

# TÜKETİCİ FİYAT ENDEKSİ İLE FAİZ ORANI İLİŞKİSİNİN EKONOMETRİK BİR İNCELEMESİ

Cengizhan YILDIRIM\*

**Özet:** Bu çalışmanın amacı 5 gelişmekte olan ülkede 1997-2014 dönemi için faiz ile tüketici fiyat endeksi arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmaktır. Bu amaçla Pedroni Eş-bütünleşme Testi, Pedroni FMOLS, Pedroni DOLS, Dumitrescu ve Hurlin (2012), Panel Granger Nedensellik yöntemleri kullanılmıştır. Eş-bütünleşme testleri, tüketici fiyat endeksi ve faiz oranı değişkenlerinin uzun dönemde eş-bütünleşme ilişkisine sahip olduğunu göstermektedir. Tüketici fiyat endeksi ve faiz oranı arasındaki ilişkinin araştırıldığı modele göre; uzun dönemde faiz oranındaki %1'lik bir artış, panel genelinde tüketici fiyat endeksini Panel FMOLS test sonuçlarına göre %1.05 oranında, Panel DOLS test sonuçlarına göre %1.60 oranında azaltmaktadır. Dumitrescu ve Hurlin (2012), Panel Nedensellik yöntemi ise panel seti için faiz oranıyla tüketici fiyat endeksi arasında çift yönlü bir Granger nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Faiz oranı, Tüketici Fiyat Endeksi, Panel Veri Analizi, Panel Nedensellik Analizi, Dumitrescu ve Hurlin.

**JEL Kodu:** C23, E31, E40.

## AN ECONOMETRIC ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN INTEREST RATE AND CONSUMER PRICE INDEX

**Abstract:** The purpose of this paper is to investigate the long-run relationship between lending interest rate and consumer price index in the five developing countries over the period from 1997 to 2014. For this purpose, we used the Pedroni Panel Cointegration, Pedroni FMOLS, Pedroni DOLS, Dumitrescu ve Hurlin (2012) Panel Granger Causality methods. Cointegration tests state the long run cointegration between lending interest rate and consumer price index. According to the model investigating the relationship between consumer price index and lending interest rate, if lending interest rate increases 1%, consumer price index decreases 1.05% according to Panel FMOLS test results and 1.60% according to Panel DOLS test results across the panel, respectively. Dumitrescu and Hurlin (2012) Panel Causality method indicates bidirectional Granger causality between lending interest rate and consumer price index.

**Key Words:** Interest rate, Consumer Price Index, Panel data analysis, Panel causality analysis, Dumitrescu ve Hurlin.

**JEL Codes:** C23, E31, E40.

---

\* Yrd. Doç. Dr. Abant İzzet Baysal Üniversitesi İİBF, İktisat Bölümü, yildirim\_c@ibu.edu.tr

## 1. Giriş

Fiyatlar genel seviyesindeki sürekli artış olarak tanımlanan enflasyon, başta fiyat istikrarını bozarak ve bir ekonomide öngörülebilirliği azaltarak gelir dağılımı, ödemeler bilançosu, iktisadi büyüme, yatırımlar, tüketim gibi birçok makro iktisadi göstergelyi olumsuz etkilemektedir. Enflasyon sorunu olan ülkelerin önceliği bu sorunun üstesinden gelmektir.

Gelişmekte olan ülkelerin çoğunluğunda enflasyonla mücadele görevi politika bağımsız merkez bankalarına devredilmiştir. Temel hedefi enflasyonla mücadele olan merkez bankaları, bu görevi para politikasıyla ifa ederler. Merkez bankası, para politikasını parasal aktarım mekanizmasına göre yürütür. Bu mekanizmaya göre faiz oranlarındaki artış hem toplam talebi düşürerek talep enflasyonunu üzerinden hem de döviz kurunu düşürerek maliyet enflasyonu üzerinden enflasyonu düşürür. Ancak burada merkez bankasının iktisadi büyüme gibi başka amaçları olabileceği gibi enflasyonla mücadele için yürütülen politikalarından da etkin bir sonuç alınamayabilir.

Amacı faiz oranıyla enflasyon arasındaki ters yönlü ilişkiyi test etmek olan çalışmada, hem enflasyon sorunu olan hem de cari açık veren 5 gelişmekte olan ülke (Brezilya, Türkiye, Endonezya, Hindistan ve Güney Afrika) için panel veri çalışması yapılmıştır. Bu ülkelerin hepsinin 1997-2014 döneminde enflasyon sorunu olmakla beraber Türkiye ve Hindistan kronik cari açık sorunuyla mücadele ederken Brezilya, Endonezya ve Güney Afrika bazı yıllarda cari açık vermiştir. Literatürde faiz oranının enflasyonu etkilediğine dair ülkeler bazında panel veri yöntemine dayalı çalışma az olduğu gibi hem cari açık veren hem de enflasyonla mücadele eden ülke grupları konusunda böyle bir çalışma bulunmamaktadır.

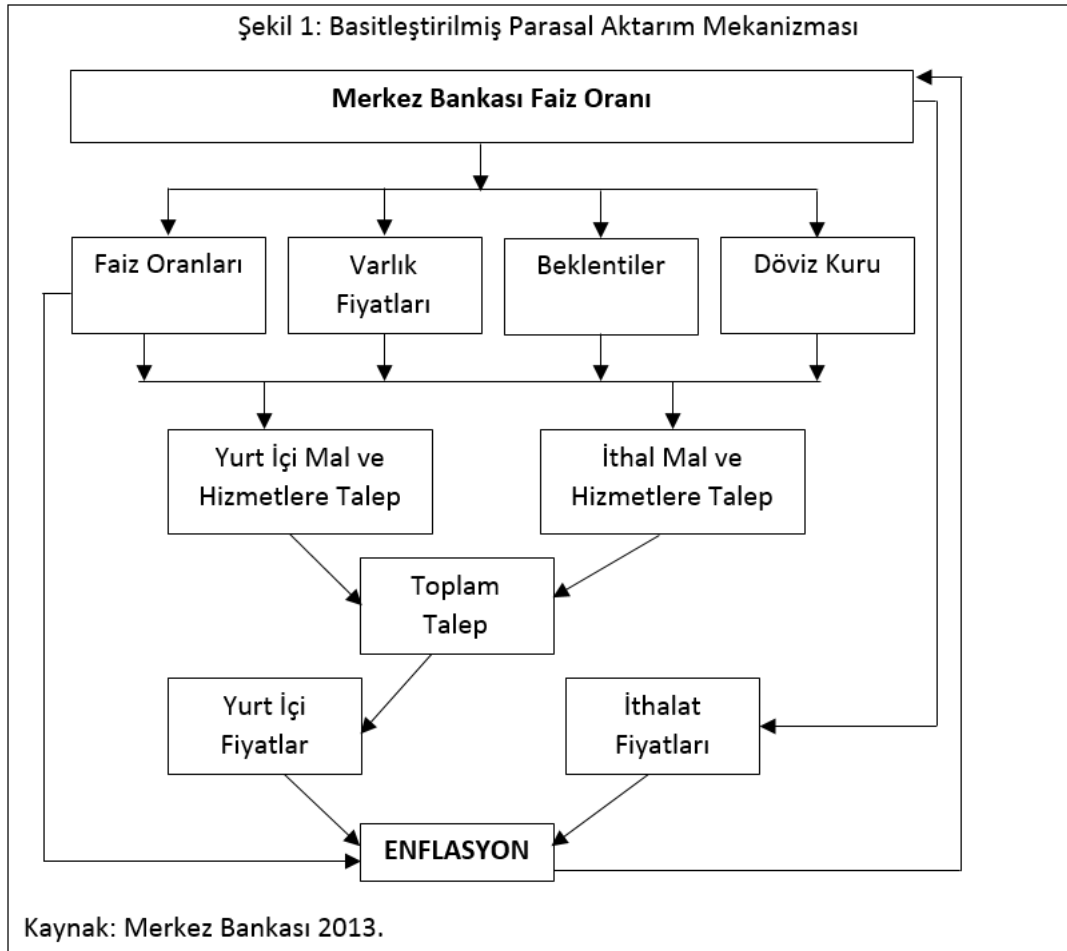
Çalışmanın amacı doğrultusunda Pedroni ve Kao eş-bütünleşme testleri, Pedroni FMOLS, Pedroni DOLS, Dumitrescu ve Hurlin (2012) Panel Granger Nedensellik yöntemleri kullanılmıştır. Bu amaçla öncelikle tüketici fiyat endeksi ve faiz oranı arasındaki ilişki, yapılmış olan çalışmalarda özetlenerek teorik olarak ortaya konulmuş, daha sonra 1997-2014 dönemine ilişkin seçilmiş beş ülke için tüketici fiyat endeksi ile faiz oranı arasındaki uzun dönemli ilişki Pedroni ve Kao Eş-bütünleşme testleri ile araştırılmış ve bu ilişkinin katsayıları ise Pedroni (2000, 2001) tarafından geliştirilen Panel DOLS, FMOLS yöntemi kullanılarak tahmin edilmiştir. Daha sonra Dumitrescu ve Hurlin (2012) Granger nedensellik analizi uygulanmıştır.

