

# Belirsizlik ve Riskin Türk Euro Tahvilleri Üzerine Etkisi (Araştırma Makalesi)

*Effect of Uncertainty and Risk on Turkish Eurobonds*

Doi: 10.29023/alanyaakademik.982358

**Aynur SÜSAY**

Araştırma Görevlisi, Tarsus Üniversitesi Finans ve Bankacılık Bölümü,

aynursusay@tarsus.edu.tr

Orcid No: 0000-0003-0935-7375

**Bu makaleye atıfta bulunmak için:** Süsay, A. (2022). Belirsizlik ve Riskin Türk Euro Tahvilleri Üzerine Etkisi. *Alanya Akademik Bakış*, 6(2), Sayfa No.2017-2030.

## ÖZET

### Anahtar kelimeler:

Euro-Tahvil, CDS,  
EPU, Fourier ADL,  
Fourier ADF

Makale Geliş Tarihi:

13.08.2021

Kabul Tarihi:

15.04.2022

Çalışmada belirsizlik ve risk durumlarının Türk Euro-tahvillerinin piyasa değerine etkisi araştırılmaktadır. Bu amaçla küresel belirsizlik göstergesi olarak Ekonomik Politika Belirsizlik Endeksi (Economic Policy Uncertainty Index – (EPU)), Türkiye'nin risk göstergesi olarak Kredi Temerrüt Swapı (Credit Default Swap – (CDS)) ve USD/TL alış kuru değişkenleri kullanılmıştır. 2012:01-2021:05 dönemini içeren çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki Fourier Otoregresif Gecikmesi Dağıtılmış (Fourier Autoregressive Distributive Lag - FADL) eşbütünleşme testi ile analiz edilmiştir. Eşbütünleşme sınaması bulgusuna göre değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunamamıştır. Daha sonra uygulanan Toda Yamamoto nedensellik testi ile değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Bulgular EPU'dan CDS'ye ve Türk Euro-tahvillerinin piyasa değerine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisini ortaya koyarken USD/TL alış kuru ile Türk Euro-tahvilleri piyasa değeri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisini göstermiştir.

### Keywords:

Eurobond, CDS,  
EPU, Fourier ADL,  
Fourier ADF

## ABSTRACT

In the study, the effects of uncertainty and risk situations on the market value of Turkish Eurobonds are investigated. For this purpose, the Economic Policy Uncertainty Index (EPU) as a global uncertainty indicator, Credit Default Swap (CDS) as Turkey's risk indicator and also USD/TL variables are used. In the study between 2012:01-2021:05, the long-term relationship between the variables has been analyzed with the Fourier Autoregressive Distributive Lag (FADL) cointegration test. According to the finding, no long-term relationship has been emerged between the variables. Then, the causality relationship between the variables was investigated with the Toda Yamamoto causality test. Findings show a one-way causality relationship from EPU to CDS and market value of Turkish Eurobonds while a bidirectional causality relationship between USD/TL and the market value of Turkish Eurobonds.

## 1. GİRİŞ

Uzun vadeli fon ihtiyacı duyanlar ile fon sağlamak isteyenler arasındaki akışı kolaylaştıran uluslararası tahvil piyasasının yabancı tahviller ve Euro-tahviller olmak üzere iki temel aracı bulunmaktadır. Yabancı tahviller, satılacak ülkenin para birimi cinsinden ihraç edilen tahvilleri ifade etmektedir. Türkiye'nin Amerika Birleşik Devletleri (ABD)'nde satmak üzere dolar cinsinden tahvil ihraç etmesi yabancı tahvil olarak adlandırılmaktadır. Euro-tahviller ise ihraç edildiği ülke/ülkelerin resmi para birimi dışında bir para birimiyle ihraç edilen uzun vadeli finansal araç olarak tanımlanmaktadır. Türkiye'nin dolar cinsinden ihraç ettiği tahvillerin Almanya'da satışa sunulması Euro-tahvil ihracı olarak ifade edilmektedir. Dolayısıyla Euro terimi tahvillere ilişkin para birimini değil ihraç edildiği ülkenin para biriminin dışında bir para birimiyle ihraç edildiğini göstermektedir. (Yalçın, 2012:300). Euro-tahvillerin ihraç edildikleri ülkelerin yasal düzenlemelerine tabi olmaması, aynı anda birden fazla ülkede ihraç edilebilir olması, hamiline yazılı olarak ihraç edilmesi ve ikincil piyasasının olması bu finansal aracı çekici kılan özellikler olarak sıralanabilir. Uzun vadeli finansal araç olan Euro-tahviller ikincil piyasada oluşan fiyat üzerinden alınıp satılabilmektedir. Fiyat oluşumunda ihraççı ülkenin makroekonomik göstergeleri etkili olurken küresel gelişmeler de etkili olmaktadır.

Euro-tahvil ihracı ilk olarak 1963 yılında ABD yatırım bankası olan S.G. Warburg konsorsiyum liderliğinde ihraç edilmiş olup, faizlerin yükselmesi sonucu kredi piyasalarında daralmanın yaşandığı uluslararası dış borç kriz dönemi olan 1982'de önemli bir gelişim göstermeye başlamıştır (Buket, 2009: 10,12). 2008 küresel krizinden sonra gelişmiş ekonomilerin faiz oranlarını düşürmeleri hatta negatif faiz oranları ve merkez bankalarının geleneksel olmayan para politikalarını uygulamaya başlaması, gelişmekte olan ülkelerin uluslararası finansal piyasalara girişini kolaylaştırarak Euro-tahvil ihraçlarını hızlandırmıştır (Sène vd., 2021).

Türkiye 1985 yılından itibaren uluslararası tahvil piyasalarını kullanmaya başlamıştır. Yurtdışı tahvil ihracının büyük bir bölümünü kamu finansmanı için yapan Türkiye'de özel sektörün tahvil ihracı 2010 yılına kadar oldukça düşük seviyede kalmış, hatta bazı dönemlerde tahvil ihracı olmamıştır. 2010 yılı itibariyle özel sektörün yurtdışı tahvil ihracında hızlanma görülse de özel sektörün dış borcu ile değerlendirildiğinde dış finansman tahvil ihracı ile sağlanmamaktadır (Tablo 1). Türkiye 2021 yılı Ocak ayında toplam 3.500 milyon \$ bedelli iki yurtdışı tahvil ihracı gerçekleştirmiştir (Hazine ve Maliye Bakanlığı (HMB), 2021).

