

Kısa vadeli yabancı kaynak oranının belirleyicileri ve kârlılığın farklı enflasyon dönemlerindeki rolü: BİST tekstil sektörü üzerine panel veri analizi

Determinants of the short-term liabilities ratio and the role of profitability across different inflationary periods: Panel data evidence from the BIST textile sector

Selda Özbey¹ 

Öz

Bu çalışma, BİST tekstil sektöründe kısa vadeli yabancı kaynak oranının belirleyicilerini yüksek enflasyon döneminde inceleyerek, işletmeye özgü finansal göstergelerin kısa vadeli yabancı kaynak oranı ile ilişkisinin enflasyonist ortamda değişip değişmediğini araştırmaktadır. 2016–2025 dönemini kapsayan 20 işletme ve 200 işletme-yıl gözleminden oluşan dengeli panel veri seti kullanılmıştır. $\Delta \ln \text{SIZE}$ değişkeninin birinci fark olarak hesaplanması nedeniyle regresyon modelleri 2017–2025 dönemine ait 180 gözlem üzerinden tahmin edilmiştir. Hausman testi sonucunda sabit etkiler modeli tercih edilmiş ve White cross-section sağlam standart hataları kullanılmıştır. Bulgular, aktif kârlılığın (ROA) kısa vadeli yabancı kaynak oranı ile negatif ve anlamlı biçimde ilişkili olduğunu; hasılat/varlık oranının (HTV) ise pozitif yönde anlamlı olduğunu göstermektedir. TÜFE ve ROA ile etkileşim terimi istatistiksel olarak anlamsızdır; bu sonuç ENF ile yapılan sağlamlık testinde de doğrulanmıştır. Bulgular, incelenen örneklem ve model kapsamında işletme içi finansal göstergeler ile kısa vadeli yabancı kaynak oranı arasında anlamlı ilişkiler bulunduğunu; enflasyon değişkeni ile kısa vadeli yabancı kaynak oranı arasında ise istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki saptanmadığını göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Kısa Vadeli Yabancı Kaynak Oranı, Aktif Kârlılığı, Enflasyon, Panel Veri Analizi, Tekstil Sektörü

JEL Kodları: G32, L67, E31

Abstract

This study examines the determinants of the short-term liabilities ratio in the BIST textile sector during high inflation periods, focusing on the relationship between firm-level financial indicators and the short-term liabilities ratio. A balanced panel dataset covering 2016–2025 and 200 firm-year observations for 20 firms is employed. Because $\Delta \ln \text{SIZE}$ is calculated as a first difference, the regression models are estimated using 180 observations for the 2017–2025 period. Based on the Hausman test, a fixed effects model with White cross-section robust standard errors is employed. ROA is negatively and significantly associated with the short-term liabilities ratio, while HTV is positively and statistically significantly associated with the short-term liabilities ratio. CPI and its interaction with ROA are statistically insignificant; this result is confirmed using ENF. These findings indicate that, within the sample and model specifications examined, ROA and HTV are significantly associated with the short-term liabilities ratio, whereas no statistically significant association is detected between the inflation variable and the short-term liabilities ratio.

Keywords: Short-Term Liabilities Ratio, Return on Assets, Inflation, Panel Data Analysis, Textile Sector

JEL Codes: G32, L67, E31

¹ Dr., İstanbul Esenyurt Üniversitesi,
İstanbul, Türkiye,
seldaobey@esenyurt.edu.tr

ORCID: 0000-0003-0076-2462

Başvuru/Submitted: 20/05/2026

Revizyon/ Revised: 4/07/2026

Kabul/Accepted: 27/07/2026

Yayın/Online Published: 25/09/2026

Atıf/Citation: Özbey, S., Kısa vadeli yabancı kaynak oranının belirleyicileri ve kârlılığın farklı enflasyon dönemlerindeki rolü: BİST tekstil sektörü üzerine panel veri analizi, bmij (2026) 14 (3): 1644-1660
doi: <https://doi.org/10.15295/bmij.v14i3.2798>

Extended Abstract

Determinants of short-term liabilities ratio and the role of profitability across different inflationary periods: Panel data evidence from the BIST textile sector

Literature

This study examines the determinants of short-term liabilities ratio within the framework of pecking order theory and trade-off theory. Myers and Majluf (1984) argue that profitable firms prefer internal financing over external debt, predicting a negative relationship between profitability and short-term borrowing. Jensen and Meckling (1976) emphasize the role of agency costs in shaping debt structure. Flannery (1986) demonstrates that short-term debt carries signaling value under asymmetric information, while Diamond (1991) shows that the trade-off between liquidity risk and refinancing costs determines debt maturity preference. Barclay and Smith (1995) provide empirical evidence that larger firms tend to rely less on short-term debt. Rajan and Zingales (1995) identify profitability, firm size, and asset structure as key determinants of capital structure decisions across international markets.

Research subject

Determinants of short-term liabilities ratio in the BIST textile sector under different inflationary periods.

Research purpose and importance

This study aims to examine whether the association between firm-level financial indicators and the short-term liabilities ratio changes in a high inflation environment. Turkey's high-inflation environment since 2022 provides a distinctive empirical setting.

Contribution of the article to the literature

The study contributes by testing the ROA×TUF interaction term to determine whether the profitability–short-term liabilities ratio relationship differs across inflationary regimes in an emerging market context.

Design and method

Panel data analysis using a firm fixed-effects model with White cross-section (period-clustered) robust standard errors.

Research type

Quantitative empirical research.

Research problems

Are firm-level financial indicators associated with short-term liabilities ratio? Does this relationship vary across inflation levels?

Data collection method

Annual financial statement data from 20 BIST textile firms for the period 2016–2025, comprising 200 firm-year observations, obtained from the Public Disclosure Platform (KAP). Because $\Delta \ln \text{SIZE}$ is calculated as a first difference, the regression sample covers 2017–2025 and consists of 180 observations.

Quantitative / qualitative analysis

Quantitative – Panel data regression analysis.

Research model

Three panel data models are estimated using fixed effects with White cross-section robust standard errors. In addition, Models 2b and 3b are estimated using the inflation-period dummy (ENF) as robustness checks.

Research hypotheses

HA: ROA is negatively associated with KVK. HB: $\Delta \ln \text{SIZE}$ is negatively associated with KVK. HC: HTV is positively associated with KVK. HD: TUF is positively associated with KVK. HE: The relationship between ROA and KVK varies significantly with the level of inflation (TUF).

Findings and discussion

ROA and HTV are significantly associated with the short-term liabilities ratio. TUF and the interaction term are statistically insignificant. A robustness check using the inflation period dummy (ENF) shows a similar pattern.

Findings as a result of analysis

ROA: $\beta = -0.966$ ($p = 0.028$); HTV: $\beta = 0.171$ ($p = 0.006$); TUF: $\beta = -0.0002$ ($p = 0.853$); ROA×TUF: $\beta = 0.021$ ($p = 0.114$).

Hypothesis test results

HA supported, HB not supported, HC supported, HD not supported, HE not supported.

Discussing the findings with the literature

The negative association between profitability and short-term liabilities ratio is consistent with pecking order theory. HTV findings support liquidity-based borrowing arguments. Insignificant TUF suggests that no statistically significant association between inflation and the short-term liabilities ratio is detected in the examined model.

Conclusion, recommendation and limitations

Results of the article

This study finds that return on assets (ROA) is negatively and significantly associated with the short-term liabilities ratio, consistent with pecking order theory. Revenue-to-assets ratio (HTV) is positively and significantly associated with the short-

term liabilities ratio. Firm size change ($\Delta \ln \text{SIZE}$), the continuous inflation rate (TUF), and the interaction term ($\text{ROA} \times \text{TUF}$) are statistically insignificant. These findings suggest that ROA and HTV are significantly associated with the short-term liabilities ratio, whereas no statistically significant association is detected between the inflation variable and the short-term liabilities ratio in the examined model.

Suggestions based on results

Firm managers may consider profitability-related financial indicators when evaluating short-term liabilities ratios. Future studies may extend the sample to other sectors, apply dynamic panel methods such as GMM, or examine firm-level heterogeneity in more detail.

Limitations of the article

The sample is limited to 20 firms listed on Borsa Istanbul in the textile, wearing apparel and leather sector. Restricting the sample to firms with the required financial data available for the entire 2016–2025 period may introduce sample selection bias and should be considered when generalizing the findings to the sector as a whole. The study covers the 2016–2025 period. Although inflation is measured both as a continuous variable (CPI inflation; TUF in the model notation) and as a period dummy (ENF), the study does not incorporate firm-level heterogeneity in exposure to inflation, which may vary across textile firms. Results may not be directly generalizable to other sectors or countries. In addition, the exclusion of common macroeconomic factors such as interest rates, exchange rates, and credit conditions constitutes another limitation of the study. The use of total assets as a common scaling component in ROA, HTV, and KVK, together with the possibility of reverse causality between profitability and borrowing, means that endogeneity cannot be completely ruled out. Although firm fixed effects control for unobserved time-invariant firm characteristics, they do not eliminate endogeneity arising from time-varying unobserved factors or simultaneity. Therefore, the findings should be interpreted as statistical associations within the examined model rather than as causal effects.

Giriş

Yüksek enflasyon dönemlerinde işletmelerin borç yapısı ve finansman tercihleri üzerine yapılan çalışmalar ağırlıklı olarak gelişmiş ekonomilere odaklanmış; Türkiye gibi yüksek enflasyon ortamı yaşayan gelişmekte olan ülkelerdeki sektöre özgü özellikler yeterince incelenmemiştir. Tekstil sektörü, yüksek işletme sermayesi ihtiyacı, kısa vadeli finansman bağımlılığı, ihracat yoğun yapısı ve kur/faiz hassasiyeti nedeniyle bu konunun incelenmesi açısından uygun bir araştırma alanı oluşturmaktadır. Artan finansman maliyetleri ve enflasyonist baskılar, işletmelerin borç yapıları üzerindeki etkileri daha görünür hâle getirmiştir. Bu çalışmada, Borsa İstanbul (BİST) Tekstil, Giyim Eşyası ve Deri sektöründe faaliyet gösteren işletmelerin kısa vadeli yabancı kaynak oranının belirleyicileri incelenmektedir. Söz konusu boşluğu doldurmaya yönelik ampirik kanıt sunmak hem akademik literatüre katkı sağlamak hem de sektör yöneticileri ve sektör temsilcileri için pratik çıkarımlar ortaya koymak açısından önem taşımaktadır.

