

Yükselen Piyasa Ekonomilerinde Nominal Faiz Oranları İle Enflasyon Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Panel Koentegrasyon Testlerinden Kanıtlar

Arş. Gör. Önder Büberkökü*

Özet

Bu çalışmada Rusya, Çin, Türkiye, Polonya, G.Afrika, Meksika ve Endonezya'dan oluşan yedi yükselen piyasa ekonomisinde Fisher (1930) hipotezi çerçevesinde, nominal faiz oranları ile enflasyon arasındaki ilişki incelenmiştir. Bu amaçla Pedroni (1999,2004) ve Kao (1999) panel koentegrasyon testleri kullanılmıştır. Uzun dönem katsayı tahminin de ise Pedroni(2001) panel GM-FMOLS,GM-DOLS ve GM-OLS yöntemleri kullanılmıştır. Çalışma bulguları incelenen yükselen piyasa ekonomilerinde Fisher (1930) hipotezinin zayıf formunun geçerli olduğunu ve genel olarak uzun dönemde enflasyondaki bir birimlik artışın nominal faiz oranlarını yaklaşık 0.64 birim artırdığını göstermektedir. Bulguların politika yapıları açısından önemli sonuçlar içerdiği düşünülmektedir.

Anahtar Kelimeler: Fisher Hipotezi, Panel Koentegrasyon,Yükselen Piyasa Ekonomileri.

JEL Sınıflaması: E31, E43, G15.

The Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation in Emerging Markets: Evidence From Panel Cointegration Tests

Abstract

This study examines the long-run relationship between nominal interest rates and inflation within the framework of Fisher's (1930) hypothesis for seven emerging markets, namely Russia, China, Turkey, Poland, South Africa, Mexico and Indonesia. The long-run cointegrating relationship is investigated using Pedroni (2004) and Kao (1999) panel cointegration tests and the cointegrating coefficient is estimated according to Pedroni's (2001) panel group mean FMOLS, DOLS and OLS. The results provide strong evidence for the weak version of Fisher's (1930) hypothesis. They show that although the interest rate and inflation are cointegrated, the cointegrating coefficient is less than unity. These findings have important implications for policymakers in these emerging markets.

Keywords: Fisher Hypothesis ,Panel Cointegration Tests, Emerging Markets.

JEL Classification: E31,E43,G15.

1. Giriş

Enflasyon ve faiz oranları, iktisadi ve finansal sistem açısından iki önemli değişkeni temsil etmektedir. Çünkü enflasyon ve faiz oranlarında meydana gelen değişimler hem reel ekonomi hem de finansal piyasalar üzerinde etkili olabilmektedir. Dolayısıyla bu değişkenler arasındaki ilişkinin doğru tespit edilmesi hem teorik açıdan hem de uygulanacak ekonomi politikaları açısından önemli olmaktadır.Literatürde nominal faiz oranları ile enflasyon oranları arasındaki ilişkinin açıklanmasına dönük olarak en çok incelenen teorilerden birini Fisher hipotezi oluşturmaktadır. Fisher (1930), nominal faiz oranlarının beklenen enflasyon ve reel faiz oranları olmak üzere iki değişkenden oluştuğu ve beklenen enflasyon oranlarındaki değişimin birebir oranında nominal faiz oranlarına yansıtacağını ileri sürmektedir. Nitekim, bu durum, aynı zamanda reel faiz oranlarının sabit olduğu, yani bu değişkenin parasal

* Çukurova Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Öğretim Üyesi.

unsurlardan değil reel unsurlardan etkilendiği anlamına gelmektedir. Enflasyon beklentisinin nominal faiz oranı üzerindeki etki kanalı ise Fisher (1930) hipotezi çerçevesinde şu şekilde açıklanmaktadır: Beklenen enflasyon oranındaki bir artış, finansal piyasadaki yatırımcıları reel getiri oranlarını korumaya itmektir. Bu durum da yatırımcıların beklenen enflasyon oranındaki artışa karşılık ilave bir risk primi talep etmelerine yol açmaktadır. Böylece enflasyon beklentileri, reel faiz oranları sabit kalacak şekilde, nominal faiz oranlarının artmasına yol açmaktadır (Fahmy ve Kandil, 2003, s. 452).

Literatürde, Fisher (1930) hipotezinin zayıf ve güçlü olmak üzere iki ayrı formunun olduğu görülmektedir (Berument ve Jelassi, 2002, s.1645; Köse, Emirmahmutoğlu ve Aksoy 2012, s.476). Fisher (1930) hipotezinin güçlü formunda (strong form) beklenen enflasyon oranındaki değişimin birebir oranında nominal faiz oranlarına yansıdığı var sayılmaktadır. Yani değişkenler arasındaki uzun dönem katsayısı bir olmaktadır. Zayıf formunda (weak form) ise değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu fakat uzun dönem katsayısının birden farklı olduğu öne sürülmektedir. Bu durumun çeşitli nedenleri olabilmekle birlikte, Fisher (1930) ile Modigliani ve Cohn (1979) bunu para aldanması ile (money illusion) açıklamaya çalışmışlardır.

