

GETİRİ DAĞILIMI TAHMİNİNİN EKONOMİK DEĞERİ

Economic Value of Prediction of Return Distribution

Cem ÇAKMAKLI*, Anıl DİVARCI ÇAKMAKLI** & Han ÖZSÖYLEV***

Öz

Varlık getirilerinin istatistiki dağılımını modellemek özellikle finansal portföylerin oluşturulmasında çok önemlidir. Varlık getirilerinin dağılımının doğru ve zamanlı modellenmesi, bu dağılımlar yardımıyla oluşturulan portföylerin de piyasa endeksi gibi geleneksel finansal varlıklara göre daha yüksek getiri/oynaklık performansını sağlamanın önünü açacaktır. Bu makalede, 2000-2019 döneminde S&P 500 Endeksi getirilerinin ortalaması ve oynaklığı arasındaki kaldıraç ilişkisi de ele alınarak bir modelleme yoluna gidilmiştir. Bu yapılırken de özellikle beklenen getiri ve oynaklık arasındaki asimetrik ilişki dikkate alınmıştır. Bu ilişkilerin hem zamanlamasının hem de asimetrik yapısının uygun bir şekilde ele alınması varlık dağılımının ve bu dağılımın volatilitésinin çok daha iyi tahmin edilmesini sağlamaktadır. Modelin başarısı, bu modelden yola çıkarak oluşturulan gerçek zamanlı tahminleri kullanarak yatırım yapan bir temsili yatırımcı gözüyle değerlendirilmiştir. Bu yatırımcı her zaman periyodunda beklenen getiri oynaklık arasındaki ilişkiyi bütünüyle ele alan ekonometrik model yardımıyla portföy ağırlıklarını belirlemektedir. Bu ağırlıklar sonucunda gerçekleşen portföy getirisinin temsili yatırımcıda yarattığı ortalama fayda modellerin başarı ölçütü olarak kullanılmıştır. Sonuçlar beklenen değer ve oynaklık arasındaki ilişkinin ekonomik değerinin oldukça yüksek olduğunu göstermiştir. Bu sonuçlar birçok farklı etmene karşı geçerliliğini korumaktadır. Dolayısıyla finansal portföy oluşumunda sadece getiri ve oynaklık değil, bu ikisi arasındaki ilişkinin de modellenmesi önerilmektedir.

Abstract

Modeling the distribution of asset returns is crucial in constructing financial portfolios. Accurate and timely modeling of the distribution of asset returns paves the way for the construction of portfolios using these distributions that can provide higher return/volatility performance compared to conventional assets such as the market index. This paper proposes a modeling approach by considering the relationship between the average and volatility of returns of S&P 500 over the period of 2000-2019. The joint distribution of the returns and their volatility is modeled by explicitly incorporating the links between the returns and volatility. This is executed by allowing for asymmetric relations between the mean and volatility. Capturing the timing and asymmetrical nature of these relationships provides a much better estimation of the asset distribution and its volatility. Predictions of real-time return distributions are formed based on this model. The model's performance is evaluated from the point of a representative investor constructing her portfolio using real-time forecasts based on this model. This investor determines the portfolio weights based on the outcome of the econometric model explicitly capturing the relationship between expected return and volatility in each period. Results show that the link between returns and their volatility bears considerable economic value. Moreover, the findings remain robust to various effects.

Anahtar

Kelimeler:

Beklenen Getiri,
Oynaklık,
Getiri Dağılımı.

JEL Kodları:

C30, C53,
C58, G11.

Keywords:

Expected Return,
Volatility,
Return
Distribution.

JEL Codes:

C30, C53,
C58, G11.

* Dr., Koç Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Türkiye, ccakmakli@ku.edu.tr, ORCID: 0000-0002-4688-2788

** Dr., Koç Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Türkiye, adivarci@ku.edu.tr, ORCID: 0000-0002-0841-2072

*** Dr., Özyeğin Üniversitesi, İşletme Fakültesi, Türkiye, han.ozsoylev@ozyegin.edu.tr, ORCID: 0000-0001-7761-8317

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 17.02.2023 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 27.03.2023

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



1. Giriş

Varlık getirilerinin dağılımının öngörülebilirliği, yoğun bir tartışma alanı olmaya devam ediyor. Ana bulgular, özellikle günlük getiriler gibi yüksek frekanslarda, getirilerin tahmin edilebilirlikten uzak olduğunu göstermektedir. Buna karşılık, dağılımın varyansını ya da oynaklığını düşündüğümüzde, getirilerin oynaklığında öngörülebilirliği gösteren ve bunun potansiyel olarak karlı yatırım stratejilerine dönüşebileceğini ortaya koyan çok sayıda çalışma mevcuttur. Ortalama/piyasa (market timing) ve volatilité zamanlamasının (volatility timing) ekonomik değeri sıkça belgelenmiş olsa da getirilerin ve volatilitenin 'ortak' dağılımının veya farklı bir şekilde ifade etmek gerekirse, kaldıraç etkisinin zamanlamasının ekonomik değerine ilişkin bir analiz eksiktir. Bu bağlantının ekonomik değeri bu makalenin odak noktasıdır.

Geleneksel olarak getirilerin volatilité üzerindeki kaldıraç etkisi, volatilité tahmin denklemlerine geçmiş getirilerin eklenmesiyle yakalanır. Genel olarak, negatif getiriler, pozitif getirilere kıyasla oynaklık üzerinde çok daha önemli bir etkiye sahiptir. Bu asimetri, negatif gerçekleştirmelerin kaldıraç etkilerinin pozitif olanlardan ayrılması için, geçmiş getiri gerçekleştirmelerinin mutlak değerlerinin tahmin denklemlerine eklenmesiyle yakalanır. Yine de getiriler ve oynaklıkları arasındaki bağlantı, sadece zaman içinde gerçekleşen (intertemporal) ve dolayısıyla bu geçmiş getirilerin denkleme eklenmesiyle yakalanan ilişkiden daha zengin olabilir. Örneğin, Giraitis vd. (2004), Bollerslev vd. (2006), getiriler ve oynaklık arasındaki zaman içindeki dinamiklere ek olarak oldukça büyük bir anlık kaldıraç etkisi bulgulamaktadır. Bu bağlantıların da ele alınabilmesi için, getiri ve oynaklık arasındaki eş zamanlı korelasyonun açıkça dikkate alındığı ortak bir getiri/ortalama ve oynaklık modelinin kurulması gerekir.

Bu makale, getirilerin ortalama ve oynaklıklarının tipik olarak birbirinden bağımsız olarak ele alan ana yaklaşımı genişleten ortak bir modelleme stratejisi önermektedir. Spesifik olarak, "anlık" ve "zaman içindeki" kaldıraç etkilerini yakalamak için hem çapraz korelasyonlar hem de çapraz otokorelasyonlar dikkate alınmaktadır. Ayrıca, çapraz korelasyonlar ve çapraz otokorelasyonlar için kaldıraç etkisinin asimetric doğası da modelleme çerçevesine dahil edilmektedir. Elde edilen bulgular, getiriler ve oynaklık arasındaki eşanlı bağlantıdan açıkça yararlanmanın ekonomik olarak oldukça değerli olduğuna işaret ediyor. Özellikle, simüle ettiğimiz temsili bir ortalama-varyans amaç fonksiyonlu yatırımcı (mean-variance investor), ortalama ve volatilitenin birbirinden bağımsız tek başına tahminine dayalı stratejilerden, bu iki moment arasındaki bağlantıyı ele alarak ortak getiri ve volatilité tahminine dayalı stratejilere geçmek için birkaç yüz baz puan ödemeye istekli olmaktadır.¹

Getirilerin öngörülebilirliği, yani piyasa zamanlaması göz önüne alındığında, getirilerin öngörülebilirliğinin ancak düşük frekanslarda olduğu konusunda bir fikir birliği vardır. Bu nedenle, günlük getiriler gibi yüksek frekanslarda öngörülebilirlik çok azdır. Bununla birlikte, genel kanı, aylık veya üç aylık getiriler gibi daha düşük frekanslardaki getirilerin tahmin edilebilirliğinin daha yüksek olduğudur. Bunun nedeni bu getirilerin finansal oranlar ve makroekonomik temellerle yakından ilişkili olmasıdır. Buna yönelik çalışmalara öngörülemezlik üzerine Welch ve Goyal (2008) ve piyasa zamanlaması için kullanılan modellerden oluşturulan kârlı stratejiler için ise Pesaran ve Timmermann (1995), Cremers (2002), Campbell ve Thompson (2008), Rapach vd. (2010) örnek gösterilebilir.

¹ Bu makalenin benzer bir versiyonu “Economic value of modeling the joint distribution of returns and volatility: Leverage timing” başlığı altında çalışma tebliği olarak dolaşımdadır. Detaylar için: Çakmaklı ve Öztürk (2021).

