

TÜRKİYE'DE SERMAYE PİYASASI TEMELLİ FİNANSAL GELİŞME İLE EKONOMİK BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİNİN FOURİER YAKLAŞIMLAR İLE ANALİZİ

Onur ŞEYRANLIOĞLU*

Öz

Bu araştırmada, 1998-2022 yılları çeyrek dönemlik veriler ile Türkiye'de sermaye piyasası temelli finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesi amaçlanmıştır. Finansal gelişmeyi temsilen Borsa İstanbul pay endeksi işlem hacmi ile ekonomik büyümeyi temsilen Gayri Safi Yurt İçi Hasıla verisi kullanılmıştır. Araştırmada, Augmented Dickey ve Fuller, Lee ve Strazizich (2003, 2004) ve Christopoulos ve León-Ledesma (2010) Fourier KSS birim kök testleri, uzun dönem ilişkilerin tespitinde Tsong vd. (2016) tarafından geliştirilen Fourier Shin eşbütünleşme testi, eşbütünleşik seriler arasındaki katsayı tahmini Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) tahmincisi ve son olarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri Granger nedensellik temelli Hacker ve Hatemi J (2012) bootstrap nedensellik testi ile sınanmıştır. Finansal gelişmenin bağımlı değişken olduğu modelde seriler arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir. DOLS bulgularına göre, ekonomik büyümede meydana gelen %1'lik artış, finansal gelişmede %1,08372 oranında artış yaratmaktadır. Bu sonuç, Türkiye'de ekonomik büyümenin sermaye piyasası temelli finansal gelişmeyi artıran bir gösterge olduğunu ortaya koymaktadır. Ayrıca, nedensellik bulgularına göre %10 anlamlılık düzeyinde finansal gelişme ekonomik büyümenin Granger nedeni olduğu görülmektedir. Sonuçta, DOLS tahmincisi finansal gelişme ile ekonomik büyüme ilişkisinde talep takip modelini; nedensellik bulgusu ise arz öncülü modeli doğrulamaktadır.

Anahtar Kelimeler: Finansal Gelişme, Ekonomik Büyüme, Fourier KSS Birim Kök Testi, Fourier Shin Eşbütünleşme Testi, DOLS, Nedensellik Testi.

ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN CAPITAL MARKET BASED FINANCIAL DEVELOPMENT AND ECONOMIC GROWTH IN TURKEY WITH FOURIER APPROACHES

Abstract

This study aims to examine the relationship between capital market-based financial development and economic growth in Turkey using quarterly data for the period 1998-2022. The study utilized the Borsa Istanbul equity index trading volume to represent financial development and Gross Domestic Product data to represent economic growth. In this study, various statistical tests and estimators were employed,

*Dr. Öğr. Üyesi, Giresun Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İşletme Bölümü, onurseyanlioglu@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0002-1105-4034>.

including the Augmented Dickey-Fuller test, Lee and Strazizich (2003, 2004) Fourier KSS unit root tests, and Christopoulos and León-Ledesma (2010) Dynamic Least Squares (DOLS) estimator for coefficient estimation between cointegrated series. Finally, causality relationships between the variables were assessed using the Hacker and Hatemi J (2012) bootstrap causality test based on Granger causality. The analysis revealed a long-term relationship between the series when financial development was considered the dependent variable. According to the DOLS findings, a 1% increase in economic growth led to a 1.08372% increase in financial development, suggesting that economic growth is an indicator that positively influences capital market-based financial development in Turkey. Additionally, the causality findings indicated that financial development was the Granger cause of economic growth at a 10% significance level. In conclusion, the DOLS estimator confirms the demand-following model in the relationship between financial development and economic growth, while the causality findings support the supply-led model.

Keywords: *Financial Development, Economic Growth, Fourier KSS Unit Root Test, Fourier Shin Cointegration Test, DOLS, Causality Test.*

Giriş

Finansal sistem genel olarak finansal piyasalar ve finansal kurumlardan oluşmaktadır. Finansal kurumlar, ekonomik büyümeye aracılık fonksiyonu ile önemli katkı sağlamaktadır. Bir finansal sistemin gelişmişliği ve derinliği, ekonomideki tasarrufların üretime kazandırılmasında, finansman maliyetlerinin ve asimetrik bilgi sorununun azaltılmasında rol oynamaktadır. Üretime kazandırılan tasarruflar yatırımları uyaracak, yatırımlarda ekonomik büyümeyi hızlandıracaktır. Sistem bu basit kurgusu ile ekonominin mikro ve makro düzeyde performansının belirleyicisi durumundadır (Afşar, 2007, s. 188; Demir vd., 2007, s. 440; Estrada vd., 2010, s. 4). Levine (1997), bahsedilen bu ilişkiyi destekleyerek finansal sistemin en temel görevinin, ekonomik gelişimin önündeki bilgi ve işlem maliyetlerinin minimize edilmesi gerektiğini savunmaktadır.

1980 yılı sonrası dünyada küreselleşme trendi ve finansal piyasalardaki deregülasyonlarla beraber finansal liberalizasyonda artış yaşanmıştır. Bu artış beraberinde finans piyasalarındaki hacmi arttırmış ve piyasalarda karşılıklı bağımlılığı da yaratmıştır (Turgut, 2006, s. 39). Bu durum ülkelerde finansal gelişimin hızının artmasına neden olmuştur. Bu dönemde çok çeşitli finansal sözleşme tiplerinin oluşturulması, bu sözleşmelerin güçlendirilmesi ve hacimlerinin artması, finansal aracılık faaliyeti yürüten kurumların sayısının ve büyüğündeki artış finansal gelişim olarak tanımlanmıştır (Levine, 2004, s. 4). Finansal gelişim ile yaratılan fırsatlar, sermaye birikimini ve teknolojik yenilikleri doğurmuş, dolayısıyla da ekonomik büyümeyi desteklemiştir. Finansal gelişmenin ekonomik büyümenin tahminicisi, kredi düzeyi ve pay senedi piyasalarının büyüğü olarak gösterilmiştir. Bu bağlamda, finansal

gelişmenin ekonomik büyüme açısından temel bir gösterge olduğu bazı araştırmalar ile desteklenmiştir (Rajan ve Zingales, 1996, s. 2).

Finansal gelişimin ekonomik büyümeyi sağlamada bir politika aracı olarak kullanılması fikri finansal piyasaların gelişimini hızlandırmıştır. Bu süreçte ilişkinin yönü hakkındaki tartışmalar da devam etmektedir. Sürece ilk katkıyı finansal gelişimin ekonomik büyümeyi desteklediği yönündeki görüşü ile Schumpeter (1911) sağlamıştır. Schumpeter, finansal kurumların tasarrufların mobilizasyonunu ve finansal işlemlerin etkinliğini sağlayarak ekonomik büyümeyi desteklediğini belirtmiştir (King ve Levine, 1993, s. 717). Arz öncülü hipotez olarak da adlandırılan bu görüşün ana kurgusu, finansal sistemin gelişimi ile sermaye birikimi ve teknolojik gelişmeyi mümkün kılacak fonların temin edilip ekonomik büyüme sürecinin hızlandırılması üzerine kurulmuştur (Aydın vd., 2014, s. 150). Schumpeter’in öncülüğündeki arz öncülü görüş, her ülke ve koşul için aynı olmayacağı gerekçesi ile bazı araştırmacılar tarafından desteklenmemiştir (Kandır vd., 2007, s. 313; Işık ve Bilgin, 2016, s. 1758). Teorisyenler finansal kalkınmanın, yatırım fırsatlarını daha iyi tespit edebilmesi, likit ancak verimsiz varlıklara yapılan yatırımların azaltılması, tasarrufların harekete geçirilmesi, teknolojik yeniliklerin artırılması ve risk almanın iyileştirilmesi rolünü vurgulamıştır. Ancak, finansal sistemin büyüme sürecindeki önemi konusunda herkes ikna olmuş değildir. Lucas (1988), ekonomistlerin ekonomik büyümede finansal faktörlerin rolünü gereğinden fazla vurguladıklarını iddia ederken, Robinson (1952) ise girişim nereye giderse finans da onu takip eder ifadesi ile talep takipli hipotezi savunmuştur (Bhattacharya ve Sivasubramanian, 2003, s. 925). Talep takipli hipotezde, reel sektörde meydana gelen gelişmelerin talebi yaratacağı ve bu talebin karşılanması noktasında finansal sistemin aracı rol üstleneceği savunulmaktadır (Afşar, 2007, s. 191). Patrick (1966) ise belirtilen hipotezlerden farklı olarak gelişme safhası hipotezini önermiştir. Patrick (1966) hipotezinde, bir ülkede ekonomik büyümenin erken dönemlerinde finansal gelişmenin reel sermaye birikimine yol açtığını, finansal enstrümanların çeşitlenmesi ile tasarruf yapmak isteyenlerce sağlanan sermaye birikiminin yatırımlara yönlendirilerek arz öncülü aşamanın gerçekleştiği belirtmiştir. Daha sonra finansal ve ekonomik gelişim sağlandıkça, finansal gelişimin arz öncüllü özelliğinin azaldığı ve talep takipli durumun daha baskın hale geldiği savunulmuştur (Calderon ve Liu, 2003, s. 322). Sonuçta, finansal gelişmelerin ekonomik performansı belirli bir noktaya kadar desteklediği, sonrasında ise ekonomik büyümenin finansal gelişimi etkilemeye başladığı ve bu etkileşimin ise karşılıklı olduğu yönündedir. Daha önce ifade edildiği üzere bu ilişkinin abartıldığını savunan Lucas (1988), finansal kurumların gelişiminin ekonomik performansa etkisinin çok sınırlı olduğunu ortaya koymuştur (Eroğlu ve Yeter, 2021, s. 274).

Finans ve büyüme ilişkisini inceleyen ampirik araştırmaların ağırlıklı bankacılık odaklı olduğu görülmektedir. Son yıllarda gelişmekte olan ülkelerde finansal liberalizasyon ile pay senedi piyasalarının finansal

aracılıktaki rolü çok daha önemli hale gelmiştir. Dolayısıyla pay senedi piyasalarının ülkelerin ekonomik performansına etkisinin incelenmesi gerekmektedir (Demir vd., 2007, s. 440). Özellikle pay senedi piyasaları, ekonomik aktörler, yatırımcılar ve araştırmacılar açısından makroekonomik yapıdaki değişimlerin hızlıca görülmesinde etkin bir araçtır (Peiró, 2016, s. 287).

