

DOĞRUDAN YABANCI YATIRIMLAR VE EKONOMİK BÜYÜME: OECD ÜLKELERİ İÇİN PANEL EŞİK DEĞER ANALİZİ

Özgür KOÇBULUT¹

Halil ALTINTAŞ**

ÖZ

Bu çalışmada Hansen (1999) tarafından geliştirilen panel eşik değer analizi kullanılarak 27 OECD ülkesinde DYY ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin doğrusal olup olmadığının tespit edilmesi amaçlanmıştır. Elde edilen bulgular, DYY ile ekonomik büyüme arasında doğrusal bir ilişki olmadığına ve DYY için tek eşik değer bulunduğuna dair güçlü kanıtlar sunmaktadır. Bu sonuç, DYY'nin ev sahibi ülkeye giriş düzeyine bağlı olarak ekonomik büyümeyi farklı şekillerde etkileyebileceğini göstermektedir. Analizde incelenen ülke grubu için DYY girişleri, 1,657 eşik değer seviyesinin üzerine çıktığında DYY'ler ekonomik büyümeyi olumlu etkilemekte bu seviyenin altında ise bu etki tersine dönmektedir. Bu yüzden ev sahibi ülkelerde politika yapıcılar, DYY çekmek için serbest ticaret bölgeleri, ticaret rejimi, vergi teşvikleri, beşeri sermaye tabanı, finansal piyasa düzenlemeleri, finansal sistem ve altyapı kalitesi gibi koşulları iyileştirmeyi amaçlamalıdır.

Anahtar Kavramlar: Doğrudan Yabancı Yatırımlar, Ekonomik Büyüme, Panel Eşik Regresyon Analizi.

FOREIGN DIRECT INVESTMENTS AND ECONOMIC GROWTH: PANEL THRESHOLD ANALYSIS FOR THE OECD COUNTRIES

ABSTRACT

This paper aims at determining whether the relationship between FDI and economic growth is linear or not in OECD countries. By employing the panel threshold analysis proposed by Hansen (1999) we find evidence in favor of the nonlinear relationship between FDI and economic growth with a single threshold value for FDI. It is empirically shown that FDI positively impact economic growth when FDI inflows exceed the threshold value of 1,657, while the reversed effects are observed for FDI inflows less than 1,657. Therefore, policy makers in host countries should seek to improve conditions such as free trade zones, trade regimes, tax incentives, human capital base, financial market regulations, financial system and infrastructure quality to attract more FDI.

Keywords: Foreign Direct Investment, Economic Growth, Panel Threshold Regression Analysis.

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Yozgat Bozok Üniversitesi, Akdağmadeni MYO, Muhasebe ve Vergi Bölümü, ozgur.kocbulut@bozok.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0003-3092-8400>

** Prof. Dr., Erciyes Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, haltintas@erciyes.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-8565-4294>

Makalenin gönderilme tarihi: 12 Aralık 2018

Kabul tarihi: 11 Mayıs 2019

GİRİŞ

1970’li yıllardan itibaren küreselleşme hareketlerinin hızlanması ile birlikte yabancı sermaye transferleri dünya ekonomisine yön veren faktörlerin başında gelmektedir. Doğrudan yabancı yatırımlar (DYY), bu tür transferlerin en önemli bileşenlerinden biridir. DYY, bir ülkede yerleşiklerin, başka bir ülkedeki (kaynak ülke) bir işletmenin üretim, dağıtım ve diğer faaliyetlerini kontrol etmek ve bu işletmeden sürekli bir kazanç sağlamak amacıyla varlıklarının tamamını veya bir kısmını satın almaları şeklinde tanımlanabilir (Moosa, 2002). Gelişmekte olan ülkeler, yetersiz sermaye ve teknolojik bilgi birikimine bağlı olarak, kendi doğal kaynaklarından yeteri kadar faydalanamayabilirler. Ayrıca bu ülkelerin çoğunda mülkiyet haklarının korunması, yolsuzluklar, sivil, politik ve ekonomik istikrarsızlık gibi sorunlar da söz konusu olabilmektedir. Bu tür sorunlar sermaye birikimini ve var olan kaynakların kullanımını engelleyebilir. Bu nedenle ekonomik yardımlar, krediler, portföy akışları ve DYY gibi uluslararası büyüme kaynakları, bu ülkelerin ekonomik gündemlerinde sıklıkla yer almaktadır. DYY’ler büyüme performansı yüksek, dışa açık sanayileşme politikalarını benimsemiş, ekonomik ve siyasi istikrara sahip ülkeleri daha çok tercih etmektedirler. Özellikle gelişmekte olan ülkeler başta olmak üzere birçok ülke, büyüme hızlarını artırmak ve uzun dönemli büyüme hedeflerini gerçekleştirmek amacıyla yabancı yatırım kısıtlamalarını kaldırarak, iç ekonomik politikalarını reforme edip finansal sektörün gelişmesini teşvik ederek kendi ülkelerine daha fazla doğrudan yabancı yatırım çekmeye çalışmaktadırlar (İamsiraroj ve Ulubaşoğlu, 2015).

Diğer uluslararası sermaye kaynaklarıyla karşılaştırıldığında, teorik olarak DYY’nin ev sahibi ülke ekonomilerine (a) nispeten daha istikrarlı bir fon akışı sağlaması, (b) üretken kapasitenin ve istihdamın artmasına yardımcı olması, (c) ihracatı artırması nedeniyle ödemeler dengesi üzerine katkı yapması, (d) işgücü eğitimi ve beceri edinimi yoluyla pozitif bilgi dışsallıkları yaratması, (e) teknoloji transferi ve organizasyonel bilgi birikimine yardımcı olması, (f) farklı üretim süreçlerini tanıtarak yeni marka oluşumunu özendirilmesi, (g) yerli firmalara dış pazarlara çok daha fazla erişim imkanı sunması gibi katkılar sağlayarak ekonomik büyümeye yol açtığı ileri sürülmesine rağmen neoklasik ve içsel büyüme teorileri bu konuda farklı görüşler ortaya koymaktadırlar (Falki, 2009; Forte ve Moura, 2013; İamsiraroj ve Ulubaşoğlu, 2015).

Neoklasik büyüme teorisine göre bir ekonomide tasarrufların artması sermaye stokunu artırmaktadır. Ancak, bu teoride sermaye stokundaki artışın sermayenin marjinal getirisini azaltacağı varsayıldığı için sermaye faktörünün büyüme hızı üzerindeki etkisinin geçici veya kısa dönemli olacağı ileri sürülmektedir. Neoklasik büyüme teorisinde uzun dönemli büyüme ise ancak dışsal olarak kabul edilen teknolojik ilerleme ve/veya beşeri sermaye artışı ile sağlanabilmektedir. Solow (1957) ve De Mello (1997) gibi bazı iktisatçılar, DYY’nin teknolojik gelişmeyi olumlu etkileyerek ekonomik büyümeyi teşvik

edeceği düşüncesinden hareketle DYY'yi modele dahil etmişlerdir. Fakat sonuçta ekonominin aynı durağan durum büyüme hızına yaklaştığını, DYY'nin sadece kısa dönem büyüme üzerinde etkili olduğunu, uzun dönemli büyümeyi değiştirmedini ortaya koymuşlardır. Neo-klasik büyüme modeli öngörülerinin ekonomik hayatta somut gelişmelerle birebir örtüşmemesi, teknolojik gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini daha iyi vurgulayan içsel büyüme modellerinin ortaya çıkmasına neden olmuştur. Romer (1986), Lucas (1988) ve Rebelo (1991) tarafından geliştirilen içsel büyüme modellerine göre bir ekonominin büyüme hızı temelde teknolojik ilerleme ve ekonominin tasarruf gücüne bağlıdır. Bu nedenle ekonomik büyümenin hükümetlerin politika eylemlerinden etkilenen içsel bir değişken olduğu kabul edilmektedir. İçsel büyüme modellerinde teknolojik ilerleme ve DYY, ev sahibi ülkelerin üretim sistemlerine yeni girdi ve teknolojilerin dahil edilmesini teşvik eder. Ayrıca verimlilik, olumlu dışsallıklar ve yayılma etkileri yaratarak, ülkenin büyüme hızı üzerinde içsel olarak kalıcı bir büyüme etkisi ortaya çıkarır. Bu durum, içsel büyüme modellerinin DYY girişlerinin büyüme üzerindeki etkilerini neoklasik büyüme modeline kıyasla daha net bir şekilde açıkladığını göstermektedir. Dolayısıyla, DYY büyüme ilişkisini açıklamak için endojen büyüme modellerinin kullanılması daha uygun olabilir (Bocutoğlu, 2009; De Mello, 1997; Jayachandran ve Seilan, 2010; Iamsiraroj, 2016).

