

G-7 ÜLKELERİNDE ENFLASYON VE FAİZ HADDİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN İNCELENMESİ: FISHER ETKİSİ

Burak UĞUR¹

ÖZET

Bu çalışmada, enflasyon ile nominal faiz haddi arasında uzun dönemli bir ilişki bulunduğunu belirten Fisher Hipotezi'nin geçerliliği G-7 ülkelerinde 2002:01-2017:12 dönemi arasında dinamik panel veri analizi kullanılarak test edilmiştir. Sonuçta, incelenen dönemde Fisher etkisinin görülmediğine varılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Fisher Etkisi, Enflasyon Oranı, Faiz Oranı G-7.

INVESTIGATION OF THE RELATIONSHIP BETWEEN INFLATION AND INTEREST RATE IN G-7 COUNTRIES: FISHER EFFECT

ABSTRACT

In this study, we tested that validity of Fisher Hypothesis, which claims there is a long run relationship between nominal interest rates and inflation rates, for G-7 over the period 2002:01-2017:12 by using dynamic panel data analysis. At the result, there is no Fisher effect for G-7 countries in this period.

Key Words: Fisher Hypothesis, Inflation Rate, Interest Rate, G-7.

1.GİRİŞ

Fisher etkisi; nominal faiz hadleri ile beklenen enflasyonun, reel faiz haddini değiştirmeden aynı yönde hareket ettikleri varsayımı üzerine kuruludur. Bu çerçevede Fisher etkisi mevcutsa, nominal faiz haddi enflasyon için öncü bir değişken sayılabilmektedir. Ayrıca, nominal faiz haddi ile enflasyon haddi arasındaki etkileşimin yönünün bilinmesi finansal piyasaların verimliliği ve ülkelerin para politikalarının etkinliği için oldukça önemlidir. Çünkü ilk olarak, nominal faiz haddi ile enflasyon haddi arasındaki etkileşimin mevcudiyetinin, yönünün ve türünün bilinmesi, para politikalarını yürütürken ülkelere önemli avantaj vermektedir. İkinci olarak, beklenen enflasyon haddinde ortaya çıkan bir değişikliğin reel faiz haddini değiştirmeyip yalnızca nominal faiz haddinde bir değişim meydana getirmesiyle parasal yansızlık adı verilen para politikasının reel faiz hadleri üzerinde herhangi bir etkisinin olmamasıdır. Üçüncü olarak ise, Fisher Etkisi döviz kurları üzerinde etkili

¹ Arş. Gör. KSÜ, İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Kahramanmaraş / Türkiye, burakugur89@hotmail.com, +903443001554

olmaktadır. Döviz kurlarında ortaya çıkan değişim ise ticaret ve sermaye akımları üzerinde etkili olmaktadır.

Fisher Etkisi veya Hipotezinin geçerliliğine pek çok farklı ekonomi adına farklı zaman dönemleri ve farklı ekonometrik testler uygulanarak bakılmıştır. Fakat bu etkinin mevcudiyeti açısından tam anlamıyla ortak bir düşünceye varılamamıştır. Bazı çalışmalarda, enflasyon ile faiz arasında sıkı bir ilişki (tam fisher etki), bazı çalışmalarda daha zayıf bir ilişki (kısmi fisher etki) bulunurken, bazı çalışmalarda ise Fisher etkisinin geçerliliğinin bulunmadığı ifade edilmiştir.

Bu çalışmanın amacı, G-7 ülkelerinde 2002:01- 2017:12 dönemi arasında Fisher Hipotezinin geçerliliğini, dinamik panel veri analizi kullanarak analiz etmektir. Bu çerçevede, ikinci bölümde konuyla ilgili önceki araştırmalara değinilecektir. Üçüncü bölümde Fisher etkisine yer verilecek, dördüncü bölümde ekonometrik yöntem üzerinde durulacak, beşinci bölümde ise veri seti tanıtılarak, analiz sonuçları gösterilecektir.

2.KONUyla İLGİLİ ÖNCEKİ ARAŞTIRMALAR

Mishkin (1991), 1964:04-1986:10 dönemi arasında enflasyon ve faiz haddi değişkenlerini, en küçük kareler ve eşbütünleşme yöntemlerini kullanarak ABD açısından Fisher etkisinin kısa ve uzun dönemde geçerli olmadığı sonucuna varmıştır.

Booth vd. (2001), “The Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation: International Evidence” isimi makalesinde 1978: 01-1997: 02 dönemleri arası dokuz Avrupa ekonomisi ve Amerika için kısa dönem Euro faiz haddi ile beklenen enflasyon haddi arasındaki uzun dönemki ilişkiye bakmıştır. Eş bütünleşme analizi sonucunda, Fransa hariç 9 ülkede, Euro faiz hadleri ile rasyonel beklenen enflasyon hadleri arasında birebir ilişki vardır. Bu sonuç, uzun dönem Fisher etkisinin varlığıyla tutarlıdır.

Westerlund (2005), 1980:1-1999:12 dönemi arasında On dört OECD ülkesinin aylık verileriyle yürüttüğü analizde, panel eşbütünleşme testi ile Fisher Etkisinin geçerli olduğuna varmıştır.

Herwatz vd. (2006), “ Panel Nonstationary Tests Of The Fisher Hypothesis: An Analysis of 114 Economies During The Period 1960-2004” isimli makalesinde 114 ekonomide 1960: 01- 2004: 06 döneminde aylık verilerle panel dinamik OLS regresyon ve yatay kesite dayalı hata düzeltme yöntemleriyle Fisher hipotezinin geçerliliğini test etmişlerdir. Sonuçta ülkelerin çoğunda zayıf Fisher etkisinin (enflasyondaki yüzde birlik artışın faiz oranlarını yüzde birden az artması) bulunduğu tespit edilmiştir.

