

ABD ve EURO BÖLGESİ FAİZ ORANLARININ TÜRK FAİZ ORANI PIYASASI ÜZERİNDEKİ ETKİSİNİN İNCELENMESİ¹

Önder BÜBERKÖKÜ¹, Celal KIZILDERE²

ÖZ

Bu çalışmada ABD ve Euro bölgesi kısa vadeli faiz oranlarının Türkiye'deki kısa vadeli faiz oranları üzerindeki etkisi incelenmiştir. Koentegrasyon analizinde hem geleneksel hem de yapısal kırılmalı testlere yer verilmiştir. Kısa dönemli ilişki analizinde ise Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen asimetrik nedensellik testi ile VECM varyans ayrıştırması ve etki-tepki fonksiyonları kullanılmıştır. Çalışma bulguları ilgili faiz oranlarının ülkemiz faiz oranları üzerinde önemli etkileri olduğunu göstermektedir. Daha da önemlisi, hem kısa hem de uzun vadede Euro bölgesi faiz oranlarının ABD faiz oranlarına nazaran ülkemiz faiz oranları üzerinde daha fazla etkili olduğu anlaşılmaktadır. Bulguların, özellikle TCMB'nin faiz politikasının tartışıldığı ve FED ile ECB'nin birbirinin tersi yönde bir para politikası uyguladığı günümüzde politika yapıcılar açısından önemli olduğu düşünülmektedir.

Anahtar Kelimeler: Euro bölgesi faiz oranları, ABD faiz oranları, Türkiye faiz oranları, Koentegrasyon, Yapısal Kırılma, Asimetrik nedensellik

JEL Sınıflandırması: C32, G15, F42

EXAMINING THE IMPACT OF EURO AREA AND U.S. INTEREST RATES ON TURKISH INTEREST RATES

ABSTRACT

This paper aims to examine the impact of both Euro area and U.S. short-term interest rates on Turkish short-term interest rates. To this end, the study investigates the long-run relationship between the variables using both traditional cointegration tests and cointegration test with structural breaks. The study examines the short-run dynamic relationship using an asymmetric causality test which is recently developed by Hatemi-J (2012), and also using VECM variance-decomposition and impulse-response analysis. Results indicate that both Euro area and U.S. short-term interest rates significantly influence short-term Turkish interest rates, even though the converse relationship does not hold. Furthermore, findings also reveal that both in the short and long-run, Euro area short-term interest rates have more influence on Turkish short-term interest rates than U.S. short term interest rates.

Keywords: Euro area interest rates, U.S. interest rates, Turkish interest rates, Cointegration, Structural break, Asymmetric causality

JEL Classification Codes: C32, G15, F42

GİRİŞ

Dünya ekonomilerinin özellikle 1980'li yıllardan başlayarak daha liberal hale gelmeleri, finansal işlem ve hizmetlerde yaşanan yapısal değişimler, iletişim / bilişim teknolojilerindeki gelişmeler ve uluslararası sermaye hareketlerinin ulaştığı boyut, farklı ülkelerin para ve sermaye piyasaları arasındaki ilişkinin bir diğer ifade ile faiz oranları arasındaki etkileşimin artması sonucunu doğurmuştur (Wang, Yang ve Li, 2007: 87; Anoruo, Ramchander, Thiewes, 2002: 218). Faiz oranları arasındaki etkileşimin artması ise ülke merkez bankalarının dış gelişmelerden bağımsız bir şekilde politika kararları almalarını güçleştirmiştir (Kirchgassner ve Wolters, 1993: 773). Daha da önemlisi, finansal piyasaların giderek küreselleşmesi para politikalarının hem yapısında hem de işleyişinde önemli değişimlerin yaşanmasına yol açmıştır (Laopodis, 2004: 136). Bu kapsamda örneğin, merkez bankalarının yurt içi iktisadi ve finansal gelişmeleri politika amaçları doğrultusunda yönlendirebilme yetileri, ilgili ülke ekonomilerinin faiz oranlarının dışsal faiz şoklarından etkilenme derecesi ile yakından ilişkili hale gelmiştir (Anoruo vd., 2002: 221). Ayrıca, mikro bazda bakıldığında da özellikle gelişmekte olan ülkelerde gerek finans sektörünün gerekse reel sektörün fon kaynakları arasında yurtdışı fonların sahip olduğu ağırlık sektörel bazda da yurtdışı faiz oranlarındaki gelişmelerin yurt içi faiz oranları üzerindeki etkisinin iyi anlaşılmasını gerekli kılmaktadır. Bu gelişmelere, 2007-2008 döneminde ABD'de başlayan ve daha sonra Avrupa'ya yayılan mortgage krizi ile bu kriz döneminde geleneksel olmayan para politikalarına kadar uzanan yaklaşımlar ve bu yaklaşımların diğer ülke ekonomileri üzerindeki olası etkilerine dönük tartışmalar da eklendiğinde faiz oranları arasındaki etkileşimin incelenmesinin önemli bir konu haline geldiği düşünülmektedir.

Literatürde faiz oranları arasındaki etkileşimi inceleyen çeşitli çalışmalar bulunmaktadır. Fakat, bu çalışmaların genelde ABD, Almanya ve Japon gibi gelişmiş ülke ekonomilerinin faiz oranları arasındaki etkileşimin incelenmesine dayandığı görülmektedir. Örneğin, Karfakis ve Moschos (1990) Almanya ile diğer bazı Avrupa ülkeleri için kısa vadeli faiz oranları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında, faiz oranları arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı, kısa dönemde Alman faiz oranlarının diğer ülke faiz oranlarını etkilediği fakat hiçbirinden etkilenmediği sonucuna ulaşmışlardır. Fujihara ve Mougoue (1996) ABD kısa vadeli faiz oranları ile önde gelen altı Avrupa ülkesi faiz oranları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında inceleme kapsamındaki ülkelerin faiz oranlarının daha çok kendi iç gelişmelerine tepki verdiği sonucuna ulaşmışlardır. Bremnes, Gjerde ve Settem (1997) ABD, İngiltere, Almanya, Fransa ve Japonya için kısa vadeli faiz oranları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında, bu ülke faiz oranları arasındaki etkileşimin giderek arttığı sonucuna ulaşmışlardır. Monadjemi (1997) ABD, İngiltere, Avustralya, Hollanda ile Almanya ekonomilerini incelediği çalışmasında ilgili ülkelerin kısa vadeli faiz

