

Borsa İstanbul'da Olağan Dışı İşlem Hacmi Artışları Sonrasında Kısa Vadeli Fiyat Davranışı

Short-Term Price Behavior Following Abnormal Trading Volume Surges in Borsa İstanbul

Kemal ÖZDEMİR  

^a Aydın Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli İİBF, İşletme Bölümü, Aydın, Türkiye, kemal.ozdemir@adu.edu.tr

MAKALE BİLGİSİ

ÖZET

Anahtar Kelimeler:

Hacim şoku
Olay çalışması
Gece getirisi
Gün içi getiri
Borsa İstanbul

Geliş Tarihi 30 Ocak 2026

Düzeltilme Tarihi 2 Eylül 2026

Kabul Tarihi 10 Eylül 2026

Makale Sınıflandırması:

Araştırma Makalesi

Amaç- Bu çalışma, BİST (Borsa İstanbul) 100 endeksinde yer alan pay senetlerinde gözlenen olağan dışı işlem hacmi artışları sonrasındaki kısa vadeli fiyat davranışını incelemeyi amaçlamaktadır. Özellikle hacim şoklarının ardından gece ve gün içi getiri bileşenlerinin nasıl farklılaştığı ve şok günündeki getiri yönüne göre asimetrik bir örüntü oluşup oluşmadığı araştırılmaktadır.

Yöntem- Temmuz 2017-Aralık 2025 dönemine ait günlük açılış, en yüksek, en düşük, kapanış fiyatı ve işlem hacmi verileri kullanılmıştır. Hacim z-skoru, olay günü dışlanarak önceki 120 gözlem üzerinden hesaplanmış ve $z \geq 2,0$ ile olaylar arasında en az 11 işlem günü koşullarıyla 3.233 olay belirlenmiştir. Çıkarımda firma ve olay tarihi boyutlarında iki yönlü kümelenmiş standart hatalar, Holm düzeltmesi, Wilcoxon testi ve olay tarihi kümeleri üzerinden 10.000 tekrarlı %95 bootstrap güven aralıkları kullanılmıştır.

Bulgular- Tüm örneklemde ortalama kümülatif anormal getiri, Holm düzeltmesi sonrasında %5 düzeyinde anlamlı değildir. Buna karşılık, negatif getirili şokların ardından t+1 ile t+10 arasında anlamlı negatif CAR görülürken pozitif ve negatif şok grupları arasındaki fark tüm pencerelerde anlamlıdır. On günlük hisse ortalamasına göre düzeltilmiş fazla gece getirisi %1,227, fazla gün içi getiri %-0,293 ve aralarındaki fark %1,520'dir. Son fark Holm düzeltmesi sonrasında anlamlıdır.

Tartışma- Bulgular, hacim şoku sonrasındaki fiyat davranışının şok günündeki getiri yönüne ve getirinin seans dışı ya da seans içi bileşenine göre ayrıştığını göstermektedir. Ancak sonuçların piyasa düzeltmesi seçimine duyarlılığı, sabit BİST 100 örnekleme ve gözlenmeyen yatırımcı türleri nedeniyle bulgular, nedensel bir yatırımcı davranışı mekanizması olarak değil, piyasa mikro yapısı ve dikkat temelli açıklamalarla ilişkili bir örüntü olarak yorumlanmalıdır.

ARTICLE INFO

ABSTRACT

Keywords:

Volume shock
Event study
Overnight return
Intraday return
Borsa İstanbul

Received 30 January 2026

Revised 2 September 2026

Accepted 10 September 2026

Article Classification:

Research Article

Purpose- This study examines short-term price behavior following abnormal trading volume surges in stocks included in the BIST (Borsa İstanbul) 100 sample. It focuses on whether overnight and intraday return components diverge after volume shocks and whether the pattern is asymmetric with respect to the shock-day return direction.

Method- Daily open, high, low, close, and trading volume data from July 2017 to December 2025 are used. Volume z-scores are computed from the preceding 120 observations excluding the event day. A total of 3,233 events are identified using $z \geq 2.0$ and a minimum separation of 11 trading days. Inference relies on two-way clustered standard errors by firm and event date, Holm adjustment, Wilcoxon tests, and 95% bootstrap confidence intervals based on 10,000 event-date-cluster replications.

Findings- Aggregate mean cumulative abnormal returns are not significant at the 5% level after Holm adjustment. Negative-return shocks are followed by significantly negative CARs from t+1 through t+10, while differences between positive and negative shock groups are significant in every window. At t+10, the excess overnight return relative to the stock-specific non-event mean is 1.227%, the corresponding excess intraday return is -0.293% and the difference between the two is 1.520%. The difference remains significant after Holm adjustment.

Discussion- Post-shock price behavior varies with the shock-day return direction and with whether returns accrue overnight or intraday. However, because the results are sensitive to the choice of market adjustment, the analysis is based on a fixed BIST 100 sample and investor identities are unobserved, the findings should be interpreted as a pattern associated with market microstructure and attention-based explanations rather than as evidence of a causal investor-behavior mechanism.

ETİK ONAY / ETHICAL APPROVAL: Bu çalışma, borsada işlem gören payların kamuya açık fiyat ve işlem hacmi verilerini kullanmakta olup katılımcı içermemektedir; bu nedenle etik kurul onayı gerektirmemektedir.

Önerilen Atıf / Suggested Citation

Özdemir, K. (2026). Borsa İstanbul'da Olağan Dışı İşlem Hacmi Artışları Sonrasında Kısa Vadeli Fiyat Davranışı, İşletme Araştırmaları Dergisi, 18 (3), 2684-2700.

1. GİRİŞ

Finansal piyasalarda işlem hacmi, fiyat keşfi sürecinin temel bileşenlerinden biri olarak kabul edilmektedir. Karpoff (1987) ve Blume vd. (1994), işlem hacminin piyasadaki bilgi akışı, yatırımcıların bilgiye verdikleri tepkiler ve piyasa yapısına ilişkin koşullar hakkında önemli sinyaller sunduğunu göstermektedir. Bir hisse senedinde tarihsel düzeyinin belirgin üzerinde gerçekleşen işlem hacmine hacim şoku denir. Bu olgu yeni bilginin piyasaya ulaştığına, yatırımcı görüş ayrılıklarının arttığına veya spekülasyonlu işlem yoğunluğunun yükseldiğine işaret edebilir. Harris ve Raviv (1993) ile Kandel ve Pearson (1995), görüş ayrılıklarındaki artışın işlem hacmiyle ilişkisini vurgulamaktadır. Hacim şoklarının ardından fiyatlarda momentum mu yoksa tersine dönüş mü gözlemlendiği ve bu etkinin günün hangi zaman dilimine yoğunlaştığı sorusu henüz tam olarak cevaplanmamıştır.

Hacim ile getiri ilişkisinin teorik temelleri gelişmiş piyasalar özelinde geniş ölçüde incelenmiştir. Campbell vd. (1993), yüksek hacimli fiyat düşüşlerinin, düşük hacimli düşüşlere kıyasla sonraki dönemde beklenen getiride artış ve dolayısıyla daha güçlü bir tersine dönüş eğilimiyle ilişkili olduğunu göstermiştir. Llorente vd. (2002), spekülasyonlu işlemlerin momentuma, likidite odaklı işlemlerin ise tersine dönüşe yol açtığını ortaya koymuştur. Gervais vd. (2001), olağan dışı yüksek hacmin izleyen dönemde pozitif getiri primi ürettiğini belgelemiştir. Bu farklı bulgular, hacim şoklarının fiyat etkisinin piyasanın mikro yapısına ve yatırımcı profiline bağlı olarak değiştiğini göstermektedir.

Gelişmekte olan piyasalar, özellikle BİST (Borsa İstanbul) özelinde, bu ilişkinin sistematik olarak test edilmesi bakımından sınırlı bir literatüre sahiptir. Bildik (2001) ile Bildik ve Gülay'a (2007) göre BİST, işlem hacmi devri, kısa vadeli yatırımcı eğilimleri ve piyasa işleyişi bakımından kendine özgü bir mikro yapıya sahiptir. Gün içi getiri ve volatilité hareketleri de seans yapısına bağlı örüntüler sergilemektedir. Bununla birlikte, yatırımcı türü bu çalışmada doğrudan gözlenmediğinden seans içi ve seans dışı farklılıklar belirli bir yatırımcı grubuna atfedilmemektedir.

Bu çalışma, söz konusu boşluğu üç yönden ele almaktadır. Birincisi, günlük getiriyi gece ve gün içi bileşenlerine ayırmakta ve ham getirilerin yanı sıra her hissenin olay dışı ortalamasına göre fazla getirileri incelemektedir. İkincisi, şok günündeki getiri yönüne göre ayırıştırma yaparak asimetrik fiyat davranışını değerlendirmektedir. Üçüncüsü, iki yönlü kümelenmiş çıkarım, çoklu test düzeltmesi, tarih-kümeli bootstrap, alternatif piyasa göstergesi, log-hacim ve winsorize sağlamlık kontrolleriyle sonuçların bağımlılık ve aşırı gözlemlere duyarlılığını sınamaktadır.

2. LİTERATÜR ÖZETİ

2.1. Hacim-Getiri İlişkisinin Teorik Temelleri

Finansal piyasalarda işlem hacmi ile fiyat değişimi arasındaki ilişki, finans literatürünün en yoğun tartışılan konularından biridir. Karpoff (1987), bu ilişkiyi kapsamlı biçimde derleyerek iki temel duruma işaret etmektedir. Birincisi, hacim fiyat değişiminin mutlak büyüklüğü ile pozitif ilişkilidir. Diğerisi ise pay piyasalarında hacim fiyat değişiminin kendisiyle de pozitif ilişkilidir. Lo ve Wang (2000), hacim kavramının farklı tanımlarını ve portföy teorisi için çıkarımlarını sistematik biçimde analiz etmiştir.