DYY ve ekonomik büyüme literatürü incelendiğinde Alfaro, Chanda, Kalemlı-Özcan ve Sayek (2004), Tu ve Tan (2012), Huang, Liu ve Xu (2012) ve Tanna, Li ve Vita (2018) gibi birçok çalışmada, ev sahibi ülkelerde beşeri sermaye, finansal gelişme, kurumsal yapı, dış borçlar gibi değişkenlerin DYY'den ekonomik büyümeye geçiş sürecinde bir eşik olup olmayacağı araştırılmıştır. Bu çalışmada ise diğer çalışmalardan farklı olarak doğrudan yabancı yatırımların ekonomik büyüme üzerindeki eşik etkisinin varlığı araştırılmaktadır. Ayrıca, doğrudan yabancı yatırımların ülke ekonomileri üzerinde teknoloji transferi ve yayılma etkilerinden elde edilen kazanımları massetme yeteneğine bağlı olarak ekonomik büyümeye katkı sağlayacağı düşünülmüş ve modele yüksek teknolojili ürün ihracatı, ticari açıklık değişkenleri de dahil edilmiştir. Bu tür eşik etkili ilişkilerin açıklanmasında genellikle doğrusal olmayan modeller kullanılmaktadır. Doğrusal olmayan modeller iktisadi ilişkileri açıklamada daha kapsayıcı ve güvenilirlerdir. Doğrusal olmayan modellerle ilgili olarak, panel eşik değer analizi en iyi yöntemlerden biri olarak görülmektedir. Eşik regresyon yöntemleri, bireysel sabit etkilere sahip dinamik olmayan paneller için geliştirilmiştir. Bu yöntem, doğrusal olmayan ilişkinin varlığını test etmemize ve modelde değişkenler arasında pozitif ilişkiyi kolaylaştıracak eşik değer sayısı ve seviyesini içsel olarak optimal bir şekilde belirlememize olanak sağlamaktadır (Nguyena ve To, 2017). Bu nedenle çalışmadan elde edilecek sonuçlar, ekonomik büyümeyi olumlu etkileyecek optimal DYY giriş ölçeğinin belirlenmesi bakımından önem arz etmektedir. Ayrıca, literatür incelendiğinde araştırma konusu ile ilgili çok

sayıda çalışma olmasına rağmen OECD ülkeleri için DYY eşiği ile ilgili herhangi bir çalışmaya rastlanılmamasından dolayı çalışma bu alanda literatüre de katkı sağlamış olacaktır.

Çalışma şu şekilde tasarlanmıştır. Birinci bölümde konuyla ilgili literatür incelemesi yapılmış; ikinci bölümünde, çalışmada kullanılacak ekonometrik yöntem açıklanmış; üçüncü bölümde ampirik bulgulara yer verilerek çalışma, genel bir değerlendirmeyi içeren sonuç bölümü ile tamamlanmıştır.

I. LİTERATÜR

Teorik olarak, DYY girişlerinin, ev sahibi ülkenin üretim fonksiyonuna yeni girdilerin ve yabancı teknolojilerin dahil edilmesine neden olduğu ve sermaye birikimi yoluyla ekonomik büyümeyi olumlu etkilediği varsayılır. Ampirik olarak DYY'nin bu teorik faydalarını test etmek için farklı ekonometrik yöntemlerin uygulandığı, farklı ülke ve ülke gruplarının ve zaman periyotlarının seçildiği çok sayıda çalışma yapılmıştır.

Sıradan doğrusal yaklaşımların izlendiği çalışmalardan De Gregorio (1992), on iki Latin Amerika ülkesi için 1950-1985 dönemi verilerini kullanarak yapmış olduğu çalışmada, doğrudan yabancı yatırımların ekonomik büyüme üzerinde olumlu bir etki ortaya çıkardığını bulmuştur. Blomstrom, Lipsey ve Zejan (1992), düşük gelirli gelişmekte olan 78 ve yüksek gelirli 23 ülke için DYY'lerin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Elde edilen sonuçlar, 1960-1985 dönemi boyunca özellikle yüksek gelirli ülkelerde DYY'lerin ekonomik büyümeyi pozitif etkilediğini göstermektedir. Balasubramanyam, Salisu ve Sapsford (1996), yeni bir büyüme teorisi çerçevesinde farklı ticaret politikası rejimleri ile karakterize edilen J. Bhagwati tarafından geliştirilen hipotezi¹ test etmişlerdir. Buna göre yazarlar, ihracat teşvik politikası izleyen ülkelerde, DYY'nin ekonomik büyümeyi artırıcı etkilerinin daha güçlü olduğu sonucunu elde etmişlerdir.

Zhang (2001), Doğu Asya ve Latin Amerika ülkelerinden oluşan 11 ülkenin 5'inde (Hong Kong, Endonezya, Singapur, Tayvan ve Meksika) DYY'nin ekonomik büyümeyi pozitif etkilediğini bulmuştur. Ancak bu pozitif etkininde ev sahibi ülkede serbest ticaret rejiminin benimsenmesi, beşeri sermaye koşullarının gelişmişliği ve ihracata yönelik DYY'lerin teşvik edilmesi gibi ülkeye özgü özelliklere bağlı olduğunu ileri sürmektedir. Campos ve Kinoshita (2002), Orta ve Doğu Avrupa ve eski Sovyetler Birliği geçiş ekonomileri için 1990-1998 döneminde DYY'nin büyüme üzerindeki etkilerini incelemiştir. Elde edilen sonuçlar, DYY'nin seçilen her ülkenin ekonomik büyümesi üzerinde önemli bir olumlu etkisi olduğunu göstermektedir.

¹ Bhagwati (1978), hipotezinde DYY'nin hacminin ve etkinliğinin, bir ülkenin ihracat teşviki veya ithal ikamesi stratejisini takip edip etmediğine göre değişeceğini varsaymıştır.

Akinlo (2004), çalışmasında elde ettiği sonuçların 1970-2001 dönemi boyunca Nijerya'da DYY girişlerinin, ekonomik büyüme üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığını göstermektedir. Li ve Liu (2005), gelişmiş ve gelişmekte olan 84 ülke için yaptıkları çalışmada 1970-1999 döneminde DYY ile ekonomik büyüme arasında güçlü bir tamamlayıcılık ilişkisi tespit etmişlerdir. Roy ve Van de Berg (2006), 1970-2001 döneminde DYY'nin ABD'nin ekonomik büyümesi üzerinde pozitif ve önemli bir etkisi olduğunu bulmuşlardır. Khaliq ve Noy (2007), 1997-2006 döneminde detaylı sektörel veriler kullanarak DYY'nin Endonezya'nın ekonomik büyümesi üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Elde edilen sonuçlara göre, toplam düzeyde DYY girişleri ekonomik büyümeyi pozitif etkilerken, alt sektörler bazında ise DYY girişleri, madencilik ve taşocakçılığı gibi bazı alt sektörleri olumsuz etkilemektedir.

Adams (2009), çalışmasında 1990-2003 yılları arasında Sahra-Altı Afrika ülkelerinde (42 ülke) ekonomik büyüme üzerindeki DYY ve yurt içi yatırımın etkisini analiz etmiştir. Analiz sonuçları DYY'nin yurtdışı yatırımları negatif etkilediğini ayrıca yurtdışı yatırımlar üzerinde bir dışlama etkisine neden olduğunu göstermektedir. Benzer şekilde Falki (2009), çalışmasında; Pakistan için GSYH ve DYY girişleri arasında negatif ve istatistiksel olarak anlamsız bir ilişki bulmuştur. Ayaydın (2010) ve Yılmaz, Kaya ve Akıncı (2011), tarafından Türkiye için yapılan çalışmalarda doğrudan yabancı yatırımlar ile ekonomik büyüme arasında güçlü bir pozitif ilişki tespit edilmiştir. Acaravcı ve Öztürk (2012), Avrupa Birliği 10 geçiş ülkesi için ARDL (Autoregressive Distributed Lag) sınır testi ve Granger nedensellik testlerini kullanarak ekonomik büyüme, ihracat ve DYY arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. 1994-2008 dönemi için elde edilen ampirik sonuçlar on ülkenin altısında ekonomik büyüme, ihracat ve DYY arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını gösterir.

Ray (2012), Hindistan için yaptığı çalışmasından elde edilen sonuçlara göre, DYY ekonomik büyümeye çok fazla katkı yapmamaktadır. Antwi, Mills, Mills ve Zhao (2013), 1980-2010 dönemi zaman serisi verilerini kullanarak yaptıkları çalışmada Gana'da DYY'nin ekonomik büyümeyi olumlu etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Gui-Diby'nin (2014), 50 Afrika ülkesi için Blundell ve Bond (1998) tarafından geliştirilen SYS-GMM (System Generalized Method of Moment) yöntemini kullanarak yaptığı çalışmadan elde edilen sonuçlar; DYY'nin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin 1980-1994 döneminde negatif, 1995-2009 döneminde ise pozitif olduğunu göstermektedir. Pegkas (2015), Euro bölgesi ülkeleri ve Iamsiraroj ve Ulubaşoğlu (2015), 140 ülke için yaptıkları çalışmaların tahmin sonuçlarına göre; DYY girişleri ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli pozitif bir ilişki vardır. Jilenga, Xu ve Gondje-Dacka (2016), 1971-2011 dönemi zaman serisi verilerini kullanarak Tanzanya için yaptıkları çalışmada doğrudan yabancı yatırımların ekonomik büyümeyi negatif etkilediğini bulmuşlardır.

