

HİSSE SENEDİ PİYASASI OYNAKLIĞI KONJONKTÜR DALGALANMALARINI NASIL ETKİLER? TÜRKİYE'DEN ASİMETRİK KANITLAR

How Does Stock Market Volatility Affect Business Cycles? Asymmetric Evidence from Türkiye

Veysel KARAGÖL*

Öz

Bu çalışmanın amacı, 1998-2022 çeyreklik dönemi için, Türkiye'de hisse senedi piyasası oynaklığının konjonktür dalgalanmalarını nasıl etkilediğini arařtırmaktır. Hisse senedi piyasası oynaklığını ve konjonktür dalgalanmalarını temsilen, sırasıyla, Borsa İstanbul 100 endeksi getiri serisi (RBIST) ve trendden arındırılmış reel Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (BC) deęişkenleri kullanılmıştır. Bu oynaklığın, konjonktür dalgalanmalarının genişleme ve daralma aşamalarındaki etkilerini arařtırabilmek adına asimetrik yöntemlerden yararlanılmıştır. İlk olarak Markov rejim deęişim GARCH (MS-GARCH) yöntemiyle konjonktür dalgalanmaları, genişleme ve daralma rejimleri altında incelenmiştir. MS-GARCH yönteminin bulgularına göre, RBIST, BC'yi her iki aşamada da negatif etkilemektedir. Ancak 2000'li yılların başında yaşanan Bankacılık Krizi, Küresel Finansal Kriz, 2016 ve 2018 Döviz krizleri ile son yaşanan Covid-19 Pandemisi gibi daralma aşamalarında söz konusu etki nispeten daha büyüktür. İkinci olarak ise bulguları daha güçlü kılmak adına, doğrusal olmayan ARDL (NARDL) yöntemi uygulanmıştır. NARDL yönteminin bulguları, kısa dönemde, MS-GARCH yönteminden elde edilen bulguları desteklemektedir. Kısa dönemde RBIST'in pozitif ve negatif bileşenlerinin, BC üzerindeki etkisi negatif, ancak uzun dönemde pozitif ve simetriktir. Genel olarak çalışmanın bulguları, politika yapıcıların, hisse senedi piyasasındaki oynaklık ile konjonktür dalgalanmaları arasındaki ilişkinin doğrusal olmayan özelliklerini dikkate alması gerektiğini göstermektedir.

Anahtar

Kelimeler:

Hisse Senedi Piyasası Oynaklığı, Konjonktür Dalgalanmaları, MS-GARCH, NARDL, Türkiye.

JEL Kodları:

C32, E32, E44

Abstract

This study aims to investigate how stock market volatility affects business cycles in Turkey for the quarterly period 1998-2022. Borsa İstanbul 100 index return series (RBIST) and detrended real Gross Domestic Product (BC) are employed to proxy stock market volatility and business cycles, respectively. Asymmetric methods are used to decompose the effects of this volatility in the expansion and contraction phases of business cycles. First, business cycles are examined under the expansion and contraction regimes by the Markov regime-switching GARCH (MS-GARCH) method. According to the findings of the MS-GARCH method, RBIST negatively affects BC in both phases. However, this effect is relatively greater during contraction phases such as the Banking Crisis in the early 2000s, the Global Financial Crisis, the 2016 and 2018 Currency Crises, and the recent Covid-19 Pandemic. Second, the non-linear ARDL (NARDL) method is applied to robust the findings. The findings of the NARDL method in the short run corroborate the findings obtained from the MS-GARCH method. The positive and negative components of RBIST have a negative effect on BC in the short run, but it is positive and symmetric in the long run. Overall, the findings of the study suggest that policymakers should consider the non-linear characteristics of the relationship between stock market volatility and business cycles.

Keywords:

Stock Market Volatility, Business Cycles, MS-GARCH, NARDL, Türkiye.

JEL Codes:

C32, E32, E44

* Arş. Gör. Dr., Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, Erciş İşletme Fakültesi, İktisat Bölümü, veyselkaragol@gmail.com, ORCID: 0000-0001-9939-0173

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 27.05.2023 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 06.09.2023

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



1. Giriş

Hisse senedi piyasasında getiriler birçok nedenden dolayı dalgalanabilmektedir. Örneğin, hisse senedi fiyatları firmaya özgü yeni bilgilere veya yatırımcıların değişen riskten kaçınmalarına bağlı olarak değişebilmektedir. Ayrıca, bu fiyatlar ekonominin gelecekteki seyri ile ilgili beklentilerdeki değişikliklere tepki verebilmektedir. Hisse senedi piyasasındaki oynaklık, bu tür fiyat dalgalanmalarının büyüklüğünü yansıtmaktadır. Oynaklık ne kadar yüksekse, büyük pozitif veya negatif fiyat değişiklikleri görülme olasılığı da o kadar yüksektir. Aksine, düşük oynaklık, beklenen fiyat değişikliklerinden sapmaların ortalama olarak küçük olduğu anlamına gelmektedir. Bu nedenle oynaklık, finansal piyasalarda bir risk ölçüsü olarak da yaygın bir şekilde kullanılmaktadır. Bunun yanında, spekülasyon atakları sonucunda yatırımcıların beklentilerinde yaşanan keskin değişimler aşırı tepkilere, sürü davranışlarına ve paniğe neden olabilmektedir. Böyle bir panik havası, hisse senedi piyasasında işlem gören birçok hisse senedinin fiyatının aniden dramatik bir biçimde düşmesine ve potansiyel bir çöküşü beraberinde getirmesine yol açabilmektedir. Finansal çöküşlerle ilişkili bu tür bir ekonomik belirsizlik, yine yüksek seviyelerde hisse senedi piyasası oynaklığına yansımaktadır (Raunig ve Scharler, 2010). Belirsizliğin ekonomik aktiviteleri etkilediği en önemli kanallardan biri yatırımlardır. Ekonomik birimler, belirsizlik altında yatırımlarını erteleme eğilimindedirler. Dolayısıyla, geleceğe ilişkin belirsizlik arttıkça yatırımların ertelenme olasılığı da o denli artmaktadır. Böylece, hisse senedi piyasasında artan oynaklık, yatırımlar kanalı aracılığıyla ekonomik aktivitenin daralmasına yol açabilmektedir (Bernanke, 1983; Federer, 1993; Döpke ve Pierdzioch, 1998). Greenwald ve Stiglitz (1993) ise hisse senedi piyasaları ile konjonktür dalgalanmaları arasındaki ilişkiyi ters seçim ve ahlaki tehlike gibi piyasa başarısızlıklarının neden olduğu finansal bozulmalarla açıklamaktadırlar. Bu tür bilgi asimetrisi, riskin ekonomik birimler arasında uygun şekilde dağıtılmasına engel olmaktadır. Yatırımcıların karşılaştıkları riskleri kısmen çeşitlendirebilmeleri, riskten kaçınan davranışlar sergilemelerine yol açmaktadır. Bu da yatırımcıların yatırım, üretim ve fiyatlandırma gibi tüm kararlarında riskin sonuçlarını dikkate almaları ve risk alma istekliliklerinin de hızla nakde çevrilebilen likit varlık stoklarından etkilenmeleri ile sonuçlanmaktadır. Belirsizlik, tüketim harcamaları aracılığıyla da ekonomik aktiviteyi etkileyebilmektedir. Geleceğe dair kötümser beklentilere sahip olan ekonomik birimler, optimizasyon yaparak, ihtiyat amaçlı tasarruflarını arttırmaktadırlar. Artan tasarruflar, ekonomik birimlerin bugünkü tüketimlerinin azalmasına neden olmaktadır. Dolayısıyla, azalan tüketim harcamaları ekonomik aktivitede daralmaların yaşanmasıyla sonuçlanmaktadır (Mirman 1971; Döpke ve Pierdzioch, 1998). Öte yandan, özellikle uzun dönemde hisse senedi piyasasındaki olumlu gelişmelerin, ekonomik aktivitede iyileşmeler sağlayacağını söyleyen çalışmalar da mevcuttur (Levine ve Zervos, 1996; Beck ve Levine, 2004; Caporale vd., 2004). Finansal piyasalar ile reel ekonomi arasındaki bu uzun dönemli ilişki servet etkisi, yatırım kararları ve sermaye oluşumu gibi faktörlerle açıklanabilmektedir.

