

Hisse Senedi Fiyatları ve Fiyat/Kazanç Oranı İlişkisi: Panel Verilerle Sektörel Bir Analiz*

Mehmet Nargelecekenler^a

Özet: Bu çalışmada 2000-2008 dönemi için fiyat/kazanç oranı ve hisse senedi fiyatları arasında sektörel bazda anlamlı bir ilişki olup olmadığı iki farklı model yardımıyla araştırılmıştır. Tek yönlü sabit etkiler modeli kullanılarak yapılan çalışmada düşük fiyat/kazanç oranı ilişkisi olup olmadığı test edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre İMKB'deki tüm sektörlerde fiyat/kazanç oranı ilişkisi söz konusu değildir. Belirli sektörlerde altışar aylık, dönem için belirli sektörlerde de üçer aylık dönem için böyle bir ilişkiden bahsedilebilir. Dolayısıyla yatırım yaparken ilgili sektör için geçerli olan modele göre karar verilmelidir. Tahmin edilen parametreler üçer aylık dönemde metal eşya sanayi dışında anlamlı ilişki bulunan tüm sektörlerde düşük fiyat/kazanç oranı ilişkisinin geçerli olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Hisse senedi fiyatları, Fiyat/kazanç oranı, Panel veri, Sabit etkiler modeli, PCSE

JEL Sınıflandırması: C23, C33, D33

Stock Prices and Price/Earning Ratio Relationship: A Sectoral Analysis with Panel Data

Abstract: In this study, we investigate with two different models that whether a meaningful relationship between price/earnings ratio and stock prices or not in the sectoral basis for the 2000-2008 period. We use one-way fixed effects models and test for low price/earnings ratio effect. According to the results, there is not relationship price/earnings ratio all sectors in ISE. Six months in certain sectors, certain sectors for the three-month period may be talking about such a relationship. Therefore, when we investing for relevance sector should be decided according to the model is valid. The estimated parameters show that there is low price/earnings ratio relationship is valid for all sectors, except the metal goods industry in a three-month period.

Keywords: Stock prices, Prices/earnings ratio, Panel data, Fixed effect, PCSE

JEL Classification: C23, C33, D33

1. Giriş

Finansal oranlar firmaların sermayesi, mali yapısı ve karlılığı gibi birçok konuda fikir verir ve diğer firmalar ya da sektör ortalaması ile karşılaştırma imkanı sağlar. Yatırımcı açısından ise firmaya ait hisse senedinin alınıp alınmayacağı hakkında sinyaller vermektedir. Ancak bu bilgi hiçbir zaman kesin bir düzeyde değildir. Nihayetinde bir hisse senedinin fiyatının belirlenmesinde birçok faktör rol oynamaktadır.

^a Dr., Uludag University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Econometrics, Bursa, Turkey, mnargele@uludag.edu.tr

* Bu çalışmanın ilk versiyonu 27-29 Mayıs 2009 tarihlerinde Atatürk Üniversitesi tarafından Palandöken/Erzurum'da gerçekleştirilen X. Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu'nda sunulmuştur.

Yatırımcılar ve analistler için, hisse senedi fiyatlarının belirli finansal orana göre hareket etmesi, yapılacak yatırım kararlarını vermede önem arz etmektedir. Çünkü yatırımcılar ellerindeki tasarrufları en iyi şekilde değerlendirmek istemekte ve getiri performansı yüksek hisse senedine yatırım yapmak istemektedirler. Eğer hisse senedi fiyatları bu finansal oranlara bağlı olarak hareket ediyorsa, analistler firmanın sahip olduğu değerleri analiz ederek karar verirler ve büyük bir avantaj elde ederler.

Yatırımcı ve analistler tarafından kullanılacak birçok finansal oran vardır. Örneğin fiyat/kazanç oranı firmalara ilişkin hesaplanabilen ve hisse senetlerinin fiyatlarını öngörmek için kullanılabilen önemli bir finansal orandır. Fiyat/kazanç oranı basitçe firmanın piyasa değerinin net karının kaç katı olduğunu gösterir. Diğer bir ifadeyle hisse senedinin sağladığı bir birimlik kazanç için yatırımcıların idemeye razı oldukları fiyatı ifade eder.

Benzer şekilde fiyat/kazanç oranı yerine başka finansal oranlarda kullanılabilir. Bunlar arasında likidite oranı, karlılık ve sermaye yapısı oranı, piyasa değeri-defter değeri oranı sayılabilir. Bu çalışmada sadece fiyat/kazanç oranı üzerinde durulmaktadır. Çünkü fiyat/kazanç oranının hesaplanmasının kolay olması ve kar eden tüm firmalara uygulanabilmesi en büyük avantajları olarak sayılabilir (Damodaran, 2002: 453). Ayrıca banka ve aracı kurumlardaki piyasa analistleri ve yatırımcılar tarafından şirketlerin ve endüstri kollarının potansiyel karlılıklarını karşılaştırmak için yaygın olarak kullanılmaktadır. Türkiye’de de fiyat/kazanç oranı aracı kurumlar ve bankalar tarafından en çok kullanılan değerlendirme yöntemidir (Vatansever, 1994: 79).

“Ortalamaya dönüş (mean-reversion)” kavramı birçok farklı amaç için kullanılmaktadır. Hisse senedi piyasaları için, firmanın hisse senedi fiyatı, firmanın sahip olduğu varlık değerlerine bağlı olarak değişeceğini tanımlar (Oh vd. 2006: 2361). Dolayısıyla eğer hisse senedi fiyatları ortalamaya dönen bir hareket gösteriyorsa, firmanın varlık değerlerinin hareketlerinden hisse senedi fiyatları tahmin edilebilir. Bundan ötürü, hisse senedi fiyatlarının ortalamaya dönen bir yapı gösterip göstermediğini bulmak, yatırımcılar ve analistler için oldukça önemlidir.

Bu çalışmada IMKB’de işlem gören sektörlerle ait veriler kullanılarak hisse senedi fiyatları ile fiyat/kazanç oranı arasındaki ilişki panel veriler çerçevesinde ele alınmakta ve sektörel bir karşılaştırma yapılmaktadır. Çalışmanın işleyiş süreci şu şekilde özetlenebilir: ikinci bölümde literatür incelenerek hisse senedi fiyatları ile fiyat/kazanç oranı ilişkisini test eden çalışmalar özetlenmektedir. Üçüncü bölümde metodoloji ve modeller üzerinde durulmuştur. Dördüncü bölümde veri tanıtımı yapılarak ampirik bulgular içerisinde panel veri çerçevesinde tahmin edilen sonuçlar yorumlanmaktadır. Beşinci bölümde ise sonuca yer verilmiştir.

2. Literatüre Kısa Bir Bakış

Hisse senedi fiyatları ve fiyat/kazanç oranı ilişkisini araştıran ilk çalışmalar arasında Nicholson (1960), McWilliams (1966), Breen (1968), Breen ve Savage (1968) ve Basu (1977, 1983) yer almaktadır. Bu çalışmalar genel olarak düşük F/K oranına sahip hisse senetlerinin yüksek F/K oranına sahip hisse senetlerinden daha iyi bir performansa sahip olabildiğini destekleyen çalışmalardır (Yalçiner vd. 2005: 178).

Basu (1977, 1983) çalışmalarında hisse senedi fiyatlarını analiz ederken “düşük fiyat/kazanç oranı etkisi” kavramının önemi üzerinde durmuştur. Eğer hissenin fiyat/kazanç oranı, hissenin kendi ortalama fiyat/kazanç oranından küçükse hisse

senedinin fiyatı genellikle artar. Çünkü hisse senetleri kendi asıl değerine göre düşük olacaktır. Bu durum bazen fiyat/kazanç oranı anomalisi olarak da bilinmektedir (Oh vd. 2006: 2362). Bazı hisse senedi piyasası analistleri hisselerine yatırım yaparken düşük fiyat/kazanç oranına sahip hisseleri almalarını tavsiye etmektedirler.

Hisse senedi fiyatları üzerinde yapılan çalışmalar farklı yaklaşımları kullanmaktadırlar. Campbell ve Shiller (1988), Fama (1990) ve Cecchetti vd. (1990) gibi çalışmalar Amerika'daki hisse senedi fiyatlarının ortalamaya dönen bir süreci izlediğini ortaya koymuşlardır. Yani hisse senedinin fiyatı firmanın varlık değeriyle birlikte hareket etmektedir. Özellikle Campbell ve Shiller (1988) çalışması uzun dönemde hisse senedi fiyat değişimlerinin fiyat/kazanç oranı ile anlamlı bir şekilde açıklanabildiğini ortaya koymuşlardır.