## 2. Tüketici Fiyat Endeksi ve Faiz oranı ilişkisi: Kuramsal Çerçeve

Fiyatlar genel seviyesindeki sürekli artış olarak tanımlanan enflasyon, tüm ekonomiyi etkileyen bir makro iktisadi göstergedir. Yüksek enflasyon her şeyden önce ekonomideki belirsizliği artırmakta ve sürdürülebilir büyümenin sağlanamamasına temel oluşturmaktadır. Bu yüzden enflasyonla mücadele merkez bankalarının temel görevi haline gelmiştir. Merkez bankaları para politikası aracılığıyla enflasyonu düşürmek çabası içindedir.

Enflasyonu istenilen seviyelere indirememiş gelişmekte olan ülkelerin merkez bankalarının temel hedefi enflasyonu çoğunlukla %1-2 olacak şekilde gelişmiş ülke seviyelerine çekmektir. Enflasyonla mücadele başka belirleyicileri de olduğundan karmaşık bir süreç olmakla beraber, merkez bankaları fiyat istikrarını sağlamada temel bir araç olarak kısa vadeli faiz oranını kullanmaktadır (Kara, 2012: 6). Bu işlemin bilimsel adı parasal aktarım mekanizması (monetary transmission mechanism) olarak geçmektedir (Bernanke, 1993; Mishkin, 2001). Merkez bankasının belirlediği faiz oranları, finans kuruluşlarının belirledikleri faiz oranlarını, verdikleri kredi miktarını, hisse senedi ve bono fiyatları ile döviz kurunu ve beklentileri etkilemektedir (TCMB, 2004: 9). Bu değişkenler de toplam talebin önemli bileşenleridir.

Böylece merkez bankasının faizleri düşürmesi toplam talebi (dolayısıyla talep enflasyonunu) artıracak, düşürmesi ise azaltacaktır; yani faiz oranlarındaki değişme, enflasyonu tersi yönde etkilemektedir.



Şekil 1’de görüldüğü gibi Merkez Bankası faiz oranının toplam talep ve enflasyona olan aktarım mekanizması 4 kanalla olmaktadır. Bunlardan birincisi ana parasal aktarım mekanizması olan faiz kanalıdır. Para politikası kararlarındaki değişiklik ile toplam talep düzeyi arasındaki doğrudan ilişkiyi açıklayan faiz kanalı, daha çok Keynesyen iktisatçılar tarafından savunulmaktadır (Katı, 2014: 47). Merkez bankasının faiz oranları piyasa faiz oranlarını da etkiler. Faiz oranlarının yükselmesi hem tasarrufu artırarak hem de banka kredileriyle desteklenen tüketimi kısırarak toplam tüketimi azaltır. Aynı zamanda yatırım harcamaları da azalır (Loayza ve Schmidt-Hebbel, 2002: 4). Böylece toplam talep ve enflasyon azalır.

İkinci kanal olan varlık fiyatları kanalına göre merkez bankasının nominal faiz oranındaki değişiklikler, varlıkların fiyatlarını değiştirmektedir. Bu etki kredi ve hisse senetleri üzerinden işlemektedir. Genişletici para politikası kredi miktarını artıracak ve hisse senedi fiyatlarını ise düşürecektir (TCMB, 2013).

Günümüzde ekonomisi güçlü ülkelerin merkez bankalarının, piyasalarda sadece açıklamalarıyla beklenti oluşturma yeteneğine sahip olmasına üçüncü etki olarak beklenti etkisi denmektedir (IMF, 2013). Merkez Bankaları, gelecekteki durumlar hakkında beklentiler oluşturarak fiili durumdaki beklentileri değiştirebilmekte ve böylece iktisadi birimlerin kararlarına yön verebilmektedir. Üçüncü kanal olan beklenti kanalı, iktisadi birimlerin

gelecek dönemde makroekonomik değişkenlerde bekledikleri değişimleri içeren bir kanaldır (Oktar vd, 2013: 10).

Dördüncü kanal olan döviz kuru kanalı, dış ticareti, çıktı açığı seviyesini ve enflasyonu etkileyerek parasal aktarım mekanizmasının bir kanalını oluşturmaktadır (Mishkin, 2001: 7). Bu kanalın işlemesi için sermaye hareketliliğinin tam olması gerekir. Faiz oranlarını yükselmesiyle ulusal paranın değer kazanması, maliyetler aracılığıyla enflasyonist baskıyı azaltır. Bu tür bir politika, ulusal para cinsinden varlıkların getirisini pozitif yönde etkileyerek sermaye girişini teşvik eder (Erdoğan ve Yıldırım, 2008: 96). Faizlerin düşmesi durumunda tam tersi sonuç ortaya çıkar; ancak yukarıda da belirtildiği gibi ülkenin gelişmişlik seviyesi ve cari açık gibi diğer makro iktisadi göstergelerinin durumuna göre bu etkilerin yönü değişebilir.

Parasal aktarım mekanizması üç aşamada kendini göstermektedir. İlk aşamada merkez banasının politika faizi piyasa faiz oranlarını, varlık fiyatlarını, bekleyişleri ve döviz kurunu belirlemekte; ikinci aşamada yurt içinde üretilen ve ithal mal ve hizmetlere talep oluşmakta; üçüncü aşamada da fiyat davranışına bağlı olarak enflasyon belirlenmektedir (Oktar vd, 2013: 6).

Bununla beraber şekil 1’de görüldüğü gibi merkez bankası faiz oranları ile enflasyon arasında başka ara göstergeler olduğundan bu ilişki kesin olarak öngörülemez (Kasapoğlu, 2007: 10; Oktar vd, 2013: 6). Başka ara değişkenler olması nedeniyle faiz oranları ile enflasyon arasındaki ters yönlü ilişkinin ortaya çıkması zaman alacaktır. Şüphesiz bu zaman gecikmesi, kurumsal yapıya ve enflasyonist alışkanlıklara, dışa açıklığa, finansal sektörün derinliğine ve ülkenin ekonomik büyüklüğüne bağlı olarak ülkeden ülkeye değişecektir (TCMB, 2004: 10; Cambazoğlu ve Karaalp, 2012: 54; Loayza ve Schmidt-Hebbel, 2002: 7-10). Daha da kötüsü bu faiz oranına dayalı para politikasından istenilen seviyede sonuç alınmadığı gibi hiç de sonuç alınamayabilir.

