



[itobiad], 2022, 11 (3): 1419-1442

<p>Temettü Veriminin BIST Hisse Senedi Fiyatlarını Tahmin Gücünün Nedensellik Testleriyle Analizi</p> <p>Analysis of Dividend Yield Prediction Power of BIST Stock Prices: Evidence form Causality Tests</p> <p>Video Link: https://youtu.be/6ycmhCESfkg</p>	
<p>Mevlüt CAMGÖZ</p> <p>Dr. Öğr. Üyesi, Bursa Teknik Üniversitesi, İTBF, İşletme Bölümü</p> <p>Assist. Prof., Bursa Technical University, FHSS, Department of Business Administration</p> <p>mevlut.camgoz@btu.edu.tr</p> <p>ORCID: 0000-0001-7106-3293</p>	

Makale Bilgisi / Article Information

Makale Türü / Article Type	: Araştırma Makalesi / Research Article
Geliş Tarihi / Received	: 28.04.2022
Kabul Tarihi / Accepted	: 05.08.2022
Yayın Tarihi / Published	: 12.09.2022
Yayın Sezonu	: Temmuz-Ağustos-Eylül
Pub Date Season	: July-August-September

Atıf/Cite as: Camgöz, M. (2022). Temettü Veriminin BIST Hisse Senedi Fiyatlarını Tahmin Gücünün Nedensellik Testleriyle Analizi. İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi, 11 (3), 1419-1442. doi: 10.15869/itobiad.1110269

İntihal-Plagiarism/Etik-Ethic: Bu makale, iTenticate yazılımınca taranmıştır. İntihal tespit edilmemiştir/This article has been scanned by iTenticate.

Etik Beyan/Ethical Statement: Bu çalışmanın hazırlanma sürecinde bilimsel ve etik ilkelere uyulduğu ve yararlanılan tüm çalışmaların kaynakçada belirtildiği beyan olunur/It is declared that scientific and ethical principles have been followed while carrying out and writing this study and that all the sources used have been properly cited (Mevlüt CAMGÖZ)

Copyright © Published by Mustafa Süleyman ÖZCAN.

Temettü Veriminin BIST Hisse Senedi Fiyatlarını Tahmin Gücünün Nedensellik Testleriyle Analizi

Öz

Bu çalışmada Campbell ve Shiller (1988a) modelinden hareketle, temettü veriminin BIST hisse senedi fiyatlarını tahmin gücü incelenmektedir. Araştırmada, temettü veriminin hisse senedi fiyatlarını tahmin etmede başarılı bir faktör olup olmadığı test edilecektir. Çalışma, teorisyenler, yatırımcılar ve politika yapıcılar açısından önemli çıkarımlara sahiptir. Öncelikle, kâr payı ödemelerinin firma değerine etkisinin ortaya koyulmuş olması, yöneticiler açısından temettü dağıtım politikalarının oluşturulmasında belirleyici olacaktır. Ayrıca, temettü veriminin tahmin gücünün ortaya koyulması durumunda, yatırımcılar ve portföy yöneticileri, bugünkü değer (present value) yaklaşımını kullanarak belirli bir hisse senedinin yüksek veya düşük değerlenmiş olduğunu tespit edebilirler. Temettü ödemelerinin piyasa dinamiklerine olan etkilerinin bilinmesi, düzenleyici otoritelerin politika kararlarında da yol gösterici olacaktır. Araştırma metodolojisi olarak Toda-Yamamoto (1995) ve Hatemi-J (2012) asimetrik bootstrap nedensellik testleri benimsenmiştir. Araştırmada, Aralık 2011-Kasım 2021 tarihlerinde BIST 100 endeksinde devamlılık gösteren ve kesintisiz olarak temettü ödeyen hisse senetlerine ait temettü verimi ve ay sonu kapanış fiyatı serileri kullanılmıştır. Toda-Yamamoto nedensellik testi bulgularına göre AGHOL, BIMAS, EGEEN, INDES, SARKY, SELEC ve TOASO hisse senetlerinde temettü veriminden hisse senedi fiyatlarına doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Hatemi-J (2012) asimetrik bootstrap nedensellik testi, Toda-Yamamoto testine nazaran daha az sayıda nedensellik ilişkisine işaret etmektedir. İncelenen çoğu hisse senedinde temettü verimi ve fiyat değişkenlerinin pozitif ya da negatif bileşenleri arasında nedensellik ilişkisi saptanmamıştır. Temettü veriminin tahmin gücüyle ilgili karışık bulgulara ulaşılmasının arka planında, incelenen değişkenlerde yapısal kırılmaların görülmesi, temettü veriminin tahmin gücünün zamanla değişen bir yapıda olması, piyasa şartlarına bağlı olarak tahmin gücünün zayıflaması, temettü verimi ve fiyat arasındaki ilişkinin nonlineer yapıda gerçekleşebilmesi, hisse senedi bazında yapılan sınamaların endeks bazında yapılan sınamalara nazaran dezavantajlı olması, aylık frekanstaki gözlemlerden ziyade yıllık frekanstaki gözlemlerin kullanılması durumunda, temettü veriminin tahmin gücünün daha fazla artış gösteriyor olması, firmaların temettü politikasındaki değişikliklerin ve hisse geri alım kararlarının temettü veriminin tahmin gücünü zayıflatıyor olması sayılabilir.

Anahtar Kelimeler: Getiri Tahmini, Temettü Verimi, Temettü Politikası, Toda-Yamamoto Nedensellik Testi, Hatemi-J Asimetrik Bootstrap Nedensellik Testi

JEL Sınıflandırması: C22, G12

Analysis of Dividend Yield Prediction Power of BIST Stock Prices: Evidence from Causality Tests

Abstract

The predictive power of dividend yield on BIST stock prices is examined in this study, adopting the Campbell and Shiller (1988a) model. Thus, it will be tested whether the dividend yield is a successful factor in predicting stock prices. The study has important implications for theorists, investors, and policymakers. First of all, revealing the effect of dividends on firm value will be decisive in determining dividend policies for managers. Once the predictive power of dividend yield is demonstrated, investors and portfolio managers can use the present value approach to determine whether a particular stock is overvalued or undervalued. In addition, knowing the effects of dividend payouts on market dynamics will guide the policy decisions of regulatory authorities. Toda-Yamamoto (1995) and Hatemi-J (2012) bootstrap asymmetric causality tests were adopted as a research methodology. Dividend yield and monthly closing price series of stocks that show continuity in the BIST 100 index and pay dividends continuously throughout the December 2011 – November 2021 period are used in the research. To the Toda-Yamamoto causality test findings, causal relationships from dividend yield to stock prices were determined in AGHOL, BIMAS, EGEEN, INDES, SARKY, SELEC, and TOASO stocks. Hatemi-J's (2012) bootstrap asymmetric causality test indicates fewer causality relationships compared to the Toda-Yamamoto test. A causal relationship could not be determined between the positive or negative components of dividend yield and price variables in many stocks. In the background of the mixed findings of the predictive power of the dividend yield, the structural breaks in the variables examined, the predictive power of the dividend yield changing over time, the weakening of the predictive power depending on the market conditions, the nonlinear relationship between the dividend yield and the price, the stock-based tests are more disadvantageous than the index-based tests, the estimation power of the dividend yield increases more when the annual frequency observations are used rather than the monthly frequency observations, the changes in the dividend policy of the companies and the share repurchase decisions may be weakened the estimation power of the dividend yield.

Keywords: Return Predictability, Dividend Yield, Dividend Policy, Toda-Yamamoto Causality Test, Hatemi-J Asymmetric Bootstrap Causality Test

JEL Classification: C22, G12

Giriş

Hisse senedi fiyatlarının tahmin edilmesi, teorisyenler ve yatırımcılar açısından her zaman ilgi çekici bir konu olmuştur. Hisse senedi fiyatlarına etki eden faktörlerin belirlenmesinden tutun da piyasa balonlarının öngörülmesine kadar birçok önemli sonucu olan bu çabalar, finans teorisinde ilginç tartışmaları da beraberinde getirmiştir.

Bu tartışmalara konu olan yaklaşımlardan biri, temettü veriminin hisse senedi fiyatları üzerinde tahmin gücünün olduğunu ifade eden bugünkü değer yaklaşımıdır. Miller ve Modigliani (1961), temettü politikasının firma değeri üzerinde hiçbir etkisi olmadığını iddia ederken Campbell ve Shiller (1988a), cari hisse senedi fiyatı, temettü verimi ve hisse başı kazançların gelecek hisse senedi getirilerini tahmin gücüne sahip olduğunu öne sürmüştür.

Tartışmalara yön veren temel çalışma olan Campbell ve Shiller (1988a) modeli, temettü verimi ile hisse senedi fiyatı ve temettü büyüme oranı (dividend growth rate) arasındaki ilişkileri kurmaktadır. Yaklaşımına göre, logaritmik temettü verimi, gelecekteki hisse senedi fiyatlarını tahmin etmede başarılı bir değişkendir. Kâr payı iskonto modeline dayanan bu yaklaşımın temel varsayımı, temettü veriminin beklenen getiriye temsil eden “vekil değişken” olarak işlev görebileceğidir. Bu yaklaşım, aynı zamanda, hisse senedi fiyatı ve temettü veriminin uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisine sahip olduğunu da kabul etmektedir.

Campbell ve Shiller (1988a) modelini takip eden birçok çalışma, temettü veriminin hisse senedi fiyatlarını tahmin etmede başarılı olduğuna dair kanıtlar sunmuştur (Campbell ve Thompson, 2008; McMillan ve Wohar 2013; McMillan, 2015). Bununla birlikte, Ang ve Bekaert (2007), Welch ve Goyal (2008) ve Park (2010) gibi çalışmalarda, temettü veriminin tahmin gücünün ya oldukça düşük düzeyde olduğu ya da hiç olmadığı iddia edilmiştir. Tahmin gücünün aleyhine kanıt sunan çalışmalarda; tahmin edilen ve tahmin eden değişkende görülen yapısal kırılmaların etkili olduğu, tahmin gücünün uzun dönemde geçersiz hâle geldiği, zamanla değişen bir yapıda olduğu ve piyasa şartlarına bağlı olarak değiştiği öne sürülmüştür (Paye ve Timmermann, 2006; Timmermann, 2008; McMillan ve Wohar, 2013; Schaller ve Norden, 1997). Bununla birlikte, Kanas (2005), özünde lineer bir yapıda olan bugünkü değer modelinin nonlineer yapıda daha başarılı sonuçlar ürettiğini göstermiştir. Dolayısıyla, hisse senedi fiyatı ve temettü verimi arasında nonlineer bir ilişki geçerli olabilmektedir.

