

VOLATİLİTENİN NEGATİF VE POZİTİF ŞOKLARA ASİMETRİK TEPKİSİ: TAR-GARCH MODELİ KULLANILARAK TÜRKİYE VERİLERİNDEN YENİ BİR KANIT

Cüneyt AKAR*

Özet

Bu çalışmanın amacı Türkiye hisse senedi piyasasında volatilitenin negatif ve pozitif şoklara asimetrik tepki verip vermediğini incelemektir. Çalışmada kullanılan İstanbul Menkul Kıymetler Borsası 100 Endeksi (İMKB-100) günlük kapanış değerleri 2 Ocak 1990 ve 29 Aralık 2004 tarihleri arasındaki periyodu kapsamaktadır. Bu veriler eşikli otoregresif GARCH (TAR-GARCH) modeli kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışma 15 yıl gibi uzun bir periyotta TAR-GARCH metoduyla Türkiye hisse senedi piyasasında asimetrik volatilitiyi inceleyen ilk çalışmadır. Sonuçlar hisse senedi getiri volatilitesinin Türkiye hisse senedi piyasasında geçmiş bilgilere bir gecikmede asimetrik tepki verdiğini göstermektedir.

I. Giriş

Yatırım kararlarının alınmasında ve portföy seçiminde hisse senetlerinin getiri volatilitesinin yapısını bilmek oldukça önemlidir. Araştırmacıların çoğu hisse senedi getiri volatilitesinin pozitif ve negatif şoklara farklı şekillerde tepki verdiğini düşünmektedir. Böyle bir asimetrik etkinin ekonometrik olarak modellenmesi için genellikle asimetrik GARCH (EGARCH, GJR-GARCH vb.) modelleri kullanılmaktadır. TAR (Threshold autoregressive) modelleri ise zaman serilerinin asimetri gibi bazı doğrusal olmayan özelliklerini inceleyebilmek için ortaya çıkmış ekonometrik modellerdir. Tsay (1989) yılında TAR modelleri için bir test ve modelleme prosedürü önermiştir. Son yıllarda ise TAR modelleri ve uygulamalarıyla ilgili çok sayıda çalışma yapılmıştır.

Bu çalışmanın amacı Türkiye Hisse Senedi piyasasında negatif ve pozitif şokların volatilité üzerindeki asimetrik etkisini doğrusal olmayan modellerden biri olan TAR-GARCH ile araştırmaktır. Bu çalışma 15 yıl gibi uzun periyotlu günlük verileri ve TAR-GARCH modelini kullanarak Türkiye Hisse Senedi piyasasında asimetrik volatilitiyi inceleyen ilk çalışmadır.

II. Literatür

Finansal ekonomi literatüründe çok sayıda çalışma asimetrik hisse senedi getiri volatilitesini kendisine konu edinmiştir. Christie (1982), French, Schwert, ve Stambaugh (1987), Nelson (1991), ve Schwert (1990) aynı büyüklükteki negatif bir şokun pozitif şoka göre daha fazla getiri volatilitesine yol açtığını belirlemiştir. Engle ve Ng (1993) farklı asimetrik volatilité modellerini karşılaştırarak en iyi olanı bulmaya çalışmıştır. Shields (1997), Doğu Avrupa'da iki gelişmekte olan ülke pazarını ele alarak volatilité üzerindeki asimetrik etkileri incelemiş ancak her ikisinde de anlamlı bir asimetrik etkiye ulaşamamıştır. Henry (1998), Hong Kong borsasındaki günlük verilerle asimetrik volatilitiyi incelemiştir. Bekaert ve Wu (2000), ise sadece pazardaki asimetrik volatilitiyi değil aynı zamanda şirket düzeyindeki asimetrik volatilitiyi de çalışmasında incelemiştir. Chiang ve Doong (2001), Asya'da 6 hisse senedi piyasasında getirilerin zaman serisi özelliklerini incelemiş, TAR-GARCH modeli kullanarak günlük verilerle bu piyasalarda asimetrik volatilitiyi tesbit etmiştir. Wu (2001), asimetrik volatilitenin belirleyicilerini araştırmış ve kaldıraç etkisi ile volatilité geri beslemesinin asimetrik volatilitenin önemli belirleyicileri olduğunu belirlemiştir. Balaban, Bayar ve Kan (2001), 19 ülkede günlük getiri volatilitesinin asimetrik etkiye sahip olup olmadığını araştırmış ve 6 tanesinde anlamlı asimetrik etki bulmuştur. Blair, Poon ve Taylor (2002), Amerikan hisse senetlerinin negatif ve pozitif getirilere asimetrik tepki verip vermediğini araştırmış ve hisse senetlerinin büyük çoğunluğunun negatif getirilere pozitif getirilerden daha fazla tepki verdiğini göstermiştir. McMillan ve Speight (2003), FTSE -100 endeks gelecek sözleşmelerinde yüksek frekanslı veri kullanarak asimetrik volatilitiyi asimetrik GARCH modelleriyle incelemiştir. Chen, Chiang ve So (2003), hisse senedi getirisi ve volatilitesinin geçmiş bilginin asimetrik fonksiyonu olduğu hipotezini test etmiş ve bu hipotezi destekleyen güçlü kanıtlar bulmuştur. Chen, So ve Gerlach (2005), 5 önemli finansal pazarı incelemiş ve hangi finansal getirilerin Amerikan pazarındaki ve yerel pazardaki geçmiş bilgiye hem ortalama hem de volatilitéde asimetrik tepki verdiğini bulmaya çalışmıştır.