Getirilerin volatilitenin yani volatilitenin zamanlamasının öngörülebilirliđi ele alındığında, volatilitenin tahmin edilebilirliđi konusunda bir görüş birliđi vardır. Bunun nedeni büyük ölçüde getirilerin ikinci momentindeki süreklilikten (persistence) kaynaklanmaktadır. Fleming vd. (2001, 2003) volatilitenin öngörülebilirliđinin istatistiksel öneminin gerçekten karlı stratejilere dönüřtürülebileceđini göstermektedir. Spesifik olarak, ikinci çalıřma, genellikle oynaklıđın gözlenen deđeri olarak kabul edilen gerçekleřmiř oynaklıđın (realized volatility) ekonomik deđerini analiz etmiřtir, diđer çalıřmalar için Barndorff-Nielsen ve Shephard (2002), Andersen vd. (2003), Hansen ve Lunde (2006) bakılabilir. Pek çok çalıřma, gün içi hisse senedi fiyatlarındaki potansiyel sıçramalar gibi çeřitli olguları da dikkate alarak, oynaklıđın zamanlanmasının ekonomik deđere sahip olduđunu gösteren bu bulguları dođrulamaktadır.

Bu olgular genel olarak řu řekildedir. Birincisi, oynaklık oldukça sürekli'dir. Oynaklık, Baillie ve diđerlerinin (1996) fraksiyonel bütünleřik GARCH modeli (fractional GARCH) kullanarak açık bir řekilde modellediđi gibi uzun süreli bir hafızaya (long memory) sahiptir. Gerçekleřmiř oynaklık için, Corsi (2009), Corsi vd. (2012) Heterojen Ardıřık Bađlanım modelini (HAB) önermiř ve bu modelin oynaklıđın uzun hafıza davranıřını bařarıyla yakalayabildiđini göstermiřtir. İkinci olgu ise kaldıraç etkisidir. Getirilerin, özellikle de oldukça büyük negatif getirilerin, getirilerin oynaklıđını yükselten bir kaldıraç etkisi vardır. Getiriler ve oynaklık arasındaki asimetrik bađlantı birçok çalıřmada belgelenmiřtir, örneđin Andersen vd. (2001), Bollerslev vd. (2006), Scharth ve Medeiros (2009), Maheu ve Xin (2013), Ait-Sahalia vd. (2013), Jensen ve Maheu (2014), Anatolyev ve Kobotaev (2018) bu konuda önde gelen çalıřmalardır. Bu çalıřmaların ortak özelliđi, kaldıraç etkisinin geçmiř (negatif) getiriler ile mevcut oynaklık arasındaki iliřki olarak tanımlanmasıdır. Bu fenomenin ana itici kaynađı, varlık fiyatındaki büyük düşüř nedeniyle artan finansal kaldıraç (deđiřen borç-özsermaye oranı aracılıđıyla) nedeniyle artan risk algısı olabilir. Bollerslev vd. (2006) (gerçekleřmiř) oynaklık ile gecikmeli getiriler ve eřanlı getiriler arasındaki korelasyonları incelemiřtir. Günlük sıklıkta, kaldıraç etkilerinin yalnızca cari oynaklık ve gecikmeli getiriler arasında deđil, aynı zamanda ađırlıklı olarak cari oynaklık ve cari getiriler arasında mevcut olduđu sonucuna varmıřlardır. Ayrıca, getiriler ve oynaklık arasındaki eř zamanlı iliřki ve zaman içindeki iliřki için asimetriye izin veren bir model, getirilerin ve oynaklıđın ortak dađılımını, bu asimetrik bađlantının eksik olduđu diđer modellerden çok daha iyi açıklayabilir.

Ekonometrik çıkarsamamız, gözlemlenen getirileri ve (gerçekleřmiř) volatiliteni kullanan görünüşte iliřkisiz bir regresyon (Seemingly Unrelated Regression) çerçevesine benzer basit bir yinelemeli tahmin stratejisine dayanmaktadır. Bu yapı, çıkarımı büyük ölçüde kolaylařtırmakla birlikte, portföyünü günlük ekonometrik çıkarımlarla yeniden dengeleyen bir yatırımcının verimli bir řekilde taklit edilmesini de sađlar. Alternatif olarak, oynaklıđın çıkarılması için yalnızca gözlemlenen getirileri ve bunun bir durum uzayı çerçevesinde getirilerle ortak modellemesini gerektiren stokastik oynaklık modeli kullanan daha yođun bir ekonometrik çerçeve de kullanabiliriz. Bu daha karmařık modelleme stratejisinde, anlık ve zamanlar arası olmak üzere iki kaldıraç kaynađının varlıđının ekonometrik çıkarsamaya engel olabileceđini ve oynaklıđın tanımlanmasında zorluklar oluřturabileceđi öngörülmektedir. Ayrıca bu strateji, bizimki gibi yinelemeli bir analiz için uygun olmayabilecek, parçacık filtresi (particle filter) kullanan bir yaklařım içeren yođun bir hesaplama gerektirecektir (Omori vd., 2007).

Bu makalenin geri kalanı řu řekildedir. İkinci bölüm, verileri tanıtmakta ve gerçekleřmiř oynaklıkla ilgili çeřitli bulguları tartıřmaktadır. Üçüncü bölüm, model spesifikasyonlarını ve

ekonomik değerlendirme yöntemini sunar. Dördüncü bölüm ampirik sonuçları değerlendirir. Son olarak, beşinci bölüm ile makale sonlanmaktadır.

2. Veri ve Bilinen Bulgular

Analizde finansal varlık olarak dünyadaki en derin piyasa olan Amerika NY Borsasını temsilen olan günlük S&P 500 piyasa endeksini kullanılmaktadır. Bu verinin seçimi, bu makalenin bulgularının önceki analizlerle karşılaştırılmasını önemli oranda kolaylaştırmaktadır. Örnekleme, Ocak 2000’den Aralık 2019’a kadar olan günlük gözlemlerden oluşuyor. Modelleme stratejisinin potansiyelini pandeminin etkileri olmadan ortaya çıkarmak için Covid-19 salgınının benzersiz ve olağanüstü dönemlerini hariç tutulmaktadır. Analizde risksiz oranı aşan getiriler kullanılmakta, burada risksiz oran için 3 aylık ABD Hazine bonusu getirisi ele alınmaktadır. Borsanın açık olduğu ancak tahvil piyasasının kapalı olduğu tarihler için tahvil piyasasındaki son işlem gününün değeri kullanılmıştır. Analizde kullanılan ölçümler, Oxford-Man Enstitüsü’nün veri deposundan alınmıştır (Heber vd., 2009). Gerçekleşmiş volatilité verisi hesaplanması ikinci dereceden varyasyon teorisine dayanır. Spesifik olarak, p_t , aşağıdaki gibi bir yayılma (diffusion) sürecini izleyen varlık fiyatının (logaritması) olsun:

$$p_t = \int_0^1 \mu(s)ds + \sigma(s)dW(s) \quad (1)$$

burada $\mu(s)$ ve $\sigma(s)$ drift ve yayılma parametreleri olup $dW(s)$ standart bir Brownian hareketini izler. Bu yayılma prosesine bağlı olarak, entegre varyans (integrated variance, IV_t) şu şekilde hesaplanır:

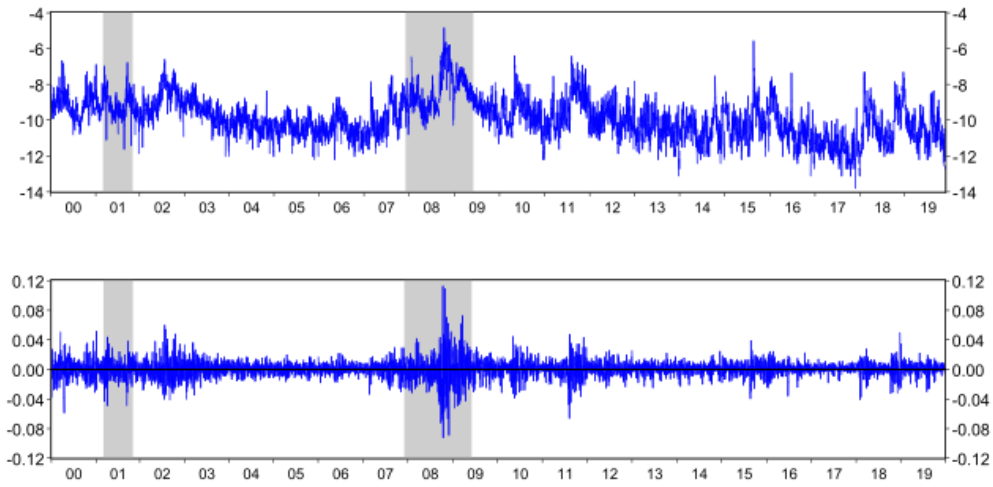
$$IV_t = \int_{t-1}^t \sigma^2(s)d(s) \quad (2)$$

Buradan yola çıkarak günlük bir oynaklık ölçüsü oluşturmak için, gün içi getiriler kullanılmıştır. Gün içi getiriler $r_{t,j} = p_{(t-1)h+\frac{hj}{M}} - p_{(t-1)h+\frac{h(j-1)}{M}}$ olarak kabul edilsin. Burada t endeksi günü, M endeksi ise gün boyunca gün içi getirilerinin sayısını, j endeksi t gününün belirli zamanını ve h , örnekleme aralığını göstermektedir. t günü için ölçülen gerçekleşmiş volatilité (RV_t) aşağıdaki gibidir.

