

## Enflasyon ve Nominal Faiz Oranı İlişkisi: Türkiye Örneği (2004-2013)

Musa ATGÜR\*

N. Oğuzhan ALTAY\*\*

### ÖZ

*Bu çalışmada, Türkiye'de enflasyon ve nominal faiz oranı ilişkisi, 2004-2013 dönemi için incelenmiştir. Çalışmada elde edilen sonuçlar, 2004-2013 döneminde Türkiye'de Fisher Etkisinin varlığına işaret etmiştir. Çalışmada uygulanan Johansen, Lütkepohl-Saikkonen Eşbütünleşme Testleri ve Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) Yöntemi sonuçlarına göre, enflasyon (ENF) ve nominal faiz oranı (NFO) değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmuştur. Bu kapsamda 2004-2013 döneminde Türkiye'de enflasyon ve nominal faiz oranındaki gelişmeler birbiri ile yakından ilgilidir. Bu sebeple, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasının önümüzdeki dönemde de uygulayacağı para politikalarını bu uzun dönemli ilişkiyi dikkate alarak yürütmesi önem arz etmektedir.*

**Anahtar Sözcükler:** Enflasyon, Nominal Faiz Oranı, Türkiye.

**JEL Sınıflandırması:** C01, E31, E43.

## Relationship Between The Inflation And Nominal Interest Rate: The Case Of Turkey (2004-2013)

### ABSTRACT

*This paper examines the relationship between the inflation and interest rate in Turkey for the period 2004-2013. The results obtained in this study have pointed to the existence of Fisher Effect in Turkey during the period 2004-2013. According to the Johansen, Lütkepohl-Saikkonen Cointegration Tests and Dynamic Least Squares (DOLS) method the results applied in the study, a long-run relationship has been found between the inflation(ENF) and nominal interest rate (NFO) variables. In this context, the developments is related to each other about the inflation and nominal interest rates in Turkey for during the period 2004-2013. Therefore, the Central Bank of the Republic of Turkey should conduct to implement monetary policy taking into account the long-run relation for the next period.*

**Key Words:** Inflation, Nominal Interest Rate, Turkey.

**JEL Classifications:** C01, E31, E43.

### I. GİRİŞ

Bir ülke ekonomisinde, para politikasını yürütmekle görevli kurum ve karar vericilerin para politikası tercihlerindeki değişiklikler, o ülke ekonomisinde enflasyon ve faiz oranı üzerinden ekonomik birimlerin gelecek dönem ile ilgili kararlarını önemli ölçüde etkilemektedir. Enflasyon beklentilerinin ve faiz oranlarının artış yönünde değişeceğine ilişkin beklentilerin arttığı bir ekonomide, ekonomik birimler gelecek döneme ilişkin tüketim ve yatırım kararlarını yeniden gözden geçireceklerdir. Bu bakımdan enflasyon ve faiz oranları, uygulanan

\* Ege Üniversitesi, SBE, musaatgur@yahoo.com

\*\* Prof. Dr., Ege Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, oguzaltayefd@gmail.com

istikrar ve para programlarının temelini oluşturmakta ve bu programların performansını ortaya koymaktadır.

Para politikası uygulamaları sonucunda enflasyon ve faiz oranlarında meydana gelen değişiklikler, ekonomiyi yakından etkilemekte ve bu iki değişken arasında ilişkinin bulunduğuna yönelik tartışmaları da beraberinde getirmektedir. Enflasyon ile nominal faiz oranı arasında ilişkinin varlığına yönelik yaklaşım, "Fisher Etkisi" olarak ifade edilmektedir. Bu yaklaşıma göre enflasyon oranındaki değişiklikler, nominal faiz oranını pozitif yönde etkilemektedir.

Türkiye'de, 2000'li yıllarla birlikte para politikalarında önemli bir değişim gerçekleşmiştir. Bu bağlamda, fiyat istikrarının kalıcı olarak tesis edilmesi noktasında Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB), 2002 yılından itibaren örtük, 2006 yılından itibaren de resmi olmak üzere günümüze kadar enflasyon hedeflemesi rejimini yürütmüş ve bu sayede enflasyon beklentileri daha düşük seviyelere doğru çekilebilmiştir. 2010 yılından itibaren TCMB yeni bir politika bileşeni oluşturarak, para politikası uygulamalarında fiyat istikrarının yanısıra finansal istikrarı da amaç edinmiştir. Bu dönemde Türkiye'de para politikası uygulamalarındaki değişiklikler, enflasyon ve faiz oranı arasındaki ilişkinin yeniden incelenmesini gerekli hale getirmiştir.

