

# Sermaye Yoğunluğunun Pay Getirileri Üzerindeki Uzun Dönem Etkisi: Türkiye’de İmalat-Sanayi Sektöründe Bir Araştırma

*Dr. Ahmet Melik SAHABİ<sup>1</sup>*

*Dr. Yunus Emre KARACA<sup>2</sup>*

## 1. GİRİŞ

Kavram olarak bakıldığında sermaye yoğunluğunun firmalarda üretim süreçlerinin sermayeye bağımlılığını ifade eden, sermaye ile emeği karşılaştıran mikroekonomik bir anlam taşımaktadır. Kullanılan en sık tanım emek ihtiyacına kıyasla daha fazla sermayeye ihtiyaç duyma durumudur. Dolayısı ile sermaye yoğunluğu firmaların sermayeye olan bağımlılığı ile ilgili bir kavramdır (Erasmus,

---

1 Bingöl Üniversitesi, asahabi@bingol.edu.tr, ORCID ID: 0000-0002-8038-4627

2 Bingöl Üniversitesi, yekaraca@bingol.edu.tr, ORCID ID: 0000-0003-3148-3669

2001). Bu açıdan bakıldığında sermaye yoğunluğu yüksek firmalarda makine, bina, arazi gibi sermayeye ihtiyacı fazla olan, yüksek düzeyde yatırım gerektiren faktörlerin ön planda olduğu, tersi durumda yani sermaye yoğunluğunun düşük olduğu başka bir ifadeyle emek yoğunluğu yüksek firmalarda işgücünün ön planda olduğu anlaşılmaktadır. Sermaye yoğunluğu yüksek firmalarda daha fazla otomasyonun görüldüğü, makineleşmenin fazla olduğu, yoğunluk düştükçe otomasyondan ve makineleşmeden uzaklaşıldığı, üretim süreçlerinin çoğunlukla emek üzerine kurulduğu söylenebilir (Besant ve Lamming, 1990).

Literatürde birçok çalışmada sermaye yoğunluğunu firma riski ile ilişkilendirilmektedir. Firma riski ile ilişkili olan bir ölçütün getiriler üzerinde de bir etkisi olacağı beklenecektir. Sermaye yoğunluğu risk ilişkisi ile ilgili yapılan çalışmalara dayandırılan bazı görüşler sermaye yoğunluğunun firmanın riskini azalttığını savunurken, çoğunluğu firma riskini arttırdığını savunmaktadır. İlk görüşe göre sermaye yoğunluğu yüksek firmaların, hâlihazırda sabit yatırımlarını yapmış olmalarından kaynaklı olarak ekonomideki küçülme ya da belirsizlik ortamlarında yatırımları için gerekli harcamalarını daha kolay azaltabilecek ve bu şekilde maliyetlerini düşürebileceklerdir. Bu maliyet avantajı da sermaye yoğunluğu yüksek firmaların riskini düşürecektir (Hurdle, 1974; Lubatkin ve Chatterjee, 1994). Diğer görüşü savunanlara göre ise, sermaye yoğunluğunun yüksek olduğu firmalarda kârlılık seviyelerinde yüksek düzeyde dalgalanmaların görülmesi firma riskini artırmaktadır. Başka bir deyişle, yüksek seviyede sabit varlıklarla beraber yüksek seviyede sabit maliyetlerin birlikte gelmesi, bu maliyetlerin de kârlılıkta yüksek seviyede dalgalanmalara sebep olması firma riskini arttıracaktır. Firma maliyet yapısının büyük bir bölümünün satışlara göre değişmemesi nedeniyle, taleplerdeki dalgalı seyir sermaye yoğunluğu yüksek firmaları, düşük firmalara göre daha fazla etkilemektedir. Bu durumda sermaye yoğunluğu yüksek olan firmalar faaliyet kaldırıcındaki farklılıktan dolayı daha riski olacaklardır (Lee vd., 2011). Bununla birlikte nakit akışlarının devamlılığı için yüksek seviye sermaye yo-

ğunluğu, yüksek seviye borçlanmayı gerektirecektir. Ayrıca sermaye yoğunluğu yüksek firmalar sabit varlıklarının kullanım ömürleri ile birlikte borçlarının vadelerini denkleştirmekte, dolayısı ile uzun vadeli borçlanmaya bağlı olmaktadır. Böylelikle finansal kaldıraç artmakta, nihayetinde firmanın riski yükselmektedir (Chung, 1993).

Firma risk seviyesinde sermaye yoğunluğunun etkisinin getiriler üzerinde de bir yansıması beklenmektedir. Yüksek seviyede sermaye yoğunluğuna sahip firmaların belirsizlik ortamlarında piyasa riskinin artması, firma değerini yakından etkileyecektir (Alfaro vd., 2020). Ayrıca yüksek belirsizlik dönemlerinde yüksek oranda sabit varlıklara sahip firmaların pay fiyatlarında emsallerine göre düşüş yaşadığı gözlemlenmektedir (Song vd., 2017). Sermaye yoğunluğuna bağlı olarak kârlılıktaki dalgalanmalar, maliyetlerdeki değişimler yatırımcıların getiri beklentilerini etkileyecek, piyasa değerinde farklılaşmalara neden olacaktır. Eğer sermaye yoğunluğunun firma riskin artıracağı görüşü doğru ise beklenti, pay getirileri ve firma değerinin düşeceği yönünde olacaktır.

Bu çalışmanın amacı Türkiye’de Borsa İstanbul’da işlem gören, İmalat-Sanayi sektöründe faaliyet gösteren firmalarda sermaye yoğunluğunun getiriler üzerindeki etkisinin incelenmesidir. Literatür incelendiğinde oldukça az sayıda bu konuda yapılmış çalışmaya rastlanılmaktadır. Ulusal literatürde ise yazarlar bu konuda herhangi bir çalışmaya rastlayamamışlardır. Bu açıdan literatürdeki bir boşluğu dolduracak bu çalışmanın firma ve yatırımcılar için önemli bulgular elde edeceği beklenmektedir. Çalışmanın sonuçları yatırımcıların portföy oluştururken, yatırım kararları alırken sermaye yoğunluğunu dikkate alıp almamaları hususunda yol gösterici olacaktır.

## **2. LİTERATÜR TARAMASI**

Çalışmanın bu bölümünde literatür incelenmiş ve sermaye yoğunluğu ile özellikle firma değeri ve pay getirileri arasındaki ilişkiyi

inceleyen çalışmalara yer verilmiştir. Bu alandaki literatür nispeten kısıtlı olsa da sermaye yoğunluğunun risk ile ilişkisini destekler nitelikte olup, ilişkinin yönünün çoğunlukla negatif olduğunu göstermiştir. Bu tür çalışmalara uluslararası literatürde rastlamak mümkün olsa da ulusal literatürde yazarlar tarafından herhangi birisine rastlanılmamıştır. Mevcut uluslararası literatürde rastlanılan bu çalışmalardan bazıları aşağıda özetlenmiştir.