Şimşek vd. (2006), “Fisher Etkisinin Türkiye Verileri İle Testi” makalesinde, enflasyon haddi ile uzun dönemli faiz haddi arasında 1'e 1'lik uzun dönemli bir ilişkinin varlığını belirten Fisher Hipotezini, 1987(I)- 2004(4) arasında Türkiye verileri yardımıyla analiz etmiştir. Analizde Pesaran vd. (2001)'nin bulduğu

eşbütünleşmeye ARDL yöntemi kullanılarak, Fisher etkisini destekleyen sonuçlar bulunmuştur.

Yılcı (2009), “Fisher Hipotezinin Türkiye İçin Sınanması: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Analizi” isimli makalesinde, 1989:01-2008:01 dönemi çeyreklik verilerle Engle-Granger ve Kapetanios vd. (2006) eşbütünleşme testleriyle, faiz hadleri ile enflasyon hadleri arasında uzun dönemli ilişki bulunduğunu belirten Fisher Etkisi test edilmiştir. Sonuçta faiz hadleri ile enflasyon hadleri arasında herhangi bir eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına varılmıştır. Yılcı bu ilintisizliği Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasının söz konusu dönemdeki politika değişimine bağlamıştır; fakat böyle bir iddiayı destekleyecek herhangi bir ampirik verisi yoktur.

Bayat (2011), “Türkiye’de Fisher Etkisinin Geçerliliği: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Yaklaşımı” çalışmasında 2002:01-2011:05 döneminde farklı vadelerle ağırlıklandırılmış mevduat faiz hadleri ile tüketici fiyat endeksi arasındaki ilişkiyi Türkiye açısından Fisher (1930) Etkisi çerçevesinde incelenmiştir. Bu sebeple Dickey-Fuller (1981) tarafından ortaya atılan doğrusal birim kök analizi ile Seo (2006) tarafından ortaya atılan doğrusal olmayan eşbütünleşme analizi kullanılmıştır. Sonuçta söz konusu dönemde Fisher etkisinin görülmediğine varılmıştır.

İncekara vd. (2012), “Validity of Fisher Effect For Turkish Economy: Cointegration Analysis” makalesinde Fisher hipotezinin geçerliliğini 1989:Q1-2011:Q4 dönemlerinde Johansen eşbütünleşme testi ve VAR yöntemi ile test etmişlerdir. Sonuçta, Türkiye ekonomisinde Fisher etkisinin uzun dönemde var olduğu ifade edilmiştir.

Teker vd. (2012), “Long-Run Relation between Interest Rates and Inflation: Evidence from Turkey” makalesinde, Türkiye’de enflasyon ve faiz hadleri arasındaki uzun dönemli ilişkiyi 2002-2011 arasında bakmıştır. Değişken olarak mevduat faiz hadleri ve tüketici fiyat endeksinin kullanıldığı analizde ilişki eşik hata düzeltme modeli ile test edilmiştir. Sonuçta, Türkiye’de söz konusu dönemde faiz haddi ve enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı ifade edilmiştir.

Asemota vd. (2013), “Fisher Effect, Structural Breaks and Outliers Detection in ECOWAS Countries” çalışmasında 1961-2011 yılları arasında yıllık veriler kullanarak seçilmiş ECOWAS ülkelerinde Fisher etkisini araştırmıştır. Çalışmada, Fisher etkisinin zamanla değiştiği görülmektedir. Buna göre, seçilmiş ECOWAS ülkelerinde bazı zamanlarda, enflasyon ile faiz arasında sıkı bir ilişki (tam fisher etki), bazı zamanlarda daha zayıf bir ilişki (kısmi fisher etki) varken, bazı zamanlarda ise Fisher etkisinin bulunmadığına ulaşılmıştır.

Doğan vd. (2013), “Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği” isimli makalesinde 2003: 01-2015: 02 dönemlerinde enflasyon ile faiz haddi arasındaki nedensellik ilişkisine bakılmıştır. Sonuçta, Granger Nedensellik analizi yöntemine göre enflasyondan faiz haddine doğru bir nedensellik ilişkisi söz konusu iken, faiz haddinden enflasyon haddine doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığına varılmıştır.

Atgür vd. (2015), “ Enflasyon ve Nominal Faiz Oranı İlişkisi: Türkiye Örneği (2004-2013)” isimli makalesinde Türkiye’de enflasyon ve nominal faiz haddi ilişkisini, 2004-2013 döneminde araştırmıştır. Bu amaçla, Johansen, Lütkepohl-Saikkonen Eşbütünleşme Yöntemleri ve Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) Yöntemleri kullanılmıştır. Bu yöntemlere göre, enflasyon (ENF) ve nominal faiz haddi (NFH) serileri arasında uzun dönemli bir ilişki vardır. Çalışmanın söz konusu sonucu 2004-2013 dönemi arasında Fisher Etkisinin varlığına işaret etmiştir.

Özcan vd. (2015), “Does The Fisher Hypothesis Hold For The G7? Evidence From The Panel Cointegration Test” makalesinde G7 ülkeleri için 2000: 01 – 2012: 11 dönemi arasında panel eşbütünleşme testini kullanarak Fisher hipotezini test etmiştir. Yapılan analize göre enflasyondaki yüzde 1 lik değişim nominal faiz oranlarını yüzde 1’den anlamlı şekilde daha az artırmaktadır. Sonuçta Fisher etkisinin kısmen geçerli olduğu ifade edilmektedir.

Lebe vd. (2016), “Fisher Hipotezinin Alternatif Faiz Oranları İle Türkiye Ekonomisi Açısından Analizi” makalesinde 1970: 01-2014: 01 dönemleri arasında Türkiye’de enflasyon haddi ile faiz haddi arasındaki ilişkiyi ARDL sınır testini uygulayarak Fisher (1930) hipotezi çerçevesinde analiz etmiştir. Literatürden değişik olarak, Türkiye açısından Fisher hipotezinin varlığı farklı faiz oranlarıyla test edilmiştir. Buna göre, kısa vadede de uzun vadede de enflasyonun tüm faiz hadleri üzerinde pozitif olarak etkisi vardır. Sonuçlar, tüm alternatif faiz hadleri açısından Fisher etkisinin Türkiye için var olduğunu göstermekle birlikte, para politikası faiz oranında daha sıkı bir Fisher etkisi geçerlidir.

