

PAPER DETAILS

TITLE: FINANSAL STRESIN MUHASEBE VERILERININ DEGER ILISKISINE ETKISI

AUTHORS: Melik ERTUGRUL

PAGES: 22-47

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/1062318>

FINANSAL STRESİN MUHASEBE VERİLERİNİN DEĞER İLİŞKİSİNE ETKİSİ*

Dr. Öğr. Üyesi Melik ERTUĞRUL**

Araştırma Makalesi / Research Article

Muhasebe Bilim Dünyası Dergisi
Mart 2021, 23(1), 22-47

ÖZ

Çalışmamızda Ohlson'un O-Skoru Yöntemi ile hesaplanan finansal stresin, defter değerinin ve kazançların değer ilişkisine etkileri Borsa İstanbul'a 2009-2018 arasında kote olan firmalara ilişkin bir örneklem ile analiz edilmektedir. Fiyat Modelinin modifiye edilmiş versiyonu kullanılarak elde edilen sonuçlar, finansal stres arttıkça kazançların değerlendirme etkinliğinin azaldığını ve finansal stresin defter değerinin değerlendirme etkinliği üzerinde herhangi bir etkisinin bulunmadığını göstermektedir. Diğer bir deyişle finansal stres kazançların değer ilişkisini negatif yönde etkilemekte iken defter değerinin değer ilişkisini değiştirmemektedir. Kazançlara ilişkin sonuç, finansal stres arttıkça gelir tablosunun değerlemedeki etkinliğinin azalması beklentisini doğrular mahiyettedir. Defter değerine ilişkin sonuç ise defter değerinin tasfiye değeri olarak değerlendirilmediğine işaret etmekte ve defter değerinin kaynakların net değerini ölçemediği şeklinde yorumlanmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Finansal Stres, Ohlson, O-Skoru, Değer ilişkisi

JEL Sınıflandırması: G14, M21, M41

THE IMPACT OF FINANCIAL STRESS ON THE VALUE RELEVANCE OF ACCOUNTING INFORMATION

ABSTRACT

Our study analyses the impact of financial stress measured by Ohlson's O-Score on the value relevance of earnings and book value of equity by employing a sample of listed firms on Borsa Istanbul between 2009 and 2018. Outcomes obtained by using a modified Price Model reveal that the valuation effectiveness of earnings decreases while that of book value of equity remains unchanged as financial stress decreases. In other words, the value relevance of earnings is moderated or negatively influenced as financial stress decreases and the value relevance of book value of equity is independent of financial stress. The former confirms the expectation of the

* Makale Gönderim Tarihi: 20.04.2020; Makale Kabul Tarihi: 29.01.2021

** Galatasaray Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, mertugrul@gsu.edu.tr,

 orcid.org/0000-0003-2068-2080

Atıf (Citation): Ertuğrul, M. (2021). Finansal Stresin Muhasebe Verilerinin Değer İlişkisine Etkisi. *Muhasebe Bilim Dünyası Dergisi*, 23(1), 22-47. <https://doi.org/10.31460/mbdd.723794>

decreased role of the income statement in valuation as financial stress decreases. The latter indicates that book value of equity does not serve a proxy for liquidation and it is interpreted as the inability of book value of equity to measure the net value of resources.

Keywords: Financial Stress, Ohlson, O-Score, Value Relevance

JEL Classification: G14, M21, M41

1. GİRİŞ

Ampirik muhasebe literatüründe muhasebe kalitesinin birçok farklı perspektiften incelendiği görülmektedir (Wysocki 2009) ve muhasebe kalitesine ilişkin literatürün incelediği konuların başında değer ilişkisinin geldiği bilinmektedir. Finansal tablo bilgileri (veya muhasebe verileri) ile sermaye piyasaları arasındaki ilişkiyi inceleyen sermaye piyasaları bazlı muhasebe araştırmalarının ortak alt araştırma konusunun değer ilişkisi olduğu Beaver (2002) ve Kothari (2001) tarafından yapılan sınıflandırmada da belirtilmekte olup, değer ilişkisi literatürünün Miller ve Modigliani (1966), Ball ve Brown (1968) ile Beaver (1968) tarafından yapılan öncü çalışmalarla başladığı bilinmektedir (Ertuğrul 2019a). Literatürde değer ilişkisinin tek cümlelik kitabı bir tanımı bulunmasa da (Demir ve diğerleri 2016) literatürün değer ilişkisine dair yaptığı tanımların ve yorumların, finansal tablo bilgilerinin sermaye piyasaları verileri (piyasa değeri, hisse senedi fiyatı ve/veya hisse senedi getirisi) üzerindeki istatistiki olarak anlamlı ilişkisinde birleştiği görülmektedir (Ertuğrul 2019a). Diğer bir deyişle, değer ilişkisi, finansal tablo bilgilerinin değerlendirme etkinliği (veya etkinsizliği) olarak da düşünülebilir.

Hellström (2006) tarafından altı çizildiği üzere muhasebe verilerinin piyasa değeri üzerindeki değerlendirme etkinliklerini inceleyen değer ilişkisi çalışmaları ekseriyetle Ohlson'un (1995) Fiyat Modelini kullanarak konuyu ele almaktadır. Bu Model, hem defter değerinin hem de kazançların alternatif olarak düşünölmek yerine birbirini tamamlayıcı mahiyette ele alındığı bir değerlendirme çerçevesidir. Bu Modelin bileşenleri olan defter değeri ve kazançlar, Barth ve diğerleri (1996) tarafından şu şekilde nitelendirilmektedir: Defter değeri bir tasfiye (*liquidation*) indikatörü iken kazançlar kullanım değerinin (*value in use*) bir göstergesidir. Bu nitelendirmede defter değerinin tasfiye ile ilintilendirilmesi, herhangi bir temerrüt anında borç verenlere yapılacak ödemeye yönelik vurgu açısından yüksek önemi haizdir. Bu bağlamda, bir temerrüt göstergesi olan finansal stresin, firma değerlemesinde aktif bir rol oynaması beklenmelidir.

Mevcut literatürde finansal stresin defter değeri ile kazançların değer ilişkisi üzerindeki etkilerini inceleyen bildiğimiz kadarıyla iki çalışma bulunmaktadır. Barth ve diğerleri (1998) ile Dhaliwal ve diğerlerine (2010) ait olan bu çalışmalarda gerçek (fili) veya hesaplanan (tahmin edilen) tahvil derecelendirmesi (*bond rating*) doğrudan doğruya finansal stresin göstergesi olarak değerlendirilmekte ve bütün örneklem finansal olarak sağlıklı ve finansal olarak stresli olmak üzere iki alt gruba

bölünmek suretiyle finansal stresin muhasebe verilerinin değeri ilişkisi üzerindeki etkileri incelenmektedir. Fakat, bu iki çalışmada, finansal stres bazlı iki alt örneklem için oluşturulan kukla değişken finansal stresin mertebelerini hesaba katmamaktadır.

Çalışmamızda finansal stresin defter değeri ile kazançların değer ilişkisi üzerindeki etkileri Borsa İstanbul'a 2009-2018 yılları arasında kote olan firmalara ilişkin veriler kullanılarak incelenmektedir. Fakat, çalışmamızda finansal stres, literatürdeki kukla değişkenler uygulamasından farklı bir şekilde, Ohlson (1980) tarafından geliştirilen O-Skoru Yöntemi ile elde edilen değerlerin logit dönüşümleri kullanılmak suretiyle değerlendirilmektedir. Bu logit dönüşümü neticesinde elde edilen değerin büyük olması finansal strese ve küçük olması finansal sağlığa işaret etmektedir. Literatürdeki kukla değişken kısıdı olan 1 veya 0 değerleri, finansal olarak çok sağlıklı ve orta seviye sağlıklı olan firmaları aynı grupta kategorize etmekte iken benzer bir sınıflandırmayı finansal stresli firmalar için de gerçekleştirmektedir. Çalışmamızda finansal stres indikatörü, logit dönüşümü sonucunda elde edilen 0 ile 1 arasındaki herhangi bir değeri alabildiği için, sonuçlarımız bahse konu kategorizasyondan kaynaklanabilecek sorunları içermemektedir. Bu özelliği ile çalışmamız, mevcut literatüre katkı sunmakta ve literatürdeki bu boşluğu doldurmayı amaçlamaktadır. Ayrıca, Barth ve diğerleri (1998) ve Dhaliwal ve diğerleri (2010) ABD firmalarına ait verileri kullandıklarından ötürü yerel muhasebe standardı bazlı raporlanan finansal tablo bilgilerine ilişkin bulgular sunmaktadır. Çalışmamız, hem Uluslararası Finansal Raporlama Standartları (UFRS) bazlı raporlanan muhasebe verilerine ilişkin sonuçlar ortaya koyduğu hem de daha güncel bir veri seti kullandığı için Barth ve diğerleri (1998) ile Dhaliwal ve diğerlerinden (2010) ayrılmaktadır.

Çalışmamızda, Ohlson'un (1995) Fiyat Modeline finansal stres ile muhasebe verilerinin çarpanları eklenerek konuya ilişkin iki ana sonuç sunulmaktadır. Birincisi, finansal stres ile kazançların çarpanına ilişkin raporlanan regresyon katsayısının istatistiki olarak anlamlı bir şekilde negatif olması, finansal stres arttıkça kazançların piyasa değeri üzerindeki etkisinin azaldığını göstermektedir. Diğer bir deyişle, finansal stres arttıkça kazançların değer ilişkisi negatif yönde etkilenmektedir. İkincisi, finansal stres ile defter değerinin çarpanına ilişkin raporlanan regresyon katsayısının istatistiki olarak anlamlı olmaması, defter değerinin piyasa değeri üzerindeki etkisinin finansal stresten bağımsız olduğunu göstermektedir. Birinci sonucumuz finansal stres arttıkça gelir tablosunun değerlemedeki etkinliğinin azalması beklentisini desteklemekte iken ikinci sonucumuz finansal stres arttıkça bilançonun değerlemedeki etkinliğinin artması beklentisine uygun bir zemin teşkil etmemektedir. Ayrıca, ikinci sonucumuz, defter değerinin tasfiye indikatörü olduğunu (Barth ve diğerleri 1996) ve kaynakların net değerini ölçtüğünü (Burgstahler ve Dichev 1997) teyit etmemesi açısından bazı çıkarımlara işaret etmektedir. Bu sonucumuz, ölçüm zorluğundan (Glova ve Mrazkova 2018) ve muhasebe standartlarındaki aktifleştirmeye ilişkin yetersizliklerden (Lev ve Zarowin 1999) kaynaklı

(özellikle inovatif faaliyetlerin bilançoda raporlanamamasından ötürü) defter değerinin kaynakların net değerini ölçemediği şeklinde yorumlanabilir.