Hisse senedi getirileri ile konjonktür dalgalanmaları arasındaki ilişkiyi araştıran birçok çalışma (Hamilton ve Lin, 1996; Casarin ve Choudhry, 2006; Kim ve Nelson, 2014; Gomez-Cram, 2022), genişleme ve durgunluk dönemlerinde farklı bir davranış sergileyen hisse senedi piyasası oynaklığının çeşitli makroekonomik değişkenler tarafından tahmin edilip edilemeyeceğine odaklanmıştır. Diebold ve Yılmaz (2010), Candelon ve Metiu (2011) ve Altaf (2021) gibi çalışmalar hisse senedi piyasası oynaklığı ile reel ekonomik aktivite arasında güçlü bir bağlantı kurmaktadır. İlişkinin diğer yönünü dikkate alan, yani hisse senedi piyasası oynaklığını, reel ekonomik aktiviteyi tahmin etmek için kullanan çalışmaların (Raunig ve

Scharler, 2010; Fornari ve Mele, 2013; Vu, 2015) sayısı nispeten daha azdır. Ancak hisse senedi piyasası oynaklığının dinamiklerini ve davranışını anlamak ve bunun reel ekonomik aktivite üzerindeki potansiyel etkilerini incelemek iki nedenden dolayı son derece önemlidir. Bunlardan ilki, ekonomik birimlerin yatırım kararlarını iyileřtirmelerine yardımcı olabilmesidir. İkincisi ise çeřitli ekonomi politikalarının etkinliklerini artırmayı sağlayabilmesidir (Choudhry vd., 2016).

Hisse senedi piyasalarındaki oynaklıklardan konjonktür dalgalanmalarına doğru ilişkinin ayrıntılı bir biçimde araştırılması hususu, yukarıdaki nedenlerle daha önemli hale gelmektedir. Bu doğrultuda, bu çalışmanın amacı, hisse senedi piyasası oynaklığının konjonktür dalgalanmalarını nasıl etkilediğini, Türkiye ekonomisi için analiz etmektir. Konuyla ilgili literatürün dar kapsamlı olması ve doğrudan Türkiye ekonomisine yönelik herhangi bir çalışmanın bulunmaması gibi nedenlerden ötürü bu çalışmanın literatüre katkı sağlaması beklenmektedir. Bu tür bir ilişkinin Türkiye ekonomisi için araştırılmasının Türkiye'deki yatırımcılar ve politika yapıcılar için yol gösterici olacağı düşünülmektedir. Finansal genişleme ve daralma aşamaları ile reel ekonomideki genişleme ve daralma aşamaları arasındaki ilişkileri ortaya koyan bu çalışmanın potansiyel sonuçlarının yatırımcı ve politika yapıcı davranışları için öncü birer gösterge olması beklenmektedir. Çalışmada, deęişkenler arasındaki ilişki araştırılırken asimetrik (doęrusal olmayan) yöntemlerden yararlanılmıştır. Bu yöntemlerden MS-GARCH, oynaklık ve konjonktür gibi deęişkenlerin analizinde sıklıkla kullanılması nedeniyle, NARDL ise MS-GARCH yönteminden elde edilen bulguları güçlendirmek için tercih edilmiştir.

Çalışmanın geri kalan kısmında, öncelikle konuyla ilgili ampirik literatür ele alınmıştır. Ardından, analizde kullanılan MS-GARCH ve NARDL yöntemlerinin metodolojileri açıklanmıştır. Devamında, çalışmada kullanılan verilere ilişkin bilgilere ve önsel analizlere yer verilmiştir. Daha sonra, kurulan modellere ilişkin ampirik bulgulara deęinilmiştir. Çalışma, elde edilen bulguların yorumlanması ve konuya ilişkin politika önerileriyle sonlandırılmıştır.

2. Literatür

Finansal ve reel piyasalar arasındaki ilişkiyi farklı yönleriyle arařtıran birçok çalışma olmasına karřın, doğrudan hisse senedi piyasalarındaki oynaklıklarla konjonktür dalgalanmaları arasındaki ilişkiyi analiz eden çalışmaların sayısı nispeten daha sınırlıdır. Konuyla ilgili ilk çalışmalardan Schwert (1989), hisse senedi piyasasındaki oynaklıkların, büyük krizler esnasında ve sonrasında arttığını belirtmektedir. Buna göre, hisse senedi piyasası oynaklıkları, konjonktür dalgalanmalarının öncüsü deęil ancak önemli bir belirleyicisidir. Ayrıca, yüksek oynaklık dönemlerinin düşük oynaklık dönemlerine göre daha kısa sürmesi, iki deęişken arasındaki asimetrik ilişkinin de önemli bir kanıtıdır. Greenwald ve Stiglitz (1993) ile Chauvet (1998) ise aynı asimetrik ilişkileri yatırımcı davranışlarıyla açıklamışlardır. Greenwald ve Stiglitz (1993), finansal piyasalardaki asimetrik bilgiden kaynaklı bozulmaların, özellikle hisse senedi piyasalarında, yatırımcıların riskten kaçınan bir tavırla hareket etmelerine neden olduğunu belirtmektedirler. Yatırımcıların bu davranış deęişiklikleri ücretlerde, yatırımda ve üretimde döngüsel hareketlere neden olmaktadır. Hisse senedi piyasalarındaki oynaklıkları benzer nedenlerle açıklayan Chauvet (1998) ise bu oynaklıkların konjonktür dalgalanmalarının öncü bir nedeni olduğunu vurgulamaktadır.

