Journal of Statistics & Applied Sciences, Issue - 14
ISSN 2718-0999

Research Article

Received: date:22.09.2026
Accepted: date:15.10.2026
Published: date:30.10.2026

ESG Boyutlarının Şirket Performansına Etkisi: Makroekonomik Risk Ortamının Rolü Borsa İstanbul İmalat Sanayii Üzerine Bir Araştırma

Halil İbrahim Akpınar[1]

[1]Istanbul University, Faculty of Economics, Department of Business Administration, Istanbul, Türkiye
akpinarhalilibrahim@gmail.com
Orcid: 0009-0003-2236-7284

Öz: Bu çalışmanın amacı, çevresel, sosyal ve yönetişim (ESG) performansının ve bu performansı oluşturan boyutların şirket performansı üzerindeki etkisini, makroekonomik risk ortamı dikkate alınarak incelemektir. Çalışmada Borsa İstanbul Sınai Endeksi'nde (XUSIN) yer alan 10 imalat şirketinin 2013-2023 dönemini kapsayan dengesiz panel veri seti kullanılmıştır. Performans ölçütü olarak varlıkların kârlılık oranı (ROA) ve Tobin's Q oranı seçilmiş; genel ESG skoru ile çevresel (E), sosyal (S) ve yönetişim (G) boyutları ayrı modellerde bağımsız değişken olarak kullanılmıştır. Firmaya özgü kontrol değişkenlerinin yanı sıra reel efektif döviz kuru, ekonomik büyüme ve enflasyondan oluşan bir makroekonomik kontrol bloğu modellere dâhil edilmiştir. Modeller, değişen varyans, otokorelasyon ve birimler arası korelasyona karşı dirençli Driscoll-Kraay [1] standart hatalarıyla tahmin edilmiştir. Bulgulara göre ESG ve boyutlarının ROA üzerinde istatistiki olarak anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. Tobin's Q üzerinde ise genel ESG skoru %90 güven düzeyinde anlamlı ve negatif etki göstermekte; bu etkinin tamamı sosyal ve yönetişim boyutlarından kaynaklanmakta, çevresel boyut anlamsız kalmaktadır. Ayrıca muhasebe temelli performansı firmaya özgü finansal değişkenlerin, piyasa temelli performansı ise makroekonomik göstergelerin yönlendirdiği saptanmıştır. Bulgular, genel ESG skorunun boyutlar arası heterojenliği perdelediğine ve sürdürülebilirlik performansının piyasa değerlemesindeki karşılığının makroekonomik koşullara bağlı olduğuna işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: Sürdürülebilirlik, ESG, ESG Boyutları, Şirket Performansı, Tobin's Q, Enflasyon, Panel Veri Analizi, Borsa İstanbul

The Impact of ESG Pillars on Firm Performance: The Role of the Macroeconomic Risk Environment Evidence from Manufacturing Firms Listed on Borsa Istanbul

Abstract: This study examines the effect of environmental, social and governance (ESG) performance and its individual pillars on firm performance, taking the macroeconomic risk environment into account. An unbalanced panel dataset covering ten manufacturing companies listed in the BIST Industrial Index (XUSIN) over the 2013-2023 period is employed. Return on assets (ROA) and Tobin's Q are used as performance measures, while the aggregated ESG score and its environmental (E), social (S) and governance (G) pillars enter separate models as independent variables. In addition to firm-specific controls, a macroeconomic control block consisting of the real effective exchange rate, economic growth and inflation is included. Models are estimated using Driscoll-Kraay [1] standard errors, which are robust to heteroskedasticity, autocorrelation and cross-sectional dependence. The findings indicate that neither the aggregated ESG score nor its pillars have a statistically significant effect on ROA. For Tobin's Q, the aggregated ESG score has a significant and negative effect at the 10% level; this effect stems

Citation: H. İ. Akpınar, "The Impact of ESG Pillars on Firm Performance: The Role of the Macroeconomic Risk Environment: Evidence from Manufacturing Firms Listed on Borsa Istanbul," Journal of Statistics and Applied Sciences, no. 14, pp. 15–32, 2026, doi: 10.52693/jsas.2044357.

entirely from the social and governance pillars, while the environmental pillar remains insignificant. Furthermore, accounting-based performance is driven by firm-specific financial variables, whereas market-based performance is driven by macroeconomic indicators. The results suggest that the aggregated ESG score masks heterogeneity across pillars, and that the valuation implications of sustainability performance are conditional on macroeconomic circumstances.
Keywords: Sustainability, ESG, ESG Pillars, Firm Performance, Tobin's Q, Inflation, Panel Data Analysis, Borsa Istanbul

1. Giriş

Şirketlerin finansal olmayan bilgileri raporlaması, son yirmi yılda gönüllü bir itibar yönetimi aracı olmaktan çıkıp kurumsal raporlama rejiminin asli bir bileşenine dönüşmüştür. Bu dönüşümün Türkiye ayağındaki eşik, 6102 sayılı Türk Ticaret Kanunu'nun 88'inci maddesinde 2022 yılında yapılan değişiklikle Kamu Gözetimi, Muhasebe ve Denetim Standartları Kurumu'na (KGK) sürdürülebilirlik raporlama standartlarını belirleme yetkisinin verilmesi ve ardından Türkiye Sürdürülebilirlik Raporlama Standartları'nın (TSRS 1 ve TSRS 2) 29 Aralık 2023 tarihli Resmî Gazete'de yayımlanmasıdır. Belirlenen eşik değerleri aşan işletmeler 1 Ocak 2024 tarihinden itibaren sürdürülebilirlik raporu hazırlamakla yükümlü kılınmış, böylece Türkiye'de o tarihe kadar gönüllülük esasına dayanan sürdürülebilirlik raporlaması mevzuat düzeyinde zorunlu hâle gelmiştir [2]. TSRS 1'in, sürdürülebilirlikle ilgili risk ve fırsatların işletmenin nakit akışları, sermaye maliyeti ve finansmana erişimi üzerindeki etkilerinin açıklanmasını zorunlu tutması, düzenleyicinin sürdürülebilirliği bir kurumsal sosyal sorumluluk meselesi olarak değil, doğrudan bir finansal risk meselesi olarak konumlandırdığını göstermektedir.

Bu düzenleyici konumlandırma, akademik yazının hâlâ cevaplayamadığı temel bir soruyu daha da acil hâle getirmektedir: şirketlerin çevresel, sosyal ve yönetişim (ESG) performansı, finansal performanslarına gerçekten yansımakta mıdır? Yazının gelişmiş piyasalardan elde edilen ağırlıklı bulgusu olumlu yöndedir. Alareeni ve Hamdan [3], 2009-2018 döneminde S&P 500 şirketleri üzerinde yaptıkları panel analizde ESG açıklamalarının varlık kârlılığı, özkaynak kârlılığı ve piyasa değeri ölçütleri üzerinde olumlu etki bulmuştur. Buna karşılık gelişmekte olan piyasalardan elde edilen bulgular sistematik biçimde ayrışmaktadır. Duque-Grisales ve Aguilera-Caracuel [4], Brezilya, Şili, Kolombiya, Meksika ve Peru'da faaliyet gösteren 104 çokuluslu şirketin 2011-2015 verileriyle yaptıkları çalışmada ESG skoru ile finansal performans arasında istatistiki olarak anlamlı ve negatif bir ilişki saptamış, dahası bu ilişkinin çevresel, sosyal ve yönetişim boyutları ayrı ayrı incelendiğinde de negatif kaldığını göstermiştir. Türkiye bağlamında Yurtoğlu ve Gülşen [5], BIST 100 kapsamındaki 68 şirketin 2016-2022 verileriyle kurdukları modellerde, sürdürülebilirlik endeksinde yer almanın Tobin's Q ile ölçülen piyasa değerlemesi üzerinde olumsuz, ROA ile ölçülen faaliyet kârlılığı üzerinde ise olumlu etkisi olduğunu bulmuş ve piyasa katılımcılarının sürdürülebilirlik uygulamalarının uzun vadeli faydalarını eksik fiyatlıyor olabileceği yorumunu yapmıştır. Aynı dönemde Yücel vd. [6] ise Borsa İstanbul'da işlem gören 44 finans dışı şirketin 2019-2023 verileriyle ESG skorlarının firma değeri üzerinde olumlu ve anlamlı etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Bu bulgu dağılımı, yazının bir uzlaşıya yaklaşmaktan ziyade birbiriyle çelişen sonuçlar ürettiğini göstermektedir. Söz konusu çelişkinin kaynağı olarak bu çalışmada birbiriyle bağlantılı iki eksiklik öne sürülmektedir.

Birincisi, toplulaştırma sorunudur. Yazındaki çalışmaların önemli bir kısmı, üç farklı sürdürülebilirlik boyutunu tek bir bileşik skora indirgemekte ve bu skorun performansla ilişkisini tahmin etmektedir. Oysa bu üç boyutun firmanın nakit akışları üzerindeki etkileri ne aynı yönde ne de aynı vadededir. Çevresel yatırımlar sermaye yoğun ve uzun geri dönüşlüdür; sosyal harcamaların büyük kısmı cari dönem gideri niteliğindedir; yönetişim kalitesi ise esas olarak temsil maliyetlerini ve sermaye maliyetini etkilemektedir. Khan vd. [7], sürdürülebilirlik konularının sektöre göre önemlilik (materiality) düzeylerinin farklılaştığını ve önemli konularda iyi puan alan şirketlerin piyasa performansının anlamlı biçimde ayrıştığını, önemsiz konularda ise böyle bir ayrışmanın gözlenmediğini göstermiştir. Boyutları tek bir skorda toplayan bir model kurgusu, zıt yönlü etkilerin birbirini götürmesi nedeniyle gerçekte var olan ilişkileri istatistiki olarak görünmez kılabilmektedir. Bu durumda genel ESG katsayısının anlamsız çıkması, bir ilişkinin yokluğunu değil, ölçüm kurgusunun yetersizliğini yansıtıyor olabilir.

İkincisi, makroekonomik ortamın modellerden dışlanmasıdır. ESG-performans yazınının büyük bölümü firmaya özgü kontrol değişkenleriyle sınırlı kalmakta, firmaların içinde faaliyet gösterdiği makroekonomik koşulları modele dâhil etmemektedir. Bu tercih, düşük ve istikrarlı enflasyonun hâkim olduğu gelişmiş piyasalar için savunulabilir olsa da yüksek ve oynak enflasyon ortamlarında ciddi bir spesifikasyon sorunu doğurmaktadır. Sürdürülebilirlik yatırımlarının getirisi, doğası gereği uzun vadeli nakit akışı biçimindedir. Uzun vadeli nakit akışlarının bugünkü değeri ise iskonto oranındaki artışa karşı, kısa vadeli nakit akışlarına kıyasla çok daha duyarlıdır. Dolayısıyla enflasyonun ve buna bağlı nominal iskonto oranlarının yükseldiği bir ortamda, aynı ESG yatırımının piyasa değerlemesine yansıması matematiksel olarak zayıflamak durumundadır. Bu mekanizma doğruysa, ESG'nin firma değeri üzerindeki etkisi sabit bir parametre değil, makroekonomik risk düzeyine bağlı bir büyüklüktür; ve makro değişkenleri dışlayan modeller bu koşulluluğu tanımlayamaz.

Türkiye örneği, bu ikinci eksikliğin ampirik açıdan değerlendirilmesi için uygun bir zemin oluşturmaktadır. Çalışmanın kapsadığı 2013-2023 döneminde yıllık tüketici enflasyonu yaklaşık yüzde 7,4 düzeyinden yüzde 64,8 düzeyine yükselmiş, bu da tek bir ülke örnekleminde dahi makroekonomik risk ortamında olağandışı genişlikte bir varyasyon üretmiştir. Gelişmiş piyasa verileriyle çalışan araştırmacıların erişemediği bu varyasyon, ESG-değerleme ilişkisinin makro koşullara göre nasıl değiştiğinin doğrudan tahmin edilmesine imkân tanımaktadır. Nitekim Shakil [8], 70 petrol ve gaz şirketinin 2010-2018 verileriyle ESG performansının firma toplam riskini azalttığını, ancak bu ilişkinin ESG ihtilafları ve yönetim kurulu yapısı gibi düzenleyici değişkenlere göre farklılaştığını göstermiştir. Söz konusu düzenleyici etki mantığının firma düzeyinden makro düzeye taşınması, bu çalışmanın temel önerisini oluşturmaktadır.