Çalışmamızın devamında şu sıra takip edilmektedir. 2. kısımda teorik tartışma yer almaktadır. 3. kısımda örneklem ile model ve yöntem alt başlıkları ile çeşitli finansal stres gösterge metriklerine ilişkin kıyaslamalı bilgiler sunulmaktadır. 4. kısımda betimleyici istatistikleri, korelasyon matrisini, regresyon sonuçlarını ve ek analizleri sunan bulgular verilmektedir. 5. kısım ise bu çalışmayı sonlandırmaktadır.

2. TEORİK TARTIŞMA

Değer ilişkisi literatüründe finansal stresi karlılık veya zarar kaydetme perspektifinden ölçen çalışmaların bulunduğu görülmektedir. Her ne kadar karlılık veya zarar kaydetme, finansal stresi belirleyen bileşenlerden biri olarak karşımıza çıksa da sıklıkla kullanılan finansal stres ölçüm modellerinde aktifler, dağıtılmayan karlar, faiz ve vergi öncesi kar veya net kar, piyasa değeri, satışlar, toplam borçlar veya toplam yükümlülükler, dönen varlıklar ile kısa vadeli yabancı kaynaklar gibi birçok unsurun göz önünde tutulduğu bilinmektedir. Bu yüzden, finansal stresin karlılık veya zarar kaydetmeden ibaret tutarak ölçülmesinin doğru çıkarımlara sebebiyet vermeyebileceği düşünülmelidir. Bu düşünceden hareketle, literatür taramamızda finansal stresi tek boyuttan inceleyen çalışmalara ilişkin bulguların tartışılması uygun görülmemektedir.

Finansal stres piyasa bazlı veya finansal tablo verileri bazlı olarak ölçülebilmektedir. Ölçüm yapma yerine halihazırdaki finansal stres göstergesi olan, kredi derecelendirme kuruluşlarınca açıklanan tahvil notlarının da finansal stres göstergesi olarak kullanımının mümkün olduğu bilinmektedir. Finansal stresin muhasebe verilerinin değer ilişkisi üzerindeki etkisine yönelik yaptığımız literatür taraması neticesinde finansal stresin ölçülerek veya hesaplanarak analizlerde kullanıldığı bir çalışmaya rastlanılamamıştır. Bildiğimiz kadarıyla, çalışma konumuz dahilinde, tahvil notlarını finansal stres göstergesi olarak değerlendirmek suretiyle konuyu ele alan iki çalışma bulunmaktadır: Barth ve diğerleri (1998) ile Dhaliwal ve diğerleri (2010), aynı yöntemi izleyerek finansal stresin muhasebe verilerinin değeri ilişkisi üzerindeki etkilerini incelemektedir. Bu iki çalışmada da, tahvil notları bulunan firmalar için gerçek tahvil notları ve tahvil notları bulunmayan firmalar için yazarlarca hesaplanan tahmini tahvil notları baz alınmaktadır. Elde edilen tahvil notları sonucunda örneklemelerindeki firmaları finansal olarak sağlıklı ve finansal olarak stresli olmak üzere iki alt grupta sınıflandıran bu iki çalışmada, alt grupları temsilen bir kukla değişkeni tanımlanmakta, akabinde kukla değişken ile muhasebe verilerinin etkileşim terimleri incelenerek şu sonuçlara ulaşılmaktadır: finansal stresi yüksek olan firmalarda defter değerinin piyasa değeri üzerindeki etkisi istatistiki olarak anlamlı bir şekilde daha fazla iken kazançlar için tam ters durum söz konusudur.

Kazançlar temelli değerlendirme modelleri ile bilanço temelli değerlendirme modelleri literatürce farklı değerlendirme alternatifleri olarak düşünülmektedir (Burgstahler ve Dichev 1997). Fakat, piyasaların tam bir şekilde etkin olmadığı gerçeğinden hareketle, bu iki modelin alternatif olarak düşünülmemesi gerektiğinin ve birbirlerini tamamlayıcı bilgiler verebileceğinin Burgstahler ve Dichev (1997) tarafından altı çizilmektedir. Bilanço temelli değerlendirme modellerinin ortak olarak göz önünde tuttukları defter değeri bir firmanın kaynaklarının net değerini göstermekte iken kazançlar bu kaynakların kullanımı neticesinde elde edilen başarıyı veya başarısızlığı ifade etmektedir (Burgstahler ve Dichev 1997). Ayrıca, Barth ve diğerleri (1998), defter değerin yansıtamayan kaynakların net değerinin kazançlar tarafından gösterildiğini belirtmektedir. Yani defter değeri ve kazançlar, bir firmanın değerlemesinde farklı amaçlarla kullanılmaktadır. Tekrarlama değeri (*recursion value*), faaliyetler ile elde edilen mevcut performansın olumlu olması durumunda kazançların firma değeri üzerindeki artan etkisini ifade etmekte iken intibak değeri (*adaptation value*) bu performansın olumlu olmaması halinde defter değerinin firma değeri üzerindeki artan etkisine işaret etmektedir (Burgstahler ve Dichev 1997).

Dönem zararı, mevcut performansın olumlu olmamasının bir göstergesi olduğu için, zararların karlardan daha fazla bilgi taşıdığından (Hayn 1995) hareketle, zararların muhasebe verileri üzerindeki etkisini göz önünde tutmak suretiyle değer ilişkisine ilişkin sonuçlar sunan birçok çalışma (örneğin, Chang ve diğerleri 2009; Dhaliwal ve diğerleri 2010; Isaboke ve Chen 2019) bulunmaktadır. Bu çalışmalarda zararların hem değerlendirme üzerindeki doğrudan etkileri hem de muhasebe verilerinin değerlendirme etkinliklerinin üzerindeki dolaylı etkileri kontrol edilmektedir. Dolaylı etkiler, Burgstahler ve Dichev'in (1997) argümanlarına ilişkin tekrarlar değeri ve intibak değeri perspektiflerinden bulgular sunmaktadır. Örnek olarak bahsi geçen üç çalışmada da zarar eden gözlemler için hisse senedi fiyatlarının kazançlar tarafından negatif ve defter değeri tarafından pozitif yönde etkilendiği raporlanarak Burgstahler ve Dichev'in (1997) argümanları teyit edilmektedir.

Bunlara ek olarak, finansal kaldıraça yönelik muhasebe kalitesi literatürü, teorik tartışmamız için önemli noktalara işaret etmektedir. Finansal stres göstergesi olarak finansal kaldıraç göz önünde tutulduğunda (Marquardt ve Wiedman 2004), yüksek kaldıraç ile kazanç artırıcı muhasebe politikaları arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu mevcut literatürce (örneğin, DeFond ve Jimbalbo 1994; Graham ve diğerleri 2005) ortaya konulmaktadır. Bu pozitif ilişkinin, kredi sözleşmelerindeki kazançlara bağlı şartların ihlal edilmemesinden kaynaklandığı DeFond ve Jimbalbo (1994) ile Graham ve diğerleri (2005) tarafından gösterilmektedir. Bu pencereden, finansal stresten kaynaklı kazanç artırıcı manipülatif uygulamalar, her ne kadar kreditorlerin ihtiyaçlarına uygun kazançlar ile sonuçlansa da (Wang ve Hussainey 2013), yatırımcılar için değer ilişkisi düşük kazançlar raporlamaktadır (Habib ve Azim 2008). Diğer taraftan, kredi sözleşmelerindeki borç kısıtlamaları ve sermaye taahhütleri gibi şartlar ise finansal stres indikatörü olan finansal kaldıraç doğrudan kontrol

etmeyi amaçlayarak (Christensen ve Nikolaev 2012) defter değerinin manipülasyonuna yönelik uygulamaları kısıtlamakta ve böylelikle defter değerinin değer ilişkisini güçlendirmektedir. Özetle, finansal stres ile birlikte kazançların piyasa değeri üzerindeki etkisi azalmakta iken defter değeri için tam tersi bir durum söz konusudur.

Burgstahler ve Dichev'in (1997) tanımlamalarına benzer bir şekilde, defter değerinin tasfiye göstergesi olduğu ve kullanım değerinin kazançlar tarafından gösterildiği Barth ve diğerleri (1996) tarafından da ifade edilmektedir. Bu bağlamda, finansal stres arttıkça bilançonun firma değeri üzerindeki etkisinin artması ve gelir tablosunun firma değeri üzerindeki etkisinin azalması beklenmelidir (Barth ve diğerleri 1998). Bu beklenti, Burgstahler ve Dichev (1997) ile Callao ve diğerleri (2016) tarafından belirtilen defter değeri ile kazançlar arasında bir değerleme ödünleşimi bulunduğu argümanlarıyla örtüşmektedir. Ayrıca bu beklenti, finansal stres göstergesi olarak finansal kaldırıcı değerlendirerek bulgular sunan muhasebe kalitesi literatürü ile de tutarlı bir mahiyettedir. Bu beklenti dahilinde, Barth ve diğerleri (1998) ve Dhaliwal ve diğerleri (2010) tarafından sunulan sonuçlar ile paralel bir şekilde, aşağıdaki 1a ve 1b hipotezleri test edilmekte olup, ilgili hipotezlerin yokluk hipotezleri de 0a ve 0b olarak sunulmaktadır:

H_{0a}: Finansal stres arttıkça defter değerinin piyasa değeri üzerindeki etkisi artmaz.

