

Seçilmiş makroekonomik göstergelerin halka arz faaliyetleri ve yatırımcı katılımı üzerindeki etkisi: Borsa İstanbul örneği

The impact of selected macroeconomic indicators on initial public offerings and investor participation: The case of Borsa İstanbul

N. Serap Vurur¹ 

Öz

¹ Doçent Dr., Afyon Kocatepe Üniversitesi, Bolvadin Uygulamalı Bilimler Fakültesi, Muhasebe Finans Yönetimi Bölümü, Afyonkarahisar, Türkiye, serapvurur@aku.edu.tr

ORCID: 0000-0003-4339-6474

Halka arz faaliyetleri büyük ölçüde makroekonomik koşullardan etkilenmektedir. Bu çalışmada, makroekonomik göstergelerin Türkiye’de hem halka arz edilen firma sayısı hem de halka arzlara yatırımcı katılım düzeyi üzerindeki etkisi incelenmektedir. Çalışma, Nisan 2010 – Mart 2025 döneminde Borsa İstanbul’da halka arz edilen şirket sayısı ile bu halka arzlara katılan yatırımcı sayısını, seçilen makroekonomik değişkenler çerçevesinde korelasyon analizi ve negatif binom regresyon modelleri kullanarak analiz etmektedir. Elde edilen bulgular, hem halka arz edilen şirket sayısının hem de yatırımcı katılımının büyük ölçüde makroekonomik göstergelerle birlikte hareket ettiğini göstermektedir. Borsa işlem hacminin her iki değişken üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi bulunurken, KREDİ/GSYH oranının halka arz edilen şirket sayısı üzerindeki etkisi negatiftir. Bu sonuçlar, Türkiye’de banka temelli finansman ile özkaynak finansmanı arasında ikame ilişkisi bulunduğuna işaret etmektedir. Bulgular ışığında, politika yapıcılara işlem maliyetlerinin azaltılması, yatırımcı tabanının genişletilmesi ve piyasa likiditesi ile derinliğini artırmaya yönelik politikaların geliştirilmesi önerilmektedir.

Anahtar Kelimeler: Halka Arz, Makroekonomik Faktörler, Binom Regresyon

Jel Kodları: G19, M21

Başvuru/Submitted: 10/01/2026

1. Revizyon/1st Revised: 16/02/2026

2. Revizyon/ 2nd Revised: 28/02/2026

Kabul/Accepted: 11/03/2026

Yayın/Online Published: 25/03/2026

Abstract

Initial public offering (IPO) activities are highly sensitive to macroeconomic conditions. This study investigates the effects of selected macroeconomic indicators on the number of companies going public and the level of investor participation in IPOs in Türkiye. The study analyses the number of companies traded on the Istanbul Stock Exchange (BIST) and the number of investors participating in these IPOs between April 2010 and March 2025 using correlation analysis and negative binomial regression models. The findings show that both IPO offerings and investor participation are closely related to macroeconomic indicators. While stock market trading volume has a positive and statistically significant effect on both variables, the Credit-to-GDP ratio negatively affects the number of companies going public. These results indicate a substitution relationship between bank-based financing and equity financing in Türkiye. Based on these findings, policies to reduce transaction costs, expand the investor base, and strengthen market liquidity and depth are recommended.

Keywords: Initial Public Offerings, Macroeconomic Factors, Binomial Regression

Jel Codes: G19, M21

Atıf/Citation: Vurur, N.S., Seçilmiş makroekonomik göstergelerin halka arz faaliyetleri ve yatırımcı katılımı üzerindeki etkisi: Borsa İstanbul örneği, bmij (2026) 14 (1): 469-485 doi: <https://doi.org/10.15295/bmij.v14i1.2723>

Extended Abstract

The impact of selected macroeconomic indicators on initial public offerings and investor participation: The case of Borsa Istanbul

Literature

Early studies by Loughran et al. (1994) and Rydqvist and Högholm (1995) demonstrated that IPOs are associated with stock prices, albeit with a limited connection to economic cycles. Brau et al. (2003), Korajczyk and Levy (2003), Riyath et al. (2025), and Rani and Kauremann (2017) emphasise that interest rates, economic growth, and market conditions influence IPO decisions. Angelini and Foglia (2018) argue that business cycles, volatility, and interest rates are key factors in explaining fluctuations in the number of IPOs, whereas Thanh (2020) demonstrates that macroeconomic uncertainty has a strong negative impact on IPO activity. De Lima Amorim et al. (2024) found that macroeconomic factors affect both the number of IPOs and IPO proceeds. In contrast, Islam and Ahone (2021) argue that macroeconomic variables have limited power to explain initial public offerings (IPOs). A study by Ünal and Karaarslan (2024) on Turkey shows that net foreign capital inflows and industrial production increase IPOs. In contrast, increases in the dollar-based BIST 100 index reduce the likelihood of going public. The literature indicates that macroeconomic variables affect not only companies' IPO decisions but also investors' interest in IPOs. Kumar and Kumar (2024) state that GDP, inflation, and interest rates have an impact on investor decisions, while Seepeni and Murthy (2023) found that inflation and interest rates are ineffective, and unemployment is a factor that reduces participation in IPOs.

Research subject

This study examines the effects of selected macroeconomic variables (GDP, interest rates, exchange rates, stock market, consumer price index, money supply, Consumer confidence index, and Credit/GDP) on initial public offering (IPO) activities in Türkiye, focusing on both the number of companies going public and the level of investor participation in IPOs.

Research purpose and importance

The main objective of this study is to examine the effects of selected macroeconomic variables on IPO activity in Türkiye by jointly analysing the number of firms going public and investor participation.

Contribution of the article to the literature

This study contributes to the literature by examining how macroeconomic variables affect both the number of firms going public and investor demand for IPOs, thereby extending the analysis beyond firm-level determinants. By focusing on the demand side, it also provides new empirical evidence on how investor participation responds to macroeconomic conditions.

Design and method

Data on the number of IPO firms and participating investors in Türkiye exhibit a censored, discrete structure due to periods without public offerings. Therefore, count data models were employed instead of continuous regression methods. Because the data do not satisfy the normality assumption, Poisson regression was considered. However, the presence of overdispersion rendered the Poisson model unsuitable. Consequently, the Negative Binomial Regression model was adopted to obtain reliable estimates. Model parameters were estimated using maximum likelihood, and incidence rate ratios (IRRs) were derived from the exponential transformation of the estimated coefficients and reported with 95% confidence intervals for interpretation.

Research type

Research article

Research problems

This study focuses on the following research problems:

1. Do selected macroeconomic variables significantly affect the number of companies going public in Turkey?
2. Do macroeconomic conditions have a decisive effect on the level of investor demand for initial public offerings (IPOs)?

Data collection method

The data for the two dependent variables of the study, namely the number of companies that went public and the number of investors participating in the IPOs, were requested from the Istanbul Stock Exchange data centre and organised by the author. The independent variables were obtained from the Central Bank of the Republic of Turkey data distribution system (www.evds.gov.tr). The dataset consists of 60 quarterly data points covering the period from April 2010 to March 2025.

Quantitative/qualitative analysis

This study adopts a quantitative approach using Poisson and Negative Binomial regression models to examine the relationship between macroeconomic variables and both the number of firms going public and investor participation, representing the supply and demand dimensions of IPO activity.

Research model

This study uses two regression models to examine the relationship between the number of companies going public (representing initial public offerings) and investor demand for IPOs, along with selected macroeconomic and financial indicators. First, descriptive statistics and correlation analysis were performed on the variables. Due to the discrete nature of the variables, Poisson regression was applied in the first stage. However, because the Poisson model did not satisfy the assumption that the conditional mean equals the conditional variance, and the conditional variance exceeded the conditional mean, a negative binomial regression model was applied in the second stage.

Findings and discussion

The results of the correlation analysis indicate that both the number of IPO firms and the number of participating investors move closely with macroeconomic indicators. A strong and positive relationship is observed between stock market trading volume and both dependent variables. The results obtained from the negative binomial regression analysis largely support the correlation

findings. Stock market trading volume has a positive and statistically significant effect on the number of firms going public. In contrast, a negative and statistically significant relationship is found between the credit-to-GDP ratio and the number of IPO firms. For investor participation models, the effects of deposit interest rates and the consumer confidence index are not statistically significant.

Discussing the findings with the literature

The correlation analysis results show that both the number of companies going public and the number of investors participating in IPOs are closely related to macroeconomic indicators. In particular, the strong, positive relationship between stock market trading volume and both dependent variables highlights the decisive role of market liquidity in IPO activities. This finding aligns with Yaakob and Halim (2016), Riyath et al. (2025), and Gökpınar and Sayılğan (2025), who found that economic expansion and market depth increase IPO volume. The results of the negative binomial regression analysis largely support the correlation findings, indicating that stock market trading volume has a positive, statistically significant effect on the number of companies going public. This result parallels the findings of Angelini and Foglia (2018), who stated that stock market activity is a critical factor in IPO decisions, and of Ünal and Karaarslan (2024), who found that net foreign capital inflows and industrial production support IPOs in the Turkish sample. The lack of statistical significance for deposit interest rates and the consumer confidence index in models of investor participation in IPOs is consistent with the complex, country-specific results in the literature on investor demand. While Seepeni and Murthy (2023) found that interest rates are not a determining factor in investors' IPO decisions, Islam and Ahone (2021) also found that interest rates have a limited effect on the number of IPOs. In contrast, Kumar and Kumar (2024) and Al Masud and Uluyol (2024) argue that some macroeconomic variables significantly affect investor demand. These differences suggest that investor behaviour may vary across countries, depending on factors such as country-specific financial structures, market depth, and investor profiles.

Conclusion, recommendation and limitations

The results, recommendations, and study limitations are explained under the following headings.