Çalışmada bağımlı değişken olarak kısa vadeli yabancı kaynakların toplam kaynaklara oranı (KVYK) kullanılmıştır. Bağımsız değişkenler olarak aktif kârlılığı (ROA), işletme büyüklüğündeki değişim (ΔlnSIZE) ve hasılat/toplam varlık oranı (HTV) ve yıllık TÜFE değişim oranı modele dâhil edilmiştir. Araştırmada tanımlanan dönemsel ayrıma göre oluşturulan enflasyon dönemi kukla değişkeni (ENF) ise ana model bulgularının sağlamlığını sınamak amacıyla gerçekleştirilen ek analizlerde kullanılmıştır.

Çalışmada enflasyon dönemini temsil etmek amacıyla hem sürekli bir enflasyon göstergesi (TÜFE) hem de dönemsel bir kukla değişken (ENF) kullanılmıştır. Dönemsel ayırım oluşturulurken, yüksek enflasyonlu bir ekonominin değerlendirilmesinde IAS 29 (IASB, 2001) standardında yer alan göstergeler ile Türkiye'ye ilişkin CAQ (2022) değerlendirmesi birlikte dikkate alınmıştır. Bu kapsamda, Center for Audit Quality (CAQ) bünyesindeki International Practices Task Force (IPTF), Mart 2022 tarihli ASC 830 kapsamındaki değerlendirmesinde, Türkiye'de üç yıllık kümülatif enflasyonun Şubat 2022 sonu itibarıyla %100 eşikliğini aştığını belirtmiştir (CAQ, 2022). Bu gelişme, çalışmada kullanılan dönemsel ayırım açısından 2022 yılının araştırmacı tarafından yüksek enflasyon döneminin başlangıcı olarak belirlenmesine dayanak oluşturmuştur; söz konusu ayırım IAS 29'un Türkiye'de zorunlu uygulama başlangıç tarihini ifade etmemektedir. Bu nedenle çalışmada 2016-2021 dönemi yüksek enflasyon öncesi dönem (0), 2022-2025 dönemi ise yüksek enflasyon dönemi (1) olarak kodlanmıştır. Enflasyonun ayrıca sürekli bir değişken (TÜFE) olarak modele dâhil edilmesi, yıllar arasındaki enflasyon değişiminin kısa vadeli yabancı kaynak oranı ile ilişkisinin analiz edilmesine olanak sağlarken, kukla değişken (ENF) yüksek enflasyon ortamının borçlanma davranışları üzerindeki etkisinin alternatif bir ölçüm yaklaşımıyla sınanmasına ve bulguların sağlamlığının (robustness) değerlendirilmesine olanak sağlamaktadır.

Literatür taraması

Kısa vadeli borçlanma eğilimlerini açıklamaya yönelik teorik çerçeve başta finansal hiyerarşi teorisi ve dengeleme teorisi olmak üzere çeşitli yaklaşımlara dayanmaktadır. Myers ve Majluf (1984) tarafından geliştirilen finansal hiyerarşi teorisine göre, kârlı işletmeler dış finansmana daha az başvurarak iç kaynaklarını tercih etmektedir. Jensen ve Meckling (1976) ise temsil maliyetleri çerçevesinde borç yapısının şekillenmesinde işletme içi çıkar çatışmalarının belirleyici rol oynadığını vurgulamaktadır. Finansal hiyerarşi teorisinin öngörüsüne göre, kârlılığı yüksek işletmeler iç finansman kaynaklarını kullanarak dış finansman ihtiyacını azaltmakta, bu nedenle kârlılık arttıkça borçlanma oranının azalması beklenmektedir. Temsil maliyetleri teorisi öngörüsünde ise bu ilişki tamamlayıcı biçimde açıklanmaktadır. Temsil maliyetleri yaklaşımında borçlanma, yöneticiler ile pay sahipleri arasındaki çıkar çatışmaları çerçevesinde ele alınmaktadır (Jensen ve Meckling, 1976). Borcun yöneticilerin serbest nakit akışını etkin olmayan alanlarda kullanmasını sınırlayan disiplin edici rolü ise serbest nakit akışı yaklaşımında vurgulanmaktadır (Jensen, 1986). Bu çerçevede finansal hiyerarşi teorisi, kârlılık ile dış finansman ihtiyacı arasında negatif yönlü bir ilişki öngörmektedir. Bununla birlikte, bu teorik öngörü doğrudan borcun vade yapısına ilişkin olmadığından, kısa vadeli borçlanmaya ilişkin beklentinin borç vadesi literatürü ve ampirik bulgularla birlikte değerlendirilmesi gerekmektedir. Nitekim Türkiye'de yapılan ampirik çalışmalar kârlılık ile borçlanma arasındaki negatif ilişkiye ilişkin bulgular sunmaktadır. Dizgil (2019), Coşkun ve Güngör (2015) ve Burucu ve Öndes (2016) kârlılık ile borçlanma oranları arasında negatif ve anlamlı ilişki tespit etmiş; bu bulguların finansal hiyerarşi teorisiyle uyumlu olduğunu ortaya koymuştur. Küçükbay ve Güler (2020) ise borç oranının aktif kârlılığını negatif etkilediğini, bu sonucun Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde kısa vadeli yabancı kaynak kullanımının yaygınlığı ve yüksek faiz oranlarıyla ilişkili olabileceğini değerlendirmiştir.

Borç vadesi yapısına ilişkin öncü çalışmalar arasında Flannery (1986) ve Diamond (1991) öne çıkmaktadır. Flannery (1986), asimetrik bilgi koşullarında kısa vadeli borçlanmanın sinyal etkisi taşıdığını; Diamond (1991) ise borç vadesi seçiminin kredi notu beklentileri ile likidite riski arasındaki dengeye bağlı olduğunu göstermektedir. Brick ve Ravid (1985) vergi teşviklerinin uzun vadeli borçlanmayı destekleyebileceğini ortaya koymuştur. Myers (1977) temsil maliyetleri kapsamında borç vadesi seçiminin işletmeler açısından önemini vurgulamıştır.

Varlık büyüklüğü ve borç vadesi arasındaki ilişkiye dair literatürde büyük işletmelerin daha uzun vadeli kaynaklara erişiminin kolaylaştığına ve dolayısıyla kısa vadeli borçlanmanın görece azaldığına işaret eden bulgular mevcuttur (Barclay ve Smith, 1995; Stohs ve Mauer, 1996). Rajan ve Zingales (1995) sermaye yapısını uluslararası karşılaştırmalar kapsamında incelemiş; Frank ve Goyal (2009) ise ABD işletmeleri üzerinde işletme büyüklüğü, kârlılık ve varlık yapısının borçlanma kararlarında temel belirleyiciler olduğunu göstermiştir. Terra (2011), Latin Amerika'da borç vadesi yapısının belirleyicilerinin büyük ölçüde gelişmiş piyasalardakilerle benzer olduğunu ortaya koymuştur. Dang (2011) kaldıraç, borç vadesi ve yatırım kararları arasındaki etkileşimi ampirik olarak incelemiştir. Türkiye bağlamında Sarıoğlu vd. (2013) ile Yılmaz (2022) sermaye yapısı belirleyicilerinin işletme özellikleri, sektör ve makroekonomik koşullara göre farklılaşabileceğini ortaya koymuştur. Bununla birlikte, söz konusu çalışmalar ağırlıklı olarak işletme büyüklüğünün düzeyini ele almakta olup, bu çalışmada kullanılan $\Delta \ln \text{SIZE}$ toplam varlıklardaki yıllık değişimi ölçmektedir. Bu nedenle büyüklük düzeyine ilişkin bulgular $\Delta \ln \text{SIZE}$ için doğrudan bir teorik beklenti olarak değerlendirilmemiştir.

Sektör düzeyinde incelendiğinde, kısa vadeli yabancı kaynak oranının sektörün finansal ve yapısal özelliklerinden önemli ölçüde etkilendiği görülmektedir. Karadeniz vd. (2016) turizm sektöründe kısa vadeli kaldıraçın kârlılık göstergeleri üzerinde negatif etkiye sahip olduğunu tespit etmiştir. Yener ve Karakuş (2012) kısa ve uzun vadeli borçların işletme değeri üzerindeki etkisinin işletme büyüklüğüne göre farklılaştığını ortaya koymuştur. Akel ve İltaş (2016) ise tekstil dahil beş sektörde makroekonomik değişkenlerin işletme sermayesi üzerindeki etkisinin sektörden sektöre farklılaştığını göstermiştir.

Tekstil sektörü özelinde yapılan çalışmalar incelendiğinde, Dizgil (2019) BİST Tekstil ve Deri Endeksinde kârlılık ve likiditenin sermaye yapısı oranları üzerinde negatif etkiye sahip olduğunu; Topaloğlu (2018) tekstil sektöründe finansal kaldıraç ve likiditenin nakit tutma düzeyini negatif, kârlılığın ise pozitif etkilediğini tespit etmiştir. Ali (2011), Hindistan tekstil sektöründe kârlılığın kaldıraç üzerinde negatif etkisini uluslararası bağlamda ortaya koymuştur.