Finans ve ekonomik performans ilişkisinin yönü hakkında teorik ve ampirik tartışmaların devam etmekte olması yapılan araştırmaların sürekli güncellenmesini gerektirmektedir. Özellikle, Türkiye'nin belirli bir seviyede finansal liberalizasyona sahip olması ve sermaye piyasası gelişimi açısından potansiyel barındırması konuyu daha kritik hale getirmektedir. Bu araştırmada, finansal gelişme ile ekonomik büyüme ilişkisi literatüründe ortaya konulan teorik ve ampirik tartışmalara katkı sunarak, hangi değişkenin diğer değişkeni etkilemede öncü olduğu incelenmiştir. Araştırmada sermaye piyasası temelli finansal gelişme göstergesi tercih edilmiştir. Bu bağlamda, 1998-2022 yılları arasında çeyrek dönemlik veriler ile Türkiye için bu ilişkinin araştırılması amaçlanmıştır. İlişkileri ortaya koymak için Augmented Dickey ve Fuller (ADF), Lee ve Strazizich (2003, 2004) ve fourier fonksiyonlarına dayalı Christopoulos ve León– Ledesma (2010) Fourier KSS birim kök testleri, uzun dönem ilişkilerin tespitinde Tsong vd. (2016) tarafından geliştirilen Fourier Shin eşbütünleşme testi, eşbütünleşik seriler arasındaki katsayı tahmini Dinamik En Küçük Kareler (Dynamic Ordinary Least Square-DOLS) tahmincisi ve Granger nedensellik temelli Hacker ve Hatemi J (2012) bootstrap nedensellik testi kullanılmıştır. İlk aşamada, ilişkiyi inceleyen ampirik araştırmalara dayalı literatür özeti sunulmuştur. İkinci aşamada, kullanılan ekonometrik yöntemler detaylandırılmıştır. Veri seti ve ampirik bulgulara üçüncü bölümde yer verilmiştir. Sonuç kısmı ile de araştırma tamamlanmıştır.

1. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Finansal gelişim ile ekonomik performans ilişkisi uzun yıllardan beri araştırmalara konu olmakla beraber bu ilişkiyi açıklamaya çalışan dört farklı görüşün olduğu bilinmektedir. Birinci görüş, finansal gelişmenin ekonomik büyümeyi etkilediği yönündeki arz öncülü modeli iken; ikincisi ise ekonomik büyümenin finansal gelişmeyi desteklediği yönündeki hipotez olan talep takipli modeldir. Üçüncü ve dördüncü olarak da sırası ile karşılıklı etkileşimin varlığı ve herhangi bir etkileşimin olmadığına yönelik görüşlerdir. Bu bilgilerden hareket ile Tablo 1'de sunulan literatür özetinde arz öncülü, talep takipli, karşılıklı etkileşimin varlığı, etkileşimin olmadığı ve karışık sonuçların elde edildiğine yönelik bulgu özetlerine yer verilmiştir.

Tablo 1. Ampirik Literatür

Araştırma	Örneklem	Yıllar	Metodoloji	Desteklenen Bulgu
-----------	----------	--------	------------	-------------------

Türkiye’de Sermaye Piyasası Temelli Finansal Gelişme ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Fourier Yaklaşımlar ile Analizi

King ve Levine (1993)	80 ülke	1960-1989	Panel veri analizi	Arz öncülü modeli
Murinde ve Eng (1994)	Singapur	1979-1990	Granger nedensellik testi	Arz öncülü modeli
Gregorio ve Guidotti (1995)	100 ülke	1960-1985	Panel veri analizi	Arz öncülü modeli
Demetriades ve Hussein (1996)	16 gelişmekte olan ülke	1960-1993	Granger nedensellik testi	Ülkelere göre karışık bulgular söz konusudur.
Levine ve Zervos (1996)	24 ülke	1976-1993	Regresyon analizi	Arz öncülü modeli
Levine ve Zervos (1998)	47 ülke	1976-1993	Panel veri analizi	Arz öncülü modeli
Rousseau (1999)	Japonya	1880-1913	VAR modeli	Arz öncülü modeli
Yılmaz ve Kayalica (2002)	Türkiye	1960-2001	Granger nedensellik testi	Arz öncülü modeli
Müslümov ve Aras (2002)	OECD ülkeleri	1982-2000	Panel veri analizi	Arz öncülü modeli
Calderon ve Liu (2003)	109 ülke	1960-1994	Granger nedensellik	Ülkelere göre karışık bulgular söz konusudur.
Fink vd. (2003)	13 gelişmiş ülke	1950-2000	Eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri	Ülkelere göre karışık bulgular söz konusudur.
Osinubi ve Amaghionyeodiwe (2003)	Nijerya	1980-2000	En küçük kareler yöntemi	Etkileşim yoktur.
Bhattacharya ve Sivasubramanian (2003)	Hindistan	1970-1999	Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri	Arz öncülü modeli
Christopoulos ve Tsionas (2004)	10 gelişmekte olan ülke	1970-2000	Panel eşbütünleşme testi	Arz öncülü modeli
Beck ve Levine (2004)	40 ülke	1976-1988	Panel veri analizi	Arz öncülü modeli
Thangavelu ve James (2004)	Avustralya	1960-2001	VAR modeli	Talep takip modeli
Caporale vd. (2005)	5 Güneydoğu Asya ülkesi	1979-1998	Eşbütünleşme ve Toda-Yamamoto nedensellik testleri	Arz öncülü modeli
Kandır vd. (2007)	Türkiye	1988-2004	Johansen eşbütünleşme ve nedensellik testleri	Talep takip modeli

Ang ve Mckibbin (2007)	Malezya	1960-2001	Granger nedensellik testi	Talep takip modeli
Güray vd. (2007)	Kuzey Kıbrıs Türk Cumhuriyeti	1986-2004	En küçük kareler yöntemi	Arz öncülü modeli
Acaravcı vd. (2007)	Türkiye	1986-2006	Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri	Arz öncülü modeli
Öztürk (2008)	Türkiye	1975-2005	Granger nedensellik testi	Talep takip modeli
Altunç (2008)	Türkiye	1970-2006	Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri	Karşılıklı etkileşim
Güngör ve Yılmaz (2008)	Türkiye	1987-2005	Johansen- Juselius eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri	Talep takip modeli
Abu-Bader ve Abu-Qarn (2008)	6 Ortadoğu ve Kuzey Afrika ülkesi	1960-2004	VAR analizi ve Granger nedensellik testleri	5 ülkede arz öncülü, İsrail’de talep takip modeli geçerlidir.
Nazlıoğlu vd. (2009)	Türkiye	1987-2007	Dolado-Lütkepohl Granger nedensellik testi	Talep takip modeli
Enisan ve Olufisayo (2009)	7 Sahra altı ülkesi	1980-2004	ARDL sınır testi ve Granger nedensellik testleri	Arz öncülü modeli
Altuntaş ve Ayriçay (2010)	Türkiye	1987-2007	ARDL sınır testi	Arz öncülü modeli
Akkay (2010)	Türkiye	1989-2010	Granger nedensellik testi	1989-2001 dönemi karşılıklı etkileşim, 2001 sonrası talep takip modeli geçerlidir.
Ndako (2010)	Güney Afrika	1961-2007	VECM modeli	Karşılıklı etkileşim
Özcan ve Ari (2011)	Türkiye	1998-2009	VAR modeli	Talep takip modeli
Yıldırım vd. (2013)	10 gelişmekte olan Avrupa ülkesi	1990-2012	Asimetrik nedensellik analizi	Talep takip modeli
Bozoklu ve Yılancı (2013)	14 ülke	1988-2011	Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik testi	Arz öncülü modeli

Hsueh vd. (2013)	10 Asya ülkesi	1980-2007	Bootstrap panel Granger nedensellik analizi	6 ülkede arz öncülü, 3 ülkede talep takip modeli ve 1 ülkede etkileşim yoktur.
Mercan ve Peker (2013)	Türkiye	1992-2010	Granger nedensellik testi	Arz öncülü modeli
Aydın vd. (2014)	Türkiye	1988-2012	Toda-Yamamoto nedensellik testi	Arz öncülü modeli
Gazel (2016)	10 ülke	1990-2016	Panel veri analizi	Etkileşim yoktur.
Türkoğlu (2016)	Türkiye	1960-2013	Granger nedensellik Analizi	Karşılıklı etkileşim
Aydın ve Malcıoğlu (2016)	OECD ülkeleri	1980-2014	Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik test	Arz öncülü modeli
Çeştepe ve Yıldırım (2016)	Türkiye	1986-2015	Johansen eşbütünleşme, Granger ve Toda-Yamamoto nedensellik testleri	Karşılıklı etkileşim
Işık ve Bilgin (2016)	Türkiye	2003-2015	Hacker ve Hatemi-J (2012) nedensellik testi	Dönemsel olarak bulgular farklılaşmaktadır.
Contuk ve Güngör (2016)	Türkiye	1998-2014	Simetrik ve Asimetrik Granger nedensellik testleri	Simetrik bulgu karşılıklı etkileşim, asimetrik bulgu talep takip modeli yönündedir.
Jung (2017)	Güney Kore	1961-2013	VECM ve Granger nedensellik testleri	Arz öncülü modeli
Karamelikli ve Keşgingöz (2018)	Türkiye	1998-2014	Johansen eşbütünleşme, VECM, Granger ve Toda-Yamamoto nedensellik testleri	Etkileşim yoktur.
Guptha ve Rao (2018)	BRICS ülkeleri	1996-2016	Toda-Yamamoto nedensellik testi	Ükelere göre bulgular farklılaşmakta; Güney Afrika’da etkileşim yoktur.
Şahin ve Temelli (2018)	APEC ülkeleri	1990-2014	Panel veri analizi	Karşılıklı etkileşim
Swamy ve Dharani (2018)	24 gelişmiş ülke	1983-2013	Panel nedensellik analizi	Karşılıklı etkileşim
Asteriou ve Spanos (2019)	26 Avrupa Birliği ülkesi	1990-2016	Panel veri analizi	Zamana göre bulgulara farklılaşmaktadır.

