

Ar-Ge Yatırımlarının Hisse Senedi Getirisi Üzerine Etkisi: BİST Teknoloji ve Bilişim Firmaları Üzerine Bir Uygulama

Muhammet ÖZCAN*
Ensar AĞIRMAN**
Ömer YILMAZ***

Özet

Ar-Ge yatırımlarının geri dönüşleri hem firma içerisinde yönetimsel kararların alınmasında hem firma dışında firmaya yatırım yapmayı düşünen yatırımcılar tarafından kullanılmaktadır. Bu çalışmada, BİST’de işlem görmekte olan teknoloji ve bilişim firmalarının yaptıkları Ar-Ge yatırımlarının bu şirketlerin hisse senedi fiyatları üzerindeki etkileri 2000-2013 dönemini kapsayan veriler yardımıyla araştırılmıştır. Çalışmada panel veri analiz yöntemi kullanılmıştır. Analiz sonuçlarına göre Ar-Ge harcamalarından hisse senedi getirilerine herhangi bir nedensellik bulunmazken hisse senedi getirilerinden Ar-Ge harcamalarına bir nedenselliğin olduğu görülmüştür. Hata düzeltme modeli sonuçları ortaya çıkan kısa dönemli dengesizliklerin uzun dönemde giderildiğini göstermiştir.

Anahtar Kelimeler: Ar-Ge Yatırımları, Hisse Senedi Getirileri, Panel Veri Modelleri, BİST

The Effect of R&D Investments on Stock Returns: A Study on Technology and Information Technology Firms in BIST

Abstract

Returns of the R&D investments are utilised for taking managerial decisions within the firm and also by the investors who think of making investments in the

*Arş.Gör., Atatürk Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü, mhmtozcan@gmail.com

**Arş.Gör., Atatürk Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü, ensaragirman@atauni.edu.tr

***Prof.Dr., Atatürk Üniversitesi, İİBF, Ekonometri Bölümü, omeryilmaz@atauni.edu.tr

firm. In this study, the effects of the R&D investments made by the technology and information firms which are traded on BIST on the stock returns are investigated with the data of 2000-2013 period. Panel data analysis method is used in the study. According to the results, it is observed that while there has been no causality from R&D expenditures to stock returns, there has been causality from stock returns to R&D expenditures. Error correction model results show that the short term imbalances emerged have been fixed in the long term.

Key Words: R&D Investments, Stock Returns, Panel Data Models, BIST

JEL Classification Codes: O32, G12, C23, N24, D53

Giriş

II. Dünya Savaşının sona ermesiyle ulusal şirketlerin yerini çok uluslu şirketlere bırakması ve bu çok uluslu şirketlerin uluslararası ekonomik faaliyetleri ile başlayan küreselleşme olgusu, 1990'lı yıllara gelindiğinde ivme kazanmış ve bu değişim eğilimi tüm dünyada global ve bölgesel ekonomik entegrasyona uyumu zorunlu kılmıştır. Küresel anlamda bu değişim ve gelişimi tetikleyen en önemli unsurlar arasında üretim ve süreç verimliliğine doğrudan katkı sağlayan bilgi teknolojilerindeki gelişmeler ve yeni teknolojik buluşlar yer almaktadır. Bu bağlamda, verimlilik artışına yol açan teknik değişimin önemli bir kaynağını ise araştırma ve geliştirme (Ar-Ge) faaliyetleri oluşturmaktadır (Zerenler, Türker ve Şahin, 2007: 656-657).

Ar-Ge faaliyetlerinin temel işlevi, yeni ürünler geliştirmek veya keşfetmektir. Bunun yanı sıra değerli yeni ürünler, süreçler ve hizmetler ortaya çıkarmak ve gelişmesini sağlamak amacıyla bilimsel ve teknolojik konularla ilgili yeni bilgiler oluşturmaktır. Ar-Ge harcamaları, bu bilgilerin oluşturulma aşamalarında büyük önem taşır. Ar-Ge, var olan ürünlerin kalitesini artırarak ve ortalama üretim maliyetlerini azaltarak veya yeni ürünlerin oluşturulması ile ürün yelpazesini geliştirerek verimliliği artırabilir. Kısacası, firmaların kârlılık oranlarında artışa, maliyetlerinde azalmaya ve dolayısıyla da rekabet güçlerinde bir artışa neden olmaktadır.

Ar-Ge yatırımları, firma performansı, beklenen kârlılık ve nakit akışlarını konu alan finans literatüründe yarattığı etki kadar profesyonel finansal yönetim uygulamalarında da çok fazla kullanılmaktadır (Grandi ve diğ., 2008: 1). Genel olarak Ar-Ge'ye yapılan yatırımların geri dönüşü firmanın muhasebecisinden en üst düzey finans yöneticisine ve şirketin yönetim kuruluna kadar uzanan geniş bir yelpazede hem firma içinde değerlendirilmekte hem de firma dışında Ar-Ge yatırım kararları yatırımcılar tarafından takip edilmektedir. Muhasebeciler, firma yöneticileri ve yatırımcılar, şirketlerin yaptıkları Ar-Ge yatırımları ile yakından ilgilenmektedir. Çünkü Ar-Ge yatırım harcamaları ve bunların kısa ve uzun vadede oluşturacağı getiriler ile firma yöneticileri, gelecekteki yatırım kararlarına şekil verebileceği gibi yatırımcıların da portföylerini oluştururken bu durumu göz önünde bulundurmaları gerekir. Zira Ar-Ge yatırımları pahalı olup bu yatırımın yapıldığı projenin gelecekte başarıya ulaşip ulaşmayacağı ya da proje başarılı olsa bile ekonomik getirisinin tatmin edici düzeye ulaşip ulaşmayacağı gibi belirsizlikleri kapsamaktadır. Bu belirsizlikler, firmaların Ar-Ge yatırımı yapmalarının önündeki en önemli engeller

arasında kabul edilebileceği gibi bu durum yatırımcı açısından da belirsizliğin oluşturduğu yüksek risk düzeyinden dolayı büyük öneme sahiptir.

Belirsizliklerin etkisi altındaki Ar-Ge ile hisse senedi getirileri arasındaki bu ilişki, bugüne kadar birçok akademik çalışmada ele alınmıştır. Bu çalışmalardan bir kısmı, etkin bir piyasada, firmaların yaptığı Ar-Ge ve diğer maddi olmayan duran varlık yatırımları ile hisse senedi fiyatları ve gelecekteki hisse senedi getirileri arasında anlamlı bir ilişki olmadığını savunmaktadır (Chan, Lakonishok ve Sougiannis, 2001: 2432). Öte yandan söz konusu çalışmaların diğer bir kısmı ise son dönemde yapılmış olup bu çalışmalar şirket yöneticilerinin yönetsel davranışlarının, Ar-Ge ve teknoloji ile ilgili kararlara borsaların vermiş olduğu reaksiyonlardan etkilendiğini öne sürmektedir (Benner, 2007). Bunları destekler nitelikteki ampirik çalışmalar ise genel olarak Ar-Ge yatırımları ile hisse senedi getirileri arasında anlamlı ve olumlu bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır (Morbey, 1988; Chauvin ve Hirschey, 1993; Szweczyk, Tsetsekos ve Zantout, 1996; Hsieh, Mishra ve Gobeli, 2003).

