (2012), 1960-2000 dönemi için panel nedensellik testleri ile geçiş ve gelişmiş ülke ekonomilerinde ticari açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisini incelemiş ve söz konusu ilişkinin çeşitli ülke gruplarında sonuçların farklılaştığını belirtmiştir.

Sandalcılar (2012), BRIC ülkelerinde ticari açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisini 1993-2010 yılları arasında panel veri analiz yöntemleriyle test etmiştir. Çalışmada ulaşılan sonuçlarda kısa ve uzun dönem için ihracattan ekonomik büyümeye doğru bir nedensellik olduğunu ortaya koymuştur.

Gül ve Kamacı (2012), 1993-2010 yılları arasında yıllık veri kullanarak gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerden oluşan 19 ülkede yapmış oldukları panel nedensellik analizlerinde ticari açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisini araştırmışlardır. Çalışmanın sonucunda, gelişmiş ülkeler için ithalattan ekonomik büyümeye doğru bir nedenselliğin olduğunu ancak gelişmekte olan ülkeler için nedenselliğin hem ithalattan hem de ihracattan ekonomik büyüme doğru olduğunu belirtmişlerdir.

Gül vd. (2013), 1994-2010 döneminde yıllık veriyle Kazakistan, Kırgızistan, Özbekistan, Tacikistan, Türkmenistan ve Türkiye için ticari dış açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisini panel veri yöntemleriyle incelemişlerdir. Çalışmada uzun dönemde ekonomik büyüme ve dış ticaret arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Menyah vd. (2014), 1965-2008 dönemi kapsamında 21 Afrika ülkesinde finansal gelişme, ticari açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisini panel bootstrap yöntemine dayanan panel granger nedensellik testleriyle analiz etmişlerdir. Dört farklı finansal gelişme göstergesi üzerinden finansal gelişme endeksi oluşturan yazarlar, finansa dayalı büyüme ile ticarete dayalı büyüme hipotezlerinin sınırlı kaldığı ampirik bulgusuna ulaşmışlardır. Ayrıca, finansal gelişme ve ticaretin serbestleştirilmesi konusunda alınan güncel kararlar ile politika uygulamalarının ekonomik büyüme üzerinde önemli bir etkiye sahip olmadığını tespit etmişlerdir.

Dao (2015), 71 ülkeye ait yıllık verilerle 1980-2010 dönemi için ticari açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisini panel veri yöntemleriyle test etmiş ve ticari açıklıktan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik bulgusuna rastlamıştır.

Kaya ve Şahin (2015), 1995-2013 döneminde BRIC ülkelerinde dış ticaret hacmi ve ekonomik büyüme ilişkisini incelemişler ve dış ticaret hacmi ile ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişki olduğunu belirtmişlerdir.

Idris vd. (2016), 1977-2011 dönemi kapsamında yıllık verilerle 87 gelişmiş ülkede ticari dış açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisini GMM yöntemiyle araştırmışlar ve ticari açıklığın ekonomik büyüme üzerine pozitif katkı sağladığı bulgusuna varmışlardır.

Topallı (2016), BRICS ülkeleri için doğrudan sermaye yatırımları, ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisini 1982-2013 dönemi kapsamında panel veri yöntemiyle araştırmıştır. Çalışmada ekonomik büyümeden doğrudan yabancı yatırımlara doğru tek yönlü buna karşın ticari açıklık ile ekonomik büyüme arasında ise çift yönlü bir nedensellik bulgusuna rastlanmıştır.

Silajdzic ve Mehic (2017), 1992-2014 yılları arasında ticari açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Avrupa Birliği'nin geçiş ülkeleri kapsamında CCE yöntemiyle incelemiştir. Analiz sonucunda, teknoloji yoğun üretimin gerçekleştiği ülkelerde ticari açıklığın ekonomik büyümeye pozitif bir katkısının olduğunu belirtmişlerdir.

Huchet-Bourdon vd. (2018), 1988-2014 dönemi boyunca 169 ülkede ticari açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye GMM yöntemiyle bakmışlardır. Ulaştıkları bulgularda, ilgili iki değişken arasındaki ilişkinin farklı ülke gruplarında ihracatın kalitesine göre değişebildiğini bu bağlamda ihracat sepetinin kalitesi arttıkça ihracatın ekonomik büyüme üzerindeki etkisi de artacağını tespit etmişlerdir.

Özcan vd. (2018), 18 yükselen piyasa ekonomisinde ticari açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi 1992-2015 döneminde yıllık veri kullanarak panel veri yöntemleriyle incelemişlerdir. Ulaştıkları sonuçlarda nedenselliğin yönünün 16 ülkede ekonomik büyümeden ticari dışa açıklığa doğru olduğuna fakat teknoloji ihracatında önde olan Çin ve Romanya'da ise nedenselliğin ticari dışa açıklıktan ekonomik büyümeye doğru olduğuna dikkat çekerek ortaya koymuşlardır.

Alam ve Sumon (2020), 1990-2017 dönemi boyunca 15 Asya ülkesinde ticari dışa açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi panel veri metoduyla incelemişlerdir. Ulaştıkları ampirik bulgular, söz konusu değişkenler arasında çift yönlü nedenselliğin bulunduğunu göstermiştir.

Banday vd. (2021), 1990-2018 dönemi kapsamında BRIC ülkelerinde doğrudan yabancı yatırımlar, ticari açıklık ile ekonomik büyüme ilişkisini analiz etmişlerdir. Analizde doğrudan yabancı yatırımlar ile ticari dışa açıklık göstergelerinin uzun dönemde ekonomik büyümeye pozitif bir katkısının olduğu bulgusuna varmışlardır. Ayrıca, doğrudan yabancı yatırımlar ve ekonomik büyüme değişkenleri ile ticari açıklık ve doğrudan yabancı yatırım değişkenleri arasında çift yönlü ve ticari açıklıktan doğrudan yabancı yatırıma doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulgularına ulaşmışlardır.

Oloyede vd. (2021), 2006-2017 dönemi için 15 ECOWAS ve 16 SADC üyesinden oluşan 31 Afrika ülkesinde panel veri metoduyla ticari açıklık ile ekonomik büyüme ilişkisini araştırmışlardır. Analizde, ele alınan örneklem için değişkenler arasında aynı yönlü fakat anlamsız bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir.

Omoke ve Opuala-Charles (2021), 1984-2017 dönemi boyunca Nijerya için ticari dışa açıklık ile ekonomik büyüme ilişkisini ARDL yöntemiyle incelemişlerdir. Analiz bulgularında, ilgili iki değişkenin uzun dönemli bir ilişkisinin bulunduğunu fakat bu ilişkinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığını belirtmişlerdir. Ancak ticari dışa açıklığın ihracat ve ithalat olarak ayrıştırılması durumunda, ekonomik büyümeye ihracatın pozitif ve ithalatın negatif bir etkisinin olduğu sonucuna varmışlardır.

Udeagha ve Ngepah (2021), ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisini 1960-2016 döneminde Güney Afrika için NARDL yöntemiyle analiz etmişlerdir. Analizde, ticari açıklığın ekonomik büyüme üzerinde kısa ve uzun dönemli asimetrik etkilere sahip olduğu sonucuna

varmışlardır. Ayrıca, ticari açıklığın ekonomik büyümeye kısa dönemde pozitif katkı sağladığı fakat uzun dönemde ise olumsuz yönde bir etkisinin bulunduğunu ifade etmişlerdir.

4. VERİ SETİ VE MODEL

Bu çalışmada ekonomik büyüme ve ticari dışa açıklık arasındaki ilişkinin varlığı ampirik olarak incelenmektedir. Çalışmada ulaşılabilen maksimum veri aralığı olan 1995-2020 aralığı örneklem dönemi olarak dikkate alınmıştır. Veriler yıllık olarak elde edilmiştir. Ampirik analizde kullanılan değişkenlerle ilgili bilgiler Tablo 1’de açıklanmıştır.

Tablo 1. Değişkenlere İlişkin Açıklamalar

Değişken	Açıklama	Birim	Kaynak
<i>GDP</i>	Kişi Başı Gayri Safi Yurtiçi Hasıla	ABD Doları	World Bank
<i>TO</i>	Ticari Dışa Açıklık Oranı	% (Ticari Açıklık/GSYİH)	World Bank

Analizde yer alan seçili Doğu Avrupa ülkeleri ve ülkelere ilişkin kısaltmalar Tablo 2’de listelenmiştir.