Tunalı vd. (2016), “ Enflasyon ve Faiz Oranı İlişkisi: Türkiye’de Fisher Etkisinin Geçerliliği” isimli çalışmada, 2003: 01-2014: 02 yılları arasında Türkiye’de yapısal kırılmanın varlığı altında enflasyon ve faiz serileri arasında bir ilişkinin bulunup bulunmadığı incelenmiştir. Bu amaçla, yapısal kırılmaları dikkate alan Gregory-Hansen eşbütünleşme analizi uygulanmıştır. Sonuçlar Fisher Etkisinin uzun dönemde mevcut olduğunu kısa dönemde ise mevcut olmadığını göstermiştir.

Yıldırım (2016), “Tüketici Fiyat Endeksi ile Faiz Oranı İlişkisinin Ekonometrik Bir İncelemesi” isimli makalesinde 1997-2014 yılları arasında beş gelişmekte olan ekonomide 1997-2014 arasında faiz ile tüketici fiyat endeksi arasındaki uzun dönemli ilişkiyi araştırmıştır. Çalışmada Pedroni Eşbütünleşme Testi, Pedroni FMOLS, Pedroni DOLS, Dumitrescu ve Hurlin (2012), Panel Granger Nedensellik yöntemleri uygulanmıştır. Eş-bütünleşme yöntemlerinde, tüketici fiyat endeksi ve faiz haddi değişkenlerinin uzun dönemde eş-bütünleşme ilişkisinin varlığına ulaşılmıştır. Tüketici fiyat endeksi ve faiz haddi arasındaki ilişkinin incelendiği modele göre; uzun dönemde faiz haddindeki % birlik bir yükseliş, panel genelinde tüketici fiyat endeksini Panel FMOLS test sonuçlarına göre %1.05 oranında, Panel DOLS yöntemi sonuçlarına göre %1.60 oranında düşürmektedir. Dumitrescu ve Hurlin (2012), Panel Nedensellik testi ise panel seti için faiz haddiyle tüketici fiyat endeksi arasında iki taraflı bir Granger nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğu bulunmaktadır.

Alper (2017), “Türkiye’deki Enflasyon ve Nominal Faiz Oranı İlişkisinin Analizi: Bayer-Hanck Eşbütünleşme Testi” isimli makalesinde, Türkiye’de enflasyon ve nominal faiz haddi ilişkisini, 1973-2016 arasında araştırmıştır. Sonuçta, analiz döneminde Türkiye’de Fisher etkisi var birlikte, söz konu etkinin zayıf olduğuna ulaşılmıştır. Fully Modified OLS (FMOLS) ve Dynamic OLS (DOLS) analiz çıktılarına göre ise enflasyon haddindeki % birlik bir yükseliş faiz haddini 0.77% yükseltmektedir.

Başar vd. (2017), “Fisher Hipotezi: Türkiye İçin Tahmini” isimli makalesinde Türkiye için 2004:12-2016:12 donemi Türkiye’de Fisher etkisinin tahmini yapılmaya çalışmıştır. Bu amaçla 5 değişik nominal faiz haddiyle enflasyon hadleri arasındaki uzun dönem ilişkiye bakmıştır. Ayrıca değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı da ortaya konulmuştur. Analizin sonucuna göre bütün modellerde nominal faiz haddi ile enflasyon arasında eş bütünleşme ilişkisi vardır. Bu durum Türkiye’de analiz sürecinde Fisher etkisinin mevcut olduğunu işaret etmektedir.

Küçükaksoy vd. (2017), “Fisher Hipotezi’nin Panel Veri Analizi ile Test Edilmesi: Oecd Ülkeleri Uygulaması” isimli çalışmasında, 19 OECD ekonomisinde 1995:Q1-2014:Q4 döneminde Fisher Etkisinin mevcudiyetini, dinamik panel veri analizi aracılığıyla araştırmayı amaçlamıştır. Panelin genelinde zayıf Fisher etkisi bulunurken, ülkelerde bulunan katsayılara göre 15 OECD ekonomisinde Fisher hipotezi bulunmazken, 13 OECD ekonomisinde zayıf Fisher etkisi, 1 OECD ekonomisinde ise tam Fisher etkisi mevcuttur.

Telçeken (2018), “Enflasyon ve Faiz Oranları Arasındaki Uzun Dönemli İlişkinin Fisher Hipotezi Çerçevesinde Değerlendirilmesi: Türkiye Uygulaması (2002-2017)” isimli yüksek lisans tezinde 2002: 01- 2017: 10 döneminde Türkiye ekoomisinde talep çekişli enflasyondan (TÜFE) bireysel kredi faizlerine ve maliyet itişli-arz yanlı enflasyondan (ÜFE) ticari kredi faizlerine (TKF) doğru uzun dönemli bir ilişki olup olmadığını araştırarak Fisher hipotezini test etmiştir. Sonuçta, uzun dönemde Türkiye ekonomisi için talep çekişli enflasyondan bireysel kredi faizlerine doğru Fisher etkisi ortaya çıkmazken, maliyet itişli enflasyondan ticari kredi faizlerine doğru Fisher etkisi ortaya çıkmaktadır. Ayrıca, ÜFE’den TKF’ye doğru uzun dönemli olarak ortaya çıkan bu ilişkinin, Irving Fisher’in belirttiği gibi bire bir olmadığı ve ÜFE’ye gelen % 1’lik bir şokun TKF’yi % 0.36 oranında etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

3.ENFLASYON VE FAİZ ORANI İLİŞKİSİ: FISHER ETKİSİ

Fisher etkisi; beklenen enflasyon ile nominal faiz haddinin, reel faiz haddini değiştirmeden aynı yönde hareket ettikleri varsayımı üzerine kuruludur. Fisher denklemi, miktar kuramı ile beraber parasal büyümenin nominal faiz haddini nasıl etkilediğini göstermektedir. Miktar kuramında, parasal büyüme hızındaki % 1’lik bir artış enflasyon haddinde % 1’lik bir artışa sebep olmaktadır. Fisher denkleminde ise enflasyon haddindeki % 1’lik bir artış nominal faiz haddinde % 1’lik artışa sebep

olmaktadır. Nominal faiz haddi ile enflasyon haddi arasındaki 1'e 1'lik bu ilişkiye Fisher etkisi denilmektedir (Mankiw, 2010: 101).