Para politikasının fiyat istikrarından farklı olarak iktisadi büyüme, faiz istikrarı, ödemeler bilançosu denkliği, tam istihdam gibi başka hedefleri de olabilir. Örneğin, gelişmiş ülkelerde günümüzde enflasyon sorunu olmadığından (tam tersine 2008-09 krizinden sonra ABD ekonomisi ve Avro alanı için deflasyonist risk belirmiştir) merkez bankalarının temel hedefi sürdürülebilir büyümeyi sağlamak yani toplam talebi artırmaktır. Gelişmekte olan ülkelerde olumlu bir durum olarak algılanan maliyetlerin düşmesi, gelişmiş ülkelerde deflasyona yol açabileceğinden istenmeyen bir durum olabilir. Örneğin Mishkin’e (1995: 3) göre ABD ekonomisinde sıkı para politikası dönemlerini genellikle resesyon dönemleri izlemektedir.

Faiz oranları ile enflasyon arasındaki ilişki cari açık veren gelişmekte olan ülkelerde daha “etkili” olarak ortaya çıkmaktadır. Şekil 1’de görüldüğü gibi bu ülkelerdeki faiz oranlarındaki bir yükseliş, toplam talep üzerinden enflasyonist baskıyı azaltmasına ilave olarak yabancı para girişiyle döviz kurunu da düşürür. Böylece hem yurt içi toplam talep üzerinden hem de döviz kuru üzerinden enflasyonla mücadele edilir. Başçı (2015: 19), hem cari açık veren hem de enflasyon sorunu yaşayan ülkelerin sıkı para politikası ve yüksek nominal faize daha çok ihtiyaç duyduklarını belirtmektedir.

Bir ülkenin cari açık vermesi, ekonomik krize daha yatkın olduğu anlamına gelir. Finansal serbestliğin olduğu günümüz dünyasında ani sermaye giriş-çıkışları hem de finansal istikrarı hem de enflasyonu etkilemektedir (TCMB, 2013: 13-14). İlave olarak cari açığın kapanması için yabancı ülkelere sermaye akışına ihtiyaç vardır. Merkez bankalarının para politikası cari açık veren ülkelerde bu sorunu da göz önünde bulundurarak para politikasını yürütür.

### 3. Tüketici Fiyat Endeksi ve Faiz Oranı ilişkisi ile ilgili Ampirik Literatür

Enflasyon konusunun en popüler olduğu yıllar petrol fiyatlarında hızlı yükselmenin yaşandığı 1970'li yıllardır. Bu yıllarda Petrol Krizi'ne ilave olarak Keynezyen politikalardan arta kalan bütçe açıkları, güçlü sendikalar gibi unsurlar fiyat artışlarına destek olmuştur. 1980'li yılların hemen başından itibaren gelişmiş ülkeler enflasyon sorununun üstesinden gelse de bu konu halen gelişmekte olan ülkelerin bazılarında sorun olmaya devam etmektedir.

Faiz oranı ile enflasyon arasındaki ilişki daha çok Fisher Etkisi'ne bağlı olarak ele alınmıştır.  $i = r + \pi$  olarak ifade edilebilecek denklemde  $i$  nominal faiz oranını,  $r$  reel faiz oranını ve  $\pi$  enflasyonu ifade etmektedir. Buna göre nominal faiz oranları enflasyon oranları tarafından belirlenmektedir (Atgür ve Altay, 2015: 522; Crowder ve Hoffman, 1996: 102). Denkliğe göre  $r$  uzun dönemde sabittir.

Fisher eşitliğinin araştırılması politika implikasyonları nedeniyle önemlidir. Eğer bu denklik uzun dönemde geçerli ise para politikasının reel faiz oranı üzerinde herhangi bir etkisi olmayacaktır. Çünkü, *ex ante* reel faizin değişmediği varsayımı altında *ceteris paribus* beklenen enflasyon nominal faiz oranındaki değişiklik ile dengelenecektir (Nusair, 2008: 273; Payne ve Ewing 1997: 683). Oysa birçok ülkede uzun dönemde reel faizin sabit olmadığı bilinmektedir. Fisher bu modelinin kusurlu olduğunu kendisi de belirtmiştir (Fisher, 1930: 451).

Fisher Etkisi, çok sayıda çalışmaya konu olmuştur. Bazı çalışmalar bu teoriyi haklı çıkarırken bazıları enflasyonun nominal faiz oranlarını etkilemediği sonucuna varmıştır. Faiz oranları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi araştırıldığı bu çalışmada Fisher Etkisinden de bahsedilmiştir; ancak çalışmanın temel konusu parasal aktarım mekanizmasına bağlı olarak Fisher Etkisi'nden farklı olarak nominal faiz oranlarının enflasyonu etkileyip etkilemediğidir. Dolayısıyla Fisher Etkisi'yle ilgili literatüre yer darlığı nedeniyle fazla yer verilmemiştir. Bu konuyla ilgili olarak hem aydınlatıcı bilgi, hem de literatür için Şimşek ve Kadılar, 2006; Asgharpur, 2007; Nusair, 2008; Westerlund, 2008; Atgür ve Altay, 2015 çalışmalarına bakılabilir.

Parasal aktarım mekanizmasıyla ilgili ampirik çalışmalarda hakim ampirik yöntem VAR (Vektör Otoregresif) yöntemidir. Bu yöntemle Türkiye için yapılan çalışmalarda; Kasapoğlu (2007), döviz kurundaki değişimin üretim seviyesini etkilemediğini ancak enflasyonu artırdığını bulmuştur. Artar (2011), merkez bankasının faiz politikasının, enflasyon, sanayi üretimi, İMKB-100 değeri, reel efektif döviz kuru ve cari açık değişkenlerinin üzerindeki etkileri incelediği çalışmasında bu değişkenler arasında kısa ve uzun dönemde eş-bütünleşme ilişkisini ortaya koymuştur; ancak nedensellik ilişkisi ise çok düşük düzeyde çıkmıştır. Cambazoğlu ve Karaalp (2012), parasal aktarım mekanizmasında bahsi geçen döviz kuru kanalının, net ihracat hacmi ve dolayısıyla toplam çıktı ile fiyatlar genel düzeyi üzerindeki etkinliğini sorguladıkları çalışmalarında faiz kanalı etkilerini içeren döviz kuru kanalının Türkiye'de etkin olduğu sonucuna varmışlardır. Benzer şekilde Akbaş vd. (2013) de faiz oranı ve döviz kuru kanalının Türkiye'de sanayi üretimini etkilediği sonucuna varmışlardır. Katı (2014) parasal aktarım mekanizmalarını tamamını ayrı ayrı test ettiği çalışmasında faiz kanalının, varlık fiyatları kanalının, döviz kuru kanalının, kredi kanalının ekonomide beklenen etkiyi doğurduğu sonucuna varmıştır. Erdoğan ve Beşballı (2009), sadece kredi kanalını test ettikleri çalışmada etkin olmasa da kredi kanalının işlediği sonucuna varmışlardır.

Parasal aktarım mekanizmasına dayalı VAR modeliyle başka ülkeler için de çalışmalar bulunmaktadır. Garretsen ve Swank (1998), 1979-1993 dönemi için aylık verilerle yaptıkları çalışmada Hollanda ekonomisindeki parasal aktarım mekanizmalarını test etmişlerdir. Çalışma sonuçlarına göre tahvil faizleri para politikasına çok hızlı şekilde cevap vermekte;

sıkı para politikası döviz kurunun yükselmesine neden olmakta ve endüstriyel üretim daralmaktadır. Ayrıca Hollanda ekonomisinde fiyat katılıkları olduğu saptanmıştır. Peersman ve Smets (2001), Avro alanında 1980-1998 dönemi için yaptıkları çalışmada para politikası şoklarının parasal aktarım mekanizması boyunca makro iktisadi etkilerini araştırmışlardır. Buna göre nominal ve reel faizlerdeki geçici bir yükseliş, reel döviz kurunu artırmakta ve geçici olarak GSMH'nin düşmesine yol açmaktadır. GSMH azalışlarından birkaç çeyrek yıl sonra düşen fiyatlar, bu etkiye daha geç tepki vermektedir. Avro alanı ile ABD ekonomisinde benze sonuçlar görülmüştür. Kim ve Roubini (2008), ABD ekonomisi için yaptıkları çalışmada kamu açıklarının doların reel değerini düşürdüğü için dış ticaret açıklarını azalttığı sonucuna varmışlardır. Kendilerinin de belirttiği gibi bu durum birçok çalışmanın aksi bir sonuçtur. Özellikle gelişmekte olan ülkelerde kamu açıklarının dış ticaret açıklarını artırdığı bilinmektedir.

