Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi, 2026, 11(3): 943-959
Journal of Research in Economics, Politics & Finance, 2026, 11(3): 943-959
Araştırma Makalesi / Research Article, https://doi.org/10.30784/epfad.1909618

BATI BALKAN ÜLKELERİNDE MAKROEKONOMİK GÖSTERGELER VE YOLSUZLUK ALGI ENDEKSİ ARASINDAKİ İLİŞKİ: SABİT ETKİLER PANEL VERİ ANALİZİ

The Relationship Between Macroeconomic Indicators and the Corruption Perceptions Index in Western Balkan Countries: A Fixed-Effects Panel Data Analysis

Adjera Alitoska KAZAZ* **Sadi UZUNOĞLU****

Anahtar Kelimeler: Yolsuzluk Algı Endeksi, Batı Balkanlar, Makroekonomik İstikrar, Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları.

JEL Kodları: D73, O52, E60, F21.

Öz

Bu çalışma, Arnavutluk, Bosna-Hersek, Kosova, Karadağ, Kuzey Makedonya ve Sırbistan'dan oluşan altı Batı Balkan ülkesinde Yolsuzluk Algı Endeksi (CPI) skorları ile seçili makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi incelemektedir. Bu çalışmanın amacı, söz konusu ilişkileri ampirik olarak değerlendirmektir. Tahmin örneklemi 2002-2024 dönemine yayılan 115 ülke-yıl gözleminden oluşmaktadır. Analizde ekonomik gelişmişlik gayrisafi yurt içi hasıla, makroekonomik istikrarsızlık enflasyon, dış sermaye kanalı ise doğrudan yabancı sermaye yatırımları aracılığıyla temsil edilmektedir. CPI skorunun yükselmesi algılanan yolsuzluğun azalması anlamına geldiğinden, tahmin edilen pozitif katsayılar daha düşük yolsuzluk algısıyla, negatif katsayılar ise daha yüksek yolsuzluk algısıyla ilişkilendirilmektedir. Analizde ülke ve yıl sabit etkilerini içeren iki yönlü sabit etkiler modeli kullanılmış, yatay kesit bağımlılığı ve otokorelasyon nedeniyle katsayılar Driscoll-Kraay dirençli standart hatalarıyla raporlanmıştır. İki yönlü sabit etkiler modelinde enflasyon katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlı iken, GSYH katsayısı istatistiksel olarak anlamlı değildir. Doğrudan yabancı sermaye yatırımlarına ilişkin bulgular ise spesifikasyona duyarlıdır. Bulgular nedensel etkilerden ziyade koşullu panel ilişkileri olarak değerlendirilmelidir.

Keywords: Corruption Perceptions Index, Western Balkans, Macroeconomic Stability, Foreign Direct Investments.

JEL Codes: D73, O52, E60, F21.

Abstract

This study examines the relationship between Corruption Perceptions Index (CPI) scores and selected macroeconomic indicators in six Western Balkan countries: Albania, Bosnia and Herzegovina, Kosovo, Montenegro, North Macedonia, and Serbia. The aim of this study is to empirically examine these relationships. The estimation sample consists of 115 country-year observations covering 2002-2024. In the analysis, economic development is represented by gross domestic product, macroeconomic instability by inflation, and the external capital channel by foreign direct investment. Since a higher CPI score indicates a lower perceived level of corruption, positive estimated coefficients are associated with lower perceived corruption, whereas negative coefficients are associated with higher perceived corruption. The analysis uses a two-way fixed-effects model with country and year effects, and because of cross-sectional dependence and autocorrelation the coefficients are reported with Driscoll-Kraay robust standard errors. In the two-way fixed-effects model, while the inflation coefficient is negative and statistically significant, the GDP coefficient is not statistically significant. The findings regarding the foreign direct investment is specification-sensitive. The findings should be interpreted as conditional panel associations rather than causal effects.

* Dr., Bağımsız Araştırmacı, Kuzey Makedonya, adjeraalitoska@gmail.com
** Prof. Dr., Trakya Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, Türkiye, uzunoglusadi@trakya.edu.tr

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 14.03.2026 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 29.08.2026

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.

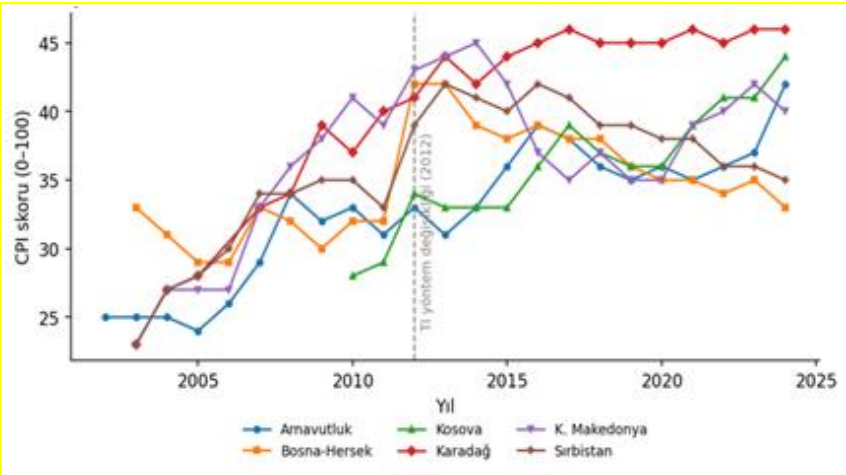
1. Giriş

Küreselleşme, modern iktisat teorisinde çoğu zaman gelişmekte olan ülkelerin gelişmiş ekonomilere yakınsamasını hızlandırabilecek bir süreç olarak değerlendirilmektedir. Sermaye hareketlerinin serbestleşmesi ve teknolojinin uluslararası yayılımı, düşük gelirli ekonomilerin refah farkını zaman içinde azaltabileceği yönünde teorik bir beklenti oluşturmuştur. Ancak tarihsel deneyimler, küreselleşmenin sunduğu fırsatların her ülkede aynı sonuçları doğurmadığını göstermektedir. Bu nedenle küresel ekonomik entegrasyonun kalkınmaya dönüşebilmesi büyük ölçüde ülkelerin kurumsal kapasitesine bağlıdır (Rodrik, 2011).

Ülkeler arasındaki refah farklılıklarını açıklama çabası zamanla fiziksel sermaye ve teknolojiden, bu unsurların etkinliğini belirleyen kurumsal yapıya yönelmiştir. Kurumsal kalite, ekonomik faaliyetlerde belirsizliği azaltarak yatırım ortamını öngörülebilir kılan temel bir unsur olarak değerlendirilmektedir. Kurumların ekonomik performans üzerindeki belirleyici rolü, tarihsel kurumsal yapıların günümüzdeki gelir farklılıkları üzerindeki kalıcı etkisini ortaya koyan ve coğrafya ile ticaret gibi etkenlerin güçlü kurumsal temellerle anlam kazandığını gösteren çalışmalarla desteklenmektedir (Acemoglu vd., 2001; Rodrik vd., 2004).

Kurumsal yapıların etkinliğini zayıflatan en önemli olgulardan biri yolsuzluktur. Yolsuzluk, kamu gücünün özel çıkarlar doğrultusunda kullanılması olarak tanımlanır ve kaynakların verimli alanlardan rant arayışına yönelmesine neden olur (Mauro, 1995). Yolsuzluğun nedenleri, sonuçları ve kapsamına ilişkin kapsamlı değerlendirmeler de bu maliyetlerin yapısal niteliğine işaret etmektedir (Tanzi, 1998). Bu sürecin yatırım kararlarını bozarak büyüme üzerinde uzun dönemli baskı oluşturduğu gösterilmiştir (Shleifer ve Vishny, 1993).

