



Finansal Gelişme İle Reel Kesim Güven Endeksi Arasındaki İlişkinin ARDL Sınır Testi ve Toda-Yamamoto Granger Nedensellik Testleriyle İncelenmesi: Türkiye İçin Bir Uygulama

Bülent YILDIZ

Dr. Öğr. Üyesi, Aydın Adnan Menderes Üniversitesi, Nazilli İİBF,
Ulusal Ticaret ve Finansman Bölümü
bulent.yildiz@adu.edu.tr
<https://orcid.org/0000-0001-6358-8620>

Makale Başvuru Tarihi : 06.02.2023

Makale Kabul Tarihi : 20.03.2023

Makale Yayın Tarihi : 25.03.2023

Makale Türü : Araştırma Makalesi

Özet

Bu çalışmada, finansal gelişme ile Reel Kesim Güven Endeksi (RKGE) arasındaki ilişkinin araştırılması amaçlanmıştır. Finansal gelişmeyi temsilen, Borsa İstanbul (BIST) işlem hacmi, bankaların 3 ay vadeli mevduat toplamı, özel sektör kredileri, M1 para arzı, TCMB resmi rezerv pozisyonu, toplam yurtiçi kredi hacmi, doğrudan yabancı yatırımlar ve bankacılık sektörü toplam varlıkları kullanılmıştır. Yöntem olarak ARDL Sınır Testi ve Toda-Yamamoto Granger Nedensellik testlerinin kullanıldığı çalışma 2007:M10-2022:M12 dönemlerini kapsamaktadır. ARDL sınır testi sonuçlarına göre RKGE ile finansal gelişme göstergeleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Uzun dönem sonuçlarında M1 para arzı, toplam yurtiçi kredi hacminin RKGE üzerinde pozitif etkiye sahip oldukları; TCMB resmi rezervleri, doğrudan yabancı yatırımlar ve bankacılık sektörü toplam varlıklarının ise negatif olarak etki ettikleri tespit edilmiştir. Toda-Yamamoto Granger Nedensellik testi sonuçlarına göre ise özel sektör kredileri, TCMB resmi rezerv pozisyonu, toplam yurtiçi kredi hacmi ve doğrudan yabancı yatırımlardan RKGE'ne doğru; RKGE'den ise bankaların 3 ay vadeli mevduat toplamı, M1 para arzı ve toplam yurtiçi kredi hacmine doğru bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu tespit edilmiştir. Elde edilen sonuçlarda BIST işlem hacmi ve bankacılık sektörü toplam varlıkları ile RKGE arasında bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Özetle, analiz sonuçlarından RKGE'nin finansal gelişme göstergelerinden önemli ölçüde etkilendiği tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler:

Finansal Gelişme,
Reel Kesim Güven
Endeksi,
ARDL Sınır Testi,
Toda-Yamamoto
Granger Nedensellik
Testi

Investigation of the Relationship between Financial Development and Real Sector Confidence Index by ARDL Bound Test and Toda-Yamamoto Granger Causes Tests: An Application for Turkey

Abstract

In this study, it is aimed to investigate the relationship between financial development and Real Sector Confidence Index (RSCI). To represent financial development, Borsa İstanbul (BIST) transaction volume, banks' 3-month maturity deposits, private sector loans, M1 money supply, TCMB official reserve position, total domestic credit volume, foreign direct investments and banking sector total assets are used. The study, in which ARDL Boundary Test and Toda-Yamamoto Granger Causality tests were used as a method, covers the 2007:M10-2022:M12 periods. According to the ARDL bounds test results, it has been determined that there is a co-integration relationship between RSCI and financial development indicators. In the long-term results, M1 money supply, total domestic credit volume has a positive effect on RSCI; It has been determined that the TCMB official reserves, foreign direct investments and total assets of the banking sector have a negative impact. According to the results of the Toda-Yamamoto Granger Causality test, from private sector loans, TCMB official reserve position, total domestic loan volume and foreign direct investments to RSCI; From the RSCI, it has been determined that there is a causal relationship between the banks' total deposits with a maturity of 3 months, M1 money supply and total domestic credit volume. In the results obtained, no causal relationship was found between BIST transaction volume and total assets of the banking sector and RSCI. In summary, it has been determined that the results of the analysis are significantly affected by the financial development indicators of RSCI.

Keywords:

Financial
Development,
Real Sector
Confidence Index,
ARDL Bounds Test,
Toda-Yamamoto
Granger Causality

GİRİŞ

Finansal piyasalar, finansal hizmetlere erişimi ve sermaye akışını sağlayarak bireylerin, işletmelerin ve tüm ekonomik aktörlerin yaşamlarını iyileştirmede önemli bir rol oynamaktadır. Gelişen finansal piyasalar, bireylerin ve işletmelerin fonlara erişimini kolaylaştırarak yeni projelerin finansmanına imkân sağlamakta ve istihdam olanaklarını artırmaktadır. Finansal gelişme ile birlikte etkinliği artan finansal piyasaların sağladığı imkânlar sayesinde ekonomik aktörlerin tamamı için rekabeti teşvik edici bir ortam oluşmaktadır. Finansal gelişme, finansal piyasalarda şeffaflık ve hesap verebilirlik düzeyini artırarak, istikrarsızlığa yol açabilecek sistematik risklerin ortaya çıkmasını önlemeye yardımcı olmaktadır. Bununla birlikte finansal gelişme, ekonomik istikrarı destekleyerek finansal kriz riskinin azaltılmasına katkı sağlamaktadır.

Finansal gelişme kavramını, dar kapsamda finansal sistemin ölçek bazlı ve yapısal olarak dönüşümü şeklinde ifade etmek mümkündür. Başka bir deyişle finansal gelişme, bir ekonomideki parasallaşma düzeyi ve sunulan finansal hizmetlerin boyutunu ortaya koyan bir gösterge olarak da tanımlanabilir. Daha genel bir ifadeyle finansal gelişme, sermayenin finansal piyasalar ve kurumlar aracılığıyla daha etkin ve verimli yatırım alanlarına yönlendirilmesi suretiyle piyasa başarısını artırmalarının ortaya çıkardığı durumdur. Literatürde finansal gelişme ve ekonomik göstergeler arasındaki ilişki üzerine farklı görüşler var olmakla birlikte, yatırımların finansmanı yönünden iyi işleyen bir finansal sisteme ihtiyaç vardır. Çünkü büyüyen ekonomilerle birlikte yeni yatırımların finansmanının sağlanması ve bunun sürdürülebilir olması finansal sistemin de genişlemesini zorunlu kılmaktadır (Felek vd., 2021: 1166). Bu nedenle finansal sistemler, ülke ekonomilerinin büyümesine katkı sağlayan önemli yapılardır. Finansal sistemler, bu katkıyı özellikle piyasaların ihtiyaç duyduğu fon tedarikini sağlayarak teknolojik gelişmelerden de faydalanırlar. Etkin bir şekilde işleyen finansal sistem, bireysel tasarrufların büyük yatırımların finansmanında kullanılmasına, çeşitlendirilmiş finansal ürünlerle yatırımcıların riskini düşürme ve işlem maliyetlerini azaltma gibi işlevleri yerine getirerek verimliliği artırır ve ekonomik büyümeyi destekler (Aslan ve Küçükaksoy, 2006: 26). Finansal piyasalardaki derinliğin ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkisinin olduğu açık olsa da, finansal gelişmeyi neyin belirlediği ve finansal piyasaların nasıl geliştirilmesi gerektiği soruları henüz tam olarak yanıt bulmuş değildir (Huang, 2010: 17).

Ekonomilerde yaşanması muhtemel sıkıntı, daralma veya büyümenin öngörülmesinde, öncü ekonomik göstergeler önemli rol oynamaktadır. Bu özellikleri nedeniyle ileriye yönelik tahminlere bağlı yapılan yatırımlar açısından gösterge olma niteliğine sahiptirler. Son yıllarda bu özelliklerinden dolayı öncü göstergelerin Türkiye’de sayıları artmış ve daha fazla ön plana çıkmaya başlamışlardır (Eyüboğlu ve Eyüboğlu, 2017: 605). Bu tür öncü göstergelerin hesaplanmasında kullanılan önemli anketlerden birisi olan İktisadi Yönelim Anketi (İYA) ile, imalat sanayindeki yöneticilerin yakın geçmişle ilgili değerlendirmeleri, mevcut durumla ilgili görüşleri ve ileriye yönelik beklentileri izlenmek suretiyle imalat sanayisinin kısa vadedeki eğilimini ortaya koyacak göstergelerin üretilmesi amaçlanmıştır. Bu göstergeler, imalat sanayisinin kısa dönemli eğilimleri izlenerek ekonomik faaliyetlerin yönünün tahmin edilmesi amacıyla oluşturulmuştur.