Powell vd. (2001) yaptıkları çalışmada amortisman harcamalarının pay getirileri üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Çalışma modelinde sabit varlıkların toplam varlıklara oranı olarak hesaplanan sermaye yoğunluğu oranı da açıklayıcı değişkenler arasında kullanılmıştır. 1979-1997 yılları arasında ABD’de faaliyet gösteren firmaların yıllık verilerinin kullanıldığı çalışmada toplam 13.639 gözlem sayısı ile çalışılmıştır. Bağımlı değişkenlerin 12 ve 24 ay “satın al elde tut” getirilerinin olduğu iki farklı modelde açıklayıcı değişkenler, hisse başı getiriye göre etkileşimi alınarak tekrar ölçeklendirilmiştir. Bu şekilde sermaye yoğunluğunun etkileşim değerinin kullanıldığı modellerde havuzlanmış EKK yöntemi ile tahminler gerçekleştirilmiş ve sonuçlar sermaye yoğunluğunun getiriler üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığını göstermiştir.

Hecht (2008) çalışmasında sermaye yoğunluğunun firmalarda kârlılık üzerindeki etkisini Görünürde İlişkisiz Regresyon (Semiingly Unrelated Regression-SUR) yöntemi ile test etmiştir. Japonya, Almanya, Birleşik Krallık ve Amerika Birleşik Devletleri’nde faaliyet gösteren halka açık 4349 firmadan oluşan dengesiz panel veri setini 1960-2004 yılları arasında incelemiştir. Sermaye yoğunluğu için iki farklı değişkenin kullanıldığı çalışmada, ilk yaklaşımda amortisman ve faiz giderlerinin toplam varlıklara oranı olarak ele alınan sermaye yoğunluğu daha sonra sabit varlıkların çalışan sayısına oranı olarak incelenmiştir. Bağımlı değişken olarak aktif kârlılığının kullanıldığı çalışmada ilk yöntemle hesaplanan sermaye yoğunluğu değişkeninin kârlılık üzerinde anlamlı ve negatif bir etkisi bulunmuştur. İkinci yöntemle hesaplanan sermaye yoğunluğunun etkisi negatif olsa da anlamsızdır.

Hazır yiyecek sektöründe faaliyet gösteren restoranları incelediği çalışmasında Lee (2010) sermaye yoğunluğunun firma değeri üzerindeki etkisini araştırmıştır. ABD’de faaliyet gösteren 524 firmanın 2000-2008 yılları arasındaki verisi çalışmanın örneklemini oluşturmuştur. Firma değeri için Tobin’s Q oranının kullanıldığı çalışmada sermaye yoğunluğu, sabit varlıkların toplam satışlara oranlanması ile ölçülmüştür. Kesit verilerin kullanıldığı regresyon analizinin sonuçları sermaye yoğunluğunun firma değerini anlamlı ve negatif yönde etkilediğini göstermiştir.

Fortune 500’de yer alan 70 firmayı inceledikleri çalışmalarında Hughes-Morgan vd. (2011) üst yönetim kadrosundaki heterojenliğin ve rekabetçi yapının firma risk ve getirileri üzerindeki etkisini incelemiştir. Bu iki açıklayıcı değişkenin yanında bir takım kontrol değişkenlerinin de eklendiği modelde bu kontrol değişkenlerinden birisi sermaye yoğunluğu olmuştur. Farklı zaman dönemlerinde yedi yıllık aylık frekanstaki veri ile yapılan regresyon analizlerinin sonucunda sermaye yoğunluğunun getiri ve firma riski modellerinde negatif katsayıya sahip olduğu bulunmasına karşın bu etki istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur.

Bhaskaran ve Sukumaran (2016) çalışmalarında 83 küresel petrol firmasını 2009-2013 yılları arasında incelemiş ve sermaye yoğunluğunun bu tür firmalarda firma değerini nasıl etkilediğini araştırmışlardır. 5 yıllık dönemden elde edilen ortalamaların kullanıldığı çalışmada kesitsel veriler ile regresyon modelleri oluşturulmuş, firma değerini temsilen pay fiyatı, fiyat kazanç oranı ve 5 yıllık getiriler kullanılmış üç farklı model tahmin edilmiştir. Yatırım harcamalarının toplam satışlara oranının sermaye yoğunluğunu temsilen kullanıldığı modellerde, bu değişkenin pay fiyatları üzerinde anlamlı bir etkisin bulunamamışken, getiriler ve fiyat/kazanc oranı üzerinde anlamlı ve negatif etkisi tespit edilmiştir.

Hindistan’da hızlı tüketim ürünleri (FMCG) sektöründe faaliyet gösteren 15 firmayı 2007-2016 yılları arasında inceleyen Saji ve Eldhose (2017) çalışmalarında sermaye yoğunluğu, firma de-

ğeri ve finansal kaldıraç arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Firma değeri için Tobin's Q oranının kullanıldığı çalışmada yatırım harcamalarının toplam satışlara oranı sermaye yoğunluğu, FVÖK'in VÖK'a oranı finansal kaldıraç için kullanılmıştır. Panel veri ekonometrisinden faydalanıldığı çalışmada oluşturulan iki model sabit etkiler tahmincisi yardımı ile tahmin edilmiş ve elde edilen bulgulara göre sermaye yoğunluğunun firma değeri üzerinde anlamlı bir etkisi bulunamamıştır.

Riley vd (2017) çalışmalarında sermaye yoğunluğunun firma artık getirileri üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Çalışmanın örneklemini 2005-2008 yılları arasında "Training Top 125" ödülünü alan firmalar arasından seçilmiştir. Bu şekilde 450 firmanın 93 tanesi sermaye yoğunluğunun artık getiriler üzerindeki etkisini inceleyecek yatay kesit regresyon modeli için tercih edilmiştir. Çalışmada sermaye yoğunluğu sabit varlıkların satışlara oranlanması yolu ile hesaplanırken artık getiriler beşeri sermaye yatırımlarının sinyal olarak kullanıldığı olay çalışması yöntemi ile elde edilmiştir. Regresyon sonuçları ise sermaye yoğunluğunun artık getirileri negatif ve anlamlı etkilediğini göstermektedir. Bu sonuç sermaye yoğunluğu yükseldikçe beşeri sermaye yatırımı sinyallerine verilen pozitif pay fiyatı reaksiyonlarının azaldığını göstermektedir.

Achyani vd. (2022) çalışmalarında iyi yönetim, satışlardaki büyüme ve sermaye yoğunluğunun muhasebe muhafazakârlığı üzerindeki etkisini incelemişlerdir. 2017 ile 2019 yılları arasında Endonezya IDX Tüm Endeksi'ne dâhil olan 157 firma kesit veri çoklu regresyon yöntemi ile incelenmiştir. Bağımlı değişken olan muhasebe muhafazakârlığı pazar değeri/defter değeri oranı ile temsil edilmiş, sermaye yoğunluğu için ise toplam varlıkların satışlara oranı kullanılmıştır. Çoklu regresyondan elde edilen sonuçlar sermaye yoğunluğunun pazar değeri/defter değeri üzerinde anlamlı ve negatif bir etkisinin olduğunu göstermiştir.

