



Türkiye Hisse Senedi Piyasa Volatilitésinin Makroekonomik Temelleri

Huseyin Tastan^a, Arifenuir Gungor^b

Öz: Bu çalışmada, günlük frekanslı Türkiye hisse senedi piyasa volatilitésinin yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeninin aylık makroekonomik göstergelerle ilişkisi analiz edilmiştir. Çalışmanın ilk aşamasında, BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitésini GARCH-MIDAS (Mixed Data Sampling) yöntemiyle tahmin edilmiştir. İkinci aşamada ise Ocak 2004-Aralık 2018 döneminde BIST100 endeksinin uzun dönemli oynaklığının, faiz oranı, Dolar/TL döviz kuru, enflasyon oranı, CDS risk primi, reel sektör güven endeksi ve S&P500 endeksinin volatilitésini ilişkisi otoregresif dağıtılmış gecikme (ARDL) modeli tahmin edilerek incelenmiştir. Analizin sonucunda, BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitésini etkileyen en önemli makroekonomik faktörün döviz kuru olduğu bulunmuştur. Bununla birlikte faiz oranı, CDS risk primi ve S&P500 volatilitésini ile BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitésini arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu görülmüştür. Reel sektör güven endeksindeki artışların ise BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitésini düşürdüğü sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Sözcükler: Hisse Senedi Piyasası, Volatilité, Makroekonomi, MIDAS, ARDL, BIST100

JEL: C22, C58, G10

Geliş : 01 Nisan 2019

Düzeltilme : 15 Mayıs 2019

Kabul : 20 Mayıs 2019

Tür : Araştırma

Macroeconomic Fundamentals of Turkey Stock Market Volatility

Abstract: The aim of this study is to investigate the relationship between the slowly moving long-run component of daily volatility of Turkish stock market and a set of monthly macroeconomic variables. In the first stage, we estimate the long-term volatility of BIST100 index using GARCH-MIDAS (Mixed Data Sampling) method. Subsequently, we examine the relationship between the long-term volatility component and interest rate, USD/TL exchange rate, inflation rate, CDS premium, real sector confidence index and the volatility of S&P500 index using an autoregressive distributed lag (ARDL) model. Empirical results suggest that the most significant macroeconomic variable affecting the long-run volatility of BIST100 index is the exchange rate. Also, we show that the long-run volatility of BIST100 index is positively associated with both CDS premium and the volatility of S&P500. Finally, we find that an increase in real sector confidence index leads to a decrease in the long-run component of the BIST100 index volatility.

Keywords: Stock Market, Volatility, Macroeconomy, MIDAS, ARDL, BIST100

JEL: C22, C58, G10

Received : 01 April 2019

Revised : 15 May 2019

Accepted : 20 May 2019

Type : Research

Cite this article as: Tastan, H. & Gungor, A. (2019). Türkiye hisse senedi piyasa volatilitésinin makroekonomik temelleri. *Business and Economics Research Journal*, 10(4), 823-832.

The current issue and archive of this Journal is available at: www.berjournal.com

^a Prof., PhD., Yildiz Technical University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Istanbul, Türkiye, tastan@yildiz.edu.tr (ORCID-ID: 0000-0002-2701-1039)

^b PhD. Student, Yildiz Technical University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Istanbul, Türkiye, anurgungor@gmail.com (ORCID-ID: 0000-0003-1293-7303)

1. Giriş

Bu çalışmada günlük frekanslı Türkiye hisse senedi piyasa volatilitésinin yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeni ile aylık makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki iki aşamalı bir modelleme yardımıyla araştırılmıştır. İlk olarak, piyasa volatilitésinin uzun dönemli bileşeni GARCH-MIDAS modeliyle tahmin edilmiştir. İkinci adımda, BIST100 endeksi volatilitésinin uzun dönemli bileşenini belirleyen faktörleri ortaya koymak amacıyla bir dinamik model tahmin edilmiştir. Bu modelde açıklayıcı iç faktörler olarak 3 aylık bankalar arası faiz oranı, Dolar/TL döviz kuru, enflasyon oranı, Türkiye'nin 5 yıllık CDS risk primi ve reel sektör güven endeksi değişim oranı; dış faktör olarak ise S&P500 endeksinin volatilitesi kullanılmıştır.

Hisse senedi piyasa volatilitésinin analizi finans yazınının önemli konularından biridir. Finansal piyasaların makroekonomik değişkenlere ait bilgiyi yansıtmaması nedeniyle hisse senedi piyasa volatilitésinin temelde ülke ekonomisine ait faiz oranı, enflasyon oranı, döviz kuru ve sanayi üretimi gibi makroekonomik değişkenlerin hareketlerinden etkilendiği varsayılır (Schwert, 1989). Bu makroekonomik faktörler iç faktörler olarak nitelendirilebilir. Bununla birlikte hisse senedi piyasa volatilitésinin diğer ülkelerin, özellikle gelişmiş ülkelerin, hisse senedi piyasalarından volatilité yayılımı yoluyla etkilendiği varsayılmaktadır (Eun ve Shim, 1989). Bu faktörler ise volatilitenin dış kaynakları olarak kabul edilmektedir. Hisse senedi piyasa getirisi ile makroekonomik faktörler arasındaki ilişki için teorik motivasyon indirgenmiş bugünkü değer modeli aracılığıyla kurulabilir. Bu modelde hisse senedi piyasa getirisi basit şekilde beklenen gelecekteki nakit akışlarının bugüne indirgenmiş değeri olarak ifade edildiği için gelecekteki nakit akışlarını veya iskonto faktörünü etkileyen makroekonomik değişkenlerin hisse senedi piyasa getirisini etkilemesi beklenmektedir (Fama, 1981). Benzer şekilde hisse senedi piyasa volatilitesi gelecekteki iskonto oranının ve gelecekteki nakit akışlarının volatilitésine bağlı olmalıdır. Hisse senedi piyasa getirisi ekonomik aktiviteye dayalı olduğu için gelecekteki makroekonomik koşullarla ilgili belirsizliklerin hisse senedi piyasa volatilitésini etkilemesi muhtemeldir.