RKGE, İYA’nın genel gidişat, sabit sermaye yatırım harcaması, mamul mal stoku, toplam sipariş, istihdam, üretim ve ihracata yönelik sorulara verilen cevapların bir fonksiyonu şeklinde hesaplanmaktadır. Burada RKGE hesaplaması ile reel sektör temsilcilerinin ekonomi ile ilgili genel kanaatlerini belirlemek amaçlanmıştır. Bu amaçla oluşturulan RKGE, farklı anket sorularına verilen cevapların bir arada değerlendirilerek özetlendiği bir gösterge halini almıştır. Endeks hesaplanırken mamul mal stokuna ilişkin soruya verilen cevapların ağırlıklı olarak bir araya getirilen denge değeri 100’den çıkarılarak, diğer sorular için verilen yanıtlarda ise aynı şekilde hesaplanan denge değerlerine 100 eklenmek suretiyle endeks değerleri bulunur. RKGE, hesaplanan endekslere ilişkin değerlerin basit aritmetik ortalaması alınarak bulunur.

Endekste yer alacak sorular belirlenirken çapraz korelasyon, düşük oynaklık ve sanayi üretim endeksi devrelerini öncüleme performansı gibi istatistiksel tekniklerin yanında ekonomik anlamlılık da göz önünde bulundurulmuştur. Ayrıca endeks baz yılı esas alınmadan hesaplanmaktadır (TCMB, 2023).

RKGE, reel sektör işletmelerinin ekonomik durumları hakkında bir gösterge niteliği taşıırken işletmelerin hem mevcut durumu hem de gelecekteki beklentilerine dayanarak hesaplanmaktadır. Finansal gelişme ise, bir ülkenin finans sektöründeki gelişmeleri ifade etmektedir. Ekonomiye dair öncü göstergelerden olan RKGE ve finansal piyasaların ekonomik büyümeyi destekleyici etkiye sahiptirler. Zira bir ekonomide güven göstergeleri yükseldiğinde işletmeler yatırım yapmaya daha istekli olurlar. Bu yatırımlar ise üretimi artırarak ekonomik büyümeyi destekler. Ayrıca gelişmiş finansal piyasaların işletmelere sağladıkları kredi ve diğer imkânların artması üretimi ve dolayısıyla ekonomik büyümeyi destekleyecektir. RKGE gibi ekonomiye ilişkin öncü göstergelerde meydana gelen iyileşme finansal kesimin reel kesime olan kredi desteklerini artıracaktır.

Çalışmada ekonominin öncü göstergelerinden olan RKGE ile finansal gelişme göstergeleri arasındaki ilişki ekonometrik yöntemlerle test edilmiş ve ortaya çıkan sonuçlar yorumlanmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre finansal gelişme göstergeleri ile RKGE arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu ve birçok finansal gelişme göstergesi ile RKGE arasında nedensellik ilişkisinin bulunduğu tespit edilmiştir. Çalışmanın literatür araştırması bölümünden sonra ampirik analiz bulgularına yer verilmiş ve elde edilen sonuçlar bu analizlerin devamında ve sonuç kısmında yorumlanmıştır. Çalışma Türkiye için finansal gelişme göstergeleri ile reel kesim güven endeksi arasındaki ilişkiyi ilk defa ortaya koymasından özgün bir niteliğe sahiptir.

LİTERATÜR TARAMASI

Albayrak (2018) çalışmasında, Türkiye için RKGE'nin imalat sanayi Kapasite Kullanım Oranı (KKO) üzerindeki etkisini araştırmıştır. 2007:01-2017:12 dönemini aylık verilerle inceleyen araştırmacı RKGE ile KKO arasında uzun dönemli eşbütünleşik bir ilişkinin var olduğunu belirtmiş ve RKGE'den KKO'ya doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığını ortaya koymuştur. Albayrak (2022) başka bir çalışmasında döviz kuru oynaklığının güven endeksleri üzerindeki etkisini araştırmıştır. Araştırmacı, Dolar/TL kurundaki oynaklığın RKGE, Tüketici Güven Endeksi (TÜGE) ve Finansal Hizmetler Güven Endeksi (FHGE) üzerindeki etkisini 2012:05-2021:12 dönemi için aylık verilerle ve ARDL sınır testi yaklaşımı, Toda-Yamamoto nedensellik analizi kullanılmak suretiyle test etmiştir. Elde edilen sonuçlara göre güven endeksleri ile Dolar kuru arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığı; TÜGE ve Dolar kuru arasında çift yönlü, RKGE ile Dolar kuru arasında ise tek yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğu saptanmıştır.

Çalış ve Kaya (2022), katılım bankalarının reel ekonomi üzerindeki etkilerini Türkiye örneğinde inceledikleri çalışmalarında, bu bankaların kullandıkları fonların reel ekonomik göstergeler üzerindeki etkisi Hansen-Seo Eşbütünleşme Testi ve Eşik Değişkenli Hata Düzeltme Modeli aracılığıyla test edilmiştir. Çalışmada kullanılan reel ekonomik göstergelerden birisi de RKGE'dir. Elde edilen bulgularda katılım bankalarının kullandığı fon miktarındaki artışın RKGE'yi pozitif yönde etkilediği görülmüştür.

Durgun (2019), RKGE ve TÜGE'nin seçilmiş makroekonomik değişkenlerle ilişkisini 2010:01-2018:12 için aylık verilerle ve VAR modeli kullanarak analiz etmiştir. RKGE ile SÜE, gösterge faiz ve istihdam oranı arasındaki ilişkinin analiz edildiği çalışmadan elde edilen bulgulara göre RKGE'nin seçilen makroekonomik değişkenlerden hem etkilendiği hem de bu değişkenlerden etkilendiği belirtilmiştir.

Köse ve Akkaya (2016), beklenti ve güven anketlerinin BIST 100 üzerindeki etkisini araştırdıkları çalışmalarında RKGE'ni de kullanmışlardır. Ocak 2007-Mart 2016 dönemi için aylık verilerle yapılan çalışmada VAR analizi ve çoklu doğrusal regresyon yöntemi uygulanmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlarda, RKGE'nin BIST 100 getirileri üzerinde etkisinin anlamlı olduğu belirtilmiştir.

Münyas (2019), içerisinde RKGE'nin de yer aldığı güven endeksleri ile üç ayrı BİST pay endeksi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Araştırmacı çalışmasını 2011-2018 dönemi için çeyreklik verilerle ve Kantil Regresyon Modelleri kullanmak suretiyle yapmıştır. Elde edilen bulgularda RKGE ile birlikte TÜGE ve Ekonomik Güven Endeksinin BİST pay endeksleri (BİST 100, BİST 50 ve BİST 30) ile istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkiye sahip oldukları tespit edilmiştir. Araştırmacı başka bir çalışmasında (Münyas, 2020), RKGE ile Hedonik Konut Fiyat Endeksi arasındaki ilişkiyi 2010-2018 dönemi için aylık verilerle incelemiştir. Bu çalışmadan elde edilen bulgularda Hedonik Konut Fiyat Endekslerinin RKGE'nin Granger nedeni olmadığı, ancak RKGE'nin bu bağımsız değişkenlerin Granger nedeni olduğu tespit edilmiştir.

Armutçuoğlu Tekin ve Ural (2019), OECD ülkeleri için finansal gelişme ve ekonomik performans arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında 2006-2016 dönemini baz almışlardır. Finansal gelişme göstergesi olarak finansal gelişme endeksini, ekonomik performansı temsilen ise Barro sefalet endeksini kullanan araştırmacılar Westerlund panel eşbütünleşme analiz yöntemi ile bu iki değişken arasındaki uzun dönem ilişkisini test etmişlerdir. Elde edilen bulgularda finansal gelişme ile ekonomik performans arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu belirtilmiştir.

Felek vd. (2021), Türkiye'de finansal gelişme ile finansal kırılganlık arasındaki ilişkiyi araştırdıkları çalışmayı 2007-2019 dönemini kapsayacak şekilde yapmışlardır. Temel bileşenler yöntemiyle finansal gelişme ve finansal kırılganlık endekslerinin hesaplandığı çalışmada bu iki değişken arasındaki ilişki ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılarak incelenmiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, finansal gelişme ile finansal kırılganlık arasında uzun dönemde negatif bir ilişki bulunmaktadır.