Hisse senedi yatırımlarının performanslarının F/K oranına göre değerlendirmesini yapan Karan (1996: 34) IMKB'de F/K etkisinin istatistiksel olarak anlamlı bir düzeyde olduğunu belirtmiştir. Aydoğan ve Güney (1997: 84) ise IMKB'de hisse senedi getirilerinin ne ölçüde tahmin edilebileceğini araştırmıştır. F/K oranları ve temettü verimlerinin kullanıldığı çalışma sonuçlarına göre, düşük (yüksek) F/K ve yüksek (düşük) temettü veriminin gözlendiği ayları izleyen dönemlerde gerçekleşen hisse senedi getirileri hem nominal hem de reel olarak oldukça yüksek (düşük) seviyelerdedir. Bağımsız değişken seti olarak finansal oranların, bağımlı değişken seti olarak da hisse senedi getirilerinin esas alındığı bir diğer çalışmada Demir vd. (1997: 284) finansal oranların hisse senedi getirisini açıklamada anlamlı sonuçlar ortaya koyduğu, fakat F/K oranı ile hisse senedi getirisi arasında anlamlı bir ilişkinin bulunmadığını, "F/K oranı düşük olan hisse senedinin getirisinin daha yüksek olacağı" kanısının IMKB için doğru olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Öztürk (2007) çalışmasında fiyat/kazanç oranını etkileyen değişkenleri belirlemek amacıyla IMKB'de bir uygulama yapmıştır. Kar payı dağıtım oranı, hisse başına kazançtaki büyüme oranı ve riskliliğin artması durumunda fiyat/kazanç oranının arttığını bulmuştur. Ayrıca firmanın büyüklüğünün fiyat/kazanç oranını azalttığı elde edilen bulgular arasındadır.

Benzer şekilde birçok çalışma da hisse senedi fiyatlarının ortalamaya dönen bir yapı gösterip göstermediğini araştırmıştır. Sing vd. (2002), Lin ve Wang (2003) sırasıyla Singapur ve Tayvan için hisse senedi fiyatları ve firmaların varlık değerleri arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Sonuçta her iki çalışmada ilgili ülkeler için hisse senedi fiyatlarının ortalamaya dönen bir ilişkiye sahip olduğunu ortaya koymuştur.

Oh vd. (2006) çalışmasında hisse senedi fiyatları ile fiyat/kazanç oranı ilişkisini panel veriler çerçevesinde ele almışlardır. Hisse senedi fiyatları ve fiyat/kazanç oranı panel veriler olarak ele alındığında düşük fiyat/kazanç oranı ilişkisinin varolduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Chang vd. (2008) çalışmalarında Tayvan için hisse senedi fiyatları ve fiyat/kazanç ilişkisini araştırmışlardır. Uzun dönemde iki değişken arasında ilişki olduğunu koyan çalışmada, ayrıca büyüme oranı yüksek olan şirketlerde fiyat/kazanç oranının hisse senedi fiyatını açıklamada zayıf olduğunu bulmuşlardır. Tersine büyüme oranı düşük olan firmalar için hisse senedi fiyatını belirlemede fiyat/kazanç oranının güçlü bir değişken olduğu belirlenmiştir.

3. Metodoloji ve Model

Panel veri aynı yatay kesit birimlerinin (firma, hanehalkı, şehir, bölge vb.) zaman içerisinde tekrarlı gözlemlerinden oluşan veri seti olarak tanımlanabilir [Wooldridge, 2002: 6]. Dolayısıyla panel verilerde yatay kesit ve zaman boyutu olmak üzere iki boyut söz konusudur. Bu temel özelliğinden ötürü bir çok ekonomik araştırma panel veriler çerçevesinde analizler yapılmaktadır. Panel verileri kullanmanın temel nedeni, panel verilerin pür zaman serisi veya yatay kesit verilerine göre bir çok avantajının olmasındandır. Basitçe panel veriler zaman ve birim boyutunu dikkate aldığından örneklemedeki gözlem sayısı artmakta, serbestlik derecesini artırmakta ve bağımsız değişkenler arasındaki çoklu doğrusal bağlantıyı azaltmaktadır. Bundan ötürü uygulanacak testlerin gücünde oldukça büyük iyileşmeler görülmekte ve tahminlerin etkinlikleri artmaktadır (Hsiao, 2003:3). Tüm bu avantajlarının yanında panel veri modelleri modele dahil edilen kukla değişkenler yardımıyla, yatay kesit birimleri arasındaki bireysel farklılıkları ve zaman boyutundaki zamansal farklılıkları belirleyebilmektedir.

Çalışmada kullanılan veriler 2000-2008 dönemini kapsayan 24 alt sektöre ait serileri içermektedir. Hisse senedi fiyatları ve fiyat/kazanç oranı arasındaki ilişki araştırılırken daha önce yapılmış olan çalışmalar incelendiğinde zaman periodu yeterince uzun olan çalışmalarda durağanlık ve kointegrasyon analizlerinin kullanıldığı görülmektedir. Ancak zaman periodu yeterince uzun olmayan çalışmalarda durağanlık ya da kointegrasyon analizlerine başvurulmadığı gözlenmektedir. Çalışmada zaman periodu durağanlık analizi yapmak için kısa olduğundan burada seriler analiz edilirken durağanlıkları ve dolayısıyla kointegrasyon analizlerine yer verilmemiştir.

Panel verilerde kullanılan modeller genellikle verilerin birleşimini gösteren havuzlanmış en küçük kareler (POLS), sabit etkiler modeli (FE) ve rassal etkiler modeli (RE) kullanılmaktadır. Özellikle belirli bir örneklem üzerinde duruluyorsa FE modelinin uygun olabilmektedir (Baltagi 2005: 12) Çalışmamızda da hisse senedi fiyatları ve fiyat/kazanç oranı ilişkisi araştırılırken 2000-2008 döneminde faaliyet gösteren ve verilerine ulaşılabilen tüm şirketler alındığından FE modeli tercih edilmiştir. POLS modelinde tüm parametrelerin ortak olduğu varsayılmaktadır. FE modelinde ise tek yönlü (OWFE) veya çift yönlü (TWFE) etkiler modellenmektedir. Tek yönlü etkiler dikkate alınırken, modelin parametrelerinin ya yatay kesit birimleri boyunca ya da zaman boyunca değiştiği varsayılırken, çift yönlü modelde ise model parametrelerinin hem birim hem de zaman boyunca değiştiği varsayılır. POLS modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{matrix} \quad (1)$$

Burada i , birimleri t ise zaman dönemini göstermektedir. α ve β ise sırasıyla kesme ve eğim parametreleridir. X_{it} modelde kullanılan bağımsız değişken(ler)dir.

Tek yönlü sabit etkiler modeli (OWFE) aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{matrix} \quad (2)$$

Burada α ortak kesme parametresi, μ_i ise birim etkisini gösteren sabit etki terimidir. Kukla değişken tuzağı ve tam çoklu doğrusal bağlantı probleminden kaçınmak için $\sum_{i=1}^N \mu_i = 0$ kısıtı söz konusudur (Baltagi, 2005: 13). OWFE modeli zaman etkisini gösteren şekilde aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{matrix} \quad (3)$$

Burada α ortak kesme parametresi, μ_t ise birim etkisini gösteren sabit etki terimidir. Yine kukla değişken tuzağı ve tam çoklu doğrusal bağlantı probleminden kaçınmak için $\sum_{t=1}^T \mu_t = 0$ kısıtı söz konusudur. Son olarak hem birim hem de zaman etkisini bir arada gösteren TWFE modeli aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{matrix} \quad (4)$$

FE modelinde birim ve/veya zaman etkisi F-testi yardımıyla gerçekleştirilmektedir. F-testinde POLS'ye karşılık OWFE veya TWFE test edilmekte ve elde edilen F-istatistiğinin anlamlı olup olmadığı değerlendirilmektedir.

