

YÖNETİŞİM KALİTESİNİN DOĞRUDAN YABANCI YATIRIMLARA ETKİSİ: PANEL VERİ ANALİZİ*

THE EFFECT OF GOVERNANCE QUALITY ON FOREIGN DIRECT INVESTMENTS: PANEL DATA ANALYSIS

Araştırma Makalesi
Research Paper

Adem KULAÇ**
Burcu YILMAZ ŞAHİN***

Öz:

Gelişmekte olan ülkelere yapılan doğrudan yabancı yatırım dünya çapında ilgi görmektedir. Bu ekonomiler benzer sosyal, ekonomik ve diğer koşullara sahip aynı gelişme aşamasındadır, ancak kurumsal ortamları bu gelişmekte olan ekonomiler içindeki doğrudan yabancı yatırım akımını etkilemektedir. Bu çalışma, 2002-2023 dönemi için 118 ülke ekonomisinde iyi yönetişimin altı bileşeninin doğrudan yabancı yatırım girişleri üzerindeki etkilerini, panel veri analizi kullanarak incelemektedir. Veri seti, doğrudan yabancı yatırımların GSYİH'ya oranı, ihracatın GSYİH'ya oranı ile Dünya Yönetişim Endeksi göstergelerini içermektedir. Çalışmada, ihracat ve yönetişim göstergelerinden İfade Özgürlüğü ve Hesap Verebilirlik, Hükümet Etkinliği, Düzenleyici Kalite ve Hukukun Üstünlüğünün uzun vadede doğrudan yabancı yatırım üzerinde olumlu ve istatistiksel olarak anlamlı bir etki gösterdiği tespit edilmiştir. İyi yönetişimin ev sahibi ülkelere doğrudan yabancı yatırım girişlerini teşvik etmede çok önemli bir anahtar faktör olduğuna dair ampirik kanıtlar sağlanmıştır. Siyasi açıdan istikrarlı, etkin ve güvenilir bir hükümete ve güçlü bir düzenleyici çerçeveye sahip ekonomiler, doğrudan yabancı yatırım akışını çekme eğilimindedir.

Anahtar Kelimeler: Dünya Yönetişim Endeksi, Doğrudan Yabancı Yatırım, CS-ARDL, Augmented Mean Group (AMG) Yöntemi

Abstract:

Foreign direct investment in developing countries attracts worldwide attention. These economies are at the same stage of development, sharing similar social, economic, and other conditions; however, their institutional environments influence foreign direct investment inflows within these developing economies. This study examines the impact of the six components of good governance on foreign direct investment inflows in 118 economies over the period 2002-2023 using panel data analysis. The dataset includes foreign direct investment to GDP ratio, exports to GDP ratio and World Governance Index indicators. In the study, it has been determined that exports and governance indicators of Voice and Accountability, Government Effectiveness, Regulatory Quality and Rule of Law exert a positive and statistically significant impact on foreign direct investment in the long term. Empirical evidence suggests that good governance is a crucial key factor in attracting foreign direct investment to host countries. Economies with politically stable, efficient, and reliable governments and strong regulatory frameworks tend to attract higher foreign direct investment inflows.

Keywords: World Governance Index, Foreign Direct Investment, CS- ARDL, Augmented Mean Group (AMG) Method

* Makale Geliş Tarihi: 04.05.2025

Makale Kabul Tarihi: 25.08.2025

** Dr. Öğr. Üyesi, Ordu Üniversitesi, Sosyal Bilimler MYO, Yönetişim ve Organizasyon Bölümü/İşletme Yönetimi Pr., akulac@odu.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-0922-5308>.

*** Doç. Dr., Giresun Üniversitesi İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, burcu.sahin@giresun.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-2520-7804>.

GİRİŞ

Ekonomik olguların belirleyicileri sadece ekonomik ölçütlerle açıklanmamakta siyasi, hukuki, sosyal ve teknolojik içeriklerle de ilişkilendirilmektedir. Bu bağlamda kurum, kurumsal yapı ve kurumsal kalite ülkeler arasındaki ekonomik farklılıkların açıklanmasında önemli role sahiptir. Kurum, önemli bir sosyal ihtiyacı karşılamaya yönelik, birbiri ile bağlantılı, organize olmuş ve süreklilik gösteren değerler ve kurallar bütünüdür. Ülkelerde kurumların işlevselliği, etkinliği, güçlülüğü, zayıflığı gibi nitelikler ekonomileri etkilemektedir. Kurumsal yapının ekonominin reel ve finansal kesimlerinde oluşturduğu doğrudan ve dolaylı etkiler, ekonomik göstergeleri etkileyebilmekte üretim, tüketim, tasarruf, yatırım, bölüşüm, bütçe dengesi, emek piyasası, firma davranışı, para ve sermaye piyasası gibi çok yönlü etkileşim ağına çerçeve oluşturabilmektedir. Bu nedenle kurumsal yapı ekonomide mikro ve makro ekonomik hedeflere yön verebilme niteliğine sahiptir.

İyi yönetim, kalkınma için gerekli ve önemlidir. Ülkelerin ekonomik büyümeyi artırmasına, insan sermayesi oluşturmaya ve sosyal uyumu güçlendirmesine yardımcı olur. Dünya çapındaki yönetim göstergeleri (WGI), ülkeler arasında ve zaman içinde yönetim kalitesine ilişkin algılardaki geniş kalıpları tanımlar. WGI, dünya çapında 30'dan fazla düşünce kuruluşu, uluslararası örgüt, sivil toplum örgütü ve özel firma tarafından üretilen mevcut veri kaynaklarına dayanmaktadır. Veri kaynakları (1) kendi iyi tanımlanmış metodolojilerini kullanarak orijinal birincil veriler üretir, (2) katılımcıların yönetimin ilgili boyutlarına ilişkin algılarını bildirir, (3) birden fazla ülkeyi kapsar ve (4) düzenli olarak güncellenir. Veriler, dünya çapında binlerce anket katılımcısı ve uzmanının çeşitli görüşlerini yansıtır (World Bank).

WGI, 1996-2023 dönemi boyunca 200'ün üzerinde ekonomi için yönetimin altı boyutunun birleşik göstergelerini şu şekilde birleştirmektedir:

- İfade Özgürlüğü ve Hesap Verebilirlik (Voice and Accountability)
- Siyasi İstikrar ve Şiddet/Terörizmden Arınmışlık (Political Stability and Absence of Violence/Terrorism)
- Hükümet Etkinliği (Government Effectiveness)
- Düzenleyici Kalite (Regulatory Quality)
- Hukukun Üstünlüğü (Rule of Law)
- Yolsuzlukla Mücadele (Control of Corruption)

Bu göstergeler, ülkelerin yönetimdeki güçlü ve zayıf yönlerini analiz etmek ve karşılaştırmak için kullanılabilir. WGI, yönetim kalitesinin kalkınma üzerindeki etkilerini daha iyi anlamamıza olanak tanır ve özellikle politika yapıcıların, araştırmacıların ve uluslararası kuruluşların, ülkeler arasındaki farklılıkları değerlendirmelerini sağlar. Ayrıca, bu göstergeler, her bir ülkenin sürdürülebilir kalkınma hedeflerine ulaşabilmesi için yönetimde yapması gereken iyileştirmeleri belirlemede önemli bir rehber işlevi görür. Yönetim kalitesinin artması, sadece ekonomik büyüme sağlamakla kalmaz, aynı zamanda

toplumsal refahı, adaleti ve eşitliği teşvik eder. Bu nedenle, WGI gibi göstergeler, kalkınma stratejilerinin şekillendirilmesinde ve izlenmesinde önemli bir araçtır.

Gelişmekte olan ülkeler, sermaye yetersizliğini telafi etmek ve ekonomik büyümeyi hızlandırmak amacıyla DYY'ye giderek daha fazla ihtiyaç duymaktadır. 2023 itibarıyla dünya çapında DYY hacmi 1,5 trilyon doları aşmış durumdadır (UNCTAD, 2024). Ancak yatırım kararları sadece ekonomik büyüklük veya piyasa potansiyeliyle değil, aynı zamanda kurumsal yapı ve yönetim kalitesi gibi unsurlarla da şekillenmektedir. Etkin bir yönetim altyapısı, yatırımcılar açısından hem güven hem de öngörülebilirlik sağlamaktadır. İyi yönetim, doğrudan yabancı sermaye girişlerinin artmasında da belirleyici bir rol oynar. Yönetişim kalitesinin yüksek olduğu ülkeler, istikrarlı siyasi ortamları, etkili hükümetleri ve güçlü hukuk sistemleri sayesinde yabancı yatırımcılar için daha cazip hale gelir. Bu tür ülkeler, yatırımcılar için daha düşük riskler ve yüksek güvenlik sunar, bu da doğrudan yabancı sermaye girişlerini teşvik eder.

Literatürde DYY ile yönetim arasındaki ilişkiyi inceleyen çok sayıda çalışma bulunmakla birlikte, bu çalışmalar genellikle sınırlı ülke gruplarını ele almakta veya yönetim göstergelerini toplulaştırılmış şekilde değerlendirmekte ve yönetimin alt bileşenlerinin yatırım üzerindeki farklı etkileri yeterince incelenmemektedir. Bu çalışmanın amacı, 2002-2023 dönemi için 118 ülkeye ait panel veri setini kullanarak, yönetimin alt bileşeninin DYY üzerindeki etkilerini Cross-Sectionally Augmented Autoregressive Distributed Lag (CS-ARDL) Yöntemi ve Augmented Mean Group (AMG) yöntemiyle analiz etmektir. Çalışma bu yönüyle literatüre metodolojik ve ampirik katkı sunmaktadır.

