

Hisse senedi fiyat endeksi ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin analizi: Türkiye örneği

The analysis of the relationship between stock price index and the macroeconomic variables: Turkey example

Canan Sancar¹

Ahmet Uğur²

Yusuf Ekrem Akbaş³

Received Date: 20 / 06 / 2017

Accepted Date: 24 / 10 / 2017

Öz

Bu çalışmada, 2000M1-2016M12 döneminde Türkiye’de hisse senedi fiyatı ile makroekonomik değişkenler arasında ilişki olup olmadığı analiz edilmiştir. Analiz için yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök ve eş-bütünleşme testleri kullanılmıştır. Birim kök testi sonucunda, bütün seriler I (1) olarak bulunmuştur. Eş-bütünleşme testi sonucunda ise seriler arasında uzun dönemli ilişki olduğu belirlenmiştir. Son olarak, FMOLS ve DOLS testleri sonucunda M1, tüketici fiyatları endeksi, sanayi üretim endeksinden hisse senedi fiyatlarına doğru anlamlı ve pozitif ilişki, döviz kurundan hisse senedi fiyatlarına doğru ise anlamlı ve negatif ilişki bulunmuştur.

Anahtar sözcükler: Hisse senedi fiyat endeksi, Makroekonomik değişkenler, yapısal kırılma

Abstract

In this study, whether there is a relationship between the stock prices in Turkey and the macroeconomic variables for the period between 2000M1-2016M12 was analysed. For the analysis, unit root and co-integration tests that take structural breaks into account were used. As a result of the unit root test, all series were found to be I(1). As a result of the co-integration test, it was determined that there is a long-term relationship among the series. Finally, as a result of the FMOLS and DOLS tests, a positive and significant relationship from M1, consumer prices index, industrial production index towards stock prices was found while the relationship from foreign currency towards stock prices was found to be negative but still significant.

Keywords: Stock Price Index, Macroeconomic variables, Structural break

1. Giriş

Hisse senedi piyasalarının firmaların sermaye ihtiyaçlarını karşılamak, sermayenin tabana yayılmasına katkıda bulunmak ve yatırımcılara bilgi akışını sağlayan bir piyasa modeli olma yönündeki işlevleri vardır (Karan, 2001:41). Hisse senedinin fiyatı, gelecekte sağlaması beklenen nakit akımlarının iskonto edilmiş değeri olarak tanımlanır. Hisse senetlerinin iskonto oranı, risksiz faiz oranı ve risk primi değişkenlerine bağlı olduğundan beklenen nakit akışları, piyasa faiz oranı, enflasyon oranı gibi makro ekonomik değişkenlerin birer fonksiyonu olarak ortaya çıkar (Özer vd., 2011:164). Hisse senedi fiyatları ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki, Miller ve Modigliani (1961) tarafından önerilen “Temettü İndirim Modeli (Dividend Discount Model)” ile diğer teorik değerlendirmelere ışık tutmuştur. Modele göre, bir hisse senedinin cari fiyatı gelecekteki tüm nakit akışlarının payı ile eşittir. Dolayısıyla, hisse senedi fiyatlarının

¹ Yrd. Doç. Dr., Gümüşhane Üniversitesi, Kelkit Aydın Doğan MYO, canansancar@gumushane.edu.tr

² Doç. Dr., İnönü Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, ahmet.ugur@inonu.edu.tr

³ Doç. Dr., Adıyaman Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, yeakbas@gmail.com

belirleyicileri, beklenen gelecekteki nakit akışını ve istenen getiri oranını etkileyen ekonomik faktörlerin hisse fiyatını etkilediğini düşündüren, istenen getiri oranı ve beklenen nakit akışlarıdır (Kaur vd., 2016: 167). Makroekonomik faktörler, uzun yatırım ufku üzerinde önemli ve belirleyici faktörlerdir, çünkü King (1966) tarafından dile getirildiği üzere, hisse senedi fiyatlarının makroekonomik faktörlerin etkisine tabi tutulduğu ortalama% 50'dir. Hisse senedi fiyatları ve makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişki konusunda 1970'li yıllarda ortaya atılan "Etkin Piyasalar Hipotezi" bu konuda farklı bir bakış açısı getirmiştir. Fama (1970) etkin finansal piyasayı, menkul kıymetlerin fiyatlarının piyasadaki tüm bilgiyi tam olarak yansıttığı piyasa olarak tanımlamıştır. Etkin piyasalar hipotezi piyasadaki tüm bilginin hisse senedi fiyatları içinde olduğu, bu nedenle de hisse senetlerinin değerinde az ya da çok fiyat üzerinden işlem göremeyeceğini ve bu koşullar altında yatırımcıların piyasa ortalamasının üzerinde getiri elde edemeyeceklerini ifade etmektedir.

Hisse senedi fiyatları gelecekteki ekonomik faaliyetlerin öncü göstergeleri olarak kabul edilmektedir. Bu nedenle makro ekonomik değişkenler ve hisse senedi fiyatları arasındaki etkileşimler önemlidir. Ülkelerin makro ekonomik politikalarının formülasyonunda faiz oranı ve para arzı gibi makro ekonomik değişkenlerdeki ayarlamalar hisse senedi fiyatlarına uygulanan faiz oranını etkileyebilir. Makro ekonomik değişkenlerdeki değişiklikler hissesenedi fiyatlarına yansımaları ve bu konuda Etkin Piyasalar Hipotezi kapsamında piyasa oluşumunu bilgi akışı yatırımcıların anormal kar elde etmelerinin önüne geçmektedir (Maysami vd., 2004: 48).