Dolayısıyla denklem (2)-(4) için hipotez testi süreci şu şekilde verilebilir. İlk olarak birim etkisi için OWFE modelini test ederken hipotez

$$\begin{aligned} H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_N = 0 \\ H_1 : \mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3 \neq \dots \neq \mu_N \neq 0 \end{aligned} \quad (6)$$

şeklinde kurulmaktadır. Boş hipotez tüm birimlerdeki kesmelerin ortak olduğunu, alternatif hipotez ise en az bir kesmenin farklı olduğunu göstermektedir. Hesaplanacak F-istatistiği aşağıdaki şekildedir:

$$F(N-1, NT-N-K) = \frac{(R_{FE}^2 - R_{OLS}^2)/(N-1)}{(1 - R_{FE}^2)/(NT-N-K)} \quad (7)$$

Denklem (7)'de R_{OLS}^2 , POLS modelinin (denklem (1)) determinasyon katsayısı iken, R_{FE}^2 , OWFE modelinin (denklem (2)) determinasyon katsayısıdır. Denklem (7)'de hesaplanan F-istatistiği $v_1 = N-1, v_2 = NT-N-K$ serbestlik derecesine göre bulunan F-tablo değeriyle karşılaştırılır. Eğer hesaplanan değer F-tablo değerinden büyükse boş hipotez red edilir ve OWFE modelin geçerli olduğu sonucuna ulaşılır. Yani modelde kullanılan değişkenler için birim etkisinin önemli olduğu anlaşılır.

Zaman etkisinin test edilmesi için ise aşağıdaki hipotez kurulmaktadır:

$$\begin{aligned} H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_T = 0 \\ H_1 : \mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3 \neq \dots \neq \mu_T \neq 0 \end{aligned} \quad (8)$$

Boş hipotez tüm zamanlardaki kesmelerin ortak olduğunu, alternatif hipotez ise en az bir kesmenin farklı olduğunu göstermektedir. Hesaplanacak F-istatistiği aşağıdaki şekildedir:

$$F(T-1, NT-T-K) = \frac{(R_{FE}^2 - R_{OLS}^2)/(T-1)}{(1 - R_{FE}^2)/(NT-T-K)} \quad (9)$$

Denklem (9)'da R_{OLS}^2 , POLS modelinin (denklem (1)) determinasyon katsayısı iken, R_{FE}^2 , OWFE modelinin (denklem (3)) determinasyon katsayısıdır. Denklem (9)'da hesaplanan F-istatistiği $v_1 = T-1$, $v_2 = NT-T-K$ serbestlik derecesine göre bulunan F-tablo değeriyle karşılaştırılır. Eğer hesaplanan değer F-tablo değerinden büyükse boş hipotez red edilir ve OWFE modelin geçerli olduğu sonucuna ulaşılır. Yani modelde kullanılan değişkenler için zaman etkisinin önemli olduğu anlaşılır.

Eğer her iki F-istatistiği de istatistiksel olarak anlamlı ise denklem (4)'te verilen TWFE tahmin edilerek F-testi uygulanır. Eğer hesaplanan değer F-tablo değerinden büyükse boş hipotez red edilir ve TWFE modelin geçerli olduğu sonucuna ulaşılır. Yani modelde kullanılan değişkenler için birim ve zaman etkilerinin önemli olduğu anlaşılır.

Panel verilerde kullanılan modeller genellikle verilerin birleşimini gösteren havuzlanmış en küçük kareler (POLS), sabit etkiler modeli (FE) ve rassal etkiler modeli (RE) kullanılmaktadır. Her üç model yapısı da basitçe yatay kesitsel bağımlılık, serisel korelasyon ve değişen varyans problemlerinin olmadığı varsayımlarına dayanmaktadır. Ancak bu varsayımlardan bir veya birkaçının sağlanmaması tahmin edilen parametrelerde etkinlik kaybına ve standart hataların yanlış tahmin edilmesine neden olmaktadır. Dolayısıyla model tahmin edildikten sonra bu varsayımların geçerli olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir.

3.1. Yatay Kesitsel Bağımlılık

Panel veri regresyon modelleri (FE ve RE) birimler arasında yatay kesitsel bağımsızlık varsayımına dayanmaktadır. Ancak panel veri literatüründe yapılan çalışmalar yatay kesitsel birimler arasında bir bağımlılığın olduğunu ortaya koymuştur. Yatay kesitsel bağımlılık varsayımının sağlanmaması standart FE ve RE tahminlerinin tutarlı ancak etkin olmamalarına ve tahmin edilen standart hataların sapmalı olmasına neden olmaktadır. Dolayısıyla yatay kesitsel bağımlılık durumunda farklı bir tahmine ihtiyaç duyulmaktadır. Burada örneğin yatay kesitsel bağımlılık durumunda robust standart hatalar üreten Driscoll ve Kraay (1998) yaklaşımı tercih edilebilir. Diğer taraftan eğer yatay kesitsel birimler arasındaki bağımsızlığı sağlayan gözlenmeyen bileşenler modeldeki bağımsız değişkenler ile korelasyonlu ise, bu yaklaşımlar geçerli olmayacağından standart FE ve RE tahminleri sapmalı ve tutarsız olacaktır. Bu durumda Pesaran (2006) kullanılabilir. Alternatif olarak FE IV ve RE IV olarak tanımlanan araç değişkenler yaklaşımı da tercih edilebilir. Ancak uygulamalarda gözlenmeyen faktörlerle korelasyonsuz ve ilgili bağımsız değişkenlerle korelasyonlu enstrümanlar bulmak oldukça güçtür. Ayrıca öncelikle yatay kesitsel bağımlılığın olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir.

Yukarıda da kısaca açıklandığı üzere yatay kesitsel bağımlılığın test edilmesi panel veri modellerinde oldukça önemlidir. Bu amaçla iki temel yaklaşım kullanılmaktadır. Eğer panelin zaman boyutu (T) yatay kesit boyutu (N)'den büyükse Breusch-Pagan

(1980) tarafından geliştirilen LM testi kullanılabilir. Ancak $T < N$ ise BP LM testi kullanılamaz dolayısıyla Pesaran (2004), Frees (1995) ve Friedman (1937) testi kullanılabilir.

İlk olarak denklem (2)'de verilen panel veri modelini ele alalım:

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T \end{array} \quad (2)$$

Burada i , birimleri göstermektedir. α ve β ise sırasıyla kesme ve eğim parametreleridir. X_{it} modelde kullanılan bağımsız değişken(ler)dir. Boş hipotez altında ε_{it} 'nin birimler ve zaman boyunca bağımsız ve özdeş dağıldığı (i.i.d.) varsayılmaktadır. Alternatif hipotez altında ise ε_{it} 'nin yatay kesitsel birimler boyunca korelasyonlu olduğu ancak hala otokorelasyonsuz olduğu düşünülmektedir. O halde hipotezler aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$H_0 : \rho_{ij} = \rho_{ji} = \text{cor}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}) = 0 \quad i \neq j \text{ için}$$

$$H_1 : \rho_{ij} = \rho_{ji} \neq 0 \quad \text{bazı } i \neq j \text{ için}$$

Burada ρ_{ij} hata terimine ilişkin korelasyon katsayısını göstermektedir ve aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$\rho_{ij} = \rho_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}}{\left(\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}^2 \right)^{1/2} \left(\sum_{t=1}^T \varepsilon_{jt}^2 \right)^{1/2}} \quad (10)$$

Breusch-Pagan (1980) tarafından $T > N$ için geliştirilen LM testi

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (11)$$

şeklinde hesaplanmaktadır ve asimptotik olarak $N(N-1)/2$ serbestlik derecesinde ki-kare dağılımı göstermektedir.

Pesaran (2004)'ün yatay kesitsel bağımlılık testi ise

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \quad (12)$$

biçiminde hesaplanır ve yaklaşık olarak $N(0,1)$ dağılım sergilemektedir. Pesaran (2004) testi aynı zamanda dengesiz (eksik verisi olan) panellerde kullanılabilir.

Friedman (1937) çalışmasında, Spearmanın sıra korelasyonuna dayanan bir parametrik olmayan test önermiştir. Öncelikle sıra değerlerinden spearmanın sıra korelasyonu hesaplanır. Yani sıralar, $\{u_{i1}, u_{i2}, \dots, u_{iT}\}$ olarak tanımlanan kalıntıların $\{r_{i1}, r_{i2}, \dots, r_{iT}\}$ 'leri denir. Daha sonra spearmanın sıra korelasyonu aşağıdaki gibi hesaplanır.

$$r_{ij} = r_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T (r_{i,t} - (T+1)/2)(r_{j,t} - (T+1)/2)}{\sum_{t=1}^T (r_{i,t} - (T+1)/2)^2} \quad (13)$$

Buradan Friedman, Spermanın sıra korelasyonlarının ortalama değerini bulmaktadır:

$$R_{ORT} = \frac{2}{N(N-1)} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{r}_{ij} \right) \quad (14)$$

Burada Friedman test istatistiğinin (T-1) serbestlik derecesinde bir ki-kare dağılımı sergilediğini göstermiştir. Hesaplanan R_{ORT} değerinin büyük olması yatay kesitsel bağımlılığın varlığını göstermektedir.

