

Araştırma Makalesi

Doğrudan Yabancı Yatırımlar, Enflasyon Oranları ve Ekonomik Büyümenin Ticaret Açıklığı Üzerindeki Asimetrik Etkileri: Gelişmiş Ülkelerde Panel Kantil Regresyon Yaklaşımı

Foreign Direct Investment, Inflation Rates and the Asymmetric Effects of Economic Growth on the Trade Balance: A Panel Quantile Regression Approach in Developed Countries

Gülden KADOOĞLU AYDIN

Dr. Öğr. Üyesi, Harran Üniversitesi

Birecik Meslek Yüksekokulu

guldenka@harran.edu.tr

<https://orcid.org/0000-0003-4214-5673>

Makale Geliş Tarihi	Makale Kabul Tarihi
31.05.2025	28.11.2025

Öz

Bu çalışmada, 1990-2023 dönemlerinde, gelişmiş 11 ülkeye (Belçika, Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, Hollanda, İsveç, İsviçre, Birleşik Krallık ve Amerika Birleşik Devletleri) ait ticaret açıklığı (export+import/GDP), doğrudan yabancı yatırımlar (DYY), enflasyon oranları ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkiler panel veri analiz yöntemleriyle incelenmiştir. Ampirik bulgular, ticaret açıklığı ile söz konusu makroekonomik değişkenler arasında uzun vadeli eşbütünleşik ilişkilerin varlığına işaret etmektedir. Panel kantil regresyon analizine dayanan momentler metoduna göre, DYY'nin tüm kantillerde ticaret açıklığını azaltıcı yönde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü bir etkisi bulunmuştur. Bu etkinin, özellikle ticaret açıklığının düşük olduğu kantillerde daha belirgin olduğu görülmektedir. Ayrıca, enflasyon oranlarının ticaret açıklığı üzerindeki etkisi ise alt kantillerde daha güçlü iken, üst kantillere çıkıldıkça azaldığı ve ekonomik büyümenin etkisinin ters yönlü olduğu, ticaret açıklığının düşük seviyelerinde daha zayıf, yüksek seviyelerinde ise daha kuvvetli olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Ticari Büyüme, Doğrudan Yabancı Yatırımlar, Ekonomik Büyüme, Panel Kantil Regresyon

Abstract

In this study, the long-term relationships between trade openness (exports + imports/GDP), direct foreign investment (DFI), inflation rates, and economic growth over the period 1990-2023. Empirical findings indicate the existence of long-term cointegration relationships between the trade balance and the aforementioned macroeconomic variables. According to the moments method based on panel cantilever regression analysis, DYY has been found to have a statistically significant and negative effect in reducing the trade gap across all cantilevers. This effect is particularly pronounced in quantiles where the trade balance is low. Furthermore, it was found that the effect of inflation rates on the trade deficit is stronger in lower quantiles and diminishes as one moves to higher quantiles, while the effect of economic growth is inversely related, being weaker at low levels of the trade deficit and stronger at high levels.

Key Words: Commercial Growth, Foreign Direct Investment, Economic Growth, Panel Quantile Regression

Önerilen Atıf /Suggested Citation

Kadooğlu, Aydın, G., 2025, Doğrudan Yabancı Yatırımlar, Enflasyon Oranları ve Ekonomik Büyümenin Ticaret Açıklığı Üzerindeki Asimetrik Etkileri: Gelişmiş Ülkelerde Panel Kantil Regresyon Yaklaşımı, *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 60(4), 4266-4286.

1. Giriş

Ticaret açıklığı, bir ülkenin küresel ekonomisinin entegrasyon düzeyini yansıtan ve dış ticaret hacminin millî gelir içindeki payıyla ölçülen temel makroekonomik göstergelerden biridir. Gelişmiş ülkelerde üretim yapısının çeşitlenmesi, sermaye hareketlerinin serbestleşmesi ve dışa açık sektörlerin büyümesiyle birlikte ticaret açıklığı, ekonomik rekabet gücü ve yatırım çekiciliği yönünden önemlidir. Ayrıca, ticaret açıklığı sadece dış ticaret politikalarını değil, aynı zamanda ülkenin makroekonomik istikrarını, kurumsal kalitesini ve dışa duyarlılığını da yansıtan çok boyutlu bir yapıya sahiptir.

Ticaret açıklığı, uzun süredir ülkelerin ekonomik büyüme süreçlerini etkileyen temel faktörlerden biri olarak incelenmekte ve çoğu zaman ekonomik büyüme üzerindeki çıktıları modellenmektedir. Bu çalışmalarda ticaret politikalarının serbestleştirilmesinin, kaynak tahsisini iyileştirdiği, rekabeti artırdığı ve teknoloji transferi gibi kanallarla toplam faktör verimliliğini artırdığı varsayılmaktadır (Grossman ve Helpman, 1993; Edwards, 1998). Ancak Rodriguez ve Rodrik (2000), bahsi geçen varsayımların çoğunlukla sorgulanmadan kabul edildiğini, ticaret açıklığını doğrudan büyümenin belirleyicisi gibi konumlandırmanın ise şüpheli olduğunun altını çizmektedir. Özellikle kullanılan açıklık göstergelerinin çoğu zaman farklı ekonomik sorunlarla birlikte hareket ettiği, dolayısıyla ticaret açıklığının gerçekten büyümeyi mi etkilediği, yoksa kötü makroekonomik performansın bir yansıması mı olduğu sorusunun yanıtı olmadığı vurgulanmaktadır (Sachs, Warner, Åslund and Fischer, 1995; Dollar, 1992). Ayrıca, temel eksiklikler arasında, büyüme modellerinde ticaret açıklığının sıklıkla dışsal ve bağımsız bir politika tercihi olarak modellenmesi, fakat açıklığın kendisinin ülkenin enflasyon, doğrudan yabancı yatırımlar, kurumsal yapı ve genel makroekonomik istikrar gibi faktörlerden etkilenen endojen bir değişken olabileceği hususu da mevcuttur (Ben-David, 1993; Frankel ve Romer, 2017; Harrison, 1996). Dolayısıyla, literatürde hâkim olan tek yönlü ve ticaret açıklığının ekonomik büyümeyi yönlendirdiği varsayımı, ticaret açıklığının oluşum sürecine yönelik mühim bir boşluk bırakmaktadır: Ticaret açıklığı neyin sonucudur? Hangi ekonomik veya yapısal koşullar bir ülkenin dışa açıklığını artırmakta yahut sınırlamaktadır? Bu çerçevede ele alındığında, açıklığın salt bir belirleyici değil, belirlenen bir sonuç olarak tartışılması gerektiği de göz ardı edilemeyecek bir argüman olarak karşımıza çıkmaktadır. Açıklığın büyümeyi hangi kanallar aracılığıyla etkilediği kadar, hangi koşullar altında ve hangi ekonomik yapıların etkisiyle açıklığın ortaya çıktığı da ekonomik analiz süreçleri açısından önemlidir (Rodriguez ve Rodrik, 2000).

Bu çalışmada, bahsi geçen boşlukları doldurabilmek amacıyla, diğer ülkelere nazaran makroekonomik göstergelerinin daha istikrarlı, kurumsal yapının güçlülüğü ve veri kalitesinin daha iyi olması dolayısıyla gelişmiş ekonomilerde ticaret açıklığını etkileyen değişkenlere odaklanılmaktadır.

Araştırmanın devamı şu şekilde organize edilmiştir: İkinci bölümde, ticari açıklığın doğrudan yabancı yatırımlar, enflasyon oranı ve ekonomik büyüme ile ilişkilerini ele alan mevcut literatür kapsamlı biçimde incelenmektedir. Üçüncü bölümde, çalışmada kullanılan ekonometrik yöntemler ayrıntılı olarak tartışılmaktadır. Dördüncü bölümde, elde edilen ampirik bulgular sunulmakta; beşinci bölümde ise genel sonuçlar ve değerlendirmeler yer almaktadır.

2. Literatür Taraması

Ampirik çalışmalara dayanan literatür doğrudan yabancı yatırımlar, enflasyon oranı, ekonomik büyüme ve ticaret açıklığı arasındaki ilişkiye dair çeşitli bulgular ortaya koymaktadır. Bu faktörler arasındaki ilişkiyi incelemek için literatür üç bölümde ele alınmıştır. İlk bölümde, ticaret açıklığı ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye odaklanılmaktadır. İkinci bölüm, doğrudan yabancı yatırımlar ile ticaret açıklığı arasındaki bağlantıyı ve son bölüm ise enflasyon ile ticaret açıklığı arasındaki ilişki incelemektedir.

2.1. Ticaret Açıklığı ve Ekonomik Büyüme

Ticaret açıklığının ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin ampirik sonuçları kesin olmasa dahi bu ilişkiyi inceleyen geniş bir literatür mevcuttur. Ticaret açıklığı ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye dair en temel hipotez, ticaret açıklığının büyümeyi tetiklediğini savunmaktadır. Bu görüşe göre, artan dışa açıklık ihracatı teşvik ederek döviz gelirlerini artırmakta, üretim girdilerine erişimi kolaylaştırmakta ve ölçek ekonomilerinden yararlanma imkânı sağlayarak ekonomik büyümeyi desteklemektedir (Huchet-Bourdon, Huchet-Bourdon, Le Mouël, ve Vijil, 2017; Keho, 2017). Bu akışta dış ticaretin

serbestleşmesi, teknolojik yayılım ve rekabet aracılığıyla verimliliği artırmaktadır (Pradhan ve Arvin, 2015). Ancak literatürde yalnızca açıklığın büyümeye etkisi değil, aynı zamanda büyümenin açıklığı belirleyebileceği yönünde de bulgular bulunmaktadır (Rodriguez ve Rodrik, 2000). Bu kapsamda, ekonomik genişlemenin üretkenlik artışı ve yatırım getirilerinde iyileşme yarattığı, bunun da ülkeyi küresel değer zincirinde daha cazip hale getirdiği ifade edilmektedir. Söz konusu karşılıklı etkileşim literatürde “geri besleme hipotezi” olarak tanımlanmakta ve ticaret açıklığı ile büyüme arasındaki çift yönlü nedenselliğe vurgu yapılmaktadır (Arvin ve ark., 2021). Dollar (1992), Sachs ve ark. (1995), Harrison (1996), Edwards (1998), Frankel ve Romer (2017), Ezeani (2013), Tahir ve Khan (2014), Tahir ve Azid (2015) çalışmalarında, ticaret açıklığının ekonomik büyüme üzerindeki olumlu etkisini tartışmıştır. Benzer şekilde, Andersen ve Babula (2008) da uluslararası ticaret ile ekonomik büyüme arasında muhtemel bir pozitif ilişki olduğunu ifade etmektedir. Ancak bu yazarlar, gelişmekte olan ülkelerin ticaret serbestleşmesi yoluyla verimlilik artışı sağlayabilme kapasiteleri ve ampirik çalışmalarda endojenlik ile ölçüm sorunlarının nasıl ele alındığı konularının da önemli olduğunu vurgulamaktadırlar. Marelli ve Signorelli (2011), araç değişken yaklaşımı ve iki aşamalı en küçük kareler (EKK) yöntemi kullanarak Hindistan ve Çin gibi iki yükselen ekonomide ticaret açıklığı ile ekonomik büyüme arasındaki temel ilişkiyi incelemiş ve ticaret açıklığının ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi olduğunu bulmuşlardır. Brückner ve Lederman (2012)’de benzer bulgulara işaret ederek, ticaret açıklığındaki artışların hem kısa hem de uzun dönemde ekonomik büyümeyi olumlu yönde etkilediğini ifade etmiştir. Gries ve Redlin (2012) ise 158 ülkenin 1970-2009 dönemine ait verilerini kullanarak Genişletilmiş Momentler Yöntemi (GMM) ile yaptıkları analiz sonucunda, uzun dönemde açıklığın büyümeyi arttırdığını ifade etmişlerdir. Tahir, Ruiz Estrada, Khan ve Afridi (2016), 1971-2011 dönemine ait SAARC üyesi ülkeleri kapsayan çalışmalarında, makroekonomik belirleyicilerin ticaret açıklığı üzerindeki etkisini incelemiştir. Panel veri analizi yöntemlerinden faydalanan çalışmada iki aşamalı EKK yöntemi kullanılmıştır. Bulgular, kişi başına düşen GSYİH ile fiziksel ve beşeri sermaye yatırımlarının ticaret açıklığını pozitif yönde etkilediğini gösterirken; işgücü büyüklüğü ve döviz kurunun açıklık üzerinde negatif etkiler yarattığını göstermektedir.