Bu çerçevede çalışma üç araştırma sorusuna yanıt aramaktadır. Birincisi, genel ESG skoru, çevresel, sosyal ve yönetişim boyutlarının şirket performansı üzerindeki farklılaşan etkilerini perdelemekte midir? İkincisi, muhasebe temelli performans ölçütü (ROA) ile piyasa temelli performans ölçütü (Tobin's Q), sürdürülebilirlik performansına farklı tepki vermekte midir? Üçüncüsü, makroekonomik göstergeler modele dâhil edildiğinde, sürdürülebilirlik ve firmaya özgü değişkenlerin açıklayıcı gücü iki performans ölçütü arasında nasıl farklılaşmaktadır?

Çalışma, Borsa İstanbul Sınai Endeksi'nde (XUSIN) yer alan ve 2013-2023 döneminde düzenli olarak sürdürülebilirlik verisi üreten 10 imalat şirketinin dengesiz panel veri setini kullanmaktadır. ESG verileri Thomson Reuters Eikon veri tabanından, firma düzeyi finansal veriler FİNNET 2000+ programından, makroekonomik göstergeler ise Türkiye İstatistik Kurumu'ndan elde edilmiştir. Modeller, hata terimlerinde eşanlı olarak tespit edilen değişen varyans, otokorelasyon ve birimler arası korelasyon sorunlarına karşı dirençli Driscoll ve Kraay [1] standart hataları ile tahmin edilmiştir.

Çalışmanın yazına katkısı üç başlıkta toplanabilir. İlk olarak, Türkiye imalat sanayii bağlamında ESG'yi boyutlarına ayrıştırarak, genel skorla çalışan yerli yazının göremediği boyutlar arası ayrışmayı ortaya koymaktadır. İkinci olarak, ESG-performans modellerine makroekonomik kontrol bloğu ekleyerek, firmaya özgü değişkenlerle sınırlı spesifikasyonların ürettiği katsayı tahminlerinin ne ölçüde dayanıklı olduğunu sınamaktadır. Üçüncü olarak, muhasebe temelli ve piyasa temelli performans ölçütlerini aynı spesifikasyon altında karşılaştırarak, firmaya özgü ve makroekonomik belirleyicilerin iki ölçüt arasında nasıl yer değiştirdiğini belgelemektedir. Bu karşılaştırma, TSRS 1'in sürdürülebilirlik risklerini açıkça sermaye maliyeti ve finansmana erişim üzerinden tanımlayan yaklaşımıyla da örtüşmekte ve bulguları hem yatırımcılar hem de düzenleyiciler açısından doğrudan yorumlanabilir kılmaktadır.

Çalışmanın kalan bölümleri şu şekilde düzenlenmiştir. İkinci bölümde kuramsal çerçeve sunulmakta ve rakip hipotezler geliştirilmektedir. Üçüncü bölümde ilgili yazın, boyut düzeyinde ayrıştırma yapan çalışmalar ve gelişmekte olan piyasa bulguları ekseninde değerlendirilmektedir. Dördüncü bölümde veri seti, değişkenler ve yöntem tanıtılmakta; beşinci bölümde bulgular sunulmaktadır. Altıncı bölümde bulgular kuramsal çerçeve ışığında tartışılmakta, yedinci bölümde ise sonuç ve politika çıkarımlarına yer verilmektedir.

2. Kuramsal Çerçeve

Sürdürülebilirlik performansı ile finansal performans arasındaki ilişkiye dair yazın, tek bir kuramsal çerçeve etrafında birleşmiş değildir. Aksine, birbiriyle yarışan ve karşıt yönlü tahminler üreten en az üç kuramsal gelenek bu ilişkiyi açıklamaya çalışmaktadır. Bu bölümde söz konusu gelenekler yönlü bir hipotez üretecek biçimde seçilerek değil, rakip hipotezler olarak kurgulanmaktadır. Bu tercihin nedeni yöntemseldir: yazının

ampirik bulgularının birbiriyle çelişiyor olması, kuramsal çerçevenin de tek bir beklenti dayatmak yerine bu çelişkiyi taşıyabilecek genişlikte olmasını gerektirmektedir.

2.1. Olumlu Etki Beklentisi: Paydaş Teorisi ve Kaynak Temelli Yaklaşım

Paydaş teorisi, işletmenin yalnızca pay sahiplerine karşı değil, faaliyetlerinden etkilenen ve faaliyetlerini etkileyen tüm gruplara karşı sorumlu olduğu ve stratejisini bu gruplarla kurduğu ilişkiler üzerine inşa etmesi gerektiği önermesine dayanır [9]. Bu bakış açısından sürdürülebilirlik yatırımları bir kaynak sızıntısı değil, paydaş ilişkilerine yapılan bir yatırımdır. Çalışanlarla, tedarikçilerle, müşterilerle ve düzenleyici kurumlarla kurulan güven ilişkisi, işlem maliyetlerini düşürmekte, nitelikli işgücünün elde tutulmasını kolaylaştırmakta ve düzenleyici yaptırım riskini azaltmaktadır. Bu kanalların her biri doğrudan faaliyet kârlılığına yansıması beklenen etkilerdir.

Kaynak temelli yaklaşım bu argümanı tamamlayıcı bir mekanizma sunmaktadır. Barney'e [10] göre sürdürülebilir rekabet üstünlüğü, değerli ve taklit edilmesi zor ve ikame edilemez kaynaklardan doğmaktadır. Uzun bir zaman diliminde biriktirilen çevresel yönetim kapasitesi, kurumsal itibar ve paydaş güveni, tam olarak bu özellikleri taşıyan soyut varlıklardır: satın alınamaz, hızla kopyalanamaz ve rakiplerce kolayca ikame edilemez. Dolayısıyla ESG performansı yüksek firmaların hem daha yüksek faaliyet kârlılığı hem de daha yüksek piyasa değerlemesi sergilemesi beklenir.

Ampirik yazında bu beklentiyi destekleyen bulgular genel olarak gelişmiş piyasalardan gelmektedir. Alareeni ve Hamdan [3], S&P 500 şirketleri üzerinde ESG açıklamalarının hem muhasebe hem de piyasa temelli performans ölçütlerini olumlu etkilediğini göstermiştir. Türkiye bağlamında Yücel ve diğerleri [6] de ESG skorları ile firma değeri arasında olumlu ve anlamlı bir ilişki saptamıştır.

H1a: ESG performansı, şirketlerin muhasebe temelli performansını (ROA) olumlu yönde etkilemektedir.
H2a: ESG performansı, şirketlerin piyasa temelli performansını (Tobin's Q) olumlu yönde etkilemektedir.

2.2. Olumsuz Etki Beklentisi: Vekâlet Teorisi ve Aşırı Yatırım

Vekâlet teorisi, yönetim ile mülkiyetin ayrıştığı şirketlerde yöneticilerin kendi faydalarını pay sahiplerinin çıkarlarına tercih edebileceğini ve bu durumun izleme, bağlılık ve artık kayıp biçiminde temsil maliyetleri doğurduğunu ileri sürmektedir [11]. Bu çerçeveden bakıldığında sürdürülebilirlik harcamaları farklı bir anlam kazanmaktadır: yöneticiler, şahsi itibarlarını yükseltmek, kamuoyu nazarında olumlu bir imaj edinmek veya sosyal çevrelerinde itibar kazanmak amacıyla, şirketin net bugünkü değerine katkısı olmayan sürdürülebilirlik projelerine kaynak ayırabilirler. Bu durumda ESG harcamaları, pay sahiplerinden yöneticilere doğru gerçekleşen örtük bir değer transferidir.

Aşırı yatırım argümanı, özellikle sermaye kısıtının bağlayıcı olduğu gelişmekte olan piyasalarda daha güçlü hâle gelmektedir. Kaynakların sınırlı ve sermaye maliyetinin yüksek olduğu bir ortamda, alternatif getirisi daha yüksek olan projelerden vazgeçilerek sürdürülebilirlik projelerine yönelinmesinin fırsat maliyeti, gelişmiş piyasalara kıyasla belirgin biçimde yüksektir. Bu beklentiyi destekleyen en kapsamlı kanıt Duque-Grisales ve Aguilera-Caracuel'in [4] çalışmasıdır: Latin Amerika'nın beş ülkesinden 104 çokuluslu şirket üzerinde hem ESG skorunun hem de çevresel, sosyal ve yönetişim boyutlarının ayrı ayrı finansal performansla negatif ilişkili olduğu bulunmuştur.

H1b: ESG performansı, şirketlerin muhasebe temelli performansını (ROA) olumsuz yönde etkilemektedir.
H2b: ESG performansı, şirketlerin piyasa temelli performansını (Tobin's Q) olumsuz yönde etkilemektedir.

2.3. Sinyal Teorisi ve Raporlama Rejiminin Güvenilirliği

Sinyal teorisi, bilgi asimetrisinin bulunduğu bir piyasada iyi nitelikli tarafın, kötü nitelikli tarafın taklit etmesi maliyetli olacak bir eylemde bulunarak niteliğini karşı tarafa aktarabileceğini göstermektedir [12]. Teorinin ayırt edici koşulu, sinyalin maliyetli ve ayrıştırıcı olmasıdır: eğer düşük nitelikli taraf da aynı sinyali benzer bir maliyetle üretebiliyorsa, ayrışma dengesi çökmekte ve sinyal bilgi taşıma kapasitesini yitirmektedir.

Bu koşul, ESG skorlarının bilgi değerini değerlendirmek açısından kritiktir. Drempetic vd. [13], Thomson Reuters ASSET4 verileriyle yaptıkları incelemede ESG skorlarının firma büyüklüğü, firmanın ESG verisi üretmeye ayırabildiği kaynaklar ve verinin erişilebilirliği ile anlamlı ve pozitif biçimde ilişkili olduğunu

bulmuş; bu durumun ESG derecelendirmelerine büyük firmalar lehine bir avantaj kazandırdığını ve yatırımcılara aradıkları bilgiyi sunmayabileceğini ileri sürmüştür. Bir başka ifadeyle ESG skoru, kısmen sürdürülebilirlik performansını değil, sürdürülebilirlik hakkında raporlama kapasitesini ölçmektedir. Khan vd. [7], aynı sorunun bir başka boyutunu ortaya koymuştur: sürdürülebilirlik konularının önemlilik düzeyi sektöre göre farklılaşmakta ve önemli konularda iyi puan alan firmalar piyasada anlamlı biçimde ayrışırken, önemsiz konulardaki yüksek puanlar böyle bir ayrışma üretmemektedir.
Türkiye'de sürdürülebilirlik raporlamasının çalışma dönemi boyunca gönüllülük esasına dayanması, zorunlu güvence denetimine tabi olmaması ve ancak 1 Ocak 2024'ten itibaren kapsamdaki işletmeler için zorunlu hâle gelmesi [2], sinyalin ayrıştırıcılık koşulunu daha da zayıflatmaktadır. Gönüllü ve denetlenmeyen bir raporlama rejiminde yüksek ESG skoru, yatırımcı açısından gerçek sürdürülebilirlik performansından ziyade raporlama çabasının bir göstergesi olarak okunabilir. Bu durumda piyasanın ESG skoruna tepkisi için iki olasılık söz konusudur. Birincisi, yatırımcılar skoru bilgi taşımayan bir gürültü olarak değerlendirip göz ardı ederse tepki istatistiki olarak anlamsız olacaktır. İkincisi olumsuz tepkidir ve iki gerekçeye dayanmaktadır. İlk gerekçe, ayrıştırıcı olmayan bir sinyalin bilgi değerinin ortadan kalkmasına karşın üretim maliyetinin ortadan kalkmamasıdır: Drempetic vd.'nin [13] gösterdiği üzere yüksek skor, firmanın ESG verisi üretmeye ve raporlamaya ayırdığı kaynaklarla ilişkilidir; bilgi taşımayan bu harcama, yatırımcı açısından gelecekteki nakit akışlarına katkısı olmayan bir maliyet olarak fiyatlanır. İkinci gerekçe, sinyalin düşük maliyetle taklit edilebildiği bir ortamda [12] yatırımcıların yoğun sürdürülebilirlik raporlamasını zayıf temel göstergeleri telafi etmeye ya da yönetici itibarını artırmaya yönelik bir çaba olarak okuyabilmesidir; bu okuma, 2.2'de ele alınan vekâlet kaynaklı aşırı yatırım kaygısıyla birleşerek yüksek skoru olumsuz bir habere dönüştürür. Dolayısıyla sinyal teorisi, sinyalin güvenilir olmadığı bir rejimde anlamsız tepkinin yanı sıra olumsuz tepkiyi de tutarlı biçimde öngörmektedir; iki olasılıktan hangisinin gerçekleştiği ampirik bir sorudur.
Bu üç kuramsal geleneğin ortak sonucu, ESG'nin performans üzerindeki etkisinin evrensel bir sabit olmadığı, aksine boyuta, performans ölçütüne ve kurumsal bağlama göre değişebileceğidir. Buradan çalışmanın üçüncü ve dördüncü hipotezleri türetilmektedir.