Çalışma beş bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde, doğrudan yabancı yatırımlar ile yönetim göstergeleri arasındaki ilişkiyi kuramsal bir zemine oturtmak amacıyla teorik çerçeve sunulmuştur. Üçüncü bölümde, konuya ilişkin daha önce yapılan ampirik araştırmalara yer verilerek literatür taraması yapılmıştır. Dördüncü bölümde ise, çalışmada kullanılan veri seti tanıtılmış, yönteme ilişkin detaylar aktarılmış ve analiz bulguları kapsamlı biçimde değerlendirilmiştir. Son bölümde ise elde edilen bulgular ışığında genel bir değerlendirme yapılmış ve politika önerileri sunularak çalışma tamamlanmıştır.

1. TEORİK ÇERÇEVE

Yönetişim, bir ülkede kamu otoritelerinin ekonomik ve sosyal kaynakları nasıl yönettiğini, karar alma süreçlerinin ne ölçüde hesap verebilir, katılımcı, şeffaf ve hukuka uygun olduğunu ifade etmektedir. İyi yönetim ise bu süreçlerin etkin, kapsayıcı, yolsuzluktan arındırılmış ve hukuk devleti ilkelerine dayalı şekilde işlemlerini ifade eder (Kaufmann vd., 2004). Yönetişim kalitesinin yüksek olduğu ülkelerde yatırım ortamının daha öngörülebilir, şeffaf ve güvenilir olması, doğrudan yabancı yatırımlar açısından avantaj sağlamaktadır. Bu bağlamda, yönetim sadece bir kurumsal çerçeve değil, aynı zamanda yatırım kararlarını belirleyen bir güvenlik ağı ve risk azaltıcı mekanizma olarak da işlev görmektedir. Dolayısıyla, iyi yönetim altyapısı, sermaye sahiplerinin uzun vadeli ve sürdürülebilir yatırım yapma istekliliğini artırmakta ve DYY akışlarını pozitif yönde etkilemektedir.

David Ricardo'nun (1817) ortaya koyduğu 'karşılaştırmalı üstünlük' teorisi, uluslararası sermaye akışlarının temelini oluşturan önemli bir kavramdır. Bu teorinin temel varsayımı, uluslararası işlemlerin, nispi üretim maliyetlerinin daha düşük olduğu ülkelerde daha olası hale geldiğidir. Bu teori, aynı zamanda 'maliyet-fayda' ve 'finansal getiri oranı' gibi genel teorilerle de örtüşmektedir; çünkü rasyonel bir yatırımcı, yalnızca yatırımının maliyeti karşısında makul bir getiri elde edeceğini düşündüğünde sermaye sağlamaya ilgi duyar.

Bu teoriler, risk nötrlüğü varsayar ve sermayenin marjinal verimliliği veya fiziksel yatırım üzerine yoğunlaşır. Ancak, risk nötrlüğü varsayımı ortadan kaldırıldığında, risk faktörü doğrudan yabancı yatırım (DYY) kararını etkileyen önemli bir unsur haline gelir. Tobin (1958) ve Markowitz'in (1959) geliştirdiği 'portföy yönetimi' teorisi, belirli bir ülkeye DYY girişlerinin nedenlerini açıklamaktadır.

Diğer yandan, 'vekalet maliyeti' (Berle ve Means 1932, Jensen ve Meckling 1976), 'işlem maliyeti' (Coase 1937, Williamson 1975), 'modern mülkiyet hakları' (Coase 1960, Demsetz 1967) ve 'asimetrik bilgi' (Arrow 1963, Akerlof 1970) teorileri, yatırımcıların mülkiyet haklarının güvence altına alındığı ve iş yapma ortamının elverişli olduğu ülkelerde faaliyet göstermeye daha yatkın olduklarını ortaya koymaktadır. Bu işlem maliyetleri, ulusal ve uluslararası düzeyde piyasa entegrasyonu sağlandığında minimize edilebilir. Yabancı yatırımcılar, daha büyük varlık hacimlerine ve daha geniş uluslararası piyasalara erişime sahip olduklarından, ekonomi genelinde işlem maliyetlerini azaltabilirler. Başka bir deyişle, mükemmel olmayan piyasalarda, firmalar belirli pazarlama maliyetlerinden tasarruf etmek ve kârlılıklarını artırmak için ortak mülkiyet yoluyla iç piyasa oluşturma eğilimindedir. Bu uluslararası içselleştirme süreci de DYY'yi tetiklemektedir.

Bu bağlamda, Dunning (1993) tarafından geliştirilen 'eklektik teori', DYY akışlarının ülkeler arasında gerçekleşmesini konum ve mülkiyet avantajları ile işlem maliyetlerini içselleştirme gücü ile açıklar. Ancak küreselleşme, rekabet ve ekonomik entegrasyon baskıları arttıkça, yalnızca konum ve mülkiyet avantajlarının neden bazı ülkelerin diğerlerine göre daha fazla DYY çektiğini açıklamada yetersiz kaldığı görülmektedir.

North (1990) tarafından ortaya atılan 'kurumlar teorisi', bir ülkenin yönetim altyapısının kalitesine vurgu yaparak, modern uluslararası sermaye akışlarını açıklamak için akademisyenler tarafından giderek daha fazla dikkate alınmıştır. Bu teorinin ekonomik özü, geleneksel makroekonomik faktörlerin yanı sıra anayasalar, ihtiyatlı yasalar ve düzenlemeler, vergilendirme, sigorta ve hükümet politikaları gibi resmî kurumlar ile gelenekler, alışkanlıklar ve görenekler gibi gayri resmi davranış normlarının yatırımcıların bir ülkeye doğrudan yabancı yatırım yapma algısını ve isteğini etkilediğini öne sürmektedir. Bu kurallar ve düzenlemeler, fırsatçılığı sınırlandırarak finansal işlemlerde güven oluşturur ve uluslararası oyuncuların sınır ötesi işlemlere katılmalarını teşvik eder (North 1990).

Benzer şekilde, Brewer (1993), King ve Levine (1993), La Porta v.d. (1997, 1998), kurumsal çevrenin (kurallar, düzenlemeler, hükümet politikaları ve gayri resmi davranış kuralları) DYY girişleri üzerindeki etkilerini incelemiş ve güçlü düzenlemelerin yanı sıra

istikrarlı hükümet politikalarının sermaye piyasası gelişimini ve DYY girişlerini kolaylaştırdığı sonucuna varmışlardır. Kaufmann'a (2005) göre, iyi yönetim altyapısının 'kalkınma getirisi' %300 olarak hesaplanmıştır. Bu, yıllık kişi başına 2000 dolar geliri olan bir ülkenin, hukuk kurallarını geliştirerek, yolsuzluğu kontrol altına alarak ve hükümet etkinliğini artırarak uzun vadede kişi başına düşen gelirini 6000 dolara çıkarabileceğini göstermektedir.

Bu gelişme, yalnızca uluslararası sermaye akışlarının artışıyla değil, aynı zamanda yerel sermaye, kamu kaynakları ve insan sermayesinin daha etkin kullanımıyla da desteklenmektedir. Günümüzde, doğrudan yabancı yatırım girişlerinin ülkeler arasındaki dağılımını incelemek için geleneksel makroekonomik faktörlerin yanı sıra kurumsal teorilerin, yani yönetim altyapısının unsurlarının uygulanmasına odaklanılmıştır.

2. LİTERATÜR

Doğrudan yabancı sermaye yatırımları (DYY) ve yönetim arasındaki ilişki, ekonomik büyüme ve kalkınma literatüründe önemli bir yer tutmaktadır. Araştırmalar, yönetim kalitesinin DYY üzerinde belirgin bir etkisi olduğunu ve yatırımcıların kararlarını şekillendirirken bu faktörleri dikkate aldıklarını vurgulamaktadır. Siyasi istikrar, hukukun üstünlüğü, yolsuzlukla mücadele ve hükümet etkinliği gibi yönetim göstergelerinin yüksek olduğu ülkelerde DYY akışlarının arttığı gözlemlenmiştir.