Frees (1995, 2004), ortaya koyduğu testte Friedman testinde hesaplanan sıra korelasyonlarının karesini ele almaktadır.

$$R_{ORT} = \frac{2}{N(N-1)} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{r}_{ij}^2 \right) \quad (15)$$

Frees bu test istatistiğinin (T-1) ve T(T-3)/2 serbestlik derecelerinde özel bir ki-kare dağılımı sergilediğini ortaya koymaktadır. Bu özel ki-kare dağılımına Q-dağılımı (Quntile) denmektedir.

3.2. Serisel Korelasyon

Serisel korelasyonun varlığı doğrusal panel veri modellerinde standart hataların sapmalı olmasına ve dolayısıyla parametrelerde etkinlik kaybına neden olduğundan, panel veri modellerinde serisel korelasyon olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir (Drukker 2003).

Burada Baltagi (2005)'te yer alan LM ve LM5 testleri üzerinde durulacaktır. Bu amaçla panel veri regresyon modelinin aşağıdaki gibi olduğun varsayalım:

$$y_{it} = Z'_{it} \delta + u_{it} \quad i = 1, 2, 3, \dots, N \text{ ve } t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (16)$$

Burada δ , (K+1)x1 sabit terimde içeren boyutlu regresyon katsayıları vektörüdür. Kalıntı, bozuklu terimi tek yönlü hata bileşen modeli olarak

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (17)$$

tanımlanmaktadır. Burada $\mu_i \sim (0, \sigma_\mu^2)$ ve geriye kalan hatalar $|\rho| < 1$ ile durağan AR(1) süreci $v_{it} = \rho v_{it-1} + \varepsilon_{it}$ veya $|\lambda| < 1$ ile MA(1) süreci $v_{it} = \varepsilon_{it} + \lambda \varepsilon_{it-1}$ ve $\varepsilon_{it} \sim (0, \sigma_\varepsilon^2)$ 'dir. Modelde μ_i 'lerin sabit etkiler parametresi olduğu varsayımı altında boş hipotez $H_0 : \rho = 0$ olacaktır. Model daha açık olarak

$$y_i = Z_i \delta + \mu_i \iota_T + v_i \quad (18)$$

Burada $y_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT})'$, Z_i $(K + 1) \times T$ boyutlu regresyon katsayıları vektörü, v_i $T \times 1$ ve $v_i \sim (0, \Omega_\rho)$ 'dir. Burada AR(1) kalıntı bozukluk terimi için $\Omega_\rho = \sigma_\varepsilon^2 V_\rho$ 'dur. Olabilirlik fonksiyonu

$$L(\delta, \rho, \mu, \sigma_\varepsilon^2) = \text{sabit} - \frac{1}{2} \log|\Omega| - \frac{1}{2\sigma_\varepsilon^2} \sum_{i=1}^N \left[(y_i - Z_i \delta - \mu_i t_T)' V_\rho^{-1} (y_i - Z_i \delta - \mu_i t_T) \right] \quad (19)$$

dur. Burada $v' = (v'_1, v'_2, \dots, v'_N)$ 'nin varyans kovaryans matrisi $\Omega = I_N \otimes \Omega_\rho$ 'dir. Olabilirlik fonksiyonu vektör formunda

$$L(\delta, \mu, \Theta) = \text{sabit} - \frac{1}{2} \log|\Omega| - \frac{1}{2} v' \Omega^{-1} v \quad (20)$$

yazılabilir. Burada $\Theta' = (\rho, \sigma_\varepsilon^2)$ 'dur. Buradan $H_0 : \rho = 0$ hipotezini test etmek için

$$LM = \left[NT^2 / (T - 1) \right] (\hat{v}' \hat{v}'_{-1} / \hat{v}' \hat{v})^2 \quad (21)$$

test istatistiği hesaplanır. Burada LM istatistiğinin asimptotik dağılımı ki-karedir. LM istatistiği farklı bir şekilde asiptotik olarak $N(0,1)$ standart normal dağılıma sahip bir test istatistiği olarak da gösterilebilir.

$$LM_5 = \sqrt{NT^2 / (T - 1)} (\hat{v}' \hat{v}'_{-1} / \hat{v}' \hat{v})^2 \quad (22)$$

3.3. Değişen Varyans

FE panel regresyon modelinin tahmin edilirken kullanılan önemli varsayımlardan birisi yatay kesitsel birimler arasında değişen varyans probleminin olmamasıdır. Bazı durumlarda hata süreci yatay kesit için homoscedastic olabilir, ancak birimler boyunca değişen varyans problemi meydana gelebilir (Baum 2001:101). FE modelinde gruplar arası değişen varyans probleminin olup olmadığını test etmenin bir yolu modifiye edilmiş Wald testinin kullanılmasıdır (Greene, 2000:598). Bu amaçla kurulacak boş hipotez $i = 1, 2, 3, \dots, N_g$ 'e kadar olmak üzere

$$H_0 : \sigma_i^2 = \sigma^2 \quad (23)$$

şeklinindedir. Burada N_g yatay kesitsel birim sayısı, $\hat{\sigma}_i^2$ i'inci yatay kesitsel birimin hata varyansı tahmincisidir ve $\hat{\sigma}_i^2 = T_i^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} e_{it}^2$ biçiminde hesaplanmaktadır. Daha sonra bu varyans yardımıyla

$$V_i = T_i^{-1} (T_i - 1) \sum_{t=1}^{T_i} (e_{it}^2 - \hat{\sigma}_i^2)^2 \quad (24)$$

$\hat{\sigma}_i^2$ 'nin tahmin edilen varyansı hesaplanır. Nihai olarak Wald istatistiği

$$W = \sum_{i=1}^{N_g} \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2}{V_i} \quad (25)$$

biçiminde hesaplanmaktadır. Wald istatistiği N_g serbestlik derecesinde ki-kare dağılımına sahiptir.

3.4. Tutarlı Standart Hataların Elde Edilmesi (PCSE)

Yukarıda da üzerinde durulduğu üzere yatay kesitsel bağımlılık, serisel korelasyon ve değişen varyans problemlerinin olup olmadığı testler yardımıyla ortaya konulduktan sonra bu problemlerin modelden arındırılması gerekmektedir. Bu amaçla Beck ve Katz (1995) tarafından geliştirilen ve bu problemlere karşı panele göre standart hataları düzeltebilen (Panel-Corrected Standard Errors) PCSE yaklaşımı tercih edilmiştir. Diğer bir ifadeyle PCSE modeli ile yatay kesitsel bağımlılık, serisel korelasyon ve değişen varyans problemlerinin biri veya birkaçının olması durumunda standart hatalar düzeltilebilmektedir.

Beck ve Katz (1995) çalışmalarında, Park (1967) tarafından ortaya konulan genelleştirilmiş en küçük kareler (GLS) yaklaşımını revize etmişlerdir. Beck ve Katz (1995) çalışmalarında kesitsel bağımlılık, serisel korelasyon ve değişen varyans problemleri olması durumunda GLS yaklaşımı tarafından üretilen standart hataların doğru olmadığını göstermişlerdir. GLS yaklaşımının temel varsayımı hata sürecinin bilindiğidir. Ancak gerçek hayatta hata sürecinin yapısı bilinmemektedir. Bu nedenle analistler GLS'i kullanmak yerine uygulanabilir genelleştirilmiş en küçük kareler (feasible generalized least squares, FGLS) yöntemini tercih etmektedirler. Burada uygulanabilir denmesinin nedeni GLS'te olduğu gibi hata sürecinin bilindiğini varsaymak yerine tahmin etme yoluna gitmesidir. Fakat FGLS formülü standart hataların tahmini için hata sürecinin bilindiğini, tahmin edilmediğini varsaymaktadır.

Denklem (1)'de verilen POLS regresyon modelinin hataları için hesaplanacak varyans kovaryans matrisi Ω olarak tanımlanırsa, denklem (1)'in GL yaklaşımına göre tahmin edilmesinde Ω bilinmektedir. Dolayısıyla β 'ların GLS tahmincisi aşağıdaki gibi olacaktır.

$$(X'\Omega^{-1}X)^{-1}X'\Omega^{-1}Y \quad (26)$$

Ω 'nın bilindiği varsayımı altında GLS'e göre tahmin edilen standart hatalar tamamıyla etkin ve tutarlıdır. Ancak gerçek hayatta Ω bilinmediğinden denklem (26)'da Ω 'nin tahmincisi olan $\hat{\Omega}$ kullanılmaktadır. Bu süreç FGLS olarak bilinmektedir ve eğer $\hat{\Omega}$ tutarlı bir şekilde tahmin edilmişse β 'lar tutarlı olacaktır.