Bu çalışma ise Campbell ve Shiller (1988a) modelinden hareketle, temettü veriminin BIST hisse senedi fiyatlarını tahmin gücünü ortaya koymayı amaçlamaktadır. Araştırma metodolojisi olarak Granger nedensellik analizi benimsenmiştir. Granger (1969), nedenselliği “Y’nin öngörüsü, X’in geçmiş değerleri kullanıldığında X’in geçmiş değerlerinin kullanılmadığı duruma göre daha başarılı ise X, Y’nin Granger nedenidir.” şeklinde tanımlamaktadır. Dolayısıyla X’ten Y’ye doğru olan bir nedensellik ilişkisi, X değişkeninin Y değişkeninin tahmininde kullanılabileceğini gösterir. İncelenen verilerin stokastik özellikleri ve teorik modelin yapısıyla uyumlu olması hasebiyle, lineer bir model olarak Toda-Yamamoto (1995) (TY) nedensellik testi benimsenmiştir. TY testine ek olarak hisse senedi fiyatlarıyla temettü verimi arasındaki nonlineer ilişkinin dikkate alınabileceği bir diğer yöntem olan Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testinden faydalanılmıştır.

Bu çalışmanın literatüre birkaç farklı yönden katkı sağlaması beklenmektedir. Öncelikle, temettü veriminin tahmin gücüyle ilgili literatürün önemli bir kısmı, Amerika Birleşik Devletleri (ABD) veya gelişmiş ülkeler üzerinde yoğunlaşmaktadır (Campbell ve Yogo, 2006; Ang ve Bekaert, 2007; Campbell ve Thompson, 2008). Tahmin gücünün incelenen piyasaya göre farklılaştığı olgusu da göz önüne alındığında, gelişmekte olan piyasaların nispeten az ilgi görmüş olması, literatürde önemli bir boşluk oluşturmaktadır (Ang ve Bekaert, 2007; Schrimpf, 2010). Dolayısıyla bu çalışma, teorik tartışmalara, gelişmekte olan bir piyasa örneğinden elde edilen bulgularla katkı sağlayacaktır. İkincisi, bilindiği kadarıyla Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi, temettü veriminin tahmin gücünün belirlenmesi bağlamında Türkiye örneğinde daha önce kullanılmış değildir. Dolayısıyla bu çalışmada, nonlinear modellemenin özel bir türü olan Hatemi-J (2012) testi ilk kez kullanılmış olacaktır. Üçüncüsü, temettü veriminin tahmin gücüyle ilgili çalışmaların çok büyük bir kısmı endeksler üzerinde yoğunlaşmaktadır. Oysaki firma karakteristiklerine ve endüstri dalına bağlı olarak temettü veriminin tahmin gücü farklılaşabilmektedir. Bu çalışmada, BIST 100 endeksinde analiz dönemi içinde devamlılık gösteren ve kesintisiz olarak temettü ödeyen hisse senetleri incelenerek hisse senedi bazında bulgular ortaya çıkarılacaktır.

Çalışma, teorisyenler, yatırımcılar ve politika yapıcılar açısından önemli çıkarımlara sahiptir. Öncelikle, kâr paylarının firma değerine etkisinin ortaya koyulmuş olması, yöneticiler açısından temettü dağıtım politikalarının belirlenmesinde belirleyici olacaktır. Temettü veriminin tahmin gücünün ortaya koyulması durumunda, yatırımcılar ve portföy yöneticileri, bugünkü değer yaklaşımını kullanarak belirli bir hisse senedinin yüksek veya düşük değerlenmiş olduğunu tespit edebilirler. Ayrıca, temettü ödemelerinin piyasa dinamiklerine olan etkilerinin bilinmesi, düzenleyici otoritelerin politika kararlarında yol gösterici olacaktır. Nitekim, bunun yakın bir örneği, Çin’de 2001 yılından itibaren kademeli olarak hayata geçirilen temettü kuralında görülmüştür (Yin ve Nie, 2021).

Çalışmanın devamında yer alan “Teorik Çerçeve” başlığı altında Campbell ve Shiller (1988a) yaklaşımı tanıtılmıştır. Bir sonraki başlıkta ise temettü veriminin tahmin gücüyle ilgili yapılan ampirik çalışmaların kısa bir özeti sunulmuştur. “Metodoloji” başlığında, Toda-Yamamoto (1995) ve Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testlerinin teorik çerçevesi hakkında bilgi verilmiştir. “Ampirik Bulgular” başlığında, nedensellik testleri sonucunda elde edilen bulgular aktarılmış ve sonuç kısmında çalışmanın temel bulguları özetlenerek önerilerde bulunulmuştur.

Teorik Çerçeve

Campbell vd. (1996), beklenen getirinin sabit olduğu varsayımı altında, hisse senedi fiyatları ile bir sonraki dönemin beklenen getirisi ve temettüsü arasındaki ilişkileri

bugünkü değer modelinde göstermektedir. Böylece t zaman noktasındaki hisse senedi fiyatı P_t denklem (1)'deki gibi gösterilebilir:

$$P_t = \frac{1}{1+R} (E_t P_{t+1} + E_t D_{t+1}) \quad (1)$$

Burada P_t , t zaman noktasındaki hisse senedi fiyatını, D_t , t zaman noktasındaki temettü ödemesini, $\frac{1}{1+R}$, iskonto faktörünü, R ise sabit beklenen getiriye ifade etmektedir.

Denklem (1) k dönem ileriye çözümlenerek k uzadıkça hisse senedi fiyatının sifıra yaklaşacağı varsayımı altında, hisse senedi fiyatını gelecekteki sabit oranlı temettü ödemelerinin bugünkü değeri olarak ifade eden temettü iskonto modeli (dividend discount model, DDM) elde edilecektir.

$$P_t = E_t \left[\sum_{k=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R} \right)^k D_{t+k} \right] \quad (2)$$

Denklem (2)'de D_t 'nin durağan olmayan lineer süreç izliyor olması, P_t 'nin de aynı stokastik özellikleri göstereceği anlamına gelir. Böylece Campbell ve Shiller (1987), P_t ve D_t birinci mertebeden bütünleşik olacağı için değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi olacağını öngörür. Denklem (2)'nin her iki tarafından D_t çıkarılacak olursa:

$$P_t - \frac{D_t}{R} = \left(\frac{1}{R} \right) E_t \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+R} \right)^i \Delta D_{t+1+i} \quad (3)$$

elde edilecektir. D_t 'nin durağan olması durumunda, denklemin sol tarafı da durağan özellik gösterecektir. Böylece D_t ve P_t durağan olmasa da D_t ve P_t 'nin lineer bileşimi durağanlaşacak, fiyat ve temettü arasında eşbütünleşme ilişkisi oluşarak bu ilişki, DDM modelinin çalışmasını sağlayacaktır.

Ancak, bu noktaya kadar beklenen getirinin sabit olduğu varsayılmıştı. Daha gerçekçi bir yaklaşımla beklenen getirinin zamanla değiştiği dikkate alındığında, Denklem (3) nonlinear yapıya kavuşacaktır. Bu durum için Campbell ve Shiller (1988a, 1988b), loglineer bugünkü değer modelini önermişlerdir.

$$p_t = \frac{k}{1-\rho} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [(1-\rho)d_{t+1+j} - r_{t+1+j}] = \frac{k}{1-\rho} + p_{CF,t} - p_{DR,t} \quad (4)$$

Burada, p , d ve r logaritmik değişkenleri; ρ ve k lineer parametreleri; $p_{CF,t}$ ve $p_{DR,t}$ sırasıyla nakit akışı (temettü) ve iskonto oranı beklentileri tarafından yönlendirilen hisse senedi fiyatının bileşenleridir (Esteve vd. 2020, 4).

Denklem (4), logaritmik hisse senedi fiyatı bazında ifade edildiği için bu denklem, temettü verimi formunda aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir:

$$d_t - p_t = -\left(\frac{k}{1-\rho}\right) + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j [-\Delta d_{t+1+j} - r_{t+1+j}] \quad (5)$$

Denklem (5), d_t 'nin loglineer birim kök süreci izlediği durumda kullanılabilir. Bu halde d_t ve p_t durağan değildir. Değişkenler, fark alma işlemiyle durağanlaşacak ve eşbütünleşik hâle gelecektir.

Denklem (5)'e göre, gelecekte yapılacak temettü ödemelerinin artması bekleniyorsa hisse senedi fiyatı artacak, temettü verimi düşecektir. İskonto oranlarında beklenen artış ise hisse senedi fiyatını düşürecek, temettü verimini artıracaktır (Esteve vd. 2020, 4).

Literatür

Campbell ve Shiller (1988a) ve Fama ve French'in (1988) çalışmalarından sonra, 1990'lı yıllar boyunca çok sayıda araştırmacı, bugünkü değer modelinin lehinde ve aleyhinde kanıtlar bulmuş ve konu, bir tartışma alanı olarak varlığını sürdürmüştür. 1990'lı yıllarda ABD piyasasında görülen uzun dönem yüksek performans, 2000'li yılların başında bugünkü değer modelinin daha sert eleştiriler almasına neden olmuştur çünkü klasik ifadeyle hisse senedi fiyatları, gerçek değerlerinden oldukça fazla uzaklaşarak teoriyle bağdaşmayan hareketler sergilemiştir. Bu dönemde Campbell ve Shiller (2001), fiyatların hâlen temel göstergelerine dayalı olarak hesaplanan gerçek değerlerinden oldukça uzaklaşıyor olduğunu, fiyatlar gerçek değere yakınsayacağı için ilerleyen süreçte düşüşler olacağını ileri sürdüler. Nitekim Dot-com balonu ve takip eden borsa çöküşleri, Campbell ve Shiller'in (2001) çok da haksız olmadığını gösteren gelişmeler olarak ortaya çıkmıştır (Nasseh ve Strauss, 2004, 192).

Son yıllarda, bugünkü değer modelinin başarılı uzun dönem testlerinden biri ABD piyasalarında gerçekleştirilmiştir. Esteve vd. (2020), çoklu yapısal kırılmaları dikkate alarak bugünkü değer modelinin ABD hisse senetleri piyasasındaki geçerliliğini araştırmışlardır. Araştırma bulguları, logaritmik hisse senedi fiyatları ile temettüleri arasında lineer eşbütünleşme olduğunu ve eşbütünleşme ilişkisinin zaman içinde değiştiğini göstermektedir. Uluslararası bir veri seti üzerinde temettü veriminin tahmin gücünün neden zamana göre değişim gösterdiğini sorgulayan Park (2010), temettü verimi serisinin düzeyde durağan olduğu -I(0)- dönemde yüksek tahmin gücünün olduğunu, birinci mertebeden durağan olduğu zamanlarda ise tahmin kabiliyetini kaybettiğini göstermiştir. Japonya üzerinde çalışan Chen (2012), 1949 ile 2009 yılları arasında kalan dönemde bugünkü değer modelinin geçerliliğini sorgulamıştır. Araştırmada elde edilen bulgular, temettü veriminin hisse senedi fiyatlarını tahmin gücünü doğrulamaktadır.