Literatür kapsamında yer alan çalışmaların büyük çoğunluğu Ar-Ge yatırımlarının gelişmiş ülkelerde yüksek oranlarda yapıldığını göstermektedir. Gelişmekte olan ülkeler arasında değerlendirilen Türkiye'nin Ar-Ge harcamalarının gelişimi incelendiğinde, ülkedeki Ar-Ge harcamalarının zaman içinde sürekli bir artış eğilimi izlediği fakat bu artışa rağmen halen daha çok düşük seviyelerde olduğu görülmektedir. Öyle ki her yıl düzenli olarak küresel Ar-Ge harcamaları ile ilgili değerlendirmeler ve bir sonraki yıl için öngörüler sunan Battelle (R&D Magazine) verilerine göre 2013 yılında bütün dünya ülkelerinde gerçekleştirilen Ar-Ge harcamalarının %32'sini tek başına ABD gerçekleştirmişken Avrupa Birliği üye ülkeleri toplamda %23,1'lik Ar-Ge yatırımı yapmıştır. Türkiye'nin de içerisinde bulunduğu diğer ülkeler grubu ise küresel Ar-Ge harcamasının yalnızca %5,4'lük kısmını oluşturmaktadır.

OECD verilerine (Ek 1) göre ABD'de Ar-Ge harcamalarının GSYİH içindeki payı 2012 yılında %2,79, Almanya'da %2,91 ve Japonya'da ise %3,34 olarak gerçekleşmiş, Türkiye'deki Ar-Ge harcamalarının GSYİH içindeki payı 2011 yılında %0,86 iken, bu oran 2012 yılında %0,92'ye yükselmiştir. Türkiye Bilimsel ve Teknolojik Araştırma Kurumu (TÜBİTAK) verilerine göre ise son 10 yılda Türkiye'nin, Ar-Ge çalışmalarını en hızlı artıran ülkelerden biri haline geldiği ve 2012 yılında bu harcamaların 13 milyar lirayı bulduğu ortaya konmuştur. Bu dönemde Ar-Ge harcamaları 3 kat artarken tam zamanlı Ar-Ge personeli sayısının yaklaşık 2 katına çıktığı görülmektedir.

Çalışmada, BİST (Borsa İstanbul)'de işlem görmekte olan teknoloji ve bilişim firmalarının yaptıkları Ar-Ge yatırımlarının bu şirketlerin hisse senedi fiyatları üzerindeki etkileri 2000-2013 dönemini kapsayan veriler yardımıyla incelenecektir. Çalışmada kullanılan değişkenleri, araştırmanın odak noktasını oluşturan şirketlerin BİST'den alınan hisse senedi getirileri ve şirketlerin finansal tablolarından elde edilen 3'er aylık dönemler içerisinde yapmış oldukları Ar-Ge harcamaları oluşturmaktadır. Bu amaç doğrultusunda çalışma dört bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde, Ar-Ge'nin genel bir tanımı verilmiş ve Ar-Ge faaliyetleri ile ilgili dünya ve Türkiye karşılaştırması yapılmıştır. İkinci bölümde, konu ile ilgili literatürde yer alan çalışmalara değinilirken "yöntem ve veriler" başlıklı üçüncü bölümde, çalışmanın uygulama kısmına ait olan metodolojik altyapı ve veri seti

tanıtılmıştır. Dördüncü bölümde ise uygulama bulgularına yer verilmiş ve çalışma genel bir değerlendirmenin yapıldığı sonuç bölümüyle bitmiştir.

1. Literatür

Ar-Ge yatırımları ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların sonuçları farklılıklar göstermekle birlikte literatürde yer alan çalışmalar genel anlamda Ar-Ge yatırımlarının hisse senedi getirisi üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Literatürde yer alan çalışmalar yayın yılı esas alınarak yazar, dönem, çalışılan ülkeler ve sonuç başlıkları altında aşağıdaki tabloda sıralanmıştır.

Tablo 1: Ar-Ge Çalışmaları ile Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki Üzerine Yapılan Çalışmalar

Yazar(lar)	Yöntem	Dönem	Çalışma Alanı(Ülke)	Sonuç
Conolly ve Hirschey (1984)	Yatay Kesit Analiz, En Küçük Kareler ve İki Aşamalı En Küçük Kareler	1977	Fortune 500 listesindeki 390 firma	Ar-Ge harcamaları ve kâra dayalı piyasa kapitalizasyonu arasında karmaşık bir ilişki bulunmuştur.
Morbey (1988)	En Küçük Kareler Tahmin Yöntemi (Tobin q yaklaşımı)	1976-1985	Amerika Birleşik Devletleri	Birçok Amerikan firması için Ar-Ge yatırımları ile hisse senedi getirileri arasında pozitif bir korelasyon bulunmuştur.
Chauvin ve Hirschey (1993)	Yatay Kesit Analiz (Tobin q yaklaşımı)	1988-1990	Compustat veri tabanından her yıl ortalama 1500 firma için elde edilen veriler kullanılmıştır	Ar-Ge yatırımlarının, nakit akışlarındaki büyüme, risk ve pazar payı gibi unsurlarla birlikte firmaların piyasa değerlerini belirlemede kullanılan önemli bir belirleyici olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Szewczyk, Tsetsekos ve Zantout (1996)	Yatay Kesit Analiz (Tobin q yaklaşımı)	1979-1992	Dow Jones Borsasında gerçekleşen 252 Ar-Ge duyurusu çalışma alanını oluşturmaktadır.	Ar-Ge harcama duyuruları ile piyasa fiyat reaksiyonları arasında anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Bu anlamlı ilişki Tobin q değeri yüksek teknoloji firmalarında pozitif iken Tobin q değeri düşük teknoloji firmalarında ise negatiftir.
Bosworth ve Rogers (2001)	Zaman Serisi Analizi	1994-1996	Avustralya	Ar-Ge yoğunluğu ile getiri volatilitesi arasında pozitif bir ilişki bulunmaktadır.
Chan, Lakonishok ve Sougiannis (2001)	Zaman Serisi Analizi	1975-1995	NYSE, AMEX ve NASDAQ'da listelenen tüm yerli ABD firmaları	Piyasalar Ar-Ge harcamalarına olumlu ve güçlü tepkiler vermektedir. Sonuçlar, piyasaların Ar-Ge harcamalarına karşı göstermiş oldukları bu olumlu tepkinin Ar-Ge harcamalarının genel ekonomisi içerisindeki artışı ile daha da güçlendiğini ortaya koymaktadır.

