

FİŞHER HİPOTEZİ'NİN PANEL VERİ ANALİZİ İLE TEST EDİLMESİ: OECD ÜLKELERİ UYGULAMASI

Hacettepe Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi Dergisi,
Cilt 35, Sayı 1, 2017,
s. 19-40

İsmail KÜÇÜKAKSOY

Doç.Dr., Dumlupınar Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü
ismail.kucukaksoy@dpu.edu.tr

Güray AKALIN

Arş.Gör., Dumlupınar Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü
guray.akalin@dpu.edu.tr

Öz: Bu çalışma, Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı (OECD) üyesi ülkelerde 1995:Q1-2014:Q4 dönemi için “Fisher Hipotezi” nin geçerliliğini, dinamik panel veri analizi kullanarak test etmeyi amaçlamaktadır. Çalışmada dinamik panel veri analizi kullanılarak elde edilen bulgular şöyle sıralanabilir: a) OECD ülkelerinden herhangi birinde ortaya çıkacak bir ekonomik şok ya da bir politika değişikliği, diğer ülkeleri de etkilemektedir; b) OECD ülkelerinin her birinde, faiz ve enflasyon birbirini farklı derecede etkilemektedir. Bu bulgu, OECD ülkelerinin ekonomik yapılarının farklı olduğunu göstermektedir; c) İncelenen OECD ülkelerinde, enflasyon ile faiz arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu tespit edilmiş olup, bu bulgu nominal faiz oranları ile enflasyon oranları arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu iddia eden Fisher hipotezini desteklemektedir; d) İncelenen OECD ülkelerinde, uzun dönemde faiz ve enflasyonun karşılıklı birbirlerini pozitif etkiledikleri tespit edilmiştir. Bu bulgu “Zayıf Fisher Etkisi” nin geçerli olduğunu ispatlamaktadır; e) Ülke bazlı elde edilen katsayılara göre beş OECD ülkesinde Fisher hipotezi geçerli değilken, on üç OECD ülkesinde zayıf Fisher etkisi, bir OECD ülkesinde ise tam Fisher etkisi geçerlidir; f) Son olarak, on üç OECD ülkesinde faiz oranlarında ortaya çıkan bir artış, enflasyonun da artmasına neden olmaktadır.

Anahtar Sözcükler: Tam Fisher etkisi, zayıf Fisher etkisi, dinamik panel veri analizi, Durbin Hausman eşbütünleşme testi.

**TESTING OF THE FISHER
HYPOTHESIS WITH A
DYNAMIC PANEL DATA
ANALYSIS: AN APPLICATION
ON OECD COUNTRIES**

*Hacettepe University
Journal of Economics
and Administrative
Sciences
Vol. 35, Issue 1, 2017,
pp. 19-40*

İsmail KÜÇÜKAKSOY

Assoc.Prof.Dr., Dumlupınar University
Faculty of Economics and Administrative
Sciences
Department of Economics
ismail.kucukaksoy@dpu.edu.tr

Güray AKALIN

Res.Assist., Dumlupınar University
Faculty of Economics and Administrative
Sciences
Department of Economics
guray.akalin@dpu.edu.tr

Abstract: This paper aims to test validity of “Fisher Hypothesis” for period 1995:Q1-2014:Q4 in Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) member countries by using dynamic panel data analysis. The findings which obtained using dynamic panel data analysis in this study can be listed as follows: a) An economic shock or policy change that will occur in any of the OECD countries, also affects other countries; b) Interest and inflation influence each other in different degrees in each of the OECD countries. This finding indicates that OECD countries have different economic structures; c) The long-term relationship between inflation and interest have been determined in examined OECD countries and this finding supports the Fisher hypothesis that claims there is a long term linkage between nominal interest rates and inflation rates; d) The finding have been determined which imply that in the long term inflation and interest affect each other positively in examined OECD countries. This finding prove the validity of “The Partial Fisher Effect”; e) According to the country-based coefficients; Fisher hypothesis is not valid for five OECD countries while partial Fisher effect is valid for thirteen OECD countries and full Fisher effect is valid for an OECD country; f) Finally, an increase in interest rates leads to increase in inflation in the thirteen OECD countries.

Keywords: *Full Fisher effect, partial fisher effect, dynamic panel data analysis, Durbin Hausman cointegration test.*

GİRİŞ

Enflasyon ile nominal faiz arasındaki etkileşim ve bu etkileşimin yönü, Fisher'ın (1930) temel çalışmasından beri iktisat ve finans literatüründe çalışılan konulardan birisidir. Fisher (1930) tarafından formülize edilen Fisher hipotezi, uzun dönemde beklenen enflasyonda ortaya çıkacak bir artışın, nominal faiz oranlarının da eşit bir şekilde artmasına neden olacağını iddia etmektedir. Benzer biçimde hipotez, beklenen enflasyon oranında bir düşüşün de, nominal faiz oranında eşit bir düşüşe neden olacağı iddiasını içermektedir. (Krugman, Obstfeld, 2003: 402). Böylece reel faiz oranları parasal şoklardan etkilenmeyecektir. Bu durumun ana nedeni ise tasarruf ve yatırım sahiplerinin rasyonel davranarak reel faiz oranlarını takip etmeleri ve satın alma güçlerini korumak istemeleridir.

Fisher, 1890–1927 yılları arasında Amerika ve 1820–1924 yılları arasında İngiltere ekonomilerinde nominal faiz oranları ve enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Faiz oranları ile enflasyon arasındaki korelasyonu Amerika için 0.857, İngiltere için 0.980 olarak tespit etmiştir (Fisher, 1930: 135-146). Fisher hipotezinin ilgili dönemde ilgili ülkelerde geçerli olup olmaması politika yapıcıları için önem arz etmektedir. Fisher hipotezinin geçerli olması durumunda ilgili ülkelerde merkez bankaları tarafından uygulanan para politikalarının reel faiz oranını etkileyemediği sonucu ortaya çıkmaktadır. Buna ek olarak nominal faiz oranlarındaki artış ise izlenen sıkı bir para politikasından ziyade beklenen enflasyon oranının artacağına işaret etmektedir (Mishkin, Simon, 1994).

Bu çalışmanın amacı ve önemi şu cümlelerle izah edilebilir: Çalışmanın amacı, Türkiye'nin de üyesi olduğu OECD (*Organization for Economic Cooperation and Development-Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı*) ülkelerinde, 1995: Q1 ile 2014:Q4 yılları arasında Fisher hipotezinin geçerliliğini test etmektir. Çalışmadaki amaca ulaşılması, herhangi bir ülkede, enflasyon oranını ya da reel faiz oranını kontrol etmek için kullanılan ekonomi politikası araçlarının etkin olup olmadığı sorusuna verilecek cevap için önemlidir. Fisher hipotezinin geçerli olduğu kanıtlanabilirse, faiz oranları ile enflasyon oranları arasındaki ilişki ortaya koyulmuş olacaktır. Ayrıca, Fisher hipotezi araştırılırken, ülkeler arasındaki gözlenemeyen etkileri de tespit etmeye yarayan bazı önsel testler yapılması gerekmektedir. Söz konusu testler sonucunda elde edilecek olan ikincil bir bulgu ise, ülkelerin ekonomi politikalarının birbirinden etkilenip etkilenmediği ve ülke ekonomilerinin yapısal benzerlikleri olacaktır. Çalışma, bu ikincil bulgudan dolayı da önem arz etmektedir.