Son dönemde literatürde yaygınlık kazanan çalışmaların diğer bir türü de temettü verimi serisi çeşitli düzeltme yöntemleri kullanılarak yeniden hesaplandığında bugünkü değer modelinin geçerliliğini araştırmaktadır. Pan (2007), yıllık frekansta elde edilen hisse başı

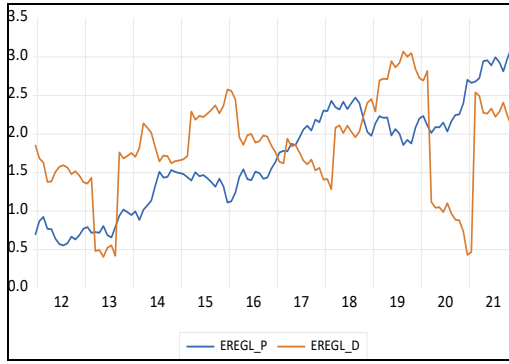
kazanç, temettü verimi ve hisse fiyatı serilerini kalıcı (permanent) ve geçici (transitory) bileşenlerine ayırarak elde edilen seriler arasındaki ilişkileri VAR (Vektör Otoregresyon) yöntemi ile test etmiştir. Hisse başı kazanç ve temettü verimi serileri, ham şekilde hisse senedi getirilerindeki değişimin %5'ini açıklayabiliyorken hisse senedi getirilerindeki değişimin yaklaşık %95'inin kalıcı kazanç ve temettüleri ile açıklanabildiğini göstermiştir. McMillan (2019), logaritmik temettü verimi ve fiyat-kazanç oranlarının döngüsel bileşenlerinin hisse senedi getirileri için tahmin gücü içerip içermediğini incelemiştir. Çalışmada elde edilen bulgulara göre, oran değişkenlerinin döngüsel bileşenleri, orijinal logaritmik değerlerine göre daha iyi tahmin performansı sergilemiştir. Luo vd. (2021), temettü verimi serisini esnek Fourier modelinin bir modifikasyonunu kullanarak yumuşak kırılmalı forma dönüştürmüşlerdir. Bu formun, elde edilen yeni serinin hem orijinal versiyonundan hem de diğer keskin kırılmalı düzeltme yaklaşımları sonucu elde edilen seriden daha iyi tahmin gücüne sahip olduğunu göstermişlerdir. Yin ve Nie (2021), Çin hisse senedi piyasasını inceledikleri çalışmalarında, hisse senedi getirilerinin 2002–2018 döneminde ve özellikle 2008 öncesi dönem için hem ham temettü verimi serisi hem de çoklu düzeltilmiş seri kullanılarak tahmin edilebildiği sonucuna varmışlardır.

Üçüncü tür çalışmalar, nonlinear modeller üzerinde yoğunlaşmıştır. Kanas (2005); ABD, İngiltere, Japonya ve Almanya örneğinde temettü verimi ile hisse senedi fiyatlarının ilişkisini nonlinear eşbütünleşme, lokal ağırlıklı regresyon (locally-weighted regression) ve doğrusal olmayan Granger nedensellik testleriyle analiz etmiştir. Çalışmada elde edilen bulgulara göre, lineer eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri hiçbir ülkede ilişki saptayamazken dört ülke örneğinde de nonlinear eşbütünleşme ve nonlinear Granger nedenselliğine dair anlamlı bulgular ortaya çıkmıştır. Yani nonlinear modeller, temettü verimi ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkileri daha başarılı tespit etmiştir. McMillan (2009), zamanla değişen ESTR (exponential smooth-transition) modelini kullanarak uluslararası bir örneklem üzerinde, 1973 ile 2007 yılları arasındaki dönemde, temettü veriminin hisse senedi fiyatlarıyla olan ilişkisini araştırmıştır. Bulgulara göre, nonlinear model, lineer versiyonuna göre çok daha başarılı sonuçlar üretmektedir. Schaller ve Norden (1997), Markov Switching tekniğini kullanarak temettü veriminin tahmin gücünü araştırmışlardır. Çalışmada elde edilen bulgulara göre, hisse senedi getirilerinin geçmiş dönem temettü verimine tepkisi, asimetrik ve düşük getiri durumundayken yüksek getiri durumuna göre yaklaşık dört kat daha güçlüdür.

Özetle, literatürde temettü veriminin tahmin gücüyle ilgili karışık bulgular mevcuttur. Bugünkü değer modelinin geçerliliğinin sınındığı onlarca çalışmada lehte ve aleyhte bulgularla karşılaşmıştır. Bilhassa Ang ve Bekaert (2007) ile Welch ve Goyal (2008), yapmış oldukları kapsamlı çalışmalarda temettü veriminin tahmin gücünün düşük olduğunu, zaman zaman geçerlilik kazansa da uzun dönem tahminlerinin başarısız ve istikrarsız olduğunu göstermişlerdir. Bunlara ilaveten Park'ın (2010) temettü verimi değişkeninin stokastik özelliklerinin tahmin gücünde belirleyici olduğunu ortaya koyması, model için önemli meydan okumalardan bir diğeri olarak sıralanabilir.

Veri Seti

Bu çalışmada, Ocak 2022 tarihi itibarıyla BIST 100 endeksinde analiz dönemi boyunca devamlılık gösteren ve kesintisiz olarak temettü ödemesi yapan hisse senetlerinin ay sonu kapanış fiyatları ve temettü verimi serileri kullanılmıştır. Analiz dönemi, Aralık 2011 ile Kasım 2021 tarihleri arasında kalan dönemi kapsamaktadır. BIST 100 endeksinde bu kriterlere uyan 25 hisse senedi tespit edilmiştir. Aylık frekansta veri toplandığı için 120 gözlem elde edilmiştir. Temettü verimi, “TV, temettü verimi oranı = [(nakit net temettü/piyasa değeri)*100]” formülü ile hesaplanmaktadır. Tüm veriler, Thomson Reuters DataStream veri tabanından derlenmiş ve doğal logaritmaları alınarak ekonometrik analizlerde kullanılmıştır.



Grafik 1. EREGL hisse senedi fiyat ve temettü verimi logaritmik zaman serisi



Grafik 2. ALKIM hisse senedi fiyat ve temettü verimi logaritmik zaman serisi

İncelenen tüm hisse senetlerinin grafiksel gösterimi hacim kaplayacağı için örnek oluşturması açısından Grafik 1 ve 2’de EREGL ve ALKIM hisse senetlerinin logaritmik zaman serisi grafikleri gösterilmiştir. Her iki hisse senedinde de şirketlerin temettü ödemelerine bağlı olarak temettü verimi serilerinde sert kırılmalar izlenmektedir. Ayrıca ALKIM zaman serisi grafiğinde hisse fiyatı ve temettü veriminde ters yönlü simetrik değişimler dikkat çekmektedir.

Tablo 1’de fiyat ve temettü verimi serilerine ait tanımlayıcı istatistikler sunulmuştur. Fiyat performansı açısından değerlendirilecek olursa incelenen dönemde BIMAS, BRYAT, COLA, EGEEN, FROTO, KOZAL ve OTKAR hisse senetleri dikkat çekici bir getiri sağlamışlardır. ASELS, BRYAT, EGEEN, ERBOS, ISMEN ve SARKY hisse senetleri ise en yüksek standart sapma değerlerine sahiptir. Fiyat serilerinin çoğunluğu pozitif çarpıklık değerlerine sahiptir. Basıklık katsayılarının pozitif ve çoğunluğunun 2’den yüksek değerler aldığı gözlenmektedir. Jarque-Bera normallik testi sonuçlarına göre fiyat serilerinin çoğunluğu normal dağılmamaktadır. Temettü verimi performansı açısından AKSA, ECILC, EGEEN, EREGL, ISMEN ve TOASO hisse senetleri dikkat çekmektedir. Çarpıklık ve basıklık katsayıları açısından fiyat serilerine benzer özellik gösteren temettü serilerinin çoğunluğu normal dağılım göstermemektedir.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

	\bar{x}	σ	Çarpıklık	Basıklık	J-B	\bar{x}	σ	Çarpıklık	Basıklık	J-B
	Fiyat Serileri					Temettü Verimi Serileri				
AGHOL	2.86	0.28	-0.07	2.34	2.28	-0.06	0.67	-0.08	2.38	2.08
AKSA	1.74	0.51	0.73	3.89	14.71*	1.99	0.41	-1.24	5.38	59.35*
ALARK	1.10	0.52	1.05	3.15	22.04*	1.00	0.91	-0.24	1.88	7.37**
ALGYO	1.84	0.67	0.68	2.37	11.12*	0.83	0.48	0.00	2.71	0.42
ALKIM	1.28	0.76	0.76	2.76	11.98*	1.28	0.45	0.06	2.62	0.78
ASELS	1.75	0.89	-0.25	1.64	10.40*	-0.51	0.72	0.03	1.92	5.89***
BIMAS	3.47	0.43	0.39	2.17	6.42**	0.76	0.35	1.84	6.00	112.39*
BRYAT	3.54	1.03	1.12	3.73	27.55*	0.66	0.69	-0.56	2.41	8.08**
CCOLA	3.72	0.31	0.59	3.22	7.31**	0.12	0.82	0.15	1.63	9.81**
ECILC	1.06	0.49	0.38	1.96	8.26**	1.59	0.68	-0.56	2.98	6.26**
EGEEN	5.50	1.01	-0.01	2.22	3.07	1.60	0.45	-1.40	7.22	128.27*
ENKAI	1.42	0.38	0.74	3.78	13.90*	0.99	0.42	-0.73	2.44	12.26*
ERBOS	2.62	0.80	1.06	3.96	27.07*	1.06	0.51	-1.19	4.14	34.55*
EREGL	1.69	0.68	0.07	2.07	4.48	1.84	0.62	-0.37	2.95	2.71
FROTO	3.77	0.65	0.68	2.95	9.17*	1.37	0.43	-0.64	2.22	11.08*
INDES	0.60	0.61	0.48	2.70	5.04***	1.50	0.71	-0.38	2.83	3.03
ISMEN	0.77	0.88	1.28	3.38	33.32*	1.91	0.49	-0.24	2.38	3.08
KCHOL	2.58	0.34	-0.49	2.74	5.09***	0.64	0.26	-0.06	3.12	0.15
KOZAL	3.58	0.64	0.21	2.19	4.21	0.95	0.80	0.09	2.32	2.46
OTKAR	4.55	0.62	0.24	3.11	1.22	1.34	0.41	-0.02	1.97	5.35***
SAHOL	2.21	0.13	-0.54	3.99	10.75*	0.65	0.54	0.13	1.45	12.31*
SARKY	0.63	0.83	1.22	3.73	32.44*	1.24	0.62	-0.80	2.75	13.25*
SELEC	1.23	0.57	0.78	2.54	13.35*	0.86	0.21	-0.43	4.10	9.71**
SISE	1.25	0.50	0.18	1.94	6.20**	0.73	0.39	0.02	1.85	6.63**
TOASO	2.95	0.47	-0.12	3.31	0.76	1.74	0.45	-0.55	2.46	7.54**

Not: Hesaplamalar logaritmik seriler üzerinde yapılmıştır. *, **, *** Jarque-Bera test istatistiğinin sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu gösterir.

TY (1995) testinde kullanılacak gecikme sayısının belirlenebilmesi için incelenen değişkenlerin bütünleşme derecelerinin bilinmesi gerekmektedir. Bu amaçla ADF (Augmented Dickey-Fuller), KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin) ve yapısal kırılmaları dikkate alan ZA (Zivot-Andrews) testleri uygulanarak fiyat ve temettü verimi serilerinin bütünleşme dereceleri tespit edilmiştir. ADF (ZA) testinde, sıfır hipotezi,, “(Bir yapısal kırılma altında) Birim kök vardır.” şeklinde kurulmaktadır. Sıfır hipotezinin reddedilmesi, incelenen seride birim kök olmadığını yani serinin durağan olduğunu ifade eder. KPSS testinde sıfır hipotezi diğer iki testten farklıdır. KPSS testinde sıfır hipotezi, incelenen serinin durağan olduğunu ifade eder. I(1) olduğu bilinen bir seriye KPSS testi uygulandığında, sıfır hipotezinin reddedilmesi beklenir.