Dollar ve Kraay (2003), 137 ülkeyi ve 1970-1999 dönemi kapsayan çalışmada dinamik panel veri analizi ile siyasi istikrar, yasaların uygulanabilirliği, yolsuzlukla mücadele gibi faktörlerin yüksek olduğu ülkelerde yabancı sermayenin arttığını göstermişlerdir. Aizenman ve Noy (2006), 1982-1998 yıllarını kapsayan ve 81 ülkeden oluşan panel veri seti ile yolsuzlukla mücadele, hükümet etkinliği ve siyasi istikrarın yabancı sermaye girişini olumlu etkilediğini bulmuştur. Demirtaş ve Akçay (2006), gelişmiş ve gelişmekte olan 71 ülkede kurumsal faktörlerin doğrudan yabancı yatırımlar üzerine etkisini 1995-2002 dönemi için, yatay-kesit veriler kullanarak incelemektedir. Çalışmada, söz hakkı ve hesap verilebilirlik, politik istikrar, bürokrasinin etkinliği, hukukun üstünlüğü, düzenlemelerin kalitesi ve yolsuzlukla mücadele gibi kurumsal faktörlerle DYY arasında pozitif bir ilişki bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Rammal ve Zurbrugg (2006), 1996-2002 yılları ve Asya ülkelerinden Endonezya, Malezya, Filipinler, Singapur ve Tayland ekonomileri için panel veri analizi kullanarak yaptıkları çalışmada düzenleyici kalitenin, Asya ülkeleri arasında doğrudan yabancı yatırım akımlarını istatistiksel olarak anlamlı biçimde pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Kosteve vd. (2007), 1995-2002 dönemi 24 geçiş ekonomisi için doğrudan yabancı yatırım ile kurumsal çevrenin kalitesi arasındaki ilişkiyi panel veri analizi ile incelemişlerdir. Kurumsal çevrenin kalitesinin geçiş ekonomilerindeki doğrudan yabancı yatırım düzeyini önemli ölçüde etkilediğini, özellikle hukukun üstünlüğü, hükümet etkinliği ve siyasi istikrar gibi kurumsal faktörlerin DYY çekme kapasitesini arttırdığını ileri sürmüşlerdir. Busse ve Hefeker (2007), gelişmekte olan 83 ülke ve 1984-2003 dönemi için yönetim kalitesinin yabancı sermaye girişine etkisini panel veri analizi yöntemi ile inceler. Hükümet istikrarı, hukukun üstünlüğü ve yolsuzluk gibi faktörlerin

DYY için belirleyici olduğunu, siyasi istikrarsızlığın yatırımcılar için risk primi oluşturduğunu belirtmişlerdir. Ali vd. (2010) 1981 ve 2005 yılları arasında 69 ülkeden oluşan bir panel kullanarak, kurumların DYY üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Kurumların birincil sektörde DYY üzerinde önemli bir etkisi olmadığı, ancak kurumsal kalitenin imalat sektöründe ve özellikle hizmetlerde DYY için önemli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Piwonski (2010), 2004–2010 döneminde Dünya Bankası’nın İş Yapma Kolaylığı Endeksi (Doing Business Index) ile doğrudan yabancı yatırım girişleri arasındaki ilişkiyi regresyon analiziyle incelemiştir. İş yapma kolaylığını artıran reformların ve bürokratik süreçlerin basitleştirilmesinin DYY çekmede önemli rol oynadığını ileri sürmüştür. Doğru (2012), 1995-2011 dönemi için panel veri analizi uygulayarak 54 üst-orta gelirli gelişmekte olan ülkeye gelen doğrudan yabancı yatırım girişleri üzerindeki kurumsal değişkenlerin, sosyal, ekonomik ve politik, etkisini incelemiştir. Çalışma, kurumsal değişkenlerin doğrudan yabancı yatırım girişleri üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu ancak etkilerinin makroekonomik değişkenlerden daha zayıf olduğunu göstermektedir. Maiti ve Mukherjee (2013), iki firma (yerli ve yabancı) arasındaki rekabeti içeren teorik bir model aracılığıyla, ekonomik yönetişimin doğrudan yabancı yatırım (DYY) ve iç refah üzerindeki etkilerini incelemiştir. Modelde, yönetişimin pazarlama ve dağıtım maliyetlerini sabit ya da oransal olarak azaltabileceği varsayılmıştır. Bulgular, yönetişim kalitesinin bazı durumlarda DYY’yi teşvik ederken, bazı durumlarda caydırabileceğini ortaya koymaktadır. Özellikle yerli ve yabancı firmalar arasında büyük maliyet farkı olduğunda, yönetişim DYY’yi ve toplumsal refahı artırıcı bir etki yapmaktadır. Ancak fark küçükse, iyi yönetişim yerli firmayı avantajlı hâle getirip DYY’yi azaltabilir. Kuzmina vd. (2015), Rusya’nın farklı bölgelerinde kötü yönetişimin yabancı sermaye üzerinde olumsuz etkiler yarattığını vurgulamaktadır. Üçler (2017), yaptığı çalışmada, 20 gelişmekte olan ekonomi ve 1990-2014 dönemine ait verilerle Westurland Eşbütünleşme Analizi sonuçlarına göre kurumsal kalite düzeyinin doğrudan yabancı sermaye yatırımları üzerinde olumlu bir etkisi olduğunu bulmuştur. Leyva ve Orona (2017), 18 Latin Amerika ülkesi için 2002-2012 döneminde yönetişim kalitesi yüksek olan ülkelerin daha fazla DYY çektiğini gösterir. Uğurlu (2020), 2002-2019 yılları arasında 17 OECD ülkesinde DOLS ve FMOLS tahmincileri ile iyi yönetişimin uzun vadede yabancı sermaye akışlarını artırdığını bulmuştur. Khan vd. (2023), ise küresel panelde, gelişmiş, gelişmekte olan ve Asya ülkelerinde kurumsal kalitenin doğrudan yabancı sermaye yatırımları üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Çalışmada, iki aşamalı GMM Modeli kullanılmış ve 2002-2019 dönemi verileri analiz edilmiştir. Sonuçlar, sadece düzenleyici kalitenin doğrudan yabancı sermaye yatırımları girişini önemli ölçüde artırdığını ortaya koymuştur. Ayrıca, kurumsal kalite endeksiyle birlikte diğer kurumsal göstergelerin doğrudan yabancı sermaye yatırımlarını olumsuz etkilediği görülmüştür. Gelişmekte olan ülkelerde ise, yolsuzluğun kontrolü, siyasi istikrar ve hesap verebilirliğin yabancı sermaye girişini artırdığı, ancak hükümet etkinliği ve düzenleyici kalite gibi göstergelerin bu girişleri azalttığı tespit edilmiştir. Bhujabal vd. (2024), Güney Asya ve Güneydoğu Asya ülkelerinde kurumsal kalitenin doğrudan yabancı sermaye yatırımları üzerindeki etkisini 2002-2019 dönemi verileri ile araştırmışlardır. Çalışmanın bulguları, kurumsal kalitenin doğrudan yabancı sermaye yatırımları üzerinde pozitif bir etkiye sahip

olduğunu göstermektedir. Düşük yolsuzluk, siyasi istikrar, şiddetin olmaması, ifade özgürlüğü, hesap verebilirlik, düzenleyici kalite ve etkin yargı sisteminin, doğrudan yabancı sermaye yatırımlarını çekmede önemli bir rol oynadığı ifade edilmiştir. Mirkovikj vd. (2024), Kuzey Makedonya ekonomisi için 2002–2022 dönemine ait verileri kullanarak yaptıkları çalışmada daha güçlü bir düzenleyici kalitenin DYY girişlerini artırdığı sonucuna ulaşmışlardır.

Yönetişim faktörleri ile doğrudan yabancı yatırım girişi arasındaki ilişki, yatırımın maliyet etkinliğine atıfta bulunularak açıklanabilir. Bir hükümet istikrarlı yönetim koşulları yaratabildiğinde, piyasa koşullarını öngörülebilir ve güvenilir hale getirecektir. Bu, hükümet tarafından yatırımcılara ve şirketlere sağlanabilecek bir kesinlik biçimidir, böylece verimliliği artırmak ve üretim maliyetlerini azaltmak için ev sahibi ülkedeki tüm mevcut kaynakları en üst düzeye çıkarabilirler (Cuervo-cazurra, 2008; Jensen, 2003). Mengistu ve Adhikary (2011), 1996-2007 dönemi için 15 Asya ekonomisinde DYY girişleri üzerinde iyi yönetişimin altı bileşeninin etkilerini, heteroskedastisite düzeltilmiş standart hatalara sahip panel veriler için sabit etkili bir model kullanarak incelemişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre şeffaflık, hesap verebilirlik ve kolluk kuvvetleri, yatırımcıları sermayelerini bir ülkeye yönlendirmeye motive edecek önemli yönetim parçalarıdır. Hiçbir yatırımcı, karmaşık bir bürokrasiye ve yolsuzluk boşluklarına sahip bir ülkeye yatırım yapmakla ilgilenmez, çünkü bunun yatırımda işlem maliyetlerini attırdığı düşünülür. Bir ülkedeki iyi yönetişimin kalitesinin, ekonomik büyümeyi teşvik etmek için elverişli bir iş ve yatırım ortamı yaratmaya yardımcı olabileceği sonucuna varılabilir. Öte yandan, düşük kaliteli bir yönetim altyapısına sahip bir ülke, yarattığı belirsizlik nedeniyle yatırımcıların yatırım yapma konusunda isteksiz olmasına neden olacaktır (Globerman ve Sapiro, 2002). Bu, bir ülkedeki yönetim/yönetişim altyapısının kalitesinin, DYY girişi için belirleyici faktörlerden biri olduğunu göstermektedir.

Sonuç olarak, yönetim kalitesinin artması, doğrudan yabancı sermaye girişlerini artırarak ekonomik büyümeyi destekler. Bu nedenle, iyi yönetişimi teşvik etmek, kalkınma hedeflerine ulaşmanın yanı sıra, ülkelerin küresel ekonomik sistemdeki rekabet gücünü artırarak yabancı yatırımları çekmelerine yardımcı olur.