Çalışmada, hipotezin araştırılması için kullanılacak yöntemler sırasıyla şunlardır: *Eşbütünleşme Analizi için birinci önsel test olan “Yatay Kesit Bağımlılık Testi” (CD_{LM1} , CD_{LM2} , CD_{LM3}) ve “Homojenlik Testi (Slope Homogeneity Test)”,

*Eşbütünleşme Analizi için ikinci önsel test olan “Birim Kök Testi (*Cross Sectionally Augmented Dickey Fuller-CADF*)”, *Eşbütünleşme Analizi (*Durbin Hausman Panel Cointegration Test*)”, *Uzun Dönemli Eşbütünleşme Katsayı Tahmini (*Common Correlated Effects Estimator*)”. Sıralanan bu yöntemlerin çalışmada kullanılma gerekçeleri şunlardır: Literatürdeki, Fisher etkisini panel veri analizi ile test eden çalışmalarda, yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmayan birinci nesil (geleneksel) tahmincilerin kullanıldığı görülmektedir. Ancak, yatay kesit bağımlılığının varlığı durumunda Chudik ve Pesaran’ın (2013) çalışmasında belirttiği üzere, geleneksel panel tahmincileri ile yapılan tahminler yanıltıcı hatta tutarsız parametreler üretebilirler. Bu tutarsızlığın ortadan kalkması için, çalışmada kullanılacak bahsedilen farklı yöntemler ile elde edilecek bulgular daha güvenilir olacaktır.

Bu çalışmayı, literatürdeki diğer çalışmalardan farklı hale getiren ve çalışmadaki bu farklılıklar sayesinde literatüre katkı yapması amaçlanan iki özellik bulunmaktadır. Bunların birincisi, çalışmada kullanılan yöntem ve incelenen ülke grubudur (paneldir). Çalışmada, ikinci nesil testler (yukarıda sıralanan yöntemler) kullanılarak, OECD ülkeleri incelenecektir. Zira, literatürdeki diğer çalışmalarda, ya ikinci nesil yöntemlerin kullanılmadığı, ya da OECD ülkeleri için böyle bir sınama yapılmadığı görülmektedir. İkincisi; bu çalışmada, enflasyonun faiz üzerindeki etkisinin yanında, faizin enflasyon üzerindeki etkisi de saptanacaktır. Zira, literatürdeki diğer çalışmaların, sadece enflasyonun faiz üzerindeki etkisini araştırdığı görülmektedir.

1. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Nominal faiz oranları ile enflasyon oranı arasındaki uzun dönemli ilişkiyi ifade eden Fisher hipotezinin geçerliliğini sınamaya yönelik yapılan çalışmalar incelendiğinde, elde edilen bulgular yönüyle iki kategoriye ayrılabilir. Bunlardan ilki nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasında Fisher hipotezinin ifade ettiği gibi pozitif uzun dönemli bir ilişkinin varlığını tespit eden çalışmalar, ikincisi ise nominal faiz oranları ile enflasyon oranı arasında herhangi bir ilişki tespit edemeyen çalışmalardır. Başka bir kategorik ayırım ise, kullanılan örneklem bakımından üçe ayrılarak yapılabilir. Birincisi, gelişmişlik düzeyleri farklı ülke gruplarının analiz edildiği çalışmalar; ikincisi, homojen ülke gruplarının kullanıldığı panel çalışmalar; üçüncüsü ise, zaman serisinin kullanıldığı çalışmalardır. Bahsedilen kategorik ayırımlar ışığında, Fisher hipotezini destekleyen ve desteklemeyen ampirik çalışmalardan belli başlıları ve elde edilen bulgular aşağıda görülebilir.

Nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasında Fisher hipotezinin ifade ettiği gibi pozitif uzun dönemli bir ilişkinin varlığını tespit eden çalışmalardan belli başlıları şöyledir: Fama, (1975); Mishkin, (1984); MacDonald, Murphy, (1989); Phylaktis, Blake, (1993); Lanne, (2001); Berument, Jelassi, (2002); Turgutlu, (2004); Panopoulou,

(2005); Şimşek, Kadılar, (2006), Gül, Açıkalın, (2008); Westerlund, (2008); Köse *vd.* (2012); Mercan, (2013); Eveart, (2014), Uçak *vd.*, (2014).

Nominal faiz oranları ile enflasyon oranı arasında herhangi bir ilişki tespit edemeyen çalışmalardan belli başlıları şöyledir: MacDonald, Murphy, (1989); Dutt, Ghosh, (1995); Weidmann, (1997); Lanne, (2001); Juntilla, (2001); Berument, Jelassi (2002); Yılanıcı, (2009), Bayat, (2011).

Gelişmişlik düzeyleri farklı ülke gruplarının analiz edildiği çalışmalardan belli başlıları şöyledir: Phylaktis, Blake, (1993); Berument, Jelassi, (2002).

Homojen ülke gruplarının kullanıldığı panel çalışmalardan belli başlıları şöyledir: Mishkin, (1984); MacDonald, Murphy, (1989); Panopoulou, (2005); Westerlund, (2008); Eveart, (2014); Uçak *vd.*, (2014).

Zaman serisini kullanıldığı çalışmalardan belli başlıları şöyledir: Fama, (1975); Dutt, Ghosh (1995); Weidmann, (1997); Lanne, (2001); Juntilla, (2001); Turgutlu, (2004); Şimşek, Kadılar, (2006); Gül, Açıkalın, (2008); Yılanıcı, (2009); Bayat, (2011); Köse *vd.* (2012); Mercan, (2013) .

Literatürdeki bu çalışmalar incelendiğinde, birbirini destekleyen ya da desteklemeyen bulgulara rastlanmaktadır. Çalışmalar kıyaslandığında, şu tespitleri yapmak mümkündür:

Fama (1975), 1953:M5-1971:M6 dönemi için Amerika'da Fisher hipotezinin geçerliliği araştırılmış olup, tam Fisher etkisinin geçerli olduğu tespit edilmiştir. MacDonald ve Murphy (1989) çalışmalarında, 1955 ve 1986 yılları arasında ABD, Belçika, Kanada ve İngiltere için yaptıkları analizde Fisher etkisinin olduğunu göstermişlerdir. Bu çalışmada, örneklem periyodunu sabit kur ve dalgalı kur rejimlerinin uygulandığı dönemlere ayırdıklarında, sabit kur rejiminin uygulandığı dönemlerde ABD ve Kanada'da değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu, dalgalı kur rejiminin uygulandığı dönemlerde ise hiçbir ülkede Fisher etkisinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Dutt, Ghosh (1995) ise MacDonald, Murphy (1989)'un tersine Kanada'da hem dalgalı döviz kurunun hem de sabit döviz kurunun geçerli olduğu dönemde Fisher hipotezinin geçerli olmadığını göstermişlerdir. ABD örneğini kullanan diğer bir çalışma ise, Lanne (2001) tarafından gerçekleştirilmiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre, 1953:M1-1979:M10 döneminde Fisher etkisinin görüldüğü; 1979:M11-1990:M12 döneminde ise söz konusu etkinin görülmediği saptanmıştır.

Homojen ülkeli panel çalışmalara, Mishkin (1984) örnek gösterilebilir. Mishkin (1984), OECD'ye üye yedi ülke için 1962:M2-1979:M2 dönemleri arasında Fisher hipotezinin geçerliliği araştırılmıştır. Elde edilen bulgular Fisher hipotezini desteklemek ile birlikte Almanya, Hollanda ve İsviçre'de zayıf Fisher etkisinin geçerli olduğu tespit edilmiştir. Panopoulou (2005), Westerlund (2008), Eveart (2014) de çalışmalarında, Mishkin (1984) gibi, OECD ülkelerinde bu hipotezi destekleyen bulgular elde etmişlerdir. Avrupa'daki bazı ülkeleri inceleyen çalışmalara ise Weidmann (1997), Juntilla (2001) ve Uçak *vd.* (2014) örnek gösterilebilir. Weidmann (1997), Almanya için 1967:M1-1996:M6 döneminde Fisher hipotezinin geçerliliğini araştırmıştır. Elde edilen bulgu, Fisher hipotezinin ilgili dönemde geçerli olmadığı bulgusudur. Juntilla (2001), 1987-1996 yılları arasında aylık veriler kullanarak, Fisher hipotezinin Finlandiya'da geçerliliği araştırmış olup, elde edilen bulgular, Fisher hipotezinin geçerli olmadığını göstermektedir. Uçak *vd.* (2014), Avrupa Birliği'ne yeni üye 4 ülke (Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Slovakya) için farklı periyotlarda, Fisher hipotezinin geçerliliği araştırılmışlardır. Çalışmalarındaki bulgular, Fisher hipotezini desteklemektedir.