Fisher (1930) hipotezinin geçerliliğinin incelenmesinin önemli sonuçları bulunmaktadır. Her şeyden önce, Fisher (1930) hipotezinin geçerli olması, nominal faiz oranlarının beklenen enflasyonun tahmini açısından iyi bir gösterge olduğu anlamına gelmektedir. Ayrıca, Fisher (1930) hipotezinin temel unsurlarından biri olan reel faiz oranları, başta yatırım ve tasarruf kararları olmak üzere ekonomik yapı üzerinde önemli etkiler doğurabilmektedir (Gül ve Açıkalin, 2008, s.3228; Coppock ve Poitras, 2000, s.182). Ayrıca, Fisher (1930) hipotezinin güçlü formunun geçerli olması reel faiz oranlarının durağan olduğu yani uzun dönemde merkez bankalarının reel faiz oranı üzerinde etkili olamadıkları anlamına gelmektedir (Köse ve diğerleri, 2012, s. 477).

Literatürdeki çalışmalar incelendiğinde Fisher (1930) hipotezinin geçerli olup olmadığı konusunda bir uzlaşıya varılamadığı görülmektedir. Nitekim, Tsong ve Lee'nin (2013) ifade ettiği gibi nominal faiz oranları ile beklenen enflasyon oranı arasında uzun dönemli bir ilişki bulunsa bile bu ilişkinin birebir olduğunu ortaya koyan çalışma sayısı azınlıkta kalmaktadır. Örneğin, Payne ve Ewing (1997) geliştirmekte olan 10 ülkeyi inceledikleri çalışmalarında, Fisher hipotezinin sadece üç ülkede geçerli olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Coppock ve Poitras (2000) hem gelişmiş hem de geliştirmekte olan 40 ülkeyi inceledikleri çalışmalarında Fisher (1930) hipotezinin geçerli olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Berument ve Jelassi (2002) inceledikleri 26 ülkeden 16 tanesinde Fisher hipotezinin güçlü formunun geçerli olduğu ifade etmiştir. Fahmy ve Kandil (2003) ise farklı vadelere sahip faiz oranlarını dikkate alarak Fisher hipotezini inceledikleri çalışmalarında değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu ve vade uzadıkça uzun dönem katsayısının bire yaklaştığını ifade etmişlerdir. Atkins ve Chan (2004) ise ABD ve Kanada ekonomilerini inceledikleri çalışmalarında değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu fakat uzun dönem katsayısının birden küçük olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Nusair (2007) ise altı Asya ülkesini incelediği çalışmada, genel olarak, Fisher hipotezinin zayıf formunun geçerli olduğunu belirtmiştir. Westerlund (2007) ise 20 OECD ülkesini incelediği çalışmada, genel olarak, Fisher hipotezinin güçlü formunun geçerli olduğunu belirtmiştir. Gül ve Açıkalin (2008), Türkiye ekonomisini inceledikleri çalışmalarında, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunduğu fakat bu ilişkinin birebir olmadığını ifade etmişlerdir. Nusair (2009) ise yedi Asya ülkesini incelediği çalışmada Fisher hipotezinin güçlü formunun geçerli olduğu sonucuna ulaşmıştır. Lee (2009) ,Singapur ekonomisini incelediği çalışmada değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu fakat uzun dönem katsayısının birden küçük olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ahmad (2010), altı tane geliştirmekte olan ülkeyi incelediği çalışmada genel olarak Fisher hipotezinin zayıf formunun geçerli olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Köse ve diğerleri (2012) de Türkiye ekonomisini inceledikleri çalışmalarında Fisher hipotezinin zayıf

formunun geçerli olduğu bulgusuna ulaşmışlardır. Tsong ve Lee (2013) altı tane gelişmiş ülke ekonomisini incelediği çalışmalarında, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu fakat uzun dönem katsayısının asimetrik bir yapı sergilediği sonucuna ulaşmışlardır.

Bu çalışmanın amacı; Rusya, Çin, Türkiye, Polonya, G. Afrika, Meksika ve Endonezya'dan oluşan yükselen piyasa ekonomilerinde Fisher (1930) hipotezinin geçerliliğinin panel koentegrasyon testleri kullanılarak incelenmesidir¹. Westerlund'ın (2007) ifade ettiği gibi bu alandaki çalışmaların çoğu klasik koentegrasyon analizine yani zaman serisi ekonometrisine dayanmaktadır². Ayrıca, çalışmaların çoğu da ABD, Kanada gibi gelişmiş ülke ekonomileri içindir (Nusair, 2007, s. 276). Bu kapsamda, bu çalışmanın literatüre katkısı da şu şekilde ifade edilebilir: Öncelikle (i) diğer birçok çalışmanın aksine bu çalışmada klasik koentegrasyon testleri yerine daha güçlü olduğu kabul edilen panel koentegrasyon testleri kullanılmıştır.(ii) Fisher (1930) hipotezinin geçerliliği giderek önem kazanan yedi ayrı yükselen piyasa ekonomisi için incelenmiştir.(iii) Son olarak da, uzun dönem parametre tahmininde daha güvenilir sonuçlara ulaşmak amacıyla Pedroni (2001) panel FMOLS, DOLS ve OLS yöntemlerinin her üçünü de yer verilmiştir.