Parasal aktarım mekanizmalarına dayalı olarak Türkiye için VAR yönteminden farklı yöntemlerle de çalışmalar mevcuttur. Oktar ve Dalyancı'nın (2011) çalışmasına göre enflasyondan faiz oranına doğru bir nedensellik ilişkisi varken, faiz oranından enflasyon oranına doğru bir nedensellik ilişkisi yoktur; ancak Oktar ve Dalyancı bu ilişkinin kısa dönemli olduğunu uzun dönemde bu değişkenler arasında hiç ilişki olmadığını belirtmişlerdir. Yılcı (2009) da benzer şekilde hem Engle-Granger hem de Kapetanios vd. (2006) eş-bütünleşme testlerine göre, faiz oranları ile enflasyon oranları arasında herhangi bir eş-bütünleşme ilişkisi bulamamıştır. Yılcı bu ilişkisizliği Merkez Bankasının bu dönemdeki politika değişikliklerine yormuştur; ancak bu iddiayı destekleyecek ampirik verisi yoktur. Buna karşın Atgür ve Altay'ın (2015) çalışmaları Türkiye ekonomisinde enflasyon oranı ile nominal faiz oranı arasındaki uzun dönemli bir ilişkinin varlığını göstermiştir. Doğan vd. (2016) ise enflasyon ve faiz oranı arasındaki ilişkinin varlığını Granger nedensellik testi ile araştırmıştır. Analiz sonuçlarına göre enflasyondan faiz oranına doğru bir nedensellik ilişkisi varken, faiz oranından enflasyon oranına doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Büyükakın vd. (2009), Granger nedensellik testine göre faiz oranındaki bir değişiklik yatırım harcamaları, fiyat düzeyi ve hasılayı etkilerken Todo-Yamamoto yöntemine göre ise yatırım harcamaları ve hasılayı etkilemektedir. Süslü ve Dişbudak'ın (2012) Türkiye için ARDL yöntemiyle yaptığı çalışmaya göre döviz kurundaki yükseliş toplam talebi azaltmakta, kredilerdeki artış toplam talebi artırmaktadır; yani döviz kuru ile toplam talep arasında negatif yönlü bir ilişki, kredilerle toplam talep arsında pozitif yönlü bir ilişki vardır.

Parasal aktarım mekanizmasını panel veri yöntemiyle araştıran makale sayısı literatürde azdır. Asgharpur (2007), 40 Müslüman ülke için panel veri yöntemiyle faiz oranıyla enflasyon arasındaki nedenselliği araştırmıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre faiz oranları yükseldikçe enflasyon düşmektedir. Asgharpur, bu sonuçların birçok Müslüman ülkedeki (özellikle İran) faiz oranları yükselince maliyetler dolayısıyla da enflasyon yükselir hipotezine zıt olduğunu belirtmiştir.

Para arzındaki değişiklikler merkez bankasının faiz politikasına bağlı olduğundan (Duan vd, 2014: 220) burada para arzı ile enflasyon arasındaki ilişkiye dair literatürün de anılması gerekir. McCandless ve Weber (1995), 110 ülke için 30 yıllık bir zaman diliminde para arzı-enflasyon, para arzı-büyüme oranı ve enflasyon-büyüme oranı arasındaki ilişkileri araştırmıştır. Buna göre para arzıyla enflasyon arasında çok güçlü bir ilişki saptanırken (korelasyon katsayısı 1'e yakındır) para arzı-büyüme oranı ve enflasyon-büyüme oranı arasında anlamlı ilişkiler saptanamamıştır.

Nguyen (2015), para arzı ile enflasyon arasındaki ilişkiyi Pooled Mean Group (PMG) tahmin bazlı hata düzeltme ve farklılaştırılmış GMM (General Method of Moment) Arellano-Bond

tahmincisi modelleriyle 9 Asya ülkesinde (Bangladeş, Kamboçya, Endonezya, Malezya, Pakistan, Filipinler, Sri Lanka, Tayland ve Vietnam) 1985-2012 periyodunda araştırmıştır. Sonuçta para arzının, bütçe açıklarının, hükümet harcamalarının ve faiz oranlarının enflasyonu pozitif yönlü olarak etkilediği sonucuna varmışlardır. Çalışmaya göre para arzı ve enflasyon arasındaki pozitif yönlü ilişki çok güçlüdür.

#### 4. Veri Seti, Ekonometrik Yöntem ve Bulguların Değerlendirilmesi

##### 4.1. Veri Seti ve Ekonometrik Model

Beş ülkeyi kapsayan bu çalışmanın zaman periyodu ve ülke seçiminde verilerine ulaşılabilen yıllar ve ülkeler dikkate alınmış ve zaman periyodu 1997-2014 olarak, ülkeler ise hem cari açık hem de enflasyon sorunu olan Brezilya, Türkiye, Endonezya, Güney Afrika ve Hindistan ile sınırlandırılmıştır. Çalışmada Merkez Bankası politika faizinden doğrudan etkilendiği için kredi faizleri (INTR) ve 2010 yılının 100 kabul edildiği tüketici fiyat endeksi (CPI) verileri kullanılmıştır. Türkiye faiz oranları Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası veri bankasından (EVDS), geri kalan verilerin tamamı Dünya Bankası veri tabanından elde edilmiştir. Faiz oranı (INTR) ve tüketici fiyat endeksi (CPI) değişkenlerinin logaritmaları alınmış olup birim kök testi ve diğer testler değişkenlerin logaritmik değerleri kullanılarak yapılmıştır.

Çalışmada tüketici fiyat endeksi ve borç verme faiz oranı değişkenleri kullanılmıştır. Türkiye için faiz oranı Merkez Bankası veri tabanı olan EVDS'den, diğer tüm veriler Dünya Bankası veri tabanından elde edilmiştir. 2010 yılının 100 alındığı tüketici fiyat endeksi, belirli bir mal ve hizmet grubunun fiyatındaki değişimleri gösterir. Faiz oranı ise özel sektörün kısa ve orta vadeli finansal ihtiyaçları doğrultusunda bankalar tarafından verilen kredilerin faizidir.

Bu çalışmada aşağıdaki model tahmin edilmiştir;

$$\text{Model: } \ln CPI_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \ln INTR_{it} + u_{it} \quad (1)$$

##### 4.2. Ekonometrik Yöntem ve Bulguların Değerlendirilmesi

Modelde kullanılan serilerin birim kök testinin yapılması değişkenler arasında sağlıklı bir ilişkinin ortaya çıkarılması için önemlidir. Panel veri analizinde birim kökün varlığını araştırmak için hem DF (Dickey–Fuller) hem de ADF (Augmented Dickey–Fuller) testleri panel veri analizi için genişletilmiştir ve panel veri analizinde birçok birim kök testi ADF testinin genişletilmesi temeline dayanmaktadır. (Asteriou ve Hall, 2007: 366'dan aktaran Yardımcıoğlu, 2012: 35). Bu çalışmada panel veri modellerinde birim kök sınavını öneren başlıca çalışmalar arasında yer alan Levin, Lin ve Chu (2002), Im, Pesaran ve Shin (2003), Maddala ve Wu (1999), Choi (2001) birim kök testleri uygulanmıştır. Hatalar arasındaki otokorelasyon sorununu ortadan kaldıran uygun gecikme uzunluğu ise t istatistik değerine göre seçilmiştir.