Gelişmekte olan ülkelerde, Fisher hipotezinin geçerliliğinin test edilmesine yönelik bir dizi çalışma bulunmaktadır. Phylaktis ve Blake (1993), yüksek enflasyonlu ülkeler olarak adlandırılan Arjantin, Brezilya ve Meksika gibi gelişmekte olan ülkelerde 1970-1980 döneminde, Fisher hipotezinin geçerliliği incelerken; Berument ve Jelassi (2002), 12 gelişmiş ve 14 gelişmekte olan ülkeden oluşan iki panel veri seti için farklı periyotlarda, Fisher hipotezinin geçerliliği incelemişlerdir. Phylaktis ve Blake (1993), her üç ülkede de Fisher hipotezinin geçerliliğini destekleyen bulgular elde etmişlerken; Berument ve Jelassi (2002), paneli oluşturan ülkelere yarısından fazlasında nominal faiz oranları ile enflasyon oranı arasında birebir ilişkinin mevcut olduğu bulgusunu elde etmişlerdir.

Türkiye'de Fisher hipotezinin geçerliliğini araştıran çalışmalar incelendiğinde, farklı dönemler kullanılmak ile birlikte, Turgutlu (2004); Şimşek, Kadılar, (2006); Gül, Açıkalın, (2008); Köse *vd.* (2012); Mercan, (2013) Fisher hipotezini destekleyen bulgular elde ederken, Yılcı, (2009); Bayat, (2011) ise desteklemeyen yönde bulgular elde etmişlerdir.

2. VERİ-YÖNTEM

Enflasyon oranı ile nominal faiz oranının birlikte hareket edeceğini ileri süren Fisher hipotezine göre nominal faiz oranı denklem 1'de gösterildiği gibi reel faiz oranı ile beklenen enflasyon oranının toplamına eşittir:

$$i_{it} = \pi_{it}^e + r_{it} \quad (1)$$

Denklem 1'deki π_{it}^e , t zamanında i ülkesi için beklenen enflasyon oranını i_{it} , t zamanında i ülkesinde geçerli olan uzun dönem nominal faiz oranını, r_{it} ise t zamanında i ülkesindeki reel faiz oranını temsil etmektedir (Krugman, Obstfeld, 2003: 300). Rasyonel beklentiler ve hata teriminin normal dağıldığı varsayımı altında beklenen enflasyon oranı $\pi_{it}^e = \pi_{it} + e_{it}$ gerçekleşen enflasyon oranı ile hata terimi toplamına eşittir. Bundan dolayı Fisher denklemi aşağıdaki denklem 2'deki gibi yazılabilir (Beyer vd., 2009: 11-12).

$$i_{it} = \pi_{it} + r_{it} + e_{it} \quad (2)$$

Diğer taraftan Fisher hipotezine göre reel faiz oranı uzun dönemde sabittir. Bu nedenle, enflasyonun nominal faiz üzerindeki etkisi aşağıda ifade edilen, Fisher denkleminin regrese edilmiş modeli ile araştırılmaktadır (Westerlund, 2008: 196).

$$i_{it} = \alpha_{it} + \beta_i \pi_{it} + e_{it} \quad (3)$$

Fisher denkleminin regrese edilmiş modeli sayesinde, ulaşılabilecek bulgulara dayanarak, faiz ve enflasyon eşbütünlük olup olmadığı saptanabilecektir. Bu doğrultuda, eğim parametresi bire eşit olur ise ($\beta=1$) tam Fisher etkisinin geçerli olduğu; eğim parametresi birden büyük olur ise ($\beta>1$), nominal faizin, gelir vergisine tabi olduğu ve tam Fisher etkisinin geçerli olduğu, anlamı çıkacaktır. (Everaert, 2014: 200). Diğer taraftan, eğim parametresinin birden küçük olduğu ($\beta<1$) koşullarla da literatürde sıklıkla karşılaşılmakta olup, bu durumda zayıf Fisher etkisinin geçerliliği söz konusu olur. Bu durumu, Tobin (1965), portföy değişimleri ile açıklamaktadır. Tobin çalışmasında, yüksek enflasyonun, portföy yatırımlarını faiz getirili aktiflerden reel varlıklara yönelttiğini, bunun da reel faiz oranının düşmesi yönünde bir baskı yaratabileceğinden bahsetmiştir. Ayrıca bu durum, piyasalarda parasal yarılsamanın ve ekonomik birimlerin irrasyonel olduğuna işaret etmektedir.

Yapılan bu çalışmada, Fisher hipotezinin OECD ülkelerinde geçerliliğini sınamaya yönelik denklem üçte yer alan model kullanılacaktır. Bunun yanında, faizin de enflasyon üzerindeki etkisini incelemek için aşağıdaki model kullanılacaktır.

$$\pi_{it} = \theta_{it} + \delta_i i_{it} + e_{it} \quad (4)$$

Denklem 4'de yer alan π terimi, 2010 baz yıllık tüketici fiyat endeksi üzerinden hesaplanan enflasyon oranlarını ifade ederken, i terimi ise uzun vadeli nominal faiz oranlarını ifade etmektedir. Çalışmadaki veri seti hazırlanırken Eurostat (2016) ve OECD (2016) veri tabanlarından yararlanılmıştır. Bu bağlamda 1995Q1 ile 2014Q4

dönemi içerisinde veri seti tam olan 19 OECD ülkesi seçilmiştir. Çalışmanın geri kalanında denklem-3 model 1 olarak denklem-4 ise model 2 olarak adlandırılacaktır.

2.1. Yatay Kesit Bağımlılık ve Homojenlik Testi

Panel çalışmalarda değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunup bulunmadığı araştırılmadan önce, daha sağlıklı sonuçlar elde etmek için, değişkenlerde yatay kesit bağımlılık ve homojenliğin araştırılması gerekmektedir. Hadri, (2000); Levin *vd.*, (2002); Im *vd.*, (2003) gibi geleneksel birim kök testleri, genellikle yatay kesit bağımsızlığı varsayımı altında çalışırlar ve yatay kesit bağımlılığını dikkate almazlar. Ancak bu varsayım için panel verinin çok büyük bir yatay kesitten oluşması gerekmektedir. Yatay kesit boyutunun (N) küçük zaman boyutunun (T) büyük olduğu panel modellerinde kesitler arasında ciddi korelasyonlar ortaya çıkabilir (Pesaran, 2004: 1). Hata terimlerinde ortaya çıkan bu kesit bağımlılığı birkaç nedenden kaynaklanabilir. Bu nedenlerin birisi panel modellerinde ortak etkinin ve mekânsal etkinin ihmal edilmesi, bir diğeri ise sosyo-ekonomik ağlar arasındaki ilişkilerin ihmal edilmesidir. Yatay kesit bağımlılığının dikkate alınmaması durumunda geleneksel panel tahminçileri ile yapılan tahminler yanıltıcı hatta tutarsız parametreler üretebilirler (Chudik, Pesaran, 2013: 2). Bu nedenle yatay kesit bağımlılığının hem değişken bazında hem de model bazında sınanması önem kazanmaktadır. Bundan dolayı çalışmada ilk olarak değişkenler ve model bazında yatay kesit bağımlılığı olup olmadığı, Breusch-Pagan (1980) tarafından geliştirilen CD_{LM1} testi ve Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CD_{LM2} ve CD_{LM3} testleri ile araştırılacaktır. Yatay kesit bağımlılığını test etmek için Breusch, Pagan (1980) aşağıdaki Lagrange Çarpımı Test istatistiğini önermiştir:

$$CD_{LM1} = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \sim X_{N(N-1)/2}^2 \quad (5)$$