oranları arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu; kısa dönemde ise büyük ekonomilerin küçük ekonomileri etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Awad ve Goodwin (1998) 10 OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development, Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü) ülkesini inceledikleri çalışmalarında bu ülkelerin kısa vadeli faiz oranları arasında uzun dönemli güçlü bir ilişki olduğunu, ayrıca en etkili faiz oranının da ABD faiz oranı olduğunu belirtmişlerdir. Hassapis, Pittis ve Prodromidis (1999) öne çıkan Avrupa ekonomileri üzerinde Almanya'nın mı yoksa ABD'nin mi daha etkili olduğunu araştırdıkları çalışmalarında Almanya ile çalışma kapsamındaki diğer Avrupa ülkeleri arasında karşılıklı bir etkileşim olduğunu, ABD'nin ise Almanya dahil diğer Avrupa ülkelerini etkilerken onlardan pek etkilenmediği sonucuna ulaşmışlardır. Bremnes, Gjerde ve Bettem (2000) ABD, Almanya ve Norveç için hem kısa hem de uzun vadeli faiz oranları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında ABD'nin her iki ülke faiz oranı üzerinde etkili olduğunu fakat diğer ülkelerin ABD ekonomisi üzerinde pek bir etkisi olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Anoruo vd. (2002) ABD ve Japonya faiz oranlarını da dikkate alarak 7 Asya ülkesi arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında Asya ülkeleri faiz oranlarının birbirlerinden etkilendiği sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca, 1990'lardan sonra ABD'nin bölge ülkeleri üzerinde Japonya'dan daha etkin olmaya başladığını da ifade etmişlerdir. Yamada (2002) ABD ile Kanada ekonomilerini incelediği çalışmasında iki ülke faiz oranlarının uzun dönemde bire bir hareket ettiği ayrıca uzun dönemli dengeden sapmaların da hızlı bir şekilde düzeltildiği sonucuna ulaşmıştır. Laopodis (2004) 8 gelişmiş ülke ekonomisi için uzun vadeli faiz oranları arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında bu ülkelerin uzun vadeli faiz oranları arasındaki etkileşimin giderek arttığı ve Avrupa Birliği ülkeleri arasında Almanya'nın etkinliğinin devam ettiği sonucuna ulaşmıştır. Yang (2005) ABD, İngiltere, Kanada, Almanya ve Japonya'nın ABD doları cinsinden faiz oranları arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasında değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı, kısa dönemde ise bazı ilişkiler bulunmakla birlikte herhangi bir ülkenin bu süreçte baskın bir rol üstlenmediği sonucuna ulaşmıştır. Barassi, Caporale ve Hall (2005) G-7 ülkelerini inceledikleri çalışmalarında ilgili ülkeler arasında ABD kısa vadeli faiz oranlarının baskın bir rolü olduğu, Almanya'nın ise sadece Euro bölgesi içinde zayıf etkinliği olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Wang vd. (2007) 8 gelişmiş ülke ekonomisi arasındaki etkileşimi inceledikleri çalışmalarında diğer çalışmaların aksine en etkili ülkenin Japonya olduğu, ABD'nin baskın bir rolü olmadığı, Almanya'nın etkinliğinin ise zamanla azaldığını sonucuna ulaşmışlardır. Bu durumu ise 1990'lı yıllarla birlikte Japonya'nın durgunluktan çıkmak için uyguladığı politikaların onu en çok sermaye ihraç eden ülke konumuna getirmiş olması ile açıklamışlardır. Bryant ve Joyeux (2010) Almanya, ABD ve İngiltere faiz oranları arasındaki etkileşimi inceledikleri çalışmalarında ABD'nin hem Almanya hem de İngiltere üzerinde belirgin etkileri olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Ciner (2011) ABD, İngiltere ve Almanya ekonomilerini incelediği çalışmasında bu ülke faiz oranları arasındaki önemli bir ilişki olduğu ve Euro'nun etkinliğinin daha önceki çalışmalarda rapor edilenden çok daha belirgin olduğu sonucuna ulaşmıştır. Gray (2013) ise ABD'nin diğer önde gelen gelişmiş ülke ekonomileri üzerindeki etkisini incelediği çalışmasında ABD'nin bu ülke ekonomileri üzerinde belirgin bir etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Gelişmiş ülke ekonomileri üzerine dayalı bu çalışmalara ilaveten güncel literatüre bakıldığında, gelişmekte olan ülkeleri de analizlere dahil eden çalışmalar olduğu görülmektedir. Örneğin, Nieh ve Yau (2004) Çin, Hong Kong ve Tayvan ekonomilerini inceledikleri çalışmalarında ilgili ülke kısa vadeli faiz oranlarının uzun dönemde birlikte hareket ettiği, kısa dönemde ise Çin faiz oranlarındaki değişimin Hong Kong ve Tayvan üzerinde çok daha belirgin ve güçlü etkileri olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ji ve Kim (2009) ABD, Japonya, G.Kore, Singapur ve Tayland ekonomilerini inceledikleri çalışmalarında faiz oranları arasındaki etkileşim açısından 1997 Asya krizinin önemli değişimlere yol açtığını bu kapsamda, krizden sonra faiz oranları arasındaki etkileşimin arttığını ve ABD'nin Japonya'yı geride bırakarak Asya ekonomileri üzerinde en etkili ülke konumuna geldiğini belirtmişlerdir. Ayrıca, kriz sonrası dönemde G.Kore'nin de bölge ekonomileri üzerinde çok daha fazla etkili olmaya başladığını eklemiştir. Hegerty (2011) Euro bölgesi, ABD ve Rusya faiz oranlarının 10 yükselen Avrupa ekonomisi üzerindeki etkisini incelediği çalışmasında ilgili yükselen Avrupa ülkelerinin hangisinin diğer üç ülke faiz oranından daha çok etkileyeceğini genel olarak ülkelerin ekonomik gelişmişlik düzeyi ve uyguladıkları döviz kuru rejimlerinin belirlediği sonucuna ulaşmıştır. Sinicakova, Sulikova ve Arvayova (2014) Macaristan, Slovakya, Çek Cumhuriyeti ve Polonya ekonomilerini inceledikleri çalışmalarında 2007-2008 küresel finans krizi öncesinde bu ülke ekonomilerinin kısa vadeli faiz oranları arasında önemli bir etkileşimin olduğunu, kriz sonrası dönemde ise bu etkileşimin azaldığını belirtmişlerdir. Takáts ve Vela (2014) ABD ekonomisinin 24 yükselen piyasa ekonomisi üzerindeki etkisini inceledikleri çalışmalarında ABD uzun vadeli faiz oranlarının ilgili yükselen piyasa ekonomileri üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Guk ve Wu (2015) ABD faiz oranlarının G.Kore faiz oranları üzerindeki etkisini inceledikleri çalışmalarında özellikle 2000'li yılların ortalarından itibaren ABD'nin G.Kore faiz oranları üzerindeki etkisinin arttığı sonucuna ulaşmışlardır. Hoffman ve Takáts (2015) ABD ekonomisinin daha çok yükselen piyasa ekonomilerinden oluşan 30 ülke ekonomisi üzerindeki etkisini inceledikleri çalışmalarında hem kısa hem de uzun vadeli ABD faiz oranlarının ilgili ülke ekonomilerinin faiz oranları üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Obstfeld (2015) 22 gelişmiş ülke ekonomisi ile 34 yükselen piyasa ekonomisini incelediği çalışmasında genel olarak uzun vadeli faiz oranları arasında bir etkileşimin bulunduğunu fakat benzer bir durumun kısa vadeli faiz oranları için geçerli olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Bu çalışmanın amacı ise ABD ve Euro bölgesi kısa vadeli faiz oranlarının Türkiye'deki kısa vadeli faiz oranları üzerindeki etkisinin incelenmesidir. Konunun özellikle TCMB'nin (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, TCMB) faiz politikasının tartışıldığı ve FED (Federal Reserve Bank, ABD Merkez Bankası) ile ECB'nin (European Central Bank, Avrupa Merkez Bankası) birbirinin tersi yönde bir para politikası uyguladığı günümüzde politika yapıcılar açısından önemli olduğu düşünülmektedir. Bu çalışmanın literatüre katkısı ise şu şekilde ifade edilebilir: (i) Öncelikle, literatürdeki çalışmaların genelde gelişmiş ülke ekonomileri üzerine yoğunlaştığı ve bu çalışmaların genel olarak 2007-2008 küresel kriz dönemini kapsamadığı görülmektedir. Bu çalışmada ise Türkiye gibi yükselen bir piyasa ekonomisinin kriz dönemi de dikkate alınarak ABD ve Euro bölgesi ile olan etkileşimi incelenmiştir ve bilindiği kadarıyla Türkiye ekonomisi için bu konu daha önce incelenmemiştir. (ii) Ayrıca, bu yapılırken de farklı yaklaşımlara karşı dirençli sonuçlar elde etmek amacıyla analizlerde alternatif metodolojik yaklaşımlardan yararlanılmıştır. (iii) Son olarak da değişkenler arasındaki nedensellik analizinde Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen asimetrik nedensellik testinden de yararlanılmıştır. Böylece, faiz oranlarındaki pozitif ve negatif şokların etkisi ayrı ayrı incelenebilmiştir.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde veri ve metodoloji açıklanmakta üçüncü bölümde bulgular sunulmakta son bölümde ise sonuç kısmı yer almaktadır.