##### 4.2.1. Panel Birim Kök Testi Bulguları ve Değerlendirilmesi<sup>2</sup>

**Tablo 1: Birim Kök Testleri Sonuçları (Düzey ve 1. Farklarda)**

	Faiz Oranı (lnINTR)
--	---------------------

<sup>2</sup> Modelde kullanılan serilerin birim kök test sonuçları E-views 9.0 ekonometri paket programı ile elde edilmiştir.

	<i>I(0)</i>	<i>I(1)</i>
	<i>t</i> istatistiği (Olasılık)	<i>t</i> istatistiği (Olasılık)
LLC	-3.70184 (0.0000)	-8.97283*** (0.0000)
IPS	-0.74017 (0.2296)	-7.91825*** (0.0000)
MW	14.0829 (0.1692)	65.5441*** (0.0000)
C	7.93815 (0.6349)	84.6701*** (0.0000)
<b>Tüketici Fiyat Endeksi (lnCPI)</b>		
	<i>I(0)</i>	<i>I(1)</i>
	<i>t</i> istatistiği (Olasılık)	<i>t</i> istatistiği (Olasılık)
LLC	-0.61949 (0.2678)	-2.47148*** (0.0007)
IPS	1.09840 (0.8640)	-3.12992*** (0.0009)
MW	11.6810 (0.3070)	26.8640*** (0.0027)
C	65.1998 (0.0000)	77.2229*** (0.0000)

\*\*\*, %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Uygun gecikme uzunluğu *t* istatistik değerine göre seçilmiştir. LLC testinde Barlett Kernel metodu kullanılmış ve Bandwith genişliği Newey-West yöntemi ile belirlenmiştir.

Tablo 1'den de görüldüğü üzere değişkenlerin seviyelerine uygulanan birim kök test sonuçlarında *t* istatistikleri ve olasılık sonuçları ekonometrik analizde kullanılacak olan faiz oranı ve tüketici fiyat endeksi serilerinin düzeyde [*I(0)*] durağan olmadığını göstermektedir. Birim kök problemi içerdiğinden serilerin birincil farkları araştırılmıştır. Değişkenler için serilerin birincil farklarına bakıldığında, elde edilen bulgularda faiz oranı ve tüketici fiyat endeksi serilerinin birincil farklarının durağan oldukları [*I(1)*] görülmüştür.

#### 4.2.2. Panel Eş-bütünleşme Testi Bulguları ve Değerlendirilmesi<sup>3</sup>

Seriler durağan hale getirildikten sonra çalışmada Pedroni ve Kao Eş-bütünleşme analizi yöntemi seriler arasında uzun dönemde karşılıklı bir ilişkinin bulunup bulunmadığını araştırmak amacıyla kullanılmıştır. Pedroni (1997; 1999; 2000; 2004) testi, eş-bütünleşme analizlerinde eş-bütünleşme vektöründeki heterojenliğe izin vermektedir (Asteriou ve Hall, 2007: 373). “Bu test, eş-bütünleşme vektöründeki heterojenliğe izin veren bir test olup, yalnızca dinamik ve sabit etkilerin panelin kesitleri arasında farklı olmasına izin vermekle kalmamakta, aynı zamanda alternatif hipotez altında eş-bütünleşik vektörün kesitler arasında farklı olmasına da izin vermektedir” (Güvenek ve Alptekin, 2010: 181). McCoskey ve Kao'nun yaklaşımlarından kesit varsayım trendi ve eş-bütünleşmenin olmadığı sıfır hipotezleri bağlamında farklılaşan Pedroni'nin yaklaşımında Pedroni testleri bazı olumlu özelliklere sahiptir. Birden fazla açıklayıcı değişkene (regressor) izin vermesi, eş-bütünleşme vektörünün panelin farklı kısımları boyunca çeşitlenmesi ve ayrıca kesit birimleri boyunca hataların heterojenliğine izin vermesi bu testlerin olumlu özellikleri olarak belirtilmektedir. Paneldeki kesit içi (within) ve kesitler arası (between) etkilerini kapsayabilmesi için yedi farklı eş-bütünleşme testi<sup>4</sup> sunulmuştur. Bu testler ilk kategorisi "within" boyutunda havuzlanmış dört testi, ikinci kategori ise “between” boyutunda diğer üç testi içerecek şekilde iki farklı kategoriye ayrılmıştır (Asteriou ve Hall, 2007: 374). “Birinci kategori içindeki dört testten ilk üçü, parametrik olmayan testlerdir. İlk test varyans oranı tipinde bir istatistiktir. İkincisi Phillips-Peron (PP) ( $\rho$ ) istatistiğine, üçüncü istatistik de PP (*t*) istatistiğine benzemektedir. Dördüncü istatistik ise Augmented Dickey Fuller (ADF) (*t*) istatistiğine benzer parametrik bir istatistiktir. İkinci kategoride üç testten ilki PP ( $\rho$ ) istatistiği ile benzer iken, diğer ikisi PP (*t*) ve ADF (*t*) istatistiklerine benzemektedir” (Güvenek ve Alptekin, 2010: 181). Çalışmada kullanılacak diğer eş-bütünleşme testi ise Kao eş-bütünleşme testidir. Kao (1999), DF ve ADF testlerini kullanarak panel veri analizi için bir eş-bütünleşme testi sunmuştur (Baltagi, vd, 2000: 13; Asteriou ve Hall, 2007: 372).

<sup>3</sup> Çalışmada panel eşbütünleşme test sonuçlarının elde edilmesinde Eviews 9 ekonometri paket programı kullanılmıştır.

<sup>4</sup> Asteriou ve Hall, 2007: 374,376'den bu testlerin ayrıntılı açıklamalarına ulaşılabilir.



Tüketici Fiyat Endeksi ve faiz oranı değişkenleri I(1) seviyesinde durağan oldukları için ikinci aşama olan Eş-bütünleşme testine geçilmiştir. Bu seriler arasındaki uzun dönemli ilişkisi Pedroni ve Kao eş-bütünleşme testleri ile incelenmektedir.

**Tablo 2: Pedroni Eş-bütünleşme Testi Sonucu**<sup>5</sup>

$\ln CPI_{it} = \alpha_{it} + \beta \ln INTR_{it} + u_{it}$				
<b>Pedroni Panel Eş-bütünleşme Testi Sonucu</b>				
(Within-Dimension)				
	Statistic	Prob.	Weighted Atatistic	Prob.
Panel v-Statistic	1.677521**	0.0467	0.751084	0.2263
Panel rho-Statistic	-1.886663**	0.0296	-1.328513*	0.0920
Panel PP-Statistic	-3.299177***	0.0005	-1.984484**	0.0236
Panel ADF-Statistic	-2.948205***	0.0016	-2.407985***	0.0023
(Between-Dimension)				
	Statistic	Prob.		
Group rho-Statistic	-0.685834	0.2464		
Group PP-Statistic	-3.024838***	0.0012		
Group ADF-Statistic	-3.436607***	0.0003		
<b>Kao Panel Eş-bütünleşme Testi Sonucu</b>				
	t-istatistiği	Prob.		
ADF	-2.930306***	0.0017		
Residual variance	0.020671			
HAC variance	0.037925			

\*\*\*, \*\*, \* sırasıyla yüzde 1, 5 ve 10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 2’den de görüldüğü gibi iki değişken arasındaki ilişki ile ilgili tahmin edilen bir numaralı modelde Pedroni eş-bütünleşme testine göre seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi yoktur şeklindeki H0 hipotezi altı testte reddedilmiştir. Dolayısıyla bu altı teste seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi vardır şeklindeki alternatif hipotez olan H1 hipotezi kabul edilmiştir. Testlerin sonucu dikkate alındığında Pedroni Eş-bütünleşme testinin sonuçları değişkenler arasında eş-bütünleşme olduğunu gösterdiği belirtilebilir. Kao eş-bütünleşme testine göre de seriler arasında eş-bütünleşme yoktur şeklindeki H0 hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiş, alternatif hipotez olan seriler arasında eş-bütünleşme vardır hipotezi kabul edilmiştir. Her iki eş-bütünleşme sonucu dikkate alındığında uzun dönemde tüketici fiyat endeksi ve faiz oranı ve değişkenleri arasında eş-bütünleşme olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

#### 4.2.3. FMOLS ve DOLS ile Eş-bütünleşme Katsayıları Bulguları ve Değerlendirilmesi<sup>6</sup>

Birim kök ve eş-bütünleşme testleri uygulandıktan sonra bu ilişkinin nihai sapsız katsayılarını tahmin etmek üzere tahmin edicilerinin beklentilerimiz çerçevesindeki tutarlılığını test etmek amacıyla Pedroni tarafından 2000 ve 2001 yıllarında geliştirilen DOLS (Dynamic Ordinary Least Square) yöntemi ve FMOLS (Fully-Modified Ordinary Least Square) yöntemi olmak üzere farklı iki yöntem kullanılmıştır.