3. VERİ SETİ, YÖNTEM VE BULGULAR

3.1. Veri Seti

Bu çalışma, 118 ülkeye ait 2002-2023 dönemi panel verilerini kullanarak DYY (% GSYİH), ihracat (% GSYİH) ve Dünya Yönetişim Endeksi (WGI) göstergeleri: İfade Özgürlüğü ve Hesap Verebilirlik (VA), Siyasi İstikrar ve Şiddet/Terörizmden Arınmışlık (PV), Hükümet Etkinliği (GE), Düzenleyici Kalite (RQ), Hukukun Üstünlüğü (RL), Yolsuzlukla Mücadele (CC) değişkenleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Tablo 1’de çalışmada kullanılan değişkenler açıklanmıştır.

Tablo 1: Değişken Tanımları

Değişkenler	Tanım	Kaynak
DYY	Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları(%GDP)	Dünya Bankası
EXP	İhracat (% GDP)	Dünya Bankası
VA	İfade Özgürlüğü ve Hesap Verebilirlik	Dünya Bankası
PV	Siyasi İstikrar ve Şiddet/Terörizmden Arınmışlık	Dünya Bankası
GE	Hükümet Etkinliği	Dünya Bankası
RQ	Düzenleyici Kalite	Dünya Bankası
RL	Hukukun Üstünlüğü	Dünya Bankası
CC	Yolsuzlukla Mücadele	Dünya Bankası

Çalışmada WGI göstergeleri ayrı ayrı modele dahil edilmiş ve altı farklı denklem tahmin edilmiştir:

$$FDI_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 EXP_{i,t} + \beta_2 VA_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$FDI_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 EXP_{i,t} + \beta_2 PV_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$FDI_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 EXP_{i,t} + \beta_2 GE_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$FDI_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 EXP_{i,t} + \beta_2 RQ_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$FDI_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 EXP_{i,t} + \beta_2 RL_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$FDI_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 EXP_{i,t} + \beta_2 CC_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Çalışmada ihracat kontrol değişkeni olarak kullanılmıştır. İhracatın yüksek olduğu ülkeler, yatırımcılar için daha cazip hale gelmekte ve ülkenin dış ticarete açık olması, yatırımın karlılığını artırabilmektedir (Cheng ve Kwan, 2000).

3.2. Yöntem ve Bulgular

3.2.1. Yatay Kesit Bağımlılığı Testleri

Yatay kesit bağımlılığı testleri, panel veri analizlerinde kesitler arası bağımlılığın varlığını belirlemek için kullanılır. Bu testler, panel veri setlerindeki kesitlerin birbirlerinden bağımsız olup olmadığını veya ortak dışsal şoklara tepkilerinin benzer olup olmadığını değerlendirir. Bunun nedeni, yüksek düzeyde küreselleşme, uluslararası ticaret ve finansal entegrasyonun bir ülkeyi diğer ülkelerdeki ekonomik şoklara karşı hassas hale getirmesidir. Literatürde kesit bağımlılığını ölçmek için farklı testler bulunmaktadır.

3.2.1.1. Pesaran Scaled LM Testi

Veri setinde N büyük ise Breusch ve Pagan testinin bir dezavantajı vardır ve Pesaran bu sorunu aşmak için aşağıdaki LM istatistiğini geliştirmiştir. $N \rightarrow \infty$ durumunda Pesaran'ın (2004) Scaled LM testini kullanmak uygundur. Breusch Pagan LM testi n sonsuza yaklaştığında uygulanamaz; bu nedenle Pesaran (2004) LM testinin şu şekilde yazılabilen ölçeklendirilmiş bir versiyonunu önermiştir:

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

Bu test, panelin büyük boyutlarından kaynaklanan sapmaları düzeltmek için ölçeklendirilmiş bir LM istatistiği kullanır. Bu yöntem, panelin büyük boyutları nedeniyle oluşabilecek yanlışlıkları azaltmayı amaçlar.

3.2.1.2. Pesaran CD Testi

Pesaran'a (2004) göre; kesit boyutu (N) zaman boyutundan (T) büyükse (N>T) Pesaran CD Testi de kullanılabilir:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \sim N(0,1) \quad (8)$$

$\hat{\rho}_{ij}$ hatalar arasındaki korelasyonu gösterir. Kesitsel bağımlılık testi için kullanılan sıfır ve alternatif hipotezler aşağıdaki gibidir:

$$H_0 : Cov(u_{it}, u_{ij}) = 0$$

$$H_1 : Cov(u_{it}, u_{ij}) \neq 0$$

H_0 hipotezi yatay kesitler arasında bağımlılık olmadığını, H_1 hipotezi yatay kesitler arasında bağımlılık olduğunu ileri sürer. Son olarak, sıfır hipotezi hakkında bir karar vermek için p-değerleri hesaplanır. Hesaplanan olasılık değerleri anlamlılık değerlerinden küçükse, sıfır hipotezi reddedilir. Buna karşılık, sıfır hipotezi reddedilemez.

Bahsedilen iki test de hem homojen hem de heterojen paneller için kullanılabilir.

Tablo 2: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Değişkenler	Pesaran scaled LM	Pesaran CD
DYY	63.56239*	45.65942*
EXP	299.6232*	45.94193*
VA	211.6572*	5.164208*
PV	178.3766*	6.806862*
GE	198.6133*	0.954433*
RQ	220.0423*	8.02784*
RL	219.2126*	9.861734*
CC	210.1047*	0.927794

Not *, %1, anlamlılık düzeyini gösterir.

Tablo 2'de yer alan Pesaran scaled LM ve Pesaran CD test sonuçlarına göre tüm değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı olduğu görülmektedir. Bu durum, panel veri setinde ülkeler arasında ortak şoklar veya benzer dinamiklerin bulunduğunu göstermektedir.

3.2.2. Homojenlik Testi

Panel veri analizinde yapılacak birim kök ve eşbütünlüşme testleri değişkenlerin homojen ya da heterojen olması durumuna göre değişebilmektedir. Delta testi olarak da bilinen Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen homojenlik testi panel verilerde bireysel eğim katsayılarının homojenliği hipotezi ile ortalamadan sapmaları değerlendirir.

Delta testi denklem 9 ve 10'daki gibi ifade edilir:

$$\text{Standart Delta Testi: } \Delta = \sqrt{\frac{N}{2}} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_i - \beta \right) \quad (9)$$

$$\text{Düzeltilmiş Delta Testi: } \tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\beta}_i - \beta}{\sigma_i} \right) \quad (10)$$

Burada; N, panel üye sayısını, $\hat{\beta}_i$, i'inci panel üyesi için tahmin edilen eğim katsayısını, β , ortalama eğim katsayısını, σ_i , i'inci panel üyesi için tahmin edilen eğim katsayısının standart hatasını temsil eder.

Pesaran ve Yamagata, (2008)'in Delta testine ilişkin hipotezler şu şekildedir:

$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = \beta$ (Tüm β_i 'ler için) (Homojendir), ($i=1, \dots, n$)

H_A : En az bir β_i diğerlerinden farklıdır (Heterojendir)

Hesaplanan test istatistiği tablo değerinden büyük ise H_0 hipotezi reddedilir ve panelin heterojen olduğuna karar verilir.

Homojenlik test sonuçları Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3: Homojenlik Testi Sonuçları

Denklem	Standart Test		Düzeltilmiş Test	
	Delta	p-değeri	Delta	p-değeri
Denklem 1	15.314	0.000	16.930	0.000
Denklem 2	12.242	0.000	13.534	0.000
Denklem 3	12.313	0.000	13.613	0.000
Denklem 4	15.206	0.000	16.811	0.000
Denklem 5	10.631	0.000	11.753	0.000
Denklem 6	10.542	0.000	11.655	0.000

Bulunan sonuçlara göre, her iki test türü için de p-değerlerinin 0.01'den küçük olduğunu görülmektedir. Bu, H_0 hipotezinin reddedildiğini ve eğim katsayılarının heterojen olduğunu gösterir.

3.2.3. Birim Kök Testi

Bu çalışmada, seriler (ülkeler) arasında kesit bağımlılığı olduğundan ikinci nesil birim kök testlerinden biri olan Pesaran'ın (2007) Covariate Augmented Dickey Fuller (CADF)

testi kullanılmıştır. Pesaran CIPS (Cross-sectional Im, Pesaran, and Shin) birim kök testi, panel veri setlerindeki birim kök varlığını saptamak için kullanılır. Bu test, 2007 yılında Pesaran tarafından geliştirilmiş olup, Im, Pesaran ve Shin'in (IPS) orijinal birim kök testini genişleterek yatay kesit bağımlılıklarını da göz önünde bulundurmaktadır. Pesaran CADF testi, bireysel serilerin birinci fark ve gecikme düzeylerinin kesitsel ortalamaları ile ADF regresyonunun genişletilmiş halidir. CIPS testi, paneldeki her bir kesite IPS testini uygular ve sonuçlar üzerinden ortalama bir istatistik hesaplar. Bu, panelin tüm kesitleri arasında ortak bir birim kök yapısının varlığını test etmeye olanak tanır. Testte, her kesitin bireysel sonuçları CADF istatistiği ile, genel panele ilişkin sonuçlar ise kesit ortalamaları alınarak genişletilmiş CIPS (Cross sectionally augmented Im, Pesaran and Shin) istatistiği ile elde edilir. CADF testi, kesit (N) ve zaman (T) boyutları nispeten küçük olduğunda bile oldukça tutarlı sonuçlar verir. Ayrıca bu test hem $T > N$ hem de $N > T$ durumlarında kullanılabilir (Pesaran, 2007: 266-267).