H3: ESG'nin boyutları olan çevresel (E), sosyal (S) ve yönetişim (G) değerlerinin şirket performansı üzerindeki etkileri, işaret ve/veya istatistiki anlamlılık bakımından birbirinden farklılaşmaktadır.
H4: ESG performansının muhasebe temelli performans ölçütü üzerindeki etkisi ile piyasa temelli performans ölçütü üzerindeki etkisi birbirinden farklılaşmaktadır.

H3'ün kuramsal dayanağı, üç boyutun firma nakit akışları üzerindeki etkilerinin ne aynı yönde ne de aynı vadede olmasıdır. Çevresel yatırımlar sermaye yoğundur ve geri dönüşü uzun vadelidir; sosyal harcamaların önemli bir kısmı cari dönem gideri niteliğindedir ve doğrudan kârlılığı azaltır; yönetişim kalitesi ise esas olarak temsil maliyetleri ve sermaye maliyeti üzerinden dolaylı biçimde etkilidir. Bu üç heterojen etkinin tek bir bileşik skorda toplanması, zıt işaretli katsayıların birbirini götürmesine ve gerçekte var olan ilişkilerin istatistiki olarak görünmez kalmasına yol açabilir.
H4'ün dayanağı ise iki performans ölçütünün farklı bilgi kümelerini yansıtmasıdır. ROA, cari dönemde gerçekleşmiş ve finansal tablolara yansımış faaliyet sonuçlarını ölçer; Tobin's Q ise piyasanın firmanın gelecekteki nakit akışlarına ilişkin beklentisini bugüne indirgeyerek fiyatlar. Dolayısıyla ESG harcamalarının cari dönem gideri olarak ROA'yı azaltıcı etkisi ile gelecek beklentisi yoluyla Tobin's Q'yu artırıcı etkisi eşanlı olarak var olabilir; ya da tam tersi gerçekleşebilir. Yurtoğlu ve Gülşen [5], Borsa İstanbul verileriyle tam bu türden bir ayrışma saptamış, sürdürülebilirlik endeksinde yer almanın ROA'yı olumlu, Tobin's Q'yu ise olumsuz etkilediğini bulmuştur.

2.4. Makroekonomik Risk Ortamı ve Performans Ölçütlerinin Ayrışması

Yukarıdaki üç gelenek, sürdürülebilirlik performansı ile firma performansı arasındaki ilişkiyi firma düzeyinde ele almaktadır. Ancak firmalar, içinde faaliyet gösterdikleri makroekonomik ortamdan bağımsız değerlendirilemez; bu durum özellikle piyasa temelli performans ölçütleri için geçerlidir.
Bu önerinin dayanağı değerleme matematiğinin kendisidir. Sürdürülebilirlik yatırımlarının getirisi - azalan düzenleyici yaptırım riski, güçlenen itibar, iyileşen enerji verimliliği - uzak dönemlerde gerçekleşen nakit akışları biçimindedir. Uzak dönem nakit akışlarının bugünkü değeri, iskonto oranındaki artışa karşı yakın dönem nakit akışlarına kıyasla çok daha duyarlıdır. Enflasyonun ve buna bağlı nominal iskonto oranlarının

yükseldiği bir ortamda, aynı ESG yatırımının firma değerine katkısı bu nedenle mekanik olarak zayıflamak durumundadır.
Modigliani ve Cohn [14], bu mekanizmanın davranışsal bir katman daha taşıdığını ileri sürmüştür. Yazarlara göre yatırımcılar enflasyonist dönemlerde reel nakit akışlarını, iktisaden doğru olan reel iskonto oranı yerine nominal faiz oranıyla iskonto etme hatasına düşmekte; bu para yanılsaması yüksek enflasyon dönemlerinde hisse senedi piyasalarının sistematik biçimde düşük değerlenmesine yol açmaktadır. Bu hata, uzun vadeli getiri vadeden varlıklarda - ki ESG yatırımları tam olarak bu niteliktedir - orantısız biçimde büyüktür. Rasyonel iskonto mekanizması ile davranışsal para yanılsaması, aynı yöndeki bir tahminde birleşmektedir.
Düzenleyici etki mantığının ESG-performans ilişkisine uygulanması yazında yeni değildir. Shakil [8], ESG performansının firma riski üzerindeki etkisinin ESG ihtilafları ve yönetim kurulu yapısına göre farklılaştığını göstermiş; Duque-Grisales ve Aguilera-Caracuel [4] ise finansal esneklik ve coğrafi çeşitlendirmenin ESG-performans ilişkisini düzenlediğini saptamıştır. Bu çalışmanın katkısı, düzenleyici değişkeni firma düzeyinden makro düzeye taşıyarak, ESG'nin değerleme etkisinin içinde bulunulan enflasyon ortamına bağlı olup olmadığını doğrudan sınamaktır.
Bu argümanın doğrudan sınanabilir bir sonucu vardır. Muhasebe temelli kârlılık, cari dönemde gerçekleşmiş faaliyet sonuçlarını ölçtüğü için esas olarak firmanın kendi finansal yapısı tarafından - varlık kullanım etkinliği, likidite ve kaldıraç düzeyi tarafından - belirlenir. Piyasa değerlemesi ise gelecekteki nakit akışlarının bugünkü değerine dayandığından, iskonto oranını biçimlendiren makroekonomik koşullara doğrudan duyarlıdır. Dolayısıyla aynı kontrol seti altında tahmin edilen iki model karşılaştırıldığında, firmaya özgü değişkenlerin muhasebe performansında, makroekonomik göstergelerin ise piyasa performansında baskın olması beklenir.

H5: Makroekonomik göstergelerin piyasa temelli performans üzerindeki belirleyiciliği, firmaya özgü finansal değişkenlerin belirleyiciliğine kıyasla baskındır; muhasebe temelli performansta ise bu ilişki tersine dönmektedir.
Bu kuramsal çerçeveden hareketle geliştirilen öneri, ESG'nin firma değeri üzerindeki etkisinin sabit bir parametre değil, enflasyon düzeyine bağlı bir büyüklük olduğudur. Söz konusu koşulluluğun doğrudan sınanması, ESG ile enflasyon arasında bir etkileşim terimi kurulmasını gerektirmektedir. Bu çalışmada H5 düzeyinde kalınmış, etkileşim kurgusu kapsam dışında tutulmuştur; ancak bulgular bu yönde bir araştırma gündemi için gerekçe oluşturmaktadır ve konu yedinci bölümde yeniden ele alınmaktadır.

3. Literatür Taraması

Bu bölümde ilgili yazın, çalışmanın araştırma sorularına doğrudan karşılık gelecek biçimde üç eksende değerlendirilmektedir: ESG'yi boyutlarına ayrıştıran çalışmalar, gelişmekte olan piyasalardan elde edilen bulgular ve Türkiye üzerine yapılan araştırmalar. Genel ESG skoru ile performans arasındaki ilişkiyi inceleyen kapsamlı yazına ayrı bir alt başlık ayrılmamış, söz konusu çalışmalara yalnızca boyut ayrıştırmasına ilişkin tartışmayı konumlandırdıkları ölçüde yer verilmiştir.

3.1. Boyut Düzeyinde Ayrıştırma Yapan Çalışmalar

ESG'yi üç boyutuna ayırarak inceleyen çalışmaların ortak bulgusu, boyutların performans üzerindeki etkilerinin homojen olmadığıdır.
Bu yazının başlangıç noktası sayılabilecek çalışmada Velte [15], Alman Prime Standard endekslerinde (DAX30, TecDAX, MDAX) yer alan şirketlerin 2010-2014 dönemine ait 412 firma-yıl gözlemini kullanarak ESG performansını hem bütün olarak hem de üç boyutu itibarıyla incelemiştir. Çalışmanın iki bulgusu bu araştırma açısından doğrudan önem taşımaktadır. Birincisi, ESG performansının ROA üzerinde olumlu etkisi bulunurken Tobin's Q üzerinde hiçbir etkisinin olmamasıdır; ikincisi, üç boyut ayrı ayrı incelendiğinde yönetişim performansının finansal performans üzerinde çevresel ve sosyal boyutlara kıyasla en güçlü etkiyi göstermesidir. Velte'nin çalışması, hem ölçüt ayrışmasının hem de boyut ayrışmasının aynı örneklemde eşanlı olarak gözlenebileceğini ortaya koymuştur.
Humphrey vd. [16], Birleşik Krallık firmaları üzerinde üç faktörü birbirinden ayrıştırarak inceledikleri çalışmalarında, çevresel, sosyal veya yönetişim derecelendirmesi yüksek olan firmalarla düşük olanlar arasında performans farkı bulamamıştır. Yazarlar ayrıca söz konusu firmaların sistematik riskleri, defter değeri/piyasa değeri oranları ve momentum duyarlılıkları bakımından da farklılaşmadığını; buna karşılık yüksek

derecelendirmeli firmaların istikrarlı biçimde daha büyük ölçekli olduğunu saptamıştır. Bu son bulgu, Drempetic vd. [13] ESG skorlarındaki ölçek yanlılığına ilişkin tespitiyle örtüşmektedir.

Carnini Pulino vd. [17], İtalya'da faaliyet gösteren şirketlerin 2011-2020 dönemi verileriyle yaptıkları çalışmada ESG açıklamalarının finansal performansı olumlu etkilediğini, ancak bu olumlu etkinin esas olarak çevresel ve sosyal boyutlardan kaynaklandığını bulmuştur. Velte'nin [15] yönetişim lehine sonucuyla karşılaştırıldığında, aynı kuramsal çerçeve ve benzer yöntemle çalışan iki araştırmanın hangi boyutun baskın olduğu konusunda dahi uzlaşamadığı görülmektedir. Bu durum, boyut etkilerinin kurumsal bağlama duyarlı olduğuna işaret etmektedir.

Aydoğmuş vd. [18], uluslararası bir örneklemle yaptıkları çalışmada ESG genel skorunun firma değeriyle olumlu ve anlamlı biçimde ilişkili olduğunu bulmuştur. Ancak boyutlar ayrı ayrı incelendiğinde tablo değişmektedir: sosyal ve yönetişim skorları firma değeriyle olumlu ve anlamlı ilişki gösterirken, çevresel skorun firma değeriyle anlamlı bir ilişkisi bulunmamaktadır. Kârlılık tarafında ise hem genel skor hem de üç boyut olumlu ve anlamlı çıkmıştır. Bu bulgu deseni - çevresel boyutun piyasa değerlemesinde diğer boyutlardan ayrışması - boyut heterojenliğinin yalnızca tek ülke örneklemlerine özgü olmadığını, geniş ve çok ülkeli örneklemlerde de gözlendiğini göstermesi bakımından önemlidir.

3.2. Gelişmekte Olan Piyasalardan Elde Edilen Bulgular

Gelişmekte olan piyasalara odaklanan çalışmalar, gelişmiş piyasa yazınının olumlu ilişki yönündeki ağırlıklı bulgusundan sistematik biçimde ayrışmaktadır.

Bu ayrışmanın en kapsamlı kanıtı Duque-Grisales ve Aguilera-Caracuel [4] tarafından sunulmuştur. Brezilya, Şili, Kolombiya, Meksika ve Peru'da faaliyet gösteren 104 çokuluslu şirketin 2011-2015 dönemi Thomson Reuters Eikon verileriyle yapılan analizde ESG skoru ile finansal performans arasında istatistiki olarak anlamlı ve negatif bir ilişki saptanmıştır. Daha önemlisi, çevresel, sosyal ve yönetişim boyutları ayrı ayrı incelendiğinde de ilişkinin negatif kaldığı görülmüştür. Yazarlar ayrıca finansal esnekliğin ve coğrafi uluslararasılaşma derecesinin bu ilişkiyi düzenlediğine dair kanıt sunmuştur; yani ESG'nin performansa etkisi, firmanın içinde bulunduğu koşullara bağlı olarak değişmektedir.