Park (1967) tarafından geliştirilen FGLS büyük örneklerde iyi sonuçlar vermektedir. FGLS yaklaşımı iki ardışık düzeltme yapmaktadır. İlk olarak hatalardaki serisel korelasyonu daha sonra ise yatay kesitsel bağımlılığı yok etmektedir. Hatalardaki yatay kesitsel bağımlılığın düzeltilmesi aşağıdaki şekilde gösterilebilir.

$$\Omega = \Sigma \otimes I_T \quad (27)$$

Burada Σ , $N \times N$ boyutlu yatay kesitsel kovaryans matrisidir. Sonrasında yatay kesitsel bağımlılıktan arındırılmış hatalar kullanılarak hataların varyans kovaryans matrisi tahmin edilir. Bu tahminleri içeren matris $\hat{\Sigma}$ olarak adlandırılmaktadır. Burada $N(N+1)/2$ sayıda yatay kesitsel kovaryans yer almaktadır.

Serisel korelasyonun düzeltilmesinde ise panelere göre birinci dereceden serisel korelasyon olduğunu ifade eden

$$\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{it-1} + u_{it} \quad (28)$$

modelde u_{it} 'ler zaman boyunca sıfır ortalamaya sahip bağımsız ve özdeş dağılmaktadır. Bazen ρ_i 'lerin birimler boyunca homojen olduğu, yani $\rho_i = \rho$ olarak da alınabilmektedir. Tek bir ρ için FGLS düzeltmesi parametreler için hesaplanmayan bir ekstra tahmin gerektirmektedir. Panellere göre birimlerin hatalarındaki serisel korelasyon için düzeltme tek bir ρ 'nun tahmin edilmesinden daha ciddi aşağı sapmalı tahminleri doğurmaktadır. Burada heterojen veya homojen ρ 'nun hangisinin seçileceği küçük örneklem özelliklerine bağlıdır.

Benzer şekilde Beck ve Katz (1995) tarafından geliştirilen PCSE yaklaşımı da bu düzeltme işlemlerini kullanmaktadır. Öncelikle serisel bağımlılık yapısı yok edildikten sonra hatalardaki yatay kesitsel bağımlılık ve değişen varyans düzeltilmektedir. OLS tahminlerinin örneklem değişebilirliği için düzeltme formülü köşegen elemanlarının karekökü ile verilmektedir.

$$\text{Cov}(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1} \{X'\Omega X\} (X'X)^{-1} \quad (29)$$

Eğer hatlar yatay kesitsel bağımlılık göstermiyorsa elde edilecek standart hatalar standart OLS standart hataları olacaktır. Burada OLS standart hataları $\hat{\sigma}^2 (X'X)^{-1}$ 'nin köşegen terimlerinin kareköküdür.

Yatay kesitsel bağımlılık ve panel değişen hatalara sahip panel regresyon modeli için Ω , köşegenler boyunca $N \times N$ boyutlu yatay kesitsel kovaryans matrisi Σ ile $NT \times NT$ blok köşegen matristir. Denklem (29)'u tahmin edebilmek için Σ 'nin tahminine ihtiyaç vardır. Burada denklem (1)'den elde edilen OLS kalıntıları kullanılabilir. Örneğin e_{it} , t 'inci zaman ve i 'inci birim için OLS kalıntısı olsun. O halde Σ 'yi aşağıdaki gibi tahmin etmek mümkün olacaktır.

$$\hat{\Sigma}_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it} e_{jt}}{T} \quad (30)$$

Beck ve Katz (1995) tarafından geliştirilen PCSE yaklaşımının Monte Carlo çalışmaları ile iyi performans gösterdiği bulunmuştur.

4. Veri ve Ampirik Bulgular

Hisse senedi fiyatları ile fiyat/kazanç oranı arasındaki ilişki araştırılırken kullanılacak veri İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) Web sitesinden alınmıştır. Çalışmada sektörler arası bir karşılaştırmalı analiz yapılacağı için hisse senedi fiyatı ve fiyat/kazanç oranları, sektör bazında alınan firmaların yılsonu kapanış fiyatları ve fiyat/kazanç oranlarından oluşmaktadır. Her ne kadar firmalara ilişkin hisse kapanış bilgileri firmanın borsa kotunda işlem görmeye başlamasından itibaren olsa da, bu firmalara ilişkin fiyat/kazanç oranlarının hesaplanması 1995 yılından başlamaktadır. Ancak çalışmada dengeli panel oluşturmak istendiğinden 2000-2008 döneminde faaliyet gösteren firmalar dikkate alınmıştır. Dolayısıyla 24 sektörde faaliyet gösteren 219 firmanın bilgileri 9 yıllık bir dönem için elde edilmiştir. Bir bütün olarak bakıldığında toplam $N (219) \times T (9) = NT (1971)$ gözlem söz konusudur. Sektör isimleri ve firma sayıları Tablo 1'de verilmektedir.

Tablo 1. Sektör İsimleri

Sektör No	Sektör Adı	Kısaltma	Firma Sayısı
1	Bankalar ve Özel Finans Kurumları	Banka	12
2	Bilişim	Bilişim	6
3	Elektrik, Gaz ve Su	Elektrik	4
4	Finansal Kiralama ve Faktoring Şirketleri	Finansal Kiralama	4
5	Gıda, İçki ve Tütün	Gıda	19
6	Dokuma, Giyim Eşyası ve Deri	Giyim	20
7	Gayrimenkul Yatırım Ortaklıkları	Gmyo	6
8	Haberleşme	Haberleşme	1
9	Holdingle ve Yatırım Şirketleri	Holding	12
10	İnşaat ve Bayındırlık	İnşaat	1
11	Kağıt ve Kağıt Ürünler Basım ve Yayın	Kağıt	12
12	Kimya Petrol Kauçuk ve Plastik Ürünler	Kimya	19
13	Lokanta ve Oteller	Lokanta	5
14	Madencilik	Maden	1
15	Metal Ana Sanayi	Mana	14
16	Metal Eşya Makine ve Gereç Yapımı	Mesy	21
17	Menkul Kıymet Yatırım Ortaklıkları	Mkyo	18
18	Orman Ürünleri ve Mobilya	Orman	2
19	Tıbbi ve Diğer Sağlık Hizmetleri	Sağlık	1
20	Savunma	Savunma	1
21	Sigorta Şirketleri	Sigorta	6
22	Taş ve Toprağa Dayalı Sanayi	Taş	25
23	Toptan ve Perakende Ticaret	Ticaret	6
24	Ulaştırma	Ulaştırma	3

Çalışmada iki farklı fiyat/kazanç oranı kullanılmaktadır. Fk1 olarak tanımlanan fiyat/kazanç oranı, hisse senedinin piyasa değerinin son iki altışar aylık dönemin net kar-zarar toplamını vermektedir. Fk2 ise hisse senedinin piyasa değerinin son dört üçer aylık dönemin net kar-zarar toplamını vermektedir. Dolayısıyla altışar aylık ve üçer aylık dönemler biçiminde belirlenen fiyat/kazanç oranı kullanılarak her bir sektör bazında karşılaştırma yapılabilecektir.

$$\text{Model 1: } S_{it} = \alpha_i + \beta(f/k1_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (31)$$

$$\text{Model 2: } S_{it} = \alpha_i + \beta(f/k2_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (32)$$

Burada S_{it} , i'inci sektörün t'inci dönemindeki hisse senedinin fiyatı, $f/k1_{it}$ i'inci sektörün t'inci dönemindeki altışar aylık fiyat/kazanç oranı ve $f/k2_{it}$, i'inci sektörün t'inci dönemindeki üçer aylık fiyat/kazanç oranıdır.

Buna göre her bir sektör için tahmin edilen sabit etkili panel veri regresyon modelinin sonuçları Tablo 2'de verilmektedir.