**Tablo 1. Türkiye Dış Borç Stokunda Tahvil Payı**

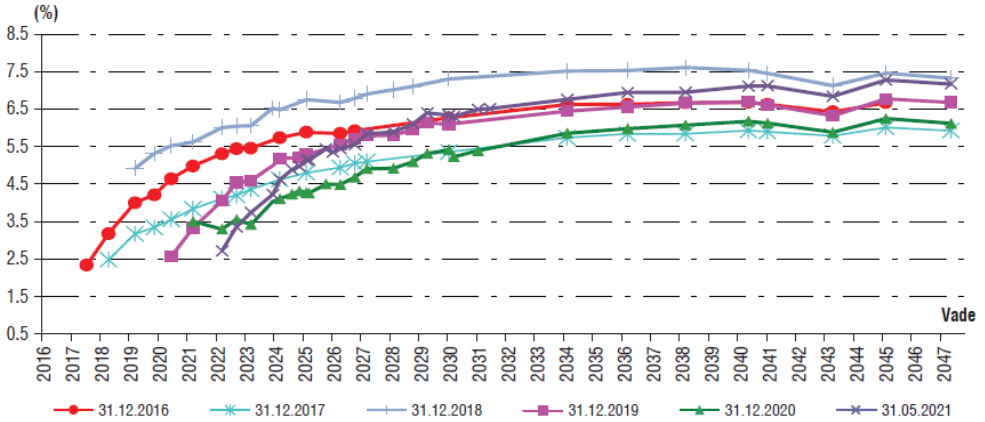
YIL	DIŞ BORÇ STOK*				YURTDIŞI PİYASALARDA İHRAÇ EDİLEN TAHVİL STOK*			
	KAMU	TCMB	ÖZEL SEKTÖR	TOPLAM DIŞ BORÇ STOK	KAMU	ÖZEL SEKTÖR	TAHVİL STOK TOPLAM	TAHVİL / BORÇ (%)
2008	78,334	14,066	188,050	280,450	38,907	0	38,907	13.87%
2009	83,514	13,162	171,796	268,472	40,899	0	40,899	15.23%
2010	89,109	11,565	190,657	291,331	44,185	1,200	45,385	15.58%
2011	95,830	9,334	199,719	304,882	47,027	3,503	50,531	16.57%
2012	106,306	7,079	228,242	341,628	53,209	11,829	65,038	19.04%
2013	118,936	5,225	270,424	394,585	58,404	22,560	80,964	20.52%

2014	121,268	2,475	283,342	407,085	63,085	33,807	96,891	23.80%
2015	116,638	1,319	281,293	399,251	62,741	33,529	96,270	24.11%
2016	123,325	1,102	283,964	408,390	66,510	35,480	101,990	24.97%
2017	136,172	1,753	316,487	454,413	74,134	42,451	116,585	25.66%
2018	139,857	5,914	297,672	443,443	77,107	40,212	117,319	26.46%
2019	157,100	8,413	269,634	435,147	87,011	33,355	120,366	27.66%
2020	173,280	21,382	255,394	450,056	93,543	31,762	125,305	27.84%
2021	173,169	22,662	252,561	448,393	91,600	32,401	124,001	27.65%

\*milyon USD

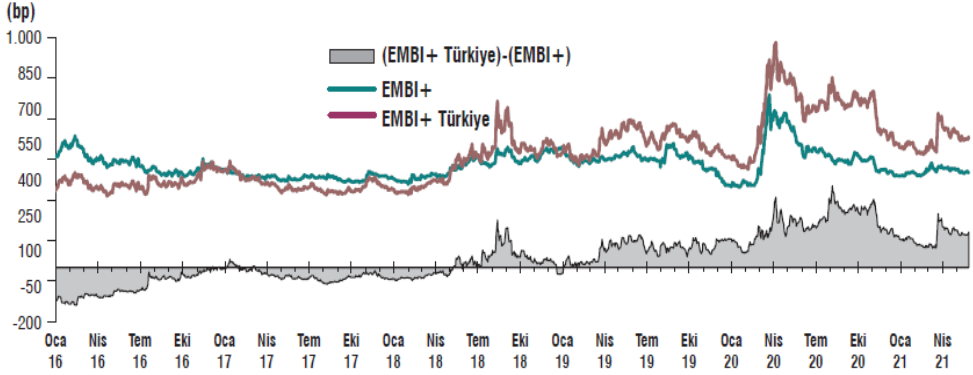
**Kaynak:** Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB), Hazine ve Maliye Bakanlığı (HMB)

Borsa İstanbul'da borçlanma araçları piyasası bünyesinde uluslararası tahvil pazarı yer almaktadır. Uluslararası Tahvil Pazarı'nda Türkiye Cumhuriyeti Hazinesi tarafından ihraç edilen ve borsa kotunda bulunan Euro-tahviller işlem görmektedir. Euro-tahvil getirilerine ilişkin olarak Borsa İstanbul tarafından çeşitli endeksler hesaplanmaktadır. İlk olarak Kurumsal Yatırımcı Yöneticileri Derneği Bilgi Yönetimi ve İletişim A.Ş. (KYD) tarafından oluşturulan endeksler, imzalanan iş birliği sözleşmesi çerçevesinde 2015 yılından itibaren Borsa İstanbul tarafından hesaplanmaktadır.



**Şekil 1. Türkiye'nin Dolar Cinsi Uluslararası Tahvillerinin Verim Eğrisi (Kaynak: HMB, Haziran 2021)**

Gelişen piyasaların yabancı para cinsinden ihraç ettikleri tahvil getirilerini izlemek için JP Morgan tarafından EMBI+ endeksi yayınlanmaktadır. Endeks, gelişmekte olan ülkelerin tahvil getirilerinin ağırlıklı ortalaması ile ABD tahvillerinin getirileri arasındaki farkı göstermektedir (HMB, 2021:10). Euro-tahvil alıcıları, portföylerinde ülke tahvillerine ayıracakları payı, ülke tahvillerinin EMBI+ endeksi içerisindeki ağırlığına göre şekillendirmektedirler (Akkaya, 2018:233). Yıllara göre Türkiye'nin dolar cinsinden uluslararası tahvillerinin verim eğrileri Şekil 1 üzerinde gösterilmiştir. Şekil 2'de ise EMBI+ içerisinde Türkiye tahvillerinin yıllara göre performansı yer almaktadır.