Kurumsal yapının rolü özellikle geçiş ekonomilerinde belirgindir, piyasa reformları kurumsal mekanizmalardan yoksun yürütüldüğünde kalıcı boşluklar doğurmuştur (Roland, 2002). Batı Balkan ülkelerinde de Yugoslavya sonrası dönemde devlet kapasitesinin zayıflaması ve hızlı özelleştirme, rant arayışına dayalı yapıların güçlenmesine zemin hazırlamıştır (Mungiu-Pippidi, 2006). Avrupa Birliği üyelik perspektifi önemli bir reform itkisi sağlasa da yönetişim kalitesi bakımından bölge ile Birlik ortalaması arasındaki fark sürmektedir (Sanfey vd., 2016).



Şekil 1. Ülke bazında CPI Yörüngelerini ve 2012 Yöntem Değişikliği
Kaynak: Yazar hesaplamaları, veriler Transparency International (2025).

Şekil 1, altı ülkede CPI skorlarının 2002-2024 dönemindeki seyrini göstermektedir. Skorlar genel olarak dar bir aralıkta hareket etmektedir. Çoğu ülkede 2012 sonrasında kademeli bir iyileşme görülmektedir. Karadağ dönem boyunca en yüksek skorlara yakın seyretmektedir. Bosna-Hersek ve Sırbistan'da skorlar daha durağan kalmaktadır. Şekildeki dikey çizgi, Uluslararası Şeffaflık Örgütü'nün 2012 yöntem değişikliğini göstermektedir. Bu nedenle 2012 öncesi ve sonrası değerler karşılaştırılırken dikkatli olunması gerekmektedir.

Bu bağlamda çalışma, 2002-2024 döneminde altı Batı Balkan ülkesinde Yolsuzluk Algı Endeksi skorları ile ekonomik gelişmişlik, enflasyon ve doğrudan yabancı sermaye yatırımları arasındaki koşullu panel ilişkileri incelemektedir. CPI skorunun yükselmesi algılanan yolsuzluğun azalması olarak yorumlandığından, pozitif katsayılar şeffaflığı artıran, negatif katsayılar azaltan ilişkilere karşılık gelmektedir. Çalışma, bölgeye özgü makroekonomik kanalları gösterge seçimiyle uyumlu ve sağlamlık analizleriyle desteklenen bir panel çerçevesinde ele almaktadır.

Bu çalışma, Batı Balkan ülkelerinde makroekonomik istikrar ile algılanan yolsuzluk arasındaki ilişkinin yalnızca ekonomik büyüme performansıyla açıklanamayacağını göstermektedir. Bulgular, özellikle fiyat istikrarının kurumsal kaliteyle daha güçlü bir ilişki sergilediğine işaret ederek, geçiş ekonomilerinde makroekonomik politikalar ile yönetişim reformlarının birbirini tamamlayan süreçler olduğunu ortaya koymaktadır.

Çalışmanın analiz örneklemi Arnavutluk, Bosna-Hersek, Karadağ, Kosova, Kuzey Makedonya ve Sırbistan'ın 2002-2024 dönemine ait yıllık gözlemlerinden oluşmaktadır. Altı ülke ve 23 yıllık inceleme aralığı teorik olarak 138 ülke-yıl gözlemine karşılık gelmektedir. Ancak CPI, lnGSYH, enflasyon ve Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları (DYSY) değişkenlerinin tümünün aynı ülke-yıl için birlikte mevcut olmaması nedeniyle tahminler, 115 gözlemden oluşan dengesiz panel üzerinden yürütülmüştür.

2. Literatür Taraması

Yolsuzluk algısı, ekonomik ve ekonomik olmayan çeşitli faktörlerle ilişkilendirilen, literatürde geniş bir tartışma alanına sahip bir konudur. Ekonomik gelişmişlik düzeyi, yabancı sermaye hareketleri ve makroekonomik istikrarın yolsuzluk algısının ana belirleyicileri arasında yer aldığı görülmektedir. Bu çalışma, yolsuzluk algısını bağımlı değişken olarak ele alarak söz konusu makroekonomik kanalları Batı Balkan bağlamında incelemektedir.

Yolsuzluğun belirleyicilerini ele alan öncü çalışmalardan Treisman (2000), ekonomik gelişmişlik düzeyi ve uzun süreli demokratik deneyimin yolsuzluk algısını azalttığını ortaya koymuştur. Bu ilişkinin on yıllık ampirik birikim sonrası da en istikrarlı bulgu olduğu değerlendirilmektedir (Treisman, 2007). Kişi başına gelir ile yolsuzluk arasındaki güçlü negatif ilişki, ülkeler arası kesitsel kalıbın temel özelliği olarak tanımlanmıştır (Paldam, 2002).

Gani (2017), gelişmekte olan ülkelerde gelir düzeyi arttıkça yolsuzluğun azaldığını, Chaudhry ve Shabbir (2007) ise kişi başına gelir ve eğitim düzeyi yükseldikçe algılanan yolsuzluğun gerilediğini göstermiştir. Bununla birlikte yolsuzluk belirleyicilerine ilişkin bulguların değişken seçimine duyarlı olduğu sağlamlık analizleriyle ortaya konmuştur (Serra, 2006). Piyasa rekabeti ve rant düzeyinin yolsuzlukla ilişkisini vurgulayan çalışmalar da bu duyarlılığı desteklemektedir (Ades ve Di Tella, 1999).

Makroekonomik istikrarsızlık ile yolsuzluk arasındaki bağ literatürde ayrı bir kanal olarak ele alınmaktadır. Yüksek enflasyonun yolsuzlukla pozitif ilişkili olduğu uluslararası bulgularla ortaya konmuştur (Al-Marhubi, 2000). Enflasyon ve oynaklığının yolsuzluğu besleyen bir belirsizlik ortamı yarattığı da gösterilmiştir (Braun ve Di Tella, 2004).

Dış sermaye kanalı bakımından bulgular karmaşıktır. Yolsuzluğun yabancı yatırımcılar üzerinde bir vergi gibi davranarak girişleri caydırabildiği bulunmuştur (Wei, 2000). Buna karşılık bazı çalışmalar, zayıf düzenleyici ortamlarda yabancı yatırımın mevcut rant ilişkileriyle uyumlu hareket edebildiğine işaret etmektedir (Egger ve Winner, 2005). Yönetişim kalitesinin genel düzeyinin ise hem yatırım hem kurumsal sonuçlarla yakından ilişkili olduğu vurgulanmaktadır (La Porta vd., 1999). Kadooğlu Aydın ve Büyükoğlu (2025), 19 Avrupa ülkesi örnekleminde CPI'nin finansal gizlilik, finansal gelişmişlik, kara para aklama ile mücadele ve küreselleşme göstergeleriyle ilişkili olduğunu göstererek yolsuzluk algısının kurumsal-finansal boyutunu vurgulamıştır.

Batı Balkan bağlamına odaklanan çalışmalar, kurumsal kalite ile büyüme ve yatırım arasındaki ilişkinin dönem ve ülkeye göre değiştiğini ortaya koymaktadır. Ancak bölgede CPI skorlarını doğrudan bağımlı değişken alarak makroekonomik belirleyicileri inceleyen çalışmalar sınırlıdır. Bu çalışma söz konusu boşluğu üç kanal üzerinden ele almaktadır: Ekonomik gelişmişlik kanalı, makroekonomik istikrarsızlık kanalı ve dış sermaye kanalı.