Hisse senedi piyasa volatilitesi üzerine yapılmış çok fazla çalışma olmasına rağmen hisse senedi piyasalarının neden volatil oldukları, volatilitelerinin zaman içinde hangi faktörler sebebiyle değiştiğinin araştırılması genellikle ihmal edilmiştir. Hisse senedi piyasa volatilitésine sebep olan kaynakların irdelenmesi ve volatilitenin ekonomideki temel gelişmelerden, finansal ve diğer faktörlerden ne ölçüde etkilendiğinin anlaşılması politika yapımcılar, portföy yöneticileri yatırımcılar ve diğer finansal piyasa aktörleri için önemli çıkarımlar sunmaktadır.

Türkiye hisse senedi piyasası üzerine yapılan çalışmaların büyük çoğunluğunda hisse senedi piyasa getirisi ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki incelenmiştir (örneğin, Yılmaz, Güngör ve Kaya, 1997; Kasman, 2006; Tiryaki, Ceylan ve Erdoğan; 2018). Bununla birlikte Türkiye hisse senedi piyasa volatilitésini analiz eden çalışmaların büyük kısmında ise hisse senedi piyasasının volatilité yapısı üzerine odaklanılmıştır (Aygören, 2006). Literatürde Türkiye hisse senedi piyasa volatilitésinin makroekonomik sebeplerini inceleyen az sayıda çalışma bulunmaktadır (örneğin, Kasman, 1997; Erdem, Arslan ve Erdem, 2005). Bu çalışmalarda ise hisse senedi piyasa volatilitésinin sebebi genellikle enflasyon (Saryal, 2007), döviz kuru (Tokat, 2013) ve işlem hacmi (Kıran, 2010) gibi tek bir faktörle açıklanmıştır.

Mevcut literatürden farklı olarak bu çalışmada günlük frekanslı Türkiye hisse senedi piyasası volatilitésinin yavaş hareket eden uzun dönemli bileşeni ile aylık makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki araştırılmıştır. Çalışma bu yönüyle ilgili literatürde ilk olma özelliği taşımaktadır. Ayrıca çalışmada, literatürde şimdiye kadar kullanılan makroekonomik değişkenlere ek olarak reel sektör güven endeksi ve CDS risk primi uzun dönemli volatilitéyi açıklayıcı faktör olarak kullanılmıştır. Çalışmanın planı şu şekildedir. İzleyen bölümde kısa bir literatür özeti yer almaktadır. Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan ekonometrik yöntem açıklanmıştır. Veri seti ve tahmin sonuçları dördüncü bölümde tartışılmıştır. Çalışmanın beşinci ve son bölümünde özet ve sonuç yer almaktadır.

2. Literatür Özeti

Hisse senedi piyasa volatilitésinin sebeplerini inceleyen ilk çalışmalardan biri olan Schwert (1989), ABD hisse senedi piyasa volatilitesi ile reel ve nominal makroekonomik volatilité, ekonomik aktivite seviyesi,

finansal kaldıraç ve hisse senedi piyasası işlem hacmi arasındaki ilişkiyi 1857-1987 dönemi için VAR modelini kullanarak araştırmıştır. Bu çalışmaya benzer şekilde, Liljebloom ve Stenius (1997) 1920-1991 döneminde Finlandiya hisse senedi piyasa volatilitesi ile makroekonomik volatiliteler arasındaki ilişkiyi VAR yöntemiyle analiz etmişlerdir. Çalışmada ayrıca hisse senedi piyasa volatilitesi ve işlem hacmindeki artış arasındaki ilişki incelenmiş ve ilişkinin zayıf ve negatif yönlü olduğu bulunmuştur. Kearney ve Daly (1998) Avustralya hisse senedi piyasasının volatilitesi ve finansal değişkenlerin volatilitesi arasındaki ilişkiyi 1972-1994 döneminde incelemişlerdir. Analizin sonuçları, Avustralya hisse senedi piyasa volatilitesinin en önemli belirleyicisinin piyasa volatilitesiyle doğrudan ilişkili olan enflasyon ve faiz oranının volatilitesi olduğunu; para arzı, sanayi üretimi ve cari hesap açığı değişkenlerinin volatilitesinin ise piyasa volatilitesi ile dolaylı şekilde ilişkili olduğunu göstermiştir.