Al-Rjoub (2009), Vu (2015) ve Adam ve Merkel (2019) gibi çalışmalar ise doğrudan hisse senedi piyasalarındaki oynaklıklar ile konjonktür dalgalanmaları arasındaki negatif yönlü ilişkiye dikkat çekmektedirler. Al-Rjoub (2009), özellikle kriz dönemlerinde hisse senedi getirilerinin negatif olduğu bulgusuna ulaşırken, ekonomiye dair iyimser ve kötümser beklentilerin yarattığı bu oynaklığın, reel ekonomi üzerindeki negatif yönlü etkisinden bahsetmektedir. Benzer şekilde, Adam ve Merkel (2019), hisse senedi getirilerindeki büyük ve kalıcı patlamaların, reel ekonomide bir daralmaya yol açtığını belirtmektedir. Bu tür finansal hızlandırıcıların varlığı, ekonominin sürekli olarak aşırı ve yetersiz sermaye birikimi dönemleri yaşamasına neden olmaktadır. Vu (2015) ise hisse senedi piyasalarındaki yüksek oynaklık düzeylerinin yalnızca kriz dönemlerinde değil, kriz olmayan dönemlerde de çıktı büyümesine zarar verdiğini ifade etmektedir.

Raunig ve Scharler (2010) ve Fornari ve Mele (2013) reel ekonomik aktivitedeki dalgalanmalara, hisse senedi piyasalarındaki oynaklıklardan ziyade, bu tür oynaklıklara neden olan belirsizliğin neden olduğunu vurgulamaktadırlar. Artan oynaklık, ekonomik koşullar hakkında daha yüksek belirsizlikle sonuçlanmaktadır. Artan belirsizlik ise daha düşük tüketim ve yatırım harcamalarına yol açmakta ve toplam talepteki bu azalma ekonomik durgunluğa neden olmaktadır (Raunig ve Scharler, 2010). Uzun vadeli belirsizlikleri yakalamada başarılı olan hisse senedi piyasası oynaklıkları, özellikle krizler esnasında ekonomik aktivitedeki dalgalanmanın önemli bir kısmını açıklamaktadır (Fornari ve Mele, 2013).

Candelon ve Metiu (2011) hisse senedi piyasalarındaki oynaklık ile konjonktür dalgalanmaları arasındaki ilişkiyi süre ve senkronizasyon analizleriyle incelemişlerdir. Buna göre, hisse senedi piyasaları konjonktür dalgalanmalarını ortalama altı ay boyunca yönlendirmektedir. Ayrıca, bu iki piyasa arasında eş zamanlı bir senkronizasyon söz konusudur. Choudhry vd. (2016) ve Altaf (2021) ise benzer şekilde, hisse senedi piyasaları ile reel ekonomik aktivite arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığına dair kanıtlara ulaşmışlardır. Özellikle Küresel Finansal Kriz döneminde iki değişken arasında önemli yayılma etkileri tespit edilmiştir (Choudhry vd., 2016; Altaf, 2021).

Değişkenler arasındaki ilişkiyi ters yönlü, yani konjonktür dalgalanmalarından hisse senedi piyasalarındaki oynaklıklara doğru olacak şekilde araştıran çalışmalar da mevcuttur (Hamilton ve Lin, 1996; Casarin ve Choudhry, 2006; Kim ve Nelson, 2014; Gomez-Cram, 2022). Reel konjonktürde meydana gelen bir daralma, hisse senedi piyasasında benzer uzun vadeli bir daralmaya dönüşmektedir (Casarin ve Choudhry, 2006). Buna göre, ekonomik durgunluklar, hisse senedi getirilerindeki oynaklıkları yönlendiren birincil faktördür (Hamilton ve Lin, 1996). Reel ekonomik aktiviteye ilişkin döngüsel riskler, hisse senedi piyasalarında fiyatlandırılmaktadır. Bu da konjonktür dalgalanmaları ile risk-getiri arasındaki temel mekanizmayı doğrulamaktadır (Kim ve Nelson, 2014). Hisse senedi getirileri, uzun vadede toparlansa da ekonomik durgunlukların başlamasından sonraki kısa bir dönemde negatif seyretmektedir (Gomez-Cram, 2022).

Son olarak, finansal piyasalardaki oynaklıklar kredi hacmi (Lopez-Salido vd., 2017) ve faiz oranı (Döpke ve Pierdzioch, 1998) gibi farklı değişkenlerle de açıklanabilmektedir. Lopez-Salido vd. (2017), kredi piyasasındaki zamana bağlı değişimlerin, ekonomik dalgalanmaların önemli bir itici gücü olduğunu öne sürmektedir. Ancak Döpke ve Pierdzioch (1998), finansal piyasalardaki oynaklıklarla konjonktür dalgalanmaları arasında anlamlı bir ilişki tespit

edememiřlerdir. Çünkü, konjonktür dalgalanmaları, faiz oranlarındaki oynaklıktan ziyade, bu tür finansal deęişkenlerin düzeylerinden etkilenmektedir (Döpke ve Pierdzioch, 1998).

3. Metodoloji

Bu çalışmada, hisse senedi piyasasındaki oynaklıklar ile konjonktür dalgalanmaları arasındaki asimetrik ilişkiler ilk olarak MS-GARCH yöntemiyle araştırılmaktadır. Daha sonra ise bulguları sağlamlařtırmak adına NARDL yönteminden de yararlanılmıřtır.