$$RV_t = \sum_{j=1}^M r_{t,j}^2 \quad (3)$$

Denklem (1)’de olduğu gibi yayılma süreci göz önüne alındığında, entegre varyans $M \rightarrow \infty$ iken gerçekleşmiş oynaklıkla yaklaşık olarak tahmin edilebilir, bkz. daha fazla detay için Andersen vd. (2001), Barndorff-Nielsen ve Shephard (2002). Burada gün içi getiriler için kullanılacak frekansın seçimi çok önemlidir. Çünkü doğru gün içi frekansı seçerken dikkat edilmesi gerek bir değiş tokuş (trade-off) söz konusudur. Frekansı artırmak, genellikle piyasa mikroyapısı gürültüsüyle (microstructure noise) ilgili sapmalar nedeniyle tahmin ediciyi olumsuz etkiler, ancak öte yandan, tahmin için daha fazla sayıda gözlem kullanılmasına ve dolayısıyla verimlilik artışına yol açar. Yaygın uygulamayı takiben, 5 dakikalık gün içi getiriler kullanılarak hesaplanan ölçümler ele alınmıştır. Ayrıca, piyasa mikroyapı gürültüsünün etkilerini azaltmak

için her biri alt örnekleme ile oluşturulan farklı alt kümeler kullanılarak hesaplanan tahmin ediciler arasında ortalaması alınan tahmin edici kullanılmıştır, ayrıntılar için bkz. Zhang (2005), Shephard ve Shephard (2010). Son olarak, regresyonlarda oynaklığın logaritması kullanılmakta, bu şekilde bir dönüşüm ile normal bir dağılıma yakın bir ölçüm çıkmaktadır, bkz. Andersen vd. (2001). Şekil 1’de, örnekleme kapsayan zaman diliminde gerçekleşen getiriler (altta) ve bu dönem için hesaplanan oynaklıkları (logaritması, üstte) gösterilmiştir. Şekil 1’de altta yer alan grafik, Ocak 2000 ile Aralık 2019 arasındaki günlerin kapanış fiyatları kullanılarak hesaplanan günlük S&P 500 piyasa endeksi getirisini göstermektedir. Şekil 1’de üstte yer alan grafik ise S&P 500 piyasa endeksi getirilerinin Ocak 2000’den Aralık 2019’a kadar aynı dönem için hesaplanan gerçekleşmiş oynaklıklardır. Gri gölgeli alanlar, NBER durgunluk tarihleriyle belgelendiği şekliyle ABD durgunluk tarihlerini gösterir.

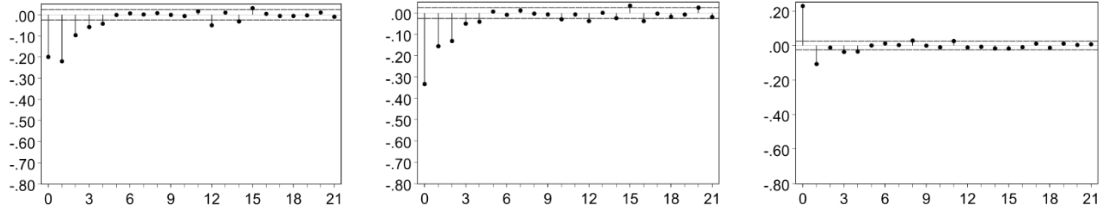


Şekil 1. Günlük Gerçekleşmiş Oynaklık ve Getiriler (%)

Şekilden de görülebileceği gibi, getirilerdeki önemli farklılıklara, artan volatilité değerleri eşlik etmektedir. Bu bağlantı en net, gri gölgeli alanla vurgulanan 2008-9’daki son durgunluğun ortasında Lehman Brothers yatırım bankasının iflası sırasında görülebilir.

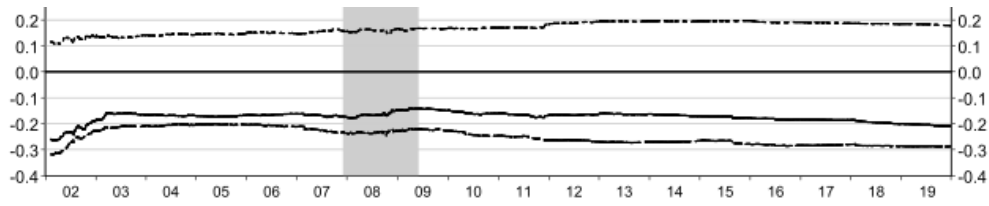
2.1. Kaldıraç Etkileri

Kaldıraç etkisi olarak ifade edilen oynaklık üzerindeki getirilerin zaman içinde ve eş zamanlı etkisi, birçok çalışmada belgelenmiştir; yakın tarihli bir analiz için bkz. Anatolyev ve Kobotaev (2018). Şekil 2’de oynaklık ile eş zamanlı ve gecikmeli getiriler arasındaki (koşullu) korelasyonlar gösterilmektedir. Soldaki şekil tüm getiriler için korelasyonları gösterirken, ortadaki şekil sadece negatif getiriler için korelasyonu, sağdaki şekil ise sadece pozitif getiriler için korelasyonu göstermektedir. Rakamlar, günlük getiriler ve logaritmik gerçekleşmiş oynaklık arasındaki eş zamanlı ve zaman içinde koşullu korelasyonları göstermektedir. x-ekseni üzerindeki değerler korelasyon sırasını, yani $x=1,2,\dots,21$ için Korelasyon $(\log(RV_t), r_{t-x})$ ifade etmektedir.



Şekil 2. Günlük Gerçekleşmiş Oynaklık ve Getiriler Arasındaki Korelasyon

Şekil 2’de sol panel, tüm getiri örneği için çapraz otokorelasyonları göstermektedir. Getiriler ve oynaklık arasındaki korelasyon yapısının daha detaylı görüntüsü için, orta (sağ) panel bunları yalnızca negatif (pozitif) getiri gerçekleşmelerinin alt örnekleme için göstermektedir. Koşullu ilişkilerin hesaplanması için regresyon kestirimleri bir sonraki bölümde geniş olarak tartışılmaktadır. Daha önceki bulgulara paralel olarak, tüm örneklem dikkate alındığında zaman içindeki kaldıraç etkisinin oynaklık ile getirilerin ilk gecikmesi (lag) arasında en büyük olduğu görülmektedir. Ek olarak, anlık kaldıraç etkisi, Bollerslev vd. (2006), Bollerslev ve diğerlerinde (2009) belirtildiği gibi, zaman içindeki kaldıraç etkisine benzer büyüklüktedir. Örneklem pozitif ve negatif getiriler olarak ayrıldığında bu tablo daha belirgin hale gelmektedir. Orta panelde negatif getiriler göz önüne alındığında, zaman içindeki kaldıraç etkisi gözlemlenirken, daha belirgin bir anlık kaldıraç etkisi de görülmektedir. Ters işaretlerle de olsa, pozitif getiriler için benzer bir yapı gözlenmektedir. Bu durumda, eş zamanlı korelasyon pozitif getiriler için pozitif çıkarken, zaman içindeki kaldıraç etkisi hala negatiftir. Bu ters işaretlerin varlığı, anlık kaldıraç etkilerinin zaman içindeki kaldıraç etkisine kıyasla daha düşük değerlerinin nedenlerinden biridir. Bu nedenle, eşzamanlı kaldıraç etkilerindeki asimetri, zaman içindeki kaldıraç etkilerindeki asimetriye kıyasla çok daha belirgindir. Bu durumun zaman içindeki hareketine bakmak için, ilk 500 gözlemden başlayarak ve her seferinde bir gözlem ekleyerek bu korelasyonlar zaman içinde yinelenmeli olarak hesaplanmıştır. Şekil 3’te örneklem boyunca bu asimetrik eşzamanlı kaldıraç etkilerinin gelişimi gösterilmektedir.



Şekil 3. Günlük Gerçekleşmiş Oynaklık ve Getiriler Arasındaki Korelasyonun Zaman İçindeki Gelişimi

Günlük getiriler ve logaritmik gerçekleşmiş oynaklık arasındaki eş zamanlı ve zaman içinde koşullu korelasyonları gösteren şekilde, x-ekseni üzerindeki değerler korelasyon sırasını, yani $x=1,2,\dots,21$ için $Korelasyon(\log(RV_t), r_{t-x})$ ifade etmektedir. Ortada düz çizgi tüm getiriler için korelasyonları gösterirken, en altta kesikli çizgi sadece negatif getiriler için korelasyonu, en üstte noktalı çizgi ise sadece pozitif getiriler için korelasyonu göstermektedir.