Narula vd. [19], Hindistan firmaları üzerinde ESG açıklama skorlarının faaliyet, finansal ve piyasa performansı üzerindeki etkisini inceledikleri çalışmada, ESG'nin hiçbir boyutunun firma performansıyla anlamlı biçimde ilişkili olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Yazarlar bu bulguyu, ESG ile ilgili faaliyetlerin firma performansı üzerindeki etkisinin henüz somut biçimde gözlemlenemediği şeklinde yorumlamıştır. Sharma vd. [20] ise yine Hindistan örnekleminde, kaynak temelli yaklaşımı çerçeve olarak kullandıkları çalışmada ESG açıklama skorlarının firma performans ölçütleriyle negatif ilişkili olduğunu; çevresel açıklama skorunun ise hem muhasebe performansı (ROA) hem de piyasa performansı (Tobin's Q) ile anlamlı biçimde ters yönlü ilişki gösterdiğini saptamıştır.

Bu üç çalışmanın ortaya koyduğu tablo, gelişmekte olan piyasalarda ESG-performans ilişkisinin ya anlamsız ya da negatif olduğu yönündedir. Söz konusu bulgu deseni, yazında sıklıkla beklenmedik sonuç olarak nitelendirilmekte ve örneklem yetersizliğine, veri kalitesine veya ölçüm sorunlarına bağlanmaktadır. Bu çalışma ise alternatif bir okuma önermektedir: söz konusu desen bir ölçüm sorunu değil, gelişmekte olan piyasaların yapısal özelliklerinin - yüksek sermaye maliyeti, oynak makroekonomik ortam ve düşük denetimli raporlama rejimleri - sistematik bir yansımasıdır..

3.3. Türkiye Üzerine Yapılan Çalışmalar

Türkiye'de ESG-performans ilişkisini inceleyen çalışmaların sayısı, düzenli sürdürülebilirlik raporu yayımlayan şirket sayısının sınırlı olması nedeniyle görece azdır. Mevcut çalışmaların bulguları ise birbiriyle çelişmektedir.

Erben Yavuz [21], Borsa İstanbul'da işlem gören ve ESG skoru açıklayan, finansal sektör dışındaki 15 şirketin 2013-2021 dönemi verileriyle yaptığı panel analizde ESG skorları ile ROA arasında anlamlı ve pozitif bir ilişki saptamıştır. Kontrol değişkenleri açısından kaldıraç oranının ROA ile negatif, firma büyüklüğünün ise pozitif ilişkili olduğu bulunmuştur. Bu çalışma, dönem ve örneklem bakımından mevcut araştırmaya en yakın yerli çalışmadır; ancak makroekonomik değişkenler modele dâhil edilmemiştir.

Yurtoğlu ve Gülşen [5], BIST 100 kapsamındaki 68 şirketin 2016-2022 dönemine ait dengeli panel verisiyle, BIST Sürdürülebilirlik Endeksi'nde yer alan firmaları diğerleriyle karşılaştırmıştır. Bulgular, endekste yer almanın

Tobin's Q ile ölçülen piyasa değerlemesini olumsuz, ROA ile ölçülen faaliyet kârlılığını ise olumlu etkilediği yönündedir. Yazarlar bu sonucu, piyasa katılımcılarının sürdürülebilirlik uygulamalarının uzun vadeli faydalarını eksik değerlendiriyor olabileceği biçiminde yorumlamıştır. Buna karşılık Yücel vd. [6], Borsa İstanbul'da işlem gören 44 finans dışı şirketin 2019-2023 dönemi verileriyle ve Sermaye Piyasası Kurulu'nun Kurumsal Yönetim Endeksi'ni tamamlayıcı gösterge olarak modele dâhil ederek, hem ESG skorlarının hem de kurumsal yönetim endeksinin firma değeriyle olumlu ve anlamlı biçimde ilişkili olduğu sonucuna ulaşmıştır.
Aynı piyasada, kısmen örtüşen dönemlerde ve benzer yöntemlerle çalışan bu araştırmaların birbirine zıt sonuçlar üretmesi başlı başına açıklanması gereken bir olgudur. Üç çalışmanın ortak özelliği, modellerinin firmaya özgü kontrol değişkenleriyle sınırlı kalması ve hiçbirinin makroekonomik göstergeleri içermemesidir.

3.4. Literatürdeki Boşluk ve Bu Çalışmanın Konumu

Yukarıdaki değerlendirmeden üç sonuç çıkmaktadır.
Birincisi, boyut ayrıştırması yapan çalışmalar boyut etkilerinin heterojen olduğu konusunda uzlaşmakta, ancak hangi boyutun baskın olduğu konusunda uzlaşamamaktadır. Velte [15] yönetişimi, Carnini Pulino vd. [17] çevresel ve sosyal boyutları öne çıkarmakta; Aydoğmuş vd. [18] uluslararası örneklemde çevresel boyutun firma değeri üzerinde diğer boyutlardan ayrıştığını bulmakta; Humphrey vd. [16] ile Narula vd. [19] ise hiçbir boyutun anlamlı olmadığını saptamaktadır. Bu dağınıklık, boyut etkilerinin kurumsal ve makroekonomik bağlama duyarlı olduğuna işaret etmekte, dolayısıyla her bağlam için ayrı ampirik kanıt üretilmesini gerektirmektedir.
İkincisi, gelişmekte olan piyasa bulguları ile gelişmiş piyasa bulguları arasındaki sistematik ayrışma, yazında tanımlanmış ancak kuramsal olarak yeterince açıklanmamıştır. Duque-Grisales ve Aguilera-Caracuel [4] düzenleyici etki mantığını firma düzeyinde (finansal esneklik, coğrafi çeşitlendirme) uygulamış; ancak gelişmekte olan piyasaları tanımlayan asıl özellik olan makroekonomik oynaklık düzenleyici değişken olarak ele alınmamıştır.
Üçüncüsü, Türkiye üzerine yapılan çalışmaların tamamı makroekonomik kontrol bloğunu dışlamaktadır. Bu, 2013-2023 gibi enflasyonun yaklaşık yüzde 7,4 düzeyinden yüzde 64,8 düzeyine çıktığı bir dönem için ciddi bir spesifikasyon eksikliğidir. Söz konusu dönemde hem ESG skorları hem de nominal büyüklüklerden etkilenen performans ölçütleri eşanlı olarak yükselme eğilimi göstermiştir; zaman boyutundaki bu ortak hareket kontrol edilmediğinde, ESG katsayısının ortak eğilimi soğurma riski bulunmaktadır.
Bu çalışma söz konusu boşluklara şu biçimde karşılık vermektedir. ESG'yi boyutlarına ayrıştırarak birinci boşluğa Türkiye imalat sanayii bağlamında kanıt sunmakta; modellere reel efektif döviz kuru, ekonomik büyüme ve enflasyondan oluşan bir makroekonomik kontrol bloğu ekleyerek üçüncü boşluğu kapatmaktadır. İkinci boşluk bakımından ise makroekonomik göstergelerin piyasa değerlemesindeki baskınlığını belgeleyerek kısmi bir katkı sunmakta; düzenleyici etki mantığının makro düzeyde etkileşim kurgusuyla doğrudan sınanmasını gelecek araştırmalara bırakmaktadır.

4. Veri Seti ve Yöntem

4.1. Örneklem ve Veri Kaynakları

Çalışmada, Borsa İstanbul'da işlem gören ve BIST Sınai Endeksi'nde (XUSIN) yer alan 10 imalat şirketinin 2013-2023 dönemini kapsayan 11 yıllık dengesiz panel veri seti kullanılmıştır. Endekste 31 Temmuz 2024 itibarıyla 229 şirket bulunmasına [22] karşın örneklemin 10 şirketle sınırlı tutulmasının nedeni, şirketlerin büyük bölümünün sürdürülebilirlik raporu yayımlamaması veya raporlarını her yıl düzenli olarak yayımlamamasıdır. Bu kısıt, Türkiye'de ESG verisiyle çalışan tüm araştırmaların ortak sorunudur; nitekim Erben Yavuz [21] benzer bir dönem için 15, Yurtoğlu ve Gülşen [5] ise daha kısa bir dönem için 68 şirkete ulaşabilmiştir. Örneklem kapsamı ile inceleme dönemi arasındaki denge gözetilerek bu çalışma bilinçli olarak dönem uzunluğundan yana tercih kullanmıştır; çünkü araştırmanın asıl sorusu olan makroekonomik koşulluluğun sınanabilmesi, enflasyon değişkeninde geniş bir varyasyon gerektirmektedir. 2013-2023 penceresi, Aralık ayı itibarıyla yıllık tüketici enflasyonunun yüzde 7,4 (2013) ile yüzde 64,8 (2023) arasında hareket ettiği bir dönemi kapsamakta [23] ve bu varyasyonu sağlamaktadır.
Örneklemdeki şirketler beş alt sektöre dağılmaktadır: gıda, içecek ve tütün (AEFES, CCOLA, ULKER); metal eşya, makine, elektrikli cihazlar ve ulaşım araçları (ARCLK, FROTO, TOASO); kimya, ilaç, petrol, lastik ve plastik ürünler (PETKM, TUPRS); ana metal sanayi (EREGL); madencilik ve taş ocakçılığı (KOZAL). Örneklem

büyüklüğü alt sektör bazında anlamlı ayrıştırma yapmaya elverişli olmadığından, sektörel heterojenlik ayrı bir analiz konusu yapılmamış, çalışmanın sınırlılıkları arasında belirtilmiştir.
ESG verileri Thomson Reuters Eikon veri tabanından, şirketlere ilişkin finansal veriler FİNNET 2000+ programından, makroekonomik göstergeler ise Türkiye İstatistik Kurumu'ndan temin edilmiştir. ESG verilerinin yıllık olarak açıklanması nedeniyle analiz yıllık veriler üzerinden yürütülmüştür.

4.2. Değişkenler

Bağımlı değişkenler. Şirket performansı iki ayrı ölçütle temsil edilmektedir. Varlıkların kârlılık oranı (ROA), dönem net kârının ortalama toplam varlıklara bölünmesiyle hesaplanmakta ve cari dönemde gerçekleşmiş, finansal tablolara yansımış faaliyet sonuçlarını ölçmektedir. Tobin's Q oranı ise toplam varlıkların defter değerinden özkaynakların defter değeri düşülüp özkaynakların piyasa değeri eklendikten sonra toplam varlıkların defter değerine bölünmesiyle hesaplanmakta ve piyasanın firmanın gelecekteki nakit akışlarına ilişkin beklentisini yansıtmaktadır. İki ölçütün birlikte kullanılması, H4'te formüle edilen ölçüt ayrışması hipotezinin sınanabilmesi için zorunludur.
Sürdürülebilirlik değişkenleri. Modellerde genel ESG skoru ile bu skoru oluşturan çevresel (E), sosyal (S) ve yönetişim (G) boyutları ayrı ayrı bağımsız değişken olarak kullanılmıştır. Dört değişkenin de doğal logaritması alınmıştır. Boyutların aynı modelde birlikte yer almaması, aralarındaki yüksek korelasyondan kaynaklanan bilinçli bir tercihtir; bu korelasyonlar Tablo 2'de sunulmaktadır.
Firmaya özgü kontrol değişkenleri. Varlık devir hızı oranı (ADH; net satışlar / ortalama toplam varlıklar) faaliyet etkinliğini, cari oran (CO; dönen varlıklar / kısa vadeli yabancı kaynaklar) kısa vadeli likidite ve finansal risk düzeyini, finansal borçların özkaynaklara oranı (FBÖZ) sermaye yeterliliğini ve finansal kaldıraç düzeyini, net satışların reel büyüme oranı (NSRB) ise esas faaliyet hacmindeki enflasyondan arındırılmış değişimi temsil etmektedir. NSRB'nin reel olarak hesaplanması, yüksek enflasyon ortamında nominal büyüme oranlarının yanıltıcı olmasından kaynaklanan bir zorunluluktur.
Makroekonomik kontrol değişkenleri. Reel efektif döviz kuru (lnREDK), ekonomik büyüme oranı (GDP) ve enflasyon oranı (ENF; TÜFE'nin Aralık ayı itibarıyla yıllık değişimi) modellere makroekonomik kontrol bloğu olarak dâhil edilmiştir. Bu üç değişken firma boyutunda varyasyon göstermez; yalnızca zaman indisi taşır. Bu özellik, modellerde tespit edilen birimler arası korelasyonun (BAK) kaynağını da açıklamaktadır: örneklemdeki tüm firmalar eşanlı olarak aynı makroekonomik şoklara maruz kalmaktadır. Dolayısıyla BAK'ın varlığı bir tahmin sorunu değil, veri üretme sürecinin doğal sonucudur ve tahminci seçiminde açıkça dikkate alınmıştır.