Ticaret açıklığı ve ekonomik büyüme arasındaki nedensel ilişkileri de araştıran ampirik çalışmalar mevcuttur. Riezman, Whiteman ve Summers (1996), Cezayir, Mısır ve Tunus için Granger nedensellik testini uygulayarak ihracatın büyümeyi tetiklediğini ancak İsrail, Ürdün, Fas, Sudan ve Türkiye için böyle bir ilişkinin bulunmadığını belirtmişlerdir. Hatemi (2002), Japonya için 1960-1999 döneminde ihracat öncülüğünde büyüme hipotezini test etmiş ve Granger nedensellik testini uygulayarak ihracat ile büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik olduğunu ortaya koymuştur. Awokuse (2007) ise Bulgaristan, Çek Cumhuriyeti, Polonya ve diğer Doğu Avrupa ülkeleri için Granger ve Sims nedensellik testlerini uygulamış ve ticaretin büyümeyi tetiklediği bulgusuna ulaşmıştır. Saad (2012), Lübnan verilerini kullanarak 1970-2011 dönemini vektör hata düzeltme modeli (VECM) ve Granger nedensellik analizi ile incelemiş ve elde edilen sonuçlarda, ihracat öncülüğünde büyüme hipotezinin desteklendiği bildirilmiştir. Amadou’nun (2013) Batı Afrika Ekonomik ve Parasal Birliği ülkeleri üzerine yaptığı çalışmada, Fildişi Sahili’nde ekonomik büyümenin ticaret açıklığı üzerinde bir etkisi olmadığı görülmüştür.

Sanayileşmiş ülkelerin konu olduğu çalışmalarda daha çok çift yönlü nedensellik ilişkileri olduğu görülmektedir. Örneğin, ticari açıklık ve büyüme ilişkisini nedensellik analizi çerçevesinde ve G7 ülkelerinde özelinde araştıran Zeren ve Arı (2013), 1970-2011 dönemini Granger nedensellik testi kullanarak incelemiştir. Bulgular, ticaret açıklığı ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığını ortaya koymuştur. Arvin ve ark., (2021) ise bilgi ve iletişim teknolojilerinin, uluslararası ticaretin ve doğrudan yabancı yatırımların büyümenin başlıca itici güçleri arasında yer aldığını belirtmekte ve bu üç değişken arasındaki kısa ve uzun dönemli etkileşimleri analiz etmektedir. Çalışma, 1961-2019 dönemine ait G-20 ülkeleri verilerine dayalı olarak gerçekleştirilen panel Granger nedensellik testleri ile uzun dönemde ticaret açıklığı ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Diğer yandan Tahir, Hasnu ve Ruiz Estrada (2018) gibi daha güncel ampirik çalışmalarda, özellikle gelişmekte olan ülkeler için yatırım, döviz kuru, kişi başına GSYH gibi göstergelerin açıklık üzerindeki etkisi açık biçimde ortaya konmuştur. Bu bulgular, açıklığın sadece büyümeye etki eden değil, aynı zamanda büyümeden ve diğer makroekonomik göstergelerden etkilenen bir değişken olduğunu göstermiştir.

2.2. Ticaret Açıklığı ve Doğrudan Yabancı Yatırımlar

Ülkelerin iç makroekonomik koşulları çoğunlukla doğrudan yabancı yatırımlarla ilişkilendirilmiş olmasına rağmen, ticaret açıklığı üzerindeki etkisinin literatürde yeterince gözetildiği (Malik ve Malik, 2013; Zafar, 2013) ifade edilmektedir. Doğrudan yabancı yatırımların ihracat kapasitesini artırarak veya ithalatı ikame ederek dış ticaret hacmini dönüştürebileceği hususu oldukça önemlidir. Bu çerçevede, Goldberg ve Klein (1997), doğrudan yabancı yatırımların ihracatı teşvik etme, ithalat ikamesi sağlama ve ara mal ticaretini genişletme yoluyla dış ticaret hacmini artırabileceğini ifade etmektedir. Dolayısıyla, doğrudan yabancı yatırımların sadece yatırım hacmini değil, ek olarak dış ticaretin yapısını ve yönünü de etkileyebileceğinin altı çizilmiştir. Kosteletou ve Liargovas (2000), dışa açık politikaların doğrudan yabancı yatırımları ihracata dönük yatırımlar biçiminde yönlendirdiğini, bu yatırımların da hem üretim kapasitesini hem de dış pazarlara erişimi artırarak ticareti arttırabileceğini öne sürmektedirler. Böylelikle doğrudan yabancı yatırımlar, sadece bir sonuç değil, aynı zamanda dışa açıklığın bir belirleyicisi olarak da değerlendirilebilmektedir. Bu kanal üzerinden, yabancı yatırımların altyapı, üretim teknolojisi ve ihracata yönelik üretim kapasitesine yaptığı katkılar, ülkenin dış ticaret hacmini büyütmede ve sonucunda açıklık düzeyini yukarı çekebilmektedir (Tekin, 2012; Rehman ve Ding, 2020).

Diğer yandan literatürde yaygın biçimde desteklenen görüşe göre, ticaret açıklığı, ithalat ve ihracat üzerindeki kısıtları azaltarak dış yatırımcılar açısından cazip bir ortam oluşturabilir ve bu durum doğrudan yabancı yatırım girişlerini teşvik eder (Liargovas ve Skandalis, 2012; Seyoum, Vu ve Lin, 2015). Bu durumda ise doğrudan yabancı yatırımlarda artışlar meydana gelecektir. Özellikle gelişmekte olan ülkelerin ekonomik kalkınma sürecinde, doğrudan yabancı yatırımlar önemli bir dış kaynak unsuru olarak nitelendirilmiştir. Bu yatırımların ülkelerin ekonomisi üzerindeki etkileri çok boyutlu olarak tartışılmaktadır. Bu bağlamda dışa açıklık (ticaret açıklığı), DYY'nin temel belirleyicilerinden biri olarak sıklıkla ele alınmıştır. Furceri ve Borelli (2008), açık ticaret rejimlerinin yatırım kararlarını kolaylaştırdığını ve özellikle uzun vadeli sermaye akımlarını teşvik ettiğini ifade etmektedir. Benzer şekilde Asiedu (2002), ticaret açıklığının DYY üzerindeki etkisinin özellikle Sahra Altı Afrika ülkelerinde daha belirgin olduğunu ve kapalı ekonomilerin DYY açısından dezavantajlı konumda bulunduğunu ifade etmektedir. Gastanaga, Nugent ve Pashamova (1998) ise daha liberal ticaret politikalarının, yabancı yatırımcı güvenini artırarak yatırım hacmini büyüttüğünü savunmuştur. Biglaiser ve DeRouen (2006), Latin Amerika ülkeleri çalışmasında, ticaret açıklığının ve ekonomik özgürlük düzeyinin DYY üzerinde belirleyici olduğunu vurgulamaktadır. Liargovas ve Skandalis'in (2012) çalışması, 36 gelişmekte olan ülkede 1990-2008 dönemine ait panel veri setiyle gerçekleştirilmiştir. Sekiz farklı açıklık göstergesi kullanılarak yapılan analizlerde, ticaret açıklığının DYY üzerinde genel olarak pozitif ve anlamlı bir etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Ancak literatürde farklı görüşler de mevcuttur. Örnek olarak Seim'in (2009) çalışması, geçiş ekonomilerinde ticaret açıklığının DYY'yi olumsuz etkileyebileceğini ifade etmiş ve bu iki faktör arasındaki ilişkinin bağlama duyarlı olabileceğine vurgu yapmıştır. Markusen ve Maskus (2002), DYY'nin motivasyonlarına bağlı olarak ticaret açıklığının etkisinin yön değiştirebileceğini, verimlilik arayışındaki yatırımların açık rejimlerden fayda elde ederken, pazar arayışındaki yatırımların ise açıklıklardan olumsuz etkilenebileceğini ifade etmektedir. Benzer şekilde Chakrabarti (2001) ise, daha farklı bir açıdan olsa dahi ticaret açıklığı, döviz kuru, gümrük tarifeleri, büyüme oranı ve dış ticaret dengesinin de içerisinde olduğu bir dizi değişkenin, DYY ile olan ilişkisinin çok hassas olduğunu ve küçük model değişikliklerinde bile yön değiştirebilme potansiyeli olduğuna vurgu yapmıştır.

2.3. Ticaret Açıklığı ve Enflasyon İlişkisi

Ticaret açıklığı ile enflasyon arasındaki ilişki genel hatlarıyla Romer (1993) hipotezi çerçevesinde incelenmektedir. Romer (1993), dış ticarete entegre olmuş ülkelerde uygulanan genişleyici para politikalarının daha temkinli şekilde yürütüldüğünü ve doğru tasarlanmış dış ticaret stratejileriyle düşük enflasyon oranlarının sağlanabileceğini belirtmiştir. Ticaret açıklığındaki artışın enflasyon üzerinde baskılayıcı bir etkisi olduğu ve bunun da merkez bankalarının duruma göre hareket ettiği politika yapılarıyla ilişkili olduğu ifade edilmektedir. Böyle bir yapıda, para otoritesinin öngörülemez fiyat artışlarını kısa vadeli üretim kazanımları için kullanması mümkün hale gelir (Joshi ve Acharya, 2010). Ancak ekonominin dışa daha fazla açılmasıyla birlikte, beklenmedik parasal genişlemelerin yol açacağı

enflasyon maliyetleri daha ağırlaşmakta ve dolayısıyla üretim artışı beklentilerini zayıflatmaktadır. Bu sebeple, merkez bankaları öngörülemez enflasyon üzerinden ekonomik genişleme yaratma stratejilerinden uzaklaşmaktadır (Kim ve Beladi, 2005). Sonuç itibarıyla, dış ticarete entegrasyon düzeyi yükseldikçe ortalama enflasyon seviyeleri düşüş eğilimi göstermektedir. Bir başka ifadeyle, dışa açık ekonomilerde fiyat istikrarı daha güçlü bir şekilde korunmaktadır.

Ticari açıklık ile enflasyon oranları arasındaki ilişkinin yönü hususunda ortak bir görüş birliği literatürde mevcut değildir. Teorik açıdan bakıldığında, uluslararası uzmanlaşma ve ölçek ekonomilerinin üretim maliyetlerini azaltabileceği, bu kanal ile dış ticaretin dezenflasyonist sonuçlar doğurabileceği yönünde görüşler mevcuttur. Romer (1993), açıklığın arttığı ekonomilerde genişletici para politikalarının uygulanmasının zorlaştığını, çünkü yerel paranın hızlı değer kaybının iç fiyatlara da doğrudan yansarak daha açık ekonomilerde politika otoritelerini daha ihtiyatlı davranmaya zorladığını savunmaktadır. Lane (1997) ise, dışa açıklığın kısa dönem Phillips eğrisini dikleştirerek, daha düşük enflasyon oranlarına katkı sunduğunu iddia etmektedir. Benzer şekilde, Rogoff (2003) da küreselleşmenin deregülasyon ve özelleştirme süreçlerini hızlandırarak ülkelerdeki fiyat istikrarını pekiştirdiğini vurgulamaktadır. Buna karşılık bazı çalışmalarda dışa açıklığın enflasyonist etkiler yaratabileceği de dile getirilmiştir. Örneğin, Evans (2007), ithal edilen ara malların maliyetindeki artışların, para otoritesinin tekeli gücüyle birleşerek enflasyonu tetikleyebileceğini belirtmektedir. Cooke (2010) ise, dış ticaret hadlerinin tekelleşmiş fiyat yapılarıyla ilişkilendirilebileceğini ve daha açık ekonomilerde, politika otoritelerinin kısa dönem Phillips eğrisi mekanizmasına daha fazla başvurabileceğini öne sürmektedir.