2. VERİ ve METODOLOJİ

Çalışma Ocak 2003 ile Eylül 2014 dönemini kapsamakta ve aylık verilerden oluşmaktadır³. Kısa vadeli faiz oranlarını temsilen 3 ay vadeli bankalar arası para piyasası faiz oranları kullanılmıştır. Veriler OECD veri tabanından temin edilmiştir. Analizlerde Euro bölgesi, ABD ve Türk faiz oranlarını temsilen sırasıyla Euro, US ve TR ifadeleri kullanılmıştır. Serilerin entegre derecelerinin belirlenmesinde Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) birim kök testi kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki analizinde ise öncelikle birer standart koentegrasyon testi olan Engle-Granger (1987) ile Johansen (1988) koentegrasyon testlerinden yararlanılmıştır.

Engle-Granger (1987), koentegrasyon analizi için iki aşamalı bir yöntem geliştirmiştir. Bu yöntem durağan olmayan iki veya daha fazla değişken arasında kurulacak doğrusal bir ilişkinin hata teriminin durağanlığının incelenmesine dayanmaktadır. Ancak, Engle-Granger yöntemi birden fazla eşbütünlüşme vektörü olup olmadığını test edememektedir. Bu nedenle Johansen (1988) modelde kullanılan değişken sayısı için gerekli olan eşbütünlüşme vektör sayısını tespit eden bir yöntem geliştirmiştir. Johansen (1988) koentegrasyon yönteminin amacı katsayılar matrisi (β)'nin değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki hakkında bilgi içerip içermediğinin araştırılmasıdır. Johansen sürecinde bir vektör otoregresif (VAR) model Denklem (1)'deki gibi tanımlanır:

³ Bilindiği gibi Türkiye ekonomisi 2001 yılında önemli bir finansal kriz yaşamıştır. Bu kriz sonrasında Türkiye ekonomisinde hem makro hem de mikro bazda önemli değişimler olmuştur. Örneğin, kur rejimi değişmiş, bankacılık sektörü yeniden yapılandırılmış ve genel olarak daha liberal bir iktisadi ve finansal yapı benimsenmiştir. Bu doğrultuda 2002 yılında da önemli adımlar atılmıştır. Örneğin, 2002 Eylül ayında Devlet İç Borçlanma Senetleri (DİBS) piyasasında derinleşmeyi sağlamak ve banka yükümlülüklerinin yerine getirilmesini kolaylaştırmak amacıyla güçlü bir piyasa yapıcılığı sistemine geçilmiştir, TCMB'nin Bankalar Arası Para Piyasası ve Döviz ve Efektif Piyasası'ndaki araçlık faaliyetleri sonlandırılmıştır (Krizden İstikrara Türkiye Tecrübesi, Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu, 2009). Bu nedenlerle çalışmada başlangıç yılı olarak 2003 yılı esas alınmıştır.

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad (1)$$

Bu model birinci farklar cinsinden Denklem (2)'deki gibi yeniden yazılabilir:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k} + \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada,

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i) \quad \Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$$

olmaktadır.

Bu kapsamda, eğer (i) matrisinin rankı (r) modeldeki değişken sayısına (m) eşit (r = m) ise vektör süreci durağandır yani, vektöründe bulunan değişkenlerin tamamı I(0)'dır. (ii) Eğer, matrisinin rankı sıfır (r = 0) ise matrisi sıfır matrisidir. (iii) Eğer, matrisinin rankı modeldeki değişken sayısından az (r < m) ise bu durum değişkenler arasında bir koentegrasyon ilişkisinin olabileceği anlamına gelir ve matrisi, = β' biçiminde gösterilir. Burada, matrisi hata düzeltme katsayılarını gösterirken β matrisi eşbütünlük vektörleri göstermektedir.

Fakat, bu aşamaya kadarki birim kök ve koentegrasyon testleri yapısal kırılmaları dikkate almamaktadır. Çalışma döneminin 2007-2008 küresel kriz dönemini kapsadığı düşünüldüğünde ilgili dönemde serilerde yapısal kırılmaların meydana gelmesi olasıdır. Ayrıca, diğerlerinin yanı sıra Banerjee ve Carrion-i Silvestre (2013) ile Romero-Avila'nın (2008) ifade ettiği gibi serilerin karakteristik özelliklerinin doğru bir şekilde modellenmemesi de elde edilen sonuçların kırılmağını artırabilmektedir. Bu nedenle çalışmada yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök ve koentegrasyon testlerinden de yararlanılmıştır. Serilerin yapısal kırılmalar altında durağan olup olmadığı Carrion-i Silvestre, Kim ve Perron (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi ile incelenmiştir. Bu test quasi-GLS yani genelleştirilmiş en küçük kareler (generalized least squares) yöntemine dayanmakta ve P_T^{GLS} , MP_T^{GLS} , MZ_α^{GLS} , MSB^{GLS} ve MZ_T^{GLS} olmak üzere beş adet test istatistiğinden oluşmaktadır. Bu test istatistikleri sırasıyla Denklem (3), (4), (5), (6) ve (7)'deki gibi ifade edilebilir:

$$P_T^{GLS}(\lambda^0) = \left\{ S(\bar{\alpha} \lambda^0) - \bar{\alpha} S(1, \lambda^0) \right\} / s^2(\lambda^0) \quad (3)$$

$$MP_T^{GLS}(\lambda^0) = \left[c^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^{T-1} y_{t-1}^2 + (1-c) T^{-1} y_T^2 \right] / s(\lambda^0) \quad (4)$$

$$MZ_\alpha^{GLS}(\lambda^0) = \left(T^{-1} y_T^2 - s(\lambda^0)^2 \right) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^{T-1} y_t^2 \right)^{-1} \quad (5)$$

$$MSB^{GLS}(\lambda^0) = \left(s(\lambda^0)^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^{T-1} y_{t-1}^2 \right)^{1/2} \quad (6)$$

$$MZ_T^{GLS}(\lambda^0) = \left(T^{-1} y_T^2 - s(\lambda^0)^2 \right) \left(4s(\lambda^0)^2 T^{-2} \sum_{t=1}^{T-1} y_t^2 \right) \quad (7)$$

Bu test istatistiklerinin tamamının Ho hipotezi “birim kök vardır” şeklindedir. Hesaplanan test istatistikleri kritik tablo değerinden küçük çıktığında Ho hipotezi reddedilmektedir. Aksi takdirde, serilerde birim kök olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Koentegrasyon analizinde tek yapısal kırılmaya izin veren Gregory ve Hansen (1996) (GH) yapısal kırılmalı koentegrasyon testinden yararlanılmıştır. Bu test modelin sabit teriminde (C), hem sabit terim hem eğim parametresinde (C/S) hem de trendli modelin sabit teriminde (C/T) yapısal değişimlere izin verebilmektedir. Bu test model kalıntılarına ADF^* , Z_α^* ve Z_t^* test istatistiklerinin uygulanarak değişkenler arasında koentegre ilişki olmadığını ifade eden Ho hipotezinin test edilmesi esasına dayanmaktadır. ADF^* , Z_α^* ve Z_t^* test istatistikleri Denklem (8)'deki ifade edilebilir:

$$ADF^* = \inf_{\tau \in T} ADF(\tau)$$

$$Z_\alpha^* = \inf_{\tau \in T} Z_\alpha(\tau)$$

$$Z_t^* = \inf_{\tau \in T} Z_t(\tau) \quad (8)$$

Bu kapsamda değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki analizinde ilgili literatür ile uyumlu bir şekilde Denklem (9)'da gösterilen model kullanılmıştır.

$$r_t^* = \varphi + \beta_1 r_t^* + \eta_t \quad (9)$$

Bu model iki değişkenli bir model olacak şekilde r_t , Türkiye faiz oranlarını, r_t^* ise ABD veya Euro bölgesi faiz oranlarını göstermektedir. φ ve β model parametrelerini, η ise hata terimini ifade etmektedir.

Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişki analizinde ise öncelikle etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizlerinden yararlanılmıştır. Etki tepki fonksiyonu modeldeki serilerin hata terimlerine bir standart sapmalı şok verildiğinde diğer değişkenlerin buna ne yönde ve ne kadar tepki verdiğini ölçerken, varyans ayrıştırması bir seride meydana gelen değişimin diğer değişkenler tarafından açıklanma oranını vermektedir. Çalışmada ardından, Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen asimetrik nedensellik testinden de yararlanılmıştır. Bu test değişkenler arasında asimetrik nedensellik ilişkisine izin vermektedir. Bir diğer ifade ile kümülatif negatif ve kümülatif pozitif şokları birbirinden ayırarak herhangi bir değişkendenki negatif bir değişimin bir diğer ifadeyle azalışın diğer bir değişkenden de bir azalışa yol açıp açmadığı ve / veya herhangi bir değişkendenki bir artışın diğer bir değişkenden de artışa yol açıp açmadığını sınavabilmektedir. Bu kapsamda y_{1t} ve y_{2t} iki bütünlük seri olacak şekilde bu seriler Denklem (10) ve (11)'de gösterildiği gibi birer rassal yürüyüş süreci olarak tanımlanabilir:

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} \quad (10)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} \quad (11)$$

Burada $y_{1,0}$ ve $y_{2,0}$ sabit başlangıç değerlerini, ε_{1i} ve ε_{2i} ise hata terimlerini göstermektedir. Bu kapsamda, ε_{1i} ve ε_{2i} için pozitif şoklar sırasıyla $\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0)$ ve $\varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0)$ şeklinde, negatif şoklar ise sırasıyla $\varepsilon_{1i}^- = \min(\varepsilon_{1i}, 0)$ ve $\varepsilon_{2i}^- = \min(\varepsilon_{2i}, 0)$ şeklinde tanımlanmaktadır. Bu nedenle ε_{1i} ve ε_{2i} sırasıyla $\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^- + \varepsilon_{1i}^+$ ve $\varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^- + \varepsilon_{2i}^+$ şeklinde ifade edilebilmektedir. Bu kapsamda Denklem (10) ve (11) yeniden Denklem (12) ve (13)'te gösterildiği gibi yazılabilir:

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (12)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (13)$$

Buradan hareketle de y_{1t} ve y_{2t} değişkenleri için kümülatif pozitif ve kümülatif negatif şoklar $y_{1t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+$, $y_{1t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^-$, $y_{2t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+$ ve $y_{2t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^-$ şeklinde ifade edilebilmektedir. Bundan sonraki aşama ise belirtilen bu kümülatif negatif ve kümülatif pozitif değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin incelenmesidir. Bu amaçla da nedensellik analizinde kullanılacak gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Çalışmada bu amaçla [Hatemi-J \(2012\)](#) tarafından tavsiye edilen ve yeni bir bilgi kriteri olan HJC kriteri kullanılmıştır.

3. BULGULAR

Değişkelere uygulanan KPSS birim kök testi sonuçları Tablo 1'de sunulmuştur. Hem trendli hem de trendsiz model sonuçları incelendiğinde %5 ve / veya %1 anlamlılık düzeyinde serilerin düzey değerlerinde durağan olmadığı fakat birinci farkı alındığında tüm serilerin %1 anlamlılık düzeyinde

durağan hale geldiklerini anlaşılmaktadır.⁴ Bu da serilerin birinci dereceden bütünlük yani I(1) olduklarını göstermektedir. Bir diğer ifadeyle serilerin koentegrasyon analizi için uygun oldukları ifade edilebilir.

Tablo 1: Birim Kök Testi Sonuçları

	KPSS (düzey)		KPSS (birinci fark)	
	C	C&T	C	C&T
Euro	0.6703**	0.2073**	0.1019	0.0725
US	0.6305**	0.2106**	0.2794	0.1732
TR	1.1611*	0.2011**	0.5246	0.1116

*, **, sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. C trendsiz, C&T trendli modeli ifade etmektedir.

Koentegrasyon analizine gelince, Engle-Granger (1987) koentegrasyon testi sonuçları Tablo 2’de sunulmuştur. Sonuçlar kısa vadeli faiz oranları arasında koentegre bir ilişkinin bulunduğu işaret etmektedir. Literatürde genel olarak daha güçlü bir test olduğu ifade edilen Johansen (1988) koentegrasyon testi sonuçlarına bakıldığında da (Tablo 3) benzer bulgulara ulaşılmaktadır.

Tablo 2: Engle-Granger (1987) Koentegrasyon Testi Sonuçları

	ADF
	<i>Kısa vadeli faiz oranları</i>
TR-Euro	-4.8892*
TR-US	-5.304*

*, ** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Kritik değerler MacKinnon (1991)’den alınmıştır

Tablo 3: Johansen (1988) Koentegrasyon Testi Sonuçları

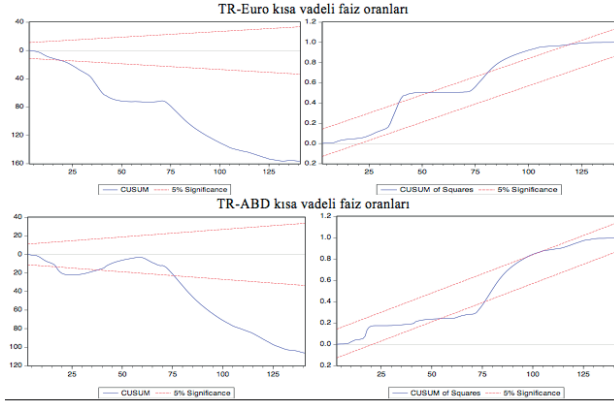
	Ho	Trace	Maksimum	Δ
	<i>Kısa vadeli faiz oranları</i>			
TR-Euro	r = 0	49.0406*[15.4947]	47.3742*[14.2646]	3
	r ≤ 1	1.6664 [3.8415]	1.6664 [3.8415]	
TR-US	r = 0	48.0924*[15.4947]	47.4310*[14.2646]	3
	r ≤ 1	0.6614 [3.8415]	0.6614 [3.8415]	

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Kritik tablo değerleri köşeli parantez içerisinde gösterilmiştir. Uygun gecikme uzunluğu maksimum gecikme 12 olacak şekilde AIC kriteri dikkate alınarak Vektör otoregresif model (VAR) ile belirlenmiştir. Bulunan gecikme otokorelasyon sorununu gideremediğinde gecikme birer birer artırılmıştır. Δ , serilerin düzey değerleri dikkate alınarak belirlenen optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir. Johansen (1988) testi uygulanırken bu gecikme uzunlukları bir azaltılmıştır. Belirlenen gecikmelerin istikrarlılık koşulunu da sağladığı görülmüştür.

Fakat, gerek Engle-Granger (1987) gerek Johansen (1988) koentegrasyon testlerinin temel eksikliklerinden biri olası yapısal kırılmaları dikkate almamalarıdır. Bu nedenle öncelikle Denklem (9)’da yapısal bir değişim olup olmadığı CUSUM ve CUSUMSQ testleri ile incelenmiştir.

⁴Çalışmada ADF (Augmented Dickey Fuller) birim kök testi de uygulanmış ve % 10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde serilerin her durumda I(1) oldukları belirlenmiştir. Optimal gecikme uzunluğu Perron’un (1989) tavsiye ettiği şekliyle t istatistiği dikkate alınarak belirlenmiştir.