Results of the article

A strong and positive relationship is observed between stock market trading volume and both dependent variables. This finding highlights the decisive role of market liquidity and trading activity in shaping both firms' IPO decisions and investor participation. Stock market trading volume has a positive and statistically significant effect on the number of firms going public, suggesting that increased market activity enhances the attractiveness of equity markets and encourages firms to undertake IPOs. Similarly, trading volume has a strong, positive effect on investor participation in IPOs, suggesting that liquid, deep markets stimulate investor demand. In contrast, a negative and statistically significant relationship is found between the credit-to-GDP ratio and the number of IPO firms. This result suggests that during periods of credit expansion in Türkiye, firms tend to prefer bank loans over equity financing through IPOs, providing evidence of a substitution effect between bank-based financing and capital market financing. For investor participation models, the effects of deposit interest rates and the consumer confidence index are not statistically significant. This indicates that investor demand for IPOs is more closely tied to direct market conditions—such as liquidity and trading volume—than to broader macroeconomic sentiment indicators.

Suggestions based on results

To increase IPO activity and investor participation, priority should be given to policies that reduce transaction costs, expand the investor base, and improve market liquidity and depth. In addition, maintaining a balanced interaction between credit and capital markets is crucial for a sustainable and resilient financial system.

Limitations of the article

The limitation of this study is that the data on initial public offerings are discrete.

Giriş

Halka arz, bir şirketin kapalı sahiplik yapısından organize sermaye piyasalarına geçişini ifade eden ve finansal yapısında yapısal bir dönüşüm yaratan önemli bir aşamadır. Pay senedi ihracı yoluyla geniş ve çeşitlendirilmiş bir yatırımcı tabanına ulaşılması, firmalara uzun vadeli ve geri ödeme yükümlülüğü doğurmayan özsermaye finansmanı sağlamaktadır; bu durum büyüme yatırımlarının finanse edilmesi, borçluluk oranlarının dengelenmesi ve finansal esnekliğin artırılması açısından önemli avantajlar sunmaktadır. Yatırımcılar bakımından ise halka arz, firmaların büyüme potansiyeline ortak olma, ikincil piyasada işlem gören paylar aracılığıyla likidite elde etme ve sermaye kazancı sağlama imkânı yaratmaktadır. Bu yönüyle halka arz hem firma düzeyinde sermaye yapısının yeniden kurgulanmasına hizmet eden stratejik bir finansman kararı hem de tasarrufların sermaye piyasaları aracılığıyla reel sektöre aktarılmasını sağlayan temel bir piyasa mekanizmasıdır. Makroekonomik değişkenler ile halka arz edilen şirket sayısı ve yatırımcı sayısı arasındaki ilişkinin incelenmesi, sermaye piyasalarının arz ve talep dinamiklerinin bütüncül biçimde anlaşılması açısından önem taşımaktadır. Halka arz edilen şirket sayısı finansman kararlarını ve arz yönünü temsil ederken, yatırımcı sayısı piyasa derinliği, likidite ve talep yönünü yansıtmaktadır. Ekonomik büyüme, faiz oranları, enflasyon, kredi koşulları ve yatırımcı güveni gibi makroekonomik göstergeler hem firmaların halka arz zamanlamasını hem de yatırımcıların piyasaya katılım davranışlarını etkileyebilmektedir.

Halka arz kararının teorik altyapısı, sermaye yapısı literatürü çerçevesinde açıklanmaktadır. Dengeleme yaklaşımı, firmaların borcun sağladığı vergi avantajı ile finansal sıkıntı maliyetleri arasında optimal bir denge kurmaya çalıştığını ve bu dengenin bozulması halinde özsermaye finansmanına yönelimin artabileceğini ileri sürmektedir (Myers, 1984). Finansal hiyerarşi yaklaşımı ise bilgi asimetrisi koşullarında firmaların finansman tercihlerini iç kaynaklar, borç ve son olarak pay senedi ihracı şeklinde sıraladığını; bu nedenle halka arzın genellikle iç fonların yetersiz kaldığı ve borçlanma kapasitesinin sınırlandığı durumlarda gündeme geldiğini ortaya koymaktadır (Myers ve Majluf, 1984). Piyasa zamanlaması yaklaşımı ise firmaların özkaynaklarını piyasa değerlemelerinin yüksek, yatırımcı talebinin güçlü ve özsermaye maliyetinin görece düşük olduğu dönemlerde pay senedi ihraç etme eğiliminde olduklarını savunmakta; bu çerçevede halka arzın yalnızca fon teminine yönelik değil, aynı zamanda stratejik bir zamanlama kararı olduğunu ileri sürmektedir (Baker ve Wurgler, 2006). Bilgi asimetrisi ve sinyal yaklaşımları halka arzın yalnızca fon temini olmadığını, aynı zamanda firmanın gelecekteki performansına ilişkin piyasaya verilen bir sinyal niteliği taşıdığını vurgularken (Leland ve Pyle, 1977), temsilcilik yaklaşımı sermaye yapısındaki değişimin sahiplik ve kontrol ilişkilerini dönüştürerek kurumsal izleme mekanizmalarını yeniden şekillendirdiğini ifade etmektedir (Jensen ve Meckling, 1979). Dolayısıyla halka arz kararı optimal kaldıraç düzeyine ulaşma, bilgi asimetrisinin azaltılması, piyasa koşullarından yararlanma ve kurumsal yapının yeniden yapılandırılması hedefleri doğrultusunda teorik olarak temellendirilebilen bütüncül bir finansman tercihi olarak değerlendirilmektedir.

2020 yılında Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın COVID-19 pandemisinin ekonomik etkilerini sınırlamak için uyguladığı genişleyici para politikaları ve politika faizindeki indirimler, finansal piyasalarda likiditeyi artırarak risk iştahını desteklemiştir. Düşük faiz ortamı sabit getirili yatırım araçlarının görece cazibesini azaltmış ve yatırımcıların alternatif getiri arayışı çerçevesinde sermaye piyasalarına yönelmesine zemin hazırlamıştır. Bu gelişmeler halka arzlara yönelik talep üzerinde belirgin bir ivmelenme yaratmıştır. Türkiye'de sermaye piyasalarının derinliğini artırma amacıyla 2008 yılında Türkiye Odalar ve Borsalar Birliği ile Borsa İstanbul iş birliğinde başlatılan "halka arz seferberliği" kapsamında 2023 yılına kadar borsaya kote şirket sayısının 100'e, yatırımcı sayısının ise 8 milyona çıkarılması hedeflenmiştir. 2000-2020 döneminde toplam 158 şirket halka açılmışken, yalnızca 2020 sonrası beş yıllık süreçte bu sayı 184'e ulaşmıştır. Benzer şekilde yatırımcı sayısı 2020 yılında yaklaşık iki milyon düzeyindeyken üç yıl sonra yedi buçuk milyona yükselmiştir (KPMG, 2024, s.9). Bununla birlikte küresel ölçekte halka arz faaliyetlerinde bir yavaşlama gözlenmiştir; zira Global IPO Trends Report'a göre, halka arzların sayısı 2024'te bir önceki yıla kıyasla yaklaşık üçte bir oranında azalırken toplam hasılatla %25 oranında düşüş meydana gelmiştir. Aynı dönemde halka arzlara katılan yatırımcı sayısı da 6,9 milyona gerilemiştir (EY Global, 2024). Türkiye ise söz konusu dönemde Avrupa'da halka arzların sayısı bakımından ilk sırada yer almayı sürdürmüştür. Bu çerçevede 2020 sonrası gözlemlenen dikkat çekici artış yalnızca şirketlerin artan finansman ihtiyaçlarıyla açıklanması yeterli görünmemektedir; aksine, düşük faiz politikası, artan likidite, yatırımcı davranışlarındaki değişim ve makroekonomik belirsizliklerin yarattığı portföy yeniden dengelenmesi gibi faktörlerin halka arz dinamikleri üzerinde belirleyici rol oynadığı değerlendirilmektedir. Dolayısıyla Türkiye örneği makroekonomik koşullar ile sermaye piyasası gelişimi arasındaki etkileşimin halka arz faaliyetleri üzerinden somut biçimde gözlemlenebildiğini göstermektedir. Bu durum makroekonomik koşulların halka arz dinamikleri üzerindeki etkisini de yansıtmaktadır. Literatürdeki birçok çalışma,

halka arz faaliyetlerinin makroekonomik koşullardan önemli ölçüde etkilendiğini ortaya koymaktadır (Tran ve Jeon, 2011; Ameer, 2012; Angelini ve Foglia, 2018; Mehmood vd., 2020; Thanh, 2020; De Lima vd., 2024). Ekonomik büyüme, enflasyon seviyesi, faiz oranları, kredi erişimi ve yatırımcı güveni gibi makroekonomik göstergelerin, Türkiye’deki halka arz edilen şirket sayısını ve halka arza yatırımcıların katılımını şekillendirdiği düşünülmektedir. Literatürde Türkiye özelinde halka arz edilen şirket sayısı ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi araştıran ulaşılabilen tek çalışma Ünal ve Karaarslan’ın (2024) çalışmasıdır. Ünal ve Karaarslan (2024) çalışmalarında, halka arz edilen şirket sayısı ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemişler, ancak halka arzlara katılan yatırımcı sayısı ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi araştırmamışlardır.

Bu çalışma, literatürdeki önemli bir boşluğu doldurarak Türkiye’nin makroekonomik göstergeleri ile hem halka arz edilen şirket sayısı hem de bu arzlara katılan yatırımcı sayısı arasındaki ilişkiyi ortaya koymayı amaçlamaktadır. Türkiye örneğinde halka arzına katılan yatırımcı sayısı ile makroekonomik değişkenlerin ilişkisini birlikte inceleyen bir çalışmaya rastlanmamış olması bu çalışmanın özgünlüğünü ortaya koymaktadır. Makroekonomik faktörlerin halka arzlar üzerindeki etkisinin analizi, yatırımcılar, yatırım bankaları ve halka açılmayı hedefleyen şirketler açısından kritik bir önem taşımaktadır (Tran ve Jeon 2011, s.3187). Bu makalede 2010:2-2025:1 dönemi göz önüne alınarak Türkiye borsasındaki halka arz edilen şirket sayısı ve halka arzlara katılan yatırımcı sayısının makroekonomik değişkenlerle ilişkisi araştırılmaktadır.

Çalışmanın devam eden bölümlerinde, öncelikle konuyla ilgili literatür incelemesi sunulmakta; ardından halka arz sayısı ve halka arzlara katılan yatırımcı sayısı ile seçilen makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkinin analizine yer verilmekte ve son olarak elde edilen bulgular kapsamlı biçimde tartışılarak değerlendirilmektedir.