Morelli (2002) çalışmasında Birleşik Krallığın hisse senedi piyasa volatilitesi ile makroekonomik değişkenlerin volatilitesi arasındaki ilişkiyi araştırmak amacıyla VAR modelini kullanmıştır. Koşullu volatiliteler ARCH/GARCH modelleri kullanılarak tahmin edilmiştir. Hisse senedi piyasa volatilitesi ile makroekonomik değişkenlerin volatilitesi arasında anlamlı bir ilişki olduğu ancak çalışmada kullanılan makroekonomik değişkenlerin volatilitesinin hisse senedi piyasa volatilitesini açıklayamadığı sonucuna ulaşılmıştır. Beltratti ve Morana (2006), S&P500'ün volatilitesi ile bazı makroekonomik faktörlerin volatilitesi arasındaki ilişkiyi ortak uzun hafızalı faktör modelini kullanarak 1970-2001 dönemi için incelemişlerdir. Çalışmada enflasyon oranı, faiz oranı, büyüme oranı, M1 parasal büyüme oranı, sanayi üretimi büyüme oranı ve hisse senedi piyasa endeksinde ait aylık veriler kullanılmıştır. Sonuçlar makroekonomik volatiliteler ve hisse senedi piyasa volatilitesi arasında iki yönlü bir ilişki olduğunu göstermiştir.

Engle ve Rangel (2008) çalışmalarında 48 ülke için hisse senedi piyasa volatilitesinin düşük frekanslı bileşenlerini Spline-GARCH modelini kullanarak tahmin etmişler ve ayrıca düşük frekanslı piyasa volatilitesinin makroekonomik ve finansal sebeplerini araştırmışlardır. Analizin sonuçları, düşük frekanslı piyasa volatilitesinin ana sebebinin büyüme oranı ile faiz oranının volatilitesi olduğunu ve bu değişkenlerle aralarında güçlü pozitif bir ilişkisinin var olduğunu göstermiştir. Bununla birlikte düşük frekanslı piyasa volatilitesinin enflasyon oranı yüksek, büyüme oranı düşük olduğu zaman daha yüksek olduğu görülmüştür. Diebold ve Yılmaz (2008) gelişmiş ve gelişmekte olan 46 ülke için hisse senedi piyasa volatilitesi ve makroekonomik temellerinin volatilitesi arasındaki ilişkiyi 1960-2003 döneminde analiz etmişlerdir. Çalışmanın sonucunda, GSYH büyümesinin volatilitesi ve hisse senedi piyasa volatilitesi arasında pozitif ancak tek yönlü bir ilişkinin var olduğu bulunmuş GSYH büyümesinin volatilitesi hisse senedi piyasa volatilitesinin Granger nedeniyle tersinin geçerli olmadığı görülmüştür. Baroian ve Baroian (2014) gelişmekte olan beş Avrupa ülkesi için makroekonomik volatilitenin hisse senedi piyasa volatilitesini etkileyip etkilemediğini araştırmışlardır. Hisse senedi piyasa endeksi ile enflasyon oranı, sanayi üretim artış oranı, işsizlik oranı ve döviz kuru makroekonomik değişkenlerine ait aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmanın ilk aşamasında her bir ülke için ARCH/GARCH modelleri kullanılarak analiz yapılmış bir sonraki aşamada ise dinamik panel GMM metodu kullanılmıştır. Analizin sonuçları, hisse senedi piyasa volatilitesinin tek anlamlı belirleyicisinin döviz kuru volatilitesi olduğunu ve aralarında pozitif yönlü ilişki olduğunu göstermiştir.

Engle, Ghysels ve Sohn (2008) ABD hisse senedi piyasa volatilitesi ile makroekonomik aktivite arasındaki ilişkiyi volatilitenin kısa ve uzun dönemli bileşenlerine ayrılmasına izin veren GARCH-MIDAS yöntemini kullanarak 1884-2004 döneminde analiz etmişlerdir. Makroekonomik aktiviteyi temsil eden enflasyon oranı ve sanayi üretimi büyüme oranı değişkenlerine ait çeyreklik veriler kullanılırken, hisse senedi piyasasına ait günlük frekanstaki veriler kullanılmıştır. Bu çalışmaya benzer şekilde, Girardin ve Joyeux (2013) Çin hisse senedi piyasasının uzun dönemli volatilitesi üzerine ekonomik temellerin ve borsanın işlem hacminin etkisini araştırmak amacıyla GARCH-MIDAS yöntemini kullanmışlardır. Analizin sonuçları, enflasyon oranının hisse senedi piyasası volatilitesi üzerinde artan bir rol oynadığını, A tipi hisse senedi endeksi üzerine ise işlem hacminin etkisinin olmadığını göstermiştir. Bununla birlikte, ekonomik aktivite seviyesinin hisse senedi piyasasının uzun dönemli volatilitesi üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

3. GARCH-MIDAS Yaklaşımı

Bu çalışmada Türkiye hisse senedi piyasa (BIST100) volatilitésinin uzun dönemli bileşeni Engle vd. (2008) tarafından geliştirilen GARCH-MIDAS (Mixed Data Sampling) yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir. GARCH-MIDAS yöntemi hisse senedi piyasa volatilitésinin zaman içindeki değişimini analiz etmek ve volatilité modellemesinde farklı frekanstaki verileri kullanabilmek için Spline-GARCH ve MIDAS modelleri birleştirilerek geliştirilmiştir. Bu yöntemde günlük koşullu volatilité iki bileşene ayrılmaktadır. Birinci bileşen, volatilitédeki kısa süreli geçici etkileri yansıtan ve standart günlük GARCH sürecini izleyen kısa dönemli bileşendir. İkinci bileşen ise volatilitédeki yavaş hareket eden ve kalıcı olan etkileri yansıtan uzun dönemli bileşendir.