Burada (\hat{p}_{ij}^2) OLS (ordinary least squares) tahminçisi tarafından birim düzeyinde elde edilen hataların korelasyon katsayısıdır. Breush-Pagan Lagrange çarpımı testi tüm yatay kesit birimlerin kalıntılarına ait korelasyon matrisinin birim matris olduğu hipotezi, bir başka ifade ile birimler arası korelasyonsuzluk temel hipotezi ile sınanmaktadır (Tatoğlu, 2013: 215). Ancak bu test sahip olduğu dağılım nedeniyle N'in küçük olduğu durumlarda uygulanabilir. Dolayısıyla N'in büyük olduğu durumlarda boyut bozulmalarına yol açabilir ve elde edilecek sonuç gerçeği yansıtmayabilecektir (Pesaran, 2004: 5). Bu sorunu çözmek için Pesaran (2004) tarafından geliştirilen Lagrange çarpımı testi kullanılabilir. Bu test için önerilen test istatistiği aşağıdaki gibidir:

$$CD_{LM2} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T \hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \stackrel{asy}{\sim} N(0,1) \quad (6)$$

Bu test hem $N \rightarrow \infty$ hem de $T \rightarrow \infty$ iken tutarlı sonuçlar vermektedir. Ayrıca T küçük $N \rightarrow \infty$ olduğu durumlarda ise Pesaran (2004) aşağıdaki yatay kesit bağımlılık testini önermiştir:

$$CD_{LM3} = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right)^{asy} \sim N(0,1) \quad (7)$$

Bu testte de yatay kesit bağımsızlığı temel hipotezini sınamaktadır (Nazlıoğlu vd., 2011: 4). Diğer taraftan, eşbütünleşme analizine geçmeden önce, bu analizden güvenilir sonuçlar elde edilebilmesi için, eşbütünleşme denkleminde yer alan eğim katsayısının homojen mi yoksa heterojen mi olduğu sorusunun cevaplanması gerekmektedir. Bu amaçla çalışmada Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından geliştirilen homojenlik testi (Slope Homogeneity Test) kullanılacaktır. Bu test bize büyük ve küçük örneklem için iki ayrı test istatistiği önermektedir. Her iki test istatistiğinde de $H_0: B_i = B$ yani eğim katsayısının homojen olduğu yokluk hipotezi sınanmaktadır. Bunlardan ilki olan $\tilde{\Delta}$ büyük örneklem için önerilmektedir ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (8)$$

Bir diğer test istatistiği olan $\tilde{\Delta}_{adj}$ ise küçük örneklem için önerilmekte ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - E(\tilde{z}_{iT})}{\sqrt{Var(\tilde{z}_{iT})}} \right) \quad (9)$$

2.2. Panel Birim Kök Testi

Seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığını incelemek için öncelikle serilerin durağanlığı ve aynı dereceden eş bütünleşik olup olmadığı araştırılmalıdır. Bu amaçla çalışmada, Pesaran (2007) tarafından geliştirilen, kesit açısından genişletilmiş ADF (Cross Sectionally Augmented Dickey Fuller-CADF) panel birim kök testi kullanılacaktır. Bu testin en büyük özelliği yatay kesit bağımlılığını dikkate alması ve $N > T$ ya da $T > N$ iken de güvenilir sonuçlar vermesidir. Bununla birlikte heterojen bir test olarak CADF, her yatay kesit için ayrı ayrı sonuçlar vermektedir. CADF panel birim kök testi aşağıdaki modele dayanmaktadır.

$$y_{it} = (1 - \phi_i) \mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it} \quad i=1, \dots, N; t=1, \dots, T \quad (10)$$

Denklemlerde yer alan u_{it} hata terimini ifade etmekte ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

11 numaralı denklemde f_t gözlenemeyen ortak ögeyi temsil etmekte olup daima durağan olduğu varsayılmaktadır. $\varepsilon_{i,t}$ ise seriyeye özgü öge olup bağımsız ve özdeş dağılmıştır. Bu modelde yatay kesit bağımlılığı, gözlenemeyen ortak ögenin varlığından kaynaklanmaktadır. Yukarıda yer alan denklem (10) ve (11) dönüştürülerek şu şekilde yazılabilir.

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

Denklemlerde $\alpha_i = (1 - \phi_i) \mu_i$, $\beta_i = -\phi_i$ ve $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$ ifade etmektedir. CADF sınavında sıfır ve alternatif ön savlar SURADF sınavındakilere benzer biçimde şu şekilde ifade edilebilir:

$$H_0^i : b_i = 0 \quad \text{tüm } i \text{ 'ler yani tüm ülkeler için seri durağan değildir.}$$

$$H_A^i : b_i < 0 \quad \text{tüm } i \text{ 'ler yani tüm ülkeler için seri durağandır.}$$

Pesaran her bir serinin basit aritmetik ortalamasını alarak CIPS istatistiğini şu

şekilde elde etmektedir: $CIPS = \frac{\sum_{i=1}^N CADF_i}{N}$ (Pesaran, 2007: 268). CIPS istatistiği

standart normal dağılım göstermediğinden, kritik değerler, Pesaran (2007) tarafından, simülasyon yoluyla elde edilmiş ve tabloleştirilmiştir.

2.3. Panel Eşbütünleşme Testi

Durağan olmayan seriler arasında durağan bir ilişkinin bulunup bulunmadığı yani uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı eşbütünleşme analizleri ile araştırılır. O yüzden, bu çalışmada Westerlund (2008) tarafından geliştirilen "Durbin Hausman Eşbütünleşme Testi" kullanılacaktır. Bu testin en önemli özelliği, hem yatay kesit bağımlılığı dikkate alması hem de eğim katsayılarının heterojen olmasına izin vermesidir. Öncelikle belirtmek gerekir ki, bu testi uygulayabilmek için bağımlı değişken birim kök içermelidir. Bu test kendi içinde iki istatistik barındırır. Bunlar Durbin Hausman grup ve Durbin Hausman panel istatistikleridir. Bunlardan ilki yani Durbin Hausman grup istatistiği otoregresif parametrenin heterojen olduğunu varsayar ve bu varsayım altında sonuç üretir. Bu test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$DH_g = \sum_{i=1}^n \tilde{S}_i (\tilde{\phi}_i - \hat{\phi}_i)^2 \sum_{t=2}^T \tilde{e}_{it-1}^2 \quad (13)$$

Durbin Hausman panel istatistiği ise otoregresif parametrelerin homojen olduğunu varsayar ve bu varsayım altında sonuç üretir. Bu test istatistiği de şöyle hesaplanmaktadır:

$$DH_p = \widehat{S}_n \left(\widetilde{\phi} - \widehat{\phi} \right)^2 \sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T \widehat{e}_{it-1}^2 \quad (14)$$

Her iki test istatistiği de H0 hipotezinin reddi durumunda tüm panel için eş bütünleşmenin varlığını işaret eder (Westerlund, 2008: 196-203).

2.4. Panel Eşbütünleşme Katsayılarının Tahmini

Uzun dönemli katsayıların tahmin edilmesi aşamasına, değişkenler arasında eşbütünleşme bulunduğunun tespit edilmesi durumunda geçilmektedir. Bu çalışmada, uzun dönemli katsayıların tahmin etmek için, Pesaran (2006) tarafından geliştirilen CCEE (Ortak İlişkili Etkiler Tahmincisi) yöntemi kullanılmıştır. Bu tahmincinin diğerlerinden farkı hem yatay kesit bağımlılığı dikkate alması hem de N>T durumunda güvenilir sonuçlar vermesidir (Pesaran, 2006: 967). CCEE yöntemi aşağıdaki heterojen panel veri regresyon modeline dayanmaktadır:

$$y_{it} = \alpha_i' d_t + \beta_i' x_{it} + e_{it} \quad (15)$$

$$\text{denklem 15'deki } e_{it} = \gamma_i' f_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

Denklem 15'de yer alan d n*1 şeklindeki gözlenebilen (sabit, trend, mevsimsel kuklalar) etkileri temsil eden vektör iken, f ise m*1 şeklindeki gözlenemeyen etkileri temsil eden vektördür. CCE tahmincileri bağımsız değişkenler ve gözlenemeyen ortak etkilerin durağan ve dışsal olduğunu varsaymakla birlikte, bunların durağan I(0), birinci dereceden eşbütünleşik I(1) olduğu durumlarda da tutarlıdır (Pesaran, 2006: 969). Aynı zamanda CCE tahmincisi otokorelasyon ve değişen varyans altında asimptotik olarak standart dağılım göstermekte olup, bu şartlar altında da tutarlıdır. Pesaran (2006), eğitim katsayısının homojen ya da heterojen olduğu durumlarda kullanılacak iki türlü tahminci geliştirmiştir. Bunların ilki, eğitim katsayısının homojen olduğunu varsayan “Ortak İlişkili Etkiler Havuzlanmış (Common Correlated Effects Pooled (CCEP))” tahmincisi olarak adlandırılmaktadır. Bir diğeri ise eğitim katsayısının heterojen olduğunu varsayan “Ortak İlişkili Etkiler Ortalama Grup (Common Correlated Effects Mean Group (CCEMG))” tahmincisidir. Çalışmanın önceki bölümlerinde, eğitim katsayısının heterojen olduğu tespit edildiğinden, bu çalışmada hesaplama için, aşağıda gösterilen CCEMG tahmincisi kullanılacaktır.

$$\widehat{b}_{CCEMG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \widehat{b}_i \quad (17)$$

Denklem 17’de yer alan $\hat{b}_i (\hat{b}_i = (X_i' \dot{M}_w X_i)^{-1} X_i' \dot{M}_w y_i)$ her bir yatay kesit için CCE tahminidir.