MS-GARCH, aslında finansal zaman serilerinin modellenmesinde sıklıkla kullanılan GARCH tabanlı bir yöntemdir. Standart GARCH yöntemi, zaman serilerindeki doęrusal olmama durumlarında hatalı parametre tahminlerine neden olabilmektedir. Özellikle finansal zaman serilerinde sıklıkla karşılaşılabilen bu sorunun en basit çözümü, zamanla deęişen parametreler kullanmaktır. Schwert (1989), bunun için rejim deęişim modellerini önermiřtir. Ang ve Timmermann (2011) da finansal getiri serilerinin davranıřlarını yakalamada ve döngüsellik içeren deęişkenlerin analizinde rejim deęişim modellerinin üstünlüklerini vurgulamıřlardır. Markov zincirini kullanan MS-GARCH yöntemi, araştırılan dönem itibariyle, deęişkenlerdeki potansiyel yapısal deęişimleri yakalamakta ve farklı rejim dönemleri için farklı parametreler tahmin etmektedir. Hamilton (1989), bununla ilgili olarak, dünyanın sonlu bir dizi rejimden oluřtuđunu ve her rejimin kendine has bir özelliđi olduđunu belirtir. Sonlu bir ergodik homojen Markov zinciri ($S = \{1, \dots, n\}$), olasılıklarla tanımlanan P geçiř matrisi ($\{\mu_{ij} = P(S_t = i | S_{t-1} = j)\}$) ve sabit olasılık ölçüsü ($\pi = \{\pi_i\}$) olan bir MS-GARCH (1,1) modeli Denklem 1 ve Denklem 2’de gösterildiđi gibi tanımlanabilir (Bauwens et al., 2009):

$$y_t = \mu_{s_t} + \sigma_t u_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega_{s_t} + \alpha_{s_t} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{s_t} \sigma_{t-1}^2 \quad (2)$$

Modelin varsayımları temel varsayımları $s_t \in \{1, \dots, n\}$ ve $\varepsilon_t = y_t - \mu_{s_t}$ için $\omega_{s_t} > 0, \alpha_{s_t} \geq 0, \beta_{s_t} \geq 0$ şeklindedir. Bu durumda σ_t^2 pozitif olmaktadır. İki rejimli bir MS-GARCH (1,1) modelinde Rejim 0 düşük oynaklıđa sahip dönemi, Rejim 1 yüksek oynaklıđa sahip dönemi ifade etmektedir.

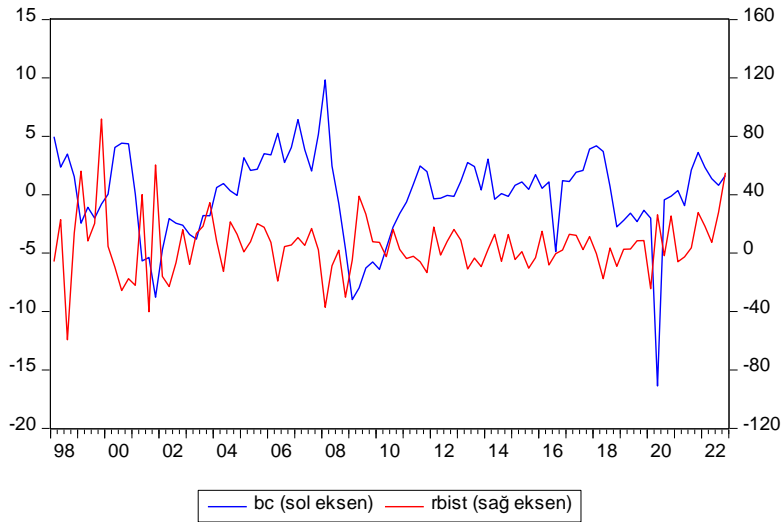
Shin vd. (2014) tarafından geliřtirilen, ARDL tabanlı NARDL yöntemi ise deęişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem katsayıları, deęişkenlerin pozitif ve negatif bileřenleri içerecek biçimde tahmin etmektedir. Deęişkenlerin pozitif ve negatif bileřenlerinin modele ayrı ayrı dahil edilmesi, bağımlı deęişken ile açıklayıcı deęişken arasındaki potansiyel asimetrik ilişkilerin teřhisini sağlamaktadır. NARDL yöntemine ilişkin nihai form řu şekilde gösterilebilir (Erdoğan vd., 2022):

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \delta^+ x_{t-1}^+ + \delta^- x_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\mu_i^+ \Delta x_{t-i}^+ + \mu_i^- \Delta x_{t-i}^-) + \varepsilon_t \quad (3)$$

Denklem 3’te yer alan μ_i^+, μ_i^- ve δ^+, δ^- parametreleri, sırasıyla kısa ve uzun dönemde açıklayıcı deęişkendeki pozitif ve negatif deęişimleri ifade etmektedir. NARDL yönteminde bu parametrelerin anlamlılıkları sınanmakta ve bu anlamlılık düzeylerine göre deęişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiye dair kanıtlar sunulmaktadır.

4. Veri ve Önsel Analiz

Bu çalışma, 1998:1-2022:4 çeyreklik dönemi için, Türkiye’de hisse senedi piyasası oynaklığının konjonktür dalganmalarını nasıl etkilediğini araştırmayı amaçlamaktadır. Konjonktür dalganmaları analizinde kullanılan veri setinin, genişleme ve daralma dönemleri içermesi önemlidir. Dolayısıyla, 1998-2022 döneminin tercih edilmesinin nedeni, bu dönemde yaşanan önemli krizlerin, yani iniş-çıkışların varlığıdır. Analizde, hisse senedi piyasasının oynaklığını ve konjonktür dalganmalarını temsilen, sırasıyla, Borsa İstanbul 100 endeksi getiri serisi (*RBIST*) ve trendden arındırılmış reel Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (*BC*) kullanılmıştır. Değişkenler mevsimsel etkilerden arındırılmıştır. Borsa İstanbul getiri serisi ($100 * \ln(P_t/P_{t-1})$) formülüyle elde edilirken, reel Gayri Safi Yurtiçi Hasıla’ya ait çevrimsel değişken, Hodrick-Prescott (1997) filtreleme yöntemiyle oluşturulmuştur. Verilerin ham halleri, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi’nden temin edilmiştir.



Şekil 1. Hisse Senedi Piyasası Oynaklığı ve Konjonktür Dalganmaları

Şekil 1’de, hisse senedi piyasasındaki oynaklık ve konjonktür dalganmaları birlikte gösterilmiştir. Zaman serilerine ilişkin ilk izlenimler, değişkenlerin genel olarak ters yönlü hareket ettiğini gösterse de özellikle önemli 2000-2001 Bankacılık Krizi, Küresel Finansal Kriz, 2016 ve 2018 Döviz krizleri ile son yaşanan Covid-19 Pandemisi dönemlerinde eş anlamlı bir hareket gözlemlenmektedir.

Tablo 1. İki Kırılmalı Birim Kök Testi Bulguları

Değişken	Test İstatistiği	Kritik Değer	Kırılma Tarihleri
BC	-4.9070	-5.7790	2000:2 ve 2008:1
ΔBC	-12.855***	-5.7790	2000:2 ve 2001:1
RBIST	-8.7989***	-5.7790	2000:2 ve 2001:3
$\Delta RBIST$	-	-	-

Not: *** %1 istatistiksel anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade eder.