Kallunki ve Sahlström (2003)	Zaman Serisi Analizi ve Çapraz-Kesit Regresyon Modeli	1993-2000	Helsinki Borsasında faaliyet gösteren 154 firma	Ar-Ge yoğunluğu ile firma performansı arasında pozitif bir ilişki bulunmaktadır. Piyasa kapitalizasyonu Ar-Ge yatırımlarından, duran varlık yatırımlarına göre iki kat daha fazla etkilenmektedir.
Hsieh, Mishra ve Gobeli (2003)	Regresyon Analizi	1975-1996	Compustat ABD veri tabanından seçilen 39 firma	Ar-Ge stratejilerinin hisse senedi fiyat oynaklığı üzerinde önemli bir etkisinin olduğu sonucuna varılmıştır.
Bae ve Kim (2003)	Yatay Kesit Analizi	1996-1998	Almanya, ABD, Japonya (3324 Amerikan, 384 Alman ve 1181 Japon firması)	Çalışmanın içeriğini oluşturan üç ülkedeki firmaların büyük bir çoğunluğunda Ar-Ge harcamaları ve piyasa kapitalizasyonu arasında pozitif bir ilişkinin var olduğu görülmüştür.
Sood ve Tellis (2009)	Olay Çalışma Yöntemi ve Fama-French 3 Faktör Modeli	1977-2006	Çalışma, beş farklı pazarda faaliyet gösteren 69 firmaya ait 5481 bildirimin değerlendirilmesi ile gerçekleştirilmiştir.	Büyük firmalara kıyasla küçük firmalarda ve çok çeşitli teknolojik ürünler üreten firmalara nazaran daha az ürün çeşitliliğine sahip firmalarda hisse senedi fiyatlarındaki artış daha yüksektir. Olumsuz olayların hisse senedi üzerindeki etkisi olumlu olaylara göre çok daha fazladır.
Cincera ve ark. (2010)	Zaman içerisinde hisse senedi performanslarının karşılaştırılması yapılmıştır.	2003-2006	Avrupa Birliği'ne üye ülkelerin ana borsalarından seçilmiş en yüksek Ar-Ge yatırımı yapan 304 firma	Ar-Ge portföyünü oluşturan hisse senetlerinin piyasa getirilerinin ortalaması endeks veya sektör ortalamasının çok üzerindedir.
Li (2011)	Fama-MacBeth Regresyon	1975-2007	NYSE, AMEX ve NASDAQ	Hisse senedi getirileri ile Ar-Ge yatırımları arasında pozitif ilişki bulunmuştur.

Başgöze ve Sayın (2013)	Tek ve Çok Değişkenli Regresyon Modelleri	2006-2010	Borsa İstanbul, 40 firma	Ar-Ge yoğunluğu ile hisse senedi getirisi arasında pozitif bir ilişki bulunmaktadır. Bununla birlikte beklentilerin aksine firma hacmi ile getiri arasında herhangi bir ilişki yoktur.
Mitsuyama (2013)	Olay Çalışması Analizi	2012	Japonya (Tokyo Borsası)	Japonya'daki finansal piyasalar Ar-Ge çalışmaları ile oluşturulan patent duyurularına tepki vermemiştir.

2. Yöntem ve Veriler

Çalışmada, BİST'e kayıtlı 16 adet Ar-Ge şirketinden 9'u için şirketlerin finansal tablolarından elde edilen Ar-Ge yatırımları ile BİST'den alınan hisse senedi getirisi arasındaki ilişki 2000:I-2013:IV dönemine ait üçer aylık veriler yardımıyla araştırılacaktır. Değişkenlere ilişkin zaman serileri BİST'in resmi internet sitesinden elde edilmiştir. Çalışmada panel veri yöntemleri kullanılacağından aşağıda öncelikle modelin genel bir tanıtımı yapılacak daha sonra da panel veri yöntemleri ile ilgili bilgiler kısaca sunulacaktır.

$$HSG_{it} = \alpha_{it} + \beta ARGE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Burada:

HSG_{it} = i firmasında t dönemindeki hisse senedi getirisidir.

α_{it} = firmalar arasındaki zaman farklılıklarını yansıtan sabit bir etkidir.

$ARGE_{it}$ = i firmasında t dönemindeki araştırma geliştirme faaliyetleridir.

ε_{it} = modelin kalıntılarını temsil etmektedir.

Ekonomik bir ilişkinin belirlenmesinde model kapsamındaki diğer değişkenlerle ilişkili olabilen ve gözlenemeyen bireysel özel etkileri kontrol etme isteğini yansıtan panel veri analizleri 1980'li yıllardan itibaren artan bir ilgi görmektedir (Hausman ve Taylor, 1981: 1377). Panel veri analizinde birden fazla yatay kesit objesinin analiz dönemindeki gözlemleri kullanılarak regresyon yapılmakta ve bu nedenle de zaman serisi ile yatay kesit dalgalanmasına izin verilmektedir. Tipik bir panel veri analizinde bağımlı değişken için N sayıda bireyin T dönemlik zaman serisi verileri kullanılarak analiz yapılmaktadır. Genel anlamda panel veri denklemi aşağıdaki (2) numaralı eşitlik ile ifade edilmektedir (Kaya ve Yılmaz, 2006: 69):

$$Y_{it} = \beta_{1it} + \beta_{2it} X_{2it} + \beta_{3it} X_{3it} + \varepsilon_{it} \quad t=1...T \text{ ve } i=1...N \quad (2)$$

Panel veri analizinin en basit şekli, modelde yer alan katsayıların tüm yatay kesit bireyler için sabit tutulması durumudur ki bu varsayım aşağıdaki gibi bir denklemle gösterilmektedir:

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3) numaralı denklem; tüm bağımsız değişkenlerin, yatay kesit bireylerin hepsini aynı derecede etkilediğini öngörmektedir. Ancak bağımsız değişkenlerin, farklı bireyleri farklı şekilde etkilediğine inanılıyorsa bu denklem yetersiz kalmaktadır. Bu noktada ortaya çıkan temel konu başlangıç noktasının (β_1) nasıl tanımlanacağıdır. Başlangıç noktası, tüm bireyler için sabit tutulabilir veya böyle bir kısıt konulmayarak farklı yatay kesit bireyler için farklı başlangıç noktalarının olmasına izin verilebilir. Bu doğrultuda, başlangıç noktası tanımlaması için "sabit etkiler modeli" ve "tesadüfi etkiler modeli" olmak üzere iki alternatif yöntem bulunmaktadır. Panel veri analizlerinde, katsayıların birimlere ya da birimler ile zamana göre değiştiğinin varsayıldığı modellere "sabit etkiler modeli" denmektedir. Modelin genel formülasyonu; birimler arasındaki farklılıkların, sabit terimde meydana gelen farklılıklarla yakalanabileceği üzerine temellendirilmektedir. Dolayısıyla bu modellerde sadece sabit terim değişmekte ve sabit terim zamana göre değil, kesit bazında farklılıklar göstermektedir. Yani zaman boyutu sabit değişken tarafından muhafaza edilmesine rağmen bireyler arasındaki davranışlarda farklılık göstermektedir (Pazarlıoğlu ve Gürler, 2007: 37-38). Genel olarak sabit etkiler modeli aşağıdaki (4) numaralı eşitlik yardımıyla ifade edilmektedir (Judge, 1985: 519):

$$y_{it} = \bar{\beta} + \alpha_i + \beta_1 X_{1it} + \dots + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad i=1,2,\dots,G \text{ ve } t=1,2,\dots,N \quad (4)$$

(4) numaralı eşitlikte y_{it} , bağımlı değişkeni; $\bar{\beta}$, ortalama sabit terimi; α_i , i kesiti için ortalama sabit terimden farklılığı; X_{it} , bağımsız değişkenleri; i yatay kesit birimini; t , zamanı ve ε_{it} ise hata terimini göstermektedir. Bu eşitlikte yer alan hata terimi ile açıklayıcı değişkenler arasında bir ilişkinin söz konusu olması durumunda sabit etkiler modelinin kullanılması daha doğru olmaktadır. Çünkü bu durumda sabit etkiler modelinin tahminçileri sapmasız olmaktadır. Benzer şekilde, kesit sayısının az ve gözlem sayısının büyük olduğu durumlarda da sabit etkiler modelinin kullanılması uygundur.