Şekil 3’teki korelasyonlar, tüm getiriler ile logaritmik gerçekleşmiş volatilité arasındaki genel korelasyonların $-0,2$ değerleri civarında sabit olduğunu göstermektedir. Negatif ve pozitif

getiriler için bu korelasyonları ayırıştırıldığında, pozitif getiriler ile logaritmik gerekleřmiř oynaklık arasındaki korelasyonların 2000’li yılların bařında 0,1 civarındaki deęerlerden, dnemin sonunda 0,2 deęerlerine yükseldięi görlmektedir. Buna karřılık, negatif getiriler ile logaritmik gerekleřmiř oynaklık arasındaki korelasyonlar, rnekleme bařlangıcında -0,2 civarındaki deęerlerden 2019’da -0,3’e yükselmiřtir. Bu nedenle, eř zamanlı kaldıra etkilerinin farklı dinamikleri, rnekleme dneminin sonuna doęru daha da belirgin hale gelmektedir.

3. Model ve Ekonomik Deęerlendirme

Tahmin amalı doęrusal regresyon modeline dayalı olarak gnlk getirilerin ve volatilitenin bir dnem sonrası tahmini ele alınmaktadır;

$$r_t = \mu + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\log(RV_t) = X_t' \beta + v_t \quad (5)$$

r_t , t dnemindeki gnlk getiridir, $\log(RV_t)$, gnlk gerekleřmiř volatilitenin logaritmasıdır ve X_t gerek zamanlı olarak kullanılabilen tahmin ediciler kmesidir. Getiri tahmini için, mevcut alıřmaları takiben, tarihsel ortalama kullanılmaktadır. Bunun nedeni getirilerin ngrlebilirlięinin aylık veya yıllık getiriler gibi daha dřk frekanslarda daha belirgin olmakla birlikte gnlk frekanslarda ok dřk olmasıdır (rneęin Welch ve Goyal, 2008, akmaklı ve van Dijk, 2016).

Oynaklıęın zamanlaması için X_t tahmin edici kmesi literatrdeki var olan bulgulara dayalı olarak seilmiřtir. İlk olarak, oynaklık srecinin uzun belleęi (long-memory) modellenmektedir (Corsi vd., 2009; Maheu ve McCurdy, 2011; Nolte ve Xu, 2015). Ortaya ıkan regresyon denklemi řu şekildedir;

$$\log(RV_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(RV_{t-1}) + \beta_2 \log(RV_{t-1:t-5}) + \beta_3 \log(RV_{t-1:t-22}) + v_t \quad (6)$$

Burada $RV_{t:t+h} = RV_t + RV_{t+1} + \dots + RV_{t+h}$ ’dir, benzer bir rnek için Andersen ve dięerlerine (2007) bakılabilir. Bu nedenle, $RV_{t-1:t-5}$ ve $RV_{t-1:t-22}$, volatilitede uzun belleęi yakalayan gemiř haftalık ve aylık volatilitedir. Bu model, denklem (4) ile birlikte hem getiri hem de volatilitenin srecinin birbirinden baęımsız olarak deęerlendirildięi heterojen ardıřık baęımlılık (HAB) modeli olarak adlandırılan modeli ifade etmektedir. Volatilitenin zamanlamasının ekonomik deęerini len mevcut alıřmaların oęu bu kategoriye girer ve ana kıyas modeli olarak kullanılmıřtır (rneęin Fleming vd., 2003; Marquering ve Verbeek, 2004; Nolte ve Xu, 2015).

Model eřitli kaldıra etkilerini de ele alarak geniřletilmektedir. ncelikle anlık kaldıra etkilerini yakalamak amacıyla, getiri ve oynaklık inovasyonları arasındaki korelasyonu $\text{Korr}(v_t, \varepsilon_t) = \rho$ dikkate alarak ortak bir tahmin yapılmıřtır. Burada $\text{Korr}(\cdot, \cdot)$, parantez iinde gsterilen iki deęiřken arasındaki korelasyon katsayısını ifade etmektedir. Bu yapılırken, piyasa zamanlamasının ekonomik deęerini lme modelleri için Pesaran ve Timmermann (1995) ve volatilitenin zamanlaması için Marquering ve Verbeek’te (2004) modellerinde olduęu gibi birinci ve ikinci momentleri baęımsız olarak dřnmek yerine, ekonometrik model getiriler ve oynaklıęın ortak daęılımı gz nne alarak geniřletilmiř olmaktadır. Bu ortak daęılım perspektifi, apraz korelasyonu hesaba katan Grnřte İliřkisiz Regresyonlar (SUR) modelinin bir sistem tahminini belirtmektedir. Bu model birinci ortak HAB (OHAB-I) modeli olarak adlandırılmıřtır.

Şekil 2'deki orta ve alt paneller, pozitif ve negatif getiriler için eşzamanlı korelasyonların farklı olabileceğini ortaya koymaktadır. Buna göre, denklem (4) ve (5)'teki SUR sistemi negatif ve pozitif getiriler için farklı korelasyonlara izin vererek aşağıdaki gibi genişletilmektedir:

$$Korr(v_t, \varepsilon_t) = \rho^- \quad \text{eğer } r_t \leq 0 \quad (7)$$

$$Korr(v_t, \varepsilon_t) = \rho^+ \quad \text{eğer } r_t > 0 \quad (8)$$

Bu model, AOHAB-I modeli olarak adlandırılmıştır. OHAB-I modelinin HAB modeli ile karşılaştırılması, anlık kaldıraç etkisinin ekonomik değerini ortaya çıkaracaktır. AOHAB-I modelinin OHAB-I modeliyle karşılaştırılması, anlık kaldıraç etkisinin asimetrik doğasını hesaba katarak ekonomik değeri ölçecektir.

Anlık kaldıraç etkisini içeren modeller ilk getiri gecikmesiyle genişletilerek zaman içindeki kaldıraç etkisi ele alınmaktadır. Zaman içindeki kaldıraç etkisinin genellikle tek kaldıraç kaynağı olarak kabul edildiği görülmektedir (örneğin bakınız Bollerslev vd. (2006) ve Christiansen vd. (2012)). Ortaya çıkan oynaklık denklemi aşağıdaki gibidir,

$$\log(RV_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(RV_{t-1}) + \beta_2 \log(RV_{t-1:t-5}) + \beta_3 \log(RV_{t-1:t-22}) + \beta_4 r_{t-1} + v_t \quad (9)$$

Bu denklemin denklem (4) ile birlikte tahmin edildiği modeller OHAB-II ve AOHAB-II olarak adlandırılmıştır. Son olarak, zamanlar arası kaldıraç etkilerindeki asimetri göz önüne alındığında, son spesifikasyona, Nelson'ın (1991) E-GARCH modeline uygun olarak aşağıdaki gibi getirilerin mutlak değeri eklenmiştir:

$$\log(RV_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(RV_{t-1}) + \beta_2 \log(RV_{t-1:t-5}) + \beta_3 \log(RV_{t-1:t-22}) + \beta_4 r_{t-1} + \beta_5 |r_{t-1}| + v_t \quad (10)$$

Bu denklemin denklem (4) ile birlikte tahmin edildiği modeller OHAB-III ve AOHAB-III olarak adlandırılmıştır.

3.1. Ekonomik Değerlendirme

Bir önceki bölümde açıklanan modeller, hisse senedi getirisi ve oynaklığı tahminlerini oluşturmak için mevcut bilgileri kullanarak t gününde, $t+1$ günü için oynaklık tahmini yapmaktadır. Rakip modellerin ekonomik değerini değerlendirmek için, her geçen gün yeniden gerçekleştirilen bu tahminleri kullanarak oluşturulan portföy hesaplanmasında West ve diğerlerinden (1993) yararlanan Fleming vd. (2003), Marquering ve Verbeek'teki (2004) çerçeve takip edilmektedir. Kısaca, hisse senetleri ve risksiz sabit getiriden oluşan bir portföyü yöneten, ortalama-varyans tercihlerine sahip, riskten kaçınan temsili bir yatırımcı ele alınmaktadır. Her gün yatırımcı, amaç fonksiyonunu kullanarak hisse senetlerine yatırılan miktara karar verir.

$$\max_{w_{t+1}} E_t(r_{p,t+1}) - \frac{1}{2} \gamma \text{Var}_t(r_{p,t+1}) \quad (11)$$

Burada $E_t(r_{p,t+1})$ ve $\text{Var}_t(r_{p,t+1})$ oluşturulan portföy getirisinin beklenen değeri ve varyansıdır. Bunlar t dönemindeki bilgilere bağlıdır. Portföy getirisi şu denklemle hesaplanır

$$r_{p,t+1} = r_{risksiz,t+1} + w_{t+1} r_{t+1} \quad (12)$$

$r_{risksiz,t+1}$, risksiz getiriye, r_{t+1} bunun üzerinde hisse senedi getirisini ve w_{t+1} , hisse senetlerine tahsis edilen miktarın ağırlığını göstermektedir. Yatırımcı, faydasını optimize ederek bir sonraki günün portföy ağırlıklarını belirlemek için günün sonunda denklem (11)'deki maksimizasyon problemini çözer. Bu işlem sonucunda hisse senetleri için optimal portföy ağırlığı, w_{t+1}^* řu şekilde verilir:

$$w_{t+1}^* = \frac{E_t(r_{t+1})}{\gamma \text{Var}_t(r_{p,t+1})} \quad (13)$$

Burada yatırımcı, (11) içindeki beklentileri oluşturmak için rakip modellerden tahminler kullanır. Yatırımcı ayrıca portföy ağırlıklarına bazı kısıtlamalar getirebilir. Birinci senaryoda, yatırımcı portföy ağırlıklarını $w_{t+1}^* \in [-1,2]$ olarak sınırlandırmakta ve böylece sınırlı açığa satışlara izin vermektedir. İkinci senaryoda açığa satışlara kesinlikle izin verilmez, dolayısıyla $w_{t+1}^* \in [0,1]$ 'dir.