Bir başka açıdan geleneksel Keynesyen yaklaşımda para politikası kararlarındaki değişiklikler parasal akımların mekanizması vasıtasıyla ekonomiyi etkiler. Örneğin, genişlemeci para politikası uygulaması sonucu para arzındaki bir artış faiz oranının düşmesine ve bunun sonucunda sermaye maliyetinin düşmesine ve bunun sonucunda da yatırım harcamaları ve çıktı düzeyinde bir artışa yol açar (Sieng ve Leng, 2003:1). James Tobin (1969) ortaya atılan Tobin Q teorisi de Keynesyen sürece benzer şekilde para arzındaki bir değişiklik faiz oranları aracılığı ile hisse senedi fiyatları ve yatırım harcamalarında bir değişikliğe yol açar ve sonuçta ekonominin üretim seviyesi değişir (Mishkin, 1995: 6).

Hisse senedi fiyatları ve makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişki konusundaki yaklaşımlar zamanla değişmiştir. Hisse senedi fiyatları üzerinde etkili olan faktörler tahmin edilmekle birlikte, bu faktörlerin hangi ölçüde etkili olabileceğini kesin bir şekilde saptamak oldukça güçtür. Bazı durumlarda yatırımcıların psikolojik davranışları ön plana çıkmaktadır. Piyasa koşullarında ve makro ekonomik değişkenlerde bir değişiklik olmadığı halde hisse senedi fiyatlarında değişiklik görülebilmektedir. Bu açıdan bakıldığında, hisse senedi fiyatlarını etkileyen unsurları belirlenmesi gerek yatırımcı gerekse akademik çevreler açısından önemle üzerinde durulan bir konudur. Hisse senedi fiyatları ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiler yakın zamana kadar birçok çalışmaya konu olmuştur (Maysami vd., 2004; Dizdarlar ve Derindere, 2008; Gençtürk, 2009; Barbic ve Condic-Jurkic, 2011; Hsing, 2014; Altınbaş vd., 2015;).

Türkiye'de 2000M1-2016M12 döneminde hisse senedi fiyat endekleri ve makro ekonomik değişkenler arasında bir ilişki olup olmadığını araştıran bu çalışma dört bölüme ayrılmıştır. Giriş bölümünden sonraki ikinci bölümde ulusal ve uluslararası düzeyde araştırma konusu ile ilgili literatüre yer verilmiştir. Üçüncü bölümde çalışmanın metodolojisi, veri ve değişkenleri ile

Sancar, C., Uğur, A., Akbaş, Y.E. (2017). The analysis of the relationship between stock price index and the macroeconomic variables: Turkey example. *International Journal of Social Sciences and Education Research*, 3(5), 1774-1786.

ilgili açıklamalar yapılmıştır. Dördüncü bölümde ampirik bulgulara ve beşinci bölümde çalışmanın sonucu yer almaktadır.

2. Literatür

Ekonomik değişkenlerin hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisini incelemek için çok sayıda araştırma yapılmıştır. Çalışmanın bu bölümünde konuyla ilgili ulusal ve uluslararası literatür kronolojik sıraya göre aşağıda özetlenmiştir.

2.1. Uluslararası literatür

Chen vd. (1986), hisse senedi fiyatları ile çeşitli makro ekonomik değişkenler (uzun ve kısa dönem faiz oranları, beklenen ve beklenmeyen enflasyon oranı, sanayi üretim indeksi) arasındaki ilişkiyi Amerika Birleşik Devletler (ABD) için araştırmışlardır. Seçilen makroekonomik değişkenler ile ABD hisse senedi piyasası getirileri arasında güçlü korelasyon ilişkisi olduğu ve sanayi üretim endeksinin, ABD hisse senedi getirilerinin açıklanmasında en önemli etken oldukları sonucuna varılmıştır.

Fung ve Lee (1990), hisse senedi getirileri ile enflasyon ve para arzı arasındaki uzun vadeli ilişkileri Tayvan için incelemişlerdir. Çalışmanın bulgularına göre hisse senedi getirileri ile enflasyon ve para arzı arasında herhangi bir ilişkiye rastlanamamıştır.

Granger vd. (2000), bir grup Asya ülkesi için yapmış oldukları çalışmada Japonya ve Tayland için döviz kurundan hisse senedi fiyatlarına doğru pozitif bir korelasyon ilişkisi tespit edilmiştir. Tayvan için hisse senedi fiyatları ve döviz kuru arasında negatif bir korelasyon vardır. Endonezya, Kore, Filipinler ve Malezya için ise iki değişken arasında güçlü korelasyon ilişkisi tespit edilmiştir.

Al-Sharkas (2004), seçilmiş bazı makroekonomik değişkenlerin (yani, para arzı, faiz oranı ve enflasyon) Amman Menkul Kıymetler Borsası'nda (ASE) etkisini belirlemek için vektör hata düzeltme modelini (VECM) kullanmıştır. Ampirik sonuçlar, hisse senedi fiyatları ile seçilen makroekonomik değişkenler arasında uzun vadeli denge ilişkisinin olduğu ve ayrıca, para arzı ile sanayi üretim endeksinin hisse senedi fiyatları ile pozitif bir ilişki gösterdiğini, buna karşın tüketici fiyat endeksinin hisse senedi fiyatları ile negatif bir ilişki içinde olduğunu göstermiştir.

Sardar vd. (2004), hisse senedi fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi 1992-2001 dönemi verileri ile Tayvan için Engle-Granger nedensellik ve eş bütünleşme testi ile araştırmışlardır. Elde edilen sonuçlar, hisse senedi fiyatlarının faiz oranları ve döviz kurundan uzun vadede olumlu yönde etkilendiğini; tüketici fiyat endeksinin uzun vadede hisse senedi fiyatları üzerinde negatif etkilerinin olduğunu göstermiştir.