Tablo 1. Değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler

Değişken	Gözlem	Ortalama	Std. sapma	Minimum	Maksimum
ROA	110	0,0955	0,0855	−0,1731	0,3308
TOBINQ	110	2,3264	1,4544	0,6200	8,2300
lnESG	109	4,0375	0,4509	2,9291	4,5448
lnE	109	4,0369	0,5259	1,4739	4,5933
lnS	109	4,0256	0,5893	2,5626	4,5757
lnG	109	3,9372	0,4245	2,9081	4,5119
ADH	110	1,1239	0,6721	0,3400	4,0400
CO	110	2,6056	3,1949	0,7600	17,4000
FBÖZ	110	0,7972	0,6788	0,0000	5,3817
NSRB	110	0,2016	0,4749	−0,4908	2,6590
lnREDK	110	1,8899	0,1064	1,7013	2,0275
GDP	110	0,0527	0,0294	0,0080	0,1140
ENF	110	0,2333	0,2103	0,0740	0,6480

Tablo 1'de öne çıkan iki nokta bulunmaktadır. Birincisi, enflasyon değişkeninin 0,074 ile 0,648 arasında hareket etmesi; yani örneklem döneminde enflasyonun yaklaşık dokuz kat genişlikte bir aralıkta seyretmesidir. Tek bir ülke örnekleminde bu ölçekte bir makroekonomik varyasyon, gelişmiş piyasa verileriyle çalışan araştırmalarda ulaşılması güç bir koşuldur ve makroekonomik değişkenlerin performans ölçütleri üzerindeki etkisinin tahmin

edilebilmesine imkân tanıyan asıl unsurdur. İkincisi, Tobin's Q'nun 0,62 ile 8,23 arasında değişmesine karşın ortalamasının (2,33) bu aralığın alt çeyreğinde kalması ve en yüksek değerin ortalamanın yaklaşık dört standart sapma üzerinde yer almasıdır; bu durum, dağılımın sağa çarpık olduğuna işaret etmektedir. Söz konusu çarpıklık, 4.4'te raporlanan normallik testlerinde Tobin's Q modellerinin hata terimlerinin normal dağılmadığının saptanmasıyla ve aynı modellerde Ramsey RESET testinin işaret ettiği spesifikasyon sapmasıyla tutarlıdır (Tablo 3). Bu nedenle Tobin's Q modellerine ilişkin katsayılar ihtiyatla yorumlanmakta, bağımlı değişkenin logaritmik dönüşümüyle yeniden tahmin ise yedinci bölümde gelecek araştırmalar için önerilmektedir.

Tablo 2. Korelasyon analizi sonuçları

	ROA	TOBQ	lnESG	lnE	lnS	lnG	ADH	CO	FBÖZ	NSRB	lnREDK	GDP	ENF
ROA	1,00												
TOBQ	0,15	1,00											
lnESG	−0,23	0,06	1,00										
lnE	−0,15	0,12	0,90	1,00									
lnS	−0,18	0,01	0,95	0,82	1,00								
lnG	−0,26	0,04	0,70	0,51	0,53	1,00							
ADH	0,29	0,41	0,36	0,30	0,36	0,27	1,00						
CO	0,38	−0,16	−0,70	−0,49	−0,65	−0,68	−0,38	1,00					
FBÖZ	0,33	0,21	0,40	0,37	0,38	0,25	0,09	−0,35	1,00				
NSRB	0,11	0,03	0,20	0,18	0,20	0,10	0,25	−0,08	0,11	1,00			
lnREDK	−0,14	0,13	−0,31	−0,33	−0,31	−0,12	−0,13	0,06	−0,13	−0,48	1,00		
GDP	0,10	0,14	−0,02	−0,06	−0,01	−0,04	0,02	−0,02	0,09	0,13	−0,18	1,00	
ENF	0,12	−0,19	0,26	0,27	0,27	0,09	0,24	−0,07	0,00	0,61	−0,77	0,17	1,00

Tablo 2, ESG boyutlarının aynı modelde birlikte kullanılamayacağını açıkça göstermektedir: lnESG ile lnS arasındaki korelasyon 0,95, lnE ile 0,90 düzeyindedir. Bu nedenle her boyut ayrı bir modelde tahmin edilmiştir. Ayrıca ESG ve boyutlarının ROA ile korelasyonunun negatif, Tobin's Q ile korelasyonunun pozitif olması, iki performans ölçütünün sürdürülebilirlik değişkenlerine farklı tepki verdiğine dair ilk işareti sunmaktadır. lnREDK ile ENF arasındaki −0,77 düzeyindeki korelasyon ise çoklu doğrusal bağlantı açısından izlenmesi gereken bir büyüklüktür ve VIF testinde ele alınmaktadır.

4.3. Modeller

Çalışmada, her iki bağımlı değişken için dörder olmak üzere toplam sekiz model tahmin edilmektedir. Sürdürülebilirlik değişkeni SUS(it), lnESG(it), lnE(it), lnS(it) ve lnG(it) değişkenlerinden birini temsil etmek üzere, her iki bağımlı değişken için dörder model kurulmuştur:

$$ROA(it) = \beta_0 + \beta_1\, SUS(it) + \beta_2\, ADH(it) + \beta_3\, CO(it) + \beta_4\, FBÖZ(it) + \beta_5\, NSRB(it) + \beta_6\, lnREDK(t) + \beta_7\, GDP(t) + \beta_8\, ENF(t) + u(it) \quad (1)$$

$$TOBINQ(it) = \alpha_0 + \alpha_1\, SUS(it) + \alpha_2\, ADH(it) + \alpha_3\, CO(it) + \alpha_4\, FBÖZ(it) + \alpha_5\, NSRB(it) + \alpha_6\, lnREDK(t) + \alpha_7\, GDP(t) + \alpha_8\, ENF(t) + v(it). \quad (2)$$

Böylece Model 1-4 ROA'yı, Model 5-8 ise Tobin's Q'yu bağımlı değişken olarak almakta; her dörtlü içinde sırasıyla lnESG, lnE, lnS ve lnG sürdürülebilirlik değişkeni olarak yer almaktadır. Bağımlı değişkenler düzey, sürdürülebilirlik değişkenleri logaritmik olduğundan β_1 ve α_1 birer yarı-esneklik olarak yorumlanmaktadır: ESG skorundaki yüzde 1'lik artış, bağımlı değişkeni yaklaşık $\beta_1/100$ birim değiştirmektedir.

H5, ayrı bir model kurgusunu değil, (1) ve (2) numaralı denklemlerin aynı kontrol seti altında karşılaştırılmasını gerektirmektedir. Her iki denklemde bağımsız değişken seti birebir aynı tutulduğundan, katsayıların anlamlılık ve büyüklük yapısındaki farklılıklar doğrudan bağımlı değişkenin niteliğine atfedilebilmektedir.

4.4. Yöntem

Veri setine uygun panel modelin belirlenmesi için önce birim ve/veya zaman etkisinin varlığı F ve LR testleri [24] ile tek taraflı düzeltilmiş LM (ALM) [25] ve çift taraflı LM [26] testleriyle araştırılmıştır. ROA'nın bağımlı değişken olduğu modellerde birim etkiye ilişkin üç testin de temel hipotezi reddedememesi üzerine birim etkinin bulunmadığı; zaman etkisine ilişkin olarak F testi temel hipotezi reddederken LR ve LM testlerinin reddedememesi üzerine, LR ve LM sonuçları esas alınarak zaman etkisinin de bulunmadığı sonucuna

varılmıştır. Bu nedenle Model 1-4 havuzlanmış EKK ile tahmin edilmiştir. Tobin's Q modellerinde ise birim etkiye ilişkin üç test de yüzde 1 önem düzeyinde temel hipotezi reddetmiş, zaman etkisine ilişkin olarak ise F testi Model 6 ve 8'de yüzde 5, Model 5 ve 7'de yüzde 10 önem düzeyinde temel hipotezi reddederken LR ve LM testleri yüzde 5 düzeyinde reddedememiş, ROA modellerindeki yaklaşımla tutarlı biçimde LR ve LM sonuçları esas alınarak zaman etkisinin bulunmadığı sonucuna varılmıştır; dolayısıyla Model 5-8 tek yönlü birim etkili modeller olarak belirlenmiştir.

Birim etkinin sabit mi yoksa tesadüfi mi olduğuna karar vermek için Hausman [27] ve dirençli Hausman (R-Hausman) [28] testleri uygulanmıştır. İki testin sonuçları Model 5, 6 ve 7'de ayrışmakta; klasik Hausman testi temel hipotezi reddederken R-Hausman testi reddedememektedir. Klasik Hausman testinin, hata teriminde değişen varyans ve otokorelasyon bulunduğunda geçerliliğini yitirdiği; bu koşullar altında dirençli versiyonun esas alınması gerektiği dikkate alınarak R-Hausman sonuçları temel alınmış ve tüm Tobin's Q modellerinin tesadüfi etkili model olduğuna karar verilmiştir.

Çoklu doğrusal bağlantı VIF testiyle incelenmiş, modellerin ortalama VIF değerleri 1,72 ile 1,92 arasında, yani 5 eşiğinin belirgin biçimde altında kalmıştır. Normal dağılım varsayımı ROA modellerinde Jarque-Bera [29], Tobin's Q modellerinde D'Agostino, Belanger ve D'Agostino [30] testiyle sınanmış ve tüm modellerde varsayımdan sapma tespit edilmiştir. Değişen varyans sırasıyla White [31] ile Levene [32] ve Brown ve Forsythe [33] testleriyle, otokorelasyon ise Durbin-Watson [34] ile Bhargava, Franzini ve Narendranathan [35] testleriyle sınanmış ve her iki sorunun da tüm modellerde mevcut olduğu görülmüştür. Birimler arası korelasyon, Pesaran'ın [36] CD testini temel alan ve Juodis ve Reese [37] tarafından geliştirilen ağırlıklandırılmış CDw+ testiyle incelenmiş ve tüm modellerde BAK saptanmıştır. Bu sonuç, 4.2'de açıklandığı üzere makroekonomik değişkenlerin firma boyutunda varyasyon göstermemesinin doğal bir sonucudur. Son olarak spesifikasyon sapması Ramsey [38] RESET testiyle sınanmış; ROA modellerinde sapma tespit edilmezken Tobin's Q modellerinin tamamında yüzde 5 önem düzeyinde spesifikasyon sapması saptanmıştır. Bu bulgu, ilgili modellerin fonksiyonel biçiminin tam olarak doğrulanamadığını göstermekte olup katsayı yorumlarının ihtiyatlı bir şekilde yapılmasını gerektirmekte ve yedinci bölümde sınırlılıklar arasında ayrıca ele alınmaktadır. Model seçimine ve tanısal testlere ilişkin sonuçlar Tablo 3'te topluca sunulmaktadır.

Değişen varyans, otokorelasyon ve birimler arası korelasyonun eşanlı olarak bulunduğu koşullarda dirençli sonuç veren Driscoll ve Kraay [1] standart hataları kullanılmıştır. Bu tahmincinin ayırt edici özelliği, skor vektörlerini önce her dönem için birimler boyunca toplulaştırması, ardından zaman boyunca Bartlett çekirdeğiyle otokorelasyon düzeltmesi uygulamasıdır; birimler arası korelasyon sorunu tam olarak bu toplulaştırma yoluyla giderilmektedir. Gecikme uzunluğu Newey ve West'in [39] önerdiği m = ⌊4(T/100)^(2/9)⌋ ölçütüne göre belirlenmiş ve T = 11 için m = 2 olarak alınmıştır.