2. Veri ve Metodoloji

2.1. Veri

Çalışma, 2003 Ocak ile 2013 Nisan dönemini kapsamakta olup aylık verilerden oluşmaktadır³. Enflasyon için 2005=100 olacak şekilde TÜFE endeksi kullanılmıştır. Enflasyon oranları TÜFE endeksindeki yıllık yüzde değişim alınarak hesaplanmıştır. Nominal faiz oranları için 3 ay vadeli bankalararası para piyasası faiz oranları kullanılmıştır. Tüm veriler OECD veri tabanından alınmıştır. Diğerlerinin yanı sıra, Westerlund (2006) ve Tsong ve Lee'nin (2012) çalışmalarında olduğu gibi değişkenlerin logaritması alınmayıp düzey değerleri kullanılmıştır⁴.

2.2. Metodoloji

Bu çalışmada, Fisher(1930) hipotezinin sınanmasında, literatürle uyumlu olacak şekilde, Denklem(1) de gösterilen model kullanılmıştır:

$$R_{it} = \alpha_{it} + \beta_i \pi_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

Burada R_{it} nominal faiz oranlarını ; π_{it} ise enflasyon oranını göstermektedir. α_{it} ülkelere özgü sabit etkileri ; μ_{it} ise panel regresyonundan elde edilen hata terimini ifade etmektedir.

Değişkenlerin entegre dereceleri Breitung (2000), Hadri (2000) ve Maddala ve Wu (1999) tarafından geliştirilen Fisher Phillips Perron (PP) panel birim kök testleri kullanılarak araştırılmıştır. Breitung (2000) testinin Ho hipotezi 'birim kök vardır' şeklindedir ve ortak bir birim kök süreci varsayımına dayanmaktadır. Maddala ve Wu (1999) testleri ise klasik Augmented Dickey Fuller (ADF) ve/veya PP birim kök testlerinin olasılık değerlerinin (p-values) bir araya getirilmesi esasına dayanmaktadır. Handri (2000) ise bir heterojen birim kök testi olup Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) birim kök testine dayanmaktadır. Diğerlerinden farklı olarak bu testin Ho hipotezi 'seriler durağandır' şeklindedir (Bahser ve Mohsin, 2004, s.164; Ketenci, 2013, s.78).

Koentegrasyon analizi için Pedroni (1999, 2004) ve Kao (1999) panel koentegrasyon testleri kullanılmıştır. Pedroni (1999,2004) literatürde oldukça yaygın kullanılan ve heterojenliğe izin veren bir testdir. Bu test Engle-Granger (1987) koentegrasyon testine dayanmaktadır. Bu kapsamda, öncelikle, değişkenlerin birinci dereceden bütünleşik yani I(1)

olup olmadıkları incelenmekte, ardından Denklem (1) tahmin edilmekte ve bu denklemden elde edilen hata teriminin durağanlığı Denklem (2)'de gösterilen form kullanılarak incelenmektedir.

$$\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{it-1} + \sum_{j=1}^k \varphi_{ij} \Delta e_{it-j} + \mu_{it} \quad (2)$$

Bu yapılırken de Pedroni (1999,2004) tarafından geliştirilen yedi adet test istatistiği kullanılmaktadır. Bu test istatistiklerinin dört tanesi panel, üç tanesi ise grup istatistikleri olarak tanımlanmaktadır. Panel istatistikleri Panel v, Panel Philips-Perron tipi rho, Panel Philips-Perron tipi t ve Panel ADF tipi t istatistiklerinden oluşmaktadır. Grup istatistikleri ise Grup Philips-Perron tipi rho, Group Philips Perron tipi t ve Grup ADF tipi t istatistiklerini kapsamaktadır. Bu test istatistikleri arasında Pedroni(1999) Panel ADF ve Grup ADF testlerinin küçük örneklerde daha güçlü testler olduğunu göstermiştir. Testlerin Ho hipotezi ise 'koentegrasyon yoktur' şeklindedir. Kao (1999) panel koentegrasyon testi de Pedroni (1999,2004) gibi Engle-Granger(1987) koentegrasyon testine dayanmaktadır. Bu test için de önce Denklem (1) tahmin edilmekte ardından elde edilen hata terimlerine Kao(1999)'un geliştirdiği şekliyle Dickey Fuller (DF) ve/veya ADF tipi birim kök testleri uygulanmaktadır.

Uzun dönem parametre tahmini içinse Pedroni (2001) Grup ortalamalarına dayalı FMOLS (Group mean fully modified ordinary least square), DOLS (Dynamic ordinary least square) ve OLS (ordinary least square) yöntemlerinden yararlanılmıştır. Stock (1987) ile Alves ve Bueno (2003) değişkenler arasında koentegre ilişkinin varlığı durumunda OLS yönteminin süper-tutarlı (super-consistent) parametre tahmini sunduğunu ifade etmişlerdir. Nitekim, Pao ve Tsai (2010) da çalışmalarında Panel OLS yöntemini kullanmıştır. Fakat, diğerlerinin yanı sıra Pedroni (2000, 2001) Panel OLS yönteminin yanlış sonuçlar üretebileceğini ifade etmiştir. Bunu nedeni olarak ise otokorelasyon ve içsellik (endogeneity) sorunlarını göstermiştir. Nitekim, literatürde bu sorunlara karşı FMOLS ve DOLS yöntemleri kullanılmaktadır. FMOLS, bu sorunları parametrik olmayan (non-parametric) bir yöntem kullanarak çözerken, DOLS parametrik bir yöntem kullanıp denklemin sağ tarafına farkı alınmış değişkenlerin öncül (lead) ve ardıl (lag) değerlerini eklemektedir (Sadorsky, 2012, s. 479).