Romer (1993), hipotezini test ederken 114 ülkeye ait 1973–1988 dönemi verilerini incelemiştir. Bu analizde, kişi başına düşen gelir kontrol değişkeni olarak kullanılmış ve sonuçlar, daha açık ekonomilerde dışa açıklık ile enflasyon arasında negatif bir ilişki olduğunu göstermiştir. Aynı veri kümesini kullanan Lane (1997) de benzer yönde sonuçlar elde etmiştir. Diğer yandan Terra (1998), bu ilişkiyi ülkelerin dış borçluluk düzeyine göre farklılaştırarak analiz etmiş ve yalnızca aşırı borçlu ülkelerde negatif, diğerlerinde ise pozitif yönlü etkiler olduğunu ileri sürmüştür. Romer hipotezini, Neiss (2001), Hanif ve Batool (2006), Mukhtar (2010), Güneş ve Konur (2013), Afzal, Malik, Butt ve Fatima (2013) ile Bowdler ve Malik (2017) destekleyen çalışmalar gerçekleştirmişlerdir. Diğer taraftan ise ticari açıklık ile fiyat artışı arasında pozitif ilişki bulan çalışmalar da mevcuttur. Taşçı, Esener ve Darıcı (2009), Zakaria (2010), Thomas (2012), Samimi, Ghaderi, Hosseinzadeh ve Nademi, (2012), Sahu ve Sharma (2018) gibi araştırmalarda bu yönde bulgular elde edilmiştir.

Bu çalışmada, Rodriguez ve Rodrik (2000) eleştirileri temel alınarak, ticaret açıklığının dışsal bir politika tercihi değil, makroekonomik ortamın bir yansıması olduğu varsayımı doğrultusunda bir model spesifikasyonu benimsenmiştir. Bu bağlamda doğrudan yabancı yatırımlar, enflasyon oranı ve ekonomik büyümenin, ticaret açıklığı üzerindeki etkilerini değerlendirmek suretiyle mevcut literatüre katkı sunmak amaçlanmaktadır. Ayrıca, 1990-2023 dönemi için oluşturulan panel veri seti ile 11 gelişmiş ülkenin, ticaret açıklığı büyüklükleri yalnızca ticaret açıklığının potansiyel önemini göstermekle sınırlandırılmamış aynı zamanda bahsi geçen makroekonomik faktörlerin, açıklığın seviyesinden bağımsız hareket edemeyeceği hipotezi de momentler metodu panel kantil regresyon tekniği vasıtasıyla incelenmiştir.

3. Ekonometrik Metodoloji

3.1. Panel veride yatay kesit Bağımlılığı ve Tespiti

Yatay kesit bağımlılığı, paneli oluşturan birimlerin birbirinden bağımsız olmaması, bu birimlerden birine gelen bir şoktan, tüm yatay kesit birimlerinin etkilendiğini ifade eden bir kavramdır. Özellikle ülke ekonomilerinin araştırıldığı uygulamalı araştırmalarda, ulus ekonomilerinin esasen birbiriyle ilişkili olduğu dikkate alındığında, yatay kesit bağımlılığı oldukça gerçekçi bir yaklaşımdır (Mercan, 2014). Yatay kesit bağımlılığının göz ardı edildiği durumlarda panel veri analizinde benimsenen testlerin yahut tahminleme süreçlerinin güvenilirliği zedelenmektedir (Pesaran, 2007; Pesaran, Ullah ve Yamagata, 2008). Kesitler arasındaki bağımlılık ilişkisini belirlemek üzere geliştirilmiş çeşitli testler bulunmaktadır. Breusch ve Pagan (1980) LM (BP_{LM}) testi, Pesaran ve ark. (2008) sapması düzeltilmiş LM testi ($LM_{adj.}$) ve Pesaran (2015) tarafından geliştirilen ve zayıf yatay kesit bağımlılığını sıyanan CD testi literatürde sıklıkla tercih edilen testler arasında yer almaktadır. Birbirine rakip testlerin birlikte

kullanılması, kesitler arası bağımlılığı daha sağlam bir şekilde tespit etmeye olanak vererek birim kök ve eşbütünleşme analizleri yahut regresyon modelinin tahmininin güvenilir bir süreç içerisinde işlenmesine katkıda bulunmaktadır (Guliyev ve Yerdelen Tatoğlu, 2025).

3.2. Panel Birim Kök Testleri

Zaman serilerinde olduğu gibi, panel veri analizinde de birim kök ve durağanlık analizleri önemli bir yere sahiptir. Panel birim kök testleri, zaman serileri analizinin standart birim kök testlerine göre daha yüksek istatistiki güce sahip olmaları dolayısıyla giderek daha fazla kullanılmaktadır. Panel veri analizi literatüründe birim kök testleri iki başlık altında incelenmektedir (Hurlin ve Mignon, 2007; Hurlin, 2010). Birinci nesil panel birim kök testleri, kesit birimlerinin birbirinden bağımsız olduğu varsayımına dayanır (Baltagi ve Pesaran, 2007). Ancak, birimler arasında bağımlılık söz konusuysa, birinci nesil testlerin uygulanması önemsenebilecek yanlış sonuçlar türetebilir ve testin güç ve boyut özelliklerinin dejenere olmasına sebep olur (O'Connell, 1998). Bu sınırlamaları aşmak amacıyla geliştirilen ikinci nesil testler yatay kesit bağımlılığı varsayımı altına birim kök varlığını test eder. Bu bağlamda, Pesaran (2007) tarafından önerilen CIPS testi yatay kesit bağımlılığı faktörlere dayalı modellemesi ve küçük örnek özelliklerinin güçlülüğü ile öne çıkmaktadır. Temel hipotezinde birim kök varlığını sınanan CIPS testi, Im-Pesaran-Shin (IPS) yaklaşımını kesitsel olarak genişleten bir versiyonudur. Hadri ve Kurozumi (2012) tarafından geliştirilen panel birim kök testi ise zaman serilerindeki KPSS testinin panel veri setlere uyarlanmış halidir. Testin temel hipotezinde durağanlık savı sınanmaktadır. Test sürecinde iki farklı test istatistiği hesaplanmakta ve ZA_SPC (Zivot-Andrews yapısal kırılma testi – tek kırılma, sabit terim ve trend modeli) küçük örneklemelerde, ZA_LA (Zivot-Andrews yapısal kırılma testi – tek kırılma, yalnızca sabit terim modeli) ise büyük örneklemeler için daha uygun boyut ve güç özelliklerine sahiptir. ZA_SPC, uzun dönem varyansının Philipps ve Sul (2003) yöntemiyle hesaplanan test istatistiği ve ZA_LA uzun dönem varyansın Choi (2001) ve Toda ve Yamamoto (1995) yöntemleriyle hesaplandığı test istatistikleridir (Hadri, Kurozumi ve Yamazaki, 2015).

3.3. Panel Eşbütünleşme Analizi

Durağan olmayan değişkenlerin doğrudan regresyon analizine dâhil edilmesi sahte regresyon sorununa yol açabileceği gerekçesiyle eleştirilmiştir (Granger ve Newbold, 1974). Bu sorunun üstesinden gelmek amacıyla serilerin birinci farklarının alınarak durağanlaştırılması ve fark serilerinin modele dâhil edilmesi benimsenen yaklaşımlar arasında yer alsa da bu yöntem uzun dönemli bilgi kaybı riskini beraberinde getirmekte ve değişkenler arasındaki kalıcı ilişkilerin göz ardı edilmesine neden olabilmektedir. Bu nedenle, seriler arasındaki uzun dönemli denge ilişkilerini fark almaya gerek kalmadan analiz etmeye olanak tanıyan ve düzey değerleriyle modelleyebilen eşbütünleşme kavramı geliştirilmiş ve eşbütünleşme ilişkilerinin tespitine yönelik testler önerilmiştir (Engle ve Granger, 1987; Pedroni, 2004). Westerlund'un (2008), geliştirdiği Durbin-Hausman panel eşbütünleşme testi hem grup hem de panel düzeyinde eşbütünleşme ilişkisini sınayabilmekte ve değişkenlerin durağanlık derecelerine ilişkin ön bilgi gerektirmeden, yatay kesit bağımlılığı içeren yapılar altında uzun dönemli ilişkileri test etme avantajı sunmaktadır. DH testinde kullanılan panel ve grup istatistikleri, sırasıyla otoregresif parametrenin yatay kesitler arasında homojen ve heterojen olduğu varsayımları altında türetilmektedir. Panel istatistiği temel hipotez reddedildiğinde tüm birimlerde eşbütünleşmenin varlığına, grup istatistiği reddedildiğinde ise en az bazı birimlerde eşbütünleşme ilişkisine işaret etmektedir (Westerlund, 2008). DH testine ait panel (DH_p) ve grup (DH_g) istatistikleri Westerlund (2008) tarafından aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

$$DH_p = \hat{S}_n(\tilde{\theta} - \hat{\theta})^2 \sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad \text{ve} \quad DH_g = \sum_{i=1}^n \tilde{S}_i(\tilde{\theta} - \hat{\theta})^2 \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad (1)$$

Denklem 1'de yer alan $\hat{e}_{it}^2$, hata düzeltme modeline ait denklemin kalıntılarına karşılık gelmektedir (Westerlund, 2008).

3.4. Momentler Metodu Panel Kantil Regresyon Tekniği

Koenker ve Basset'in (1978) önerdiği kantil regresyon yaklaşımı, klasik EKK metodunun yalnızca ortalamayı hedef alan teorik temeline bir alternatif olarak ortaya atılmıştır. Kantil regresyon bağımlı değişkenin çeşitli koşullu kantillerinde açıklayıcı değişkenlerin etkisini değerlendirerek, alternatifi olan EKK'ye göre daha ayrıntılı ve esnek bir süreç karşılık gelmektedir. Kantil regresyon yaklaşımının geliştirilmesiyle, bu metodolojiyi temel alan farklı yaklaşımlar da önerilmiştir. Machado ve Santos-Silva

(2019) tarafından geliştirilen momentlere dayalı kantil regresyon yöntemi, temel olarak yine kantil regresyon çerçevesini benimsemekte ancak ek olarak, sabit etkiler ve koşullu heterojenlik altında bağımlı değişkenin belirleyicileri ile bireysel sabit etkiler arasındaki kovaryans yapısını da doğru şekilde modellemeyi amaçlamaktadır. Modelde içsellik sorunu olduğunda, bir diğer ifadeyle açıklayıcı değişkenler ve bireysel etkilerin bağımsız olmaması halinde de etkindir. Lokasyon ve scale değişim çerçevesinde, momentler metodu panel kantil regresyonun koşullu kantilleri $Q_y(\tau/X)$ Denklem 2’de gösterilmektedir:

$$Y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + (\delta_i + Z'_{it}\gamma)U_{it} \quad (2)$$

Burada, $\{\delta_i + Z'_{it}\gamma > 0\} = 1$ şartını yerine getirmekte ve $(\alpha, \beta', \delta, \gamma)'$ modelde tahminlenen parametre setini ifade etmektedir. (α_i, δ_i) , $i = 1, 2, \dots, n$ sabit etkilere, Z bilinmeyen X bağımsız değişkenlerinde yer alan k -boyutlu bir vektöre karşılık gelmekte ve X modülleri i ’nin farklı biçimlerinden oluşarak Denklem 3’teki şekilde yazılmaktadır:

$$Z_l = Z_l(X), l = 1, \dots, k \quad (3)$$

X_{it} ve U_{it} sırasıyla bireysel etkiler ve zaman boyutlarının ötesinde benzer dağılıma sahip varsayılmaktadır. Sabit bir U_{it} ve X_{it} normal dağılım sergilemekte ve zaman boyutundan bağımsızdır. Machado ve Santos-Silva’nın (2019) belirttiği şekilde, U_{it} , X_{it} ’ye ortogonal olan standartlaştırılmış moment koşullarıdır ve Denklem 4’te gösterilmektedir:

$$Q_y(\tau | X_{it}) = (\alpha_i + \delta_i q(\tau)) + X'_{it}\beta + Z'_{it}\gamma q(\tau) \quad (4)$$

Denklem 4’te X_{it} bağımsız değişkenler vektörünü ifade etmekte ve bu araştırmada sırasıyla, lnFDI, lnINF ve lnGDP’ye karşılık gelmektedir. Ticari açıklık (lnTR) olan bağımlı değişken Y_{it} ’nin çeyreklik dağılımı $Q_y(\tau | X_{it})$ ile temsil edilmekte ve açıklayıcı değişkenlerin konumu olan X'_{it} üzerine kısıt getirilmektedir. Ayrıca, $X'_{it} - \alpha i(\tau) \equiv \alpha i + \delta_i q(\tau)$ eşitliği, birimler arası çeyreklik δ sabit etkilerini açığa çıkaran skaler yapıyı ifade etmektedir.