Driscoll-Kraay tahmincisinin tutarlılığı, zaman boyutunun sonsuza gitmesi varsayımına dayanmaktadır. Bu çalışmada T = 11 olduğundan standart hataların asimptotik yaklaşımı ideal koşullardan uzaktır. Bu nedenle, özellikle yüzde 10 önem düzeyinde anlamlı bulunan katsayılar kesin çıkarım olarak değil, sınırlı örneklem koşullarında elde edilmiş göstergeler olarak yorumlanmalıdır. Söz konusu kaygı, panel düzeltmeli standart hatalar veya wild cluster bootstrap gibi alternatif tahmincilerle yapılacak yeniden tahminlerle giderilebilir; bu işlem çalışmanın kapsamı dışında tutulmuş ve sınırlılıklar arasında belirtilmiştir.

Tablo 3. Model seçimi ve tanısal test sonuçları

Test	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8
Panel A: Model seçimi								
F testi – birim etki	1,25	1,24	1,49	1,51	8,31	8,23	7,98	8,32
	(0,2728)	(0,2816)	(0,1637)	(0,1579)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
LR testi – birim etki	0,00	0,00	0,00	0,00	30,64	29,13	29,12	30,62
	(1,0000)	(1,0000)	(1,0000)	(1,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Tek taraflı ALM – birim etki	−1,36	−1,42	−1,22	−1,41	4,91	4,31	4,80	5,00
	(0,9136)	(0,9227)	(0,8896)	(0,9202)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
F testi – zaman etkisi	2,49	2,52	2,46	2,55	1,80	2,13	1,78	2,07
	(0,0108)	(0,0099)	(0,0117)	(0,0092)	(0,0718)	(0,0298)	(0,0750)	(0,0344)
LR testi – zaman etkisi	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	(1,0000)	(1,0000)	(1,0000)	(1,0000)	(1,0000)	(1,0000)	(1,0000)	(1,0000)
Çift taraflı LM – zaman etkisi	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	2,34	2,54
	(1,0000)	(1,0000)	(1,0000)	(1,0000)	(1,0000)	(1,0000)	(0,0630)	(0,0554)

Hausman χ^2	-	-	-	-	36,12 (0,0000)	22,05 (0,0048)	50,38 (0,0000)	5,37 (0,7171)
R-Hausman χ^2	-	-	-	-	2,02 (0,9805)	2,29 (0,9707)	12,84 (0,1700)	2,11 (0,9774)
Seçilen model	EKK	EKK	EKK	EKK	TE	TE	TE	TE
Panel B: Tanısal testler								
VIF (ortalama)	1,92	1,72	1,83	1,81	1,92	1,72	1,83	1,81
Normallik (JB: M1–4; DBD: M5–8)	9,16 (0,0103)	9,16 (0,0103)	9,16 (0,0103)	9,16 (0,0103)	18,41 (0,0001)	23,86 (0,0000)	15,25 (0,0005)	27,02 (0,0000)
Değişen varyans (White: M1–4; Levene W0: M5–8)	98,38 (0,0000)	97,29 (0,0000)	98,51 (0,0000)	94,97 (0,0000)	3,38 (0,0011)	3,38 (0,0011)	3,38 (0,0011)	3,38 (0,0011)
Brown-Forsythe W50 (M5–8)	-	-	-	-	2,11 (0,0354)	2,11 (0,0354)	2,11 (0,0354)	2,11 (0,0354)
Brown-Forsythe W10 (M5–8)	-	-	-	-	2,88 (0,0045)	2,88 (0,0045)	2,88 (0,0045)	2,88 (0,0045)
Otokorelasyon (DW: M1–4; Bhargava vd. DW: M5–8)	1,306	1,306	1,300	1,303	1,187	1,183	1,186	1,206
Birimler arası korelasyon (CDw+)	66,98 (0,0000)	64,10 (0,0000)	62,59 (0,0000)	63,93 (0,0000)	41,81 (0,0000)	41,81 (0,0000)	41,81 (0,0000)	41,81 (0,0000)
Ramsey RESET	1,34 (0,2657)	1,22 (0,3078)	1,62 (0,1904)	1,22 (0,3070)	5,19 (0,0023)	4,66 (0,0044)	3,95 (0,0105)	5,26 (0,0021)

Not. Değerler test istatistiğini, parantez içindekiler p değerini göstermektedir; DW istatistikleri için p değeri raporlanmamıştır. VIF satırında modelin ortalama VIF değeri verilmiştir. ALM: düzeltilmiş Lagrange çarpanı; JB: Jarque-Bera; DBD: D'Agostino, Belanger ve D'Agostino; DW: Durbin-Watson; EKK: havuzlanmış en küçük kareler; TE: tesadüfi etkiler. Model 1–4'te bağımlı değişken ROA, Model 5–8'de Tobin's Q'dur.

5. Bulgular

5.1. Muhasebe Temelli Performans: ROA Modelleri

ROA'nın bağımlı değişken olduğu Model 1-4'e ilişkin tahmin sonuçları Tablo 4'te sunulmaktadır.

Tablo 4. ROA'nın bağımlı değişken olduğu modellerin tahmini (Driscoll-Kraay standart hataları)

Bağımsız değişken	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
lnESG	0,004 (0,031)			
lnE		0,0006 (0,014)		
lnS			0,006 (0,028)	
lnG				−0,002 (0,016)
ADH	0,065*** (0,008)	0,065*** (0,009)	0,065*** (0,008)	0,065*** (0,010)
CO	0,013*** (0,002)	0,013*** (0,003)	0,014*** (0,002)	0,013*** (0,002)
FBÖZ	−0,032*** (0,006)	−0,032*** (0,006)	−0,032*** (0,006)	−0,032*** (0,005)
NSRB	0,003 (0,021)	0,003 (0,020)	0,003 (0,021)	0,004 (0,021)
lnREDK	−0,194*** (0,037)	−0,198*** (0,031)	−0,191*** (0,039)	−0,253*** (0,032)
GDP	0,356*** (0,092)	0,349*** (0,084)	0,359*** (0,091)	0,345*** (0,063)
ENF	−0,074* (0,038)	−0,074* (0,039)	−0,075* (0,038)	−0,074* (0,039)
Sabit	0,359* (0,195)	0,383*** (0,113)	0,346* (0,186)	0,399*** (0,089)
Prob > F	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***
R^2	0,4636	0,4634	0,4643	0,4634
Gözlem sayısı	109	109	109	109
Firma sayısı	10	10	10	10
DK gecikme uzunluğu (m)	2	2	2	2

*Not. Parantez içindeki değerler Driscoll-Kraay standart hatalarıdır (gecikme uzunluğu m = 2). ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerini göstermektedir..*

Dört modelin tamamı yüzde 1 önem düzeyinde istatistiki olarak anlamlıdır ve bağımsız değişkenler birlikte ROA'daki değişkenliğin yaklaşık yüzde 46'sını açıklamaktadır.

Sürdürülebilirlik değişkenlerine ilişkin bulgu açıktır: ne genel ESG skoru ne de üç boyutundan herhangi biri ROA üzerinde istatistiki olarak anlamlı bir etki göstermektedir. Katsayıların büyüklükleri de iktisadi olarak

ihmal edilebilir düzeydedir; en büyük katsayı olan lnS'nin 0,006'lık değeri, ESG sosyal skorundaki yüzde 10'luk bir artışın ROA'yı yaklaşık 0,0006 puan - yani ortalama ROA'nın binde altısı kadar - değiştireceğini ima etmektedir. Bu, istatistiki anlamsızlığın düşük güç sorunundan değil, etkinin gerçekten yokluğundan kaynaklandığına işaret etmektedir.

Buna karşılık firmaya özgü kontrol değişkenlerinden üçü tüm modellerde yüzde 1 düzeyinde anlamlıdır. Varlık devir hızı ve cari oranın ROA üzerindeki etkisi pozitif, finansal borçların özkaynaklara oranının etkisi ise negatiftir. FBÖZ katsayısının −0,032 olması, finansal kaldıraç oranındaki bir birimlik artışın ROA'yı 3,2 puan azalttığı anlamına gelmekte ve yüksek reel faiz ortamında borçlanmanın kârlılık üzerindeki baskısını göstermektedir. Net satışların reel büyüme oranı ise hiçbir modelde anlamlı değildir.

Makroekonomik değişkenlerin tamamı anlamlıdır. Ekonomik büyümenin ROA üzerindeki etkisi pozitif (yaklaşık 0,35), reel efektif döviz kurunun ve enflasyonun etkisi ise negatiftir. ENF katsayısının −0,074 olması, enflasyondaki 10 puanlık bir artışın ROA'yı yaklaşık 0,74 puan azalttığını göstermektedir

5.2. Piyasa Temelli Performans: Tobin's Q Modelleri

Tobin's Q'nun bağımlı değişken olduğu Model 5-8'e ilişkin tahmin sonuçları Tablo 5'te verilmektedir.

Tablo 5. Tobin's Q'nun bağımlı değişken olduğu modellerin tahmini (tesadüfi etkiler, Driscoll-Kraay standart hataları)

Bağımsız değişken	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8
lnESG	−0,601* (0,277)			
lnE		0,071 (0,133)		
lnS			−0,548* (0,269)	
lnG				−0,538* (0,263)
ADH	0,874* (0,440)	0,787 (0,486)	0,925* (0,422)	0,818 (0,467)
CO	−0,073 (0,041)	−0,038 (0,043)	−0,068 (0,044)	−0,076 (0,046)
FBÖZ	0,319 (0,293)	0,245 (0,270)	0,334 (0,295)	0,286 (0,277)
NSRB	−0,051 (0,072)	−0,062 (0,066)	−0,045 (0,081)	−0,049 (0,066)
lnREDK	−1,125 (1,239)	−0,370 (1,350)	−1,224 (1,337)	−0,723 (1,094)
GDP	7,799*** (2,375)	9,054*** (1,697)	7,871** (2,521)	8,176*** (1,978)
ENF	−2,370*** (0,747)	−2,381*** (0,733)	−2,371** (0,761)	−2,430*** (0,721)
Sabit	5,998* (3,056)	1,856 (2,878)	5,877 (3,391)	5,022*** (1,408)
Prob > chi^2	0,000***	0,000***	0,000***	0,000***
Genel R^2	0,3177	0,3034	0,3359	0,3130
Gözlem sayısı	109	109	109	109
Firma sayısı	10	10	10	10
DK gecikme uzunluğu (m)	2	2	2	2

*Not. Parantez içindeki değerler Driscoll-Kraay standart hatalarıdır (gecikme uzunluğu m = 2). ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerini göstermektedir.*

Dört model de yüzde 1 önem düzeyinde anlamlıdır; bağımsız değişkenler Tobin's Q'daki değişkenliğin yüzde 30 ile yüzde 34 arasındaki bir bölümünü açıklamaktadır. Açıklama gücünün ROA modellerine kıyasla düşük olması beklenen bir sonuçtur: piyasa değerlemesi, modele dâhil edilmeyen beklenti ve duyarlılık unsurlarını da yansıtmaktadır.

Sürdürülebilirlik değişkenlerine ilişkin bulgular ROA modellerinden keskin biçimde ayrışmaktadır. Genel ESG skorunun Tobin's Q üzerindeki etkisi yüzde 10 önem düzeyinde anlamlı ve negatiftir (−0,601). Boyutlar ayrı ayrı incelendiğinde negatifliğin kaynağı netleşmektedir: sosyal (−0,548) ve yönetişim (−0,538) boyutları anlamlı ve negatif iken, çevresel boyut (0,071) hem işaret olarak pozitif hem de istatistiki olarak anlamsızdır.

Bu katsayıların iktisadi büyüklüğü ihmal edilebilir değildir. ESG skorundaki yüzde 10'luk bir artış, logaritmik dönüşüm altında Tobin's Q'yu yaklaşık 0,057 birim (−0,601 × 0,0953) azaltmaktadır; bu, örneklem ortalaması olan 2,33'ün yaklaşık yüzde 2,4'üne karşılık gelmektedir. Skorun iki katına çıkması hâlinde kayıp yaklaşık 0,42 birime, yani ortalama değerlemenin yüzde 18'ine ulaşmaktadır.

Kontrol değişkenlerinde de dikkat çekici bir yapısal değişim gözlenmektedir. ROA modellerinde yüzde 1 düzeyinde anlamlı olan cari oran ve finansal kaldıraç, Tobin's Q modellerinde anlamlılığını tamamen yitirmektedir; varlık devir hızı yalnızca iki modelde ve yüzde 10 düzeyinde anlamlı kalmaktadır. Buna karşılık makroekonomik değişkenlerin etkisi belirgin biçimde güçlenmektedir. Ekonomik büyümenin katsayısı 7,8 ile 9,1 arasında, enflasyonun katsayısı ise −2,37 ile −2,43 arasındadır. Enflasyondaki 10 puanlık bir artış Tobin's Q'yu yaklaşık 0,24 birim - ortalamanın yüzde 10'u kadar - azaltmaktadır. Reel efektif döviz kuru ise hiçbir modelde anlamlı değildir.