**Şekil 2. EMBI+ İçerisinde Türkiye Tahvillerinin Performansı (Kaynak: HMB, Haziran 2021)**

Uluslararası piyasada işlem gören Euro-tahviller, ihraççı ülkenin makroekonomik yapısında meydana gelen değişimlerden etkilenebileceği gibi küresel ekonomik ve politik olaylardan da etkilenmektedir. Bu noktada kesinlik, risk ve belirsizlik olmak üzere üç önemli kavram ortaya çıkmaktadır. Kesinlik, her bir eyleme ilişkin sonuçların kesin olarak bilinmesini ifade etmektedir (Mousavi ve Gigerenzer, 2014:1672). Günlük hayatta birbirinin yerine sıklıkla kullanılan risk ve belirsizlik kavramlarında ise bir olayın sonucu bilinmiyor ancak sonuçların dağılımı biliniyorsa riskli olduğu, sonuçlarının dağılımı da bilinmiyorsa belirsiz olduğu kabul edilmektedir (Anderson vd., 2009:234). Daha açık bir ifade ile koşullar tanımlanabildiği ve olasılıklar hesaplanabildiği takdirde belirsizlik riske dönüşmektedir (Aktaş Şenkardeşler, 2016:371). Dolayısıyla geleceğe ilişkin belirsizlik, risk ve belirsizlik kavramlarının piyasalar üzerindeki etkisini ön plana çıkarmaktadır.

Literatürde ağırlıklı olarak Euro-tahvillerin risk primleri ile ülkelerin Kredi Temerrüt Swapı (Credit Default Swap - (CDS)) primleri ve makroekonomik göstergeler arasındaki ilişki araştırılmıştır. Bu çalışmanın özgünlüğü fourier yaklaşımı kullanılarak hem Türkiye'nin seçilmiş göstergeleri hem de küresel ekonomik ve politik belirsizliğin Türk Euro-tahvillerin piyasa değeri üzerindeki etkisini araştırmaktır. Bu amaçla çalışmada Ekonomik Politika Belirsizlik Endeksi (Economic Policy Uncertainty Index - (EPU)), CDS primi ve USD/TL alışı kuru değişkenlerinin Türk Euro-tahvillerin piyasa değerine uzun dönemli etkisini ölçmek için Banerjee vd. (2017) tarafından geliştirilen Fourier Otoregresif Gecikmesi Dağıtılmış (Fourier Autoregressive Distributive Lag - (FADL)) eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi ise Toda Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen nedensellik testi ile sınanmıştır.

## 2. LİTERATÜR

Murphy (2003), Euro-tahvil piyasasında kredi risk primlerinin yapısını incelediği çalışmada kredi risk primlerinin para birimi, zaman ve ihraççıya göre değiştiğini belirtmiştir. Bulguları, aynı kredi notuna sahip tahvillerin risk primlerinin para birimine göre değiştiğini ayrıca ihraççısının aynı ancak para biriminin farklı olduğu tahvillerin getiri marjlarında önemli farklılık bulunduğu göstermiştir. Çulha vd. (2006) 2001:01-2013:03 dönemi için 18 gelişmekte olan piyasada EMBI global verilerini kullanarak küresel ve ülkeye özgü faktörler ile borç marjı arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışma sonucunda hem ülkeye özgü temellerin hem de küresel faktörlerin risk primi üzerinde etkili olduğu tespit etmişlerdir. Özatay vd. (2007), 18 gelişen piyasa ülkelerinin günlük verilerini kullanarak uyguladıkları panel veri