Hacmin fiyat keşfi sürecindeki rolüne ilişkin teorik yaklaşımlar büyük ölçüde bilgi asimetrisi çerçevesinde geliştirilmiştir. Kyle (1985), bilgilendirilmiş yatırımcının stratejik işlem davranışını modelleyerek özel bilginin fiyatlara bir anda değil, işlemler yoluyla kademeli olarak yansıdığını göstermiştir. Easley ve O'Hara (1987), işlem büyüklüğünün piyasadaki bilgi asimetrisine ilişkin sinyal taşıdığını ve büyük işlemlerin daha fazla bilgi içerebileceğini göstermiştir. Hasbrouck (1991) ise işlem ve kotasyon etkileşimlerini VAR (Vektör Otoregresyon) sistemi içinde modelleyerek bir işlemin bilgi içeriğini, işlem yeniliğinin kalıcı fiyat etkisi üzerinden ölçen bir çerçeve geliştirmiştir. Blume vd. (1994), işlem hacminin fiyatların tek başına yansıtmadığı bilgi içerdiğini ve bu nedenle fiyat sinyallerinin yorumlanmasında ek bir bilgi kaynağı olarak kullanılabileceğini teorik ve ampirik olarak göstermiştir. Wang (1994), heterojen yatırımcıların asimetrik bilgi ve farklı yatırım fırsatları altında işlem yaptığı bir modelde, işlem hacminin bilgi kaynaklı işlemler ile portföy dengeleme kaynaklı bilgiden bağımsız işlemlerden oluşabileceğini göstermiştir.

Campbell vd. (1993), işlem hacmi ile hisse senedi getirilerinin seri korelasyonu arasındaki ilişkiyi inceleyerek, yüksek hacimli günlerde gerçekleşen fiyat düşüşlerinin daha yüksek tersine dönüş beklentisi taşıdığını

göstermiştir. Bu model, hacim şoklarının tersine dönüş hipotezinin teorik temelini oluşturmaktadır. Llorente vd. (2002), bireysel hisse senetleri düzeyinde kritik bir ayırım ortaya koymuştur. Riskten korunma amacıyla gerçekleşen işlemlerden kaynaklanan getiriler tersine dönerken, özel bilgiye dayalı spekülasyon işlemlerden kaynaklanan getiriler kendi yönünde devam etme eğilimi gösterdiğini belirlemiştir.

Bu iki karşıt öngörü, hacim şoklarının fiyat etkisinin tek tip olmadığını ve şokun kaynağına, piyasanın yapısına ve yatırımcı kompozisyonuna bağlı olarak farklılaşabileceğini ortaya koymaktadır. Amihud (2002), likiditenin varlık getirilerini etkileyen önemli bir faktör olduğunu göstermiştir. Ayrıca işlem hacmi ile fiyat etkisi arasındaki ilişki nedeniyle olağan dışı hacim hareketlerinin likidite koşullarındaki değişimlerle de bağlantılı olabileceğine işaret etmiştir.

2.2. Hacim Şoku ve Yatırımcı Dikkati

Gervais vd. (2001), olağan dışı yüksek hacim yaşayan hisse senetlerinin izleyen yaklaşık bir ayda pozitif getiri primi sergilediğini belgelemiştir. Bu bulgu, Merton (1987) eksik bilgi yaklaşımıyla uyumlu biçimde, hacim şoklarının görünürlüğü artırarak yatırımcı tabanını genişletebileceği şeklinde yorumlanmıştır. Kaniel vd. (2003) yüksek hacim getiri priminin uluslararası örneklemde yaygınlığını göstermiştir. Daha yakın çalışmalar, yüksek hacim priminin ekonomik temellerle bağlantısını (Wang, 2021) ve olağan dışı hacim sonrasında kısa vadeli devam ile daha uzun vadeli tersine dönüşün bir arada bulunabileceğini (Li vd., 2024) ortaya koymaktadır.

Yatırımcı dikkati hipotezi, Barber ve Odean (2008) tarafından farklı bir açıdan desteklenmiştir. Çalışma, bireysel yatırımcıların haberlerde yer alan, olağan dışı işlem hacmi sergileyen ve aşırı kısa vadeli getiri yaşayan dikkat çekici hisselerde net alıcı olma eğiliminde olduklarını göstermektedir. Akarsu ve Süer (2022), yatırımcı dikkatinin getiriyle ilişkisinin ülkeler arasında yön ve anlamlılık bakımından değiştiğini belirlemektedir. Bu sonuç, dikkat temelli mekanizmaların piyasa bağlamına bağlı olduğu ve hacim tek başına yatırımcı türünü tanımlamadığı yönünde ihtiyatlı bir yorum gerektirmektedir.

2.3. Davranışsal Finans Perspektifi

Hacim şokları sonrası gözlenen fiyat örüntülerinin yorumlanmasında davranışsal finans çerçevesi önemli bir rol oynamaktadır. De Bondt ve Thaler (1985), yatırımcıların geçmiş bilgiye aşırı tepki verebildiğini ve bu nedenle geçmişte aşırı düşen hisselerin uzun vadede geçmişte aşırı yükselen hisselerle kıyasla daha yüksek getiri sağlayarak tersine dönüş sergilediğini göstermiştir. Barberis vd. (1998), kısa vadeli eksik tepki ile uzun vadeli aşırı tepkiyi aynı çerçevede açıklamıştır. Daniel vd. (1998), yatırımcıların başarıyı kendilerine başarısızlığı ise dışsal etkenlere bağlama eğilimiyle birleşen aşırı özgüvenin, kısa vadede momentum ve uzun vadede tersine dönüş üretebileceğini modellemiştir.

Hong ve Stein (1999), bilginin piyasaya kademeli biçimde yayılmasının kısa vadede eksik tepkiye, ardından trend takipçisi yatırımcıların devreye girmesiyle aşırı tepkiye neden olabileceğini göstermiştir. Jegadeesh ve Titman (1993), geçmişte iyi performans gösteren hisseleri satın alıp kötü performans gösteren hisseleri satan kısa-orta vadeli momentum stratejilerinin özellikle 3 ila 12 aylık elde tutma dönemlerinde anlamlı pozitif getiriler ürettiğini belgelemiştir. Lee ve Swaminathan (2000), yüksek hacimli hisselerin momentum etkisinin düşük hacimli hisselerle göre daha güçlü olduğunu göstermiştir. Chordia ve Swaminathan (2000), düşük hacimli hisselerin piyasa bilgisine yüksek hacimli hisselerle kıyasla daha yavaş tepki verdiğini ve bu nedenle yüksek hacimli hisselerin getirilerinin düşük hacimli hisseleri önden takip ettiğini göstermiştir. Chordia vd. (2001) ise piyasa likiditesinin zaman içinde önemli dalgalanmalar gösterdiğini ve bu değişimlerin piyasa koşullarıyla birlikte fiyatlamaya ve getiri dinamikleri açısından anlam taşıdığını belgelemiştir.

2.4. Gece ve Gün İçi Getiri Ayırıştırması

Günlük getirinin gece ve gün içi bileşenlerine ayrıştırılması piyasa mikro yapısı literatüründe giderek artan ilgi gören bir alandır. French ve Roll (1986), hisse senedi getirilerinin varyansının işlem saatlerinde belirgin biçimde yüksek olduğunu belgelemiştir. Barclay ve Hendershott (2003), fiyat keşfinin önemli bir bölümünün seans dışı dönemlerde gerçekleştiğini ortaya koymuştur. Lou vd. (2019), gece ve gün içi getiri bileşenlerinin kalıcı ve farklı dinamikler sergilediğini, piyasa portföyünde gece getirilerinin ortalama olarak gün içi getirilerden daha yüksek olduğunu göstermiştir.

Cliff vd. (2008), gece getirilerinin gün içi getirilerden sistematik biçimde farklılaştığını ve özellikle gece getirilerinin pozitif gün içi getirilerin ise sıfıra yakın ya da negatif olabildiğini göstermiştir. Berkman vd. (2012), bireysel yatırımcıların seans açılışında aktif olduğu piyasalarda açılış fiyatlarının aşırı tepki içerdiğini göstermiştir.

2.5. Gelişmekte Olan Piyasalarda Hacim ve Getiri İlişkisi

Gelişmekte olan piyasalarda hacim ve getiri ilişkisi daha karmaşık bir yapı sergilemektedir. Griffin vd. (2007), gelişmekte olan piyasalardaki hacim ve getiri ilişkisinin geçmiş getirilere duyarlı olduğunu göstermiştir. Gagnon ve Karolyi (2009), Llorente vd. (2002) çerçevesini uluslararası çapraz kote hisselerle uygulayarak, bilgi asimetrisinin yüksek olduğu firmalarda yüksek hacimle ilişkili getirilerin tersine dönüşten çok devam etme eğiliminde olduğunu göstermiştir.

Türkiye özelinde Bildik (2001), Borsa İstanbul'daki gün içi getiri ve volatilité kalıplarının gelişmiş piyasalardan farklılaştığını bildirmiştir. Bildik ve Gülay (2007) ise kısa vadeli ters yönlü stratejilerin performansını incelemiştir. Umutlu (2008), hacim ve getiri ilişkisini nedensellik testleriyle ele almıştır. Diğer gelişmekte olan piyasalara ilişkin yakın tarihli kanıtlar da tek tip değildir. Wright ve Swidler (2023), Jamaika örneğinde olağan dışı hacim günündeki negatif anormal getiriyi izleyen günde kısmi tersine dönüş raporlamıştır. Bu çeşitlilik, olay tanımı, piyasa yapısı ve çıkarım yönteminin sonuçlar üzerindeki önemini göstermektedir.

2.6. Hipotezler

İlgili literatürden türetilen hipotezler şu şekildedir:

H₁: Hacim şoku günlerini takip eden kısa vadeli dönemde (t+1 – t+10) istatistiksel olarak anlamlı kümülatif anormal getiri mevcuttur.

H₂: Hacim şoklarının kısa vadeli fiyat etkisi, şok günündeki getiri yönüne göre asimetric farklılık göstermektedir.