Ismail vd. (2019)	Malezya	1990-2013	Johansen eşbütünleşme, Granger nedensellik testleri	Talep takip modeli
Perera ve Paudel (2019)	Sri Lanka	1955-2005	Johansen Eşbütünleşme, Granger nedensellik testleri	Etkileşim yoktur.
Guru ve Yadav (2019)	BRICS ülkeleri	1993-2014	Panel veri analizi	Arz öncülü modeli
Tadesse ve Abafia (2019)	Etiyopya	1975-2016	ARDL sınır testi ve Granger nedensellik testleri	Arz öncülü modeli
Öz vd. (2020)	Türkiye	2003-2018	ARDL sınır testi	Talep takip modeli
Eyüboğlu ve Akan (2020)	Türkiye	1980-2016	RALS Engle ve Granger eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri	Arz öncülü modeli
Atay (2020)	Türkiye	1961-2015	Granger nedensellik testi	Talep takip modeli
Eroğlu ve Yeter (2021)	Türkiye	1991-2019	Toda-Yamamoto nedensellik testi	Arz öncülü modeli
Fendoğlu (2021)	Türkiye	1960-2017	Fourier ADL eşbütünleşme ve Fourier Toda Yamamoto nedensellik testleri	Arz öncülü modeli
Çeştepe ve Ergun Tatar (2021)	Kıvrılgan beşli ülkeleri	1980-2019	Asimetrik panel nedensellik testi	Ülkelere göre bulgular farklılaşmaktadır.
Taşseven ve Yılmaz (2022)	Türkiye	2005-2020	Johansen eşbütünleşme testi, VECM, Granger nedensellik testleri	Talep takip modeli

2. EKONOMETRİK YÖNTEM

Durağanlık, bir serinin ortalamasının, varyansının ve otokovaryansının zaman içinde sabit olduğunu ifade etmektedir. Durağan serilerdeki şokların etkileri kısa vadede ortadan kalkarken, durağan olmayan serilerdeki şoklar kalıcı etkiler yaratabilmektedir (Gujarati ve Porter, 1999, s. 713). Ekonometrik zaman serisi literatüründe durağanlığı test edebilen birçok test söz konusudur. Durağanlık testleri, barındırdığı varsayımlar ve özellikler

nedeni ile farklılaşabilmektedir. Bu çalışmada yaygın kullanıma sahip Augmented Dickey ve Fuller (ADF) birim kök testi ilk uygulanan durağanlık sınamasıdır. Dickey ve Fuller (1979) test süreci, hata terimlerinin sabit varyanslı ve istatistikî açıdan bağımsız olduklarını yani otokorelasyon barındırmadığını varsaymaktadır. Bu otokorelasyon sorununu gidermek için 1981 yılında ADF test süreci oluşturulmuş ve modele bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri bağımsız değişken olarak dahil edilmiştir. Testte yokluk hipotezi ile serinin durağan olmadığı, alternatif hipotezde ise durağan olduğu sınanmaktadır. ADF test istatistiğinin mutlak değeri, kritik değerlerden küçük ise serinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılır.

Geleneksel birim kök testleri, zaman serilerinde çok olarak adlandırılan yapısal kırılmalara sebebiyet veren ekonomik krizler, doğal afetler, politika değişiklikleri gibi benzeri durumları dikkate almamaktadır. Nelson ve Plosser (1982), bu yapısal kırılmaların serilerde kalıcı etkilerinin olabileceğini ifade etmiştir. Perron (1989) çalışmasında bir zaman serisindeki kırılma zamanının dışsal ve bu zamanın bilindiği varsayımı ile yapısal kırılmalı birim kök testlerinin temelini atmıştır. Perron’un (1989) tek yapısal kırılmalı testine yönelik eleştirileri ile Zivot ve Andrews (1992), kırılma zamanının içsel olarak ve bu zamanın bilinmediği varsayımı ile tek yapısal kırılmalı birim kök testini geliştirmiştir. Tek yapısal kırılmalı birim kök testleri ile sınama bazen sonuçların hatalı olmasına sebebiyet verebilmektedir. Bu durumda çift yapısal kırılmalara izin verebilen Lumsdaine ve Papell (1997) ve Lee ve Strazicich (2003) birim kök testleri kullanılabilirlerdir.

Zivot ve Andrews (1992) ve Lumsdaine ve Papell (1997) birim kök testleri, birim kökün varlığını ifade eden yokluk hipotezinde yapısal kırılma olmadığını varsaymakta ve kritik değerlerde bu duruma göre elde edilmektedir. Lee ve Strazicich (2003) çift kırılmalı birim kök testinde ise alternatif hipotezin yapısal kırılmalı durağan olmaması gerektiği belirtilmektedir. Lee ve Strazicich (2003, 2004), bu sorunu ortadan kaldırmak için Schmidt ve Phillips (1992) tarafından literatüre kazandırılan Lagrange Çarpanlarına dayanan, Zivot ve Andrews (1992) birim kök testine alternatif olarak tek kırılmalı, Lumsdaine ve Papell (1997) birim kök testine alternatif olarak ise iki kırılmalı Lagrange Çarpanları (LM) birim kök testlerini geliştirmiştir. Lee ve Strazicich (2003, 2004) testinde kırılma zamanı içsel olarak belirlenmektedir. Tek kırılmalı birim kök testi için kritik değerler Lee ve Strazicich (2004), çift kırılmalı test için ise Lee ve Strazicich (2003) çalışmalarından elde edilmektedir. Elde edilen test istatistiğinin kritik değerden büyük olması durumunda yapısal kırılmalı birim kök yokluk hipotezi reddedilmektedir (Yılancı, 2009, s. 327-331).

Becker vd. (2006) çalışmalarında yapısal kırılmaların doğasının tam olarak bilinmeyeceğini, fourier fonksiyonunu kullanarak Kwiatkowski vd. (1992) birim kök testine dayalı, yapısal kırılma tarihlerinin, sayısının ya da kırılma yapılarının önemsenmediği bir yöntem geliştirmişlerdir. Fourier fonksiyonlarına dayalı birim kök test çalışmalarına Christopoulos ve León-Ledesma (2010), Fourier ADF ve Fourier KSS testlerini geliştirerek katkı

sunmuştur. Bu araştırmada, geleneksel ve yapısal kırılmalı birim kök test uygulaması sonrası Fourier KSS birim kök testi kullanılmıştır.

Üç aşamalı olan Fourier KSS birim kök testinin ilk aşamasında (1) numaralı denklem en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmekte ve kalıntılar elde edilmektedir. Denklem (1)'de t deterministik trendi, k kalıntı kareleri toplamını minimum yapan frekans sayısını, T gözlem sayısını ve π ise pi sayısını göstermektedir. Frekans sayısının 1 ile 5 arasında aldığı bir tamsayı değeri ile Denklem (1) en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmektedir. Hangi frekans sayısında modelin kalıntı kareler toplamı minimum elde ediliyorsa o uygun frekans sayısı olarak kabul edilmektedir. Uygun frekans sayısının belirlenip model tahmininden sonra modele ait kalıntılar Denklem (2) yardımı ile elde edilir (Christopoulos ve León – Ledesma, 2010, s. 1079-1082):

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (1)$$

$$\hat{v}_t = y_t - [\hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi \hat{k}t}{T}\right) + \hat{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi \hat{k}t}{T}\right)] \quad (2)$$

İkinci aşamada ise, Kapetanios vd. (2003) testinde önerilen ve doğrusal olmayan üssel geçişli otoregresif süreç izleyen 3 numaralı denklemde sunulan yardımcı regresyon modeli dikkate alınmaktadır.

$$\Delta v_t = \lambda_1 v_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-t} + \mu_t \quad (3)$$

Denklem (3)'te $\lambda_1 = 0$ yokluk hipotezi, $\lambda_1 < 0$ alternatif hipotezine karşı sınanmaktadır. Eğer hesaplanan test istatistiği mutlak değerce kritik değerlerden küçük olursa yokluk hipotezi reddedilemez ve serinin birim köklü olduğu tespit edilmektedir. Son aşamada ise trigonometrik terimlerin anlamlılığı F testi ile sınanmakta, doğrusal trendin olmadığına ilişkin yokluk hipotezi, kırılmalı deterministik trend etrafında serinin durağanlığını ifade etmektedir. Trigonometrik terimlerin anlamlılığının sınanmasında kullanılan kritik değerler Becker vd. (2006) araştırmasından elde edilmektedir. F test istatistiği, kritik değerlerden büyük olması halinde yokluk hipotezi reddedilmekte ve Fourier terimlerin anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu durum Fourier KSS testinin, durağanlığın sınanmasına uygunluğunu ortaya koymaktadır. Trigonometrik terimler anlamsız tespit edilirse Kapetanios vd. (2003) birim kök testinin kullanılması önerilmektedir.

Eşbütünleşme kavramı, Engle ve Granger (1987) araştırması ile ilk defa formüle edilmiştir. İzleyen araştırmalarda geliştirilen geleneksel testler, koentegre vektörde herhangi bir yapısal değişikliğe izin vermeden

eşbütünleşme ilişkisini ortaya koymuştur. Daha sonra koentegre vektörde yapısal değişikliğe izin vermeyen bu testlerin güçsüzlüğü nedeni ile yapısal kırılmalı eşbütünleşme yaklaşımları geliştirilmiştir. Özellikle yapısal kırılmaların varlığı durumunda geleneksel eşbütünleşme testlerinin kullanılması, eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına dair yokluk hipotezinin reddedilmeme eğiliminde olmasına yol açabilmektedir. Sonraki süreçte, yapısal kırılmalı eşbütünleşme testlerinde yapısal kırılmanın sayısı ve formunun önsel olarak belirlenmesi bir sorun olarak görülmüştür. Tsong vd. (2016) tarafından geliştirilen Fourier fonksiyonlarına dayalı eşbütünleşme yaklaşımı ile yapısal kırılmaların sayısının ve yapısının önemsiz olduğu bir yöntem geliştirilmiştir (Yılancı, 2017, s. 58; Hepsağ, 2022, s. 181).