Wong vd. (2005), ABD ve Singapur'un makro ekonomik değişkenleri ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi zaman serisi yöntemine ile test etmişlerdir. İki ülkeli modelde Ocak 1982'den Aralık 2002'ye kadar olan zaman serisi verileri kullanılmıştır. Wong vd. (2005) Singapur hisse senedi fiyatlarının faiz oranı ve para arzı ile uzun dönemli bir denge ilişkisi sergilediğini, ancak ABD için benzer bir ilişki bulunmadığını tespit etmişlerdir.

Adam ve Twenenboah (2008), Gana için tüketici fiyat endeksi, döviz kurunun hisse senedi fiyat hareketleri üzerindeki rolünü incelemişlerdir. Johansen'ın eş bütünleşme testinin kullanıldığı çalışmada, makroekonomik değişkenler ile hisse senedi fiyatları arasında uzun vadeli bir ilişki olduğu sonucuna varılmıştır.

Sancar, C., Uğur, A., Akbaş, Y.E. (2017). Hisse senedi fiyat endeksi ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin analizi: Türkiye örneği. *International Journal of Social Sciences and Education Research*, 3(5), 1774-1786.

Maku ve Atanda (2009), 1984 ile 2007 yılları arasında Nijerya için Hata Düzeltme Modeli kullanarak enflasyon oranı, döviz kuru, para arzı ile hisse senedi fiyatları ilişkisini incelemiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlar, seçilen değişkenlerin hisse senedi fiyat endeksi üzerinde belirgin bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir.

Asaolu ve Ogunmuyiwa (2011), 1986 ile 2007 arasındaki dönemde Nijerya için hisse senedi fiyat endeksi üzerinde makroekonomik değişkenlerin etkisini araştırmışlardır. Nedensellik testinden elde edilen sonuçlar, hisse fiyatları ile seçilmiş dokuz makro ekonomik değişken arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmadığını, sadece döviz kurundan hisse senedi fiyat endeksi-ne doğru bir nedensellik olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte, Johansen Eş-bütünleşme testi, hisse senedi fiyatları ile makroekonomik değişkenler arasında uzun vadeli bir ilişki bulunduğunu doğrulamıştır.

2.2. Ulusal literatür

Dizdarlar ve Derindere (2008), İMKB 100 endeksi ile 14 temel makro ekonomik değişken arasındaki ilişkiyi 2005:01-2007:12 donemi aylık verilerini kullanarak zaman serisi yöntemi ile araştırmışlardır. Çalışma sonucu döviz kurunun İMKB 100 endeksini etkileyen en önemli faktör olduğu tespit edilmiştir.

Zügül ve Şahin (2009), İMKB 100 Endeksi ile seçilmiş bazı makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi En Küçük Kareler yöntemi ile incelemiştir. Elde edilen sonuçlara göre, M1 para arzı, döviz kuru ve faiz oranı ile hisse senedi getiri endeksi arasında negatif yönlü bir ilişki olduğu, buna karşılık enflasyon oranıyla İMKB 100 Endeksi arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu ortaya çıkmıştır.

Kaya vd. (2013), İMKB 100 Endeksi ile faiz oranı, para arzı, sanayi üretim endeksi ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Ocak 2002 ile Haziran 2012 dönemlerini kapsayan en küçük kareler tahmin yöntemi kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, hisse senedi getirileri ile para arzı (M2) arasında pozitif yönlü, döviz kuru ile negatif yönlü bir ilişki olduğu tespit edilmiştir.

Altınbaş vd. (2015), döviz kuru, sanayi üretim endeksi ve petrol fiyatlarından oluşan makroekonomik değişkenlerin BİST-100 endeksi üzerindeki etkisini Johansen eş bütünleşme testi, vektör hata düzeltme modeli ve Granger nedensellik testi ile araştırmışlardır. Sonuçta döviz kuru değişkeni BİST-100 üzerinde açıklayıcılığa sahip tek faktör olarak bulunmuştur. Ayrıca, BİST-100'ün yalnızca petrol değişkeni için Granger nedenselliğine sahip olduğu görülmüştür.

3. Metodoloji

Bu çalışmada, 2000M1-2016M12 döneminde Türkiye'de hisse senedi fiyatı ile makroekonomik değişkenler arasında ilişki olup olmadığı analiz edilmiştir. Analiz için yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök ve eş-bütünleşme testleri kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenler aşağıdaki gibidir:

SP: Hisse Senedi Fiyatı Endeksi

IPI: Sanayi Üretim Endeksi

FAİZ: İnterbank Faiz Oranı

M1: M1 Para Arzı

Sancar, C., Uğur, A., Akbaş, Y.E. (2017). The analysis of the relationship between stock price index and the macroeconomic variables: Turkey example. *International Journal of Social Sciences and Education Research*, 3(5), 1774-1786.

EXC: Dolar/TL kuru

CPI: Tüketici Fiyat Endeksi

Çalışmada kullanılan veriler OECD elektronik veri tabanından elde edilmiştir. Veriler orjinal değerdir.