Tayland'da firmaların piyasa değerinin belirleyicilerini araştırdıkları çalışmalarında Kraipornsak ve Poramapojn (2021), 2003-

2019 yılları arasında 37 hizmetler üst sektöründe faaliyet gösteren firmayı incelemiştir. Defter değeri, üretkenlik, toplam varlık kârlılığı ve firma büyüklüğünün yanında sermaye yoğunluğu değişkeni de çalışmanın açıklayıcı değişkenleri arasında yer almıştır. Yıllık frekansta verilerin kullanıldığı çalışmada sermaye yoğunluğu oranı için sabit varlıkların çalışan sayısına oranı kullanılmıştır. Hausman testi sonucunda sabit etkiler tahmincisinin kullanılmasına karar verilmiş ve tahmin sonuçlarından elde edilen bulgular sermaye yoğunluğunun firmaların piyasa fiyatını negatif yönde etkilediğini göstermiştir. Bulunan bu etki aynı zamanda istatistiksel olarak anlamlıdır.

Wilyaka (2021) çalışmasında sermaye yoğunluğu ile beraber toplam varlık kârlılığı, satışlarda büyüme ve finansal kaldıraç oranının vergi kaçınma üzerine etkisini incelemiştir. Bu amaçla Endonezya'da IDX tüm endeksine kote olmuş, madencilik sektöründen faaliyet gösteren 12 firmayı 2017-2020 yılları arasında incelemiştir. Yasal bir uygulama olan vergiden kaçınmayı temsilen çalışmada efektif vergi oranı kullanılmıştır. Bu oran ise vergi giderleri için yapılan nakit harcamalarının vergiden önceki kâr miktarına bölünmesi ile hesaplanmıştır. Sermaye yoğunluğu için ise toplam sabit varlıkların toplam varlıklara oranı kullanılmıştır. Çoklu regresyon analizi ile çalışmada model katsayıları elde edilmiş ve sonuçlar sermaye yoğunluğunun vergiden kaçınma üzerinde herhangi anlamlı bir etkisinin mevcut olmadığını göstermiştir.

### 3. VERİ, YÖNTEM VE BULGULAR

Çalışmanın temel amacı sermaye yoğunluğunun pay getirileri üzerindeki uzun dönem etkisinin incelenmesidir. Çalışmada sermaye yoğunluğunu temsilen sabit varlıkların çalışan sayısına oranı kullanılmıştır. Bu oranın seçiminde iktisatta sermaye kullanımı ile emek kullanımı birbiri ile karşılaştıran klasik sermaye/emek (K/L) oranı dikkate alınmıştır. Oranda benzer çalışmalarda olduğu gibi (Bloom vd., 2002; Hecht, 2008; Sahabi ve Ertuğrul, 2021) sermaye ile ifade edilen kısım için mülkiyet, tesis ve ekipman ya da

başka bir ifadeyle sabit varlıklar, emek kısmı için ise toplam çalışan sayısı kullanılmıştır. Bununla birlikte literatürde sabit varlıkların toplam varlıklara oranı, sabit maliyetlerin değişen maliyetlere oranı, faiz ve amortisman giderlerinin toplam varlıklara oranı, sabit varlıkların satışlara oranı ve toplam varlıkların satışlara oranı ya da satışların toplam varlıklara oranı gibi farklı yöntemler ile firmaların sermaye yoğunluğunun ölçüldüğü görülmektedir (Booth, 1991; Brigham ve Ehrhardt, 2013; Erasmus, 2001; Hecht, 2008; Hurdle, 1974; Miller, 1986; D. M. Powell vd., 2015). Sermaye yoğunluğunu temsil etmesi için sabit varlıkların çalışan sayısına oranının kullanılmasındaki temel neden, bu oranın firmaların sermaye boyutunun yanında, sermaye yoğunluğunun tersi olan emek yoğunluğunu ifade için emek boyutunu da dikkate alması olmuştur. Bu oranın hem sermaye hem de emek boyutuna sahip olması nedeniyle, sermaye-emek yoğunluğu bağlamında daha uygun bir ölçüm yapacağı düşüncesi ile çalışmada bu oran seçilmiştir.

Çalışmanın bağımlı değişkeni olarak getirileri temsilen firmalara ait getiri endeksi kullanılmıştır. Getiri endeksi fiyat endekslerine benzemekte, fakat sermaye kazancının dışında ekstra olarak temettü gelirlerini de dikkate alarak fiyat endekslerinden ayrılmaktadır. Bu tür endekslerin hesaplanmasında kullanılan temel varsayım, paylardan elde edilen temettü gelirlerinin tekrar paylara yatırıldığıdır. Bu bakımdan getiri endeksleri firmaların nihai amacı olan “sahiplerinin zenginliğini maksimum yapma” hedefine ulaşmadaki performansı ölçmede oldukça kullanışlıdır. Çalışmada modelde ayrıca finansal kaldıraç oranı ile firma büyüklüğü açıklayıcı değişkenler olarak kullanılmıştır. Benzer bağımlı değişkenlerin kullanıldığı çalışmalar incelendiğinde bu iki değişkenin sıklıkla kullanıldığı görülmektedir (Wang, 2010; Wu ve Hu, 2019). Finansal kaldıraç değişkeni için kullanılan oran toplam borçların öz kaynaklara oranı olarak tercih edilirken, firma büyüklüğü için toplam varlıklar tercih edilmiştir.

Daha önce de belirtildiği gibi sermaye yoğunluğu değişkeni için sabit varlıkların çalışan sayısına oranı kullanılmıştır. Bu iki fark-



lı veriden sabit varlıkların enflasyondan etkilenmesi, fakat çalışan sayısının etkilenmemesi, kullanılan bu orandaki artışın tam olarak sermaye yoğunluğundaki bir artışı temsil etmemesine neden olmaktadır. Bundan dolayı sabit varlıklar TÜİK tarafından açıklanan TÜFE kullanılarak enflasyondan arındırılmıştır. Çalışmanın örneklemini Türkiye’de Borsa İstanbul’da işlem gören İmalat-Sanayi sektöründe faaliyet gösteren 14 firma oluşturmaktadır. Örneklem boyutunu belirleyen faktör, verilerin, özellikle çalışan sayısı verisinin erişilebilirliği olmuştur. 2000-2021 yılları arasında İmalat-Sanayi sektöründe faaliyet gösteren yalnız 14 firmanın kesintisiz çalışan sayısı verisine ulaşılmıştır. Verilerin tamamı yıllık frekansta Refinitiv Datastream veri tabanından elde edilmiştir. Finansal kaldıraç hariç kullanılan tüm değişkenlerin doğal logaritması modelde yer almıştır. Oransal olarak ifade edilen finansal kaldıraç oranı 100 ile çarpılmıştır. Çalışmanın modeli ise aşağıdaki gibidir:

$$\text{LNRI}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{LNLCI}_{i,t} + \beta_2 \text{LR}_{i,t} + \beta_3 \text{LNLA}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Yukarıdaki 1 numaralı eşitlikte LNRI bağımlı değişken olan getiri endeksinin doğal logaritmasını gösterirken, LNLCI, LR ve LNLA sırasıyla açıklayıcı değişkenlerden sermaye yoğunluğunu temsilen enflasyona göre düzeltilmiş sabit varlıkların çalışan sayısına oranının doğal logaritmasını, finansal kaldıraç oranını temsilen toplam borcun öz kaynaklara oranını ve firma büyüklüğünü temsilen toplam varlıkların doğal logaritmasını göstermektedir. Son olarak  $\varepsilon$  ise bağımlı değişkenin açıklayıcı değişkenler ile açıklanamayan kısmını yani model kalıntılarını göstermektedir. Çalışmada kullanılan tüm değişkenlere ait betimleyici istatistikler ise Tablo 1’de yer almaktadır.