H₃: Hacim şoku sonrası fiyat tepkisi, gece ve gün içi getiri bileşenlerinde farklı yoğunlukta ve farklı yönlerde ortaya çıkmaktadır.

H₁, literatürde momentum ve tersine dönüş yönünde karşıt beklentiler bulunması nedeniyle bilinçli olarak iki yönlü kurulmuş ve toplulaştırılmış CAR'ın sıfırdan farklı olup olmadığını sınamaktadır. H₂'de şok günü getiri yönü, işlemlerin bilgi veya likidite kaynağını doğrudan temsil eden bir ölçü olarak değil, fiyat davranışındaki heterojenliği inceleyen bir ayrıştırma değişkeni olarak kullanılmaktadır. H₃ kapsamında dikkat, açılış emir birikimi ve seans dışı bilgi akışı olası açıklamalar olmakla birlikte mevcut veriyle doğrudan sınanmamaktadır. t+1, t+3, t+5 ve t+10 pencereleri analiz öncesinde belirlenmiştir. Her hipotez panelindeki dört pencere tek bir sınama ailesi kabul edilerek Holm düzeltmesi uygulanmıştır.

3. VERİ SETİ VE YÖNTEM

3.1. Veri Seti ve Örneklem

Çalışmada, veri derleme tarihinde BİST 100 kapsamında bulunan sabit aday listesine ait günlük işlem verileri kullanılmıştır. Tarihsel endeks bileşenleri elde edilemediğinden dönemsel üyelik yeniden oluşturulmamıştır. Temmuz 2017-Aralık 2025 dönemindeki 100 adaydan veri mevcudiyeti %80'in altında kalan 32 pay çıkarılmış ve 68 paydan oluşan sabit örneklem kullanılmıştır. Temmuz-Aralık 2017 dönemi 120 gözlemlik hacim penceresinin ısınma sürecidir. Fiili analiz Ocak 2018-Aralık 2025 dönemini kapsamaktadır.

Her pay için günlük açılış, kapanış, en yüksek ve en düşük fiyatlar ile adet bazında işlem hacmi ForInvest FXPlus veri analiz programından elde edilmiştir. Fiyat serileri veri sağlayıcının temettü, bedelsiz sermaye artırımları ve bölünme gibi kurumsal eylemlere göre düzeltilmiş serileridir. Hacim serisi adet bazında kullanılmıştır. Çalışma günlük frekansta olduğundan açılış müzayedesinin alt aşamaları ve dönem içindeki seans içi kural değişiklikleri ayrıca modellenmemiştir. Gece-gün içi sonuçları bu kapsam sınırlılığı gözetilerek yorumlanmıştır. Piyasa düzeltmeli anormal getiride BİST 100 kapanış endeksi temel piyasa göstergesidir. Ayrıca olay hissesini dışarıda bırakan eşit ağırlıklı örneklem portföyü alternatif piyasa göstergesi olarak kullanılmıştır.

3.2. Hacim Şoku Tanımı

Hacim şoklarının belirlenmesinde geçmiş pencereye dayalı göreceli hacim yaklaşımı kullanılmıştır. Gervais vd. (2001) ile Kaniel vd. (2003) çizgisinde cari hacim, yalnızca geçmiş referans dönemindeki dağılıma göre değerlendirilmiştir. Hisse i için t günündeki işlem hacmi, olay günü gözlemi pencereye dahil edilmeden $t-120$ ile $t-1$ arasındaki 120 geçerli hacim gözleminin aritmetik ortalaması ve standart sapması kullanılarak z -skoruna dönüştürülmüştür:

$$Z_{i,t} = \frac{V_{i,t} - \mu_{i,t-120}}{\sigma_{i,t-120}} \quad (1)$$

Burada μ ve σ , hisse i 'nin t gününden önceki 120 geçerli işlem günlük hacim serisinin sırasıyla ortalamasını ve standart sapmasını ifade etmektedir. Yaklaşık altı aylık 120 gözlemlik pencere, kısa pencerelerdeki oynak ortalama ve standart sapma tahminlerini azaltırken daha uzun pencerelerin yapısal değişimlere yavaş uyum sağlama riskini sınırlayan bir denge olarak seçilmiştir. Bu seçim, olay günü bilgisinin geçmiş dağılıma dahil olmasını önleyen geriye dönük uygulamayla birlikte değerlendirilmelidir.

Hacim şoku günü temel analizde $z \geq 2,0$ olarak tanımlanmıştır. Normal dağılım varsayımı altında bu eşik üst kuyruğun yaklaşık %2,3'üne karşılık gelse de hacim serisinin kalın kuyruklu olması nedeniyle eşik olasılıksal bir normalite iddiası değil, operasyonel bir olağan dışılık ölçütüdür. Eşik duyarlılığı $z \geq 1,5$ ve $z \geq 3,0$ ile sınanmıştır. Ölçek ve aşırı sağ kuyruk duyarlılığı ise $\log(1+\text{Hacim})$ üzerinden hesaplanan $z \geq 2,0$ tanımıyla değerlendirilmiştir.

Olay pencerelerinin birbiriyle örtüşmesini sınırlamak amacıyla temel örnekleme aynı hissedeki ardışık olaylar arasında en az 11 işlem günü bulunması şartı uygulanmıştır. Böylece $t+10$ pencereleri aynı hisse içinde çakışmamaktadır. Bu filtre 3.233 hacim şoku olayı üretmiştir. Üç takvim günlük filtreye elde edilen 5.327 olay ise temel sonuç olarak değil, olay ayırımı sağlamlık kontrolü olarak raporlanmıştır.

3.3. Getiri Hesaplamaları

Çalışmada logaritmik getiriler kullanılmıştır. Getiri hesaplamalarında bedelsiz sermaye artırımını, temettü dağıtımını ve hisse bölünmesi gibi kurumsal eylemlere göre düzeltilmiş fiyatlar kullanılmıştır. Toplam günlük getiri gece getirisi ve gün içi getirisi şu şekilde hesaplanmıştır:

$$r_{i,t} = \ln(C_{i,t}/C_{i,t-1}) \quad (2)$$

$$r_{i,t}^{ov} = \ln(O_{i,t}/C_{i,t-1}) \quad (3)$$

$$r_{i,t}^{id} = \ln(C_{i,t}/O_{i,t}) \quad (4)$$

Logaritmik getirinin toplamsal özelliği sayesinde toplam getiri, gece ve gün içi bileşenlerinin tam toplamına eşittir. Bu ayrıştırma, bilgi akışının seans dışında mı seans içinde mi fiyatlara yansıdığının değerlendirilmesine olanak tanımaktadır.

Gece ve gün içi getirileri iki şekilde analiz edilmiştir. İlk olarak ham bileşenler raporlanmıştır. İkinci olarak her hissenin olay dışı günlük ortalama gece ve gün içi getirileri ilgili k gün sayısı ile çarpılarak ham kümülatif bileşenden çıkarılmış ve hisse ortalamasına göre düzeltilmiş fazla gece ile fazla gün içi getiriler hesaplanmıştır. Böylece bileşenlerin genel seans örüntüsünden ne ölçüde ayrıştığı sınanmıştır. Bu yaklaşım piyasa endeksinin açılış bileşenindeki eşzamanlılık sorununu azaltmakla birlikte, faktör bazlı bir piyasa düzeltmesi değildir.

3.4. Anormal Getiri ve CAR

Olay çalışması metodolojisi çerçevesinde (MacKinlay, 1997), her bir hacim şoku olayını izleyen anormal getiri, piyasa düzeltilmiş getiri yaklaşımı kullanılarak hesaplanmıştır. Hisse i 'nin t günündeki anormal getirisi:

$$AR_{i,t} = r_{i,t} - r_{m,t} \quad (5)$$

olarak tanımlanmıştır. Burada piyasa getirisi temel modelde BİST 100 endeksinin logaritmik getirisidir. Olay hissesinin endeks içinde bulunmasının yaratabileceği mekanik ilişkiyi değerlendirmek üzere, her gün olay

hissesi hariç tutularak örneklemdeki diğer hisselerin eşit ağırlıklı ortalama getirisiyle ikinci bir anormal getiri serisi oluşturulmuştur. Piyasa düzeltmeli model parametre tahmini gerektirmediğinden ayrı bir tahmin dönemi kullanılmamıştır (Brown ve Warner, 1985). CAR, olay gününü izleyen k işlem günlük anormal getirilerin toplamıdır:

$$CAR_i^{1,k} = \sum_{j=1}^k AR_{i,t+j} \quad (6)$$

Çalışmada analiz öncesinde dört olay penceresi belirlenmiştir: k = 1 (ertesi gün etkisi), k = 3 (üç günlük kısa vade), k = 5 (bir haftalık etki) ve k = 10 (iki haftalık etki). Bu pencereler kısa vadeli fiyat keşfi sürecinin farklı aşamalarını yakalamayı amaçlamakta ve aynı sonuç paneli içinde tek bir çoklu sınama grubu oluşturmaktadır.

3.5. İstatistiksel Testler

Ortalama sonuçlar, sabit terimli regresyon eşdeğeri üzerinden firma ve olay tarihi boyutlarında iki yönlü kümelenmiş standart hatalarla sınanmıştır (Cameron vd., 2011). Böylece aynı firmaya ait olaylar arasındaki seri bağımlılık ile aynı tarihte farklı hisselerde oluşan ortak şoklar birlikte dikkate alınmıştır. Medyan ve sıra davranışı, CAR dağılımının sıfır etrafında simetrik olduğu sıfır hipotezini sıyan Wilcoxon işaretli sıra testiyle değerlendirilmiştir. Her sonuç panelindeki dört olay penceresine ait p-değerleri Holm (1979) yöntemiyle düzeltilmiştir. Ek olarak olay tarihleri küme olarak 10.000 kez yerine koyarak örneklenmiştir. Yüzde birlik yöntemeye dayalı %95 bootstrap güven aralıkları ile hesaplanmıştır. Pozitif-negatif grup farkları, grup göstergeli regresyonda aynı iki yönlü kümelenmiş kovaryans matrisiyle sınanmıştır.