H_{1a}: Finansal stres arttıkça defter değerinin piyasa değeri üzerindeki etkisi artar.

H_{0b}: Finansal stres arttıkça kazançların piyasa değeri üzerindeki etkisi azalmaz.

H_{1b}: Finansal stres arttıkça kazançların piyasa değeri üzerindeki etkisi azalır.

3. ÖRNEKLEM VE YÖNTEM

3.1. Örneklem ve Veri Kaynakları

Çalışmamızın örneklemini, Borsa İstanbul Datastore tarafından sağlanan veri tabanında 2009-2019 yılları arasında Mart ve Nisan aylarının son işlem günleri itibarıyla piyasa değeri olan firmalardan oluşmaktadır.¹ Örneklemde finansal raporlamalarındaki farklılıklardan, kendine özgü muhasebe işlemlerinden ve finansal yapılarındaki belirgin farklılıklardan ötürü bankalar, sigorta şirketleri ve diğer finansal kurumlar ile holdingler, enerji şirketleri ve diğer kamu hizmeti veren firmalar çıkarılmaktadır. Ayrıca, bir firmanın çok sayıda hisse senedinin borsada kote olması durumunda likiditesi en yüksek olan haricindeki hisse senedi tipleri de örneklem dışı tutulmaktadır. Son olarak, kısıtlı alım-satım zaman diliminden ötürü gözüaltı pazarında bulunan firmalar ile örneklemdeki

¹ Örneklemimizdeki firmalar ilgili dönemde listelenmiş olma kriteri ile filtrelendiği için, hayatta kalma yanılığsından (*survivorship bias*) kaynaklı çekincelerin sonuçlarımız üzerindeki etkisi elimine edilmektedir.

raporlama homojenliğinin bozulmaması adına mali yıl kapanışı Aralık ayı olmayan firmalar da örnekleme dahil edilmemektedir.

Eşitlik 3'te gösterildiği üzere, Ohlson'un (1995) Fiyat Modelinde 1 dönemlik bir fark (*lag*) bulunduğu için, analiz için gerekli finansal tablo bilgileri 2009-2018 yılları arasına aittir. Bu finansal tablo bilgileri Kamuyu Aydınlatma Platformu tarafından sağlanan veri tabanından her yıl ve her firma için tek tek indirilerek manuel olarak elde edilmektedir. Analiz için gerekli herhangi bir verisi eksik olan firmalar da örneklem dışı tutulmaktadır. Bütün bu filtreler sonunda elek üstünde kalan 289 firmaya ilişkin 2.071 firma-yıl gözlem, nihai veri setini oluşturmaktadır. Bu gözlemlerin yıllık dağılımı Tablo 1'in Panel B kısmında sunulmakta olup, en fazla ve en az gözlem sayısı içeren yılların sırasıyla 2016 ve 2010 olduğu anlaşılmaktadır. Yıllara sari gözlem sayılarındaki değişim, firmaların her yıl için farklı sektörler altında listelenebilmesinden ötürü örnekleme girip örneklemden çıkabilmeleri gibi borsa kotundan çıkabilmeleri gibi sebeplerden de kaynaklanabilmektedir. Çalışmamızda kullanılan tek makroekonomik değişken olan Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) endeksine ilişkin değerler ise Türkiye İstatistik Kurumunun veri tabanından elde edilmektedir.

3.2. Yöntem

3.2.1. Finansal Stresin Ölçümü

Finansal stresin ölçümünde birçok farklı yöntem kullanılsa da muhasebe verileri temelli ana yöntemlerin Altman'ın (1968) Z-Skoru Yöntemi, Ohlson'un (1980) O-Skoru Yöntemi ve Zmijewski'nin (1984) X-Skoru Yöntemi olduğu görülmektedir (Wu ve diğerleri 2010).

Basit bir yöntem olmasından ötürü yaygın olarak kullanılan Z-Skoru Yönteminin (Chieng 2013) geçerliliği düşük sonuçlar ortaya koyduğu (örneğin, Charitou ve diğerleri 2004; Grice ve Ingram 2001; Wu ve diğerleri 2010) ve gelişmekte olan ülkeler örnekleme için uygun bir zemin teşkil etmediği (Öz ve Şimga-Muşan 2018) gösterilmektedir. X-Skoru Yöntemi ise değişkenler arası yüksek korelasyondan (Shumway 2001) ve gelişmekte olan ülkeler örnekleme için finansal stres sınıflandırmasında problemli olmasından (Öz ve Şimga-Muşan 2018) ötürü eleştirilmektedir. Dokuz değişken kullanarak logit metodu ile finansal stresi hesaplayan kapsamlı bir yöntem olan O-Skoru Yöntemi, her ne kadar logit metodu kullanımından dolayı Hensher ve diğerleri (2007) tarafından eleştirilse de, gelişmekte olan ülkeler örnekleme için finansal stres sınıflandırmasında problemsizdir ve Tip I Hataların en az raporlandığı yöntemdir (Öz ve Şimga-Muşan 2018). Özetle, Öz ve Şimga-Muşan (2018) tarafından gelişmekte olan ülkelere yönelik sunulan kapsamlı ve detaylı sonuçlar dahilinde çalışmamızda O-Skoru Yönteminin kullanımı uygun görülmektedir.²

² Bahse konu alternatif ölçüm yöntemlerine yönelik doyurucu bilgi ve öğretici teorik tartışma için okuyucuyu Öz ve Şimga-Muşan'a (2018) yönlendiriyoruz.

Ohlson'un (1980) O-Skoru Yöntemi aşağıdaki formülde gösterilen değişkenler ve ilgili katsayılar ile, her firma-yıl gözlemi için hesaplanmaktadır. Gösterimde karmaşaya yer vermemek ve kolaylık sağlamak adına her değişkenin altında bulunması gereken ve firma ile yılı sembolize eden i ve t ibareleri Eşitlik 1'de gösterilmemektedir.

$$\text{O-Skoru} = -1.32 - 0.407 \times X_1 + 6.03 \times X_2 - 1.43 \times X_3 + 0.0757 \times X_4 - 1.72 \times X_5 - 2.37 \times X_6 - 1.83 \times X_7 + 0.285 \times X_8 - 0.521 \times X_9 \quad (1)$$

Yukarıdaki değişkenlerden X_1 GSYİH endeksine göre düzeltilmiş aktifleri, X_2 toplam yükümlülüklerin aktiflere oranını, X_3 net çalışma sermayesinin aktiflere oranını, X_4 kısa vadeli yabancı kaynakların dönen varlıklara oranını, X_5 toplam yükümlülüklerin aktiflerden fazla olması (yani negatif defter değeri raporlanması) durumunda 1 olan kukla değişkeni, X_6 aktif karlılık oranını, X_7 işletme faaliyetlerinden kaynaklı nakit akışlarının toplam yükümlülüklerle oranını, X_8 hem cari dönem hem de cari dönemden bir önceki dönem zarar edilmesi durumunda 1 olan kukla değişkeni ve X_9 dönem net karındaki değişimin cari dönem dönem net karının mutlak değeri ile önceki dönem dönem net karının mutlak değeri toplamına oranını sembolize etmektedir. Elde edilen O-Skorları, aşağıdaki formülde gösterilen logit metodu ile dönüştürülerek finansal stres hesaplanmaktadır. Bu dönüşüm neticesinde elde edilen değer küçük olması finansal sağlığa ve büyük olması ise finansal strese işaret etmektedir.

$$\text{Finansal Stres}_{i,t} = e^{O-SKORU} / (1 + e^{O-SKORU}) \quad (2)$$

3.2.2. Model ve Yöntem

Çalışmamızda finansal stresin defter değeri ile kazançların değer ilişkisi üzerindeki etkileri, Ohlson'un (1995) Fiyat Modelinin aşağıda gösterilen modifiye edilmiş versiyonu ile incelenmektedir.

$$PD_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \times DD_{i,t} + \beta_2 \times K_{i,t} + \beta_3 \times FS_{i,t} + \beta_4 \times DD_{i,t} \times FS_{i,t} + \beta_5 \times K_{i,t} \times FS_{i,t} \quad (3)$$

Yukarıdaki değişkenlerden i , t , PD , DD , K ve FS sırasıyla firmayı, yılı, piyasa değerini, defter değerini, kazançları ve finansal stresi sembolize etmektedir. PD , finansal yıl kapanışından üç ay sonraki son işlem günü gerçekleşen piyasa değeridir. Ek analiz testlerine elverişli bir zemin sunduğu için farklı tarihlerde ölçülen piyasa değerlerinin kullanılarak mevcut literatürce ek analizler yapıldığı bilinmektedir (Ertuğrul 2019a, 2019b). Bu bağlamda, finansal yıl kapanışından dört ay sonraki son işlem günü gerçekleşen piyasa değeri için de analizler yinelenmekte ve bulguların geçerliliği test edilmektedir. Defter değeri, ana ortaklığa ait özkaynaklardan ana ortaklığa ait dönem net karı düşülerek elde edilmektedir. Kazançlar dönem net karını ifade etmektedir. Finansal stres ise Eşitlik 2'de gösterilen O-Skorunun logit dönüşümü ile elde edilmektedir. Eşitlik 3'te gösterilen β_4 katsayısının istatistiki olarak anlamlı bir şekilde pozitif olarak raporlanması H_{1a} hipotezimizi ve β_5

katsayısının istatistiki olarak anlamlı bir şekilde negatif olarak raporlanması H_{1b} hipotezimizi teyit edecektir.

Fiyat Modeli ölçek etkisi ve çalıntı bilgi etkisi problemlerinden ötürü mevcut literatürce eleştirilmektedir (Ertuğrul ve Demir 2018). Bu sorunların çözümü, eşitliğin her iki tarafının da ortak bir kalem ile bölünmesi ile gerçekleştirilmektedir. Goncharov ve Veenman (2014), bir önceki döneme ait piyasa değerinin ortak bölen olarak kullanımının yalnızca ölçek etkisi sorununa değil aynı zamanda çalıntı bilgi etkisi sorununa da çözüm olduğunu göstermektedir. Çalışmamızda, Goncharov ve Veenman (2014) tarafından önerilen ortak bölen olarak bir önceki döneme ait piyasa değeri kullanılmakta ve Eşitlik 3'te yer alan finansal stres harici bütün terimler bu değere bölünmektedir.