FMOLS yönteminde uzun dönem katsayısı Denklem(3)'te gösterildiği gibi tahmin etmektedir:

$$\hat{\beta}_{GMFOLS}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (\pi_{it} - \bar{\pi}_i)^2 \right)^{-1} \times \left(\sum_{t=1}^T (\pi_{it} - \bar{\pi}_i)^2 R_{it}^* - T \hat{\gamma}_i \right) \quad (3)$$

Burada,

$$R_{it}^* = (R_{it} - \bar{R}) - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \Delta \pi_{it}, \quad \text{ve} \quad \hat{\gamma}_i \equiv \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Omega}_{21i}^o - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} (\hat{\Gamma}_{22i} - \hat{\Omega}_{22i}^o) \quad \text{olmaktadır.}$$

Ayrıca, Ω_i uzun dönem kovaryans matrisini göstermek üzere, L_i Ω_i 'nin alt üçgensel matrisidir. Ω^o eş zamanlı kovaryans iken $\hat{\Gamma}_i$ otokovaryansların ağırlıklı toplamıdır. $\hat{\gamma}_i$ ise her bir tahminci için otokorelasyon düzeltme terimini göstermektedir.

Buradan hareketle grup ortalamalarına (group mean estimation) dayalı Panel GM-FMOLS;

$\hat{\beta}_{GMFOLS}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{FMOLS}^*$ şeklinde hesaplanmaktadır. Burada $\hat{\beta}_{FMOLS}^*$ klasik FMOLS tahmincisini göstermektedir.

Grup ortalamasına dayalı Panel DOLS(GM-DOLS) yöntemi içinse Denklem(1) aşağıdaki gibi genişletilmektedir:

$$R_{it} = \beta_o + \beta_1 \pi_{it} + \sum_{k=-K_i}^{K_i} \gamma_{ik} \Delta \pi_{it-k} + \mu_{it}^* \quad (4)$$

Bu kapsamda DOLS ,

$$\hat{\beta}_{GMDOLS}^* = \left[N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T Z_{it} Z_{it}' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T Z_{it} R_{it} \right) \right] \quad (5)$$

şeklinde ifade edilmektedir. Burada , $z_{it} = (\pi_{it} - \bar{\pi}_{it}, \Delta \pi_{it-K}, \dots, \Delta \pi_{it+K})$ ve $R_{it} = R_{it} - \bar{R}_{it}$ olmaktadır. Buradan hareketle de Panel GM-DOLS , $\hat{\beta}_{it}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{DOLSit}^*$ şeklinde hesaplanmaktadır. Burada , β_{it}^* klasik DOLS tahmincisini göstermektedir.

3. Bulgular

Değişkenlere ait grafikler EKI'de gösterilmiştir. Panel birim kök testi sonuçları da Tablo1'de sunulmuştur. Breitung (2000) ve Hadri (1999) birim kök testleri serilerin birinci dereceden bütünleşik yani I(1) olduklarını gösterirken, Fisher PP(1999) birim kök testi, trendli model için serilerin I(1), trendsiz model içinse I(0) olduklarını göstermektedir. Hlouskova ve Wegner (2006) Monte Carlo simülasyonuna dayalı güncel çalışmalarında, diğer birinci nesil panel birim kök testlerine göre Breitung (2000) testinin daha güçlü bir test olduğunu ifade etmişlerdir.

Tablo 1: Panel Birim Kök Testi Sonuçları

	Breitung		Hadri		Fisher PP	
	C	C+T	C	C+T	C	C+T
Düzey						
Faiz	-0.73(0.23)	-0.821(0.208)	6.56*(0.00)	2.75*(0.00)	36.28*(0.00)	23.17(0.057)
Enf	-1.48(0.068)	-1.19(0.117)	3.53*(0.00)	2.16*(0.015)	32.20*(0.00)	19.83(0.135)
Fark						
Faiz	-9.38*(0.00)	-8.40*(0.00)	-0.95(0.829)	0.736(0.23)	304.4*(0.00)	273.3*(0.00)
Enf	-10.2*(0.00)	-7.63*(0.00)	-0.71(0.761)	0.30(0.382)	303.7*(0.00)	271.4*(0.00)

Gecikme uzunluğu MSIC'e göre belirlenmiştir.C trendsiz , C+T trendli modeli göstermektedir.Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir.*,%5 anlamlılık düzeyini göstermektedir.Handri(1999) için verilen değerler değişen varyans sorununa karşı dirençli Handri- Z istatistikleridir.

Mishra, Smyth ve Sharma (2009) da birim kök testlerinin birbirinden farklı sonuçlar verdiği durumda Breitung(2000) birim kök testinin sonuçlarını esas almıştır. Ayrıca, Rao ve Kumar (2009) ile Singh(2013), serilerin düzey değerlerine uygulanan panel birim kök testlerinin birbirinden farklı sonuçlar verdiği durumda, birinci farkı alınmış serilerin durağan çıkmasının, serilerin I(1) olduğunun kabul edilmesi için yeterli olduğunu belirtmiştir Dolayısıyla, bu çalışmada nominal faiz ve enflasyon serilerinin I(1) olduğuna sonucuna ulaşılmıştır.