Tablo 2. Örneklem Ülkeleri

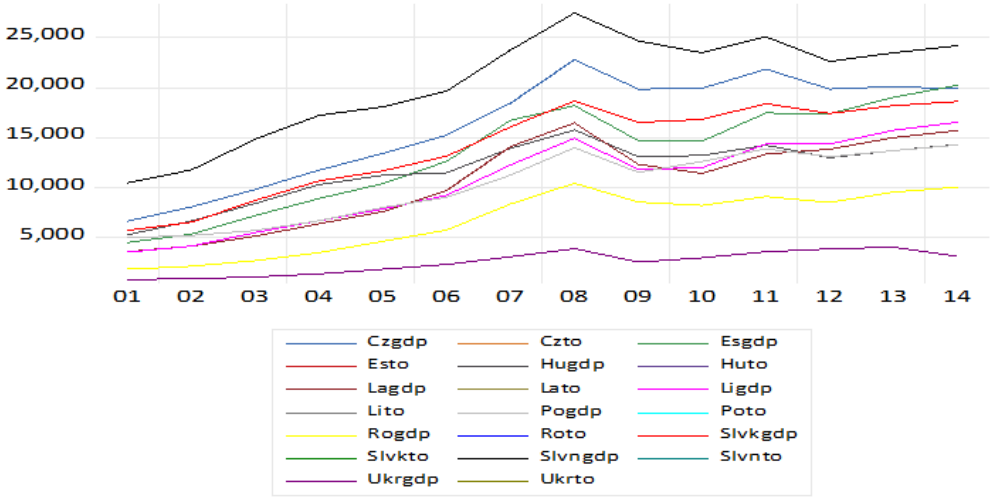
Ülkeler	Kısaltmalar	Ülkeler	Kısaltmalar
Çek Cumhuriyeti	CZ	Polonya	PO
Estonya	ES	Romanya	RO
Letonya	LA	Slovakya Cumhuriyeti	SLVK
Litvanya	Lİ	Slovenya	SLVN
Macaristan	HU	Ukrayna	UKR

Tablo 3. Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Ort.	Maks.	Min.	SS	S	K	JB	Olasılık
<i>CZGDP</i>	15,081.4	23,660.1	5,824.1	6,710.64	-0.273	1.428	2.999	0.223
<i>CZTO</i>	120.3	157.5	81.1	26.02	-0.183	1.580	2.328	0.312
<i>ESGDP</i>	12,905.3	23,397.1	3,134.3	7,179.05	-0.109	1.503	2.479	0.289
<i>ESTO</i>	142.4	170.7	116.7	14.34	0.268	2.374	0.736	0.692
<i>HUGDP</i>	10,423.1	20,233.6	2,167.7	6,132.36	-0.004	1.552	2.272	0.321
<i>HUTO</i>	119.2	155.8	74.8	25.20	-0.096	1.657	1.994	0.369
<i>LAGDP</i>	10,847.0	16,735.6	4,494.7	4,396.46	-0.399	1.615	2.769	0.251
<i>LATO</i>	140.0	168.3	78.3	27.78	-0.810	2.459	3.162	0.206
<i>LİGDP</i>	10,115.6	17,926.8	2,329.5	5,751.48	-0.138	1.409	2.823	0.244
<i>LİTO</i>	102.5	128.2	73.8	18.09	0.130	1.428	2.751	0.253
<i>POGDP</i>	9,813.8	15,732.2	3,686.8	4,418.70	-0.150	1.370	2.977	0.226
<i>POTO</i>	77.6	107.4	43.7	19.70	-0.083	1.870	1.413	0.493
<i>ROGDP</i>	6,567.0	12,899.3	1,577.3	4,091.11	-0.005	1.493	2.462	0.292
<i>ROTO</i>	68.1	87.1	48.5	12.85	0.203	1.472	2.707	0.258
<i>SLVKGDP</i>	12,973.5	19,380.5	4,819.1	5,716.73	-0.358	1.403	3.317	0.190
<i>SLVKTO</i>	149.5	190.7	97.4	30.96	-0.260	1.571	2.505	0.286
<i>SLVNGDP</i>	19,055.0	27,483.3	10,201.3	6,220.68	-0.334	1.478	2.993	0.224
<i>SLVNTO</i>	124.9	161.1	92.5	23.09	-0.029	1.556	2.262	0.323
<i>UKRGDP</i>	2,214.1	4,029.7	635.7	1,201.06	0.053	1.501	2.447	0.294
<i>UKRTO</i>	97.1	115.7	79.1	8.59	-0.008	2.616	0.160	0.923

Notlar: Tabloda listelenen istatistikler nominal veriler ile elde edilmiştir. SS standart sapmayı ifade etmektedir. S çarpıklık, K basıklık istatistiklerini temsil etmektedir. JB, Jarque ve Bera (1987) normal dağılım istatistiğini ifade etmektedir.

Çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler yukarıda yer alan Tablo 3'te verilmiştir. Ortalaması en yüksek değişken SLVNGDP (19,055.06 \$), en düşük değişken ise ROTO (%68.19) değişkenidir. Bu sonuçlara seçili olan Doğu Avrupa ülkeleri içerisinde en yüksek milli gelir ortalamasına sahip olan ülkenin Slovenya olduğu görülmektedir. Standart sapması en yüksek değişken ESGDP (7,179.05 \$), en düşük değişken ise UKRTO (%8.59) değişkenidir. Dolayısıyla kişi başı milli gelirden en fazla değişkenlik gösteren ülkenin Estonya olduğu görülmektedir. JB istatistiğine göre tüm ülkeler için veriler normal dağılımlıdır şeklinde kurulan boş hipotez kabul edilmemektedir. Özetle, tüm ülkeler için seriler normal dağılmamaktadır. Değişkenlerin dağılımlarına ilişkin grafikler Şekil 1'de gösterilmektedir. Şekil 1 incelendiğinde değişkenlerin hepsinde artan bir trendin olduğu gözlemlenmektedir. Bu nedenle yapılan tahminlerde trend modelde dikkate alınacaktır.



Şekil 1. Dağılım Grafikleri

Ekonomik büyüme ve ticari dışa açıklık değişkenleri arasındaki ilişkinin incelenmesinde kullanılan analizler Eşitlik 1'de yer alan matematiksel modele dayanmaktadır.

$$GDP_t = f(TO_t) \quad (1)$$

Verilerdeki ölçüm farklılığından doğan sapmaları önlemek için seriler logaritmik formda kullanılmıştır. Eşitlik 1'de yer alan fonksiyonel ilişki tam logaritmik ekonometrik model olarak Eşitlik 2'de gösterilmiştir. Analiz için kurulan bu model Gries ve Redlin (2012), Dao (2015) ve Özcan vd. (2018)'nin çalışmalarını referans olarak alınmıştır.

$$\ln GDP_t = c + \beta_1 \ln TO_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Analizler Eviews 10 ve Gauss 21 paket programları ile gerçekleştirilmiştir. Gauss 21 programında yapılan analizler Nazlıoğlu (2021) tarafından geliştirilen TSPDLIB ile gerçekleştirilmiştir.

5. YÖNTEM

Çalışmanın ekonometrik analiz bölümü iki aşamadan oluşmaktadır. İlk olarak ekonomik büyüme ve ticari dışa açıklık arasındaki ilişkinin ülke bazında incelenebilmesi için zaman serisi

analizleri gerçekleştirilmiştir. Daha sonra panel veri analizlerinin sağladığı avantajlardan yararlanarak daha kapsamlı değerlendirme yapabilmek için doğu Avrupa ülkeleri panel boyutunda dikkate alınarak panel veri analizleri gerçekleştirilmiştir. Bu bağlamda bu bölümde ampirik analizde kullanılan zaman serisi ve panel veri yöntemlerine ilişkin ekonometrik metodoloji açıklanacaktır.

5.1. Zaman Serisi Analizi Metodolojik Çerçeve

Seçili 10 Doğu Avrupa ülkesi için ticari dışa açıklığın ekonomik büyüme üzerine olası etkileri eşbütünleşme yöntemiyle analiz edilecektir. Eşbütünleşme analizinin uygulanabilirliğinin ve hangi eşbütünleşme testinin kullanılacağına belirlenebilmesi için ilk olarak serilerin durağanlık seviyeleri belirlenmesi gerekmektedir. Bu noktada seriler Geniletilmiş Dickey ve Fuller (ADF) ve Phillips ve Perron (PP) birim kök testleriyle sınanmıştır. Daha sonra Engle-Granger eşbütünleşme testi yardımıyla değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki incelenmiştir. Son olarak FMOLS (Full Modified Ordinary Least Squares) eşbütünleşme tahmincisi kullanılarak değişkenler arasındaki ilişkinin boyutu ve yönü incelenmiştir.