Tablo 2. Sektörlere İlişkin FE Modeli Tahmin Sonuçları

Sektörler	Model 1			Model 2		
	Kesme	f/k1	R ²	Kesme	f/k2	R ²
Banka	2.967 ^a (0.375)	0.080 ^a (0.024)	0.46	3.577 ^a (0.336)	0.023 (0.015)	0.41
Bilişim	13.67 ^a (1.795)	-0.035 (0.037)	0.51	12.69 ^a (1.801)	0.009 (0.024)	0.51
Elektrik	11.07 ^a (1.984)	-0.020 (0.060)	0.04	10.75 ^a (2.108)	-0.001 (0.088)	0.03
Finansal Kiralama	2.939 ^a (0.352)	0.011 (0.011)	0.05	3.033 ^a (0.379)	0.005 (0.022)	0.02
Gıda	6.032 ^a (0.396)	0.006 (0.007)	0.73	6.101 ^a (0.380)	0.001 (0.001)	0.73
Giyim	3.450 ^a (0.252)	0.006 ^c (0.003)	0.30	3.507 ^a (0.254)	0.003 (0.003)	0.29
Gmyo	5.866 ^a (1.844)	0.006 (0.075)	0.0001	6.083 ^a (1.615)	-0.008 (0.043)	0.0007
Haberleşme	8.060 ^a (1.557)	0.187 ^b (0.065)	0.54	8.907 ^a (1.326)	0.068 ^b (0.023)	0.56
Holding	6.821 ^a (0.822)	0.030 ^c (0.016)	0.57	6.223 ^a (0.912)	0.069 ^b (0.029)	0.58
İnşaat	2.800 ^c (1.419)	0.050 (0.030)	0.03	3.457 ^c (1.504)	-0.154 (0.257)	0.05
Kağıt	11.13 ^a (1.601)	0.0003 (0.016)	0.72	10.83 ^a (1.749)	0.016 (0.045)	0.72
Kimya	14.93 ^a (1.233)	-0.003 (0.023)	0.53	15.09 ^a (1.425)	-0.019 (0.070)	0.53
Lokanta	3.515 ^a (0.701)	-0.016 (0.032)	0.40	3.311 ^a (0.646)	0.002 (0.011)	0.40
Maden	6.500 ^a (1.538)	-0.013 (0.082)	0.004	4.406 ^a (1.153)	0.112 ^b (0.047)	0.45
Mana	5.357 ^a (0.396)	0.001 (0.008)	0.53	4.855 ^a (0.484)	0.060 ^c (0.035)	0.54
Mesy	86.84 ^a (16.36)	-0.527 ^b (0.206)	0.51	11.84 (14.82)	4.361 ^a (0.498)	0.65
Mkyo	2.120 ^a (0.160)	-0.002 (0.004)	0.24	2.051 ^a (0.168)	0.005 (0.008)	0.24
Orman	2.460 ^b (0.920)	-0.013 (0.152)	0.12	2.802 ^b (0.958)	-0.086 (0.164)	0.14
Sağlık	8.393 ^a (1.928)	0.043 (0.032)	0.20	7.696 ^a (2.023)	0.063 (0.040)	0.27
Savunma	16.52 ^b (4.768)	0.208 (0.523)	0.02	17.87 ^a (4.321)	0.019 (0.418)	0.0003
Sigorta	3.660 ^a (0.448)	0.014 (0.020)	0.38	3.691 ^a (0.431)	0.013 (0.019)	0.38
Taş	38.96 ^a (8.206)	-0.373 (0.310)	0.62	40.38 ^a (7.298)	-0.384 ^b (0.161)	0.62
Ticaret	10.21 ^b (3.863)	0.177 (0.138)	0.36	11.27 ^a (3.493)	0.094 (0.083)	0.36
Ulaştırma	136.3 (117.9)	0.142 (5.152)	0.13	157.5 (169.0)	-2.688 (19.45)	0.13

Not: ^a %1'de anlamlıdır, ^b %5'de anlamlıdır, ^c %10'da anlamlıdır.

Tablo 2 incelendiğinde Bankalar, Giyim, Haberleşme ve Holding sektöründe faaliyet gösteren firmalar için altışar aylık döneme göre fiyat/kazanç oranları ile hisse senedi fiyatları arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğu söylenebilmektedir. Üçer aylık döneme göre Haberleşme, Holding, Maden, Metal Ana ve Metal Eşya sektöründe faaliyet gösteren firmalar için fiyat/kazanç oranları ile hisse senedi fiyatları arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki bulunmuştur.

Diğer sektörlerde ise tahmin edilen fiyat/kazanç oranı parametresinin birim değerden küçük ancak anlamsız olması ve birkaç sektörde de negatif bulunması ilgili sektörler için fiyat/kazanç oranı ile hisse senedi fiyatları arasında ilişki olmadığını göstermektedir.

Ancak tahmin edilen FE regresyon modeli sonuçları ekonometrik varsayımların sağlanması durumunda geçerli olacaktır. Bu nedenle de her bir sektör için panel veri regresyon modeli tahmin edildikten sonra başta yatay kesit bağımlılık olmak üzere, serisel bağımlılık ve değişen varyans için testler uygulanmıştır. Bu testlere ilişkin sonuçlar Tablo 3'te verilmektedir.

Tablo 3'te verilen test sonuçları incelendiğinde neredeyse tüm sektörler için tahmin edilen FE modelinin hatalarında yatay kesitsel bağımlılık, serisel bağımlılık ve değişen varyans problemleri olduğu görülmektedir. Dolayısıyla standart FE ve RE tahminlerinin tutarlı ancak etkin olmamalarına ve tahmin edilen standart hataların sapmalı olmasına neden olmaktadır.

Dolayısıyla tahmin sonuçlarını bu haliyle kullanmak uygun olmayacağından, modelin bu problemlere karşı tutarlı standart hatalar üretebilen yeni bir yöntemle tahmin edilmesi gerekmektedir. Beck Katz (1995) çalışmalarında uygulanabilir genelleştirilmiş en küçük kareler (feasible generalized least squares, FGLS) yaklaşımını revize ederek bu problemlere karşı standart hataları panelere göre düzelteren (PCSE) yeni bir yöntem önermişlerdir. Buna göre model PCSE yaklaşımına göre gerekli düzeltmeler yapıldıktan sonra sabit etkiler modeli yeniden tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 4'de verilmektedir.

Tablo 3. Yatay Kesit Bağımlılık, Serisel Bağımlılık ve Değişen Varyans Testleri Sonuçları