Tsong vd. (2016) tarafından geliştirilen test, Shin (1994) eşbütünleşme testinin fourier fonksiyonu ile genişletilmiş hali olduğu için Fourier Shin testi olarak bilinmektedir. Testte (4) numaralı denklemde yer alan model dikkate alınmaktadır (Tsong vd., 2016, s. 1087-1089):

$$y_t = d_t + x_t' \beta + \eta_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

Burada, $\eta_t = \gamma_t + v_{1t}$, $\gamma_0 = 0$ iken $\gamma_t = \gamma_{t-1} + u_t$ ve $x_t = x_{t-1} + v_{2t}$ şeklindedir. u_t , sıfır ortalama ve σ_u^2 varyanslı bağımsız ve türdeş dağılan hata terimini, γ_t ise sıfır ortalama ile rassal yürüyüş sürecini ifade etmektedir. Skaler v_{1t} ile p boyutlu vektör v_{2t} durağan oldukları için x_t ve y_t birinci dereceden farkında durağan süreçlerdir. Denklem (4)'te yer alan deterministik terim (d_t), modelde sabitli terim (m=0) ya da sabitli ve trendli (m=1) olmasına göre Denklem (5)'te yer alan şekilde tanımlanabilir.

$$d_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + f_t \quad (5)$$

Denklem (5)'te yer alan f_t fourier fonksiyonu, Denklem (6)'da yer alan eşitlikteki gibi tanımlanmaktadır.

$$f_t = \alpha_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) \quad (6)$$

Denklem (6)'da k frekans sayısını, t trendi ve T ise gözlem sayısını ifade etmektedir. Fourier Shin eşbütünleşme testine ait yokluk ve alternatif hipotezler sırası ile $H_0: \sigma_u^2 = 0$ ve $H_1: \sigma_u^2 > 0$ şeklinde gösterilir. Yokluk hipotezi seriler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu iken; alternatif hipotez ise olmadığını ifade etmektedir. Fourier fonksiyonu Denklem (4) ile birleştirilerek Denklem (7)'de sunulan Fourier Shin eşbütünleşme testi oluşturulmaktadır. Denklem (7)'de trigonometrik terimlerin anlamlılığı Fourier KSS birim kök test sürecinde de olduğu gibi F istatistiği kullanılarak sınanır.

$$y_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + \alpha_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + x_t' \beta + v_{1t} \quad (7)$$

Eşbütünleşme testinin istatistiği ise Denklem (8) kullanılarak hesaplanmaktadır.

$$CI_f^m = T^{-2} \hat{\omega}_1^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 \quad (8)$$

CI_f^m test istatistiği, Tsong vd. (2016) araştırmasında yer alan kritik değerlerden küçük ise seriler arasında uzun dönemli ilişki olduğuna dair yokluk hipotezi reddedilemez. Eğer test istatistiği, kritik değerlerden büyük ise yokluk hipotezi reddedilemekte ve seriler arasında uzun dönemli ilişki bulunmadığı tespit edilmektedir.

Seriler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edildiğinde klasik en küçük kareler yöntemi ile uzun dönem katsayı tahmini yapmak sorunlu olabilmektedir (Shin, 1994, s. 92). Bu sorunu aşma adına Saikkonen (1992) ve Stock ve Watson (1993) geliştirmiş oldukları DOLS tahmincisi ile denklemlere bağımsız değişkenlerin fark değerlerinin öncül ve gecikmeli değerlerini modele eklendiği bir yöntem geliştirmişlerdir (Topaloğlu ve Ege, 2020, s. 1382).

Son olarak nedensellik ilişkileri Granger nedensellik temelli Hacker ve Hatemi J (2012) bootstrap nedensellik testi ile sınanmıştır. Literatüre kazandırdığı nedensellik sınaması ile Granger (1969), testin belirgin özelliğinin serilerin durağanlık şartına bağlamıştır. Daha sonraki süreçte Toda-Yamamoto (1995), serilerin durağanlık ve eşbütünleşme özelliklerinin önemsenmediği Vektör Otoregresif Modele (VAR) dayalı nedensellik testini ortaya koymuştur. Toda-Yamamoto (1995) testinde, hata terimleri normal dağılmadığında ya da ARCH yapısına sahip olmadığında testin gücünün azaldığını öne süren Hacker ve Hatemi J (2006) bootstrap nedensellik testini geliştirmiştir. Aynı yazarlar testin gecikme uzunluğunun dışsal belirlenmesini zayıflık görerek Hacker ve Hatemi J (2012) testini ortaya koymuşlardır. Hacker ve Hatemi J (2012) nedensellik sınaması, gecikme uzunluğu içsel olarak belirlenmekte ve önceki nedensellik sınamalarında belirtilen sorunlar giderilmektedir. İlgili testte yokluk hipotezi seriler arasında nedensellik ilişkisi yoktur şeklinde kurulmaktadır.

3. VERİ SETİ VE AMPİRİK BULGULAR

Türkiye örnekleminde sermaye piyasası temelli finansal gelişme ile ekonomik büyüme ilişkisinin araştırılması amaçlanmıştır. Literatürde finansal gelişme ile ekonomik büyümenin göstergesi olarak çok farklı değişkenlerin kullanıldığı görülmektedir. Lynch (1996), finansal gelişme göstergeleri olarak parasal, kredi ve sermaye piyasası büyüklüklerinin kullanımını tavsiye etmektedir. Özellikle ulusal literatür incelendiğinde parasal ve kredilere

ilişkin göstergelerle yapılan araştırmaların yaygın olduğu görülmüş, sermaye piyasası temelli finansal gelişme göstergesi tercih edilmiştir. Sermaye piyasası temelli finansal gelişme göstergeleri olarak ise araştırmalarda pay senedi piyasa değerinin Gayri Safi Yurt İçi Hasıla’ya (GSYİH) oranı (%), borsada işlem gören toplam değer GSYİH’e oranı (%), pay senedi piyasası devir hızı (%), pay senedi fiyat oynaklığı, pay senedi piyasası işlem hacmi ve pay senedi fiyatları ya da getirilerin kullanıldığı görülmektedir (Levine ve Zervos, 1996; Arestis ve Demetriades, 1997; Levine ve Zervos, 1998; Kandır vd., 2007; Altunç, 2008; Contuk ve Güngör, 2016; Akyol ve Karakuş, 2016; Öz vd., 2020). Araştırmada, sermaye piyasası temelli finansal gelişmeyi Borsa İstanbul pay endeksi işlem hacmi ile ekonomik büyümeyi ise GSYİH temsil etmektedir. Araştırmada kullanılan veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Platformu (TCMB EVDS) ve Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) veri tabanlarından temin edilmiştir. Çeyrek dönemlik verilerin kullanıldığı araştırma, 1998Q1-2022Q4 dönemini kapsamakta ve her bir seri için 100 gözlem sayısı mevcuttur. Araştırmada seriler arasındaki ölçek farklılıkları ve varyanslarındaki değişkenliği azaltmak amacı ile düzey değerleri üzerinden doğal logaritmik form uygulanmıştır. Ayrıca, ekonomik büyümeyi temsilen kullanılan seri mevsimsellikten arındırılmıştır. Tablo 2’de araştırmada kullanılan seriler ve bu serilere ilişkin özet bilgilere yer verilmiştir.

Tablo 2. Serilerin Özet Bilgileri

Seri	Serinin Notasyonu	Serinin Tanımı	Serinin Kaynağı
Finansal Gelişme	FG	Borsa İstanbul (BİST) Pay Endeksi Toplam İşlem Hacmi (Bin TL)	TCMB EVDS
Ekonomik Büyüme	GSYİH	Gayri Safi Yurt İçi Hasıla-Harcama Yöntemiyle Cari Fiyatlarla (Bin TL)	TÜİK

Tablo 3’te serilerin ortalamaları, medyanları, maksimum ve minimum değerleri, standart sapmaları, Jarque-Bera test istatistikleri ve olasılık değerleri ile korelasyon ilişkisine yer verilmiştir. Finansal gelişmenin ekonomik büyümeye göre ortalamadan sapmasının daha yüksek olduğu görülmektedir. Bu durum, finansal zaman serisinin iktisadi bir seriye göre daha oynak olduğunu göstermektedir. Bu durumu logaritmik form üzerinden düzenlenen Grafik 1’de yer verilen zaman yolu grafiklerinde de görmek mümkündür. Seriler arasında pozitif ve güçlü korelasyon ilişkisi (0,9502) söz konusudur. Ayrıca, Jarqua-Bera testinin olasılık değerine göre %5 anlamlılık düzeyinde her iki seri normal dağılım özelliği göstermektedir.

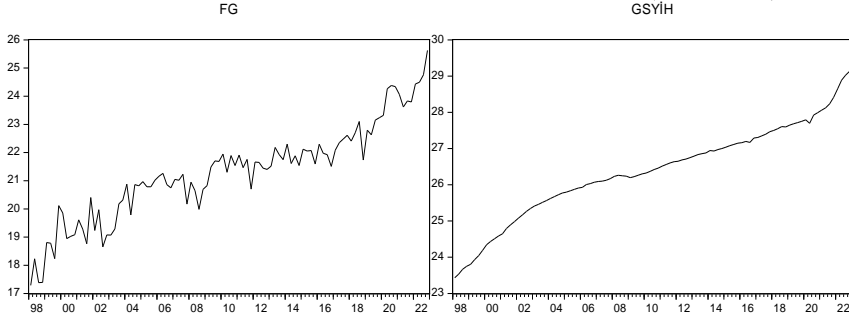
Tablo 3. Serilerin Frekans Değerleri

FG	GSYİH	Ort.	Medyan	Min.	Maks.	Std. Sapma	Jarque-Bera (p değeri)
----	-------	------	--------	------	-------	------------	------------------------

FG	1	0,9502	21,2953	21,4754	17,2837	25,6253	1,70836	0,0544 (0,9731)
GSYİH	0,9502	1	26,3661	26,3946	23,4309	29,1320	1,28394	1,6950 (0,4284)

Not: Ort., ortalama; min., minimum; maks., maksimum ve std., standart kelimelerinin kısaltmasını ifade etmektedir.

Grafik 1. Serilerin Zaman Yolu Grafikleri (1998-2022)



Ekonometrik zaman serisi analizlerinde serilerin durağanlık özellikleri analizin ilerleyişini etkileyebilmektedir. Bu çalışmada, geleneksel, yapısal kırılmalara izin veren ve son olarak yapısal kırılma tarihlerinin, sayısının ya da kırılma yapılarının önemsenmediği fourier fonksiyonlarına dayanan üç farklı türde birim kök testleri kullanılmak istenmiştir. Her üç test türünün uygulamalı şekilde varsa farklılıkları ortaya konulmaya çalışılmıştır. Araştırmadaki serilerin durağanlık özellikleri Augmented Dickey-Fuller (ADF), Lee ve Strazizich (2003, 2004) ve Fourier KSS birim kök testleri ile sınanmıştır. Tablo 4’te ADF test bulguları raporlanmıştır.

Tablo 4. ADF Birim Kök Test Bulguları

Seriler	Sabit Terimli	Sabit Terimli ve Trendli
FG	-0,6400 (0,8556)	-3,1272 (0,1059)
Δ FG	-16,5594 (0,0001)	-16,4760 (0,0000)
GSYİH	0,0861 (0,9631)	-1,7016 (0,7432)
Δ GSYİH	-3,4666 (0,0110)	-3,3921 (0,0584)

Not: Parantez içindekiler olasılık değerlerini ve “ Δ ” notasyonu ise serilerin birinci farkını göstermektedir. ADF birim kök testinde kritik değerler sabitli model için -3,499167 (%1), -2,891550 (%5) ve -2,582846 (%10); sabitli ve trendli model için ise -4,055416 (%1), -3,456805 (%5) ve -3,154273 (%10) şeklindedir. ADF testinde Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) kullanılmıştır.