Iamsiraroj (2016), çalışmasında 1971-2010 dönemi verileri ile eşanlı denklemler yaklaşımını kullanarak DYY ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Elde edilen bulgular DYY ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Alvarado, İniguez ve Poncea (2017), 19 Latin Amerika ülkesini toplu halde ve yüksek, orta-üst ve düşük-orta gelirli ülkeler şeklinde ayırarak 1980-2014 dönemi için DYY ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Sonuçlar, panelin geneli için DYY'nin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin istatistiki olarak anlamlı olmadığını gösterir. Ayrıca orta-üst gelirli ülkelerde ise bu etki düzensiz ve anlamlı değildir, düşük-orta gelirli ülkelerdeki etki negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır, yüksek gelirli ülkeler üzerinde ise DYY'nin ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi vardır. Acaravcı ve Akyol (2017), Türkiye; Sothan (2017), Kamboçya; Sunde (2017), Güney Afrika için yaptıkları çalışmalarda DYY'nin ekonomik büyümeyi olumlu etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Öztürk, Vergili ve Aktan (2018), Türkiye için yaptıkları çalışmada, 1974-2016 dönemi için doğrudan yabancı yatırımlar ile ekonomik büyüme arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulamamışlardır. Mansaray'ın (2018) yaptığı çalışmada, Granger nedensellik testi sonuçları, Sierra Leone'de DYY ile ekonomik büyüme arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir.

DYY ve ekonomik büyüme arasındaki doğrusal olmayan yaklaşım ilk olarak Borensztein, De Gregorio ve Lee (1998) tarafından ileri sürülmüştür. Özellikle sanayi ülkelerinden gelen doğrudan yabancı yatırımlara ilişkin veriler kullanılarak gelişmekte olan 69 ülkede doğrudan yabancı sermaye yatırımlarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin test edildiği bu çalışmanın sonuçları, DYY'nin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin ev sahibi ülkenin mevcut beşeri sermaye düzeyine bağlı olduğunu göstermektedir. Demakas, Horvath, Ribakova ve Wu'nun (2005), 15 Orta ve Güneydoğu Avrupa ülkesi için eşik regresyon teknikleri kullanarak yapmış oldukları çalışmaya göre, 1995-2003 dönemi özelleştirme dışı DYY girişlerinin %12 eşik değer düzeyine ulaştıktan sonra DYY girişindeki artışlar ev sahibi ülkenin refah seviyesini yükseltmektedir.

Jyung-Yi ve Chih-Chiang (2008), 62 ülke için Caner ve Hansen (2004) tarafından geliştirilen eşik regresyon tekniğini kullandıkları çalışmadan elde edilen sonuçlar; GSYİH ve beşeri sermaye düzeyi yüksek olan ülkelerde DYY'nin büyüme üzerinde olumlu ve anlamlı bir etkisi olduğunu göstermektedir. Alleyne ve Edwards (2011), çalışmasında elde edilen sonuçlar, eşik değerlerin düşük eğitim düzeylerinde negatif, yüksek eğitim düzeylerinde pozitif ve anlamlı olduğunu göstermektedir. Tu ve Tan (2012) çalışmasına göre on ASEAN (Güneydoğu Asya Ülkeleri Birliği) ülkesinde beşeri sermaye düzeyi eşik seviyenin üstünde olduğunda, DYY'ler ekonomik büyümeyi olumlu etkilemektedir. Huang vd. (2012), 1985-2008 dönemi için Çin'in eyalet verisine ilişkin Hansen (1999) eşik değer yöntemini kullanarak yaptıkları çalışmada elde

edilen sonuçlar bölgesel inovasyon seviyesinin, doğrudan yabancı yatırımdan büyümeye geçiş sürecinde bir eşik olabileceğini göstermektedir.

Raheem ve Oyinlola (2013), ECOWAS (Batı Afrika Ülkeleri Ekonomik Topluluğu) üyesi 7 ülke için yaptıkları çalışmada yönetim değişkeninin -1,2'lik eşik seviyesine ulaşmasıyla DYY'nin ekonomik büyümeyi olumlu etkilemeye başladığını tespit etmişlerdir. Nguyen ve To (2017), sekiz ASEAN ülkesinde DYY ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemek için Hansen (1999) tarafından geliştirilen panel eşik regresyon modelini kullanmışlardır. Bulgular, DYY ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin doğrusal olmadığını göstermektedir. 39 gelişmekte olan ülke için dış borçların DYY-büyüme ilişkisi üzerindeki etkisini araştıran Tanna vd. (2018), DYY kaynaklı büyümenin dış borç eşğine bağlı olduğunu tespit etmişlerdir.

DYY'nin ev sahibi ülkelerin ekonomik büyümesi üzerindeki etkisi ile ilgili mevcut literatür incelendiğinde çalışmalardan elde edilen sonuçlar arasında farklılıklar görülmektedir. Sonuçların muğlaklığına ilişkin; yapılan çalışmalarda ev sahibi ülkenin teknoloji, beşeri sermaye ve finansal açıklık düzeyi gibi iç koşulların hesaba katılmadığı, analizlerde DYY girişlerinin ekonomide sektörler bazında değil, genellikle toplam olarak alındığı, DYY'nin ev sahibi ülkeye sıfırdan bir yatırım mı yoksa şirket birleşmesi şeklinde mi giriş yaptığını belirlenmediği gibi çeşitli açıklamalar geliştirilmiştir (Forte ve Moura, 2013).

II. EKONOMETRİK YÖNTEM ve VERİ SETİ

Bu çalışmada, OECD ülkelerinde doğrudan yabancı yatırımlar ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki, Hansen (1999) tarafından geliştirilen panel eşik regresyon modeli ile analiz edilmiştir. Bu model, geleneksel en küçük kareler tahmin yönteminin bir uzantısıdır. Sahte regresyondan kaçınmak için modele dahil edilen değişkenlerin durağan olması gerekir. Bu yüzden, panel birim kök testleri ile tüm serilerin durağanlığı tespit edildikten sonra en küçük kareler yöntemi kullanılarak panel eşik regresyon modeli tahmin edilmiştir.

Çalışmada modele dahil edilen değişkenler, Romer (1986) ve Lucas (1988) tarafından geliştirilen içsel büyüme modellerinde kullanılan değişkenler dikkate alınarak belirlenmiştir. Değişkenlere ilişkin veriler Dünya Bankası istatistiklerinden (World Development Indicators-WDI) alınmış olup, 27 OECD Ülkesi² için 2003-2015 dönemini kapsamaktadır. Değişkenlere ait bilgiler ve betimleyici istatistikler tablo 1'de gösterilmektedir. Bu bilgilere göre OECD ülkelerinde ilgili dönemde ortalama kişi başına GSYİH büyüme oranı ortalaması 1,274'tür. Bu oran -8,997 (Yunanistan-2011) ve 24,376 (İrlanda-2015) arasında

² Avustralya, Avusturya, Belçika, Kanada, Şili, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İzlanda, İrlanda, İtalya, Japonya, Kore Cumhuriyeti, Lüksemburg, Hollanda, Yeni Zelanda, Norveç, Polonya, Portekiz, İspanya, İsveç, İsviçre, Türkiye, Birleşik Krallık ve Amerika Birleşik Devletleri.

değişmektedir. DYY girişlerinin ortalaması 6,248'dir. Bu oran ise -58,322 (Lüksemburg-2007) ve 252,308 (Lüksemburg-2012) arasında değişmektedir.

Tablo 1: Değişkenler, Tanımları ve İstatistik Özeti

Değişkenler	Tanımları	Göz. Say.	Ort.	Standart Sapma	Min.	Max.
<i>Y</i>	Kişi Başına GSYH Büyüme Oranı-% değişim (2010 Sabit Fiyatlarıyla ABD \$ cinsinden)	351	1,274	2,965	-8,997	24,376
<i>FDI</i>	DYY, Net Girişler (% GSYİH)	351	2,260	2,387	-4,479	25,296
<i>HTECEXP</i>	Yüksek Teknoloji İhracatı (% Sanayi Ürünleri İhracatı)	351	15,203	8,556	1,474	60,663
<i>TOPEN</i>	Ticari Açıklık- Mal ve Hizmet İhracat ve İthalat Toplamı (% GSYİH)	351	6,248	17,582	-58,322	252,308
<i>INF</i>	Enflasyon-% değişim (Tüketici Fiyat Endeksi ile ölçülen enflasyon)	351	87,120	58,947	21,583	410,172

Not: Dünya Bankası istatistik tanımlamalarına göre yüksek teknoloji ihracatı (*HTECEXP*), havacılık, bilgisayar, ilaç, bilimsel aletler ve elektrikli makineler gibi yüksek Ar-Ge yoğunluğuna sahip ürünleri içermektedir.