Yolsuzluğun ekonomik etkilerine ilişkin literatür iki temel mekanizma etrafında şekillenmektedir. Geleneksel görüş, yolsuzluğun kaynak dağılımını bozarak ve işlem maliyetlerini artırarak büyümeyi engellediğini savunur (Aidt, 2003). Yolsuzluğun kamu harcamalarının bileşimini verimsiz alanlara kaydırdığı ve kamu yatırımının verimliliğini düşürdüğü gösterilmiştir (Tanzi ve Davoodi, 1997; Mauro, 1998). Buna karşılık "çarklara yağ" hipotezi, zayıf kurumsal ortamlarda yolsuzluğun bürokratik engelleri aşan bir işlev görebileceğini ileri sürse de ampirik bulgular bu görüşü büyük ölçüde reddetmektedir (Méon ve Sekkat, 2005). Genel değerlendirmeler, yolsuzluğun nedenlerinde düşük gelir ve zayıf kurumların öne çıktığını, sonuçlarında ise yatırım ve verimlilik kayıplarının baskın olduğunu ortaya koymaktadır (Svensson, 2005).

Geçiş ekonomileri, kurumsal kalitenin ekonomik sonuçlar üzerindeki rolünü gözlemlemek için ayırt edici bir bağlam sunar. Bu ülkelerde kurumsal kalitenin ekonomik performansı belirleyen temel etken olduğu, meta-analitik bulgularla da desteklenmektedir (Efendic vd., 2011). Merkezi planlamadan piyasa ekonomisine geçiş sürecinde hızlı özelleştirme ve denetim boşlukları, rant arayışına dayalı yapıların yerleşmesine zemin hazırlamıştır (Bartlett, 2008). Bu yapısal miras, bölge ülkelerinde reform hızının ve kurumsal dönüşümün ülkeden ülkeye farklılaşmasına yol açmıştır.

Batı Balkan ülkeleri özelinde, on beş yılı aşan geçiş deneyimi makroekonomik istikrarın sağlanmasına rağmen kurumsal yakınsamanın sınırlı kaldığını göstermektedir (Murgasova vd., 2015). Bölgeye yönelik DYSY'lerin dağılımı asimetriktir ve bu yatırımların ekonomik sonuçları büyük ölçüde ev sahibi ülkenin kurumsal kapasitesine bağlıdır (Estrin ve Uvalic, 2014). Yüksek yolsuzluk algısı hem yatırım ortamını zayıflatarak hem de kamu kurumlarına olan güveni aşındırarak bölgenin Avrupa Birliği'ne yakınsama sürecini yavaşlatan yapısal bir engel olarak değerlendirilmektedir (Sanfey vd., 2016). Bu çerçevede, makroekonomik göstergelerin yolsuzluk algısıyla ilişkisinin bölgesel bir panelde sistematik biçimde incelenmesi hem literatürdeki boşluğu doldurmayı hedeflemekte hem de politika tartışmalarına ampirik bir zemin sunmaktadır.

3. Veri ve Yöntem

3.1. Veri Seti ve Değişkenler

Çalışmada Arnavutluk, Bosna-Hersek, Karadağ, Kosova, Kuzey Makedonya ve Sırbistan'dan oluşan panel kullanılmıştır. Analiz örneklemi, 2002-2024 döneminde bu altı ülkeye ait toplam 115 gözlemden oluşmaktadır. Modelin bağımlı değişkeni Yolsuzluk Algı Endeksi'dir ve Uluslararası Şeffaflık Örgütü'nden alınmıştır (Transparency International, 2025). Açıklayıcı değişkenler ekonomik gelişmişliği temsilen logaritmik gayrisafi yurt içi hasıla, makroekonomik istikrarsızlığı temsilen enflasyon ve dış sermaye kanalını temsilen DYSY'dir ve Dünya Bankası'ndan alınmıştır (World Bank, 2024). Uluslararası Şeffaflık Örgütü CPI'nin metodolojisi 2012 yılında değişmiş ve skorlar 0-10 ölçeğinden 0-100 ölçeğine geçirilmiştir (Transparency International, 2025). 2012 öncesi skorlar dönem boyunca karşılaştırılabilirliği sağlamak amacıyla aynı tabana ölçeklenmiş, yöntem değişikliği ve diğer ortak dönemsel etkiler nihai modelde yıl sabit etkileri aracılığıyla analiz edilmiştir.

3.2. Yöntem

Batı Balkan ülkeleri, ortak tarihsel miras, geçiş ekonomisi deneyimi, Avrupa Birliği'ne üyelik süreci ve benzer kurumsal kapasite sorunları nedeniyle karşılaştırmalı analiz için tutarlı bir bölgesel örneklem oluşturur. Çalışmanın amacı geniş ülke gruplarına genelleme yapmak değil, dönüşüm dinamikleri birbirine yakın bu ülkelerde yolsuzluk algısı ile temel makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi sınırlı fakat dikkatli bir ampirik çerçevede incelemektir.

Kullanılan yöntemler az birimli panellerde yerleşmiş bir uygulamayı izler: yatay kesit bağımlılığının sınanması, ikinci nesil birim kök testleri, Durbin-Hausman panel eşbütünleşme testi ve dirençli standart hatalarla çıkarım. Beş ila yedi ülkelik panellerde bu araçların birlikte kullanıldığı çok sayıda çalışma vardır. Tercihlerin gerekçeleri aşağıda ayrı ayrı ele alınmaktadır.

Yatay kesit bağımlılığı, birim sayısının küçük (N=6), zaman boyutunun görece büyük olduğu panel yapısına uygun olarak Breusch-Pagan (1980) LM testiyle sınanmıştır. De Hoyos ve Sarafidis (2006), birim sayısının küçük, zaman boyutunun büyük olduğu panellerde LM testinin uygun olduğunu göstermekte, nitekim Dritsaki ve Dritsaki (2024) ile Kesar vd. (2022) de benzer panel uygulamalarında bu teste başvurmaktadır.

Bağımlılığın saptanması üzerine birim kök incelemesi, yatay kesit bağımlılığını hesaba katan Pesaran (2007) CADF panel birim kök testiyle yapılmıştır. Birinci nesil testlerden farklı olarak bu test, yatay kesitler arasındaki bağımlılığı dikkate almaktadır. Danish vd. (2019), Kesar vd. (2022), Ridwan vd. (2024) ile Dritsaki ve Dritsaki (2024) çalışmalarında da bu yaklaşım tercih edilmiştir.

Değişkenlerin bütünleşme dereceleri türdeş olmadığından, düzey değişkenleri arasındaki ilişkinin sahte regresyon riski taşıyıp taşımadığı Westerlund (2008)'un geliştirdiği Durbin-Hausman panel eşbütünleşme testiyle sınanmıştır. Test, heterojen ve homojen alternatif hipotezlere dayanan iki ayrı istatistik sunmaktadır. Testin grup istatistiği (DHg) panelde heterojenlik varsayımına dayanmakta ve sıfır hipotezi "bütün birimler için eşbütünleşme yoktur" şeklindeyken alternatif hipotezi "bazı birimler için eşbütünleşme vardır" şeklindedir. Panel istatistiği (DHp) ise ortak otoregresif parametre varsayımı altında homojen alternatife

dayanmakta ve sıfır hipotezi "panelde eşbütünleşme yoktur" şeklindeyken, alternatif hipotez "tüm birimlerde eşbütünleşme vardır" şeklindedir (Westerlund, 2008).

Regresyon katsayıları, otokorelasyona, değişen varyansa ve yatay kesit bağımlılığına dirençli Driscoll-Kraay (1998) standart hatalarıyla raporlanmıştır (Hoechle, 2007). Bu yaklaşım sabit etkiler tahmincisinin nokta tahminlerini değiştirmez, yalnızca standart hata ve buna bağlı istatistiksel çıkarımı yeniden hesaplar. Dolayısıyla yatay kesit bağımlılığını yapısal olarak ortadan kaldırmaz, daha dirençli standart hata tahminleri sağlar (Danish vd., 2019). Simo-Kengne ve Bitterhout (2023) beş ülkelik BRICS panelinde küçük dinamik paneller için bu yöntemi benimsemiş, Danish vd. (2019) ile Ridwan vd. (2024) de aynı yaklaşıma başvurmuştur. Ülke sayısının azlığı nedeniyle katsayılar nedensel etkiler değil, koşullu panel ilişkileri olarak yorumlanmıştır.