CADF durağanlık testi, Denklem (11)'de aşağıdaki şekilde ifade edilmiştir:

$$\Omega Y_{it} = \delta_i + \pi_i y_{i,t-1} + \beta_i \bar{y}_{t-1} + \phi_i \theta \bar{y}_t + \mu_{it} \quad (11)$$

Denklem (11)'de bir gecikme uzunluğunu (t-1) tanıtarak, Denklem (12)'de aşağıdaki sonuca varılır:

$$\Omega Y_{it} = \delta_i + \pi_i y_{i,t-1} + \beta_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p \phi_{ij} \theta \bar{y}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \psi_{ij} \theta y_{i,t-j} + \mu_{it} \quad (12)$$

Burada $\theta y_{i,t-j}$ ve y_{t-j} ilk gecikmeli seviyenin ortalamasını ve her kesitteki farkı ifade eder. Pesaran (2007) CIPS birim kök testi, Denklem (13)'de aşağıdaki gibi gösterilir:

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N \pi_i(N, T) \quad (13)$$

Pesaran CIPS panel birim kök testi yapılırken gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriterine göre otomatik olarak belirlenmiştir. Birim kök testi sonuçları Tablo 4'te sunulmuştur. Tabloda görüldüğü gibi PV ve CC değişkenlerinin seviyesinde, diğer değişkenlerin farkında durağan olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 4: Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Sabitli I (0)	Sabitli I (1)
DYY	-1.993	-3.227*
EXP	-1.353	-2.247*
VA	-1.818	-4.143*
PV	-2.527*	-5.081*
GE	-1.852	-4.745*
RQ	-2.014	-4.967*
RL	-1.705	-4.564*
CC	-2.050**	-4.608*

Not *, %1, **%5 anlamlılık düzeyini gösterir.

Yukarıda sunulan bulgular doğrultusunda, modelde bağımlı değişken olarak yer alan DYY'nin birinci farkında durağan olduğu (I(1)) tespit edilmiştir. Bağımsız değişkenler arasında yer alan Export, GE, RQ ve RL değişkenlerinin de benzer şekilde farkında durağan oldukları belirlenmiştir. Buna karşılık, PV ve CC değişkenleri düzeyde durağan (I(0)) olarak değerlendirilmiştir.

3.2.4. Panel Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Panel veri modellerinde hata teriminin yatay kesitler arasında bağımsız olduğu yaygın bir varsayımdır. Ancak yatay kesit bağımlılığının göz ardı edilmesi, tutarsız katsayı tahminleri ve geçersiz test istatistikleri gibi ciddi sonuçlara yol açabilir (Chudik ve Pesaran, 2013). Literatürde yatay kesit bağımlılığını test etmek için çeşitli testler bulunmaktadır:

- Frees Yatay Kesit Bağımlılığı Testi
- Friedman Yatay Kesit Bağımlılığı Testi
- Pesaran (2004) CD Testi

Pesaran (2004), Breusch-Pagan LM testinin örneklem büyüklüğüne duyarlı yapısına dikkat çekmiş ve bunun yerine, ikili kalıntı korelasyon katsayılarının ortalamasına (ρ_{ij}) dayalı denklem (14)'te gösterilen alternatif bir istatistik önermiştir:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \rho_{ij} \quad (14)$$

Friedman'ın (1937), önerdiği parametrik olmayan Spearman'ın sıra (rank) korelasyon katsayısına dayanır. Hesaplama, sıralamalara ($(r_i, 1, \dots, r_j)$) göre yapılır ve ortalama sıra değeri $(T + 1/2)$ olarak kabul edilir (Friedman, 1937).

$$r_{ij} = r_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \{r_{i,t} - (T + 1/2)\} \{r_{j,t} - (T + 1/2)\}}{\sum_{t=1}^T \{r_{i,t} - (T + 1/2)\}^2} \quad (15)$$

Ortalama Spearman korelasyon katsayısı denklem (16)'de sunulmuştur;

$$R_{ort} = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N r_{ij}^2 \quad (16)$$

Frees (1995), verideki yatay kesit bağımlılığını kontrol etmek amacıyla bir CD testi önermiştir. Bu istatistik, aşağıdaki denklemlere dayanmaktadır:

$$R_{ort} = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{r}_{ij}^2 \quad (17)$$

$$FRE = N \{R_{ort}^2 - (T-1)^{-1}\} \xrightarrow{d} Q \quad (18)$$

$$= a(T) \{x_{1,T-1}^2 - (T-1)\} + b(T) \{x_{2,T(T-3)/2}^2 - T(T-3)/2\}$$

Panel Yatay Kesit Bağımlılığı Testi sonuçları Tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo 5: Panel Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları

Denklem	Pesaran CD	Friedman	Frees
Denklem 1	41.973*	284.807*	5.430*
Denklem 2	41.779*	295.810*	5.878*
Denklem 3	40.673*	283.211*	5.039*
Denklem 4	41.950*	286.442*	5.330*
Denklem 5	43.638*	294.542*	5.944*
Denklem 6	37.858*	256.403*	5.592

Not *, %1, anlamlılık düzeyini gösterir.

Sonuçlar bütün denklemler için yatay kesit bağımlılığının varlığını göstermektedir. Pesaran CD testi, Friedman testi ve Frees testinde yatay kesit bağımsızlığına ilişkin sıfır hipotezini reddedilmiştir.

3.2.5. Eşbütünleşme Testi

Panel veri analizinde değişkenlerin uzun vadede birlikte hareket edip etmediğini belirlemek amacıyla eşbütünleşme testlerinden yararlanılmaktadır. Bu kapsamda Westerlund (2008), geleneksel test yöntemlerine kıyasla bazı avantajlar sunan Durbin-Hausman panel eşbütünleşme testini geliştirmiştir. Söz konusu test, özellikle yatay kesit bağımlılığını dikkate alması, eşbütünleşme derecesine ilişkin ön varsayımlara ihtiyaç duymadan ortak faktör modelini kullanabilmesi ve bağımlı değişkenin I(1) olması koşuluyla bağımsız değişkenlerin hem I(0) hem de I(1) olmasına imkân tanınması açısından öne çıkmaktadır. Çalışmada seviyesinde durağan olan (PV ve CC) değişkenlerin dahil olduğu Denklem 2 ve Denklem 6 eşbütünleşme ilişkisinin belirlenmesi için Durbin Hausman testi kullanılmıştır. Durbin-Hausman testi, grup (heterojen) istatistiği ve panel (homojen) istatistiği olmak üzere iki farklı test istatistiği üretmektedir. Panelin yapısına göre yorumda bulunulmakta; panellerdeki birimlerin homojen olduğu varsayımında panel istatistiği, heterojen olduğu durumlarda ise grup istatistiği esas alınmaktadır (Westerlund, 2008). Grup istatistiğine ait test denklemi Denklem (19)'da sunulmuştur.

$$DH_g = \sum_{i=1}^n \hat{S}_i (\tilde{\sigma}_i - \hat{\sigma}_i)^2 \sum_{t=2}^T e \sum_{it=1}^2 \quad (19)$$

Grup ortalaması istatistiğine ilişkin sıfır ve alternatif hipotezler Denklem (19)'da tanımlanmakta olup şu şekilde ifade edilmektedir:

H₀ (sıfır hipotezi): $\sigma_i = 1$, tüm birimler (i) için eşbütünleşme yoktur.

H₁ (alternatif hipotez): $\sigma_i < 1$, bazı birimler (i) için eşbütünleşme vardır.

Diğer yandan, panel düzeyindeki istatistiğe ilişkin denklem ise Denklem (20)'de verilmiştir. Bu denklem, panelin genelinde eşbütünleşme ilişkisini test etmeye yöneliktir.

$$DH_p = \hat{S}_n (\tilde{\sigma} - \hat{\sigma})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T e_{it-1}^2 \quad (20)$$

Panel istatistiğine ilişkin sıfır ve alternatif hipotezler aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir:

H₀ (sıfır hipotezi): $\sigma_i = 1$, tüm birimler (i) için eşbütünleşme yoktur.

H₁ (alternatif hipotez): $\sigma_i = \sigma$ ve $\sigma_i < 1$, tüm birimler (i) için eşbütünleşme vardır.

Bu iki test yaklaşımı arasındaki temel fark, hesaplama biçimlerinden kaynaklanmaktadır. Panel istatistiğinde, bireysel test istatistikleri birleştirilmeden önce toplanmakta; buna karşılık grup ortalama istatistiğinde önce her birime ait istatistikler ayrı ayrı hesaplanmakta, ardından ortalama alınmaktadır. Bu fark, özellikle grup istatistiğinin alternatif hipotezinde yer alan “bazı birimler için” ifadesiyle belirgin hale gelmektedir (Westerlund, 2008).

Durbin-Hausman panel eşbütünleşme testi sonuçları Tablo 6’da sunulmuştur.

Tablo 6: Durbin Hausman Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Denklem	Durbin-H _g	Durbin-H _p
Denklem 2	35128.36*	22.7796*
Denklem 6	64.65*	20.86*

Not *, %1, anlamlılık düzeyini gösterir.

Tablo 6’da görüldüğü gibi Panel eşbütünleşme testi sonucunda her iki denklem için “panelde eşbütünleşme ilişkisi yoktur” şeklindeki H₀ hipotezi Durbin-H Grup istatistiği ve Durbin-H Panel test istatistiğine göre reddedilmiştir ve eşbütünleşme ilişkisi olduğuna karar verilmiştir.