Değişkenlere ait korelasyon katsayıları tablo 2'de gösterilmektedir. Kişi başına GSYİH büyümesi ile enflasyon dışındaki diğer değişkenler arasındaki korelasyon katsayısı son derece düşük ve istatistiksel olarak anlamsızdır. Kişi başına GSYİH büyümesi ile enflasyon arasındaki korelasyon katsayısı ise düşük fakat istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tablo 2: Değişkenlere Ait Korelasyon Matrisi

	<i>Y</i>	<i>HTECEXP</i>	<i>TOPEN</i>	<i>INF</i>	<i>FDI</i>
<i>Y</i>	1.000				
<i>HTECEXP</i>	0.039 (0.465)	1.000			
<i>TOPEN</i>	0.032 (0.542)	0.005 (0.924)	1.000		
<i>INF</i>	0.156*** (0.003)	-0.142*** (0.007)	-0.096** (0.071)	1.000	
<i>FDI</i>	0.056 (0.289)	0.064 (0.228)	0.448*** (0.000)	-0.010 (0.849)	1.000

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerini ifade etmektedir. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

A. PANEL BİRİM KÖK TESTLERİ

Çalışmada serilerin durağanlığı Levin, Lee ve Chu (LLC) (2002) ve Im, Peasaran ve Shin (IPS) (2003) panel birim kök testleri ile sınanmıştır. LLC, her bir yatay kesit için birim kök hesaplamadan daha güçlü bir panel birim kök testi önermişlerdir. Bu testte, paneldeki tüm birimlerin aynı birinci dereceden kısmi otokorelasyona sahip olduğu varsayılmaktadır. LLC birim kök testinde $i = 1, \dots, N$ yatay kesitleri, $t = 1, \dots, T$ zamanı göstermek üzere $\{y_{it}\}$ stokastik süreç sabitsiz, sabitli ve sabitli-trendli olmak üzere aşağıdaki üç model ile açıklanabilir (Levin vd., 2002).

$$\text{Model 1: } \Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Model 2: } \Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \delta y_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Model 3: } \Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} + \delta y_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

LLC testinin temel denklemi (1) nolu eşitlikte gösterilmektedir.

$$\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{P_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad m = 1, 2, 3. \quad (1)$$

Hata terimi ε_{it} , birimler arasında bağımsız dağılım gösterir ve bir ARMA

$$\text{sürecini takip eder } \varepsilon_{it} = \sum_{j=1}^{\infty} \theta_{ij} \varepsilon_{it-j} + u_{it}.$$

Eşitlik (1)'de d_{mt} , deterministik değişkenler vektörünü, α_{mi} ise bunların katsayılarını temsil etmektedir. L , gecikme uzunluğudur. LLC testinin hipotezleri şu şekilde oluşturulur (Baltagi, 2013).

$$H_0 : \delta = 0 \quad \text{seri durağan değildir,}$$

$$H_1 : \delta \neq 0 \quad \text{seri durağandır.}$$

Bu test, her yatay kesit ADF regresyonunda (P_i) kullanılan gecikme sayılarının yanısıra standart sapmanın hesaplanmasında kullanılan kernel seçimlerinin belirlenmesini gerektirir. Ayrıca test denkleminde kullanılan dışsal değişkenlerde belirtilmelidir (Baltagi, 2013).

Heterojen paneller için geliştirilen IPS (2003) panel birim kök testi, LLC test denkleminde (eşitlik (1)) gösterilen hata teriminin yatay kesit birimler arasında farklı serisel korelasyon özellikleri ile ilişki olduğunda ADF test istatistiklerinin ortalamasını alan alternatif bir test prosedürü önerir (Baltagi, 2013; Im vd., 2003). Testin hipotezleri;

$H_0 : \delta = 0$ (tüm i 'ler için) seri durağan değildir,

$$H_1 : \begin{cases} \delta < 0 & i = 1, 2, \dots, N \\ \delta = 0 & i = N_1 + 1, \dots, N. \end{cases} \text{ seri durağandır.}$$

(2) nolu eşitlikte hesaplanan IPS testinin t istatistiği bireysel ADF istatistiklerinin ortalaması olarak tanımlanır (Baltagi, 2013).

$$\bar{t} = 1/N \sum_{i=1}^N t_{\delta i} \quad (2)$$

B. PANEL EŞİK DEĞER ANALİZİ: TAHMİN PROSEDÜRÜ

Regresyon, bir örneklemdaki tüm gözlemler arasında aynı mıdır yoksa farklı sınıflara ayrılabilir mi? Bu soru eşik regresyon teknikleri kullanılarak ele alınabilir. Eşik regresyon modelleri, bireysel gözlemlerin gözlemlenen bir değişkenin değerine göre sınıflara ayrılabilceğini belirtmektedir. İlk olarak Tong (1983) tarafından ileri sürülen ve Hansen (1999) tarafından geliştirilen eşik regresyon analizi ile Hansen (1999), bireysel spesifik etki ve gözlemlere sahip $\{y_{it}, \alpha_{it}, x_{it} : 1 \leq i \leq n, 1 \leq t \leq T\}$ dengeli paneller için bir tahmin stratejisi önermektedir. Burada, i bireysel etkileri, t zamanı, y_{it} , bağımlı değişkeni, α_{it} , eşik değişkeni, x_{it} ise dışsal regresörlerin k boyutlu bir vektörünü temsil etmektedir. Tek bir eşik değere sahip olan model eşitlik (3)'te gösterilmektedir.

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(\alpha_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(\alpha_{it} > \gamma) + e_{it} \quad e_{it} \text{ iid}(0, \sigma^2) \quad (3)$$

Modelde $I(\cdot)$ gösterge fonksiyonu, γ ise eşik değerdir. α_{it} , γ 'den küçük veya büyük olması durumuna göre β_1 ve β_2 gibi eğim parametreleri ile iki rejime ayrılır ve α_{it} 'nin zaman içinde değişmediği varsayılır. (3) nolu eşitlik alternatif olarak aşağıdaki şekilde yeniden yazılabilir:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_1' x_{it} + e_{it}, & \alpha_{it} \leq \gamma, \\ \mu_i + \beta_2' x_{it} + e_{it}, & \alpha_{it} > \gamma. \end{cases}$$

Yukarıdaki eşitlik manipüle edilerek farklı bir formda kurulabilir.

$$x_{it}(\gamma) = \begin{pmatrix} x_{it} I(\alpha_{it} \leq \gamma) \\ x_{it} I(\alpha_{it} > \gamma) \end{pmatrix} \text{ ve } \beta = (\beta_1' \beta_2')' \text{ olduğunda eşitlik (3), aşağıda eşitlik}$$

(4) şeklinde yazılabilir (Hansen, 1999).

$$y_{it} = \mu_i + \beta' x_{it}(\gamma) + e_{it} \quad (4)$$

Hansen'e (1999) göre, modelin tahmin edilmesinde öncelikle bireysel etkileri (μ_i) yok etmek için eşitlik (3)'ün zaman indeksi t üzerinden ortalaması alındığında (5) nolu eşitlik elde edilir.

$$\bar{y}_i = \mu_i + \beta' \bar{x}_i(\gamma) + \bar{e}_i \quad (5)$$

(5) nolu eşitlikte $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$, $\bar{e}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_{it}$ ve

$$\bar{x}_i(\gamma) = T^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it}(\gamma) = \begin{pmatrix} 1/T \sum_{t=1}^T x_{it} I(\alpha_{it} \leq \gamma) \\ 1/T \sum_{t=1}^T x_{it} I(\alpha_{it} > \gamma) \end{pmatrix} \text{şeklinde yazılabilir. (4) ve (5)}$$

nolu denklemlerin farkı alınarak (6) nolu eşitlik elde edilir.

$$y_{it}^* = \beta' x_{it}^*(\gamma) + e_{it}^* \quad (6)$$

(6) nolu eşitlikte $y_{it}^* = y_{it} - \bar{y}_i$, $x_{it}^*(\gamma) = x_{it}(\gamma) - \bar{x}_i(\gamma)$ ve $e_{it}^* = e_{it} - \bar{e}_i$ 'yi göstermektedir. Bu notasyon kullanılarak (6) nolu eşitlik, (7) nolu eşitliğe eşit olur.

$$Y^* = X^*(\gamma)\beta + e^* \quad (7)$$

Herhangi bir (γ) değeri için, eğim katsayısı β , sıradan en küçük kareler yöntemi ile (8) nolu eşitlikte olduğu gibi tahmin edilebilir.