Rakip modellerin ekonomik performansını ölçmek için, gerçekleşmiş ortalama fayda kullanılır:

$$\frac{1}{T} = \sum_{t=0}^{T-1} (r_{p,t+1} - \frac{1}{2} \gamma w_{t+1}^{*2} RV_{t+1}) \quad (14)$$

Burada başlangıç serveti 1 olacak şekilde normalleştirilmiştir. Alternatif olarak, RV_{t+1} yerine portföy varyansı da $\text{Var}_t(r_{p,t+1})$ kullanılabilir. Sonuçlar her iki durumda da benzerdir.

Bir yatırımcının bir yatırım stratejisinden diğerine geçmek için ödemeye razı olması gereken bir 'performans ücreti' hesaplanarak getirilerin ve oynaklığın ortak dağılımını tahmin etmenin ekonomik değeri hesaplanmaktadır. Örneğin, modellerden biri kullanılarak oluşturulan dinamik bir portföyün, ortak dağılım tahmini yapan bir model kullanılarak oluşturulan dinamik bir portföyle aynı ortalama faydayı sağladığı varsayılırsın. Yatırımcı iki strateji arasında kayıtsız olacağından, bir yatırımcının ana stratejisinden getirilerin ve volatilitenin ortak dağılımına dayalı stratejiye geçmek için ödemeye razı olması gereken maksimum ücret, Δ , hesaplanabilir. Ücret, aşağıdaki denklemi karşılayan Δ değeriyle, yatırımın bir yüzdesi olarak verilir. Burada a ve b üst simgeleri alternatif stratejileri gösterir.

$$\sum_{t=0}^{n-1} (r_{p,t+1}^a - \Delta_{a,b} - \frac{1}{2} \gamma w_{a,t+1}^{*2} RV_{t+1}^a) = \sum_{t=0}^{n-1} (r_{p,t+1}^b - \frac{1}{2} \gamma w_{b,t+1}^{*2} RV_{t+1}^b) \quad (15)$$

Getirilerin ve oynaklığın ortak dağılımına dayanan tahmin modellerinin ekonomik değeri, getirileri ve oynaklığı birbirinden bağımsız olarak tahmin edilen HAB modeline göre karşılaştırılmaktadır. Ek olarak, üç statik satın alma ve tutma stratejisi de değerlendirilmiştir. Bu stratejiler, yatırımcının servetinin sabit bir kısmını sırasıyla %100 (%0), %0 (%100) ve %50 (%50) hisse senetlerine (risksiz yatırıma) yönlendirip orada tuttuğunu varsaymaktadır. Son olarak, geleneksel yatırım performansı karşılaştırma ölçütlerine uygun olarak, her bir portföy için ortalama getirileri, standart sapmaları ve Sharpe oranları da hesaplanmıştır.

4. Bulgular

Tablo 1’de, rakip modellerin ekonomik performansı gösterilmiştir. Modeller, pasif satın alma ve tutma stratejilerini ve getiri ve oynaklık dağılımı tahminlerini bağımsız olarak veya ortaklaşa kullanan aktif stratejileri içermektedir. Modellerin ilk tahmini için ilk 500 gözlem kullanılmış daha sonra tahminler birer gözlem eklenerek tekrarlanmıştır. Denklem (11) içindeki optimal portföy ağırlığını hesaplamak için bu tahminler kullanılmıştır. Bu tahminler her gün tekrarlanarak geçmişte gerçekleşmiş getiriler ve oynaklıklar veri setine yinelemeli bir şekilde eklenmiştir.

Tablo 1. Portföy Performansları: $\gamma = 6$

	μ	σ	SR	$\Delta_{\%100}$	$\Delta_{\%50}$	Δ_0	Δ_{HAB}
% 100	7.51	18.49	0.36				
% 50	4.20	9.24	0.36				
% 0	0.90	0.07					
Panel 1: $w=[-1,2]$							
HAB	1.95	8.35	0.13	79.61	-177.02	-42.51	
OHAB I	1.95	8.34	0.13	79.36	-177.27	-42.76	-0.25
OHAB II	2.04	8.32	0.14	89.69	-166.94	-32.43	10.08
OHAB III	2.08	8.34	0.14	94.22	-162.40	-27.89	14.62
AOHAB I	6.24	13.02	0.41	294.26	37.63	172.14	214.65
AOHAB II	6.05	12.84	0.40	286.30	29.67	164.18	206.69
AOHAB III	6.13	12.89	0.41	292.37	35.74	170.25	212.76
Panel 2: $w=[0,1]$							
HAB	2.26	4.31	0.31	220.04	-36.59	97.92	
OHAB I	2.26	4.31	0.32	220.33	-36.29	98.22	0.30
OHAB II	2.18	4.29	0.30	212.19	-44.44	90.07	-7.85
OHAB III	2.19	4.28	0.30	213.16	-43.46	91.05	-6.87
AOHAB I	4.86	8.01	0.49	374.58	117.96	252.47	154.55
AOHAB II	4.69	7.94	0.48	361.67	105.04	239.55	141.63
AOHAB III	4.67	8.01	0.47	356.86	100.23	234.75	136.83

Not: Tablo Ocak 2000-Aralık 2019 için günlük getiri ve volatilité (logaritması) tahminine dayalı aktif ortalama-varyans yatırım stratejileri için performans ölçümlerini göstermektedir. μ ve σ başlıklı sütunlar, portföy getirilerinin oranı (yüzde olarak) yıllık ortalama ve standart sapmayı içermektedir. SR, Sharpe oranını belirtmektedir. Δ başlıklı sütunlar, $\gamma = 6$ olduğu denklem (11)’de olduğu gibi, alt simge tarafından belirtilen stratejiye karşılık gelen satır tarafından belirtilen stratejiye geçiş için performans ücretlerini (yıllık baz puan olarak) içermektedir. $x=100, 50$ ve 0 ’lı x alt simgesi, servetin % x ’inin hisse senetlerine yatırıldığı statik stratejileri göstermektedir.

Tablo 1’in ilk üç satırı, elde edilen Sharpe oranlarıyla birlikte statik al ve tut stratejilerinin (yıllıklandırılmış) ortalama getirisini ve oynaklığını göstermektedir. Beklendiği gibi hem riskli hem de risksiz varlık için eşit ağırlıklara sahip portföy, azalan volatiliteden kaynaklanan azalan riske yanıt olarak piyasa getirisine kıyasla azaltılmış ortalama getiri arasında bir değiş tokuş sağlamaktadır. Tablo 1’de yer alan Panel 1’de sınırlı açığa satıslara izin verilen ilk senaryo ele alındığında, getiri ve volatilitéyi bağımsız olarak tahmin eden HAB modeli çok fazla kazanç sağlamamıştır. Tahmin modelinin oynaklık zamanlama yeteneği nedeniyle bu portföyün oynaklığı önemli ölçüde azalmış olsa da portföyün ortalama getirisi sınırlı kalmış ve statik stratejilere kıyasla daha düşük bir Sharpe oranı ortaya çıkmıştır. Yine de HAB modelinin performansı statik %100 piyasa portföyünün performansı ile karşılaştırıldığında, oynaklık zamanlaması nedeniyle azalan riskin pozitif bir performans ücretine dönüştüğü görülmektedir. Ancak, HAB modeli daha az riskli olan %50 piyasa ve %0 piyasa portföyleri ile

karşılaştırıldığında bu performans ücretleri negatif veya ihmal edilebilir hale gelmiştir. Bu durumda, bu statik portföyler zaten düşük risk taşıdığından oynaklık zamanlaması pek bir katkı sağlamamıştır.

Getiriler ile gerçekleşmiş oynaklık arasında anlık kaldıraçta izin veren model göz önüne alındığında, getiriler ve oynaklık arasındaki bağımsızlık varsayımının kaldırılması ile sadece küçük bir iyileşme gözlemlenmektedir. OHAB-I modeli Tablo 1'in son sütununda yer alan HAB modeli ile karşılaştırıldığında performans ücretinin -0,25 yıllık baz puan değeri ile neredeyse sıfır olduğu görülmekte, tahminlerin ekonomik değerinde esasen hiçbir fark olmadığı anlaşılmaktadır. OHAB-II modelini kullanarak zaman içindeki kaldıraç etkisi ele alındığında, HAB modelinden OHAB-II modeline geçiş için performans ücretinde hafif bir iyileşme görülmektedir. Zaman içindeki kaldıraç etkisinin asimetrik doğasını yakalayan OHAB-III modeli ele alındığında ise, performans ücreti yalnızca 14,62 baz puana yükselmektedir. Bu bulgular, zaman içindeki kaldıraç etkisinin, asimetrik yapısının yakalanıp yakalanmadığına bakılmaksızın, bağımsız piyasa zamanlaması ve oynaklık zamanlaması tahmin edilmesine ek olarak önemli bir ekonomik değer sağlamadığını göstermektedir. Anlık kaldıraç etkileri de herhangi bir ek ekonomik değer sağlamamaktadır. Ancak, OHAB(.) tipi modellerin eşanlı kaldıraç etkilerindeki asimetriyi hala hesaba katmadığı dikkat edilmelidir.