Fisher'in öne sürdüğü söz konusu ilişkiye, yatırımcı veya tasarrufçu olan rasyonel ekonomik birimlerin enflasyon oranının artmasından dolayı ulusal paranın satın alma gücünün azalmasını dengelemek istemeleri sebep olmaktadır (Mitchell vd., 2007:693). Buna göre nominal faiz haddinin enflasyonu bire bir takip etmesinin nedeni şöyle açıklanır: Enflasyon haddi yükselince tasarrufçuların eline geçen reel faiz azalır. Bu durumda borç verenler, enflasyondaki yükselme nedeniyle bozulan durumlarını telafi etmek amacıyla yatırımcı yani borç alanlardan daha yüksek nominal faiz talep ederler. Böyle bir taleple karşılaşan yatırımcılar ise enflasyondaki yükselme sebebiyle ödedikleri reel faizin düştüğünü görerek tasarrufçu yani borç verenlere enflasyondaki yükselmenin etkisini telafi edecek kadar ilave nominal faiz ödemeye razı olurlar (Ünsal, 2013: 135).

Fisher etkisinin geçerli olup olmadığının bilinmesinin ekonomik açıdan birçok önemi vardır. İlk olarak, nominal faiz haddi ile enflasyon arasındaki etkileşimin bilinmesi merkez bankalarının enflasyonla mücadelede para politikasını belirlemede oldukça önemlidir (Lebe ve Ozalp, 2016:96). İkinci olarak, beklenen enflasyon haddinde ortaya çıkan bir değişikliğin reel faiz haddini değiştirmeyip sadece nominal faiz haddinde bir değişim meydana getirmesiyle parasal yansızlık adı verilen para politikasının reel faiz hadleri üzerinde herhangi bir etkisinin olmamasıdır. Üçüncü olarak, Fisher Etkisi döviz kurları üzerinde etkili olmaktadır. Döviz kurlarında ortaya çıkan değişim ise ticaret ve sermaye akımların üzerinde etkili olmaktadır (Yılcı, 2016:206).

Fisher denklemi cebirsel olarak aşağıdaki şekilde gösterilir:

$$\dot{I}_{it} = p_{it}^e + r_{it} \quad (1)$$

1 numaralı denklem de gösterildiği gibi t zamanında i ülkesi için nominal faiz haddi (i_{it}) reel faiz haddi (r_{it}) ile beklenen enflasyon haddinin (p_{it}^e) toplamına eşittir. Rasyonel beklentiler ve hata teriminin normal dağıldığı varsayımında beklenen enflasyon haddi gerçekleşen enflasyon haddi ile hata terimi toplamına eşittir. Böylece Fisher denklemi denklem 2'deki gibi gösterilebilir (Beyer vd., 2009: 11-12).

$$\dot{I}_{it} = p_{it} + r_{it} + e_{it} \quad (2)$$

Diğer yandan Fisher hipotezine göre uzun vadede reel faiz haddi değişmez. Bu sebeple, enflasyonun nominal faiz üzerindeki etkisine denklem 3 ile bakılmaktadır. (Westerlund, 2008: 196).

$$\dot{I}_{it} = \alpha_{it} + B_i p_{it} + e_{it} \quad (3)$$

Bu modele göre, eğer enflasyon haddi ile nominal faiz haddi arasında eş bütünleşme ilişkisi var ve $B=1$ ise tam Fisher etkisi geçerlidir. $B>1$ ise yine tam Fisher etkisi geçerlidir. Bu durumda nominal faizin gelir vergisine tabi olduğu olduğu anlaşılmaktadır. $B<1$ durumunda ise zayıf Fisher etkisi geçerlidir. Eğer nominal faiz haddi ile enflasyon haddi arasında eş bütünleşme ilişkisi yok ise Fisher etkisinin geçersiz olduğu kabul edilir.

4.EKONOMETRİK YÖNTEM

Bu çalışmada üç aşamalı bir veri analizi süreci izlenmiştir. İlk aşamada yatay kesit bağımlılığı ve eğim parametrelerinin homojen olup olmadığı incelenmiştir. Yatay kesit bağımlılığı, Breusch-Pagan (1980) tarafından oluşturulan CDLM1 testi ve Pesaran (2004) tarafından oluşturulan CDLM2 ve CDLM3 testleri ile incelenmiştir. Yatay kesitlere ait eğim parametrelerinin homojenliği ise Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından oluşturulan homojenlik testi (Slope Homogeneity Test) ile incelenmiştir. İkinci aşamada, serilerin durağanlıkları sınanmıştır. Serilerin durağan olup olmadıkları, ortak faktör (yatay kesit bağımlılığı) sorununu dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testlerinden Smith vd (2004) tarafından panel bootstrap birim kök testi ile incelenmiştir. Analiz sürecinin üçüncü ve son aşamasında ise seriler arasında uzun dönem (eşbütünleşme) ilişkisi olup olmadığına bakılmıştır. Seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi, serilerin farklı düzeylerde durağan olmasına izin veren ve yatay kesit bağımlılığını da dikkate alan Westerlund (2008) Durbin-Hausman testiyle incelenmiştir.