GARCH-MIDAS modeli şu şekilde formüle edilebilir:

$$r_{i,t} - E_{i-1}(r_{i,t}) = \sqrt{\tau_t \cdot g_{i,t}} \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{i,t} | \phi_{i-1,t} \sim N(0,1)$$

$r_{i,t}$ bir varlığın; t ayının, çeyreğinin ya da yılının i günündeki getirisini ifade etmektedir. $\phi_{i-1,t}$, t periyotunun $i - 1$ günündeki bilgi kümesini gösterir. Denklem (1)'de $g_{i,t}$ volatilitenin kısa dönemli etkileri ile ilişkilidir ve günlük dalgalanmaları gösterir. τ_t ise volatilitenin düşük frekanslı veya uzun dönemli bileşenidir. $E_{i-1}(r_{i,t}) = \mu$ varsayımı altında denklem (1) aşağıdaki gibi tekrar yazılabilir.

$$r_{i,t} = \mu + \sqrt{\tau_t \cdot g_{i,t}} \varepsilon_{i,t}, \quad \forall i = 1, \dots, N_t \quad (2)$$

$g_{i,t}$ bileşeninin koşullu varyans dinamiklerinin günlük GARCH(1,1) sürecini takip ettiği varsayılmaktadır.

$$g_{i,t} = (1 - \alpha - \beta) + \alpha \frac{(r_{i-1,t} - \mu)^2}{\tau_t} + \beta g_{i-1,t} \quad (3)$$

Denklem (3)'te $g_{i,t}$ 'in tanımlı olabilmesi için $\alpha > 0$, $\beta > 0$ ve $\alpha + \beta < 1$ koşulunun sağlanması gerekmektedir. GARCH-MIDAS yönteminde τ_t bileşenini modellemek için MIDAS regresyonu kullanılmaktadır (Engle vd., 2008).

$$\tau_t = m + \theta \sum_{k=1}^K \varphi_k(\omega_1, \omega_2) RV_{t-k} \quad (4)$$

$$RV_t = \sum_{i=1}^{N_t} r_{i,t}^2 \quad (5)$$

τ_t için iki durum söz konusu olabilir. Birincisi τ_t bileşeninin sabit zaman uzunluğunda (fixed time span) olması yani τ 'nin herhangi bir t periyotunun i günlerinde değişmemesidir. İkincisi ise τ_t bileşenin değişen zaman uzunluğunda olması (rolling window) yani τ 'nin herhangi bir t periyotunun i günlerinde değişmesidir (Engle, Ghysels ve Sohn, 2013).

$$\tau_i^{(rw)} = m^{(rw)} + \theta^{(rw)} \sum_{k=1}^K \varphi_k(\omega_1, \omega_2) RV_{i-k}^{(rw)} \quad (6)$$

$$RV_i^{(rw)} = \sum_{j=1}^{N'} r_{i-j}^2 \quad (7)$$

Denklem (4), sabit zaman uzunluğuna sahip RV (realized volatility)'li GARCH-MIDAS modelini, denklem (6) ise değişen zaman uzunluğuna sahip RV'li GARCH-MIDAS modelini ifade etmektedir. $\varphi_k(\omega_1, \omega_2)$ MIDAS filtrelerinin ağırlık şemasını tanımlayan bir fonksiyondur. Engle vd. (2008) çalışmasında ağırlık şeması için iki farklı fonksiyon önermiştir. Bunlar, Beta ve üstel ağırlıklı gecikme fonksiyonlarıdır:

$$\varphi_k(w) = \frac{(k/K)^{w_1-1} (1 - k/K)^{w_2-1}}{\sum_{j=1}^K (j/K)^{w_1-1} (1 - j/K)^{w_2-1}} \quad (8)$$

$$\varphi_k(w) = w^k / \left(\sum_{j=1}^K w^j \right) \quad (9)$$

Denklem (8) beta gecikme fonksiyonunu, denklem (9) ise üstel ağırlıklı gecikme fonksiyonunu temsil etmektedir. GARCH-MIDAS modelinin parametreleri sözde en çok olabirlik-QMLE (Quasi Maksimum Likelihood) tahmin metodu kullanılarak tahmin edilmektedir. Bu tahmin metodu GARCH-MIDAS modeli için tutarlı ve asimptotik olarak normal tahminler sunmaktadır (Wang ve Ghysels, 2014). GARCH-MIDAS modelinde parametre uzayı sabittir $\theta = \{\mu, \alpha, \beta, m, \theta, \omega_1, \omega_2\}$. Tahmin edilecek parametre sayısının gecikme uzunluğuna göre değişmemesi bu modeli diğer bileşen volatilité modellerinden parametre sayısının azlığı bakımından üstün kılmaktadır (Engle vd., 2013).