ADF birim kök testinin sabitli ve sabit terimli-trendli model bulguları tüm anlamlılık düzeylerinde FG ve GSYİH serilerinin seviyede birim köklü olduğunu ve serilerin birinci dereceden farkı alındığında durağanlaştığını

göstermektedir. Sonuçta, ADF testine göre her iki seri I(1) olarak ifade edilebilir. Lee ve Strazizich (2003, 2004) testinin Crash ve Break model bulguları ise Tablo 5’te raporlanmıştır.

Tablo 5. Lee ve Strazizich (2003, 2004) Birim Kök Test Bulguları

Seriler	Tek Kırılmalı		Çift Kırılmalı	
	Crash	Break	Crash	Break
FG	-2,1386 (2011Q3)	-3,7785 (2011Q4)	-2,4682 (2007Q3-2011Q3)	-7,5189 (2006Q4-2018Q2)
Δ FG	-16,3581 (2018Q2)	-16,8399 (2020Q2)	-16,3494 (2013Q3-2018Q2)	-16,8949 (2002Q4-2020Q3)
GSYİH	-1,2974 (2007Q2)	-2,4255 (2008Q1)	-1,3506 (2005Q2-2007Q3)	-5,4541 (2003Q3-2020Q2)
Δ GSYİH	-3,9929 (2018Q4)	-8,5188 (2020Q1)	-4,2957 (2003Q1-2018Q4)	-11,6606 (2009Q1-2020Q1)
FG Serisi Düzeyde Kritik Değerler				
%1	-4,0840	-4,9124	-4,0730	-6,6910
%5	-3,4870	-4,3494	-3,5630	-6,1520
%10	-3,1850	-4,0719	-3,2960	-5,7980
FG Serisi Birinci Dereceden Farkında Kritik Değerler				
%1	-4,0840	-4,6552	-4,0730	-6,8210
%5	-3,4870	-4,0871	-3,5630	-5,9170
%10	-3,1850	-3,8061	-3,2960	-5,5410
GSYİH Serisi Düzeyde Kritik Değerler				
%1	-4,0840	-4,8939	-4,0730	-6,8210
%5	-3,4870	-4,3292	-3,5630	-5,9170
%10	-3,1850	-4,0479	-3,2960	-5,5410
GSYİH Serisi Birinci Dereceden Farkında Kritik Değerler				
%1	-4,0840	-4,6709	-4,0730	-7,0040
%5	-3,4870	-4,1016	-3,5630	-6,1850
%10	-3,1850	-3,8180	-3,2960	-5,8280

Not: Parantez içindekiler kırılma tarihlerini ve ‘ Δ ’ notasyonu ise serilerin birinci dereceden farkını göstermektedir. Çeyreklik veri seti kullanıldığı için maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınmıştır.

Lee ve Strazizich (2003, 2004) test bulguları, serilerin tek ve çift yapısal kırılmalar altında Crash modeli için seviyede birim köklü oldukları ve birinci dereceden farkları alındığında durağanlaştığını göstermektedir. Tek kırılmalı

Break modeli sonuçları, Crash modeli sonuçlarını doğrulamaktadır. Çift kırılmalı break modelinde FG serinin düzeyde durağan olduğunu, GSYİH serisinin ise düzeyde birim köklü olduğunu ve birinci dereceden farkı alındığında durağanlaştığı görülmektedir. Sonuçta, FG serisi için çift kırılmalı break modeli $I(0)$, diğer modeller $I(1)$; GSYİH serisi için tüm modellerde $I(1)$ olduğu görülmüştür.

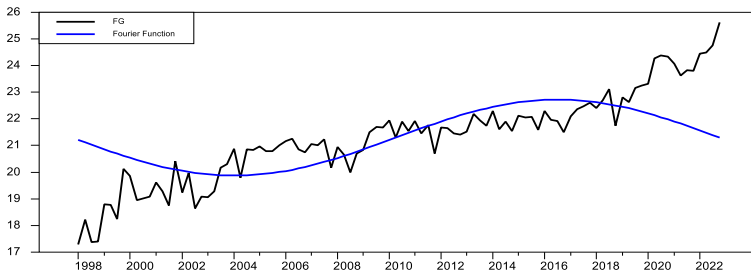
Tablo 6. FKSS Birim Kök Test Bulguları (Sabit Terimli Model)

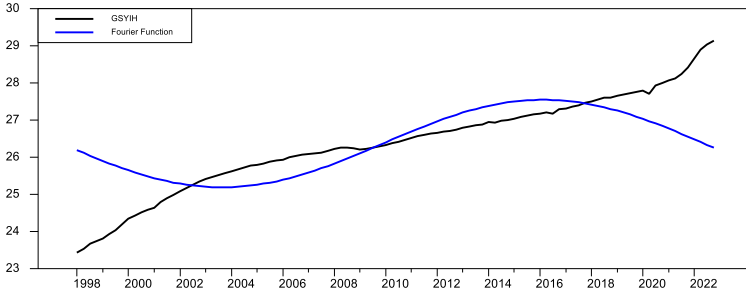
Seriler	Min KKT	Frekans (k)	FKSS	F İstatistiği
FG	187,53932	1	-0,23020	26,22112
Δ FG	34,55596	5	-4,48255	0,56989
GSYİH	93,88069	1	-0,54922	35,81282
Δ GSYİH	0,17598	1	-9,31841	25,39237

Not: “ Δ ” notasyonu ise serilerin birinci dereceden farkını göstermektedir. Araştırmanın T gözlem sayısı dikkate alınarak %5 anlamlılık düzeyinde 1, 2, 3, 4, ve 5 frekans sayısı için kritik değerler sırası ile -3,59, -3,25, -3,06, -2,99 ve -2,92 şeklindedir. Trigonometrik terimlerin anlamlılığını test etmek için kullanılacak kritik değer ise %5 anlamlılık düzeyinde 4,929 şeklindedir.

Tablo 6’da FKSS sabit terimli model birim kök test sonuçlarına göre, FG ve GSYİH serileri $k=1$ frekans sayısı altında sırası FKSS test istatistikleri sırası ile -0,23020 ve -0,54922 değerlerinin mutlak değerce, %5 anlamlılık düzeyinde kritik değer olan -3,59’den küçük olduğu için birim kökün olduğuna dair yokluk hipotezi reddedilemez. Sabit terimli modele göre FG ve GSYİH serileri seviyesinde birim köklüdür. FG ve GSYİH serilerinin seviye değerlerinde trigonometrik terimlerin anlamlılığı incelendiğinde F istatistik değerleri sırası ile 26,22112 ve 35,81282, %5 anlamlılık düzeyinde kritik değer olan 4,929’dan büyük olduğu için trigonometrik terimlerin anlamlı olduğu görülmektedir. Benzer prosedür serilerin birinci dereceden farkı için uygulandığında serilerin durağanlaştığı görülmektedir. Grafik 2’de FKSS birim kök testinin sabit terimli modele ait doğal logaritmik form üzerinden düzenlenen fourier fonksiyonları gösterilmektedir.

Grafik 2. FKSS Sabitli Modelde Seriler ve Fourier Fonksiyonları





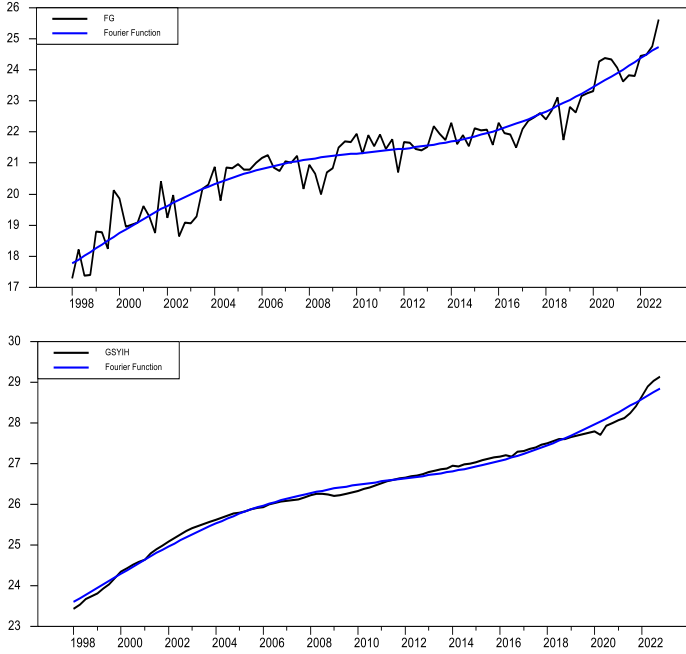
Tablo 7. FKSS Birim Kök Test Bulguları (Sabit Terimli ve Trendli Model)

Seriler	Min KKT	Frekans (k)	FKSS	F İstatistiği
FG	23,64880	1	-1,55627	27,71491
Δ FG	34,53332	5	-4,41885	0,59116
GSYİH	1,33829	1	-4,01361	232,01009
Δ GSYİH	0,17481	1	-9,77776	25,37508

Not: “ Δ ” notasyonu ise serilerin birinci dereceden farkını göstermektedir. Araştırmanın T gözlem sayısı dikkate alınarak %5 anlamlılık düzeyinde 1, 2, 3, 4, ve 5 frekans sayısı için kritik değerler sırası ile -4,08, -3,86, -3,64, -3,58 ve -3,53 şeklindedir. Trigonometrik terimlerin anlamlılığını test etmek için kullanılacak kritik değer ise %5 anlamlılık düzeyinde 4,972 şeklindedir.

Tablo 7’de FKSS sabit terimli ve trendli birim kök test sonuçlarına göre, FG ve GSYİH serileri $k=1$ frekans sayısı altında sırası FKSS test istatistikleri sırası ile -1,55627 ve -4,01361 değerlerinin mutlak değerce, %5 anlamlılık düzeyinde kritik değer olan -4,08’den küçük olduğu için birim kökün olduğuna dair yokluk hipotezi reddedilemez. Sabit terimli ve trendli modele göre FG ve GSYİH serileri seviyesinde birim köklüdür. FG ve GSYİH serilerinin seviye değerlerinde trigonometrik terimlerin anlamlılığı incelendiğinde F istatistik değerleri sırası ile 27,71491 ve 232,01009, %5 anlamlılık düzeyinde kritik değer olan 4,972’den büyük olduğu için trigonometrik terimlerin anlamlı olduğu görülmektedir. Benzer prosedür serilerin birinci dereceden farkı için uygulandığında serilerin durağanlaştığı görülmektedir. Grafik 3’te FKSS birim kök testinin sabit terimli ve trendli modele ait doğal logaritmik form üzerinden düzenlenen fourier fonksiyonları gösterilmektedir.