Kaya vd. (2013), Türkiye örneğinde finans sektörü ile reel sektör etkileşimini 1998-2009 dönemine ait verilerle (yurtiçi özel sektör kredi hacmi, ihracat, ithalat, İMKB endeksi, kapasite kullanım oranı ve sanayi üretim endeksi) test etmişlerdir. En Küçük Kareler (EKK), Johansen Juselius Eşbütünleşme Testi ve Granger Nedensellik analizini kullanmak suretiyle yaptıkları çalışmada finansal piyasaların reel sektörü ve ekonomik büyümeyle önemli derecede etkilediği sonucuna ulaşmışlardır.

Şenol (2019), finansal gelişme ile insani gelişim arasındaki ilişkiyi gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler örneğinde araştırdığı çalışmasını 1990-2015 dönemini ve 42 ülkeyi baz alarak yapmıştır. Araştırmacı çalışmasında panel eşbütünleşme, nedensellik ve etki tepki analizi uygulamıştır. Araştırmacının elde ettiği sonuçlarda finansal gelişme ile insani gelişim arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişkinin var olduğu, ayrıca gelişmekte olan ülkelerde insani gelişimden finansal gelişmeye doğru bir nedenselliğin olduğu tespit edilmiştir. Bununla birlikte çalışmada tüm ülke grupları için finansal gelişmeden insani gelişmeye doğru bir nedenselliğin var olduğu tespit edilmiştir.

Topcu ve Öztekin (2021), finansal gelişme ile firma performansı arasındaki ilişkiyi Borsa İstanbul'da 3 ayrı sektörde yer alan firmaların 1990 – 2017 dönemine ait verilerle analiz etmişlerdir. Finansal gelişme ile firma performansı arasındaki ilişkiyi Dumitrescu ve Hurlin (2012) tarafından geliştirilen heterojen panel nedensellik testi ile analiz eden araştırmacıların elde ettiği sonuçlarda, firma performansının finansal gelişmeye tepki verdiği tespit edilmiştir.

Türkmen ve Ağır (2020), finansal gelişme ile enflasyon arasındaki ilişkiyi seçilmiş yüksek ve düşük enflasyonlu ülke grupları için yeni nesil panel veri analizleri ile test etmişlerdir. Finansal gelişme göstergesi olarak para arzı ve yurtiçi kredi hacminin alındığı çalışma 1985-2018 dönemi ve 20 ülkeye ait verilerle yapılmıştır. Elde edilen bulgularda tüm ülke grupları için enflasyonun finansal gelişmeyi negatif yönde etkilediği ve bu etkinin yüksek enflasyonlu ülkeler grubunda daha belirgin olduğu tespit edilmiştir.

Ustaoglu (2021) çalışmasında, doğrudan yabancı yatırım, yabancı portföy yatırımları ve finansal gelişmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini araştırmıştır. 133 ülkeye ait 1990-2017 dönemi verileri ile genelleştirilmiş momentler yöntemi ve çoklu aracılık analizi ile yapılan çalışmadan elde edilen sonuçlara göre finansal gelişme, doğrudan yabancı yatırım ve yabancı portföy yatırımlarının ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Çalışmadan elde edilen başka bir sonuçta, finansal gelişmenin belirli bir seviyeyi aştıktan sonra yabancı yatırımların ekonomik büyüme üzerindeki pozitif etkisinin kaybolmasıdır.

Çağlar ve Kubar (2017), finansal gelişme ile enerji tüketimi arasındaki Nedensellik ilişkisini Türkiye örneğinde 1969-2014 yıllarına ait verilerle incelemişlerdir. Finansal gelişmeyi temsilen 4 ayrı göstergenin kullanıldığı çalışmada finansal sistem mevduatları, banka mevduatları, özel sektör kredileri ve likit borçlar finansal gelişme göstergesi olarak kullanılmıştır. Enerji tüketimini temsilen yenilenebilir ve fosil enerji olmak üzere iki ayrı enerji türü kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre finansal gelişme ile yenilenebilir enerji tüketimi arasında Nedensellik ilişkisi bulunmazken, fosil kaynaklı enerji tüketimi ile finansal gelişme arasında finansal gelişmeden fosil kaynaklı enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu belirtilmiştir.

Yukarıda verilen literatür özetinin haricinde finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi konu alan ulusal ve uluslararası birçok çalışma yapılmıştır. Bunlardan bazıları ise şöyledir; De Gregorio ve Guidotti (1995), Arestis ve Demetriades (1997), Levine (1997), Ergeç (2004), Erim ve Türk (2005), Aslan ve Korap (2006), Kandır vd. (2007), Afşar (2007), Altıntaş ve Ayriçay (2010), Akinlo ve Egbetunde (2010), Zhang vd. (2012), Ak vd. (2016), Hayaloğlu (2015), Çeştepe ve Yıldırım (2016), Şenol (2019), Taşseven ve Yılmaz (2022), Armutçuoğlu Tekin ve Ural (2019), Çeştepe ve Ergün Tatar (2022), Kuş ve Bölükoğlu (2022).

AMPIRİK UYGULAMA

Finansal gelişme göstergelerinin Reel Kesim Güven Endeksi üzerindeki etkisinin araştırıldığı çalışmanın bu bölümünde ampirik analiz sonuçlarına yer verilmiştir. Literatürde yaygın şekilde kullanılan finansal gelişme göstergelerinin seçilerek kullanıldığı çalışmada, ilk önce değişkenler için birim kök sınamaları gerçekleştirilmiş ve elde edilen sonuçlar dikkate alınarak RKGİ ile finansal gelişme arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkisinin tespitine yönelik uygun ekonometrik yöntemler belirlenmiştir. Bu çerçevede serilerin durağanlık düzeylerinin tespiti için ADF (Dickey ve Fuller, 1979) birim kök testi kullanılmış ve sonrasında değişkenlerin I(2) haricinde farklı düzeylerde durağan oldukları tespit edildikten sonra ARDL eş bütünleşme ve Toda-Yamamoto Granger nedensellik testlerinin yapılmasına karar verilmiştir.

Veri Seti

Aylık verilerin kullanıldığı bu çalışmada 2007:M10-2022:M12 dönemi incelenmiştir. TCMB ve TÜİK'in resmi sitelerinden elde edilen ham verilerin logaritmik dönüşümleri yapılmak suretiyle analiz süreçleri yürütülmüştür. Kullanılan değişkenler belirlenirken literatür taraması yapılarak çalışmalarda finansal

gelişmeyi temsilen en çok kullanılan değişkenler tercih edilmiştir. Ekonomik güven endeksi ve sanayi üretim endeksi ise çalışmaya kontrol değişkenleri olarak alınmıştır.

Tablo 1: Kullanılan Değişkenler

Değişkenler	Kısaltması	Kaynağı
Reel Kesim Güven Endeksi	<i>lnRKGE</i>	TCMB-TÜİK
Borsa İstanbul İşlem Hacmi	<i>lnBIST</i>	TCMB
Vadeli Mevduatlar Toplamı (3 Ay Vadeli)	<i>lnMEV</i>	TCMB
Özel Sektör Kredileri	<i>lnOSK</i>	TCMB
M1 Para Arzı	<i>lnM1</i>	TCMB
TCMB Resmi Rezerv Pozisyonu (Brüt)	<i>lnREZ</i>	TCMB
Toplam Yurtiçi Kredi Hacmi	<i>lnYIK</i>	TCMB
Doğrudan Yabancı Yatırımlar	<i>lnDYY</i>	TCMB
Bankacılık Toplam Aktifler	<i>lnTAK</i>	TCMB
Ekonomik Güven Endeksi	<i>lnEKGE</i>	TCMB-TÜİK
Sanayi Üretim Endeksi	<i>lnSUE</i>	TCMB-TÜİK

Tablo 1’de çalışmada kullanılan değişkenler verilmiştir. Söz konusu değişkenlerden BİST işlem hacmi, vadeli mevduatlar toplamı, özel sektör kredileri, M1 para arzı, resmi rezerv pozisyonu, toplam yurtiçi kredi hacmi ve bankaların aktif toplamı literatürde de yaygın şekilde kullanılan finansal gelişme göstergelerini temsil etmektedir.

Model

Finansal gelişme göstergesi olarak kullanılan değişkenlerin RKGE üzerindeki etkisini araştırmak üzere kurgulanan modelin fonksiyonel gösterimi şöyledir:

$$\ln RKGE_t = \beta_0 + \beta_1 \ln BIST_t + \beta_2 \ln MEV_t + \beta_3 \ln OSK_t + \beta_4 \ln M1_t + \beta_5 \ln REZ_t + \beta_6 \ln YIK_t + \beta_7 \ln DYY_t + \beta_8 \ln TAK_t + \beta_9 \ln EKGE_t + \beta_{10} \ln SUE_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

1 No’lu Denklemden verilen β_0 sabit terimi, $\beta_{1,2,3,4,5,6,7,8,9,10}$ bağımsız değişkenlere ait kat sayıları, ε ise hata terimini ifade etmektedir.