4. Tahmin Sonuçları

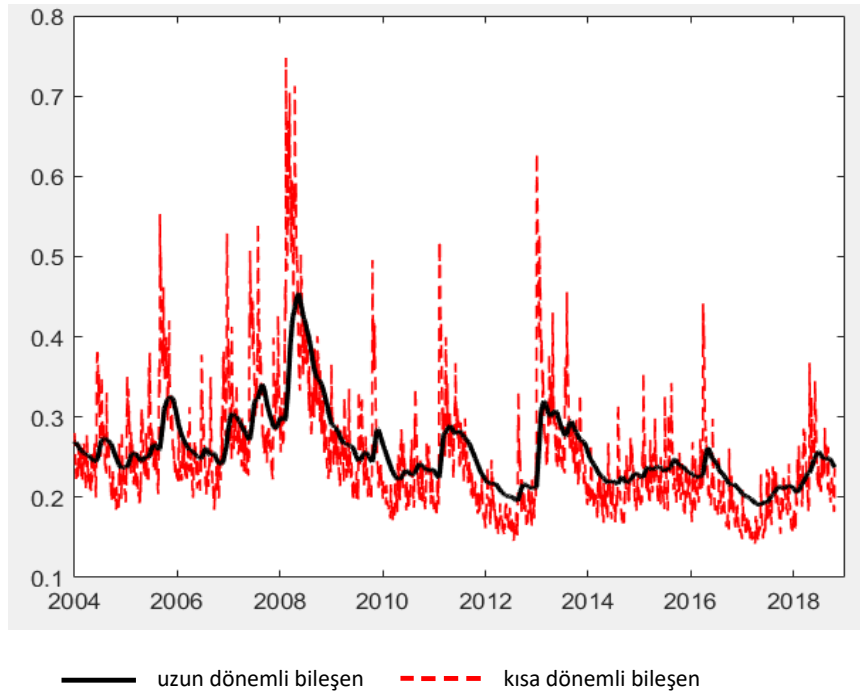
Çalışmanın analiz bölümü iki kısımdan oluşmaktadır. İlk kısımda BIST100 endeksi volatilitésinin uzun dönemli bileşeni GARCH-MIDAS modeliyle tahmin edilmiştir. Analizin ikinci kısmında ise BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitésinin faiz oranı, enflasyon oranı, döviz kuru, CDS risk primi, reel sektör güven endeksi ve S&P500 endeksiyle ilişkisi ARDL (Autoregressive Distribution Lag) modeli kullanılarak analiz edilmiştir. Analizde kullanılan tüm veriler Thomson Reuters Datastream veri tabanından derlenmiştir.

Analizin ilk kısmında 1 Ocak 2001-4 Ocak 2019 periyotunda BIST100 endeksine ait günlük kapanış değerleri kullanılmıştır. BIST100 getiri serisi, BIST100 endeks değerlerinden $r_t = 100x[\ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1}]$ hesaplanarak elde edilmiştir. BIST100 endeks ve getiri serilerine ait tanımlayıcı istatistikler Tablo1'de yer almaktadır.

Tablo 1. BIST100 Endeks ve BIST100 Getiri Serilerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	Ortalama	En küçük	En büyük	Std. sapma	Çarpıklık	Basıklık	Gözlem say.
BIST100 Endeks	52435,1	7159,6	120845,3	29248,9	0,1254	2,0045	4522
BIST100 Getiri	0,0495	-19,9785	12,6857	1,9763	-0,3033	10,354	4521

BIST100 için denklem (4)'te sunulan sabit zaman uzunluğuna sahip RV'li GARCH-MIDAS modeli ve denklem (6)'da sunulan değişen zaman uzunluğuna sahip RV'li GARCH-MIDAS modeli ayrı ayrı tahmin edilmiştir. Her iki GARCH-MIDAS modelinde de MIDAS ağırlıklarının gecikme uzunluğu 30 olarak belirlenmiştir. Gecikme uzunluğu *AIC* ve *BIC*'i minimize eden değere göre tespit edilmiştir. Denklem (5) ve denklem (7)'de ifade edilen gerçekleşen volatilitenin (RV) zaman uzunluğu her iki modelde de $(N = 22)^1$ olarak kullanılmıştır $(K = 660)^2$. BIST100 volatilitésinin uzun dönemli (τ_t) ve kısa dönemli (RV) bileşenleri Grafik 1'deki gibidir. Grafikte değişen zaman uzunluğuna sahip aylık RV'li GARCH-MIDAS modelinin sonuçları gösterilmektedir. Analiz periyodu 1 Ocak 2001'den başlamasına rağmen 660 tane başlangıç gözleminin MIDAS ağırlıklarının tahmini için kullanılması dolayısıyla grafik, 1 Ocak 2004'ten başlamaktadır. Grafikte siyah çizgi, volatilitenin yavaş hareket eden uzun dönemli bileşenini kırmızı kesikli çizgi ise volatilitenin hızlı hareket eden kısa dönemli bileşenini ifade etmektedir.

Grafik 1. BIST100 Volatilitesinin Kısa Ve Uzun Dönemli Bileşenleri**Tablo 2.** BIST100 Getirisi İçin GARCH-MIDAS Parametrelerinin Tahmin Sonuçları

GARCH-MIDAS parametreleri	BIST100_fixed window	BIST100_rolling window
μ	0,0010 (0,0002)	0,0010 (0,0002)
α	0,1081*** (0,009)	0,1100*** (0,009)
β	0,8131*** (0,020)	0,8008*** (0,023)
θ	0,1630*** (0,011)	0,1683*** (0,010)
ω	7,3824*** (2,117)	10,308*** (2,736)
m	0,0104*** (0,0008)	0,0100*** (0,0008)
LL	10616	10618
AIC	-21221	-21225
BIC	-21183	-21187

Not: Parantez içindeki değerler standart hataları, *** %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. LL: Logarithmic likelihood, AIC: Akaike information criterion, BIC: Bayesian information criterion. Fixed window: Sabit zaman uzunluğuna sahip RV'li GARCH-MIDAS modelini, Rolling window: Değişen zaman uzunluğuna sahip RV'li GARCH-MIDAS modelini ifade etmektedir.