Tablo 1. Değişkenlere Ait Betimleyici İstatistikler

Değişkenler	Gözlem Sayısı	Ortalama	Medyan	St. Sapma	En Küçük	En Büyük
LNRI	308	12,36	12,90	3,17	5,56	19,48
LNCI	308	4,28	4,21	0,88	1,35	6,37
LR	308	44,09	43,09	27,44	0	190,44
LNTA	308	14,03	13,85	1,87	9,36	18,65

Çalışmada bu bölümde bundan sonraki kısımda, kullanılan ekonometrik yöntemler hakkında bilgi verilmiş ve akabinde ampirik bulgular sunulmuştur.

### 3.1. Yatay Kesit Bağımlılığı Testleri

Literatürde karşımıza çıkan teorik ve uygulamalı panel veri ekonometrisi çalışmalarında yatay kesit ya da gruplar arası bağımlılığın panel veri modellerinde dikkate alınması gerektiği vurgulanmaktadır (Atanda, 2017). Bu türden bir bağımlılığın literatürde de sıklıkla kullanılan standart panel veri tahmincilerinin tutarlılık ve etkinlik özelliklerini etkilediği bilinmektedir (Hsiao ve Tahmiscioğlu, 2008). Yatay kesit bağımlılığı, veri setindeki yatay kesit birimlerinin bilinen ya da bilinmeyen aynı faktörler tarafından etkilenmesi sonucu ortaya çıkmakta ve gruplara özgü hata terimleri arasında korelasyona sebep olmaktadır. Eğer bu faktörlerin neler olduğu bilinirse, bunlar doğrudan modele eklenerek yatay kesit bağımlılığı elemine edilebilir. Bilinmediği durumlarda ise yatay kesit bağımlılığını dikkate alan test ve tahmincilerin kullanılması gerekmektedir.

Kullanılacak birim kök testlerinin belirlenmesinden önce, modellerde yatay kesit bağımlılığını mevcut olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir. Bu sebeple çalışmada dört farklı test tekniği ile yatay kesit bağımlılığı test edilmiştir. Bu testler sırasıyla LM (Breusch ve Pagan, 1980), CD (Pesaran, 2004), CDLM (Pesaran,

2004) ve LMadj (Pesaran vd., 2008) testleri olarak seçilmiştir. Bu testler veri yaratma sürecinde kullanılan ADF regresyonlarından elde edilen gruplara özel hata terimleri arasında herhangi bir korelasyonun olup olmadığını test etmektedir. Bu testlere ait temel hipotez “modelde yatay kesit bağımlılığı yoktur” şeklindedir. Bu testlerden LM ve CDLM zaman boyutunun kesit boyutundan yüksek olduğu, CD kesit boyutunun zaman boyutundan yüksek olduğu ve LMadj ise her iki durumda kullanılabilir. Çalışmada her bir değişken için bu testler kullanılmış ve sonuçlar Tablo 2’de verilmiştir.

*Tablo 2. Değişkenlerde Yatay Kesit Bağımlılığı Testlerinin Sonuçları*

Değişkenler	LM	CD <sub>lm</sub>	CD	LM <sub>adj</sub>
LNRI	138,839*** [0,001]	3,546*** [0,000]	-2,309** [0,010]	5,099*** [0,000]
LNCI	131,262*** [0,004]	2,984*** [0,001]	-1,573* [0,058]	14,037*** [0,000]
LR	131,968*** [0,003]	3,037*** [0,001]	-2,218** [0,013]	8,057*** [0,000]
LNTA	123,627** [0,013]	2,418*** [0,008]	-2,452*** [0,007]	10,641*** [0,000]

Not: Köşeli parantez içerisinde olasılık değerleri mevcuttur. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini gösterir.

Tablo 2 detaylıca incelendiğinde çalışmada kullanılan tüm değişkenlerin kendi içerisinde yatay kesit bağımlılığına sahip olduğu görülmektedir. Her ne kadar örnekleminin zaman boyutu 22 kesit boyutu 14 olmasından kaynaklı olarak LM ve CDLM testlerinin sonuçları yeterli olsa da kullanılan dört testin de anlamlı değerler üretmesi ile bulunan bu sonuç doğrulanmıştır. Bundan sonra birim kök testlerinde özellikle yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci kuşak testlerin kullanılması doğru olacaktır.

### 3.2. Birim Kök Testleri

Çalışmada uzun dönem ilişki incelendiğinden uygun eş-bütünleşme testinin seçimi için öncelikle değişkenlerin durağanlık düzeyleri test edilmesi gerekmektedir. Bunun için çalışmada iki farklı yöntemden faydalanılmıştır. Bunlardan birincisi MW (Maddala ve Wu, 1999), ikincisi ise CIPS (Pesaran, 2007) testidir. İlk test birinci kuşak birim kök testlerden olup yatay kesit bağımlılığını dikkate almazken, ikinci test ikinci kuşak birim kök testlerinden olup yatay kesit bağımlılığını dikkate almaktadır. Daha önce yapılan yatay kesit bağımlılığı testlerinin sonuçları doğrultusunda CIPS testinin kullanımı daha uygundur. MW testi ise sonuçların farklı varsayım altında sağlamlık sınamasının yapılması amacıyla kullanılmıştır. Her iki testin de temel hipotezi “seri birim kök içerir” şeklindedir. Test sonuçları ise Tablo 3'teki gibidir.

Tablo 3. Birim Kök Testlerinin Sonuçları

Düzyey	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	CIPS	MW	CIPS	MW
LNRI	-2,294**	4,560 [1,000]	-2.258	34,505 [0,185]
LNCI	-0,913	37,997* [0,099]	-1,735	32,224 [0,265]
LR	-1,882	43,983** [0,028]	-3,052***	104,831*** [0,000]
LNTA	-2,466***	2,003 [1,000]	-2,593	10,381 [0,999]
<b>Birinci Fark</b>				
$\Delta$ LNRI	-4,391***	90,557*** [0,000]	-4,356***	70,441*** [0,000]
$\Delta$ LNCI	-3,654***	124,448*** [0,000]	-4,483***	109,909*** [0,000]
$\Delta$ LR	-3,311***	133,619*** [0,000]	-3,523***	98,769*** [0,000]
$\Delta$ LNTA	-3,988***	47,146** [0,013]	-4,051***	42,891** [0,036]

Not: Gecikme uzunlukları maksimum 2 olarak alınmış ve uygun gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriteri kullanılarak belirlenmiştir. CIPS testi için sabitli modelde -2,45(%1), -2,22(%5) ve -2,11(%10), sabitli ve trendli modelde -3,00(%1), -2,77(%5) ve -2,65(%10) kritik değerleri kullanılmış ve bu değerler Pesaran'ın (2007) çalışmasından alınmıştır. Köşeli parantez içerisinde olasılık değerleri mevcuttur. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini gösterir.