analizinde ülkelerin iç faktörleri, küresel finans durumu ve ABD makroekonomik haberlerin EMBI marjına etkisini araştırmışlardır. Sonuçlar EMBI marjlarının ABD makroekonomik haberlerine ve FED'in hedef faiz oranlarındaki değişikliklerine önemli ölçüde yanıt verdiğini göstermiştir. Ayrıca krizin yayılması, ülke notları faktörlerinin ve küresel finansal koşulların, uzun dönemde EMBI üzerinde etkili olduğu tespit edilmiştir. Ertunga (2010) Euro-tahvil verilerini kullanarak küresel mali dalgalanmaların yayılmasını değerlendirmiştir. 1999:01-2007:03 döneminde zaman ve vade uyumunun sağlanması açısından Euro-tahvili temsilen Türkiye, Rusya, Brezilya, Meksika, Güney Afrika ve Macaristan'ın EMBI Global Endekslerini ve ABD 10 yıllık hazine tahvili faizi verilerini kullanmıştır. Panel probit tahminleri, korelasyon ve Granger nedensellik testi uyguladığı çalışmanın bulguları ABD 10 yıllık hazine tahvili getirilerindeki artışların EMBI Global getirilerindeki dalgalanmada etkili olduğunu ve ekonomik dalgalanmaların bir ülkeden diğerine yayılmasında uygulanan benzer politikaların ve coğrafi olarak yakın olmanın etkili olabileceğini göstermiştir. Poghosyan (2012), 22 gelişmiş ülkede devlet tahvili getirilerinin belirleyicilerini panel eşbütünlük ile araştırmıştır. Uzun vadede getirinin borç/Gayri Safi Yurtiçi Hasıla oranındaki %1'lik artışa karşılık 2 baz puan, potansiyel büyüme oranındaki %1'lik artışa karşılık 45 baz puan artırdığını tespit etmiştir. Gün vd. (2016), gezi parkı olaylarının Türkiye'nin CDS primi üzerindeki etkisini araştırdıkları çalışmada İMKB volatilitesi, Euro-tahvil faiz oranları, döviz kuru ve tahvil faiz oranları arasında anlamlı ilişki bularak siyasi ve sosyal olayların Türkiye'nin ülke riskini etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Sönmezler (2014), ABD merkez bankası (Federal Reserve (FED)) niceliksel gevşeme politikaları ile ilgili açıklamalarının Türkiye sermaye piyasasına etkisini araştırmıştır. Politikalar ile ilgili açıklamalar ilan edildiğinde vadesi daha uzun olan Türk Euro-tahvilin daha fazla etkilendiği gözlemlenmiştir. Koy (2014), 2009-2012 döneminde CDS ile Euro-tahvil arasındaki ilişkiyi 7 ülkede incelemiştir. Granger nedensellik testi uygulanan çalışmada Türkiye, Fransa ve İtalya için CDS primlerindeki değişimin Euro-tahvil primlerindeki değişime yön verdiği tespit edilmiştir. Ayrıca Yunanistan, İrlanda, Portekiz ve İspanya CDS primleri ve Euro-tahvil primleri arasında geri karşılıklı etkileşim olduğunu tespit etmiştir. Tielens vd. (2014) Euro-tahvillerin Yunanistan, İrlanda ve Portekiz ülkelerinin borç dinamikleri üzerindeki etkisini değerlendirmişlerdir. Senaryolar geliştirerek yaptıkları çalışmada Euro-tahvillerin makroekonomik şokların etkisini ve gelecekteki borç tahminleri üzerindeki belirsizliği azaltmak için iyi bir araç olduğu sonucunu elde etmişlerdir. Vortelinos ve Lakshmi (2015), çalışmalarında 2007:02-2010:02 döneminde Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin (Brazil, Russia, India, China - (BRIC)) Euro-tahvilleri arasındaki piyasa riski ve sıçramalara ilişkin karşılaştırma yapmışlardır. BRIC ülkeleri arasında hem risk hem de sıçrama açısından en anlamlı Çin Euro-tahvilinin olduğu ve tüm Euro-tahvillerde vade ne kadar kısa ise risk ve sıçramaların anlamlılığının o kadar yüksek olduğu görülmüştür. Akkaya (2018), 2005:01-2017:03 dönemi Türk Euro-tahvillerin risk primini etkileyen içsel faktörleri araştırmıştır. Vektör otoregresyon (Vector autoregression - (VAR)) ve Granger nedensellik testinin sonucunda içsel faktörlerin risk primi üzerinde güçlü bir etkiye sahip olduğunu tespit etmiştir. Sène vd. (2021) COVID-19 döneminde gelişmekte olan ülkeler tarafından ihraç edilen Euro-tahvillerinin getirilerine ilişkin çalışmada vakaların getirilerde artışa yol açtığını, uluslararası kreditor yardımı duyurularının yatırımcı endişelerini yatıştırdığını tespit etmişlerdir. Rusike ve Alagidede (2021) Afrika'da 8 ülkenin kredi notlarındaki değişikliklerin ülke Euro-tahvillerinin getirilerine etkisini araştırmışlardır. Elde edilen sonuca göre, ortalama olarak, derecelendirme eylemlerinin yaklaşık üçte birinin Afrika ülkelerindeki tahvil getirilerini doğrudan etkilediği görülmüştür. Küçüksaraç vd. (2021) çalışmasında Hazine ve Maliye Bakanlığı'nın ve Türk bankalarının ABD doları cinsinden ihraç ettiği sabit kuponlu Euro-tahvillerini ifade eden kredi riski için varlık takası göstergesi türetilmiş ve getiri eğrilerinin

tahmini yapılmıştır. Önerdikleri kredi riski göstergesinin CDS primleri ile yüksek korelasyon içerisinde olduğu görülmüş ve elde edilen Euro-tahvil getiri eğrilerinin, Türk bankacılık sektörü ile Hazine ve Maliye Bakanlığı'nın uluslararası piyasalardaki borçlanma maliyetine ilişkin dinamiklerinin takibinde fayda sağladığı ifade edilmiştir.

### 3. VERİ ve YÖNTEM

Çalışmada 2012:01-2021:05 dönemi için Türk Euro-tahvilleri piyasa değeri, ekonomik politika belirsizlik endeksi, Türkiye kredi temerrüt swapı ve USD/TL alış kuru değişkenlerinin aylık frekanslı verileri kullanılmış olup, değişkenlerin doğal logaritması alınmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenlerin açıklamaları Tablo 2'de yer almaktadır.

**Tablo 2. Değişkenlerin Tanımlanması**

Değişken	Kısaltma	Kaynak
Türk Euro-tahvil piyasa değeri	T_Bond	TCMB
Ekonomik Politika Belirsizlik Endeksi	EPU	www.policyuncertainty.com
Kredi Temerrüt Swap	CDS	Investing
USD/TL Kuru	KUR	TCMB

#### 3.1. Birim Kök Testi

Birçok makroekonomik ve finansal zaman serisinin artan ve azalan eğilime sahip olduğu yani durağan olmadıkları gözlemlenmektedir. Durağan olmayan bir seri, sahte regresyon ilişkisine neden olabileceği gibi bir şok etkisinin üzerinde kalıcı olduğunu da göstermektedir. Bu nedenle seriler arasındaki ilişki araştırılmadan önce durağanlık sınamalarının yapılması gerekmektedir. Dickey-Fuller (1979) birim kök testinde hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olduğu ve otokorelasyon sorununun olmadığı varsayılmaktadır. Dickey-Fuller (1981) yılında çalışmayı genişleterek modele otokorelasyon sorununu gidermeye yetecek kadar bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini eklemiştir (İltaş ve Demirgüneş, 2020:977).

Enders ve Lee (2012), Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller - (ADF)) birim kök testini fourier fonksiyonları (FADF) ile genişletmiştir. Geleneksel birim kök testleri doğrusallık varsayımına dayanmakta ve yapısal kırılmaları göz ardı etmektedir. Yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri ise kırılmaların tarihinin ve sayısının kesin olarak bilinmesini gerektirmektedir (Gürüş vd. 2020:88). FADF birim kök testinin temeli serilerdeki kırılmaları ve asimetrik ilişkileri yakalayabilmek için trigonometrik terimlerin kullanılmasına dayanmakta olup en önemli avantajı serilerdeki kırılmaların yerinin, sayısının ve formunun önceden tespit edilmesine gerek olmamasıdır. (Mike ve Alper, 2020:5). Ancak FADF birim kök testinde fourier fonksiyonunun uygun frekans sayısının tahmin edilmesi gerekmektedir. Tahmin edilecek fourier fonksiyonu aşağıdaki gibidir (Enders ve Lee, 2012:197).

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + c_4 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (1)$$

Enders ve Lee (2012) serinin birim kök içerdiğine dair temel hipotezin kritik değerlerinin frekans sayısına (k) ve gözlem sayısına (T) bağlı olduğunu fourier terimlerinin katsayıları veya diğer deterministik terimlere bağlı olmadığını ifade etmektedir. k terimi tahmin edildikten sonra kırılma testinin aşamaları aşağıdaki gibidir (Enders ve Lee, 2012:197,198).