3.5. Panel Nedensellik Testi

Dumitrescu ve Hurlin (2012), Granger nedensellik testinin sonucunda ulaşılan ikili regresyonlardaki regresyon katsayılarının birimlere göre farklılaşabileceğini varsayan daha ileri bir panel nedensellik testi önermiştir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012). Heterojen panel nedensellik testi sürecinin temelinde sabit etkiler modeli mevcuttur:

$$y_{i,t} = \theta_i + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \delta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}, i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (5)$$

Bu denklemde y ve x , sırasıyla durağanlık koşuluna tabi olan bağımlı ve bağımsız değişkenleri ifade etmektedir. $\beta_i^{(k)}$ otokorelasyon katsayılarını, $\delta_i^{(k)}$ regresyon katsayılarının eğim parametrelerini, θ_i bireysel etkileri ve k gecikme uzunluğunu temsil etmektedir. İlk olarak Granger’ın (1969), ifade ettiği nedensellik tanımına göre x , y değişkeninin tahminini iyileştiriyorsa y ’nin nedenidir ve bu testte de aynı hipotez temeldedir. Farklı olarak Dumitrescu ve Hurlin (2012) testi, bu kavramı panel veriye uyarlayarak birimler arası heterojenliğe izin verir. Testin temel hipotezinde paneldeki tüm birimler için açıklayıcı değişkenin bağımlı değişkenin nedeni olmadığı ifade edilirken alternatif hipotezde bazı birimlerde nedensellik ilişkisi olduğu öne sürülmektedir. Birimlere özgü Wald istatistiklerinin çapraz kesit ortalamalarına göre W istatistiği ve sabit T ’ye sahip olan örnek grupları için standartlaştırılmış Z istatistiği ise aşağıda gösterildiği şekilde hesaplanmaktadır:

$$W_{N,T}^{HNC} = N^{-1} \sum_{i=1}^N W_{i,T} \quad \text{ve} \quad \tilde{Z}_{N,T}^{HNC} = \sqrt{\frac{N}{2K} \times \frac{T-2K-5}{T-K-3}} \times \left[\frac{T-2K-3}{T-2K-1} W_{N,T}^{HNC} - K \right] \rightarrow N(0,1) \quad (6)$$

Temel hipotez altında, her bir birimden gelen Wald istatistiği ($T \rightarrow \infty$) durumunda, k serbestlik dereceli χ^2 dağılımına yakınsamaktadır (Dumitrescu ve Hurlin, 2012).

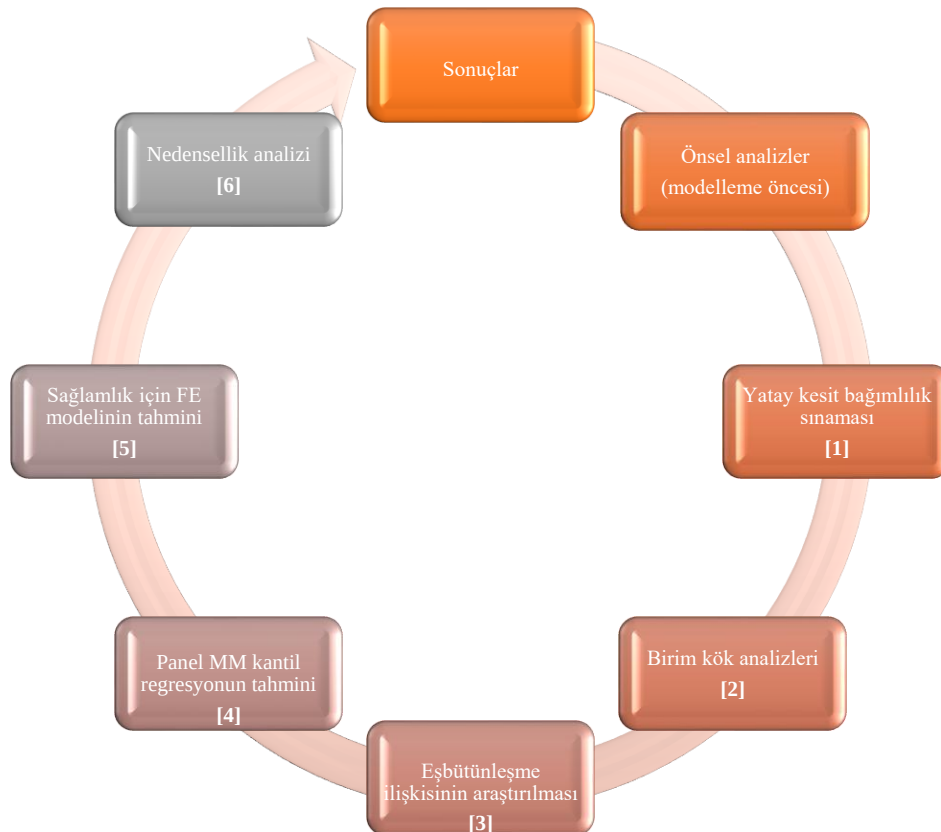
4. Veri Seti, Değişkenler ve Ekonometrik Model

Bu araştırma, 11 gelişmiş ülke (Belçika, Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, Hollanda, İsveç, İsviçre, Birleşik Krallık ve Amerika Birleşik Devletleri) ekonomisinin ticaret açıklığı (TR) ile doğrudan yabancı yatırımlar (DYY), enflasyon oranları (INF) ve ekonomik büyüme (GDP) ilişkisi 1990-2023 periyoduna ait verileri kullanarak araştırmaktadır. Araştırmada kullanılan veri seti www.theglobaleconomy.com veri tabanından derlenmiştir. Ticaret açıklığı GDP yüzdesi, enflasyon oranları tüketici fiyatları endeksindeki yüzde değişim, ekonomik büyüme GSYH'nin reel büyümesi ve doğrudan yabancı yatırımlar ise milyar ABD doları cinsindendir. Değişkenlerin birimlerinden kaynaklanan ölçüm farklılıklarını elimine etmek ve model bulgularını yüzdesel çıkarımlar üzerinden yapabilmek amacıyla değişkenlerin doğal logaritması alınmıştır. Negatif değer içeren değişkenlere ise log-modülüs dönüşümü (John ve Draper, 1980) yapılarak logaritma alma işlemi uygulanmıştır. Araştırmanın panel veri modelinin açık formu Eşitlik 7'de gösterilmektedir:

$$\ln TR_{it} = a_{0i} + a_1 \ln INF_{it} + a_2 \ln FDI_{it} + a_3 \ln GDP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Eşitlik 7'de gösterilen modelin tahmini için Şekil 1'de gösterilen analiz süreci benimsenmiştir.

Şekil 1. Ekonometrik Analiz Süreci



Kaynak: Yazar tarafından oluşturulmuştur.

4.1. Önsel Analizler

Araştırma kapsamında incelenen değişkenlerin ilgili dönem aralığındaki genel davranışları hakkında bilgi sahibi olunabilmesi amacıyla tanımlayıcı istatistikler hesaplanmış ve Tablo 1'de sunulmuştur.

Ortalama ticaret açıklığının yaklaşık olarak 73 milyar ABD doları, ortalama enflasyonun %2 civarında, ortalama doğrudan yabancı yatırımların 57 milyar dolar ve ortalama büyüme oranlarının %1.7 dolaylarında olduğu görülmüştür. Buna karşılık, ticari açıklikta en yüksek değer 192 milyar ABD doları ve en düşük 15.72 milyar ABD doları seviyeleri görülmüştür. Bu durum araştırmanın bağımlı değişkeni olan ticaret açıklığının geniş bir aralıkta değiştiğini göstermektedir. JB (Jarque–Bera normallik testi) istatistikleri incelendiğinde, tüm değişkenler için normal dağılım varsayımını ifade eden sıfır hipotezinin %1 önem seviyesinde reddedildiği görülmektedir. Böylelikle, analiz edilen tüm değişkenlerin normal dağılımdan sapmalı hareket ettiği anlaşılmaktadır.

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Ortalama	St. sapma	Medyan	En küçük gözlem	En büyük gözlem	JB istatistiği
TR	73.4233	39.7298	63.535	15.72	192.00	40.85***
INF	2.0773	1.8347	1.80	-1.40	10.40	433.1***
FDI	57.5806	104.6515	25.325	-309.01	733.83	1248***
GDP	1.7269	2.2811	1.90	-10.30	8.93	404.5***

Not: i. Değişkenlerin gerçek ortalama, minimum ve maksimum değerlerini gözlemleyebilmek amacıyla yalnızca bu aşamada değişkenlerin ham hallerine yer verilmiştir. ii. ***, %1 önem seviyesini belirtmektedir.

İki değişken arasındaki doğrusal ilişkinin yönü ve gücü korelasyon analizi ile elde edilebilmektedir. Tablo 2’de yer alan Panel A’da standart korelasyon matrisi üzerinden hesaplanan korelasyon katsayıları ve Panel B’de de kısmi korelasyon katsayıları gösterilmektedir. Standart korelasyon analizine göre lnTR ile lnINF ve lnGDP arasında pozitif yönlü korelasyon mevcutken lnFDI ile lnTR arasında negatif yönlü korelasyon söz konusudur. Diğer değişkenlerin etkisini elimine ederek hesaplanan kısmi korelasyon katsayılarında ise yine lnTR ile lnINF ve lnTR ile lnGDP arasında pozitif yönlü ilişki mevcutken lnTR ve lnFDI arasında negatif yönlü korelasyon bulunmaktadır.

Tablo 2: Korelasyon Analizinin Sonuçları

Panel A. Standart korelasyon katsayıları					Panel B. Kısmi korelasyon katsayıları		
Değişkenler	lnTR	lnINF	lnFDI	lnGDP	Değişkenler	lnTR	
lnTR	1				lnINF	0.0562	
lnINF	0.1538	1			lnFDI	-0.2600	
lnFDI	-0.1046	0.0221	1		lnGDP	0.0932	
lnGDP	0.1358	0.1432	0.1359	1			

4.2. Ampirik Bulgular

4.2.1. Yatay Kesit Bağımlılığın Test Edilmesi

Araştırmada benimsenen analiz sürecine yönelik akışı gösteren Şekil 1’in panel veri analizine özgü olan ilk adımlarını gerçekleştirmek üzere yatay kesitsel bağımlılık testleri uygulanmaktadır. Tablo 3, yatay kesit bağımlılık testlerinin sonucunu göstermektedir. lnTR, lnFDI ve lnINF değişkenleri arasında yatay kesit bağımsızlığını öne süren temel hipotezinin güçlü bir şekilde reddedildiğini göstermektedir. Çünkü, BP_{LM} testi ve $LM_{adj.}$ testi sonuçlarında sıfıra yakın olasılık değerleri üretildiği görülmüştür. Ayrıca, CD testinde hesaplanan ve 1’e yakın yüksek alfa değerleri de ülkeler arası güçlü bir korelasyonun varlığına işaret etmektedir. Diğer yandan lnGDP değişkeninde BP_{LM} ve CD testleri yatay kesit bağımlılık yönünde olasılık değerleri üretirken $LM_{adj.}$ testi ise yatay kesit bağımlılık yokluğu hipotezini reddedememiştir. Bu aşamada iki testin çoğunluğu dikkate alınarak yatay kesit bağımlılığın var olduğu yönünde bir karar verilmiştir. Yatay kesit bağımlılığının var olması, panel veri setinde yer alan her bir ülkenin analiz yönünden bağımsız bir grup olarak ele alınamayacağını göstermektedir. Bu nedenle bir sonraki aşamada yer alan birim kök araştırması aşamasında, kesitsel bağımlılığı dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testleri kullanılarak birim kök analizlerinin gerçekleştirilmesi gerekmektedir.