Verilerdeki uç gözlemlerin regresyon sonuçları üzerindeki etkisinin elimine edilmesi için Eşitlik 3'te yer alan finansal stres harici bütün değişkenler en üst ve en alt %1'lik yüzdeler dilimlerinde bastırılmaktadır (*winsorize*). O-Skorunu hesaplamak için kullanılan kukla değişkenler ve GSYİH harici bütün değişkenlerin de en üst ve en alt %1'lik dilimler seviyesinde bastırıldığı altı çizilmelidir. Ayrıca, Varyans Genişlik Faktörü analizlerimiz çoklu doğrusallık sorununun istatistiki olarak anlamlı bir düzeyde bulunmadığını göstermektedir. Ertuğrul ve Demir (2018) ile Onali ve diğerleri (2017) tarafından da vurgulandığı üzere doğru regresyon yönteminin seçilmesi, değer ilişkisi analizine ilişkin sonuçların yanlış çıkarımlara sebebiyet vermemesi adına mühimdir. Doğru regresyon yönteminin seçilmesi için öncelikle Hausman Testi uygulanmaktadır. Hausman Testi sonucu, sabit etkiler yönteminin uygulanması gerektiğini göstermektedir. Sabit etkiler yöntemi ile firma düzeyindeki içsellik (*endogeneity*) sorunu kontrol edilerek regresyon sonuçlarının bu sorundan etkilenmesinin önüne geçilmektedir. İçsellik diğer bir boyutu da zaman düzeyinde olduğu için sonuçların zaman düzeyindeki içsellikten etkilenip etkilenmediğinin gösterilmesi adına firma düzeyindeki içsellik sorununun kontrol edildiği regresyon sonuçlarına ek olarak hem firma hem de zaman düzeyindeki içsellik sorunlarının da kontrol edildiği regresyon sonuçları ilgili tablolarda sunulmaktadır. Son olarak, regresyon sonuçlarının doğru çıkarımlara işaret edebilmesi adına standart hataların yansız elde edilmesi önemli olduğu için, Petersen (2009) ve Gow ve diğerleri (2010) tarafından da altı çizildiği üzere, standart hataların hem firma hem de zaman düzeyindeki bağımlılıklarından kaynaklı yanlışlığın elimine edilmesi için çift yönlü (hem firma hem de yıl seviyesinde) kümelenen standart hatalar elde edilmektedir.

4. BULGULAR

4.1. Betimleyici İstatistikler ve Korelasyon Matrisi

Örneklemdaki finansal tablo verileri her ne kadar 2009-2018 yılları arasına ilişkin olsa da O-Skoru unsurlarından olan X_8 , hem cari dönem hem de cari dönemden bir önceki dönem zarar edilmesi durumunda 1 olan kukla değişkeni olduğu için sonuçların 2010 yılı ve sonrası dönemler için raporlanabildiğinin altı çizilmelidir. Tablo 1'in Panel A kısmı, örnekleme ilişkin betimleyici istatistikleri sunmaktadır. O-Skoru unsurları hariç bütün değişkenlerin bir önceki piyasa değerine bölünerek elde edildiklerinin belirtilmesinde -istatistiklerin okunabilirliğini kolaylaştırması için- fayda görülmektedir.

Piyasa değerine ilişkin raporlanan ortalama değerin 1'den büyük olması örneklemdaki gözlemlerin bir önceki döneme göre piyasa değerlerinin artış içinde olduğunu gösterse de ilgili medyan değerin 1'e yakın olması piyasa değerlerinin ortalama değerce gösterildiği kadar artmadığına işaret etmektedir. Defter değerine ilişkin raporlanan ortalama değerin 1'den küçük olması ve medyan değerin ortalama değerden de gözle görülür bir biçimde düşük olması örneklemdaki firmaların özkaynaklarına göre primli işlem gördüklerini ortaya koymaktadır. Kazançlara ilişkin istatistikler de örneklemda zarar yazma sorununun ortalama olarak bulunmadığını göstermektedir. Raporlanmayan istatistiklerimiz, örneklemdaki gözlemlerin yaklaşık %30'unun zarar ettiğine işaret etmektedir.

Hem ortalama hem de medyan istatistikler, yükümlülüklerin aktifler içindeki payının %50 civarında olduğunu göstermektedir. Ayrıca net çalışma sermayesinin aktifler içindeki payına ilişkin sunulan hem ortalama hem de medyan istatistikler %15 mertebesinin üzerindedir. Bu istatistiklerin pozitif değerler olmaları, örneklemdaki gözlemlerin ortalama olarak kısa vadeli likidite sorunları yaşamadıklarına işaret etmektedir. O-Skoru hesabında bu değişkene ilişkin katsayının eksi olmasının, bu değerin pozitif olması durumunda O-Skorunu aşağı çekerek finansal sağlığı güçlendirici bir etki yarattığı belirtilmelidir. Kısa vadeli yabancı kaynakların dönen varlıklara oranına ilişkin raporlanan ortalama ve medyan istatistikler de likidite sorununun ortalama olarak yaşanmadığı yorumunu teyit eder mahiyettedir. İşletme faaliyetlerinden kaynaklı nakit akışlarının toplam yükümlülüklerle oranına ilişkin sunulan istatistikler ortalama olarak işletme faaliyetlerinden kaynaklı yaratılan nakit girişlerinin yükümlülüklerin %17,3'ü kadar olduğunu göstermektedir.

Tablo 1'in Panel B kısmında finansal stres değişkeninin her yıl için ortalama ve medyan değerleri yer almaktadır. Zikzaklar çizerek artan bir trend izlediği anlaşılan bu değerlere ilişkin en düşük ve en yüksek figürlerin sırasıyla 2010 ve 2016 yılları için raporlandığı anlaşılmaktadır. 2016 ve 2018 yılları için raporlanan medyan değerlerin birbirlerine çok yakın olduğu da çıkarılabilecek bir başka sonuçtur. Bu değerler her ne kadar küçük olarak görünse de bu değerlerin logit dönüşümü ile elde edildiğinin belirtilmesinde fayda görülmektedir.

Tablo 1. Betimleyici İstatistikler ve Korelasyon Matrisi

PANEL A										
	N	ORT	P5	P10	P50	P90	P95	STSP	MİN	MAKS
PD	2.071	1,164	0,532	0,636	1,016	1,788	2,205	0,600	0,333	4,159
DD	2.071	0,833	0,103	0,187	0,662	1,648	2,172	0,696	-0,195	3,962
K	2.071	0,027	-0,361	-0,182	0,045	0,199	0,290	0,216	-0,874	0,810
X ₁	2.071	14,61	11,91	12,51	14,51	16,93	17,75	1,71	11,02	18,94
X ₂	2.071	0,507	0,104	0,159	0,514	0,824	0,907	0,255	0,026	1,307
X ₃	2.071	0,159	-0,235	-0,116	0,153	0,469	0,572	0,249	-0,726	0,749
X ₄	2.071	0,861	0,135	0,228	0,688	1,456	2,214	0,858	0,051	6,594
X ₆	2.071	0,031	-0,134	-0,081	0,031	0,143	0,188	0,102	-0,359	0,336
X ₇	2.071	0,173	-0,294	-0,165	0,084	0,556	1,087	0,565	-1,675	3,238
X ₉	2.071	0,027	-1	-1	0,057	1	1	0,598	-1	1
FS	2.071	0,056	0,000	0,000	0,010	0,152	0,287	0,126	0,000	0,936
PANEL B						PANEL C				
Yıl	N	ORT	P50				PD	DD	K	FS
2010	193	0.046	0.006			PD	1			
2011	208	0.053	0.008			DD	0,152	1		
2012	228	0.057	0.009			K	0,168	-0,102	1	
2013	235	0.060	0.010			FS	-0,083	-0,080	-0,572	1
2014	237	0.052	0.008							
2015	239	0.061	0.009							
2016	248	0.063	0.014							
2017	243	0.052	0.010							
2018	240	0.058	0.014							

Açıklamalar: Panel A’da betimleyici istatistikler, Panel B’de finansal stresin her yıl için istatistiki değerleri ile gözlem sayısı ve Panel C’de Korelasyon Matrisi yer almaktadır. PD: Finansal yıl kapanışından üç ay sonraki son işlem günü gerçekleşen piyasa değeri, DD: Defter değeri, K: Dönem net karı, X_1 : GSYİH endeksine göre düzeltilmiş aktifler, X_2 : Toplam yükümlülüklerin aktiflere oranı, X_3 : Net çalışma sermayesinin aktiflere oranı, X_4 : Kısa vadeli yabancı kaynakların dönen varlıklara oranı, X_6 : Aktif karlılık oranı, X_7 : İşletme faaliyetlerinden kaynaklı nakit akışlarının toplam yükümlülüklerle oranı X_9 : dönem net karındaki değişimin cari dönem dönem net karının mutlak değeri ile önceki dönem dönem net karının mutlak değeri toplamına oranı, FS: O-Skorlarının logit metodu ile dönüştürülmesiyle hesaplanan finansal stres. Finansal stres harici bütün değişkenler en üst ve en alt %1’lik yüzdelik dilimler seviyesinde bastırılarak elde edilmektedir. N, ORT, P5, P10, P50, P90, P95, STSP, MİN ve MAKS sırasıyla toplam gözlem sayısını, ortalamayı, 5. yüzdeyi, 10. yüzdeyi, medyanı, 90. yüzdeyi, 95. yüzdeyi, standart sapmayı, minimum ve maksimumu ifade etmektedir. Panel C’de yer alan bütün korelasyon katsayıları %5 seviyesinde istatistiki olarak anlamlıdır.