Tablo 3 incelendiğinde ikinci kuşak testlerden olan CIPS testine göre LNRI, LNCI ve LNTA değişkenlerinin I(1) sürecini takip ettiği görülmektedir. Diğer bir ifadeyle bu değişkenler düzeylerinde birim köke sahipken, birinci farkları alındığında durağanlaştığı görülmektedir. Geriye kalan diğer değişken olan LR değişkeni ise I(0) sürecini takip ettiği bulunmuştur. Başka bir deyişle bu de-

ğişken düzey seride durağan bulunmuştur. Bu sonuçlar sabitli ve trendli modeller dikkate alınarak elde edilmiştir. Bunun nedeni öncelikle tüm serilerin grafiklerinde trend gözlemlenmesi olmuştur. Ayrıca bağımlı değişken için Enders'in (2008) birim kök test prosedürü izlenmiş ve buna göre serinin deterministik trendden arındırıldıktan sonra stokastik trende sahip olduğu yani rastsal yürüyüş sergilediği gözlemlenmiştir. Sonuç olarak LNRI, LNCI ve LNTA değişkenlerine gelen şokların etkisini kaybetmediği yani kalıcı olduğu, LR değişkenine gelen şokların ise geçici olduğu söylenebilir. MW testinden elde edilen bulgular ise bu sonuçları doğrular niteliktedir. Çalışmanın bundan sonraki kısımlarında uygun eş-bütünleşme testinin belirlenmesinde bulunan bu sonuçlar kullanılacaktır.

### 3.3. Modelde Yatay Kesit Bağımlılığı ve Homojenlik Testleri

Çalışmanın kurulan ana modelinde yatay kesit bağımlılığının olup olmadığı ve eğim parametrelerinin homojen olup olmadığının belirlenmesi, kullanılacak eş-bütünleşme testi ve tahmincileri belirlenmesini doğrudan etkilemektedir. Bundan dolayı çalışmanın ana modeli için yatay kesit bağımlılığı ile homojenlik testleri uygulanmıştır. Değişkenler için daha önce uygulanan dört farklı yatay kesit bağımlılığı aynı şekilde ana model için de kullanılmıştır. Homojenlik testi için ise  $\tilde{\Delta}$  ve  $\tilde{\Delta}_{adj}$  olmak üzere iki farklı test uygulanmıştır. Her iki test de Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından Swamy yaklaşımına dayanarak geliştirilmiştir. Bu testlerin temel hipotezi ise “eğim parametreleri homojendir” şeklindedir. Test sonuçları ise Tablo 4'te sunulmuştur.

**Tablo 4. Modelde Yatay Kesit Bağımlılığı ve Homojenlik Testlerinin Sonuçları**

Model	Yatay Kesit Bağımlılığı Tesit			Homojenlik Tesiti		
	LM	$CD_{lm}$	CD	$LM_{adj}$	$\tilde{\Delta}$	$\tilde{\Delta}_{adj}$
LNRI= f(LNCI, LR, LNTA)	188,860*** [0,000]	7,254*** [0,000]	5,109*** [0,000]	6,270*** [0,000]	9,491*** [0,000]	10,729*** [0,000]

Not: Köşeli parantez içerisinde olasılık değerleri mevcuttur. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini gösterir.

Tablo 4'teki bulgular çalışmanın modelinde, temel hipotezin reddedilmesiyle, yatay kesit bağımlılığının mevcut olduğunu göstermektedir. Bu sonuç model dışı bazı değişkenlerin, kesitsel birimlerin tamamını ya da bazılarını aynı anda etkilediğini göstermektedir. Bununla birlikte homojenlik testi sonuçları ise modelde yer alan değişkenlere ait parametrelerin heterojen olduğuna, yani eğim katsayılarının kesitsel birimler arasında değişiklik gösterdiğini işaret etmektedir.

### 3.4. Eş-Bütünleşme Testi

Çalışmada bağımlı değişken ile açıklayıcı değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin varlığı Westerlund (2008) tarafından geliştirilen Durbin-Hausman (DH) panel eş-bütünleşme testi yardımı ile incelenmiştir. Westerlund DH istatistiğine dayalı iki farklı panel eş-bütünleşme istatistiği geliştirmiştir. Bu istatistiklerden birisi ( $DH_p$ ) modelde eğim parametrelerinin homojen olduğu varsayımına dayanırken, diğeri ( $DH_g$ ) heterojen olduğu varsayımına dayanmaktadır. Bu iki tür istatistiğin arasındaki temel farkı özetlemek gerekirse;  $DH_p$  istatistiği hesaplanırken N tane terim önce toplanıp sonra çarpılmakta,  $DH_g$  istatistiği hesaplanırken ise N tane terim önce çarpılıp sonra toplanmaktadır. Bu testin tercih edilmesinde çalışmada uygulanan birim kök, modellerde yatay kesit bağımlılığı ve homojenlik testlerinin sonuçları belirleyici olmuştur. Test uzun

dönem ilişkiyi incelerken model kalıntılarında, Bai ve Ng (2002) tarafından önerilen Temel Bileşenler Analizi yöntemini kullanarak faktör ayrıştırması yapmakta ve bu şekilde yatay kesit bağımlılığını dikkate almaktadır. DH panel eş-bütünleşme testi bağımlı değişkenin  $I(1)$  olması şartı altında açıklayıcı değişkenlerin  $I(1)$  ya da  $I(0)$  olması durumlarında modelde uzun dönem ilişkinin test edilmesinde kullanılabilir. Testin bu yapısı çalışmanın veri setinin özellikleri ile uyumluluk sergilemektedir. Temel hipotez “tüm yatay kesit birimlerinde eş-bütünleşme ilişkisi yoktur” şeklindeyken heterojenlik varsayımı altında alternatif hipotez ise “bazı yatay kesit birimlerinde eş-bütünleşme ilişkisi vardır” şeklindedir. Test sonuçları Tablo 5’te verilmiştir.

*Tablo 5. DH Panel Eş-bütünleşme Testinin Sonuçları*

Model	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	DH <sub>g</sub>	DH <sub>p</sub>	DH <sub>g</sub>	DH <sub>p</sub>
LNRI= f(LNCI, LR, LNTA)	13,960*** [0,000]	0,650 [0,258]	6,977*** [0,000]	0,987 [0,162]

Not: Köşeli parantez içerisinde olasılık değerleri mevcuttur. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini gösterir.

Çalışmanın modelinde daha önce yapılan homojenlik testlerinin sonuçları göre eğim parametrelerinin heterojen olduğu bulunmuştu. Dolayısı ile Tablo 5’te değerlendirmemiz gereken öncelikli sonuçlar, grup istatistiğine ait sonuçlar olmaktadır. Her iki modelden yani hem sabitli hem de sabitli ve trendli modellerden elde edilen grup istatistiğine göre çalışmanın modelinde eş-bütünleşme ilişkisinin mevcut olduğu görülmektedir. Bu sonuç bağımlı değişken ile açıklayıcı değişkenlerin doğrusal birleşimi arasında uzun dönemde bir denge ilişkisinin mevcut olduğunu, bu ilişkinin şoklar ile bozulduğu durumlarda bir süre sonra tekrar denge düzeyine erişerek devam ettiğini göstermektedir.