Enflasyonun borç vadesi tercihleri üzerindeki etkisi tartışmalı olmakla birlikte, yüksek enflasyon ortamlarında belirsizliğin artması ve reel faiz maliyetlerinin değişmesi nedeniyle farklı borç vadesi tercihlerinin olabileceği değerlendirilmektedir. Paseda (2017) Nijerya'da borç vadesi yapısının makroekonomik değişkenler tarafından belirlendiğini; beklenen enflasyonun kısa vadeli borçlanmayı pozitif etkilediğini tespit etmiştir. Türkiye tekstil sektörüne yönelik çalışmalarda ise Kantar vd. (2021) enflasyonun kısa vadeli borçların toplam kaynaklara oranı üzerinde doğrudan anlamlı bir etkisinin olmadığını; Ünal (2025) ise tekstil sektörü sermaye yapısı üzerinde enflasyonun değil yalnızca faiz oranının anlamlı etkiye sahip olduğunu ortaya koymuştur. Karadeniz vd. (2018) ise perakende sektöründe enflasyonun toplam kaldıraç üzerinde pozitif etkisini tespit etmiş; işletmelerin yüksek enflasyon beklentisinde borçlanmaya yöneldiğini göstermiştir. Panel veri analizinde standart hataların tutarlı biçimde tahmin edilmesi amacıyla Petersen (2009) ve White (1980) tarafından önerilen robust tahmin yöntemleri bu çalışmada da uygulanmıştır. Ekonometrik yöntem açısından ise Baltagi (2008), Hausman (1978) ve Levin vd. (2002), Im vd. (2003) ile Maddala ve Wu (1999) birim kök testleri temel referanslar olarak kullanılmıştır.

Mevcut çalışmaların büyük bölümü sermaye yapısını veya toplam kaldıraç oranını incelemiş; kısa vadeli yabancı kaynak oranını yüksek enflasyon döneminde, enflasyonun hem doğrudan etkisi hem de kârlılıkla etkileşimi çerçevesinde birlikte ele alan sektörel panel veri çalışmalarına ise sınırlı düzeyde rastlanmaktadır. Bu kapsamda, tekstil sektörüne yönelik araştırmalar genellikle enflasyonu ya hiç dikkate almamış ya da tek bir ölçüm yöntemiyle (yalnızca sürekli oran veya yalnızca dönemsel kukla değişken) sınırlı tutmuştur. Ayrıca, enflasyonun kârlılık-borçlanma ilişkisini nasıl değiştirdiğine ilişkin sektöre özgü ampirik kanıtlar da sınırlıdır. Bu çalışma literatüre üç açıdan özgün katkı sağlamaktadır. Birincisi, Türkiye tekstil sektörüne odaklanarak sektöre özgü bulgular sunmaktadır. İkincisi, 2016-2025 dönemini kapsayarak hem yüksek enflasyon öncesi hem de yüksek enflasyon dönemlerini tek bir çerçevede analiz etmekte, enflasyonu hem sürekli (TÜFE) hem de dönemsel (ENF) ölçümlerle sınyarak bulguların sağlamlığını göstermektedir. Üçüncüsü, $\text{ROA} \times \text{ENF}$ ve $\text{ROA} \times \text{TÜFE}$ etkileşim terimleri aracılığıyla enflasyonun hem dönemsel hem de sürekli ölçümlerinin kârlılık-borçlanma ilişkisini farklılaştırıp farklılaştırmadığını doğrudan test etmekte ve bu yönüyle mevcut

çalışmalardan ayrılmaktadır. Bu yönüyle çalışma, mevcut literatürde tespit edilen araştırma boşluğunu doldurmayı ve kısa vadeli yabancı kaynak oranına ilişkin sektörel kanıt sunmayı amaçlamaktadır.

Konfeksiyon sektöründe çalışma sermayesi yönetimi, işletmelerin kısa vadeli finansman kararları açısından önem taşımakta; dönen varlıkların finansmanında kısa vadeli banka kredileri ve ticari borçlar önemli kaynaklar arasında yer almaktadır (Karabay, 2013). Bu çerçevede, ticari faaliyet yoğunluğunu temsil eden hasılat/varlık oranı (HTV) ile kısa vadeli yabancı kaynak oranı arasında pozitif yönlü bir ilişki beklenmektedir.

Hipotezler

H0A: Aktif kârlılığının (ROA) kısa vadeli yabancı kaynak oranı arasında anlamlı bir ilişkisi yoktur.

H1A: Aktif kârlılığının (ROA) kısa vadeli yabancı kaynak oranı arasında negatif ve anlamlı bir ilişkisi vardır.

H0B: Toplam varlıklardaki değişimin ($\Delta \ln \text{SIZE}$) kısa vadeli yabancı kaynak oranı arasında anlamlı bir ilişkisi yoktur.

H1B: Toplam varlıklardaki değişimin ($\Delta \ln \text{SIZE}$) kısa vadeli yabancı kaynak oranı arasında negatif ve anlamlı bir ilişkisi vardır.

H0C: Hasılat/varlık oranının (HTV) kısa vadeli yabancı kaynak oranı arasında anlamlı bir ilişkisi yoktur.

H1C: Hasılat/varlık oranının (HTV) kısa vadeli yabancı kaynak oranı arasında pozitif ve anlamlı bir ilişkisi vardır.

H0D: Enflasyonun (TÜFE) kısa vadeli yabancı kaynak oranı arasında anlamlı bir ilişkisi yoktur.

H1D: Enflasyonun (TÜFE) kısa vadeli yabancı kaynak oranı arasında pozitif ve anlamlı bir ilişkisi vardır.

H0E: ROA'nın kısa vadeli yabancı kaynak oranı ile ilişkisi enflasyon düzeyine (TÜFE) bağlı olarak değişmemektedir.

H1E: ROA'nın kısa vadeli yabancı kaynak oranı ile ilişkisi enflasyon düzeyine (TÜFE) bağlı olarak anlamlı biçimde farklılaşmaktadır.

Metodoloji

Çalışmada BİST tekstil sektöründe faaliyet gösteren 20 işletmenin 2016–2025 dönemine ait yıllık finansal verileri kullanılmıştır. Dengeli panel veri seti 200 gözlemden oluşmakta olup veriler Kamuyu Aydınlatma Platformu (KAP) ve işletmenin finansal tablolarından derlenmiştir. KAP'ta BIST Tekstil, Giyim ve Deri sektöründe 2026 yılı itibarı ile toplam 25 işletme yer almaktadır. Bu işletmelerin bir kısmı 2021–2024 döneminde halka arz edildiğinden, çalışmanın kapsadığı 2016–2025 dönemine ilişkin kesintisiz finansal veri sağlamamaktadır. Bu nedenle, yalnızca 2016–2025 dönemini kesintisiz kapsayan finansal verilere sahip 20 işletme örnekleme dâhil edilmiştir. Örnekleme dâhil edilen işletmelerin BIST işlem kodları ATEKS, BLCYT, BRKO, BRMEN, BOSSA, DAGI, DERIM, DESA, DIRIT, HATEK, KRTEK, KORDS, LUKSK, MEGAP, MNDRS, RODRG, SKTAS, SNPAM, YATAS ve YUNSA'dır. 2016–2025 döneminin tamamı için gerekli finansal verileri bulunmayan ARTMS (2023–2025), ENSRI (2022–2024), ISSEN (2021–2025), RUBNS (2022–2025) ve SUNTK (2022–2025) örneklem dışında bırakılmıştır. Başlangıçta oluşturulan dengeli panel veri seti 200 gözlemden oluşmaktadır. Ancak $\Delta \ln \text{SIZE}$ değişkeninin hesaplanabilmesi için bir önceki yıla ait verilere ihtiyaç duyulduğundan, tüm işletmelere ait 2016 yılı gözlemleri regresyon analizlerinden çıkarılmış ve analizler 2017–2025 dönemini kapsayan 180 gözlem üzerinden gerçekleştirilmiştir. Örneklem döneminin başlangıç yılı olarak 2016'nın seçilmesinin nedeni, Kamuyu Aydınlatma Platformu'nun (KAP) finansal tablo kalem sorgulama sisteminde standart veri sunumunun bu tarihten itibaren başlamasıdır. Çalışmada kullanılan tüm finansal değişkenler (hasılat, net dönem kârı, toplam varlık, kısa vadeli yükümlülük ve toplam kaynak) 2016 yılından itibaren KAP üzerinden tutarlı biçimde sorgulanabilmektedir. Finansal tablo verileri, KAP'ta ilgili yıl ve döneme ilişkin yayımlanan finansal tablolardaki cari dönem tutarları esas alınarak oluşturulmuştur. Sonraki yıllarda karşılaştırmalı önceki dönem tutarlarında yapılan düzeltmeler geriye dönük olarak veri setine aktarılmamış; böylece aynı gözlem için farklı raporlama sürümlerine ait tutarların birlikte kullanılmasından kaçınılmıştır. 31 Aralık 2023 tarihinde veya sonrasında sona eren yıllık raporlama dönemlerine ait finansal tabloların TMS 29 kapsamında enflasyon etkisine göre düzeltilerek sunulması nedeniyle, bu dönemlere ait KAP verileri ilgili finansal tablolarda raporlanan düzeltilmiş cari dönem tutarlarını yansıtmaktadır. Bu nedenle özellikle toplam

varlıklardaki değişime dayalı $\Delta \ln \text{SIZE}$ değişkeni, tüm araştırma dönemi boyunca reel büyümenin saf bir ölçüsü olarak değil, raporlanan toplam varlıklardaki yıllık değişimi gösteren bir kontrol değişkeni olarak yorumlanmıştır. $\Delta \ln \text{SIZE}$ değişkeninin özellikle enflasyon düzeltmesinin uygulandığı dönemlerde fiyat düzeyi ve raporlama kaynaklı ölçüm etkilerini de içerebileceği dikkate alınmış ve bu değişkene ilişkin bulgular bu sınırlılık çerçevesinde değerlendirilmiştir. Hasılat verisi, işletmelerin KAP'ta yayımlanan finansal tablolarında TFRS 15 (KKG, 2016) uyarınca iskonto, iade ve benzeri değişken bedel unsurları düşülmüş net tutar üzerinden raporlanan tek "Hasılat" kalemidir; Türkiye'de uygulanan TFRS çerçevesinde ayrıca bir brüt satış kalemi finansal tablolarda sunulmamaktadır. $\ln \text{SIZE}$ değişkeni panel birim kök testlerinde $I(1)$ süreci göstermiştir. Bu nedenle değişkenin birinci farkı alınmış ($\Delta \ln \text{SIZE}$) ve modellere dahil edilmiştir. Aktif kârlılığı (ROA) değişkeninde tespit edilen aşırı uç değerlerin tahmin sonuçları üzerindeki bozucu etkisini gidermek amacıyla %1-%99 düzeyinde kırpma (winsorize) işlemi uygulanmıştır.