3. ANALİZ VE BULGULAR

Çalışmanın bu aşamasında, önce değişkenlerde yatay kesit bağımlılık olup olmadığı CD_{LM1} , CD_{LM2} ve CD_{LM3} testleriyle, eğim parametresinin homojen olup olmadığı ise “Slope Homogeneity Test” ile araştırılmıştır. Daha sonra serilerin durağanlığı yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil CADF testi ile araştırılmıştır. Serilerin aynı dereceden durağan olması eşbütünleşme analizi için ön koşulu sağladığından bir sonraki aşamada değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki “Durbin Hausman Eşbütünleşme Testi” ile incelenmiştir. Son aşamada ise uzun dönemli katsayılar CCEE yöntemiyle tahmin edilmiştir.

3.1. Yatay Kesit Bağımlılık ve Homojenlik Testi Sonuçları

Çalışmanın hipotezini araştırmak için kurulan panel setinde yer alan ülkelerin ekonomi politikalarının, birbirini etkileyip etkilemediğinin araştırılması, yatay kesit bağımlılık testi yapılmasını gerektirirken, söz konusu ülkelerin ekonomik yapılarının farklı olup olmadığının araştırılması için ise homojenlik testi yapılması gerekmektedir. Bahsedilen test sonuçları aşağıdaki Tablo 1’de görülebilir.

Tablo 1. Yatay Kesit Bağımlılık ve Homojenlik Testi Sonuçları

Yatay Kesit Bağımlılık ve Homojenlik				
Testler	Model 1 t istatistikleri	Model 2 t istatistikleri	Model 1 olasılık değerleri	Model 2 olasılık değerleri
CD_{LM1}	6973.85***	3106.43***	(0.000)	(0.000)
CD_{LM2}	367.85***	158.73***	(0.000)	(0.000)
CD_{LM3}	72.44***	45.90***	(0.000)	(0.000)
$\tilde{\Delta}$	17.97***	18.32***	(0.000)	(0.000)
$\tilde{\Delta}_{adj}$	16.92***	17.24***	(0.000)	(0.000)

*** %1’de istatistiki anlamlılığı ifade etmektedir. Olasılık değerleri parantez içinde verilmiştir.

Kaynak: Gauss10 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Tablo 1’de görüldüğü gibi her üç yatay kesit bağımlılık testi de değişkenlerde yatay kesit bağımlılık yoktur şeklindeki H_0 hipotezini reddetmektedir. Bunun anlamı OECD ülkelerine yönelik oluşturulan panelde ister zamandan ister mekânsal şoklardan kaynaklı, herhangi bir ülkede ortaya çıkabilecek kriz diğer ülkeleri de etkilemektedir.

Günümüz dünyasında küreselleşmenin bu kadar arttığı bir dönemde bu sonuç pek şaşırtıcı değildir. Bu nedenle ülkelerdeki karar vericiler ekonomi politikalarını belirlerken diğer ülkelerin uyguladıkları politikaları da dikkate almak durumundadırlar. Yine homojenlik testi sonuçlarına bakıldığında, her iki test istatistiği de, eğim katsayısının homojen olduğu yönündeki H_0 hipotezini reddetmektedir. Ülkelerin ekonomik yapı açısından önemli farklılıklara sahip olmalarından ötürü bu sonuç da beklentilerle uyumludur. Bundan sonraki aşamada verilerin durağanlığı, yatay kesit bağımlılığını da dikkate alan ikinci nesil birim kök testi ile araştırılacaktır.

3.2. Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Çalışmada kullanılan değişkenlerin durağanlığı yatay kesit bağımlılığı dikkate alan ikinci nesil CADF panel birim kök testi ile araştırılmış ve sonuçları Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2. CADF Birim Kök Testi Sonuçları

	Sabit		Sabit ve Trendli	
	Gecikme Uzunluğu	T İstatistiği	Gecikme Uzunluğu	T İstatistiği
Düzeyde				
i	2	-2.008	2	-2.589
π	2	-2.205	3	-2.094
Birinci Fark				
i	2	-4.170	2	-4.100
π	2	-4.380	2	-4.434

Maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak alınmış ve optimal gecikme uzunlukları, Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir.

Kaynak: Gauss10 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Tablo 2' de kullanılan kritik değerler, Pesaran (2007) tarafından çeşitli anlamlılık seviyeleri için türetilmiştir. Sabitli model için kritik değer (%1) -2.36, sabitli ve trendli model için kritik değer (%1) -2.85'dir. Yapılan birim kök analizi sonucu elde edilen bulgulara göre faiz ve enflasyon serisi seviyede hem sabitli model hem de sabitli trendli modelde birim kök içermekteyken, birinci farkları alındığında durağan hale gelmektedirler. Dolayısıyla seriler aynı dereceden eşbütünleşik olduklarından seriler arasındaki uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı eşbütünleşme analizi ile araştırılabilir.

3.3. Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Çalışmada, kullanılan değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı Durbin Hausman Eşbütünleşme Testi araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 3’de verilmiştir.

Tablo 3. Durbin Hausman Eşbütünleşme Testi Sonuçları

		Model 1		Model 2	
Test istatistiği		t-istatistiği	Olasılık değerleri	t-istatistiği	Olasılık değerleri
Durbin-H İstatistiği	Group	12.851***	(0.000)	10.952***	(0.000)
Durbin-H istatistiği	Panel	20.575***	(0.000)	29.885***	(0.000)

***%1’de istatistiki anlamlılığı ifade etmektedir. Bant genişliği “bandwith”Newey-West yöntemine göre seçilmiştir.

Kaynak: Gauss10 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Tablo 3 incelendiğinde kurulan iki model içinde hem heterojenlik hem de homojenlik varsayımı altında eşbütünleşme ilişkisi olduğu görülmektedir. Bu, iki durağan olmayan değişken arasında uzun dönemli durağan bir ilişkinin varlığı anlamına gelmektedir. Bu sonuç, Fisher etkisinin ilgili ülkelerde ilgili dönemde geçerliliğini destekleyen bir sonuçtur. Ancak enflasyon ile faiz arasında bire bir ilişkinin olup olmadığını öğrenebilmek için eşbütünleşme katsayılarının tahmin edilmesi gerekmektedir. Bu nedenle bir sonraki bölümde eşbütünleşme katsayıları tahmin edilecektir.

3.4. Panel Eşbütünleşme Katsayıları Tahmin Sonuçları

Bu çalışmada, hem panelin bütününe ilişkin hem de her bir ülkeye ait uzun dönemli katsayılar CCEE yöntemi ile tahmin edilmiştir. İlk olarak panelin bütünü için elde edilen katsayılar aşağıda Tablo 4’de verilmiştir.

Tablo 4. Panel için CCEE sonuçları

CCEE				
Model	Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	Katsayı	t-istatistiği
Model 1	i	π	0.236***	4.05
Model 2	π	i	0.342***	4.51

** %1’de istatistiki anlamlılığı ifade etmektedir. CCEMG tahmininde Newey-West varyans kovaryans tahmincisi kullanılmıştır.