BIST100 getirisinin sabit zaman uzunluğuna (fixed window) sahip aylık RV'li GARCH-MIDAS ve değişen zaman uzunluğuna (rolling window) sahip aylık RV'li GARCH-MIDAS modellerinin tahmin sonuçları Tablo 2'de yer almaktadır. Her iki model için de μ dışındaki tüm parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. GARCH parametreleri α ve β 'nin toplamı her iki modelde de 0,91 olarak bulunmuştur. Denklem (8)'de sunulan beta ağırlık fonksiyonu ω_1 ve ω_2 olarak iki ağırlık parametresini içermektedir ancak ağırlıkların monoton olarak azalmasının sağlanması için ω_1 ağırlığı her zaman 1'e eşittir. Bu nedenle Tablo 2'de sadece ω_2 ağırlık parametresinin (ω) sonuçları sunulmuştur. ω ağırlık parametresi ilk model için 7,3 ikinci

model için 10,3 olarak bulunmuştur. Her iki modelde tahmin edilen parametrelerin birbirine yakın olduğu görülmektedir.

Analizin ikinci kısmında günlük frekanslı BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitésinin makroekonomik sebepleri araştırılmıştır. BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitésinin kaynakları iç faktörler ve dış faktörler olarak ikiye ayrılmıştır. İç faktörleri temsilen 3 aylık bankalar arası faiz oranı, Dolar/TL döviz kuru, enflasyon oranı, Türkiye'nin 5 yıllık CDS risk primi ve reel sektör güven endeksi değişim oranı kullanılmıştır. Dış faktörler olarak ise S&P500 endeksinin volatilitésini kullanılmıştır. Bu faktörlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 3'te yer almaktadır.

Tablo 3. İç ve Dış Faktörlere İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

	3 aylık faiz oranı	Dolar/TL döviz kuru	Enflasyon oranı	CDS risk primi	RSG değişim oranı	S&P500 volatilitésini
Ortalama	10,45	2,11	8,99	222,19	-0,07	0,03
En küçük değer	1,50	1,16	3,81	118,72	-25,37	0,01
En büyük değer	25,25	6,56	25,17	506,22	21,53	0,24
Standart sapma	5,960	1,029	2,911	69,755	4,890	0,040
Çarpıklık	0,593	1,759	2,681	1,676	-0,514	3,234
Basıklık	2,199	6,089	14,200	6,920	11,273	14,448
Gözlem sayısı	180	180	180	123	179	180

Not: RSG, reel sektör güven endeksini ifade etmektedir.

Günlük frekanslı BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitésini aylık frekanslı makroekonomik göstergelerle açıklayabilmek için analizin ilk bölümünde değişen zaman uzunluğuna (rolling window) sahip RV'li GARCH-MIDAS modeliyle tahmin edilen günlük frekanslı uzun dönemli volatilité, bu bölümde aylık frekanslı³ seri haline getirilmiştir. Analiz periyodu Ocak 2004-Aralık 2018 dönemini kapsamaktadır. Analizde otoregresif dağıtılmış gecikme (ARDL) modeli kullanılmıştır. ARDL modelinde seçilen uygun gecikme sayısına bağlı olarak bağımlı değişkenin ve açıklayıcı değişkenin gecikmeli değerleri, açıklayıcı değişkenler arasında modelin sağ tarafında yer almaktadır. Böylece bu model tahminiyle hata terimindeki otokorelasyon sorunu ortadan kaldırılabilir. Analizde tahmin edilen model denklem (10)'daki gibidir.

$$\log \tau_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \delta_j \log \tau_{t-j} + \sum_{k=1}^5 \sum_{l=0}^2 \varphi_{kl} X_{kt-l} + \gamma S\&P500_t^v + u_t \quad (10)$$

$\log \tau_t$, BIST100 volatilitésinin uzun dönemli bileşeninin logaritmasını ifade etmektedir. X_{kt} , $k = 1 \dots 5$, 3 aylık bankalar arası faiz oranı, Dolar/TL döviz kuru, enflasyon oranı, Türkiye'nin 5 yıllık CDS risk primi ve reel sektör güven endeksi değişim oranı makroekonomik değişkenleri temsil etmektedir. $S\&P500_t^v$ ise S&P500 endeksinin volatilitésini göstermektedir.

Analizde tahmin edilen beş ayrı ARDL modelinin tahmin sonuçları Tablo 4'te yer almaktadır. ARDL modellerinde uygun gecikme uzunluğu BIC (Bayesian Information Criterion) göre belirlenmiştir. Tahmin edilen ARDL modellerinde Newey-West HAC standart hataları kullanılmıştır. Breusch-Godfrey otokorelasyon LM testinin 1. ve 12. gecikme sonuçlarına göre Model 4'ün 1. gecikmesi dışında modellerin hata terimlerinde otokorelasyon sorunu bulunmadığı görülmüştür.