Bu yöntemlerden FMOLS yöntemi, standart sabit etkili tahmincilerdeki otokorelasyon, değişen varyans gibi sorunlardan kaynaklanan sapmaları düzeltir. DOLS yöntemi de modele dinamik unsurları da dahil ederek statik regresyondaki özellikle içsellik sorunlarından kaynaklanan sapmaları giderebilecek özelliğe sahip bir yöntemdir (Kök vd, 2010: 8). “Pedroni’nin bireysel kesitler arasında önemli ölçüde heterojenliğe izin veren bu FMOLS

<sup>5</sup> Çalışmada panel eşbütünleşme test sonuçları Eviews 9 ekonometri paket programı ile elde edilmiştir.

<sup>6</sup>DOLS ve FMOLS test sonuçları Rats.v08 ekonometri paket programları ile elde edilmiştir.

yöntemi, sabit terimin ve hata terimi ve bağımsız değişkenlerin farkları arasındaki olası korelasyonun varlığını hesaba katmaktadır. Pedroni (2000), FMOLS yönteminin küçük örneklerdeki gücünü de araştırmış, t istatistiğinin küçük örneklerdeki performansının Monte Carlo simülasyonları ile iyi olduğunu hesaplamıştır” (Kök ve Şimşek, 2006: 7-8).

Pedroni (2000) tarafından geliştirilen grup ortalama panel FMOLS yöntemi aşağıdaki panel regresyon modeline dayanmaktadır (Aktaran; Nazlıoğlu, 2010: 98);

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + e_{it} \quad (3)$$

Bu denklemde  $y_{it}$  bağımlı değişkeni,  $x_{it}$  bağımsız değişkenleri ve  $\alpha_i$  sabit etkileri gösterirken; paneli oluşturan kesitler arasında ise bağımlılık olmadığı varsayılmaktadır. Eşitlik (2)’de hata terimlerinin durağan bir süreç olması nedeniyle,  $y_{it}$  birinci dereceden bütünleşikse  $y_{it}$  ve  $x_{it}$  arasında uzun dönem eş-bütünleşme ilişkisi söz konusudur. Böylece,  $\beta$  tahmin edilmesi gereken uzun dönem eş-bütünleşme vektörünü göstermektedir. “Panel FMOLS tahmincisinde panel için eş-bütünleşme vektörü elde edilirken birinci aşamada eşitlik (2)’deki model her bir yatay kesit için FMOLS tahmincisi kullanılarak tahmin edilmektedir. İkinci aşamada her bir yatay kesite ait FMOLS tahmininden elde edilen eş-bütünleşme katsayılarının ortalaması alınmaktadır. Böylece, panel için eş-bütünleşme vektörü aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır” (Aktaran; Nazlıoğlu, 2010: 98, 99).

Pedroni (2001) tarafından önerilen grup ortalama panel DOLS tahmincisi aşağıdaki regresyon modelinin tahminini gerektirmektedir (aktaran; Nazlıoğlu, 2010: 99);

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \sum_{k=-K_i}^{K_i} \gamma_{ik} \Delta x_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

“Burada  $-K_i$  ve  $K_i$  öncül ve gecikme sayılarını göstermektedir ve paneli oluşturan yatay kesitler arasında bağımlılık olmadığı varsayılmaktadır. Panel eş-bütünleşme vektörü elde edilirken ilk olarak eşitlik (4)’deki model her bir yatay kesit için tahmin edilmektedir. İkinci aşamada her bir yatay kesite ait bu DOLS tahmininden elde edilen eş-bütünleşme katsayılarının aritmetik ortalaması alınmakta ve panel eş-bütünleşme katsayısı aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır” (aktaran; Nazlıoğlu, 2010: 99):

$$\hat{\beta}_{GD}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \beta_{D,i}^* \quad (5)$$

Burada  $\hat{\beta}_{GD}^*$  her bir yatay kesit için DOLS tahmininden elde edilen eş-bütünleşme katsayısını gösterirken grup ortalama panel DOLS tahmincilerine ait t-istatistikleri de aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (aktaran; Nazlıoğlu, 2010: 99);

$$t_{\hat{\beta}_D^*} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N t_{\hat{\beta}_{D,i}^*} \quad (6)$$

Burada  $t_{\hat{\beta}_{D,i}^*}$  her bir yatay kesit için DOLS tahmininden elde edilen eş-bütünleşme katsayısına ilişkin t-istatistiğini göstermektedir (aktaran; Nazlıoğlu, 2010: 99).

**Tablo 3: Panel FMOLS ve DOLS Sonuçları**

	$\ln CPI_{it} = \alpha_{it} + \beta \ln INTR_{it} + u_{it}$
--	---

Ülkeler	FMOLS		DOLS	
	Katsayı	t istatistiği	Katsayı	t istatistiği
Brezilya	-0.96***	-8.16	-1.18***	-14.11
Türkiye	-0.92***	-7.43	-0.88***	-11.38
Endonezya	-1.24***	-6.36	-1.54***	-7.87
Hindistan	-1.39*	-1.75	-3.20***	-5.34
G.Afrika	-0.77***	-4.54	-1.20***	-10.86
<b>Panel Geneli</b>	<b>-1.05***</b>	<b>-12.63</b>	<b>-1.60***</b>	<b>-22.17</b>

\*\*\*, \* sırasıyla yüzde 1 ve 10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Çalışmamızda kullandığımız modelin Panel FMOLS ve DOLS test sonuçları tablo 3'te yer almaktadır. Her iki testte de katsayı işaretleri beklenildiği gibi negatiftir. Sadece FMOLS testinde Hindistan %10 düzeyinde anlamlı iken diğer tüm ülkeler %1 seviyesinde anlamlıdır. Her iki testte de en yüksek katsayıya sahip ülke Hindistan iken FMOLS testinde en düşük katsayıya sahip ülke Güney Afrika, DOLS testinde Türkiye'dir. Hindistan'ın DOLS test sonucu hariç panelde ülkelerin katsayıları birbirine yakın olarak görünmektedir.

Buradan da görüldüğü gibi model için Panel FMOLS ve Panel DOLS sonuçları birbiri ile tutarlıdır. Dolayısıyla faiz oranındaki artışın (azalışın) tüketici fiyat endeksini azalttığı (artırdığı) söylenebilir. Bu ülkelerde enflasyonla mücadelede faiz oranı makro iktisadi değişken olarak kullanılabilir.