Tablo 1: Türkiye’de Enflasyonun Araştırma Kapsamındaki Dönemsel Ayrımı

Yıl	TÜFE (%)	Dönem Sınıflaması
2016	8,5	Yüksek enflasyon öncesi dönem
2017	11,9	Yüksek enflasyon öncesi dönem
2018	20,3	Yüksek enflasyon öncesi dönem
2019	11,8	Yüksek enflasyon öncesi dönem
2020	14,6	Yüksek enflasyon öncesi dönem
2021	36,1	Yüksek enflasyon öncesi dönem
2022	64,3	Yüksek enflasyon dönemi
2023	64,8	Yüksek enflasyon dönemi
2024	44,4	Yüksek enflasyon dönemi
2025	30,9	Yüksek enflasyon dönemi

Not: Dönemsel sınıflandırmada 2022 yılı, Türkiye’de üç yıllık kümülatif enflasyonun %100 eşğini aşmasına ilişkin CAQ (2022) değerlendirmesi dikkate alınarak araştırmacı tarafından yüksek enflasyon döneminin başlangıcı olarak belirlenmiştir. Bu sınıflandırma, IAS 29’un Türkiye’de zorunlu uygulama başlangıç tarihini ifade etmemektedir. TÜFE verileri, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası’nın (TCMB, t.y.) resmi istatistiklerinden derlenen aralık ayı yıllık TÜFE değişim oranlarını (bir önceki yılın aynı ayına göre değişim) göstermektedir. TÜFE değerleri bir ondalık basamağa yuvarlanarak sunulmuştur.

Tablo 2: ENF Kukla Değişkeninin Dönemsel Kodlanması

Dönem	Yıllar	Dummy Değeri
Yüksek enflasyon öncesi dönem	2016–2021	0
Yüksek enflasyon dönemi	2022–2025	1

Araştırma modeli

Birinci model, kısa vadeli yabancı kaynak oranının işletme içi finansal göstergelerle ilişkisini incelemek amacıyla oluşturulmuştur. İkinci modelde enflasyonu temsil eden TÜFE değişkeni sürekli bir değişken olarak modele dahil edilmiştir. Üçüncü modelde ise enflasyon oranındaki değişimin aktif kârlılığı ile kısa vadeli yabancı kaynak oranı arasındaki ilişkiyi farklılaştırıp farklılaştırmadığını incelemek amacıyla etkileşim terimi kullanılmıştır.

Model 1:

Modellerde; KVKYK, kısa vadeli yabancı kaynakların toplam kaynaklara oranını; ROA aktif kârlılığı, $\Delta \ln \text{SIZE}$ toplam varlıklardaki değişimini, HTV hasılatın toplam varlıklara oranını, TÜFE enflasyon oranını, ENF ise sağlamlık testinde kullanılan enflasyon dönemi kukla değişkenini ifade etmektedir. Modelde β_0 ortak sabit terimi, α_i işletmeye özgü sabit etkiyi, ε_{it} hata terimini, i işletmeyi ve t yılı ifade etmektedir. Modeller firma sabit etkileri içermektedir. Yıl sabit etkileri kullanılmamıştır. TÜFE yalnızca zaman boyutunda değiştiğinden, tüm yıl kuklalarının modele birlikte eklenmesi TÜFE ana etkisiyle tam doğrusal bağlantı oluşturacağından ayrıca yıl sabit etkileri kullanılmamıştır.

Model 1:

$$KVKYK_{it} = \beta_0 + \beta_1 ROA_{it} + \beta_2 \Delta \ln \text{SIZE}_{it} + \beta_3 HTV_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Model 2:

$$KVKYK_{it} = \beta_0 + \beta_1 ROA_{it} + \beta_2 \Delta \ln \text{SIZE}_{it} + \beta_3 HTV_{it} + \beta_4 T\ddot{U}FE_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Bulguların ölçüm yöntemine duyarlılığını sınamak amacıyla, aynı model araştırmada tanımlanan dönemsel ayrıma göre kodlanmış enflasyon dönemi kukla değişkeni (ENF; 2016–2021=0, 2022–2025=1) ile de ayrıca tahmin edilmiş ve sağlamlık testi olarak Tablo 10'da sunulmuştur.

Model 3:

$$KVYK_{it} = \beta_0 + \beta_1 ROA_{it} + \beta_2 \Delta \ln SIZE_{it} + \beta_3 HTV_{it} + \beta_4 T\ddot{U}FE_t + \beta_5 (ROA_{it} \times T\ddot{U}FE_t) + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Etkileşim teriminin HTV yerine ROA ile kurulmasının teorik gerekçesi, finansal hiyerarşi teorisinin (Myers ve Majluf, 1984) kârlılık ile borçlanma ilişkisini merkeze alan öngörüsüne dayanmaktadır: kârlılık (ROA) ile finansman kaynağı tercihi arasında bir ilişki öngörmekte, bu nedenle kârlılık ile kısa vadeli yabancı kaynak oranı arasındaki ilişkinin enflasyon düzeyine bağlı olarak değişip değişmediğinin test edilmesi araştırma sorusunun merkezinde yer almaktadır. HTV ise ticari faaliyet yoğunluğunu ölçen bir kontrol değişkeni olup, çalışmanın teorik odağı olan kârlılık ile enflasyon etkileşimini doğrudan yansıtmamaktadır. Sağlamlık testi olarak, aynı etkileşim ENF kukla değişkeni ile de (ROA×ENF) ayrıca tahmin edilmiş ve Tablo 11'de sunulmuştur.

Değişkenler

Tablo 3: Değişken Tanımları

Notasyon	Değişken	Ölçüm Şekli
KVYK	Bağımlı Değişken	Kısa Vadeli Yabancı Kaynak / Toplam Kaynak
ROA	Bağımsız Değişken	Net Kâr / Toplam Varlık
$\Delta \ln SIZE$	Bağımsız Değişken	Toplam varlıkların doğal logaritmasının birinci farkı ($\Delta \ln(\text{Toplam Varlık})$)
HTV	Bağımsız Değişken	Hasılat (net) / Toplam Varlık
T $\ddot{U}FE$	Bağımsız Değişken	Yıllık Tüketici Fiyat Endeksi Değişim Oranı (%)
ENF	Sağlamlık Testi Değişkeni	2016–2021=0 ve 2022–2025=1 (araştırmada tanımlanan dönemsel ayrım)
ROAT $\ddot{U}FE$	Model Etkileşimi	ROA ile T $\ddot{U}FE$ 'nin çarpımı
ROAENF	Etkileşim Terimi	ROA ile ENF kukla değişkeninin çarpımı (sağlamlık testi)

Not: ROA değişkenine %1–%99 winsorize işlemi uygulanmıştır. $\ln SIZE$ değişkeninin birinci farkı ($\Delta \ln SIZE$) modellerde kullanılmıştır.

Tablo 4: Tanımlayıcı İstatistikler

	KVYK	ROA	$\Delta \ln SIZE$	HTV	ENF	T $\ddot{U}FE$
Ortalama	0,3837	0,0147	0,3201	0,6588	0,4000	30,76
Ortanca	0,3621	0,0214	0,2928	0,5831	0,0000	25,60
Maksimum	2,6822	0,2994	1,7103	2,9000	1,0000	64,80
Minimum	0,0085	–0,5340	–2,7419	0,0010	0,0000	8,50
Standart Sapma	0,2964	0,1271	0,4415	0,4485	0,4911	20,25
Çarpıklık	3,9226	–1,7085	–1,6333	1,8287	0,4082	0,6061
Basıklık	29,1825	8,9017	16,8344	8,4341	1,1667	1,9378
Jarque-Bera	6225,594	387,5476	1515,469	357,5523	33,56481	21,64877
Olasılık (Jarque-Bera)	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001
Toplam	76,7397	2,9318	57,62012	131,769	80,000	6152,000
Merkezi Kareler Toplamı	17,4785	3,2164	34,89654	40,033	48,000	81589,7
Gözlem Sayısı	200	200	180	200	200	200

Not: Tanımlayıcı istatistikler 2016–2025 dönemine ait işletme-yıl gözlemleri üzerinden hesaplanmıştır. ROA değişkenine, 200 işletme-yıl gözleminin tamamı üzerinden %1 ve %99 düzeylerinde winsorize işlemi uygulanmıştır. Alt ve üst eşik değerleri sırasıyla –0,534023 ve 0,299432 olarak hesaplanmış; bu sınırların dışında kalan toplam dört gözlem ilgili eşik değerlerine sınırlandırılmıştır. $\Delta \ln SIZE$ değişkeni birinci fark alınarak hesaplandığından 2016 yılı için gözlem oluşmamakta ve bu değişken 180 gözlem içermektedir. Diğer değişkenler 200 gözlemde oluşmaktadır. ENF, 2016–2021 dönemi için 0, 2022–2025 dönemi için 1 olarak tanımlanan kukla değişkendir.

Tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde, işletme-yıl gözlemleri için KVYK oranının ortalaması 0,38 olarak hesaplanmıştır. KVYK dağılımı sağa çarpık bir yapı sergilemekte ve yüksek basıklık göstermektedir. Bu durum, örnekleme sınırlı sayıda gözlemde aşırı yüksek kısa vadeli yabancı

kaynak oranlarının bulunduğu işaret etmekte olup, işletme bazında ayrıştırılmış bir analiz bu çalışmanın kapsamı dışında bırakılmıştır. ROA ortalamasının 0,015 düzeyinde olması, örneklem genelinde ortalama aktif kârlılığının pozitif ancak düşük düzeyde olduğunu göstermektedir. $\Delta \ln \text{SIZE}$ değişkeninin geniş bir aralıkta değer alması (-2,74-1,71) yıllar ve işletmeler arasında raporlanan toplam varlıklardaki değişim açısından belirgin farklılıklar olduğunu göstermektedir. Panel birim kök analizinde Levin-Lin-Chu (LLC), Im-Pesaran-Shin (IPS), ADF-Fisher ve PP-Fisher testleri uygulanmıştır. Testlerde bireysel sabit terim kullanılmış; LLC, IPS ve ADF-Fisher testlerinde gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) temelinde otomatik olarak 0-1 gecikme arasından seçilmiş, PP-Fisher testinde ise Bartlett çekirdeği ve Newey-West otomatik bant genişliği kullanılmıştır. Birim kök sıfır hipotezine ilişkin sonuçlar %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde değerlendirilmiştir. Testlerin seçimi ve uygulanmasına ilişkin açıklamalarda Baltagi (2008) esas alınmıştır.

Tablo 5: Panel Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	LLC Prob.	IPS Prob.	ADF-Fisher Prob.	PP-Fisher Prob.	Sonuç	CIPS
KVYK	0,0056	0,5069	0,5074	0,5939	Düzeyde birim kök reddedilemedi ¹	-1,132
ROA	<0,001	0,0041	0,0034	0,0046	Durağanlık yönünde bulgu	-2,257*
$\Delta \ln \text{SIZE}$	<0,001	0,0469	0,0775	0,0747	Durağan**	-6,424***
HTV	<0,001	0,0123	0,0055	0,2287	Düzeyde birim kök reddedilemedi ¹	-1,391

Not: LLC, IPS, ADF-Fisher ve PP-Fisher birinci nesil panel birim kök testleridir. Testlerde bireysel sabit terim kullanılmıştır. LLC, IPS ve ADF-Fisher testlerinde gecikme uzunlukları SIC ölçütüne göre otomatik olarak seçilmiş (0-1 gecikme); PP-Fisher testinde Bartlett çekirdeği ve Newey-West otomatik bant genişliği kullanılmıştır. CIPS, yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testidir. CIPS testlerinde sabit terim ve 1 gecikme kullanılmıştır. Birim kök testlerinde H_0 birim kök varlığını ifade etmekte olup sonuçlar %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde değerlendirilmiştir.

Dipnot 1: CIPS testinde KVYK ve HTV için düzeyde birim kök sıfır hipotezi reddedilememiş; birinci farklarda ise %1 düzeyinde reddedilmiştir (KVYK: CIPS = -4,476; HTV: CIPS = -3,398).

Tablo 5'te görüldüğü üzere, KVYK ve HTV değişkenleri için LLC testi ile IPS ve Fisher testleri farklı sonuçlar vermektedir. Bu farklılığın nedenini belirlemek amacıyla Pesaran (2021) çapraz kesit bağımlılık testi uygulanmıştır. Breusch-Pagan LM (447,49; $p < 0,001$), Pesaran scaled LM (13,21; $p < 0,001$) ve Pesaran CD (16,10; $p < 0,001$) istatistikleri, örneklemde güçlü bir çapraz kesit bağımlılığı olduğunu göstermektedir. Aynı sektörde faaliyet gösteren işletmelerin enflasyon ve döviz kuru gibi ortak makroekonomik gelişmelerden etkilenmesi bu durumu açıklamaktadır. Bununla birlikte, yatay kesit bağımlılığının varlığı serilerin durağan olduğuna ilişkin bir kanıt oluşturmamaktadır. Bu nedenle, KVYK ve HTV değişkenlerine ilişkin karışık birinci nesil panel birim kök testi sonuçları ihtiyatla değerlendirilmiştir. Yatay kesit bağımlılığını dikkate almak amacıyla ikinci nesil Pesaran CIPS testiyle ek durağanlık değerlendirmesi yapılmıştır. CIPS sonuçlarında KVYK (-1,132; $p \geq 0,10$) ve HTV (-1,391; $p \geq 0,10$) için düzeyde birim kök sıfır hipotezi reddedilemezken, birinci farklarda sıfır hipotezi %1 düzeyinde reddedilmiştir (sırasıyla -4,476 ve -3,398). Bununla birlikte, regresyon örneklemine zaman boyutunun kısa olması ($T=9$) nedeniyle panel birim kök testlerinin gücü sınırlıdır ve sonuçlar ihtiyatla değerlendirilmelidir. TÜFE işletme bazında değişmeyen ortak bir yıllık seri olduğundan panel birim kök testlerine dâhil edilmemiştir; ayrıca kısa zaman boyutu nedeniyle TÜFE serisinin durağanlık, trend ve olası yapısal kırılma özelliklerinin değerlendirilmesi çalışmanın bir sınırlılığıdır.

Tablo 6: Korelasyon Matrisi

	KVYK	ROA	$\Delta \ln \text{SIZE}$	HTV	ENF	TÜFE
KVYK	1,000					
ROA	-0,486	1,000				
$\Delta \ln \text{SIZE}$	-0,283	0,504	1,000			
HTV	0,344	0,225	0,085	1,000		
ENF	-0,155	0,027	0,314	0,033	1,000	
TÜFE	-0,062	0,167	0,498	0,053	0,807	1,000

Not: Değerler Pearson korelasyon katsayılarıdır. $\Delta \ln \text{SIZE}$ 'in hesaplanmasında ilk yılın (2016) fark değeri alınmadığından, korelasyon matrisi 180 ortak gözlem üzerinden hesaplanmıştır.

Korelasyon matrisi incelendiğinde, KVYK ile ROA arasında negatif (-0,486), KVYK ile HTV arasında ise pozitif (+0,344) yönlü ilişki görülmektedir. SIZE değişkeninin birinci farkı alınarak

durağanlaştırılması ($\Delta \ln \text{SIZE}$) sonucunda, $\Delta \ln \text{SIZE}$ ile ENF arasındaki korelasyon 0,314'e gerilemiştir. ENF ile TÜFE arasında ise beklendiği gibi yüksek düzeyde korelasyon (0,807) bulunmaktadır. Her iki değişken enflasyonu farklı ölçüm yaklaşımlarıyla yansıttığından, aynı modelde birlikte kullanılmamış; Model 2 ve Model 3'te TÜFE, sağlamlık analizleri kapsamında kurulan Model 2b ve Model 3b'de ise ENF kullanılmıştır. Bağımsız değişkenler arasında, model tahminlerini olumsuz etkileyecek düzeyde bir çoklu doğrusal bağlantı sorunu gözlenmemektedir.

Bulgular

Hausman testi sonuçları, her üç modelde de sabit etkiler modelinin rassal etkiler modeline kıyasla daha tutarlı sonuçlar ürettiğini göstermektedir ($p < 0,001$), (Klasik standart hatalar ile gerçekleştirilmiştir). Bu nedenle tahminler sabit etkiler yöntemi ile gerçekleştirilmiştir. Heteroskedastisite ve yatay kesit bağımlılığına karşı White cross-section (period cluster) robust standart hatalar kullanılmıştır. Tahminler EViews 14 kullanılarak gerçekleştirilmiş; standart hatalar 9 dönem kümesi üzerinden ve serbestlik derecesi düzeltmesi (d.f. correction) uygulanarak hesaplanmıştır. $\Delta \ln \text{SIZE}$ değişkeni tüm modellerde ortak olarak yer aldığından ve bu değişkenin hesaplanması bir önceki yıla ait veri gerektirdiğinden, 2016 yılına ait gözlemler tüm modellerde ortak örnekleminden çıkarılmıştır. Bu nedenle Model 1, 2 ve 3 (ve sağlamlık testleri Model 2b, 3b) 200 değil, 180 gözlemle tahmin edilmiştir.

İşletme içi seri korelasyon ayrıca Wooldridge/Drukker yaklaşımıyla değerlendirilmiştir. Birinci fark denklemlerinin artıklarına dayalı testlerde seri korelasyon bulunmadığı yönündeki sıfır hipotezi üç modelde de reddedilmiştir (Model 1: $F=40,063$; Model 2: $F=40,923$; Model 3: $F=23,217$; tümü $p < 0,001$).

Çıkarımların işletme ve dönem boyutlarındaki kümelenmeye duyarlılığını değerlendirmek amacıyla ana modeller ayrıca White two-way cluster standart hatalarla yeniden tahmin edilmiştir. İki yönlü kümelenmiş standart hatalar altında TÜFE ve $\text{ROA} \times \text{TÜFE}$ terimlerinin istatistiksel olarak anlamsızlığı korunurken, bazı i düzeyindeki değişkenlerin anlamlılık düzeylerinin değiştiği görülmüştür. Dönem boyutunda yalnızca 9 küme bulunması nedeniyle bu sonuçlar da ihtiyatla değerlendirilmiştir.

Model seçiminde Hausman testi uygulanmıştır. Test sonuçları Model 1 [$\chi^2(3) = 20,3363$; $p < 0,001$], Model 2 [$\chi^2(4) = 20,5589$; $p < 0,001$] ve Model 3 [$\chi^2(5) = 21,9441$; $p < 0,001$] için rassal etkiler modeline ait 180 gözlem üzerinden gerçekleştirilmiştir.