Tablo 4. ARDL Modelleri Tahmin Sonuçları

Bağımlı değişken: $\log(\tau)_t$	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
$\log(\tau)_{t-1}$	1,3882*** (0,096)	1,3783*** (0,094)	1,2996*** (0,053)	1,3284*** (0,060)	1,3786*** (0,094)
$\log(\tau)_{t-2}$	-0,8105*** (0,167)	-0,7905*** (0,167)	-0,4759*** (0,041)	-0,4604*** (0,059)	-0,7904*** (0,168)
$\log(\tau)_{t-3}$	0,4056* (0,223)	0,4108* (0,218)			0,4101* (0,218)
$\log(\tau)_{t-4}$	-0,1657 (0,133)	-0,1719 (0,127)			-0,1711 (0,128)
dolar/tl _t	-0,0369** (0,014)	-0,0331** (0,014)	0,0559* (0,029)		-0,0336** (0,014)
dolar/tl _{t-1}			0,0052 (0,037)		
dolar/tl _{t-2}			-0,0872* (0,047)		
enflasyon oranı	0,0018 (0,003)				0,0010 (0,002)
faiz oranı _t			0,0159*** (0,004)	0,0029** (0,001)	
faiz oranı _{t-1}			-0,0122** (0,005)		
rsg değişim oranı		-0,0017 (0,001)	-0,0023 (0,001)	-0,0039** (0,001)	-0,0016 (0,001)
CDS _t	0,0013*** (0,0002)	0,0012*** (0,0002)			0,0012*** (0,0002)
CDS _{t-1}	-0,0009*** (0,0002)	-0,0008*** (0,0002)			-0,0008*** (0,0002)
S&P500 volatilité	0,3950* (0,236)	0,3878* (0,221)	0,7314*** (0,204)	0,5623*** (0,150)	0,4000* (0,235)
sabit	-1,5515*** (0,360)	-1,4634*** (0,337)	-1,4722*** (0,278)	-1,1435*** (0,201)	-1,4656*** (0,235)
düzeltilmiş R ²	0,9575	0,9580	0,9460	0,9404	0,9576
LM testi prob değeri ¹	0,342	0,525	0,259	0,021	0,515
LM testi prob değeri ²	0,790	0,886	0,175	0,113	0,887
LLF	148,87	149,57	212,94	202,12	149,61
BIC	-2,0468	-2,0582	-2,1015	-2,0963	-2,0195

Not: Bağımlı değişken $\log(\tau)_t$, BIST 100 volatilitésinin uzun dönemli bileşeninin logaritmasını ve rsg, reel sektör güven endeksini temsil etmektedir. Parantez içindeki değerler Newey-West HAC standart hataları, *** %1, ** %5, * %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. ¹ Breusch-Godfrey serial correlation LM test 1. gecikme, ² Breusch-Godfrey serial correlation LM test 12. gecikme sonuçlarını göstermektedir. LLF: Logarithmic likelihood function, BIC: Bayesian information criterion.

Modellerin tahmin sonuçlarına göre, BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitésini etkileyen en önemli makroekonomik faktörün Dolar/TL döviz kuru olduğu bulunmuştur. Döviz kuruyla BIST100 endeksi uzun dönemli volatilitésini arasında tahmin edilen tüm modellerde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü bir ilişkinin var olduğu görülmüştür. Bununla birlikte, 3 aylık bankalar arası faiz oranı, Türkiye'nin 5 yıllık CDS risk primi ve S&P500 endeks volatilitésini ile BIST100 endeksi uzun dönemli volatilitésini arasında pozitif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca CDS risk priminin dahil edilmediği Model 4 ve Model 5'te S&P500 endeks volatilitésinin, BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitésini üzerine olan etkisinin arttığı ve anlamlılığının yükseldiği görülmüştür. Diğer taraftan reel sektör güven endeksi değişim oranının anlamlı olduğu tek model olan Model 4 sonuçlarına göre, reel sektör güven endeksindeki artışların BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitésini düşürdüğü sonucuna ulaşılmıştır. Bununla birlikte, enflasyon oranının BIST100 endeksi uzun dönemli volatilitésini üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı görülmüş, BIST100

endeks volatilitesinin uzun dönemli bileşeninin BIST100 endeksi uzun dönemli volatilitesinin geçmiş değerlerinden de anlamlı şekilde etkilendiği tespit edilmiştir.

5. Sonuç

Bu çalışmada, günlük frekanslı Türkiye hisse senedi piyasasının yavaş hareket eden uzun dönemli volatilitesiyle aylık frekanslı makroekonomik değişkenler arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Çalışmanın ilk aşamasında, 1 Ocak 2001-4 Ocak 2019 periyotunda günlük frekanslı BIST100 endeks volatilitesinin uzun dönemli bileşeni GARCH-MIDAS yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir. Çalışmanın ikinci aşamasında ise BIST100 endeksi uzun dönemli volatilitesinin; 3 aylık bankalar arası faiz oranı, Dolar/TL döviz kuru, enflasyon oranı, Türkiye'nin 5 yıllık CDS risk primi ve reel sektör güven endeksi değişim oranı makroekonomik değişkenleri ve S&P500 endeksinin volatilitesi arasındaki ilişki Ocak 2004-Aralık 2018 döneminde ARDL modeli kullanılarak tahmin edilmiştir. Analiz sonucunda, BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesini etkileyen en önemli makroekonomik faktörün döviz kuru olduğu bulunmuştur. Döviz kuruyla BIST100 endeksi uzun dönemli volatilitesi arasında istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü bir ilişkinin olduğu görülmüştür. Bununla birlikte, üç aylık bankalar arası faiz oranı, Türkiye'nin 5 yıllık CDS risk primi ve S&P500 volatilitesi ile BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesi arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Enflasyon oranının BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesi üzerine anlamlı bir etkisinin olmadığı bulunurken reel sektör güven endeksindeki artışların ise BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesini düşürdüğü sonucuna ulaşılmıştır.