İlgili testler kısa vadeli faiz oranlarından oluşan modellerde yapısal değişimlerin olduğuna işaret etmektedir (Şekil 1). Bu nedenle, çalışmaya GH yapısal kırılmalı koenteğrasyon testi de eklenmiştir.



Şekil 1: Faiz Oranı Modellerine İlişkin CUSUM ve CUSUM SQ Test Sonuçları

Fakat, GH testi uygulanmadan önce serilerin yapısal kırılmalar altında da I(1) olup olmadığının araştırılması gerekmektedir. Bu nedenle Carrion-i Silvestre vd. (2009) yapısal kırılmalı birim kök testinden yararlanılmıştır. Bu birim kök testi serilerde çoklu yapısal kırılmalara izin vermektedir. Fakat, GH testi ile uyumlu olması amacıyla Carrion-i Silvestre vd. (2009) birim kök testi de 1 yapısal kırılma ile sınırlandırılarak uygulanmıştır. Bu kapsamda elde edilen sonuçlar Tablo 4'te sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde serilerin hem sadece trendinde yapısal kırılmaya izin verildiği durumda hem de sabit terim ve trendinde birlikte yapısal kırılmaya izin verildiği durumda P_T^{GLS} , MP_T^{GLS} , MZ_α^{GLS} , MSB^{GLS} ve MZ_T^{GLS} test istatistiklerinin tamamının %5 anlamlılık düzeyinde serilerinin düzey değerlerinde durağan olmadığına işaret ettiği görülmektedir.

İlgili testler kısa vadeli faiz oranlarından oluşan modellerde yapısal değişimlerin olduğuna işaret etmektedir (Şekil 1). Bu nedenle, çalışmaya GH yapısal kırılmalı koentegrasyon testi de eklenmiştir.

Tablo 4: Carrion-i Silvestre vd. (2009) Birim Kök Testi Sonuçları

	PT	MPT	MZA	MSB	MZT
Euro (C&T)	65.4373 [6.7982]	58.9119 [6.7982]	-2.5897 [-23.6275]	0.4275 [0.1443]	-1.1072 [-3.4204]
(T)	70.6673 [6.9512]	68.1197 [6.9512]	-2.2349 [-23.8960]	0.4494 [0.1432]	-1.0045 [-3.4396]
US (C&T)	41.7943 [6.7384]	39.0116 [6.7384]	-3.8275 [-23.8182]	0.3419 [0.1440]	-1.3089 [-3.4311]
(T)	43.0554 [6.9967]	42.9187 [6.9967]	-3.5011 [-24.0282]	0.3471 [0.1423]	-1.2153 [-3.4485]
TR (C&T)	16.7747 [7.1749]	16.5965 [7.1749]	-10.0154 [-23.4859]	0.2180 [0.1424]	-2.1842 [-3.4159]
(T)	11.2367 [6.2815]	11.2293 [6.2815]	-12.1851 [-21.4310]	0.1935 [0.1512]	-2.3577 [-3.2476]

GH koentegrasyon testi sonuçları Tablo 5'te sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde ADF* test istatistiğinin ilgili her üç yapısal kırılma formunda da koentegre ilişki olmadığını ifade eden Ho hipotezini % 10 veya daha iyi bir anlamlılık düzeyinde reddettiği görülmektedir. Zt* test istatistiği de (C/T) formu dışındaki durumlarda değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğuna işaret etmektedir. Sadece Za* test istatistiği hiçbir durumda Ho hipotezini reddedememektedir. Dolayısıyla, test istatistiklerinden çoğunun değişkenler arasında koentegre bir ilişki olduğuna işaret ettiği görülmektedir.

Tablo 5: Gregory ve Hansen (1996) Koentegrasyon Testi Sonuçları

	ADF*	Zt*	Za*
Gregory ve Hansen (1996) (C)			
TR-Euro	-5.6324*	-4.9526*	-22.2394
TR-US	-5.8716	-4.9618*	-25.2950
Gregory ve Hansen (1996) (C/T)			
TR-Euro	-5.3046*	-4.0152	-20.5173
TR-US	-5.2051*	-4.1235	-21.2213
Gregory ve Hansen (1996) (C/S)			
TR-Euro	-6.4210*	-5.2031*	-39.2896
TR-US	-6.3957*	-4.8740**	-23.1321

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Triminaj 0.15 alınmıştır.

Ayrıca, Gregory ve Hansen (1996) ilgili test istatistikleri arasında Z_t^* test istatistiğinin diğer iki test istatistiğinden daha güçlü bir test istatistiği olduğunu ifade etmiştir. Bulgular bu açıdan değerlendirildiğinde de en azından (C) ve (C/S) formlarında değişkenler arasında koentegre bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Kısa vadeli faiz oranları arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşıldıktan sonra uzun dönem parametre tahminine geçilmiştir. Uzun dönem parametre tahmininde hem Johansen (1988) test sonuçlarına bağlı olarak en çok olabilirlik yöntemine (MLE) hem de DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares, DOLS) tahmin sonuçlarına yer verilmiştir (Tablo 6).

Tablo 6: Uzun Dönem Parametre Tahmin Sonuçları

MLE tahmin sonuçları		
TR	US	ECT
1.000	-1.8509*[-3.4553]	-0.0983*[-7.2082]
TR	Euro	ECT
1.000	-2.1720*[-3.2118]	-0.1027*[-7.3121]
DOLS tahmin sonuçları		
TR	US	Euro
	1.6016*[2.2171]	2.9854*[3.2798]

*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. ECT hata düzeltme terimini ifade etmektedir. Köşeli parantez içindeki değerler t istatistikleridir. DOLS tahmininde öncül ve ardıl değerler 2 alınmıştır.

Öncelikle, MLE'ye dayalı sonuçlara bakıldığında uzun dönem parametrelerinin pozitif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Ayrıca, hata düzeltme terimleri de negatif ve istatistiki olarak anlamlı çıkmaktadır. DOLS tahmin sonuçlarına bakıldığında da benzer bir bulguya ulaşılmaktadır. Burada, dikkat çeken nokta ise her iki tahmincinin de uzun vadede Euro bölgesi faiz oranlarının Türk faiz oranları üzerinde daha fazla etkili olduğunu sonucunu ortaya koymuş olmasıdır. Daha spesifik olarak belirtmek gerekirse, DOLS tahmin sonuçlarına göre uzun dönemde Euro bölgesi kısa vadeli faiz oranlarındaki bir birimlik artış ülkemiz kısa vadeli faiz oranları üzerinde yaklaşık 3 birimlik bir artışa yol açarken, ABD kısa vadeli faiz oranlarındaki bir artışın etkisi 1.6 birim olmaktadır. MLE tahmin sonuçları da genel anlamda benzer bir bulguya işaret etmektedir.

3.1. Kısa dönem analizi

Çalışmanın bu kısmında değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişki analizine yer verilmiştir. Bu kapsamda varyans ayrıştırması ve etki tepki fonksiyonları ile simetrik ve asimetrik nedensellik testlerinden yararlanılmıştır.