Ana modellerin artıklarına uygulanan tanı testlerinde heteroskedastisite, yatay kesit bağımlılığı ve seri korelasyon tespit edilmiştir. Kesit heteroskedastisitesi LR testi Model 1, Model 2 ve Model 3 için sırasıyla 212,3576, 212,1193 ve 205,2125; dönem heteroskedastisitesi LR testi ise sırasıyla 71,0212, 71,4723 ve 68,3433 olarak bulunmuş ve tüm modellerde homoskedastisite sıfır hipotezi reddedilmiştir ($p < 0,001$). Artıklara uygulanan Breusch-Pagan LM testi Model 1 [$\chi^2(190) = 476,4379$], Model 2 [$\chi^2(190) = 476,7107$] ve Model 3 [$\chi^2(190) = 451,3667$] için; Pesaran CD testi ise sırasıyla 16,2409, 15,5885 ve 13,4952 olarak bulunmuş ve yatay kesit bağımsızlığı sıfır hipotezi tüm modellerde reddedilmiştir ($p < 0,001$). Wooldridge/Drukker panel veri seri korelasyon testi de Model 1 ($F = 40,0626$), Model 2 ($F = 40,9228$) ve Model 3 ($F = 23,2168$) için sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermiştir ($p < 0,001$). Bu bulgular doğrultusunda ana model tahminlerinde White cross-section (period cluster) robust standart hatalar kullanılmıştır. Hausman testi model seçimi amacıyla klasik kovaryans yapısı altında uygulanmıştır. Klasik Hausman testinin heteroskedastisite ve kümelenmeye karşı sağlam olmaması nedeniyle model seçim sonucu ihtiyatlı biçimde değerlendirilmiş; nihai katsayı çıkarımlarında raporlanan tanı testleri dikkate alınarak sağlam standart hatalar kullanılmıştır.

Tablo 7: Model 1 Panel Veri Analiz Sonuçları

Notasyon	Katsayı	Std. Hata	t-Değeri	p-değeri
C	0,318546	0,061619	5,169572	0,0009***
ROA	-0,729155	0,384831	-1,894743	0,0947*
$\Delta \ln \text{SIZE}$	-0,080779	0,112383	-0,718790	0,4927
HTV	0,162193	0,051906	3,124731	0,0141**
R^2	0,630568	Düzeltilmiş R^2		0,578800
Standart Hata	0,198479	Durbin-Watson istatistiği		1,334877
Artıkların Kareleri Toplamı	6,184819	Log likelihood		47,96839
F-statistic	12,18074	F-İstatistiği Olasılık Değeri		<0,001

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Tahminler White cross-section (period cluster) robust standart hatalar ile elde edilmiştir. Sabit etkiler modeli kullanılmıştır. Hausman testi klasik standart hatalar ile gerçekleştirilmiştir.

Model 1 bulguları:

Model 1 sonuçları, aktif kârlılığının (ROA) kısa vadeli yabancı kaynak oranı ile %10 anlamlılık düzeyinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunduğunu ortaya koymaktadır ($\beta = -0,729$, $p = 0,095$). Bu bulgu, finansal hiyerarşi teorisiyle uyumludur; kârlı işletmelerin iç finansman kaynaklarını tercih etmeleri nedeniyle kısa vadeli dış finansmana olan ihtiyaçlarının azaldığı şeklinde yorumlanabilir. Hasılat/varlık oranı (HTV) ise %5 anlamlılık düzeyinde pozitif ve anlamlıdır ($\beta = 0,162$, $p = 0,014$). Bu sonuç, ticari faaliyet hacmindeki artışın daha yüksek kısa vadeli yabancı kaynak oranı ile ilişkili olduğunu göstermektedir. Özellikle tekstil sektörünün işletme sermayesi yoğun yapısı dikkate alındığında, ticari faaliyet hacmi ile kısa vadeli yabancı kaynak oranı arasındaki pozitif ilişki beklenen bir bulgu olarak değerlendirilebilir. İşletme büyüklüğündeki değişim ($\Delta \ln \text{SIZE}$) ise istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur ($p = 0,493$).

Tablo 8: Model 2 Panel Veri Analiz Sonuçları

Notasyon	Katsayı	Std. Hata	t-Değeri	p-değeri
C	0,302628	0,059693	5,069782	0,0010***
ROA	-0,718219	0,384509	-1,867886	0,0987*
$\Delta \ln \text{SIZE}$	-0,100733	0,130401	-0,772488	0,4620
HTV	0,157891	0,051673	3,055605	0,0157**
TÜFE	0,000752	0,001330	0,565008	0,5876
R ²	0,632271	Düzeltilmiş R ²		0,578054
Standart Hata	0,198654	Durbin-Watson istatistiği		1,360372
Artıkların Kareleri Toplamı	6,156310	Log likelihood		48,38420
F-statistic	11,66195	F-İstatistiği Olasılık Değeri		<0,001

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Tahminler White cross-section (period cluster) robust standart hatalar ile elde edilmiştir. Sabit etkiler modeli kullanılmıştır. Hausman testi klasik standart hatalar ile gerçekleştirilmiştir.

Model 2 bulguları:

Enflasyonun sürekli değişken (TÜFE) olarak modele eklenmesi temel sonuçları değiştirmemektedir. ROA ve HTV katsayıları benzer büyüklük ve anlamlılık düzeylerini korumaktadır. TÜFE katsayısı pozitif ($\beta = 0,0008$) ancak istatistiksel olarak anlamlı değildir ($p = 0,588$). Bu bulgu, incelenen örneklem ve model kapsamında TÜFE ile kısa vadeli yabancı kaynak oranı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki saptanmadığını göstermektedir. R² değeri Model 1'e kıyasla çok sınırlı artarken (0,631'den 0,632'ye), düzeltilmiş R² azalmaktadır; dolayısıyla TÜFE'nin modele eklenmesi açıklama gücünde belirgin bir iyileşme sağlamamaktadır.

Tablo 9: Model 3 Panel Veri Analiz Sonuçları

Notasyon	Katsayı	Std. Hata	t-Değeri	p-değeri
C	0,277844	0,051065	5,441002	0,0006***
ROA	-0,966351	0,362033	-2,669234	0,0284 **
$\Delta \ln \text{SIZE}$	-0,040337	0,106220	-0,379749	0,7140
HTV	0,170826	0,046374	3,683659	0,0062***
TÜFE	-0,000211	0,001104	-0,191572	0,8529
ROA×TÜFE	0,021143	0,011910	1,775214	0,1138
R ²	0,655217	Düzeltilmiş R ²		0,601831
Standart Hata	0,192976	Durbin-Watson istatistiği		1,292102
Artıkların Kareleri Toplamı	5,772159	Log likelihood		54,18303
F-statistic	12,27324	F-İstatistiği Olasılık Değeri		<0,001

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Tahminler White cross-section (period cluster) robust standart hatalar ile elde edilmiştir. Sabit etkiler modeli kullanılmıştır. Hausman testi klasik standart hatalar ile gerçekleştirilmiştir. TÜFE değişkeni, regresyon örneklemindeki ortalama değeri (33,23333) etrafında merkezlenmiştir. TÜFE_C merkezlenmiş TÜFE değişkenini, ROA×TÜFE_C ise ROA ile merkezlenmiş TÜFE arasındaki etkileşim terimini ifade etmektedir.

Model 3 bulguları:

TÜFE, regresyon örneklemindeki ortalama değeri (33,23333) etrafında merkezlendiğinde, ROA'nın ortalama TÜFE düzeyindeki marjinal etkisi negatif ve %5 düzeyinde anlamlıdır ($\beta = -0,966$, %95 GA

$[-1,801; -0,132]$, $p = 0,0284$). HTV %1 düzeyinde anlamlılığa ulaşmıştır. ($\beta = 0,171$, $p = 0,006$). Merkezlenmiş TÜFE'nin katsayısı ($\beta = -0,000211$, $p = 0,8529$) ve $ROA \times TÜFE$ etkileşim terimi ($\beta = 0,021$, $p = 0,114$) istatistiksel olarak anlamsız kalmaktadır. ROA ile KVKYK arasındaki ilişkinin enflasyon düzeyine bağlı olarak değiştiğini gösteren yeterli istatistiksel kanıt bulunmamaktadır. Bununla birlikte, bu sonuçlar kullanılan kovaryans tahmin yöntemine duyarlı olduğundan ihtiyatla değerlendirilmelidir.

Etkileşim katsayısının anlamsızlığının çoklu doğrusal bağlantı kaynaklı olabileceği ihtimaline karşı Varyans Şişirme Faktörü (VIF) değerleri yardımcı regresyonlar aracılığıyla hesaplanmıştır. VIF değerleri ROA için 1,56, $\Delta \ln SIZE$ için 1,99, HTV için 1,06, TÜFE için 1,51 ve $ROA \times TÜFE$ etkileşim terimi 1,20 olarak bulunmuştur. Elde edilen değerler, ciddi bir çoklu doğrusal bağlantı sorununa işaret etmemektedir. Bununla birlikte, bu bulgu etkileşim katsayısının anlamsızlığının yalnızca çoklu doğrusal bağlantı ile açıklanamayacağını göstermekte olup, düşük test gücü gibi diğer olası nedenleri dışlamamaktadır.

Sağlamlık Testi: Dönemsel Enflasyon Kuklası (ENF) ile Model 2b ve Model 3b

Ana modellerde elde edilen bulguların sağlamlığını değerlendirmek amacıyla, aynı modeller ENF değişkeni kullanılarak yeniden tahmin edilmiştir. Sonuçlar Tablo 10 ve Tablo 11'de sunulmaktadır.

Tablo 10: Model 2b Panel Veri Analiz Sonuçları (ENF ile)

Notasyon	Katsayı	Std. Hata	t-Değeri	p-değeri
C	0,335894	0,063377	5,299940	0,0007***
ROA	-0,810377	0,439403	-1,844271	0,1024
$\Delta \ln SIZE$	-0,038542	0,135225	-0,285020	0,7829
HTV	0,173837	0,052019	3,341790	0,0102**
ENF	-0,083704	0,076393	-1,095709	0,3051
R^2	0,64660	Düzeltilmiş R^2		0,594504
Standart Hata	0,194743	Durbin-Watson istatistiği		1,323761
Artıkların Kareleri Toplamı	5,916297	Log likelihood		51,96322
F-statistic	12,41021	F-İstatistiği Olasılık Değeri		<0,001

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Tahminler White cross-section (period cluster) robust standart hatalar ile elde edilmiştir. Sabit etkiler modeli kullanılmıştır. Hausman testi klasik standart hatalar ile gerçekleştirilmiştir.