Aşama 1:  $1 \leq k \leq 5$  olacak şekilde k'nın tüm tamsayı değerleri için eşitlik (1) tahmin edilir. En küçük kalıntı kareleri toplamını (KKT) veren "k" belirlenir. Tahmin edilen k'nın bulunduğu

modelde otokorelasyon sorununun olması halinde bağımlı değişkenin ( $[\Delta y]_{-t}$ ) gecikmeli değerleri modele eklenir.

Aşama 2: Doğrusal olmama durumu için ön test yapılır. Bunun için  $C3 = C4 = 0$  temel hipotezli F testi uygulanır. Kritik değerler dikkate alındığında F istatistik değeri kritik değerden küçük ise doğrusal trendin varlığını ifade eden temel hipotez reddedilememektedir. Bu durumda Enders ve Lee (2012) ADF birim kök testinin uygulanmasının daha güvenilir olduğunu söylemektedir.

### 3.2. Eşbütünleşme Testi

Eşbütünleşme analizi durağan olmayan, ancak aynı dereceden bütünlük zaman serileri arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını sınavan bir yöntem olarak ifade edilmektedir. Banerjee vd. (2017) fourier fonksiyonunu kullanarak doğrusal olmayan kırılma biçimlerine izin veren Otoregresif Gecikmesi Dağıtılmış (Autoregressive Distributive Lag - (ADL)) model yaklaşımına dayalı bir eşbütünleşme testi geliştirmişlerdir. Dolayısıyla ADL modeline fourier fonksiyonu eklenerek Fourier Otoregresif Gecikmesi Dağıtılmış (Fourier Autoregressive Distributive Lag - (FADL)) eşbütünleşme testi ile uzun dönemli ilişkiler incelenmektedir. Fourier yaklaşımı kullanılarak deterministik terim  $d(t)$  aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır (Banerjee, 2017:116):

$$d(t) = \gamma_0 + \sum_{k=1}^q \gamma_{1,k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^q \gamma_{2,k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \quad q \leq T/2 \quad (2)$$

Eşitlik (2)'de  $\gamma_0$  sabit ve doğrusal trend içeren deterministik terimi,  $k$  tek bir frekansı,  $q$  yaklaşımda bulunan frekansların sayısını,  $T$  ise gözlem sayısını temsil etmektedir. Bu durumda FADL testi aşağıdaki gibi tahmin edilmektedir: (Banerjee, 2017:116, 117)

$$\Delta y_{1t} = d(t) + \delta_1 y_{1,t-1} + \gamma' y_{2,t-1} + \varphi' \Delta y_{2t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Eşitlik (3)'te,  $\gamma$ ,  $\varphi$  ve  $y_{2t}$  açıklayıcı değişkenler,  $d(t)$  deterministik terim,  $\delta_1$  ise skaler'dir. Eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden temel hipoteze karşılık alternatif hipotez aşağıdaki gibi ifade edilmekte olup  $t$  testi ile sınanmaktadır: (Banerjee, 2017:117)

$$H_0: \delta_1 = 0 \quad H_1: \delta_1 < 0$$

### 3.3. Nedensellik Testi

Toda Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen nedensellik testinin diğer testlerden en büyük avantajı değişkenlerin durağanlık derecesine bağlılığı ortadan kaldırarak nedensellik analizinin uygulanmasını sağlamasıdır. Granger (1969) nedensellik testi gibi standart nedensellik testleri serilerin durağan olmaları koşulu ile uygulanabilmektedir. Durağan olmayan serilerde ise fark alma işlemi uygulanarak seri durağanlaştırılmaktadır. Toda Yamamoto (1995) bu durumu ortadan kaldırarak serilerin aynı mertebeden durağan olmalarını sağlamak için fark alma işlemi gerektirmeyerek veri kaybının önüne geçmiş olmaktadır. İki aşamada gerçekleşen Toda Yamamoto nedensellik testinde ilk olarak Vektör otoregresyon (Vector autoregression (VAR)) modeli kurularak gecikme uzunluğunun ( $k$ ) tespit edilmesi gerekmektedir. Daha sonraki aşamada ise bulunan gecikme uzunluğuna serilerin en yüksek tümleşme derecesi ( $dm_{\max}$ ) ilave edilerek nedensellik sınavası gerçekleştirilmektedir. Toda-Yamamoto (1995) modeli aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır: (Çınar vd., 2019:360)

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{t=1}^{p+d_{\max}} \alpha_{1(t+d)} Y_{t-(t+d)} + \sum_{t=1}^{p+d_{\max}} \alpha_{2(t+d)} X_{t-(t+d)} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$X_t = \beta_0 + \sum_{t=1}^{p+d_{\max}} \beta_{1(t+d)} Y_{t-(t+d)} + \sum_{t=1}^{p+d_{\max}} \beta_{2(t+d)} X_{t-(t+d)} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

Eşitlikte  $p$ , VAR modelin derecesini,  $d_{\max}$  ise değişkenlerin en yüksek tümleşme mertebisini göstermektedir. Modelde (4) nolu eşitlik  $X$  değişkeninden  $Y$  değişkenine; (5) nolu eşitlik ise  $Y$  değişkeninden  $X$  değişkenine olan Granger nedenselliği ifade etmektedir.

#### 4. BULGULAR

Değişkenlere ilk olarak FADF birim kök testi uygulanmıştır.  $F$  istatistiği sonuçlarına göre trigonometrik terimler kritik değerlerinin altında kalarak anlamsız olarak bulunmuş ve bu nedenle durağanlık sınaması için ADF birim kök testi uygulanmıştır. ADF birim kök testi sonuçlarına göre iki değişken de düzeyde birim kök içerdiği ancak birinci farkları alındığında durağanlaştığı görülmüştür. Birim kök testlerine ilişkin sonuçlar Tablo 3'te yer almaktadır.