Metodoloji

Çalışmanın yöntemi belirlenirken ilk önce ADF (Dickey ve Fuller, 1979) birim kök testi ile modelde kullanılan serilerin durağanlıkları sınanmıştır. Serilerin farklı düzeylerde durağan (I(0) veya I(1)) çıkmaları nedeniyle değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkisi ile nedensellik ilişkisi ve yönü ARDL eş bütünlüşme ve Toda-Yamamoto Granger nedensellik testleri kullanılarak araştırılmıştır.

Serilerin durağanlık düzeylerine duyarlı eşbütünlüşme ve nedensellik testleri olan Johansen (1988), Engle-Granger (1987), Granger nedensellik gibi klasik yöntemler farklı durağanlık düzeylerine sahip serilerin

analizine imkân vermemektedir. Buna karşın serilerin durağanlık seviyesine duyarlı olmayan ARDL ve Toda-Yamamoto gibi yeni nesil yöntemler kullanılarak analiz süreçleri yürütülmüştür (Şanlı, 2022: 692).

Reel Kesim Güven Endeksinin (RKGE) bağımlı değişken olduğu ve bu değişkenin diğer değişkenlerle arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkisini test etmek amacıyla oluşturulan ARDL modeli şöyledir:

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln RKGE_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln BIST_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2i} \Delta \ln MEV_{t-i} + \sum_{i=0}^{\alpha} \beta_{3i} \Delta OSK_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{4i} \Delta M1_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^{\theta} \beta_{5i} \Delta \ln REZ_{t-i} + \sum_{i=0}^{\rho} \beta_{6i} \Delta \ln YIK_{t-i} + \sum_{i=0}^{\Theta} \beta_{7i} \Delta \ln DYY_{t-i} + \sum_{i=0}^{\lambda} \beta_{8i} \Delta \ln TAK_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^{\Phi} \beta_{9i} \Delta \ln EKGE_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{10i} \Delta \ln SUE_{t-i} + \gamma_1 \ln BIST_{t-1} + \gamma_2 \ln MEV_{t-1} + \gamma_3 \ln OSK_{t-1} \\
 & + \gamma_4 \ln M1_{t-1} + \gamma_5 \ln REZ_{t-1} + \gamma_6 \ln YIK_{t-1} + \gamma_7 \ln DYY_{t-1} + \gamma_8 \ln TAK_{t-1} + \gamma_9 \ln EKGE_{t-1} \\
 & + \gamma_{10} \ln SUE_{t-1} + \gamma_{11} ECM_{t-1} + \varepsilon_i
 \end{aligned} \tag{2}$$

Denklem 2’de verilen modelde $m, q, \alpha, p, \theta, \rho, \Theta, \lambda, \Phi, n$ gecikme uzunluklarını, Δ fark operatörünü, ECM ise hata düzeltme terimini göstermektedir. ECM katsayısı aralarında eşbütünleşme bulunan serilerdeki kısa dönemli sapmaların ne kadar süre veya dönem sonra ortadan kalkacağı ile ilgili bilgi vermesi bakımından önemlidir.

Narayan ve Narayan (2004), Shahbaz vd., (2009) gibi araştırmacıların çalışmalarında üstünlüklerinden bahsettiği ARDL sınır testi yaklaşımının ilk aşamasında değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığına bakılır. Daha sonra yapılan F testi ile tespit edilen eşbütünleşik ilişkinin ardından uzun ve kısa dönem analizlerine geçilir.

Çalışmada değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini test etmek amacıyla oluşturulan hipotezler şöyledir:

H_0 = Finansal gelişme ile Reel Kesim Güven Endeksi arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur ($H_0: \gamma_1=\gamma_2=\gamma_3=\gamma_4=\gamma_5=\gamma_6=\gamma_7=\gamma_8=\gamma_9=\gamma_{10}=0$).

H_1 = Finansal gelişme ile Reel Kesim Güven Endeksi arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır ($H_1: \gamma_1 \neq \gamma_2 \neq \gamma_3 \neq \gamma_4 \neq \gamma_5 \neq \gamma_6 \neq \gamma_7 \neq \gamma_8 \neq \gamma_9 \neq \gamma_{10} \neq 0$).

Bu hipotezlerin sınanması sırasında F-testi ile elde edilen F değeri eğer Pesaran vd., (2001)’nin çalışmalarında gösterilen sınır değerlerden büyük ise değişkenlerin eşbütünleşik olduğuna karar verilir. Bu saptamanın ardından kurulan modelin güvenilirliği için otokorelasyon sorunu, değişen varyans sorunu, model kurma hatası ve yapısal kırılma sorununun olup olmadığını ortaya koymak amacıyla bazı tanısal ön testler yapılır. Çalışmada bu testlerin ardından değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkilerinin tespitine geçilmiştir.

Çalışmada ARDL sınır testi süreçlerinden sonra değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini ortaya koymak amacıyla Toda-Yamamoto Granger nedensellik analizine geçilmiştir.

Durağan olmayan serilerin tutarlı olmayan nedensellik ilişkileri ortaya koyabilecek olması sebebiyle Klasik Granger (1969) nedensellik testinde serilerin durağan hale getirilmesi gerekmektedir. Toda-Yamamoto (1995) gecikmesi artırılmış VAR yöntemini geliştirerek VAR modelinin tahmininde serilerin düzey değerleri

ile analize dahil edilme imkanını sağlamıştır. Başka bir ifadeyle yöntem, serilerin durağanlık düzeylerine ve eşbütünlük özelliklerine duyarlı olmaksızın uygulanabilmektedir (Yavuz, 2006: 169; Ak vd., 2016: 156).

Toda-Yamamoto (1995) yöntemi, temelde değişkenlerin düzey değerleri ile oluşturulan VAR (Vector Autoregression) modeline dayanmaktadır. Değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü veren VAR yöntemi, nedensellik analizlerinde yaygın bir şekilde kullanılmaktadır. Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testinin yapılabilmesi için ilk önce VAR aracılığıyla bir gecikme uzunluğu (k) tespit edilir. Daha sonra bu gecikme uzunluğuna (k), serilerin en yüksek eşbütünlük derecesi olan düzey değeri (d_{maks}) eklenir. Bu iki değerin toplanması ile ($k+d_{maks}$) MWald (Düzeltilmiş Wald) testinin gecikme uzunluğu tespit edilmiş olur. MWald testinde VAR ($k+d_{maks}$) modeli tahmin edildikten sonra d_{maks} 'ın yokluğunda VAR (k) katsayısına Wald sınaması uygulanır (Toda ve Yamamoto, 1995: 225; Shirazi ve Manap, 2005: 478; Doğan, 2017: 24; Şanlı, 2022: 693).

RKGE değişkeninin bağımlı değişken olduğu nedensellik modeli aşağıdaki gibi kurulmuştur:

$$\begin{aligned} \ln RKGE_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{maks}} \alpha_{1i} \Delta \ln RKGE_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{maks}} \alpha_{2j} \Delta \ln BIST_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{maks}} \alpha_{3j} \Delta \ln MEV_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{k+d_{maks}} \alpha_{4j} \Delta \ln OSK_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{maks}} \alpha_{5j} \Delta \ln M1_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{maks}} \alpha_{6j} \Delta \ln REZ_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{maks}} \alpha_{7j} \Delta \ln YIK_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{k+d_{maks}} \alpha_{8j} \Delta \ln DYY_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{maks}} \alpha_{9j} \Delta \ln TAK_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{maks}} \alpha_{10j} \Delta \ln EKGE_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{maks}} \alpha_{11j} \Delta \ln SUE_{t-i} + \mu_t \end{aligned} \quad (5)$$

Denklem 5'te yer alan k, maksimum gecikme uzunluğunu, dmax ise en yüksek durağanlık seviyesini, yani maksimum eşbütünlük düzeyini göstermektedir. μ_t denklemin hata terimini ifade etmektedir. Bu modelde en düşük gecikme uzunluğundan $k+d_{maks}$ 'a kadar serilerin birbirleriyle olan ilişkisi araştırılır. Bu yöntemle gecikme uzunluğunun sıfıra eşit olup olmadığı sınanarak, kurulan hipotezler için karar verilir.