Grafik 3. FKSS Sabit Terimli ve Trendli Modelde Seriler ve Fourier Fonksiyonları



Uygulanan birim kök test bulguları FG ve GSYİH serilerinin birinci dereceden farkları alındığında durađanlaştıklarını göstermektedir. Serilerin I(1) olduğuna karar verilmiş, bu durum seriler arasında uzun dönemli ilişkileri tespit edebilmek için eşbütünleşme testinin uygulanmasına zemin hazırlamıştır. Bu araştırmada seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkilerinin tespiti için Fourier Shin eşbütünleşme testi uygulanmış, Tablo 8 ve Tablo 9’da bulgular ortaya konulmuştur.

Tablo 8. Fourier Shin Eşbütünleşme Test Bulguları (Sabit Terimli Model)

Model	Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	Min KKT	Frekans (k)	Fourier Shin Eşbütünleşme Test İstatistiđi	F İstatistiđi
1	GSYİH	FG	0,75506	2	0,07416	3,71229
2	FG	GSYİH	16,50592	2	0,05435	31,56240

Not: Tsong vd. (2016) Fourier Shin eşbütünleşme testi için T gözlem sayısı dikkate alınarak %5 anlamlılık düzeyinde 1, 2 ve 3 frekans sayısı için kritik deđerler sırası ile 0,124, 0,276 ve 0,304 şeklindedir. Trigonometrik terimlerin anlamlılıđını test etmek için kullanılacak kritik deđer ise %5 anlamlılık düzeyinde 4,066 şeklindedir.

Tablo 8’de Fourier Shin eşbütünleşme testinin sabit terimli modelinde GSYİH ve FG serilerinin bağımlı deđerken olduğu iki model kurulmuştur.

Model 1 bulguları, $k=2$ frekans sayısı altında eşbütünleşme test istatistiği 0,07416 olarak tespit edilmiştir. Test istatistiği, kritik değer olan 0,276’dan küçük olduğu için eşbütünleşmenin varlığını ifade eden yokluk hipotezi reddedilemez. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra trigonometrik terimlerin istatistiksel açıdan anlamlılığı sınanması gerekmektedir. Model 1’in F istatistiği 3,71229 değeri, %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değer olan 4,066’dan küçük olduğu için trigonometrik terimlerin anlamsız olduğunu ifade eden yokluk hipotezi reddedilemez ve trigonometrik terimin katsayısının anlamsız olduğu anlaşılmaktadır. Bu durum Model 1 için Fourier Shin eşbütünleşme testinin raporlanamayacağını ortaya koymaktadır. Model 1’de fourier fonksiyonlarına dayalı uzun dönemli bir ilişki söz konusu değildir.

Model 2 bulguları, $k=2$ frekans sayısı altında eşbütünleşme test istatistiği 0,05435 olarak tespit edilmiştir. Test istatistiği, kritik değer olan 0,276’dan küçük olduğu için eşbütünleşmenin varlığını ifade eden yokluk hipotezi reddedilemez. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra trigonometrik terimin anlamlılığı için Model 2 F istatistiği 31,56240 değeri, %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değer olan 4,066’dan büyük olduğu için trigonometrik terimlerin anlamsız olduğunu ifade eden yokluk hipotezi reddedilir ve trigonometrik terim katsayısının anlamlı olduğu görülmektedir. Bu durum Model 2 için Fourier Shin eşbütünleşme testinin raporlanabileceğini ortaya koymaktadır.

Tablo 9. Fourier Shin Eşbütünleşme Test Bulguları (Sabit Terimli ve Trendli Model)

Model	Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	Min KKT	Frekans (k)	Fourier Shin Eşbütünleşme Test İstatistiği	F İstatistiği
3	GSYİH	FG	0,11873	1	0,18385	4,03716
4	FG	GSYİH	14,92023	1	0,10243	37,57034

Not: Tsong vd. (2016) Fourier Shin eşbütünleşme testi için T gözlem sayısı dikkate alınarak %5 anlamlılık düzeyinde 1, 2 ve 3 frekans sayısı için kritik değerler sırası ile 0,048, 0,099 ve 0,114 şeklindedir. Trigonometrik terimlerin anlamlılığını test etmek için kullanılacak kritik değer ise %5 anlamlılık düzeyinde 4,019 şeklindedir.

Benzer bir prosedür Fourier Shin eşbütünleşme testinin sabit terimli ve trendli model için Tablo 9’da uygulanmıştır. Model 3 ve Model 4 için $k=1$ frekansı altında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilememiştir.

Tablo 10. Model 2 DOLS Bulguları

Bağımlı Değişken: FG		Katsayı	Standart Hata	T-İstatistiği	Olasılık Değeri
Bağımsız Değişken					
GSYIH		1,08372	0,07137	15,18386	0,00000

Sin	-0,09539	0,08001	-1,19227	0,23676
Cos	0,10705	0,08389	1,27603	0,20573
C (Sabit)	-7,28628	1,93938	-3,75700	0,00033

Not: Sinüs (sin) ve cosinüs (cos) fourier fonksiyonlarını göstermektedir. $R^2 = 0,89707$.

Tablo 10'da bağımlı değişkenin finansal gelişme ve bağımsız değişkenin ekonomik büyüme olduğu Model 2'ye ait DOLS uzun dönem katsayı tahmin bulguları sunulmuştur. İlişki istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitifdir. Ekonomik büyümede meydana gelen %1'lik bir artış, finansal gelişmede %1,08372 oranında bir artış yaratmaktadır. Bu sonuç, Türkiye'de ekonomik büyümenin sermaye piyasası temelli finansal gelişmeyi artıran bir gösterge olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 11. Nedensellik Test Bulguları

İlişki	MWALD Test Değeri	%1 Kritik Değer	%5 Kritik Değer	%10 Kritik Değer	Karar
GSYİH \neq FG	0,001	10,846	3,753	2,317	H_0 kabul; nedensellik yok.
FG \neq GSYİH	5,475	10,177	6,473	4,903	%10 anlamlılık düzeyinde H_0 red; FG serisinden GSYİH'e doğru Granger nedensellik söz konusudur.

Not: Bootstrap kritik değerler 10.000 döngü ile elde edilmiştir. Tabloda yer alan " \neq " notasyonu, bağımsız değişkenden bağımlı değişkene doğru nedensellik ilişkisi olmadığına dair yokluk hipotezini göstermektedir.

Tablo 11'de Hacker ve Hatemi J (2012) nedensellik test bulguları raporlanmıştır. Testte bağımsız değişkenden bağımlı değişkene doğru nedensellik ilişkisini ortaya koyan MWALD değerleri, bootstrap yöntemi ile elde edilen kritik değerlerden küçük çıkarsa nedensellik ilişkisinin olmadığını ifade eden yokluk hipotezi reddedilmez ve nedenselliğin olmadığına karar verilir. Bulgular, tüm anlamlılık düzeylerinde ekonomik büyümeden finansal gelişmeye doğru Granger nedensellik söz konusu değilken; %10 anlamlılık düzeyinde finansal gelişmeden ekonomik büyümeye tek yönlü Granger nedensellik mevcuttur.

Sonuç

Türkiye'de sermaye piyasası temelli finansal gelişme ile ekonomik büyüme ilişkisinin incelenmesi bu araştırmanın temel amacını oluşturmuştur. Bu amaç ile 1998-2022 yıllarına ait çeyrek dönemlik veriler kullanılmıştır. Araştırmada serilerinin durağanlık özellikleri Augmented Dickey ve Fuller (ADF), Lee ve Strazizich (2003, 2004) ve Fourier KSS birim kök testleri ile sınanmıştır. Testler sonucunda, serilerin düzey değerinde birim köklü

oldukları, birinci dereceden farkları alındığında durağanlaştıkları görülmüştür. Birinci dereceden farkları alınarak durağanlaşan seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiler Fourier Shin eşbütünleşme testi ile sınanmıştır. Fourier Shin testine ait sabit terimli ve sabit terimli/trendli modeller kurulmuştur. Bağımlı değişkenin finansal gelişme olduğu sabit terimli modelde uzun dönemli bir ilişki söz konusudur. Seriler arasında uzun dönemli ilişki tespiti sonrası DOLS yöntemi ile katsayı tahmini yapılmıştır. Bulgularda, ekonomik büyümede %1’lik bir artışın finansal gelişmede %1,08372 oranında bir yükselişe neden olduğu görülmüştür. Son olarak, Hacker ve Hatemi J (2012) bootstrap nedensellik test bulgularına göre %10 anlamlılık düzeyinde finansal gelişmeden ekonomik büyümeye tek yönlü Granger nedensellik mevcuttur.

Araştırma sonuçları, eşbütünleşik seriler arasında yapılan DOLS katsayı tahmini bulgularında finansal gelişme ile ekonomik büyüme ilişkisinin istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif olduğunu göstermektedir. Türkiye’de ekonomik büyümenin sermaye piyasası temelli finansal gelişmeyi destekleyici bir gösterge olduğunu kanıtlamaktadır. Ayrıca, bu durum talep takipli hipotezin geçerliliğini de desteklemektedir. Nedensellik test sonuçları ise finansal gelişmenin ekonomik büyümenin nedeni olması ile arz öncülü hipotezin geçerliliğini doğrulamaktadır. Uygulanan her iki ekonometrik yöntemde farklı hipotez sonuçları elde edilmiştir. Bu araştırmanın sonuçları göstermektedir ki kullanılan ekonometrik yöntemler ilişkinin tespitinde önem arz etmektedir. Genel değerlendirmede sermaye piyasalarının gelişimi için ekonomik büyümeyi sağlayacak kararların politika yapıcılar tarafından alınması gerektiği ortaya konulmuştur. Ayrıca, gelecek araştırmalarda ekonometrik yöntem, ülke ve zaman boyutları farklılaştırılarak ilgili literatür daha da zenginleştirilebilir.

Hakem Değerlendirmesi: Dış Bağımsız

Yazar Katkısı: Onur Şeyranlıoğlu: %100

Destek ve Teşekkür Beyanı: Çalışma için destek alınmamıştır.

Etik Onay: Bu çalışma etik onay gerektiren herhangi bir insan veya hayvan araştırması içermemektedir.

Çıkar Çatışması Beyanı: Çalışma ile ilgili herhangi bir kurum veya kişi ile çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Peer Review: Independent double-blind

Author Contributions: Onur Şeyranlıoğlu: 100%

Funding and Acknowledgement: No support was received for the study.