Literatür taraması

Halka arzların temel nedeni olarak şirketlerin sermayeyi artırma ve likiditeyi iyileştirme ihtiyacı görülmektedir. Halka arzlar şirketlerin finansman kaynağı olarak banka kredilerine olan ihtiyacını en aza indirerek sermaye piyasası aracılığıyla daha geniş kaynaklara erişimini sağlamaktadır (Ritter ve Welch, 2002, s.1795). Halka arz edilen şirketlerin kredibilitesine yönelik olumlu algı onların daha uygun finansman koşullarına da ulaşmasına olanak vermektedir.

Halka arzların makroekonomik göstergelerle ilişkisini inceleyen ampirik literatür, farklı ülke ve dönemlerde çeşitlenen bulgular ortaya koymaktadır. Loughran vd. (1994), 15 ülke verisi üzerinden halka arz sayıları ile enflasyondan arındırılmış pay senedi fiyat endeksleri arasında pozitif ilişki tespit etmiş; buna karşılık ekonomik döngü göstergeleriyle anlamlı bir bağ bulamamıştır. Benzer biçimde Rydqvist ve Högholm (1995) ile Ljungqvist (1995), halka arzların özellikle borsa endekslerinin yükseldiği dönemlerde arttığını göstermiştir. Bu bulgular, sermaye yapısı literatüründe yer alan piyasa zamanlaması yaklaşımıyla uyumludur. Firmalar, özkaynaklarının görece yüksek değerlendirildiği dönemlerde halka arzı tercih ederek optimal sermaye yapısına daha düşük maliyetle ulaşmayı hedefleyebilirler. Bu durum, finansal hiyerarşi yaklaşımının öngördüğü bilgi asimetrisi maliyetlerinin piyasa koşullarına bağlı olarak değişmesiyle de tutarlıdır.

Faiz oranları ile halka arzlar arasındaki ilişkinin karmaşık yapısı ise sermaye yapısına ilişkin dengeleme yaklaşımı çerçevesinde açıklanabilir. Brau vd. (2003), faiz oranlarının halka arz kararları üzerinde etkili olduğunu belirtirken, Jovanovic ve Rousseau (2004) ilişkinin konjonktüre bağlı olarak değişebileceğini göstermiştir. Ameer (2012) ile Tran ve Jeon (2011) bazı örneklerde faiz oranları ile halka arz sayısı arasında negatif ilişki bulurken, uzun dönemli analizlerde pozitif ilişki de rapor edilmiştir. Bu çelişkili bulgular, faiz oranlarının iki farklı kanal üzerinden etki yaratmasıyla açıklanabilir: Bir yandan faiz artışı borç finansmanını pahalılaştırarak firmaları özkaynak ihracına yöneltebilir; diğer yandan artan iskonto oranı firma değerlemelerini düşürerek halka arzı ertelemeye neden olabilir. Rani ve Kaurmann’ın (2017) yaptığı çalışma faiz oranı ve Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (GSYH) ile halka arz sayısı arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi ortaya koymaktadır; bu da sermaye yapısının makroekonomik değişkenlerle birlikte dinamik biçimde ayarlandığını göstermektedir.

GSYH ve ekonomik aktivite göstergeleri açısından literatürde görece daha tutarlı sonuçlar mevcuttur. Korajczyk ve Levy (2003), halka arz hacmi ile kişi başına GSYH arasında pozitif ilişki tespit etmiş; Yaakob ve Halim (2016) Avrupa piyasalarında ekonomik büyümenin halka arz hacmini artırdığını göstermiştir. Brezilya örneğinde De Lima Amorim vd. (2024) ile Sri Lanka’da Riyath vd. (2025), ekonomik aktivite ve makro değişkenlerle halka arz gelirleri arasında uzun dönemli denge ilişkileri saptamıştır. Bu bulgular, genişleme dönemlerinde yatırım fırsatlarının artması ve firmaların optimal borç-özsermaye oranlarını yeniden dengeleme ihtiyacıyla uyumludur. Buna karşılık Angelini ve

Foglia'nın (2018) İngiltere örneğinde zayıf ilişki bulması, sermaye piyasasının kurumsal yapısının ve derinliğinin sonuçları etkileyebileceğini düşündürmektedir.

Makroekonomik belirsizlik boyutu da sermaye yapısı kararları açısından önemlidir. Thanh (2020), belirsizlik artışının halka arz faaliyetlerini azalttığını göstermiştir. Bu durum, belirsizlik altında finansal sıkıntı maliyetlerinin artması nedeniyle firmaların sermaye yapısını daha ihtiyatlı biçimde ayarlama eğilimiyle uyumludur. Islam ve Ahone'nin (2021) makro değişkenlerin sınırlı açıklayıcılık gücüne karşılık borsa endeksinin halka arz gelirleriyle anlamlı ilişki göstermesi de sermaye yapısı kararlarında piyasa değerlemesinin belirleyici rolüne işaret etmektedir.

Türkiye örneğinde Ünal ve Karaarslan (2024), net yabancı sermaye girişleri ve sanayi üretiminin halka arzları pozitif etkilediğini; faiz oranının ise anlamlı bulunmadığını tespit etmiştir. Bu sonuç, gelişmekte olan piyasalarda sermaye akımlarının ve likidite koşullarının, klasik borç maliyeti değişkenlerinden daha belirleyici olabileceğini göstermektedir. Genel olarak değerlendirildiğinde, ampirik literatürdeki farklı sonuçlar sermaye yapısı yaklaşımlarının öngördüğü kanalların (dengeleme teorisi, finansman hiyerarşisi ve piyasa zamanlaması) makroekonomik koşullara göre farklı ağırlıklar kazanmasından kaynaklanmakta; halka arz kararı optimal sermaye yapısına ulaşma sürecinde çok boyutlu ve dinamik bir finansman tercihi olarak ortaya çıkmaktadır.

Halka arzların makroekonomik belirleyicilerine ilişkin bu bulgular, söz konusu koşulların yalnızca arz kararını değil, aynı zamanda halka arz sonrası performans ve yatırımcı beklentilerini de şekillendirdiğini göstermekte; bu durum yatırımcı duyarlılığı ve piyasa algısının rolünü ayrıca incelemeyi gerekli kılmaktadır. Halka arz literatürü, arz ve talep dinamiklerini açıklamada farklı ancak birbiriyle kesişen teorik yaklaşımlar sunmaktadır. Bilgi asimetrisi temelli modeller, yatırımcıların firma değeri hakkında heterojen bilgiye sahip olduğu varsayımından hareketle düşük fiyatlamayı piyasa denge mekanizmasının bir sonucu olarak görmektedir (Akerlof, 1970; Myers ve Majluf, 1984; Rock, 1986). Buna karşılık sinyal teorisi, düşük fiyatlamayı pasif bir sonuç değil, yüksek kaliteli firmaların yatırımcı güvenini artırmak amacıyla bilinçli biçimde kullandığı stratejik bir araç olarak değerlendirmektedir (Leland ve Pyle, 1977; Allen ve Faulhaber, 1989; Grinblatt ve Hwang, 1989; Welch, 1989; Arslan, vd., 2025). Vekâlet teorisi ise tartışmayı yöneticiler ile yatırımcılar arasındaki çıkar çatışmaları bağlamına taşıyarak, kurumsal yönetim ve borçlanma yapısının yatırımcı talebi üzerindeki güven kanalı üzerinden etkili olabileceğini ileri sürmektedir (Jensen ve Meckling, 1979; Jensen, 1986; Fama ve French, 2002).

Halka arz süreçlerinde yatırımcı duyarlılığı, özellikle belirsizliğin yüksek olduğu dönemlerde talep yoğunluğunu ve ilk gün getirilerini artırarak hem fiyatlama davranışını hem de kısa ve uzun vadeli performansı belirleyen temel psikolojik faktörlerden biri olarak ortaya çıkmaktadır. Türkiye örneklemesindeki bulgular da yatırımcı psikolojisinin halka arz dinamiklerinde belirleyici olduğu ve gelişmekte olan piyasalarda duyarlılık etkilerinin daha oynak ve kalıcı olabileceğini göstermektedir (Gül vd., 2024; Mahmutgil ve Çinko, 2025). Yatırımcı duyarlılığı ve risk iştahının arttığı dönemlerde talep yoğunluğu ve piyasa likiditesinin yükseldiği; belirsizlik ortamlarında ise talebin daraldığı ampirik olarak gösterilmiştir (Amihud, 2002; Çifçi ve Reis, 2020). Ekonomik ve politik belirsizlikler yatırımcıların karar alma süreçlerinde önemli bir rol oynamaktadır. Özellikle ekonomik politika belirsizliğinin risk algısını belirgin biçimde şekillendirerek, yatırımcı duyarlılığı ve riskten kaçınma eğilimlerini etkilediği görülmekte, ancak yatırımcı zamanla belirsizliklere uyum sağlamaktadır (Nazlıoğlu ve Aydoğdu).

Yatırımcıların halka arzlara olan katılım taleplerine makroekonomik değişkenlerin etkisinin bağlamsal olarak farklılaştığı görülmektedir. Hindistan'da işsizlik oranının yatırımcının halka arza olan talebini olumsuz etkilediği, faiz oranının ise sınırlı kaldığı saptanırken (Seepeni ve Murthy, 2023), başka bir çalışmada GSYH, enflasyon ve faiz oranının yatırımcı halka arza katılım kararları üzerinde belirleyici olduğu rapor edilmiştir (Kumar ve Kumar, 2024). Bangladeş örneğinde hem firma büyüklüğü hem de faiz oranı talep üzerinde etkili bulunmuştur (Al Masud ve Uluyol, 2024). Kenya'da yatırımcı algısının olumsuzlaşmasının halka arzların azalmasına yol açtığı gösterilirken (Kinyuah, 2025), Türkiye'de Borsa İstanbul'da halka arzların uzun vadeli getirilerinin tüketici güveni ve ekonomik büyüme ile pozitif ilişkili olduğu; yatırımcı duyarlılığının performans üzerinde kritik rol oynadığı ortaya konmuştur (Gökpinar ve Sayılğan, 2025).