Dağılım ve aşırı gözlem denetiminde Pearson basıklığı, mutlak gece getirisi eşikleri ve en uç gece gözlemleri incelenmiştir. Ana sonuç serileri %0,5 ve %99,5 yüzdelerinde winsorize edilerek yeniden sınanmış, hacim tarafında log(1+Hacim) z-skoru kullanılmıştır.

3.6. Alt Grup Analizleri

Temel analizden sonra olaylar şok günü toplam getirisinin yönüne göre pozitif ve negatif gruplara ayrılmıştır. Gece ve gün içi bileşenlerinde ham ve hisse ortalamasına göre düzeltilmiş fazla getiriler ile bunların farkı incelenmiştir. Yıllık t+10 CAR'ların eşitliği ortak Wald testiyle sınanmıştır. Yıllar nedensel makroekonomik rejimler olarak sınıflandırılmamıştır. Sağlık analizleri üç takvim günlük olay ayrımını, $z \geq 1,5$ ve $z \geq 3,0$ eşiklerini, log-hacim z-skorumu, olay hissesi hariç eşit ağırlıklı piyasa göstergesini ve her ana sonuç serisinde %0,5-%99,5 winsorize dönüşümünü kapsamaktadır.

4. BULGULAR

4.1. Tanımlayıcı İstatistikler

Analiz döneminde 135.965 kullanılabilir hisse-gün gözlemi bulunmaktadır. Geriye dönük 120 gözlemlik z-skoru, $z \geq 2,0$ eşiği ve en az 11 işlem günlük olay ayrımı sonucunda 3.233 olay belirlenmiştir. Olayların 2.449'u (%75,8) pozitif, 784'ü (%24,2) negatif getirili şok günleridir. Bu oran, hacim artışlarının örneklemde daha sık pozitif getirili günlerle birlikte görüldüğünü göstermektedir. Ancak olay yönü ekonomik kaynağı veya yatırımcı türünü tek başına tanımlamamaktadır.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

Değişken	N	Ortalama	Medyan	Std. Sapma	Min.	Maks.	Çarpıklık	Basıklık
Günlük getiri	135.965	0,00143	0,00000	0,02921	-0,27193	0,20764	0,059	6,199
Anormal getiri (BİST100)	135.965	0,00029	-0,00176	0,02466	-0,24591	0,20531	0,511	7,910
Anormal getiri	135.965	0,00000	-0,00205	0,02460	-0,24740	0,22333	0,532	7,837
Gece getirisi	135.965	0,00255	0,00133	0,01297	-0,23180	0,19416	-1,215	39,970
Gün içi getiri	135.968	-0,00112	0,00000	0,02756	-0,25951	0,25292	0,054	6,902

Tablo 1, dağılım istatistiklerini sunmaktadır. Gece getirisinin Pearson basıklığı 39,970 ile diğer serilerden yüksektir. Ham gece serisinde mutlak getirisi %10'u aşan 288, %15'i aşan 45 ve %20'yi aşan 11 hisse-gün

bulunmaktadır. %0,5-%99,5 winsorize sonrasında gece getirisi basıklığının 15,422'ye gerilemesi aşırı gözlemlerin önemli olduğunu ancak tek başına belirleyici olmadığını göstermektedir. Ana fazla gece ve gece-gün içi fark bulguları winsorize analizinde de korunmuştur.

4.2. Hacim Şoku Sonrası Kümülatif Anormal Getiriler

Tablo 2, tüm örneklem üzerinde hesaplanan kümülatif anormal getirilerin olay penceresine göre dağılımını raporlamaktadır.

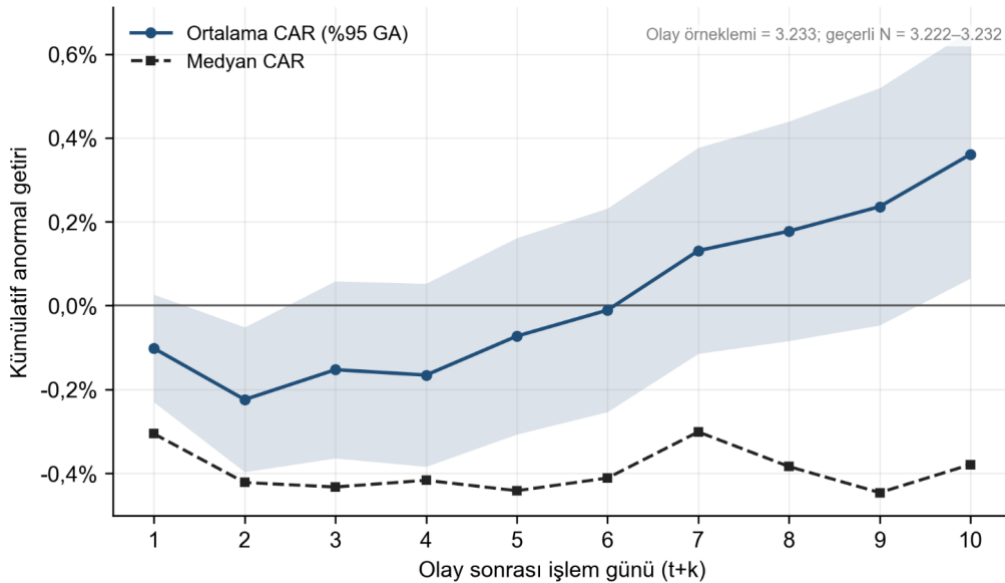
Tablo 2. Hacim Şoku Sonrası Kümülatif Anormal Getiriler

Pencere	N	Ort. (%)	Medyan (%)	Küm. SH	%95 GA	Bootstrap	p (Holm)	pW (Holm)
t+1	3.232	-0,102	-0,306	0,064	[-0,230;0,026]	[-0,223;0,017]	0,351	<0,001
t+3	3.229	-0,153	-0,433	0,106	[-0,364;0,058]	[-0,351;0,052]	0,351	<0,001
t+5	3.229	-0,073	-0,442	0,117	[-0,307;0,161]	[-0,331;0,183]	0,537	0,005
t+10	3.222	0,361	-0,379	0,148	[0,065;0,656]	[0,013;0,714]	0,070	0,404

Not: Ortalamalar yüzde cinsindendir. Standart hatalar firma ve olay tarihi boyutlarında iki yönlü kümelenmiştir. Bootstrap güven aralıkları olay tarihi kümeleri üzerinden 10.000 tekrarlar hesaplanmıştır. p(Holm), aynı paneldeki dört pencere için düzeltilmiş p-değeridir.

Tablo 2'ye göre ortalama CAR t+1'de %-0,102, t+3'te %-0,153, t+5'te %-0,073 ve t+10'da %0,361'dir. İlk üç pencerenin iki yönlü kümelenmiş %95 güven aralıkları sıfırı içermektedir. t+10 için kümelenmiş p-değeri 0,017 olmakla birlikte dört pencereye uygulanan Holm düzeltmesi sonrasında p=0,070'e yükselmekte ve %5 düzeyinde anlamlılık ortadan kalkmaktadır. Tarih-kümüli bootstrap aralığı t+10'da [%0,013 ile %0,714] olsa da önceden belirlenen çoklu test düzeltmesine dayalı ana karar H_1 'in %5 düzeyinde desteklenmediğidir.

Tüm pencerelerde medyan CAR negatiftir ve t+10 medyanı %-0,379'dur. Wilcoxon-Holm sonuçları t+1, t+3 ve t+5'te anlamlı olsa da ortalama ile medyanın farklı yönleri dağılım asimetrisine işaret etmektedir. Bu nedenle sonuç, genel bir pozitif hacim primi olarak değil, şok günü yönüne ve sağ kuyruktaki olaylara göre değişen heterojen bir fiyat davranışı olarak yorumlanmaktadır.



Şekil 1. Hacim şoku sonrası kümülatif anormal getiri (%95 GA)

4.3. Getiri Yönüne Göre Ayrıştırma

Tüm örneklemdeki heterojenliğin kaynaklarını incelemek üzere olaylar şok günündeki toplam getiri yönüne göre ayrılmıştır. Toplam 3.233 olayın 2.449'u pozitif ve 784'ü negatif getirili şok günlerinde gerçekleşmiştir.

Olay penceresi sonundaki eksik gözlemler nedeniyle tablo satırlarındaki geçerli N değerleri sınırlı ölçüde değişmektedir.

Tablo 3. Şok Günü Getiri Yönüne Göre Kümülatif Anormal Getiriler

Panel A: Pozitif Getirili Şok Günleri

Pencere	N	Ort. (%)	Medyan (%)	Küm. SH	%95 GA	Bootstrap	p (Holm)	pW (Holm)
t+1	2.448	0,059	-0,244	0,082	[-0,105;0,222]	[-0,084;0,202]	0,940	0,069
t+3	2.447	0,090	-0,329	0,124	[-0,157;0,337]	[-0,145;0,326]	0,940	0,055
t+5	2.447	0,292	-0,368	0,132	[0,029;0,555]	[-0,002;0,581]	0,090	0,709
t+10	2.441	0,766	-0,220	0,170	[0,426;1,106]	[0,363;1,171]	<0,001	0,709