5.1.1. ADF (1981) ve PP (1988) Birim Kök Testleri

ADF testine ilişkin temel model Eşitlik 3'te gösterildiği gibidir:

$$\Delta Y_t = c + \delta t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{j=1}^q \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

burada c sabit terimi, t trendi, δ trend katsayısını Y_t bağımlı değişkeni, Y_{t-1} , bağımlı değişkenin bir dönem önceki gecikmelerini ve ε_t hata terimini temsil etmektedir. ADF testi H_0 hipotezinde birim kökün varlığını ($\alpha = 0$) alternatif hipotez durağanlığa ($\alpha < 0$) karşı test etmektedir. ADF testinde test istatistiği $\hat{t} = \frac{\hat{\alpha}}{sh(\hat{\alpha})}$ şeklinde hesaplanmaktadır. Elde edilen hesap değeri DF (1979) çalışmasındaki kritik değerle karşılaştırılmaktadır. Kritik değer tablo değerinden büyük ise H_0 hipotezi reddedilerek serilerin durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

PP (1988) birim kök testi ise ADF (1981) birim kök testindeki hata terimiyle ilgili varsayımları genişletmiştir. PP testini ADF testinden ayıran nokta, hata terimindeki otokorelasyon sorununu gidermede kullandıkları yöntemdir. ADF testi hata terimindeki otokorelasyon sorununu parametrik bir yaklaşımla gideriyorken, PP testi ADF testinden farklı olarak parametrik olmayan (non-parametric) bir yaklaşımla gidermektedir. PP testine ilişkin test istatistikleri Eşitlik 4 ve Eşitlik 5'te gösterildiği gibidir:

$$Z_{\hat{\alpha}} = T\hat{\alpha} - (\hat{\omega}^2 - \hat{\sigma}_\varepsilon^2) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 \right)^{-1} \quad (4)$$

$$Z_{\hat{t}} = t_{\hat{\alpha}} \left(\frac{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}{\hat{\omega}^2} \right)^{1/2} - \frac{1}{2} (\hat{\omega}^2 - \hat{\sigma}_\varepsilon^2) \left(\hat{\omega}^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \right)^{-\frac{1}{2}} \quad (5)$$

burada T gözlem sayısını ifade etmektedir. $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$, kalıntıların varyansıdır ve $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2}{T-k}$ şeklinde hesaplanmaktadır. $\hat{\omega}^2$ tutarlı uzun dönem varyans tahmincisidir. $\hat{\omega}^2$ 'nin hesaplanmasında literatürde farklı yaklaşımlar bulunmaktadır. Bunlar otoregresif spectral yoğunluk tahmincisi

ve kernall (çekirdek) tahminçilerdir. Bu tahminçilerden kernall tahmincinin hesaplanmasında literatürde yaygın olarak kullanılan yöntemler; Bartlett, Parzen ve Quadratic Spectral'dır. PP testine ilişkin hipotezler ADF testi ile aynıdır. Ayrıca PP testine ait test istatistiğinin asimtotik dağılımı ADF testi ile aynıdır. Dolayısıyla karar aşamasında test istatistiği ADF testlerinde olduğu gibi Dickey ve Fuller (1979) tarafından sağlanan kritik değerler ile karşılaştırılmalıdır.

5.1.2. Engle-Granger (1987) Eşbütünleşme Testi

Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen eşbütünleşme modeli iki veya daha fazla durağan olmayan değişkenlerin arasındaki uzun dönem ilişkisini inceleyen tek eşitlikli bir eşbütünleşme testi yöntemidir. En çok olabilirlik yöntemlerinin kullanıldığı Engle-Granger eşbütünleşme modeli Eşitlik 6'da gösterilmiştir.

$$Y_t = c + \delta t + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

burada X_t bağımsız değişkeni göstermektedir. Engle-Granger eşbütünleşme analizi için değişkenlerin birinci farklarında durağan "I(1)" olmaları gerekmektedir. Tahmin edilen eşbütünleşme denklemindeki hata terimi birim kök testiyle sınanmaktadır. Düzey değerinde birim kök içerip içermediği sınanan hata teriminin (ε_t), düzeyde durağan "I(0)" olması durumunda serilerin eşbütünleşik olduğu söylemek mümkün olmaktadır.

5.1.3. FMOLS Eşbütünleşme Tahmincisi

Eşbütünleşme yöntemleriyle seriler arasında uzun dönem ilişkilerin varlığının tespit edilmesi durumunda, içsellik problemiyle karşılaşmakta ve ulaşılan uzun dönem katsayıları yorumlanamamaktadır. Bu sorun Phillips ve Hansen (1990)'in geliştirdiği FMOLS eşbütünleşme tahmincisiyle aşmakta ve bu tahminçilerle uzun dönem katsayıları yorumlanabilir hale gelmektedir. FMOLS, içsellik problemine sebebiyet veren parametrenin kernel tahmincisinin yordamıyla yok etmeye çalışmakta ve eşbütünleşme denklemleri ile stokastik periyotlar arasında uzun dönemli korelasyonlara bağlı olarak oluşan sorunları yok edebilmek için hata terimlerinin kovaryans matrisini kullanmaktadır. FMOLS yönteminin tahmini Eşitlik 7'de gösterildiği gibidir (Phillips ve Hansen, 1990):

$$\theta_{FMOLS} = \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta \end{bmatrix} = \left(\sum_i^T s_t s_t' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^T s_t Y_t^* - T \begin{bmatrix} \gamma_{12} \\ 0 \end{bmatrix} \right) = \left(\left(\sum_{i=1}^T X_t' d_t' \right)' \left(\sum_{i=1}^T X_t' d_t' \right)^{-1} Y_t^* - T \begin{bmatrix} \gamma_{12} \\ 0 \end{bmatrix} \right) \quad (7)$$

burada $s_t = (x_t' d_t')'$ ifadesini, Y_t^* klasik EKK (OLS) tahmincisini ve γ_{12} uzun dönem kovaryans katsayılarını kullanılarak elde edilen sapmalı korelasyon tahminini göstermektedir. Bu tahminden hareketle FMOLS eşbütünleşme tahmincisi Eşitlik 8'deki gibi yazılabilir.

$$\hat{\theta}_{FMOLS} = \frac{\hat{\theta}_{FMOLS}}{(\hat{\Omega}_{11} \sum_{t=1}^T X_t^2)} \quad (8)$$

burada $\hat{\Omega}_{11}$ ilk aşamadaki hata terimleri kullanılarak hesaplanan uzun dönem kovaryans katsayısını göstermektedir. FMOLS eşbütünleşme tahmincisi konvansiyonel eşbütünleşme testlerinde olduğu üzere serilerin düzeyde durağan olmaması varsayımına dayanmaktadır.

5.2. Panel Veri Analizleri

Çalışmanın ampirik analiz bölümünde ülke bazında yapılan araştırmaların devamında örneklem grubunu oluşturan 10 Avrupa ülkesi panel boyutunda da ele alınarak araştırmanın boyutu genişletilmiştir.

Panel veri analizleri verilerdeki değişkenliği (heterojenliği) daha iyi dikkate alarak tahminlerdeki etkinliği arttırmaktadır. Bu heterojenliği dikkate almayan zaman serisi ve kesit çalışmaları sonucunda sapmalı sonuçlar ile karşılaşılabilir. Panel veri çalışmaları veri bazında hem kesit etkisini hem de zaman etkisini dikkate aldığı için daha fazla bilgi içermektedir. Ayrıca daha fazla serbestlik derecesi içerdiği için tahminlerin etkinliği artabilmektedir. Bu bağlamda zaman serisi çalışmalarında tespit edilemeyen etkiler tanımlayabilme ve ölçebilme imkânı vermektedir (Baltagi, 2008: 6-11). Bu bölümde panel veri analizinde kullanılan testlere ilişkin ekonometrik metodoloji açıklanacaktır.