Panel koentegrasyon testi sonuçları Tablo 2'de gösterilmiştir. Pedroni (2004) için trendsiz model sonuçlarına bakıldığında başta Panel ve Group ADF olmak üzere test istatistiklerinin çoğunun değişkenler arasında koentegre bir ilişki olduğu sonucuna işaret ettiği görülmektedir. Ayrıca trendli model sonuçları da (daha güçlü bir şekilde) benzer bulgulara işaret etmektedir. Dahası Kao (1999) panel koentegrasyon testi sonuçları da Pedroni (2004) testi sonuçlarını desteklemektedir. Bu bulgulardan hareketle inceleme kapsamındaki

yükselen piyasa ekonomilerinde nominal faiz oranları ile enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 2: Pedroni (2004) ve Kao (1999) Panel Koentegrasyon Testi Sonuçları

Pedroni(2004)	Trendsiz (C)	Trendli (C+T)
Panel v	3.791*(0.000)	5.494*(0.000)
Panel rho	-3.326*(0.000)	-5.689*(0.000)
Panel PP	-2.431*(0.007)	-4.512*(0.000)
Panel ADF	-2.295**(0.011)	-4.37*(0.000)
Group rho	-0.971(0.165)	-2.527*(0.005)
Group PP	-1.056(0.199)	-3.176*(0.000)
Group ADF	-1.563*** (0.06)	-3.532*(0.000)
Kao(1999)		
ADF	-4.858*(0.000)	-

Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. Gecikme uzunluğu maksimum gecikme 12 olacak şekilde SIC kriterine göre belirlenmiştir. *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Pedroni (2001) Panel GM-FMOLS, DOLS ve OLS sonuçları Tablo 3'te gösterilmiştir. Sonuçlara bakıldığında her üç yöntemin de birbirine oldukça yakın sonuçlar verdiği görülmektedir. Dolayısıyla, yükselen piyasa ekonomilerinde nominal faiz oranı ile enflasyon oranı arasındaki uzun dönem katsayısının yaklaşık 0.64 civarında olduğu söylenebilir. Uzun dönem katsayısının birden farklı olup olmadığını sınamak için $\beta=1$ kısıtı girildiğinde de H_0 hipotezinin güçlü bir şekilde red edildiği görülmektedir. Bir diğer ifadeyle nominal faiz oranı ile enflasyonun birebir hareket etmediği fakat aralarındaki ilişkinin de çok zayıf olmadığı anlaşılmaktadır.

Tablo 3: Panel FMOLS, DOLS ve OLS sonuçları

Ülkeler	FMOLS	Ho: $\beta=1$	DOLS	Ho: $\beta=1$	OLS	Ho: $\beta=1$
	β		β		β	
Rusya	0.434**(2.292)	-2.986*	0.452**(2.239)	-2.719*	0.402**(2.104)	-3.13*
Çin	0.407*(6.328)	-9.187*	0.405*(5.912)	-8.658*	0.383*(5.812)	-9.36*
Türkiye	2.126*(9.637)	5.105*	2.085*(8.21)	4.270*	2.086*(9.92)	5.166*
Polonya	0.206*** (1.658)	-6.362*	0.238*** (1.722)	-5.685*	0.206(1.637)	-6.30*
G.Afrika	0.297*(2.840)	-6.355*	0.295*(2.694)	-6.434*	0.320*(3.001)	-6.70*
Meksika	0.632(1.546)	-0.897	0.600(1.62)	-1.077	0.628*** (1.892)	-1.120
Endonezya	0.392*(5.884)	-9.126*	0.393*(5.874)	-9.079*	0.346*(4.149)	-7.816*
Panel	0.642*(11.41)	-11.26*	0.638*(10.68)	-11.11*	0.624*(10.77)	-11.80*

Parantez içindeki değerler t istatistikleridir. β uzun dönem katsayısını göstermektedir. $H_0: \beta=1$ uzun dönem katsayısına girilen kısıt göstermekte olup altında gösterilen değerler t istatistikleridir. *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Panel sonuçlarına ilaveten, bulgular her bir ülke için tek tek de değerlendirilebilir. Sonuçlar bu açıdan değerlendirildiğinde, öncelikle, uzun dönem katsayı tahmininde kullanılan her üç yöntemin yine birbirine benzer sonuçlar ürettiği görülmektedir. Ayrıca, uzun dönem katsayısının anlamlılığına bakıldığında, Meksika dışındaki tüm diğer ülkelerde katsayının anlamlı olduğu görülmektedir⁵. Katsayının da Türkiye hariç, yaklaşık 0.20 ile 0.63 arasında değiştiği anlaşılmaktadır. Türkiye içinse bu katsayının 2 civarında olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, diğer ülkelere nazaran Türkiye'deki faiz oranının enflasyondaki gelişmelere daha duyarlı olduğu söylenebilir. Enflasyonun yıllar itibarıyla genel seyri dikkate alındığında, Türkiye'deki enflasyon oranlarının diğer ülkelere nazaran daha yüksek ve kronik olması bu durumun bir nedeni olabilir⁶. En az duyarlı olan ülkenin ise Polonya olduğu görülmektedir. Ayrıca $\beta=1$ kısıtının yani Fisher (1930) hipotezinin güçlü formunun da uzun dönem parametresinin (β) anlamlı çıktığı tüm ülkelerde red edildiği anlaşılmaktadır. Dolayısıyla ülkeler bazında yapılan bu analiz, Fisher (1930) hipotezine dair elde edilen bulguların birkaç

ülkeden kaynaklanmadığı aksine inceleme kapsamındaki ülkelerin geneli için geçerli olduğuna işaret etmektedir.