Analize geçmeden önce değişkenlerin durağanlık düzeyleri Lee ve Strazicich (2003) tarafından geliştirilen iki kırılmalı birim kök testiyle sınanmıştır. Bu testin en önemli özelliği,

zaman serilerindeki yapısal kırılmaları dikkate almasıdır. Ancak serilerin trendlerinden arındırılmış olmalarından ötürü bu test yalnızca sabitli model kullanılarak uygulanmıştır. Testin bulguları, *BC* değişkeninin $I(1)$, yani birinci farkta durağan olduğunu, *RBIST* değişkeninin ise $I(0)$ yani düzeyde durağan olduğunu göstermektedir. Testin işaret ettiği kırılma tarihleri ise beklentilerle uyumlu olarak kriz dönemlerine denk gelmektedir. Bu testin bulguları, MS-GARCH ve NARDL yöntemlerinin uygulanabilirliğine yönelik herhangi bir sakınca teşkil etmemekle birlikte, zaman serilerindeki kırılmalar ve bağımlı değişkenin $I(1)$ olması gibi faktörler, bu tür asimetrik yöntemlerin daha sağlıklı sonuçlar üretebileceği anlamına gelebilir.

5. Bulgular

Kurulan modellerden ilki olan MS-GARCH (1,1) modelinin bulgularına Tablo 2’de yer verilmektedir. Burada, düşük oynaklık ile konjonktürün genişleme dönemlerini temsil eden Rejim 0, yüksek oynaklık ile konjonktürün daralma dönemlerini temsil eden Rejim 1 ve modelin uygunluğunu gösteren tanı testlerine ilişkin bulgular gösterilmektedir.

MS-GARCH (1,1) modelinin tanı testleri incelendiğinde modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı görülmektedir. Ayrıca, LR testi, modelin doğrusal olmadığını göstermekte ve bu durum, MS-GARCH yönteminin söz konusu analiz için uygunluğu bir anlamda doğrulamaktadır. Bu yöntemle elde edilen her iki rejimde de hisse senedi piyasasındaki oynaklıkların konjonktür dalgalanmaları üzerindeki etkisi negatiftir. Yani hem düşük hem de yüksek oynaklık dönemlerinde konjonktür dalgalanmaları hisse senedi piyasası getirilerinden negatif yönde etkilenmektedir. Diğer bir deyişle, artan oynaklık hem konjonktürün daralma aşamalarında hem de genişleme aşamalarında ekonomik aktivite üzerinde azaltıcı bir etki yaratmaktadır. Ancak farklı rejimlerdeki katsayı büyüklükleri incelendiğinde bu etkinin, yüksek oynaklıkların yaşandığı daralma dönemlerinde (Rejim 1) nispeten daha büyük olduğuna ulaşılmaktadır.

Tablo 2. MS-GARCH (1,1) Bulguları

Rejim (0)	
Constat	1.42255*** (0.000)
RBIST	-0.03558*** (0.000)
Σ	1.29714 [0.2937]
α_1	0.59786 [0.3173]
β_1	0.00000 [0.0475]
$p\{0 0\}$	0.93960 [0.0296]
Rejim (1)	
Constant	-3.97531*** (0.000)
RBIST	-0.06322** (0.043)
σ	1.89394 [1.7670]
α_1	0.00000 [0.1171]
β_1	0.63944 [0.8408]
$p\{1 1\}$	0.83564 [0.0794]
Tanı Testleri	
LR Test	61.978*** (0.000)
SIC	5.3130
Log-likelihood	-238.022
χ^2_{ARCH}	0.23897 (0.6262)
χ^2_{PORT}	12.917 (0.3751)

Not: ***, ** ve * sırasıyla, %1, %5 ve %10 düzeylerinde istatistiki olarak anlamlılığı ifade eder. [] ve () içerisindeki değerler, sırasıyla, standart hataları ve olasılık değerlerini gösterir.

MS-GARCH (1,1) modelinin rejimler arası geçiş olasılıkları matrisleri Tablo 3’te yer almaktadır. Rejim 0’dayken bu rejimde kalma olasılığı 0.93961’dir. Rejim 1’deyken bu rejimde kalma olasılığı ise 0.83565’tir. Bu yüksek olasılık değerleri her bir rejim için o rejimdeki yüksek kalıcılığa işaret etmektedir.

Tablo 3. Geçiş Olasılıkları Matrisleri

	Rejim 0, t	Rejim 1, t
Rejim 0, t+1	0.93961	0.16435
Rejim 1, t+1	0.06039	0.83565

Tablo 4’te rejim sınıflandırmasına göre elde edilen süre matrisleri yer almaktadır. Toplamda 100 çeyreklik dönemin yaklaşık dörtte üçü (74 çeyrek) genişleme aşamalarında, geri kalan dörtte biri (26 çeyrek) ise daralma aşamalarında geçmektedir. Daralma aşamalarının, daha önce bahsedilen kriz dönemleri tarihleriyle karakterize oldukları gözlenmektedir.

Tablo 4. Süre Matrisleri

Dönem	Ay Sayısı	Ort. Olasılık
Rejim 0		
1998:1-2001:1	13	0.957
2003:3-2008:3	21	0.947
2010:4-2016:2	23	0.960
2016:4-2018:3	8	0.944
2020:4-2022:4	9	0.976
Ortalama süre	74 Çeyrek (%74)	
Rejim 1		
2001:2-2003:2	9	0.927
2008:4-2010:3	8	0.940
2016:3-2016:3	1	0.996
2018:4-2020:3	8	0.919
Ortalama süre	26 Ay (%26)	

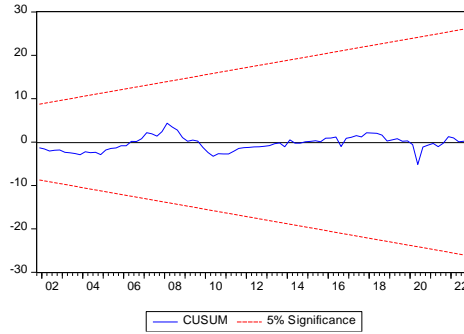
MS-GARCH modelinin bulgularını daha güçlü kılabilmek adına diğer bir asimetrik yöntem olan NARDL yöntemi tahmin edilmiştir. Tablo 5’te, hisse senedi piyasasındaki oynaklıkların negatif ve pozitif bileşenlerinin yer aldığı modelin optimal gecikme uzunluğu, modelde eş-bütünleşme olup olmadığına dair bulgular ve kısa ve uzun dönem asimetrisinin tespiti için uygulanan Wald testi bulguları verilmektedir. Buna göre, söz konusu modelde değişkenler arasında uzun dönemli bir eş-bütünleşme ilişkisi vardır. Ayrıca, Wald testi bulgularına göre, RBIST BC’yi kısa dönemde asimetrik olarak ancak uzun dönemde simetrik olarak etkilemektedir.