Buradan çıkan yapısal bulgu şudur: muhasebe temelli performansı firmaya özgü değişkenler, piyasa temelli performansı ise makroekonomik değişkenler yönlendirmektedir. Bağımsız değişken seti iki model grubunda birebir aynı tutulduğundan, bu karşıtlık doğrudan bağımlı değişkenin niteliğine atfedilebilmekte ve H5'i desteklemektedir.

5.3. Hipotezlerin Değerlendirilmesi

Mevcut bulgular çerçevesinde hipotezlere ilişkin durum Tablo 6'da özetlenmektedir.H1a ve H1b'nin her ikisinin de desteklenmemesi, ROA açısından rakip kuramların hiçbirinin geçerli olmadığı anlamına gelmemektedir; daha doğru okuma, muhasebe temelli kârlılığın sürdürülebilirlik performansına karşı duyarsız olduğudur. H2b'nin desteklenmesi ise piyasa tarafında vekâlet/aşırı yatırım açıklamasının geçerli olabileceğine işaret etmektedir; ancak bu sonucun tek başına vekâlet teorisini kanıtladığı ileri sürülemez, zira sinyal teorisi de aynı yönde tahmin üretmektedir. İki açıklamanın ayrıştırılması, mevcut veri ve model kurgusuyla mümkün olmayıp gelecek araştırmaların konusudur.

Tablo 5. Hipotezlerin değerlendirilmesi

Hipotez	İçerik	Sonuç
H1a	ESG → ROA (+), paydaş / kaynak temelli yaklaşım	Desteklenmedi
H1b	ESG → ROA (−), vekâlet teorisi	Desteklenmedi
H2a	ESG → Tobin's Q (+), paydaş / kaynak temelli yaklaşım	Desteklenmedi
H2b	ESG → Tobin's Q (−), vekâlet teorisi	Desteklendi (%90)
H3	E, S ve G etkileri birbirinden farklılaşmaktadır	Desteklendi
H4	ROA ve Tobin's Q üzerindeki etkiler farklılaşmaktadır	Desteklendi
H5	Makroekonomik göstergeler piyasa performansında baskındır	Desteklendi

6. Tartışma

6.1. Genelleştirme Sorunu ve Çevresel Boyutun Ayrışması

Genel ESG skorunun Tobin's Q üzerindeki −0,601'lik negatif etkisi, boyutlar ayrıştırıldığında tamamen sosyal ve yönetişim boyutlarından kaynaklanmaktadır; çevresel boyut ise hem işaret olarak ters yönde hem de anlamsızdır. Bu desen, yalnızca genel skorla çalışan bir araştırmanın göremeyeceği bir heterojenliktir ve H3'ü doğrudan desteklemektedir.

Friede vd. [40], 2000'i aşkın ampirik çalışmayı bir araya getirdikleri incelemede ESG–finansal performans ilişkisinin çalışmaların yaklaşık %90'ında negatif olmadığını ve büyük çoğunluğunda pozitif olduğunu raporlamıştır. Bu çalışmanın Tobin's Q modellerindeki negatif bulgusu söz konusu genel eğilimden ayrışmakta, 3.2'de özetlenen gelişmekte olan piyasa bulgularıyla ise örtüşmektedir. Bulgu, boyut düzeyindeki yazının dağınıklığını da anlamlı kılmaktadır. Velte [15] Almanya'da yönetişim boyutunu en güçlü, Carnini Pulino vd. [17] İtalya'da çevresel ve sosyal boyutları baskın bulmuştur. Uluslararası bir örneklemle çalışan Aydoğmuş vd. [18] ise firma değeri modellerinde sosyal ve yönetişim boyutlarını anlamlı, çevresel boyutu anlamsız bulmuştur. Bu çalışmanın bulgusu, Aydoğmuş vd.'nin boyut desenini birebir tekrarlamakta - anlamlı olanlar S ve G, anlamsız olan E - ancak anlamlı boyutların işaretinde onlardan ayrışmaktadır. Aynı boyutların anlamlı çıkması ancak işaretlerinin ters olması, boyut etkilerinin örneklem, piyasa bağlamı ve spesifikasyona duyarlı olduğunu göstermektedir. İki çalışma arasındaki en belirgin farklar, mevcut çalışmanın tek bir gelişmekte olan piyasaya odaklanması ve makroekonomik kontrol bloğunu içermesidir.

Çevresel boyutun anlamsızlığı üzerine iki yorum yapılabilir. Birincisi, Khan, Serafeim ve Yoon'un [7] önemlilik argümanıdır: çevresel konuların finansal önemlilik düzeyi sektöre göre değişmekte ve önemsiz konulardaki performans piyasada fiyatlanmamaktadır. İkincisi, çevresel yatırımların geri dönüş vadesinin sosyal ve yönetişim iyileştirmelerine kıyasla çok daha uzun olmasıdır; yüksek iskonto oranı ortamında bu vade farkı, çevresel yatırımların bugünkü değerini istatistiki olarak ayırt edilemez düzeye indirebilir. İkinci yorum, 2.4'te geliştirilen iskonto oranı argümanıyla tutarlıdır; ancak bu yorumun doğrudan sınanması, boyut bazında vade yapısını dikkate alan ayrı bir model kurgusunu gerektirmektedir.

6.2. Ölçüt Ayrışması

ESG'nin ROA üzerinde hiçbir etkisinin bulunmaması, buna karşılık Tobin's Q üzerinde anlamlı ve negatif etki göstermesi, H4'ü desteklemektedir. Bu desen yazında yalnız değildir. Velte [15] Almanya'da ROA üzerinde pozitif, Tobin's Q üzerinde hiçbir etki bulmamış; Yurtoğlu ve Gülşen [5] Borsa İstanbul'da ROA üzerinde pozitif, Tobin's Q üzerinde negatif etki saptamıştır. Üç çalışmanın ortak yönü, iki ölçütün aynı örneklemde farklı yönlerde hareket etmesidir.

Bu ayrışmanın kuramsal anlamı önemlidir. Muhasebe temelli kârlılık, cari dönemde gerçekleşmiş sonuçları ölçtüğü için ESG harcamalarının hem maliyetini hem de kısa vadeli faydasını içerir; bulgu, bu ikisinin birbirini götürdüğüne işaret etmektedir. Piyasa değerlemesi ise gelecekteki nakit akışlarına ilişkin beklentiyi yansıtır ve burada negatif işaret, yatırımcıların ESG harcamalarını gelecek nakit akışı yaratıcı bir yatırımdan ziyade bir kaynak çıkışı olarak değerlendirdiğini düşündürmektedir.

6.3. Makroekonomik Ortamın Baskınlığı

Tablo 3 ile Tablo 4 arasındaki yapısal karşıtlık, çalışmanın belki de en az beklenen bulgusudur. ROA modellerinde firmaya özgü değişkenlerin üçü yüzde 1 düzeyinde anlamlıyken, Tobin's Q modellerinde bunların tamamı anlamlılığını yitirmekte; buna karşılık makroekonomik değişkenlerin katsayı büyüklükleri ve anlamlılık düzeyleri belirgin biçimde artmaktadır. Enflasyonun Tobin's Q üzerindeki −2,37'lik katsayısı, bu değişkenin tek başına ortalama değerlemenin yüzde 10'una varan bir etki taşıdığını göstermektedir.

Yüksek enflasyon döneminde hem ESG skorları hem de nominal büyüklüklerden etkilenen performans ölçütleri eşanlı olarak yükselme eğilimi gösterdiğinden, zaman boyutundaki bu ortak hareketin kontrol edilmemesi ESG katsayısının söz konusu eğilimi soğurmasına yol açabilir. Bu, yazındaki çelişkili bulguların en azından bir bölümü için ekonometrik bir açıklama sunmaktadır.

Modigliani ve Cohn'un [14] para yanılsaması hipotezi, enflasyonun Tobin's Q üzerindeki güçlü negatif etkisiyle tutarlıdır. Ancak burada gösterilen, enflasyonun firma değerlemesi üzerindeki doğrudan etkisidir; bu mekanizmanın özel olarak ESG yatırımlarının değerlemesi üzerinden işleyip işlemediği ayrı bir sınama gerektirmektedir. Söz konusu sınama, ESG ile enflasyon arasında bir etkileşim terimi kurulmasıyla yapılabilir ve yedinci bölümde gelecek araştırma gündemi olarak önerilmektedir.

7. Sonuç ve Öneriler

Bu çalışma, Borsa İstanbul Sınai Endeksi'nde yer alan 10 imalat şirketinin 2013-2023 dönemine ait panel verisiyle, ESG performansının ve boyutlarının şirket performansı üzerindeki etkisini makroekonomik kontrol bloğu altında incelemiştir.

Üç temel bulgu elde edilmiştir. Birincisi, sürdürülebilirlik performansının muhasebe temelli kârlılık üzerinde ne genel skor ne de boyutlar düzeyinde anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. İkincisi, piyasa değerlemesi üzerinde genel ESG skoru anlamlı ve negatif etki göstermekte; bu etkinin tamamı sosyal ve yönetişim boyutlarından kaynaklanmakta, çevresel boyut ise anlamsız kalmaktadır. Üçüncüsü, muhasebe temelli performansı firmaya özgü finansal değişkenler, piyasa temelli performansı ise makroekonomik göstergeler yönlendirmektedir.

Bulguların yatırımcılar açısından çıkarımı, Türkiye imalat sanayiinde ESG skorunun tek başına bir seçim ölçütü olarak kullanılmasının yanıltıcı olabileceğidir. Genel skor, zıt yönlü boyut etkilerini perdelemekte; ayrıca skorun piyasa değerlemesindeki karşılığı makroekonomik koşullara bağlı görünmektedir. Boyut bazında ve makroekonomik bağlamı dikkate alan bir değerlendirme daha sağlıklıdır.

Şirket yöneticileri açısından bulgu, sürdürülebilirlik yatırımlarından vazgeçilmesi gerektiği biçiminde okunmamalıdır. ROA modellerindeki anlamsızlık, bu yatırımların kârlılığı azaltmadığını da göstermektedir. Piyasa tarafındaki negatif işaret ise büyük olasılıkla yatırımın kendisinden değil, yatırımın piyasaya aktarılma

biçiminden kaynaklanmaktadır. Buradan çıkan öneri, raporlamanın hacmini değil doğrulanabilirliğini ve finansal önemlilikle bağını güçlendirmektir.

Düzenleyiciler açısından en doğrudan çıkarım, TSRS 1 ve TSRS 2 ile getirilen zorunlu raporlama rejiminin ve bunlara eşlik edecek güvence denetiminin, sinyal güvenilirliği sorununu tam da doğru noktadan hedeflediğidir. Gönüllü ve denetimsiz bir rejimde yüksek ESG skoru ayrıştırıcı bir sinyal olma özelliğini yitirmektedir; zorunlu ve denetlenen bir rejimde bu özelliğin yeniden kazanılması beklenebilir. Bu, aynı zamanda sınanabilir bir öngörüdür: TSRS sonrası dönemde ESG-değerleme ilişkisinin işaret değiştirip değiştirmediği, gelecek araştırmaların doğal konusudur.