RKGE'nin bağımlı değişken olarak kullanıldığı Toda Yamamoto Granger nedensellik modeline ilişkin kurulan hipotez şöyledir:

$H_0 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = \alpha_9 = 0$ ($j \leq k$) (Bağımsız değişkenler RKGE'nin Granger nedeni değildir)

$H_1 = \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq \alpha_5 \neq \alpha_6 \neq \alpha_7 \neq \alpha_8 \neq \alpha_9 \neq 0$ ($j \leq k$) (Bağımsız değişkenler RKGE'nin Granger nedenidir)

Kurulan bu hipotezlerin test edilmesi neticesinde değişkenler arasındaki nedensellik ilişkinin yönü belirlenerek hipotez için nihai karar verilir.

Ampirik Bulgular

Çalışmada serilerin durağanlık sınaması ADF birim kök testi kullanılarak yapılmıştır. Schwarz Bilgi Kriteri, maksimum 13 gecikme uzunluğu ve trendsiz sabitli modelin uygulandığı ADF Birim kök testi sonuçları Tablo 2'de gösterilmiştir.

Tablo 2: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

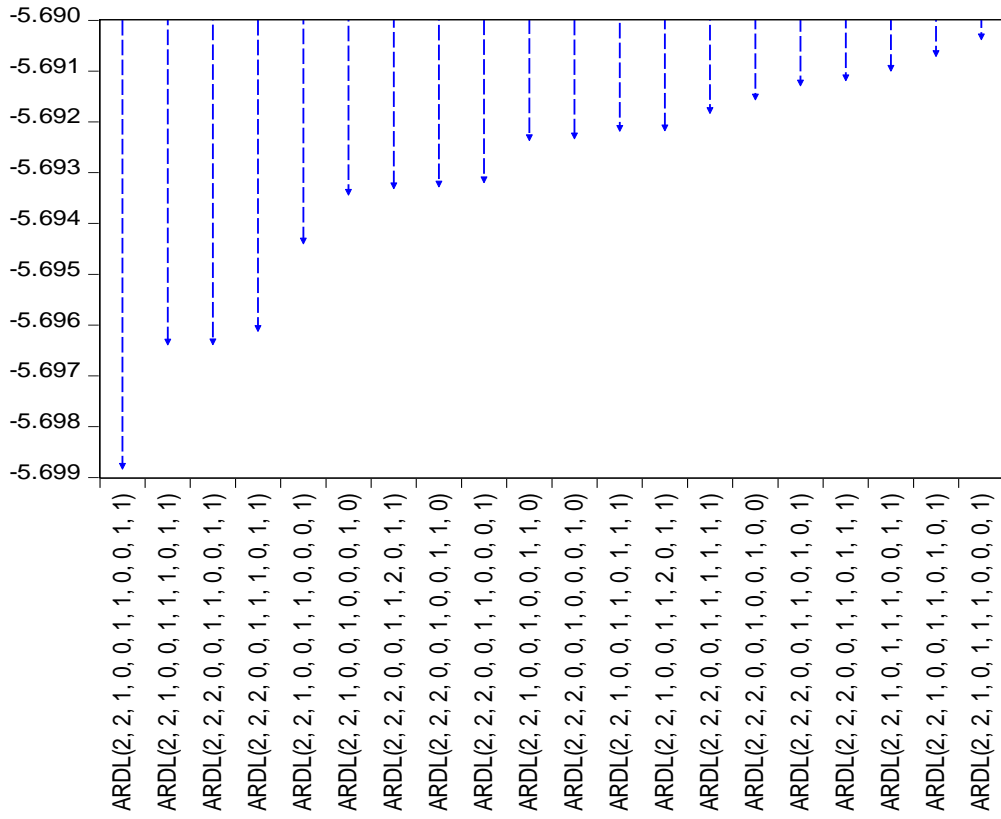
Düzye I(0)	Fark-Δ
------------	--------

Değişkenler	t-istatistik	Olasılık (p)	t-istatistik	Olasılık (p)
lnRKGE	-4.273046	0.0007*	-11.20402	0.0000*
lnBIST	0.650836	0.9908	-12.31872	0.0000*
lnMEV	1.049983	0.997	-10.19855	0.0000*
lnOSK	1.711924	0.9997	-8.820527	0.0000*
lnM1	2.556545	1.0000	-13.81195	0.0000*
lnREZ	-1.552667	0.5047	-12.32494	0.0000*
lnYIK	0.749455	0.9929	-9.97364	0.0000*
lnDYY	-10.87875	0.0000*	-13.18118	0.0000*
lnTAK	2.40117	1.0000	-12.12352	0.0000*
lnEKGE	-3.508147	0.0088*	-12.20602	0.0000*
lnSUE	-0.339651	0.9151	-4.991191	0.0000*

* %1 anlamlılık düzeyini ifade eder

Tablo 2’de verilen ADF birim kök testi sonuçlarına göre değişkenlerin farklı düzeylerde durağan olduğu görülmektedir. lnRKGE, lnDYY ve lnEKGE değişkenleri düzeyde durağan (I(0)) çıkarken, diğer değişkenler birinci farkta (I(1)) durağan çıkmıştır. Bir başka ifadeyle, serilerin ikinci farkta (I(2)) durağan olmadıkları tespit edilmiştir. Elde edilen bu birim kök testi sonuçları neticesinde serilerin 2. farkta durağan olmadıklarının görülmesi üzerine ARDL sınır testi ve Toda Yamamoto nedensellik testlerinin uygulanmasına karar verilmiştir.

ARDL modelinde ilk başta değişkenler için uygun gecikme uzunluklarının belirlenmesi gerekmektedir. AIC (Akaike Information Criterion), SC (Schwarz Criterion) ve HQ (Hannan-Quinn Criterion) zaman serilerinde gecikme uzunluklarının tespitinde sıkça kullanılan kriterlerdir. Çalışmada ARDL modeli için en uygun gecikme uzunluğu bu kriterler doğrultusunda 2 olarak belirlenmiş ve kısıtlı-sabitsiz koşulun dikkate alındığı sınır testinde en küçük AIC değerine karşılık gelen ARDL (2, 2, 1, 0, 0, 1, 1, 0, 0, 1, 1) modeli en uygun model olarak belirlenmiştir (Yıldız Contuk, 2021: 106). Akaike Bilgi Kriteri’ne göre tahmin edilen en iyi 20 model aşağıda Şekil 1’de gösterilmiştir.



Şekil 1: Akaike Bilgi Kriteri (En iyi 20 model)

ARDL Analiz Sonuçları

AIC, SC ve HQ kriterlerine göre belirlenen en uygun modele ilişkin eşbütünlük, uzun ve kısa dönem analizlerine geçilmeden önce kurulan modelin uygun olup olmadığını ortaya koymak amacıyla bazı tanısal ön testlerin yapılması gerekmektedir. Bu testler kurulan modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunu olup olmadığını, modelin normal dağılım gösterip göstermediğini ve model kurma hatasının olup olmadığını ortaya koymaktadır.

RKGE'in bağımlı değişken olarak tanımlandığı ARDL sınır testine ilişkin tanısal ön testler, Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3. Tanısal İstatistik Sonuçları

Tanısal Ön Testler	Test İstatistiği	Prob.
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey	1.934	0.015
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	1.282	0.280
Jarque-Bera Normality Test	0.085	0.958
R-squared		0.948
Adjusted R-squared		0.946
Durbin-Watson stat		2.066

Tablo 3'teki tanısal istatistik sonuçlarına göre kurulan modelde otokorelasyon (LM Testi) ve değişen varyans (Heteroskedasticity Test) sorunu bulunmadığı, modelin normal dağılım gösterdiği (Jarque-Bera) görülmektedir. Elde edilen bu sonuçlar kurulan modelin güvenilirliği konusunda güçlü kanıtlar sunmaktadır.

Kurulan modelin uygunluğu tanısal ön testlerle teyit edildikten sonra değişkenler arasındaki uzun dönem ve eşbütünleşme ilişkisini test etmek amacıyla ARDL sınır testi uygulanmıştır. ARDL (2, 2, 1, 0, 0, 1, 1, 0, 0, 1, 1) modeline ilişkin elde edilen sınır testi sonuçlarında seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini ortaya koyan F-testi sonuçları Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4. F-Testi Sonuçları

F-Bounds Test, Model: ARDL (2, 2, 1, 0, 0, 1, 1, 0, 0, 1, 1)				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-istatistiği (Wald)	3.48	10%	1.76	2.77
		5%	1.98	3.04
		2.5%	2.18	3.28
		1%	2.41	3.61

Tablo 4'te verilen sonuçlarda F istatistik değerinin 3.48 ile %2,5, %5 ve %10 önem düzeylerinde Paseran vd. (2001)'deki üst sınır değerlerinden daha büyük olduğu görülmektedir. F-istatistik değerinin kritik değerlerden büyük çıkması RKGE ve finansal gelişme göstergeleri ile kurulan modelde değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğunu göstermektedir. Başka bir ifadeyle RKGE ile bağımsız değişkenler olarak tanımlanan finansal gelişme göstergeleri arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır. Bu nedenle model için sınanan H0 hipotezi reddedilir ve H1 hipotezi kabul edilir.