3.1. Lumsdaine-Papell Birim Kök Testi

Lumsdaine-Papell (1997) tarafından geliştirilen birim kök testinde Zivot Andrews (1992) testindeki modeller iki kırılmaya izin verip genişletilerek, Model AA ve Model CC olarak adlandırılmışlardır. Model AA sadece düzeyde iki kırılmaya izin verirken, Model CC hem düzeyde hem de trendde iki kırılmaya izin vermektedir. Zivot Andrews modeline ek olarak ilave bir kukla değişken eklenmektedir. Lumsdaine-Papell testinde kullanılan Model AA ve Model CC aşağıdaki gibidir:

Model AA;

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \phi_1 DU1_t + \phi_1 DT1_t + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

$$DU = \begin{cases} t > TB & 1 \\ diğ er & 0 \end{cases} \quad DT_1 = \begin{cases} t > TB & iken & t - TB \\ diğ er & & 0 \end{cases}$$

Model CC;

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \phi_1 DU1_t + \phi_1 DT1_t + \phi_2 DU2 + \phi_2 DT2 + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

$$DU = \begin{cases} t > TB & 1 \\ diğ er & 0 \end{cases} \quad DT = \begin{cases} t > TB & iken & t - TB \\ diğ er & & 0 \end{cases}$$

Yukarıdaki modellerde, TB1 ilk, TB2 ikinci kırılma zamanını göstermektedir. DU sadece sabitte kırılmaya izin veren kırılma için kukla değişkeni, DT ise ikinci kırılma tarihi için kukla değişkeni ifade etmektedir.

Modeller, tüm olası kırılma tarih çiftleri (TB1, TB2) için tahmin edilir. Kırılma tarihleri olarak α 'nın t istatistiğini minimum yapan değerler seçilir. Uygun gecikme uzunluğu olarak t-anamlılık yönteminin kullanılması önerilmektedir.

Lumsdaine-Papell testinin hipotez testi aşağıdaki gibidir:

Ho: Yapısal değişim olmadan seri birim köklüdür.

H1: 2 Yapısal değişimle birlikte seri durağandır.

3.2. Maki Eşbütünleşme Testi

Makroekonomik değişkenlerin birçoğu düzey değerinde durağan değildir. Durağan olmayan zaman serileriyle yapılan regresyon analizlerinin anlamlı olabilmesi ve gerçek ilişkileri yansıtabilmesi, ancak bu zaman serileri arasında bir eş bütünleşme ilişkisinin varlığıyla mümkün olmaktadır (Gujarati, 1999: 713).

Sancar, C., Uğur, A., Akbaş, Y.E. (2017). Hisse senedi fiyat endeksi ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin analizi: Türkiye örneği. *International Journal of Social Sciences and Education Research*, 3(5), 1774-1786.

Eğer, seriler arasında bir eş bütünleşme ilişkisi varsa, düzey değerleriyle yapılacak analizde, bir sahte regresyon problemiyle karşılaşılacaktır. Ancak, uzun dönemde birlikte hareket eden değişkenlerin, dinamik davranışları denge ilişkisinden bazı sapmalar gösterebilir. Bu, eş bütünleşik değişkenlerin temel bir özelliği olup, kısa dönem dinamiği üzerinde belirleyici bir rol oynar. Bu süreçle ortaya çıkan dinamik model, hata düzeltme modeli olarak adlandırılır (Enders, 1995:8).

Analizde kullanılan serilerde yapısal kırılmaların varlığı durumunda, birim kök testlerinde olduğu gibi, seriler arasındaki uzun dönem ilişkisinin varlığını inceleyen eşbütünleşme testleri de sapmalı sonuçlar verir. Bu nedenle, eş bütünleşme testlerinde de yapısal kırılmaların etkilerinin dikkate alınması gerekmektedir (Göçer ve Hepkarşı, 2013:3). Maki (2012) eşbütünleşme testi, Gregory ve Hansen (1996)'in bir, Hatemi-J (2008)'nin iki yapısal kırılmayı dikkate alan testlerinden farklı olarak beş adet yapısal kırılmayı dikkate almaktadır. Bu test, seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini beş adet yapısal kırılmaya kadar test edebilmekte ve yapısal kırılma tarihlerini verebilmektedir. Özellikle, eşbütünleşme denkleminde üç ve daha fazla yapısal kırılma olduğunda Gregory ve Hansen (1996) ve Hatemi-J (2008) yöntemleri yetersiz kalmaktadır. Maki (2012) eşbütünleşme testi ise bu sorunu gidermektedir. Bu yöntemde analize alınacak bütün serilerin $I(1)$ olması gerekmektedir. Bu testte sıfır hipotezi yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme olmadığını, alternatif hipotez ise yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme olduğunu ifade etmektedir.

Maki (2012), yapısal kırılmaların varlığı durumunda seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını test edebilmek için dört farklı model geliştirmiştir. Bu modeller;

Model 0: Sabit terimde kırılma var, trendsiz model,

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_i K_{i,t} + \beta x_t + u_t$$

Model 1: Sabit terim ve eğimde kırılma var, trendsiz model,

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_i K_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + u_t \quad (1)$$

Model 2: Sabit terim ve eğimde kırılma var, trendli model,

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_i K_{i,t} + \eta x + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + u_t \quad (2)$$

Model 3: Sabit terim, eğim ve trendde kırılma var,

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_i K_{i,t} + \eta t + \sum_{i=1}^k \eta_i t K_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + u_t \quad (3)$$

3.3. Eşbütünleşme tahmin yöntemleri

Çalışmada Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) ve Tam Değiştirilmiş En Küçük Kareler (FMOLS) gibi uzun dönemli ilişkileri tahmin eden panel eşbütünleşme tahmin yöntemleri ile

Sancar, C., Uğur, A., Akbaş, Y.E. (2017). The analysis of the relationship between stock price index and the macroeconomic variables: Turkey example. *International Journal of Social Sciences and Education Research*, 3(5), 1774-1786.

hem uzun hem de kısa dönemli ilişkileri tahmin edebilen Ortalama Grup Tahmincisi (MGE) ve Dinamik Sabit Etkiler Tahmincisi kullanılmıştır.