4.1. Yatay Kesit Bağımlılığı ve Homojenlik Testi

Panel çalışmalarda değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığı incelenmeden önce, daha sağlıklı sonuçlar bulmak amacıyla, değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı ve homojenliğe bakılmalıdır. Hadri, (2000); Levin vd., (2002); Im vd., (2003) gibi klasik birim kök testleri, genelde yatay kesit bağımsızlığı varsayımı altında test ederler ve yatay kesit bağımlılığını önemsemezler. Fakat bu varsayım için panel verinin çok büyük bir yatay kesitten oluşması lazımdır. Yatay kesit boyutunun (N) küçük zaman boyutunun (T) büyük olduğu panel modellerinde kesitler arasında önemli korelasyonlar meydana gelebilir (Pesaran, 2004: 1). Hata terimlerinde meydana gelen bu kesit bağımlılığı iki sebepten oluşabilir. Söz konusu nedenlerden ilki panel modellerinde ortak etkinin ve mekânsal etkinin önemsenmemesi ikincisi ise sosyo-ekonomik ağlar arasındaki ilişkilerin önemsenmemesidir. Yatay kesit bağımlılığının dikkate alınmaması durumunda geleneksel panel tahmincileri ile yapılan tahminler yanıltıcı hatta tutarsız parametreler bulunabilir (Chudik, Pesaran, 2013: 2). Bu sebeple yatay kesit bağımlılığının hem değişken bazında hem de model bazında test edilmesi oldukça önemlidir. Dolayısıyla çalışmada önce değişkenler ve model bazında yatay kesit bağımlılığın bulunup bulunmadığı, Breusch-Pagan (1980) tarafından oluşturulan CDLM1 testi ve Pesaran (2004) tarafından oluşturulan CDLM2

ve CDLM3 testleri ile bakılacaktır. Yatay kesit bağımlılığı analizi için Breusch, Pagan (1980) aşağıdaki Lagrange Çarpanı Test istatistiğini sunmuştur:

$$CD_{LM1} = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{p}_{ij}^2 \sim X_{\frac{N(N-1)}{2}}^2 \quad (4)$$

(\hat{p}_{ij}^2) terimi OLS (ordinary least squares) tahmincisi tarafından birim düzeyinde elde edilen hataların korelasyon katsayısıdır. Breush-Pagan Lagrange çarpanı analizi bütün yatay kesit birimlerin kalıntılarına ait korelasyon matrisinin birim matris olduğu hipotezi, bir diğer deyişle birimler arası korelasyonsuzluk temel hipotezi ile test edilmektedir (Tatoğlu, 2013: 215). Fakat bu test sahip olduğu dağılım nedeniyle N'in küçük olduğunda kullanılabilir. Bu sebeple N'in büyük olduğu durumlarda boyut bozulmalarına neden olabilir ve bulunacak sonuç gerçeği göstermeyebilecektir (Pesaran, 2004: 5). Bu problemi gidermek amacıyla Pesaran (2004) tarafından oluşturulan Lagrange çarpanı testi uygulanabilir. Bu test için sunulan test istatistiği şöyledir:

$$CD_{LM2} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T\hat{p}_{ij}^2 - 1) \sim^{asyN(0,1)} \quad (5)$$

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

$$CD_{LM3} = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{p}_{ij} \right) \sim^{asyN(0,1)} \quad (6)$$

Bu testte de yatay kesit bağımsızlığı temel hipotezi sınanmaktadır. Öbür taraftan, eşbütünleşme analizinden önce, bu analizden güvenilir sonuçlar bulunabilmesi adına, eşbütünleşme denkleminde var olan eğim katsayısının homojen mi yoksa heterojen mi olduğu probleminin bilinmesi lazımdır. Bunda dolayı çalışmada Pesaran ve Yamagata (2008) tarafından oluşturulan homojenlik testi (Slope Homogeneity Test) uygulanacaktır. Söz konusu test büyük ve küçük örneklem için iki ayrı test istatistiği sunulmaktadır. Her iki test istatistiğinde de $H_0: B_i = B$ yani eğim katsayısının homojen olduğu yokluk hipotezi test edilmektedir. Bunlardan birincisi olan delta $\hat{\Delta}$ büyük örneklem için tavsiye edilmektedir ve şöyle bulunmaktadır:

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N \bar{s}^{-1} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (7)$$

Bir diğer test istatistiği olan $\tilde{\Delta}_{adj}$ ise küçük örneklem için tavsiye edilmekte ve şöyle bulunmaktadır:

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left(\frac{N \bar{s}^{-1} - E(\tilde{z}_{it})}{\sqrt{Var(\tilde{z}_{it})}} \right) \quad (8)$$

4.2. Smith vd. (2004) Panel Birim Kök Testi

Serilerin durağanlıklarını sınamak amacıyla Smith vd (2004)'un oluşturduğu panel bootstrap birim kök testi uygulanmıştır. Bu test, zaman serilerini ve yatay kesit bağımlılığını dikkate almak için bootstrap blokları yoluyla bir süzgeç örnekleme şeması (sieve sampling scheme) kullanmaktadır. Testte \bar{t} test istatistiğinin sonuçları dikkate alınarak birim kök temel hipotezi otoregresif kökler iddiasındaki alternatif hipoteze karşı sınanır. Test sonucunda eğer temel hipotez ret edilirse en azından bir ülkede ilgili seri için durağanlık geçerlidir denebilir.

\bar{t} test istatistiği, Im-Pesaran-Shin (2003) tarafından oluşturulan ve kısaca IPS olarak bilinen test istatistiğinin bootstrap versiyonudur. Bu istatistik (9) numaralı eşitlikteki gibi hesaplanır. Burada $t_i T$ zaman serilerindeki ADF-t istatistikleridir.