Örneklem, düzenli ESG verisi bulunan 10 şirketle sınırlıdır; bu sayı, Türkiye'de ESG verisiyle çalışan tüm araştırmaların paylaştığı bir kısıt olmakla birlikte, bulguların BIST imalat sanayiinin tamamına genellenmesini engellemektedir. Örneklem büyüklüğü alt sektör bazında ayrıştırma yapmaya da elverişli değildir. T = 11 olması nedeniyle Driscoll-Kraay standart hatalarının asimptotik geçerliliği ideal koşullardan uzaktır; yüzde 10 düzeyinde anlamlı bulunan katsayılar bu nedenle kesin çıkarım olarak değil, gösterge olarak değerlendirilmelidir. Panel düzeltmeli standart hatalar veya wild cluster bootstrap ile yapılacak yeniden tahminler bu kaygıyı gidermeye yardımcı olacaktır. Bununla bağlantılı ikinci bir sınırlılık, Tobin's Q modellerinin tamamında Ramsey RESET testinin spesifikasyon sapmasına işaret etmesidir; bu, ilgili modellerin fonksiyonel biçiminin tam olarak doğrulanamadığı anlamına gelmektedir. Bağımlı değişkenin logaritmik dönüşümü veya sürdürülebilirlik değişkeninin karesinin modele eklenmesi yoluyla doğrusal olmayan bir kurgunun sınanması, bu sapmayı giderebilecek doğal adımlardır. Ayrıca, çalışma döneminin büyük bölümünde finansal tabloların enflasyon muhasebesine tabi tutulmamış olması, hem ROA'nın hem de Tobin's Q'nun hesaplanmasında kullanılan defter değerlerini etkilemektedir; enflasyon düzeltmesi uygulanmış verilerle yapılacak bir yeniden tahmin, gelecek araştırmalar için değerli bir katkı olacaktır.

Bu sınırlılıklar aynı zamanda açık bir araştırma gündemi tanımlamaktadır. Çalışmanın en belirgin bulgusu olan makroekonomik baskınlık, doğal bir uzantı olarak sürdürülebilirlik performansı ile enflasyon arasında bir etkileşim kurgusunu davet etmektedir: ESG'nin firma değeri üzerindeki etkisi, enflasyon düzeyi yükseldikçe zayıflamakta mıdır? Mevcut çalışma bu soruyu kuramsal düzeyde ortaya koymakta, ancak sınamamaktadır. Söz konusu sınama, ESG skoru ile enflasyonun ortalamadan arındırılmış çarpımının modele eklenmesi ve marjinal etkinin örneklemdeki enflasyon aralığı boyunca güven bandıyla birlikte raporlanmasıyla yapılabilir. Daha geniş bir örneklem veya çok ülkeli bir panel, bu kurgunun istatistiki gücünü belirgin biçimde artıracaktır. Son olarak bu bulgular, ESG performansının firma değeri üzerindeki etkisinin makroekonomik koşullardan bağımsız, sabit bir ilişki olarak ele alınamayacağını göstermektedir. Özellikle yüksek enflasyon ortamında artan iskonto oranları, sürdürülebilirlik yatırımlarından beklenen uzun vadeli nakit akışlarının bugünkü değerini azaltarak ESG performansının piyasa değerlemesine yansımasını zayıflatabilmektedir. Bu çerçevede ESG'nin finansal değer yaratma kapasitesi, yalnızca firma düzeyindeki sürdürülebilirlik performansına değil, aynı zamanda bu performansın değerlendirildiği makrofinansal ortama da bağlıdır.

Yazar Katkıları: Kavramsallaştırma, yöntem, analiz, araştırma, yazım ve gözden geçirme süreçlerine yazar tarafından gerçekleştirlmiştir

Çıkar çatışmaları: Yazar çıkar çatışması olmadığını beyan etmemektedir.

Finansman: Bu çalışmada fon desteği kullanılmamıştır.

NOT: Bu makale, Dr. Halil İbrahim Akpınar tarafından, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalında 2025 yılında tamamlanan "Çevresel, Sosyal ve Yönetişim Değerlerinin Şirket Performansına Etkisi: Borsa İstanbul Üzerine Bir Araştırma" başlıklı doktora tez çalışmasından yararlanılarak hazırlanmıştır.

Kaynakça

[1] J. C. Driscoll ve A. C. Kraay, "Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data," Review of Economics and Statistics, c. 80, sy. 4, ss. 549-560, 1998, doi: 10.1162/003465398557825.

[2] Kamu Gözetimi, Muhasebe ve Denetim Standartları Kurumu, "Türkiye Sürdürülebilirlik Raporlama Standartları (TSRS 1 ve TSRS 2) ile TSRS'lerin uygulama kapsamına ilişkin Kurul kararları," Resmî Gazete, Sayı 32414 (1. Mükerrer), 29 Aralık 2023.

[3] B. A. Alareeni ve A. Hamdan, "ESG impact on performance of US S&P 500-listed firms," Corporate Governance: The International Journal of Business in Society, c. 20, sy. 7, ss. 1409-1428, 2020, doi: 10.1108/CG-06-2020-0258.

[4] E. Duque-Grisales ve J. Aguilera-Caracuel, "Environmental, social and governance (ESG) scores and financial performance of Multilatinas: Moderating effects of geographic international diversification and financial slack," Journal of Business Ethics, c. 168, sy. 2, ss. 315-334, 2021, doi: 10.1007/s10551-019-04177-w.
[5] Y. Yurtoğlu ve E. Gülşen, "ESG performance of Istanbul Stock Exchange companies: An impact analysis on firm value and profitability," İşletme Araştırmaları Dergisi, c. 17, sy. 1, ss. 739-750, 2025, doi: 10.20491/isarder.2025.2000.
[6] M. Yücel, G. Yanık, F. Dayı ve A. Benek, "Strategic management of environmental, social, and governance scores and corporate governance index: A panel data analysis of firm value on the Istanbul Stock Exchange," Sustainability, c. 17, sy. 11, Mak. no. 4971, 2025, doi: 10.3390/su17114971.
[7] M. Khan, G. Serafeim ve A. Yoon, "Corporate sustainability: First evidence on materiality," The Accounting Review, c. 91, sy. 6, ss. 1697-1724, 2016, doi: 10.2308/accr-51383.
[8] M. H. Shakil, "Environmental, social and governance performance and financial risk: Moderating role of ESG controversies and board gender diversity," Resources Policy, c. 72, Mak. no. 102144, 2021, doi: 10.1016/j.resourpol.2021.102144.
[9] R. E. Freeman, Strategic Management: A Stakeholder Approach. Boston, MA, ABD: Pitman, 1984.
[10] J. B. Barney, "Firm resources and sustained competitive advantage," Journal of Management, c. 17, sy. 1, ss. 99-120, 1991.
[11] M. C. Jensen ve W. H. Meckling, "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure," Journal of Financial Economics, c. 3, sy. 4, ss. 305-360, 1976.
[12] M. Spence, "Job market signaling," The Quarterly Journal of Economics, c. 87, sy. 3, ss. 355-374, 1973.
[13] S. Drempetic, C. Klein ve B. Zwergel, "The influence of firm size on the ESG score: Corporate sustainability ratings under review," Journal of Business Ethics, c. 167, sy. 2, ss. 333-360, 2020, doi: 10.1007/s10551-019-04164-1.
[14] F. Modigliani ve R. A. Cohn, "Inflation, rational valuation and the market," Financial Analysts Journal, c. 35, sy. 2, ss. 24-44, 1979.
[15] P. Velte, "Does ESG performance have an impact on financial performance? Evidence from Germany," Journal of Global Responsibility, c. 8, sy. 2, ss. 169-178, 2017, doi: 10.1108/JGR-11-2016-0029.
[16] J. E. Humphrey, D. D. Lee ve Y. Shen, "The independent effects of environmental, social and governance initiatives on the performance of UK firms," Australian Journal of Management, c. 37, sy. 2, ss. 135-151, 2012, doi: 10.1177/0312896211410081.
[17] S. Carnini Pulino, M. Ciaburri, B. S. Magnanelli ve L. Nasta, "Does ESG disclosure influence firm performance?," Sustainability, c. 14, sy. 13, Mak. no. 7595, 2022, doi: 10.3390/su14137595.
[18] M. Aydoğmuş, G. Gülay ve K. Ergun, "Impact of ESG performance on firm value and profitability," Borsa İstanbul Review, c. 22, Ek 2, ss. S119-S127, 2022, doi: 10.1016/j.bir.2022.11.006.
[19] R. Narula, P. Rao, S. Kumar ve R. Matta, "ESG scores and firm performance: Evidence from emerging market," International Review of Economics & Finance, c. 89, sy. A, ss. 1170-1184, 2024, doi: 10.1016/j.iref.2023.08.024.
[20] D. Sharma, S. Bhattacharya ve S. Thukral, "Resource-based view on corporate sustainable financial reporting and firm performance: Evidences from emerging Indian economy," International Journal of Business Governance and Ethics, c. 13, sy. 4, ss. 323-344, 2019.
[21] A. Erben Yavuz, "The effect of ESG scores on firm profitability: Case of Borsa Istanbul," Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi, c. 58, sy. 3, ss. 2686-2701, 2023, doi: 10.15659/3.sektor-sosyal-ekonomi.23.09.2253.
[22] Borsa İstanbul, "BIST Sınai (XUSIN) endeksi pay listesi," 31 Temmuz 2024. [Çevrimiçi]. Erişim: https://www.borsaistanbul.com
[23] Türkiye İstatistik Kurumu, "Tüketici fiyat endeksi (2003=100), Aralık ayı yıllık değişim oranları, 2013-2023," TÜİK Veri Portalı. [Çevrimiçi]. Erişim: https://data.tuik.gov.tr
[24] B. H. Baltagi, Econometric Analysis of Panel Data, 6. bs. Cham, İsviçre: Springer, 2021, doi: 10.1007/978-3-030-53953-5.
[25] A. K. Bera, W. Sosa-Escudero ve M. Yoon, "Tests for the error component model in the presence of local misspecification," Journal of Econometrics, c. 101, sy. 1, ss. 1-23, 2001.
[26] T. S. Breusch ve A. R. Pagan, "The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics," The Review of Economic Studies, c. 47, sy. 1, ss. 239-253, 1980, doi: 10.2307/2297111.
[27] J. A. Hausman, "Specification tests in econometrics," Econometrica, c. 46, sy. 6, ss. 1251-1271, 1978.
[28] B. Kaiser, "RHAUSMAN: Stata module to perform robust Hausman specification test," Statistical Software Components S457909, Boston College Department of Economics, 2014 (güncelleme 2015).
[29] C. M. Jarque ve A. K. Bera, "A test for normality of observations and regression residuals," International Statistical Review, c. 55, sy. 2, ss. 163-172, 1987, doi: 10.2307/1403192.
[30] R. B. D'Agostino, A. Belanger ve R. B. D'Agostino Jr., "A suggestion for using powerful and informative tests of normality," The American Statistician, c. 44, sy. 4, ss. 316-321, 1990, doi: 10.1080/00031305.1990.10475751.
[31] H. White, "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity," Econometrica, c. 48, sy. 4, ss. 817-838, 1980, doi: 10.2307/1912934.
[32] H. Levene, "Robust tests for equality of variances," Contributions to Probability and Statistics: Essays in Honor of Harold Hotelling, I. Olkin vd., Ed. Stanford, CA, ABD: Stanford University Press, 1960, ss. 278-292.
[33] M. B. Brown ve A. B. Forsythe, "Robust tests for the equality of variances," Journal of the American Statistical Association, c. 69, sy. 346, ss. 364-367, 1974, doi: 10.1080/01621459.1974.10482955.
[34] J. Durbin ve G. S. Watson, "Testing for serial correlation in least squares regression: I," Biometrika, c. 37, sy. 3-4, ss. 409-428, 1950, doi: 10.1093/biomet/37.3-4.409.
[35] A. Bhargava, L. Franzini ve W. Narendranathan, "Serial correlation and the fixed effects model," The Review of Economic Studies, c. 49, sy. 4, ss. 533-549, 1982, doi: 10.2307/2297285.
[36] M. H. Pesaran, "Testing weak cross-sectional dependence in large panels," Econometric Reviews, c. 34, sy. 6-10, ss. 1089-1117, 2015, doi: 10.1080/07474938.2014.956623.
[37] A. Juodis ve S. Reese, "The incidental parameters problem in testing for remaining cross-section correlation," Journal of Business & Economic Statistics, c. 40, sy. 3, ss. 1191-1203, 2022, doi: 10.1080/07350015.2021.1906687.

[38] J. B. Ramsey, "Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis," Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological), c. 31, sy. 2, ss. 350-371, 1969, doi: 10.1111/j.2517-6161.1969.tb00796.x.
[39] W. K. Newey ve K. D. West, "Automatic lag selection in covariance matrix estimation," The Review of Economic Studies, c. 61, sy. 4, ss. 631-653, 1994, doi: 10.2307/2297912.
[40] G. Friede, T. Busch ve A. Bassen, "ESG and financial performance: Aggregated evidence from more than 2000 empirical studies," Journal of Sustainable Finance & Investment, c. 5, sy. 4, ss. 210-233, 2015, doi: 10.1080/20430795.2015.1118917.