Tablo 2. Birim Kök Testleri – Fiyat Serileri

	ADF Testi				KPSS Testi				Zivot-Andrews Testi				I(d)
	Düzyey		Birinci Fark		Düzyey		Birinci Fark		Düzyey		Birinci Fark		
	C	C+T	C	C+T	C	C+T	C	C+T	C	C+T	C	C+T	
AGHOL	-2.08	-2.18	-10.44*	-10.40*	0.14	0.08	0.11	0.10	-2.88	-3.57	-10.70*	-10.97*	I(1)
AKSA	0.71	-0.65	-9.27*	-9.34*	0.99*	0.12***	0.22***	0.13***	-1.93	-3.52	-9.79*	-10.25*	I(1)
ALARK	-0.06	-1.14	-10.48*	-10.52*	0.85*	0.24*	0.19	0.07	-2.86	-3.31	-10.89*	-10.88*	I(1)
ALGYO	0.14	-2.44	-12.21*	-12.25*	1.21*	0.23*	0.29	0.11	-4.09	-3.71	-6.48*	-6.92*	I(1)
ALKIM	0.43	-1.34	-9.36*	-9.40*	1.13*	0.20**	0.16	0.06	-4.07	-3.50	-9.63*	-9.98*	I(1)
ASELS	-1.39	-1.98	-10.66*	-10.65*	1.23*	0.16**	0.12	0.06	-3.38	-4.01	-4.06	-4.01	I(1)
BIMAS	-1.19	-3.19***	-11.14*	-11.09*	1.25*	0.21**	0.06	0.06	-4.68***	-5.05***	-11.38*	-11.58*	I(1)
BRYAT	0.26	-1.51	-11.11*	-11.16*	1.09*	0.15**	0.17	0.06	-3.99	-3.84	-5.06**	-5.46**	I(1)
CCOLA	-1.17	-1.32	-10.85*	-10.81*	0.23	0.16**	0.25*	0.23*	-3.17	-3.43	-5.40*	-5.80*	I(1)
ECILC	-0.65	-2.21	-11.12*	-11.08*	1.10*	0.06	0.06	0.05	-2.92	-3.36	-11.56*	-11.79*	I(1)
EGEEN	-0.23	-2.06	-9.54*	-9.51*	1.20*	0.09	0.06	0.06	-2.93	-3.10	-9.83*	-9.80*	I(1)
ENKAI	1.46	0.16	-12.62*	-12.74*	1.18*	0.19**	0.31**	0.20**	-1.43	-3.00	-5.09**	-5.32**	I(1)
ERBOS	1.01	-0.92	-10.12*	-10.29*	1.13*	0.13***	0.26	0.08	-2.28	-3.90	-10.83*	-10.81*	I(1)
EREGL	-0.09	-2.24	-9.92*	-9.94*	1.20*	0.06	0.10	0.07	-3.64	-4.07	-10.24*	-10.42*	I(1)
FROTO	0.64	-1.36	-11.26*	-11.34*	1.21*	0.16**	0.23	0.09	-3.17	-4.26	-11.91*	-11.87*	I(1)
INDES	-0.76	-2.19	-10.87*	-10.83*	1.09*	0.09	0.09	0.09	-3.72	-5.78*	-11.17*	-11.55*	I(1)
ISMEN	1.79	-0.36	-10.63*	-11.21*	0.99*	0.30*	0.61	0.07	-2.65	-2.95	-11.44*	-11.94*	I(1)
KCHOL	-1.73	-3.96**	-10.27*	-10.20*	1.24*	0.19**	0.23*	0.24*	-5.03**	-4.96***	-5.48*	-6.25*	I(0)
KOZAL	-0.42	-1.45	-9.14*	-9.22*	0.77*	0.29*	0.24	0.10	-2.91	-4.38	-8.41*	-8.37*	I(1)
OTKAR	-0.85	-2.21	-9.72*	-9.68*	1.10*	0.13***	0.12***	0.12***	-3.41	-4.69	-5.85*	-5.88*	I(1)
SAHOL	-4.49*	-4.46*	-11.49*	-11.42*	0.13	0.12	0.17**	0.16**	-5.25**	-5.33	-5.44*	-5.67*	I(0)
SARKY	2.08	0.12	-11.00*	-11.46*	1.13*	0.24*	0.57***	0.13***	-2.75	-4.48	-7.24*	-7.21*	I(1)
SELEC	-0.17	-2.04	-11.16*	-11.16*	1.17*	0.21**	0.10	0.04	-4.13	-4.05	-11.58*	-11.70*	I(1)
SISE	-0.01	-3.40***	-11.39*	-11.48*	1.27*	0.09	0.32**	0.20**	-3.81	-4.46	-5.23**	-5.91*	I(1)
TOASO	-0.46	-1.69	-11.34*	-11.32*	1.07*	0.19**	0.18**	0.18**	-3.36	-2.57	-12.09*	-12.61*	I(1)

Not: ADF modelinde gecikme uzunluğu, Schwarz kriterine göre 12 olarak belirlenmiştir. Zivot-Andrews (ZA) testinde maksimum gecikme sayısı 4 olarak seçilmiştir. ZA testi sabitli model test istatistikleri -5.34 (%1), -4.93 (%5) ve -4.58 (%10); trendli model test istatistikleri ise -5.57 (%1), -5.08 (%5) ve -4.82'dir (%10). *, **, *** T test istatistiğinin sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu gösterir.

Tablo 2'de fiyat serileri birim kök testleri sunulmuştur. ADF testine göre, sabitli modelde SAHOL hisse senedi hariç diğer tüm seriler birim kök içermektedir. Bununla birlikte, birinci farklar alındığında hem sabitli hem de trend ve sabitli modellerde incelenen tüm hisse senedi fiyat serilerinde sıfır hipotezinin reddedilebildiği, yani serilerin birinci dereceden bütünleşik, I(1) olduğu sonucuna varılmaktadır. KPSS testinde AGHOL, CCOLA ve SAHOL dışındaki tüm serilerde sıfır hipotezi, %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir.

Birinci farkı alınan serilerde ise AKSA, CCOLA, ENKAI, KCHOL, OTKAR, SAHOL, SARKY, SISE ve TOASO hisse senetlerinde sıfır hipotezi reddedilebilmektedir. ZA testine göre BIMAS, KCHOL ve SAHOL hisse senedi serilerinin düzey değerlerinde hem sabitli hem de sabit ve trendli modellerde sıfır hipotezi reddedilebilmektedir. Birinci farkların

alındığı durumda, her iki modelde de ZA test istatistiğine göre sıfır hipotezi reddedilebilmektedir.

Tablo 3. Birim Kök Testleri – Temettü Serileri

	ADF Testi				KPSS Testi				Zivot-Andrews Testi				I(d)
	Düzey		Birinci Fark		Düzey		Birinci Fark		Düzey		Birinci Fark		
	C	C+T	C	C+T	C	C+T	C	C+T	C	C+T	C	C+T	
AGHOL	-2.57	-2.78	-10.98*	-10.93*	0.32	0.09	0.05	0.05	-4.10	-4.25	-11.29*	-11.39*	I(1)
AKSA	-2.92**	-2.18	-9.84*	-10.20*	0.50**	0.21**	0.48**	0.08	-3.37	-4.19	-6.77*	-6.98*	I(1)
ALARK	-2.54	-2.42	-10.91*	-10.93*	0.23	0.18**	0.11	0.03	-3.15	-3.47	-11.10*	n/a	I(1)
ALGYO	-2.66***	-3.71**	-11.68*	-11.70*	1.13*	0.08	0.20	0.07	-4.25	-5.57*	-11.83*	n/a	I(1)
ALKIM	-1.93	-1.89	-10.22*	-10.19*	0.17	0.11	0.06	0.05	-3.75	-3.67	-6.63*	-6.88*	I(1)
ASELS	-2.07	-1.84	-10.79*	-10.81*	0.51**	0.28*	0.15	0.04	-3.65	-5.44**	-11.01*	-10.97*	I(1)
BIMAS	-0.47	-2.03	-10.36*	-10.51*	0.78*	0.11	0.18	0.04	-3.89	-6.79*	-10.66*	-10.67*	I(1)
BRYAT	-1.51	-2.47	-10.35*	-10.39*	0.52**	0.09	0.15	0.08	-3.63	-3.98	-10.66*	-10.62*	I(1)
CCOLA	-1.31	-2.34	-10.93*	-10.91*	0.77*	0.18**	0.13	0.09	-6.17*	-5.66*	-11.22*	-11.42*	I(0)
ECILC	-2.18	-2.23	-11.28*	-11.24*	0.17	0.17**	0.07	0.05	-4.44	-5.43**	-11.32*	-11.96*	I(1)
EGEEN	-4.52*	-4.35*	-9.09*	-9.21*	0.56**	0.08	0.21	0.07	-5.06**	-5.56**	-8.41*	-9.02*	I(0)
ENKAI	-1.83	-1.59	-11.02*	-11.13*	1.01*	0.13***	0.22	0.10	-3.27	-3.59	-11.59*	-11.73*	I(1)
ERBOS	-0.98	-2.24	-13.66*	-13.74*	0.34	0.17**	0.23	0.11	-3.81	-5.07***	-8.89*	-8.88*	I(1)
EREGL	-2.93**	-3.12	-11.18*	-11.13*	0.27	0.08	0.03	0.04	-4.41	-5.43**	n/a	-11.51*	I(1)
FROTO	-3.06**	-3.03	-11.80*	-11.76*	0.14	0.13***	0.06	0.05	-4.54	-4.52**	-11.92*	-12.02*	I(1)
INDES	-2.40	-2.36	-10.28*	-10.25*	0.16	0.13***	0.06	0.04	-3.97	-4.15	-10.49*	-10.55*	I(1)
ISMEN	-2.18	-2.14	-10.87*	-10.84*	0.31	0.23*	0.07	0.04	-3.40	-4.11	-10.94*	-11.02*	I(1)
KCHOL	-4.12*	-4.27*	-10.92*	-10.91*	0.12	0.07	0.13	0.07	-4.70***	-5.70*	-10.96*	-11.29*	I(0)
KOZAL	-1.67	-2.55	-9.08*	-9.38*	0.46***	0.28*	0.47**	0.10	-5.03**	-5.84*	-9.72*	-9.67*	I(0)
OTKAR	-2.84***	-3.04	-10.10*	-10.07*	0.37***	0.21**	0.07	0.07	-6.23*	-6.00*	-10.22*	n/a	I(0)
SAHOL	-1.14	-4.02**	-11.49*	-11.49*	1.06*	0.20**	0.32	0.20**	-5.31**	-5.72*	n/a	-12.32*	I(0)
SARKY	-1.81	-2.04	-11.89*	-11.88*	0.26	0.15**	0.09	0.05	-4.01	-3.89	-12.04*	n/a	I(1)
SELEC	-3.29**	-4.06*	-12.74*	-12.67*	0.75*	0.11	0.08	0.08	-5.09**	-5.54**	-13.06*	-13.04*	I(0)
SISE	-2.25	-2.06	-12.68*	-12.80*	0.74*	0.18**	0.20	0.07	-5.07**	-5.54**	-13.15*	-13.10*	I(0)
TOASO	-1.95	-1.98	-9.95*	-9.90*	0.28	0.21**	0.10	0.10	-5.53*	-4.45	-10.26*	-10.89*	I(0)

Not: ADF modelinde gecikme uzunluğu Schwarz kriterine göre 12 olarak belirlenmiştir. Zivot-Andrews (ZA) testinde maksimum gecikme sayısı 4 olarak seçilmiştir. ZA testi sabitli model test istatistikleri -5.34 (%1), -4.93 (%5) ve -4.58 (%10); trendli model test istatistikleri ise -5.57 (%1), -5.08 (%5) ve -4.82'dir (%10). *, **, *** T test istatistiğinin sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu gösterir.