Tablo 3: Yatay Kesit Bağımlılık Testlerinin Sonuçları

Variables	Breusch-Pagan (1980) LM testi	Pesaran ve ark. (2008) LM _{adj.} testi	Pesaran (2015) CD testi
lnTR	1230.504***	22.926***	32.65***(<i>a</i> =1.0062)
lnFDI	190.7207***	3.188***	6.33*** (<i>a</i> =0.6133)
lnINF	880.3997***	5.551***	28.98***(<i>a</i> =1.0060)
lnGDP	983.4794***	-1.049	30.88***(<i>a</i> =1.0062)

Not: i. ***, %1 önem seviyesini belirtmektedir. ii. Parantez içindeki değerler CD testine ait “a” parametreleridir.

4.2.2. Birim Kök Araştırmaları

Panel regresyon modelini tahmin etme aşamasından önce değişkenlerin durağanlığını belirlemek amacıyla panel birim kök testi uygulanmaktadır. Zira bir seri, zaman içinde sabit olmayan bir ortalama ve varyans sergiliyorsa, durağan olmadığı kabul edilir ve bu değişken ya da değişkenlerin regresyonu yanlışçı regresyon sonuçlarına yol açabilir (Granger ve Newbold, 1974). Bu sorunun önüne geçmek ve sağlam sonuçlara ulaşabilmek için küçük örnek özellikleri güçlü olan CIPS ve HK testi kullanılmış ve sonuçları Tablo 4 ve Tablo 5’te gösterilmiştir.

Tablo 4: CIPS Panel Birim Kök Testinin Sonuçları

Değişkenler	CIPS istatistiği Sabitli	CIPS istatistiği Sabitli & trendli
lnTR	2.136	2.132
ΔlnTR	-4.535***	-4.564***
lnFDI	-3.515***	-4.224***
lnINF	-3.935***	-4.061***
lnGDP	-3.707***	-3.726***

Not: i. *** %1 , ** %5 ve * %10 önem seviyelerini belirtmektedir. ii. Gecikme uzunluğu “1” olarak alınmıştır. iii. “Δ” birinci fark alma işlemini göstermektedir.

CIPS testinin bulgularına göre, %1 önem seviyesinde, lnFDI, lnINF ve lnGDP değişkenlerinde birim kök varlığını ifade eden temel hipotez reddedilmektedir. Diğer yandan lnTR değişkeni için birim kök temel hipotezi düzey değerlerde reddedilemezken birinci farklarda reddedilmektedir. Tablo 5’te HK testinin sonuçları paylaşılmıştır. %1 önem seviyesinde, lnGDP ve lnFDI değişkenleri için durağanlık temel hipotezi reddedilememektedir. Buna karşılık, lnTR ve lnINF değişkenlerinin düzey değerleri için durağanlık hipotezi reddedilirken bu değişkenlerin birinci farkları için durağanlık hipotezi reddedilememektedir. Sonuç olarak, birim kök testleri sonuçları doğrultusunda düzeyde ve birinci farklarda durağan değişkenlerin birlikte var olduğu anlaşılmıştır.

Tablo 5: HK Panel Birim Kök Testinin Sonuçları

Değişkenler	ZA_SPC istatistiği Sabitli	ZA_LA Sabitli	ZA_SPC istatistiği Sabitli & trendli	ZA_LA Sabitli & trendli
lnTR	3.4975***	3.4708***	2.5391***	2.6257***
ΔlnTR	-1.7700	-1.5062	-1.1120	-1.2508
lnFDI	-1.0243	-0.9401	-0.4784	-0.2664
lnINF	0.6453	0.8020	1.8665**	1.9876**
ΔlnINF	-2.2466	-1.8498	-1.4192	-0.4420
lnGDP	-1.7176	-1.9031	-0.8718	-1.4579

Not: *** %1 , ** %5 ve * %10 önem seviyelerini belirtmektedir. ii. Gecikme uzunluğu “1” olarak alınmıştır. iii. “Δ” birinci fark alma işlemini göstermektedir.

4.2.3. Eşbütünleşme İlişkisinin Araştırılması

Araştırmanın bu aşamasında farklı dereceden bütünleşik değişkenlerin varlığında uygulanabilen Westerlund (2008) panel eşbütünleşme testine başvurularak eşbütünleşme ilişkileri araştırılmıştır. Tablo 6’da panel eşbütünleşme testinin sonuçları gösterilmektedir. Durbin-h panel ve durbin-h grup istatistiklerinin her ikisine göre de eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden temel hipotez %1

önem seviyesinde reddedilmektedir. Bu bağlamda, uzun dönemde ticaret açıklığı ile doğrudan yabancı yatırımlar, enflasyon oranları ve ekonomik büyüme arasında eşbütünleşme ilişkisi mevcuttur.

Tablo 6: Westerlund (2008) Panel Eşbütünleşme Testinin Sonuçları

Durbin-h panel istatistiği (Olasılık)		Durbin-h grup istatistiği (Olasılık)	
13.647***	(0.0000)	11.328***	(0.0000)

Not: ***, %1 önem seviyesini belirtmektedir.

4.2.4. Panel Kantil Regresyon Modelinin Tahmini

Araştırmanın bu aşamasına kadar, denklem 7’de tanıtılan modelin değişkenlerinin normal dağılmadığı ve asimetri sorununa maruz kaldığı, farklı dereceden bütünsel değişkenlerin birlikte var olduğu görülmüş ve ardından eşbütünleşme ilişkileri araştırılmıştır (bkz. Şekil 1). Tüm bu bulguların regresyon tahmini aşamasında göz ardı edilmemesi önemlidir. Çünkü varsayımlarının yerine getirilmesi halinde güvenilir bulgular sağlayan standart EKK ya da EKK tipi regresyonlara dayalı tahmin işlemleri ortalamaya dayanan hesaplama süreçlerini benimsemektedir. Ancak bu aşamaya kadar yapılan önsel analizler, değişkenlerin ortalamaya dayalı tahminlerinin, tüm dağılımı temsil etme gücünün sınırlı olabileceğine işaret etmiştir. Bu bağlamda, değişkenlerin dağılımsal özellikleri dikkate alındığında kantil regresyon uygulamalarının gerekliliği ortaya çıkmış ve bu çalışmada ise kantil regresyonun farklı bir versiyonu olan ve Machado ve Santos-Silva’nın (2019) momentler metodu tekniği ile regresyon tahmini yapılmıştır. Momentler metodu tekniği, aşağıda sıralanan özellikleri dolayısıyla araştırmanın kapsamına uygundur: i. Momentler metodu da kantil regresyon ailesindendir ve kantil regresyon modelleri genel olarak uç değerlerden daha az etkilenmektedir. Böylelikle dağılımın uç noktalarında güvenilir tahminler yapılmasını sağlar ve veri setinin anormalliklerden kaynaklı sapmalar minimuma indirgenir. ii. Momentler metodu çoklu sabit etkileri modelleme sürecine dâhil edebildiği için standart kantil regresyon yapılarına göre daha esnektir. Bireysel veya grup seviyesinde değişmeyen özelliklerin etkisi izole edilerek daha doğru sonuçlar elde edilebilir. iii. GMM temelinde tahminleme yaparak küçük örneklem boyutlarında etkinliği sağlar. iv. Kantil regresyon özelliklerini de taşıması dolayısıyla verinin tüm dağılımını inceleyebilir. Bu özelliği sayesinde, doğrudan yabancı yatırımlar, enflasyon oranları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin farklı ticari açıklık seviyelerinde ticari açıklık üzerindeki etkisini gözlemlemeye imkân verir.

Tablo 7: Momentler Metodu Panel Kantil Regresyon Sonuçları

Bağımlı Değişken: LTR								Kantiller			
Değişkenler	Location	Scale	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50(LAD)	0.60	0.70	0.80	0.90
Sabit terim	4.0280**	0.4333**	3.3015**	3.5026**	3.8034**	3.9135**	4.0354**	4.1705***	4.3177**	4.5825**	4.7876***
Standart hata	0.1005	0.0465	0.1474	0.1485	0.1242	0.1100	0.1023	0.0978	0.0967	0.0882	0.0823
t istatistiği	40.10	9.31	22.40	23.58	30.63	35.58	39.46	42.64	44.66	51.98	58.19
Olasılık	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
lnINF	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	0.2689**	0.1247**	0.4779**	0.4201**	0.3335**	0.3018**	0.2667**	0.2278***	0.1855*	0.1093	0.0503
Standart hata	0.0794	0.0339	0.1092	0.1038	0.0890	0.0835	0.0797	0.0773	0.0766	0.0765	0.0797
t istatistiği	3.39	-3.68	4.38	4.05	3.75	3.61	3.35	2.95	2.42	1.43	0.63
Olasılık	0.0010	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0010	0.0030	0.0150	0.1530	0.5280
lnGDP	0.1580**	0.0055	0.1488	0.1514*	0.1551*	0.1565*	0.1581**	0.1598***	0.1616**	0.1650**	0.1675**
Standart hata	0.0572	0.0325	0.0912	0.0795	0.0648	0.0606	0.0570	0.0546	0.0540	0.0585	0.0659
t istatistiği	2.76	0.17	1.63	1.90	2.40	2.58	2.77	2.93	2.99	2.82	2.54
Olasılık	0.0060	0.8660	0.1030	0.0570	0.0170	0.0100	0.0060	0.0030	0.0030	0.0050	0.0110
lnFDI	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	0.0944**	0.0302**	0.1450**	0.1309**	0.1100**	0.1023**	0.0939**	0.0844***	0.0742**	0.0558**	-0.0415***
Standart hata	0.0121	0.0069	0.0200	0.0177	0.0143	0.0129	0.0120	0.0115	0.0116	0.0123	0.0132
t istatistiği	-7.82	4.37	-7.26	-7.39	-7.70	-7.92	-7.80	-7.33	-6.41	-4.52	-3.14
Olasılık	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0020

Not: i. ***, %1 , ** 5% ve * 10% önem seviyelerini belirtmektedir. ii. Location (konum) ve Scale (ölçek) parametreleri sabittir. iii. Robust standart hatalar hesaplanmıştır. iv. “LAD” medyan regresyonunu belirtmektedir.

Tablo 7’de sunulan Momentler Metodu panel kantil regresyon tahmin sonuçlarına göre, lnFDI değişkeni, ticari açıklığın tüm kantillerinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönde ilişki göstermektedir. Ticari açıklığın düşük kantillerinde, bir diğer ifadeyle ticari açıklığın en düşük olduğu durumlarda, doğrudan yabancı yatırımların etkisi maksimum seviyededir. %1’lik bir doğrudan yabancı yatırım artışı, ticari açıklığı yaklaşık olarak %0.15 azaltmaktadır. Ancak bu ilişki, orta ve yüksek kantillere geçişte giderek azalmaktadır. Medyan regresyonunda %1’lik bir doğrudan yabancı yatırım artışı ticari açıklığı yaklaşık olarak %0.09 azaltırken, üst kantillere doğru geçişte bu değer daha da azalmakta ve son kantilde %0.04’e kadar gerilemektedir. Dolayısıyla, ticari açıklığın doğrudan yabancı yatırımlara verdiği tepki aynı zamanda ticari açıklık seviyesinden de bağımsız değildir ve ticari açıklık seviyesi arttıkça doğrudan yabancı yatırımların etkisi kademesel olarak azalış göstermektedir. Tam tersi bir etki ekonomik büyüme değişkeninde söz konusudur. Ticaret açıklığının düşük olduğu kantillerde, ekonomik büyüme artışları minimum etkiye sahiptir. %1’lik ekonomik büyüme artışı en düşük kantilde yaklaşık olarak %0.15’lik bir artış etkisine sahipken, en yüksek kantile doğru bu değer giderek artmakta ve son kantilde yaklaşık olarak %0.17 olarak gerçekleşmektedir. Enflasyon artışları da ticaret açıklığını arttırmaktadır. Enflasyon artışlarının ticaret açıklığı üzerindeki maksimum etkisi, ticaret açıklığının düşük olduğu alt kantillerdedir. Buna karşılık bu etki, orta ve yüksek kantillere doğru geçildiğinde azalmaktadır. %1’lik enflasyon artışı ticaret açıklığını, en düşük kantilde yaklaşık olarak %0.48 arttırırken yüksek kantilde (0.70) bu katsayının %0.19’a kadar gerilediği görülmektedir.