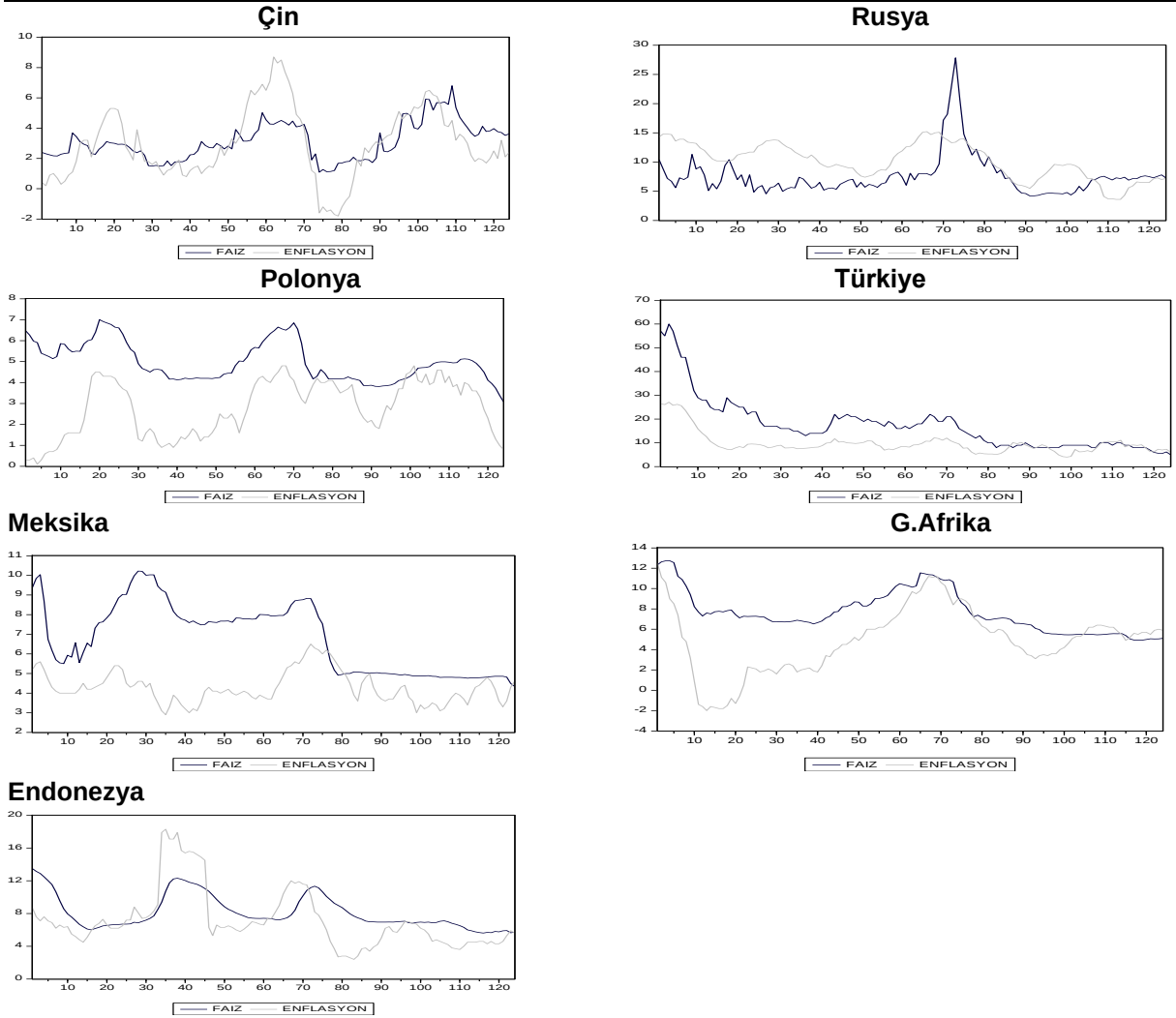
Ayrıca, bilindiği gibi, 2007-2008 döneminde ABD merkezli olarak küresel bir finansal kriz başlamıştır. Bu krizin olası etkilerini de dikkate almak ve daha dirençli (robust) sonuçlar elde etmek amacıyla, çalışma kriz öncesi ve sonrası dönem olarak iki ayrı dönem için de incelenmiştir. Krizin başlangıç tarihi olarak da Cheng ve Hung'ın (2011) ile Orlowski'nin (2012) çalışmalarında olduğu gibi Ağustos 2007 tarihi kullanılmıştır. Bu kapsamda elde edilen bulgular Ek II'de gösterilmiştir. Nitekim, bu bulguların da Tablo 1 ve 2'de belirtilen birim kök ve koentegrasyon testi sonuçları ile benzer olduğu görülmektedir.