* Dr. Cüneyt Akar, Balıkesir Üniversitesi, Bandırma, Balıkesir.edu.tr
Tel: (0266) 714 35 75 Fax: (0266) 714 35 77 E-Posta: cuneyt@balikesir.edu.tr
* Prof. Dr. Sacit Ertaş'a yardımları ve katkılarından dolayı teşekkür ederim.
JEL Sınıflandırması: C50, G10
Anahtar Kelimeler: Asimetrik Volatilité, TAR-GARCH, Doğrusal Olmayan Volatilité

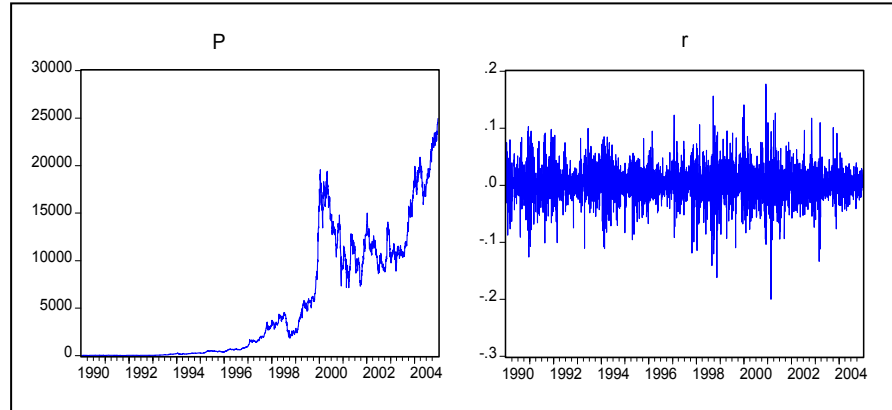
III. Veri ve Yöntem

Bu çalışmada İstanbul Menkul Kıymetler Borsasındaki İMKB-100 endeksi günlük kapanış verileri kullanılmıştır. Veri 2 Ocak 1990 ve 29 Aralık 2004 tarihleri arasındaki kapanış değerlerini kapsamaktadır ve İMKB'den elde edilmiştir. İMKB-100 endeksi logaritmik getirisi aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.

$$r_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1}) \quad (1)$$

Denklem (1)'de r_t ve P_t sırasıyla İMKB-100 logaritmik getirisini ve t zamanındaki endeks kapanış değerini göstermektedir. Grafik 1 bu serileri göstermektedir. Tablo 1' de gösterilen ADF birim kök testi sonuçları İMKB-100 logaritmik getirisinin birim kökü olmadığını dolayısıyla durağan olduğunu göstermektedir.