4.2.4.1. DYY Negatif Açıklaması:

DYY artışlarının ticaret açıklığını düşürebileceği yönündeki bulgu, özellikle DYY’nin ithalat ikamesi, yerel üretimi destekleyici yapısı ve teknoloji transferi gibi etkileri üzerinden temellendirilebilir. Arvin ve ark., (2021), DYY’nin sadece ticaret hacmini artıran değil, aynı zamanda ticaret dinamiklerini dönüştüren noktada olduğunu da belirtmektedir. Yani, DYY her zaman ticaret açıklığını genişletici yönde değil, bazı durumlarda ithalata olan bağımlılığı azalmak suretiyle olumsuz yönde de etki etmektedir. Bu durumun birkaç olası sebebi mevcuttur:

- DYY gelişile yerli üretim artabilir ve daha önce ithal edilen ürünler artık yurt içinde üretilebilir hâle gelir. Dolayısıyla ithalat azalır ve ticaret açıklığı daralabilir.
- Yabancı yatırımlar, özellikle sanayi üretiminde teknolojik modernleşme sağladığında, yerli üretim ithalata göre daha rekabetçi hâle gelir (Arvin ve ark., 2021).
- Bazı DYY türleri ihracat kapasitesini değil, iç talebi karşılamayı hedef alabilir. Bu çerçevede ise net ihracat etkisi yaratmadığı gibi ithalatın da azalmasıyla sonuçlanabilir.
- Arvin ve ark., (2021), doğrudan yabancı yatırımların ticaret açıklığı üzerindeki etkisini değerlendirirken, bazı ülkelerde bu yatırımların dışa açıklığı artırmak yerine yerel üretim kapasitesini geliştirdiğini ve bunun sonucunda ithalatın azaldığını vurgulamaktadır. Bu durum, dışa açıklık göstergesi olan (ihracat + ithalat) / GSYH oranının teknik olarak düşmesine yol açmaktadır. Çünkü ithalat azalmaktadır.

4.2.4.2. Sabit Etkiler Modelinin Tahmini

Sabit etkileri modele dâhil eden momentler metodu panel kantil regresyon modelinden elde edilen bulguların, ortalamada sağlamlığını değerlendirebilmek amacıyla tek yönlü (birim etki) sabit etkiler modeli, modelin heteroskedastisite, otokorelasyon ve yatay kesit bağımlılık sorunlarına maruz kalması sebebiyle Driscoll ve Kraay (1998) dirençli standart hatalar ile tahminlenmiştir. Ancak standart bir panel regresyon tahmincisi (kantil regresyon metodolojisi haricinde) kullanıldığı için bu modellerin ortalamaya dayalı olduğu unutulmamalı ve doğru bir kıyaslama yapabilmek için kantil regresyonun medyan denklemiyle değerlendirilmelidir. Tablo 8, Panel A’da Driscoll-Kraay (1998) standart hatalar ile tahminlenen tek yönlü sabit etkiler modelinin tahmin sonuçları yer almaktadır.

Tablo 8: Tek Yönlü Sabit Etkiler (FE) Modelinin Tahmin Sonuçları ve Momentler Metodu Kantil Regresyon Sonuçları

Panel A. Sabit etkiler modeli					Panel B. MMQR medyan modeli			
Değişkenler	Katsayı	DK St. Hata	z İstatistiği	Olasılık	Katsayı	St. Hata	t İstatistiği	Olasılık
lnINF	0.2689***	0.0657	4.09	0.0000	0.2667***	0.0797	3.35	0.0010
lnGDP	0.1580**	0.0764	2.07	0.0460	0.1581***	0.0570	2.77	0.0060
lnFDI	-0.0944***	0.0115	-8.22	0.0000	-0.0939***	0.0120	-7.80	0.0000
Sabit terim	3.4785***	0.1384	25.14	0.0000	4.0354***	0.1023	39.46	0.0000

Not: *** 1% ve ** 5% önem seviyelerini belirtmektedir.

Sabit etkiler modelinin tahmin sonuçlarına göre, doğrudan yabancı yatırımlar, enflasyon oranları ve ekonomik büyüme, uzun dönemde ticaret açıklığını istatistiki olarak açıklamaktadır. Enflasyon oranları ve ekonomik büyümenin %1'lik artışı dış ticareti yaklaşık olarak sırasıyla %0.27 ve %0.16 arttırırken doğrudan yabancı yatırımlardaki %1'lik bir ticaret açıklığını yaklaşık olarak %0.09 azaltmaktadır. Panel B'de de kantil regresyonun medyan denkleminin sonuçları paylaşılmış ve katsayıların oldukça birbirine yakın olduğu görülmüştür. Sonuç olarak, kantil regresyondan elde edilen bulgular bu aşamada kuvvetli bir şekilde desteklenmektedir.

4.2.5. Nedensellik Analizi

Nedensellik ilişkilerini incelemek amacıyla Dumitrescu ve Hurlin (2012) heterojen panel nedensellik testi uygulanmış ve Tablo 9'da sonuçları gösterilmiştir. Bu aşamada, nedensellik testlerinde sağlanması şart olan durağanlık koşulu için lnTR ve lnINF değişkenlerine birinci fark alma işlemi uygulanarak durağanlaştırılmıştır. İkili nedensellik ilişkileri doğrultusunda, $\Delta \ln INF \rightarrow \ln FDI$, $\Delta \ln INF \rightarrow \Delta \ln TR$ ve $\ln GDP \rightarrow \Delta \ln TR$ arasında tek yönlü nedensellik ilişkilerinin var olduğuna dair kanıtlar elde edilmiştir.

Tablo 9: Dumitrescu-Hurlin Panel Nedensellik Testinin Sonuçları

Temel hipotez	W İstatistiği	Olasılık	Nedensellik	Temel hipotez	W İstatistiği	Olasılık	Nedensellik
$\ln GDP \rightarrow \Delta \ln INF$	2.8735	0.3196	Yok	$\ln FDI \rightarrow \ln GDP$	2.9868	0.2413	Yok
$\Delta \ln INF \rightarrow \ln GDP$	2.5926	0.5487	Yok	$\ln GDP \rightarrow \ln FDI$	1.7966	0.6066	Yok
$\ln FDI \rightarrow \ln INF$	2.2541	0.9020	Yok	$\Delta \ln TR \rightarrow \ln GDP$	1.2293	0.1869	Yok
$\Delta \ln INF \rightarrow \ln FDI$	4.3235***	0.0024	Var	$\ln GDP \rightarrow \Delta \ln TR$	6.4761***	0.0000	Var
$\Delta \ln TR \rightarrow \ln INF$	2.4460	0.6941	Yok	$\Delta \ln TR \rightarrow \ln FDI$	2.0471	0.8663	Yok
$\Delta \ln INF \rightarrow \Delta \ln TR$	3.4928*	0.0618	Var	$\ln FDI \rightarrow \Delta \ln TR$	3.0902	0.1935	Yok

Not: *** 1% ve ** 5% önem seviyelerini belirtmektedir.

5. Sonuç

Bu çalışmada, gelişmiş 11 ülkenin (Belçika, Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, Hollanda, İsveç, İsviçre, Birleşik Krallık ve Amerika Birleşik Devletleri) 1990-2023 dönem aralığındaki ticaret açıklığı, doğrudan yabancı yatırımlar, enflasyon oranları ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkileri panel veri analizi yöntemiyle incelenmiştir. Öncelikle, yatay kesit bağımlılığı sınaması yapılmış ve veriler arasındaki olası eşzamanlı ilişkiler değerlendirilmiştir. Daha sonra birim kök testleri ile değişkenlerin durağanlık özellikleri incelenmiş, bu sayede modelin sağlıklı tahminler yapması için gerekli ön koşullar sağlanmıştır. Eşbütünleşme ilişkisi araştırılarak uzun dönemli denge ilişkileri analiz edilmiştir. Ardından, panel momentler metodu kullanılarak model parametrelerinin tutarlı ve etkili tahminleri elde edilmiştir. Ayrıca, sabit etkiler (FE) modeli ile bireysel heterojenliklerin kontrolü sağlanmıştır. Son olarak, nedensellik analizi ile değişkenler arasındaki nedensel ilişkiler tespit edilmiştir (Bknz. Şekil 1).

Araştırmanın ilk ampirik bulguları, ticaret açıklığının uzun dönemde doğrudan yabancı yatırımlar, enflasyon oranları ve ekonomik büyüme ile eşbütünleşik bir yapıya sahip olduğunu göstermektedir. Momentler metodu kullanılarak gerçekleştirilen panel kantil regresyon sonuçlarına göre, doğrudan

Önerilen Atıf /Suggested Citation

Kadoğlu Aydın, G., 2025, Doğrudan Yabancı Yatırımlar, Enflasyon ve Büyümenin Ticaret Açıklığı Üzerindeki Asimetrik Etkileri: Gelişmiş Ülkelerde Panel Kantil Regresyon Yaklaşımı, *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 60(4), 4266-4286.

yabancı yatırımlar tüm kantil düzeylerinde istatistikî açıdan anlamlı ve negatif yönlü bir etkiye sahiptir. Ancak, ticaret açıklığının düşük seviyelerinde bu etki daha güçlü bir biçimde ortaya çıkmaktadır. Enflasyon oranlarının etkisi dağılımın alt kantillerinde en yüksek düzeydeyken, daha üst kantillere çıkıldıkça azalış eğilimine girmektedir. Ekonomik büyümenin etkisi ise ters yönlü bir yapıda olmakla birlikte ticaret açıklığının düşük olduğu kantillerde daha zayıfken, üst kantillere doğru etkisi giderek artmaktadır. Momentler metodu panel kantil regresyon sonuçları, hem dağılımsal asimetriyi göz önünde bulundurması hem de sabit etkileri modelleme kapasitesi sayesinde geleneksel ortalamaya dayalı modellerden farklılaşmaktadır. Bu doğrultuda, kantil regresyonun medyan denklemiyle karşılaştırıldığında sabit etkiler modelinden elde edilen sonuçlar yön ve büyüklük bakımından yüksek düzeyde örtüşmektedir. Ayrıca panel nedensellik testinden elde edilen bulgular, enflasyon oranları ve ekonomik büyümeden ticaret açıklığına ve enflasyondan doğrudan yabancı yatırımlara doğru tek yönlü nedensellik ilişkilerinin varlığına işaret etmektedir.

Bu çalışma, gelişmiş ekonomilerde doğrudan yabancı yatırımların ticaret açıklığı üzerinde kayda değer yapısal etkiler taşıdığını ortaya koymaktadır. Özellikle, DYY'nin ticaret açıklığının düşük olduğu kantil düzeylerinde negatif ve belirgin bir etkiye sahip olduğu gözlemlenmiştir. Bu durum ise yerel üretimin güçlendirilmesi ve ithalat bağımlılığının azaltılmasıyla açıklanabilir. Benzer şekilde, Borensztein ve ark. (1998) ile Alguacil ve ark. (2011) çalışmalarında da DYY'nin ekonomik yapıyı dönüştürerek ithalatı ikame edici etkiler gösterebileceği vurgulanmaktadır. Bununla birlikte, enflasyon ve ekonomik büyümenin ticaret açıklığı üzerindeki etkileri kantil düzeyinde farklılık arz etmekte olup, bu asimetric etkileşimler politika yapıcıların para ve maliye politikalarını daha hassas ve kantil duyarlı bir şekilde biçimlendirmelerini gerektirmektedir (Bahmani-Oskooee ve Kara, 2005; Lee ve Chang, 2008).