5.2.1. Homojenliğin Test Edilmesi

Panel veri analizlerinde kullanılacak birim kök ve eşbütünleşme testinin belirlenebilmesi için panel verinin heterojen mi yoksa homojen mi yapıya sahip olduğu belirlenmesi gerekmektedir. Çünkü bir kesitte meydana gelen bir değişim diğer kesitleri etkiliyorsa bu durum dikkate alınarak test seçimi yapılması gerekmektedir. Aksi durumda sapmalı sonuçlar elde edilebilmektedir. Bu bağlamda çalışmada kullanılan veri setinin homojen mi yoksa heterojen mi yapıya sahip olduğunun belirlenmesinde Swamy-S (1970) testinden yararlanılmıştır. Swamy-S testi $N < T$ olduğu durumlarda daha etkin sonuçlar vermektedir. Swamy-S istatistiği Eşitlik 9’de gösterildiği gibidir:

$$\hat{S} = \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{WFE})' \frac{X_i' M_\tau X_i}{\hat{\sigma}_i^2} (\hat{\beta}_i - \hat{\beta}_{WFE}) \sim \chi_{k(N-1)}^2 \tag{9}$$

$$M_\tau = I_T - \tau_T (\tau_T' \tau_T)^{-1} \tau_T' \tag{9.1}$$

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{(Y_i - X_i \hat{\beta}_i)' M_\tau (Y_i - X_i \hat{\beta}_i)}{(T - k - 1)} \tag{9.2}$$

$$\hat{\beta}_{WFE} = \left(\sum_{i=1}^N \frac{X_i' M_\tau X_i}{\hat{\sigma}_i^2} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \frac{X_i' M_\tau Y_i}{\hat{\sigma}_i^2} \tag{9.3}$$

burada I_T birim matristir. $\hat{\beta}_{WFE}$, eğim katsayısıdır. Swamy S testinde H_0 hipotezi seriler homojendir ($\beta_i = \beta$), alternatif hipotez ise seriler heterojendir ($\beta_i \neq \beta$) şeklinde kurulmaktadır. Test istatistiğinin kritik değerden büyük olması durumunda H_0 hipotezi reddedilerek parametrelerin heterojen olduğu sonucuna ulaşılmaktadır (Pesaran ve Yamagata, 2008:54).

5.2.2. Yatay Kesit Bağımlılığın Test Edilmesi

Panel verisinde kesitlerden birine gelen şok diğer kesitleri etkileyebilmektedir. Eğer bir etki söz konusu ise bu etkinin dikkate alınması gerekmektedir. Çünkü göz ardı edilmesi durumunda sonuçlarda sapmalar söz konusu olabilmektedir (Chudik ve Pesaran, 2015:394). Araştırmada birimler arası korelasyon ilişkisinin varlığı Breusch ve Pagan (1980) tarafından önerilen LM testi ile incelenmektedir. LM testine ilişkin formülasyon Eşitlik 10’da gösterildiği gibidir:

$$LM = T \sum_{i=j}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \tag{10}$$

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}}{(\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T \varepsilon_{jt}^2)^{1/2}} \tag{10.1}$$

burada $\hat{\rho}_{ij}$, i . ve j . birimlerin kalıntıları arasındaki korelasyon katsayısıdır. ε_{it} , her birimden tahmin edilen kalıntılardır. LM testi H_0 hipotezinde birimler arası korelasyonun yokluğunu ($\text{cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = \rho_{ij} = 0$, tüm t 'ler için $i \neq j$) test etmektedir. LM istatistiği $N(N-1)/2$ serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına uymaktadır.

5.2.3. Durağanlığın Test Edilmesi

Durağanlığın test edilmesinde Pesaran (2007) tarafından önerilen CADF panel birim kök testinden yararlanılacaktır. CADF testi $N > T$ ve $N < T$ durumlarının ikisinde de kullanılabilir. CADF testi kesitler arasındaki bağımlılığı dikkate alan ve heterojen veriler için kullanılabilen ikinci nesil bir birim kök testidir. CADF testine ilişkin temel model Eşitlik 11'de gösterildiği gibidir (Pesaran, 2007:268):

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i Y_{i,t-1} + u_{it} \quad (11)$$

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (11.1)$$

burada f_t , her kesit için gözlenmeyen ortak etkileri temsil etmektedir. ε_{it} , bireysel (common effect) hatadır. Eşitlik 11.1'in Eşitlik 11'de yerine yazılmasıyla Eşitlik 12 elde edilmektedir.

$$\Delta Y_{it} = a_i + \beta_i Y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$a_i = (1 - \phi_i)\mu_i \quad (12.1)$$

$$\beta_i = -(1 - \phi_i) \quad (12.2)$$

burada $\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{i,t-1}$ 'dir. CADF testi ile veri setinde hem panel boyutunda hem de kesit boyutunda birim kökün varlığı incelenebilmektedir. Panel geneli için Cross-Sectionally Im, Pesaran ve Shin (2003) (CIPS) istatistiği kullanılmaktadır. Eşitlik 13'te gösterildiği gibi hesaplanmaktadır:

$$CIPS = \frac{\sum_{i=1}^N CADF_i}{N} \quad (13)$$

burada $CADF_i$ her bir kesit için birim kökün varlığının incelenmesini sağlayan kesitsel istatistiktir. Tüm birimler için elde edilen $CADF_i$ istatistiğinin ortalamasının alınmasıyla ise panel genelini ifade eden CIPS istatistiği elde edilmektedir. CIPS istatistiği Pesaran (2007) çalışmasında sağlanan kritik değerlerden büyük ise H_0 hipotezi ($\beta_i = 0$) reddedilmektedir ve kesit bazında ve/veya panel bazında serilerin durağan olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

5.2.4. Eşbütünleşme İlişkisinin Test Edilmesi

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığının incelenmesinde Westerlund (2007) tarafından önerilen ve hata düzeltme modeline (Error Correction Model (ECM)) dayanan Westerlund ECM panel eşbütünleşme testinden yararlanılmaktadır. ECM testi yatay kesit bağımlılığı dikkate alan ve heterojenliğe izin veren bir testtir. Bu testin uygulanabilmesi için serilerin I(1) sürece sahip olması gerekmektedir. Burada başlangıç modeli Eşitlik 14'te gösterildiği gibidir (Westerlund, 2007:715):

$$\Delta Y_{it} = \delta_i' d_t + \alpha_i Y_{it-1} + \varphi_i' X_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_t} \alpha_{ij} \Delta Y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_t} \gamma_{ij} \Delta X_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

burada $d_t = (1, t)'$ deterministik bileşenler matrisidir. $\delta_i = (\delta_{1i}, \delta_{2i})'$ ilişkili parametrelerin vektörüdür. $\varphi_i' = -\alpha_i \beta_i$ olarak hesaplanmaktadır. Westerlund (2007) dört adet test istatistiği önermiştir. Bu istatistiklerden ikisi panel (P_τ ve P_α), ikisi ise grup ortalamalarına (G_τ ve G_α) dayanmaktadır. Bu dört istatistiğe ilişkin formülasyon şu şekildedir:

$$G_{\tau} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\alpha}_i}{SE(\hat{\alpha}_i)} \quad (15)$$

$$G_{\alpha} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T\hat{\alpha}_i}{\hat{\alpha}_i(1)} \quad (16)$$

$$P_{\tau} = \frac{\hat{\alpha}}{SE(\hat{\alpha})} \quad (17)$$

$$P_{\alpha} = T\hat{\alpha} \quad (18)$$

burada $SE(\hat{\alpha}_i)$, $\hat{\alpha}_i$ 'nin standart hatasıdır. N kesit boyutunu, T zaman boyutunu temsil etmektedir. Westerlund (2007) ECM panel eşbütünleşme testi H_0 hipotezinde ($\alpha_i = 0$) eşbütünleşme ilişkisinin yokluğunu, alternatif hipotez ($\alpha_i = \alpha < 0$) eşbütünleşme ilişkisinin varlığına karşı test etmektedir. Karar aşamasında istatistik değeri standart normal dağılım tablosundaki kritik değerler ile karşılaştırılmaktadır. Eğer serilerde yatay kesit bağımlılık söz konusu ise Chang (2004) tarafından sağlanan bootstrap kritik değer tablosu kullanılmaktadır (Westerlund, 2007:722). Hesaplanan değerler tablo değerinden büyük olması durumunda yokluk hipotezi reddedilmektedir ve eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