Eşanlı kaldıraç etkisinin asimetrik yapısını ele alan modellere odaklanıldığında oldukça çarpıcı sonuçlar görülmektedir. Bağımsız piyasa ve oynaklık zamanlamasını varsayan HAB modelinden asimetrik çapraz korelasyonlara izin veren AOHAB modellerine geçiş için performans ücretleri 290 baz puana kadar yükselmektedir. Bu artış, zaman içindeki kaldıraç etkilerindeki asimetrimin giderilip giderilmediğinden bağımsızdır. AOHAB modellerinin bu üstün performansı, bu portföylerin ortalama getirisinin, HAB modeli veya OHAB modellerinin tahminleri kullanılarak elde edilen ortalama getiriye kıyasla önemli ölçüde iyileşmesinden kaynaklanmaktadır. Bu portföylerin oynaklığı da ortalama getirilerdeki artışa göre daha sınırlı da olsa artmaktadır. Buna karşılık, Sharpe oranları 0,53 civarında değerlere yükselmekte ve bu değer, statik al tut stratejilerinden ve HAB ve OHAB modellerinden daha yüksektir. Bu sonuçlar, eşanlı kaldıraç etkilerinin yeterince modellendiğinde ve asimetri dikkate alındığında önemli bir ekonomik değer taşıdığını, ancak aynı şeyin zaman içindeki kaldıraç etkileri için geçerli olmadığını göstermektedir. AOHAB modellerinin üstün performansı, statik al ve tut stratejilerine karşı da dayanıklıdır. Bu durumda performans ücretleri, %100 piyasa portföyünden AOHAB modellerine geçiş için 290 baz puana ve %0 piyasa portföyünden AOHAB modellerine geçiş için 170 baz puana kadar yükselir. Son olarak, nispeten sınırlı da olsa, %50 hisse senedi portföyünden AOHAB modellerine geçiş için uygun performans ücretleri yaklaşık 40 baz puana düşmüştür.

Tablo 1'de yer alan Panel 2, açığa satışın kısıtlandığı ve portföy ağırlıklarının 0 ile 1 arasında sınırlandırıldığı durumdaki sonuçları göstermektedir. Yatırım stratejileri üzerindeki bu tür ekonomik kısıtlamaların, önemli tahmin hatalarının etkilerini azaltmaya da yardımcı olduğu bilinmektedir, örneğin Barberis (2000) ve Campbell ve Thompson (2008). Bu değiş tokuş, Sharpe oranlarına ve performans ücretlerine de yansımıştır. Bu durumda, portföy performansını iyileştirmek için yalnızca volatilité zamanlaması yeterli gelmiştir. Bunun nedeni HAB modelinin Sharpe oranının sınırlı açığa satışlara izin verildiği önceki durumdaki 0,13 değerinden 0,31'e çıkmasıdır. Bu artış, esas olarak portföy standart sapmalarındaki önemli azalmadan kaynaklanmaktadır. Performans ücretlerine odaklanıldığında da benzer bir etki görülmektedir. %100 piyasa portföyünden HAB modeline geçiş için performans ücreti yaklaşık 220 baz puana yükselmiştir. Ek olarak, %0 hisse portföyünden geçiş için hesaplanan performans ücretlerinin

neredeyse 100 baz puan olduğu görülmektedir. %50 hisse portföyünden geçiş için ise, önceki durumun aksine yaklaşık -30 baz puanlık bir performans ücreti hesaplanmıştır.

Panel 2'nin son sütununda gösterildiği gibi, zaman içindeki kaldıraç etkisi ve asimetrik yapısı doğrudan anlık kaldıraç etkileriyle birlikte kullanıldığında bir iyileşme görülmemektedir. Portföy ağırlıkları 0 ve 1 arasında sınırlandırıldığında, HAB modelinden OHAB tipi modellere geçiş için performans ücretleri küçük ve çoğunlukla negatif oluşmuştur. Buna karşılık, anlık kaldıraç etkilerinin asimetrik yapısı modellendiğinde AOHAB modellerinin üstün performansı, portföy ağırlıkları 0 ile 1 arasında sınırlandırıldığında da ortaya çıkmaktadır.

HAB modeli tarafından üretilen tahminlerden AOHAB modellerine geçiş için performans ücretleri yaklaşık 150 baz puandır ve bu, açığa satışların olduğu modellere kıyasla yaklaşık 60 baz puanlık bir azalma anlamına gelse de oldukça büyük bir rakamdır. Bu azalmanın nedeni, AOHAB modellerinin verimli tahmin performansının, açığa satışlara hiç izin verilmeyen durumda tam olarak kullanılamamasıdır. Bununla birlikte, portföy ağırlıklarındaki bu kısıtlama, AOHAB modellerinin ekonomik performansı, statik al ve tut stratejileriyle karşılaştırıldığında etkisini göstermektedir. Bu durumda, ortalama-varyans hedefli bir yatırımcı, %50 piyasa portföyünden AOHAB modellerinin tahminleri kullanılarak oluşturulan portföye geçmek için 120 baz puan ödemeye razıdır. %100 ve %0 statik hisse portföyleri dikkate alındığında performans ücretleri 370 ve 250 baz puana çıktığı görülüyor. Genel olarak, Tablo 1'deki sonuçlar, asimetrik anlık kaldıraç etkilerinin zamanlamasının, açığa satışlara izin verilip verilmediğine ve rakip stratejinin geleneksel dinamikleri içerip içermediğine bakılmaksızın bir yatırımcıya önemli ekonomik kazançlar sağladığını göstermektedir.

4.1. Bulguların Kullanılan Parametre Değerlerine Duyarlılığı

Tablo 1'de içinde gösterilen bulgular, riskten kaçınma parametresi olan $\gamma = 6$ ile temsili bir riskten kaçınan yatırımcı için hesaplanmıştır. Bu bölümde, sırasıyla $\gamma = 2$ ve 10 için düşük ve aşırı derecede riskten kaçınan bir yatırımcıya ilişkin bulgular Tablo 2'de gösterilmiştir.

$\gamma = 6$ değeri genellikle temsili bir yatırımcının riskten kaçınma derecesini yansıtır (Marquering ve Verbeek, 2004). Bu nedenle $\gamma = 2$ ve 10 değerleri ile yapılan hesaplamalar sonuçların sağlamlığını sınama fırsatı verecektir. Sonuçlar, riskten kaçınma parametre değerinin etkisini ortaya koymaktadır. $\gamma = 2$ (Panel A) ile orta derecede riskten kaçınan bir yatırımcı için aşırı oynaklık neredeyse hiç cezalandırılmaz. Bu nedenle ya getiri sürecinden bağımsız olarak ya da sadece doğrudan eşzamanlı ve zaman içindeki kaldıraç etkilerini dikkate alarak volatilité zamanlamasına sahip modeller için, statik %100 hisse portföyüne kıyasla performans ücretleri negatiftir ve açığa satışlara izin verildiğinde bu değer daha da büyüktür. Statik %100 hisse portföyünün yüksek getiriye sahip olduğuna, ancak aynı zamanda en yüksek oynaklığa da sahip olduğuna dikkat etmek gerekir. Bu nedenle, $\gamma = 2$ ile riskten kaçınan bir yatırımcı için yüksek getiri, yüksek volatilitenin cezasından daha fazla ödüllendirilir ve sonuç olarak, %100 hisse portföyü en başarılı statik al ve tut stratejisidir. Bununla birlikte, asimetrik eşzamanlı kaldıraç etkilerini yakalayan dinamik modeller daha iyi performans göstermeye devam etmektedir. Bu durumda, bu portföylerin oynaklığı artarken getirileri de artar. Oynaklığın cezası, mutlak olarak getirilerin ödülünden daha az olduğu için, bu dinamik stratejilerin genel performansı, $\gamma = 6$ durumuyla karşılaştırıldığında artar. Oynaklık hafif bir şekilde cezalandırıldığında, oynaklığın daha iyi zamanlanması için daha fazla alan sağlandığına dikkat edilmelidir. Bu daha iyi

zamanlama gerekten de bulgulara elde edilmektedir. $\gamma = 2$ alındığında, ortalama-varyans amalı bir yatırımcı, getirilerin ve volatilitenin bağımsız olarak modellendiđi HAB modellerinden asimetrik eřanlı kaldıra etkilerinin dikkate alındığı AOHAB modellerine gemek iin 550 baz puana kadar demeye razıdır. Bu olduka yksek performans creti, riskten biraz kaınan bir yatırımcı iin AOHAB modellerinin tipik bir riskten kaınan yatırımcıdan neredeyse  kat daha deđerli olduđu anlamına gelir. Birim bazında portfy ağırlığını kısıtlayıcı herhangi bir aığa satıř yapılmasına izin verilmediđinde ise bu performans kısmen sınırlanmıřtır. Bu durumda portfy ağırlıklarının sınırlandırılması, portfy performanslarındaki oynaklığın zamanlamasının tam olarak kullanılamamasına yol amaktadır.