Sabit etkiler modeline alternatif bir yaklaşım olarak geliştirilen tesadüfi etkiler modeli “hata bileşenleri yaklaşımı” şeklinde de ifade edilmektedir. Tesadüfi etkiler modelinde her bir kesit birimi için farklı trend değerlerinin söz konusu olduğu, bu trend değerlerinin zaman periyodu boyunca sabit kaldığı ve açıklanan ile açıklayıcı değişkenler arasında geçici bir yatay kesit ilişkisinin varlığı öne sürülmektedir. Bu bağlamda, tesadüfi etkiler modelinin temel farklılığı; bireysel yatay kesit birimi için geçerli olan trend değerlerinin α gibi ortak bir trend değerinden kaynaklanıyor olması ve rassal değişimi yaratan ε_i ’nin yatay kesitler boyunca değişip, belli bir dönem aralığında sabit kalmasıdır. Dolayısıyla ε_i , ortak trend terimi olan α ’dan hareketle hesaplanabilen her bir yatay kesit biriminin rassal sapmasını ölçmektedir (Brooks, 2008: 498). Temel olarak tesadüfi etkiler modeli aşağıdaki gibi bir eşitlik yardımıyla ifade edilmektedir (Wooldridge, 2009: 489):

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1ij} + \dots + \beta_k X_{kij} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Sabit etkiler modelinde bir veya birden fazla X_{ij} ile ilişkili olduğu düşünüldüğünden dolayı α_i , elimine edilmeye çalışılmaktadır. (5) numaralı tesadüfi etkiler modelinde ise tüm zaman periyodu boyunca her bir açıklayıcı değişken ile ilişkisiz olduğu varsayılmaktadır.

Panel veri analizlerinde değişkenler arasındaki uzun dönemli ya da eşbütünleşik ilişkiler de tespit edilebilmekte ve bu analizler için genellikle Pedroni ve Kao eşbütünleşme testlerinden yararlanılmaktadır. Pedroni (1999) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testi aşağıdaki (6) numaralı panel regresyonundan hareketle ifade edilmektedir:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \delta_{it}t + X_{it}\beta_i + e_{it} \quad (6)$$

(6) numaralı eşitlikte yer alan y_{it} ve X_{it} sırasıyla $(N^*T) \times 1$ ve $(N^*T) \times m$ boyutundaki gözlemlenebilen değişkenleri vurgulamaktadır. Bu test, panel serilerinde eşbütünleşik bir ilişkinin olmadığını sınavan sıfır hipotezinin asimptotik ve sonlu gözlem özellikleri üzerine inşa edilmiştir. Hem uzun dönem eşbütünleşik vektörlerinde ve hem de dinamik modellerde panel seriyi oluşturan bireysel kesitler arasındaki heterojenliği ölçmeye olanak tanıyan bu eşbütünleşme analizi iki test grubundan oluşmaktadır. İlk grubu oluşturan testler, boyutlar-ıçi yaklaşım üzerine temellendirilmiş olup panel v -istatistiği, panel ρ -istatistiği, panel PP-istatistiği ve panel ADF-istatistiği olmak üzere dört testten oluşmaktadır. Bu istatistikler tahmin edilen kalıntı serileri üzerindeki birim kök testleri için farklı yatay kesit birimleri

arasında otoregresif katsayıları birleştirmektedir. İkinci grubu oluşturan testler ise boyutlar-arası yaklaşım üzerine inşa edilmiştir ki toplamda üç testten meydana gelmektedir. Bunlar; grup ρ -istatistiği, grup PP-istatistiği ve grup ADF-istatistiğidir. Bu istatistikler de her bir yatay kesit birimi için bireysel olarak tahmin edilen ortalama katsayı tahmincilerine dayanmaktadır (Lee, 2005: 419).

Pedroni (1999) tarafından iki grup halinde ifade edilen test istatistikleri aşağıdaki eşitlikler yardımıyla hesaplanmaktadır (Pedroni, 1999: 660):

Panel v-istatistiği:

$$Z_v = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \quad (7)$$

Panel ρ -istatistiği:

$$Z_\rho = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i) \quad (8)$$

Panel PP-istatistiği:

$$Z_t = \left(\hat{\sigma}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i) \quad (9)$$

Panel ADF-istatistiği:

$$Z_t^* = \left(\hat{s}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{it}^* \quad (10)$$

Grup ρ -istatistiği:

$$\tilde{Z}_\rho = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i) \quad (11)$$

Grup PP-istatistiği:

$$\tilde{Z}_t = \sum_{i=1}^N \left(\hat{\sigma}^2 \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{it} - \hat{\lambda}_i) \quad (12)$$

Grup ADF-istatistiği:

$$\tilde{Z}_t^* = \sum_{i=1}^N \left(\hat{s}_i^{*2} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{it}^*) \quad (13)$$

Bu eşitliklerde yer alan $\hat{e}_{it}$, (6) numaralı denklemden elde edilen kalıntı değerlerini ve $\hat{L}_{11i}^2$ ise $\Delta \hat{e}_{it}$ için tahmin edilen uzun dönem kovaryans matrislerini ifade etmektedir. Benzer şekilde $\hat{\sigma}_i^2$ ve $\hat{s}_i^{*2}$ ($\hat{s}_i^{*2}$) ise sırasıyla bireysel i için uzun

dönem ve zamansal varyansları göstermektedir. Söz konusu bu yedi test asimptotik standart normal dağılım özelliklerini bünyesinde barındırmaktadır. Panel v-istatistiğinde elde edilen büyük pozitif değerler sonucunda eşbütünlük ilişkisinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilirken geri kalan diğer istatistiklerde ise yakalanan büyük negatif değerler sonucunda sıfır hipotezi reddedilebilmektedir.