Model tahmini için En Küçük Kareler (EKK) tahmincisini uygulamak basit olmasına rağmen bazı sorunlara neden olabilir. Modeli oluşturan değişkenlerdeki dinamik etki EKK yönteminde dikkate alınmaz. Ayrıca, küçük örnekleme sahip bir modeli tahmin etmede EKK yöntemi sapmalı sonuçlar verebilir. Bu sapmalar, R^2 'nin yanlış hesaplanmasına neden olabilir. Ayrıca ikiden fazla açıklayıcı değişken olduğu zaman, birden fazla eşbütünlük ilişkisi ya da eşbütünlük vektör olabilir ve bu durumu iktisadi olarak açıklamak oldukça zordur. Bunun dışında EKK yönteminin parametre tahminlerini doğru yapmasına engel olan içsellik sorunu olabilir.

EKK yöntemine bağlı olan bu sorunlar, yeni yöntemlerin gelişmesine neden olmuştur.

Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilen DOLS bu yöntemlerden biridir. Bu yöntem EKK yönteminde meydana gelen küçük örneklem ve dinamik yapının göz ardı edilmesi sorununu ortadan kaldırır. Bu yöntem, sağlam (robust) tek denklem yaklaşımıdır ve açıklayıcı değişkenlerin bir gecikmeli değerinin ve bir sonraki değerinin alınmasıyla içsellik sorununu ortadan kaldırır. Ayrıca, bu yöntemde otokorelasyon sorunu Genelleştirilmiş En küçük Kareler (Generalized Least Squares-GLS) yöntemiyle ortadan kaldırılır.

DOLS ile model tahmini aşağıdaki gibidir:

$$Y_t = \beta_0 + \beta X + \sum_{j=-q}^p d_j \Delta X_{t-j} + u_t \quad (4)$$

Eşitlik 4'de Y_t , bağımlı değişkeni, X açıklayıcı değişkenlerin matrisini, β eşbütünlük vektörü, p gecikme uzunluğunu (lag), q ise sonraki dönem değerini (lead) ifade etmektedir.

Çalışmada kullanılan diğer bir eşbütünlük tahmin yöntemi FMOLS'dir. FMOLS eşbütünlük regresyonların optimal tahminlerini elde etmek için Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilmiştir. FMOLS, EKK yöntemini eşbütünlük ilişkisinden kaynaklanan içsellik sorununu ve otokorelasyon etkisini açıklamak için düzenler.

Bu yöntem, açıklayıcı değişkenler I(1) veya I(0) olduğu durumlarda kullanılabilir. FMOLS yöntemine göre model oluşturmak için ilk olarak aşağıdaki eşitlik oluşturulur:

$$y_t = Ax_t + u_{0t} \quad (5)$$

Burada A , $n \times m$ boyutunda matristir. x_t , $m=(m_1 + m_2)$ boyutunda eşbütünlük vektördür. Pedroni (2000) çalışmasında farklı panel eşbütünlük tahmin yöntemlerinin asimptotik özelliklerini analiz etmiştir. Pedroni yapmış olduğu analiz sonucunda FMOLS yönteminin küçük örneklemlerde bile iyi sonuç verdiği sonucuna ulaşmıştır.

DOLS ve FMOLS aralarında eşbütünlük olan değişkenlerde uzun dönem ilişkisini tahmin etmektedir. Ortalama Grup Tahmincisi (MGE) ve Dinamik Sabit Etkiler Tahmincisi ise değişkenler arasında kısa ve uzun dönem ilişkisini analiz edebilmektedir.

Sancar, C., Uğur, A., Akbaş, Y.E. (2017). Hisse senedi fiyat endeksi ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin analizi: Türkiye örneği. *International Journal of Social Sciences and Education Research*, 3(5), 1774-1786.

4. Bulgular

4.1. Ampirik bulgular

Hisse senedi fiyatı ile makroekonomik değişkenler arasında ilişki olup olmadığını analiz etmek için ilk olarak serilerin durağanlığı analiz edilmiştir.

Tablo 1. Lumsdaine-Papell Birim Kök Testi Model AA sonuçları

Değişkenler	TB1	α	β	ψ
	TB2			
SB	2005:05	-0.0727	-0.3890	0.8077
	2010:02	(-3.8785)	(-1.8543)	(3.5261)
IPI	2008:09	-0.610	-9.516	-3.448
	2014:05	(-6.015)	(-5.207)	(-3.147)
FAİZ	2003:07	-0.097	-2.354	-1.477
	2008:11	(-5.680)	(-5.012)	(-5.130)
M1	2006:08	-0.0248	-3717.242	3189.92
	2013:04	(-1.6289)	(-2.8705)	(2.139)
CPI	2005:05	-0.072	-0.389	0.807
	2013:12	(-3.878)	(-1.854)	(3.5261)
EXC	2004:09	-0.090	-0.054	0.088
	2014:08	(-3.456)	-3.007	(3.8531)

(Not: Parantez içindeki değerler t-istatistik değerini göstermektedir. Kritik değerler %1, %5 ve %10 anlam seviyesinde sırasıyla -6.740, -6.160 ve -5.890'dir. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.)

Tablo 1'e göre sabitte kırılmayı dikkate alan Model AA için değişkenlerin hiçbiri düzeyde durağan değildir. Dolayısıyla, tüm değişkenler birim kök içermektedir.