Çalışmada tahmin edilen temel regresyon denklemi (1) aşağıda sunulmuştur.

$$CPI_{it} = \alpha + \beta_1 \ln(GSYH)_{it} + \beta_2 ENF_{it} + \beta_3 DYSY_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Burada μ_i ülkeye özgü zaman içinde değişmeyen sabit etkileri, λ_t ise tüm ülkeleri eşanlı biçimde etkileyen yıl sabit etkilerini göstermektedir.

4. Bulgular

Tablo 1'de değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri yer almaktadır. Bağımlı değişken CPI'nin ortalaması 36.6, standart sapması 5.4'tür ve örneklemdeki en yüksek değer 46 olup hiçbir ülke 50 eşiğini aşmamıştır. CPI'nin 0-100 ölçeğinde 50'nin altında kalması, bölgede algılanan yolsuzluğun yüksek seyrettiğine işaret etmektedir. Enflasyon ve DYSY diğer değişkenlere göre daha geniş bir aralıkta değişmektedir.

Tablo 1. Özet İstatistikler

Değişken	Gözlem	Ortalama	Std. Sapma	Min.	Maks.
CPI	115	36.583	5.380	23.000	46.000
ln(GSYH)	115	23.294	0.785	22.026	25.224
Enflasyon (%)	115	3.253	3.500	-1.584	14.205
DYSY (% GSYH)	115	6.719	4.964	0.062	37.423

Not: Tanımlayıcı istatistikler, ana regresyonlarda kullanılan ortak gözlem seti üzerinden hesaplanmıştır (N=115).

Değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı testlerinin sonuçları Tablo 2'de verilmiştir. Breusch-Pagan LM testi sonuçlarına göre, tüm değişkenler için p-değerleri 0.01'in altındadır. Bu bulgu, sıfır hipotezinin reddedildiğini ve dört değişkenin tamamında yatay kesit bağımlılığı bulunduğuna işaret etmektedir. Söz konusu bağımlılık yapısı, bölge ülkelerinin ortak bölgesel ve küresel şoklardan birlikte etkilenmesiyle uyumludur. Bu nedenle birim kök analizinde birinci nesil testler yerine yatay kesit bağımlılığını hesaba katan ikinci nesil testler kullanılmıştır.

Tablo 2. Değişkenlerde Yatay Kesit Bağımlılığı Testleri

Değişken	Breusch-Pagan LM	p	Sonuç
CPI	134.155	0.000	Bağımlılık var
lnGSYH	293.197	0.000	Bağımlılık var
Enflasyon	179.640	0.000	Bağımlılık var
DYSY (% GSYH)	43.563	0.000	Bağımlılık var

Not: Sıfır hipotezi yatay kesit bağımlılığı yoktur. Olasılık değerleri Breusch-Pagan LM testine aittir.

İkinci nesil panel birim kök testi sonuçları Tablo 3'te verilmiştir. Test sonuçlarına göre, lnGSYH, enflasyon ve DYSY düzeyde durağandır I(0). CPI düzeyde durağan değilken birinci farkında durağan hale gelmiştir. Sonuçta model I(1) (CPI) ve I(0) (lnGSYH, enflasyon, DYSY) değişkenlerinden oluşmaktadır. Granger ve Newbold (1974) çerçevesinde durağan olmayan değişkenler içeren düzey regresyonlarda sahte regresyon riski doğabileceğinden, CPI'nin düzeyde durağan olmaması dikkate alınarak Westerlund (2008) Durbin-Hausman panel eşbütünleşme testi tam modele tamamlayıcı bir kontrol olarak uygulanmıştır.

Tablo 3. CIPS/CADF İkinci Nesil Panel Birim Kök Testleri

Değişken	Düzey: Sabit Z(prob.)	Düzey: Sabit+Trend Z(prob.)	Fark: Sabit Z(prob.)	Fark: Sabit+Trend Z(prob.)	Bütünleşme Derecesi
CPI	0.596 (0.725)	0.378 (0.647)	-2.731 (0.003)	-2.013 (0.022)	I(1)
lnGSYH	-2.248 (0.012)	-0.032 (0.487)	-3.883 (0.000)	-3.319 (0.000)	I(0)
Enflasyon	-6.337 (0.000)	-6.529 (0.000)	-9.584 (0.000)	-8.699 (0.000)	I(0)
DYSY (% GSYH)	-2.992 (0.001)	-3.988 (0.000)	-7.843 (0.000)	-6.568 (0.000)	I(0)

Not: Parantez içinde p-değerleri yer almaktadır. Raporlanan değerler Pesaran (2007) testinden elde edilen standartlaştırılmış Z[t-bar] istatistikleridir. Tüm değişkenler için hem sabitli hem de sabit+trendli spesifikasyon sonuçları raporlanmıştır. Karşılaştırılabilirliği sağlamak ve sonuca bağlı spesifikasyon seçimi riskini azaltmak amacıyla bütünleşme derecesi kararında ortak sabitli spesifikasyon esas alınmıştır. Sabit+trend sonuçları duyarlılık amacıyla sunulmuştur. Birinci farklarda birim kökün reddi, örneklemde I(2) bir serinin bulunmadığını gösterir.

Durbin-Hausman panel eşbütünleşme testi sonuçları Tablo 4'te sunulmuştur. Bulgular, hem grup istatistiği hem de panel istatistiği bakımından eşbütünleşme bulunmadığını varsayan sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Bu sonuç, düzey modelinde sahte regresyon riskinin değerlendirilmesine yönelik tamamlayıcı bir tanı bulgusu olarak yorumlanmıştır. Ancak test sonucu, uzun dönem nedensel katsayıların tahmini veya değişkenler arasında nedensel ilişki bulunduğu şeklinde değerlendirilmemiştir. Bununla birlikte, test sonuçları bu çalışmada yalnızca düzey modelinde sahte regresyon riskine yönelik tamamlayıcı bir kontrol olarak değerlendirilmiştir.

Tablo 4. Westerlund (2008) Durbin-Hausman Panel Eşbütünleşme Testi

	Z-istatistiği	p-değeri	Sonuç
DHg	14.8516	0.0000	H_0 reddedilir
DHp	35.0251	0.0000	H_0 reddedilir

Not: H_0: Eşbütünleşme yoktur. DHg heterojen, DHp ise homojen alternatif hipoteze dayanmaktadır. Test edilen eşbütünleşme denklemi CPI, lnGSYH, enflasyon ve DYSY değişkenlerini birlikte içermektedir. Test, tam model için uygulanmıştır. Test edilen spesifikasyonda deterministik trend terimi yer almamaktadır. Stata çıktısında N=6, K=3 ve bant genişliği M=2 olarak raporlanmıştır.

Sabit ve rassal etkiler arasında seçim Hausman testiyle yapılır. Sıfır hipotez, açıklayıcı değişkenler ile birim etki arasında korelasyon bulunmadığını, yani rassal etkilerin geçerli olduğunu öne sürer (Hausman, 1978; Yerdelen Tatoğlu, 2012). Tablo 5'te birim etkileri testi, zaman etkileri testi ve Hausman testi sonuçlarına yer verilmiştir. F testleri hem birim hem zaman etkilerinin anlamlı olduğunu göstermektedir (p=0.0000 ve p=0.0002). Hausman testi ise birim etkiler ile açıklayıcı değişkenler arasında sistematik bir ilişki bulunduğuna işaret ettiğinden ($\chi^2(3)=29.62$, p=0.0000) rassal etkiler yerine sabit etkiler tahmincisi tercih edilmiştir. Zaman etkilerinin anlamlı bulunması, izleyen tahminde çift yönlü (ülke ve yıl) sabit etkiler modelinin kullanılmasını desteklemektedir. Böylece yıllara özgü ortak koşulların sonuçlar üzerindeki etkisi dikkate alınmıştır.