**Tablo 3. Birim Kök Testi Sonuçları**

FADF				
Değişken	Frekans (k)	MinKKT	F İstatistik	FADF Test İstatistiği
T_Bond	1	0.103798	1.391726	-2.417269
EPU	1	3.193817	5.582878	-3.836477
CDS	1	1.457262	2.493473	-3.049731
KUR	5	0.147971	1.315626	0.601509
ADF				
Değişken	Gecikme Uzunluğu	t-istatistiği	Olasılık Değeri	Sonuç
T_Bond	(0)	-2.115643	0.2390	Durağan Değil
EPU	(1)	-2.077056	0.2543	Durağan Değil
CDS	(0)	-2.155984	0.2236	Durağan Değil
KUR	(2)	0.536428	0.9873	Durağan Değil
$\Delta$ T_Bond	(0)	-9.838337	0.0000*	Durağan
$\Delta$ EPU	(0)	-13.81035	0.0000*	Durağan
$\Delta$ CDS	(0)	-10.71520	0.0000*	Durağan
$\Delta$ KUR	(1)	-8.259941	0.0000*	Durağan

Uygun gecikme sayılarının belirlenmesinde Schwarz bilgi kriteri kullanılmıştır. FADF testinde Enders ve Lee (2012) tarafından %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyelerinde  $F$  istatistiği kritik değerleri sırasıyla 10.35, 7.58, 6.35 olarak belirlenmiştir. FADF test istatistiği için %1, %5 ve %10 düzeyinde kritik değerler sırasıyla  $k=1$  için -4.42, -3.81, -3.49;  $k=5$  için ise -3.58, -2.93, -2.60'dır. ADF testinde %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyelerinde kritik değerler sırasıyla -3.49, -2.88, -2.58 şeklindedir. \* ifadesi %1 anlamlılık seviyesinde temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

Durağanlık sınaması sonrasında değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki FADL eşbütünleşme testi ile analiz edilmiş olup, test sonuçları Tablo 4'te yer almaktadır:



**Tablo 4. FADL Eşbütünleşme Test Sonuçları**

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	Frekans (k)	Min AIC	FADL Test İstatistiği
T_Bond (1)	EPU (1) CDS (2) KUR (2)	1	-4.191720	-2.671202

Parantez içerisinde yer alan değerler uygun gecikme sayılarını göstermektedir. FADL testi için Banerjee vd. (2017) tarafından %1, %5 ve %10 düzeyinde kritik değerler sırasıyla k=1 için -4.90, -4.16, -3.79 olarak belirlenmiştir.

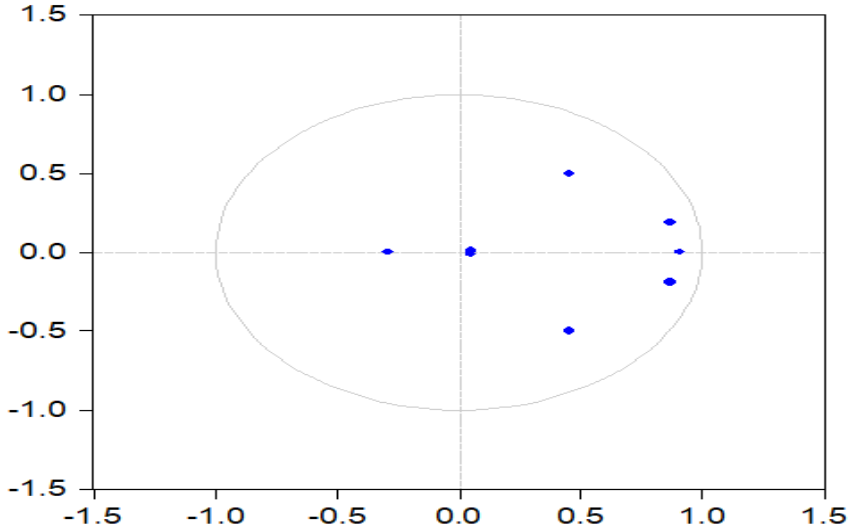
Tablo 4'teki eşbütünleşme sonuçlarını incelediğinde Türk Euro-tahvilin bağımlı değişken olduğu modelde FADL test istatistiğinin kritik değerlerden mutlak değerce küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda temel hipotez reddedilemeyerek değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilememiştir. Diğer bir ifade ile elde edilen sonuca göre bağımsız değişkenlerin Türk Euro-tahvillerinin piyasa değeri üzerinde uzun dönemde bir etkisi bulunmamaktadır.

Eşbütünleşme testi sonrasında değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi için Toda Yamamoto (1995) nedensellik testi uygulanmıştır. VAR modeli kurularak iki aşamadan oluşan testte ilk olarak değişkenlerin maksimum tümleşme ( $d_{max}$ ) mertebeleri belirlenmekte daha sonra uygun gecikme uzunluğu eklenmektedir. Birim kök testi sonucuna göre değişkenlerin maksimum tümleşme ( $d_{max}$ ) mertebeleri 1'dir. Serilere ilişkin en uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Hannan-Quinn bilgi kriteri kullanılarak uygun gecikme uzunluğunun (k) 2 olduğu tespit edilmiştir. Uygun gecikme uzunluğunun tespiti sonrasında bu gecikme uzunluğunda otokorelasyon sorununun olup olmadığını belirlemek amacıyla LM testi ve değişen varyans sorunuyla ilişkin de White testi uygulanmıştır.

**Tablo 5. LM ve White Test Sonuçları**

LM		
Gecikme Uzunluğu	LM Test İstatistiği	Olasılık Değeri
1	19.70499	0.2338
2	13.74556	0.6177
3	22.64805	0.1235
White		
Ki-Kare	df	Olasılık Değeri
258.4531	260	0.5154

LM test sonucuna göre uygun gecikme uzunluğunda otokorelasyon sorunu ve White testi sonucuna göre de değişen varyans sorunu bulunmamaktadır. Belirlenen gecikme uzunluğunda VAR modelinde AR polinomunun ters kökleri birim çember içerisinde yer almaktadır (Şekil 3).



Şekil 3. AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri

Modele ilişkin ön testler sonrasında Toda Yamamoto nedensellik testine göre nedensellik ilişkisi bulunan sonuçlar Tablo 6'da yer almaktadır.