ADF ve ZA testlerinin çelişkili sonuçlar verdiği BIMAS, KCHOL ve SAHOL hisse senetlerinin, yapısal kırılma etkisi sonucu düzeyde durağan olduğu kabul edilebilir. KCHOL ve SAHOL hisse senedinde, KPSS testinin de destekleyici sonuçlar üretmiş olması sebebiyle bu hisse senetlerinin düzeyde durağan olduğu I(0), BIMAS hisse senedinin ise I(1) olduğu sonucuna varılmıştır. AGHOL, AKSA, CCOLA ve ENKAI hisse senetlerinde KPSS testi diğer testlerle bağdaşmayan sonuçlar üretmektedir. Ancak bu hisse senetlerinin ADF ve ZA istatistikleri, açık bir şekilde I(1) sürece işaret etmektedir.

Tablo 3'te temettü serileri birim kök testleri sunulmuştur. ADF testi sonuçlarına göre, sabitli modelde AKSA, ALGYO, EGEEN, EREGL, FROTO, KCHOL, OTKAR ve SELEC hisse senetleri temettü verimi serilerinde sıfır hipotezi reddedilebilmekte, yani bu serilerin düzeyde durağan, I(0) olduğu anlaşılmaktadır. Serilerin birinci farklarının

alındığı durumda hem sabitli hem de trendli modelde sıfır hipotezi, %1 anlamlılık düzeyinde reddedilebilmektedir. KPSS testi bulgularına göre AGHOL, ALARK, ALKIM, ECILC, ERBOS, EREGL, FROTO, INDES, ISMEN, KCHOL, SARKY ve TOASO hisse senetleri temettü verimi serileri; düzeyde durağan, $I(0)$ özellik göstermektedir. Serilerin birinci farklarının alınması durumunda, AKSA ve KOZAL hisse senetleri haricinde hem sabitli hem de trend ve sabitli modelde temettü verimi serilerinin durağanlaştığı anlaşılmaktadır. ZA testi sonuçlarına göre CCOLA, EGEEN, KCHOL, KOZAL, OTKAR, SAHOL, SELEC, SISE ve TOASO hisse senedi temettü serileri düzeyde durağan, $I(0)$ özellik göstermektedir. Birinci farklarının alınması durumunda, tüm serilerde sıfır hipotezi reddedilebilmektedir.

AKSA, ALGYO, CCOLA, EREGL, FROTO, KOZAL, SAHOL, SISE ve TAOSA hisse senetlerinde, ADF ve ZA birim kök testleri çelişkili bulgular üretmiştir. Yapısal kırılmaları dikkate alan ZA testinin daha güçlü bir analiz yapısının olduğu varsayımıyla, bu hisse senetleri için ZA testi bulguları baz alınarak bütünleşme dereceleri kararlaştırılmıştır. KPSS testinin ADF ve ZA testleriyle çelişkili bulgular ürettiği ASELS, BIMAS, BRYAT ve ENKAI hisse senetlerinin bütünleşme derecelerinin belirlenmesinde, ADF ve ZA testlerinin bulguları benimsenmiştir.

Metodoloji

Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

İktisat ve finans literatüründe uzun zamandır, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin araştırılmasında benimsenen klasik yöntem, Granger (1969) nedensellik testidir. Granger nedensellik testi serilerin durağan olmasını gerektirdiği için yapılan fark alma işleminin birtakım bilgi kayıplarına yol açtığı bilinen bir olgudur. Toda ve Yamamoto (1995), geliştirmiş oldukları VAR temelli nedensellik testi ile Granger yaklaşımının bazı kısıtlayıcı varsayımlarını genişleterek yeni bir nedensellik testi yaklaşımı ortaya koymuşlardır.

TY yönteminde, serilerin durağanlık dereceleri ve eşbütünleşme ilişkileri gibi ön bilgilere ihtiyaç duyulmadan seriler arasındaki nedensellik ilişkileri araştırılabilmektedir. Başka bir ifadeyle, TY testinde değişkenlerin farklı düzeyde durağan olması veya aralarında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmaması önemli değildir. TY yaklaşımının bu özelliği sayesinde, eşbütünleşme testlerinde karşılaşılabilecek hatalardan dolayı ortaya çıkabilecek ön test sapması probleminde rastlanmayacaktır (Toda ve Yamamoto, 1995, 226). TY, geliştirmiş oldukları yeni yaklaşımla, birim kök içeren zaman serilerinde karşılaşılan asimptotik olmayan dağılımın sebep olduğu Wald testi sorunlarını, düzeltilmiş Wald testiyle (Modified Wald, MWALD) gidermiştir. Bu yöntemin ilk aşamasında, birim kök testleri vasıtasıyla değişkenlerin hangi düzeyde durağan oldukları (maksimum bütünleşme derecesi, D_{max}) tespit edilir. İkinci aşamada, VAR modeli için

uygun gecikme sayısı (M), bilgi kriterlerine göre hesaplanır. Daha sonraki aşamada, $VAR_{m+d_{max}}$ modeli tahmin edilir. $d_{max} = 1$ ise $m \geq 1 = d_{max}$ oldukça gecikme seçim prosedürü, asimptotik olarak geçerlidir. Böylece $m \geq d_{max}$ olduğu sürece, TY yöntemi geçerliliğini sürdürecektir (Toda ve Yamamoto, 1995, 242-245).

Bu aşamada tahmin edilen $VAR_{m+d_{max}}$ modeli aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \lambda_{1,i} Y_{t-i} + \sum_{j=m+1}^{d_{max}} \lambda_{2,j} Y_{t-j} + \sum_{i=1}^m \theta_{1,i} X_{t-i} + \sum_{j=m+1}^{d_{max}} \theta_{2,j} X_{t-j} + \varepsilon_{1,i} \quad (5)$$

$$X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_{1,i} X_{t-i} + \sum_{j=m+1}^{d_{max}} \gamma_{2,j} X_{t-j} + \sum_{i=1}^m \delta_{1,i} Y_{t-i} + \sum_{j=m+1}^{d_{max}} \delta_{2,j} Y_{t-j} + \varepsilon_{2,i} \quad (6)$$

Bu denklemde α_0 ve β_0 sabit terimleri, $\lambda_{1,i}$, $\lambda_{2,j}$, $\theta_{1,i}$, $\theta_{2,j}$, $\gamma_{1,i}$, $\gamma_{2,j}$, $\delta_{1,i}$ ve $\delta_{2,j}$; tahmin edilen katsayıları; $\varepsilon_{1,i}$ ve $\varepsilon_{2,i}$ ise hata terimlerini göstermektedir. Burada hata terimlerinin IID sürece sahip olduğu, yani ortalamasının sıfır, varyansının sabit olduğu ve hata terimleri arasında otokorelasyon ve değişen varyans probleminin olmadığı varsayılır.

Bu denklem sisteminde X_t 'den Y_t 'ye doğru Granger nedenselliği test etmek için $H_0 = \theta_{1,i} = 0$ boş hipotezi, $H_1 = \theta_{1,i} \neq 0$ alternatif hipotezine karşı " m " serbestlik dereceli χ^2 dağılımına sahip Wald testiyle sınanır. TY Wald istatistiği, "değiştirilmiş Wald (Modified Wald, MWALD)" olarak adlandırılır ve χ_p^2 asimptotik dağılıma sahiptir. Bu durumda Wald testi, ilk m katsayı matrisi üzerine uygulanır (Nazlıoğlu ve Soytaş, 2011, 491).

" X , Y 'nin Granger nedeni değildir." veya " X 'ten Y 'ye doğru nedensellik ilişkisi yoktur." şeklinde kurulan sıfır hipotezinin istatistiki anlamlılık seviyesinde reddedilmesi, X 'ten Y 'ye doğru Granger nedenselliğin kabulü anlamına gelir ve " $X \rightarrow Y$ " şeklinde gösterilir. Bu durum, Y 'nin tahmininde X 'in gecikmeli değerlerinin kullanılabilmesini gösterir.

TY yönteminin standart Granger eşbütünleşme testine göre avantajları şöyle sıralanabilir: Birincisi, TY testinde değişkenlerin düzey değerlerinin kullanılması, fark alma işleminden kaynaklanan bilgi kayıplarının önüne geçmektedir. İkincisi, TY testinde farklı bütünleşme derecelerine sahip değişkenler incelenebilmekte, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmaması test prosedürünü etkilememektedir. Bu yönüyle TY yöntemi, durağan ya da durağan olmayan VAR modelleri için uygulanabilir özelliktedir. TY yaklaşımı, bu özelliği ile ön test hatalarının önüne geçmektedir. Bir başka avantajı ise şu şekilde ifade edilebilir. Birim kök içeren değişkenler için asimptotik olarak standart olmayan dağılımın bulunduğu durumlarda Wald testi geçerlilik kazanmakta, değişkenlerin bütünleşme özelliklerinden bağımsız olarak asimptotik χ^2 dağılımına uymaktadır.

Hatemi-J (2012) Bootstrap Asimetrik Nedensellik Testi

TY (1995) MWALD testinin küçük örneklerde ve ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) etkisinin görüldüğü durumlarda başarısının düşmesi üzerine, Hacker

ve Hatemi-J (2006), bu iki faktöre karşı daha dirençli yeni bir nedensellik testi geliştirmişlerdir. Ancak bu test, öncülleri gibi, pozitif ve negatif şokların etkilerini özdeş kabul etmekteydi. Hatemi-J (2012), bilhassa, finansal zaman serileri için geçerli olmayan bu varsayımı genişleterek asimetrik nedensellik ilişkilerinin araştırılmasına imkân sağlayan daha güçlü bir metodoloji geliştirdi. Daha önce Granger ve Yoon (2002) tarafından ortaya atılan “zaman serilerinin pozitif ve negatif kısmi toplamlarına ayrılması” fikrini nedensellik testine uyarlayan Hatemi-J, küçük örneklemelerde ve ARCH etkisinin gözlemlendiği durumlarda bilgi aktarım mekanizmasını çok daha iyi yakalayabilen asimetrik nedensellik analizini ortaya atmış oldu.