Tablo 1’in Panel C kısmında ise korelasyon matrisi sunulmaktadır. Finansal stres ile diğer bütün değişkenler arasında istatistiki olarak anlamlı bir negatif ilişkinin bulunduğu raporlanmaktadır. Ayrıca finansal stres ile hem piyasa değeri hem de defter değeri arasındaki korelasyon katsayılarının birbirlerine oldukça yakın değerler olduğu anlaşılmaktadır. Fakat finansal stres ile kazançlar arasındaki korelasyon katsayısının, diğer iki korelasyon katsayısının yaklaşık 6-7 katı kadar olduğu görülmektedir. Bu korelasyon katsayıları, finansal stresin kazançlar üzerinde daha fazla etkisi olduğunu işaret etmesi açısından son derece önemlidir ve özellikle H_{1b} hipotezimiz için güçlü bir zemin teşkil etmektedir.

4.2. Regresyon Sonuçları

Tablo 2’nin Panel A ve B kısımlarında, bağımlı değişkeni finansal yıl kapanışından sırasıyla üç ve dört ay sonraki son işlem günü gerçekleşen piyasa değeri olan analizlere ilişkin sonuçlar yer almaktadır. Her Panelin ilk sütunu firma düzeyindeki içsellik sorununun kontrol edildiği analizlere ilişkin bulgular raporlamakta iken ikinci sütunu hem firma hem de yıl düzeyindeki içsellik sorunlarının kontrol edildiği analizlere ilişkin sonuçlar sunmaktadır.

Tablo 2’de yer alan kazançlar ve defter değerine ilişkin regresyon katsayılarının %1 istatistiki anlamlılık seviyesinde pozitif olarak raporlanması, bu kalemlerin değer ilişkisinin bulunduğunu ortaya koymaktadır. UFRS bazlı finansal raporlama dönemine dair sunduğumuz bulgular, Borsa İstanbul’a kote firmalara ilişkin bu dönemine dair sonuçlar sunan literatürle (örneğin, Ates 2020; Bilgic ve diğerleri 2018; Ertuğrul ve Demir 2018; Güleç 2017) örtüşmektedir. Ayrıca, finansal strese ilişkin raporlanan hiçbir regresyon katsayısının da istatistiki olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Bu sonuç, finansal stresin firma değeri üzerinde doğrudan bir etkisinin bulunmadığını göstermektedir.

Tablo 2'nin Panel A kısmındaki her iki sütunda da finansal stres ile defter değerinin çarpanına ilişkin regresyon katsayıları, %10 seviyesinde dahi anlamlı olarak raporlanmamaktadır. Bu istatistiki olarak anlamı bulunmayan regresyon katsayıları defter değerinin piyasa değeri üzerindeki etkisinin finansal strese herhangi bir şekilde bağlı olmadığını göstermektedir. Her iki sütun için de bu sonucun doğrulanması, bu sonucun zaman seviyesindeki içsellik sorununa karşı hassas olmadığını göstermekte ve H_{1a} hipotezimizi doğrulamamaktadır. Tablo 2'nin Panel A kısmındaki her iki sütunda da finansal stres ile kazançların çarpanına ilişkin regresyon katsayıları %1 istatistiki anlamlılık seviyesinde negatif olarak raporlanmaktadır. Diğer bir deyişle finansal stresin artması, kazançların piyasa değeri üzerindeki etkisini azaltmaktadır. Her iki sütun için de bu sonucun doğrulanması, bu sonucun zaman seviyesindeki içsellik sorununa karşı hassas olmadığını göstermekte ve H_{1b} hipotezimizi doğrulamaktadır.

Tablo 2. Regresyon Sonuçları

	PANEL A			PANEL B	
DD	0.5306***	0.4877***		0.4968***	0.4808***
	(0.0001)	(0.0001)		(0.0001)	(0.0001)
K	1.1372***	1.0628***		1.1264***	1.1107***
	(0.0012)	(0.0010)		(0.0003)	(0.0005)
FS	0.0287	-0.0651		0.0143	-0.0464
	(0.9092)	(0.8102)		(0.8649)	(0.7458)
DD x FS	0.1293	0.1954		0.0729	0.1183
	(0.6533)	(0.4977)		(0.7656)	(0.6324)
K x FS	-1.4520**	-1.5770**		-1.5028***	-1.6964***
	(0.0332)	(0.0192)		(0.0081)	(0.0026)
Sabit	0.6637***	0.7022***		0.6955***	0.7076***
	(0.0001)	(0.0000)		(0.0000)	(0.0000)
Firma Sabit Etkiler	EVET	EVET		EVET	EVET
Yıl Sabit Etkiler	HAYIR	EVET		HAYIR	EVET
Gözlem Sayısı	2.071	2.071		2.071	2.071
R²	0,273	0,356		0,263	0,353

Açıklamalar: Panel A (B), bağımlı değişkeni finansal yıl kapanışından üç (dört) ay sonraki son işlem günü gerçekleşen piyasa değeri olan sonuçları sunmaktadır. Her Panelin ilk sütunu firma-sabit etkilerin kontrol edildiği sonuçları ve ikinci sütunu hem firma hem de yıl sabit etkilerin kontrol edildiği sonuçları göstermektedir. DD, K ve FS sırasıyla defter değerini, kazançları ve O-Skorlarının logit metodu ile dönüştürülmesiyle hesaplanan finansal stresi sembolize etmektedir. Finansal stres harici bütün bağımlı ve bağımsız değişkenler, en üst ve en alt %1’lik dilimler seviyesinde bastırılarak elde edilmekte ve bir önceki dönemin piyasa değeri ile bölünerek analizlere dahil edilmektedir. Parantezler içinde gösterilen p-değerleri, standart hataların hem firma hem de yıl bazında kümelenmesi sonucu elde edilmektedir. * $p<0.10$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$

Tablo 2’nin Panel B kısmında sunulan regresyon sonuçları, ek analiz testi işlevi görmektedir. Burada sunulan sonuçlar, aynı tablonun Panel A kısmında raporlanan sonuçları tamamen teyit etmektedir. Özetle, kazançlara ilişkin sunulan sonucumuz Barth ve diğerleri (1998) ve Dhaliwal ve diğerleri (2010) ile aynı doğrultuda iken defter değerine ilişkin sunulan sonucumuz bu çalışmalar ile uyumlu değildir.

4.3. Ek Analiz Sonuçları

Bu bölümde sonuçlarımızın sağlamlığının ve duyarlılığının incelenmesine yönelik beş adet ek analiz, bunlara ilişkin teorik çerçeve dahilinde sunulmaktadır.

Analizlerimiz, hem kazançların hem de defter değerinin eşanlı olarak incelenmesine olanak tanıyan Ohlson’un (1995) Fiyat Modeli kullanılarak yapılmaktadır. Bu Modeldeki defter değeri olan ana ortaklığa ait özkaynaklar, regresyonun ikinci değişkeni olan kazançları da içermektedir. Dolayısıyla, ana ortaklığa ait özkaynaklar ile kazançların aynı regresyonda analiz edilmesi, kazançların regresyonlara mükerrer olarak girmesi anlamına gelmektedir. Bu bağlamda, çalışmamızda ana ortaklığa ait dönem net karından arındırılmış ana ortaklığa ait özkaynakların defter değeri olarak kullanılması uygun görülmektedir. Fakat, mevcut değer ilişkisi literatürünün bu arındırmayı yapmaksızın ana ortaklığa ait özkaynakları defter değeri olarak regresyonlara dahil ettiği bilinmektedir (Veltri 2020). Mevcut literatüre benzer bir şekilde, bu arındırma yapılmaksızın, ana ortaklığa ait özkaynaklar defter değeri olarak regresyonlara dahil edilmek suretiyle analizler tekrarlanmakta ve ilk ek analiz sonucu olarak Tablo 3’te sunulmaktadır. Bu analizler, Tablo 2’de raporlanan sonuçları teyit etmektedir.

Çalışmamızda, uç gözlemlerin regresyon sonuçları üzerindeki etkisinin eliminasyonu için, kullanılan veriler en üst ve en alt %1’lik seviyelerde bastırılmaktadır. Uç gözlemlerin değerli bilgiler içerebileceği (Wilcox 2017) ve daha önceden hesaba katılmayan farklı çıkarımlara sebebiyet verebileceği (Adams ve diğerleri 2019) bilinmektedir. Bu sebeple, herhangi bir bastırma yapılmaksızın analizler tekrarlanmakta ve ikinci ek analiz sonucu olarak Tablo 4’te sunulmaktadır. Tablo 4’te

finansal stres ile kazançların çarpanına ilişkin regresyon katsayıları istatistiki olarak anlamlı bir şekilde negatiftir ve Tablo 2’de sunulan ilişkili sonuçları teyit etmektedir. Fakat, Tablo 4’te yer alan finansal stres ile defter değeri çarpanına ilişkin regresyon katsayıları istatistiki olarak anlamlı bir şekilde negatiftir ve Tablo 2’de sunulan ilgili sonuçları teyit etmemektedir. Bunun muhtemel üç açıklaması bulunmaktadır. Birincisi, Lev ve Zarowin (1999) tarafından da altı çizildiği üzere defter değerinin kaynakların net değerini ölçebilmekten uzaklaşmış olabileceğidir. Ayrıca defter değeri, kazançlar tarafından yansıtılamayan raporlanamayan net varlıklar ile tasfiye değerinin toplamı olarak değerlendirilmelidir (Barth ve diğerleri 1998). Bu bağlamda, ikinci açıklama, finansal stres ile birlikte raporlanamayan net varlıkların düşen değerinin (Barth ve diğerleri 1998) tasfiye değeri etkisini domine etmiş olabilmesidir. Üçüncüsü, uç gözlemlerin regresyon sonuçlarına yüklediği hatadan dolayı sonuçlar bu şekilde raporlanmış olabilir.