### 3.5. Uzun Dönem Katsayıların Tahmini

Eş-bütünleşme ilişkisi bulunan çalışmanın modelinde uzun dönem katsayıların tahmini için iki farklı tahminci kullanılmıştır. Bu tahmincilerden ilki Genişletilmiş Ortalama Grup (Augmented Mean Group-AMG) (Eberhardt ve Bond, 2009; Teal ve Eberhardt, 2010) tahmincisidir. İkincisi ise Havuzlanmış Ortalama Grup (Pooled Mean Group-PMG) (Pesaran vd., 1999) tahmincisidir.

Üç aşamalı süreçten oluşan AMG tahmin prosedüründe ortak dinamik etkiler modele dâhil edilmekte ve bu şekilde yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmaktadır. Bu yöntem aynı zamanda eğim parametrelerinin heterojen olduğu varsayımı altında ortalama grup tahmini yapmaktadır. İlk aşamada “ortak dinamik süreç”, T-1 kadar zaman kukla değişkeni modele eklenerek aşağıdaki gibi birinci fark havuzlanmış sıradan en küçük kareler (SEKK) tahmininden elde edilmektedir.

$$\Delta y_{i,t} = \beta \Delta x_{i,t} + \sum_{t=2}^T c_t \Delta D_t + u_{i,t} \quad (2)$$

Yukarıda gösterilen 2 numaralı eşitlikte  $\Delta D_t$ 'nin katsayıları gözlemlenemeyen ortak faktörün belirlenebilmesi hedefiyle tahmin edilmiştir. İkinci aşamada tahmin edilen bu “ortak dinamik süreç” doğrudan modele eklenerek aşağıda gösterildiği gibi her bir birim için ayrı bir model tahmin edilmektedir.

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i x_{i,t} + d_i \hat{u}_t^* + u_{i,t} \quad (3)$$

2 numaralı modeldeki kukla değişkenlerin eğim parametreleri, yani  $c_t$  “ortak dinamik süreç”, yani  $\hat{u}_t^*$  olarak 3 numaralı eşitliğe eklenmiş ve gözlemlenemeyen faktörü temsil etmek amacıyla vekil değişken olarak kullanılmıştır. Üçüncü ve son aşamada ise 3 numaralı eşitlikten elde edilen birim parametrelerinin ortalama etkileri aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Bond ve Eberhardt, 2013).

$$\hat{\beta}_{AMG} = N^{-1} \sum_i^N \hat{\beta}_i \quad (4)$$

Dağıtılmış Gecikmeli Otoresif (Autoregressive Distributed Lag-ARDL) modeline dayalı PMG tahmincisi ise çalışmada kullanılan diğer tahmin yöntemidir. ARDL standart SEKK tahminine dayanan hem bağımlı hem de açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli değerlerinin modele dâhil edildiği bir yöntemdir. Panel veri setlerine uygulandığında fark değişkenlerin ortalamaları ile hata terimi arasındaki korelasyonun neden olduğu yanlışlık sorunu sebebiyle kullanılamamaktadır. Bu sorun ancak zaman boyutunun çok büyük olduğunda ortadan kalkmaktadır. Çalışmanın veri setinde olduğu gibi zaman boyutunun çok büyük olmadığı durumlarda kullanılacak alternatiflerden bir tanesi zaman boyutunun hem büyük hem de küçük olduğu durumlarda kullanılabilen PMG tahmincisidir. Bu yöntemde basit ARDL modelinin hata düzeltme formunda sabitin, kısa dönem katsayıların ve hata düzeltme teriminin birimler arası değişmesine izin verilerek heterojenlik varsayımı altında tahmin yapılmaktadır. PMG modeli hata düzeltme formunda aşağıdaki gibi gösterilmektedir.

$$\Delta y_{i,t} = \phi_i ECT_{i,t} + \sum_{j=0}^{q-1} \Delta X_{i,t-j} \beta_{i,j} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Yukarıdaki 5 numaralı eşitlikte  $ECT_{i,t} = y_{i,t-1} - X_{i,t} \theta$  formunu alarak uzun dönem katsayıları vermekte ve  $\phi_i$  uzun dönem hata düzeltme teriminin her bir birim için katsayısını temsil etmekte, ortalaması ise panel hata düzeltme katsayısını vermektedir (Pesaran vd., 1999). Bu katsayının sıfırdan küçük ve anlamlı olması uzun dönem ilişkiyi işaret etmekte, aldığı değerle ise dengeden sapmaların tekrar dengeye dönme hızı hesaplanabilmektedir. Ayrıca modeldeki bağımlı ve açıklayıcı değişkenlerin aldığı gecikme uzunluğunun birimler arasında değişmediği varsayılmaktadır. Kısa dönem katsayılar AMG'de olduğu gibi birim katsayılarının ortala-

maları alınarak hesaplanmaktadır. Çalışmada hem AMG hem de PMG tahmincileri ile yapılan uzun dönem katsayı tahmin sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur.

**Tablo 6. Uzun Dönem Katsayı Tahmin Sonuçları**

Uzun Dönem	Bağımlı Değişken: LNRI	
	PMG	AMG
LNCI	-0,4708*** (-3,962) [0,000]	-0,3597** (-2,142) [0,032]
LR	-0,0118*** (-3,768) [0,000]	-0,0036 (-1,024) [0,305]
LNTA	1,5374*** (24,501) [0,000]	0,6306*** (4,775) [0,000]
<b>Kısa Dönem</b>		
$\Delta$ LNCI	-0,2027 (-6,550) [0,159]	-
$\Delta$ LR	-0,0022 (-1,410) [0,486]	-
$\Delta$ LNTA	0,3166 (1,648) [0,100]	-
ECT	-0,3981*** (-6,550) [0,000]	-
Sabit	-2,9088*** (-4,395) [0,000]	4,7345*** (3,362) [0,001]
RMSE	0,3162	0,2952
Gözlem	308	308

Not: PMG tahmincisinde ARDL (1,1,1,1) modeli için uygun gecikme uzunlukları Schwarz bilgi kriteri kullanılarak belirlenmiştir. ECT hata düzeltme terimini göstermektedir. Parantez içerisinde t istatistikleri, köşeli parantez içerisinde ise olasılık değerleri yer almaktadır. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini gösterir.