Tablo 2. Lumsdaine-Papell Birim Kök Testi Model CC sonuçları

Değişkenler	TB1	α	β	ψ
	TB2			
SB	2008:08	-0.2112	-9.341	0.384
	2011:04	-5.520	-3.6897	3.5247
IPI	2008:09	-0.5069	-11.305	-2.921
	2012:03	-6.125	-5.294	-1.918
FAİZ	2004:11	-0.6845	0.781	-7.619
	2009:02	-6.4014	0.082	-0.916
M1	2009:02	-0.1621	-1218.4802	-6632.839
	2011:12	-3.865	-0.740	-3.431
CPI	2003:01	-0.3100	0.0790	-0.5497
	2011:05	-5.299	0.2545	-2.3364
EXC	2003:03	-0.1360	-0.085	-0.007
	2012:12	-4.547	-3.512	-0.382

Not: Parantez içindeki değerler t-istatistik değerini göstermektedir. Kritik değerler %1, %5 ve %10 anlam seviyesinde sırasıyla -7.190, -6.750 ve -6.480'dir. ***, ** ve * sırasıyla %1 %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.)

Hem sabit hem de trendde kırılmaya izin veren Model CC sonuçları da Model AA sonuçlarıyla aynı doğrultudadır. Bu sonuçlar hisse senedi fiyatı, sanayi üretim endeksi, faiz oranı, m1 para arzı tüketici fiyat endeksi ve nominal döviz kuru serilerinin birim kök içerdiğini göstermektedir.

Sancar, C., Uğur, A., Akbaş, Y.E. (2017). The analysis of the relationship between stock price index and the macroeconomic variables: Turkey example. *International Journal of Social Sciences and Education Research*, 3(5), 1774-1786.

Serilerin durağanlık sınaması yapıldıktan sonra seriler arasında uzun dönem ilişki olup olmadığı analiz edilebilir. Yapılan eş-bütünleşme testi için hisse senedi fiyat endeksi bağımlı, diğer değişkenler bağımsız değişken olarak kullanılmıştır.

Tablo 3. Maki Eş-bütünleşme Testi sonuçları

Mak.KırılmaSa yısı	Kırılma Sayısı	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği	Kritik değerler			
				Model0	Model1	Model2	Model3
5	2	97, 139	-7.612197***		-6.494	-8.869	-9.482

-6.306

Kritik değerler, Maki (2012)'nin Tablo 1'deki kritik değerleridir. Bu kritik değerler %5 düzeyinde kritik değeri ifade etmektedir. ***, %1 önem düzeyinde eş-bütünleşme ilişkisinin olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 3'e göre test istatistiği tüm kritik değerlerden büyüktür. Bu yüzden seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi vardır.

Seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi bulunduğundan sonra model tahmin edilebilir.

Tablo 4. FMOLS Tahminci sonuçları

	Katsayı	St.Hata	Olasılık Değeri
M1	0.000243	6.65E-05	0.0003
CPI	0.794698	0.263833	0.0029
EXC	-45.70462	8.679800	0.0000
FAIZ	-0.009206	0.049804	0.8535
IPI	0.523434	0.336921	0.1219
D1	-11.03070	6.327522	0.0829
D2	4.672390	3.223696	0.0971

*** ve *, % 1 ve % 10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 4'e göre M1, CPI, EXC ve kukla değişkenler D1 ve D2 istatistiksel olarak anlamlıdır. M1 ve CPI pozitif işaretlidir. EXC ise negatif işaretlidir. Buna göre, M1 para arzı ve tüketici fiyat endeksi arttığında hisse senedi fiyat endeksi de artmaktadır. Ayrıca, nominal döviz kuru artarsa hisse senedi fiyat endeksi azalmaktadır.

Tablo 5. DOLS Tahminci sonuçları

Değişken	Katsayı	St.Hata	Olasılık Değeri
M1	0.000199	6.89E-05	0.0043
CPI	0.440345	0.204029	0.0322
EXC	-33.88180	7.075453	0.0000
FAIZ	0.016414	0.083844	0.8450
IPI	0.944746	0.302058	0.0021
D1			
D2			

*** ve *, % 1 ve % 10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Gecikmeler ve öncüller DOLS tahmincisi için 1 olarak seçilmiştir.

Tablo 5 DOLS sonuçlarını göstermektedir. DOLS sonuçları FMOLS sonuçlarıyla aynı doğrultudadır. Sadece, FMOLS sonuçlarına ek olarak İPI de istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bulunmuştur.

Sancar, C., Uğur, A., Akbaş, Y.E. (2017). Hisse senedi fiyat endeksi ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin analizi: Türkiye örneği. *International Journal of Social Sciences and Education Research*, 3(5), 1774-1786.

5. Sonuç

Hisse senedi fiyatları gelecekteki ekonomik faaliyetlerin öncü göstergeleri olarak kabul edilmektedir. Bu nedenle makro ekonomik değişkenler ve hisse senedi fiyatları arasındaki etkileşimler önemlidir. Ülkelerin makro ekonomik politikalarının formülasyonunda faiz oranı ve para arzı gibi makro ekonomik değişkenlerdeki ayarlamalar hisse senedi fiyatlarına uygulanan faiz oranını etkileyebilir. Makro ekonomik değişkenlerdeki değişiklikler hissesenedi fiyatlarına yansımaları ve bu konuda Etkin Piyasalar Hipotezi kapsamında piyasada oluşan bilgi akışı yatırımcıların anormal kar elde etmelerinin önüne geçmektedir (Maysami vd., 2004: 48).