İki değişkenli bir rassal yürüyüş sürecini ele alalım:

$$Y_{1t} = Y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = Y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}, (7)$$

$$Y_{2t} = Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = Y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}, (8)$$

Burada $t = 1, 2, 3, \dots, T$ ve sabit katsayılar $Y_{1,0}$ ve $Y_{2,0}$ 'dir. $\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0)$, $\varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0)$, $\varepsilon_{1i}^- = \min(\varepsilon_{1i}, 0)$, $\varepsilon_{2i}^- = \min(\varepsilon_{2i}, 0)$; pozitif ve negatif kısmi bileşenleri ifade etmek üzere $\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^+ + \varepsilon_{1i}^-$ and $\varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^+ + \varepsilon_{2i}^-$, denklem (7-8), aşağıdaki formda yeniden ifade edilebilir:

$$Y_{1t} = Y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = Y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^-, (9)$$

$$Y_{2t} = Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = Y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^-. (10)$$

Bu durumda, pozitif ve negatif şokların kümülatif biçimleri şu şekilde ifade edilebilir:

$$Y_{1t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+, Y_{1t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^-, (11)$$

$$Y_{2t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+, Y_{2t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^-. (12)$$

Testin devam eden prosedürü, Hacker ve Hatemi-J (2006) yaklaşımıyla ilerlemektedir. TY'nin (1995) aşağıda gösterilen genişletilmiş VAR (p + d) modelini önerdiğini hatırlayalım:

$$y_t = \hat{\nu} + \hat{A}_1 y_{t-1} + \dots + \hat{A}_p y_{t-p} + \dots + \hat{A}_{p+d} y_{t-p-d} + \hat{\varepsilon}_t (13)$$

Bu denklemde p, bilinen gecikme sayısına ve d ise değişkenlerin maksimum eşbütünlüşme derecesine eşitti. Bu durumda, TY'nin (1995) geliştirdiği test istatistiği aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$Y = \hat{D}Z + \hat{\delta} (14)$$

Burada,

$Y = (y_1, \dots, y_T)(n \times T)$ matrisi;

$\hat{D} = (\hat{v} + \hat{A}_1, \dots, \hat{A}_p, \dots, \hat{A}_{p+d})(n \times (1 + n(p + d)))$ matrisi;

$$Z_t = \begin{bmatrix} 1 \\ Y_t \\ Y_{t-1} \\ \vdots \\ Y_{t-p-d+1} \end{bmatrix} \left((1 + n(p + d)) \times 1 \right) \text{ matrisi, } t = 1, \dots, T;$$

$Z = (Z_0, \dots, Z_{T-1}) \left((1 + n(p + d)) \times T \right)$ matrisi;

ve

$\hat{\varepsilon} = (\hat{\varepsilon}_1, \dots, \hat{\varepsilon}_T)(n \times T)$ matrisi.

Değişkenler arasında Granger nedensellik ilişkisinin bulunmadığını belirten temel hipotez, TY (1995) tarafından önerilen aşağıdaki MWALD testi ile test edilir:

$$MWALD = (C\hat{\beta})' [C((Z'Z)^{-1} \oplus S_U)C']^{-1} (C\hat{\beta}) \quad (15)$$

Burada \oplus Kronecker çarpanı, C, bir $p \times n(1 + n(p + d))$ matrisidir. S_U , kısıtsız modelde hata terimlerinin varyans-kovaryans matrisini ifade ederken $\hat{\beta} = \text{vec}(D)$, vec sütun yığılma operatörünü (column-stacking operator) ifade eder (Hacker ve Hatemi-J, 2006).

Hacker ve Hatemi-J (2003), hata terimlerinin normal dağılım göstermediği ve ARCH etkisinin varlığında MWALD test istatistiklerinin sıfır hipotezini reddettiğini göstermişlerdir. Bu nedenle, Hacker ve Hatemi-J (2006), değiştirilmiş Wald testinin boyut özelliklerini iyileştirmek ve daha güvenilir tablo kritik değerleri elde etmek için kaldıraçlı önyükleme simülasyon tekniğini (leveraged bootstrap simulation technique) önermişlerdir.

Bu çalışmada, önyükleme simülasyonu, kritik değerlerin hesaplanması için 10.000 kez tekrarlanmış ve her simülasyonda MWALD test istatistiği yeniden hesaplanmıştır. Böylece, MWALD test istatistikleri bir dağılım olarak elde edilmiştir. Elde edilen MWALD testinin tablo kritik değerinden büyük olduğu durumlarda, sıfır hipotezi reddedilmiştir.

Optimal gecikme sayısını belirlemek için Hatemi-J (2003, 2008) tarafından geliştirilen HJC bilgi kriteri benimsenmiştir. Hatemi-J (2003, 2008), Schwarz ve Hannan-Quin bilgi kriterlerini birleştirerek aşağıdaki HJC bilgi kriterini hesaplamaktadır:

$$HJC = \ln(\det \hat{\Omega}_j) + j \left(\frac{n^2 \ln T + 2n^2 \ln(\ln T)}{2T} \right), j = 0, \dots, K \quad (16)$$

Burada, $\hat{\Omega}_j$ j gecikme sayısına göre tahminlenen VAR modelinde hata terimlerinin varyans-kovaryans matrisinin belirleyicisi, n, denklem sayısı ve T ise gözlem sayısıdır.

Ampirik Bulgular

TY testi için ilk aşamada değişkenlerin maksimum bütünleşme dereceleri tespit edildikten sonra, uygun gecikme uzunluğunun seçimi gelmektedir. Bu amaçla tahmin edilen VAR modellerinde bilgi kriterlerinden yararlanılarak uygun gecikme uzunluğu (M) belirlenmiştir. İncelenen hisse senetlerinin büyük kısmında, bilgi kriterleri birbirlerini destekleyen sonuçlar üretmiştir. Seçilen gecikme uzunluğunun farklılaşması durumunda, AIC ve FPE bilgi kriterlerinin işaret ettiği gecikme uzunluğu benimsenmiştir. Tablo 4, bilgi kriterleri tarafından seçilen gecikme uzunluğunu (M), ikili değişken setleri için geçerli maksimum bütünleşme derecesini (D_{max}) ve TY testinde VAR modelinin tahmininde kullanılacak ($M + D_{max}$) değerini göstermektedir. Bilgi kriterleri, ağırlıklı olarak 1 gecikme olmak üzere 1 ile 5 arasında değişen gecikme değerlerine işaret etmektedir.

Tablo 4. Gecikme Uzunluğu Seçimi

	LR	FPE	AIC	SIC	HQ	M	D_{max}	$M + D_{max}$
AGHOL	367.92(1)	0.00(1)	-1.15(1)	-1.00(1)	-1.09(1)	1	1	2
AKSA	41.14(1)	0.00 (1)	-4.07(1)	-3.92(1)	-4.01(1)	1	1	2
ALARK	13.15(5)	0.00(1)	-0.68(1)	-0.54(1)	-0.63(1)	1	1	2
ALGYO	12.95(5)	0.00(1)	-3.16(1)	-3.01(1)	-3.10(1)	1	1	2
ALKIM	24.15(1)	0.00(1)	-3.13(1)	-2.98(1)	-3.07(1)	1	1	2
ASELS	94.10(1)	0.00(1)	-2.02(1)	-1.88(1)	-1.97(1)	1	1	2
BIMAS	12.74(5)	0.00 (5)	-4.44(5)	-4.24(1)	-4.33(1)	5	1	6
BRYAT	52.90(1)	0.00(1)	-1.90(1)	-1.76(1)	-1.85(1)	1	1	2
CCOLA	9.53(8)	0.00(1)	-2.50(1)	-2.36(1)	-2.44(1)	1	1	2
ECILC	588.95(1)	0.00(1)	-1.92(1)	-1.78(1)	-1.87(1)	1	1	2
EGEEN	17.07(2)	0.00(2)	-2.90(2)	-2.67(1)	-2.80(2)	2	1	3
ENKAI	13.10(4)	0.00(1)	-4.29(1)	-4.14(1)	-4.23(1)	1	1	2
ERBOS	557.90(1)	0.00(2)	-1.75(2)	-1.59(1)	-1.68(1)	2	1	3
EREGL	556.48(1)	0.00(1)	-1.19(1)	-1.04(1)	-1.13(1)	1	1	2
FROTO	52.31(1)	0.00(1)	-1.96(1)	-1.82(1)	-1.91(1)	1	1	2
INDES	542.55(1)	0.00(1)	-1.01(1)	-0.86(1)	-0.95(1)	1	1	2
ISMEN	10.57(4)	0.00(1)	-2.95(1)	-2.81(1)	-2.89(1)	1	1	2
KCHOL	22.24(1)	0.00(1)	-3.41(1)	-3.27(1)	-3.36(1)	1	0	1
KOZAL	9.83(4)	0.00(1)	-2.78(1)	-2.64(1)	-2.72(1)	1	1	2
OTKAR	578.53(1)	0.00(2)	-2.64(2)	-2.49(1)	-2.57(1)	2	1	3
SAHOL	13.78(7)	0.00(1)	-4.93(1)	-4.78(1)	-4.87(1)	1	0	1
SARKY	12.39(4)	0.00(5)	-2.08(5)	-1.91(1)	-1.99(1)	5	1	6
SELEC	586.77(1)	0.00(1)	-4.92(1)	-4.78(1)	-4.86(1)	1	1	2
SISE	75.70(1)	0.00(1)	-3.16(1)	-3.02(1)	-3.10(1)	1	1	2
TOASO	83.53(1)	0.00(1)	-2.96(1)	-2.81(1)	-2.90(1)	1	1	2

TY testinde sıfır hipotezi, " $H_0 = X'ten Y'ye doğru nedensellik ilişkisi yoktur.$ " şeklinde kurulmaktadır. Sıfır hipotezinin reddedilmesi, $X'ten Y'ye doğru$ Granger nedenselliğinin olduğu anlamına gelir. TY nedensellik testi bulguları, Tablo 5'te sunulmuştur. Wald χ^2

testi sonuçlarına göre, temettü veriminden hisse senedi fiyatına doğru nedensellik ilişkisi yoktur, şeklinde ifade edilebilecek sıfır hipotezi; AGHOL, BIMAS, EGEEN, INDES, SARKY, SELEC ve TOASO hisse senetlerinde istatistiki anlamlılık seviyesinde reddedilebilmektedir. Diğer bir ifadeyle, sayılan hisse senetlerinde temettü veriminden hisse senedi fiyatına nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Tanısal test sonuçlarına göre, bu modellerin hiçbirinde otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır. Hata terimleri ise EGEEN, SELEC ve TOASO modelleri haricinde normal dağılım göstermekte, INDES ve TOASO modelleri haricinde sabit varyans varsayımı sağlanmaktadır. Yani bu durumda bahsedilen hisse senetleri özelinde, temettü veriminin hisse senedi fiyatlarını tahmin etme gücünün olduğu söylenebilir.

Bununla birlikte, incelenen 25 hisse senedinin çoğunluğunda sıfır hipotezi reddedilememiş, yani temettü veriminden hisse senedi fiyatına doğru nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır. Teorik bir dayanağı olmasa da AKSA, BIMAS, EGEEN, FROTO, KCHOL, KOZAL ve SAHOL hisse senetlerinde, fiyattan temettü verimine doğru nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir.