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i T \quad (9)$$

4.3. Durbin Hausman Eşbütünleşme Testi

Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığı eşbütünleşme testleri ile incelenir. Bu sebeple, bu çalışmada Westerlund (2008) tarafından oluşturulan “Durbin Hausman Eşbütünleşme Testi” uygulanacaktır. Bu testin en önemli özelliği, yatay kesit bağımlılığını dikkate alması ve eğim katsayılarının heterojen olmasına izin vermesidir. Bu testi kullanabilmek için bağımlı değişken mutlaka birim köke sahip olmalıdır. Bu test bağımsız değişkenin birim köklü [I(1)] veya durağan [I(0)] olması durumlarında da panel eşbütünleşme analizi uygulanmasına imkan vermektedir. Durbin Hausman testi kendi içinde iki istatistik içerir. Bunlar Durbin Hausman grup ve Durbin Hausman panel istatistikleridir. Bunlardan birincisi, otoregresif parametrenin heterojen olduğunu varsayar ve bu varsayım altında sonuç ortaya koyar. Bu test istatistiği şöyle bulunmaktadır:

$$DH_g = \sum_{i=1}^n \tilde{S}_i (\tilde{\vartheta}_i - \tilde{\vartheta}_i)^2 \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad (10)$$

Durbin Hausman panel istatistiği ise otoregresif parametrelerin homojen olduğunu varsayar ve bu varsayım altında sonuç ortaya koyar. Bu test istatistiği de aşağıdaki gibi bulunmaktadır:

$$DH_p = \hat{S}_n(\tilde{\vartheta}_i - \tilde{\vartheta}_i)^2 \sum_{i=1}^n \sum_{t=2}^T \hat{e}_{it-1}^2 \quad (11)$$

Her iki test istatistiği de H_0 hipotezinin reddi durumunda tüm panel için eş bütünleşmenin varlığını gösterir (Westerlund, 2008: 196-203).

5. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK TAHMİN SONUÇLARI

Çalışmadaki veriler 2002 Ocak- 2017 Aralık yılları için Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü (OECD) tarafından yayınlanan verilerden elde edilmiştir. Enflasyon terimi 2015 baz yıllık tüketici fiyat endeksi üzerinden bulunan enflasyon hadlerini belirtmektedir (Tablo 1). Çalışmada Gauss 10.0 ekonometrik paket programından faydalanılmıştır. Öbür taraftan, ekonometrik analizlerde kullanılan değişkenlerin logaritmik biçimleri ile çalışmak tavsiye edilmektedir. Bundan dolayı serilerin logaritmik değerleri kullanılmıştır.

Çalışmada önce değişkenlerde yatay kesit bağımlılığının bulunup bulunmadığı CDLM1 CDLM2 ve CDLM3 testleriyle, eğim parametresinin homojen olup olmadığı ise “Slope Homogeneity Test” ile incelenmiştir. Sonrasında serilerin durağanlığı yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil birim kök testlerinden Smith vd. (2004) tarafından oluşturulan panel bootstrap birim kök testi ile araştırılmıştır. Bir sonraki aşamada değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkisi ise “Durbin Hausman Eşbütünleşme Testi” ile incelenmiştir.

Tablo 1. Ekonometrik Analizlerde Kullanılan Değişkenler

<i>Simgesi</i>	<i>Açıklaması</i>	<i>Kaynağı ve Dönemi</i>
Faiz	Uzun Vadeli Faiz Oranı (%)	OECD 2002 Ocak-2017 Aralık
Enflasyon	Enflasyon Oranı (%)	OECD 2002 Ocak-2017 Aralık

5.1. Yatay Kesit Bağımlılığı ve Homojenlik Testi Sonuçları

Çalışmanın hipotezini sınamak amacıyla panel grubunda var olan ülkelerden birinde oluşan şokların, diğerlerini etkileyip etkilemediğinin incelenmesi, yatay kesit bağımlılığı testinin uygulanmasını zorunlu kılmaktadır. Çalışmadaki ülkelerin ekonomik yapılarının benzer olup olmadığının incelenmesi adına ise homojenlik testinin uygulanması lazımdır.

Söz konusu analiz çıktıları aşağıdaki Tablo 2’de gösterilmektedir.

Tablo 2. Yatay Kesit Bağımlılık ve Homojenlik Testi

<i>Testler</i>	<i>Model t istatistiği</i>	<i>Model olasılık değeri</i>
CD_{LM1}	237.364	(0.000)
CD_{LM2}	33.386	(0.000)
CD_{LM3}	-7.777	(0.000)
Delta_tilde ($\hat{\Delta}$)	0.407	(0.342)
Delta_tilde adj ($\hat{\Delta}_{adj}$)	0.410	(0.341)

Tablo 2’de gösterildiği gibi her üç yatay kesit bağımlılık testi de değişkenlerde yatay kesit bağımlılık yoktur biçimindeki H_0 hipotezini reddetmektedir. Bu durumun manası G-7 ülkelerine yönelik oluşturulan panelde herhangi bir ülkede meydana gelebilecek bir krizden diğer ülkeler de etkilenmektedir. Küreselleşmenin bir sonucu olan bu durum, beklentilerle paraleldir. Homojenlik testi sonuçları, ise her iki test istatistiği de, eğim katsayısının homojen olduğu yönündeki H_0 hipotezini reddedememektedir. G-7 ülkeleri ekonomik yapı açısından benzerliklere sahip olduklarından söz konusu sonuç da beklentilerle paraleldir. Bu testten sonra verilerin durağanlığı, yatay kesit bağımlılığını da dikkate alan ikinci nesil birim kök testlerinden Smith vd. (2004) testi ile araştırılacaktır.

5.2. Smith vd. (2004) Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Çalışmada kullanılan değişkenlerin durağanlığı, yatay kesit bağımlılığını da dikkate alan ikinci nesil birim kök testlerinden Smith vd. (2004) tarafından oluşturulan panel bootstrap ile bakılmış ve çıktıları Tablo 3’de verilmiştir

Tablo 3. Smith vd. (2004) Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Testler	Faiz		Enflasyon
	Düzeyde	Farkta	Düzeyde
\bar{t}	-2.411 (0.319)	-9.008 ^a (0.000)	-3.705 ^a (0.000)

Not: Model sabit ve trendli bir modeldir. a %5 anlamlılık düzeyinde birim kök sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Olasılık değerleri (Parantezdeki sonuçlar) 1000 bootstrap döngüsü ile bulunmuştur. Blok hacmi ve maksimum gecikme uzunluğu sırası ile 100 ve 10 olarak tespit edilmiştir.