Çalışmada farkında durağan olan değişkenlerin (VA, GE, RQ, RL) dahil olduğu Denklem 1, Denklem 3, Denklem 4 ve Denklem 5 için Westerlund (2007) Panel Eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Westerlund (2007), panel eşbütünleşme analizine ilişkin olarak kalıntı dinamiklerine değil, yapısal dinamiklere dayalı dört yeni test önermektedir. Bu testlerin temel yaklaşımı, koşullu bir panel hata düzeltme modelinde hata düzeltme teriminin sıfır olup olmadığını test ederek eşbütünleşme ilişkisinin varlığına ilişkin çıkarımda bulunmaktadır. Söz konusu testler, herhangi bir ortak faktör kısıtlaması getirmeksizin birim özgü kısa dönem dinamikleri, birim özgü trend ve eğim parametreleri ile kesitsel bağımlılığı dikkate alacak kadar esnek bir yapıya sahiptir. Ayrıca, test istatistikleri asimptotik olarak normal dağılmakta olup, bu durum sonuçların güvenilirliğini artırmaktadır. Westerlund (2007) tarafından geliştirilen panel eşbütünleşme testleri, temelde hata düzeltme modeline dayalı yapısal bir yaklaşımla eşbütünleşme ilişkisinin varlığını test etmektedir. Bu testler, panel veri setlerinde kısa dönem dinamiklerini, birim özgü sabit ve trend terimlerini ve kesitsel bağımlılığı dikkate alan esnek bir yapıya sahiptir. Westerlund testleri, kullanılan alternatif hipotezin doğasına göre iki ana grupta sınıflandırılmaktadır: Grup-Ortalama Testleri ve Panel Testleri.

Grup-ortalama testleri, hata düzeltme katsayısının (α_i) paneldeki her bir birim için farklı olabileceğini varsayar. Bu testlerde sıfır hipotezi;

(H_0), birimlerin hiçbirinde eşbütünleşme bulunmadığına; alternatif hipotez ($H_1^g : \alpha_i < 0$) ise en az bir birimde eşbütünleşme ilişkisinin varlığına işaret eder.

Bu testler üç aşamada gerçekleştirilir:

1. Her panel birimi için hata düzeltme modeli, en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilir.
2. Tahmin edilen modelden artık terimler ($\hat{u}_{it}$) elde edilir.
3. Elde edilen artıklar kullanılarak grup ortalaması istatistikleri olan G_τ ve G_α hesaplanır.

Panel testleri, tüm panel birimleri için hata düzeltme katsayısının sabit olduğunu ($\alpha_i = \alpha$) varsayar. Bu durumda sıfır hipotezi (H_0), panelde hiçbir birimde eşbütünleşme bulunmadığına; alternatif hipotez ($H_1^p : \alpha_i < 0$) ise tüm birimlerde eşbütünleşme ilişkisi olduğuna işaret eder.

Bu testler de üç adımda gerçekleştirilir:

1. İlk adım, grup-ortalama testlerindeki tahmin süreci ile aynıdır. Bu aşamada (Δy_{it}) ile gecikmeli değerleri, deterministik bileşenler (d_t) Δx_{it} 'nin eşzamanlı ve gecikmeli değerleri regresyon analizine dâhil edilir.
2. Ortak hata düzeltme katsayısı α ve bu parametrenin standart hatası tahmin edilir.
3. Son olarak, panel istatistikleri olan P_τ ve P_α hesaplanır.

Westerlund (2007) Panel Eşbütünleşme Testi sonuçları Tablo 7'de sunulmuştur.

Tablo 7: Westerlund (2007) Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Denklem	G_τ	G_α	P_τ	P_α
Denklem 1	-2.039*	-6.221	-17.333*	-6.235*
Denklem 3	-1.963*	-6.065	-34.332*	-6.390*
Denklem 4	-2.072*	-6.496***	-17.115*	-6.125*
Denklem 5	-2.183*	-6.411	-19.092*	-6.209*

Not *, %1, ***%10 anlamlılık düzeyini gösterir.

Tablo 7'de yer alan sonuçlara göre, paneli oluşturan yatay kesit birimleri arasında eşbütünleşme yoktur sıfır hipotezi reddedilmiş ve panelde eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varılmıştır.

Eşbütünleşme ilişkisi belirlendikten sonra uzun dönem katsayıların tahmininde seviyesinde durağan olan (PV ve CC) değişkenlerin dahil olduğu Denklem 2 ve Denklem 6

için Cross-Sectionally Augmented Autoregressive Distributed Lag (CS-ARDL) yöntemi kullanılmıştır.

Çalışmada farkında durağan olan değişkenlerin (VA, GE, RQ, RL) dahil olduğu Denklem 1, Denklem 3, Denklem 4 ve Denklem 5 için uzun dönem katsayılarının tahmininde Augmented Mean Group (AMG) Yöntemi kullanılmıştır.

3.2.6. Cross-Sectionally Augmented Autoregressive Distributed Lag (CS-ARDL) Yöntemi

CS-ARDL yaklaşımı, Pesaran'ın (2006) Ortak Bağımlılıkla Genişletilmiş Ortalama Grup (CCEMG) tahmincisinin temel prensiplerinden hareketle geliştirilmiştir. Temel fikir, ortak gözlemlenemeyen faktörlerin etkilerini modellemek için kesit ortalamalarının (cross-sectional averages) kullanılmasını içerir (Dahmani vd., 2021). Bu ortak faktörler, her bir birimin regresyon denkleminde dahil edilerek kesitler arası bağımlılık sorununun üstesinden gelinir. CS-ARDL modeli, özellikle panel verilerde kesitler arası bağımlılık (cross-sectional dependence) ve eğim heterojenliği (slope heterogeneity) sorunlarını etkin bir şekilde ele almak için geliştirilmiş güçlü bir ekonometrik yaklaşımdır. Bu yöntem hem kısa hem de uzun dönem katsayılarını eşzamanlı olarak tahmin etme yeteneği sunar (Konatar vd., 2025).

Genel olarak, CS-ARDL modeli, değişkenlerin hem gecikmeli değerlerini hem de açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli değerlerini içeren bir ARDL yapısına dayanır. Modelin standart formu şu şekilde ifade edilebilir:

$$y_{it} = \mu_i + \sum_j^p \phi_{ij} y_{i,t-j} + \sum_j^q \delta'_{ij} x_{i,t-j} + \gamma_i \bar{y}_{t-1} + \zeta_i \bar{x}_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

CS-ARDL Yöntemi sonuçları Tablo 8'de sunulmuştur.

Tablo 8: CS-ARDL Yöntemi Sonuçları

Değişkenler	Kısa Dönem Tahmin			Uzun Dönem Tahmin		
	Katsayı	Standart Hata	Olasılık	Katsayı	Standart Hata	Olasılık
Denklem 2						
EXP	0.304	0.112	0.792	-0.126	0.222	0.561
PV	10.106	6.291	0.108	12.053	8.086	0.136
ECM (-1)	-0.990	0.385	0.000	-	-	-
Denklem 6						
EXP	0.091	0.116	0.169	-0.274	0.258	0.915
CC	4.745	7.452	0.524	57.299	40.841	0.161
ECM (-1)	-0.945	0.400	0.000	-	-	-

Tablo 8'de CS-ARDL kısa ve uzun dönem tahmin sonuçlarına göre Denklem 2'de EXP ve PV değişkenlerinin katsayısı pozitif fakat istatistiksel olarak anlamlı değildir. Hata düzeltme terimi (ECM (-1)) katsayısının negatif işaretli, 1'den küçük ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Hata düzeltme terimi Kısa dönemde dengeden sapma olması durumunda dengeye dönüşme oranının %99 olduğunu göstermektedir.

Denklem 6'de EXP ve CC değişkenlerinin katsayısı pozitif fakat istatistiksel olarak anlamlı değildir. Hata düzeltme terimi (ECM (-1)) katsayısının negatif işaretli, 1'den küçük

ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Hata düzeltme terimi Kısa dönemde dengeden sapma olması durumunda dengeye dönüşme oranının %95 olduğunu göstermektedir.

Bu sonuçlara göre yönetim göstergelerinin her bir alt bileşeninin DYY üzerinde aynı düzeyde etkili olmadığını göstermektedir. Maiti ve Mukherjee (2013) de çalışmalarında yönetim kalitesinin bazı durumlarda DYY'yi teşvik ederken, bazı durumlarda caydırabileceğini ortaya koymuşlardır. Bu sonuç yönetişimin bu boyutunun karmaşık doğasına ve DYY üzerindeki etkisinin her zaman basit bir doğrusal ilişki göstermeyebileceği hipotezine işaret edebilir.