#### 4.2.4. Panel Nedensellik Testi Sonuçları ve Değerlendirilmesi<sup>7</sup>

Görece olarak yeni bir yöntem olan Dumitrescu ve Hurlin (2012) Panel Granger Nedensellik Testi, bir iktisadi olgu açısından bir ülke için geçerli olan bir nedensellik ilişkisinin diğer ülkeler için de geçerli olma olasılığının yüksekliği nedeniyle, söz konusu nedensellik testinde panel veri çerçevesinde daha fazla gözlem ile nedensellik ilişkisi daha etkin bir şekilde test edilebilmektedir (Bozoklu ve Yılcı, 2013: 175). Bu çalışmada seriler arasındaki nedensellik ilişkisi Dumitrescu ve Hurlin (2012) tarafından geliştirilen panel Granger nedensellik yöntemiyle incelenmiştir.

**Tablo 4: Dumitrescu ve Hurlin (2012) Panel Nedensellik Testi Sonuçları<sup>8</sup>**

	$Z^{HNC}$ Test istatistiği		
	K=1	K=2	K=3
$INTR \rightarrow CPI$	1.57140 (0.1161)	4.69799*** (0.0000)	2.35515** (0.0185)
$CPI \rightarrow INTR$	9.51700*** (0.0000)	5.50729*** (0.0000)	0.68009 (0.4964)

Not: Parantez içerisindeki değerler p- olasılık değerlerini, \*\*\* ise %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. K gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Her birimin aynı gecikme uzunluğuna sahip olması kısıtı altında dört gecikme uzunluğu için benzer sonuçlar elde edilmiştir. Dört gecikme uzunluğunda da beş ülkeden oluşan panel seti için faiz oranından tüketici fiyat endeksine doğru çift yönlü bir Granger nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir.

## 5. Sonuç ve Değerlendirme

Bu çalışmada hem dış açığa hem de enflasyona sorunu olan beş ülke ve 1997-2014 dönemi için tüketici fiyat endeksi ve faiz oranı arasındaki uzun dönemli ilişki Pedroni ve Kao eş-

<sup>7</sup> Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik testlerinin ayrıntılı açıklamaları için bakınız: Bozoklu ve Yılcı (2013) ve Göçer (2013).

<sup>8</sup> Panel nedensellik test sonucu Eviews 9 ekonometri paket programı ile elde edilmiştir.

bütünleşme, Pedroni FMOLS, Pedroni DOLS, Dumitrescu ve Hurlin (2012) Panel Nedensellik yöntemleri ile araştırılmıştır.

Çalışmada, panel birim kök analizinde kullanılmış olan serilerin birincil farklarında durağan oldukları  $I(1)$  görülmüştür. Seriler arasındaki uzun dönemli ilişki iki farklı model kullanılarak Pedroni ve Kao eş-bütünleşme testleri ile incelenmiş ve her iki model de de değişkenlerin uzun dönemde eş-bütünleşme ilişkisine sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Modelin Panel FMOLS test sonuçları Panel bazında değerlendirildiğinde tüketici fiyat endeksinin işareti beklenildiği gibi pozitif ve istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlıdır. Uzun dönemde faiz oranındaki %1'lik bir artış, tüketici fiyat endeksinin panel genelinde %1.05 oranında azaltmaktadır. Modelin Panel DOLS test sonuçları Panel bazında değerlendirildiğinde tüketici fiyat endeksinin işareti beklenildiği gibi pozitif ve istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlıdır. Uzun dönemde toplam faiz oranındaki %1'lik bir artış, tüketici fiyat endeksinin panel genelinde %1.60 oranında azaltmaktadır. Buna göre hem cari açık hem de enflasyon sorunu olan ülkelerde enflasyonla mücadelede faiz oranı kullanılabilir.

Dumitrescu ve Hurlin (2012) Panel Nedensellik yöntemi ise panel seti için faiz oranıyla tüketici fiyat endeksi arasında çift yönlü bir Granger nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir.

Bu hususta şu da belirtilmelidir ki, enflasyon faiz oranlarından başka birçok değişkenden etkilendiği gibi faiz oranları de başta yatırımlar olmak üzere başka birçok diğer değişkeni etkiler. Başka bir deyişle enflasyonla mücadele başka ara değişkenler kullanılabileceği gibi faiz oranlarını başta yatırım olmak üzere diğer makro iktisadi değişkenleri de değiştirdiği göz önünde bulundurulmalı ve bu ilişkilerin derecesi ve varlığı ortaya konulmalıdır.

## Kaynakça

Akbaş, Yusuf Erdem; Zeren, Fatma ve Özekicioğlu, Halil (2013), “Türkiye’de Parasal Aktarım Mekanizması: Yapısal VAR Analizi”, **C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, 14, 187-198.

Kibritçi Artar, Okşan (2011), “Türkiye’de Para Politikası Kararlarının Makroekonomik Değişkenler Üzerindeki Etkisi: Vektör Otoregresyon (VAR) Analizi”, **Marmara Sosyal Araştırmalar Dergisi**, 1, 1-17.

Asgharpur, Hossein; Kohnehshahri, Lotfali Agheli ve Karami, Azhdar (2007), **The Relationships Between Interest Rates and Inflation Changes: An Analysis of Long-Term Interest Rate Dynamics in Developing Countries**, International Economic Conference on Trade and Industry (IECTI), 3-5 December 2007.

Asteriou, Dimitrios ve Hall, Stephen G. (2007), **Applied Econometrics: A Modern Approach Using Eviews and Microfit**, Palgrave Macmillan, Newyork.

Atgür Musa ve Altay, N. Oğuzhan (2015), “Enflasyon ve Nominal Faiz Oranı İlişkisi: Türkiye Örneği (2004-2013)”, **Yönetim ve Ekonomi**, 22, 521-533.

Baltagi, Badi H ve Kao, Chihwa. (2000), “Nonstationary Panels, Cointegration in Panels: A Survey”, Center for Policy Research Working Paper No. 16, [http://www.maxwell.syr.edu/uploadedFiles/cpr/publications/working\\_papers/wp16.pdf](http://www.maxwell.syr.edu/uploadedFiles/cpr/publications/working_papers/wp16.pdf), (Erişim: 26.11.2014).

Başçı, Erdem (2015), Başkan Erdem Başçı'nın Sayın Cumhurbaşkanımıza Yaptığı Sunum, <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/tcmb+tr/tcmb+tr/main+menu/duyurular/baskanin+konusmalari>, (Erişim: 01.02.2016).