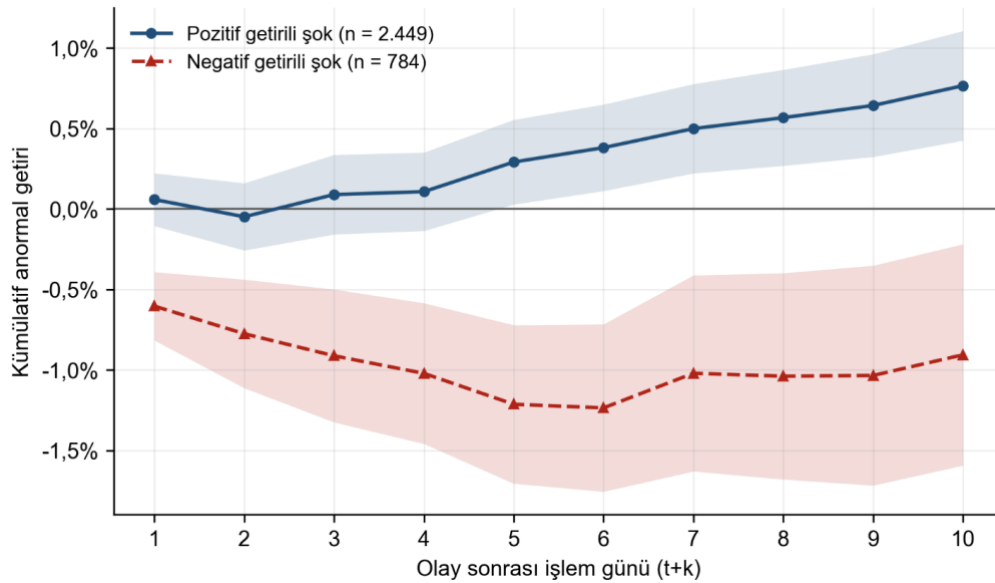
Panel B: Negatif Getirili Şok Günleri

Pencere	N	Ort. (%)	Medyan (%)	Küm. SH	%95 GA	Bootstrap	p (Holm)	pW (Holm)
t+1	784	-0,604	-0,496	0,106	[-0,816; -0,392]	[-0,830;-0,375]	<0,001	<0,001
t+3	782	-0,913	-0,699	0,207	[-1,325; -0,500]	[-1,319;-0,513]	<0,001	<0,001
t+5	782	-1,214	-0,744	0,247	[-1,706; -0,722]	[-1,728;-0,711]	<0,001	<0,001
t+10	781	-0,906	-0,667	0,344	[-1,594; -0,219]	[-1,606;-0,238]	0,011	0,001

Panel C: Gruplar Arası Fark (İki Yönlü Kümelenmiş Regresyon)

Pencere	N+	N-	Fark (%)	Küm. SH	%95 GA	p (Holm)
t+1	2.448	784	0,663	0,140	[0,384;0,942]	<0,001
t+3	2.447	782	1,002	0,240	[0,523;1,482]	<0,001
t+5	2.447	782	1,506	0,275	[0,957;2,054]	<0,001
t+10	2.441	781	1,673	0,392	[0,889;2,456]	<0,001

Tablo 3, hacim şoku sonrasındaki fiyat davranışının şok günü getiri yönüne göre belirgin biçimde ayrıştığını göstermektedir. Negatif getirili şoklarda ortalama CAR t+1'de $-0,604$, t+3'te $-0,913$, t+5'te $-1,214$ ve t+10'da $-0,906$ 'dır. Tüm pencereler Holm düzeltmesi sonrasında anlamlıdır. t+10 için %95 kümelenmiş güven aralığı $[-1,594$ ile $-0,219]$ 'dur. Bulgular negatif getirili hacim şoklarının ardından kısa vadeli negatif devam örüntüsüyle uyumludur. Olay tasarımı bu örüntünün kötü haberin eksik fiyatlanmasından kaynaklandığını tek başına tanımlamamaktadır.



Şekil 2. Şok günü getiri yönüne göre kümülatif anormal getiri (%95 GA)

Pozitif getirili şoklarda t+1 ve t+3 ortalamaları anlamlı değildir. t+5 etkisi Holm sonrasında yalnızca %10 düzeyindedir ($p=0,090$). t+10 CAR %0,766 ve $p(\text{Holm})<0,001$ 'dir. Bununla birlikte t+10 medyanı %−0,220 ve olay hissesi hariç eşit ağırlıklı portföy kullanıldığında pozitif grubun t+10 ortalaması %0,209 ile anlamsızdır. Dolayısıyla pozitif şoklardaki gecikmiş pozitif sonuç piyasa düzeltmesi seçimine duyarlıdır.

Pozitif-negatif grup farkı t+1'de %0,663, t+3'te %1,002, t+5'te %1,506 ve t+10'da %1,673'tür. Dört fark da iki yönlü kümelenmiş çıkarım ve Holm düzeltmesi altında anlamlıdır. Bu asimetri alternatif eşit ağırlıklı piyasa göstergesi kullanıldığında da korunmaktadır. Bu nedenle H_2 , belirli bir davranışsal mekanizma iddiasından bağımsız olarak, gruplar arası fiyat davranışı farkı bakımından desteklenmektedir.

4.4. Gece ve Gün İçi Getiri Ayrıştırması

Hacim şoku sonrasındaki gece ve gün içi getiriler hem ham olarak hem de her hissenin olay dışı seans ortalamasına göre fazla getiri biçiminde incelenmiştir. Tablo 4, bu bileşenleri ve fazla gece ile fazla gün içi getiriler arasındaki formal fark testini sunmaktadır.

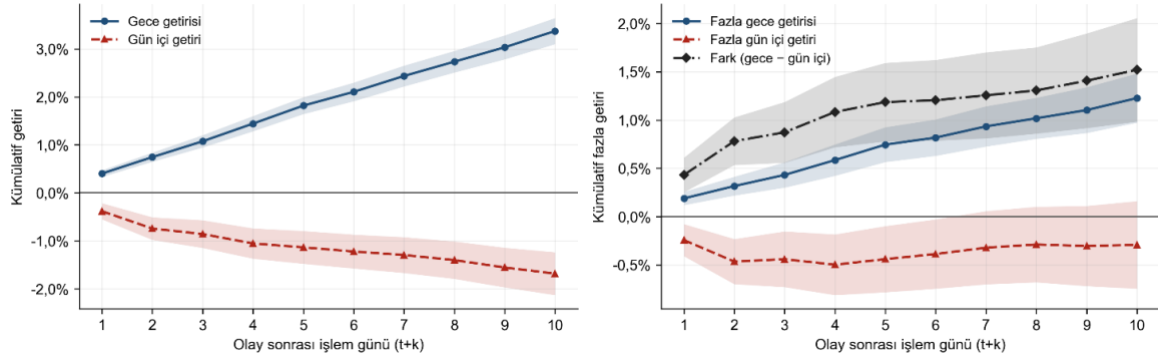
Tablo 4. Hacim Şoku Sonrası Ham ve Ortalamaya Göre Düzeltilmiş Gece/Gün İçi Kümülatif Getiriler

Panel	Pencere	N	Ort. (%)	Medyan (%)	%95 GA	Bootstrap	p (Holm)
Ham gece	t+1	3.232	0,403	0,247	[0,335;0,471]	[0,334;0,470]	<0,001
	t+3	3.229	1,075	0,974	[0,948;1,202]	[0,955;1,192]	<0,001
	t+5	3.229	1,818	1,709	[1,644;1,992]	[1,660;1,973]	<0,001
	t+10	3.222	3,372	3,219	[3,100;3,643]	[3,145;3,591]	<0,001
Ham gün içi	t+1	3.232	−0,382	−0,314	[−0,549;−0,215]	[−0,539;−0,230]	<0,001
	t+3	3.229	−0,857	−0,960	[−1,145;−0,570]	[−1,119;−0,598]	<0,001
	t+5	3.229	−1,135	−1,031	[−1,475;−0,794]	[−1,467;−0,812]	<0,001
	t+10	3.222	−1,682	−1,896	[−2,127;−1,236]	[−2,139;−1,227]	<0,001
Fazla gece	t+1	3.232	0,189	0,047	[0,120;0,257]	[0,119;0,256]	<0,001
	t+3	3.229	0,432	0,331	[0,301;0,563]	[0,312;0,549]	<0,001
	t+5	3.229	0,746	0,639	[0,566;0,925]	[0,587;0,901]	<0,001
	t+10	3.222	1,227	1,044	[0,974;1,481]	[1,003;1,447]	<0,001
Fazla gün içi	t+1	3.232	−0,243	−0,182	[−0,409;−0,078]	[−0,401;−0,091]	0,014
	t+3	3.229	−0,441	−0,529	[−0,729;−0,153]	[−0,703;−0,181]	0,013
	t+5	3.229	−0,440	−0,319	[−0,782;−0,098]	[−0,773;−0,116]	0,025
	t+10	3.222	−0,293	−0,476	[−0,745;0,160]	[−0,751;0,163]	0,201
Fazla fark	t+1	3.232	0,432	0,290	[0,253;0,610]	[0,263;0,606]	<0,001
	t+3	3.229	0,873	0,865	[0,558;1,187]	[0,590;1,162]	<0,001
	t+5	3.229	1,186	1,042	[0,780;1,592]	[0,828;1,557]	<0,001
	t+10	3.222	1,520	1,309	[0,984;2,056]	[1,012;2,028]	<0,001

Ham bileşenlerde t+10 kümülatif gece getirisi %3,372, gün içi getiri %−1,682'dir. Hisse ortalamasına göre düzeltilmiş sonuçlarda t+10 fazla gece getirisi %1,227 [%95 GA: %0,974 ile %1,481] ve Holm düzeltmesi sonrasında anlamlıdır. Fazla gün içi getiri t+1, t+3 ve t+5'te negatif ve anlamlıyken t+10'da %−0,293 [%95 GA: %−0,745 ile %0,160] ile anlamlı değildir.

Fazla gece ile fazla gün içi getiriler arasındaki fark t+1'de %0,432'den t+10'da %1,520'ye yükselmektedir. t+10 farkının iki yönlü kümelenmiş %95 güven aralığı [%0,984 ile %2,056], tarih-kümeli bootstrap aralığı [%1,012 ile %2,028] ve $p(\text{Holm})<0,001$ 'dir. Bu formal karşılaştırma, ham seans getirilerinin genel piyasa eğiliminden kaynaklanabileceği eleştirisini kısmen karşılamaktadır.