4. Sonuç

Enflasyon ve faiz oranlarındaki değişimler hem iktisadi hem de finansal sistem üzerinde önemli etkilere yol açabilmektedir. Dolayısıyla bu değişkenler arasındaki ilişkinin incelenmesi hem teorik açıdan hem de uygulanacak ekonomi politikaları açısından önemli olmaktadır. Bu çalışmada da Fisher (1930) hipotezi çerçevesinde yükselen piyasa ekonomilerinde nominal faiz oranları ile enflasyon arasındaki ilişki Pedroni (2004) ve Kao (1999) panel koentegrasyon testleri kullanılarak incelenmiştir. Uzun dönem katsayı tahmini içinse Pedroni (2001) GM-FMOLS, DOLS ve OLS yöntemlerinden yararlanılmıştır. Çalışma bulguları incelenen yükselen piyasa ekonomilerinde Fisher (1930) hipotezinin zayıf formunun geçerli olduğunu ve uzun dönemde enflasyondaki bir birimlik artışın nominal faiz oranlarını yaklaşık 0.64 birim artırdığını göstermektedir. Bu bulgular da, ilgili yükselen piyasa ekonomilerinde reel faiz oranlarının durağan olmadığı dolayısıyla reel faktörler dışında merkez bankası politikaları ile de etkilenebileceği anlamına gelmektedir.

Ek I:

Grafik 1: Yükselen Piyasa Ekonomilerine Ait Faiz ve Enflasyon Serileri



Ek II:

Tablo 4: Krizin Dikkate Alınması Durumunda Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Kriz öncesi	Breitung		Hadri		Fisher PP	
	C	C+T	C	C+T	C	C+T
Düzey						
Faiz	-1.28(0.099)	0.306(0.62)	4.15*(0.00)	5.71*(0.00)	34.9*(0.001)	17.63(0.174)
Enf	-0.46(0.32)	0.241(0.59)	3.11*(0.00)	4.72*(0.00)	17.7(0.221)	9.41(0.804)
Kriz sonrası						
Düzey						
Faiz	-1.73(0.042)	-2.32(0.0101)	4.57*(0.00)	7.52*(0.00)	8.12(0.88)	7.05(0.932)
Enf	-3.52*(0.00)	-1.06(0.144)	3.26*(0.00)	2.31(0.0104)	12.86(0.53)	8.57(0.857)

Gecikme uzunluğu MSIC'e göre belirlenmiştir. C trendsiz, C+T trendli modeli göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. *, %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Handri(1999) için verilen değerler değişen varyans sorununa karşı dirençli Handri- Z istatistikleridir.

Tablo 5: Krizin Dikkate Alınması Durumunda Pedroni (2004) ve Kao (1999) Panel Koentegrasyon Testi Sonuçları

	Kriz öncesi	Kriz sonrası
Pedroni(2004)		
Panel v	2.4328*(0.007)	1.562*** (0.059)
Panel rho	-1.884** (0.0298)	-1.273*** (0.100)
Panel PP	-2.023** (0.0217)	-1.358*** (0.087)
Panel ADF	-1.698** (0.0447)	-1.932** (0.026)
Group rho	-0.608 (0.271)	0.701 (0.758)
Group PP	-1.581*** (0.057)	0.022 (0.508)
Group ADF	-1.002 (0.158)	-1.07980.140)
Kao(1999)		
ADF	-3.956* (0.000)	-3.074* (0.000)

Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. Gecikme uzunluğu maksimum gecikme 12 olacak şekilde SIC kriterine göre belirlenmiştir. *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Kaynakça

- Ahmad, S. (2010). The Long-Run Fisher Effect in Developing Economies. *Studies in Economics and Finance*, 27(4), 268 – 275.
- Alves, D.C.O ve Bueno, R.D. (2003). Short-Run, Long-Run and Cross Elasticities of Gasoline Demand in Brazil. *Energy Economics*, 25 (2), 191-199.
- Atkins, F.J. ve Chan, M. (2004). Trend Breaks and the Fisher Hypothesis in Canada and The United States. *Applied Economics*, 36(17), 1907-1913.
- Basher, S.A. ve Mohsin, M. (2004). PPP Tests in Cointegrated Panels: Evidence from Asian Developing Countries. *Applied Economic Letters*, 11(3), 163-166.
- Berument, H. ve Jelassi, M.M. (2002). The Fisher Hypothesis: A Multi-Country Analysis. *Applied Economics*, 34, 1645-1655.
- Breitung, J. (2000). *The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data .In B.H.Baltagi (Ed). Advances in Econometrics: Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels.* Amsterdam, the Netherlands: Elsevier.
- Cheng, W.H. ve Hung J.C. (2011). Skewness and Leptokurtosis in GARCH-Typed VaR Estimation of Petroleum and Metal Asset Returns. *Journal of Empirical Finance*, 18(1), 160-173.
- Coppock, L. ve Poitras, M. (2000). Evaluating the Fisher Effect in the Long-Term Cross-Country Averages. *International Review of Economics and Finance*, 9, 181-192.
- Engle, R. ve Granger, C. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Fahmy, Y.A.F ve Kandil, M. (2003). The Fisher Effect: New Evidence and Implications. *International Review of Economics and Finance*, 12(4), 451-465.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. New York: Macmillan.
- Gül, E. ve Acikalin, S. (2008). An Examination of the Fisher Hypothesis: The Case of Turkey. *Applied Economics*, 40(24), 3227-3231.
- Hadri, K. (2000). Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data. *Econometric Journal*, 3(2), 48-161.
- Hlouskova, J. ve Wagner, M. (2006). The Performance of Panel Unit Root and Stationary Tests: Results from a Large Scale Simulation Study. *Econometrics Reviews*, 25, 85-116.
- Kao, C. (1999). Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data. *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.