Tablo 5. Birim Etkileri, Zaman Etkileri ve Model Seçimi Testleri

Test	İstatistik	p-değeri	Sonuç
Birim etkileri testi: H0: u_i = 0	F(5,84) = 14.13	0.0000	Birim etkileri vardır
Zaman etkileri testi: H0: λ_t = 0	F(22,84) = 2.93	0.0002	Zaman etkileri vardır
Hausman testi	$\chi^2(3) = 29.62$	0.0000	Sabit etkiler modeli tercih edilmiştir

Not: Birim etkileri testi için H_0: tüm ülke etkileri sıfırdır. Zaman etkileri testi için H_0: tüm yıl etkileri sıfırdır. Hausman testi için H_0: rassal etkiler tahmincisi tutarlıdır.

Ülke ve yıl sabit etkilerini içeren nihai iki yönlü sabit etkiler modelinin tahmin örneklemi üzerinden yürütülen kalıntı tanı testlerinin sonuçları Tablo 6'da verilmiştir. Tanı testleri yatay kesit bağımlılığı (LM, p=0.001), birinci derece otokorelasyon (Wooldridge, p=0.037) ve gruplar arası değişen varyans (Modified Wald, p=0.005) bulunduğunu göstermektedir. Buna karşılık Jarque-Bera tipi çarpıklık-kurtosis testi normal dağılım varsayımının reddedilemediğine işaret etmektedir (p=0.866). Bu bulgular klasik standart hatalara dayalı çıkarımın güvenilirliğini zayıflattığından, katsayıların anlamlılığı otokorelasyon, değişen varyans ve yatay kesit bağımlılığına dirençli Driscoll-Kraay standart hatalarıyla değerlendirilmiştir.

Tablo 6. İki Yönlü Sabit Etkiler Modeli Kalıntı Tanı Testleri

Test	İstatistik	p-değeri	Sonuç
Yatay kesit bağımlılığı: Breusch-Pagan LM	65.140	0.001	Var
Otokorelasyon: Wooldridge testi	F = 7.945	0.037	Var
Değişen varyans: Modified Wald testi	$\chi^2(6) = 18.56$	0.005	Var
Normallik: Jarque-Bera tipi test	0.29	0.866	Reddedilemez

Not: Tanı testleri, ülke ve yıl sabit etkilerini içeren nihai iki yönlü sabit etkiler modelinin tahmin örneklemi üzerinden yürütülmüştür.

Açıklayıcı değişkenler arasında olası çoklu doğrusal bağlantı sorunu varyans büyütme faktörü (VIF) ile test edilmiştir. Test sonuçları Tablo 7'de yer almaktadır. VIF değerinin 10'dan küçük olması değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı sorununun bulunmadığına işaret etmektedir (Topaloğlu, 2018). Elde edilen VIF değerlerinin tümü 1.2-1.3 aralığında ve yaygın kabul gören eşiklerin oldukça altında olması, açıklayıcı değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı sorunu bulunmadığı şeklinde değerlendirilmiştir.

Tablo 7. Çoklu Doğrusal Bağlantı (VIF)

Değişken	VIF
ln(GSYH)	1.298
Enflasyon	1.195
DYSY (% GSYH)	1.230
Ortalama	1.241

Not: VIF değerleri açıklayıcı değişkenler arasındaki çoklu doğrusal bağlantı olasılığını değerlendirmek amacıyla raporlanmıştır.

Tablo 8'de ilk sütun yalnızca ülke, ikinci sütun ülke ve yıl sabit etkilerini içeren modellerin sonuçlarını göstermektedir. Yalnızca ülke etkili modelde lnGSYH pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır (10.653, p=0.000), enflasyon ve DYSY ise negatif ve anlamlıdır. Yıl etkileri eklendiğinde lnGSYH işaretini korumakla birlikte anlamlılığını yitirmektedir (p=0.858). Buna karşılık enflasyon (-0.194, p=0.028) ve DYSY (-0.148, p=0.049) negatif ve anlamlı kalmakta, modelin açıklama gücü de yükselmektedir (Within R^2=0.691). CPI'deki artışın daha düşük algılanan yolsuzluğa işaret ettiği dikkate alındığında, enflasyon ile DYSY'deki artışlar daha yüksek algılanan yolsuzlukla ilişkilidir.

Tablo 8. Driscoll-Kraay Dirençli Standart Hatalarla Sabit Etkiler Modeli Sonuçları (Bağımlı Değişken: CPI)

Değişken	Ülke Sabit Etkileri Modeli (Driscoll-Kraay)	Ülke ve Yıl Sabit Etkileri Modeli (Driscoll-Kraay)
lnGSYH	10.653 (0.000) [2.078]	1.579 (0.858) [8.732]
Enflasyon	-0.300 (0.049) [0.143]	-0.194 (0.028) [0.082]
DYSY (% GSYH)	-0.181 (0.016) [0.070]	-0.148 (0.049) [0.071]
Gözlem	115	115
Within R^2	0.454	0.691
Ülke FE	Evet	Evet
Yıl FE	Hayır	Evet
Standart Hatalar	Driscoll-Kraay	Driscoll-Kraay

Not: Köşeli parantez içinde Driscoll-Kraay dirençli standart hataları, normal parantez içinde bunlara dayalı p-değerleri yer alır. Yıl sabit etkilerine ait katsayılar yer tasarrufu amacıyla raporlanmamıştır. CPI'deki artış yolsuzluk algısının azalmasına işaret eder.

lnGSYH katsayısının ülke ve yıl sabit etkilerini içeren modelde anlamlılığını yitirmesi, yalnızca ülke sabit etkilerinin yer aldığı modelde elde edilen ilişkinin ortak zaman etkilerine

duyarlı olduğunu göstermektedir. Bu nedenle sonuçların değerlendirilmesinde ülke ve yıl sabit etkilerini birlikte içeren model esas alınmıştır.

İktisadi büyüklük açısından, enflasyondaki 1 puanlık artış yaklaşık 0.19 puan daha düşük CPI değeriyle ilişkilidir. Bu fark, CPI standart sapmasının (5.38) küçük bir bölümüne denk gelmektedir. Ancak örneklemde gözlenen enflasyon aralığı (-%1.6 ile %14.2) dikkate alındığında, bu aralık boyunca yaklaşık 3 puanlık, yani CPI standart sapmasının yarısından biraz fazla bir fark ortaya çıkmaktadır. Bu nedenle enflasyon katsayısının büyüklüğü ihmal edilebilir görünmemektedir. DYSY'de GSYH'nin yüzde 1 puanı kadar artış ise yaklaşık 0.15 puan daha düşük CPI değeriyle ilişkilidir.

Bu bulgular kurumsal iktisat çerçevesinde değerlendirilebilir. Enflasyonun yüksek ve oynak olduğu ortamlar, kamu yönetimi ve kurumsal işleyişe ilişkin algılarla birlikte değişebilmektedir. Bu bağlamda, enflasyon ile daha yüksek yolsuzluk algısı arasındaki negatif ilişki makroekonomik istikrarsızlıkla uyumlu bir bulgu olarak görülebilir. DYSY'nin negatif işareti ise tek yönlü bir ilişki biçiminde yorumlanmamalıdır. Doğrudan yabancı sermaye girişleri kurumsal denetim koşullarından etkilenebileceği gibi, yolsuzluk algısı da yatırımcıların tercihlerini, yatırımın bileşimini ve giriş biçimini etkileyebilir. Bu nedenle DYSY bulgusu ihtiyatla yorumlanmalıdır.