Ethics Approval: This study does not contain any human or animal research that requires ethical approval

Conflict of Interest: There is no conflict of interest with any institution or person related to the study.

Önerilen Atıf: Şeyranlıođlu, O. (2024). Türkiye’de sermaye piyasası temelli finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin Fourier yaklaşımlar ile analizi. *Akademik Hassasiyetler*, 11(24), 167-197. <https://doi.org/10.58884/akademik-hassasiyetler.1299131>

Kaynakça

- Abu-Bader, S. & Abu-Qarn, A. S. (2008). Financial development and economic growth: The Egyptian experience. *Journal of Policy Modeling*, 30(5), 887-898. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2007.02.001>
- Acaravcı, A., Öztürk, İ. & Acaravcı, S. K. (2007). Finance-growth nexus: evidence from Turkey. *International Research Journal of Finance and Economics*, 0(11), 30-40.
- Afşar, A. (2007). Finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 0(36), 188-198.
- Akça, E. E., Bal, H. & Manga, M. (2018). Türkiye’de finansal gelişme ve ekonomik büyüme bağlantısı: Bootstrap yaklaşımına dayalı nedensellik analizi. *Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 5(3), 172-184. <https://doi.org/10.30803/adusobed.396868>
- Akkay, C. (2010). Finansal entegrasyon sürecinde finansal gelişme ekonomik büyüme arasındaki nedenselliğin Türkiye açısından dönemsel olarak araştırılması. *Sosyal Bilimler Dergisi*, 0(2), 55-70.
- Altıntaş, H. & Ayriçay, Y. (2010). Türkiye’de finansal gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisinin sınır testi yaklaşımıyla analizi: 1987-2007. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 10(2), 17-98.
- Altunç, Ö. F. (2008). Türkiye’de finansal gelişme ve iktisadi büyüme arasındaki nedenselliğin ampirik bir analizi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 3(2), 113-127.
- Ang, J. B. & McKibbin, W. J. (2007). Financial liberalization, financial sector development and growth: Evidence from Malaysia. *Journal of Development Economics*, 84(1), 215-233. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2006.11.006>
- Arestis, P. & Demetriades, P. (1997). Financial development and economic growth: Assessing the evidence. *The Economic Journal*, 107(442), 783-799. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.1997.tb00043.x>
- Asteriou, D. & Spanos, K. (2019). The relationship between financial development and economic growth during the recent crisis: Evidence from the EU. *Finance Research Letters*, 28, 238-245. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.05.011>

- Atay, E. (2020). Finansal gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye örneği (1961-2015). *Haliç Üniversitesi Sosyal Bilimleri Dergisi*, 3(2), 305-326.
- Aydın, M. K., Ak, M. Z. & Altıntaş, N. (2014). Finansal gelişmenin büyümeye etkisi: Türkiye özelinde nedensellik analizi. *Maliye Dergisi*, 0(167), 149-162.
- Aydın, M. & Malcıoğlu, G. (2016). Financial development and economic growth relationship: The case of OECD countries. *Journal of Applied Research in Finance and Economics*, 2(1), 1-7.
- Beck, T. & Levine, R. (2004). Stock markets, banks, and growth: Panel evidence. *Journal of Banking & 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)
- Becker, R., Enders, W. & Lee, J. (2006). A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381-409. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x>
- Bhattacharya, P. C. & Sivasubramanian, M. N. (2003). Financial development and economic growth in India: 1970–1971 to 1998–1999. *Applied Financial Economics*, 13(12), 925-929. <https://doi.org/10.1080/0960310032000129590>
- Bozoklu, Ş. & Yılandı, V. (2013). Finansal gelişme ve iktisadi büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi: Gelişmekte olan ekonomiler için analiz. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 28(2), 161-187.
- Calderón, C. & Liu, L. (2003). The direction of causality between financial development and economic growth. *Journal of Development Economics*, 72(1), 321-334. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(03\)00079-8](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(03)00079-8)
- Caporale, G. M., Howells, P. & Soliman, A. M. (2005). Endogenous growth models and stock market development: Evidence from four countries. *Review of Development Economics*, 9(2), 166-176. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2005.00270.x>
- Christopoulos, D. K. & León-Ledesma, M. A. (2010). Smooth breaks and non-linear mean reversion: Post-Bretton Woods real exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 29(6), 1076-1093. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2010.02.003>
- Christopoulos, D. K. & Tsionas, E. G. (2004). Financial development and economic growth: Evidence from panel unit root and cointegration tests. *Journal of Development Economics*, 73(1), 55-74. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2003.03.002>
- Contuk, F. Y. & Güngör, B. (2016). Asimetrik nedensellik testi ile finansal gelişme ekonomik büyüme ilişkisinin analizi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 0(71), 89-108. <https://doi.org/10.25095/mufad.396700>

- Çeştepe, H. & Ergün Tatar, H. (2022). Finansal gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisi: Kırılğan beşli ülkeleri için panel asimetrik nedensellik analizi. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(1), 542-560. <https://doi.org/10.30798/makuiibf.913434>
- Çeştepe, H. & Yıldırım, E. (2016). Türkiye’de finansal gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 12(12), 12-26.
- Demetriades, P. & Hussein, K. (1996) Financial development and economic growth: Cointegration and causality tests for 16 countries. *Journal of Development Economics*, 51(2), 387-411. [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3878\(96\)00421-X](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-3878(96)00421-X)
- Demir, Y., Öztürk, E. & Albeni, M. (2007). Türkiye’de finansal piyasalar ile ekonomik büyüme ilişkisi. *Karamanođlu Mehmetbey Üniversitesi Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 0(2), 438-455.
- Dickey, D. A. & Fuller, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- Dickey, D. A. & Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Enisan, A. A. & Olufisayo, A. O. (2009). Stock market development and economic growth: Evidence from seven sub-Saharan African countries. *Journal of Economics and Business*, 61(2), 162-171. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2008.05.001>
- Erođlu, İ. & Yeter, F. (2021). Finansal gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye için nedensellik analizi. *Journal of Emerging Economies and Policy*, 6(2), 272-286.
- Estrada, G., Park, D. & Ramayandi, A. (2010). Financial development and economic growth in developing Asia. *ADB Economics Working Paper Series*, 0(233), 1-63.
- Eyübođlu, K. & Akan, K. (2020). Türkiye’de finansal gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisi: RALS-EG eşbütünleşme testi. *Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 22(4), 974-988. <https://doi.org/10.32709/akusosbil.627788>
- Fendođlu, E. (2021). Türkiye’de finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki: Fourier testlerden kanıtlar. *Journal of Empirical Economics and Social Sciences*, 3(2), 19-34. <https://doi.org/10.46959/jeess.993931>
- Fink, G., Haiss, P. & Hristoforova, S. (2003). Bond markets and economic growth. *Research Institute for European Affairs Working Paper*, 0(49), 1-35.

- Gazel, S. (2016). Finansal gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisi: 1990-2014 yılları zordaki onlu ülkeler uygulaması. *Business and Economics Research Journal*, 7(3), 39-52. <https://doi.org/10.20409/berj.2016321807>
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 37(3), 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Gregorio, J. D. & Guidotti, P. (1995). Financial development and economic growth. *World Development*, 23(3), 433-448. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(94\)00132-I](https://doi.org/10.1016/0305-750X(94)00132-I)
- Gujarati, D.N. & Porter, D.C. (1999). *Basic econometrics*. McGraw Hill Inc.
- Guptha, K. S. K. & Rao, R. P. (2018). The causal relationship between financial development and economic growth: An experience with BRICS economies. *Journal of Social and Economic Development*, 20(2), 308-326. <https://doi.org/10.1007/s40847-018-0071-5>
- Guru, B. K. & Yadav, I. S. (2019). Financial development and economic growth: Panel evidence from BRICS. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 24(47), 113-126. <https://doi.org/10.1108/JEFAS-12-2017-0125>
- Güngör, B. & Yılmaz, Ö. (2008). Finansal piyasalardaki gelişmelerin iktisadi büyüme üzerine etkileri: Türkiye için bir VAR modeli. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22(1), 173-193.
- Güryay, E., Şafaklı, O. V. & Tüzel, B. (2007). Financial development and economic growth: Evidence from Northern Cyprus. *International Research Journal of Finance and Economics*, 8(2), 57-62.
- Hacker, R. S. & Hatemi-J, A. (2006). Tests for causality between integrated variables using asymptotic and bootstrap distributions: Theory and application. *Applied Economics*, 38(13), 1489-1500. <https://doi.org/10.1080/00036840500405763>
- Hacker, R. S. & Hatemi-J, A. (2012). A bootstrap test for causality with endogenous lag length choice: Theory and application in finance. *Journal of Economic Studies*, 39(2), 144-160. <https://doi.org/10.1108/01443581211222635>
- Hepsağ, A. (2022). *Ekonometrik zaman serileri analizlerinde güncel yöntemler*. Der Yayınları.
- Hsueh, S. J., Hu, Y. H. & Tu, C. H. (2013). Economic growth and financial development in Asian countries: A bootstrap panel granger causality analysis. *Economic Modelling*, 0(32), 294-301. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.02.027>
- Ismail, F., Ab-Rahim, R. & Pei-Chin, L. (2019). Nexus between financial development and economic growth. *Academic Research in Business*

- and Social Sciences*, 9(1), 26-44.
<http://dx.doi.org/10.6007/IJARBSS/v9-i1/5328>
- Iřık, H. B. & Bilgin, O. (2016). Finansal gelişme ve ekonomik büyüme ilişkisi Türkiye örneđi. *İnsan ve Toplum Bilimleri Arařtırmaları Dergisi*, 5(7), 1757-1765. <https://doi.org/10.15869/itobiad.259113>
- Jung, S. M. (2017). Financial development and economic growth: Evidence from South Korea between 1961 and 2013. *International Journal of Management, Economics and Social Sciences (IJMESS)*, 6(2), 89-106.
- Kandır, S., İskenderođlu, Ö. & Önal, B. (2007). Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin arařtırılması. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 16(2), 311-326.
- Karamelikli, H. & Kesgingöz, H. (2017). Finansal gelişme bileşenlerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi: Türkiye örneđi. *İnsan ve Toplum Bilimleri Arařtırmaları Dergisi*, 6(1), 683-701.
- King, R. G. & Levine R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717-737. <https://doi.org/10.2307/2118406>
- Lee, J. & Strazicich, M. C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Lee, J. & Strazicich, M. C. (2004). Minimum lm unit root test with one structural break. *Appalachian State University Working Papers*, 4(17), 1-15.
- Levine, R. (2004). Finance and growth: Theory and evidence. *National Bureau of Economic Research Nber Working Paper Series*, 0(10766), 1-116.
- Levine, R. & Zervos, S. (1996). Stock market development and long-run growth. *World Bank Economic Review*, 10(2), 323-339. <https://doi.org/10.1093/wber/10.2.323>
- Levine, R. & Zervos, S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American Economic Review*, 88(3), 537-558.
- Lumsdaine, R. L. & Papell, D. H. (1997) Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218. <https://doi.org/10.1162/003465397556791>
- Lynch, D. (1996). Measuring financial sector development: A study of selected Asia-Pacific countries. *The Developing Economies*, 34(1), 3-33. <https://doi.org/10.1111/j.1746-1049.1996.tb00727.x>
- Mercan, M. & Peker, O. (2013). Finansal gelişmenin ekonomik büyümeye etkisi: Ekonometrik bir analiz. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 8(1), 93-120.
- Murinde, V. & Eng, F. S. (1994). Financial development and economic growth in Singapore: Demand-following or supply-leading?. *Applied*