- Ketenci, N. (2013). The Feldstein-Horioka Puzzle in Grouping of OECD Members: A Panel Approach. *Research in Economics*, 67(1), 76-87.
- Köse, N., Emirmahmutoğlu, F. ve Aksoy S. (2012). The Interest Rate and Inflation Relationship under an Inflation Targeting Regime: The Case of Turkey. *Journal of Asian Economics*, 23(4), 476-485.
- Lee, K.F. (2009). An Empirical Study of the Fisher Effect and the Dynamic Relation between Nominal Interest Rate and Inflation in Singapore. *The Singapore Economic Review*, 54(75), 75-88.
- Maddala, G.S ve Wu, S. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(1), 631-652.
- Mishra, V., Smyth, R. ve Sharma, S. (2009). The Energy-GDP Nexus: Evidence from a Panel of Pacific Island Countries. *Resource and Energy Economics*, 31(3), 210-220.
- Modigliani, F. ve Cohn, R. (1979). Inflation, Rational Valuation and the Market. *Financial Analysts Journal*, March/April, 24-44.
- Narayan, P.K., Smyth, R. ve Prasad, A. (2007). Electricity Consumption in G7 Countries: A Panel Co integration Analysis of Residential Demand Elasticities. *Energy Policy*, 35(9), 4485-4494.
- Nusair, S.A. (2008). Testing the Fisher Hypothesis under Regime Shifts: An Application to Asian Countries. *International Economic Journal*, 22(2), 273-284.
- Nusair, S.A. (2009). Non-Linear Co-Integration between Nominal Interest Rate and Inflation: An Examination of the Fisher Hypothesis for Asian Countries. *Global Economic Review*, 38(2), 143-159.
- Orlowski, L.T. (2012). Financial Crisis and Extreme Market Risks: Evidence from Europe. *Review of Financial Economics*, 21(3), 120-130.
- Pao, H.T. ve Tsai, C.M. (2010). CO₂ Emission, Energy Consumption and Economic Growth in BRIC Countries. *Energy Policy*, 38(12), 7850-7860.
- Payne, J.E ve Ewing, H.T. (1997). Evidence from Lesser Developed Countries on the Fisher Hypothesis: A Cointegration Analysis. *Applied Economic Letters*, 4(11), 683-687.
- Pedroni, P. (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-670.
- Pedroni, P. (2000). Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panel. *Advances in Econometrics*, 15, 93-130.
- Pedroni, P. (2001). Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels. *The Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727-731.
- Pedroni, P. (2004). Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to PPP Hypothesis. *Econometric Theory*, 20(3), 597-625.
- Rao, B.B. ve Kumar, S. (2009). A Panel Data Approach to the Demand for Money and the Effects of Financial Reforms in the Asian Countries. *Economic Modelling*, 26, 1012-1017.
- Sadorsky, P. (2012). Energy Consumption, Output and Trade in South America. *Energy Economics*, 34(2), 476-488.
- Singh, T. (2013). International Mobility of Capital in the OECD Countries: Robust Evidence from Panel Data Estimators. *Applied Economic Letters*, 20(7), 692-696.
- Stock, J. H. (1987). Asymptotic Properties of a Least Squares Estimator of Cointegration Vectors. *Econometrica*, 55(5), 1035-1056.
- Tsong, C.C. ve Lee, C.F. (2013). Quantile Cointegration Analysis of the Fisher Hypothesis. *Journal of Macroeconomics*, 35, 186-198
- Westerlund, J. (2007). Panel Co.integration Tests of the Fisher Effect. *Journal of Applied Econometrics*, 23(2), 193-233.

Dipnotlar:

- ¹ Ülkelerin yükselen piyasa ekonomileri olarak kategorize edilmesinde IMF sınıflandırması esas alınmış ve OECD veri tabanında çalışmaya uygun veri setine sahip olan ülkeler çalışmaya dahil edilmiştir. Ayrıntılar için bakınız: www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2013/wp1396.pdf stats.oecd.org
- ² Nitekim bu çalışmanın literatür kısmında bulunan çalışmalara bakıldığında da Westerlund'ın (2007) çalışmasının dışındakilerin ya geleneksel ekonometriye yani EKK 'ya ya da zaman serisi analizine dayandığı görülmektedir.
- ³ Başlangıç tarihi her bir ülke için çalışmaya uygun veri seti dikkate alınarak belirlenmiştir. Çalışma bir dengeli (balanced) panel çalışmasıdır.
- ⁴ Nitekim literatürdeki çalışmaların genelinde benzer bir uygulama söz konusudur.
- ⁵ FMOLS ve DOLS Meksika için katsayının anlamsız olduğunu gösterirken OLS ancak %10 düzeyinde katsayının anlamlı olduğuna işaret etmektedir.
- ⁶ Örneğin OECD verilerinden hareketle, 2000'li yılların başından günümüze doğru aylık ortalama enflasyon rakamlarına bakıldığında yaklaşık %19 ile, belirgin bir şekilde Türkiye ekonomisinin ilk sırada yer aldığı görülmektedir.