Tablo 6. Toda Yamamoto Nedensellik Test Sonuçları

Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	$k+d_{max}$	Ki-kare Test İstatistiği	Olasılık Değeri	Nedensellik Yönü
T_Bond	EPU	2+1	7.478282	0.0238**	EPU → T_Bond
T_Bond KUR	KUR T-Bond	2+1	5.038749 6.295767	0.0805*** 0.0429**	KUR ↔ T_Bond
CDS	EPU	2+1	7.018916	0.0299 **	EPU → CDS

\*\*, \*\*\* sırasıyla %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Nedensellik bulgularına göre EPU'dan CDS ve T\_Bond değişkenlerine doğru %5 anlamlılık düzeyinde nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca KUR değişkeni ile T\_Bond arasında çift yönlü nedensellik bulunmuştur.

## 5. SONUÇ

Euro-tahvillerin son birkaç on yılda önemli bir dış borçlanma aracı haline gelmesinde sağladığı çeşitli avantajların etkisi büyük olmaktadır. Türkiye'de özellikle kamu finansmanında Euro-tahvillerin dış borçlanma içerisindeki payı hızlı bir şekilde artış göstermektedir. Burada ihraççı açısından sağlamış olduğu esnekliklerin yanı sıra ikincil piyasasının olması nedeniyle istenilen zamanda alınıp satılması etkili olmaktadır. İkincil piyasada fiyat oluşumunda ihraççı ülkenin 2026

makroekonomik göstergelerinin yanı sıra küresel olay ve gelişmeler de Euro-tahvillerin piyasa değerini etkilemektedir. Çalışmada Türkiye'nin iç faktörleri olan kredi risk primi ve kur değişkeni ile küresel ekonomik politika belirsizliğinin Türk Euro- tahvillerinin piyasa değerine etkisi araştırılmıştır. Elde edilen bulgulara göre uzun dönemde bu değişkenlerin Türk Euro-tahvillerin piyasa değeri üzerinde etkisi bulunmamaktadır. Yapılan nedensellik testi sonuçlarına göre küresel ekonomik politika belirsizliği hem Türk Euro-tahvillerinin hem de Türkiye'nin CDS priminin Granger nedeni olduğu tespit edilmiştir. Küresel olarak meydana gelen olay ve gelişmelerin Türkiye'nin ülke risk primi veya kredi risk primi olarak da tanımlanan CDS primlerini etkilemekle birlikte beklenildiği üzere uluslararası piyasada işlem gören borçlanma araçları üzerinde de etkili olmaktadır. Elde edilen bu sonuçlar Murphy (2003), Çulha vd. (2006), Özatay vd. (2007), Sönmezler (2014) ve EPU'daki %10'luk bir artışın CDS primlerini %8.4'lük bir artışa neden olduğunu bulgulayan Wang vd. (2019) çalışmalarını destekler niteliktedir. Nedensellik testinden elde edilen bir diğer bulgu ise Türk Euro-tahvillerinin piyasa değeri ile USD/TL alış kuru arasındaki çift yönlü nedensellik ilişkisidir. Akkaya (2018)'nin çalışmasında tespit ettiği Korku endeksi (CBOE Volatility Index - (VIX)) ve ABD Dolar kurunun Türk Euro-tahvillerinin risk primini etkilediği sonucu elde edilen bulguları desteklemektedir. Elde edilen bu sonuçlar küresel belirsizlik durumunun hem uluslararası piyasalarda işlem gören borçlanma araçları üzerinde etkili olduğunu hem de Türkiye'nin iç faktörlerini etkilediğini göstermektedir.

Küreselleşme ile birlikte uluslararası piyasalara giriş-çıkışların kolaylaşması ile bu piyasalar likit hale gelerek yatırımcıları cezbetmekte olup uluslararası piyasalarda işlem yapan yatırımcı sayısı hızla artmaktadır. Bu piyasalara olan yatırımcı talebi ile şirket ve ülkelerde araçlarını bu piyasalara ihraç ederek ihtiyaç duydukları fonu elde etmektedir. Özellikle Euro-tahvil piyasalarının sunmuş olduğu aynı anda farklı ülkelerde farklı para birinden ihracın yapılabilmesi ve ülke seçiminde esneklik sağlaması ihraççıları çekici kılan özellikleridir. Uluslararası piyasaların aktif bir yapısının olması fon arz ve talep edenleri hızlı bir şekilde bir araya getirmenin yanı sıra finansal bulaşıcılığı da arttırmaktadır. Dolayısıyla bir ekonomide meydana gelen bir şok hızla diğer ekonomilere yayılmaktadır. Yatırımcı davranışları da dikkate alındığında ülkeler arasındaki ekonomik farklılıklar gözetilmeksizin fonlar piyasalardan çekilebilmektedir. Sonuç olarak küreselleşme ile pazarların bir bütün haline gelmesinin sağladığı avantajlara karşılık ekonomik kırılganlıklara duyarlılık daha fazla olmaktadır. Bir ekonomide meydana gelen olumlu veya olumsuz bir dalga diğer ekonomileri etkilemektedir. Bu sebeple uluslararası piyasalarda işlem yapacak yatırımcıların ülkelere özgü faktörlerin yanı sıra uluslararası gelişmeleri de takip ederek yatırım kararları almaları faydalı olacaktır.

## YAZAR BEYANI:

Bu çalışmada araştırma ve yayın etiğine uyulmuştur.

## KAYNAKÇA

AKKAYA, M. (2018). "Türk Euro Tahvillerinin Risk Primlerini Etkileyen İçsel Faktörlerin Analizi, Yaşar Üniversitesi E-Dergisi". 13(50), 232-242. DOI: 10.19168/jyasar.378124.