$$\hat{\beta}(\gamma) = (X^*(\gamma)' X^*(\gamma))^{-1} X^*(\gamma)' Y^* \quad (8)$$

Chan (1993) ve Hansen'e (1999) göre, hata kareler toplamı minimize edilerek (9) nolu eşitlik yardımıyla eşik değer (γ) daha kolay tahmin edilebilir:

$$S_1(\gamma) = \hat{e}^*(\gamma)' \hat{e}^*(\gamma) = Y^{*'} (I - X^*(\gamma)' (X^*(\gamma)' X^*(\gamma))^{-1} X^*(\gamma)') Y^* \quad (9)$$

$$\hat{\gamma} = \text{argmin}_{\gamma} S_1(\gamma) \quad (10)$$

İlk önce $\hat{\gamma}$ hesaplanır ve eğim katsayısı $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\hat{\gamma})$ şeklinde tahmin edilir. Kalıntı vektörü $\hat{e}^*(\gamma)' \hat{e}^*(\gamma)$ ve kalıntı varyansı ise eşitlik (11) ile tahmin edilir (Hansen, 1999).

$$\hat{\sigma}^2 = (n(T-1))^{-1} \hat{e}^{*'} \hat{e}^* = (n(T-1))^{-1} S_1(\hat{\gamma}) \quad (11)$$

Hansen (1999) tarafından geliştirilen bu yöntemde eşitlik (3) tek eşik değere sahiptir. Bu eşik değer istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını

belirlemek için kurulan $H_0 : \beta_1 = \beta_2$ sıfır hipotezi, modelin doğrusal olduğunu ve modelde eşik etkisinin olmadığını gösterirken, alternatif hipotez $H_1 : \beta_1 \neq \beta_2$ ise modelin doğrusal olmadığını ve eşik etkisinin varlığını gösterir. Hipotezlerin geçerliliği F istatistiğine göre belirlenir. F istatistiği (12) nolu eşitlikteki gibi oluşturulur. H_0 hipotezi altında threshold değeri (γ) belirlenemez ve F_1 standardın dışında asimptotik dağılıma sahiptir. Threshold etkisinin anlamlılığı F istatistiğinin kritik değerleri üzerinde bootstrap kullanılarak test edilir. S_0 doğrusal modelin hata kareler toplamıdır (Wang, 2015).

$$F_1 = \frac{(S_0 - S_1)}{\hat{\sigma}^2} \quad (12)$$

Hansen (2000), eşik değeri (γ) için güven aralığı oluşturmanın en iyi yolunun (γ) üzerinde yapılan testler için standart bir yaklaşım olan olasılık oran istatistiklerini kullanarak kabul bölgesi oluşturmak olduğunu savunur. F_1 , $H_0 : \beta_1 = \beta_2$ hipotezini test ederken, $LR_1(\gamma_0)$ ise $H_0 : \gamma = \gamma_0$ hipotezini test etmektedir. (13) nolu eşitlik olasılık oran istatistiğini göstermektedir.

$$LR_1(\gamma) = \left(\frac{S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \right) \quad (13)$$

$H_0 : \gamma = \gamma_0$ hipotezini test etmek için olabirlik oran testi, $LR_1(\gamma_0)$ 'nin büyük değerlerini reddetmektedir (Hansen, 1999, 2000).

Bazı uygulamalarda çoklu eşik değerlere sahip modellerde test edilebilir. Eşitlik (14), iki eşik değerli modeli gösterir.

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(\alpha_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2' x_{it} I(\gamma_1 < \alpha_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3' x_{it} I(\gamma_2 < \alpha_{it}) + e_{it} \quad (14)$$

Bu modelde eşik değerler; $\gamma_1 < \gamma_2$ olmalıdır. Hansen (1999) iki eşik değerli modelden hareketle daha fazla eşik değerli modellerin türetilebileceğini ileri sürmektedir. İki eşik değerli modelin analizi yapılırken; öncelikle eşitlik (14) için tahmin yapılır, sonrasında iki eşik değer varlığı test edilir, son olarak γ_1, γ_2 eşik değer parametreleri için güven aralıkları oluşturulur (Hansen, 1999).

İki eşik değerli modelde ikinci eşik parametresi (15) nolu eşitlikte olduğu gibi hesaplanır.

$$\hat{\gamma}_2^* = \underset{\gamma_2}{\operatorname{argmin}} S_2^*(\gamma_2) \quad (15)$$

İkinci aşama eşik tahmininde iki eşik değer yaklaşık olabirlik oran testi (16) nolu eşitlikte, F_2 istatistiğine dayandırılabilir.

$$F_2 = \frac{S_1(\hat{\gamma}_1) - S_2^r(\hat{\gamma}_2^r)}{\hat{\sigma}^2} \quad (16)$$

Eğer F_2 büyük ise, tek eşğin varlığını gösteren sıfır hipotezi alternatif hipotez lehine reddedilir. İki eşik değerli modelde sıfır hipotezi tek eşğin, alternatif hipotez iki eşğin varlığını gösterirken; üç eşik değerli modelde ise sıfır hipotezi iki eşğin, alternatif hipotez ise üç eşğin varlığını gösterir ve test süreci bu şekilde devam eder (Hansen, 1999; Nguyena ve To, 2017).

İki eşik değer parametresine sahip modelde güven aralıkları (17) nolu eşitlik yardımıyla hesaplanabilir.

$$LR_2^r(\gamma) = \frac{S_2^r(\gamma) - S_2^r(\hat{\gamma}_2^r)}{\hat{\sigma}^2} \quad (17)$$

III. BULGULAR

A. BİRİM KÖK TEST SONUÇLARI

Değişkenlere ait birim kök test sonuçları tablo 3'te gösterilmektedir. LLC (2002), panel birim kök test sonuçlarına göre H_0 hipotezinin reddedildiği, ekonometrik analizde kullanılacak tüm serilerinin hem sabitli hemde sabitli-trendli modelde %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu $[I(0)]$ görülmektedir. IPS (2003), panel birim kök testi sonuçlarına göre ise *TOPEN* serisi dışındaki tüm serilerde H_0 hipotezi %1'de reddedilerek, sabitli ve sabitli-trendli olmak üzere her iki modelde serilerin düzeyde durağan olduğu ispatlanmaktadır.

Tablo 3: Panel Birim Kök Test Sonuçları

	LLC		IPS	
	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli
<i>Y</i>	-9,529 (0,000)***	-8,323 (0,000)***	-5,559 (0,000)***	-2,599 (0,004)***
<i>HTECEXP</i>	-4,663 (0,000)***	-5,929 (0,000)***	-7,245 (0,000)***	-5,719 (0,000)***
<i>TOPEN</i>	-4,392 (0,000)***	-6,095 (0,000)***	-7,453 (0,000)***	-6,591 (0,000)***
<i>INF</i>	-3,459 (0,000)***	-5,295 (0,000)***	-1,144 (0,126)	-0,468 (0,319)
<i>FDI</i>	-2,934 (0,001)***	-5,935 (0,000)***	-5,389 (0,000)***	-5,299 (0,000)***

Not: Gecikme uzunluğu Shwarz Bilgi Kriterine göre otomatik olarak seçilmiştir. Parantez içindeki değerler olasılık değerini ifade etmektedir. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

B. PANEL EŞİK DEĞER ANALİZİ: TAHMİN SONUÇLARI

Çalışmamızda 27 OECD ülkesi için DYY ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin belirlenmesinde uyguladığımız eşik değer analizi en küçük kareler yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir. Öncelikle DYY için eşitlik (3)'te açıklanan tek eşik değere sahip modele ilişkin test sonuçları tablo 4'te gösterilmektedir.

Tablo 4: Tek Eşik Değer Etkisi İçin Test Sonuçları

Eşik Değer (γ_1)	F-İstatistiği	P-Değeri	Kritik Değerler		
			%10	%5	%1
1,6579	8,25	0,000	3,518	4,100	5,781

Not: Modelde 300 bootstrap replikasyon kullanılmıştır.

Tablo 4'te tahmin edilen eşik değer parametresinin p-değeri (0,000)'dır ve F istatistiği de her üç kritik değerden büyüktür. Bu sonuç, H_0 hipotezinin %1'de reddedildiğini dolayısıyla DYY ile ekonomik büyüme arasında doğrusal bir ilişkinin olmadığını ve eşik etkisinin varlığını göstermektedir. Bir sonraki aşamada DYY değişkenine ilişkin daha çok sayıda eşik değer tespit etmek için eşitlik (14)'deki çoklu eşik değer modeli test edilmiştir. Modelde sırasıyla γ_1 , γ_2 ve γ_3 olmak üzere tahmin edilen üç farklı eşik değer parametresi, bu parametrelere ait F istatistiği, olasılık ve kritik değerleri tablo 5'te gösterilmektedir.