Tablo 5. Sınır Testi Bulguları ve Kısa ve Uzun Dönem Asimetri

Model	Optimal Gecikme	F-istatistiği	Bulgu
BC=f (RBIST_POS, RBIST_NEG)	(1, 4, 3)	13.080***	Eş-bütünleşme var
Kısa Dönem Asimetri		Uzun Dönem Asimetri	
13.359*** (0.0004)		0.4228 (0.5171)	

Not: Pesaran, Shin ve Smith’in (2001) sabitsiz ve trendsiz F_{PSS} testi için kritik değerleri tabloşturmıştır. $k=2$ için alt ve üst sınır değerleri, %1 anlamlılık düzeyi için 3.88 ve 5.3’tür. Kısa ve uzun dönem asimetrisinin varlığını test etmek için Wald testi kullanılmıştır. *** %1 düzeyinde anlamlılığı ifade eder.

Tablo 6’da NARDL (1,4,3) modeli için kısa ve uzun dönemli tahminler ve modelin uygunluđunu gösteren tanı testleri sunulmaktadır. Tanı testlerine göre, MS-GARCH modelde olduđu gibi, NARDL modelinde de otokorelasyon ve deđişen varyans sorunları bulunmamaktadır. Ayrıca Şekil 1’de sunulan Cusum test sonucuna göre model istikrarlıdır. Modelden elde edilen kısa dönemli hata düzeltme terimi $ECT(-1)$ ise negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır.



Şekil 1. NARDL Model Stabilite Testi (CUSUM) Sonuçları

Kısa dönem katsayılar incelendiğinde, $RBIST$ ’in negatif ve pozitif tüm gecikmelerinden BC ’ye doğru negatif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı ilişkilerin varlığından söz etmek mümkündür. Ancak $RBIST$ ’in negatif bileşenlerinin nispi etkisi, pozitif bileşenlerinin nispi etkisine göre daha büyüktür. Kısa dönemli bu bulgular, MS-GARCH yönteminden elde edilen bulgularla önemli ölçüde örtüşmektedir. Bu bulgular ayrıca, Schwert (1989), Al-Rjoub (2009), Vu (2015) ve Adam ve Merkel (2019) gibi çalışmalarla büyük ölçüde aynı doğrultudadır. Ancak NARDL yöntemi, MS-GARCH’tan farklı olarak kısa ve uzun dönemli bulguları ayrı ayrı tahmin etmektedir.

Tablo 6. NARDL(1,4,3) Bulguları

Kısa Dönem	
BC(-1)	-0.3932*** [-5.1863] (0.000)
$\Delta RBIST_POS$	-0.0624*** [-3.9534] (0.0002)
$\Delta RBIST_POS(-1)$	-0.0940*** [-3.0748] (0.0028)
$\Delta RBIST_POS(-2)$	-0.0105 [-0.4917] (0.6241)
$\Delta RBIST_POS(-3)$	-0.0683*** [-3.3659] (0.0011)
$\Delta RBIST_NEG$	0.0163 [0.7165] (0.4755)
$\Delta RBIST_NEG(-1)$	-0.0390 [-1.5487] (0.1252)
$\Delta RBIST_NEG(-2)$	-0.1048*** [-4.3709] (0.0000)
ECT(-1)	-0.3932*** [-6.3375] (0.0000)
Uzun Dönem	
RBIST_POS	0.2783*** [3.3269] (0.0013)
RBIST_NEG	0.2787*** [3.3083] (0.0014)
Tanı Testleri	
χ^2_{BG}	1.8630 (0.1616)
χ^2_{BPG}	16.3651 (0.0591)
CUSUM	Stabil

Not: ***, ** ve * sırasıyla, %1, %5 ve %10 düzeylerinde istatistiki olarak anlamlılığı ifade eder. [] ve () içerisindeki değerler, sırasıyla, t-istatistiklerini ve olasılık değerlerini gösterir.

Uzun dönemli NARDL bulguları ise hisse senedi piyasasındaki oynaklıkların konjonktür dalgalanmaları üzerindeki etkisinin pozitif olduğuna dair kanıtlar sunmaktadır. Yani, konjonktür dalgalanmaları, kısa dönemde hisse senedi piyasasındaki oynaklıklardan negatif bir şekilde etkilenirken, uzun dönemde bu iki değişken arasında pozitif yönde bir ilişki bulunmaktadır. Ancak uzun dönemli bu ilişki, kısa dönemli asimetrik ilişkinin aksine, simetrik bir ilişkidir.

6. Sonuç

Bu çalışma, hisse senedi piyasası oynaklığının konjonktür dalgalanmalarını nasıl etkilediğini araştırarak, konuyla ilgili sınırlı literatüre katkıda bulunmayı amaçlamıştır. Bu amaç doğrultusunda, 1998-2022 dönemine ait çeyreklik veriler kullanılarak Türkiye ekonomisinde reel ve finansal piyasalar analiz edilmiştir. Analizde iki farklı asimetrik yöntem kullanılmıştır. MS-GARCH yönteminin bulguları, hisse senedi piyasasındaki oynaklıkların hem düşük hem de yüksek oynaklık dönemlerinde ekonomik aktiviteyi negatif etkilediğine işaret etmektedir. Ancak bu etki, hisse senedi piyasasında yüksek oynaklıkların yaşandığı konjonktürel daralma dönemleriyle senkronize olduğunda daha büyüktür. NARDL yönteminin kısa dönemli bulguları da hisse senedi piyasası oynaklığına ait pozitif ve negatif bileşenlerin konjonktür dalgalanmaları üzerindeki etkisinin negatif olduğunu göstermiştir. Üstelik, konjonktürün daralama dönemlerinde negatif bileşenlerin nispi katkısı yine daha büyüktür. Bu yönleriyle, bu farklı yöntemlere ait ampirik bulgular birbirlerini desteklemekte, kanıtları güçlendirmektedir. Ancak NARDL yöntemine ait uzun dönemli bulgular, iki piyasa arasındaki simetrik ve pozitif yönlü ilişkiye dair kanıtlar sunmaktadır.

Kısa ve uzun dönemli sonuçların ayrışması, önemli teorik bağlantıları da doğrulamaktadır. Buna göre, kısa dönemli bulgular, yüksek hisse senedi getirilerinin aşırı risk alma ve spekülative davranışlara yol açtığı finansal istikrarsızlıklarla açıklanabilir. Artan spekülative faaliyetlerin neden olduğu oynaklık, yatırımların azalmasına ve ekonomik aktivitenin daralmasına yol açabilir. Yine hisse senedi piyasasındaki yüksek getiriler kaynakların yanlış tahsisine neden olarak, sermayenin büyük bir kısmını bu piyasalara çekebilir ve böylece üretim ve altyapıya ilişkin reel sektör yatırımları için kaynak bulmakta sorunlar yaşanabilir. Bu şekilde etkin olmayan bir kaynak tahsisi de ekonomik aktivitenin canlanmasını engelleyebilir.