Tablo 3. Ek Analiz Sonuçları-I

	PANEL A			PANEL B	
DD	0,5044***	0,4646***		0,4904***	0,4748***
	(0,0002)	(0,0001)		(0,0001)	(0,0001)
K	0,7052***	0,6757***		0,7153***	0,7231***
	(0,0090)	(0,0071)		(0,0006)	(0,0009)
FS	0,0023	-0,0871		0,0187	-0,0406
	(0,9934)	(0,7677)		(0,8457)	(0,8017)
DD x FS	0,4146	0,5083		0,3586	0,4412
	(0,3452)	(0,2677)		(0,2982)	(0,2244)
K x FS	-1,7620**	-1,9623**		-1,6918***	-1,9482***
	(0,0485)	(0,0247)		(0,0089)	(0,0024)
Sabit	0,6773***	0,7120***		0,6931***	0,7033***
	(0,0001)	(0,0000)		(0,0000)	(0,0000)
Firma Sabit Etkiler	EVET	EVET		EVET	EVET
Yıl Sabit Etkiler	HAYIR	EVET		HAYIR	EVET
Gözlem Sayısı	2.071	2.071		2.071	2.071
R²	0,276	0,361		0,269	0,359

Açıklamalar: Panel A (B), bağımlı değişkeni finansal yıl kapanışından üç (dört) ay sonraki son işlem günü gerçekleşen piyasa değeri olan sonuçları sunmaktadır. Her Panelin ilk sütunu firma-sabit etkilerin kontrol edildiği sonuçları ve ikinci sütunu hem firma hem de yıl sabit etkilerin kontrol edildiği sonuçları göstermektedir. DD, K ve FS sırasıyla dönem net karından arındırılmamış defter değerini, kazançları ve O-Skorlarının logit metodu ile dönüştürülmesiyle hesaplanan finansal stresi sembolize etmektedir. Finansal stres harici bütün bağımlı ve bağımsız değişkenler, en üst ve en alt %1’lik dilimler seviyesinde bastırılarak elde edilmekte ve bir önceki dönemin piyasa değeri ile analizlere dahil edilmektedir. Parantezler içinde gösterilen p-değerleri, standart hataların hem firma hem de yıl bazında kümelenmesi sonucu elde edilmektedir. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Bir diğer ek analiz testi olarak, Ohlson (1980) tarafından raporlanan O-Skorundaki iki değişken (X_4 ve X_8) ile sabit terim istatistiki olarak anlamlı olmadıkları için bu üç unsur model dışı tutularak O-Skoru yeniden hesaplanmaktadır. Bu hesaplama neticesinde elde edilen yeni O-Skoru, logit dönüşümü ile finansal stres göstergesine dönüştürülmektedir. Bu yeni finansal stres göstergesi ile analizler tekrarlanmakta ve üçüncü ek analiz sonucu olarak Tablo 5’te sunulmaktadır. Tablo 5’te çarpanlara ilişkin verilen regresyon katsayıları, Tablo 2’deki sonuçları doğrulamaktadır.

Tablo 4. Ek Analiz Sonuçları-II

	PANEL A			PANEL B	
DD	0.6394***	0.6197***		0.6145***	0.6123***
	(0.0005)	(0.0007)		(0.0002)	(0.0002)
K	0.8250***	0.7626***		0.7496***	0.7288***
	(0.0034)	(0.0037)		(0.0039)	(0.0064)
FS	0.4277**	0.4720**		0.3098*	0.3550*
	(0.0434)	(0.0380)		(0.0625)	(0.0804)
DD x FS	-0.5121**	-0.4974**		-0.4809***	-0.4875***
	(0.0108)	(0.0168)		(0.0016)	(0.0012)
K x FS	-0.7326***	-0.6634**		-0.6416**	-0.6278**
	(0.0090)	(0.0168)		(0.0139)	(0.0214)
Sabit	0.6159***	0.6317***		0.6448***	0.6442***
	(0.0007)	(0.0003)		(0.0004)	(0.0000)
Firma Sabit Etkiler	EVET	EVET		EVET	EVET
Yıl Sabit Etkiler	HAYIR	EVET		HAYIR	EVET
Gözlem Sayısı	2.071	2.071		2.071	2.071
R²	0,291	0,344		0,271	0,329

Açıklamalar: Panel A (B), bağımlı değişkeni finansal yıl kapanışından üç (dört) ay sonraki son işlem günü gerçekleşen piyasa değeri olan sonuçları sunmaktadır. Her Panelin ilk sütunu firma-sabit etkilerin kontrol edildiği sonuçları ve ikinci sütunu hem firma hem de yıl sabit etkilerin kontrol edildiği sonuçları göstermektedir. DD, K ve FS sırasıyla defter değerini, kazançları ve O-Skorlarının logit metodu ile dönüştürülmesiyle hesaplanan finansal stresi sembolize etmektedir. Finansal stres harici bütün bağımlı ve bağımsız değişkenler, bir önceki dönemin piyasa değeri ile bölünerek analizlere dahil edilmektedir. Parantezler içinde gösterilen p-değerleri, standart hataların hem firma hem de yıl bazında kümelenmesi sonucu elde edilmektedir. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tablo 5. Ek Analiz Sonuçları-III

	PANEL A			PANEL B	
DD	0.5033***	0.4605***		0.4713***	0.4556***
	(0.0003)	(0.0003)		(0.0003)	(0.0002)
K	1.2911***	1.2358***		1.2846***	1.3008***
	(0.0012)	(0.0009)		(0.0002)	(0.0003)
FS	0.0288	0.0111		0.0197	0.0340
	(0.8848)	(0.9585)		(0.8884)	(0.8416)
DD x FS	0.2452	0.2923		0.1982	0.2363
	(0.3339)	(0.2703)		(0.3590)	(0.2828)
K x FS	-1.2168**	-1.2919**		-1.2607**	-1.4019***
	(0.0494)	(0.0354)		(0.0173)	(0.0098)
Sabit	0.6613***	0.6950***		0.6934***	0.6981***
	(0.0001)	(0.0000)		(0.0000)	(0.0000)
Firma Sabit Etkiler	EVET	EVET		EVET	EVET
Yıl Sabit Etkiler	HAYIR	EVET		HAYIR	EVET
Gözlem Sayısı	2.071	2.071		2.071	2.071
R²	0,275	0,359		0,266	0,356

Açıklamalar:

Panel A (B), bağımlı değişkeni finansal yıl kapanışından üç (dört) ay sonraki son işlem günü gerçekleşen piyasa değeri olan sonuçları sunmaktadır. Her Panelin ilk sütunu firma-sabit etkilerin kontrol edildiği sonuçları ve ikinci sütunu hem firma hem de yıl sabit etkilerin kontrol edildiği sonuçları göstermektedir. DD, K ve FS sırasıyla defter değerini, kazançları ve O-Skorlarının logit metodu ile dönüştürülmesiyle hesaplanan finansal stresi sembolize etmektedir. O-Skorları, Ohlson (1980) tarafından raporlanan yalnızca istatistiki olarak anlamlı değişkenler göz önünde tutularak hesaplanmaktadır. Finansal stres harici bütün bağımlı ve bağımsız değişkenler, en üst ve en alt %1'lik dilimler seviyesinde bastırılarak elde edilmekte ve bir önceki dönemin piyasa değeri ile bölünerek analizlere dahil edilmektedir. Parantezler içinde gösterilen p-değerleri, standart hataların hem firma hem de yıl bazında kümelenmesi sonucu elde edilmektedir. * $p<0.10$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$

Mevcut literatürün farklı ortak bölenler kullanarak ek analizler yaptığı bilinmektedir (Ertugrul 2019a, 2019b). Ek analiz testleri olarak iki farklı ortak bölen kullanılmak suretiyle analizler tekrarlanmakta ve dördüncü ek analiz sonucu olarak Tablo 6'da sunulmaktadır. Tablo 6'nın ilk Panelinde yer alan ve ortak bölen olarak aktiflerin kullanıldığı analiz sonuçları Tablo 2'deki sonuçları teyit etmektedir. Fakat, Tablo 6'nın ikinci Panelinde yer alan ve ortak bölen olarak hisse senedi sayısının kullanıldığı analiz sonuçları Tablo 2'de defter değerine ilişkin sunulan sonucu teyit etmekte iken kazançlara ilişkin sunulan sonucu teyit etmemektedir. İkinci Panelde sunulan sonuçların, şu çekince ile değerlendirilmesinin uygun olduğu düşünülmektedir: Hisse senedi sayısı herhangi bir finansal durum ya da performans değişimi olmaksızın işletme yönetimi tarafından değiştirilebildiği için hisse senedi sayısının ortak bölen olarak kullanıldığı modeller doğru olmayan çıkarımlara sebebiyet verebilmektedir (Easton 1998; Goncharov ve Veenman 2014). Bu sebeple, hisse senedi sayısının ölçek etkisine tam bir çözüm olamayabileceği (ve hatta ölçek etkisi yaratan bir şekilde sonuçlanabileceği) düşünülmelidir. Analizlerimiz sonucu elde edilen en yüksek R^2 değerlerinin hisse senedi sayısının ortak bölen olduğu regresyonlar için raporlanması bu çekinceyi teyit eder mahiyettedir.³

Son ek analiz testi olarak, finansal stres düzeyleri için farklılıkları ortaya koymak açısından örneklem, finansal stres değerlerine göre her sektör için finansal stresi en yüksek olan yarım, üçte bir ve kartil için alt örneklem bazında düşünülerek analizler tekrarlanmaktadır. Gujarati (1970a, 1970b) tarafından altı çizildiği üzere alt örneklem için oluşturulan kuklalar ile bütün örneklem üzerinde regresyon yapmanın, her alt örneklem için ayrı ayrı regresyonlar yapmaya göre çeşitli ekonometrik

³ Her halükarda, Fiyat Modeli için ölçek etkisini en doğru şekilde elimine eden ortak bölenin bir önceki döneme ilişkin piyasa değeri olduğunun (Brown ve diğerleri 1999; Goncharov ve Veenman 2014) ve bu ortak bölenin çalıntı bilgi etkisi probleminin elimine edilmesinde de faydalı olan tek ortak bölen olduğunun (Goncharov ve Veenman 2014) altı çizilmelidir.