Kaynak: Stata12 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Tablo 4'de yer alan sonuçlar değerlendirildiğinde, paneli oluşturan ülkelerde, enflasyon uzun dönemde faizi pozitif etkilemekte iken, faizin de enflasyonu pozitif etkilediği görülmektedir. Her iki katsayı da istatistiksel olarak anlamlı olmakla birlikte, faizin enflasyon üzerindeki etkisi daha büyüktür. Bu sonuç, ilgili ülkelerde ilgili dönemde, zayıf Fisher etkisinin geçerliliğine işaret etmektedir. Ülke ekonomilerinin yapısal farklılıklar taşıdığı yukarıda tespit edilmişti. Bu nedenle panelin bütününe ilişkin elde edilen katsayıların ülke bazlı yorumlanması beraberinde bir takım problemleri de getirecektir. Bundan dolayı bu çalışmada her bir ülkeye ait uzun dönemli katsayılar elde edilmiş ve elde edilen katsayılar Tablo 5 ve 6'da verilmiştir

Tablo 5. Enflasyon 'un Faiz Üzerindeki Uzun Dönemli Etkisi

	Katsayı	t-istatistiği
Avustralya	0.197**	2.84
Belçika	0.193**	3.12
Kanada	0.126**	1.86
Danimarka	0.123	1.02
Finlandiya	-0.029	-0.28
Fransa	0.341**	4.10
Almanya	0.481**	4.66
İrlanda	-0.184**	-2.31
İtalya	1.020**	7.28
Hollanda	-0.100	-1.04
Yeni Zelenda	0.235**	4.81
Norveç	0.098	1.43
Portekiz	0.351**	1.68
İspanya	0.220**	1.76
İsveç	0.249**	2.67
İsviçre	0.422**	6.75
İngiltere	0.363**	4.15
Amerika	0.159**	2.65
Türkiye	0.219**	2.11

***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde istatistiki anlamlılığı göstermektedir. CCEMG tahmininde Newey-West varyans-kovaryans tahmincisi kullanılmıştır.

Kaynak: Stata12 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Tablo 5 incelendiğinde Danimarka, Finlandiya, Hollanda ve Norveç'te enflasyonun faiz üzerindeki uzun dönemli etkisinin istatistiki olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Bu nedenle, bu ülkelerde Fisher etkisinin varlığından söz edilemez. Diğer taraftan İrlanda'da enflasyon oranında bir artış faizi negatif etkilemekte iken, elde

edilen katsayı istatistiki olarak anlamlıdır. Paneli oluşturan ülkelerden geri kalanlarında ise enflasyon oranındaki bir artış, faizi pozitif etkilemekte olup elde edilen katsayıların tamamı istatistiki olarak anlamlıdır. Enflasyon ile faiz arasındaki birebir ilişkiye bakıldığında ise tam Fisher etkisi sadece İtalya'da geçerli iken diğer ülkelerde zayıf Fisher etkisinin geçerli olduğu görülmektedir. Buna göre enflasyonda ortaya çıkan bir birimlik artış sadece İtalya'da tamamen nominal faiz oranına yansımaktadır. Zayıf Fisher etkisinin geçerli olduğu ülkelerde ise açık ekonominin bir sonucu olarak nominal faiz oranı içsel faktörlerden ziyade dışsal faktörler tarafından belirlenebilmektedir. Bu sonuç bir bakıma zayıf Fisher etkisini geçerli olduğu ülkelerde uygulanan para politikalarının reel faiz oranını etkilemekte başarılı olduğunu göstermektedir. Yani bu ülkelerde, nominal faiz oranı enflasyon dışındaki bir takım diğer enstrümanlardan da etkilenmektedir. İtalya'da ise para politikalarının reel faiz oranı üzerinde etkili olmadığı görülmektedir.

Tablo 6. Faiz'in Enflasyon Üzerindeki Uzun Dönemli Etkisi

	Katsayı	t-istatistiği
Avusturalya	0.492**	2.84
Belçika	0.593**	3.12
Kanada	0.349**	1.86
Danimarka	0.109	1.02
Finlandiya	-0.036	-0.28
Fransa	0.536**	4.10
Almanya	0.466**	4.66
İrlanda	-0.359**	-2.31
İtalya	0.405**	7.28
Hollanda	-0.143	-1.04
Yeni Zelenda	1.00**	4.81
Norveç	0.267	1.43
Portekiz	0.102**	1.68
İspanya	0.179**	1.76
İsveç	0.348**	2.67
İsviçre	0.894**	6.75
İngiltere	0.513**	4.15
Amerika	0.537**	2.65
Türkiye	0.255**	2.11

***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde istatistiki anlamlılığı göstermektedir. CCEMG tahmininde Newey-West varyans-kovaryans tahmincisi kullanılmıştır.

Kaynak: Stata12 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Tablo 6 incelendiğinde Danimarka, Finlandiya, Hollanda ve Norveç'te enflasyonun faiz üzerindeki etkisi gibi, faizin de enflasyon üzerindeki etkisi istatistiki olarak anlamlı değildir. Dolayısıyla bu ülkelerde enflasyon ve faizin farklı belirleyicileri olduğu açıktır. Aynı şekilde, İrlanda'da enflasyon oranındaki bir artış faizi negatif etkilemekteyken, faizdeki bir artış da enflasyonu negatif etkilemektedir. Diğer ülkelerde ise faizde ortaya çıkan bir artış beraberinde enflasyonun da artmasına neden olmaktadır. Son olarak, enflasyon ile faiz arasındaki nedensellik ilişkisi, değişkenler arasındaki uzun dönem panel nedensellik ilişkisi ve bu ilişkinin yönü, Canning ve Pedroni (2008) tarafından önerilen yöntem kullanılarak araştırılmış olup, elde edilen bulgular Ek'deki Tablo 7'de görülebilir. Tablo 7 incelendiğinde, enflasyonun, tüm ülkelerde farklı istatistiki anlamlılık seviyelerinde, faizin nedeni olduğu görülmektedir. Diğer taraftan, faiz ise, sadece Avusturalya, Belçika, Danimarka, İrlanda, Hollanda ve Yeni Zelanda'da uzun dönemde farklı istatistiki anlamlılık seviyelerinde, enflasyona neden olmaktadır.

SONUÇ VE ÖNERİ

Bu çalışmada, "Fisher Hipotezi" nin geçerliliği, Türkiye'nin de üyesi olduğu OECD ülkelerinde 1995Q1 ile 2014Q4 yılları arasında test edilmiştir.

Literatürde birebir aynı örnekleme ya da aynı ekonometrik yöntemleri kullanan çalışma olmamasına rağmen elde edilen bulguların Mishkin, (1984); Juntilla, (2001); Berument *vd.* (2002); Turgutlu, (2004); Panopoulou, (2005); Şimşek, Kadılar, (2006); Westerlund, (2008); Gül, Açıkalın, (2008); Köse *vd.* (2012), Mercan, (2013); Eaveary (2014) ile benzerlik gösterdiği, Fama, (1975); Dutt, Ghosh, (1995); Weidmann, (1997); Yılcı, (2009); Bayat (2011) ile benzerlik göstermediği görülmektedir. Fisher Etkisi'ni, panel veri analizi ile test eden literatürdeki belli başlı bu çalışmalarda, yatay kesit bağımlılığı dikkate alınmayan ya birinci nesil (geleneksel) tahmincilerin kullanıldığı ya da ikinci nesil tahmincilerin kullanıldığı çalışmalarda ise, OECD ülkeleri dışındaki ülkeler örnekleminde çalışıldığı görülmektedir. Fakat, yatay kesit bağımlılığının varlığı durumunda Chudik, Pesaran'ın (2013) çalışmasında belirttiği üzere, geleneksel panel tahmincileri ile yapılan tahminler yanıltıcı hatta tutarsız parametreler üretebilirler. Bu tutarsızlığın ortadan kalkması için, yapılan bu çalışmada kullanılacak bahsedilen farklı yöntemler ile elde edilecek bulgular daha güvenilir olacaktır. Bu çalışmayı, literatürdeki diğer çalışmalardan farklı hale getiren ve çalışmadaki bu farklılıklar sayesinde literatüre katkı yapması amaçlanan iki özellik bulunmaktadır. Bunların birincisi, çalışmada kullanılan yöntem ve incelenen ülke grubudur (paneldir). Çalışmada, ikinci nesil testler (yukarıda sıralanan yöntemler) kullanılarak, OECD ülkeleri incelenmiştir. Zira, literatürdeki diğer çalışmalarda, ya ikinci nesil yöntemlerin kullanılmadığı, ya da OECD ülkeleri için böyle bir sına yapılmadığı görülmektedir. İkincisi, bu çalışmada, enflasyonun faiz üzerindeki etkisinin yanında, faizin enflasyon üzerindeki etkisi de

saptanmıştır. Zira, literatürdeki diğer çalışmaların, sadece enflasyonun faiz üzerindeki etkisini araştırdığı görülmektedir.