Financial Economics, 4(6), 391-404.
<https://doi.org/10.1080/758518671>

- Müslümov, A. & Aras, G. (2002). Sermaye piyasası gelişmesi ve ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkileri: OECD ülkeleri örneği. *İktisat İşletme ve Finans*, 17(198), 90-100.
- Nazlıoğlu, Ş., Ege, İ. & Bayrakdaroğlu, A. (2009). Financial development and economic growth: Co-integration and causality for Turkey. *Banking and Finance Letters*, 1(2), 59-66.
- Ndako, U. B. (2010). Stock markets, banks and economic growth: Time series evidence from South Africa. *African Finance Journal*, 12(2), 72-92.
- Nelson, C. R. & Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10(2), 139-162. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(82\)90012-5](https://doi.org/10.1016/0304-3932(82)90012-5)
- Osinubi, T. S. & Amaghionyeodiwe, L. A. (2003). Stock market development and long-run growth in Nigeria. *Journal of African Business*, 4(3), 103-129. https://doi.org/10.1300/J156v04n03_06
- Öz, F., Polat, M. & Boydak, H. (2020). Ekonomik büyümenin borsa temelli finansal gelişmeye etkisi. *Bucak İşletme Fakültesi Dergisi*, 3(2), 159-175. <https://doi.org/10.38057/bifd.728024>
- Özcan, B. & Ari, A. (2011). Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin ampirik bir analizi: Türkiye örneği. *İşletme ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 2(1), 121-142.
- Öztürk, İ. (2008). Financial development and economic growth: Evidence from Turkey. *Applied Econometrics and International Development*, 8(1), 85-98.
- Peiró, A. (2016). Stock prices and macroeconomic factors: Some European evidence. *International Review of Economics & Finance*, 41(C), 287-294. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2015.08.004>
- Perera, N. & Paudel, R. C. (2009). Financial development and economic growth in Sri Lanka. *Applied Econometrics and International Development*, 9(1), 157-164.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 57(6), 1361-1401. <https://doi.org/10.2307/1913712>
- Rajan, R. & Zingales, L. (1996). Financial dependence and growth. *National Bureau Of Economic Research Nber Working Paper Series*, 0(5758), 1-48.
- Rousseau, P. L. (1999). Finance, investment, and growth in Meiji-era Japan. *Japan and the World Economy*, 11(2), 185-198. [https://doi.org/10.1016/S0922-1425\(98\)00055-3](https://doi.org/10.1016/S0922-1425(98)00055-3)

- Shin, Y. (1994). A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration. *Econometric Theory*, 10(1), 91-115. <https://doi.org/10.1017/S0266466600008240>
- Swamy, V. & Dharani, M. (2018). An alternate approach in exploring the causal link between financial development and economic growth: Evidence from advanced economies. *International Journal of Finance & Economics*, 23(1), 55-76. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1604>
- Şahin, D. & Temelli, F. (2018). APEC ÷lkelerinde hisse senedi piyasasının gelişimin makroekonomik ve kurumsal belirleyicileri üzerine bir analiz. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, (Prof. Dr. Harun Terzi Özel Sayısı), 257-270. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.432961>
- Tadesse, T. & Abafia, J. (2019). The causality between financial development and economic growth in Ethiopia: Supply leading vs demand following hypothesis. *Journal of Economics and Financial Analysis*, 3(1), 87-115. <https://doi.org/10.1991/jefa.v3i1.a25>
- Taşseven, Ö. & Yılmaz, N. (2022). Finansal gelişme göstergeleri ile ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye örneđi. *Dođuş Üniversitesi Dergisi*, 23(1), 105-125. <https://doi.org/10.31671/doujournal.1008152>
- Thangavelu, S. M. & James, A. B. J. (2004). Financial development and economic growth in Australia. *Empirical Economics*, 0(29), 247-260. <https://doi.org/10.1007/s00181-003-0163-7>
- Toda, H. Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregression with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
- Topalođlu, E. E. & Ege, İ. (2020). Kredi temerrüt swapları (CDS) ile Borsa İstanbul 100 endeksi arasındaki ilişki: Kısa ve uzun dönemli zaman serisi analizleri. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 12(2), 1373-1393. <https://doi.org/10.20491/isarder.2020.918>
- Tsong, C. C., Lee, C. F., Tsai, L. J. & Hu, T. C. (2016). The fourier approximation and testing for the null of cointegration. *Empirical Economics*, 51(3), 1085-1113. <https://doi.org/10.1007/s00181-015-1028-6>
- Turgut, A. (2007). Türleri, nedenleri ve göstergeleriyle finansal krizler. *TÜHİS İş Hukuku ve İktisat Dergisi*, 20(4-5), 35-46.
- Türkođlu, M. (2016). Türkiye’de finansal gelişmenin ekonomik büyümeye etkileri: Nedensellik analizi. *Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi SBE Dergisi*, 6(1), 84-93.
- Yılandı, V. (2009). Yapısal kırılmalar altında Türkiye için işsizlik histerisinin sınanması. *Dođuş Üniversitesi Dergisi*, 10(2), 324-335.

- Yılancı, V. (2017). Petrol fiyatları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesi: Fourier yaklaşımı. *Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 0(27), 51-57.
- Yıldırım, S., Özdemir, B. K. & Doğan, B. (2013). Financial development and economic growth nexus in emerging European economies: New evidence from asymmetric causality. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(3), 710-722.
- Yılmaz, E. & Kayalica, Ö. (2002). Türkiye’de finans ve büyüme: Nedensellik ilişkisi. *İMKB Dergisi*, 6(2), 35-50.
- Zivot, E. & Andrews D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251–270. <https://doi.org/10.2307/1391541>

Extended Abstract

With the global trend of globalization and deregulation in financial markets, there has been a significant increase in financial liberalization. This increase has led to higher volumes in financial markets and greater interdependence among these markets (Turgut, 2006, p. 39). Consequently, there has been a corresponding acceleration in financial development in countries. During this period, financial development is defined as the creation, strengthening, and increased volume of various types of financial contracts, along with the growth in the number and size of institutions engaged in financial intermediation activities (Levine, 2004, p. 4). The opportunities arising from financial development have facilitated capital accumulation and technological innovations, thereby supporting economic growth. Financial development has been identified as a predictor of economic growth, similar to the levels of credit availability and the size of stock markets. Several studies have supported the notion that financial development is a key indicator of economic growth (Rajan and Zingales, 1996, p. 2).

It is important to note that the findings from studies examining the relationship between financial development and economic growth vary depending on the countries studied, the time periods considered, the datasets used, and the methodologies employed. Despite being the subject of research for many years, this relationship is known to be explained by four different views. The first view is the supply-first model, positing that financial development influences economic growth, while the second is the demand-following model, which suggests that economic growth promotes financial development. The third and fourth views propose the existence of a reciprocal relationship between financial development and economic growth, or the absence of any significant interaction, respectively. The ongoing theoretical and empirical debates about the direction of the relationship between financial development and economic growth necessitate continuous updates in research. In particular, the fact that Turkey has reached a certain level of

financial liberalization and has the potential for further capital market development underscores the critical nature of this issue. This study aims to contribute to the ongoing theoretical and empirical discussions in the literature on the relationship between financial development and economic growth, seeking to analyze which variable plays a leading role in influencing the other variable.

The objective of this study is to examine the relationship between capital market-based financial development and economic growth in Turkey. To assess this relationship, various statistical tests and estimators were employed. The series' stationarity properties were initially tested using the Augmented Dickey and Fuller (ADF) unit root tests, Lee and Strazizich (2003, 2004) tests, which account for structural breaks, and the Christopoulos and León-Ledesma (2010) Fourier KSS unit root tests based on Fourier functions. The long-term relationships between the series were determined using the Fourier Shin cointegration test developed by Tsong et al. (2016). Coefficient estimation between the cointegrated series, which exhibit co-movement in the long run, was conducted using the Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) estimator. Finally, the causality relationship between the series was examined using the Hacker and Hatemi J (2012) bootstrap causality test. The study employed the Borsa Istanbul stock index trading volume to represent capital market-based financial development and Gross Domestic Product (GDP) data to represent economic growth. The analysis used quarterly data spanning from 1998 to 2022. The unit root tests indicated that the series were unit-rooted at the level value but became stationary after taking first-order differences. Cointegration tests were applied to the stationary first-order differenced series to assess their long-run relationships. Both constant term and constant term with trended models of the Fourier Shin test were considered. The constant term model, where financial development serves as the dependent variable, revealed the existence of a long-run relationship. Following the identification of this long-run relationship between the series, coefficient estimation was performed using the DOLS method. The results indicated that a 1% increase in economic growth corresponds to a 1.08372% increase in financial development. Lastly, the causality relations between the series were examined using the Hacker and Hatemi J (2012) bootstrap causality test based on Granger causality analysis. The causality findings indicated the presence of a unidirectional Granger causality from financial development to economic growth at a 10% significance level.

In a comprehensive evaluation of the research findings, the coefficient estimation between cointegrated series using DOLS reveals a statistically significant and positive relationship between financial development and economic growth. This finding provides evidence that economic growth serves as a supporting indicator of capital market-based financial development in Turkey, aligning with the validity of the demand-side hypothesis in the relationship between financial development and economic growth.

Additionally, the results of the Hacker and Hatemi J (2012) causality test validate the supply-side hypothesis, with financial development identified as a causal factor influencing economic growth. It's noteworthy that different hypothesis results were obtained when employing the two distinct econometric methods. In conclusion, this study highlights the significance of the chosen econometric methods in elucidating the theoretical relationship between financial development and economic growth. Upon overall reflection, it becomes evident that policymakers should make decisions aimed at fostering economic growth for the advancement of capital markets.