üstünlükleri bulunmaktadır. Bu sebeple, çalışmamızda kuklalar yöntemi tercih edilmektedir. Finansal stresi en yüksek olan alt örneklem için 1 ve diğer alt örneklem için 0 değerini alan Q kukla değişkeni tanımlanarak kurulan model Eşitlik 4’te gösterilmektedir. Q değişkeni, en yüksek finansal stres düzeyini yakalayan kukla olduğu için bu analizde -finansal stresin muhasebe verilerinin değer ilişkisi üzerindeki etkisi yerine- yüksek düzeyde finansal stresin muhasebe verilerinin değer ilişkisi üzerindeki etkisi incelenmektedir. Tablo 7’de çarpanlara ilişkin verilen regresyon katsayıları, birer istisna ile, Tablo 2’deki sonuçları doğrulamaktadır. Diğer bir deyişle, yüksek finansal stres de, tıpkı finansal stres gibi, i) defter değerinin piyasa değeri üzerindeki etkisini değiştirmemektedir, ve ii) kazançların piyasa değeri üzerindeki etkisini azaltıcı bir rol oynamaktadır.

$$PD_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \times DD_{i,t} + \beta_2 \times K_{i,t} + \beta_3 \times Q_{i,t} + \beta_4 \times DD_{i,t} \times Q_{i,t} + \beta_5 \times K_{i,t} \times Q_{i,t} \quad (4)$$

Tablo 6. Ek Analiz Sonuçları-IV

	PANEL A			PANEL B	
DD	0.8646**	0.8353**		2.5661***	3.0607***
	(0.0118)	(0.0168)		(0.0001)	(0.0001)
K	1.9049***	1.8325***		2.8105***	2.9896***
	(0.0011)	(0.0032)		(0.0006)	(0.0045)
FS	-0.0631	-0.1597		9.2339*	-1.9533
	(0.8852)	(0.7033)		(0.0627)	(0.1726)
DD x FS	0.3623	-0.0233		-1.8053	-3.9749
	(0.6908)	(0.9790)		(0.1318)	(0.4534)
K x FS	-2.3683*	-2.9186**		-2.8983	-1.9533
	(0.0710)	(0.0310)		(0.4877)	(0.1726)
Sabit	0.5299***	0.5782***		-0.6260	-2.3526
	(0.0035)	(0.0028)		(0.6857)	(0.2271)
Firma Sabit Etkiler	EVET	EVET		EVET	EVET
Yıl Sabit Etkiler	EVET	EVET		EVET	EVET
Gözlem Sayısı	2,074	2,074		2,074	2,074
R²	0.785	0.785		0.922	0.923

Açıklamalar: Her Panelin ilk (ikinci) sütunu, bağımlı değişkeni finansal yıl kapanışından üç (dört) ay sonraki son işlem günü gerçekleşen piyasa değeri olan sonuçları sunmaktadır. Analizlerde hem firma hem de yıl sabit etkiler kontrol edilmektedir. DD, K ve FS sırasıyla defter değerini, kazançları ve O-Skorlarının logit metodu ile dönüştürülmesiyle hesaplanan finansal stresi sembolize etmektedir. Panel A’da (B’de) yer alan FS harici bütün bağımlı ve bağımsız değişkenler, en üst ve en alt %1’lik dilimler seviyesinde bastırılarak elde edilmekte ve aktifler (hisse senedi sayısı) ile bölünerek analizlere dahil edilmektedir. Parantezler içinde gösterilen p-değerleri, standart hataların hem firma hem de yıl bazında kümelenmesi sonucu elde edilmektedir. * $p<0.10$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$

Tablo 7. Ek Analiz Sonuçları-V

	PANEL A				PANEL B		
DD	0.4125***	0.4335***	0.4468***		0.4058***	0.4246***	0.4457***
	(0.0006)	(0.0002)	(0.0002)		(0.0006)	(0.0005)	(0.0003)
K	1.3943***	1.3101***	1.1314***		1.4481***	1.4961***	1.2003***
	(0.0020)	(0.0051)	(0.0078)		(0.0029)	(0.0014)	(0.0027)
Q	-0.0384	-0.0363	-0.0709		-0.0208	-0.0110	-0.0407
	(0.5829)	(0.5718)	(0.3407)		(0.7354)	(0.8814)	(0.5737)
DD x Q	0.1074	0.1007*	0.1221		0.0925	0.0578	0.0465
	(0.1051)	(0.0596)	(0.1067)		(0.1191)	(0.3196)	(0.5194)
K x Q	-0.8584**	-0.8718**	-0.6825		-0.9134**	-1.1622***	-0.8400**
	(0.0383)	(0.0480)	(0.1385)		(0.0456)	(0.0068)	(0.0384)
Sabit	0.7330***	0.7201***	0.7313***		0.7336***	0.7147***	0.7311***
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)		(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
Firma Sabit Etkiler	EVET	EVET	EVET		EVET	EVET	EVET
Yıl Sabit Etkiler	EVET	EVET	EVET		EVET	EVET	EVET
Gözlem Sayısı	2,071	2,071	2,071		2,071	2,071	2,071
R²	0.355	0.359	0.356		0.350	0.360	0.351

Açıklamalar: Her Panelin ilk (ikinci) sütunu, bağımlı değişkeni finansal yıl kapanışından üç (dört) ay sonraki son işlem günü gerçekleşen piyasa değeri olan sonuçları sunmaktadır. Analizlerde hem firma hem de yıl sabit etkiler kontrol edilmektedir. Her Panelin ilk (ikinci) [üçüncü] sütununda yer alan Q, O-Skorlarının logit metodu ile dönüştürülmesiyle hesaplanan finansal stresi en yüksek olan yarımı (üçte biri) [kartili] sembolize etmektedir. Q, finansal riski en yüksek olan alt örneklem için 1 değerini ve diğer alt örneklem için 0 değerini alan kukla değişkenidir. Q harici bütün değişkenler en üst ve en alt %1’lik dilimler seviyesinde bastırılarak elde edilmekte ve bir önceki dönemin piyasa değeri ile bölünerek analizlere dahil edilmektedir. Parantezler içinde gösterilen p-değerleri, standart hataların hem firma hem de yıl bazında kümelenmesi sonucu elde edilmektedir. * $p<0.10$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$

5. TARTIŞMA VE SONUÇ

Çalışmamızda Borsa İstanbul’da 2009-2018 yılları arasında listelenen firmalara ilişkin bir örneklem kullanılarak finansal stresin defter değeri ile kazançların değer ilişkisi üzerindeki etkileri incelenmektedir. Finansal stres, Ohlson (1980) tarafından geliştirilen O-Skoru Modeli ile hesaplanan O-Skorlarının logit dönüşümü neticesinde elde edilen değerler ile ölçülmektedir. Finansal stres değerleri, Ohlson’un (1995) Fiyat Modeline kazançların ve defter değerinin çarpanları şeklinde eklenerek yapılan analizler, iki ana sonuç göstermektedir.

İlk sonucumuz, defter değerinin piyasa değeri üzerindeki etkisinin finansal strese bağlı olmamasıdır. Bu sonuç, tasfiye değeri göstergesi olması (Barth ve diğerleri 1996) ve kaynakların net değerini ölçmesi (Burgstahler ve Dichev 1997) beklenen defter değerinin, özellikle inovatif faaliyetlerin aktifleştirilerek bilançoda gösterilmesine yönelik yetersiz muhasebe uygulamalarından ötürü (Lev ve Zarowin 1999) kaynakların net değerini ölçemediği şeklinde yorumlanabilir. Bu sonucumuz, Barth ve diğerlerinin (1998) finansal stres arttıkça bilançonun değerlemedeki etkinliğinin artması beklentisini karşılamamakta ve defter değerinin piyasa değeri üzerindeki etkisinin finansal stres ile arttığı sonucunu raporlayan Barth ve diğerleri (1998) ve Dhaliwal ve diğerleri (2010) ile örtüşmemektedir.

İkinci sonucumuz, finansal stresin artmasının kazançların piyasa değeri üzerindeki etkisini istatistiki olarak anlamlı bir şekilde negatif olarak etkilemesidir. Bu sonuç, Barth ve diğerleri (1998) ve Dhaliwal ve diğerleri (2010) ile tutarlı bir şekilde gelir tablosunun değerlemedeki etkinliğinin finansal stres arttıkça azaldığını göstermektedir. Araştırma-geliştirme, marka değeri ve müşteri sadakati gibi raporlanamayan net varlıkların değeri finansal stres ile birlikte düşmekte ve buna paralel olarak bu değerleri -belirli bir hata ile- yansıtan kazançların piyasa değeri üzerindeki etkisi de azalmaktadır (Barth ve diğerleri 1998). Finansal stres, Burgstahler ve Dichev’in (1997)

perspektifinden tekraralama değeri ile intibak değeri arasındaki ödünleşim dahilinde kazançların piyasa değeri üzerindeki etkisinde düşüşe neden olmaktadır. Ayrıca finansal stresten kaynaklı kazanç artırıcı muhasebe uygulamaları, değer ilişkisi düşük kazançlar raporlanmasına sebep olarak (Habib ve Azim 2008) kazançların değerlemedeki etkinliğini azaltmaktadır. Bu bağlamda, ikinci sonucumuz, bütün bu argümanlar ile aynı doğrultudadır.

Çalışmamız, defter değerine dair bulgusu ile muhasebe standartları otoriteleri için aktifleştirme kriterlerinin esnetilebilmesine yönelik iç görüşler sunmaktadır. Özellikle inovatif faaliyetlerin aktifleştirilme kriterlerinin esnetilmesi, kaynakların net değerinin ve dolayısıyla defter değerinin daha adil bir şekilde raporlanmasını sağlayabilir. Mevcut standartların yeniden düzenlenmesi veya yeni standartların hayata geçirilmesi, bu pencereden değerlendirilebilir. Ayrıca çalışmamız finansal stresi yüksek olan firmaların kazançlarının piyasa değeri üzerindeki etkilerinin daha az olduğunu göstermesi açısından, finansal tablo verileri bazlı değerlendirme yapan hisse senedi yatırımcılarına da önemli bir değerlendirme girdisi sunmaktadır.