Grafik 1: İMKB-100 Günlük Kapanış ve Logaritmik Getiri Serileri



Tablo 1: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

	r_t		
	N	C	C&T
ADF	-56.95*	-57.12*	-57.11*
AR(1)	-0.906*	-0.909*	-0.909*
Sabit		0.001*	0.002**
Trend			-2.41.10 ⁻⁷

* : %1'de anlamlı ** : %5'de anlamlı N: Kesmesiz ve trendsiz C: Kesme C&T: Kesme ve Trend

Denklem (2) ve (3)' de ifade edilmiş TAR-GARCH volatilitte modeli negatif ve pozitif şokların asimetrik etkisini dikkate alabilmek amacıyla kullanılmıştır.

$$r_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i r_{t-i} + u_t \quad (2)$$

$$u_t = \varepsilon_t \sigma_t,$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \gamma_j \sigma_{t-j}^2 + I(u_{t-1}) \left(\phi_0 + \sum_{i=1}^k \phi_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \delta_j \sigma_{t-j}^2 \right) \quad (3)$$

$$\varepsilon_t \square IID(0,1) \quad I(u_{t-1}) = \begin{cases} 1, & u_{t-1} > 0 \\ 0, & u_{t-1} \leq 0 \end{cases}$$

Denklem (2) ve (3)'de r_t bir AR(q) ve u_t GARCH (m, s) süreci takip etmektedir. Denklem (2) de r_t İMKB 100 endeksi logaritmik getirisini göstermektedir. u_t logaritmik getirinin koşullu bekleyişinden sapmasını gösteren otokorelasyonsuz sapma terimidir. Varyans denklemi (3)'de σ_t^2 koşullu varyanstır. u_{t-1} eşik değişkeni olarak kullanılmıştır ve sıfırdan büyük

olup olmadığı test edilmiştir. TAR-GARCH modeline göre koşullu varyans u_{t-1} in işaretine bağlı olarak farklı iki rejim sergilemektedir. Eğer $u_{t-1} \leq 0$ ise $I(u_{t-1})$ değeri sıfır olacak ve koşullu varyans tipik bir GARCH modeli olacaktır. Diğer durumda ise $I(u_{t-1})$ bir olacak ve u_{t-i}^2 ve σ_{t-j}^2 ' in katsayıları sırasıyla $(\alpha_i + \phi_i)$ ve $(\gamma_j + \delta_j)$ olacaktır. Sonuç olarak bu tür bir model bize pozitif ve negatif şokların volatilitenin üzerindeki asimetrik etkisini gözleyebilme imkanı taniyacaktır.

IV. Tahmin Sonuçları

Denklem (2) ve (3)'de sunulan TAR-GARCH modeli maksimum olabilirlik yöntemiyle çözülmüş ve sonuçlar Tablo2 de gösterilmiştir. Bütün parametreler istatistiksel olarak anlamlıdır. Model yeterliliği başarımlı testleri modelin serisel bağımlılığı ve koşullu heteroskedastisiyi modellemede yeterli olduğunu göstermektedir. Bu sonuçlar volatilitenin negatif ve pozitif şoklara farklı tepkiler verdiğini göstermektedir.

$$\sigma_t^2 = \begin{cases} 0.000058 + 0.1464u_{t-1}^2 + 0.8431\sigma_{t-1}^2 & \text{if } u_{t-1} \leq 0 \\ 0.000058 + 0.1464u_{t-1}^2 + 0.7386\sigma_{t-1}^2 & \text{if } u_{t-1} > 0 \end{cases} \quad (4)$$

Denklem (4) pozitif ve negatif sapmalar için volatilitenin denklemlerini göstermektedir. İki denklem arasındaki anlamlı tek fark koşullu varyansın bir gecikmesinin katsayısıdır. Bu katsayı $u_{t-1} > 0$ iken daha büyüktür. u_{t-1}^2 katsayısında anlamlı bir fark gözlenmemiştir.