Nitekim DYSY katsayısı çift yönlü modelde yüzde 5 düzeyinde anlamlı olmakla birlikte, Ek Tablo A1'deki 2012 sonrası kukla değişkenli duyarlılık modelinde anlamlılığını yitirmektedir. Bu durum, dış sermaye kanalına ilişkin bulgunun model spesifikasyonuna duyarlı olduğunu ve ihtiyatla yorumlanması gerektiğini göstermektedir.

5. Sonuç ve Tartışma

Bu çalışma, Batı Balkan ülkelerinde makroekonomik göstergeler ile Yolsuzluk Algı Endeksi skorları arasındaki koşullu panel ilişkileri incelemiştir. Bulgular, enflasyon ile CPI skorları arasında negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunduğunu göstermektedir. İki yönlü sabit etkiler modelinde GSYH katsayısı istatistiksel olarak anlamlı değildir. Westerlund (2008) Durbin-Hausman testi, düzey modelinde sahte regresyon riskinin değerlendirilmesine yönelik tamamlayıcı bir kontrol olarak kullanılmıştır. Enflasyona ilişkin sonuç ise makroekonomik istikrarsızlık ile yolsuzluk arasındaki bağlantıya dikkat çeken Braun ve Di Tella'nın (2004) bulgularıyla örtüşmektedir. Dolayısıyla nihai çift yönlü sabit etkiler modelinde enflasyon CPI ile negatif ve istatistiksel olarak anlamlı şekilde ilişkilidir, GSYH katsayısı anlamlı değildir ve DYSY bulgusu ise model spesifikasyonuna duyarlıdır. Bu sonuçlar nedensel etkiler olarak değil, koşullu panel ilişkileri olarak değerlendirilmelidir.

İki yönlü sabit etkiler modelinde lnGSYH katsayısının istatistiksel olarak anlamlı bulunmaması, ekonomik gelişmişliğin kurumsal şeffaflık açısından önemsiz olduğu anlamına gelmemektedir. Bulgular daha ihtiyatlı biçimde, ülkeye özgü sabit özellikler ile bütün ülkeleri aynı anda etkileyen ortak yıl koşulları kontrol edildiğinde, GSYH düzeyindeki ülke içi değişimlerin CPI skorlarıyla bağımsız ve istatistiksel olarak belirgin bir ilişki göstermediği şeklinde yorumlanmalıdır. Bu sonuç, gelir düzeyi ile algılanan yolsuzluk arasındaki ilişkinin hesap verebilirlik, hukuk devleti, kamu yönetimi kalitesi ve denetim kapasitesi gibi kurumsal unsurlardan bağımsız değerlendirilemeyeceğini düşündürmektedir.

Enflasyon ile CPI skorları arasındaki negatif ilişki, makroekonomik istikrarsızlığın zayıf bir şeffaflık görünümüyle birlikte seyrettiğini düşündürür. Yüksek enflasyon, kamu çalışanlarının reel gelirini aşındırması nedeniyle rüşvet eğilimiyle ilişkili olabilir, aynı zamanda zayıf mali ve parasal yönetişimin bir göstergesi olarak da değerlendirilebilir (Al-Marhubi, 2000). Bu yönüyle fiyat istikrarı, kurumsal şeffaflık ve yönetişim tartışmalarında tamamlayıcı bir makroekonomik koşul olarak değerlendirilebilir (Braun ve Di Tella, 2004).

DYSY'ye ilişkin bulgular spesifikasyona duyarlıdır. Temel modellerde DYSY katsayısı negatif görünmekle birlikte, Ek Tablo A1'de raporlanan 2012 sonrası dönem kuklası içeren duyarlılık modelinde katsayı istatistiksel anlamlılığını kaybetmektedir. Bu nedenle dış sermaye girişlerinin CPI ile ilişkisinin yönü ve gücü konusunda ihtiyatlı olunmalıdır. Bu sonuç, dış sermaye girişleri ile yolsuzluk algısı arasındaki ilişkinin tek yönlü olmadığını; yatırımın niteliği, sektör bileşimi ve ev sahibi ülkenin kurumsal-düzenleyici yapısına göre farklılaşabileceğini düşündürmektedir (Wei, 2000; Egger ve Winner, 2005; Estrin ve Uvalic, 2014).

Şekil 1'de görülen ülke bazlı yörüngeler, ortalama panel ilişkisinin gizlediği önemli bir heterojenliğe işaret etmektedir. Karadağ görece istikrarlı biçimde bölgenin en yüksek skoruna yakınsarken, Bosna-Hersek ve Sırbistan'da skorlar durağanlaşmış ya da gerilemiş, Kosova'da ise kademeli bir iyileşme gözlenmiştir. Bu farklılaşma, ülkeye özgü sabit etkilerin modele dahil edilmesini desteklemekte ve havuzlanmış ortalama ilişkilerin ülkelere özgü dinamikleri göz ardı edebileceğine işaret etmektedir.

Bu görünüm, geçiş ekonomilerinde kurumsal yakınsama sürecinin makroekonomik istikrara kıyasla daha yavaş ilerlediğini ortaya koyan bulgularla uyumludur (Murgasova vd., 2015). Bölgede kurumsal boşluğun kalıcılığı, makroekonomik göstergelerdeki iyileşmenin tek başına kurumsal şeffaflığı güvence altına almadığını, reform sürecinin uygulama ve denetim boyutlarıyla birlikte ilerlemesi gerektiğini düşündürmektedir (Bartlett, 2008).

Bu bulgular doğrultusunda politika tasarımının yalnızca dezenflasyon programlarına odaklanması yeterli olmayacaktır. Bu bulgular, fiyat istikrarını destekleyen para ve maliye politikalarının, bağımsız denetim kurumlarının güçlendirilmesi, kamu alımlarında şeffaflığın artırılması, etkin yargı sistemi ve kamu yönetiminde hesap verebilirlik gibi kurumsal reformlarla birlikte değerlendirilmesi gerektiğine işaret etmektedir.

Ayrıca, ölçüye ilişkin bir ayrıntı vurgulanmalıdır. CPI, uzman değerlendirmeleri ve iş dünyası anketlerine dayanan bileşik ve algı temelli bir göstergedir. Bu nedenle deneyime dayalı yolsuzluk ölçütlerinden farklılaşabilir ve fiili yolsuzluk düzeyleriyle birebir örtüşmeyebilir. Dolayısıyla bu çalışmanın bulguları, algılanan yolsuzluk düzeyiyle sınırlıdır. Gelecek çalışmaların, algıya dayalı göstergeler ile deneyime dayalı ölçütleri karşılaştırarak yolsuzluğun farklı boyutlarına ilişkin daha kapsamlı bir değerlendirme sunması mümkündür. Bununla birlikte, düşük ve istikrarlı enflasyon yolsuzlukla mücadele için tek başına yeterli değildir. Bağımsız denetim, şeffaf ihale ve hesap verebilirlik, yolsuzlukla mücadelede temel kurumsal unsurlardır.

Çalışmanın sınırlılıkları da açıktır. En başta örneklem yalnızca altı ülkeden oluşmakta ve bu hem istatistiksel gücü hem de bulguların genellenebilirliğini daraltmaktadır. Bağımlı değişken algıya dayalıdır ve 2012'deki yöntem değişikliği zaman içi karşılaştırmayı güçleştirir.

Genel olarak çalışma, bölgede kurumsal şeffaflığın güçlendirilmesinin makroekonomik istikrarla desteklenen yapısal reformlar ve denetim mekanizmalarıyla birlikte ele alınması gerektiğine işaret etmektedir. Gelecek araştırmalar, zaman içinde karşılaştırılabilir yönetişim

göstergeleriyle (örneğin Dünya Bankası Yönetişim Göstergeleri) 2002-2024 dönemi için daha dengeli panel oluşturabilir. Ayrıca daha geniş bir geçiş ekonomileri kümesiyle örneklemi büyüterek ortak korelasyonlu etkiler ve dinamik panel yöntemlerini uygulayabilir ve eğim homojenliğini sınayabilir. Ayrıca alt-ulusal veya sektörel yolsuzluk verileri ve açık kimliklendirme stratejileri, nedensel çıkarımı güçlendirebilir.