Hisse senedi piyasa volatilitesinin makroekonomik faktörler dışında belirlenmesi bu hisse senedi piyasasının yeterince etkin olmadığı ve spekülasyon hareketlerin hisse senedi piyasa volatilitesi üzerinde belirleyici olduğu anlamına gelmektedir. Volatilitiyi açıklayan makroekonomik değişken sayısının artması hisse senedi piyasasının derinliğinin arttığı, spekülasyon hareketlerin hisse senedi piyasası üzerindeki etkisinin ise azaldığı anlamına gelecektir. Aynı zamanda volatilitiyi açıklayan makroekonomik değişkenlerin artması hisse senedi piyasasının dış şoklara karşı daha dirençli olduğunu göstermektedir. Çalışmanın sonuçlarına göre, Türkiye hisse senedi piyasasının uzun dönemli volatilitesinin önemli bir kısmının BIST100 endeksinin geçmiş uzun dönemli volatilitesi ve dış faktör olarak analize dahil edilen S&P500 endeksinin volatilitesi tarafından açıklandığı görülmüştür. Makroekonomik faktörlerin BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesi üzerindeki etkisi bu faktörlere nazaran daha düşük düzeydedir. Politika yapıcıların BIST100 endeksinin volatilitesini açıklayan Türkiye'nin 5 yıllık CDS priminin etkisinin düşürülmesine ve reel sektöre olan güvenin artırılmasına yönelik politikalarının, BIST100 endeksinin uzun dönemli volatilitesi üzerinde azaltıcı bir etki yaratacağı söylenebilir.

Son Notlar

1. $N = 22$, bir aydaki iş günlerinin sayısını ifade etmektedir.
2. 660 tane başlangıç gözlemi GARCH-MIDAS ağırlıklarının tahmini için kullanılmaktadır.
3. Günlük frekanslı serinin aylık ortalamaları alınarak aylık frekanslı seriye dönüştürülmüştür.

Kaynaklar

- Aygören, H. (2006). İstanbul menkul kıymetler borsasında değişkenlik (oyunluk) davranışı üzerine bir ampirik çalışma. *İktisat İşletme ve Finans*, 21, 95-110.
- Baroian, E., & Baroian, F. (2014). Can macroeconomic volatility affect stock market volatility? The case of 5 Central and Eastern European countries. *Romanian Journal of Fiscal Policy*, 5(2), 41-55.
- Beltratti, A., & Morana, C. (2006). Breaks and persistency: Macroeconomic causes of stock market volatility. *Journal of Econometrics*, 131, 151-177.
- Diebold, X., & Yilmaz, K. (2008). Macroeconomic volatility and stock market volatility worldwide. NBER Working Paper, Cambridge, Massachusetts, 14269, August.

- Engle, F., Ghysels, E., & Sohn, B. (2008). On the economic sources of stock market volatility. The American Finance Association Meetings Paper, New Orleans, Louisiana, 1-53 August.
- Engle, F., Ghysels, E., & Sohn, B. (2013). Stock market volatility and macroeconomic fundamentals. *The Review of Economics and Statistics*, 95(3), 776-797.
- Engle, F., & Rangel, J. (2008). The Spline- GARCH model for low-frequency volatility and its global macroeconomic causes. *The Review of Financial Studies*, 21, 1187-1222.
- Erdem, C., Arslan, C., & Erdem, M. (2005). Effects of macroeconomic variables on Istanbul Stock Exchange indexes. *Applied Financial Economics*, 15, 987-994.
- Eun, S., & Shim, S. (1989). International transmission of stock market movements. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(2), 241-256.
- Fama, F. (1981). Stock return, real activity, inflation and money. *The American Economic Review*, 71(4), 545-565.
- Girardin, E., & Joyeux, R. (2013). Macro fundamentals as a source of stock market volatility in China: A GARCH-MIDAS approach. *Economic Modelling*, 34, 59-68.
- Kasman, S. (1997). Hisse senedi getirilerinin oynaklığı ile makroekonomik değişkenlerin oynaklığı arasındaki ilişki. *İMKB Dergisi*, 8(32), 1-10.
- Kasman, S. (2006). Hisse senedi fiyatları ve makroekonomik değişkenler arasında bir ilişki var mı? *İktisat İşletme ve Finans*, 21, 88-99.
- Kearney, C., & Daly, K. (1998). The causes of stock market volatility in Australia. *Applied Financial Economics*, 8(6), 597-605.
- Kıran, B. (2010). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem hacmi ve getiri volatilitesi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11(1), 98-108.
- Liljeblom, E., & Stenius, M. (1997). Macroeconomic volatility and stock market volatility: Empirical evidence on Finnish data. *Applied Financial Economics*, 7(4), 419-426.
- Morelli, D. (2002). The relationship between conditional stock market volatility and conditional macroeconomic volatility empirical evidence based on UK data. *International Review of Financial Analysis*, 11, 101-110.
- Saryal, F. (2007). Does inflation have an impact on conditional stock market volatility? Evidence from Turkey and Canada. *International Research Journal of Finance and Economics*, 11, 123-133.
- Schwert, W. (1989). Why does stock market volatility change over time. *The Journal of Finance*, 44, 1115-1153.
- Tiryaki, A., Ceylan, R., & Erdoğan, L. (2018). Asymmetric effects of industrial production, money supply and exchange rate changes on stock returns in Turkey. *Applied Economics*, 1-12.
- Tokat, A. (2013). Altın, döviz ve hisse senedi piyasalarında oynaklık etkileşimi mekanizmasının analizi. *İ.Ü. Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 48, 151-162.
- Wang, F., & Ghysels, E. (2014). Econometric analysis of volatility component models. *Econometric Theory*, 1-32.
- Yılmaz, Ö., Güngör, B., & Kaya, V. (1997). Hisse senedi fiyatları ve makroekonomik değişkenler arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik. *İMKB Dergisi*, 9(34), 1-16.