Sonuçlar, hacim şoku sonrasında getirinin seans dışı ve seans içi bileşenlere eşit dağılmadığını göstermekte ve H_3 'ü desteklemektedir. Örüntü dikkat, emir birikimi veya farklı yatırımcı gruplarının işlem zamanlamasıyla ilişkili olabilir ancak veri yatırımcı kimliğini, haber akışını ve emir yönünü içermeyişinden bu mekanizmalar doğrudan test edilmiş nedensel açıklamalar değildir.



Şekil 3. Hacim şoku sonrası gece ve gün içi getiri bileşenleri

4.5. Yıllar İtibarıyla Heterojenlik

t+10 CAR'ın yıllar arasında değişip değişmediği, yıllık tahminler ve ortak Wald testiyle incelenmiştir. Tablo 5, yılları betimleyici alt dönemler olarak raporlamaktadır. Gözlenmeyen makroekonomik rejimlerin nedensel etkisini test etmemektedir.

Tablo 5. Yıllar İtibarıyla CAR (t+10)

Yıl	N	Ort. (%)	Medyan (%)	Küm. SH	%95 GA	p (küm.)
2018	419	-0,377	-0,305	0,413	[-1,201;0,446]	0,364
2019	408	1,764	0,973	0,416	[0,934;2,593]	<0,001
2020	589	0,663	-0,862	0,444	[-0,222;1,549]	0,140
2021	338	0,234	-0,488	0,540	[-0,844;1,312]	0,667
2022	433	0,567	0,147	0,353	[-0,139;1,272]	0,114
2023	306	-1,107	-2,004	0,737	[-2,578;0,364]	0,138
2024	305	-0,064	-0,543	0,434	[-0,931;0,803]	0,883
2025	424	0,576	-0,379	0,427	[-0,278;1,429]	0,183

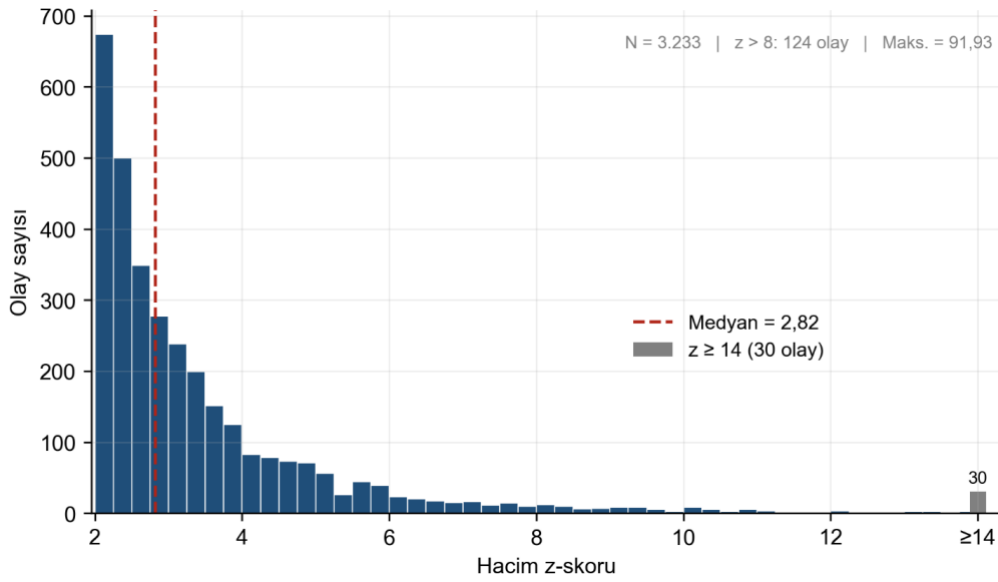
Not: Standart hatalar firma ve olay tarihi boyutlarında iki yönlü kümelenmiştir. Yıllık CAR eşitliği için Wald $\chi^2(7)=21,746$ ve $p=0,003$ 'tür. Bu test yıl heterojenliğini gösterir. Belirli bir makroekonomik rejimin nedensel etkisini tanımlamaz.

Yıllık ortalama t+10 CAR yalnızca 2019'da %1,764 [%95 GA: %0,934 ile %2,593] ile anlamlıdır. Diğer yılların kümelenmiş güven aralıkları sıfırı içermektedir. 2023 ortalaması %-1,107 olmakla birlikte geniş güven aralığı nedeniyle %5 düzeyinde anlamlı değildir.

Ortak Wald testi yıllık katsayıların eşitliği hipotezini reddetmektedir. Bu bulgu sonuçların zaman içinde heterojen olduğunu destekler ancak yıllar makroekonomik değişkenlerle modellenmediği için toparlanma, kriz, seçim veya yatırımcı akını gibi etiketlere dayalı rejim açıklamaları yapılmamaktadır.

4.6. Hacim Şoku Dağılımı

Şekil 4'teki 3.233 olayın z-skoru dağılımı sağa çarpıktır. Medyan 2,82'dir. $z>8$ olan 124 olay ve $z\geq 14$ üst grubunda 30 olay bulunmaktadır. Maksimum değer 91,93'tür. Bu gözlemler hacim şokunun hedeflenen sağ kuyruğunun parçası olduğundan otomatik olarak silinmemiş, log-hacim tanımı ve winsorize sonuçlarıyla duyarlılık analizi yapılmıştır. Aşırı z-skorlarının belirli haber veya kurumsal olaya karşılık geldiği yönünde olay bazlı bir sınıflandırma yapılmamıştır.



Şekil 4. Hacim şoku günlerinde z-skoru dağılımı

4.7. Sağlamlık Analizleri

Hacim eşiği, log-hacim tanımı, olay ayırımı ve winsorize sonuçları dört olay penceresinin tamamı için Tablo 6'da sunulmaktadır. Alternatif piyasa göstergesine dayalı sonuçlar Tablo 7'de ayrıca raporlanmaktadır.

Tablo 6. Alternatif Olay Tanımları ve Sağlamlık Sonuçları

Spesifikasyon	Pencere	N	Ort. (%)	Medyan(%)	Küm. SH	%95 GA	p (Holm)	pW (Holm)
$z \geq 1,5$	t+1	4.124	-0,048	-0,289	0,053	[-0,153;0,057]	1,000	<0,001
	t+3	4.122	-0,025	-0,334	0,099	[-0,222;0,172]	1,000	0,006
	t+5	4.122	0,082	-0,291	0,108	[-0,133;0,297]	1,000	0,133
	t+10	4.112	0,362	-0,325	0,123	[0,116;0,607]	0,018	0,480
$z \geq 2,0$ (temel)	t+1	3.232	-0,102	-0,306	0,064	[-0,230;0,026]	0,351	<0,001
	t+3	3.229	-0,153	-0,433	0,106	[-0,364;0,058]	0,351	<0,001
	t+5	3.229	-0,073	-0,442	0,117	[-0,307;0,161]	0,537	0,005
	t+10	3.222	0,361	-0,379	0,148	[0,065;0,656]	0,070	0,404
$z \geq 3,0$	t+1	1.996	-0,171	-0,338	0,094	[-0,358;0,016]	0,291	<0,001
	t+3	1.995	-0,223	-0,527	0,178	[-0,578;0,132]	0,429	<0,001
	t+5	1.995	0,024	-0,410	0,173	[-0,321;0,370]	0,889	0,100
	t+10	1.989	0,320	-0,459	0,201	[-0,081;0,721]	0,347	0,487
Log hacim $z \geq 2,0$	t+1	2.463	-0,177	-0,349	0,077	[-0,331;-0,023]	0,100	<0,001
	t+3	2.461	-0,299	-0,593	0,139	[-0,576;-0,022]	0,105	<0,001
	t+5	2.461	-0,062	-0,459	0,150	[-0,362;0,238]	0,681	0,005
	t+10	2.455	0,285	-0,433	0,163	[-0,040;0,610]	0,169	0,393
3 günlük ayırım	t+1	5.327	-0,065	-0,312	0,044	[-0,153;0,022]	0,478	<0,001
	t+3	5.323	-0,057	-0,406	0,073	[-0,203;0,089]	0,877	<0,001
	t+5	5.323	0,000	-0,369	0,092	[-0,185;0,184]	0,997	0,003
	t+10	5.314	0,248	-0,527	0,157	[-0,066;0,562]	0,478	0,028
Winsorize CAR	t+1	3.232	-0,112	-0,306	0,061	[-0,234;0,009]	0,210	<0,001
	t+3	3.229	-0,132	-0,433	0,103	[-0,338;0,073]	0,405	<0,001
	t+5	3.229	-0,025	-0,442	0,113	[-0,251;0,202]	0,829	0,005
	t+10	3.222	0,348	-0,379	0,141	[0,066;0,629]	0,065	0,409

Tablo 6, toplulaştırılmış CAR'ın hacim şoku tanımına ve olay ayırımına duyarlı olduğunu göstermektedir. t+10 ortalaması $z \geq 1,5$ tanımında %0,362 ve $p(\text{Holm})=0,018$ 'dir. Temel $z \geq 2,0$ tanımında %0,361 ve $p(\text{Holm})=0,070$, $z \geq 3,0$ tanımında %0,320 ve $p(\text{Holm})=0,347$, log-hacim tanımında ise %0,285 ve $p(\text{Holm})=0,169$ 'dur. Üç takvim günlük olay ayırımında t+10 sonucu %0,248 ve $p(\text{Holm})=0,478$ 'dir. Winsorize t+10 CAR %0,348 ve $p(\text{Holm})=0,065$ 'tir. Bu sonuçlar, toplulaştırılmış pozitif t+10 ortalamasının sağlam ve tek yönlü bir hacim primi olarak yorumlanmaması gerektiğini göstermektedir.

4.8. Alternatif Piyasa Göstergesi

BİST 100 endeksi olay hissesini de içerdiğinden, anormal getirinin endeks ağırlığı yüksek paylarda mekanik olarak küçülme olasılığı bulunmaktadır. Bu duyarlılığı değerlendirmek için olay hissesi hariç tutularak oluşturulan eşit ağırlıklı örneklem portföyü alternatif piyasa göstergesi olarak kullanılmıştır. Dört olay penceresine ait sonuçlar Tablo 7'de sunulmaktadır.