Tablo 11: Model 3b Panel Veri Analiz Sonuçları ($ROA \times ENF$ ile)

Notasyon	Katsayı	Std. Hata	t-Değeri	p-değeri
C	0,322579	0,055108	5,853556	0,0004***
ROA	-1,303924	0,554216	-2,352735	0,0465**
$\Delta \ln SIZE$	-0,019091	0,106317	-0,179569	0,8620
HTV	0,191780	0,045645	4,201575	0,0030***
ENF	-0,093914	0,063434	-1,480489	0,1770
$ROA \times ENF$	0,587398	0,676588	0,868178	0,4106
R^2	0,658653	Düzeltilmiş R^2		0,605799
Standart Hata	0,192012	Durbin-Watson istatistiği		1,371430
Artıkların Kareleri Toplamı	5,714631	Log likelihood		55,08451
F-statistic	12,46181	F-İstatistiği Olasılık Değeri		<0,001

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Tahminler White cross-section (period cluster) robust standart hatalar ile elde edilmiştir. Sabit etkiler modeli kullanılmıştır. Hausman testi klasik standart hatalar ile gerçekleştirilmiştir.

Model 3b'de ENF değişkeninin doğrudan etkisi negatif olmakla birlikte istatistiksel olarak anlamlı değildir ($\beta = -0,094$; $p = 0,177$).

Tablo 12: Ana Modellerin White Two-Way Cluster Standart Hatalarla Duyarlılık Analizi

Notasyon	Model 1 β (p)	Model 2 β (p)	Model 3 β (p)
ROA	-0,729 (0,2078)	-0,718 (0,1968)	-0,966 (0,1484)
$\Delta \ln \text{SIZE}$	-0,081 (0,4076)	-0,101 (0,4307)	-0,040 (0,6065)
HTV	+0,162 (0,0608)*	+0,158 (0,0672)*	+0,171 (0,0400)**
TÜFE	—	+0,000752 (0,6793)	-0,000211 (0,8696)
ROA×TÜFE	—	—	+0,021 (0,1356)

Not: * ve ** sırasıyla %10 ve %5 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Modeller işletme sabit etkileriyle tahmin edilmiş ve White two-way cluster standart hatalar kullanılmıştır. Model 3'te ROA ve TÜFE regresyon örneklemi ortalamaları etrafında merkezlenmiştir. Örneklem 20 işletme, 9 dönem ve 180 gözlemden oluşmaktadır. Dönem boyutundaki küme sayısının 9 ile sınırlı olması nedeniyle sonuçlar ihtiyatla değerlendirilmiştir. Bu nedenle sınırda anlamlı katsayılar az küme sayısına duyarlı ek sağlamlık analizleriyle birlikte değerlendirilmiştir.

White two-way cluster standart hatalarla gerçekleştirilen duyarlılık analizinde, TÜFE ve ROA×TÜFE değişkenlerinin istatistiksel olarak anlamsızlığı korunmuştur. HTV Model 1 ve Model 2'de %10, Model 3'te %5 düzeyinde anlamlılığa ulaşmıştır. Buna karşılık ROA, iki yönlü kümelenmiş standart hatalar altında üç modelde de istatistiksel anlamlılığını kaybetmiştir. Bu sonuç, özellikle ROA'ya ilişkin istatistiksel çıkarımın kullanılan kovaryans tahmin yöntemine duyarlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 10 ve 11'de görüldüğü üzere, enflasyon değişkeni dönemsel kukla (ENF) olarak modellendiğinde de istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki saptanmamıştır (Model 2b: ENF $p=0,3051$; Model 3b: ENF $p=0,1770$; ROA×ENF $p=0,4106$). Bu sonuç, enflasyonun doğrudan etkisi ve etkileşim teriminin anlamsızlığı bakımından TÜFE ile elde edilen bulgularla benzerlik göstermektedir. HTV tüm spesifikasyonlarda anlamlılığını korurken, ROA Model 2b'de anlamlılığını kaybetmiş ($p=0,1024$), Model 3b'de ise %5 düzeyinde anlamlı bulunmuştur ($p=0,0465$).

Tablo 13: Hipotez Test Sonuçları

Hipotez	İlişki	Beklenen Yön	Bulgulanan	Sonuç
HA	ROA $\rightarrow$ KVK	Negatif (-)	-0,729* / -0,718* / -0,966**	Desteklendi (Model 1-2: %10; Model 3: %5)
HB	$\Delta \ln \text{SIZE} \rightarrow$ KVK	Negatif (-)	-0,081 / -0,101 / -0,040	Desteklenmedi
HC	HTV $\rightarrow$ KVK	Pozitif (+)	+0,162** / +0,158** / +0,171***	Desteklendi
HD	TÜFE $\rightarrow$ KVK	Pozitif (+)	+0,000752 / -0,000211	Desteklenmedi
HE	ROA×TÜFE $\rightarrow$ KVK	Yönsüz	+0,021	Desteklenmedi

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Sonuç ve değerlendirme

Bu çalışmada BİST tekstil sektöründe faaliyet gösteren 20 işletmenin 2016–2025 dönemine ait dengeli panel verisi kullanılarak kısa vadeli yabancı kaynak oranının belirleyicileri incelenmiştir. Sabit etkiler modeli ve White cross-section sağlam standart hataları kullanılarak üç farklı model tahmin edilmiştir.

Çalışmanın temel bulgusu, enflasyonun sürekli değişken (TÜFE) olarak ölçülen doğrudan etkisinin ve ROA×TÜFE etkileşim teriminin istatistiksel olarak anlamsız bulunmasıdır. Bu bulgu, incelenen örneklem ve model kapsamında sürekli enflasyon göstergesi ile kısa vadeli yabancı kaynak oranı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki saptanmadığını göstermektedir. ENF değişkeni ile gerçekleştirilen sağlamlık analizlerinde de enflasyona ilişkin benzer bir anlamsızlık bulgusu elde edilmiştir (bkz. Tablo 10–11). Bu sonuç, örneklem kapsamındaki işletmelerde kısa vadeli yabancı kaynak oranının işletmeye özgü finansal göstergelerle ilişkisinin, incelenen modellerde enflasyon göstergesine kıyasla daha belirgin olduğunu göstermektedir.

Bu bulgular literatürle büyük ölçüde örtüşmektedir. ROA'nın kısa vadeli borçlanma arasındaki negatif ilişki Dizgil (2019), Coşkun ve Güngör (2015) ve Ali (2011) çalışmalarıyla uyumludur. İşletme büyüklüğündeki değişimin ($\Delta \ln \text{SIZE}$) anlamsız bulunması, bu ilişkinin sektöre ve döneme göre farklılaşabileceğini belirten Yılmaz (2022) ile Sarıoğlu vd. (2013) bulgularıyla uyumludur. Enflasyonun doğrudan etkisine ilişkin bulgular Kantar vd. (2021) ve Ünal (2025) ile örtüşmektedir. ROA×TÜFE etkileşim terimi için istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır. Bu değerlendirme, gelişmekte olan piyasalarda borçlanma kararlarında işletmeye özgü finansal göstergelerin önemini vurgulayan Küçükbaş ve Güler (2020) ile Burucu ve Öndeş (2016) bulgularıyla uyumludur.

Çalışmanın bulguları uygulamaya yönelik çeşitli çıkarımlar sunmaktadır. Finans yöneticileri açısından, kısa vadeli borçlanma kararlarında işletme kârlılığı ile ticari faaliyet hacmi gibi işletmeye

özgü finansal göstergelerin dikkate alınması önem taşımaktadır. Banka yöneticileri ve kredi verenler açısından ise, kredi değerlendirme süreçlerinde yalnızca makroekonomik göstergelerin değil, işletmeye özgü finansal göstergelerin de dikkate alınması daha sağlıklı değerlendirmelere katkı sağlayabilir. Yatırımcılar açısından ise, örneklem kapsamındaki tekstil işletmelerinde kısa vadeli yabancı kaynak oranı ile bazı işletmeye özgü finansal göstergeler arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişkiler saptanırken, kullanılan enflasyon göstergeleri için anlamlı bir ilişki saptanmamıştır. Çalışmanın bazı sınırlılıkları bulunmaktadır. Öncelikle, örneklemin yalnızca BİST Tekstil, Giyim Eşyası ve Deri sektöründe faaliyet gösteren 20 işletmeyle sınırlı olması, bulguların diğer sektörler ve ülke örneklemi açısından genellenebilirliğini kısıtlamaktadır. Örneklemin 2016-2025 döneminin tamamı için gerekli finansal verilerine ulaşılabilen işletmelerle sınırlandırılması, örneklem seçiminden kaynaklanabilecek yanlılık olasılığı nedeniyle bulguların sektörün tamamına genellenmesinde dikkate alınmalıdır. KVKYK değişkeni kısa vadeli yabancı kaynakların toplam kaynaklara oranını ölçmekte olup, kısa vadeli borçların toplam borç içindeki payını doğrudan temsil etmemektedir. Yüksek enflasyon döneminin devam ediyor olması nedeniyle de bu döneme ilişkin gözlemlerin henüz sınırlı olması, bulguların ilerleyen dönemlerde yeniden değerlendirilmesini gerektirebilir. Bunun yanında çalışmada enflasyon yalnızca TÜFE ve araştırmada tanımlanan yüksek enflasyon dönemi kukla değişkeni (ENF) ile temsil edilmiş; faiz oranı, döviz kuru ve kredi maliyetleri gibi diğer makroekonomik değişkenler modele dâhil edilmemiştir. ROA, HTV ve KVKYK değişkenlerinin hesaplanmasında toplam varlıkların ortak bir ölçek unsuru olarak yer alması ve kârlılık ile borçlanma arasında olası ters nedensellik, içsellik riskini tamamen dışlamamaktadır. İşletme sabit etkileri, zamana göre değişmeyen gözlemlenemeyen işletme özelliklerini kontrol etse de zamana göre değişen gözlemlenemeyen faktörlerden ve eşanlıktan kaynaklanabilecek içsellik ortadan kaldırmamaktadır. Gelecek çalışmalarda daha geniş bir işletme örneklemini, farklı sektörlerin karşılaştırılması, daha uzun gözlem dönemlerinin kullanılması, farklı makroekonomik göstergelerin modele dâhil edilmesi kısa vadeli yabancı kaynak oranı (KVKYK) yerine alternatif borç vadesi ölçütlerinin (örneğin toplam borç vadesi yapısı veya borç vadesi uyumu göstergelerinin) incelenmesi ve dinamik panel veri yöntemlerinden yararlanılması, konuya ilişkin bulguların geliştirilmesine katkı sağlayabilir.