3.2.7. Augmented Mean Group (AMG) Yöntemi

Yatay kesit bağımlılığı ve eğim heterojenliğini dikkate alan panel veri tahmin yöntemleri arasında, Bond ve Eberhardt (2009) ile Eberhardt ve Teal (2010) tarafından geliştirilen Augmented Mean Group (AMG) tahmincisi, panel veri setlerinde ülkeler arasında ortak şokların ve yapısal farklılıkların varlığını göz önünde bulundurarak, daha güvenilir uzun dönem ilişki tahminleri sunmaktadır. AMG tahmincisi, regresyonlara gözlemlenemeyen ortak faktörlerin etkisini temsil eden ortak dinamik süreç bileşenini dâhil ederek yatay kesit bağımlılığını modele entegre eder. Yöntem iki aşamalı bir prosedüre dayanır:

$$\Delta y_{it} = \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \beta'_j + \Delta X_{i,t-j} + \sum_{t=2}^T c_t \Delta D_t + \varepsilon_{it} \Rightarrow \hat{c}_t \equiv \hat{\mu}_t^* \quad (22)$$

$$y_{it} = \omega_i + \sum_{j=1}^p \alpha_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \beta'_{ij} x_{i,t-j} + c_{it} + d_i \hat{\mu}_t^* + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

İlk aşamada, tüm panel birimleri için ortak bir zaman etkisi (common dynamic process) elde edilir; ikinci aşamada ise bu ortak bileşen, her bir kesit biriminin farklar alınmış regresyon denkleminde dahil edilerek bireysel tahminler gerçekleştirilir. Sonuç olarak, bireysel tahminlerin ortalaması alınarak panel düzeyinde uzun dönem katsayılar elde edilir.

Bu özellikleriyle AMG tahmincisi, panel veri setlerinde hem uzun dönem ilişkilerin hem de ortak şoklara duyarlılığın güvenilir biçimde analiz edilmesini mümkün kılmaktadır (Eberhardt ve Bond, 2009; Eberhardt ve Teal, 2010).

Tablo 9'da görüldüğü gibi tüm modellerde EXP değişkeni katsayısı istikrarlı biçimde pozitif ve anlamlıdır, bu da ihracat artışlarının DYY girişlerini desteklediğini göstermektedir. RQ değişkeni katsayısı pozitif ve anlamlı çıkmıştır, bu da kurumsal altyapının ve düzenleyici çerçevenin DYY açısından önemini vurgular. Diğer yönetim göstergeleri (VA, GE, RL) katsayıları pozitif fakat istatistiksel olarak anlamlı değildir. Tüm modellerde ortak dinamik süreç (CDP) istatistiksel olarak anlamlıdır, bu da ülkeler arasında paylaşılan ortak zaman etkilerinin (örneğin küresel şoklar) DYY üzerinde önemli rol oynadığını gösterir.

Tablo 9: AMG Yöntemi Sonuçları

Denklem	Değişkenler	Katsayılar	z-istatistikleri
Denklem 1	EXP	0.0583*	3.51
	VA	0.0873	0.14
	CDP	0.1873*	7.02
Denklem 3	EXP	0.0626*	4.07
	GE	0.2871	0.75
	CDP	0.1904*	7.06
Denklem 4	EXP	0.0529*	3.73
	RQ	1.1246**	2.41
	CDP	0.1837*	6.81
Denklem 5	EXP	0.0599*	4.07
	RL	0.0053	0.01
	CDP	0.2059*	7.41

Not *, %1, ***%5 anlamlılık düzeyini gösterir.

Bu sonuç Mirkovikj vd. (2024), Rammal ve Zurbruegg (2006) gibi çalışmalarda ortaya konulan bulgularla tutarlıdır. Düzenleyici kalite, yatırımcılar için öngörülebilir ve güvenilir bir yatırım ortamı sunmaktadır. Bu sonuçlar, yönetim kalitesinin DYY girişlerini teşvik ettiği yönündeki literatürde geniş bir destek bulmaktadır ve Dollar ve Kraay (2003), Aizenman ve Noy (2006), Demirtaş ve Akçay (2006), Kostevc vd. (2007), Busse ve Hefeker (2007), Piwonski (2010), Mengistu ve Adhikary (2011), Üçler (2017), Leyva ve Orona (2017), Uğurlu (2020) ve Bhujabal vd. (2024) gibi birçok çalışmanın pozitif bulgularıyla doğrudan paralellik göstermektedir.

SONUÇ

Bu çalışma 118 ülke üzerine yapılan bir panel veri analiziyle, iyi yönetim ve doğrudan yabancı sermaye yatırımları arasındaki ilişkiyi incelemektedir. Veri seti, 2002-2023 dönemini kapsamaktadır ve DYY (% GDP), ihracat (% GDP) ile World Governance Index (WGI) göstergelerini içermektedir.

Elde edilen bulgular, ihracat değişkeninin tüm modellerde uzun vadede doğrudan yabancı yatırımlar üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi olduğunu göstermektedir. Yönetişim göstergeleri açısından değerlendirildiğinde, yalnızca düzenleyici kalite (Regulatory Quality) değişkeninin pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu sonuç, yatırımcıların düzenleyici ortamın kalitesine önem verdiğini ortaya koymaktadır. Diğer yönetim göstergeleri olan ifade özgürlüğü (Voice and Accountability), hükümet etkinliği (Government Effectiveness) ve hukukun üstünlüğü (Rule of Law) değişkenlerinin katsayıları pozitif olmakla birlikte istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bu bulgular, iyi düzenlenmiş ve öngörülebilir bir yasal-iktisadi çerçevenin, doğrudan yabancı yatırım çekmede diğer yönetim boyutlarına kıyasla daha belirleyici olduğunu göstermektedir.

Doğrudan yabancı yatırımlar, ekonomik büyüme ve kalkınma için önemli bir faktör olarak kabul edilmektedir. Yatırımcıların kararlarında etkili olan faktörlerden biri de ülkelerin kurumsal kalitesidir. Kurumsal kalite, ülkelerin yönetim performansını, siyasi istikrarını, yolsuzluk düzeyini, hukuk sistemini ve bürokratik etkinliklerini içeren bir dizi göstergeden oluşmaktadır. Bu bağlamda, ülkeler yabancı yatırımları arttırmak için kurumsal reformlara odaklanmalı ve şeffaflığı, hesap verebilirliği ve hukukun üstünlüğünü güçlendiren politikalar benimsemelidir. İyi yönetim uygulamaları, sadece ekonomik büyümeyi değil, aynı zamanda toplumsal refahı ve uzun vadeli kalkınmayı da destekleyen temel bir unsurdur.

Ayrıca, yabancı yatırımların kalıcı hale gelmesi için, makroekonomik istikrarı sağlayacak ve yatırım ortamını iyileştirecek uzun vadeli stratejiler geliştirilmelidir. Hukukun üstünlüğü, etkin bir adalet sistemi ve şeffaf yönetim mekanizmaları, yatırım girişlerini uzun vadede destekleyen en önemli faktörlerdendir. Bu nedenle, politika yapımcılar ve karar alıcılar, yatırım ortamının geliştirilmesi için yönetim reformlarının yanı sıra altyapı, eğitim ve inovasyona da yönelik politikaları hayata geçirmelidir.

Son olarak, iyi yönetim, yalnızca yabancı yatırımları çekmekle kalmaz, aynı zamanda yerel işletmelerin rekabet gücünü artırarak genel ekonomik kalkınmayı da destekler. Bu çalışmanın bulguları, iyi yönetim uygulamalarının güçlendirilmesinin, sürekli ekonomik kalkınma ve refah için hayati önem taşıdığını ortaya koymaktadır.

Bu çalışma, yönetim göstergeleri ile doğrudan yabancı yatırımlar arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Elde edilen bulgular ışığında, bu alandaki bilgi birikimini daha da zenginleştirecek potansiyel araştırma alanları ve metodolojik yaklaşımlar ortaya çıkmaktadır. Dünya Yönetişim Göstergeleri, algıya dayalı ve geniş kapsamlı göstergelerdir. Gelecek çalışmalar, bu göstergelerin alt bileşenlerini daha detaylı inceleyerek veya Dünya Bankası'nın "İş Yapma Kolaylığı" endeksi gibi daha spesifik, objektif kurumsal göstergeleri kullanarak, doğrudan yabancı yatırımları etkileyen belirli düzenleyici veya kurumsal mekanizmaları daha net bir şekilde tanımlayabilir. Özellikle Yolsuzlukla Mücadele ve Siyasi İstikrar ve Şiddet/Terörizmden Arınmışlık katsayılarının pozitif ancak anlamsız çıkması, bu göstergelerin daha alt kırılımlarının veya farklı ölçümlerinin doğrudan yabancı yatırımlar üzerindeki etkisini incelemeyi önemli kılabilir. Yönetişim kalitesinin doğrudan yabancı yatırımlar üzerindeki etkileri, farklı sektörler (örneğin, imalat, hizmetler, doğal kaynaklar) veya farklı gelişim seviyelerindeki ülke grupları (örneğin, gelişmiş ülkeler veya belirli bölgesel bloklar) arasında farklılık gösterebilir. Gelecekteki çalışmalar, bu heterojen etkileri daha derinlemesine analiz ederek, politika yapımcılar için daha hedefe yönelik stratejiler geliştirebilir.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Makalenin yayın süreçlerinde Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Dergisi'nin "Etik Kurallara Uygunluk" başlığı altında belirtilen esaslara uygun olarak hareket edilmiştir. Çalışmanın araştırma kısmında etik kurul izni gerektirecek bir husus bulunmamaktadır.

Araştırmacıların Katkı Beyanı

İki yazarlı ele alınan makale yazarlar tarafından üretilmiştir.

Çıkar Çatışması Beyanı

Makalede yazarlar tarafından beyan edilmiş herhangi bir olası çıkar çatışması bulunmamaktadır.