Tablo 5: Çoklu Eşik Değer Etkileri İçin Test Sonuçları

Eşik Değerler	F-İstatistiği	P-Değeri	Kritik Değerler		
			%10	%5	%1
(γ_1) 1,6579	8,25	0,000	3,362	4,067	5,681
(γ_2) 7,5136	10,55	0,536	17,859	20,879	25,304
(γ_3) 8,4570	6,60	0,400	11,408	15,774	40,606

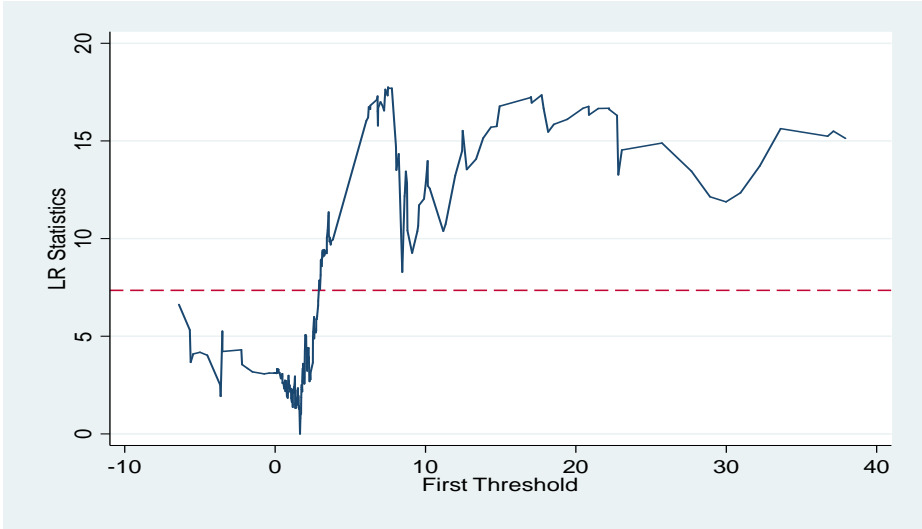
Not: Modelde 300 bootstrap replikasyon kullanılmıştır.

Birinci eşik değer parametresinin F istatistiği %1, %5 ve %10 kritik değerlerinden büyüktür. Ayrıca, p-olasılık değeri ise 0,000'dır. İkinci ve üçüncü eşik değer parametrelerinin F istatistikleri her üç kritik değerden küçük ve p-olasılık değerleride sırasıyla 0,536 ve 0,400'dür. Bu sonuçlar, modelde F

istatistiği ve p-olasılık değerlerine göre γ_2 ve γ_3 eşik değer parametrelerinin anlamlı olmadığını dolayısıyla modelde tek eşik değer etkisinin varlığını göstermektedir. Buna göre, tablo 4'teki tek eşik değer düzeyine ilişkin tahminler, DYY'lerin belli bir düzeyi aştıktan sonra bir rejim değişikliği gerçekleştiğini ifade etmektedir.

DYY eşik değerinin bir fonksiyonu olarak LR istatistiği, eşik değer tahmininde güven aralıklarını belirlemek için kullanılır. Şekil 1'de kesikli yatay çizgi, %95 güven seviyesinde kritik değeri (7.35) göstermektedir. Modelde %95 güven aralığı değerleri [1.6175, 1.6588]'dir. LR(γ) fonksiyonunun en küçük kareler minimum eşik değer tahmini, $\gamma = 1,6579$ 'dır. Bu nokta bir eşik değer ile karakterize edilen iki rejimin varlığını göstermektedir (Hansen, 2000). Dolayısıyla şekil 1, DYY ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkide tek eşik destekleyen önemli bir kanıt sunmaktadır.

Şekil 1: Tek Eşik Değerli Modelde Güven Aralıkları



DYY ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye ait panel eşik regresyon tahminleri tablo 6'da gösterilmektedir. Tabloda tek eşik değere bağlı olarak DYY'nin büyüme üzerindeki etkileri yer almaktadır. β_1 ve β_2 , DYY'nin ekonomik büyüme üzerindeki rejime bağlı etkisini gösteren katsayılarıdır. Rejim katsayılarına ait istatistikler DYY ve ekonomik büyüme arasında doğrusal bir ilişkinin olmadığını göstermektedir. β_1 katsayısı negatif ve istatistiksel olarak %1'de anlamlı, β_2 pozitif ve istatistiksel olarak %5'de anlamlıdır. Bu bulgulara göre eşik değerinin altında bir DYY oranı ($FDI \leq 1,6579$) ekonomik büyümeyi

negatif (-0,121) etkilemektedir. Hermes ve Lensink (2003), Alfaro vd. (2004) ve Solomon (2011) çalışmalarına göre bu durum, ev sahibi ülkelerin yabancı yatırım çekme kapasitelerinin belli bir düzeye ulaşmaya kadar başlangıçta istikrarlı bir fon akışının sağlanamamasından dolayı; doğrudan yabancı yatırımların yerli firmaları üretimden dışlaması, teknoloji transferi, beşeri sermaye kalitesi ve organizasyonel bilgi birikimine katkı sağlayamaması gibi nedenlerle açıklanabilir. Eşik değerin üstünde bir DYY oranı ($FDI > 1,6579$) ise ekonomik büyümeyi pozitif (0,020) yönde etkilemektedir. Bu sonuç, Borensztein vd. (1998), Jyung-Yi ve Chih-Chiang (2008), Raheem ve Oyinola (2013), Nguyena ve To (2017) çalışmalarında elde edilen sonuçlarla tutarlılık göstermekte ve bir ekonomide DYY girişlerinin belli bir seviyeyi aştıktan sonra başlangıçta ortaya çıkan olumsuz etkileri tersine çevireceğini kanıtlamaktadır.

Tablo 6: DYY Eşik Değer ve Ekonomik Büyüme Modeli Tahmin Sonuçları

Eşik Değer Tahmini	
Eşik Değer Parametresi (γ_1)	1,6579* (0,010)
%95 Güven Aralığı	[1.6175, 1.6588]
DYY Rejim Katsayıları	
β_1	-0,121*(0,011)
β_2	0,020**(0,054)
Kontrol Değişkenleri	
<i>HTECEXP</i>	0,819**(0,054)
<i>TOPEN</i>	0,287**(0,061)
<i>INF</i>	-0,218**(0,051)
Regresyon Modeli	
$Y_{it} = -2,563\tau + 0,323Y_{it-1}^* - 0,121FDI_{it}I(FDI_{it} \leq 1,6579) + 0,020FDI_{it}I(FDI_{it} > 1,6579) + 0,819HTECEXP_{it} + 0,287TOPEN_{it} - 0,218INF_{it}$	

Not: Modelde; τ :Sabit, *: Kişi Başına GSYH büyüme oranının başlangıç değerini gösterir. Parantez içindeki değerler p-olasılık değerleridir. ***, **, * ifadeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Modelde alternatif olarak ampirik büyüme literatüründe sıkça kullanılan *HTECEXP*, *TOPEN*, *INF* değişkenlerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkileri de incelenmiştir. Kullanılan değişkenlerden elde edilen sonuçlar istatistiksel olarak anlamlı ve literatürdeki birçok çalışma ile paralellik göstermektedir. Çalışmada, yüksek teknoloji ürünler ihracatı ve ticari açıklık düzeyi ile ekonomik büyüme arasında doğrusal bir ilişki tespit edilmiştir. Liu ve Buck (2007), Falk (2009), Bal, Çiftçi, İşcan ve Serin (2016) ve Ustabaş ve Ersin (2016) çalışmalarına göre, yüksek teknoloji ürünlerin, ihracatta karşılaştırmalı üstünlük yarattığı iyi bilinmektedir. Bu avantaj, yaşam standartlarını etkileyen endojen teknolojik ilerlemeden kaynaklanmaktadır. Günümüzde birçok ülke artık teknolojiye dayalı sanayileşme stratejileri izlemektedir. Yurt içinde nispeten katma değeri yüksek ürünler üretilmesi, uluslararası piyasalarda ülkenin rekabet gücünü artırarak dünya ihracat hacminden alacağı payı ve ihracatın ithalatı karşılama oranını artırır. Bu durum dış ticaret dengesini olumlu yönde etkiler ve GSYİH'da artış sağlayarak, ekonomik büyümeyi hızlandırır. Modelin kontrol değişkenlerinden enflasyon oranı ile ekonomik büyüme arasında ise negatif ilişki tespit edilmiştir. Andres ve Hernando (1999), Khan ve Senhadji (2001) ve Lee ve Wong (2005) çalışmalarına göre enflasyonun büyüme üzerindeki olumsuz etkisi; enflasyonun ekonomide belirsizliklere neden olması, kaynak dağılımını bozması, üretim faktörlerinin verimliliğini düşürmesi, faizler ve bilgi işlem maliyetlerini artırmasından kaynaklanmaktadır.