5.2.5. Nedensellik İlişkisinin Test Edilmesi

Nedensellik ilişkisinin incelenmesinde Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) panel nedensellik testinden yararlanılmıştır. Emirmahmutoğlu ve Köse (2011), Granger nedensellik yaklaşımının panel veriler için genişletilmiş halidir. Toda-Yamamoto yaklaşımına dayanmaktadır. Heterojen yapıya sahip ve yatay kesit bağımlılığın olduğu panel verilere uygulanabilmektedir. Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) panel nedensellik testine ilişkin temel model Eşitlik 19'da gösterildiği gibidir:

$$\Delta y_{it} = c + \alpha_{1i}Y_{it-1} + \dots + \alpha_{pi}Y_{it-p} + \alpha_{(p+d)i}Y_{it-(p+d)} + \beta_{1i}X_{it-1} + \dots + \beta_{pi}X_{it-p} + \beta_{(p+d)i}X_{it-(p+d)} + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

burada p , optimal gecikmeleri ve d_i değişkenlerin maksimum entegrasyon derecesini ifade etmektedir. Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) panel nedensellik testine ilişkin test istatistiği Eşitlik 20'de gösterildiği gibidir:

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln(\tilde{p}_i) \sim \chi^2_{2N} \quad (20)$$

burada, \tilde{p}_i , her bir kesit için hesaplanan modifiye Wald istatistiğine karşılık gelen olasılık değerleridir. Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) testi H_0 hipotezinde ($\beta_{1i} = \beta_{2i} = \dots = \beta_{pi} = 0$, tüm i 'ler için) nedensellik ilişkisinin yokluğunu, alternatif hipotez ($\beta_{1i} = \beta_{2i} = \dots = \beta_{pi} = 0, i = 1, \dots, N_1; i = N_1 + 1, \dots, N; \beta_{ij} \neq 0$) nedensellik ilişkisinin varlığına karşı test etmektedir.

6. AMPİRİK BULGULAR

Çalışmanın bu kısmında seçilmiş Doğu Avrupa ülkelerindeki ekonomik büyüme ve ticari açıklık arasındaki ilişki zaman serisi ve panel veri ekonometrik yöntemleriyle analiz edilmiştir. Her bir ülkenin farklı özelliklerini inceleyebilmek için öncelikle zaman serisi yöntemlerinden

yararlanılmıştır. Sonrasında, zaman serisi yöntemlerinin panel veri yöntemlerine kıyasla daha az bilgi sağlamasından dolayı panel veri yöntemleri ile araştırma genişletilmiştir. Daha açık bir ifadeyle, panel tabanlı analizler verinin yatay kesit ve zaman boyutunu birleştirerek daha güçlü testlerin kullanılmasını sağlamaktadır. Bu kapsamda, ilgili verilere ilişkin ilk olarak zaman serisi sonrasında ise panel veri analizi sonuçları listelenecektir.

6.1. Zaman Serisi Analiz Sonuçları

Engle-Granger eşbütünlük testi için analize konu olan her ülkeye ilişkin ekonomik büyüme ile ticari dışa açıklık değişkenlerinin birinci farklarında durağan olması gerekmektedir. Bu yüzden ilgili serilerin “I(1)” olup olmadıkları Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) ve Phillips & Perron (PP) geleneksel birim kök testi yöntemleri ile sınanmış ve sonuçlar Tablo 4’te listelenmiştir. Sonuçlar genel olarak incelendiğinde, analize konu olan bütün değişkenlerin sabitli ve/veya sabitli & trendli modellerden en az birinde hem ADF hem PP birim kök test sınamasına göre birinci farklarında çeşitli anlamlılık düzeylerinde durağan olduklarını söylemek mümkündür. Böylelikle “I(1)” sürece sahip oldukları belirlenen bu değişkenlerin, Engle-Granger eşbütünlük yöntemiyle analiz edilmeye uygun oldukları bulgusuna ulaşılmıştır.

Tablo 4. ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Model	Seviye		Birinci Fark	
		ADF	PP	ADF	PP
<i>CZGDP</i>	Sabitli	-1.086(1)	-1.207[2]	-3.364(0)**	-3.392[1]**
	Sabitli & Trendli	-1.257(1)	-1.112[2]	-3.371(0)*	-3.393[1]*
<i>CZTO</i>	Sabitli	-1.412(0)	-1.416[3]	-3.883(0)***	-3.756[5]***
	Sabitli & Trendli	-1.066(0)	-1.259[2]	-4.172(1)**	-4.571[10]***
<i>ESGDP</i>	Sabitli	-1.510(0)	-1.510[0]	-3.127(0)**	-3.015[5]**
	Sabitli & Trendli	-1.417(1)	-0.769[0]	-3.289(0)*	-3.051[6]
<i>ESTO</i>	Sabitli	-2.003(0)	-2.003[0]	-4.369(0)***	-4.342[3]***
	Sabitli & Trendli	-2.488(1)	-2.139[0]	-4.277(0)**	-4.267[2]**
<i>HUGDP</i>	Sabitli	-1.288(0)	-1.288[0]	-3.291(0)**	-3.244[5]**
	Sabitli & Trendli	-0.874(0)	-1.095[1]	-3.404(0)*	-3.229[6]
<i>HUTO</i>	Sabitli	-3.189(0)**	-3.197[2]**	-3.546(0)**	-3.539[1]**
	Sabitli & Trendli	-1.988(0)	-1.997[2]	-4.159(0)**	-4.140[2]**
<i>LAGDP</i>	Sabitli	-1.583(2)	-1.516[0]	-3.627(1)**	-2.868[5]*
	Sabitli & Trendli	-1.566(1)	-0.781[0]	-3.936(1)**	-2.949[7]
<i>LATO</i>	Sabitli	-1.679(0)	-1.679[0]	-4.629(0)***	-4.672[3]***
	Sabitli & Trendli	-3.328(1)*	-2.379[0]	-4.471(0)***	-4.500[3]***
<i>LİGDP</i>	Sabitli	-1.613(0)	-1.587[2]	-3.687(0)**	-3.621[5]**
	Sabitli & Trendli	-0.964(0)	-1.064[2]	-3.921(0)**	-3.827[6]**

<i>LİTO</i>	Sabitli	-1.473(0)	-1.459[2]	-4.756(0)***	-4.822[3]***
	Sabitli & Trendli	-2.352(0)	-2.352[0]	-4.665(0)***	-4.713[3]***
<i>POGDP</i>	Sabitli	-1.289(0)	-1.278[1]	-4.371(0)***	-4.360[2]***
	Sabitli & Trendli	-1.040(0)	-1.040[0]	-4.390(0)**	-4.376[2]**
<i>POTO</i>	Sabitli	-1.909(0)	-4.74[24]***	-5.891(0)***	-6.237[6]***
	Sabitli & Trendli	-2.832(0)	-2.571[7]	-5.208(1)***	-11.90[16]***
<i>ROGDP</i>	Sabitli	-1.129(1)	-0.797[2]	-3.199(0)**	-3.191[1]**
	Sabitli & Trendli	-1.540(1)	-1.380[2]	-3.185(0)	-3.166[1]
<i>ROTO</i>	Sabitli	-1.068(0)	-0.978[1]	-5.986(0)***	-5.995[1]***
	Sabitli & Trendli	-2.297(0)	-2.297[0]	-5.870(0)***	-5.884[1]***
<i>SLVKGDP</i>	Sabitli	-1.335(1)	-1.383[1]	-3.113(0)**	-3.085[3]**
	Sabitli & Trendli	-1.191(1)	-0.841[1]	-3.231(0)	-3.166[4]
<i>SLVKTO</i>	Sabitli	-1.280(0)	-1.289[2]	-3.939(0)***	-3.788[4]***
	Sabitli & Trendli	-2.378(1)	-1.991[1]	-3.915(0)**	-3.767[5]**
<i>SLVNGDP</i>	Sabitli	-1.065(0)	-1.065[0]	-3.523(0)**	-3.454[4]**
	Sabitli & Trendli	-1.099(0)	-1.099[0]	-3.517(0)*	-3.410[5]*
<i>SLVNTO</i>	Sabitli	-1.239(0)	-1.181[6]	-4.549(0)***	-4.765[8]***
	Sabitli & Trendli	-3.322(1)*	-2.534[3]	-4.492(0)***	-4.890[8]***
<i>UKRGDP</i>	Sabitli	-1.251(1)	-0.887[1]	-3.407(0)**	-3.386[2]**
	Sabitli & Trendli	-2.030(1)	-1.682[1]	-3.327(0)*	-3.254[3]*
<i>UKRTO</i>	Sabitli	-3.472(1)**	-2.151[3]	-5.159(1)***	-3.821[13]***
	Sabitli & Trendli	-3.221(1)	-1.949[3]	-5.434(1)***	-5.002[23]***