Pedroni (1999) testinin aksine, kesikli ve homojen katsayılar özelinde bir sınamanın söz konusu olduğu Kao (1999) eşbütünlük testi ise (14) numaralı panel regresyon modeline dayanmaktadır (Lau vd., 2011: 148):

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_{it}\gamma + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

(14) numaralı eşitlikte y_{it} ve x_{it} 'nin $I(1)$ seviyesinde durağan olduğu ve eşbütünleşik bir ilişkinin gerçekleşmediği varsayılmaktadır. $z_{it} = \{\mu_i\}$ gibi bir eşitliği savunan Kao (1999), ε_{it} serisi için yapılacak DF ve ADF birim kök testlerinden hareketle seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini araştırmıştır. DF serisinin $\hat{\varepsilon}_{it} = \rho \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + v_{it}$ ve ADF serisinin ise $\hat{\varepsilon}_{it} = \rho \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t-j} + v_{it}$ eşitlikleri yardımıyla hesaplandığı kalıplarda $\hat{\varepsilon}_{it} = \tilde{y}_{it} - \tilde{x}_{it}\hat{\beta}$ ve $\tilde{y} = y_{it} - \bar{y}_i$ olmaktadır. Bu kalıplardan hareketle ρ ve t istatistiklerinin EKK tahminleri,

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_{it} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_{it}^2} \quad \text{ve} \quad t_{\rho} = \frac{(\hat{\rho} - 1) \sqrt{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^2}}{S_e} \quad (15)$$

denklemleri yardımıyla hesaplanmaktadır. Seriler arasında eşbütünleşik bir ilişkinin olmadığını varsayıldığı sıfır hipotezi altında Kao (1999) tarafından hesaplanan DF ve ADF istatistikleri aşağıdaki eşitlikler yardımıyla hesaplanmaktadır:

$$DF_{\rho} = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) + 3\sqrt{N}}{\sqrt{51/5}} \quad (16)$$

$$DF_t = \sqrt{\frac{5t_{\rho}}{4}} + \sqrt{\frac{15N}{8}} \quad (17)$$

$$DF_{\rho}^* = \frac{\sqrt{NT}(\hat{\rho} - 1) + \frac{3\sqrt{N}\hat{\sigma}_v^2}{\hat{\sigma}_{0v}^2}}{\sqrt{3 + \frac{36\hat{\sigma}_v^4}{5\hat{\sigma}_{0v}^4}}} \quad (18)$$

$$DF_t^* = \frac{t_{\rho} + \frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}} \quad (19)$$

$$ADF = \frac{t_{ADF} + \frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2}}} \quad (20)$$

Bu denklemlerde $\hat{\sigma}_v^2 = \hat{\Sigma}yy - \hat{\Sigma}yx\hat{\Sigma}^{-1}xx$ ve $\hat{\sigma}_{0v}^2 = \hat{\Omega}yy - \hat{\Omega}yx\hat{\Omega}^{-1}xx$ 'dir. t_{ADF} değeri ise $\hat{\varepsilon}_{it} = \rho\hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^T \phi_j \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t-j} + v_{itp}$ eşitliğindeki ρ 'nun t istatistiğini vurgulamaktadır.

Eşbütünleşme analizlerini takiben değişkenler arasındaki sebep-sonuç ilişkileri literatüre ilk kez Granger (1964, 1969) tarafından kazandırılan ve daha sonra ise Hamilton (1994) tarafından geliştirilen nedensellik analizleri yardımıyla incelenmiştir. Granger nedenselliğinde X ve Y gibi iki değişken arasındaki ilişkinin yönü araştırılır. Eğer mevcut Y değeri, X değişkeninin şimdiki değerinden çok geçmiş dönem değerleri ile daha iyi tahmin edilebiliyorsa X değişkeninden Y değişkenine doğru bir Granger nedenselliğinden söz edilebilir (Charemza ve Deadman, 1993: 190). İki değişken arasında “sebebi olma ilişkisi” araştırılırken (21) ve (22) numaralı kalıplar uygulanır (Kutlar, 2007: 267):

$$Y_{it} = \sum_{i=1}^n \alpha_{it} Y_{i,t-k} + \sum_{i=1}^n \beta_{it} X_{i,t-k} + EC_{it-1} + u_{1it} \quad (21)$$

$$X_{it} = \sum_{i=1}^n \alpha_{it} X_{i,t-k} + \sum_{i=1}^n \beta_{it} Y_{i,t-k} + EC_{it-1} + u_{2it} \quad (22)$$

Burada $u_{1i,t}$ ve $u_{2i,t}$ hata terimlerinin ilişkisiz oldukları varsayılmaktadır. Böylece (21) ve (22) numaralı denklemler değişkenlerin geçmiş değerlerine bağlı olduğu kadar kendi geçmiş değerlerinin de bir fonksiyonudur. Granger nedenselliğinde; Y_{it} ile X_{it} arasında tek ve çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olabileceği gibi değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olmadığı durum da ortaya çıkabilir.

3. Uygulama Bulguları

Panel veri analizlerinde uygulama çerçevesinde yatay kesit bağımlılık testleri, panel birim kök testleri, panel eş-bütünleşme testleri, Granger nedensellik testleri, birim ve zaman etkilerini gösteren F ve LM testleri ve sabit ve tesadüfi etkili model tahmin sonuçları gösterilecektir.

Tablo 2: Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Test Türü	İstatistik	Olasılık
Breusch-Pagan LM	35.2240	0.5053
Pearson LM	-1.1521	0.2493
Pearson CD	0.8469	0.3970
Friedman LM	74.2995**	0.0425
Frees Q	1.3904*	0.0000

Not: Asimptotik kritik değerler yalnızca Frees Q İstatistiği için geçerlidir. * ve ** işaretleri sırayla ilgili istatistik değerlerinin %1 ve %5 önem düzeyinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 2, yatay kesit bağımlılığı test sonuçlarını göstermektedir. Buna göre ilk üç test yatay kesit bağımlılığının olmadığını göstermiştir. Diğer bir deyişle yatay kesit birimleri arasında korelasyon ilişkilerinin geçerli olmadığını ortaya koymuştur. Bu doğrultuda yatay kesit bağımsızlığı altında birim kökün varlığını tespit etmek için 1.

nesil birim kök testlerinin kullanılmasının daha uygun olacağını söylemek mümkündür.

Tablo 3: Panel Birim Kök Test Sonuçları

Testin Adı	Değişken Adı	Seviye Değeri	Kesit Sayısı	Gözlem Sayısı
Levin, Lin, Chu t İstatistiği	HSG	-12.0241*	9	293
	ARGE	-4.0624*	9	243
Breitung t İstatistiği	HSG	-10.5558*	9	284
	ARGE	-0.1432	9	234
	ΔARGE	-1.8055**	9	212
Im, Pesaran, Shin W İstatistiği	HSG	-8.1407*	9	293
	ARGE	-2.9688*	9	243
ADF-Fisher χ^2 İstatistiği	HSG	157.1740*	9	293
	ARGE	57.1549*	9	243
PP-Fisher χ^2 İstatistiği	HSG	174.2200*	9	297
	ARGE	65.0031*	9	243

Not: Fisher testleri için belirtilen istatistikler asimptotik χ^2 dağılımı ve diğer test istatistikleri ise asimptotik normallik varsayımı dikkate alınarak hesaplanmıştır. *, ** ve *** işaretleri ilgili değişkenin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde durağan olduğunu yansıtmaktadır. İstatistikler hesaplanırken optimum gecikme uzunluğunun belirlenmesinde SIC kriterinden yararlanılmıştır. Ayrıca; LLC ve PP-Fisher istatistik değerleri hesaplanırken hem Barlett Kerneli ve hem de Newey-West bant genişlik kriterlerinden yararlanılmıştır. Δ işareti o değişkenin farkının alındığını göstermektedir.

Tablo 3, modelde dikkate alınan değişkenlere ilişkin birim kök test bulgularını göstermektedir. Birim kök testi sonuçları, beş farklı durağanlık testi için dikkate alınan değişkenlerden sadece ARGE değişkeni Breitung t testinde birinci fark değerinde durağan çıkarken diğer bütün testlerde her iki değişken de seviye değerinde durağan çıkmıştır. Modelde dikkate alınan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin tespit edilebilmesi için Pedroni, Kao ve Johansen-Fisher'e ait eş-bütünleşme testlerinden yararlanılmıştır.