3.1.1. Varyans ayrıştırması ve etki-tepki fonksiyonları

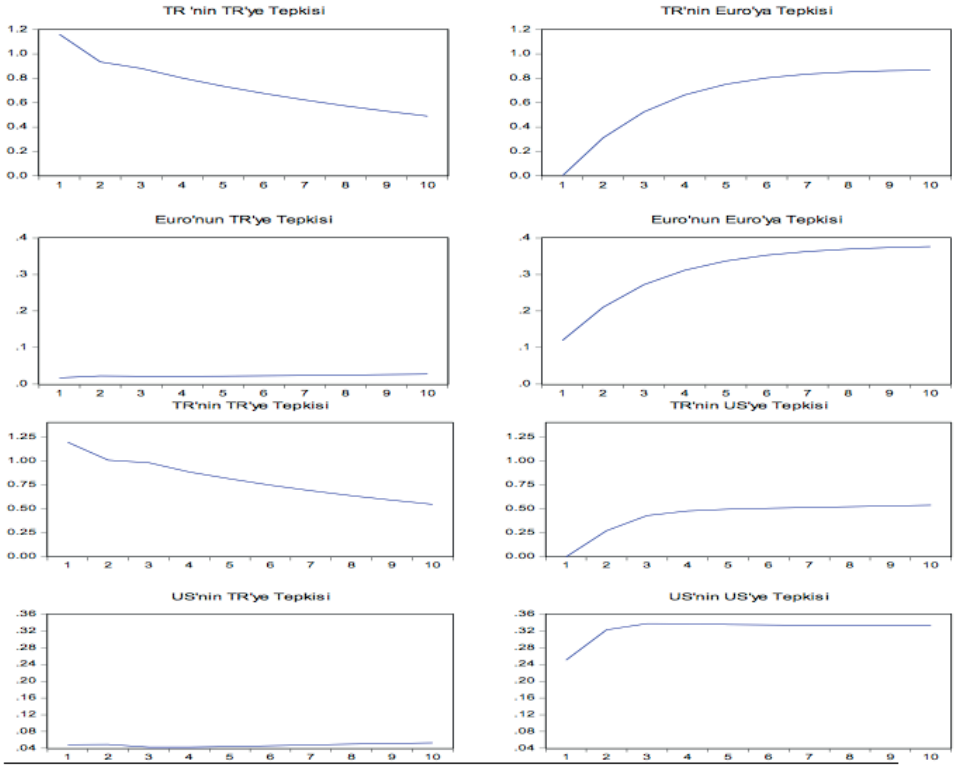
Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişki varyans ayrıştırması ve etki tepki fonksiyonları ile incelenirken daha önceki analizlerde kısa vadeli faiz oranları arasında koentegre bir ilişkinin olduğu sonucuna ulaşıldığı için çalışmada VECM (Vector Error Correction Model, VECM) etki-tepki ve varyans

ayrıştırması sonuçlarına yer verilmiştir. Kısa vadeli faiz oranları için elde edilen sonuçlar Tablo 7’de sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde, kısa vadede Türk faiz oranları üzerinde hem Euro hem de ABD faiz oranlarının etkili olduğu fakat Euro bölgesinin etkisinin daha fazla olduğu anlaşılmaktadır. Örneğin, 10. döneme gelindiğinde ülkemiz faiz oranlarındaki 100 birimlik bir değişimin yaklaşık % 23’ünü ABD faiz oranları açıklarken, aynı koşullarda Euro bölgesi faiz oranları ülkemiz faiz oranlarındaki değişimin yaklaşık % 46’sını açıklamaktadır. Ülkemiz faiz oranlarının ise, beklendiği gibi, ne Euro ne de ABD kısa vadeli faiz oranları üzerinde bir etkisi olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 7: Kısa Vadeli Faiz Oranları için VECM Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Dönem	TR’deki değişimin ilgili değişkenlerce açıklanan kısmı (%)		US’deki değişimin ilgili değişkenlerce açıklanan kısmı (%)	
	TR	US	TR	US
1	100.000	0.000	3.6619	96.3381
2	97.0605	2.9395	2.8095	97.1905
3	92.9386	7.0614	2.3100	97.6899
4	89.5812	10.4187	2.0965	97.9035
5	86.8658	13.1342	2.0080	97.9920
6	84.5413	15.4587	1.9837	98.0163
7	82.4382	17.5618	1.9929	98.0071
8	80.4691	19.5301	2.0207	97.9793
9	78.5911	21.4089	2.0591	97.9409
10	76.7827	23.2173	2.1038	97.8962
Dönem	TR’deki değişimin ilgili değişkenlerce açıklanan kısmı (%)		Euro’daki değişimin ilgili değişkenlerle açıklanan kısmı (%)	
	TR	Euro	TR	Euro
1	100.000	0.000	2.1026	97.8974
2	95.7984	4.2015	1.3696	98.6304
3	88.9411	11.0589	0.9537	99.0462
4	81.7288	18.2712	0.7515	99.2484
5	75.2158	24.7820	0.6435	99.3564
6	69.6203	30.3797	0.5835	99.4165
7	64.8705	35.1295	0.5503	99.4497
8	60.8230	39.1770	0.5332	99.4667
9	57.3392	42.6608	0.5264	99.4736
10	54.3049	45.6951	0.5263	99.4737

Şekil 2’de sunulan VECM etki-tepki analiz sonuçlarına bakıldığında da benzer sonuçlara ulaşılmaktadır. Bir diğer ifadeyle yine hem ABD hem Euro bölgesi kısa vadeli faiz oranlarının Türk faiz oranları üzerinde etkili olduğu fakat Türk faiz oranlarının diğer ülke faiz oranlarını etkilemediği görülmektedir. Ayrıca, bulgular yine Euro faiz oranlarının daha etkili olabileceğine işaret etmektedir. Çünkü, ülkemiz faiz oranlarının Euro faiz oranlarındaki bir standart hatalık şoka verdiği tepki ABD faiz oranlarındaki bir standart hatalık şoka verdiği tepkiye nazaran daha uzun bir süre ve daha belirgin bir şekilde süreklilik arz etmektedir.



Şekil 2: Kısa Vadeli Faiz Oranları için VECM Etki-Tepki Analiz Sonuçları

3.1.2. Nedensellik analizi

Çalışmada literatürde sıklıkla kullanıldığı için öncelikle Granger nedensellik testi sonuçlarına yer verilmiştir (Tablo 8). Sonuçlar incelendiğinde, ABD ve Euro bölgesi kısa vadeli faiz oranlarından ülkemiz kısa vadeli faiz oranlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 8: Granger Nedensellik Testi Sonuçları

<i>Kısa vadeli faiz oranları</i>	F ist.	K	ECT
Euro→TR	7.5865*(0.0008)	2	-0.1016*(0.000)
US→TR	3.6599*(0.0284)	2	-0.0982*(0.000)
TR→Euro	0.4365(0.6472)	2	-7.94E-05(0.9574)
TR→US	0.3816(0.6835)	2	1.12E-07(0.997)

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. ECT hata düzeltme terimini göstermektedir. k, gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

Dolayısıyla, Granger nedensellik testinden elde edilen sonuçların da varyans ayrıştırması ve etki tepki fonksiyonu sonuçlarını desteklediği söylenebilir.

Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi sonuçlarına gelince, bu kapsamda elde edilen sonuçlar Tablo 9'da sunulmuştur

Fakat, Hatemi-J'nin (2012) geliřtirdiđi nedensellik testi özünde asimetrik bir test olmakla birlikte simetrik nedensellik iliřkisi sonuçlarını da rapor edebildiđinden Granger nedensellik testi ile bir karřılařtırma imkanı sunması amacıyla öncelikle Hatemi-J (2012) testine dayalı olarak elde edilen simetrik nedensellik iliřkisine ait sonuçlar deđerlendirilmiřtir. Bu kapsamda Hatemi-J (2012) nedensellik testinden elde edilen sonuçların Granger nedensellik testi sonuçları ile uyumlu olduđu anlařılmaktadır.