- Bernanke, Ben S. (1993), "Credit in the Macroeconomy", **Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review**, 18, 50-70.
- Bozoklu, Şeref ve Yılcı, Veli (2013), "Finansal Gelişme ve İktisadi Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Gelişmekte Olan Ekonomiler İçin Analiz", **Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 28, 161-18.
- Büyükkayın, Figen; Bozkurt, Hilal ve Cengiz, Vedat (2009), "Türkiye'de Parasal Aktarımın Faiz Kanalının Granger Nedensellik ve Toda-Yamamoto Yöntemleri İle Analizi", **Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 33, 101-118.
- Cambazoğlu, Birgül ve Karaalp, Hacer Simay (2012), "Parasal Aktarım Mekanizması Döviz Kuru Kanalı: Türkiye Örneği", **Yönetim ve Ekonomi**, 19, 53-66.
- Chandran, Deepa ve Francis Philo (2014). "Inflation Versus Prime Lending Rates: An Empirical Analysis", **Indian Journal of Finance**, 8, 5-14.
- Choi, In. (2001), "Unit Root Tests for Panel Data", **Journal of International Money and Finance**, 20, 249-272.
- Crowder, William J. ve Hoffman, Dennis L. (1996), "The long-run Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation: The Fisher Equation Revisited. Journal of Money", **Credit and Banking**, 28, 102-118.
- Doğan, Buhari; Eroğlu, Ömer ve Değer, Osman (2016), "Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği", **Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi**, 6, 1-21.
- Duan, Qihong; Wei, Ying ve Chen, Zhiping. (2014), "Relationship Between the Benchmark Interest Rate and a Macroeconomic Indicator", **Economic Modelling**, 38, 220-226.
- Dumitrescu, Elena I. ve Hurlin, Christophe (2012), "Testing for Granger Noncausality Non-causality in Heterogeneous Panels, **Economic Modelling**", 29, 1450-1460.
- Erdoğan, Seyfettin ve Yıldırım, Durmuş Çağrı. (2008), "Türkiye'de Döviz Kuru Kanalının İşleyişi: VAR Modeli İle Bir Analiz", **İ.Ü. Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi**, 39, 95-108.
- Erdoğan, Seyfettin ve Beşballı, Sinem Gözde (2011), "Türkiye'de Banka Kredileri Kanalının İşleyişi Üzerine Ampirik Bir Analiz", **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, 11, 28-41.
- Fisher, Irving (1930), "The Theory of Interest", New York, NY: Macmillan.
- Garretsen, Harry ve Swank, Job (1998), "The Transmission of Interest Rate Changes and the Role of Bank Balance Sheets: A VAR-Analysis for the Netherlands", **Journal of Macroeconomics**, 20, 325-339.
- Göçer, İsmet (2013), "Ar-Ge Harcamalarının Yüksek Teknolojili Ürün İhracatı, Dış Ticaret Dengesi ve İhracat Üzerindeki Etkileri", **Maliye Dergisi**, 165, 215-250.
- Göçer, İsmet; Mercan, Mehmet ve Bölükbaş, Mehmet. (2015), "Bankacılık Sektörü Kredilerinin İstihdam ve Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri: Türkiye Ekonomisi İçin Çoklu Yapısal Kırılmalı Eş Bütünleşme Analizi", **Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 33, 65-84.
- Güvenek, Burcu; Alptekin, Volkan (2010), "Enerji Tüketimi ve Büyüme İlişkisi: OECD Ülkelerine İlişkin Bir Panel Veri Analizi", **Enerji, Piyasa ve Düzenleme Dergisi**, 1, 172-193.
- Im, Kyung So; Pesaran, M. Hashem ve Shin, Yongcheol. (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", **Journal of Econometrics**, 115, 53-74.

IMF (2013), “Unconventional Monetary Policies—Recent Experience and Prospects”, <https://www.imf.org/external/np/pp/eng/2013/041813a.pdf>, (Erişim: 12.01.2016).

Kara, Hakan (2012), **Küresel Kriz Sonrası Para Politikası**, Merkez Bankası Çalışma Tebliği, No: 12/17.

Kasapoğlu, Özgür (2007), **Parasal Aktarım Mekanizmaları: Türkiye İçin Uygulama**, Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Ankara.

Katı, Esra (2014), **Parasal Aktarım Mekanizması Kanallarının İşleyişi ve Türkiye Örneği: VAR Modeli Çerçevesinde Ampirik Bir Uygulama**, Kırklareli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Yüksek Lisans Tezi, Kırıkkale.

Kim, Soyoungh ve Roubini, Nouriel (2008), “Twin Deficit or Twin Divergence? Fiscal Policy, Current Account, and Real Exchange Rate in the US”, **Journal of International Economics**, 74, 362-383.

Kök, Recep ve Şimşek, Nevzat (2006), “Endüstri-İçİ Dış Ticaret, Faiz Oranı ve Uluslararası Teknolojik Yayılma”, [http://www.deu.edu.tr/userweb/recep.kok/endustriici\\_patent.pdf](http://www.deu.edu.tr/userweb/recep.kok/endustriici_patent.pdf), (Erişim: 15.02.2016).

Kök, Recep; İspir, M. Serdar ve Arı, A. Aydın. (2010), “Zengin Ülkelerden Azgelişmiş Ülkelere Kaynak Aktarma mekanizmasının Gerekliliği ve Evrensel Bölüşüm Parametresi Üzerine Bir Deneme”, [http://kisi.deu.edu.tr/recep.kok/Zengin\\_ispir.pdf](http://kisi.deu.edu.tr/recep.kok/Zengin_ispir.pdf).

Levin, Andrew; Lin, Chien-Fu ve Chu, Chia-Shang James. (2002), “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finitesample Properties”, **Journal of Econometrics**, 108, 1–24.

Loayza, Norman ve Schmidt-Hebbel, Klaus (2002), “Monetary Policy Functions and Transmission Mechanisms: An Overview”, [http://siteresources.worldbank.org/DEC/Resources/Monetary\\_Policy\\_Overview.pdf](http://siteresources.worldbank.org/DEC/Resources/Monetary_Policy_Overview.pdf), (Erişim: 10.02.2016).

Maddala, Gangadharrao S. ve Wu, Shaowen. (1999), “Comparative Study of Unit Root Tests With Panel Data and a New Simple Test”, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 61, 631-652.

McCandless, George T. ve Weber, Warren E. (1995), “Some Monetary Facts. Federal Reserve Bank of Minneapolis”, **Quarterly Review**, 1995, 19, 2–11.

Mishkin, F. S. (1995), “Symposium on the Monetary Transmission Mechanism”, **The Journal of Economic Perspectives**, 9, 3-10.

Mishkin, Frederic S. (2001), **The Transmission Mechanism and The Role of Asset Prices in Monetary Policy**, National Bureau Of Economic Research (NBER) Working Series, Working Paper No. 8617, 1-21.

Nazlıoğlu, Şaban (2010), **Makro İktisat Politikalarının Tarım Sektörü Üzerindeki Etkileri: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkeler İçin Bir Karşılaştırma**, Yayınlanmamış Doktora Tezi, T.C. Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kayseri.

Nguyen, Bon Van (2015), “Effects of Fiscal Deficit and Money M2 Supply on Inflation: Evidence From Selected Economies of Asia”, **Journal of Economics, Finance and Administrative Science**, 20, 49-53.

Nusair, Salah A. (2008), “Testing for the Fisher Hypothesis Under Regime Shifts: An Application to Asian Countries”, **International Economic Journal**, 22, 273-284.

- Oktar, Suat; Eroğlu, Nadir ve Eroğlu, İlhan. (2013), “2008 Global Finans Krizi, Parasal Aktarım Kanalları ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası’nın (TCMB) Deneysel Politika Çabaları”, **Marmara Üniversitesi İ.İ.B. Dergisi**, 35, 1-28.
- Oktar, Suat ve Dalyancı, Levent (2011), “Türkiye Ekonomisinde Para Politikası ve Enflasyon Arasındaki İlişkinin Analizi”, **Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi**, 31, 1-20.
- Payne, James. E. ve Ewing, Bradley T. (1997), “Evidence from Lesser Developed Countries on the Fisher Hypothesis: A Cointegration Analysis”, **Applied Economics Letters**, 4, 683-687.
- Pedroni, Peter (2000), “Fully-Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels”, **Advances in Econometrics**, 15, 93-130.
- Pedroni, Peter (2001), “Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels”, **Review of Economics and Statistics**, 83, 727-731.
- Peersman, Gert ve Smets, Frank. (2001), **The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis**, ECB Working Paper No. 91. <http://ssrn.com/abstract=356269>, (Erişim:15.01.2016).
- Süslü, Bora ve Dişbudak, Cem (2012), “TCMB’nin Para Politikası Duruşunun Alternatif Açıklaması: Parasal Durum Endeksi (MCI)”, **Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 19, 67-85.
- Şimşek, Muammer ve Kadılar, Cem (2006), “Fisher Etkisinin Türkiye Verileri İle Testi”, **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, 7, 99-111.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (2004), Enflasyon, TCMB Yayını, Ankara.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (2013), **Parasal Aktarım Mekanizması**, <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/8cdd0f38-142f-493b-b489-bdc0111491bb/ParasalAktarim.pdf?MOD=AJPERES>, (Erişim: 01.02.2016).
- Westerlund, Joakim (2008), “Panel Cointegration Tests of the Fisher Effect”, **Journal of Applied Econometrics**, 23, 193-233.
- Yardımcıoğlu, Fatih (2012), “OECD Ülkelerinde Sağlık ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Ekonometrik Bir İncelemesi”, **Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Aralık, 13, 27-47.