Tablo 7. Alternatif Piyasa Göstergesiyle Kümülatif Anormal Getiriler

Piyasa Göstergesi	Pencere	N	Ort. (%)	Medyan (%)	Küm. SH	%95 GA	p (Holm)	pW (Holm)
BİST 100	t+1	3.232	-0,102	-0,306	0,064	[-0,230;0,026]	0,351	<0,001
	t+3	3.229	-0,153	-0,433	0,106	[-0,364;0,058]	0,351	<0,001
	t+5	3.229	-0,073	-0,442	0,117	[-0,307;0,161]	0,537	0,005
	t+10	3.222	0,361	-0,379	0,148	[0,065;0,656]	0,070	0,404
Eşit ağırlıklı portföy	t+1	3.232	-0,164	-0,389	0,064	[-0,292;-0,037]	0,024	<0,001
	t+3	3.229	-0,350	-0,613	0,106	[-0,563;-0,138]	0,006	<0,001
	t+5	3.229	-0,320	-0,634	0,114	[-0,548;-0,091]	0,020	<0,001
	t+10	3.222	-0,159	-0,995	0,141	[-0,441;0,123]	0,264	<0,001

Alternatif eşit ağırlıklı piyasa göstergesi kullanıldığında CAR t+1'de %-0,164, t+3'te %-0,350 ve t+5'te %-0,320'dir. Bu üç pencere Holm düzeltmesi sonrasında anlamlıdır. t+10 CAR %-0,159 ve $p(\text{Holm})=0,264$ ile anlamlı değildir. BİST 100'e göre t+10'da pozitif olan ortalamanın alternatif piyasa göstergesi kullanıldığında negatife dönmesi, toplulaştırılmış CAR'ın piyasa düzeltmesi seçimine duyarlı olduğunu göstermektedir. Bu sonuç temel modeli geçersiz kılmamakta ancak genel bir yüksek hacim primi yorumunu sınırlandırmaktadır.

5. TARTIŞMA

Bulgular birlikte değerlendirildiğinde hacim şoku sonrasındaki fiyat davranışının tek yönlü bir ortalama etkiden çok şok günündeki getiri yönü ve getirinin oluştuğu seans bileşeni tarafından ayrıştırıldığı görülmektedir. Bu çerçevede, hacmin bilgi, likidite ve dikkat kanallarını aynı anda yansıtabileceğini belirten literatürle uyumlu ancak mevcut tasarım bu kanallardan hangisinin baskın olduğunu doğrudan belirlememektedir.

H₁ bakımından toplulaştırılmış CAR sonuçları güçlü değildir. BİST 100 düzeltmeli t+10 ortalaması Holm sonrasında %5 düzeyinde anlamlı değildir ve olay hissesi hariç eşit ağırlıklı portföyde işaret negatife dönmektedir. Ortalama ile negatif medyan arasındaki ayrışma da az sayıdaki büyük pozitif olayların ortalamayı etkilediğini göstermektedir. Dolayısıyla genel bir yüksek hacim primi iddiası bu örneklem için dayanıklı değildir.

H₂ bakımından en güçlü kanıt negatif getirili şokları izleyen negatif CAR ve pozitif-negatif grup farkıdır. Grup farkları dört pencerede de iki yönlü kümelenmiş çıkarım altında anlamlı ve alternatif piyasa göstergesi kullanıldığında da korunmaktadır. Pozitif şokların t+10 sonucu ise piyasa düzeltmesi seçimine duyarlı olduğundan gecikmiş momentum yorumu ikincil ve ihtiyatlı tutulmalıdır.

H₃ bakımından ham gece ve gün içi getirilerin zıt işaretleri, hisse ortalamasına göre düzeltilmiş fazla getirilerle yapılan formal testte de görülmektedir. t+10'da fazla gece getirisi pozitif, fazla gün içi getiri sıfırdan farksız ve aralarındaki fark pozitifdir. Bu bulgu Lou vd. (2019) ve Berkman vd. (2012) tarafından tartışılan seanslar arası ayrışmayla ilişkilendirilebilir. Fakat yatırımcı kimliği ve emir verisi bulunmadığından BİST de belirli bir yatırımcı grubunun aşırı tepki verdiği sonucuna varılamaz.

Yıllar arası Wald testi anlamlı heterojenlik göstermektedir. Buna karşın yılları kriz, toparlanma veya yatırımcı akını rejimleri olarak nedensel biçimde yorumlamak için makroekonomik değişkenleri içeren ayrı bir model gerekir. Eşik, log-hacim, olay ayrımı, alternatif piyasa göstergesi ve winsorize kontrolleri toplulaştırılmış CAR'ın kırılğan, yön asimetrisi ile seans farkının görece daha dayanıklı olduğunu ortaya koymaktadır.

Çalışmanın başlıca sınırlılıkları şunlardır. Tarihsel BİST 100 bileşenleri yerine sabit aday listesinin kullanılması ileriye bakış yanlılığı yaratabilir. Şirketler arası ortak haberler ve örtüşen piyasa olayları iki yönlü kümelenmeyle azaltılsa da tamamen giderilemeyebilir. Aynı panellerdeki çoklu testler Holm yöntemiyle düzeltilmiş olsa da çok sayıda sağlamlık spesifikasyonu keşifsel niteliktedir. Fazla gece ve gün içi ölçüleri hisse ortalamasına göre düzeltilmiş olup çok faktörlü piyasa modeli değildir. Haber, yatırımcı kimliği, emir yönü, işlem maliyeti ve alış-satış fiyatı verileri bulunmadığından ekonomik mekanizma ve uygulanabilir işlem stratejisi doğrudan test edilmemektedir.

Bu nedenle pratik çıkarımlar tahmin edici ve koşullu niteliktedir. Bulgular, negatif getirili hacim şoklarından sonra aşağı yönlü devam riskinin ve seans dışı-seans içi getiri ayrışmasının izlenebileceğini göstermektedir. İşlem maliyetleri, açılış likiditesi ve piyasa etkisi hesaba katılmadan kârlı strateji veya düzenleyici müdahale önerisi çıkarılmamalıdır. Gelecek çalışmalar tarihsel endeks üyeliği, firma büyüklüğü ve sektör sınıflaması, haber etiketleri, yatırımcı türü ve yüksek frekanslı emir verisiyle mekanizmaları doğrudan sınavabilir.

6. SONUÇ

Bu çalışma, 2018–2025 döneminde sabit BİST 100 aday listesinde yer alan 68 paya ait 3.233 hacim şoku üzerinden olağan dışı işlem hacmi artışlarını izleyen kısa vadeli fiyat davranışını incelemiştir. Hacim şokları, olay günü dışlanarak önceki 120 geçerli işlem günü üzerinden hesaplanan z-skoruna göre belirlenmiş ve aynı paya ait olaylar arasında en az 11 işlem günü bırakılarak olay pencerelerinin örtüşmesi sınırlandırılmıştır. Fiyat tepkisi, BİST 100 endeksiyle düzeltilmiş kümülatif anormal getirilerin yanı sıra gece ve gün içi getiri bileşenleri üzerinden değerlendirilmiştir. Çıkarımda firma ve olay tarihi boyutlarında iki yönlü kümelenmiş standart hatalar, Holm düzeltmesi, Wilcoxon testi ve olay tarihi kümelerine dayalı bootstrap güven aralıkları kullanılmıştır.

Tüm örneklem için hesaplanan ortalama CAR, hacim şoklarının ardından genellenebilir ve tek yönlü bir getiri primi bulunduğunu desteklememektedir. Temel modelde t+10 ortalama CAR %0,361 olmakla birlikte Holm düzeltmesi sonrasında %5 düzeyinde anlamlı değildir. Olay hissesini dışarıda bırakan eşit ağırlıklı portföy kullanıldığında aynı tahminin negatif işarete dönmesi de toplulaştırılmış sonucun piyasa düzeltmesi seçimine duyarlı olduğunu göstermektedir. Buna karşılık, negatif getirili hacim şoklarını izleyen CAR değerleri t+1 ile t+10 arasındaki bütün pencerelerde negatiftir ve pozitif şok grubu ile negatif şok grubu arasındaki farklar anlamlıdır. Bu bulgular H_1 'in %5 düzeyinde desteklenmediğini, H_2 'nin ise şok günü getiri yönüne bağlı fiyat davranışı farklılığı bakımından desteklendiğini göstermektedir. Bununla birlikte, tüm pencerelerde negatif olan medyan CAR değerleri ile erken pencerelerde anlamlı kalan Wilcoxon-Holm sonuçları, ortalama etki ile tipik olay davranışının ayrıştığını göstermektedir. Getirinin zaman içi bileşimi bakımından t+10 hisse ortalamasına göre düzeltilmiş fazla gece getirisi %1,227, fazla gün içi getiri %−0,293 ve iki bileşen arasındaki fark %1,520'dir. Bileşenler arasındaki farkın Holm düzeltmesi sonrasında da anlamlı kalması H_3 'ü desteklemektedir. Hacim eşiği, log-hacim tanımı, olay ayrımı, alternatif piyasa göstergesi ve winsorize dönüşümüyle yapılan kontroller, yön asimetrisi ile gece-gün içi ayrışmasının toplulaştırılmış CAR sonucuna göre daha dayanıklı olduğunu ortaya koymaktadır.

Çalışmanın temel katkısı, hacim şoklarını doğrudan ve tek yönlü bir alım ya da satım sinyali olarak ele almak yerine, fiyat tepkisinin şok günündeki getiri yönüne ve getirinin oluştuğu seans bileşenine göre değişebileceğini göstermesidir. Bununla birlikte sabit BİST 100 aday listesinin kullanılması, tarihsel endeks üyeliğinin yeniden oluşturulamaması ve yatırımcı kimliği, haber akışı, emir yönü ve işlem maliyeti verilerinin bulunmaması sonuçların yorumlanmasını sınırlandırmaktadır. Bu nedenle bulgular belirli bir yatırımcı grubuna veya nedensel bir davranış mekanizmasına bağlanmamalıdır. Gelecekteki çalışmalar tarihsel endeks bileşenlerini, yüksek frekanslı emir verilerini, yatırımcı sınıflarını, kurumsal olayları ve haber göstergelerini kullanarak hacim şoklarının hangi bilgi, likidite veya dikkat kanalı üzerinden fiyatlara yansıdığını daha doğrudan sınavabilir.