Tablo 3’de gösterildiği üzere faiz değişkeni seviye değerinde birim köke sahip iken birinci farkında durağan hale gelmektedir. Enflasyon değişkeni ise seviyesinde durağan haldedir. Dolayısı ile enflasyon değişkeni $I(0)$ faizin ise $I(1)$ olduğu görülmektedir. Durbin Hausman Eşbütünleşme Testi bağımlı değişkenin birim köklü [diğer bir ifadeyle $I(1)$] olması kaydıyla, bağımsız değişkenin birim köklü [$I(1)$] veya durağan [$I(0)$] olması durumlarında da panel eşbütünleşme analizi uygulanmasına imkan vermektedir. Bu sebeple sonraki aşamada söz konusu değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisinin bulunup bulunmadığı Durbin Hausman Eşbütünleşme Testi ile incelenecektir.

5.3. Durbin Hausman Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisinin bulunup bulunmadığı Durbin Hausman Eşbütünleşme Testi ile incelenmiş ve analiz çıktıları Tablo 4’de gösterilmiştir.

Tablo 4. Durbin Hausman Eşbütünleşme Testi

<i>Testler</i>	Model	
	t istatistiği	Olasılık Değeri
Durbin- H İstatistiği (Grup)	2.801	0.997
Durbin- H İstatistiği (Panel)	6.653	1.000

Tablo 4 incelendiğinde kurulan modelde homojenlik varsayımı altında (Durbin- H İstatistiği panel istatistiğine göre) eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı görülmektedir. Bağımlı değişkenin durağan olmayan, bağımsız değişkenin durağan olduğu modelde iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Sonuçta, analizde incelenen dönemde Fisher etkisinin görülmediğine varılmıştır.

6.SONUÇ

Fisher Etkisi veya Hipotezinin geçerliliğine pek çok farklı ekonomi adına farklı zaman dönemleri ve farklı ekonometrik testler uygulanarak bakılmıştır. Fakat bu etkinin mevcudiyeti açısından tam anlamıyla ortak bir düşünceye varılamamıştır. Bu çalışmada, G-7 ülkelerinde 2002:01- 2017:12 dönemi arasında Fisher Hipotezinin geçerliliği, dinamik panel veri analizi kullanılarak test edilmiştir.

Çalışmada, ilk olarak değişkenlerde yatay kesit bağımlılığının bulunup bulunmadığı CDLM1 CDLM2 ve CDLM3 testleriyle, eğim parametresinin homojenliğe sahip olup olmadığı ise “Slope Homogeneity Test” ile incelenmiştir. Üç yatay kesit bağımlılık testinde de değişkenlerde yatay kesit bağımlılık yoktur

biçimindeki H_0 hipotezi reddedilmektedir. Homojenlik testi sonuçlarında, ise her iki test istatistiği de, eğim katsayısı homojen çıkmıştır. Daha sonra serilerin durağanlığı yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil birim kök testlerinden Smith vd. (2004) tarafından oluşturulan panel bootstrap birim kök testi ile araştırılmıştır. Buna göre, faiz değişkeni düzey değerinde birim köke sahip iken birinci farkında durağan hale gelmektedirler. Enflasyon değişkeni ise seviyesinde durağan haldedir. Durbin Hausman Eşbütünleşme Testi bağımlı değişkenin birim köklü [diğer bir ifadeyle $I(1)$] olması kaydıyla, bağımsız değişkenin birim köklü [$I(1)$] veya durağan [$I(0)$] olması durumlarında da panel eşbütünleşme analizi uygulanmasına imkan vermektedir. Bu sebeple ilgili değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisinin bulunup bulunmadığı Durbin Hausman Eşbütünleşme Testi ile incelenmiştir. Bu teste göre modelde homojenlik varsayımı altında (Durbin- H İstatistiği panel istatistiğine göre) eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı görülmektedir. Sonuçta, analizde ele alınan dönemde Fisher etkisinin görülmediğine ulaşılmıştır. Bu durum, analiz edilen dönemde G-7 ülkelerinde yürütülen para politikalarının, uzun dönemde reel faiz hadleri üzerinde etkili olduğunu göstermektedir. Bir diğer deyişle nominal faiz oranlarındaki değişimleri enflasyondan ziyade parasal politikalar etkilemiştir.

KAYNAKLAR

- ALPER, F. Ö., 2017. “Türkiye’deki Enflasyon ve Nominal Faiz Oranı İlişkisinin Analizi: Bayer-Hanck Eşbütünleşme Testi”, 3 nd International Congress on Political, Economic and Social Studies (ICPESS), 09-11 Nov. 2017.
- ASEMOTA, O. J. ve BALA, D. D. ve HARUNA, Y., 2015. “ Fisher Effect, Structural Breaks and Outliers Detection in ECOWAS Countries”, International Journal of Statistics and Applications, 5(5), pp. 181-195.
- ATGÜR, M. ve ALTAY, N. O., 2015. “Enflasyon ve Nominal Faiz Oranı İlişkisi: Türkiye Örneği (2004-2013)”, Celal Bayar Üniversitesi İİBF Dergisi, 22(2), ss. 521-533.
- BAYAT, T., 2011. “Türkiye’de Fisher Etkisinin Geçerliliği: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Yaklaşımı”, Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, (38), ss. 47-60.
- BEYER, A., HAUG, A. A. ve DEWALD, w. G., 2009. “Structural Breaks, Cointegration and The Fisher Effect”, European Central Bank Working Paper Series,1-32, <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1013.pdf?c5ca54a2021ffc1282eb2887c72fc0b8> (22.10.2018).
- BOOTH, G. G. ve CİNER, C., 2001. “The Relationship Between Nominal Interest Rates And Inflation: International Evidence”, Journal of Multinational Financial Management, 11(3), pp. 269-280.
- BREUSCH, T.S. ve PAGAN, A.R., 1980. “The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics”, Journal of The Rewiev of Economic, 47(6), pp. 239-253.