Uzun dönemli bulgular ise servet etkisine bağlı olarak değişen yatırımcı davranışlarıyla açıklanabilir. Artan hisse senedi getirileri, yatırımcıların servetlerinde bir artışa neden olur. Yatırımcılar, uzun dönemde tüketim ve fiziki sermaye yatırımlarını arttırarak ekonomiyi canlandırabilir. Politika yapıcıların, yatırımcıların kısa ve uzun dönem davranışlarını yönlendirerek ekonomik aktiviteyi olumlu yönde etkileyebilmek adına hisse senedi piyasasındaki oynaklık ile konjonktür dalgalanmaları arasındaki ilişkinin doğrusal olmayan özelliklerini dikkate almaları önemlidir. Özellikle, ekonomik aktivitenin finansal piyasa oynaklıklarına karşı daha savunmasız hale geldiği kriz aşamaları önemlidir. Çünkü bu dönemde hem oynaklıklar artmakta hem de artan oynaklıklar ekonomik aktivitede daralmalara sebep olmaktadır. Dolayısıyla, bu tür finansal istikrarsızlıkların reel sektöre olan etkisinin sınırlandırılması adına hem hükümete hem de Merkez bankasına önemli görevler düşmektedir. İlk olarak, yatırımcılar açısından düşünüldüğünde, yatırımcıların finansal okuryazarlıkları artırılmalı, böylece yatırımcılar bilinçli ve uzun vadeli yatırımlar için teşvik edilmelidir. İkinci olarak, ülke genelinde ekonomik istikrarı sağlamak adına uygun maliye ve para politikaları uygulanmalıdır. İyi tasarlanmış politikalarla ekonomik büyümeyi desteklerken, finansal

istikrarsızlıđı da kontrol altına almak mümkün kılınabilir. Bu dođrultuda, uzun vadeli istikrarı teřvik eden politikalar tercih edilmelidir. Üçüncü olarak, finansal piyasaların sađlıklı işleyebilmesi adına bu piyasalardaki risk yönetimi sisteminin etkin bir biçimde işleme sađlanmalıdır. Bu tür bir risk yönetimi, potansiyel finansal krizlerin etkilerini ve onların reel sektöre sıçrama riskini azaltabilir. Üçüncü olarak, ilişkisi arařtırılan temel finansal ve reel sektör göstergelerinin dikkatlice izlenmesi ve olası kriz senaryoları için önceden adım atılması önemlidir.

Finansal ve reel ekonomik yapının karmařıklıđından ötürü, bu çalışmanın dolaylı veya dođrudan bazı kısıtları mevcuttur. Öncelikle yatırımcı davranışlarını temsil eden hisse senedi piyasası oynaklıđı, mikro anlamda düşünöldüğünde, insan faktöründen bađımsız ele alınmıştır. Dolayısıyla, bu konunun yatırımcı davranışlarını da nispeten içerecek biçimde mikro düzeyde arařtırılması önemli bir farklılık yaratabilir. Ayrıca farklı modellerin ve analiz yöntemlerinin farklı sonuçlar verebileceđi de aşıkardır. Yine piyasa dinamiklerinin zaman içinde deđişebileceđi de unutulmamalıdır. Gelecek çalışmalar, Türkiye ekonomisi için henüz geniş bir literatüre sahip olmayan bu alanı, mikro ve makro düzeylerdeki farklı model ve analiz bulgularıyla zenginleştirebilir.

Arařtırma ve Yayın Etiđi Beyanı

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

Arařtırmacıların Katkı Oranı Beyanı

Yazar, makalenin tamamına yalnız kendisinin katkı sađlamış olduđunu beyan eder.

Arařtırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Adam, K. and Merkel, S. (2019). *Stock price cycles and business cycles* (SSRN Working Paper No. 3455237). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3455237>
- Al-Rjoub, S.A. (2009). *Business cycles, financial crises, and stock volatility in Jordan stock exchange* (SSRN Working Paper No. 1461819). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1461819>
- Altaf, N. (2021). Stock market volatility and business cycle: Exploring cross-country spillovers. *DLSU Business and Economics Review*, 30(2), 43-50. Retrieved from <https://www.dlsu.edu.ph/>
- Ang, A. and Timmermann, A. (2011). *Regime changes and financial markets* (Netspar Discussion Paper No. 068). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1919497
- Bauwens, L., Preminger, A. and Rombouts, J.V. (2010). Theory and inference for a Markov switching GARCH model. *The Econometrics Journal*, 13(2), 218-244. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2009.00307.x>
- Beck, T. and Levine, R. (2004). Stock markets, banks, and growth: Panel evidence. *Journal of Banking and Finance*, 28(3), 423-442. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(02\)00408-9](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(02)00408-9)
- Bernanke, B. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85-106. <https://doi.org/10.2307/1885568>
- Candelon, B. and Metiu, N. (2011), Linkages between stock market fluctuations and business cycles in Asia. In Y.-W. Cheung, V. Kakkar and G. Ma (Eds.), *The evolving role of Asia in global finance* (pp. 23-51). Bingley: Emerald Group Publishing Limited.
- Caporale, G.M., Howells, P.G. and Soliman, A.M. (2004). Stock market development and economic growth: The causal linkage. *Journal of Economic Development*, 29(1), 33-50. Retrieved from <https://www.dbpia.co.kr/>
- Casarin, R. and Trecroci, C. (2006). *Business cycle and stock market volatility: A particle filter approach* (Centre de Recherches en Mathématiques de la Decision Working Paper No 34219). Retrieved from <https://iris.unive.it/bitstream/10278/34219/1/BusCycle07.pdf>
- Chauvet, M. (1999). Stock market fluctuations and the business cycle. *Journal of Economic and Social Measurement*, 25(3-4), 235-257. <https://doi.org/10.3233/JEM-1999-0166>
- Choudhry, T., Papadimitriou, F.I. and Shabi, S. (2016). Stock market volatility and business cycle: Evidence from linear and nonlinear causality tests. *Journal of Banking and Finance*, 66, 89-101. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2016.02.005>
- Diebold, F.X. and Yilmaz, K. (2010). Macroeconomic volatility and stock market volatility, world-wide. In T. Bollerslev, J. Russell and M. Watson (Eds.), *Volatility and time series econometrics: Essays in honor of Robert Engle* (pp. 97-116). England: Oxford University Press.
- Döpke, J. and Pierdzioch, C. (2001). Brokers and business cycles: Does financial market volatility cause real fluctuations? *Credit and Capital Markets-Kredit und Kapital*, 34(3), 327-355. Retrieved from <https://elibrary.duncker-humblot.com/>
- Erdoğan, L., Ceylan, R. and Abdul-Rahman, M. (2022). The impact of domestic and global risk factors on Turkish stock market: Evidence from the NARDL approach. *Emerging Markets Finance and Trade*, 58(7), 1961-1974. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2021.1949282>
- Federer, J. (1993). The impact of uncertainty on aggregate investment spending. *Journal of Money, Credit and Banking*, 25(1), 30-48. <https://doi.org/10.2307/2077818>
- Fornari, F. and Mele, A. (2013). Financial volatility and economic activity. *Journal of Financial Management, Markets and Institutions*, 1(2), 155-198. doi:10.12831/75569
- Gómez-Cram, R. (2022). Late to recessions: Stocks and the business cycle. *The Journal of Finance*, 77(2), 923-966. <https://doi.org/10.1111/jofi.13100>
- Greenwald, B.C. and Stiglitz, J.E. (1993). Financial market imperfections and business cycles. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(1), 77-114. <https://doi.org/10.2307/2118496>