Sektörler	Yatay Kesit Bağımlılık			Serisel Bağımlılık		Değişen Varyans
	Friedman	Frees	Pesaran	Baltagi		
				LM	LM5	
Banka1	41.600 ^a	1.972 ^a	9.131 ^a	30.2424 ^a	5.4993 ^a	3134.34 ^a
Banka2	59.133 ^a	3.405 ^a	13.449 ^a	17.1061 ^a	4.1360 ^a	2393.96 ^a
Bilişim1	28.533 ^a	1.594 ^a	7.311 ^a	2.0333	1.4259 ^c	763.57 ^a
Bilişim2	33.022 ^a	1.851 ^a	7.258 ^a	2.0945	1.4473 ^c	849.26 ^a
Elektrik1	19.467 ^a	0.613 ^a	3.516 ^a	3.3592 ^c	1.8328 ^b	22.05 ^a
Elektrik2	18.000 ^a	0.418 ^c	3.531 ^a	3.1645 ^c	1.7789 ^b	18.62 ^a
Fin.Kir. 1	11.267 ^b	0.013	1.280	0.0512	0.2263	45.84 ^a
Fin.Kir. 2	13.067 ^a	-0.001	1.089	0.0168	0.1298	90.06 ^a
Gıda1	27.789 ^c	2.917 ^a	5.891 ^a	30.5791 ^a	5.5298 ^a	57729.50 ^a
Gıda2	25.319	3.064 ^a	5.321 ^a	31.9166 ^a	5.9465 ^a	54560.19 ^a
Giyim1	41.573 ^a	1.718 ^a	7.515 ^a	8.6773 ^a	2.9457 ^a	9852.97 ^a
Giyim2	43.840 ^a	1.854 ^a	8.671 ^a	8.4659 ^a	2.9096 ^a	26665.33 ^a
Gmyo1	19.733 ^a	0.018	2.646 ^a	0.8109	0.9005	25171.04 ^a
Gmyo2	27.067 ^a	0.993 ^a	5.108 ^a	0.8266	0.9092	2.8e+05 ^a
Haberleş1	-	-	-	1.1059*	1.1059*	0.4085**
Haberleş2	-	-	-	2.1348*	2.1348*	0.6885**
Holding1	28.111 ^a	0.857 ^a	4.466 ^a	16.4999 ^a	4.0620 ^a	81693.71 ^a
Holding2	22.000 ^b	0.435 ^c	3.366 ^a	10.0654 ^a	3.1726 ^a	34298.68 ^a
İnşaat1	-	-	-	2.7746*	2.7746*	0.1685**
İnşaat2	-	-	-	0.7096*	0.7096*	0.1732**
Kağıt1	15.978	0.683 ^a	1.571	41.2690 ^a	6.4241 ^a	3.0e+06 ^a
Kağıt2	13.978	0.185	1.803 ^c	40.9105 ^a	6.3961 ^a	2.0e+06 ^a
Kimya1	15.382	2.039 ^a	1.544	25.6447 ^a	5.0641 ^a	6.7e+06 ^a
Kimya2	14.021	2.210 ^a	1.249	25.8210 ^a	5.0814 ^a	4.1e+06 ^a
Lokanta1	20.683 ^a	0.588 ^a	2.819 ^a	3.2948 ^c	1.8152 ^b	44649.40 ^a
Lokanta2	19.573 ^a	0.520 ^b	2.430 ^b	3.6184 ^c	1.9022 ^b	1.7e+05 ^a
Maden1	-	-	-	0.2176*	0.2176*	0.8390**
Maden2	-	-	-	1.0935*	1.0935*	1.8118**
Mana1	12.399	0.810 ^a	1.720 ^c	5.5158 ^b	2.3486 ^a	1.4e+05 ^a
Mana2	11.451	0.878 ^a	1.645	4.5327 ^b	2.1290 ^b	61683.77 ^a
Mesy1	27.403	0.492 ^b	4.133 ^a	28.9795 ^a	5.3832 ^a	4.4e+08 ^a
Mesy2	24.711	0.047	2.975 ^a	45.0565 ^a	6.7124 ^a	2.0e+05 ^a
Mkyo1	72.830 ^a	3.260 ^a	14.962 ^a	12.8186 ^a	3.5803 ^a	10016.68 ^a
Mkyo2	65.348 ^a	2.777 ^a	13.412 ^a	12.5972 ^a	3.5492 ^a	11809.34 ^a
Orman1	16.000 ^a	1.750 ^a	2.973 ^a	2.4771	1.5739 ^c	23.00 ^a
Orman2	15.533 ^a	1.084 ^a	2.899 ^a	2.0949	1.4474 ^c	27.13 ^a
Sağlık1	-	-	-	0.0338*	0.0338*	0.4696**
Sağlık2	-	-	-	0.0037*	0.0037*	0.5253**
Savunma1	-	-	-	0.0586*	0.0586*	0.2370**
Savunma2	-	-	-	0.0254*	0.0254*	0.3830**
Sigorta1	20.933 ^a	0.454 ^b	2.586 ^a	6.5736 ^b	2.5639 ^a	1970.68 ^a
Sigorta2	20.756 ^a	0.413 ^b	2.405 ^b	6.7696 ^a	2.6019 ^a	1196.32 ^a
Taş1	56.236 ^a	2.195 ^a	11.061 ^a	125.951 ^a	11.2228 ^a	1.3e+08 ^a
Taş2	41.858 ^b	1.734 ^a	9.039 ^a	114.426 ^a	10.6970 ^a	2.3e+08 ^a
Ticaret1	7.289	-0.306	-1.020	7.3288 ^a	2.7072 ^a	1.8e+05 ^a
Ticaret2	8.844	-0.138	-0.114	7.9160 ^a	2.8135 ^a	6.9e+06 ^a
Ulaştırma1	15.467 ^a	0.350 ^c	2.630 ^a	1.1980	1.0945	4.3e+08 ^a
Ulaştırma2	10.044 ^a	-0.152	-0.840	1.1815	1.0870	7.8e+06 ^a

Not: ^a %1'de anlamlıdır, ^b %5'de anlamlıdır, ^c %10'da anlamlıdır. * Breusch-Godfrey Serisel korelasyon LM testi sonucudur. ** White heteroskedasticity testi sonucudur.

Tablo 4 incelendiğinde ilk olarak İMKB'DE Banka ve Özel Finans Kurumları (kısaca bankalar) sektöründe işlem gören hisse senetleri için altışar aylık dönemler için hesaplanan fiyat/kazanç oranı katsayısının 0.055 olduğu görülmektedir. Bu değer her ne kadar küçük de olsa beklendiği gibi pozitif çıkmıştır. Parametrenin istatistiksel olarak anlamlı olması hisselerin fiyat/kazanç oranı arttığında senedin fiyatının da arttığını göstermektedir.

Benzer şekilde altışar aylık dönemlere göre hesaplanan fiyat/kazanç oranı için, finansal kiralama, giyim, Gmyo, haberleşme ve holding sektörlerinde istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar bulunmuştur. Tablo 4'ten de görülebileceği gibi anlamlı bulunan sonuçların tamamı birim değerden küçüktür.

Tablo 4'de pozitif ve anlamlı bulunan sonuçlar incelendiğinde en yüksek tepki katsayısının 0.187 ile haberleşme sektöründe olduğu görülmektedir. Bu parametre fiyat/kazanç oranındaki 1 puanlık artışın hisse senedi fiyatını ortalama olarak 0.19 puan artıracakını göstermektedir.

Yani anlamlı bulunan tüm sonuçlara göre fiyat/kazanç oranı arttığında hisse senedinin fiyatı da artmaktadır. Ancak bu artış birim değerden küçük olduğundan literatürle uyumlu olarak "düşük oranda fiyat/kazanç oranı" ilişkisinin İMKB'deki 6 sektörde geçerli olduğu bulunmuştur. Dolayısıyla hisse senedi fiyatları ortalamaya dönen bir hareket gösterdiği ve en azından anlamlı olan sektörler için firmanın varlık değerlerinin hareketlerinden hisse senedi fiyatlarının kısmen tahmin edilebilir olduğu bulunmuştur.

Tablo 4'de üçer aylık dönemlere göre hesaplanan fiyat/kazanç oranı için, Gmyo, haberleşme, holding, maden ve metal eşya sektörlerinde faaliyet gösteren firmalar için istatistiksel olarak anlamlı sonuçlar bulunmuştur. Tablo 4'te farklı olarak sadece metal eşya sektörü için parametrenin birim değerden büyük ve anlamlı (3.840) olduğu görülmektedir.

Model 1 ve Model 2 sonuçları genel olarak karşılaştırıldığında altışar aylık dönem için anlamlı olan bankalar, finansal kiralama ve giyim sektörlerinin üçer aylık dönemlerde anlamsız bulunmuştur. Gmyo, haberleşme ve holding sektörlerinin her ikisi için de anlamlı olduğu belirlenmiştir. Ancak bu üç sektörde fiyat/kazanç oranı parametrelerinin altışar aylık döneme göre daha küçük olduğu görülmektedir. Maden ve metal eşya sektörlerinin sadece üçer aylık dönemlere göre anlamlı olduğu bulunmuştur.

Tablo 4. Tutarlı Standart Hatalı Panel FE Modeli Tahmin Sonuçları

Sektörler	Model 1			Model 2		
	Kesme	f/k1	R ²	Kesme	f/k2	R ²
Banka	3.286 ^a (0.847)	0.055 ^b (0.022)	0.54	3.754 ^a (0.952)	0.013 (0.010)	0.50
Bilişim	13.67 ^a (2.820)	-0.035 (0.037)	0.51	12.69 ^a (2.741)	0.009 (0.012)	0.51
Elektrik	8.974 ^a (3.056)	-0.050 (0.040)	0.19	8.238 ^b (3.158)	0.005 (0.060)	0.16
Finansal Kiralama	2.939 ^a (0.310)	0.011 ^c (0.006)	0.06	3.033 ^a (0.320)	0.005 (0.011)	0.02
Gıda	5.497 ^a (0.713)	-0.001 (0.004)	0.84	5.461 ^a (0.701)	-0.001 (0.001)	0.84
Giyim	3.117 ^a (0.557)	0.006 ^b (0.003)	0.40	3.159 ^a (0.564)	0.002 (0.004)	0.39
Gmyo	4.707 ^a (1.070)	0.084 ^b (0.033)	0.63	5.485 ^a (1.046)	0.030 ^b (0.013)	0.62
Haberleşme	8.060 ^a (1.557)	0.187 ^b (0.065)	0.54	8.907 ^a (1.326)	0.068 ^b (0.023)	0.56
Holding	5.706 ^a (1.663)	0.041 ^a (0.013)	0.64	5.986 ^a (1.726)	0.048 ^a (0.055)	0.62
İnşaat	2.800 ^c (1.419)	0.015 (0.030)	0.03	3.457 ^c (1.504)	-0.154 (0.257)	0.05
Kağıt	11.42 ^a (3.033)	0.002 (0.005)	0.86	11.39 ^a (3.041)	0.0001 (0.007)	0.86
Kimya	19.84 ^a (5.837)	-0.014 ^b (0.007)	0.72	19.76 ^a (5.447)	-0.052 ^c (0.030)	0.72
Lokanta	3.514 ^a (0.676)	-0.016 (0.015)	0.40	3.311 ^a (0.633)	0.002 (0.001)	0.40
Maden	6.500 ^a (1.538)	-0.013 (0.082)	0.004	4.406 ^a (1.153)	0.112 ^b (0.047)	0.45
Mana	5.432 ^a (0.582)	0.001 (0.582)	0.57	5.103 ^a (0.590)	0.038 (0.040)	0.57
Mesy	77.94 ^a (24.34)	0.043 (0.476)	0.60	32.70 (33.71)	3.840 ^a (0.849)	0.78
Mkyo	2.047 ^a (0.458)	-0.002 (0.009)	0.30	1.960 ^a (0.429)	0.006 (0.010)	0.30
Orman	2.460 ^b (1.099)	-0.013 (0.183)	0.12	2.802 ^a (0.929)	-0.086 (0.139)	0.14
Sağlık	8.393 ^a (1.929)	0.043 (0.032)	0.20	7.696 ^a (2.023)	0.063 (0.040)	0.27
Savunma	16.52 ^a (4.768)	0.208 (0.522)	0.02	17.87 ^a (4.321)	0.019 (0.418)	0.0003
Sigorta	3.650 ^a (1.240)	0.004 (0.023)	0.52	3.608 ^a (1.207)	0.008 (0.015)	0.52
Taş	51.25 ^c (26.68)	-0.014 (0.123)	0.88	51.18 ^c (26.68)	-0.002 (0.123)	0.88
Ticaret	9.018 ^c (4.697)	0.174 (0.168)	0.49	10.10 ^b (4.045)	0.077 (0.048)	0.48
Ulaştırma	136.3 (91.24)	0.142 (1.360)	0.13	157.5 (122.3)	-2.688 (11.79)	0.13