Bu çalışmada, 2000M1-2016M12 döneminde Türkiye’de hisse senedi fiyatı ile makroekonomik değişkenler arasında ilişki olup olmadığı analiz edilmiştir. Analiz için yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök ve eş-bütünleşme testleri kullanılmıştır. Çalışmada ilk olarak serilerin durağanlığı Lumsdaine-Papell (1997) birim kök testi ile analiz edilmiştir ve tüm serilerin birim kök içerdiği tespit edilmiştir. Daha sonra seriler arasında uzun dönem ilişkiyi sınamak için Maki (2012) eşbütünleşme testi kullanılmıştır ve eşbütünleşmenin mevcut olduğu saptanmıştır. Bu sonuca göre, değişkenler uzun dönemde birlikte hareket etmektedir. Eş bütünleşme tahmin yöntemi olarak, DOLS ve FMOLS gibi uzun dönemli ilişkileri tahmin eden panel eşbütünleşme tahmin yöntemleri ile hem uzun hem de kısa dönemli ilişkileri tahmin edebilen Ortalama Grup Tahmincisi ve Dinamik Sabit Etkiler Tahmincisi kullanılmıştır. FMOLS tahmin sonuçlarına göre, M1 para arzı ve tüketici fiyat endeksi arttığında hisse senedi fiyat endeksi de artmaktadır. Ayrıca, nominal döviz kuru artarsa hisse senedi fiyat endeksi azalmaktadır. DOLS sonuçları FMOLS sonuçlarıyla aynı doğrultudadır. Sadece, FMOLS sonuçlarına ek olarak sanayi üretim endeksi de istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bulunmuştur. Tahminci sonuçları M1 para arzı, tüketici fiyat endeksi ve sanayi üretim endeksi ile hisse senedi fiyat endeksi arasında anlamlı ve pozitif ilişki olduğu tespit edilmiştir. Döviz kuru ile hisse senedi fiyat endeksi arasında ise anlamlı ve negatif ilişki saptanmıştır.

Kaynakça

- Adam, A.M., & Tweneboah, G. (2008). Macroeconomic Factors & Stock Market Movement: Evidences from Ghana. *MPRA Paper*, (112556), 2-26
- Altınbaş, H., Kutay, N., & Akkaya, G. C. (2015). Makroekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Piyasaları Üzerindeki Etkisi: Borsa İstanbul Üzerine Bir Uygulama. *Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi* 2015, 30-49.
- Arslan, S., & Özpınar, İ. (2008). Öğretmen Nitelikleri: İlköğretim Programlarının Beklentileri ve Eğitim Fakültelerinin Kazandırdıkları. *Necatibey Eğitim Fakültesi Elektronik Fen ve Matematik Eğitimi Dergisi (EFMED)*, 2(1), 38-63.
- Barbic, T., & Condic-Jurkic, I. (2011). Relationship Between Macroeconomic Fundamentals And Stock Market Indices In Selected Cee Countries. *Ekonomski Pregled*, 62(3-4),113-133.
- Dizdarlar, H. I., & Derindere, S. (2008). Hisse Senedi Endeksini Etkileyen Faktörler:İmkb 100 Endeksini Etkileyen Makro Ekonomik Göstergeler Üzerine Bir Araştırma. *Yönetim*,19(61),113-124.
- Gelbal, S., & Kelecioğlu, H. (2007). Öğretmenlerin ölçme ve değerlendirme yöntemleri hakkındaki yeterlilik. *Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, (33), 135-145.

Sancar, C., Uğur, A., Akbaş, Y.E. (2017). The analysis of the relationship between stock price index and the macroeconomic variables: Turkey example. *International Journal of Social Sciences and Education Research*, 3(5), 1774-1786.

- Gençtürk, E., & Sarpkaya, G. (2009). Sosyal Bilgiler Öğretmenlerinin Yeterlikleri. Ankara: Pegem Akademi.
- Gençtürk, M. (2009). Finansal Kırız Dönemlerinde Makro ekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İİBF Dergisi*, 14(1), 127-136.
- Gürbüzöğlü Y. S. (2016). Mikroöğretim Uygulamalarında Akran Değerlendirmelerini Etkileyen Niteliklerin Belirlenmesi. *Kastamonu Eğitim Dergisi*, 24(4), 2005-2020.
- Hatemi-J, A. (2012). Asymmetric causality tests with an application. *Empirical Economics*, 43(1), 447-456.
- Hsing, Y. (2014). Impacts of Macroeconomic Factors on the Stock Market in Estonia. *Journal of Economics and Development Studies*, 2(2), 23-31.
- Karan, M. B. (2001). *Yatırım Analizi ve Portföy Yatırımı*. Ankara: Gazi Kitabevi.
- Kaur, H., Singh, J., & Gupta, N. (2016). Impact of Macroeconomic Variables On Stock Market: A Review of Literature. *I J A B E R*, 14(14), 167-196.
- Kaya, V., Çömlekçi, İ., & Kara, O. (2013). Hisse Senedi Getirilerini Etkileyen Makroekonomik Değişkenler 2002-2012 Türkiye Örneği. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi* (35), 167-175.
- Maysami, R. C., Howe, L. C., & Hamzah, M. A. (2004). Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices: Cointegration Evidence from Stock Exchange of Singapore's All-S Sector Indices. *Jurnal Pengurusan*, (24), 44-77.
- Mishkin, S. F. (1995). Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. *Journal of Economic Perspectives*,(9), 3-10.
- Özer, A., Kaya, A., & Özer, N. (2011). Hisse Senedi Fiyatları ile Makroekonomik Değişkenlerin Etkileşimi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 26(1), 163-182.
- Seferoğlu, S. S. (2004). Öğretmen Adaylarının Öğretmen Yeterlilikleri Açısından Kendilerini Değerlendirmeleri. *Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, (26), 131-140.
- Seferoğlu, S. S. (2004a). Öğretmen Yeterlilikleri ve Mesleki Gelişim. *Bilim ve Aklın Aydınlığında Eğitim*, (58), 40-45.
- Sieng, C. C., & Leng, G. K. (2003). *Linkages Of Economic Activity, Stock Price And Monetary Policy: The Case Of Malaysia*. Faculty of Economics & Administration University of Malaya. Retrieved from: <http://cmsad.um.edu.my/images/fep/doc/2004%20Pdf/FEA-WP-2004-004.pdf>.
- Şahin, A. (2004). Öğretmen Yeterliliklerinin Belirlenmesi. *Bilim ve Aklın Aydınlığında Eğitim*, 5(58), 58-62.
- Zügül, M., & Şahin, c. (2009). IMKB 100 Endeksi ile Bazı Makroekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkiyi İncelemeye Yönelik Bir Uygulama. *Akademik Bakış*, 16(4), 1-16.