- Hamilton, J.D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 57(2) 357-384. <https://doi.org/10.2307/1912559>
- Hamilton, J.D. and Lin, G. (1996). Stock market volatility and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 11(5), 573-593. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199609\)11:5<573::AID-JAE413>3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199609)11:5<573::AID-JAE413>3.0.CO;2-T)
- Hodrick, R.J. and Prescott, E.C. (1997). Postwar US business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1-16. <https://doi.org/10.2307/2953682>
- Kim, Y. and Nelson, C.R. (2013). Pricing stock market volatility: Does it matter whether the volatility is related to the business cycle? *Journal of Financial Econometrics*, 12(2), 307-328. <https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbt014>
- Lee, J. and Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>
- Levine, R. and Zervos, S.J. (1993). What we have learned about policy and growth from cross-country regressions? *American Economic Review*, 83(2), 426-430. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- López-Salido, D., Stein, J.C. and Zakrajšek, E. (2017). Credit-market sentiment and the business cycle. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(3), 1373-1426. <https://doi.org/10.1093/qje/qjx014>
- Mirman, L.J. (1971). Uncertainty and optimal consumption decisions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 39(1), 179-185. <https://doi.org/10.2307/1909149>
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Raunig, B. and Scharler, J. (2010). Stock market volatility and the business cycle. *Monetary Policy and the Economy*, 2(10), 54-63. Retrieved from <https://www.oenb.at/>
- Schwert, G.W. (1989). Business cycles, financial crises, and stock volatility. In B.T. McCallum (Ed.), *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (83-125). North-Holland: Elsevier.
- Shin, Y., Yu, B. and Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In R.C. Sickles, and W.C. Horrace, (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (pp. 281-314). New York: Springer.
- Vu, N.T. (2015). Stock market volatility and international business cycle dynamics: Evidence from OECD economies. *Journal of International Money and Finance*, 50, 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2014.08.003>

HOW DOES STOCK MARKET VOLATILITY AFFECT BUSINESS CYCLES? ASYMMETRIC EVIDENCE FROM TÜRKİYE

EXTENDED SUMMARY

The Aim of the Study

Understanding the dynamics and behavior of stock market volatility and examining its potential effects on real economic activity is extremely important for two reasons. The first is that it can help economic agents improve their investment decisions. The second is that it can increase the effectiveness of various economic policies (Choudhry et al., 2016). Therefore, this study aims to investigate how stock market volatility affects business cycles in the Turkish economy for the 1998-2022 quarterly period. For this purpose, the Borsa Istanbul 100 index return series (RBIST) and detrended real Gross Domestic Product (BC) are employed to proxy stock market volatility and business cycles, respectively. It is expected that this study will contribute to the literature due to reasons such as the narrow scope of the literature on this subject and the absence of any study directly on the Turkish economy.

Literature Review

Many studies investigating the relationship between stock market volatility and business cycle fluctuations (Hamilton and Lin, 1996; Casarin and Choudhry, 2006; Kim and Nelson, 2014; Gomez-Cram, 2022) suggest that stock market volatility, which behaves differently in expansion and contraction phases, has variously focused on whether it can be predicted by macroeconomic variables. Studies such as Diebold and Yilmaz (2010), Candelon and Metiu (2011), and Altaf (2021) establish a strong link between stock market volatility and real economic activity. There are relatively few studies (Raunig and Scharler, 2010; Fornari and Mele, 2013; Vu, 2015) that take into account the other aspect of the relationship, that is, use of stock market volatility to predict real economic activity.

Methodology

Ang and Timmermann (2011) have emphasized the advantages of regime-switching models in capturing the behavior of financial return series and in the analysis of cyclical variables. Therefore, this study investigates the asymmetric relationships between stock market volatility and business cycles using first the Markov switching GARCH method. Then, the NARDL method is also used to robust the findings. ARDL-based NARDL method estimates the short- and long-run coefficients between variables, including positive and negative components of the variables.

Findings

According to the findings of the MS-GARCH method, RBIST negatively affects BC in both the expansion and contraction phases. However, this effect is relatively greater during

contraction phases such as the Banking Crisis in the early 2000s, the Global Financial Crisis, the 2016 and 2018 Currency Crises, and the recent Covid-19 Pandemic. Second, the non-linear ARDL (NARDL) method is applied to robust the findings. The findings of the NARDL method in the short run corroborate the findings obtained from the MS-GARCH method. These findings are also largely in line with studies such as Schwert (1989), Al-Rjoub (2009), Vu (2015), and Adam and Merkel (2019). The positive and negative components of RBIST have a negative effect on BC in the short run, but this effect is positive and symmetric in the long run. In other words, while the business cycles are negatively affected by the stock market volatility in the short run, there is a positive relationship between these two variables in the long run.

Conclusion

The differences of short- and long-run results also confirm important theoretical connections. Accordingly, short-run findings can be explained by financial instability, where high stock returns lead to excessive risk-taking and speculative behaviors. The volatility caused by increased speculative activity can lead to decreased investment and contraction of economic activity. Moreover, high returns in the stock market may cause misallocation of resources and thus there may be problems in finding resources for real sector investments related to production and infrastructure. Such a misallocation of resources may also restrain the expansion of economic activity. Long-run findings, on the other hand, can be explained by changing investor behavior depending on the wealth effect. Increasing stock returns cause an increase in investors' wealth. Investors can stimulate the economy by increasing consumption and physical capital investments in the long run. Policymakers need to consider the nonlinear characteristics of the relationship between stock market volatility and business cycles to influence economic activity positively by directing the short- and long-run behavior of investors. In particular, crisis phases are important when economic activity becomes more vulnerable to financial market volatility. Because in this period, both volatilities increase, and increasing volatility causes contractions in economic activity.