Tablo 5. Toda – Yamamoto Nedensellik Testi Bulguları

		Wald χ^2 Testi	BG	JB İstatistiği	BGP	White χ^2
AGHOL	Ho: TV \Rightarrow F	3.73***	0.02	4.50	0.34	0.57
	Ho: F \Rightarrow TV	2.20	0.43	361.58*	1.11	0.80
AKSA	Ho: TV \Rightarrow F	0.11	0.21	4.44	0.56	1.36
	Ho: F \Rightarrow TV	2.93***	2.26	702.55*	6.34*	7.99*
ALARK	Ho: TV \Rightarrow F	1.91	0.03	3.71	1.19	0.76
	Ho: F \Rightarrow TV	0.81	0.07	5159.88*	0.49	1.14
ALGYO	Ho: TV \Rightarrow F	0.00	0.09	6.62**	2.09***	1.03
	Ho: F \Rightarrow TV	2.24	0.27	57.38*	1.30	1.25
ALKIM	Ho: TV \Rightarrow F	0.21	2.63***	1.24	2.34***	1.22
	Ho: F \Rightarrow TV	0.18	2.21	187.18*	1.32	1.39
ASELS	Ho: TV \Rightarrow F	0.38	1.92	0.80	1.04	1.07
	Ho: F \Rightarrow TV	2.30	0.01	627.10*	0.24	0.41
BIMAS	Ho: TV \Rightarrow F	10.00***	1.67	0.87	1.10	2.35*
	Ho: F \Rightarrow TV	15.68*	0.49	738.88*	1.60	3.49*
BRYAT	Ho: TV \Rightarrow F	0.65	0.24	301.84*	2.80**	1.76**
	Ho: F \Rightarrow TV	0.05	0.53	77.29*	1.38	0.92
CCOLA	Ho: TV \Rightarrow F	0.10	0.34	3.20	0.54	0.74
	Ho: F \Rightarrow TV	1.77	1.28	3482.07*	0.30	0.35
ECILC	Ho: TV \Rightarrow F	1.01	2.12	0.94	0.18	0.91
	Ho: F \Rightarrow TV	0.79	0.44	1846.69*	1.02	0.92
EGEEN	Ho: TV \Rightarrow F	22.44*	1.39	13.91*	0.54	0.97
	Ho: F \Rightarrow TV	4.70***	6.51*	1511.99*	5.25*	5.81*
ENKAI	Ho: TV \Rightarrow F	0.04	0.96	26.09*	1.53	2.13**
	Ho: F \Rightarrow TV	1.47	1.13	129.95*	1.92	1.28
ERBOS	Ho: TV \Rightarrow F	0.90	0.05	3.43	2.10**	1.52***
	Ho: F \Rightarrow TV	1.78	0.85	172.09*	2.94**	1.72**
EREGL	Ho: TV \Rightarrow F	0.00	0.95	0.72	1.27	1.17
	Ho: F \Rightarrow TV	0.10	0.16	1007.26*	2.20***	3.09*
FROTO	Ho: TV \Rightarrow F	0.01	0.44	102.19*	1.26	0.61
	Ho: F \Rightarrow TV	3.41***	0.59	155.39*	0.72	3.39*

Temettü Veriminin BIST Hisse Senedi Fiyatlarını Tahmin Gücünün Nedensellik Testleriyle Analizi

INDES	Ho: TV ⇒ F	4.46**	0.24	4.09	2.75**	2.89*
	Ho: F ⇒ TV	0.05	0.32	1123.01*	0.53	0.68
ISMEN	Ho: TV ⇒ F	1.16	0.00	13.05*	7.28*	3.46*
	Ho: F ⇒ TV	0.78	0.18	1488.63*	2.89**	2.29*
KCHOL	Ho: TV ⇒ F	1.48	1.30	0.08	0.01	1.19
	Ho: F ⇒ TV	5.03**	0.34	1260.00*	4.39**	7.84*
KOZAL	Ho: TV ⇒ F	2.67	0.23	2.88	2.53**	0.92
	Ho: F ⇒ TV	5.88**	2.75***	172.60*	5.65*	7.28*
OTKAR	Ho: TV ⇒ F	2.22	1.09	0.97	0.77	0.91
	Ho: F ⇒ TV	0.35	0.17	795.18*	1.54	1.43
SAHOL	Ho: TV ⇒ F	0.09	1.22	0.12	5.62*	3.43*
	Ho: F ⇒ TV	20.52*	0.10	68.69*	0.42	0.59
SARKY	Ho: TV ⇒ F	15.28*	1.60	19.24	1.04	2.07**
	Ho: F ⇒ TV	8.65	1.45	1053.59*	1.22	0.69
SELEC	Ho: TV ⇒ F	6.66*	0.63	16.27*	1.56	0.67
	Ho: F ⇒ TV	0.00	0.28	124.65*	3.22**	2.92*
SISE	Ho: TV ⇒ F	0.00	0.50	4.14	1.79	0.86
	Ho: F ⇒ TV	1.58	0.21	1840.80*	1.57	6.53*
TOASO	Ho: TV ⇒ F	3.79***	0.48	54.65*	3.27**	5.20*
	Ho: F ⇒ TV	1.43	0.02	272.41*	0.68	0.83

Not: *, **, *** T test istatistiğinin sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu gösterir.

Tablo 6. Hatemi-J (2012) Bootstrap Asimetrik Nedensellik Testi Bulguları

Hisse Senetleri	Ho: TV ⇒ F		Ho: F ⇒ TV	
	(+, +)	(-, -)	(+, +)	(-, -)
AGHOL	0.24	1.55	9.47*	0.41
AKSA	1.16	3.25**	1.44	0.25
ALARK	1.03	0.18	0.00	0.18
ALGYO	1.06	2.28	0.67	2.82***
ALKIM	0.18	5.14**	0.14	0.43
ASELS	0.53	0.80	0.83	0.00
BIMAS	0.64	0.35	0.06	1.23
BRYAT	0.25	6.37**	0.51	0.04
CCOLA	0.32	0.15	0.24	0.27
ECILC	0.01	0.02	0.31	3.60***
EGEEN	0.80	2.40	0.29	0.09
ENKAI	0.04	0.70	0.00	1.65
ERBOS	0.55	0.00	0.82	0.18
EREGL	0.11	1.19	0.11	1.63
FROTO	0.06	2.45***	1.29	8.90**
INDES	2.02	0.01	0.05	0.11
ISMEN	2.63***	0.68	0.08	0.09
KCHOL	0.04	0.82	0.30	1.83
KOZAL	0.12	2.04	2.96***	0.09
OTKAR	0.01	0.14	0.22	1.18
SAHOL	0.48	0.58	0.06	0.06
SARKY	1.28	0.63	0.00	9.54**
SELEC	2.67	0.05	4.41**	1.43
SISE	0.00	0.83	3.71***	1.57
TOASO	1.22	3.16***	0.88	7.53**

Not: *, **, *** T test istatistiğinin sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduğunu gösterir. VAR modellerinde maksimum gecikme sayısı 8 olarak seçilmiştir. Optimal gecikme uzunluğu ise HJC kriterine göre belirlenmiştir. MWALD testi kritik değerleri 10.000 tekrarlı iterasyonla hesaplanmıştır.

Hatemi-J (2012) bootstrap asimetrik nedensellik testi bulguları Tablo 6'da sunulmuştur. Hatemi-J testinde sıfır hipotezi, $X^{+/-}$ değişkeninden $Y^{+/-}$ değişkenine doğru nedensellik yoktur, şeklindedir. Başka bir deyişle, bu testteki sıfır hipotezi; X 'in pozitif/negatif bileşeni, Y 'nin pozitif/negatif bileşeninin Granger nedeni değildir, şeklinde ifade edilebilir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi, değişkenlerin pozitif/negatif bileşenleri arasında nedensellik ilişkisi olduğu anlamına gelir. Tablo 6'dan takip edileceği üzere, temettü verimi ve hisse senedi fiyatlarının pozitif bileşenleri arasında sadece ISMEN hisse senedinde %5 anlamlılık düzeyinde bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Yani ISMEN hisse senedi temettü veriminin pozitif bileşeni, hisse senedi fiyatının pozitif bileşeni üzerinde tahmin gücüne sahiptir. Bununla birlikte, değişkenlerin negatif bileşenleri arasında daha fazla nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. AKSA, ALKIM, BRYAT, FROTO ve TOASO hisse senetlerinin temettü veriminin negatif bileşeninden fiyatın negatif bileşenine doğru, %5 ile %10 arasında değişen anlamlılık düzeyinde nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Bu durumda AKSA, ALGYO, BRYAT, FROTO ve TOASO hisse senetlerinin temettü veriminin negatif bileşeninin, hisse senedi fiyatlarının negatif bileşeni üzerinde tahmin gücüne sahip olduğu söylenebilir.

Bununla birlikte, hisse senedi fiyatlarının pozitif bileşenlerinden temettü veriminin pozitif bileşenine AGHOL, KOZAL, SELEC ve SISE hisse senetlerinde; negatif bileşenler arasında ise ALGYO, ECILC, FROTO, SARKY ve TOASO hisse senetlerinde %5 ile %10 arasında değişen anlamlılık düzeyinde nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Ayrıca, Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testinin TY testine nazaran az sayıda nedensellik ilişkisine işaret ettiği görülmektedir. Çok sayıda hisse senedinde, temettü verimi ve fiyat değişkenlerinin pozitif ya da negatif bileşenleri arasında nedensellik ilişkisi tespit edilmemiştir.

Literatürde Campbell ve Shiller'i (1988a) destekleyen çok sayıda çalışma mevcuttur. Bununla birlikte Ang ve Bekaert (2007), Welch ve Goyal (2008) ve Park (2010), temettü veriminin tahmin gücünün ya oldukça düşük düzeyde olduğunu ya da hiç olmadığını iddia etmişlerdir. Bu tür çalışmalarda, incelenen değişkenlerde yapısal kırılmaların görülmesi, temettü veriminin tahmin gücünün zamanla değişen bir yapıda olması ve piyasa şartlarına bağlı olarak tahmin gücünün zayıflaması gibi faktörlerin etkili olduğu ifade edilmektedir. Ayrıca, birçok araştırmacı da temettü verimi ve fiyat arasındaki ilişkinin nonlineer yapıda olduğunu, doğru modellerin tercih edilmemesi durumunda ilişkilerin tespit edilemeyeceğini göstermiştir (Kanas, 2005; McMillan, 2009; Schaller ve Norden, 1997).

Bu faktörlerle birlikte Türkiye piyasası özelinde daha fazla geçerli olabilecek bazı başka olgular da vardır. Birincisi, bugünkü değer modelinin endeks düzeyinde geçerliliğinin sınanması, çok sayıda araştırmacının tercih ettiği bir yaklaşımdır. Endeks bazında tespit edilen ilişkiler, hisse bazında tespit edilen ilişkilerden daha güçlüdür (Esteve vd. 2020; Luo vd. 2021; Kanas, 2005; Nasseh ve Strauss, 2004). İkincisi, temettü veriminin kısa dönem tahmin gücünün uzun dönem tahmin gücünden daha zayıf olduğu bilinmektedir. Örneğin, Cochrane (2008, 2011), kısa vadeli tahmin gücüne kıyasla uzun vadeli tahmin

gücünde daha güçlü bulgular olduğunu belirtmektedir. Yine, Campbell ve Thompson (2008), aylık frekanstaki gözlemlerden ziyade yıllık frekanstaki gözlemlerin kullanıldığı durumda, temettü verimi tahmin gücünün daha fazla arttığını göstermişlerdir. Boudoukh vd. (2007) ve Robertson ve Wright (2006) ise firmaların temettü politikalarındaki değişikliklerin ve hisse geri alım programlarının temettü verimi ve hisse senedi fiyatları arasındaki eşbütünleşme ilişkisinde bir bozulmaya yol açtığını, bu sebeple temettü veriminin tahmin gücünü kaybettiğini iddia etmektedirler.