F-testi ile değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin varlığı teyit edildikten sonra kurulan ARDL (2, 2, 1, 0, 0, 1, 1, 0, 0, 1, 1) modeli için uzun dönem katsayılarının tahminine geçilmiştir. Söz konusu modele ait uzun dönem katsayıları ve olasılık değerleri Tablo 5'te yer almaktadır.

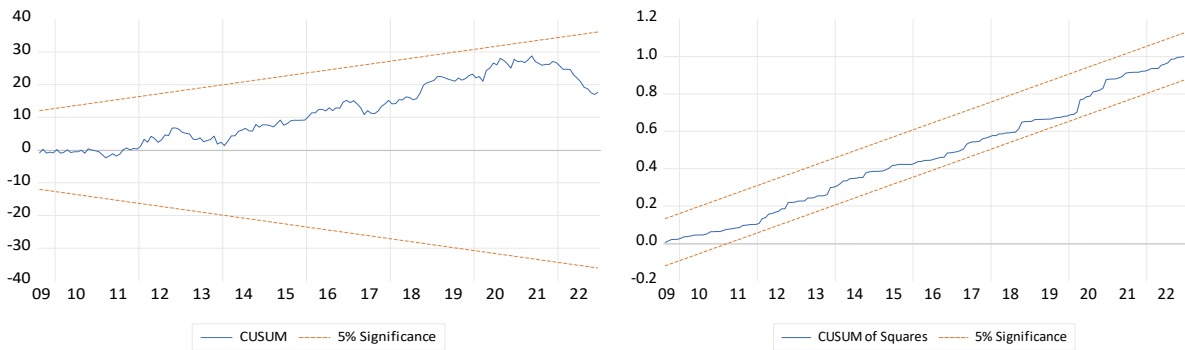
Tablo 5. ARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	Olasılık (p)
lnBIST	0.015799	0.009884	1.598404	0.1119
lnMEV	-0.045628	0.059993	-0.760548	0.4480
lnOSK	-0.086229	0.054081	-1.594451	0.1128
lnM1	0.147351	0.053828	2.737448	0.0069***
lnREZ	-0.109229	0.035285	-3.095614	0.0023***
lnYIK	0.188779	0.078847	2.394251	0.0178**
lnDYY	-0.013133	0.007542	-1.741298	0.0835*
lnTAK	-0.230783	0.111729	-2.06556	0.0405**
lnEKGE	0.955628	0.049983	19.11924	0.0000***
lnSUE	-0.000896	0.047633	-0.018806	0.9850
C	1.886281	0.796904	2.367012	0.0191**

***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyine göre anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 5'teki uzun dönem tahmin sonuçlarına göre Para Arzı (M1), Resmi Rezervler (REZ) ve Ekonomik Güven Endeksi (EKGE)'nin %1, Yurtiçi Kredi Hacmi (YIK) ve Bankacılık Toplam Aktifleri (TAK)'nin %5, Doğrudan Yabancı Yatırımlar (DYY)'in ise %10 önem düzeyinde Reel Kesim Güven Endeksi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Bu sonuçlara göre M1, YIK ve EKGE'deki artışlar RKGE'yi pozitif yönde ve istatistiksel olarak anlamlı şekilde etkilerken; REZ, DYY ve TAK değişkenlerinin beklenenin aksine RKGE'yi negatif yönde etkilediği tespit edilmiştir. M1, YIK ve EKGE'deki %1'lik artış sırasıyla RKGE'de %0,14-%0,18 ve %0,95'lik bir artışa neden olmaktadır. REZ, DYY ve TAK'daki %1'lik artış ise RKGE'de sırasıyla %0,109, %0,013 ve %0,23'lük bir azalışa neden olmaktadır. BIST değişkeninin katsayısının pozitif fakat etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı; MEV, OSK ve SUE değişkenlerinin ise katsayılarının negatif ancak etkilerinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir.

Kurulan ARDL modelinde yapısal kırılmanın olup olmadığını ortaya koymak, başka bir ifadeyle değişkenlerin katsayılarının istikrarlı olup olmadıklarını ölçmek amacıyla CUSUM ve CUSUMQ testleri kullanılmıştır.



Şekil 2: Cusum ve Cusum Kare Testi Sonuçları

CUSUM ve CUSUMQ grafikleri, %5 anlamlılık düzeyine göre çizilmektedir. Bahmani-Oskooee ve Wing NG'ye (2002) göre, sonuçlar %5 anlamlılık düzeyinin kritik sınırları içerisinde kalırsa ARDL model katsayılarının istikrarlı olduğu kabul edilir (Yıldız Contuk, 2021: 109). Buna göre Şekil 2'de ARDL modeli için verilen CUSUM ve CUSUMQ testi sonuçlarında modelin uzun dönemde istikrarlı ve yapısal kırılmasının olmadığı anlaşılmaktadır.

ARDL sınır testinin son aşamasında değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisini tahmin etmek amacıyla ECM (Hata Düzeltme Modeli) katsayısı tahmin edilerek kısa döneme ilişkin sonuçlar Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6. ARDL Kısa Dönem Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	t-istatistiği	Olasılık (p)
D(lnRKGE(-1))	-0.1560	0.0698	-2235769	0.0267
D(lnEKGE)	0.9009	0.0184	4907900	0.0000
D(lnEKGE(-1))	0.1759	0.0656	2682401	0.0081
D(lnMEV)	-0.1591	0.0310	-5139535	0.0000
D(lnREZ)	0.0551	0.0250	2203766	0.0290
D(lnYIK)	0.3342	0.0980	3411382	0.0008
D(lnDYY)	-0.0014	0.0011	-1256778	0.2107
D(lnTAK)	-0.2838	0.0836	-3396327	0.0009

Tablo 6’da verilen kısa dönem tahmin sonuçlarında ECM katsayısının negatif (-0.2971) ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu ($p=0.0000$) görülmektedir. Bu ise modelde kısa dönemde ortaya çıkan sapmaların uzun dönemde ortadan kalkarak dengeye geleceğini göstermektedir. Başka bir ifadeyle kısa dönemde meydana gelen bir sapmanın %29,71’i bir sonraki dönem ortadan kalkmaktadır. Böylece kısa dönem şoklarını takiben ortaya çıkan sapmalar yaklaşık 3,3 dönem sonra dengeye gelecek ve ortadan kalkacaktır.

Kısa dönem tahmin sonuçlarına göre DYY değişkeni haricinde RKGE’nin bir gecikmeli değeri, EKGE ve kendisinin bir gecikmeli değeri, MEV, REZ, YIK ve TAK değişkenlerinin RKGE ile farklı işaretlerle anlamlı bir ilişkiye sahip oldukları görülmektedir.

Toda-Yamamoto Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Geleneksel Granger (1969) nedensellik testinden farklı olarak Toda Yamamoto (1995) nedensellik testi sınır testi yaklaşımında olduğu gibi serilerin durağanlaşma ve eşbütünleşme düzeylerini dikkate almadan analize imkan vermektedir. Akçay (2011), Shirazi ve Manap (2005) gibi araştırmacıların bazı üstünlüklerini ortaya koydukları Toda-Yamamoto (1995) nedensellik analizi tercih edilmiş ve analiz sürecinde ilk olarak VAR için uygun gecikmenin tahminine geçilmiştir. VAR modeli için elde edilen gecikme uzunlukları Tablo 7’de verilmiştir.

Tablo 7. VAR Gecikme Uzunlukları

Bağımlı Değişken: RKGE						
Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1275.438	NA	1.05e-20	-14.78875	-14.58666	-14.70675
1*	3336.957	3833.702	1.46e-30	-37.48488	-35.05974*	-36.50086*
2	3469.399	229.2549	1.30e-30	-37.6187	-32.9705	-35.73266
3	3583.179	182.3148	1.47e-30	-37.53426	-30.66302	-34.7462
4	3725.323	209.4755	1.24e-30	-37.78156	-28.68727	-34.09148
5	3831.498	142.8091	1.70e-30	-37.60817	-26.29083	-33.01607
6	3952.062	146.6504	2.11e-30	-37.60306	-24.06268	-32.10895
7	4084.773	144.3525	2.51e-30	-37.74004	-21.9766	-31.34391
8	4232.432	141.6143	2.86e-30	-38.05184	-20.06535	-30.75369
9	4401.499	140.3949	3.05e-30	-38.61402	-18.40449	-30.41386
10	4555.654	108.1788	4.96e-30	-39.0018	-16.56922	-29.89961

“**” uygun gecikme uzunluğunu belirtmektedir.