İncelenen literatür hem halka arz kararı hem de yatırımcıların halka arz edilen şirketlerin paylarına olan taleplerinin makroekonomik koşullardan büyük ölçüde etkilendiğini göstermektedir. Borsa performansı, GSYH, oynaklık, enflasyon, faiz oranları, sanayi üretimi ve ekonomiye duyulan güven gibi temel faktörler halka arzların zamanlaması ve başarısı üzerinde etkilidir. Mevcut literatürün önemli bir bölümü halka arz kararlarını firma özellikleri (kârlılık, büyüklük, borçluluk vb.) üzerinden incelerken, makroekonomik değişkenlerin halka arz edilen şirket sayısı ve bu halka arzlara olan

yatırımcı talebi üzerindeki etkisi daha sınırlı şekilde ele alınmıştır. Bu çalışma, halka arz edilen şirket sayısı ile halka arzlara yönelik yatırımcı talebinin makroekonomik değişkenlerle ilişkisini inceleyerek literatüre çok yönlü katkılar sunmaktadır. İlk olarak, halka arzların belirleyicilerini firma düzeyinin ötesine taşıyarak makroekonomik koşulların halka arz faaliyetleri üzerindeki etkisini hem arz hem talep yönlü yeni ampirik kanıtlar ortaya koyarak literatürdeki önemli bir boşluğu doldurmakta ve özgün bir katkı sağlamaktadır. Avrupa ülkeleri arasında 2024 yılında halk arzlarında ilk sırada yer alan Türkiye gibi gelişmekte olan bir piyasa üzerine odaklanması ise mevcut araştırmaların çoğunlukla gelişmiş piyasalara dayanması nedeniyle literatüre bölgesel çeşitlilik ve karşılaştırmalı analiz olanağı sunmaktadır.

Metodoloji

Bu kısımda, çalışmada kullanılan veri seti ile analizde yer alan değişkenler ayrıntılı biçimde açıklanmaktadır. Ayrıca, kullanılan yönteme ilişkin bilgiler sunulmaktadır.

Veri seti ve değişkenler

Bu çalışmanın amacı, Türkiye'deki makroekonomik göstergeler ile gerek halka arz edilen firma sayısı gerekse bu arzlara katılım gösteren yatırımcı sayısı arasındaki bağlantıyı ortaya koymaktır. Bu amaçla oluşturulan veri setine ilişkin bilgiler Tablo 1'de yer almaktadır. Çalışmanın halka arz edilen şirket sayısı ve halka arzlara katılan yatırımcı sayısı olmak üzere iki bağımlı değişkeni bulunmaktadır. Her iki değişkenin sayım yapısında olması nedeniyle sayım regresyon modelleri kullanılmıştır. Analizler Stata v14.0 paket programı ile gerçekleştirilmiştir. Bağımlı değişkenlere ilişkin veriler Borsa İstanbul veri merkezinden talep edilerek yazar tarafından düzenlenmiştir. Veri seti Nisan 2010 - Mart 2025 tarihleri arasında üçer aylık verilerden oluşmaktadır.

Tablo 1: Veri Seti

	Kısaltma	Kaynak
Halka Arz Sayısı	HAS	Borsa İstanbul Veri Platformu
Halka Arza Katılan Yatırımcı Sayısı	YATS	Borsa İstanbul Veri Platformu
Mevduat Faiz	MF	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)
Tüketici Güven Endeksi	GE	TCMB
Dolar Kuru	DK	TCMB
Gayri Safi Yurt içi Hasıla	GSYH	TCMB
Kredi/ Gayrisafi Yurtiçi Hasıla	KRD/GSYH	TCMB
Borsa İstanbul 100 Endeksi	BİST 100	TCMB
BİST100 Getiri	BGT	TCMB
BİST 100 İşlem Hacmi	BGTİ	TCMB
Tüketici Fiyat Endeksi	TÜFE	TCMB
Para Arzı	M2	TCMB

Yöntem

Türkiye'de halka arz edilen şirket sayısı ve yatırımcı sayısına ilişkin verilerde ilgili dönemlerde halka arzın yapılmamasından dolayı boşluklar bulunmaktadır. Veriler sansürlü örneklem özellik göstermektedir. Bu noktada sansürlü ya da kesikli regresyon analiz yöntemlerinin kullanılması gerekmektedir. Veriler normal dağılım özelliği gösterdiğinde Tobit regresyon modeli uygulanabilmektedir (Tobin, 1958, s.25-26). Ancak veri setimizde değişkenler normallik varsayımını sağlamadıkları için, bu durumda sayma verileri için kullanılan Poisson regresyon modeli uygulanmasına karar verilmiştir. Poisson modeli, sonucun koşullu ortalamasının koşullu varyansına eşit olmasını gerektirmektedir. Uygulamada koşullu varyansın koşullu ortalama değerini aşması durumu nedeniyle negatif binom regresyon analizi uygulanmıştır.

Kesikli ve sürekli olmayan, aynı zamanda nadir gerçekleşen olayları içeren bağımlı değişkenlere sahip modeller, belirli varsayımlar kapsamında Poisson regresyon modeli olarak tanımlanmaktadır. Poisson regresyonu, özellikle sayma türündeki verilerin incelenmesinde yaygın biçimde kullanılan bir yöntemdir (Akin, 2002; Yıldırım vd., 2022). Sayma verilerinin dağılım özellikleri gereği, bağımlı

değişkenin negatif olmayan tamsayı değerlerden oluşması ve olayların belirli bir zaman aralığında gerçekleşme sıklığını yansıtmaları durumunda Poisson regresyon modeli uygun bir yöntem olarak kabul edilmektedir (Cameron ve Trivedi, 2013, s.69). Poisson modeli, koşullu ortalamanın koşullu varyansa eşit olduğu eşdağılım (equidispersion) varsayımı üzerine kuruludur. Modelin temel formu şu şekildedir:

$$\ln(\mu_i) = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} \quad (1)$$

Burada μ_i , gözlem için beklenen olay sayısını; X_{ki} ise açıklayıcı değişkenleri ifade etmektedir.

Poisson regresyonunda model parametrelerini elde etmek için çeşitli tahmin yöntemleri kullanılmaktadır. Bu yöntemler arasında en yaygın olanları: maksimum olabilirlik tahmini (MLE: Maximum Likelihood Estimation), yapay maksimum olabilirlik yaklaşımı (AMLE: Artificial Maximum Likelihood Estimation) ve genelleştirilmiş doğrusal modeller (GLM: Generalized Linear Models) çerçevesinde yapılan tahminlerdir (Güneri ve Durmuş, 2020). Sayma verilerinde çoğu durumda varyansın ortalamadan daha büyük olduğu aşırı saçılma (overdispersion) problemi ortaya çıkabilmektedir. Aşırı saçılmanın varlığı durumunda Poisson modelinin varyans yapısını doğru şekilde tahmin edememesi, standart hatalarda yanlışlığa ve istatistiksel anlamlılık testlerinde hatalı sonuçlara yol açmaktadır. Bu nedenle literatürde, varyansın ortalamadan bağımsız olarak tahmin edilmesine imkân tanıyan Negatif Binom regresyon modeli, Poisson modeline alternatif olarak yaygın biçimde kullanılmaktadır (Hilbe, 2011, s.221). Bu model, Poisson dağılımına eklenen hata terimi sayesinde aşırı saçılmayı başarıyla yakalayabilmektedir. Negatif binom dağılımı aşağıdaki denklem ile ifade edilmektedir:

$$P(Y_i/\lambda_i, \alpha) = \frac{\Gamma(Y_i + \alpha^{-1})}{\Gamma(Y_i + 1)\Gamma(\alpha^{-1})} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \lambda_i}\right) \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \lambda_i}\right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\lambda_i}{\alpha^{-1} + \lambda_i}\right)^{Y_i} \quad (2)$$

$$\gamma_i = t, \lambda, \quad \alpha = \frac{1}{v}$$

Bu modele göre negatif binom regresyon modeli, maruz kalma süresi ve 1, 2, ..., k bilinmeyen parametreler olmak üzere, Denklem 3'te gösterilmektedir.

$$\lambda_i = \exp(\ln(t_i) \beta_{1i} \chi_{1i} + \beta_{2i} \chi_{2i}, \dots, \beta_{ki} \chi_{ki}) \quad (3)$$

En çok olabilirlik yöntemi kullanılarak regresyon parametreleri tahmin edilmektedir (Cameron ve Trivedi, 2013, s.71).

Bulgular

Çalışmada bağımlı değişkenler olarak yatırımcı sayısı ve şirket sayısı ele alınmış ve her iki değişkenin sayım yapısında olması nedeniyle sayım regresyon modelleri kullanılmıştır. Tüm istatistiksel testlerde anlamlılık düzeyi $p < 0,05$ olarak kabul edilmiştir.

Model kurulumuna geçmeden önce yatırımcı sayısı ve şirket sayısı için modele alınması planlanan bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı bulunup bulunmadığı değerlendirilmiştir. Bu amaçla her bir bağımlı değişken için öncelikle doğrusal regresyon modelleri kurulmuş ve ilgili bağımsız değişkenlere ait varyans enflasyon faktörü (Variance Inflation Factor; VIF) değerleri hesaplanmıştır. Literatürde sık kullanılan eşik değerler doğrultusunda $VIF > 10$ çoklu bağlantı açısından uyarı düzeyi olarak kabul edilmiş (Gujarati, 2009); bu sınırın üzerinde VIF değerine sahip değişkenler modelden kademeli olarak çıkarılmış ve VIF değeri kabul edilebilir düzeyde kalan bağımsız değişkenler nihai sayım regresyon modellerine dâhil edilmiştir.