Sonuç

Bu çalışma, Campbell ve Shiller (1988a) modelinden hareketle, temettü veriminin BIST hisse senedi fiyatlarını tahmin gücünü ortaya koymayı amaçlamaktadır. Araştırma metodolojisi olarak lineer bir model olan Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi ve nonlineer ilişkinin dikkate alınabileceği bir diğer yöntem olan Hatemi-J (2012) bootstrap asimetric nedensellik testi benimsenmiştir. Araştırmada, Aralık 2011 ile Kasım 2021 tarihleri arasında BIST 100 endeksinde devamlılık gösteren ve kesintisiz olarak temettü ödeyen hisse senetlerine ait temettü verimi ve ay sonu kapanış fiyatı serileri kullanılmıştır.

TY nedensellik testi bulgularına göre AGHOL, BIMAS, EGEEN, INDES, SARKY, SELEC ve TOASO hisse senetlerinde, temettü veriminden hisse senedi fiyatlarına doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Yani, bahsedilen hisse senetleri özelinde, temettü veriminin hisse senedi fiyatlarını tahmin etme gücü olduğu söylenebilir. Bununla birlikte, incelenen 25 hisse senedinin çoğunda, temettü veriminden hisse senedi fiyatına doğru nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.

Hatemi-J (2012) testi bulgularına göre, temettü verimi ve hisse senedi fiyatlarının pozitif bileşenleri arasında sadece ISMEN hisse senedinde bir nedensellik ilişkisi vardır. Yani, ISMEN hisse senedi temettü veriminin pozitif bileşeni, hisse senedi fiyatının pozitif bileşeni üzerinde tahmin gücüne sahiptir. Bununla birlikte, değişkenlerin negatif bileşenleri arasında daha fazla nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. AKSA, ALKIM, BRYAT, FROTO ve TOASO hisse senetlerinin temettü veriminin negatif bileşeninden hisse senedi fiyatının negatif bileşenine doğru nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Bu durumda AKSA, ALGYO, BRYAT, FROTO ve TOASO hisse senetleri temettü veriminin negatif bileşeninin hisse senedi fiyatlarının negatif bileşeni üzerinde tahmin gücüne sahip olduğu söylenebilir. Ayrıca, Hatemi-J (2012) asimetric nedensellik testinin TY testine nazaran az sayıda nedensellik ilişkisine işaret ettiği görülmektedir. Çok sayıda hisse senedinde, temettü verimi ve fiyat değişkenlerinin pozitif ya da negatif bileşenleri arasında nedensellik ilişkisi tespit edilmemiştir.

Literatürde olduğu gibi, bu çalışmada da temettü veriminin tahmin gücüyle ilgili karışık bulgulara ulaşılmıştır. Campbell ve Shiller (1988a) modelinin geçerliliğinin sınındığı onlarca çalışmada, lehte ve aleyhte bulgularla karşılaşmıştır. Bu olgunun arkasında yatan genel sebepler arasında, incelenen değişkenlerde yapısal kırılmaların görülmesi,

temettü veriminin tahmin gücünün zamanla değişen bir yapıda olması ve piyasa şartlarına bağlı olarak tahmin gücünün zayıflaması gibi faktörlerin bulunduğu ifade edilmektedir. Ayrıca, birçok araştırmacı, temettü verimi ve fiyat arasındaki ilişkinin nonlineer yapıda olduğunu ve doğru modellerin tercih edilmemesi durumunda ilişkilerin tespit edilemeyeceğini göstermiştir. Bu çalışmada ön plana çıktığı düşünülen faktörler ise şöyle ifade edilebilir: Hisse senedi bazında yapılan sınamaların endeks bazında yapılan sınamalara karşı dezavantajlı olduğu bilinmektedir. Ayrıca, aylık frekanstaki gözlemlerden ziyade yıllık frekanstaki gözlemlerin kullanıldığı durumda, temettü veriminin tahmin gücü daha fazla artış göstermektedir. Firmaların temettü politikalarındaki değişikliklerin ve hisse geri alım kararlarının temettü verimi ve hisse senedi fiyatları arasındaki eşbütünleşme ilişkisinde bir bozulmaya yol açtığı, bu sebeple temettü veriminin tahmin gücünü kaybettiği de dile getirilen iddialar arasındadır.

Bu çalışmada incelenen hisse senetleri, analiz dönemi boyunca BIST 100 endeksinde kesintisiz olarak temettü ödemesi yapan firmalarla sınırlıdır. Gelecek çalışmalarda, kesintili olarak temettü ödemesi yapan veya BIST'te işlem gören tüm hisse senetleri inceleme konusu yapılabilir. Bununla birlikte, nonlineer ilişkilerin yapısal kırılmalarla birlikte ele alınabileceği alternatif modeller, daha başarılı sonuçlar üretebilir.

Kaynakça / References

- Ang, A., ve Bekaert, G. (2007). Stock return predictability: Is it there. *Review of Financial Studies*, 20(3), 651–707.
- Boudoukh, J., Michaely, R., Richardson, M., ve Roberts, M. (2007). On the importance of measuring payout yield: Implications for empirical asset pricing. *Journal of Finance*, 62, 877–915.
- Campbell, J.Y., ve Shiller, R.J. (1987). Cointegration and tests of present value models. *Journal of Political Economy*, 95, 1062–1088.
- Campbell, J.Y., ve Shiller, R.J. (1988a). The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *Review of Financial Studies*, 1, 195–227.
- Campbell, J.Y., ve Shiller, R.J. (1988b). Stock prices, earnings, and expected dividends. *Journal of Finance*, 43, 661–676.
- Campbell, J.Y., ve Shiller, R.J. (2001). Valuation ratios and the long-run stock market outlook: An update. *Cowles Foundation Discussion Paper*, No. 1295.
- Campbell, J.Y., Lo, A.W., ve MacKinlay, A.C. (1996). *The econometrics of financial markets*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Campbell, J.Y., ve Thompson, S. (2008). Predicting excess stock returns out of sample: Can anything beat the historical average? *Review of Financial Studies*, 21(4), 1509–1531.
- Campbell, J.Y., ve Yogo, M. (2006). Efficient tests of stock return predictability. *Journal of Financial Economics*, 81(1), 27–60.
- Chen, S. (2012). The predictability of aggregate Japanese stock returns: Implications of dividend yield. *International Review of Economics and Finance*, 22(1), 284–304.
- Cochrane, J. (2008). The dog that did not bark: A defense of return predictability. *Review of Financial Studies*, 21, 1533–1575.
- Cochrane, J. (2011). Discount rates: American finance association presidential address. *Journal of Finance*, 66, 1047–1108.
- Esteve, V., Navarro-Ibáñez, M., ve Prats, M.A. (2020). Stock prices, dividends, and structural changes in the long-term: The case of U.S. *The North American Journal of Economics and Finance*, 52, 101126.
- Fama, E.F., ve French, K.R. (1988). Dividend yields and expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 22, 3–25.
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438.
- Granger, C.W.J., ve Yoon, G. (2002). Hidden cointegration. SSRN Journal (SSRN Electronic Journal) University of California, Economics Working Paper No. 2002-02.
- Hacker, R.S., ve Hatemi-J, A. (2003). How productivity and domestic output are related to exports and foreign output in the case of Sweden. *Empirical Economics*, 28(4), 767–782.
- Hacker, R.S., ve Hatemi-J, A. (2006). Tests for causality between integrated variables using asymptotic and bootstrap distributions: Theory and application. *Applied Economics*, 38(13), 1489–1500.
- Hatemi-J, A. (2003). A New method to choose optimal lag order in stable and unstable VAR models. *Applied Economics Letters*, 10(3), 135–137.

- Hatemi-J, A. (2008). Forecasting properties of a new method to determine optimal lag order in stable and unstable VAR models. *Applied Economics Letters*, 15(4), 239–243.
- Hatemi-J, A. (2012). Asymmetric causality tests with an application. *Empirical Economics*, 43(1), 447–456.
- Kanas, A. (2005). Nonlinearity in the stock price-dividend relation. *Journal of International Money and Finance*, 24, 583–606.
- Luo, S., Yan, X., ve Yang, H. (2021). Let's take a smooth break: Stock return predictability revisited. *International Review of Economics and Finance*, 75, 300–314.
- McMillan, D.G. (2009). Revisiting dividend yield dynamics and returns predictability: Evidence from a time-varying ESTR model. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(3), 870–883.
- McMillan, D.G. (2015). Time-varying predictability for stock returns, dividend growth and consumption growth. *International Journal of Finance and Economics*, 20, 362–373.
- McMillan, D.G. (2019). Stock return predictability: Using the cyclical component of the price ratio. *Research in International Business and Finance*, 48, 228-242.
- McMillan, D.G., ve Wohar, M.E. (2013). A panel analysis of the stock return dividend yield relation: Predicting returns and dividend growth. *The Manchester School*, 81(3), 386-400.
- Miller, M.H., ve Modigliani, F. (1961). Dividend policy, growth, and the valuation of shares. *The Journal of Business*, 34(4), 411–433.
- Nazlioglu, S., ve Soytas, U. (2011). World oil prices and agricultural commodity prices: Evidence from an emerging market. *Energy Economics*, 33(3), 488-496.
- Nasseh, A., ve Strauss, J. (2004). Stock prices and the dividend discount model: Did their relation break down in the 1990s? *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 44(2), 191–207.
- Pan, M.-S. (2007). Permanent and transitory components of earnings, dividends, and stock prices. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 47(4), 535–549.
- Park, C. (2010). When does the dividend-price ratio predict stock returns? *Journal of Empirical Finance*, 17, 81–101.
- Paye, B., ve Timmermann, A. (2006). Instability of return prediction models. *Journal of Empirical Finance*, 13, 274–315.
- Robertson, D., ve Wright, S. (2006). Dividends, total cash flow to shareholders and predictive return regressions. *Review of Economics and Statistics*, 88, 91–99.
- Schaller, H., ve Van Norden, S. (1997). Regime switching in stock markets returns. *Applied Financial Economics*, 7, 177–191.
- Schrumpf, A. (2010). International stock return predictability under model uncertainty. *Journal of International Money and Finance*, 29, 1256–1282.
- Timmermann, A. (2008). Elusive return predictability. *International Journal of Forecasting*, 24, 1–18.
- Toda, H.Y., ve Yamamoto, H. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Welch, I., ve Goyal, A. (2008). A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction. *The Review of Financial Studies*, 21, 1455–1508.
- Yin, L., ve Nie, J. (2021). Adjusted dividend-price ratios and stock return predictability: Evidence from China. *International Review of Financial Analysis*, 73, 101618.