Tablo 4: Pedroni ve Kao Panel Eş-Bütünleşme Test Sonuçları

Pedroni Eş-Bütünleşme Test Sonuçları			Kao Eş-Bütünleşme Test Sonuçları		
Test	İstatistik	Olasılık	Test	İstatistik	Olasılık
Panel v	-1.7159	0.9569	Kao ADF İstatistiği	1.2813***	0.1000
Panel rho	-2.3838*	0.0086			
Panel PP	-1.7267**	0.0421			
Panel ADF	-1.9249**	0.0271			
Grup rho	-0.9114	0.1811			
Grup PP	-4.1352*	0.0000			
Grup ADF	-3.3801*	0.0000			

Not: Eşbütünleşme ilişkisinin belirlenebilmesi için kullanılan her iki testte de Bartlett Kerneli ve Newey-West bant genişlik kriterlerinden yararlanılmıştır. Değişkenlere ilişkin optimum gecikme uzunluklarının hesaplanmasında SIC kriteri esas alınmıştır. *, ** ve *** işaretleri ilgili istatistik değerlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlı olduklarını yansıtmaktadır.

Gerek Tablo 4'deki Pedroni ve Kao panel eş-bütünleşme test sonuçları gerekse de Tablo 5'deki Johansen-Fisher panel eş-bütünleşme test sonuçları çalışmada incelenen değişkenler arasında eş-bütünleşik yani uzun dönemli ilişkilerin geçerli olduğu sonucunu ortaya koymuştur. Uzun dönemli ilişkilerin elde edilmesi değişkenler arasında en azından tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin geçerli olmasının beklendiğini yansıtmaktadır.

Tablo 5: Johansen-Fisher Panel Eş-Bütünleşme Test Sonuçları

Eş-Bütünleşme Vektörü	Trace Test İstatistiği		Max. Eigenvalue Test İstatistiği	
	İstatistik	Olasılık	İstatistik	Olasılık
Hiç Yok	94.40*	0.0000	72.97*	0.0000
En Az Bir Tane	59.61*	0.0000	59.61*	0.0000

Not: Değişkenlere ilişkin optimum gecikme uzunluklarının hesaplanmasında SIC kriteri esas alınmıştır. *, ** ve *** işaretleri ilgili istatistik değerlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlı olduklarını yansıtmaktadır.

Tablo 6, Granger nedensellik test sonuçlarını göstermektedir. Buna göre çalışmaya dahil edilen dokuz firma tarafından gerçekleştirilen teknolojiye yönelik Ar-Ge faaliyetlerinin firmaların hisse senedi getirilerinde herhangi bir etkiye neden olmadığı görülmüştür. Oysa firmaların hisse senetlerindeki getiriler arttıkça Ar-Ge faaliyetlerine daha fazla yöneldikleri görülmüştür. Tablodan da görüleceği gibi HSG değişkeninden Ar-Ge değişkenine %10 önem düzeyinde bir Granger nedenselliği vardır.

Tablo 6: Granger Nedensellik Test Sonuçları

Değişken Çifti	Nedenselliğin Yönü	F İstatistiği	Olasılık
ARGE-HSG(1)	-	0.0119	0.9134
HSG-ARGE(1)	→	3.3389***	0.0689

Not: Parantez içindeki değerler, AIC ve SIC kriterleri kullanılarak hesaplanan optimum gecikme uzunluklarını yansıtmaktadır. *, ** ve *** işaretleri ilgili istatistik değerlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlı olduklarını yansıtmaktadır.

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin belirlenmesini takiben çalışmanın bu aşamasında sabit ve tesadüfi etkili model sonuçları tahmin edilmeye çalışılmıştır. Bu amaç doğrultusunda uygun panel veri modeline karar verilebilmesi için birim ve zaman etkilerini gösteren F ve LM testleri yapılmıştır. Tablo 7, F ve LM test sonuçlarını göstermektedir. Tabloya göre gerek F gerekse LM testinde zaman etkileri %1 önem düzeyinde anlamlı bulunmuşken birim etkileri anlamsızdır. Ayrıca Hausman testi sonucu sabit etkili modelin daha tutarlı sonuçlar verdiğini göstermektedir.

Tablo 7: Birim ve Zaman Etkilerini Gösteren F ve LM Test Sonuçları

İlişki	F Testi		LM Testi		Hausman Testi
	Test	İstatistik	Test	İstatistik	
HSG-Ar-Ge	F _{Birim}	0.7779	F _{Birim}	0.4983	1.879***
	F _{Zaman}	2.8828*	F _{Zaman}	2.9621*	
	F _{Birim-Zaman}	138.959*	F _{Birim-Zaman}	117.810*	

Not: *, ** ve *** işaretleri ilgili istatistik değerlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlı olduklarını yansıtmaktadır.

Birim ve zaman etkilerinin tespit edilmesini takiben modelde dikkate alınan değişkenler arasındaki ilişkileri belirleyebilmek amacıyla sabit ve tesadüfi etkili modeller tahmin edilmiş ve analiz sonuçları Tablo 8’de sunulmuştur. Sabit etkili model tahmin sonuçları Ar-Ge harcamalarının hisse senedi getirisi üzerinde istatistiki olarak anlamlı bir etkisinin olmadığını göstermiştir. Bu sonuç Granger nedensellik testi ile tezat teşkil ediyor olsa da eş-bütünleşik ilişkilerden dolayı modele dahil edilen hata düzeltme parametresini gösteren EC’nin beklentileri karşılar nitelikte negatif ve istatistiki olarak %5 önem düzeyinde anlamlı çıkması ortaya çıkabilecek olan kısa dönemli dengesizliklerin uzun dönemde giderilebileceğini göstermektedir.

Tablo 8: Sabit ve Tesadüfi Etkili Model Tahmin Sonuçları

Sabit Etkili Model				Tesadüfi Etkili Model			
Değişken	Katsayı	t istatistiği	Olasılık	Değişken	Katsayı	t istatistiği	Olasılık
C	0.0997***	1.8087	0.0718	C	0.0789	2.1628	0.0315
ARGE	0.0403	0.0298	0.1779	ARGE	-0.0736	-1.4486	0.1487
EC(-1)	-0.0083**	-1.8926	0.0497	EC(-1)	-0.0099	-1.5558	0.1210
Birim Etkisi		Yok		Birim Etkisi		Yok	
Zaman Etkisi		Var		Zaman Etkisi		Var	
R ² =0.2705		F=1.708		R ² =0.1902		F=1.2523	
F _(olasılık) =0.0912***		DW=2.2208		DW=2.1698		F _(olasılık) =0.2877	
				Hausman= 1.879***			

Not: Değişkenler arasında eşbütünleşik bir ilişki elde edildiğinden modellere hata düzeltme parametresi eklenmiş ve EC(-1) olarak adlandırılmıştır. *, ** ve *** işaretleri ilgili istatistik değerlerinin sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlı olduklarını yansıtmaktadır.