Çalışmanın modelinin heterojen eğim parametreleri içermesinin yanında yatay kesit bağımlılığı problemine de sahip olmasından dolayı öncelikle yorumlanması gereken sonuçlar AMG tahmincisinin ortaya koyduğu sonuçlar olmalıdır. Bu sonuçlara bakıldığında sermaye yoğunluğunun uzun dönemde pay getirilerinin anlamlı ve negatif yönde etkilediği görülmektedir. Buna göre sermaye yoğunluğunda %10'luk bir artışın pay getirilerinde %3,6'lık bir azalışa neden olduğu söylenebilir. Bu sonuç Türkiye'de İmalat-Sanayi sektöründe yatırımcıların sermaye yoğunluğu düşük olan firmalara yöneldiğini, bu tür firmalardan daha fazla getiri sağladığını göstermektedir. Çalışan sayısına göre daha fazla sabit varlığa sahip firmaların getirilerinin de düşük olduğu bu sonuç ile ortaya çıkmaktadır. Diğer yandan finansal kaldıraç oranının getiriler üzerinde anlamlı bir etkisi bu tahminciye göre bulunamamıştır. Fakat firma büyüklüğünü getiriler üzerindeki etkisi anlamlı ve pozitif yöndedir.

PMG tahmin yönteminin sonuçları ise ilk bulguyu doğrular niteliktedir. Buna göre uzun dönemde sermaye yoğunluğundaki %10'luk bir artış pay getirilerinde %4,7'lik bir düşüşe neden olmaktadır. Bu sonuç aynı zamanda %1 seviyesinde anlamlıdır. İki farklı tahminci ile birbirine yakın katsayıların bulunması sonuçların aynı zamanda sağlam olduğuna işaret etmektedir. AMG tahmincisinden farklı olarak PMG tahmincisi ile finansal kaldıraç oranının uzun dönemde beklendiği gibi getirileri anlamlı ve negatif yönde etkilediği bulunmuştur. Buna göre yüksek borçluluk seviyesinde faaliyet gösteren firmalar hem sermaye maliyetindeki artıştan hem de finansman giderlerindeki artıştan kaynaklı olarak yatırımcılar tarafından cezalandırılmaktadır. Firma büyüklüğünün ise yine getirileri anlamlı ve pozitif yönde etkilediği sonuçlardan görülmektedir. Büyük firmaların pazarlık güçleri ve düşük riskleri yatırımcılar tarafından ödüllendirilmekte ve bu tür firmalar daha fazla yatırımcı çekmektedir. PMG tahmincisinden elde edilen kısa dönem etkilerin ise tamamının anlamsız olduğu görülmektedir. Yine bu tahmincinin sunduğu hata düzeltme katsayısı 0'dan küçük bir değerde ve anlamlı olması, daha önce bulduğumuz modeldeki

eş-bütünleşme ilişkisini doğrular niteliktedir. Katsayının değeri ise uzun dönem dengede bozulmaların kabaca 2,5 dönem içinde düzeltildiğini göstermektedir.

#### 4. SONUÇ

Bu çalışmada temel amaç sermaye yoğunluğunun pay getirileri üzerindeki uzun dönem etkisinin ortaya çıkarılmasıdır. Bu doğrultuda çalışmada Borsa İstanbul'da işlem gören İmalat-Sanayi sektöründe faaliyet gösteren 14 firma 2000-2021 yılları arasındaki 22 yıllık dönem üzerinden incelenmiştir. Çalışmada pay getirileri toplam getiri endeksi ile temsil edilirken, sermaye yoğunluğu için sabit varlıkların çalışan sayısına oranı tercih edilmiştir. Çalışmada aynı zamanda finansal kaldıraç oranı ile firma büyüklüğü açıklayıcı değişkenler olarak modele eklenmiştir. Çalışmada zaman boyutu yeterince yüksek olduğu için makro panel veri ekonometrisinin tekniklerinden faydalanılmıştır. Bu doğrultuda önce çalışmanın değişkenlerinde yatay kesit bağımlılığının varlığı test edilmiş, bağımlılığın bulunması sonucunda ikinci kuşak birim kök testlerinden CIPS testi ile değişkenlerin entegrasyon seviyeleri bulunmuştur. Buna göre çalışmada finansal kaldıraç hariç tüm değişkenler  $I(1)$  süreç izlemekte, finansal kaldıraç değişkeni ise  $I(0)$  süreç izlemektedir. Bu veri yapısına uygun olan DH eş-bütünleşme testi çalışmada uygulanmış ve model içerisinde uzun dönem ilişki tespit edilmiştir. Son aşamada ise iki farklı tahminci yardımı ile uzun dönem katsayılar tahmin edilmiştir. Bu tahmincilerden AMG yönteminin sonuçlarına göre uzun dönemde sermaye yoğunluğu pay getirilerini anlamlı ve negatif yönde etkilemektedir. Bulunan bu sonuç diğer tahminci olan PMG yöntemi ile de doğrulanmıştır. ARDL modeline dayalı PMG yönteminin bulduğu hata düzeltme katsayısı ise bulunan uzun dönem ilişkiyi doğrulamıştır. Bu sonuçlar Hecht (2008), Lee (2010), Bhaskaran ve Sukumaran (2016), Achyani vd. (2022) ve Kraipornsak ve Poramapojn'in (2021) farklı ülkelerde yaptıkları çalışmalarında buldukları sonuçlar ile de uyumludur. Sermaye yoğunluğunun derecesinin uzun dönemde firma sahipleri

için refah oluşturma amacına ulaşmada önemli bir rol üstlendiği bu sonuçlar ile doğrulanmaktadır.

Sonuçlar uzun dönemde piyasa katılımcılarının, özellikle yatırımcıların yatırım kararları alırken ve varlık tahsisi yaparken firmaların sermaye yoğunluğunu dikkate almaları gerektiğini göstermektedir. Firmalar açısından bakıldığında bu sonuçlar firmaların çalışan sayısına göre daha az sabit varlık bulundurarak firma getirilerini artırabileceklerini ve böylelikle daha fazla yatırımcı çekebileceklerini göstermektedir. Bu sonuçlar hâlihazırda yatırımcıların sermaye yoğunluğu yüksek firmalardan uzak durduklarına işaret etmektedir. Bundan, piyasanın yüksek sermaye harcamalarına karşı daha şüpheci bir yaklaşım sergilediği anlaşılabilir. Firmaların rakipleri tarafından kolaylıkla taklit edilebilecek yüksek yatırım gerektiren özellikle maddi duran varlık yatırımlarının fazla olması yatırımcılar tarafından ödüllendirilmemektedir. Bunun yerine firmaların taklit imkânının zor olduğu maddi olmayan duran varlıklara sahip olması piyasa tarafından daha fazla kabul göreceğini söylemek mümkündür.

Sonuçlar ulusal literatürdeki bir boşluğu doldurarak bundan sonra yapılacak benzer çalışmalar için de kapsayıcı bir referans olma özelliği taşımaktadır. Yapılacak yeni çalışmalarda literatürde kullanılan farklı sermaye yoğunluğu ölçütleri ile firma değeri ve getiriler üzerindeki etkisi incelenerek yeni bulgular elde edilebilir ve kıyaslamalar yolu ile farklı çıkarımlar yapılabilir.