İncelenen ülke grubunda 2003-2015 döneminde her iki rejime giren ülke sayıları tablo 7'de gösterilmektedir. Tabloya göre, 2008, 2009, 2013 ve 2014 yılları haricindeki diğer yıllarda birçok ülkedeki DYY oranları eşik değer seviyesinin üstündedir. Ülke sayısı bakımından DYY oranının eşik değer seviyesinin altında kaldığı 2008 ve 2009 yılları, dünya ekonomisinde yaşanan ABD kaynaklı küresel finansal krizin, 2013 ve 2014 yılları ise Yunanistan, İrlanda, İtalya, Portekiz ve İspanya gibi Avrupa Birliği üyesi (aynı zamanda OECD üyesi) ülkelerde 2008 krizi sonrasında başlayan borç ve bankacılık krizlerinin etkilerini göstermektedir. Bu ülkelerde ekonomik krizler ile birlikte yükselen risk algısı bu ülkelere akan doğrudan yabancı sermaye miktarını olumsuz etkilemiştir.

Tablo 7: Yıllara Göre Her Rejimdeki Ülke Sayısı

Yıllar	$\alpha_{it} \leq \gamma$	$\alpha_{it} > \gamma$	Ülke Sayısı (N)
2003	7	20	27
2004	10	17	27
2005	6	21	27
2006	3	24	27
2007	5	22	27
2008	8	19	27
2009	15	12	27
2010	10	17	27
2011	9	18	27
2012	12	15	27
2013	15	12	27
2014	14	13	27
2015	10	17	27
Toplam	124	227	351

Not: Tablo yazarlar tarafından hazırlanmıştır.

SONUÇ

İçsel büyüme modellerinde teknolojik ilerleme ve DYY'nin ev sahibi ülkelerin üretim sistemlerine yeni girdi ve teknolojilerin dahil edilmesini teşvik ettiği ve ayrıca verimlilik, olumlu dışsallıklar ve yayılma etkileri yaratarak, ülkenin büyüme hızı üzerinde içsel olarak kalıcı bir büyüme etkisi ortaya çıkaracağı ileri sürülmektedir. Bu çalışmada içsel büyüme modellerine göre, 27 OECD ülkesinde 2003-2015 dönemi için DYY ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin doğrusal olup olmadığı incelenmiştir. Ayrıca, doğrudan yabancı yatırımların ülke ekonomileri üzerinde teknoloji transferi ve yayılma etkilerinden elde edilen kazanımları masnetme yeteneğine bağlı olarak ekonomik büyümeye katkı sağlayacağı düşünülmüş ve modele yüksek teknoloji ürün ihracatı, ticari açıklık ve enflasyon değişkenleri de dahil edilmiştir.

Çalışmada öncelikle LLC (2002) ve IPS (2003) panel birim kök testleri ile analizde kullanılan serilerin durağan olduğu tespit edilmiş ve sonrasında değişkenler arasındaki ilişki Hansen (1999) tarafından geliştirilen panel eşik regresyon modeli ile analiz edilmiştir. Elde edilen bulgular, DYY ile ekonomik büyüme arasında doğrusal bir ilişki olmadığına, DYY için tek eşik değer (1,6579) bulunduğu dair güçlü kanıtlar sunmaktadır. Bu sonuç, DYY'nin ev sahibi ülkeye giriş düzeyine bağlı olarak ekonomik büyümeyi farklı şekillerde

etkileyebileceğini göstermektedir. Eşik değer test sonuçlarına göre iki ve üçüncü eşik değerlerin istatistiki olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Bu sonuçlar, çalışmada eşik değer sayısının tek olduğunu desteklemektedir. Buna göre incelenen ülke grubunda DYY girişleri, 1,6579 eşik değer seviyesinin üzerine çıktığında DYY'ler ekonomik büyümeyi olumlu etkilerken bu seviyenin altında ise etki tersine dönmektedir. Ayrıca çalışmada kontrol değişkenlerinden yüksek teknoloji ürünü ihracatı ve ticari açıklık düzeyi ile ekonomik büyüme arasında doğru yönlü, enflasyon oranı ile ekonomik büyüme arasında ise ters yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Bu sonuçlar, literatürde doğrusal olmayan yaklaşımları izleyen; Borensztein vd. (1998), Demakas vd. (2005), Jyung-Yi ve Chih-Chiang (2008), Alleyne ve Edwards (2011), Raheem ve Oyinlola (2013), Nguyena ve To (2017) gibi ampirik çalışmalar ile tutarlılık göstermektedir.

Çalışmanın sonuçları, DYY'nin büyüme üzerindeki olumlu etkisine dair teorik tahminlerin büyük ölçüde ekonominin yabancı yatırımları çekme kapasitesine bağlı olduğunu göstermekte ve ekonomik büyümeyi olumlu etkileyecek optimal DYY giriş ölçeğinin belirlenmesi bakımından önem arz etmektedir. Bu nedenle ev sahibi ülkelerdeki hükümetler, daha fazla DYY çekmek için ülkede ekonomik ve siyasi istikrarı sağlamalı, hukuk güvenliğini tesis etmeli, yatırımların önündeki bürokratik engelleri kaldırmalıdır. Ayrıca bu ülkelerdeki politika yapıcılar DYY'ler için teknolojik gelişme, ticari açıklık, vergi teşvikleri, beşeri sermaye tabanı, finansal piyasa düzenlemeleri ve fiziki altyapı kalitesi gibi koşulları iyileştirmeyi amaçlamalıdır. Zira yatırım koşullarının iyileştirilmesi sadece yabancı şirketleri çekmekle kalmaz, aynı zamanda yabancı yatırımların faydalarını en üst düzeye çıkarmaya da yardımcı olur.

KAYNAKÇA

- Acaravcı, A. ve Akyol, M. (2017). Türkiye’de doğrudan yabancı yatırımlar, dış ticaret ve ekonomik büyüme ilişkisi. *Uluslararası Ekonomi ve Yenilik Dergisi*, 3(1), 17-33. doi:10.20979/ueyd.303595
- Acaravcı, A. ve Öztürk, İ. (2012). Foreign direct investment, export and economic growth: empirical evidence from new EU countries. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 2, 52-67.
- Adams, S. (2009). Foreign direct investment, domestic investment and economic growth in Sub-Saharan Africa. *Journal Policy Modeling*, 31(6), 939-949. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2009.03.003>
- Akinlo, A. E. (2004). Foreign direct investment and growth in Nigeria: an empirical investigation. *Journal of Policy Modelling*, 26, 627-639. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2004.04.011>
- Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Özcan, Ş. ve Sayek, S. (2004). FDI and economic growth: the role of local financial markets. *Journal of International Economics*, 64, 89-112. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(03\)00081-3](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(03)00081-3)
- Alleyne, D. ve Edwards, S. (2011). Threshold effects in the relationship between inward foreign direct investment and import productivity growth in Latin America and the Caribbean. *ECLAC-Studies and Perspectives Series-The Caribbean-No. 21.*, Erişim adresi https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/5048/1/S2012121_en.pdf
- Alvaradoa, R., Iñiguez, M. ve Poncea, P. (2017). Foreign direct investment and economic growth in Latin America. *Economic Analysis and Policy*, 56, 176-187. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2017.09.006>
- Andrés, J. ve Hernando, I. (1997). Does inflation harm economic growth? evidence for the OECD. *NBER Working Paper No. 6062*, Erişim adresi <https://www.nber.org/papers/w6062.pdf>
- Antwi, S., Miils, E. F. E. A., Mills, G. A. ve Zhao, X. (2013). The impact of FDI to economic growth: empirical evidence from Ghana. *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences*, 13, 18-25.
- Ayaydın, H. (2010). Doğrudan yabancı yatırımlar ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 26(1), 133-145.
- Bal, H., Çiftçi, H., İşcan, E. ve Serin, D. (2016). İhracata dayalı büyüme: teknolojik bakış. S. Sarı, A.H. Gencer ve İ. Sözen (Eds.), *International Conference on Eurasian Economies 2016* içinde (311-316.ss.). Kaposvár, Macaristan. Erişim adresi <https://www.avekon.org/papers/1787.pdf>