Sonuç olarak, Batı Balkan ülkelerinde kurumsal şeffaflığın güçlendirilmesinin yalnızca ekonomik gelişmişlik düzeyiyle açıklanamayacağı, makroekonomik istikrar ve yönetişim reformlarının birlikte değerlendirilmesi gerektiği görülmektedir. Bulgular, fiyat istikrarının kurumsal kaliteyi destekleyen, ancak güçlü kurumların yerini alamayan tamamlayıcı bir unsur olduğunu düşündürmektedir. Bu nedenle sürdürülebilir ekonomik ve kurumsal gelişim, daha öngörülebilir ekonomik politikaların, daha güçlü kurumların ve daha yüksek hesap verebilirliğin birlikte ele alınmasını gerekli kılan bir çerçeve sunmaktadır.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı
Etik kurul izni ve/veya yasal/özel izin alınmasına gerek olmayan bu çalışmada araştırma ve yayın etiğine uyulmuştur.

Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı
Yazarlar makaleye eşit oranda katkı sağlamış olduklarını beyan eder.

Araştırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı
Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Yapay Zeka Kullanım Beyanı
Bu çalışmanın hazırlanması sırasında dil bilgisi, yazım ve kaynak kontrolü amacıyla yapay zekâ araçlarından yararlanılmıştır. Bu araçların kullanımı sonrasında içerik yazarlar tarafından gerekli şekilde gözden geçirilmiş ve düzenlenmiştir. Yayımlanan makalenin içeriğine ilişkin tüm sorumluluk yazarlara aittir.

Kaynakça

Acemoglu, D., Johnson, S. and Robinson, J.A. (2001). The colonial origins of comparative development: An empirical investigation. *American Economic Review*, 91(5), 1369-1401. https://doi.org/10.1257/aer.91.5.1369

Ades, A. and Di Tella, R. (1999). Rents, competition, and corruption. *American Economic Review*, 89(4), 982-993. https://doi.org/10.1257/aer.89.4.982

Aidt, T.S. (2003). Economic analysis of corruption: A survey. *The Economic Journal*, 113(491), 632-652. https://doi.org/10.1046/j.0013-0133.2003.00171.x

Al-Marhubi, F.A. (2000). Corruption and inflation. *Economics Letters*, 66(2), 199-202. https://doi.org/10.1016/S0165-1765(99)00230-X

Bartlett, W. (2008). *Europe's troubled region: Economic development, institutional reform, and social welfare in the Western Balkans*. London: Routledge.

Braun, M. and Di Tella, R. (2004). Inflation, inflation variability, and corruption. *Economics & Politics*, 16(1), 77-100. https://doi.org/10.1111/j.1468-0343.2004.00132.x

Breusch, T.S. and 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

Chaudhry, M.A. and Shabbir, G. (2007). *Determinants of corruption in developing countries* (HWWI Research Paper No. 2-11). Retrieved from https://www.econstor.eu/bitstream/10419/48268/1/664013651.pdf

Danish, B.M.A. and Wang, B. (2019). Analyzing the role of governance in CO2 emissions mitigation: The BRICS experience. *Structural Change and Economic Dynamics*, 51, 119-125. https://doi.org/10.1016/j.strueco.2019.08.007

De Hoyos, R.E. and Sarafidis, V. (2006). Testing for cross-sectional dependence in panel-data models. *The Stata Journal*, 6(4), 482-496. https://doi.org/10.1177/1536867X0600600403

Driscoll, J.C. and 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

Dritsaki, M. and Dritsaki, C. (2024). The relationship between health expenditure, CO2 emissions, and economic growth in G7: Evidence from heterogeneous panel data. *Journal of the Knowledge Economy*, 15(1), 4886-4911. https://doi.org/10.1007/s13132-023-01349-y

Efendic, A., Pugh, G. and Adnett, N. (2011). Institutions and economic performance: A meta-regression analysis. *European Journal of Political Economy*, 27(3), 586-599. https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2010.12.003

Egger, P. and Winner, H. (2005). Evidence on corruption as an incentive for foreign direct investment. *European Journal of Political Economy*, 21(4), 932-952. https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2005.01.002

Estrin, S. and Uvalic, M. (2014). FDI into transition economies: Are the Balkans different? *Economics of Transition*, 22(2), 281-312. https://doi.org/10.1111/ecot.12040

Gani, A. (2017). Corruption and economic growth in developing countries. *Economies*, 5(1), 4. https://doi.org/10.3390/economies5010004

Granger, C.W.J. and Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120. https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7

Hausman, J.A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271. https://doi.org/10.2307/1913827

Hoechle, D. (2007). Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *The Stata Journal*, *7*(3), 281–312. https://doi.org/10.1177/1536867X0700700301

Kadooğlu Aydın, G. ve Büyükoğlu, B. (2025). Corruption perception, financial secrecy, and globalization: An empirical analysis of 19 European countries. *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergis*i, 10(4), 1382-1398. https://doi.org/10.30784/epfad.1692382

Kesar, A., Kamaiah, B., Jena, P.K. and Yadav, M.P. (2022). The asymmetric relationship between corruption, political stability and economic growth: New evidence from BRICS countries. *The Indian Economic Journal*, 70(2), 1-22. https://doi.org/10.1177/00194662221082204

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. and Vishny, R. (1999). The quality of government. *Journal of Law, Economics, & Organization*, 15(1), 222-279. https://doi.org/10.1093/jleo/15.1.222

Mauro, P. (1995). Corruption and growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(3), 681-712. https://doi.org/10.2307/2118445

Mauro, P. (1998). Corruption and the composition of government expenditure. *Journal of Public Economics*, 69(2), 263-279. https://doi.org/10.1016/S0047-2727(98)00025-5

Méon, P.G. and Sekkat, K. (2005). Does corruption grease or sand the wheels of growth? *Public Choice*, 122(1-2), 69-97. https://doi.org/10.1007/s11127-005-3988-0

Mungiu-Pippidi, A. (2006). Corruption: Diagnosis and treatment. *Journal of Democracy*, 17(3), 86-99. https://doi.org/10.1353/jod.2006.0050

Murgasova, Z., Ilahi, N., Miniane, J., Scott, A. and Vladkova-Hollar, I. (2015). *The Western Balkans: 15 years of economic transition* (Regional Economic Issues, Special Report). Retrieved from https://www.imf.org/external/pubs/ft/reo/2015/eur/eng/erei0315.htm

Paldam, M. (2002). The cross-country pattern of corruption: Economics, culture and the seesaw dynamics. *European Journal of Political Economy*, 18(2), 215-240. https://doi.org/10.1016/S0176-2680(02)00078-2

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

Ridwan, M., Urbee, A.J., Voumik, L.C., Das, M.K., Rashid, M. and Esquivias, M.A. (2024). Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis with urbanization, industrialization, and service sector for six South Asian countries: Fresh evidence from Driscoll Kraay standard error. *Research in Globalization*, 8, 100223. https://doi.org/10.1016/j.resglo.2024.100223

Rodrik, D. (2011). *The globalization paradox: Democracy and the future of the world economy*. New York: W.W. Norton & Company.