Çalışmamız gelecek araştırmalar için iki önemli noktaya işaret etmektedir. Her ne kadar Öz ve Şimga-Muşan (2018) tarafından gelişmekte olan ülkeler örneğine ilişkin Ohlson'un (1980) O-Skoru Yönteminin kullanım uygunluğu gösterilse de çalışmamız muhasebe verileri temelli bir finansal stres ölçümü ile konuyu incelemektedir. Gelecek araştırmalar piyasa bazlı bir finansal stres ölçümü ile finansal stresin muhasebe verilerinin değer ilişkisi üzerindeki etkilerini inceleyerek çalışmamızı tamamlayabilir. Ayrıca, çalışmamız tek ülkeye ilişkin bir örneklem kullanarak bulgular sunduğu için sonuçlarımızın genellenebilirliği yüksek değildir. Gelecek araştırmalar birden fazla ülkeye ilişkin firmaların içinde olduğu bir örneklem kullanarak genellenebilirliği yüksek sonuçlar sunabilir.

YAZARIN BEYANI

Bu çalışmada, Araştırma ve Yayın Etiğine uyulmuştur, çıkar çatışması bulunmamaktadır ve de finansal destek alınmamıştır.

AUTHOR'S DECLARATION

This paper complies with Research and Publication Ethics, has no conflict of interest to declare, and has received no financial support.

KAYNAKÇA

Adams, J., Hayunga, D., Mansi, S., Reeb, D. ve Verardi, V. 2019. "Identifying and Treating Outliers in Finance", Financial Management, 48(2), 345–384.

- Altman, E.I. 1968. “Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy”, *The Journal of Finance*, 23(4), 589–609.
- Ates, S. 2020. “Membership of Sustainability Index in an Emerging Market: Implications for Sustainability”, *Journal of Cleaner Production*, 250, 119465.
- Ball, R. ve Brown, P. 1968. “An Empirical evaluation of accounting income numbers”, *Journal of Accounting Research*, 6(2), 159–178.
- Barth, M.E., Beaver, W.H. ve Landsman, W.R. 1996. “Valuation characteristics of equity book value and net income: Tests of the Abandonment Option Hypothesis”, Working Paper. Stanford University.
- Barth, M.E., Beaver, W.H. ve Landsman, W.R. 1998. “Relative valuation roles of equity book value and net income as a function of financial health”, *Journal of Accounting and Economics*, 25(1), 1–34.
- Beaver, W.H. 1968. “The information content of annual announcements earnings”, *Journal of Accounting Research*, 6(3), 67–92.
- Beaver, W.H. 2002. “Perspectives on recent capital market research”, *The Accounting Review*, 77(2), 453–474.
- Bilgic, F.A., Ho, S., Hodgson, A. ve Xiong, Z. 2018. “Do macro-economic crises determine accounting value relevance?”, *Accounting in Europe*, 15(3), 402–422.
- Brown, S., Lo, K. ve Lys, T. 1999. “Use of R^2 in accounting research: Measuring changes in value relevance over the last four decades”, *Journal of Accounting and Economics*, 28(2), 83–115.
- Burgstahler, D.C. ve Dichev, I.D. 1997. “Earnings, adaptation and equity value”, *The Accounting Review*, 72(2), 187–215.
- Callao, S., Cimini, R. ve Jarne, J.I. 2016. “Value relevance of accounting figures in presence of earnings management. Are enforcement and ownership diffusion really enough?”, *Journal of Business Economics and Management*, 17(6), 1286–1299.
- Chang, C., Herbohn, K. ve Tutticci, I. 2009. “Market’s perception of deferred tax accruals”, *Accounting and Finance*, 49(4), 645–673.
- Charitou, A., Neophytou, E. ve Charalambous, C. 2004. “Predicting corporate failure: Empirical evidence for the UK”, *European Accounting Review*, 13(3), 465–497.
- Chieng, J.R. 2013. “Verifying the validity of Altman’s Z-Score as a predictor of bank failures in the case of the Eurozone (Unpublished Masters Thesis)”, National College of Ireland, Dublin, Ireland.
- Christensen, H.B. ve Nikolaev, V.V. 2012. “Capital versus performance covenants in debt contracts”, *Journal of Accounting Research*, 50(1), 75–116.
- DeFond, M.L. ve Jiambalvo, J. 1994. “Debt covenant violation and manipulation of accruals”, *Journal of Accounting and Economics*, 17(1–2), 145–176.

- Demir, V., Ertuğrul, M. ve Gür, E. 2016. “Değer ilişkisi üzerine uluslararası yayınlar”, Mali Çözüm, 136, 13–31.
- Dhaliwal, D.S., Li, O.Z. ve Xie, H. 2010. “Institutional investors, financial health, and equity valuation”, Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics, 17(2), 151–173.
- Easton, P.D. 1998. “Discussion of revalued financial, tangible, and intangible assets: Association with share prices and non-market-based value estimates”, Journal of Accounting Research, 36(3), 235–247.
- Ertuğrul, M. 2019a. “A review of the literature on IFRS adoption from the perspective of the value relevance”, In H. Dincer & S. Yüksel (Eds.), Handbook of Research on Global Issues in Financial Communication and Investment Decision Making, (pp. 367–394), IGI Global.
- Ertuğrul, M. 2019b. “Kapsamlı gelirin değer ilişkisine yönelik uluslararası literatür taraması”, Mali Çözüm, 155, 55–80.
- Ertuğrul, M. ve Demir, V. 2018. “How does unobserved heterogeneity affect value relevance?”, Australian Accounting Review, 28(2), 288–301.
- Glova, J. ve Mrázková, S. 2018. “Impact of intangibles on firm value: An empirical evidence from European public companies”, Ekonomický Časopis, 66(7), 665–680.
- Goncharov, I. ve Veenman, D. 2014. “Stale and scale effects in markets-based accounting research: Evidence from the valuation of dividends”, European Accounting Review, 23(1), 25–55.
- Gow, I.D., Ormazabal, G. ve Taylor, D.J. 2010. “Correcting for cross-sectional and time-series dependence in accounting research”, The Accounting Review, 85(2), 483–512.
- Graham, J.R., Harvey, C.R. ve Rajgopal, S. 2005. “The economic implications of corporate financial reporting”, Journal of Accounting and Economics, 40(1–3), 3–73.
- Grice, S.J. ve Ingram, R.W. 2001. “Test of the generalizability of Altman’s bankruptcy predication model”, Journal of Business Research, 54, 53–61.
- Gujarati, D. 1970a. “Use of dummy variables in testing for equality between sets of coefficients in linear regressions: A generalization”, American Statistician, 24(5), 18–22.
- Gujarati, D. 1970b. “Use of dummy variables in testing for equality between sets of coefficients in two linear regressions: A note”, American Statistician, 24(1), 50–52.
- Güleç, Ö.F. 2017. “Nakit akışları ve kazançların değer ilişkisi: Borsa İstanbul uygulaması”, Muhasebe Bilim Dünyası Dergisi, 19(2), 524–546.
- Habib, A. ve Azim, I. 2008. “Corporate governance and the value-relevance of accounting information: Evidence from Australia”, Accounting Research Journal, 21(2), 167–194.
- Hayn, C. 1995. “The information content of losses”, Journal of Accounting and Economics, 20, 125–153.
- Hellström, K. 2006. “The value relevance of financial accounting information in a transition economy:

- The case of the Czech Republic”, *European Accounting Review*, 15(3), 325–349.
- Hensher, D.A., Jones, S. ve Greene, W.H. 2007. “An error component logit analysis of corporate bankruptcy and insolvency risk in Australia”, *Economic Record*, 83(260), 86–103.
- Isaboke, C. ve Chen, Y. 2019. “IFRS adoption, value relevance and conditional conservatism: evidence from China”, *International Journal of Accounting and Information Management*, 27(4), 529–546.
- Kothari, S.P. 2001. “Capital markets research in accounting”, *Journal of Accounting and Economics* 31, 105–231.
- Lev, B. ve Zarowin, P. 1999. “The boundaries of financial reporting and how to extend them”, *Journal of Accounting Research*, 37(2), 353–385.
- Marquardt, C.A. ve Wiedman, C.I. 2004. “The effect of earnings management on the value relevance of accounting information”, *Journal of Business Finance & Accounting*, 31(3–4), 297–332.
- Miller, M.H. ve Modigliani, F. 1966. “Some estimates of the cost of capital to the electric utility industry, 1954-1957”, *The American Economic Review*, 56(3), 333–391.
- Ohlson, J.A. 1980. “Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy”, *Journal of Accounting Research*, 18(1), 109–131.
- Ohlson, J.A. 1995. “Earnings, book values, and dividends in equity valuation”, *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 661–687.
- Onali, E., Ginesti, G. ve Vasilakis, C. 2017. “How should we estimate value-relevance models? Insights from European data”, *British Accounting Review*, 49(5), 460–473.
- Öz, I.O. ve Şimga-Muşan, C. 2018. “Bankruptcy prediction models’ generalizability: Evidence from emerging market economies”, *Advances in Accounting*, 41(C), 114–125.
- Petersen, M.A. 2009. “Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches”, *Review of Financial Studies*, 22(1), 435–480.
- Shumway, T. 2001. “Forecasting bankruptcy more accurately: A simple hazard model”, *Journal of Business*, 74(1), 101–124.
- Wang, M. ve Hussainey, K. 2013. “Voluntary forward-looking statements driven by corporate governance and their value relevance”, *Journal of Accounting and Public Policy*, 32(3), 26–49.
- Wilcox, R. 2017. *Modern Statistics for the Social and Behavioral Sciences: A Practical Introduction* (2nd ed.). Boca Raton, FL: Taylor & Francis.
- Wu, Y., Gaunt, C. ve Gray, S. 2010. “A comparison of alternative bankruptcy prediction models”, *Journal of Contemporary Accounting and Economics*, 6(1), 34–45.
- Wysocki, P.D. 2009. “Assessing earnings and accruals quality: US and international evidence”, Working Paper. MIT Sloan School of Management.
- Veltri, S. 2020. “Mandatory non-financial risk-related disclosure”, Springer International Publishing.

Zmijewski, M.E. 1984. “Methodological issues related to the estimation of financial distress prediction models”, Journal of Accounting Research, 22, 59–82.