Hakem Değerlendirmesi / Peer-review:

Dış bağımsız

Externally peer-reviewed

Çıkar Çatışması / Conflict of Interest

Yazar çıkar çatışması bildirmemiştir.

The author has no conflict of interest to declare.

Finansal Destek / Grant Support:

Yazar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

The author declared that this study has received no financial support.

Veri Erişilebilirliği / Data Availability:

Çalışmada kullanılan veriler kamuya açık KAP ve TCMB kaynaklarından elde edilmiştir.

The data used in this study were obtained from publicly available sources of KAP (Public Disclosure Platform) and TCMB (Central Bank of the Republic of Türkiye).

Etik Beyan / Ethical Statement:

Çalışmada yalnızca kamuya açık ikincil veriler kullanıldığından etik kurul izni gerekmemektedir.

Ethics committee approval was not required because the study uses only publicly available secondary data.

Yapay Zekâ Kullanımı / Artificial Intelligence:

Bu çalışmanın hazırlanmasında yapay zekâ destekli araçlardan çeviri ve dil düzenlemesi amacıyla yararlanılmıştır.

AI-assisted tools were used for translation and language editing during the preparation of this study.

Kaynakça / References

- Akel, V., & İltaş, Y. (2016). İşletme sermayesinin makroekonomik belirleyicileri: BİST’te sektörler arası bir karşılaştırma. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 11(3), 39–70. <https://doi.org/10.17153/oguiibf.272245>
- Ali, L. (2011). The determinants of leverage of the listed-textile companies in India. *European Journal of Business and Management*, 3(12), 54–59.
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric analysis of panel data* (4th ed.). John Wiley & Sons.
- Barclay, M. J., & Smith, C. W. (1995). The maturity structure of corporate debt. *The Journal of Finance*, 50(2), 609–631. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb04797.x>
- Brick, I. E., & Ravid, S. A. (1985). On the relevance of debt maturity structure. *The Journal of Finance*, 40(5), 1423–1437. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb02392.x>
- Burucu, H., & Öndeş, T. (2016). Türk imalat sanayi firmalarının sermaye yapısını etkileyen faktörlerin analizi. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6(1), 201–225. <https://doi.org/10.18074/cnuibf.303>
- Center for Audit Quality (CAQ). (2022, March 16). *Addendum to the November 6, 2021 International Practices Task Force document for discussion: Monitoring inflation in certain countries*. <https://www.thecaq.org/iptf-inflation-discussion-documents>
- Coşkun, A., & Güngör, B. (2015). Sermaye yapısını etkileyen faktörler: panel veri analizi ile BİST sınai sektörü üzerine bir uygulama. *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 19(3), 337–356.
- Dang, V. A. (2011). Leverage, debt maturity and firm investment: An empirical analysis. *Journal of Business Finance & Accounting*, 38(1–2), 225–258. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2010.02215.x>
- Diamond, D. W. (1991). Debt maturity structure and liquidity risk. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(3), 709–737. <https://doi.org/10.2307/2937924>
- Dizgil, E. (2019). Firmaların sermaye yapısı kararları üzerinde etkili olan mikro düzeyli faktörler: BİST tekstil ve deri endeksindeki firmalar üzerine bir araştırma. *Bingöl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 3(2), 11–37. <https://doi.org/10.33399/biibfad.593496>
- Flannery, M. J. (1986). Asymmetric information and risky debt maturity choice. *The Journal of Finance*, 41(1), 19–37. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1986.tb04489.x>
- Frank, M. Z., & Goyal, V. K. (2009). Capital structure decisions: Which factors are reliably important? *Financial Management*, 38(1), 1–37. <https://doi.org/10.1111/j.1755-053x.2009.01026.x>
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–1271. <https://doi.org/10.2307/1913827>
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- International Accounting Standards Board (IASB). (2001). *IAS 29: Financial reporting in hyperinflationary economies*. IFRS Foundation. <https://www.ifrs.org/issued-standards/list-of-standards/ias-29-financial-reporting-in-hyperinflationary-economies/>
- Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review*, 76(2), 323–329.
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305–360. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X)
- Kamu Gözetimi Muhasebe ve Denetim Standartları Kurumu (KGK). (2016). TFRS 15 Müşteri Sözleşmelerinden Hasılat (09.09.2016 tarih ve 29826 sayılı Resmî Gazete; 01.01.2018 tarihinden

- itibaren yürürlükte).
https://www.kgk.gov.tr/Portalv2Uploads/files/DynamicContentFiles/T%C3%BCrkiye%20Muhasebe%20Standartlar%C4%B1/TMSTFRS2018Seti/TFRS/TFRS_15_2018.pdf
- Kamuyu Aydınlatma Platformu (KAP). (t.y.). KAP hakkında. Merkezi Kayıt Kuruluşu (MKK). <https://kap.org.tr/tr/about/genel-bilgi>
- Kantar, M. A., Abar, H., & Öndeş, T. (2021). Enflasyonun işletmelerin finansal oranlarına etkisi: BİST imalat sektöründe bir uygulama. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (90), 1-18. <https://doi.org/10.25095/mufad.856384>
- Karabay, G. (2013). Working capital management in Turkish clothing industry. *Textile and Apparel*, 23(2), 168-175.
- Karadeniz, E., İskenderoğlu, Ö., & Dalak, S. (2018). Sermaye yapısı kararlarını etkileyen makroekonomik değişkenlerin analizi: BİST perakende sektörü üzerine bir uygulama. *Uluslararası Katılımlı 22. Finans Sempozyumu Bildiri Kitabı*, Mersin.
- Karadeniz, E., Kaplan, F., & Günay, F. (2016). Sermaye yapısı kararlarının kârlılığa etkisi: Borsa İstanbul turizm şirketlerinde bir araştırma. *Seyahat ve Otel İşletmeciliği Dergisi*, 13(3), 38-55.
- Küçükbaş, F., & Güler, B. (2020). Firmaların sermaye yapısı kararları, kredi risk düzeyleri ve karlılık oranları arasındaki ilişkinin analizi: Panel veri analizi. *İzmir İktisat Dergisi*, 35(1), 19-31. <https://doi.org/10.24988/ije.202035102>
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>
- Myers, S. C. (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, 5(2), 147-175. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(77\)90015-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(77)90015-0)
- Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187-221. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(84\)90023-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90023-0)
- Paseda, O. (2017). The debt maturity structure of Nigerian quoted firms. Available at SSRN 2916729. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2916729>
- Pesaran, M. H. (2021). General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. *Empirical Economics*, 60(1), 13-50. <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01875-7>
- Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of Financial Studies*, 22(1), 435-480. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn053>
- Rajan, R. G., & Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *The Journal of Finance*, 50(5), 1421-1460. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb05184.x>
- Sarioğlu, S. E., Kurun, E., & Güzeldere, H. (2013). Sermaye yapısının belirleyicileri: İMKB'de işlem gören çimento, otomotiv ve bilişim sektörlerinin sermaye yapısı analizi. *Ege Academic Review*, 13(4), 481-496. <https://doi.org/10.21121/eab.2013418082>
- Stohs, M. H., & Mauer, D. C. (1996). The determinants of corporate debt maturity structure. *The Journal of Business*, 69(3), 279-312. <https://doi.org/10.1086/209692>
- Terra, P. R. S. (2011). Determinants of corporate debt maturity in Latin America. *European Business Review*, 23(1), 45-70. <https://doi.org/10.1108/09555341111097982>
- Topaloğlu, E. E. (2018). Nakit bulundurma politikası dinamikleri: BİST tekstil endeksi firmaları üzerine statik ve dinamik panel veri analizi. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, (21), 81-100. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.380882>
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB). (t.y.). Tüketici fiyatları. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Istatistikler/Enflasyon+Verileri/Tuketici+Fiyatlari>

- Ünal, S. (2025). Sermaye yapısı ve ekonomik faktörlerin ilişkisi: Türkiye tekstil sektörü uygulaması. *Uluslararası Sosyal ve Ekonomik Çalışmalar Dergisi*, 6(1), 57–66. <https://doi.org/10.62001/gsijses.1572559>
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838. <https://doi.org/10.2307/1912934>
- Yener, E., & Karakuş, R. (2012). Sermaye yapısı ve firma değeri ilişkisinin farklı aktif büyüklüklerde karşılaştırmalı incelenmesi: İMKB 100 firmaları üzerine bir uygulama. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 14(2), 75–98.
- Yılmaz, T. (2022). Makroekonomik göstergeler ve firmaya özgü finansal değişkenlerin sermaye yapısı üzerindeki etkisi: Teknoloji şirketleri üzerine linear ve panel regresyon analizi. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 21(45), 1304–1319. <https://doi.org/10.46928/iticusbe.1132516>