Sonuç

Ar-Ge yatırım harcamaları ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişki literatürde geniş bir şekilde incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar büyük ölçüde hisse senedi getirileri ve Ar-Ge harcamaları arasında olumlu ve güçlü bir ilişkinin var olduğu yönündedir. Bununla birlikte yapılan çalışmaların birçoğunda ele alınan ülkelerin OECD sınıflandırmasına göre gelişmiş ülkeler kategorisinde yer alan ve Ek 2’deki Tabloda belirtildiği üzere dünyadaki küresel Ar-Ge harcamalarının yaklaşık %66’sını gerçekleştiren ABD, Almanya, Fransa, Japonya, İngiltere gibi ülkeler olduğu görülmektedir.

Ar-Ge harcamalarının gelişimi incelendiğinde Türkiye’deki Ar-Ge harcamalarının zaman içinde sürekli bir artış eğilimi izlediği görülmektedir. Bu

çalışmada, OECD sınıflandırmasına göre gelişmekte olan ülkeler arasında değerlendirilen Türkiye'deki Ar-Ge harcamaları ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişki ampirik olarak ortaya konulmaya çalışılmaktadır. Bu amaç doğrultusunda teknolojik yenilikleri kullanma potansiyelleri ve faaliyet gösterdikleri sektör nedeniyle teknolojik gereklilikleri yerine getirme zorunlulukları bulunan BİST'de teknoloji ve bilişim sektörleri altında işlem gören şirketlerin yapmış oldukları Ar-Ge harcamalarının hisse senedi fiyatları üzerindeki etkileri 2000-2013 dönemini kapsayan veriler alınarak araştırılmıştır.

Panel veri analizlerinde öncelikle yatay kesit bağımlılık testleri yapılmış ve değişkenler arasında korelasyon ilişkisi olmadığından birinci nesil birim kök testlerinin kullanılması uygun bulunmuştur. Birim kök testi sonuçlarına göre Breitung t istatistiği dışındaki bütün testlerde değişkenlerin seviye değerlerinde durağan olduğu görülmüştür. Daha sonra ise Pedroni, Kao ve Johansen-Fisher panel eş-bütünlüşme yapılmıştır. Test sonuçları değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu dolayısıyla en azından tek yönlü de olsa bir nedensellik ilişkisinin olacağı düşünülmüştür. Nedensellik analizi sonuçlarına göre Ar-Ge yatırım harcamalarının hisse senedi getirileri üzerinde herhangi bir etkisi bulunmazken hisse senedi getirilerinin Ar-Ge harcamaları üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğu görülmüştür. Analiz sonuçları, BİST'de işlem gören teknoloji ve bilişim firmalarının hisse senedi getirileriyle paralel olarak Ar-Ge harcamalarında değişimlerin olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte Ar-Ge harcamaları ile hisse senedi getirisi arasında literatürde var olan güçlü ve anlamlı ilişkinin aksine, BİST'de işlem gören firmalar ele alındığında, Ar-Ge yatırım harcamalarından hisse senedi getirilerine yönelik herhangi bir etkiye rastlanılmamaktadır. Bunun temel nedeni olarak Türkiye'nin ülke olarak gerçekleştirmiş olduğu Ar-Ge yatırımlarının küresel anlamda çok az bir yer kapsıyor olması ve bu nedenle yapılan harcamaların hisse senedi getirilerine etki etmemesi olarak gösterilebilir. Ayrıca bahsi geçen firmalarla ilgili elde edilen Ar-Ge alanındaki verilerin yeterli olmaması da başka bir etken olarak değerlendirilebilir. Zaman içerisinde Ar-Ge harcamalarının artış göstermesi ve sürekli hale gelmesi bu sorunu ortadan kaldıracaktır.

Ar-Ge harcamalarının yönetici ve yatırımcı kesimler arasında oluşturmuş olduğu bilgi asimetrisinden dolayı finansal piyasaların Ar-Ge yatırımlarını değerlendirmede genellikle verimli olmadığı (Aboody ve Lev, 2000; Hall, 2002) ve bu durumun Türkiye için de geçerli olabileceği Ar-Ge harcamalarının hisse senedi getirileri üzerinde bir etkiye sahip olmamasının bir diğer nedeni olarak kabul edilebilir.

Öte yandan tüm dünya ülkelerinin Ar-Ge yatırım verileri dikkate alındığında, Türkiye'deki yatırımların dünyanın gerisinde kaldığı gözlenmektedir. OECD raporları buna benzer sonuçlara sahiptir. Zira mevcut konuya ilişkin çalışmalar incelendiğinde, ülkedeki Ar-Ge harcamalarının yetersiz düzeyde kaldığı ve bu çalışmanın da esasını oluşturan şirketlerle ilgili Ar-Ge yatırım verilerinin elde edilmesinde sorunlarla karşılaşıldığı görülecektir. Öyle ki, BİST'e kayıtlı 16 adet teknoloji ve bilişim firmasından sadece 9'unun finansal tablolarından elde edilen Ar-Ge yatırım harcamaları ile ilgili veriler bu çalışmada kullanılabilmiştir. Bu doğrultuda, ülkede faaliyet gösteren firmaların Ar-Ge yatırımının önemi hakkında bilgilendirilmesi, yönlendirilmesi ve teşvik edilmesi, gelecekte bu firmaların hem büyümesini sağlarken hem de rekabet edilebilirliğini olanaklı kılarak ülke ekonomisine büyük ölçüde katkılar sağlayacaktır.

Kaynakça

- Aboody, D. ve Lev, B. (2000), Information Asymmetry, R&D, and Insider Gains, *The Journal of Finance*, 55(6), 2747-2766.
- Bae, S.C. ve Kim, (2003), The Effect of R&D Investments on Market Value of Firms: Evidence from the US, Germany, and Japan, *The Multinational Business Review*, 11(3), 51-76.
- Başgöze, P. ve Sayın, H.C. (2013), "The Effect Of R&D Expenditure (Investments) on Firm Value: Case of Istanbul Stock Exchange". *Journal of Business Economics & Finance*, 2(3), 5-12.
- Battelle 2013, 2014 Global R&D Funding Forecast.
- Benner, M.J. (2007), The Incumbent Discount: Stock Market Categories and Response to Radical Technological Change. *Academy of Management Review*, 32, 703-720.
- Bosworth, D. ve Rogers, M. (2001), Market Value, R&D and Intellectual Property: An Empirical Analysis of Large Australian Firms, *Economic Record*, 77(239), 323-337.
- Brooks, C. (2008), *Introductory Econometrics for Finance* (UK: Cambridge University Press 2nd Ed.).
- Chan, L.K.C., Lakonishok, J. ve Sougiannis, T. (2001), "The Stock Market Valuation of Research and Development Expenditures", *Journal of Finance*, 56(6), 2431-2456 (doi: Doi 10.1111/0022-1082.00411).
- Charemza, W.W. ve Deadman, D.F. (1993), *New Directions in Econometric Practice* (UK: Edward Elgar Publishing).
- Chauvin, K.W. ve Hirschey, M. (1993), Advertising, R&D Expenditures and the Market Value of the Firm, *Financial Management*, 22(4), 128-140.
- Cincera, M., Cozza, C., Tübke, A. ve Voigt, P. (2012), Doing R&D or Not (in a Crisis), That Is the Question.... *European Planning Studies*, 20(9), 1525-1547.
- Conolly, R.A. ve Hirschey, M. (1984), R&D, Market Structure and Profits: A Value Based Approach, *The Review of Economics and Statistics*, 66, No. 4, 682-684.
- Grandi, A., Hall, B.H. ve Oriani, R. (2008), *Chapter 4: R&D and Financial Investors*, 1.
- Granger, C.W.J. (1964), *Spectral Analysis of Economic Time Series* (New Jersey: Princeton University Press).
- Granger, C.W.J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Hall, B.H. (2002), The Financing of Research and Development, *Oxford Review of Economic Policy*, 18(1), 35-51.
- Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*. New Jersey, Princeton University Press.
- Hausman, J.A. ve Taylor, W.E. (1981), "Panel Data and Unobservable Individual Effects", *Econometrica*, 49(6), 1377-1398.
- Hsieh, P.H., Mishra, C.S. ve Gobeli, D.H. (2003), The Return on R&D Versus Capital Expenditures in Pharmaceutical and Chemical Industries, *IEEE Transactions on Engineering Management*, 50(2).
- Judge, G.G. (1985), *The Theory and Practice of Econometrics* (USA: Wiley 2nd Ed.).