Rodrik, D., Subramanian, A. and Trebbi, F. (2004). Institutions rule: The primacy of institutions over geography and integration in economic development. *Journal of Economic Growth*, 9(2), 131-165. https://doi.org/10.1023/B:JOEG.0000031425.72248.85

Roland, G. (2002). The political economy of transition. *Journal of Economic Perspectives*, 16(1), 29-50. https://doi.org/10.1257/0895330027102

Sanfey, P., Milatovic, J. and Kresic, A. (2016). *How the Western Balkans can catch up* (EBRD Working Paper No. 185). Retrieved from https://ssrn.com/abstract=3119685

Serra, D. (2006). Empirical determinants of corruption: A sensitivity analysis. *Public Choice*, 126(1-2), 225-256. https://doi.org/10.1007/s11127-006-0286-4

Shleifer, A. and Vishny, R.W. (1993). Corruption. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 599-617. https://doi.org/10.2307/2118402

Simo-Kengne, B.D. and Bitterhout, S. (2023). Corruption's effect on BRICS countries' economic growth: a panel data analysis. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, *28*(56), 257-272. https://doi.org/10.1108/JEFAS-04-2021-0041

Svensson, J. (2005). Eight questions about corruption. *Journal of Economic Perspectives*, 19(3), 19-42. https://doi.org/10.1257/089533005774357860

Tanzi, V. (1998). Corruption around the world: Causes, consequences, scope, and cures. *IMF Staff Papers*, 45(4), 559-594. https://doi.org/10.2307/3867585

Tanzi, V. and Davoodi, H. (1997). *Corruption, public investment, and growth* (IMF Working Paper No. 1997/139). Retrieved from https://www.imf.org/en/publications/wp/issues/2016/12/30/corruption-public-investment-and-growth-2353

Topaloğlu, E.E. (2018). Bankalarda finansal kırılganlığı etkileyen faktörlerin panel veri analizi ile belirlenmesi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi,* 13(1), 15–38. https://doi.org/10.17153/oguiibf.344856

Transparency International. (2025). *Corruption Perceptions Index 2024*. Retrieved from https://www.transparency.org/en/cpi/2024

Treisman, D. (2000). The causes of corruption: A cross-national study. *Journal of Public Economics*, 76(3), 399-457. https://doi.org/10.1016/S0047-2727(99)00092-4

Treisman, D. (2007). What have we learned about the causes of corruption from ten years of cross-national empirical research? *Annual Review of Political Science*, 10, 211-244. https://doi.org/10.1146/annurev.polisci.10.081205.095418

Wei, S.J. (2000). How taxing is corruption on international investors? *Review of Economics and Statistics*, 82(1), 1-11. https://doi.org/10.1162/003465300558533

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

World Bank. (2024). *World development indicators*. Retrieved from https://databank.worldbank.org

Yerdelen Tatoğlu, F. (2012). *Panel veri ekonometrisi*. İstanbul: Beta Yayıncılık.

EKLER

Tablo A1. 2012 Sonrası Dönem Kuklası ile Sabit Etkiler - Driscoll-Kraay Tahmin Sonuçları

Değişken	**2012 Sonrası Kontrolü (Driscoll-Kraay)**
lnGSYH	5.845 (0.006) [1.916]
Enflasyon	-0.125 (0.067) [0.065]
DYSY (% GSYH)	-0.035 (0.543) [0.056]
2012 sonrası dönem kuklası	4.673 (0.001) [1.166]
Gözlem	115
Within R^2	0.575
Ülke FE	Evet
Yıl FE	Hayır
Standart Hatalar	Driscoll-Kraay

Not: Köşeli parantez içinde Driscoll–Kraay dirençli standart hataları, normal parantez içinde ise bu standart hatalara dayalı p-değerleri yer almaktadır. Modelde 2012 ve sonrası yıllar için 1, diğer yıllar için 0 değerini alan dönem kuklası kullanılmıştır. CPI değerindeki artış, algılanan yolsuzluğun azalmasına işaret etmektedir.

THE RELATIONSHIP BETWEEN MACROECONOMIC INDICATORS AND THE CORRUPTION PERCEPTIONS INDEX IN WESTERN BALKAN COUNTRIES: A FIXED-EFFECTS PANEL DATA ANALYSIS

EXTENDED SUMMARY

The purpose of the study

This study examines how selected macroeconomic indicators relate to the Corruption Perceptions Index (CPI) in six Western Balkan countries. The estimation sample consists of 115 complete country-year observations covering 2002-2024. The region has pursued institutional reform on its path toward European Union membership, yet its governance scores still trail the EU average. We ask whether economic development, inflation, and foreign direct investment move together with perceived corruption, and we read the results as conditional associations rather than causal effects.

Literature review

Corruption weakens the institutions on which markets depend. It diverts resources from productive uses toward rent-seeking and lowers the efficiency of public spending (Mauro, 1995; Shleifer and Vishny, 1993). On one point, the cross-country evidence is fairly settled: richer countries and longer democratic experience tend to show less perceived corruption (Treisman, 2007). The link between macroeconomic instability and corruption has also been documented, with higher inflation associated with weaker governance outcomes (Al-Marhubi, 2000). Evidence on foreign investment is more mixed. Corruption can deter investors, but in weakly regulated settings foreign capital may align with existing rents (Wei, 2000; Egger and Winner, 2005). In transition economies, institutional convergence has lagged behind macroeconomic stabilization, and the Western Balkans are no exception (Estrin and Uvalic, 2014; Murgasova et al., 2015).

Methodology

The analysis draws on annual data for Albania, Bosnia and Herzegovina, Kosovo, Montenegro, North Macedonia, and Serbia over the 2002-2024 period. Because some country-year cells lack complete information, the multivariate estimations are based on an unbalanced panel of 115 complete country-year observations. CPI serves as the dependent variable, while log GDP proxies economic development, inflation proxies macroeconomic instability, and foreign direct investment captures the external-capital channel. The data come from the World Bank and Transparency International.

Cross-sectional dependence is evaluated with the Breusch-Pagan LM test. Once dependence is established, the integration properties of the series are examined through the second-generation CADF/CIPS test. Under the common constant specification used for the integration-order decision, CPI is classified as I(1), while log GDP, inflation, and foreign direct

investment are classified as I(0). The Westerlund (2008) Durbin-Hausman panel cointegration test is then applied to the full model as a complementary check for possible spurious regression risk among the level variables. Since the residuals display autocorrelation, heteroskedasticity, and cross-sectional dependence, the coefficients are reported with Driscoll-Kraay robust standard errors. This correction leaves the fixed-effects point estimates unchanged and affects only the standard errors, yielding more reliable inference. Given the limited number of countries, the results are read as conditional associations rather than causal effects.

Findings

In the country fixed-effects model, CPI is positively related to log GDP and negatively related to both inflation and foreign direct investment. When common year effects are added, the GDP coefficient loses its significance, which suggests that the initial income association reflects shared time trends and regional shocks rather than a within-country effect. The negative link between inflation and CPI, by contrast, holds in both specifications. Because a higher CPI score corresponds to lower perceived corruption, this pattern implies that higher inflation is associated with higher perceived corruption.

The foreign direct investment coefficient remains negative across the main specifications but turns insignificant in the sensitivity model including a post-2012 dummy, so the external-capital result is sensitive to model choice and warrants caution. As an auxiliary check for the level specification, the Westerlund (2008) Durbin-Hausman panel cointegration test is applied to the full model to assess possible spurious regression risk. The group-mean and panel statistics reject the null hypothesis of no cointegration;, however, this result is interpreted only as an auxiliary diagnostic and not as evidence of long-run causal effects.

Conclusions

The findings indicate a negative and statistically significant association between inflation and CPI scores, while the GDP coefficient is not statistically significant. The findings concerning foreign direct investment are sensitive to model specification and should therefore be interpreted cautiously. These findings represent conditional associations rather than causal effects. Reverse causality among economic development, foreign investment, and corruption perceptions remains possible, while the small sample limits the generalizability of the results. This study aims to contribute to the regional literature by examining the conditional relationships between CPI scores, economic development, inflation, and foreign direct investment in the Western Balkan countries within a two-way fixed-effects framework. The findings suggest that macroeconomic stability and institutional transparency may usefully be considered together in policy discussions.