Tablo 9: Hatemi-J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

	<i>Wstat</i>	Kritik deđerler			Gecikme uzunluđu
		%1	%5	%10	
<i>Simetrik nedensellik</i>					
Euro→TR	21.168*	14.609	7.503	4.865	2
US→TR	6.132*	9.191	4.241	2.746	1
TR→Euro	0.896	13.667	7.617	4.865	2
TR→US	0.459	8.875	4.573	2.573	1
<i>Asimetrik nedensellik</i>					
Euro ⁻ → TR ⁻	22.778*	13.292	6.570	4.919	2
US ⁻ → TR ⁻	11.054*	14.475	7.421	5.001	2
Euro ⁺ → TR ⁺	3.834	24.837	11.719	8.661	4
US ⁺ → TR ⁺	3.285	19.389	6.577	4.064	2
TR ⁻ → Euro ⁻	0.084	14.713	6.723	4.632	2
TR ⁻ → US ⁻	0.141	14.707	7.227	5.014	2
TR ⁺ → Euro ⁺	2.453	20.572	12.395	8.896	4
TR ⁺ → US ⁺	2.092	16.900	7.541	4.431	2

“→” iřareti birinci deđerkenin ikinci deđerkenin nedeni olmadıđını ifade etmektedir. “-“ ve “+” iřaretleri asimetrik nedensellik iliřkisini temsil edecek řekilde sırasıyla deđerkenlerdeki azalıř ve artıřı temsil etmektedir. Bu kapsamda örneđin, “Euro⁻ → TR⁻” ifadesi Euro faiz oranlarındaki bir azalıřın Türk faiz oranlarında bir azalıřa yol aıp aamadıđını göstermektedir. *,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Bootstrap 1000 alınmıřtır. Maksimum gecikme 12 olacak řekilde optimal gecikme HJC ile belirlenmiřtir. Serilerin maksimum entegrasyon derecesi (dmax) 1 alınmıřtır.

Hatemi- J (2012) nedensellik testinin asıl katkısını ifade eden asimetrik nedensellik iliřkisi sonuçlarına gelince bu noktada bazı ilginç bulgulara ulařılmaktadır. Çünkü, ilgili dönemde Euro bölgesi faiz oranlarındaki bir artıřın ölkemiz kısa vadeli faiz oranları üzerinde bir artıřa yol aamadıđı anlařılmaktadır. Yani, “Euro bölgesi kısa vadeli faiz oranlarındaki bir artıř Türk kısa vadeli faiz oranlarındaki bir artıřın nedeni deđildir” řeklindeki Ho hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilememektedir. Benzer bir durumun ABD faiz oranları için de geđerli olduđu anlařılmaktadır. Dolayısıyla, incelenen dönemin önemli bir kısmını küresel finans krizinin oluřturmasına ve bu dönemde hem Euro hem ABD kısa vadeli faiz oranlarında sert fiyat hareketlerinin yařanmasına rađmen bunun Türk kısa vadeli faiz oranları üzerinde (artıř gibi) negatif bir etkisinin söz konusu olmadıđı anlařılmaktadır.

Daha önceki dönemlerde ABD ve Euro bölgesi merkez bankalarının kararları Türkiye gibi yükselen piyasa ekonomileri üzerinde önemli oranda etkili olurken küresel krizin söz konusu olduđu ve ABD ile Euro bölgesi kısa vadeli faiz oranlarında önemli hareketlerin yařandıđı bir dönemde bunun Türkiye gibi

bir ekonomi üzerinde artış yönünde bir etki yaratmamış olmasının önemli bir bulgu olduğu düşünülmektedir. “Euro bölgesi kısa vadeli faiz oranlarındaki bir azalış ülkemiz kısa vadeli faiz oranlarındaki bir azalışın nedeni değildir” şeklindeki Ho hipotezi incelendiğinde ise bu hipotezin %5 anlamlılık düzeyinde reddedildiği görülmektedir. Benzer bir durumun ABD faiz oranları için de geçerli olduğu anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, ilgili dönemde ABD ve Euro bölgesindeki faiz oranı artışlarının ülkemiz faiz oranlarında bir artışa yol açmadığı fakat bu ülkelerdeki faiz oranı düşüşlerinin ülkemiz faiz oranlarında da bir düşüşe yol açtığı anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, kriz dönemindeki gelişmelerin faiz oranları üzerindeki etkisinin daha çok Türkiye ekonomisinin iktisadi faaliyetlerini destekleyecek bir etki yarattığı ifade edilebilir. Ayrıca, ülkemiz kısa vadeli faiz oranlarından ABD ve Euro bölgesi kısa vadeli faiz oranlarına doğru asimetrik bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığı da belirtilmelidir.

4. SONUÇ ve DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada ABD ve Euro bölgesi kısa vadeli faiz oranlarının Türkiye’deki kısa vadeli faiz oranları üzerindeki etkisi incelenmiştir. Çalışma bulguları ilgili dönemde ABD ve Euro bölgesi kısa vadeli faiz oranları ile Türkiye’deki kısa faiz oranları arasında asimetrik bir nedensellik ilişkisinin olduğuna işaret etmektedir. Bir diğer ifade ile ilgili dönemde kriz döneminin yaşanıyor olmasına rağmen bu ülkelerdeki faiz artışlarının Türkiye’deki faiz oranları üzerinde bir artışa yol açmadığı fakat bu ülkelerdeki faiz düşüşlerinin Türkiye’deki faiz oranlarında bir düşüşe yol açtığı anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, geçmiş dönemler ile kıyaslandığında bunun Türkiye ekonomisini destekleyici bir değişime işaret ettiği ifade edilebilir. Böyle bir durum ortaya çıkmasında ise hem küresel kriz döneminde uygulanan ekonomi politikalarının etkinliğinin hem de 2001 krizi sonrasında bankacılık sektörünün yeniden yapılandırılmasının ve daha liberal bir ekonomik anlayışa geçilmiş olmasının etkili olmuş olabileceği düşünülmektedir.

Koentegrasyon analizine gelince bulgular, hem ABD hem de Euro bölgesi kısa vadeli faiz oranları ile Türkiye kısa vadeli faiz oranları arasında koentegre bir ilişki olduğuna işaret etmektedir. Buna ilaveten bulgular, Euro bölgesinin uzun dönemdeki etkisinin ABD’ye nazaran daha fazla olduğunu göstermektedir. Kısa dönemli ilişki analizi de bu bulguları desteklemektedir. Bir diğer ifade ile kısa dönemde de ABD’ye nazaran Euro bölgesi faiz oranlarının Türkiye’deki faiz oranları üzerinde daha fazla etkili olduğu anlaşılmaktadır.

Türkiye’deki kısa vadeli faiz oranları üzerinde ABD ve Euro bölgesinin etkili olduğu sonucuna ulaşması TCMB’nin para politikaları kararlarında bu ülke merkez bankalarını da dikkate alması gerektiğine işaret etmektedir.