Not: ^a %1'de anlamlıdır, ^b %5'de anlamlıdır, ^c %10'da anlamlıdır.

5. Sonuç

Bu çalışmada 2000-2008 dönemi için İMKB'DE fiyat/kazanç oranı ve hisse senedi fiyatları arasında sektörel bazda anlamlı ilişki olup olmadığı iki farklı model yardımıyla araştırılmıştır. Tek yönlü sabit etkiler modeli (FE) kullanılarak yapılan çalışmada ayrıca düşük oranda fiyat/kazanç oranı ilişki olup olmadığı da test edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre İMKB'deki tüm sektörlerde fiyat/kazanç oranı ilişkisi söz konusu değildir. Altışar aylık dönem için 24 sektörün sadece 6'sı, üçer aylık döneme göre de 5 sektörde hisse senedi fiyatı ile fiyat/kazanç oranı ilişkisi olduğu bulunmuştur. Altışar aylık dönemler için hesaplanan fiyat/kazanç oranı parametresi anlamlı olan sektörlerin tamamında üçer aylık dönem için ise metal eşya dışındakilerde birim değerden düşüktür. Yani ilgili sektörlerde literatürle uyumlu olarak "düşük oranda fiyat/kazanç oranı" ilişkisinin geçerli olduğu bulunmuştur. Bankalar, finansal kiralama ve giyim sektörleri için sadece altışar aylık döneme göre fiyat/kazanç oranı anlamlı iken, Gmyo, haberleşme ve holding sektörlerinin hem altışar aylık hem de üçer aylık dönemlerde de anlamlı olduğu ve maden ve metal eşya sektörlerinin sadece üçer aylık dönemlere göre anlamlı olduğu bulunmuştur.

Dolayısıyla hesaplanan fiyat/kazanç oranlarının altışar aylık veya üçer aylık olması sektör davranışına göre farklılık gösterdiğinden, yatırım yaparken ilgili sektör için hangisinin anlamlı olduğuna bakılması gerekmektedir.

Kaynakça

- Aydoğan, K. & Güney A., (1997). Hisse Senedi Fiyatlarının Tahmininde F/K Oranı ve Temettü Verimi. *İMKB Dergisi*, 1, 1.
- Baltagi, B. H., (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Basu, S., (1977). Investment Performance of Common Stock in Relation to Their Price-Earning ratios: A Test of Efficient Market Hypothesis. *Journal of Finance*, 32, 3, 663-682.
- Basu, S., (1983). The Relationship Between Earnings' Yield Market Value and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence. *Journal of Financial Economics*, 12, 1, 129-156.
- Baum, C. F., (2001). Residual Diagnostics for Cross Section Time Series Regression Models. *The Stata Journal*, 1, 1, 101-104.
- Beck, N. & Katz J. N., (1995). What to do (and not to do) with Time Series Cross Section Data. *The American Political Science Review*, 89, 3, 634-647.
- Breen, W., (1968). Low Price-Earnings Ratios and Industry Relatives. *Financial Analysts Journal*, 24, 4, 125-127.
- Breen, W. & Savage, J., (1968). Portfolio Distribution and Test of Security Selection Models. *Journal of Finance*, 23, 805-821.
- Breusch, T. S. & Pagan A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Application to Model Specifications in Econometrics. *Review of Economic Studies*, 47, 239-53.
- Campbell, J. Y. & Shiller, R., (1988). Stock Prices, Earnings and Expected Dividends. *Journal of Finance*, 43, 661-676.

- Cecchetti, S. G, Lam, P. S. & Mark, N. C., (1990). Mean Reversion in Equilibrium Asset Prices. *American Economic Review*, 80, 398-418.
- Chang, H-L. vd., (2008). The Relationship between Stock Price and EPS: Evidence Based on Taiwan Panel Data. *Economics Bulletin*, 3, 30, 1-12.
- Damodaran, A. (2002). Investment Valuation: Tools and Techniques for Determining the Value of Any Asset. New York: John-Wiley & Sons Inc.
- Demir, A, vd., (1997). İMKB'deki Sanayi Şirketlerinin Hisse Senedi Getirileri ile Finansal Oranları Arasındaki İlişkilerin Belirlenmesi ve Bu İlişkilere Göre Şirketlerin Sıralandırılması (1992, 1993, 1994 Yılları İçin Bir Uygulama). SPK Yayın No: 56.
- Driscoll, J. C. & Kraay A.C., (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *The Review of Economics and Statistics*, 80, 4, 549-560.
- Drukker, D. M., (2003). Testing for Serial Correlation in Linear Panel Data Models. *The Stata Journal*, 3, 2, 168-177.
- Fama, E. (1990). Stock Returns, Expected Returns And Real Activity. *Journal of Finance*, 45, 4, 1089-1108.
- Frees, E. W. (1995). Assessing Cross-Sectional Correlation in Panel Data. *Journal of Econometrics* 69, 393-414.
- Frees, E. W. (2004). Longitudinal and Panel Data: Analysis and Applications in the Social Sciences. Cambridge University Press.
- Friedman, M. (1937). The Use of Ranks to Avoid the Assumption of Normality Implicit in the Analysis of Variance. *Journal of the American Statistical Association*, 32, 675-701.
- Greene, W., (2000). *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge: Cambridge University Press.
- Karan, M. B.,(1996). Hisse Senetlerine Yapılan Yatırımların Performanslarının Fiyat/Kazanç Oranına Göre Değerlendirilmesi: İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalışma. *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 11, 119. 26-35.
- Lin, B.-H. & Wang, J. (2003). Systematic Skewness in Asset Pricing: an Empirical Examination of The Taiwan Stock Market. *Applied Economics*, 35, 1877-1887.
- McWilliams, J. D., (1966). Price, Earnings and P/E Ratios. *Financial Analysts Journal*, 22, 3, 137-142.
- Nicholson, S. F., (1960). Price-Earnings Ratios. *Financial Analysts Journal*, 16, 4, 43-45
- Oh vd. (2006). An Empirical Study of The Relation Between Stock Price and EPS in Panel Data: Korea Case. *Applied Economics*, 38, 2361-2369.
- Öztürk, M. B. (2007). Fiyat/Kazanç Oranını Etkileyen Değişkenler Üzerine İMKB'de Ampirik Bir Uygulama. *Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 23, 2, 275-284.
- Park, R., (1967). Efficient Estimation of a System of Regression Equations When Disturbances Are Both Serially and Contemporaneously Correlated. *Journal of the American Statistical Association*, 62, 500-509.

- Pesaran, M. H., (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *Cambridge Working Papers in Economics* No. 0435, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M. H., (2006). Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure. *Econometrica*, 74, 4, 967-1012.
- Sing, T. F., Liow, K. H. & Chan, W.-J. (2002). Mean Reversion of Singapore Property Stock Prices Towards Their Fundamental Values. *Journal of Property Investment and Finance*, 20, 374-87.
- Vatansever, M. (1994). Hisse Senedi Değerlemesi ve Türkiye den Bir Örnek. *Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi*. İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Wooldridge, J. M., (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: The MIT Press.
- Yalçın vd. (2005). Finansal Oranlarla Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 27, 176-187.