Bağımlı değişkenlerin sayım yapısında olması nedeniyle her iki sonuç değişkeni için ilk aşamada Poisson regresyon modeli kullanılmıştır. Poisson regresyonda temel varsayım, koşullu ortalamanın koşullu varyansa eşit olmasıdır (eşdağılım, equidispersion: $\text{Var}(Y | X) = E(Y | X)$). Bu varsayımın sağlanıp sağlanmadığını değerlendirmek amacıyla kurulan Poisson modellerinde deviance ve Pearson iyi uyum istatistikleri hesaplanmış ve ilgili ki-kare/serbestlik derecesi oranları ile p değerleri incelenmiştir. Deviance ve Pearson ki-kare testlerinde $p < 0,05$ elde edilmesi ve ki-kare/serbestlik derecesi oranlarının 1'in belirgin şekilde üzerinde bulunması, Poisson modellerinde anlamlı overdispersiyon (varyansın ortalamadan büyük olması) varlığına işaret etmiş ve Poisson dağılımı varsayımının uygun olmadığı sonucuna varılmıştır. Bundan dolayı sayım verisindeki aşırı saçılmayı modelleyebilen negatif binom regresyon modeli tercih edilmiştir. Negatif binom modelleri log-link fonksiyonu ile tahmin edilmiş ve model parametreleri için sağlam standart hatalar kullanılmıştır. Model düzeyinde uyumu ve genel anlamlılığı değerlendirmek için Wald ki-kare istatistiği ve buna karşılık gelen p değeri raporlanmış, ayrıca model uyumuna ilişkin özet ölçü olarak Pseudo R^2 değerleri verilmiştir. Negatif binom

modellerinde aşırı saçılmanın varlığını göstermek üzere dağılım parametresi α ve buna karşılık gelen $1/\ln\alpha$ tahminleri ile %95 güven aralıkları raporlanmış; $1/\ln\alpha$ katsayısının sıfırdan anlamlı biçimde farklı olması veride overdispersiyon bulunduğunu ve negatif binom spesifikasyonunun Poisson modele göre daha uygun olduğunu göstermede kullanılmıştır. Değişkenlerin etkilerinin yorumlanmasında, negatif binom regresyon katsayılarının (β) üstel dönüşümleri alınarak insidans hızı oranları (Incidence Rate Ratio; IRR) hesaplanmış ve %95 güven aralıkları ile sunulmuştur. Böylece ilgili bağımsız değişkende bir birimlik artışın, diğer değişkenler sabitken beklenen yatırımcı/şirket sayısını kaç kat artırdığı veya azalttığı IRR değerleri üzerinden yorumlanmıştır.

Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler

	Ortalama	Medyan	Maksimum	Minimum	Std. Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera	Olasılık
HAS	5.116	3.500	19.00	0	5.092	1.101	3.2131	12.250	0.002
YATS	3274567	10964.50	5916536	0	101623	4.063	19.952	883.61	0.000
MF	16.384	10.62	58.554	6.146	13.010	2.150	6.6489	79.514	0.000
GE	84.965	87.590	95.326	66.150	7.371	-0.458	2.2592	3.077	0.215
DK	8.447	3.750	36.315	1.464	9.868	1.651	4.442	32.475	0.000
GSYH	2.27E+09	8.27E+08	1.31E+10	2.83E+08	3.31E+09	2.101	6.2737	70.951	0.000
KRD/ GSYH	72.561	75.800	94.00	48,30	112.621	-0.293	1.8946	3.916	0.141
BİST 100	2181.31	925.270	10647.91	521.310	2819.730	1.982	5.42144	53.971	0.000
BGT	3891.55	1532.750	20358.97	714.740	5477.685	1.996	5.49940	55.479	0.000
BGTİ	288939	5237065	2.03E+08	977207.2	4687359 6	2.059	6.33687	70.246	0.000
TÜFE	613.32	318.16	2886.30	177.38	667.60	2.050	6.200	67.645	0.000
M2	3.88E+09	1.60E+09	1.99E+10	5.32 E+08	4.92E+09	1.824	5.198	45.382	0.000

Halka arz sayısına ilişkin tanımlayıcı istatistiklere göre, HAS değişkeni sağa çarpıklık göstermektedir. Ortalama değerin 5,11, medyanın ise 3,5 olması, dağılımın üst uçta yoğunlaştığını ve pozitif yönde asimetric bir yapı sergilediğini göstermektedir. Maksimum değer 19, minimum değer ise sıfırdır. Bu durum bazı dönemlerde halka arz faaliyetlerinin olmadığını işaret etmektedir. Yatırımcı sayısı değişkeninde ortalama ile medyan arasında aşırı fark bulunmaktadır. Bu durum yatırımcı sayısının aşırı oynak olduğunu ve bazı yıllarda hızlı artışlar olduğunu göstermektedir. Faiz oranı değişkeninin ortalaması 16,38, medyan değeri ise 10,62'dir. Değişkende görülen sağa çarpıklık faizlerin bazı dönemlerde aşırı yükseldiğini göstermektedir. Güven endeksine ilişkin ortalama ve medyan değerlerinin yakın olması değişkenin istikrarlı olduğunu göstermektedir. Döviz kurunun ortalaması 8,44, medyan ise 3,75'tir. Döviz kurunun değişkeninin sağa çarpıklığı döviz kurundaki artış trendine işaret etmektedir. GSYH değişkeninde ortalama ve medyan arasında büyük fark uç yıllar arasındaki büyük artıştan kaynaklanmaktadır. KREDİ/GSYH değişkenine ilişkin tanımlayıcı istatistikler değişkenin istikrarlı olduğunu göstermektedir. BİST100, BGT, BGTİ, M2 ve TÜFE değişkenlerinin hepsinde de aşırı değerlerin görüldüğü dönemler bulunmaktadır. Jarque-Bera testi sonuçları GE, KREDİ/GSYH değişkenleri dışındaki tüm değişkenler için normal dağılım varsayımının reddedildiğini göstermektedir.

Veri setinde yer alan makroekonomik değişkenlerin trend etkileri içermesi, dağılım özelliklerine uygun analiz yöntemi olan Poisson regresyon yönteminin kullanılmasını gerekli kılmaktadır. Çalışmanın halka arz ve yatırımcı sayısı olmak üzere iki bağımlı değişkeni bulunduğunda, analiz sonuçları iki ayrı başlıkta verilecektir.

Halka arzlarda yatırımcı sayısını etkileyen makro ekonomik faktörler

Çalışmada ilk olarak değişkenler arasındaki korelasyon ilişkisi Tablo 3'te verilmektedir.

Tablo 3: Halka Arzlara Katılan Yatırımcı Sayısı ile Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki Korelasyon

	YATS	MF	GE	DK	GSYH	BİST100	BGT	BGTİ	TÜFE	M2
YATS	1	0,522	-0,34	0,596	0,553	0,622	0,615	0,632	0,532	0,579
MF	0,522	1	0,465	0,920	0,943	0,929	0,933	0,800	0,943	0,924
GE	-0,341	-0,465	1	-0,61	-0,50	-0,470	-0,472	-0,564	-0,519	-0,55
DK	0,596	0,920	-0,61	1	0,983	0,977	0,976	0,920	0,987	0,995
GSYH	0,553	0,943	-0,50	0,983	1	0,982	0,984	0,894	0,995	0,990
BİST 100	0,615	0,933	-0,47	0,977	0,984	1	0,99	0,932	0,980	0,980
BGT	0,622	0,929	-0,47	0,976	0,982	1	1	0,934	0,978	0,978
BGTİ	0,920	0,800	-0,56	0,920	0,894	0,934	0,932	1	0,892	0,906
TÜFE	0,532	0,943	-0,51	0,987	0,995	0,978	0,980	0,892	1	0,994
M2	0,579	0,924	-0,55	0,995	0,990	0,978	0,980	0,906	0,994	1

Korelasyon analizi, makroekonomik göstergeler ile yatırımcı talebi (YATS) arasındaki ilişkilerin büyük ölçüde pozitif yönlü olduğunu göstermektedir. YATS değişkeni, MF, DK, GSYH, BİST100 endeksi, BGT ve M2 para arzı gibi değişkenlerle orta düzeyde pozitif korelasyon sergilemektedir. Bu durum, ekonomik aktivitenin genişlediği ve finansal piyasa koşullarının güçlendiği dönemlerde yatırımcı talebinin arttığına işaret etmektedir. Piyasada yatırımcının güvenini temsilen kullanılan GE değişkeni ile yatırımcı sayısı arasındaki negatif korelasyon, piyasada güven azaldığında yatırımcı sayısının azaldığını göstermektedir. GE değişkeninin diğer tüm makroekonomik değişkenlerle arasında negatif korelasyon bulunmaktadır. Negatif korelasyon makro istikrardaki bozulmanın ekonomiye olan güveni azalttığının işareti olarak değerlendirilebilir. Makroekonomik faktörlerden MF, DK, GSYH, BİST100, BGT ve TÜFE'nin aralarındaki korelasyon ise oldukça yüksek ve pozitifdir. Değişkenler arasındaki güçlü korelasyon ilişkisi bu değişkenlerin birlikte hareket ettiğini ve benzer tepkiler verdiğini göstermektedir. Korelasyon analizi sonuçları makroekonomik göstergelerin büyük ölçüde birlikte hareket ettiğini, yatırımcı talebinin ise ekonomik genişleme dönemlerinde artış gösterdiğini ortaya koymaktadır.

Bağımsız değişkenler arasındaki korelasyon katsayılarının yüksekliği uygulanacak analizde çoklu bağlantı probleminin incelenmesini gerektirmektedir. Regresyon analizi modellerinin büyük bir kısmı bağımsız değişkenler arasında çoklu bağlantı probleminin olmamasını gerektirmektedir.

Yatırımcı sayısı için bağımsız değişkenler BİST 100, BGT, BGTİ, DK, MF, M2, TÜFE, GSYH değişkenleri alınmıştır. Model kurulumuna geçmeden, bu değişkenler arasında çoklu bağlantı probleminin olup olmaması VIF değerleri ile incelenmiştir. Tablo 4'te bağımsız değişkenler arasındaki çoklu bağlantı problemi değerlendirilmiştir.

Tablo 4: Bağımsız Değişkenler Arasındaki Çoklu Bağlantının İncelenmesi

	VIF1	VIF2	VIF3	VIF4	VIF5	VIF6	VIF7
BGT	7964,560	---	---	---	---	---	---
BİST100	5993,820	51,470	46,320	37,730	14,750	12,280	---
M2	713,840	553,810	---	---	---	---	---
DK	472,570	437,410	139,040	97,230	44,060	---	---
GSYH	246,280	246,010	203,280	---	---	---	---
TÜFE	243,250	203,120	189,600	151,380	---	---	---
BGTİ	20,360	20,090	19,490	18,390	18,350	10,430	3,870
MF	11,490	10,800	7,910	7,840	7,150	4,490	2,540
GE	5,680	5,630	3,970	3,970	3,870	2,610	2,280

Tablo 4'teki çoklu bağlantı için VIF sonuçları incelendiğinde, VIF değeri 10'un üstünde olan değişkenler modelden çıkarılmış olup sadece GE, BGTİ ve MF olmak üzere üç bağımsız değişken kalmıştır. Bu üç değişken esas alınarak bunların yatırımcı sayısı üzerindeki etkisi incelenecektir.