Elde edilen bulgular, DYY teşviklerinin yalnızca sermaye akışı sağlama işleviyle sınırlı kalmayıp, dış ticaret dengesini yapısal olarak etkileyebileceğine işaret etmektedir. Bu bağlamda, politika yapıcıların yatırım teşvik politikalarını geliştirirken DYY'nin ithalat ikamesi potansiyelini dikkate alarak sektörel önceliklendirme yapması büyük önem taşımaktadır (Aizenman ve Noy, 2006). Ayrıca, makroekonomik değişkenlerin ticaret açıklığı üzerindeki dağılıma bağlı farklı etkilerinin göz önünde bulundurulması, sürdürülebilir dış ticaret ve büyüme politikalarının oluşturulmasında temel bir gereklilik olarak ortaya çıkmaktadır. Momentler metodu panel kantil regresyon yaklaşımını kullanarak, değişkenler arasındaki ilişkileri yalnızca ortalama etkilerle sınırlı bırakmayıp, dağılımın farklı kesimlerinde nasıl farklılaştığını ortaya koymaktadır. Bu yöntem, özellikle ekonomik büyüme ve enflasyonun ticaret açıklığı üzerindeki etkilerinin kantil bazında yön ve büyüklük açısından değiştiğini gözler önüne sermektedir. Bu yönüyle, geleneksel ortalamaya dayalı modellerin göz ardı ettiği asimetric yapıları açığa çıkarmakta ve literatüre önemli katkılar sunmaktadır. Ayrıca, momentler metodu panel kantil regresyon yaklaşımının tercih edilmesi, ticaret politikalarının ve makroekonomik düzenlemelerin daha etkin ve hedefe yönelik tasarlanabilmesine olanak tanıyan değerli bir analiz aracı olarak öne çıkmasını sağlamıştır. Bu yönüyle çalışma, gelecekte yapılacak araştırmalar için hem yöntemsel hem de içerik bakımından zenginleştirici bir başlangıç noktası sunmaktadır.

Kaynaklar

- Afzal, M., Malik, M. E., Butt, A. R., & Fatima, K. (2013). Openness, Inflation and Growth Relationships in Pakistan: An Application of ARDL Bounds Testing Approach. *Pakistan Economic and Social Review*, 13-53. <http://www.jstor.org/stable/24398826>
- Aizenman, J., & Noy, I. (2006). FDI and Trade—Two-Way Linkages?. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(3), 317-337. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2006.02.004>
- Amadou, A. (2013). Is There a Causal Relation Between Trade Openness and Economic Growth in the WAEMU Countries?. *International Journal of Economics and Finance*, 5(6), 151-156. <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v5n6p151>
- Andersen, L., & Babula, R. (2008). The Link Between Openness and Long-Run Economic Growth. *Journal of International Commerce & Economics*, 2, 31.
- Arvin, M. B., Pradhan, R. P., & Nair, M. (2021). Uncovering Interlinks Among ICT Connectivity and Penetration, Trade Openness, Foreign Direct Investment, and Economic Growth: The Case of the

- G-20 Countries. *Telematics and Informatics*, 60, 101567. <https://doi.org/10.1016/j.tele.2021.101567>
- Asiedu, E. (2002). On the Determinants of Foreign Direct Investment to Developing Countries: If Africa Different?. *World Development*, 30, 107–119. [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(01\)00100-0](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(01)00100-0)
- Awokuse, T. O. (2007). Causality Between Exports, Imports, and Economic Growth: Evidence From Transition Economies. *Economics Letters*, 94(3), 389-395. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2006.08.025>
- Bahmani-Oskooee, M., & Kara, O. (2005). Income and Price Elasticities Of Trade: Some New Estimates. *The International Trade Journal*, 19(2), 165-178. <https://doi.org/10.1080/08853900590933125>
- Baltagi, B. H., & Pesaran, M. H. (2007). Heterogeneity and Cross-Section Dependence in Panel Data Models: Theory and Applications Introduction. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 229-232. <https://doi.org/10.1002/jae.955>
- Ben-David, D. (1993). Equalizing Exchange: Trade Liberalization and Income Convergence. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 653-679. <https://doi.org/10.2307/2118404>
- Biglaiser, G., & Derouen, K. (2006). Economic Reforms and Inflows of Foreign Direct Investment in Latin America. *Latin American Research Review*, 41(1), 51–75. <https://doi.org/10.1353/lar.2006.0001>
- Borelli, S., & Furceri, D. (2008). Foreign Direct Investments and Exchange Rate Volatility in the EMU Neighbourhood Countries. Available at SSRN 1215200.
- Bowdler, C., & Malik, A. (2017). Openness and Inflation Volatility: Panel Data Evidence. *The North American Journal of Economics and Finance*, 41, 57-69. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2017.03.008>
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Brückner, M., & Lederman, D. (2012). Trade Causes Growth in Sub-Saharan Africa. World Bank Policy Research Working Paper, (6007).
- Chakrabarti, A. (2001). The Determinants Of Foreign Direct Investments: Sensitivity Analyses of Cross-Country Regressions. *Kyklos*, 54(1), 89-114. <https://doi.org/10.1111/1467-6435.00142>
- Choi, In, (2001). Unit Root Tests for Panel Data. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, Vol. 20(2), Pages 249-272. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)00048-6](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00048-6)
- Cooke, D. (2010). Openness and Inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(2-3), 267-287. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2009.00287.x>
- Cuadros, A., Orts, V., & Alguacil, M. (2004). Openness and Growth: Re-Examining Foreign Direct Investment, Trade and Output Linkages in Latin America. *Journal of Development Studies*, 40(4), 167-192. <https://doi.org/10.1080/00220380410001673238>
- Dollar, D. (1992). Outward-Oriented Developing Economies Really Do Grow More Rapidly: Evidence From 95 LDCs, 1976-1985. *Economic Development and Cultural Change*, 40(3), 523-544.
- Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation With Spatially Dependent Panel Data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549-560. <https://doi.org/10.1162/003465398557825>
- Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger Non-Causality in Heterogeneous Panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>
- Edwards, S. (1998). Openness, Productivity and Growth: What Do We Really Know?. *The Economic Journal*, 108(447), 383-398. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00293>

- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Evans, R. W. (2007). Is Openness Inflationary? Imperfect Competition and Monetary Market Power. Globalization and Monetary Policy Institute, Federal Reserve Bank of Dallas, GMPI Working Paper, (1). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1083303>
- Ezeani, E. (2013). WTO Post Doha: Trade Deadlocks and Protectionism. *Journal of International Trade Law and Policy*, 12(3), 272-288. <https://doi.org/10.1108/jitlp-05-2013-001>
- Frankel, J. A., & Romer, D. (2017). Does Trade Cause Growth?. In *Global Trade*, Routledge. (pp. 255-276). <https://doi.org/10.4324/9781315254166>
- Gastanaga, V. M., Nugent, J. B., & Pashamova, B. (1998). Host Country Reforms and FDI Inflows: How Much Difference Do They Make?. *World Development*, 26(7), 1299-1314. [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(98\)00049-7](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(98)00049-7)
- Goldberg, L. S., & Klein, M. W. (1997). *Foreign Direct Investment, Trade and Real Exchange Rate Linkages in Southeast Asia and Latin America*, Cambridge: National Bureau of Economic Research. 6344.
- Granger, C. W. (1969). Investigating Causal Relations By Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Gries, T., & Redlin, M. (2012). Trade Openness and Economic Growth: A Panel Causality Analysis. in *International Conferences of RCIE, KIET, and APEA*, (16), 18.
- Grossman, G. M., & Helpman, E. (1993). *Innovation and Growth in the Global Economy*. MIT Press.
- Guliyev, H., & Tatoğlu, F. Y. (2025). When Did the Labor Force Replace Energy? Evidence From the Panel Data Model With Structural Breaks. *Journal of the Knowledge Economy*, 1-30. <https://doi.org/10.1007/s13132-025-02650-8>
- Gunes, S., & Konur, F. (2013). An Emprical Analysis on the Relationship Between Openness and Inflation in Turkish Economy. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi-Eskişehir Osmangazi University Journal Of Economics and Administrative Sciences*, 8(2), 7-20.
- Hadri, K., Kurozumi, E., & Yamazaki, D. (2015). Synergy Between an Improved Covariate Unit Root Test and Cross-Sectionally Dependent Panel Data Unit Root Tests. *The Manchester School*, 83(6), 676-700. <https://doi.org/10.1111/manc.12080>
- Hanif, M., & Batool, I. (2006). Openness and Inflation: A Case Study of Pakistan. University Library of Munich, Germany. <https://mp.ra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/10214>
- Harrison, A. (1996). Openness and Growth: A Time-Series, Cross-Country Analysis For Developing Countries. *Journal of Development Economics*, 48(2), 419-447. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(95\)00042-9](https://doi.org/10.1016/0304-3878(95)00042-9)
- Hatemi-J, A. (2002). Export Performance and Economic Growth Nexus in Japan: A Bootstrap Approach. *Japan and the World Economy*, 14(1), 25-33. [https://doi.org/10.1016/S0922-1425\(01\)0](https://doi.org/10.1016/S0922-1425(01)0)
- Hsiao, C. (2022). *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press. <https://www.theglobaleconomy.com/>
- Huchet-Bourdon, M., Le Mouël, C., & Vijil, M. (2018). The Relationship Between Trade Openness and Economic Growth: Some New Insights on the Openness Measurement Issue. *The World Economy*, 41(1), 59-76. <https://doi.org/10.1111/twec.12586>

- Hurlin, C. (2010). What Would Nelson and Plosser Find Had They Used Panel Unit Root Tests?. *Applied Economics*, 42(12), 1515-1531. <https://doi.org/10.1080/00036840701721539>
- Hurlin, C., & Mignon, V. (2007). Second Generation Panel Unit Root Tests.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal Of Econometrics*, 115(1), 53-74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- John, J. A., & Draper, N. R. (1980). An Alternative Family of Transformations. *Journal of the Royal Statistical Society Series C: Applied Statistics*, 29(2), 190-197. <https://doi.org/10.2307/2986305>
- Keho, Y., & Wang, M. G. (2017). The Impact of Trade Openness on Economic Growth: The Case of Cote D'Ivoire. *Cogent Economics & Finance*, 5 (1), 1332820. <https://doi.org/10.1080/23322039.2017.1332820>
- Kim, M., & Beladi, H. (2005). Is Free Trade Deflationary?. *Economics Letters*, 89(3), 343-349. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2005.06.016>
- Kosteletou, L., & Liargovas, P. (2000). Foreign Direct Investment and Real Exchange Rate Interlinkages. *Open Economies Review*, 11(2), 135-148. <https://doi.org/10.1023/A:1008383821669>
- Lane, P. R. (1997). Inflation in Open Economies. *Journal of International Economics*, 42(3-4), 327-347. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(96\)01442-0](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(96)01442-0)
- Lee, C. C., & Chang, C. P. (2008). Tourism Development and Economic Growth: A Closer Look at Panels. *Tourism Management*, 29(1), 180-192. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2007.02.013>
- Liargovas, P. G., & Skandalis, K. S. (2012). Foreign Direct Investment and Trade Openness: The Case of Developing Economies. *Social Indicators Research*, 106, 323-331. <https://doi.org/10.1007/s11205-011-9806-9>
- Lotfalipour, M. R., Montazeri, S., & Sedighi, S. (2013). Trade Openness and Inflation. Evidence From MENA Region Countries. *Petroleum-Gas University Of Ploiesti Bulletin, Technical Series*, 65(2).
- Machado, J. A., & Silva, J. S. (2019). Quantiles Via Moments. *Journal of Econometrics*, 213(1), 145-173. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2019.04.009>
- Malik, S., & Malik, Q. A. (2013). Empirical Analysis Of Macroeconomic Indicators as Determinants Of Foreign Direct Investment in Pakistan. *IOSR Journal of Business and Management*, 7(2), 77-82. <https://doi.org/10.9790/487X-0727782>
- Marelli, E., & Signorelli, M. (2011). China and India: Openness, Trade and Effects on Economic Growth. *The European Journal of Comparative Economics*, 8(1), 129.
- Markusen, J. R., & Maskus, K. E. (2002). Discriminating among Alternative Theories of the Multinational Enterprise. *Review of International Economics*, 10(4), 694-707. <https://doi.org/10.1111/1467-9396.00359>
- Mercan, M. (2014). Feldstein-Horioka Hipotezinin AB-15 ve Türkiye Ekonomisi için Sınanması: Yatay Kesit Bağımlılığı Altında Yapısal Kırılmalı Dinamik Panel Veri Analizi. *Ege Academic Review*, 14(2), 231-245.
- Mukhtar, T. (2010). Does Trade Openness Reduce Inflation? Empirical Evidence from Pakistan. *The Lahore Journal of Economics*, 15(2), 35-50.
- Neiss, K. S. (2001). The Markup and Inflation: Evidence in OECD Countries. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, 34(2), 570-587.
- O'Connell, P. G. (1998). The Overvaluation of Purchasing Power Parity. *Journal of International Economics*, 44(1), 1-19. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(97\)00017-2](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(97)00017-2)
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure. *Econometrica*, 74(4), 967-1012. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00692.x>