Tablo 2. Portfy Performansları: $\gamma=2$ ve 10

	μ	σ	SR	$\Delta_{\%100}$	$\Delta_{\%50}$	Δ_0	Δ_{HAB}
Panel A: $\gamma=2, w=[-1,2]$							
HAB	1.74	14.05	0.06	-454.24	-319.73	-54.84	
OHAB I	1.74	14.04	0.06	-453.61	-319.10	-54.21	0.63
OHAB II	1.89	13.96	0.07	-437.44	-302.93	-38.04	16.80
OHAB III	1.92	13.97	0.07	-434.53	-300.02	-35.13	19.71
AOHAB I	9.30	19.78	0.42	142.17	276.68	541.57	596.41
AOHAB II	8.81	19.59	0.40	102.66	237.17	502.06	556.91
AOHAB III	8.71	19.72	0.40	89.51	224.02	488.91	543.75
w=[0,1]							
HAB	3.64	6.56	0.42	-155.85	-21.34	243.55	
OHAB I	3.64	6.56	0.42	-155.82	-21.31	243.58	0.02
OHAB II	3.65	6.51	0.42	-153.60	-19.09	245.80	2.25
OHAB III	3.64	6.51	0.42	-154.58	-20.07	244.82	1.27
AOHAB I	5.52	10.65	0.43	-25.43	109.08	373.97	130.42
AOHAB II	5.20	10.58	0.41	-55.99	78.52	343.41	99.86
AOHAB III	5.15	10.70	0.40	-63.59	70.92	335.81	92.26
Panel B: $\gamma=10, w=[-1,2]$							
HAB	1.89	5.45	0.18	639.35	-8.41	-4.28	
OHAB I	1.90	5.46	0.18	639.76	-8.01	-3.88	0.40
OHAB II	2.04	5.46	0.21	653.92	6.16	10.29	14.57
OHAB III	2.05	5.48	0.21	655.25	7.48	11.61	15.89
AOHAB I	4.60	9.35	0.40	700.71	52.94	57.07	61.35
AOHAB II	4.37	9.22	0.38	687.63	39.86	43.99	48.27
AOHAB III	4.42	9.25	0.38	692.02	44.26	48.39	52.67
w=[0,1]							
HAB	2.04	3.19	0.36	723.46	75.69	79.82	
OHAB I	2.05	3.19	0.36	723.70	75.94	80.07	0.24
OHAB II	1.97	3.17	0.34	715.89	68.12	72.25	-7.57
OHAB III	1.97	3.17	0.34	716.26	68.49	72.62	-7.20
AOHAB I	4.01	6.54	0.47	800.45	152.68	156.81	76.99
AOHAB II	3.83	6.47	0.45	787.24	139.48	143.61	63.78
AOHAB III	3.85	6.51	0.45	786.75	138.98	143.11	63.29

$\gamma = 10$ (Panel B) ile ařırı derecede riskten kaınan bir yatırımcı iin volatilitenin ařırı derecede cezalandırılır. Sonu olarak, statik %50 ve %0 hisse portfyleri, dřuk oynaklıkları nedeniyle en iyi performansı gsterir. Getiri tahmininden bağımsız olarak veya sadece dođrudan eřanlı ve zaman iindeki kaldıra etkilerini dikkate alarak oynaklık zamanlaması yapan modeller iin, bu statik portfylere kıyasla performans cretleri, aığa satıřa izin verildiđinde ok kktr. Bu durumda, oynaklığın ařırı cezalandırılması, aynı zamanda asimetrik eřanlı kaldıra etkilerini

de dikkate alan modeller de dahil olmak üzere, düşük performansa yol açar. Yüksek volatiliteye sahip %100 piyasa portföyü, beklendiği gibi tüm dinamik portföy stratejileri tarafından yenilen tek stratejidir. Portföy ağırlığını kısıtlayan herhangi bir açığa satışa izin verilmediğinde, portföylerdeki aşırı oynaklık sınırlandırıldığı için önceki $\gamma = 2$ durumundan farklı olarak bu kısıtlama işe yarar. Statik %50 ve %0 hisse portföylerinden asimetrik eşzamanlı kaldıraç etkilerinden yararlanan dinamik stratejilere geçiş için performans ücretleri yaklaşık 150 baz puana çıkmaktadır. Ayrıca, asimetrik eş zamanlı kaldıraç etkilerinden yararlanmayan dinamik stratejilerden asimetrik eş zamanlı kaldıraç etkilerinden yararlanan dinamik stratejilere geçiş için performans ücretleri 75 baz puana kadar çıkmaktadır. Bu sonuçlar, kaldıraç etkilerinin ekonomik değeri hakkındaki bulguların, temsili yatırımcının riskten kaçınma parametresinden bağımsız olduğunu göstermektedir.

5. Sonuç

Bu çalışma, gerçekleşmiş varyans metriği kullanılarak ölçülen oynaklık ve getiriler arasındaki kaldıraç etkileri için zamanlamanın ekonomik değerinin önemli olduğunu belgelemektedir. Oynaklığın ekonomik değeri ve piyasa zamanlaması hakkında bağımsız olarak kanıt sağlayan önceki çalışmalardan yola çıkarak, getiriler ve oynaklık arasındaki bağımlılık yapısını düzgün bir şekilde modellemenin, getirilerin ve oynaklığın ortak dağılımının modellenmesinde önemli ekonomik kazançlar getirdiği gösterilmiştir.

Sonuçlar, zaman içindeki kaldıraç etkilerinden ziyade eşanlı kaldıraç etkilerini modellemenin önemini vurgulamaktadır. Spesifik olarak, negatif ve pozitif getiriler için getiriler ve oynaklık arasındaki eş zamanlı kaldıraç etkileri belirgin bir şekilde ele alındığında, bu tahmine dayalı regresyon sisteminin ekonomik değeri hızla yükselir. Bu durumda, ortalama-varyans hedefli bir yatırımcı, ortalama ve volatilitenin birbirinden izole geleneksel tahminine dayalı regresyonlarına dayanan stratejilerden, asimetrik eş zamanlı kaldıraçla birlikte getiri ve volatilité modellerine geçmek için birkaç yüz baz puan ödemeye istekli olacaktır.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Etik kurul izni ve/veya yasal/özel izin alınmasına gerek olmayan bu çalışmada araştırma ve yayın etiğine uyulmuştur.

Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı

Yazarlar makaleye eşit oranda katkı sağlamış olduklarını beyan eder.

Araştırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Ait-Sahalia, Y., Fan, J. and Li, Y. (2013). The leverage effect puzzle: Disentangling sources of bias at high frequency. *Journal of Financial Economics*, 109(1), 224-249. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.02.018>
- Anatolyev, S. and Kobotaev, N. (2018). Modeling and forecasting realized covariance matrices with accounting for leverage. *Econometric Reviews* 37(2), 114–139. <https://doi.org/10.1080/07474938.2015.1035165>
- Andersen, T.G., Bollerslev, T. and Diebold, F.X. (2007). Roughing it up: Including jump components in the measurement, modeling, and forecasting of return volatility. *The Review of Economics and Statistics*, 89(4), 701-720. <https://doi.org/10.1162/rest.89.4.701>
- Andersen, T.G., Bollerslev, T., Diebold, F.X. and Ebens, H. (2001). The distribution of realized stock return volatility. *Journal of Financial Economics*, 61(1), 43-76. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(01\)00055-1](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(01)00055-1)
- Andersen, T.G., Bollerslev, T., Diebold, F.X. and Labys, P. (2003). Modeling and forecasting realized volatility. *Econometrica*, 71(2), 579-625. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00418>
- Baillie, R.T., Bollerslev, T. and Mikkelsen, H.O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74(1), 3–30. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(95\)01749-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(95)01749-6)
- Barberis, N. (2000). Investing for the long run when returns are predictable. *Journal of Finance* 55(1), 225-64. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00205>
- Barndorff-Nielsen, O.E. and Shephard, N. (2002). Econometric analysis of realized volatility and its use in estimating stochastic volatility models. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 64(2), 253-280. <https://doi.org/10.1111/1467-9868.00336>
- Bollerslev, T., Kretschmer, U., Pigorsch, C. and Tauchen, G. (2009). A discrete-time model for daily S & P500 returns and realized variations: Jumps and leverage effects. *Journal of Econometrics*, 150(2), 151-166. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2008.12.001>
- Bollerslev, T., Litvinova, J. and Tauchen, G. (2006). Leverage and volatility feedback effects in high-frequency data. *Journal of Financial Econometrics*, 4(3), 353-384. <https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbj014>
- Campbell, J.Y. and Thompson, S.B. (2008). Predicting excess stock returns out of sample: Can anything beat the historical average? *Review of Financial Studies*, 21(4), 1509–1531. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhm055>
- Christiansen, C., Schmeling, M. and Schrimpf, A. (2012). A comprehensive look at financial volatility prediction by economic variables. *Journal of Applied Econometrics*, 27(6), 956–977. <https://doi.org/10.1002/jae.2298>
- Corsi, F. (2009). A simple long memory model of realized volatility. *Journal of Financial Econometrics*, 7, 174–196. <https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbp001>
- Corsi, F., Audrino, F. and Reno, R. (2012). HAR modeling for realized volatility forecasting. In L. Bauwens, C. Hafner and S. Laurent (Eds.), *Handbook of volatility models and their applications* (pp. 363–382). New York: John Wiley & Sons, Ltd.
- Cremers, K.J.M. (2002). Stock return predictability: A Bayesian model selection perspective. *Review of Financial Studies*, 15(4), 1223–1249. <https://doi.org/10.1093/rfs/15.4.1223>
- Çakmaklı, C. and Ozturk, V. (2021). Economic value of modeling the joint distribution of returns and volatility: Leverage timing (TÜSIAD Economic Research Forum (ERF) Working Paper No. 2110). Retrieved from <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/243013/1/erf-wp-2110.pdf>
- Çakmaklı, C. and van Dijk, D. (2016). Getting the most out of macroeconomic information for predicting excess stock returns. *International Journal of Forecasting*, 32(3), 650–668. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2015.10.001>