- Kao, C. (1999), "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.
- Kallunki, J.-P. ve Sahlström, P. (2003), Stock Market Valuation of R&D Expenditures in R&D-intensive Economy: Evidence from Finland, *Liiketaloudellinen aikakauskirja*, 52(2), 109-121.
- Kaya, V. ve Yılmaz, Ö. (2006), "Bölgesel Enflasyon Bölgesel Büyüme İlişkisi: Türkiye İçin Zaman Serisi ve Panel Veri Analizleri", *İktisat İşletme ve Finans*, 21(247), 62-78.
- Kutlar, A. (2007), *Ekonometriye Giriş* (Ankara: Nobel Yayınları 1. Baskı).
- Lau, E., Chye, X.-H. ve Choong, C.-K. (2011), "Energy-Growth Causality: Asian Countries Revisited", *International Journal of Energy Economics and Policy*, 1(4), 140-149.
- Lee, C.C. (2005), "Energy Consumption and GDP in Developing Countries: A Cointegrated Panel Analysis", *Energy Economics*, 27(3), 415-427.
- Li, D. (2011), Financial Constraints, R&D Investment, and Stock Returns, *Review of Financial Studies*, 24(9), 2974-3007.
- Mitsuyama, N. (2013), "Stock Market Reaction to Patent Value in Japan: An Event Study Analysis", *Journal of Knowledge Management, Economics and Information Technology* 3(6), 1-16.
- Morbey, G.K. (1988), R&D: Its Relationship to Company Performance, *Journal of Production and Innovation Management*, 5(3), 191-200.
- Pazarlıoğlu, M.V. ve Gürler, Ö.K. (2007), "Telekomünikasyon Yatırımları ve Ekonomik Büyüme: Panel Veri Yaklaşımı", *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 44(508): 35-43.
- Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670.
- Sood, A. ve Tellis, G.J. (2009), Do Innovations Really Pay off? Total Stock Market Returns to Innovation, *Marketing Science*, 28(3), 442-456. <http://dx.doi.org/10.1287/mksc.1080.0407>
- Szewczyk, S.H., Tsetsekos, G.P. ve Zantout, Z. (1996), The Valuation of Corporate R&D Expenditures: Evidence from Investment Opportunities and Free Cash Flow, *Financial Management*, 25(1), 105-110.
- Wooldridge, J.M. (2009), *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (USA: Cengage Learning 4th Ed.).
- Zerenler, M., Türker, N. ve Şahin, E. (2007), "Küresel Teknoloji, Araştırma-Geliştirme (Ar-Ge) ve Yenilik İlişkisi", *Selçuk Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi* (17), 653-667.
- <https://www.boundless.com/accounting/controlling-and-reporting-of-intangible-assets/research-development-cost/what-is-r-d-73c9e4e8-256b-4d16-ba43-b510fc4bad95/> (Erişim Tarihi: 18.03.2014)

Ek 1: Ar-Ge Harcamalarının GSVİH İçindeki Payı

Ülkeler	Yıllar										
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	
Kanada	2,0352381	2,066688	2,0397498	2,0048883	1,9634032	1,9182147	1,9705229	1,8600795	1,7850341	1,7279727	
Fransa	2,1770287	2,155908	2,1086524	2,1080087	2,0830639	2,1242721	2,2714899	2,2444562	2,2497867	2,2626421	
Almanya	2,5396275	2,5033884	2,505801	2,540261	2,5316854	2,689447	2,8226301	2,8035194	2,892858	2,9191044	
Japonya	3,1438813	3,1332043	3,3086987	3,4090969	3,4614223	3,4670586	3,35734	3,2539359	3,3880731	3,3418452	
Kore	2,4857698	2,6829773	2,7917559	3,0091764	3,2103549	3,3609034	3,5612387	3,7378141	4,0391851	4,3577025	
İspanya	1,0488092	1,0633335	1,1214004	1,1988488	1,266888	1,3514943	1,3928512	1,3951966	1,3556273	1,301417	
Türkiye	0,4831098	0,5183086	0,5910392	0,5801601	0,7224068	0,7251762	0,8490242	0,8434288	0,8595235	0,922124	
Büyük Britanya	1,7324932	1,6693021	1,6981648	1,7194066	1,7506149	1,7537608	1,8247741	1,774484	1,7814458	1,7210832	
Amerika Birleşik Devletleri	2,5525269	2,4895333	2,5056737	2,5496504	2,6264373	2,7665061	2,8159441	2,7382724	2,7626402	2,7919678	
Avrupa Birliği (28ülke)	1,7511356	1,725143	1,729062	1,7532045	1,7595529	1,8264968	1,9069325	1,9082054	1,949824	1,965142	
OECD-Toplam	2,1904125	2,1626435	2,1920422	2,2236542	2,2566617	2,3298661	2,3773585	2,3399499	2,3711273	2,3968179	
Çin	1,1335582	1,2298914	1,3247583	1,3883016	1,3958232	1,469858	1,7019827	1,7589918	1,8361731	1,9845006	
Rusya Federasyonu	1,2860342	1,1513344	1,0679672	1,0729392	1,1161145	1,0443462	1,2519173	1,1301958	1,093963	1,1180197	

Kaynak: OECD Araştırma ve Geliştirme İstatistikleri.

Ek 2: Toplam Küresel Ar-Ge Harcamaları Payı

	2012	2013	2014
Amerika (21)	%34,5	%34,0	%33,9
ABD	%32,0	%31,4	%31,1
Asya (20)	%37,0	%38,3	%39,1
Çin	%15,3	%16,5	%17,5
Japonya	%10,5	%10,5	%10,2
Hindistan	%2,7	%2,7	%2,7
Avrupa (34)	%23,1	%22,4	21,7
Almanya	%6,1	%5,9	%5,7
Diğer Ülkeler (36)	%5,4	%5,3	%5,3

Kaynak: Battelle, R&D Magazine.