AÇIKLAMALAR / DECLARATIONS

Üretken Yapay Zekâ Beyanı: Bu çalışmanın hazırlanması sürecinde üretken yapay zekâ araçları yalnızca dil düzenleme ve metnin anlaşılabilirliğini artırma amacıyla kullanılmıştır. Bu araçlar araştırma verisi üretmek, istatistiksel analiz yapmak, bulguları yorumlamak veya bilimsel sonuç oluşturmak amacıyla kullanılmamıştır. Yazar, yapay zekâ destekli tüm içeriği eleştirel biçimde gözden geçirmiş olup yayımlanan çalışmanın doğruluğundan, bütünlüğünden ve özgünlüğünden tamamen sorumludur.

Yazar Katkı Beyanı (CRediT): Kemal Özdemir: Kavramsallaştırma, Yöntem, Veri Derleme, Formal Analiz, Araştırma, Yazma – Orijinal Taslak, Yazma – İnceleme ve Düzenleme.

Çıkar Çatışması Beyanı: Yazar, bu araştırmanın yürütülmesi, analizi, yorumlanması veya yayımlanmasını etkileyebilecek herhangi bir finansal, ticari, kişisel veya mesleki çıkar çatışması bulunmadığını beyan etmektedir.

Veri Erişilebilirlik Beyanı: Çalışmada kullanılan günlük fiyat ve işlem hacmi verileri ForInvest FXPlus veri analiz programından ticari lisans kapsamında elde edilmiştir. Veri sağlayıcının lisans koşulları nedeniyle ham veri seti kamuya açık biçimde paylaşılamamaktadır; veri setine erişim ve kod, makul talep üzerine yazardan temin edilebilir.

Fon Desteği Beyanı: Yazar, bu araştırmanın yürütülmesi, yazımı ve/veya yayımlanması için herhangi bir kurum veya kuruluştan finansal destek almamıştır.

Etik Kurul Onayı: Bu çalışma, borsada işlem gören payların kamuya açık fiyat ve işlem hacmi verilerini kullanmakta olup katılımcı içermemektedir; bu nedenle etik kurul onayı gerektirmemektedir.

KAYNAKLAR

- Akarsu, S. & Süer, Ö. (2022). How investor attention affects stock returns? Some international evidence. *Borsa Istanbul Review*, 22(3), 616-626. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2021.09.001>
- 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)
- Barber, B. M. & Odean, T. (2008). All that glitters: The effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors. *The Review of Financial Studies*, 21(2), 785-818. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhm079>
- Barberis, N., Shleifer, A. & Vishny, R. W. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49(3), 307-343. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(98\)00027-0](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(98)00027-0)
- Barclay, M. J. & Hendershott, T. (2003). Price discovery and trading after hours. *The Review of Financial Studies*, 16(4), 1041-1073. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhg030>
- Berkman, H., Koch, P. D., Tuttle, L. & Zhang, Y. J. (2012). Paying attention: Overnight returns and the hidden cost of buying at the open. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 47(4), 715-741. <https://doi.org/10.1017/S0022109012000270>
- Bildik, R. (2001). Intra-day seasonalities on stock returns: Evidence from the Turkish stock market. *Emerging Markets Review*, 2(4), 387-417. [https://doi.org/10.1016/S1566-0141\(01\)00026-7](https://doi.org/10.1016/S1566-0141(01)00026-7)
- Bildik, R. & Gülay, G. (2007). Profitability of contrarian strategies: Evidence from the Istanbul stock exchange, *International Review of Finance*, 7(1-2), 61-87. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2443.2007.00068.x>
- Blume, L., Easley, D. & O'Hara, M. (1994). Market statistics and technical analysis: The role of volume. *The Journal of Finance*, 49(1), 153-181. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1994.tb04424.x>
- Brown, S. J. & Warner, J. B. (1985). Using daily stock returns: The case of event studies. *Journal of Financial Economics*, 14(1), 3-31. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(85\)90042-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(85)90042-X)
- Campbell, J. Y., Grossman, S. J. & Wang, J. (1993). Trading volume and serial correlation in stock returns. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(4), 905-939. <https://doi.org/10.2307/2118454>
- Cameron, A. C., Gelbach, J. B. & Miller, D. L. (2011). Robust inference with multiway clustering. *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(2), 238-249. <https://doi.org/10.1198/jbes.2010.07136>
- Chordia, T., Roll, R. & Subrahmanyam, A. (2001). Market liquidity and trading activity. *The Journal of Finance*, 56(2), 501-530. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00335>
- Chordia, T. & Swaminathan, B. (2000). Trading volume and cross-autocorrelations in stock returns. *The Journal of Finance*, 55(2), 913-935. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00231>
- Cliff, M. T., Cooper, M. J. & Gulen, H. (2008). Return differences between trading and non-trading hours: Like night and day. Working Paper. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1004081>
- Daniel, K., Hirshleifer, D. & Subrahmanyam, A. (1998). Investor psychology and security market under- and overreactions. *The Journal of Finance*, 53(6), 1839-1885. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00077>
- De Bondt, W. F. M. & Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact? *The Journal of Finance*, 40(3), 793-805. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb05004.x>
- Easley, D. & O'Hara, M. (1987). Price, trade size, and information in securities markets. *Journal of Financial Economics*, 19(1), 69-90. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(87\)90029-8](https://doi.org/10.1016/0304-405X(87)90029-8)
- Fama, E. F. & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- French, K. R. & Roll, R. (1986). Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders. *Journal of Financial Economics*, 17(1), 5-26. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90004-8](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90004-8)

- Gagnon, L. & Karolyi, G. A. (2009). Information, trading volume, and international stock return comovements: Evidence from cross-listed stocks. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(4), 953–986. <https://doi.org/10.1017/S0022109009990196>
- Gervais, S., Kaniel, R. & Mingelgrin, D. H. (2001). The high-volume return premium. *The Journal of Finance*, 56(3), 877–919. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00349>
- Griffin, J. M., Nardari, F. & Stulz, R. M. (2007). Do investors trade more when stocks have performed well? Evidence from 46 countries. *The Review of Financial Studies*, 20(3), 905–951. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhl019>
- Harris, M. & Raviv, A. (1993). Differences of opinion make a horse race. *The Review of Financial Studies*, 6(3), 473–506. <https://doi.org/10.1093/rfs/5.3.473>
- Hasbrouck, J. (1991). Measuring the information content of stock trades. *The Journal of Finance*, 46(1), 179–207. <https://doi.org/10.2307/2328693>
- Holm, S. (1979). A simple sequentially rejective multiple test procedure. *Scandinavian Journal of Statistics*, 6(2), 65–70. <https://www.jstor.org/stable/4615733>
- Hong, H. & Stein, J. C. (1999). A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets. *The Journal of Finance*, 54(6), 2143–2184. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00184>
- Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), 65–91. <https://doi.org/10.2307/2328882>
- Kandel, E. & Pearson, N. D. (1995). Differential interpretation of public signals and trade in speculative markets. *Journal of Political Economy*, 103(4), 831–872. <https://doi.org/10.1086/262005>
- Kaniel, R., Li, D. & Starks, L. T. (2003). The high volume return premium and the investor recognition hypothesis: International evidence and determinants. Working Paper. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.474100>
- Karpoff, J. M. (1987). The relation between price changes and trading volume: A survey. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(1), 109–126. <https://doi.org/10.2307/2330874>
- Kyle, A. S. (1985). Continuous auctions and insider trading. *Econometrica*, 53(6), 1315–1335. <https://doi.org/10.2307/1913210>
- Lee, C. M. C. & Swaminathan, B. (2000). Price momentum and trading volume. *The Journal of Finance*, 55(5), 2017–2069. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00280>
- Li, M., Yin, X. & Zhao, J. (2024). Persistence or reversal? The effects of abnormal trading volume on stock returns. *The European Journal of Finance*, 1(24). <https://doi.org/10.1080/1351847X.2024.2303092>
- Llorente, G., Michaely, R., Saar, G. & Wang, J. (2002). Dynamic volume–return relation of individual stocks. *The Review of Financial Studies*, 15(4), 1005–1047. <https://doi.org/10.1093/rfs/15.4.1005>
- Lo, A. W. & Wang, J. (2000). Trading volume: Definitions, data analysis, and implications of portfolio theory. *The Review of Financial Studies*, 13(2), 257–300. <https://doi.org/10.1093/rfs/13.2.257>
- Lou, D., Polk, C. & Skouras, S. (2019). A tug of war: Overnight versus intraday expected returns. *Journal of Financial Economics*, 134(1), 192–213. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2019.03.011>
- MacKinlay, A. C. (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13–39. <https://www.jstor.org/stable/2729691>
- Merton, R. C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The Journal of Finance*, 42(3), 483–510. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1987.tb04565.x>
- Umutlu, G. (2008). İşlem hacmi ve fiyat değişimleri arasındaki nedensellik ve dinamik ilişkiler: İMKB’de bir ampirik inceleme. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10(1), 231–246. <https://izlik.org/JA87LY95NK>

- Wang, J. (1994). A model of competitive stock trading volume. *Journal of Political Economy*, 102(1), 127–168. <https://doi.org/10.1086/261924>
- Wang, Z. (2021). The high volume return premium and economic fundamentals. *Journal of Financial Economics*, 140(1), 325-345. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2020.10.006>
- Wright, C. & Swidler, S. (2023). Abnormal trading volume, news and market efficiency: Evidence from the Jamaica Stock Exchange. *Research in International Business and Finance*, 64, 101804. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2022.101804>