- 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. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pesaran, M. H. (2015). Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels. *Econometric Reviews*, 34(6-10), 1089-1117. <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623>
- Pesaran, M. H., Ullah, A., & Yamagata, T. (2008). A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence. *The Econometrics Journal*, 11(1), 105-127. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2007.00227.x>
- Phillips, P. C., & Sul, D. (2003). Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing under Cross Section Dependence. *The Econometrics Journal*, 6(1), 217-259. <https://doi.org/10.1111/1368-423X.00108>
- Pradhan, R., & Arvin, B. M. (2015). Foreign Aid, Economic Growth, FDI, and Trade Openness in Lower Middle-Income Countries: A Dynamic Panel Data Analysis. *Handbook on the Economics of Foreign Aid*, 234-254.
- Rehman, F. U., & Ding, Y. (2020). The Nexus Between Outward Foreign Direct Investment and Export Sophistication: New Evidence from China. *Applied Economics Letters*, 27(5), 357-365. <https://doi.org/10.1080/13504851.2019.1616056>
- Riezman, R. G., Whiteman, C. H., & Summers, P. M. (1996). The Engine of Growth or its Handmaiden? A Time-Series Assessment of Export-Led Growth (pp. 77-110). *Physica-Verlag HD*. <https://doi.org/10.1007/BF01205495>
- Rodriguez, F., & Rodrik, D. (2000). Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic's Guide to the Cross-National Evidence. *NBER Macroeconomics Annual*, 15, 261-325.
- Rogoff, K. (2003). Globalization and Global Disinflation. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, 88(4), 45-80.
- Romer, D. (1993). Openness and Inflation: Theory and Evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(4), 869-903. <https://doi.org/10.2307/2118453>
- Saad, W. (2012). Causality Between Economic Growth, Export, and External Debt Servicing: The Case of Lebanon. *International Journal of Economics and Finance*, 4(11), 134-143. <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v4n11p134>
- Sachs, J. D., Warner, A., Åslund, A., & Fischer, S. (1995). Economic Reform and the Process of Global Integration. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1995(1), 1-118. <https://doi.org/10.2307/2534573>
- Sahu, P., & Sharma, N. K. (2018). Impact of Trade Openness on Inflation in India: An Autoregressive Distributed Lag (ARDL) approach. SSRN. <https://ssrn.com/abstract=3154728>
- Samimi, A. J., Ghaderi, S., Hosseinzadeh, R., & Nademi, Y. (2012). Openness and Inflation: New Empirical Panel Data Evidence. *Economics Letters*, 117(3), 573-577. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.07.028>
- Seim, L. T. (2009). FDI and Openness: Differences in Response across Countries. *Chr. Michelsen Institute*, 34.
- Seyoum, M., Wu, R., & Lin, J. (2015). Foreign Direct Investment and Economic Growth: The Case of Developing African Economies. *Social Indicators Research*, 122, 45-64. <https://doi.org/10.1007/s11205-014-0679-6>
- Tahir, M., & Azid, T. (2015). The Relationship Between International Trade Openness and Economic Growth in the Developing Economies: Some New Dimensions. *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies*, 8(2), 123-139. <https://doi.org/10.1108/JCEFTS-02-2015-0004>
- Tahir, M., & Khan, I. (2014). Trade Openness and Economic Growth in the Asian Region. *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies*, 7(3), 136-152. <https://doi.org/10.1108/JCEFTS-05-2014-0006>

- Tahir, M., Hasnu, S. A. F., & Ruiz Estrada, M. (2018). Macroeconomic Determinants of Trade Openness: Empirical Investigation of SAARC Region. *Journal of Asia Business Studies*, 12(2), 151-161. <https://doi.org/10.1108/JABS-12-2015-0207>
- Tahir, M., Ruiz Estrada, M., Khan, I., & Afridi, M. A. (2016). The Role of Trade Openness for Industrial Sector Development: Panel Data Evidence from SAARC Region. *Journal of Asia Business Studies*, 10(1), 93-103. <https://doi.org/10.1108/JABS-01-2015-0007>
- Tasci, M., Esener, S. Ç., & Darici, B. (2009). The Effects of Openness on Inflation: Panel Data Estimates from Selected Developing Countries. *Investment Management and Financial Innovations*, 6(4), 28-34.
- Tekin, R. B. (2012). Economic Growth, Exports and Foreign Direct Investment in Least Developed Countries: A Panel Granger Causality Analysis. *Economic Modelling*, 29(3), 868-878. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2011.10.013>
- Thomas, C. (2012). Trade Openness and Inflation: Panel Data Evidence for the Caribbean. *The International Business & Economics Research Journal (Online)*, 11(5), 507. <https://doi.org/10.19030/iber.v11i5.6969>
- Toda, H. Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Process. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
- Westerlund, J. (2008). Panel Cointegration Tests of the Fisher Effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23(2), 193-233. <https://doi.org/10.1002/jae.967>
- Zafar, M. (2013). The Determinants of Inward FDI in SAARC Countries: Evidence from a Time Series Data Analysis. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 4(5), 105-114.
- Zakaria, M. (2010). Openness and Inflation: Evidence from Time Series Data. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11(2), 313-322.
- Zeren, F., & Ari, A. (2013). Trade Openness and Economic Growth: A Panel Causality Test. *International Journal of Business and Social Science*, 4(9).
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(1), 25-44. <https://doi.org/10.1198/073500102753410372>

Research Article

Doğrudan Yabancı Yatırımlar, Enflasyon Oranları ve Ekonomik Büyümenin Ticaret Açıklığı Üzerindeki Asimetrik Etkileri: Gelişmiş Ülkelerde Panel Kantil Regresyon Yaklaşımı

Foreign Direct Investment, Inflation Rates and the Asymmetric Effects of Economic Growth on the Trade Balance: A Panel Quantile Regression Approach in Developed Countries

Gülden KADOOĞLU AYDIN

Dr. Öğr. Üyesi, Harran Üniversitesi

Birecik Meslek Yülsekokulu

guldenka@harran.edu.tr

<https://orcid.org/0000-0003-4214-5673>

Extended Summary

Trade deficit is one of the key macroeconomic indicators that reflects a country's level of integration into the global economy and is measured by the share of foreign trade volume in national income. The trade deficit has long been studied as one of the key factors influencing countries' economic growth processes and is often modelled for its impact on growth. In these studies, it is assumed that the liberalisation of trade policies improves resource allocation, increases competition, and enhances total factor productivity through channels such as technology transfer (Grossman and Helpman, 1993; Edwards, 1998). However, Rodriguez and Rodrik (2000) emphasise that the aforementioned assumptions are often accepted without question, and that positioning trade deficit as a direct determinant of growth is questionable. In particular, it is emphasised that the deficit indicators used often move in tandem with other economic issues, leaving unanswered the question of whether trade deficit actually affects growth or is merely a reflection of poor macroeconomic performance (Sachs et al., 1995; Dollar, 1992). Additionally, among the fundamental shortcomings is the fact that trade deficit is often modelled as an exogenous and independent policy choice in growth models, whereas the deficit itself may be an endogenous variable influenced by factors such as inflation, foreign direct investment, institutional structure, and overall macroeconomic stability (Ben-David, 1993; Frankel and Romer, 2017; Harrison, 1996). Thus, the one-sided assumption prevalent in the literature that the trade deficit drives economic growth leaves a significant gap in understanding the formation process of the trade deficit: What is the trade deficit a result of? What economic or structural conditions increase or limit a country's deficit to the outside world? In this context, the argument that the deficit should be discussed not merely as a determinant but as a determined outcome cannot be overlooked. It is important for economic analysis processes not only to examine how deficit affects growth through which channels but also under what conditions and through the influence of which economic structures deficit emerges (Rodriguez and Rodrik, 2000).

In this study, to fill the aforementioned gaps, the focus is on the agents affecting the trade deficit in developed economies, which have more stable macroeconomic indicators, stronger institutional structures, and better data quality compared to other countries.

In this study, the long-term relationships between the trade deficit, economic growth, foreign direct investment, and inflation rates of 11 developed countries between 1990 and 2023 were examined using panel data analysis techniques. The initial empirical findings of the study indicate that the trade deficit exhibits a cointegrated structure with direct foreign investment, inflation rates, and economic growth in the long term. According to the results of the panel quantile regression using the moments method,

which includes quantile-sensitive estimates, direct foreign investment has a negative and statistically significant effect across all quantiles. However, this effect is more pronounced at lower levels of the trade deficit. The impact of inflation rates is most pronounced in the lower quantiles of the distribution and diminishes as the quantiles ascend. The effect of economic growth, on the other hand, is inversely related and weaker at lower levels of the trade deficit but increases as the quantiles increase. The panel quantile regression results obtained using the moments method differ from traditional average-based models due to their ability to account for distributional asymmetry and model fixed effects. In this regard, the results obtained from the fixed effects model show a high degree of overlap in terms of direction and magnitude when compared to the median equation of the quantile regression. Additionally, the findings from the panel causality test indicate the existence of one-way causality relationships from inflation rates and economic growth to the trade gap and from inflation to direct foreign investment.

The effect of foreign direct investment (FDI) in reducing the trade deficit can be attributed to the fact that such investment promotes import substitution, supports local production, and strengthens the production structure through technology transfer. Arvin, Pradhan, and Nair (2021) note that FDI is not only a factor that increases trade volume but also transforms the direction and structure of trade. In this context, the fact that some types of FDI are not export-oriented but rather aimed at meeting domestic demand may also lead to a decrease in imports and a narrowing of the trade deficit. In some countries, FDI reduces import dependency by strengthening local production capacity rather than increasing the deficit to the outside world, thereby playing a role in narrowing the trade deficit.

The findings indicate that in developed economies, foreign direct investment should not be evaluated solely as capital inflows but also as having structural effects on the trade balance. Therefore, it is important for policymakers to consider the import substitution capacity of FDI when determining sectoral priorities in the formulation of investment incentive policies. In addition, the asymmetric effects of macroeconomic variables such as inflation and growth on the trade deficit require monetary and fiscal policies to be designed in a manner sensitive to the quantile level.

The preference for the moments method of panel quantile regression contributes significantly to the literature by revealing how the relationships between variables change in different parts of the distribution, rather than being limited to average effects. In particular, the effects of economic growth and inflation, which differ in direction and magnitude across different quantiles, reveal asymmetric structures that traditional panel regression models overlook.

.