Tablo 2: TAR-GARCH Modeli Tahmin Sonuçları

Ortalama Denklemi		
Parametreler	Değerler	p-değerleri
β_0	0.0013	0.0008
β_1	0.1066	0.0000
Varyans Denklemi		
α_0	0.000058	0.0000
α_1	0.1464	0.0000
γ_1	0.8431	0.0000
δ_1	-0.1045	0.0000
Tanı Testleri		
$L-B Q(10)$	18.325	0.061
$L-B Q(20)$	26.381	0.153
$L-B Q(30)$	38.832	0.129
$L-B^2 Q(10)$	17.764	0.059
$L-B^2 Q(20)$	32.915	0.053
$L-B^2 Q(30)$	42.994	0.068

Not: $L-B Q(.)$: Kalıntılar için Ljung-Box Q istatistiği $L-B^2 Q(.)$: Kalıntı kareler için Ljung-Box Q istatistiği

V. Sonuç

Bu çalışmada doğrusal olmayan volatilité modellerinden biri olan TAR-GARCH kullanılarak Türkiye' hisse senedi piyasasında getiri volatilitésinin negatif ve pozitif şoklara nasıl tepki verdiđi araştırılmıştır. Bulgular volatilitenin negatif ve pozitif şoklara farklı şekillerde tepki verdiđini açıkça göstermektedir. Koşullu ortalamadan negatif sapmalar pozitif sapmalardan çok daha fazla volatilitéye yol açmaktadır. Sonuçlar Türkiye hisse senedi piyasasında hisse senedi getirilerinin geçmiş bilgilere bir gecikmede asimetrik tepki verdiđini ortaya koymaktadır.

Kaynakça

- Balaban, E., Bayar, A., Kan, B., “*Stock Return Seasonality and Asymmetric Conditional Volatility in World Equity Markets*”, Applied Economics Letters, 8, 2001, s. 263-268.
- Bekaert, G., Wu, G., “*Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets*”, The Review of Financial Studies, 13, 2000, s. 1–42.
- Blair, B., Poon S. H., Taylor, S. “*Asymmetric and Crach Effects in Stock Volatility for S&P Index and its Constituents*”, Applied Financial Economics, Vol. 12, No. 5, 2002, s. 319-329.
- Chen C. W. S, Chiang T. C., So M. K. P., “*Asymmetrical Reaction to US Stock-Return News: Evidence from Major Stock Markets Based on a Double-Threshold Model*,” Journal of Economics and Business , 55, 2003, s. 487–502.
- Chen C. W. S, So M. K. P., Gerlach, H. R. “*Asymmetric Response and Interaction of U.S. and Local News in Financial Markets*”, Applied Stochastic Models in Business and Industry, 21, 2005, s. 273- 288.
- Chiang, T. C., Doong, S. C., “*Empirical Analysis of Stock Returns and Volatilities: Evidence from Seven Asian Stock Markets Based on TAR-GARCH Model*,” Review of Quantitative Finance and Accounting, 17,2001, s. 301–318.
- Christie, A., “*The Stochastic Behaviour of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects*”, Journal of Financial Economics, 10, 1982, s. 407–432.
- Engle, R., Ng, V., “*Measuring and Testing the Impact of News on Volatility*”, Journal of Finance, 48, 1993, s. 1749–1778.
- Henry O., “*Modelling the Asymmetry of Stock Market Volatility*”, Applied Financial Economics, 8, 1998, s. 145-153.

- French, K. R., Schwert, W., Stambaugh, R. F., “*Expected Stock Returns and Volatility*”, Journal of Financial Economics, 19, 1987, s. p. 3–30.
- McMillan G. D., Speight, E. A., “*Asymmetric Volatility Dynamics in High Frequency FTSE-100 Stock Index Futures*”, Applied Financial Economics, 13, 2003, s. 599-607.
- Nelson, D., “*Conditional Heteroscedascity in Asset Returns: A New Approach*”, Econometrica, 59, 1991, p. 347–370.
- Schwert, G. W., “*Stock Volatility and the Crash of '87*”, The Review of Financial Studies, V.3, n.1, 1990, s. 77-102
- Shields K. K., “*Threshold Modelling of Stock Return Volatility on Eastern European Markets*” Economics of Planning, 30, 1997, s. 107-125.
- Tsay, R. S., “*Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes*,” Journal of the American Statistical Association, 84, (1989), s. 231-240
- Wu, G. “*The Determinants of Asymmetric Volatility*”, The Review of Financial Studies, Vol.14, No. 3, 2001, s. 837-859.