Ayrıca, Euro bölgesinin daha fazla etkili olduğu sonucuna ulaşılmış olmasının FED ve ECB'nin farklı yönde para politikaları uyguladığı günümüzde Türk politika yapıcılar açısından ayrıca önemli olduğu düşünülmektedir. Bir diğer ifade ile ECB'nin genişleyici para politikası ile FED'in giderek sıkılaştan para politikasının etkileri dikkate alındığında Euro bölgesi adımlarının Türkiye üzerinde daha fazla etkili olabileceği yönünde bazı bulguların olduğu ifade edilebilir. Bu durum tabii ki FED'in faiz artışlarının Türkiye'deki faiz oranları üzerinde bir etkisi olmayacağı anlamına gelmemektedir. Çünkü, mevcut bulgular küresel finans krizi gibi belli oranda anormal bir dönemi kapsamaktadır. Ayrıca, bu dönemde Euro bölgesi ABD'ye nazaran daha makro boyutlu yapısal sorunlarla uğraşmak zorunda kalmış ve bu sorunları dikkate alan politikaların uygulamaya konulması daha uzun sürmüştür. Bu nedenlerden dolayı da ilgili dönemde daha çok Euro bölgesi tartışılmıştır. Bu durum da piyasaların bu konulardaki gelişmelere daha duyarlı olmasına sebebiyet vermiş olabilir. Dolayısıyla, dünya ekonomilerinin giderek daha normal hale gelmeleri geçmişten gelen fiyatlama davranışlarının yeniden öne çıkmasına yol açabilir. Fakat, bulgular mevcut konjunktürde doğru politika adımları ile desteklenirse FED'in faiz artışının Türkiye üzerindeki etkisinin sınırlı kalabileceğine dair bazı işaretler sunmaktadır. Bu doğrultuda, gelişmelere bakıldığında FED'in 2015 yılının sonunda faiz artışı kararı aldığı, ECB'nin ise 2016 yılının ilk çeyreğinde faiz oranlarını daha da düşürdüğünü ayrıca, varlık alım programının da hem miktarını artırdığını hem de kapsamını genişlettiğini böylece likidite düzeyini oldukça arttırdığını görmekteyiz. Bu durumun çalışma bulguları kapsamında Türk finans piyasalarını destekleyici bir konjunktür yarattığını ifade edilebiliriz. Nitekim, TCMB'nin politika kararlarına bakıldığında, bu konjunktürün de etkisiyle, faiz koridorunun üst bandında aşamalı olarak hissedilir ölçüde indirmeye gittiği görülmektedir. TCMB'nin bankaları fonlarken fonların bir kısmını faiz koridorunun üst bandından verdiği düşüldüğünde bu durum aslında TCMB tarafından bankalara verilen fonların ağırlıklı ortalama faiz oranının da düşmesi anlamına gelmektedir. FED'in bir yıl içerisinde yapmayı planladığı faiz artışı sayısını dörtten ikiye indirmesi ve İngiltere'nin Avrupa Birliği'nden ayrılma yönünde aldığı kararın Avrupa ekonomilerinin büyüme rakamları üzerinde yaratabileceği olası negatif etkiler düşünüldüğünde ECB'nin de kısa vadede likidite düzeyini azaltıcı yönde adımlar atmayabileceği ifade edilebilir. Bu durum da belli bir süre daha Türk finans piyasalarının küresel konjunktür tarafından destelenebileceğine işaret etmektedir. Böyle bir ortamda Türkiye ekonomisinin kendi iç iktisadi ve finansal yapısından kaynaklanan sorunlar yaşanmadıkça TCMB'nin para politikası uygulamalarındaki esnekliğini belli bir süre daha koruyabileceği düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

Anoruo, E., Ramchander, S., Thiewes, H. F. (2002). International Linkage of Interest Rates: Evidence from the Emerging Economies of Asia, *Global Finance Journal*, 13, 217-235.

Awad, M.A., Goodwin, B.K. (1998). Dynamic Linkages among Real Interest Rates in International Capital Markets, *Journal of International Money and Finance*, 17(6), 881-907.

Banerjee, A., Carrion-i Silvestre, J.L. (2013), Cointegration in Panel Data with Structural Breaks and Cross-Section Dependence, *Journal of Applied Econometrics*, 30, 1-23.

Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu. (2009). Krizden İstikrara Türkiye Tecrübesi. Erişim: https://www.bddk.org.tr/websitesi/turkce/Raporlar/Calisma_Raporlari/8676krizden_istikraraturkiyetecrubesi_3uncu_baski.pdf

Barassi, M.R., Caporate, G.M., Hall, S.G. (2005). Interest Rate Linkages: A Kalman Filter Approach to Detecting Structural Change, *Economic Modeling*, 22, 253-284.

Bremnes, H., Gjerdeu, Ø., Sættem, F. (1997). A Multivariate Cointegration Analysis of Interest Rates in the Eurocurrency Market, *Journal of International Money and Finance*, 16, 767-778.

Bryant, W.D., Joyeux, R. (2010). Interest Linkages between the US, UK and German Interest Rates: Should the UK Join the European Monetary Union?, *International Review of Applied Economics*, 24(6), 633-647.

Carrion-i Silvestre, J.L., Kim, D., Perron, P. (2009). GLS-based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks under the both the Null and the Alternative Hypothesis, *Econometric Theory*, 25, 1754-1792.

Ciner, C. (2011). Eurocurrency Interest Rate Linkages: A Frequency Domain Analysis, *International Review of Economics and Finance*, 20, 498-505.

Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, 251-276.

Fujihara, R.A., Mougoue, M. (1996). International Linkages between Short-Term Real Interest Rates, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 36(4), 451-473.

Granger, C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometrics Models and Cross Spectral Methods, *Econometrica*, 37, 424-438.

Gray, C. (2013). Responding to a Monetary Superpower: Investigating the Behavioral Spillovers of U.S. Monetary Policy, *Atlantic Economic Journal*, 41(2), 173-184.

Gregory, A.W., Hansen, B.E. (1996). Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts, *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.

Guk, C., Wu, H.J. (2015). Linkage Between US Monetary Policy and Emerging Economies: The Case of Korea's Financial Market and Monetary Policy, *International Journal of Economic Sciences*, 4(3),1-18.

Hassapis, C., Pittis, N., Prodrromidis, K.(1999). Unit Roots and Granger Causality in the EMS Interest Rates: The German Dominance Hypothesis Revisited, *Journal of International Money and Finance*, 18 (1), 47-73.

Hatemi, J.A. (2012). Asymmetric Causality Tests with an Application, *Empirical Economics*, 43(1), 1447-456.

Hegerty, S.W. (2011). Interest Rate Volatility and Volatility Spillovers in Emerging Europe, *International Review of Applied Economics*, 25(5), 599-614.

Hofmann, B., Takáts, E. (2015). International Monetary Spillovers, *Bank for International Settlements Quarterly Review*, September,105-118.

Ji, P.I., Kim, J.H. (2009). Real Interest Rate Linkages in the Pacific-Basin Region, *International Review of Economics and Finance*, 18, 440–448.

Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, 231-254.

Karfakis, J., Moschos, D.M. (1990). Interest Rate Linkages within the European Monetary System: A Time Series Analysis, *Journal of Money, Credit and Banking*, 22, 388-394.

Kirchgassner, G., Wolters, J.(1993). Does the DM Dominate the Euro Market ? An Empirical Investigation, *Review of Economics and Statistics*, 75 (4), 773-778.

Laopodis, N.T. (2004). Monetary Policy Implications of Co-movements Among Long-Term Interest Rates, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 14, 135-164.

Monadjemi, M. (1997). Are Real Interest Rates Cointegrated ?. A Study of Three OECD Countries, *Applied Economics Letters*, 5, 681-683.

Nieh, C.C., Yau, H.Y. (2004). Time Series Analysis for the Interest Rates Relationships among China, Hong Kong, and Taiwan Money Markets, *Journal of Asian Economics*, 15, 171–188.

Obstfeld, M (2015): “Trilemmas and Trade-offs: Living with Financial Globalisation”, *Bank for International Settlements Working Papers*, No 480, January.

Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57 (6), 1361-1401.

Romero-Avila, D. (2008). Questioning the Empirical Basis of the Environmental Kuznets Curve for CO2: New Evidence from a Panel Stationarity Test robust to Multiple Breaks and Cross Dependence, *Ecological Economics*, 64, 559-574.

Sinicáková, M., Šulíková, V., Árvayová, S. (2014). Interbank Interest Rate Transmission in the V4 Countries, *Procedia Economics and Finance*, 15, 71 – 79.

Takáts, E., Vela, A. (2014). International Monetary Policy Transmission, *Bank for International Settlements Quarterly Review*, September, 25-44.

Wang, Z., Yang, J., Li, Q. (2007). Interest Rate Linkages in the Eurocurrency Market: Contemporaneous and Out-of-Sample Granger Causality Tests, *Journal of International Money and Finance*, 26, 86-103.

Yamada, H. (2002). On the Linkage of the Real Interest Rates Between the US and Canada: Some Additional Empirical Evidence, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 12, 279–289.

Yang, J. (2005). International Bond Market Linkages: A Structural VAR Analysis, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 15, 39-54.