- CHUDİK, A. ve PESARAN, M. H., 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, 61p.
- DOĞAN, B., EROĞLU, Ö. ve DEĞER, O., 2016. “Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği”, Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi, 6(1), ss. 405-425.
- HADRİ, K., 2000. “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data”, *Econometrics Journal*, 2(3), pp. 148-161.
- HERWATZ, H. ve REIMERS, H. E., 2006. “Panel Nonstationary Tests Of The Fisher Hypothesis: An Analysis of 114 Economies During The Period 1960-2004”, *Applied Econometrics and International Development*, 6(3), pp. 37-53.
- IM, K. S., PESARAN, M. H. ve SHİN, Y., 2003. “Testing For Unit Roots In Heterogeneous Panels ” *Journal of Econometrics*, 115(1), pp. 53-74.
- İNCEKARA, A., DEMEZ, S. ve USTAOĞLU, M., 2012. “Validity of Fisher effect for Turkish Economy: Cointegration Analysis”, *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 58, ss. 396-405.
- KÜÇÜKAKSOY, İ. ve AKALIN, G., 2017. “Fisher Hipotezi’nin Panel Veri Analizi ile Test Edilmesi: OECD Ülkeleri Uygulaması”, *Hacettepe Üniversitesi İİBF Dergisi*, 35(1), ss. 19-40.
- LEBE, F. ve ÖZALP, L. F. A., 2016. “Fisher Hipotezinin Alternatif Faiz Oranları ile Türkiye Ekonomisi Açısından Analizi”, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 31(1), ss. 95-122.
- LEVİN, A., LIN, C. F. ve Chu, C. S. J., 2002. “Unit Root Tests In Panel Data: Asymptotic And Finite-Sample Properties”. *Journal of econometrics*, 108 (1), pp. 1-24.
- LUMSDAİNE, R. ve PAPEİL, D., 1997. "Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis", *Review of Economics and Statistics* 79 (2), pp. 212-218.
- MANKIW, N. G., 2010. *Makroekonomi*, Çev Ed.: Ö. F. Çelik, Efil Yayınevi, Ankara, 643s.
- MISHKIN, F. S., 1991. “Is The Fisher Effect For Real? A Reexamination Of The Relationship Between Inflation And Interest Rates”, *National Bureau Of Economic Research Working Paper Series*, 1-64, <http://www.nber.org/papers/w3632> (05.10.2018).
- MITCHELL- INNES, H. A., AZIAKPONO, M. J. ve FAURE, A. P., 2007. “Inflation Targeting and The Fisher Effect In South Africa: An Emirical Investigation”, *South African Journal of Economics*, 75(4), pp. 693-707.
- ÖZCAN, B. ve ARI, A., 2015. “Does The Fisher Hypothesis Hold For The G7? Evidence From The Panel Cointegration Test”, *Economic Research*, 28(1), pp. 271-283.
- PESARAN, M. H. 2004. “General Diagnostic Tests For Cross Section Dependence In Panels”, *Journal of Applied Econometrics*, 20, pp. 264-309
- PESARAN, M.H. ve YAMAGATA, T., 2008. “Testing Slope Homogeneity in Large Panels”, *Journal of Econometrics*, 142(1), pp. 50-93.

- SMİTH, L. V., LEYBOURNE, S. T., KIM, T. H. ve NEWBOLD P., 2004. “More Powerful Panel Data Unit Root Tests With an Application to Mean Reversion in Real Exchange Rates”, *Journal of Applied Econometrics*, 19(2), pp. 147-170.
- ŞİMŞEK, M. ve KADILAR, C., 2006. “Fisher Etkisinin Türkiye Verileri İle Testi”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(1), ss. 99–111.
- TATOĞLU, F.Y., 2013. *Panel Veri Ekonometrisi*. 2. Baskı, Beta BasımYayın, İstanbul, 306s.
- TELÇEKEN, H., 2018. “Enflasyon ve Faiz Oranları Arasındaki Uzun Dönemli İlişkinin Fisher Hipotezi Çerçevesinde Değerlendirilmesi: Türkiye Uygulaması (2002-2017)”, *Yüksek Lisans Tezi*, Mersin Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Mersin.
- TEKER, D., ALP, E. A. ve KENT, O., 2012. “Long Run Relation between Interest Rates and Inflation: Evidence from Turkey”, *Journal of Applied Finance & Banking*, 2 (6), ss. 41-54.
- TUNALI, H. ve ERÖNAL, Y. Y., 2016. “Enflasyon ve Faiz Oranı İlişkisi: Türkiye’de Fisher Etkisinin Geçerliliği”, *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 21(4), ss.1415-1431.
- ÜNSAL, E., 2013. *Makro İktisat*, Ankara, İmaj Yayınevi, Ankara, 759s.
- WESTERLUND, J., 2005. “Panel Cointegration Tests of the Fisher Hypothesis”, *Lund University, Department of Economics Working Papers*, (10), 1-35, <http://lup.lub.lu.se/search/ws/files/5491579/2061469> (05.10.2018).
- _____. (2008), “Panel Cointegration Tests of the Fisher Effect”, *Journal of Applied Econometrics*, 23(2) , pp. 193-223.
- YILANCI, V., 2009. “Fisher Hipotezinin Türkiye İçin Sınanması: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Analizi”, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(4), ss. 205-213.
- YILDIRIM, C., 2016. ”Tüketici Fiyat Endeksi ile Faiz Oranı İlişkisinin Ekonometrik Bir İncelemesi ”, *Kastamonu Üniversitesi İİBF Dergisi*, (12), ss 431-445.