Notlar: Çalışmada kullanılan veri frekansının yıllık olması nedeniyle gecikme uzunluğu maksimum 2 olarak alınmıştır. ADF testinde optimal gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriteri (SIC)'ne göre belirlenmiştir. PP testinde ise Barlett spektral tahmin yöntemi kullanılmış ve Newey-West Bandwidth otomatik seçimine göre bant genişliği belirlenmiştir. ADF test sonuçlarında parantez içerisindeki değerler uygun gecikme sayısını ifade etmektedir. PP test sonuçlarındaki köşeli parantez içindeki değerler ise bant genişliğini ifade etmektedir. ADF ve PP birim kök testlerinde kritik değerler sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sabitli model için -3.459, -2.874 ve -2.573; sabit ve trendli model için -3.998, -3.429 ve -3.138'tir. Ayrıca ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Her ülke için ekonomik büyüklük ve ticari açıklık arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığını incelediği Engle-Granger eşbütünleşme testi sonuçları Tablo 5'te listelenmiştir. Eşbütünleşme analiz sonuçları incelendiğinde, Letonya, Litvanya ve Slovakya için sabit modeli kapsayan eşbütünleşme denkleminde %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde eşbütünleşme ilişkisinin var olduğuna dair ampirik bulgulara ulaşılmıştır. Örnekleme geriyeye kalan ülkeler (Çek Cumhuriyeti, Estonya, Macaristan, Polonya, Romanya, Slovenya ve Ukrayna) için ise ticari açıklık ve ekonomik büyüme arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur şeklindeki boş hipotez (H_0)

reddedilememiştir. Bir başka ifadeyle, ilgili ülkelerde ekonomik büyüme ve ticari dışa açıklık arasında eşbütünlük ilişkisinin olmadığı bulgusuna ulaşılmıştır.

Tablo 5. Engle-Granger Eşbütünlük Test Sonuçları

Değişkenler	Sabitli		Sabitli & Trendli	
	Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
CZ	-2.803	0.200	-2.270	0.673
ES	-1.211	0.856	-1.627	0.907
HU	-3.025	0.140	-2.318	0.650
LA	-3.322	0.084*	-1.711	0.886
Lİ	-3.696	0.041**	-1.743	0.877
PO	-2.011	0.532	-1.610	0.911
RO	-1.905	0.584	-1.663	0.899
SLVK	-3.493	0.061*	-2.556	0.532
SLVN	-2.208	0.436	-1.859	0.842
UKR	-1.066	0.889	-1.460	0.939

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Ticari açıklık ve ekonomik büyüme arasında Letonya, Litvanya ve Slovakya’da uzun dönemli bir ilişkinin olduğu yani bu ülkeler için iki değişkenin uzun dönemde eşbütünlük oldukları tespit edilmiştir. Bu aşamadan sonra eşbütünlük ilişkisi var olan bu 3 ülkede ilişkinin yönü ve boyutunun belirlenebilmesi için FMOLS tahmincisi kullanılarak uzun dönem katsayı tahmini gerçekleştirilmiştir. Sonuçlar Tablo 6’da listelenmiştir.

Tablo 6. FMOLS Eşbütünlük Tahminci Sonuçları

Değişkenler	Sabitli	Sabitli & Trendli
LA	3.844***	-0.273
Lİ	3.402***	1.490**
SLVK	2.404***	2.128***

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

FMOLS tahmincisi için elde edilen sonuçlar Engle-Granger eşbütünlük denklemlerinden elde edilen sonuçlara eşgüdümlü olacak şekilde yorumlanacaktır. Buna göre Letonya, Litvanya ve Slovakya için sabitli modele ilişkin FMOLS eşbütünlük tahmincisi yorumlanacaktır. İlk olarak Letonya’ya ilişkin sonuçlar incelendiğinde, ticari açıklık oranındaki %1’lik bir artış ekonomik büyümeyi %3.844 seviyesinde arttırmaktadır. Ticari açıklık oranındaki %1’lik bir artışın Litvanya’da ekonomik büyüme üzerindeki pozitif etkisi %3.402 olarak gerçekleşmektedir. Slovakya için ticari açıklık oranındaki %1 düzeyindeki artış milli gelir üzerinde %2.404 düzeyinde artışa neden olmaktadır.

6.2. Panel Veri Analiz Sonuçları

Çalışmanın dördüncü bölümünde açıklandığı üzere ilk olarak kullanılacak birim kök ve eşbütünlük testlerinin belirlenebilmesi için serilerin homojenlik ve yatay kesit bağımlılık özelliklerinin incelenmesi gerekmektedir. Bu nokta homojenliğin belirlenmesinde Swamy-S, yatay kesit bağımlılığın belirlenmesinde Breusch ve Pagan LM testi kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 7’de listelenmiştir.

Tablo 7’deki sonuçlar incelendiğinde modelde kullanılan ekonomik büyüme ve ticari dışa açıklık değişkenleri ve modelin geneli için hesaplanan istatistiklerde homojenliği ifade eden H_0 hipotezinin %1 anlamlılık düzeyinde reddedildiği görülmektedir. Buna göre panelde kullanılan değişkenlerin ve kurulan eşbütünlük modelinin heterojen yapıya sahip olduğu

tespit edilmiştir. Yatay kesit bağımlılık analizine ilişkin sonuçlar incelendiğinde ise ekonomik büyüme ve ticari dışa açıklık değişkenleri ve modelin geneline ilişkin hesaplanan istatistiklerde yatay kesit bağımlılığın olmadığını ifade eden H_0 hipotezinin %1 anlamlılık düzeyinde reddedildiği görülmektedir. Yani değişkenlerin kendi içlerinde ve modelin genelinde kesitler arası bağımlılığın var olduğu görülmektedir.

Tablo 7. Homojenlik ve Yatay Kesit Bağımlılık Test Sonuçları

Değişkenler	Swamy-S (1970) Homojenlik	Breusch ve Pagan (1980) LM Yatay Kesit
	Testi	Bağımlılık Testi
GDP	276.10***	219.369***
TO	539.42***	233.583***
Model	715.20***	417.610***

Not: ***: %1'deki anlamlılığı, **: %5'teki anlamlılığı, *: %10'daki anlamlılığı ifade etmektedir.

Homojenlik ve yatay kesit bağımlılık testlerinden elde edilen sonuçlar doğrultusunda serilerdeki birim kök durumunun incelenmesinde yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ve aynı zamanda heterojen paneller için kullanılabilen CADF panel birim kök testinden yararlanılacaktır. CADF testine ilişkin sonuçlar Tablo 8'de listelenmektedir.

Sonuçlar incelendiğinde ekonomik büyüme ve ticari dışa açıklık değişkenlerinin ikisi de seviyelerinde birim kök içermekte, birinci farkları alındığında durağanlaşmaktadır. Yani modelde yer alan iki değişken de I(1) sürece sahiptir.

Tablo 8. CADF Panel Birim Kök Test Sonuçları

Sabitli	Seviye	
	GDP	TO
Panel (CIPS)	-2.452	-2.967
	Birinci Fark	
	GDP	TO
Panel (CIPS)	-3.103*	-3.425**
Sabitli & Trendli	Seviye	
	GDP	TO
Panel (CIPS)	-2.629	-2.805
	Birinci fark	
	GDP	TO
Panel (CIPS)	-3.675*	-3.603*

Notlar: Çalışmada kullanılan veri frekansının yıllık olması nedeniyle maksimum gecikme uzunluğu 2 olarak alınmıştır. Optimal gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriteri (SIC)'ne göre belirlenmiştir. CADF testine ilişkin kritik değerler sabitli model için; -4.11 (%1), -3.36 (%5), -2.97 (%10), sabitli ve trendli model için; -4.67 (%1), -3.87 (%5), -3.49 (%10)'dur. ***: %1'deki anlamlılığı, **: %5'teki anlamlılığı, *: %10'daki anlamlılığı ifade etmektedir.