Yatırımcı sayısının modellenmesinde ilk olarak Poisson regresyon analizi uygulanmıştır. Poisson sayım modellerinin temel varsayımı, koşullu ortalamanın koşullu varyansa eşit olmasıdır (equidispersion; $\text{Var}(Y|X)=E(Y|X)$). Kurulan Poisson modelinde bu varsayımı değerlendirmek amacıyla deviance ve Pearson iyi uyum istatistikleri incelenmiştir. Elde edilen deviance ki-kare değeri $2,45 \times 10^8$ (serbestlik derecesi=56; $p<0,001$) ve Pearson ki-kare değeri $3,35 \times 10^8$ (serbestlik derecesi=56; $p<0,001$) olarak bulunmuştur. Her iki testte de p değerinin 0,001'den küçük olması, Poisson modelinin veriye iyi uyum sağladığı yönündeki sıfır hipotezinin reddedildiğini ve modelde belirgin bir overdispersiyon (ortalama-varyans eşitliğinin bozulması, varyansın ortalamadan çok daha büyük olması) bulunduğunu göstermektedir. Bu nedenle Poisson dağılımı varsayımını gevşeterek ortalama ve varyans arasındaki uyumsuzluğu modele dâhil edebilen negatif binom regresyon modeli tercih edilmiş ve analizler nihai olarak negatif binom spesifikasyonu altında raporlanmıştır.

Tablo 5: Bağımsız Değişkenlerin Yatırımcı Sayısı Üzerindeki Etkisinin Negatif Binom Regresyon Analizi ile İncelenmesi

	B	Robust S. hata	Z	p	β (%95 GA)		IRR (%95 GA)
					Alt sınır	Üst sınır	
GE	-0,173	4,107	-0,040	0,966	-8,222	7,875	0,841 (0: 2631,694)
BGTİ	1,980	0,509	3,890	<0,001	0,983	2,977	7,242 (2,672: 19,628)
MF	0,656	1,128	0,580	0,561	-1,556	2,867	1,926 (0,211: 17,587)
Sabit	-21,249	23,078	-0,920	0,357	-66,481	23,983	0 (0: 26043915296,689)
/lnalpha	1,518	0,209			1,108	1,928	
Alpha	4,562	0,955			3,028	6,875	

Wald Ki-kare ($\chi^2=2311,25$; $p<0,001$); Pseudo $R^2=0,040$; β : Standartlaştırılmamış beta katsayısı; IRR: Incidence Rate Ratio

Negatif binom regresyon analizi sonucunda, modelin genel olarak istatistiksel açıdan anlamlı olduğu görülmüştür (Wald Ki-kare=2311,25; $p<0,001$; Pseudo $R^2=0,040$). Bağımsız değişkenler incelendiğinde, yatırımcı sayısı üzerinde anlamlı etkiye sahip tek değişkenin BGTİ olduğu saptanmıştır ($\beta=1,980$; $p<0,001$). Buna karşılık gelen IRR değeri 7,242 olup diğer değişkenler sabitken BGTİ'deki bir birimlik artışın beklenen yatırımcı sayısını yaklaşık 7,2 kat artırdığı belirlenmiştir (IRR=7,242). GE yatırımcı sayısı ile negatif yönde, MF ise pozitif yönde ilişki göstermesine rağmen her iki değişkenin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır (GE: $p=0,966$; MF: $p=0,561$). Dağılım parametresine ilişkin bulgular, /lnalpha değerinin (1,518) sıfırdan anlamlı biçimde farklı olması ve buna karşılık gelen α katsayısının 4,562 (%95 GA: 3,028: 6,875) olarak tahmin edilmesi, veride belirgin bir aşırı saçılma bulunduğunu ve yatırımcı sayısının modellenmesinde Poisson modeliyle kıyasla negatif binom regresyon yaklaşımının tercih edilmesinin uygun olduğunu desteklemektedir.

Halka arz edilen şirket sayısını etkileyen makroekonomik faktörler

Halka arz edilen şirket sayısı ile bağımsız değişkenler arasındaki ilişkinin ortaya konulabilmesi için yapılan korelasyon analizi Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6: Halka Arz Edilen Şirket Sayısı ile Makroekonomik Faktörler Arasındaki Korelasyon İlişkisi

	HAS	MF	DK	GSYH	KREDİ/ GSYH	BİST100	BGT	BGTİ	TÜFE	M2
HAS	1	0,522	0,596	0,553	-0,368	0,622	0,615	0,632	0,532	0,579
MF	0,522	1	0,920	0,943	-0,447	0,929	0,933	0,800	0,943	0,924
DK	0,596	0,920	1	0,983	-0,442	0,977	0,976	0,920	0,987	0,995
GSYH	0,553	0,943	0,983	1	-0,521	0,982	0,984	0,894	0,995	0,990
KREDİ/ GSYH	-0,368	-0,447		-0,52	1	-0,546	-0,543	-0,448	-0,489	-0,46
BİST 100	0,615	0,933	0,977	0,984	-0,546	1	0,99	0,932	0,980	0,980
BGT	0,622	0,929	0,976	0,982	-0,543	1	1	0,934	0,978	0,978
BGTİ	0,920	0,800	0,920	0,894	-0,448	0,934	0,932	1	0,892	0,906
TÜFE	0,532	0,943	0,987	0,995	-0,489	0,978	0,980	0,892	1	0,994
M2	0,579	0,924	0,995	0,990	-0,466	0,978	0,980	0,906	0,994	1

Elde edilen bulgular, makroekonomik ve finansal değişkenlerden bazılarının birbirleriyle yüksek ve pozitif korelasyon sergilediğini göstermektedir. Özellikle MF, DK, GSYH, BİST100, BGT, TÜFE ve M2 değişkenleri arasındaki korelasyon katsayıları çoğunlukla 0,90'ın üzerindedir. Bu durum, değişkenlerin aynı ekonomik konjonktürden benzer yönde etkilendiğini ve birlikte hareket ettiğini, aynı zamanda ekonomik büyüme, fiyat düzeyi ve parasal genişleme arasındaki güçlü yapısal ilişkiye işaret etmektedir. KREDİ/GSYH oranı diğer değişkenlerle negatif korelasyon ilişkisi göstermektedir. Negatif korelasyonu banka temelli finansal yapıya sahip ekonomilerde kredi ile sermaye piyasası finansmanı arasındaki ikame ilişkisi ile açıklamak mümkündür. HAS değişkeninin diğer makroekonomik ve finansal göstergelerle orta ve yüksek düzeyde pozitif korelasyon göstermesi ise halka arz sayısının genel ekonomik ve finansal koşullarla ilişkili olduğunu desteklemektedir.

Tablo 7: Bağımsız Değişkenler Arasındaki Çoklu Bağlantının İncelenmesi

	VIF1	VIF2	VIF3	VIF4	VIF5	VIF6	VIF7
BISTGETIRI	8075,900	---	---	---	---	---	---
BIST100	6096,360	53,240	53,180	50,100	28,260	11,880	---
M2	633,200	579,860	---	---	---	---	---
TUFE	384,140	382,220	270,030	---	---	---	---
GSYH	247,390	247,390	217,830	167,480	---	---	---
USD	245,100	227,230	184,480	123,620	29,250	---	---
BGTİ	18,310	18,190	15,050	14,830	12,930	10,280	1,030
KREDİ/GSYIH	10,390	8,230	4,340	2,980	2,980	1,770	1,030

Tablo 7'deki çoklu bağlantı için VIF sonuçları incelendiğinde, VIF değeri 10'un üstünde olan değişkenler modelden çıkarılmış olup sadece BGTİ ve KREDİ/GSYIH olmak üzere iki bağımsız değişken kalmıştır. Bu iki değişken esas alınarak bunların şirket sayısı üzerindeki etkisi incelenecektir.

Poisson regresyon modeli için deviance ($\chi^2(56)=192,88$; $p<0,001$) ve Pearson ($\chi^2(56)=218,17$; $p<0,001$) iyi uyum istatistikleri anlamlı bulunmuş, ayrıca her iki istatistik için ki-kare/serbestlik derecesi oranının 1'in oldukça üzerinde olması ($\approx 3,4$ ve $\approx 3,9$) modelde belirgin aşırı saçılma bulunduğunu göstermiştir. Bu nedenle Poisson modelin varsayımlarını karşılamadığı değerlendirilmiş ve sayım verilerindeki aşırı saçılmayı dikkate alan negatif binom regresyon modeli tercih edilmiştir.

Tablo 8: Bağımsız Değişkenlerin Şirket Sayısı Üzerindeki Etkisinin Negatif Binom Regresyon Analizi ile İncelenmesi

	β	Robust S. hata	Z	p	β (%95 GA)		IRR (%95 GA)
					Alt sınır	Üst sınır	
BGİT	0,313	0,065	4,810	<0,001	0,185	0,440	1,367 (1,203: 1,553)
KREDİ/GSYH	-1,719	0,680	-2,530	0,011	-3,052	-0,386	0,179 (0,047: 0,68)
Sabit	3,786	3,202	1,180	0,237	-2,491	10,062	44,069 (0,083: 23443,534)
/lnalpha	-0,675	0,269			-1,202	-0,149	
Alpha	0,509	0,137			0,301	0,862	

Wald Ki-kare ($\chi^2=34,93$; $p<0,001$); Pseudo $R^2=0,071$; β : Standartlaştırılmamış beta katsayısı; IRR: Incidence Rate Ratio

Negatif binom regresyon analizi sonuçlarına göre şirket sayısını açıklamak üzere kurulan model genel olarak istatistiksel açıdan anlamlı bulunmuştur (Wald Ki-kare=34,93; $p<0,001$; Pseudo $R^2=0,071$). Modelde dahil edilen bağımsız değişkenler incelendiğinde, işlem hacminin şirket sayısı üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu görülmüştür ($\beta=0,313$; $p<0,001$). Bu katsayıya karşılık gelen IRR değeri 1,367 olup diğer değişkenler sabitken işlem hacmindeki bir birimlik artışın beklenen şirket sayısını yaklaşık 1,37 kat artırdığı belirlenmiştir (IRR=1,367; %95 GA: 1,203: 1,553). Buna karşın KREDİ/GSYH oranı şirket sayısı ile negatif yönde ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki göstermektedir ($\beta=-1,719$; $p=0,011$). İlgili IRR değeri 0,179 olup KREDİ/GSYH oranındaki bir birimlik artışın halka arz edilen şirket sayısını yaklaşık %82 oranında azalttığı (IRR=0,179; %95 GA: 0,047: 0,680) anlaşılmaktadır. Dağılım parametresine ilişkin olarak /lnalpha katsayısının negatif ve güven aralığının sıfırı içermemesi (/lnalpha=-0,675; %95 GA: -1,202: -0,149) ve buna karşılık gelen α değerinin 0,509 (%95 GA: 0,301: 0,862) olarak tahmin edilmesi, veri setinde Poisson varsayımından sapma olduğunu ve sayım verisinin negatif binom regresyonla modellenmesinin istatistiksel açıdan uygun olduğunu desteklemektedir.