Bu çalışmada, Fisher Hipotezi'nin sınanması için, dinamik panel veri yöntemleri kullanılmıştır. Elde edilen bulgular şöyle sıralanabilir: **a)** OECD ülkelerinden herhangi birinde ortaya çıkacak bir ekonomik şok ya da bir politika değişikliği, diğer ülkeleri de etkilemektedir. Zira, CD_{LM1} , CD_{LM2} ve CD_{LM3} yatay kesit bağımlılık testlerinin sonuçlarına göre çalışmada kullanılan tüm değişkenlerde yatay kesit bağımlılık tespit edilmiştir. **b)** OECD ülkelerinin her birindeki faiz ve enflasyonun birbirini etkileme gücü aynı oranda değildir. Bu, ülkelerin ekonomik yapılarının farklı olmasından kaynaklanmaktadır. Zira, homojenlik testinin sonuçlarına göre eşbütünleşme denkleminde yer alan eğim katsayısının her ülkede farklı olduğu tespit edilmiştir; **c)** İncelenen OECD ülkelerinde, enflasyon ile faiz arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu tespit edilmiş olup, bu bulgu Fisher hipotezinin geçerli olabileceğini işaret etmektedir. Zira, Durbin Hausman Eşbütünleşme Testi, bu bulguları vermektedir; **d)** İncelenen OECD ülkelerinde, uzun dönemde faizin enflasyonu, enflasyonun da faizi pozitif etkilemekte olduğu bulgusu tespit edilmiş olup, bu bulgu “Zayıf Fisher Etkisi” nin geçerli olduğunu ispatlamaktadır. Zira, CCE tahmincisi ile panelin bütününe ilişkin elde edilen katsayılara göre, enflasyondaki 1 birimlik artış uzun dönemde, faizi 0.236 kadar artırırken, faizdeki bir birimlik artış ise enflasyonu 0.342 kadar artırmaktadır. Bu rakamlar, enflasyondaki bir birimlik artışın, nominal faiz oranının da birden küçük bir artışa neden olduğu için, *panelin bütününde* zayıf Fisher etkisi geçerlidir; **e)** Danimarka, Finlandiya, Hollanda, Norveç ve İrlanda'da Fisher hipotezi geçerli değildir. Zira, Model 1 için CCE tahmincisi ile elde edilen ülke bazlı katsayılara göre Danimarka, Finlandiya, Hollanda ve Norveç'te enflasyonun faiz üzerindeki uzun dönemli etkisi istatistiki olarak anlamsızdır (hipotez geçerli değildir). Diğer taraftan İrlanda'da ise, enflasyon oranında bir artış, faizi negatif etkilediği bulgusundan dolayı (faiz ve enflasyon ters yönlü hareket ettiğinden) hipotez geçerli değildir. Bu beş ülke dışında, paneli oluşturan ülkelerden geri kalanlarında ise enflasyon oranındaki bir artış faizi pozitif etkilemekte olup hipotez geçerlidir. Beş ülke dışındaki on dört ülkeden sadece İtalya'da “Tam Fisher Etkisi”, diğer on üç ülkede ise “Zayıf Fisher Etkisi” tespit edilmiştir. **f)** Çalışmada elde edilen son bulguya göre, Danimarka, Finlandiya, Hollanda ve Norveç'te faizin enflasyon üzerindeki etkisi istatistiki olarak anlamlı çıkmamıştır. Zira, Model 2 için CCE tahmincisi ile elde edilen ülke bazlı katsayılar bu bulguya işaret etmektedir. OECD üyesi diğer on üç ülkede ise (Avustralya, Belçika, Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Yeni Zelanda, Portekiz, İspanya, İsveç, İsviçre, İngiltere, Amerika, Türkiye) faizde ortaya çıkan bir artış, enflasyonun da artmasına neden olmaktadır.

İtalya'da tam Fisher etkisinin tespit edilmesi, reel faiz oranlarının parasal şoklardan etkilenmemekte olduğunu (Merkez Bankası politikalarının faizler üzerinde etkili olmadığını) gösterir. Diğer on üç ülkede ise, zayıf Fisher etkisinin varlığı

bulgusu, reel faiz oranlarının, parasal şoklardan etkilenmekte olduğunu (Merkez Bankası politikalarının faizler üzerinde etkili olabildiğini) gösterir. Tasarruf ve yatırım sahiplerinin, rasyonel davranarak reel faiz oranlarını takip etmeleri ve satın alma güçlerini korumak istemeleri davranışı, bu durumun nedeni olarak gösterilebilir.

Fisher hipotezinin geçerli olması durumunda, ülkelerdeki merkez bankaları tarafından uygulanan para politikalarının, reel faiz oranını etkileyemediği sonucu ortaya çıkmaktadır. Başka bir ifadeyle, fiyat istikrarından sorumlu olan Merkez Bankası'nın, sıkı para politikası uygulaması, Fisher etkisinin geçerli olduğu ekonomilerde olumlu sonuçlanamayabilecek, otoritenin nominal faizleri, beklenen enflasyon oranı kadar artırmasına yol açacaktır. Faizlerdeki bu artış, tamamen beklenen enflasyon oranını yansıttığı için (tam Fisher etkisi), reel faiz etkilenmeyecektir. Bu da faiz üzerinde reel bir değişim oluşturamayan merkez bankacılığını ortaya çıkarabilmektedir. Kuşkusuz, zayıf Fisher etkisinin varlığında ise (ki incelenen on üç ülkede bu bulgu tespit edilmişti), Merkez Bankası'nın anti-enflasyonist politikaları, beklenen enflasyon oranını düşürmeye dönük etkili olabilecek, nominal faiz oranları bu sefer, beklenen enflasyon oranından düşük bir oranda artarak, reel faiz oranını düşürebilecektir. Bu durum da, hem enflasyon hem faiz üzerinde reel bir değişim oluşturabilen merkez bankacılığını ortaya çıkarabilecektir. Çalışmanın elde edilen, faizlerin de enflasyonu etkilediği son bulgusu (yukarıdaki "f" bulgusu), OECD üyesi on üç ülke için, faiz ve enflasyon arasında çift yönlü bir etkinin varlığını ortaya koymaktadır. Yani, faiz politikalarının da enflasyon mücadele politikalarının da birbirini etkilemesi olasıdır. Buradan hareketle, ekonomi otoritelerinin politikaları birbirini etkileyebilmektedir. Para politikası (Merkez Bankası), maliye politikası (hükümet) ve dış ticaret politikası (hükümet) araçlarından biri kullanıldığında, diğer otoritelerin de amaçları bu politikadan etkilenmektedir. Söz konusu durum, otoritelerin eşgüdümlü çalışmalarını zorunlu hale getirmektedir. Merkez Bankası'nın, "Fisher Hipotezi" nin geçerliliğini bilmesi (tam, zayıf ya da geçersiz olduğunu), uygulayacağı politikaların etkinliğini kestirebilmesi için önemlidir.