- Balasubramanyam, V., Salisu, M. ve Sapsford, D. (1996). Foreign direct investment and growth in EP and IS countries. *The Economic Journal*, 106(434), 92-105. <https://doi.org/10.2307/2234933>
- Baltagi, H. (2013). *Econometric Analysis of Panel Data (Fifth Edition)*, West Sussex: John Wiley and Sons.
- Bhagwati, J. N. (1978). Foreign trade regimes and economic development: anatomy and consequences of exchange control regimes. *New York: National Bureau of Economic Research*.
- Blomstrom, M., Lipsey, R. E. ve Zejan, M. (1992). What explains developing country growth?. *NBER Working Paper, No: 4132*, Erişim adresi <https://www.nber.org/papers/w4132.pdf>
- Blundell, R. ve Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Bocutoğlu, E. (2009). *Makro iktisat: teoriler ve politikalar* (9. Baskı). Trabzon: Murathan Yayınevi.
- Borensztein, E., De Gregorio, J. ve Lee, J-W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth?. *Journal of International Economics*, 45, 115-135. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(97\)00033-0](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(97)00033-0)
- Campos, N. F. ve Kinoshita, Y. (2002). Foreign direct investment as technology transferred: some panel evidence from the transition economies. *William Davidson Working Paper Number, No: 438*, Erişim adresi <https://pdfs.semanticscholar.org/4de5/73080c40e29cc95b2628fd9f2686e1acdfc7.pdf>
- Caner, M. ve Hansen, B. E. (2004). Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model. *Econometric Theory*, 20, 813-843. <https://doi.org/10.1017/S0266466604205011>
- Chan, B. K. S. (1993). Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *The Annals of Statistics*, 21, 520-533.
- De Mello, L. R. (1997). Foreign direct investment in developing countries and growth: a selective survey. *The Journal of Development Studies*, 34(1), 1-34. <https://doi.org/10.1080/00220389708422501>
- Demekas, D. G., Horváth, B., Ribakova, E. ve Wu, Y. (2005). Foreign direct investment in Southeastern Europe: how (and how much) can policies help?. *IMF Working Paper, WP/05/110*.
- Falk, M. (2009). High-tech exports and economic growth in industrialized countries. *Applied Economics Letters*, 16, 1025-1028. <https://doi.org/10.1080/13504850701222228>

- Falki, N. (2009). Impact of foreign direct investment on economic growth in Pakistan. *International Review of Business Research Papers*, 5(5), 110-120.
- Forte, R. ve Moura, R. (2013). The effects of foreign direct investment on the host country's economic growth: theory and empirical evidence. *The Singapore Economic Review*, 58(3), 1350017, 1-28. <https://doi.org/10.1142/S0217590813500173>
- De Gregorio, J. (1992). Economic growth in Latin America. *Journal of Development Economics*, 39, 59-84. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(92\)90057-G](https://doi.org/10.1016/0304-3878(92)90057-G)
- Gui-Diby, S. L. (2014). Impact of foreign direct investments on economic growth in Africa: evidence from three decades of panel data analyses. *Research in Economics*, 68, 248-256. doi:10.1016/j.rie.2014.04.003
- Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93, 345-368. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(99\)00025-1](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(99)00025-1)
- Hansen, B. E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68(3), 575-603. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00124>
- Hermes, N. ve Lensink, R. (2003). Foreign direct investment, financial development and economic growth. *The Journal of Development Studies*, 40(1), 142-163. <https://doi.org/10.1080/00220380412331293707>
- Huang, L., Liu, X. ve Xu, L. (2012). Regional innovation and spillover effects of foreign direct investment in China: a threshold approach. *Regional Studies*, 46(5), 583-596.
- Iamsiraroj, S. ve Ulubaşoğlu, M. A. (2015). Foreign direct investment and economic growth: a real relationship or wishful thinking?. *Economic Modelling*, 51, 200-213. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.08.009>
- Iamsiraroj, S. (2016). The foreign direct investment-economic growth nexus. *International Review of Economics and Finance*, 42, 116-133. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2015.10.044>
- Im, K. S., Pesaran, M. H. ve Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53-74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- Jayachandran, D. G. ve Seilan, A. (2010). A causal relationship between trade, foreign direct investment and economic growth for India. *International Research Journal of Finance and Economics*, 42, 74-88.
- Jilenga, M. T., Xu, H. ve Gondje-Dacka, I-M. (2016). The impact of external debt and FDI on economic growth: empirical evidence from Tanzania. *International Journal of Financial Research*, 7(2), 154-162. doi:10.5430/ijfr.v7n2p154

- Jyung-Yi, W. ve Chih-Chiang, H. (2008). Does FDI promote economic growth? evidence from threshold regression analysis. *Economic Bulletin*, 15(12), 1-10.
- Khaliq, A. ve Noy, I. (2007). Foreign Direct investment and economic growth: empirical evidence from sectoral data in Indonesia”, *Working Papers from University of Hawaii at Manoa, Department of Economics, No: 200726*, Erişim adresi http://www.economics.hawaii.edu/research/workingpapers/WP_07-26.pdf
- Khan, M. S. ve Senhadji, A. S. (2001). Threshold effects in the relationship between inflation and growth. *IMF Staff Papers*, 48(1), 1-21. <https://doi.org/10.2307/4621658>
- Lee, C-C. ve Wong, S. Y. (2005). Inflationary threshold effects in the relationship between financial development and economic growth: evidence from Taiwan and Japan. *Journal of Economic Development*, 30(1), 49-69.
- Levin, A., Lin, C-F. ve Chu, C-S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1-24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Li, X. ve Liu, X. (2005). Foreign direct investment and economic growth: an increasingly endogenous relationship. *World Development*, 33(3), 393-407. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2004.11.001>
- Liu, X. ve Buck, T. (2007). Innovation performance and channels for international technology spillovers: evidence from Chinese high-tech industries. *Research Policy*, 36(3), 355-366. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2006.12.003>
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90168-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7)
- Mansaray, B. B. (2018). The effect of foreign direct investment on the economic growth of Sierra Leone. *International Journal of Information Research and Review*, 5(8), 5628-5631.
- Moosa, I. A. (2002). *Foreign Direct Investment: Theory, Evidence and Practice*, London:Palgrave.
- Nguyena, T. Q. ve To, N. K. (2017). Threshold effect in the relationship between foreign direct investment and economic growth: evidence from Asean Countries. *Asia Pacific Journal of Advanced Business and Social Studies (APJABSS)*, 3(1), 32-45.
- Öztürk, M. B., Vergili, G. ve Aktan, C. (2018). Türkiye’de doğrudan yabancı yatırımlar ile ekonomik büyüme ilişkisi: eşbütünleşme ve nedensellik analizi. *Muhasebe ve Vergi Uygulamaları Dergisi*, 10. Yıl Özel Sayısı, 132-147.

- Pegkas, P. (2015). The impact of FDI on economic growth in Eurozone Countries. *The Journal of Economic Asymmetries*, 12, 124-132. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2015.05.001>
- Raheem, I. D. ve Oyinlola, M. A. (2013). Foreign direct investment, governance and economic growth trilogy: new evidence from ECOWAS Countries. *Journal of Global and Science Issues*, 1(2), 5-14.
- Ray, S. (2012). Impact of foreign direct investment on economic growth in India: a cointegration analysis. *Advances in Information Technology and Management*, 2(1), 187-201.
- Rebelo, S. (1991). Long-run policy analysis and long-run growth. *The Journal of Political Economy*, 99(3), 500-521. <https://doi.org/10.1086/261764>
- Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *The Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037. <https://doi.org/10.1086/261420>
- Roy, A. G. ve Van Den Berg, H. F. (2006). Foreign direct investment and economic growth: a time-series approach. *Global Economy Journal*, 6(1), 1-19. <https://doi.org/10.2202/1524-5861.1130>
- Solomon, E. M. (2011). Foreign direct investment, host country factors and economic growth. *Ensayos Revista de Economía*, 30(1), 4-70.
- Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312-320. doi:10.2307/1926047
- Sothan, S. (2017). Causality Between foreign direct investment and economic growth for Cambodia. *Cogent Economics and Finance*, 5, 1277860, 1-13. <https://doi.org/10.1080/23322039.2016.1277860>
- Sunde, T. (2017). Foreign direct investment, exports and economic growth: ARDL and causality analysis for South Africa. *Research in International Business and Finance*, 41, 434-444. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.04.035>
- Tanna, S., Li, C. ve De Vita, G. (2018). The role of external debt in the foreign direct investment-growth relationship. *International Journal of Finance & Economics*, 23(4), 393-412. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1628>
- Tong, H. (1983). Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis, Lecture notes in statistics, No.21, Springer-Verlag, New York.
- Tu, Y. ve Tan, X. (2012). Technology spillovers of FDI in ASEAN sourcing from local and abroad. *China Finance Review International*, 2(1), 78-94. <https://doi.org/10.1108/20441391211197465>

- Ustabaş, A.ve Ersin, Ö. Ö. (2016). The effects of R&D and high technology exports on economic growth: a comparative cointegration analysis for Turkey and South Korea. *International Conference On Eurasian Economies*, Kaposvar, 44-55.
- Wang, Q. (2015). Fixed-effect panel threshold model using stata. *The Stata Journal*, 15(1), 121-134. <https://doi.org/10.1177/1536867X1501500108>
- Yılmaz, Ö., Kaya, V. ve Akıncı, M. (2011). Türkiye’de doğrudan yabancı yatırımlar ve ekonomik büyümeye etkisi (1980-2008). *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 25(3-4), 13-30.
- Zhang, K. H. (2001). Does foreign direct investment promote economic growth? evidence from East Asia and Latin America. *Contemporary Economic Policy*, 19(2), 175-185. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7287.2001.tb00059.x>