Extended abstract in English

Stock market have functions of meeting the requirements of the capital market, of contributing to the spread of capital to the base, and of being a market model that provides knowledge to the investors (Karan, 2001:41). The stock price is defined as the discounted value of capital flows expected in the future. Due to the fact that stock prices are dependent on discount rate, risk free interest rate, and risk prime values, the expected cash flows emerge as a function of macroeconomic variables such as market interest rate and inflation rate (Özer et al., 2011:164). The relationship between the stock prices and the macroeconomic variables shed a light on other theoretical evaluations through the Dividend Discount Model proposed by Miller and Modigliani (1961). According to the model, the current price of a stock is equal to all share of all cash flows in the future. Therefore, the determiners of the stock prices are desired income rate and expected cash flows which make it believe that economic factors that affect the future cash flows and desired income rate have an influence on stock prices (Kaur et al., 2016, 167).

Macroeconomic factors are important and determining factors on long term investment horizon, because, as expressed by King (1966), the average of stock prices' subjection to macroeconomic factors is 50%. The Efficient Market Hypothesis (EMH) that was put forward in 1970s on the relationship between stock prices and macroeconomic variables has brought a different perspective on this. Fama (1970) defined the efficient financial market as a market where security prices completely reflect all the knowledge in the market. The Efficient Market Hypothesis expresses that all the knowledge is in the stock prices; that, therefore, stocks are not able to be processed at their prices more or less; and that investors cannot gain a return over the market average under these circumstances.

Stock prices are accepted as pioneering indicators of future economic activities. Thus, the interaction between macroeconomic variables and the stock prices are crucial. In the formulation of the economic policies of countries, arrangements in the variables of macroeconomic variables such as the interest rate and money supply might affect the interest rate applied in the stock prices. The reflection of the changes in the macroeconomic variables on stock prices and the knowledge transfer generated within the scope of the Efficient Market Hypothesis preclude investors from gaining abnormal profit (Maysami et al., 2004:48).

The approaches on the relationship between stock prices and macroeconomic variables have changed in time. Besides the fact that the factors which are effective on stock prices can be estimated, precise determination of how much these factors are effective is difficult. In some cases, psychological behavior of the investor can be in the foreground. Even though there is no change in the market conditions and in the macroeconomic variables, changes in the stock prices can be seen. From this perspective, determination of the factors that affecting the stock prices is a topic on the agenda both for the investors and for academics. The relationship between stock prices and macroeconomic variables has been a topic for many studies until recently (Maysami et al., 2004; Dizdarlar and Derindere, 2008; Gençtürk, 2009; Barbic and Condić-Jurkić, 2011; Hsing, 2014; Altınbaş et al., 2015).

This study comprises five sections. In the second section following the introduction, literature was presented at a national and international scale. In the third section, methodology, data and variables are explained. In the fourth section, empirical findings were presented and in the fifth section, the results of the study are given.

Sancar, C., Uğur, A., Akbaş, Y.E. (2017). The analysis of the relationship between stock price index and the macroeconomic variables: Turkey example. *International Journal of Social Sciences and Education Research*, 3(5), 1774-1786.

In this study, whether there is a relationship between stock prices and macroeconomic variables in Turkey for the period between 2000M1-2016M12 is analyzed. For the analysis, unit root test that take structural breaks into consideration and co-integration tests were used. The variables used in the study are as follows:

SP: Stock Prices

IPI: Industry Production Index

FAIZ: Interbank Interest Rate

In the study, the Lumsdaine-Papell (1997) unit root test was used. In the unit root test developed by Lumsdaine-Papell (1997), the models in the Zivot Andrews (1992) test were named as Model AA and Model CC by being expanded through allowing two breaks. While the Model AA allows only two breaks at level, the Model CC allows two breaks both at level and at trend. In addition to the Zivot Andrews test, a puppet variable is added.

For the co-integration analysis, the Maki (2012) co-integration test was used. This test can take five structural breaks into account unlike Gregory and Hansen (1996), which takes only one, and Hatemi-J (2008), which takes only two. This test can test co-integration relationship among the variables up to five structural breaks and can present the structural break dates.

As the co-integration estimation method, both panel co-integration estimation methods that estimate long-term relationships such as Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) and Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) as well as the ones that estimate both long and short-term relationships such as Mean Group Estimators (MGE) and Dynamic Fixed Effects Estimator.

In the study, whether there is a relationship between the stock prices and the macroeconomic variables in Turkey for the period between 2000M1 and 2016M12. For the analysis, unit root tests and co-integration tests that take structural breaks into account were used. In the study, the stationarity structure of the series was tested. As a result of the analysis, it was concluded that all the series include unit root. Then, it was determined that there is co-integration as a result of the co-integration test performed in order to test the long-term relationship among the series. Finally, estimator results show that there is a significant and positive relationship among M1, CPI, IPI and SP. A negative but significant relationship was determined between EXC and SP.