Spesifikasyon testlerinden elde edilen sonuçları özetleyecek olursak analizde kullanılacak verilerin yatay kesit bağımlılığa sahip olduğu, heterojen bir yapının var olduğu ve değişkenlerin I(1) sürece sahip olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Bu bulgular doğrultusunda yatay kesit bağımlılığını dikkate alan, heterojen paneller için kullanılabilen ve serilerin I(1) sürece sahip olması varsayımına dayanan Westerlund ECM panel eşbütünleşme testi değişkenler arasındaki ilişkinin açıklanmasında kullanılacaktır. ECM testine ilişkin sonuçlar Tablo 9'da listelenmiştir.

Tablo 9'da yer alan eşbütünleşme analizine ilişkin sonuçlar incelendiğinde eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden H_0 hipotezi reddedilememektedir. Yani ekonomik büyüme ve ticari dışa açıklığın eşbütünleşik olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Buna göre seçili Avrupa

ülkelerinde ekonomik büyüme ve ticari dışa açıklık uzun dönemde birlikte hareket etmemektedir.

Tablo 9. Westerlund (2007) Panel Eşbütünleşme Test Sonuçları

	<i>Sabitli</i>		<i>Sabitli & Trendli</i>	
	Test İstatistiği	Bootstrap Olasılık Değeri	Test İstatistiği	Bootstrap Olasılık Değeri
g_{τ}	-3.521 (2)	0.938	5.408	0.983

Notlar: Çalışmada kullanılan veri frekansının yıllık olması nedeniyle maksimum gecikme uzunluğu 2 olarak alınmıştır. Optimal gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriteri (SIC)'ne göre belirlenmiştir. Parantez içerisindeki değer uygun gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. ***, ** ve * sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Son olarak, ampirik analizde değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) Panel Granger Nedensellik Testi ile incelenmiştir. Sonuçlar Tablo 10'da listelenmiştir. İlk olarak kesit bazında sonuçlar incelendiğinde; Estonya, Letonya ve Ukrayna'da ekonomik büyümeden ticari açıklığa nedensellik ilişkisinin olmadığını ifade eden H_0 hipotezinin %10 anlamlılık düzeyinde reddedildiği görülmektedir. Yani bu üç ülkede ekonomik büyüme, ticari dışa açıklığın nedeni oldu sonucuna ulaşılmıştır. Ticari açıklıktan ekonomik büyümeye ise hiçbir kesitte nedensellik ilişkisinin olmadığı görülmektedir. Yani hiçbir ülkede ticari açıklık, ekonomik büyümenin nedeni değildir. Panel bazında sonuçlar incelendiğinde ise panele ilişkin test istatistiğinin hiçbir anlamlılık seviyesinde reddedilemediği görülmektedir. Yani Doğu Avrupa ülkelerinde ekonomik büyümenin ticari dışa açıklığın nedeni olmadığını bulgusuna ulaşılmıştır.

Tablo 10. Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) Panel Granger Nedensellik Testi

Ülkeler	<i>GDP → TO</i>		<i>TO → GDP</i>	
	Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
<i>CZ</i>	0.028 (1)	0.868	1.415 (1)	0.234
<i>ES</i>	3.501 (1)*	0.061	0.050 (1)	0.822
<i>HU</i>	0.960 (1)	0.327	0.014 (1)	0.904
<i>LA</i>	5.507 (2)*	0.064	0.180 (2)	0.914
<i>Lİ</i>	0.298 (1)	0.585	1.062 (1)	0.303
<i>PO</i>	1.921 (1)	0.166	1.686 (1)	0.194
<i>RO</i>	0.008 (1)	0.930	0.870 (1)	0.351
<i>SLVK</i>	0.068 (1)	0.794	2.008 (1)	0.156
<i>SLVN</i>	0.028 (1)	0.867	1.996 (1)	0.158
<i>UKR</i>	3.320 (1)*	0.068	0.503 (1)	0.478
<i>Panel Fisher</i>	24.530	0.220	20.317	0.438

Notlar: Çalışmada kullanılan veri frekansının yıllık olması nedeniyle maksimum gecikme uzunluğu 2 olarak alınmıştır. Optimal gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriteri (SIC)'ne göre belirlenmiştir. Parantez içerisindeki değer uygun gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. → işareti incelenen nedensellik ilişkisinin yönünü ifade etmektedir. ***, ** ve * sembolleri sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

7. SONUÇ

Seçili 10 Doğu Avrupa ülkesi için 1995-2020 dönemi boyunca ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki bu çalışmada zaman serisi ve panel veri yöntemleri kullanılarak analiz edilmiştir. Örneklem için yapılan Engle-Granger eşbütünleşme analizinde elde edilen ampirik bulgular Letonya, Litvanya ve Slovakya için bu iki değişken arasında uzun dönem ilişkisinin var olduğunu göstermektedir. Bu 3 Doğu Avrupa ülkesinde eşbütünleşme ilişkisinin

olmasından hareketle tahmin edilen FMOLS eşbütünleşme tahmincisi üzerinden, bu ülkeler için kişi başına düşen GSYİH (GDP) ve ticari dışa açıklık (TO) değişkenleri arasındaki ilişki incelenmiş ve uzun dönem katsayısı yorumlanmıştır.

Zaman serisi analiz sonuçları ışığında, ticari dışa açıklığın Letonya, Litvanya ve Slovakya ülkelerindeki ekonomik büyüme üzerinde pozitif bir etkisinin olduğuna ilişkin teorik hipotez FMOLS eşbütünleşme tahmincisiyle ampirik olarak kanıtlanmış ve desteklenmiştir. SSCB'nin dağılışıyla birlikte Doğu Avrupa ülkelerinin merkezi planlamacı ekonomiden serbest piyasa ekonomisine geçiş yapmaları ve böylelikle gerçekleştirdikleri ticari liberalizasyonlara karşın, bu çalışma kapsamında örnekleme yer alan seçili 10 Doğu Avrupa ülkesinden yalnızca 3'ünde (Letonya, Litvanya ve Slovakya) ticari dışa açıklığın ekonomik büyümeye pozitif katkı sağladığına dair temel hipotez yapılan ampirik bulgularla desteklenmektedir.

Panel veri analizi sonuçlarına geçildiğinde, modelde homojenlik reddedilmektedir. Yani, incelenen modelde heterojen bir yapı mevcuttur. Ayrıca, yatay kesit bağımlılığının olmadığını ifade eden boş hipotez reddedilmekte, yani değişkenler arasında kesitsel bağımlılık bulunmaktadır. Dolayısıyla modelde, hem yatay kesit bağımlılığını dikkate alan hem de heterojen paneller için kullanılabilen CADF panel birim kök testi kullanılmıştır. Elde edilen ampirik bulgulara göre değişkenlerin I(1) sürece sahip olduğu görülmüştür. Daha sonra seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı Westerlund ECM panel eşbütünleşme testi yapılarak incelenmiştir. Elde edilen bulgulara göre, ekonomik büyüme ve ticari açıklık arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmamıştır. Yani, seçili Doğu Avrupa ülkelerinde bu iki değişken birlikte hareket etme eğiliminde değildir. Son olarak Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) panel nedensellik analizi bulgularına göre ise panel boyutunda değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Bu sonuçlar ticari dışa açıklığın ekonomik büyüme için oldukça önemli bir makro ekonomik bileşen olduğunu ancak tek başına yeterli olmadığını göstermektedir. Çalışmada elde edilen bu bulgular ışığında, bu ülkeler için (Letonya, Litvanya ve Slovakya) ekonomik büyümenin ticari dışa açıklığa ek olarak temel nitelikte olan farklı makro ekonomik bileşenlerle (örneğin; finansal dış açıklık, doğrudan yabancı sermaye yatırım girişleri veya ihracatın içinde yüksek katma değerli ürünlerinin payının artırılması gibi) desteklenmesi gerektiğini söylemek mümkündür. Bundan sonraki çalışmalarda farklı ülke gruplarının, ifade edilen çeşitli makroekonomik değişkenleri de dikkate alarak incelenmesi önerilmektedir.

KAYNAKÇA

- ALAM, K. J., & SUMON, K. K. (2020). Causal relationship between trade openness and economic growth: a panel data analysis of Asian countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 10(1), 118.
- ALAM, M. S. (1991). Trade orientation and macroeconomic performance in LDCs: an empirical study. *Economic Development and Cultural Change*, 39(4), 839-848.
- BAHMANI-OSKOOEE, M., & NIROOMAND, F. (1999). Openness and economic growth: an empirical investigation. *Applied Economics Letters*, 6(9), 557-561.
- BALTAGI, B. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons.
- BANDAY, U. J., MURUGAN, S., & MARYAM, J. (2021). Foreign direct investment, trade openness and economic growth in BRICS countries: evidences from panel data. *Transnational Corporations Review*, 13(2), 211-221.