Tablo 7’de model için yapılan VAR analizinde gecikme uzunlukları verilmiştir. Elde edilen sonuçlarda RKGE bağımlı değişkeni için kurulan VAR modelinin uygun gecikme uzunluğu (k), 1 olarak tespit edilmiştir. Daha önce birim kök testleri ile serilerin en yüksek durağanlık düzeylerinin birinci farkta, $I(1)$, gerçekleştiği tespit edilmiş ve d_{maks} değeri 1 olarak hesaplanmıştır. VAR modelinin gecikme uzunluğuna, serilerin maksimum eşbütünleşme derecesi eklenerek ($k+d_{maks}=1+1=2$) elde edilen ikinci dereceden VAR modeli ile analiz yapılmıştır.

Tablo 8: Nedensellik Sonuçları (Wald Testi)

Ho hipotezi	X ²	Olasılık	k	Karar (H ₀)	Nedensellik
lnBIST → lnRKGE	0.877099	0.6450	2	Kabul	Yok
lnRKGE → lnBIST	1.098467	0.5774	2	Kabul	Yok
lnMEV → lnRKGE	3.038565	0.2189	2	Kabul	Yok
lnRKGE → lnMEV	11.91074	0.0026***	2	Red	Var
lnOSK → lnRKGE	6.348980	0.0418**	2	Red	Var
lnRKGE → lnOSK	1.896924	0.3873	2	Kabul	Yok
lnM1 → lnRKGE	1.716867	0.4238	2	Kabul	Yok
lnRKGE → lnM1	12.63390	0.0018***	2	Red	Var
lnREZ → lnRKGE	9.362694	0.0093***	2	Red	Var
lnRKGE → lnREZ	0.173813	0.9168	2	Kabul	Yok
lnYIK → lnRKGE	4.833124	0.0892*	2	Red	Var
lnRKGE → lnYIK	5.066438	0.0794*	2	Red	Var
lnDYY → lnRKGE	6.181711	0.0455**	2	Red	Var
lnRKGE → lnDYY	0.658362	0.7195	2	Kabul	Yok
lnTAK → lnRKGE	4.027751	0.1335	2	Kabul	Yok
lnRKGE → lnTAK	4.504859	0.1051	2	Kabul	Yok
lnEKGE → lnRKGE	5.484144	0.0644*	2	Red	Var
lnRKGE → lnEKGE	12.98490	0.0015***	2	Red	Var
lnSUE → lnRKGE	2.667853	0.2634	2	Kabul	Yok
lnRKGE → lnSUE	9.010468	0.0111**	2	Red	Var

Tablo 8’de Wald testi sonuçlarına yer verilmiştir. Wald testi sonuçlarına OSK, REZ, YIK, DYY ve EKGE’den çalışmanın bağımlı değişkeni olan Reel Kesim Güven Endeksine (RKGE) doğru; RKGE’den MEV, M1, YIK, EKGE ve SUE’ye doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bağımsız değişkenler arasında BIST ve TAK değişkenlerinin herhangi bir yönde RKGE ile bir nedensellik ilişkisi bulunmazken, diğer değişkenlerin tamamında RKGE ile bir nedensellik ilişkisinin var olduğu görülmektedir. Bu sonuçlar, Reel Kesim Güven Endeksinin finansal gelişme göstergelerinden önemli ölçüde etkilendiğini gösterirken, değişkenin kendisinin de finansal gelişme göstergelerinin önemli bir bölümü üzerinde etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır.

SONUÇ

Bu çalışmada, finansal gelişme ile Reel Kesim Güven Endeksi (RKGE) arasındaki ilişkinin araştırılması amaçlanmıştır. Finansal gelişmeyi temsilen, Borsa İstanbul (BIST) işlem hacmi, bankaların 3 ay vadeli mevduat toplamı, özel sektör kredileri, M1 para arzı, TCMB resmi rezerv pozisyonu, toplam yurtiçi kredi hacmi, doğrudan yabancı yatırımlar ve bankacılık sektörü toplam varlıkları kullanılmıştır. Yöntem olarak ARDL Sınır Testi ve Toda-Yamamoto Granger Nedensellik testlerinin kullanıldığı çalışma 2007:M10-2022:M12 dönemlerini kapsamaktadır.

Çalışmanın ARDL sınır testi sonuçlarında RKGE ile finansal gelişme göstergeleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca uzun dönem sonuçlarında; Para Arzı (M1), Resmi Rezervler (REZ), Ekonomik Güven Endeksi (EKGE), Yurtiçi Kredi Hacmi (YIK), Bankacılık Toplam Aktifleri (TAK), Doğrudan Yabancı Yatırımlar (DYY)’in Reel Kesim Güven Endeksi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuçlara göre M1, YIK ve EKGE’deki artışlar RKGE’yi pozitif yönde ve istatistiksel olarak anlamlı şekilde etkilerken; REZ, DYY ve TAK değişkenlerinin beklenen aksine RKGE’yi negatif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Yine uzun dönem sonuçlarında M1, YIK ve EKGE’deki %1’lik artış sırasıyla RKGE’de %0,14-%0,18 ve %0,95’lik bir artışa neden olduğu; REZ, DYY ve TAK’daki %1’lik artışın ise RKGE’de sırasıyla %0,109, %0,013 ve %0,23’lük bir azalışa neden olduğu

bulunmuştur. Borsa işlem hacmi, vadeli mevduat ve özel sektör kredilerinin RKGE üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı tespit edilmiştir.

Çalışmanın kısa dönem tahmin sonuçlarında ECM katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu saptanmıştır. Yani çalışmanın modelinde kısa dönemde ortaya çıkan sapmaların uzun dönemde ortadan kalkarak dengeye geleceği tespit edilmiştir. Ayrıca kısa dönem tahmin sonuçlarına göre DYY değişkeni haricinde RKGE'nin bir gecikmeli değeri, EKGE ve kendisinin bir gecikmeli değeri, MEV, REZ, YIK ve TAK değişkenlerinin RKGE ile farklı işaretlerle anlamlı bir ilişkiye sahip oldukları bulunmuştur.

Wald testi sonuçlarında OSK, REZ, YIK, DYY ve EKGE'den çalışmanın bağımlı değişkeni olan Reel Kesim Güven Endeksine (RKGE) doğru; RKGE'den MEV, M1, YIK, EKGE ve SUE'ye doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bağımsız değişkenler arasında BIST ve TAK değişkenlerinin herhangi bir yönde RKGE ile bir nedensellik ilişkisi bulunmazken, diğer değişkenlerin tamamında RKGE ile bir nedensellik ilişkisinin var olduğu görülmektedir. Bu sonuçlar, Reel Kesim Güven Endeksinin finansal gelişme göstergelerinden önemli ölçüde etkilendiğini gösterirken, değişkenin kendisinin de finansal gelişme göstergelerinin önemli bir bölümü üzerinde etkiye sahip olduğunu ortaya koymaktadır.

Özetle, ARDL sınır testi sonuçlarına göre RKGE ile finansal gelişme göstergeleri arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Uzun dönem sonuçlarında M1 para arzı, toplam yurtiçi kredi hacminin RKGE üzerinde pozitif etkiye sahip oldukları; TCMB resmi rezervleri, doğrudan yabancı yatırımlar ve bankacılık sektörü toplam varlıklarının ise negatif olarak etki ettikleri tespit edilmiştir. Toda-Yamamoto Granger Nedensellik testi sonuçlarına göre ise özel sektör kredileri, TCMB resmi rezerv pozisyonu, toplam yurtiçi kredi hacmi ve doğrudan yabancı yatırımlardan RKGE'ne doğru; RKGE'den ise bankaların 3 ay vadeli mevduat toplamı, M1 para arzı ve toplam yurtiçi kredi hacmine doğru bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu tespit edilmiştir. Elde edilen sonuçlarda BIST işlem hacmi ve bankacılık sektörü toplam varlıkları ile RKGE arasında bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Kısaca analiz sonuçları, RKGE'nin finansal gelişme göstergelerinden önemli ölçüde etkilendiğini göstermektedir.

Politika yapımcıların finansal piyasaların gelişmesini destekleyecek adımlar atmaları, hukuki ve idari düzenlemeleri bu piyasaların verimli ve etkin biçimde işlemlerini sağlayacak şekilde yapmaları reel kesim üzerinde olumlu etkiler oluşturacaktır. Bu pozitif etkiler kaynakların verimli kullanılmasına ve ekonominin güçlenmesine yol açacaktır. Bundan sonraki çalışmalarda, reel sektör ve finansal gelişme arasındaki ilişkiyi daha geniş çerçevede ortaya koymak amacıyla başka güven endeksleri veya başka öncü göstergeler kullanılarak yapılacak analizler ile literatüre katkıda bulunmak mümkündür.