## KAYNAKLAR

- Achyani, F., Lovita, L. & Putri, E. (2022), “The Effect of Good Corporate Governance, Sales Growth, and Capital Intensity on Accounting Conservatism (Empirical Study on Manufacturing Companies Listed on the Indonesia Stock Exchange 2017-2019)”, *Riset Akuntansi dan Keuangan Indonesia*, 6(3), 255-267.
- Alfaro, L., Chari, A., Greenland, A. N. & Schott, P. K. (2020). *Aggregate and firm-level stock returns during pandemics, in real time*. Retrieved from

- Atanda, A. A. (2017). *Health and income: replication, theoretical model, simulation, and empirical analyses*. (PhD PhD). University of Canterbury, New Zealand.
- Bai, J. & Ng, S. (2002), "Determining the number of factors in approximate factor models", *Econometrica*, 70(1), 191-221.
- Bessant, J. & Lamming, R. (1990), "*Macmillan Dictionary of Production Technology and Management*": Springer.
- Bloom, J., Lambrechts, I. & Le Roux, N. (2002), "The behaviour of financial ratios for capital and labour intensive enterprises during the economic cycle", *Studies in Economics Econometrics*, 26(1), 51-70.
- Bond, S. & Eberhardt, M. (2013), "Accounting for unobserved heterogeneity in panel time series models", *University of Oxford*, 1-11.
- Booth, L. (1991), "The influence of production technology on risk and the cost of capital", *Journal of financial Quantitative Analysis*, 26(1), 109-127. doi:doi:10.2307/2331246
- Breusch, T. S. & Pagan, A. R. (1980), "The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics", *The review of economic studies*, 47(1), 239-253.
- Brigham, E. F. & Ehrhardt, M. C. (2013), "*Financial management: Theory & practice*" (14 ed.): Cengage Learning.
- Chung, K. H. (1993), "Asset characteristics and corporate debt policy: an empirical test", *Journal of Business Finance Accounting*, 20(1), 83-98.
- Eberhardt, M. & Bond, S. (2009). *Cross-section dependence in nonstationary panel models: a novel estimator*. MPRA Paper, (17870).
- Enders, W. (2008), "*Applied econometric time series*": John Wiley & Sons.
- Erasmus, P. D. (2001). *Determining a method to measure the capital intensity for enterprises listed in the industrial sector of the Johannesburg Stock Exchange for the period 1989 to 1996*. Stellenbosch: Stellenbosch University,

- Hecht, J. (2008), "Modelling cross-sectional profitability and capital intensity using panel corrected significance tests", *Applied financial economics*, 18(18), 1501-1513.
- Hsiao, C. & Tahmiscioglu, A. K. (2008), "Estimation of dynamic panel data models with both individual and time-specific effects", *Journal of Statistical Planning and Inference*, 138(9), 2698-2721.
- Hughes-Morgan, M., Ferrier, W. J. & Labianca, G. J. (2011). The joint effect of top management team heterogeneity and competitive behavior on stock returns and risk. In *The handbook of research on top management teams*: Edward Elgar Publishing.
- Hurdle, G. J. (1974), "Leverage, risk, market structure and profitability", *The Review of Economics Statistics*, 478-485.
- Kraipornsak, P. & Poramapojn, P. (2021), "Determinants of The Market Value of Listed Firms in The Services Sector: A Case of Thailand", *International Journal of Economics Finance*, 13(1).
- Kumar Bhaskaran, R. & K Sukumaran, S. (2016), "An empirical study on the valuation of oil companies", *OPEC Energy Review*, 40(1), 91-108.
- Lee, S. (2010), "Effects of capital intensity on firm performance: The us restaurant industry", *The Journal of Hospitality Financial Management*, 18(1), 1-13.
- Lee, S., Koh, Y. & Kang, K. H. (2011), "Moderating effect of capital intensity on the relationship between leverage and financial distress in the US restaurant industry", *International Journal of Hospitality Management*, 30(2), 429-438.
- Lubatkin, M. & Chatterjee, S. (1994), "Extending modern portfolio theory into the domain of corporate diversification: does it apply?", *Academy of Management Journal*, 37(1), 109-136.
- Maddala, G. S. & Wu, S. (1999), "A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test", *Oxford Bulletin of Economics Statistics*, 61(S1), 631-652.
- Miller, D. (1986), "Configurations of strategy and structure: Towards a synthesis", *Strategic management journal*, 7(3), 233-249. doi:doi:10.1002/smj.4250070305



- Pesaran, M. H. (2004), "General diagnostic tests for cross section dependence in panels (IZA Discussion Paper No. 1240)", *Institute for the Study of Labor*.
- Pesaran, M. H. (2007), "A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence", *22(2)*, 265-312.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. P. (1999), "Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels", *Journal of the American statistical Association*, *94(446)*, 621-634.
- Pesaran, M. H., Ullah, A. & Yamagata, T. (2008), "A bias-adjusted LM test of error cross-section independence", *The econometrics journal*, *11(1)*, 105-127.
- Pesaran, M. H. & Yamagata, T. (2008), "Testing slope homogeneity in large panels", *Journal of econometrics*, *142(1)*, 50-93.
- Powell, D. M., Fu, R., Horowitz, K., Basore, P. A., Woodhouse, M. & Buonassisi, T. (2015), "The capital intensity of photovoltaics manufacturing: barrier to scale and opportunity for innovation", *Energy Environmental Science*, *8(12)*, 3395-3408.
- Powell, R., Thomas, W. B. & Bainbridge, T. (2001), "Depreciation and the market's valuation of earnings", *Advances in Accounting*, *18*, 221-236.
- Riley, S. M., Michael, S. C. & Mahoney, J. T. (2017), "Human capital matters: Market valuation of firm investments in training and the role of complementary assets", *Strategic management journal*, *38(9)*, 1895-1914.
- Sahabi, A. M. & Ertuğrul, M. (2021). Sermaye Yoğunluğu ve BİST Şirketleri Üzerinde Bir Uygulama. In A. M. Sahabi (Ed.), *İşletmelerde Güncel Sorunlar ve Çözüm Önerileri*: Eğitim Yayınevi.
- Saji, T. & Eldhose, K. (2017), "Capital intensity, financial leverage and market valuations in India: Evidence from a panel of FMCG firms", *Asian Journal of Management*, *8(4)*, 1037.
- Song, S., Park, S. & Lee, S. (2017), "Impacts of geographic diversification on restaurant firms' risk: Domestic vs. international diversification", *International Journal of Hospitality Management*, *61*, 107-118.

- Teal, F. & Eberhardt, M. (2010), "Productivity analysis in global manufacturing production", *University of Economics Department of Economics Discussion Paper Series*, 12.
- Wang, G. Y. (2010), "The impacts of free cash flows and agency costs on firm performance", *Journal of service science management*, 3(04), 408.
- Westerlund, J. (2008), "Panel cointegration tests of the Fisher effect", *Journal of Applied Econometrics*, 23(2), 193-233.
- Wilyaka, P. (2021), "The Effect of Return on Asset, Sales Growth, Leverage and Capital Intensity on Tax Avoidance of Mining Companies Listed on The Indonesia Stock Exchange Period 2017-2020", *Prosiding: Ekonomi dan Bisnis*, 1(1), 626-642.
- Wu, C.-M. & Hu, J.-L. (2019), "Can CSR reduce stock price crash risk? Evidence from China's energy industry", *Energy Policy*, 128, 505-518.