- BREUSCH, T. S., & 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.
- CHANG, R., KALTANI, L., & LOAYZA, N. V. (2009). Openness can be good for growth: The role of policy complementarities. *Journal of development economics*, 90(1), 33-49.
- CHANG, Y. (2004). Bootstrap unit root tests in panels with cross-sectional dependency. *Journal of econometrics*, 120(2), 263-293.
- CHUDIK, A., & PESARAN, M. H. (2015). Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors. *Journal of econometrics*, 188(2), 393-420.
- DAĞDELEN, İ. (2004). Liberalizasyon. *Uluslararası İnsan Bilimleri Dergisi*, 1(1), 1-66.
- DAO, A. T. (2015). Trade Openness and Economic Growth, *The Park Place Economist*, 23(1), 44-62.
- DICKEY, D. A., & FULLER, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- DICKEY, D. A., & FULLER, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- EMİRMAHMUTOĞLU, F., & KOSE, N. (2011). Testing for Granger causality in heterogeneous mixed panels. *Economic Modelling*, 28(3), 870-876.
- ENDERS, W., & LEE, J. (2012). The flexible Fourier form and Dickey–Fuller type unit root tests. *Economics Letters*, 117(1), 196-199.
- ENDERS, W. (2015). *Applied Econometric Time Series, Fourth Edition*, Wiley University of Alabama.
- ENGLE, R. F., & GRANGER, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- ERDOĞAN, L., TİRYAKİ, A., & CEYLAN, R. (2018). Türkiye'de Uzun Dönem Ekonomik Büyümenin Belirleyicilerinin Ardl, Fmols, Dols ve Ccr Yöntemleriyle Tahmini. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 36(4), 39-57.
- GRIES, T., & REDLIN, M. (2012). Trade openness and economic growth: a panel causality analysis. In *International conferences of RCIE, KIET, and APEA*, March (pp. 16-18).
- GÜL, E., & KAMACI, A. (2012). Dış Ticaretin Büyüme Üzerine Etkileri: Bir Panel Veri Analizi. *Journal of Alanya Faculty of Business/Alanya İşletme Fakültesi Dergisi*, 4(3).
- GÜL, E., KAMACI, A., & KONYA, S. (2013). Dış ticaretin büyüme üzerine etkileri: Türk Cumhuriyetleri ve Türkiye örneği. *Akademik Bakış Dergisi*, 35, 1-12.
- HARRISON, A. (1996). Openness and growth: A time-series, cross-country analysis for developing countries. *Journal of development Economics*, 48(2), 419-447.

- HUCHET-BOURDON, M., LE MOUËL, C., & VIJIL, M. (2018). The relationship between trade openness and economic growth: Some new insights on the openness measurement issue. *The World Economy*, 41(1), 59-76.
- IDRIS, J., YUSOP, Z., & HABIBULLAH, M. S. (2016). Trade openness and economic growth: A causality test in panel perspective. *International Journal of Business and Society*, 17(2).
- IM, K. S., PESARAN, M. H., & SHIN, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1), 53-74.
- JARQUE, C. M., & BERA, A. K. (1987). A test for normality of observations and regression residuals. *International Statistical Review/Revue Internationale de Statistique*, 163-172.
- JAYME, F.G. (2001). Notes on Trade and Growth. *Texto Para Discussao*. No:166.
- KAYA, Z., & ŞAHİN, L. (2015). Dış ticaret hacmi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin panel eşbütünlük analiziyle değerlendirilmesi: BRIC ülkeleri (1995-2013), Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 7(13), 434-446.
- KURT, S., & BERBER, M. (2008). Türkiye’de Dışa Açıklık ve Ekonomik Büyüme. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*. 22(2), 57-79.
- MENYAH, K., NAZLIOĞLU, S., & WOLDE-RUFANEL, Y. (2014). Financial development, trade openness and economic growth in African countries: New insights from a panel causality approach. *Economic Modelling*, 37, 386-394.
- MILLER, S. M., & UPADHYAY, M. P. (2000). The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity. *Journal of development economics*, 63(2), 399-423.
- NAZLIOĞLU, S. (2021). “TSPDLIB: GAUSS Time Series and Panel Data Methods (Version 2.0).: Source Code. <https://github.com/aptech/tspdlib>
- OLOYEDE, B. M., OSABUOHEN, E. S., & EJEMEYOVWI, J. O. (2021). Trade openness and economic growth in Africa's regional economic communities: empirical evidence from ECOWAS and SADC. *Heliyon*, 7(5), e06996.
- OMOKE, P. C., & OPUALA-CHARLES, S. (2021). Trade openness and economic growth nexus: Exploring the role of institutional quality in Nigeria. *Cogent Economics & Finance*, 9(1), 1868686.
- ÖZCAN, C. C., ÖZMEN, İ., & ÖZCAN, G. (2018). Ticari Dışa Açıklığın Ekonomik Büyüme’ye Etkisi: Yükselen Piyasa Ekonomileri. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (40), 60-73.
- PARK, J. Y. (1992). Canonical cointegrating regressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 119-143.
- PESARAN, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, 22(2), 265-312.
- PESARAN, M. H., & YAMAGATA, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of econometrics*, 142(1), 50-93.

- PHILLIPS, P. C., & HANSEN, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- PHILLIPS, P. C., & PERRON, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- ROMER, P. M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of political economy*, 94(5), 1002-1037.
- SANDALCILAR, A. R. (2012). BRIC ülkelerinde ekonomik büyüme ve ihracat arasındaki ilişki: Panel eşbütünleşme ve panel nedensellik. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 17(1), 161-179.
- SILAJDZIC, S., & MEHIC, E. (2017). Trade openness and economic growth: Empirical evidence from transition economies. In *MIC 2017: Managing the Global Economy; Proceedings of the Joint International Conference, Monastier di Treviso, Italy, 24-27 May 2017* (pp. 581-594). University of Primorska Press.
- STOCK, J. H., & WATSON, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 783-820.
- SWAMY, P. A. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 311-323.
- TOPALLI, N. (2016). Doğrudan sermaye yatırımları, Ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki: Türkiye ve BRICS Ülkeleri örnekleri, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 17 (1), 83-95.
- TOPALOĞLU, E. E., & EGE, İ. (2020). Kredi Temerrüt Swapları (CDS) ile Borsa İstanbul 100 Endeksi Arasındaki İlişki: Kısa ve Uzun Dönemli Zaman Serisi Analizleri. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 12(2), 1373-1393.
- TUNCER, İ. (2002). Türkiye’de İhracat İthalat ve Büyüme: TODA YAMAMOTO Yöntemiyle Granger Nedensellik Analizleri 1980 2000. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 9(9). 89-107.
- UDEAGHA, M. C., & NGEPAH, N. (2021). The asymmetric effect of trade openness on economic growth in South Africa: a nonlinear ARDL approach. *Economic Change and Restructuring*, 54(2), 491-540.
- ULAŞAN, B. (2012). Openness to international trade and economic growth: a cross-country empirical investigation (No. 2012-25). *Economics Discussion Papers*. Kiel Institute for the World Economy (IfW), Kiel, 1-57.
- ÜNSAL, M.E. (2013). *Makro İktisat*. Ankara. İmaj Yayınevi. 759s.
- WESTERLUND, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748.
- WORLD BANK (2021), *World Development Indicators*, (Erişim Tarihi:08.10.2021) <https://data.worldbank.org/indicator/NE.TRD.GNFS.ZS>
- YANIKKAYA, H. (2003). Trade openness and economic growth: a cross-country empirical investigation. *Journal of Development economics*, 72(1), 57-89.

- YAPRAKLI, S. (2007). Ticari ve Finansal Dışa Açıklık ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye Üzerine Bir Uygulama. Istanbul University Econometrics and Statistics e-Journal, (5), 67-89.
- YILDIRIM, K., KARAMAN, D., & TAŞDEMİR M. (2008). Makroekonomi. Ankara. Seçkin Yayınevi.633s.
- YILMAZ, E.Ş. (2016). Dış Ticaret Kuramlarının Evrimi. Ankara. Efil Yayınevi. 359s.