Sonuç

Bu çalışma, halka arz faaliyetlerinin belirleyicilerini, halka arz edilen firma sayısı ve yatırımcı katılımını birlikte ele alarak, korelasyon analizi ve sayım verilerine uygun binom regresyon modeli aracılığıyla Nisan 2010 - Mart 2025 döneminde incelemektedir.

Korelasyon analizi sonuçları, hem halka arz edilen şirket sayısı hem de halka arzlara katılan yatırımcı sayısının makroekonomik göstergelerle yakından ilişkili olduğunu göstermektedir. Özellikle, borsa işlem hacmi ile her iki bağımlı değişken arasında bulunan güçlü ve pozitif ilişki, piyasa likiditesinin halka arz faaliyetleri üzerindeki belirleyici rolünü vurgulamaktadır. Bu bulgu, ekonomik genişleme ve piyasa derinliğinin halka arz hacmini artırdığını bulan Yaakob ve Halim (2016), Riyath vd. (2025) ve Gökpınar ve Sayılğan (2025) ile uyumludur.

KREDİ/GSYH değişkeni ile halka arz edilen firma sayısı arasındaki negatif korelasyon dikkat çekicidir. Bu durum kredi genişlemesinin belirli koşullar altında sermaye piyasası faaliyetlerini dışladığına işaret etmektedir. Kredi hacmindeki artış, firmaların halka arz yoluyla fon temin etme isteğini azaltmaktadır (Demirgüç-Kunt ve Levine, 1999; Rajan ve Zingales, 2003). Kredi genişlemesi çoğunlukla genişleyici para politikaları ve makroekonomik belirsizlik dönemleriyle örtüşmekte; bu durum yatırımcı risk iştahını azaltarak halka arzlar ve borsa performansı üzerinde olumsuz etki yaratmaktadır (Bernanke ve Gertler, 1995, s.42). Ampirik bulgular, borsadaki işlem hacminin halka arz edilen şirket sayısında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bu sonuç, piyasa likiditesinin firmaların halka arz yoluyla finansmanlarında belirleyici olduğunu göstermektedir. Artan işlem hacmi, maliyetleri azaltmakta, firmaların daha uygun koşullarda değerlemesini mümkün kılmakta ve yatırımcıların piyasaya girişini kolaylaştırmaktadır. KREDİ/GSYH oranının halka arz edilen şirket sayısı üzerindeki etkisi istatistiksel olarak anlamlı ve negatiftir. Elde edilen bulgu, banka kredilerine dayalı finansman ile sermaye piyasaları aracılığıyla sağlanan özkaynak finansmanı arasında ikame edici bir ilişki bulunduğuna dair önceki literatürü Türkiye özelinde de doğrular niteliktedir. Kredi olanaklarının arttığı dönemlerde firmaların halka arz yerine banka kredilerine yönelmesi, halka açılan firma sayısını azaltmaktadır. Negatif binom regresyon analizinden elde edilen sonuçlar, korelasyon bulgularını büyük ölçüde destekleyerek, borsa işlem hacminin halka arz edilen şirket sayısı üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Bu sonuç, borsa faaliyetinin halka arz kararları açısından kritik bir unsur olduğunu belirten Angelini ve Foglia (2018) ve Türkiye örneğinde net yabancı sermaye girişlerinin ve sanayi üretiminin halka arzları desteklediğini bulan Ünal ve Karaarslan (2024)'ın bulgularıyla paralellik göstermektedir.

Yatırımcı sayısı ile makroekonomik değişkenler arasında orta düzeyde ve pozitif korelasyon bulguları piyasada makro göstergeler güçlendiğinde yatırımcı talebinin arttığını göstermektedir. Piyasa güveni değişkeni ile yatırımcı sayısı arasındaki negatif korelasyon, güven kaybının yatırımcının halka arzlara olan katılımını azalttığını göstergesidir. Güven değişkeninin diğer makroekonomik değişkenlerle olan negatif korelasyonu ise makroekonomik istikrardaki bozulmanın piyasa katılımcılarının beklentilerini ve piyasaya olan güveni zayıflattığına işaret etmektedir. Yatırımcı sayısını açıklamaya yönelik binom regresyon analizi sonuçları ise, yatırımcı talebinin büyük ölçüde borsa işlem hacmi tarafından belirlendiğini ortaya koymaktadır. Yüksek işlem hacmi, piyasada halka arz sonrası pay senetlerinin kolayca elden çıkarılabileceğine yönelik beklentiyi güçlendirerek yatırımcıların halka arzlara katılım istegini artırmaktadır. Artan işlem hacmi yatırımcı dikkatini piyasaya çekmekte ve sürü davranışı ile halka arzlara katılımı artırabilmektedir. Bu bağlamda, işlem hacmi yalnızca likiditeyi değil, aynı zamanda yatırımcı beklentilerini ve piyasa psikolojisini yansıtan önemli bir gösterge olarak halka arza katılan yatırımcı sayısının artmasına katkıda bulunmaktadır. Yatırımcıların halka arzlara katılımıyla ilgili modellerde mevduat faiz oranları ve tüketici güven endeksinin istatistiksel olarak anlamlı olmaması, Seepeni ve Murthy (2023), faiz oranlarının yatırımcıların halka arz kararlarında belirleyici bir faktör olmadığı, Islam ve Ahone (2021) de faiz oranlarının halka arz sayısı üzerindeki etkisinin sınırlı olduğu bulguları ile tutarlıdır.

Elde edilen bulgular, halka arz faaliyetlerini teşvik etmeye yönelik politikaların yalnızca makroekonomik büyümeyi desteklemekle sınırlı kalmaması gerektiğini göstermektedir. Halka arz edilen şirket sayısı ve bu arzlara olan yatırımcı ilgisinin artırılması için işlem maliyetlerinin azaltılması, yatırımcı tabanının genişletilmesi ve piyasa likiditesini ve derinliğini artırmaya yönelik politikaların geliştirilmesi önerilmektedir. Çalışma bulguları, kredi derinliğindeki artışın halka arz faaliyetleri üzerindeki etkisinin olumsuz olduğunu göstermektedir. Kredi temelli finansal gelişme sermaye piyasalarını otomatik olarak desteklememektedir. Sürdürülebilir bir halka arz ekosistemi, banka kredileri ile sermaye piyasalarının birbirini ikame eden değil, tamamlayıcı biçimde işlediği dengeli bir finansal yapıyı gerektirmektedir. Bu nedenle, politika yapıcılar firmaları tek bir finansman kanalına bağımlı kılmayan ve finansman çeşitliliğini teşvik eden düzenleyici çerçeveler geliştirmelidir. Halka arz yatırımcı katılımının büyük ölçüde beklenti ve piyasaya duyarlı olması, kurumsal güvenilirlik ve küçük yatırımcıyı koruyan düzenlemelerin yapılmasının yararlı olacağını göstermektedir.

Çoklu doğrusal bağlantı sorunu nedeniyle bazı makroekonomik değişkenlerin modele dâhil edilememesi ve verilerin kesikli özellik göstermesi, çalışmanın temel kısıtlılıkları olarak değerlendirilebilir. Bu durum, analiz kapsamını daraltmış ve belirli makroekonomik göstergelerin yatırımcı talebi üzerindeki potansiyel etkilerinin ampirik olarak test edilmesini sınırlamıştır. Bu çerçevede, çalışmada farklı ekonometrik modeller kullanılarak çoklu bağlantı probleminin azaltılması ve analiz dışı bırakılan makroekonomik değişkenlerin yeniden modele dâhil edilmesi önerilebilir. Böylece yatırımcı talebinin belirleyicilerine ilişkin daha kapsamlı ve sağlam ampirik bulgular elde edilmesi mümkün olacaktır. Gelecek çalışmalar, yatırımcı talebinin likidite beklentileri, piyasa güveni ve finansal sistemin banka-sermaye piyasası dengesi çerçevesinde nasıl şekillendiğini karşılaştırmalı analizlerle inceleyerek daha kapsamlı ampirik kanıtlar sunabilir.

Hakem Değerlendirmesi / Peer-review:

Dış bağımsız

Externally peer-reviewed

Çıkar Çatışması / Conflict of interests:

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.