- AKTAŞ ŞENKARDEŞLER, R. (2016). “Belirsizlik ve Risk Altında Karar Alma Problemini Geleneksel ve Davranışsal Finans Perspektiflerinden Değerlendirme”. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 8(4), 360-379.
- ANDERSON, E. W., GHYSELS, E., & JUERGENS, J. L. (2009). “The Impact of Risk and Uncertainty on Expected Returns”. *Journal of Financial Economics*, 94(2), 233–263.
- BANERJEE, P., ARČABIĆ, V., & LEE, H. (2017). “Fourier ADL Cointegration Test To Approximate Smooth Breaks With New Evidence From Crude Oil Market”. *Economic Modelling*, 67, 114–124.
- BUKET, B.M. (2009). “Türkiye’de Eurotahvil Uygulaması ve Eurotahvil Getiri Marjlarını Belirleyen Faktörler.” Doktora Tezi, Kadir Has Üniversitesi.
- ÇINAR, M., YETKİN, F., & BEKTAŞ, S. (2019). “Elektrik Tüketiminin Sürdürülebilir Kalkınmaya Etkisi: Türkiye Üzerine Ampirik ve Davranışsal Bir İnceleme”. *Uluslararası İşletme Ekonomi ve Politika Dergisi*, 3(2), 345-366.
- ÇULHA, A., ÖZATAY, F., & ŞAHİNBEYOĞLU, G. (2006). “The Determinants of Sovereign Spread in Emerging Markets”, The Central bank of the Republic of Turkey Research and Monetary Policy Department Working Paper, 06/04.
- DICKEY, D.A., & FULLER, W.A. (1981). “Likelihood Ration Statistics For Autoregressive Time Series With A Unit Root”. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- DICKEY, D.A., & FULLER, W.A. (1979). “Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*”. 74(366), 427-431.
- ENDERS, W., & LEE, J. (2012). “The Flexible Fourier Form And Dickey–Fuller Type Unit Root Tests”. *Economics Letters*, 117, 196-199.
- ERTUNGA, E. (2010). “Küresel Mali Dalgalanmalar: Gelişen Ülkelerin Euro-Tahvil Getirileri Açısından Bir Değerlendirme”. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 65(04), 67-86.
- GRANGER, C.W.J. (1969). “Investigating Causal Relations by Econometric Models and CrossSpectral Methods”. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- GÜN, M., KUTLU, M., & KARAMUSTAFA, O. (2016). “Gezi Parkı Olaylarının Türkiye Kredi Temerrüt Swapları (CDS) Üzerine Etkisi”. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 8(1), 556-575.
- GÜRİŞ, S., AKAY, E. Ç., & BÜLBÜL, H. (2020). “Enflasyon Yakınsamasının Fourier Birim Kök Testleri ile İncelenmesi: Kırılgan Beşli Örneği”. *Social Sciences Research Journal*, 9(3), 85-92.
- HMB, (Haziran, 2021). “Kamu Borç Yönetimi Raporu”. Hazine ve Maliye Bakanlığı, No:191, [https://ms.hmb.gov.tr/uploads/2021/06/Web\\_Kamu\\_Borc\\_Yonetimi\\_Raporu\\_Haziran\\_2021\\_v3.pdf](https://ms.hmb.gov.tr/uploads/2021/06/Web_Kamu_Borc_Yonetimi_Raporu_Haziran_2021_v3.pdf) (Erişim Tarihi: 28.07.2021).
- HMB. <https://www.hmb.gov.tr/kamu-finansmani-istatistikleri> (Erişim Tarihi: 28.07.2021).
- İLTAŞ, Y., & DEMİRGÜNEŞ, K. (2020). “Döviz Kurunun Borsa İstanbul Sanayi Endeksi Üzerindeki Etkisi: Yapısal Kırılmaları Modellemede Farklı Yaklaşımlar Kullanan

- Eşbütünleşme Testlerinden Bulgular”. Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi, 55(2), 972-988.
- KOY, A. (2014). “Kredi Temerrüt Swapları ve Tahvil Primleri Üzerine Ampirik Bir Çalışma”. *International Review of Economics and Management*, 2(2), 63-79.
- KÜÇÜKSARAC, D., KAZDAL, A., KORKMAZ, H. İ., & ONAY, Y. (2021). “A Measure Of Turkey's Sovereign And Banking Sector Credit Risk: Asset Swap Spreads”. *Central Bank Review*, 21(2), 49-57.
- MIKE, F., & ALPER, A. E. (2020). “Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkeler İçin İşsizlik Histerisinin İncelenmesi: Fourier ADF Test Bulguları”. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi*, 10 (1), 1-14. DOI: 10.18074/ckuııbfd.661615.
- MOUSAVI, S., & GIGERENZER, G. (2014). “Risk, Uncertainty, and Heuristics”. *Journal of Business Research*, 67(8), 1671–1678.
- MURPHY, A. (2003). “An Empirical Analysis Of The Structure Of Credit Risk Premiums In The Eurobond Market”. *Journal of International Money and Finance*, 22(6), 865-885.
- ÖZATAY, F., ÖZMEN, E., & ŞAHİNBEYOĞLU, G. (2009). “Emerging Market Sovereign Spreads, Global Financial Conditions and U.S. Macroeconomic News”. *Economic Modelling*, 26(2), 526-531.
- POGHOSYAN, T. (2012). “Long-Run and Short-Run Determinants of Sovereign Bond Yields in Advanced Economies”. *IMF Working Paper*, Washington: International Monetary Fund, 12/271, 1-25.
- RUSIKE, T. G., & ALAGIDEDE, I. P. (2021). “The Impact Of Sovereign Credit Ratings On Eurobond Yields: Evidence From Africa”. *Research in International Business and Finance*, 58, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2021.101475>
- SÈNE, B., MBENGUE, M. L., & ALLAYA, M. M. (2021). “Overshooting Of Sovereign Emerging Eurobond Yields In The Context Of COVID-19”. *Finance Research Letters*, 38. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101746>.
- SÖNMEZLER, S. (2014). “Niceliksel Gevşeme Politikalarının Türk Finansal Piyasaları Üzerindeki Kısa Vadeli Etkileri”. *Maliye Finans Yazıları*, 28(101), 38-51.
- TCMB. [https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket/#collapse\\_6](https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket/#collapse_6) (Erişim Tarihi: 28.07.2021).
- TIELENS, J., VAN AARLE, B., & VAN HOVE, J. (2014). “Effects Of Eurobonds: A Stochastic Sovereign Debt Sustainability Analysis For Portugal, Ireland And Greece”. *Journal of Macroeconomics*, 42, 156-173.
- TODA, H. Y., & YAMAMOTO, T. (1995). “Statistical Inference In Vector Autoregressions With Possibly Integrated Process”. *Journal of Econometrics*, 66, pp 225-250.
- VORTELINOS, D., & LAKSHMI, G. (2015). “Market Risk of BRIC Eurobonds in The Financial Crisis Period”. *International Review of Economics and Finance*, 39, 295-310. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.iref.2015.04.012>
- WANG, X., XU, W., & ZHONG, Z. (2019). “Economic Policy Uncertainty, CDS Spreads, and CDS Liquidity Provision”. *The Journal of Futures Markets*, 39(4), 461–480.

YALÇINER, K. (2012). Uluslararası Finansman, Detay Yayıncılık, Ankara.