KAYNAKÇA

- Bayat, T. (2011), "Türkiye'de Fisher Etkisinin Geçerliliği: Doğrusal Olmayan Eşbütünlüşme Yaklaşımı", *Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8, 47-60.
- Beyer, A., A.A. Haug, G.W. Dewald (2009), "Structural Breaks, Cointegration and The Fisher Effect", *European Central Bank, Working Paper Series*, No 1013.
- Berument, H., M.M. Jelassi (2002), "The Fisher Hypothesis: A Cross-Country Analysis", *Applied Economics*, 34, 1645-1655.
- Breusch, T.S., A.R. Pagan (1980), "The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics", *Journal of The Review of Economic*, 47(6), 239-253.
- Canning, D., P. Pedroni (2008), "Infrastructure, Long-Run Economic Growth And Causality Tests For Cointegrated Panels", *The Manchester School*, 76(5), 504-527.

- Chudik, A., M.H. Pesaran (2013), “Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressors” *Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute*, Working Paper No. 146, Dallas.
- Dutt, S., D. Ghosh (1995), “The Fisher Hypothesis: Examining the Canadian Experience”, *Applied Economics*, 27, 1025–1030.
- Eurostat (2016), *Long-term interest rate, Government bond yields, 10 years' maturity-monthly data*, <http://ec.europa.eu/eurostat/en/data/database>, E.T.: 15.08.2015.
- Everaert, G. (2014), “A Panel Analysis of The Fisher Effect with An Unobserved I(1) World Real Interest Rate”, *Economic Modelling*, 41, 198–210.
- Fama, E. (1975), “Short-Term Interest Rates As Predictors of Inflation”, *American Economic Review*, 65, 269–282.
- Fisher, I. (1930), *The Theory of Interest*, New York: Macmillan.
- Gül, E., S. Açıklan (2008), “An Examination of the Fisher Hypothesis: The Case of Turkey”, *Applied Economics*, 40, 3227-3231.
- Hadri, K. (2000), “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data”, *Econometrics Journal*, 3, 148-161.
- Im, K.S., M.H. Pesaran, Y. Shin (2003), “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- Juntilla, J. (2001), “Testing An Augmented Fisher Hypothesis for Small Open Economy: The Case of Finland”, *Journal of Macroeconomics*, 23, 577-599.
- Köse, N., F. Emirmahmutoğlu, S. Aksoy (2012), “The Interest Rate-Inflation Relationship Under An Inflation Targeting Regime: The Case of Turkey”, *Journal of Asian Economics*, 23, 476-485.
- Krugman, P.R., M. Obstfeld (2003), *International Economics Theory and Policy* (6th ed.), Boston: Pearson Education Inc.
- Lanne, M. (2001), “Near Unit Root and The Relationship Between Inflation and Interest Rates: A Reexamination of the Fisher Effect”, *Empirical Economics*, 26, 357-366.
- Levin, A., C.F. Lin, C.S.J. Chu (2002), “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties” *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Macbonald, R., P. Murphy (1989), “Testing for The Long Run Relationship Between Nominal Interest Rate and Inflation Using Cointegration Techniques”, *Applied Economics*, 21, 439–447.
- Mercan, M. (2013), “Enflasyon ve Nominal Faiz Oranları Arasındaki Uzun Dönem İlişkinin Fisher Hipotezi Çerçevesinde Test Edilmesi: Türkiye Örneği”, *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi*, 27, 368-384.
- Mishkin, F.S. (1984), “Are Real Interest Rates Equal Across countries? An Empirical Investigation of International Parity Conditions”, *Journal of Finance*, 39, 1345–1357.
- Mishkin, F.S., J. Simon (1994), “An Empirical Examination of The Fisher Effect”, *Research Discussion Paper*, 9410.

- OECD (2016), *Inflation measured by consumer price index*, <https://data.oecd.org/>, E.T.: 15.08.2015.
- Panopoulou, E. (2005), "A Resolution of The Fisher Effect Puzzle: A Comparison of Estimators", *IHS Discussion Paper No. 67*.
- Phylaktis, K., D. Blake (1993), "The Fisher Hypothesis: Evidence From Three High Inflation Economies", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 129, 591-599.
- Pesaran, M.H., T. Yamagata (2008), "Testing Slope Homogeneity in Large Panels", *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93.
- Pesaran, M.H. (2007), "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265-312.
- Pesaran, M.H. (2006), "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure", *Journal of Econometrica*, 74, 967-1012.
- Pesaran, M.H. (2004), "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels", *Journal of Applied Econometrics*, 20, 264-309.
- Şimşek, M., C. Kadılar (2006), "Fisher Etkisinin Türkiye Verileri ile Testi", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7, 99-111.
- Weidmann, J. (1997), "New Hope for the Fisher Effect?", *Discussion Paper b-385, University of Bonn, Institut für Internationale Wirtschaftspolitik*.
- Westerlund, J. (2008), "Panel Cointegration Tests of the Fisher Effect", *Journal of Applied Econometrics*, 23, 193-223..
- Tobin J. (1965), "Money and Economic Growth", *Econometrica* 33: 671-684.
- Turgutlu, E. (2004), "Fisher Hipotezinin Tutarlılığının Testi: Parçalı Durağanlık ve Parçalı Koentegrasyon Analizi", *Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF Dergisi*, 19, 55-74.
- Uçak, H., İ. Öztürk, A. Aslan (2014), "An Examination of Fisher Effect for Selected New EU Member States", *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4, 956-959.
- Tatoğlu, F.Y. (2013), *Panel Veri Ekonometrisi*. 2. Baskı, İstanbul: Beta.
- Yılcı, V. (2009), "Fisher Hipotezinin Türkiye İçin Sınanması: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Analizi", *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi*, 23, 205-213.

EK:

Tablo 7. Canning ve Pedroni (2008) Nedensellik Sonuçları

Ülke	$\lambda_2: i \rightarrow \pi$			$\lambda_1: \pi \rightarrow i$			$-\hat{\lambda}_2 / \hat{\lambda}_1$
	Tahmin	Test istatistiği	Olasılık değeri	Tahmin	Test istatistiği	Olasılık Değeri	
Avusturalya	0.332	1.744*	0.085	-0.584	-3.539***	0.001	0.569
Belçika	0.521	3.176***	0.002	-0.380	-2.649***	0.010	1.369
Kanada	0.080	0.979	0.330	-0.356	-3.418***	0.001	0.225
Danimarka	0.220	3.075***	0.002	-0.322	-2.680***	0.009	0.682
Finlandiya	0.0502	0.363	0.717	-0.603	-4.673***	0.000	0.083
Fransa	0.047	0.468	0.640	-0.447	-3.527***	0.001	0.105
Almanya	0.047	0.606	0.546	-0.371	-2.901***	0.005	0.127
İrlanda	0.655	2.024**	0.046	-0.519	-3.124***	0.003	1.260
İtalya	0.002	0.014	0.988	-0.531	-2.301**	0.024	0.004
Hollanda	0.174	1.937*	0.056	-0.360	-3.407***	0.001	0.483
Yeni Zelanda	0.436	2.381**	0.020	-0.393	-2.898***	0.005	1.111
Norveç	0.003	0.033	0.973	-0.383	-4.129***	0.000	0.009
Portekiz	0.127	1.267	0.209	-0.291	-2.310**	0.024	0.438
İspanya	0.166	1.198	0.235	-0.369	-2.334**	0.023	0.450
İsveç	0.142	1.254	0.213	-0.441	-3.196***	0.002	0.322
İsviçre	0.026	0.160	0.872	-0.373	-2.580**	0.012	0.071
İngiltere	0.003	0.026	0.978	-0.838	-6.529***	0.000	0.004
Amerika	0.069	0.515	0.607	-0.359	-3.667***	0.000	0.192
Türkiye	-0.523	-1.553	0.124	-1.533	-5.057***	0.000	-0.341

λ_1 enflasyondan faize doğru nedenselliği temsil ederken λ_2 faizden enflasyona doğru nedenselliğe temsil etmektedir λ_2 / λ_1 ise nedenselliğin yönünü göstermektedir. Son olarak***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde istatistikî anlamlılığı göstermektedir.

Kaynak: Gauss10 programı kullanılarak oluşturulmuştur.