Kaynakça / References

- Akın, F. (2002). *Kalitatif Tercih Modelleri Analizi*, Bursa, Ekin Kitabevi.
- Akerlof, G. A. (1978). The market for "lemons": Quality uncertainty and the market mechanism. In P. Diamond ve M. Rothschild (Eds.), *Uncertainty in economics* (pp. 235-251). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-214850-7.50022-X>
- Al Masud, A., & Uluyol, B. (2024). Investors' demand in Initial Public Offering (IPO): Shariah compliance, corporate governance, and macroeconomic factors. *Journal of Islamic Accounting and Business Research* <https://doi.org/10.1108/JIABR-09-2023-0292>
- Allen, F., & Faulhaber, G. R. (1989). Signalling by underpricing in the IPO market. *Journal of Financial Economics*, 23(2), 303-323. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(89\)90060-3](https://doi.org/10.1016/0304-405X(89)90060-3)
- Ameer, R. (2012). Macroeconomic factors and initial public offerings (IPOs) in Malaysia. *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, 8(1), 41-67. https://ejournal.usm.my/aamjaf/article/view/aamjaf_vol8-no1-2012_3
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56. [https://doi.org/10.1016/S1386-4181\(01\)00024-6](https://doi.org/10.1016/S1386-4181(01)00024-6)
- Angelini, E., & Foglia, M. (2018). The relationship between IPO and macroeconomic factors: a empirical analysis from the UK market. *Annals of Economics and Finance*, 19(1), 319-336. https://www.economics-finance.org/journal/AEF/AEF-Vol19-Issue12018/AEF19_0118.pdf
- Arslan, A. G., Colak, G., & Pirgaip, B. (2025). The impact of margin trading and regulatory policy on IPO underpricing: evidence from Türkiye. *Borsa Istanbul Review*. (25), 1012-1025. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2025.05.014>
- Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, 61(4), 1645-1680. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00885.x>
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.27>
- Brau, J. C., Francis, B. & Kohers, N. (2003). The choice of IPO versus takeover: Empirical evidence. *Journal of Business*, 76(4), 583-612. <https://doi.org/10.1086/377032>
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2013). *Regression analysis of count data* (2nd ed.). Cambridge University Press.
- Çifçi, G., & Reis, Ş. G. (2020). Risk iştahı ile piyasa likiditesi arasındaki nedensellik ilişkisi. *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 5(2), 389-403. <https://doi.org/10.30784/epfad.687595>
- De Lima Amorim, D. P., de Camargos, M. A., & Ferreira, C. M. B. L. (2024). Macroeconomic factors and initial public offerings in Brazil. *Global Business Review*, 25(6), 1452-1469. <https://doi.org/10.1177/097215092110036>
- , A., & Levine, R. (1999). Bank-based and market-based financial systems: Cross-country comparisons. World Bank, Development Research Group, Finance. <https://www.loc.gov/item/2023690877/>
- Ernst & Young (EY). (2025). *EY global IPO trends: Q3* https://www.ey.com/en_gl/insights/ipo/trends
- Fama, E. F., & French, K. R. (2002). Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. *The Review of Financial Studies*, 15(1), 1-33. <http://www.jstor.org/stable/2696797>
- Grinblatt, M., & Hwang, C. Y. (1989). Signalling and the pricing of new issues. *The Journal of Finance*, 44(2), 393-420. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1989.tb05063.x>
- Gökpinar, F. G., & Sayılğan, G. (2025). An analysis of macroeconomic factors affecting long-run price performance in initial public offerings on Borsa Istanbul. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 21(2), 779-797. <https://doi.org/10.17130/ijmeh.1501169>
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics* (5th ed.). McGraw-Hill.

- Gül, S., Yıldırım, S., & Hattapoğlu, M. (2024). Yatırımcı duyarlılığı ve BİST100 endeksi arasındaki ilişki: Toda Yamamoto nedensellik uygulaması. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 24(4), 1589-1616. <https://doi.org/10.18037/ausbd.1508532>
- Güneri, Ö. İ., & Durmuş, B. (2020). Aşırı ya da eksik yayılım durumunda Poisson ve negatif binom regresyon modellerinin karşılaştırılması. *Uluslararası Doğu Anadolu Fen Mühendislik ve Tasarım Dergisi*, 2(1), 48-66. <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ijeased>
- Hilbe, J. M. (2011). *Negative binomial regression* (2nd ed.). Cambridge University Press.
- Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review*, 76(2), 323-329. <http://www.jstor.org/stable/1818789>
- Jensen, M.C., & Meckling, W.H. (1979). Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure. In: Brunner, K. (eds) *Economics Social Institutions. Rochester Studies in Economics and Policy Issues*, vol 1. Springer, Dordrecht. https://doi.org/10.1007/978-94-009-9257-3_8
- Jovanovic, B., & Rousseau, P. L. (2004). Interest rates and initial public offerings (NBER Working Paper No. 10298). *National Bureau of Economic Research*. <https://doi.org/10.3386/w10298>
- Islam, M. S., & Ahona, A. K. (2021). Macroeconomic factors and their influences on initial public offering (IPO) in Bangladesh. <http://space.buft.edu.bd/handle/123456789/72>
- Kinyuah, S. (2025). Drought in equity initial public offers in kenya: a demand perspective. *Journal of Accounting and Finance in Emerging Economies*, 11(1), 37-48. <https://doi.org/10.26710/jafee.v11i1.3276>
- Korajczyk, R. A., & Levy, A. (2003). Capital structure choice: macroeconomic conditions and financial constraints. *Journal of Financial Economics*, 68(1), 75-109. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(02\)00249-0](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(02)00249-0)
- KPMG Türkiye (2024). Halka arz piyasası özet raporu. <https://kpmg.com/tr/tr/home/insights/2025/02/2024-yili-halka-arz-raporu.html>
- Kumar, V., & Kumar, P. (2024). Impact of macroeconomic factors on initial public offer: An analytical study of investors' decision. *International Journal for Multidisciplinary Research (IJFMR)*, 6(1), 1-8. <https://www.ijfmr.com/papers/2024/1/13290.pdf>
- Leland, H. E., & Pyle, D. H. (1977). Informational asymmetries, financial structure, and financial intermediation. *The Journal of Finance*, 32(2), 371-387. <https://doi.org/10.2307/2326770>
- Ljungqvist, A. P. (1995). *The timing, pricing and long-term performance of initial public offerings* (Doctoral dissertation, University of Oxford).
- Loughran, T., Ritter, J. R., & Rydqvist, K. (1994). *Initial public offerings: International insights*. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2(2-3), 165-199. [https://doi.org/10.1016/0927-538X\(94\)90016-7](https://doi.org/10.1016/0927-538X(94)90016-7)
- Mahmutgil, İ., & Çinko, L. (2025). Davranışsal finans perspektifinde halka arzlarda yatırımcı duyarlılığı: yatırımcı kararlarının analizine yönelik bir uygulama. *Kent Akademisi*, 18(6), 3731-3756. <https://doi.org/10.35674/kent.1668439>
- Mehmood, W., Mohd-Rashid, R. & Ahmad, A. H. (2020). The variability of IPO issuance: evidence from Pakistan Stock Exchange. *Global Business Review*, 24(5), 1025-1040. <https://doi.org/10.1177/0972150920929198>
- Myers, S. C. (1984). The capital structure puzzle. *Journal of Finance*, 39(3), 575-592. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1984.tb03646.x>
- 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)
- Nazlıoğlu, E. H., & Aydoğdu, A. (2025). Politika belirsizlikleri ve jeopolitik risk ile yatırımcı duyarlılığı ve riskten kaçınma üzerine bir araştırma: TVP-VAR yaklaşımı. *EKEV Akademi Dergisi*, (102), 78-100. <https://doi.org/10.17753/sosekev.1615419>
- Rajan, R. G., & Zingales, L. (2003). The great reversals: The politics of financial development in the twentieth century. *Journal of Financial Economics*, 69(1), 5-50. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(03\)00125-9](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(03)00125-9)

- Rani, P., & Kaurmann, V. (2017). Contagion effect of macroeconomic variables on IPO listing activity: A time-series analysis in the Indian Context. *International Journal of Business Management ve Research*, 7(4), 47-52. <https://www.ijfmr.com/publication-archive.php?volume=8veissue=2>
- Riyath, M. I., Indunil Dayaratne, D. A., & Jahfer, A. (2025). Macroeconomic variables and initial public offerings in Sri Lanka: a principal component analysis approach. *LBS Journal of Management ve Research*, 23(1), 1-26. <https://doi.org/10.1108/LBSJMR-06-2023-0023>
- Ritter, J. R., & Welch, I. (2002). A review of IPO activity, pricing, and allocations. *The Journal of Finance*, 57(4), 1795-1828. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00478>
- Rock, K. (1986). Why new issues are underpriced. *Journal of Financial Economics*, 15(1-2), 187-212. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90054-1](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90054-1)
- Rydqvist, K., & Högholm, K. (1995). Going public in the 1980s: Evidence from Sweden. *European Financial Management*, 1(3), 287-315. <https://doi.org/10.1111/j.1468-036X.1995.tb00021.x>
- Seepeni, J. & Murthy, R. V. K. (2023). Macro-economic factors impact IPO investors' purchase decisions. *Mukt Shabd Journal*, 12(8), 1257-1267. <https://www.researchgate.net/publication/384561432>
- Thanh, B. N. (2020). Macroeconomic uncertainty, the option to wait, and IPO issue cycles. *Finance Research Letters*, 32, 101100. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.01.012>
- Tran, A. L., & Jeon, B. N. (2011). The dynamic impact of macroeconomic factors on initial public offerings: Evidence from time-series analysis. *Applied Economics*, 43(23), 3187-3201. <https://doi.org/10.1080/00036840903493267>
- Tobin, J. (1958). Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 24-36. <https://doi.org/10.2307/1907382>
- Ünal, S., & Karaarslan, S. (2024). Türkiye’de halka arzlar ve makroekonomik faktörler arasındaki ilişki. *Balkan Sosyal Bilimler Dergisi*, 13(26), 30-35. <https://doi.org/10.55589/bsbd.1557037>
- Welch, I. (1989). Seasoned offerings, imitation costs, and the underpricing of initial public offerings. *The Journal of Finance*, 44(2), 421-449. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1989.tb05064.x>
- Yaakob, H., & Halim, M. N. A. (2016). Initial public offering underpricing performance in malaysia (listed on main market). *International Journal of Scientific ve Engineering Research*, 7(12), 124-133. [AFBE 2016 - Initial Public Offering UnderpricingPerformance in Malaysia_05_06_2016libre.pdf](https://www.researchgate.net/publication/312111111)
- Yıldırım, G., Kaçiranlar, S., & Yıldırım, H. (2022). Poisson and negative binomial regression models for zero-inflated data: an experimental study. *Communications Faculty of Sciences University of Ankara Series A1 Mathematics and Statistics*, 71(2), 601-615. <https://doi.org/10.31801/cfsuasmas.988880>