KAYNAKÇA

- Ali, F. A., Fiess, N., & MacDonald, R. (2010). Do institutions matter for foreign direct investment? *Open economies review*, 21, 201-219.
- Aizenman, J., & Noy, I. (2006). FDI and trade – two-way linkages? *Journal of International Money and Finance*, 25(2), 151–171. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.11.002>
- Akerlof, G.A., 1970. The market for lemons': quality, uncertainty and the market mechanism. *Quarterly journal of economics*, 84 (3), 488–500.
- Arrow, K.J., 1963. Uncertainty and the welfare economics of medical care. *American economic review*, 53 (5), 941–973.
- Baltagi, B. H., Feng, Q., & Kao, C. (2012). A Lagrange Multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model. *Journal of Econometrics*, 170(1), 164-177.
- Berle, A.A., Jr. & Means, G., 1932. The modern corporation and private property. New York: Macmillan.
- Bhujabal, P., Sethi, N., & Padhan, P. C. (2024). Effect of institutional quality on FDI inflows in South Asian and Southeast Asian countries. *Heliyon*, 10(5), e27060. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e27060>
- Bond SR, & Eberhardt M (2009) Cross-section dependence in nonstationary panel models: a novel estimator. MPRAPaper No. 17870
- Bond, S. R., & Eberhardt, M. (2013). Accounting for unobserved heterogeneity in panel time series models. Nuffield College & School of Economics, University of Nottingham.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- Brewer, T.L., 1993. Government, market imperfections, and foreign direct investment. *Journal of international business studies*, 24 (1), 147–157.
- Busse, M., & Hefeker, C. (2007). Political risk, institutions and foreign direct investment. *European Journal of Political Economy*, 23(2), 397–415. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2006.06.001>
- Cheng, L. K., & Kwan, Y. K. (2000). Trade Openness and Foreign Direct Investment: The Role of Trade Policy. *The Journal of Development Studies*, 36(4), 127-137.
- Chudik, A & Paseran, H., 2013. Large Panel Data Models with Cross-Sectional Dependence: A Survey. Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper No. 153.
- Coase, R.H., 1937. The nature of the firm. *Economica*, 4, 386–405. Coase, R.H., 1960. The problem of social cost. *Journal of law and economics*, 3 (1), 1–44.
- Cuervo-cazurra.A. (2008). Better the devil you don't know: Types of corruption and FDI in transition economies.14.12–27. <https://doi.org/10.1016/j.intman.2007.02.003>

- Dahmani, M., Mabrouki, M., & Ben Youssef, A. (2021). The ICT, financial development, energy consumption and economic growth nexus in MENA countries: Panel CS-ARDL Evidence. GREDEG Working Papers Series, (2021-46).
- Demirtaş, G., & Akçay, S. (2006). Kurumsal Faktörlerin Doğrudan Yabancı Yatırımlar Üzerine Etkisi: Ampirik Bir Kanıt. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(2), 15 - 33.
- Demsetz, H., 1967. Toward a theory of property rights. *American economic review*, 62, 347–359.
- Doğru, B. (2012). The effect of institutional variables on FDI inflows: Evidence from upper-middle income countries. *Global Journal of Economics and Business Studies*, 1(1), 1-12.
- Dollar, D., & Kraay, A. (2003). Institutions, trade, and growth. *Journal of Monetary Economics*, 50(1), 133–162. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(02\)00207-6](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(02)00207-6)
- Dunning, J.H., 1993. Multinational enterprise and the global economy. Reading: Addison-Wesley Publishing Co.
- Eberhardt, M., & Teal, F. (2010). The new growth empirics: A survey. IZA Discussion Paper, No. 4734.
- Frees, E. W. (1995). Assessing cross-sectional correlation in panel data. *Journal of econometrics*, 69(2), 393-414.
- Friedman, M. (1937). The use of ranks to avoid the assumption of normality implicit in the analysis of variance. *Journal of the american statistical association*, 32(200), 675-701.
- Globerman.S.& Sapiro.D. (2002). Global Foreign Direct Investment Flows: The Role of Governance Infrastructure. *World Development*.30(11).1899–1919
- Jensen, M.C. & Meckling, W.H., 1976. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs, and ownership structure. *Journal of financial economics*, 3 (4), 305–360.
- Jensen.N. M. (2003). Democratic Governance and Multinational Corporations: Political Regimes and Inflows of Foreign Direct Investment. *International Organization*.57.587–616. <https://doi.org/10.1017/S0020818303573040>
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2004). Governance Matters III: Governance Indicators for 1996–2002. World Bank Policy Research Working Paper.
- Kaufmann, D., 2005. Myths and realities of governance and corruption. World Bank Working Papers and Articles.
- Khan, H., Dong, Y., Bibi, R., & Khan, I. (2023). Institutional Quality and Foreign Direct Investment: Global Evidence. *Journal of the Knowledge Economy*, 15(3), 10547-10591. <https://doi.org/10.1007/s13132-023-01508-1>
- Konatar, M., Đurašković, J., Popović, N., & Radović, M. (2025). Does Public Debt Crowd Out Public Investment in Central and Eastern European economies? A Dynamic Approach Using CS-ARDL. *Prague Economic Papers*, 34(1), 26–44.

- Kostevc, Č., Redek, T. & Sušjan, A. (2007). Foreign direct investment and institutional environment in transition economies. *Transition Studies Review*, 14(1), 40-54. DOI 10.1007/s11300-007-0140-5
- Kuzmina, O., Rudenko, V., & Shtelma, O. (2015). Governance and foreign direct investment in Russia Evidence from the regions. *Economic Systems*, 39(2), 205–222. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2014.10.002>
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. A & Vishnu, R., 1998. Law and finance. *Journal of political economy*, 106 (6), 1113–1155.
- Leyva, R., & Orona, C. (2017). The Governance as a Determinant of Foreign Direct Investment in Latin America. *Latin American Business Review*, 36, 123-145.
- Maiti, D., & Mukherjee, A. (2013). Governance, foreign direct investment and domestic welfare. *International Review of Economics & Finance*, 27, 406-415.
- Markowitz, H.M., 1959. Portfolio selection: efficient diversification of investment. New York: John Wiley.
- Mengistu.A. A.& Adhikary.B. K. (2011). Does good governance matter for FDI inflows? Evidence from Asian economies. *Asia Pacific Business Review*.17(3).281–299. <https://doi.org/10.1080/13602381003755765>
- Mirkovikj, B. K., Gkasis, P., & Golitsis, P. (2024). Regulatory Quality and Foreign Direct Investment: A Case Analysis of North Macedonia. *Theoretical Economics Letters*, 14(5), 1883-1913.
- North, D., 1990. Institutions, institutional change, and economic performance. London: Cambridge University Press.
- Pedroni, P. (2000). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. *Advances in Econometrics*, 15, 93–130.
- Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727–731.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(3), 597–625.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). "Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels." *Journal of Econometrics*, 68(1), 79-113.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1997). Pooled estimation of long-run relationships in dynamic heterogeneous panels.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis." *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, 371-413.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships." *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross-section dependence in panels. *Cambridge Working Papers in Economics No. 0435*. Faculty of Economics, University of Cambridge.

- Pesaran, M. H. (2006). A CCE estimator for panel data models with common factors. *Econometric Theory*, 22(2), 265-293.
- 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. B., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *Review of Economic Studies*, 57(1), 99–125.
- Piwonski, K. (2010). Does the ‘Ease of Doing Business’ in a country influence its foreign direct investment inflows? (Senior Capstone Project). Bryant University. Retrieved from https://digitalcommons.bryant.edu/honors_finance/13/
- Rammal, H. G., & Zurbrugg, R. (2006). The impact of regulatory quality on intra-foreign direct investment flows in the ASEAN markets. *International Business Review*, 15(4), 401-414.
- Ricardo, D., 1817. On the principle of political economy and taxation. London: John Murray.
- Soyyigit, S. & Doğan, S. (2020). Kurumsal yapı göstergeleri, ihracat ve doğrudan yabancı sermaye yatırımları arasındaki nedensellik ilişkisi Bağımsız Devletler Topluluğu örneği. *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırma Dergisi (itobiad)*, 9(1), 353-376.
- Tobin, J., 1958. Liquidity preference as behavior towards risk. *Review of economic studies*, 25, 65–86.
- Uğurlu, S. (2020). The impact of governance on foreign direct investment in OECD countries. *International Journal of Economic Studies*, 24(3), 295–310. <https://doi.org/10.1016/j.ijes.2020.01.001>
- Üçler, G. (2017). Doğrudan Yabancı Yatırımlar için Kurumların Önemi: Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Ekonometrik Bir Analiz. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 54(627), 119-134.
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748.
- Westerlund, J. (2008) “Panel Cointegration Tests of the Fisher Effect”. *Journal of Applied Econometrics*, 23(2): 193-233.
- Williamson, O.E., 1975. Markets and hierarchies: analysis and antitrust implications. New York: The Free Press.
- World Bank. (2025). Worldwide governance indicators. Retrieved February 19, 2025, from <https://www.worldbank.org/en/publication/worldwide-governance-indicators>
- Yılmaz, E. & Kaya, H. (2021). Kurumsal yönetim kalitesinin doğrudan yabancı yatırımlara etkisi 2002-2018 dönemi. *Dünya Ekonomi ve Politika Araştırmaları Dergisi*, 5(3), 211-233.