KAYNAKÇA

Afşar, A., (2007). "Finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki". Muhasebe ve Finansman Dergisi, (36), 188-198.

Ak, M. Z., Altıntaş, N. ve Şimşek, A. S., (2016). "Türkiye'de finansal gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisinin nedensellik analizi". Doğu Üniversitesi Dergisi, 17(2), 151-160.

Akçay, S., (2011). "The Causal Relationship Between Producer Price Index and Consumer Price Index: Empirical Evidence from Selected European Countries". International Journal of Economics and Finance, 3(6), 227-232. <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v3n6p227>

Akinlo, A. E. and Egbetunde, T., (2010). "Financial development and economic growth: The experience of 10 sub-Saharan African countries revisited". The review of finance and banking, 2(1).

- Albayrak, Ş. G., (2018). “Türkiye’de Reel Kesim Güven Endeksi ve İmalat Sanayi Kapasite Kullanım Oranı Arasındaki İlişki Üzerine Ampirik Bir Uygulama (2007-2017)”. *Akademi Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(15), 18-27.
- Albayrak, Ş. G., (2022). “Türkiye’de Döviz Kuru Oynaklığı ile Güven Endeksleri Arasındaki İlişki (2012-2021)”. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 14(3), 2458-2469.
- Altıntaş, H. ve Ayrıçay, Y., (2010). “Türkiye’de finansal gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisinin sınırlı testi yaklaşımıyla analizi: 1987–2007”. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 10 (2), 71-98.
- Arestis, P. and Demetriades, P., (1997). “Financial development and economic growth: assessing the evidence”. *The economic journal*, 107(442), 783-799.
- Armutçuoğlu Tekin, H. ve Ural, M., (2019). “Finansal gelişme ve ekonomik performans ilişkisi: OECD ülkeleri için bir analiz”. *OPUS International Journal of Society Researches*, 11(18), 43-77.
- Aslan, Ö. ve Küçükaksoy, İ., (2006). “Finansal gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye ekonomisi üzerine ekonometrik bir uygulama”. *Istanbul University Econometrics and Statistics e-Journal*, (4), 25-38.
- Bahmani-Oskooee, M. & Wing Ng, R. C., (2002). “Long-Run Demand for Money in Hong Kong: An Application of the Ardl Model”. *International Journal of Business and Economics*, 1(2), 147–155.
- Çağlar, A. E.ve Kubar, Y., (2017). “Finansal gelişme enerji tüketimini destekler mi?” *Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (27), 96-121.
- Çalış, M. ve Kaya, F., (2022). “Katılım Bankalarının Reel Ekonomi Üzerine Etkileri: Türkiye Örneği”. *Abant Sosyal Bilimler Dergisi*, 22(2), 765-781.
- Çeştepe, H. ve Tatar, H. E., (2022). “Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Kırılgan Beşli Ülkeleri İçin Panel Asimetrik Nedensellik Analizi”. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(1), 542-560.
- Çeştepe, H. ve Yıldırım, E., (2016). “Türkiye’de finansal gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisi”. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 12(12), 12-26.
- De Gregorio, J. and Guidotti, P. E., (1995). “Financial development and economic growth”. *World development*, 23(3), 433-448.
- Dumitrescu, E. I. and Hurlin, C., (2012). “Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels”. *Economic modelling*, 29(4), 1450-1460.
- Durgun, A., (2019). “Türkiye’de Tüketici ve Reel Kesim Güven Endeksi İle Seçilmiş Makro Değişkenler Arasındaki İlişkiler: 2010-2018”. *Journal of Management and Economics Research*, 17(1), 314-332.
- Ergeç, E. H., (2004). “Finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi ve Türkiye örneği: 1988-2001”. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(2), 51-66.
- Erim, N. ve Türk, A., (2005). “Finansal gelişme ve iktisadi büyüme”. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (10), 21-45.
- Eyüboğlu, K. ve Eyüboğlu, S., (2017). “Ekonomik güven endeksi ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin incelenmesi: Türkiye örneği”. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19(2), 603-614.
- Felek, Ş., Yayla, N. ve Çeviş, İ., (2021). “Türkiye’de finansal gelişme ve finansal kırılganlık ilişkisi üzerine bir analiz: 2007-2019”. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 16(63), 1164-1184.
- Hayaloğlu, P., (2015). “Kırılgan beşli ülkelerinde finansal gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisi: Dinamik panel veri analizi”. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 11(1), 131-144.
- Huang, Y., (2010). “Determinants of financial development”. Springer Nature. <https://library.oapen.org/>

- Kandır, S. Y., İskenderoğlu, Ö. ve Önal, Y.B., (2007). “Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin araştırılması”. Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 16(2), 311-326.
- Kaya, A., Gülhan, Ü. ve Güngör, B., (2013). “Türkiye ekonomisinde finans sektörü ve reel sektör etkileşimi”. Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi (AKAD), 5(8), 2-15.
- Köse, A. K. ve Akkaya, M., (2016). “Beklenti ve güven anketlerinin finansal piyasalara etkisi: BIST 100 üzerine bir uygulama”. Bankacılar Dergisi, 99, 3-15.
- Kuş, N. ve Bölükoğlu, A., (2022). “Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği”. Fiscaoconomia, 6(2), 362-401.
- Levine, R., (1997). “Financial development and economic growth: views and agenda”. Journal of economic literature, 35(2), 688-726.
- Münyas, T., (2019). “Borsa İstanbul Endeksleri İle Güven Endeksleri Arasındaki İlişkinin Araştırılması Üzerine Bir İnceleme”. TESAM Akademi Dergisi, 6, 299-320.
- Münyas, T., (2020). “Reel sektör güven endeksi ile hedonik konut fiyat endeksi arasındaki ilişki üzerine bir araştırma”. Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 8(5), 1383-1394.
- Narayan S. and Narayan P. K., (2004). “Determinants of Demand of Fiji’s Exports: An Empirical Investigation”. The Developing Economics, 17(1), 95-112.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R. J., (2001). “Bounds Testing Approaches to The Analysis of Level Relationships”. Journal of Applied Econometrics, 16, 289-326.
- Shahbaz, M., Wahid, A. N. and Haider, A., (2010). “Empirical Psychology Between Wholesale Prices and Consumer Prices Indices: The Case of Pakistan”. The Singapore Economic Review, 55, 537-551.
- Shirazi, N. S. and Manap, T. A. A., (2005). “Export-Led Growth Hypothesis: Further Econometric Evidence from South Asia”. The Developing Economies, XLIII-4, 472-88.
- Şenol, Z., (2019). “Finansal Gelişim İle İnsani Gelişim Arasındaki İlişki: Gelişmiş Ve Gelişmekte Olan Ülkeler Örneği”. Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi, 15(2), 341-358.
- Taşseven, Ö. ve Yılmaz, N., (2022). “Finansal Gelişme Göstergeleri İle Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği”. Doğu Üniversitesi Dergisi, 23(1), 105-125.
- Tekin, H. A. ve Ural, M., (2019). “Finansal gelişme ve ekonomik performans ilişkisi: OECD ülkeleri için bir analiz”. OPUS International Journal of Society Researches, 11(18), 43-77.
- Topcu, M. ve Öztekin, B. S., (2021). “Finansal Gelişme ile Firma Performansı Arasındaki İlişki: Borsa İstanbul’da Sektörel Bir Uygulama”. Maliye ve Finans Yazıları, (116), 37-56.
- Türkmen, S. ve Ağır, H., (2020). “Enflasyon ile finansal gelişme ilişkisi: yüksek ve düşük enflasyonlu ülkeler üzerine ampirik kanıtlar”. Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 13(3), 577-592.
- Ustaoğlu, E., (2021). “Yabancı Yatırım, Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisi”. Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi, 17(3), 681-710.
- Yavuz, N. Ç., (2006). “Türkiye’de Turizm Gelirlerinin Ekonomik Büyümeye Etkisinin Testi: Yapısal Kırılma ve Nedensellik Analizi”. Doğu Üniversitesi Dergisi, 7(2), 162-171.
- Yıldız Contuk, F., (2021). “Covid-19’un Borsa İstanbul üzerindeki etkisi: Bir ARDL sınır testi modeli”. Muhasebe ve Finansman Dergisi, (89), 101-112.
- Zhang, J., Wang, L. and Wang, S., (2012). “Financial development and economic growth: Recent evidence from China”. Journal of Comparative Economics, 40(3), 393-412.