- Engle, R.F. and Ng, V.K. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *The Journal of Finance*, 48(5), 1749-1778. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05127.x>
- Engle, R.F. and Siriwardane, E.N. (2018). Structural GARCH: The volatility-leverage connection. *The Review of Financial Studies*, 31(2), 449-492. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhx099>
- Fleming, J., Kirby, C. and Ostdiek, B. (2001). The economic value of volatility timing. *The Journal of Finance*, 56(1), 329-352. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00327>
- Fleming, J., Kirby, C. and Ostdiek, B. (2003). The economic value of volatility timing using “realized” volatility. *Journal of Financial Economics*, 67(3), 473-509. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(02\)00259-3](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(02)00259-3)
- Giraitis, L., Leipus, R., Robinson, P.M. and Surgailis, D. (2004). LARCH, leverage, and long memory. *Journal of Financial Econometrics*, 2(2), 177-210. <https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbh008>
- Glosten, L.R., Jagannathan, R. and Runkle, D.E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance* 48(5), 1779–1801. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x>
- Hansen, P.R. and Lunde, A. (2006). Realized variance and market microstructure noise. *Journal of Business & Economic Statistics*, 24(2), 127–161. <https://doi.org/10.1198/073500106000000071>
- Heber, G., Lunde, A., Shephard, N. and Sheppard, K. (2009). *Oxford-Man Institute’s realized library*. University of Oxford: Oxford&Man Institute.
- Jensen, M.J. and Maheu, J.M. (2014). Estimating a semiparametric asymmetric stochastic volatility model with a Dirichlet process mixture. *Journal of Econometrics*, 178, 523-538. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2013.08.018>
- Jin, X. and Maheu, J.M. (2013). Modeling realized covariances and returns. *Journal of Financial Econometrics*, 11(2), 335-369. <https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbs022>
- Maheu, J.M. and McCurdy, T.H. (2011). Do high-frequency measures of volatility improve forecasts of return distributions? *Journal of Econometrics*, 160(1), 69-76. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.03.016>
- Marquering, W. and Verbeek, M. (2004). The economic value of predicting stock index returns and volatility. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39(2), 407–429. <https://doi.org/10.1017/S0022109000003136>
- Nelson, D.B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59(2), 347–70. <https://doi.org/10.2307/2938260>
- Nolte, I. and Xu, Q. (2015). The economic value of volatility timing with realized jumps. *Journal of Empirical Finance*, 34, 45–59. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2015.03.019>
- Omori, Y., Chib, S., Shephard, N. and Nakajima, J. (2007). Stochastic volatility with leverage: Fast and efficient likelihood inference. *Journal of Econometrics*, 140(2), 425-449. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2006.07.008>
- Pesaran, M.H. and Timmermann, A. (1995). Predictability of stock returns: Robustness and economic significance. *Journal of Finance*, 50(4), 1201–1228. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb04055.x>
- Rapach, D.E., Strauss, J.K. and Zhou, G. (2010). Out-of-sample equity premium prediction: Combination forecasts and links to the real economy. *The Review of Financial Studies*, 23(2), 821-862. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhp063>
- Scharth, M. and Medeiros, M.C. (2009). Asymmetric effects and long memory in the volatility of Dow Jones stocks. *International Journal of Forecasting*, 25(2), 304–327. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2009.01.008>
- Shephard, N. and Sheppard, K. (2010). Realising the future: forecasting with high-frequency-based volatility (HEAVY) models. *Journal of Applied Econometrics*, 25(2), 197-231. <https://doi.org/10.1002/jae.1158>

- Welch, I. and Goyal, A. (2008). A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction. *The Review of Financial Studies*, 21(4), 1455–1508. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- West, K.D., Edison, H.J. and Cho, D. (1993). A utility-based comparison of some models of exchange rate volatility. *Journal of International Economics*, 35(1-2), 23-45. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(93\)90003-G](https://doi.org/10.1016/0022-1996(93)90003-G)
- Zhang, L., Mykland, P.A. and Ait-Sahalia, Y. (2005). A tale of two time scales: Determining integrated volatility with noisy high-frequency data. *Journal of the American Statistical Association*, 100(472), 1394-1411. <https://doi.org/10.1198/016214505000000169>

ECONOMIC VALUE OF PREDICTION OF RETURN DISTRIBUTION

EXTENDED SUMMARY

Research Subject and Purpose

Predictability of the distribution of asset returns is an important research area in finance and, most notably, in empirical asset pricing. Capturing the pricing kernel in the fundamental theory of asset pricing using many factors is the main focus of this research. The findings mainly concentrate on the predictability of asset returns at a low frequency, such as quarterly frequency. Since, at this frequency, the returns are governed primarily by the macroeconomic fundamentals and financial ratios indicating firm performance, the predictability of the returns improves with lower frequency. On the contrary, predictability vanishes at high frequencies, such as daily or even higher frequencies, where the returns are governed by the process closer to the white noise. At these frequencies, volatility plays a crucial role, as volatility is overly persistent at the high frequency leading to volatility clustering phenomenon driving many of the volatility models. Therefore, the volatility's predictive content is much higher than the return prediction at a daily frequency. Not surprisingly, many modeling strategies are put forward to capture this clustering of asset returns volatility and transform this into profitable modeling strategies.

While the prediction of volatility is proved to be very useful in constructing profitable investment strategies, the literature primarily focuses on the prediction of returns and volatility independent of each other, especially at high frequencies. However, it is widely known that volatility and mean returns are related to each other. The research on exploring the existence of this link and modeling the joint distribution of the first and second moments of the asset returns is quite extensive, and many stylized facts have been stated so far. Perhaps the most pronounced observation is that realizations of large negative returns are often followed by elevated fluctuations, while a similar effect is absent for positive return realizations. While the underlying reason for this behavior has not reached a consensus yet and is subject to fierce discussion, the presence of this link is widely accepted. Therefore, the prediction of returns and volatility jointly using the entire distribution into account might provide sizable gains in portfolio strategies on top of the strategy that only takes the predictive content of the volatility into account.

In this paper, it is proposed simple yet practical model frameworks that explicitly consider the joint distribution of returns and variance of these returns to translate these predictions into profitable strategies. The modeling strategy explores the links between mean and volatility in various directions, including timely correlations as well as correlation over time.

Method

The paper uses comprehensively the estimation of a system of equations using least squares-based methods. Specifically, Seemingly Unrelated Regression is used recursively to reach the predictive distributions of returns and their methodology. The success of the competing models is evaluated using a utility-based framework. These methods include computing the average utility perceived by a representative investor who uses the predictions obtained by the competing models to construct financial portfolios.

Data

The daily S&P 500 market index is used as the risky asset. The sample consists of daily observations from January 2000 to December 2019. The realized volatility measurements used in the analysis are from the Oxford-Man Institute data repository; see Heber et al. (2009).

Results

First, the evidence of the link between the returns and their volatility is once more documented. Furthermore, the asymmetric nature of this link is elaborated on and discussed in detail. Second, it is shown that capturing this asymmetric relation between returns and volatility by conducting a simple yet quite useful econometric modeling strategy based on system estimation of predictive regressions of mean and volatility yields a profitable strategy. The evaluation of the predictive content of this system estimation is based on the economic objective function, i.e., utility function for a representative investor, rather than merely statistical measures. Compelling evidence on the excessive value of modeling this joint distribution is provided. The results of this study indicate that taking the complete relation between returns and volatility yields quite profitable investment strategies.