Türkiye'de enflasyon ve nominal faiz oranı ilişkisinin incelendiği bu çalışmanın ikinci bölümünde, teori ve literatürdeki çalışmalar ele alınmıştır. Üçüncü bölümde, çalışmanın uygulama bölümünde kullanılan yöntem hakkında bilgi verilmiştir. Dördüncü ve beşinci bölümde de, Türkiye üzerine zaman serileri analizine dayalı uygulamanın veri seti ve modeli belirlenmiş olup, ampirik bulgular ele alınmıştır. Altıncı bölümde ise, çalışmanın sonuçları değerlendirilmiştir.

## II. TEORİ VE LİTERATÜR ÖZETİ

Faiz oranı ve enflasyon ilişkisinin teorik temelleri Fisher (1930)'a kadar uzanmaktadır. Fisher Denklemi olarak tanımlanan (1) nolu denkleme göre, nominal faiz oranı ( $i$ ); reel faiz oranı( $r$ ) ve enflasyon oranı ( $\pi$ ) toplamından oluşmaktadır. Buna göre Fisher Denklemi;

$$i = r + \pi \quad (1)$$

Denklem (1), nominal faiz oranının iki nedenden dolayı değiştiğini gösterir. Buna göre; nominal faiz oranı ya reel faiz oranındaki değişiklikten ya da enflasyon oranındaki değişiklikten kaynaklanabilir. Fisher Denklemi, Miktar Teorisi ile birlikte parasal genişlemenin nominal faiz oranını nasıl etkilediğini belirtir. Miktar teorisine göre, parasal genişlemedeki %1'lik artış, enflasyon oranındaki %1'lik artışa neden olur. Fisher denklemine göre ise, enflasyon oranındaki %1'lik artış, nominal faiz oranında %1'lik artışa neden olur. Enflasyon oranı ile nominal faiz oranı arasındaki bu birebir ilişki, "Fisher Etkisi" olarak adlandırılmaktadır (Mankiw, 2010: 94-95).

Fisher Denklemi nominal ve reel faiz ayırımı yapılarak ve yatırımlardaki çeşitlendirme dikkate alınarak aşağıdaki biçimde de ifade edilebilir;

$$1 + R_t = [1 + E_{t-1}(R_t^*)][1 + E_{t-1}(\pi_t)] \quad (2)$$

Denklem (2)'de  $R_t$ , t döneminde vadesi dolan bir dönemlik bir tahvil için nominal faiz oranını ifade eder,  $E_{t-1}(R_t^*)$ , t döneminde vadesi dolan, t-1 döneminde tahvil piyasasındaki bir dönemlik beklenen faiz oranıdır.  $E_{t-1}(\pi_t)$ , t-1 döneminde tahvil piyasasında, t-1 döneminden t dönemine kadar ki beklenen enflasyon oranıdır. Denklem (2), aşağıdaki biçimde denklem (3)'e dönüştürülebilir;

$$R_t = [E_{t-1}(R_t^*)] + [E_{t-1}(\pi_t)] \quad (3)$$

Denklem (3)'e göre, kredi veren kurumlar, kredi süresi boyunca satınalma güçlerinde oluşan kaybı beklenen enflasyon kadar telafi etmek isteyecekler ve bu da nominal faiz oranına yansımaya sebep olacaktır. Böylece, parasal yanılginın olmadığı kabul edilir ise, bu durumda enflasyon oranındaki bir değişim, reel faiz oranları sabit olduğu için tamamen nominal faiz oranları üzerinde etkili olur. Bu bilgi, iktisat politikası karar vericileri kadar, teorik araştırma yapanlar açısından da önemlidir (Maghyreh ve Al-Zoubi, 2006: 33).

Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde, enflasyon ve faiz oranı ilişkisi üzerine yapılan çalışmalarda genel olarak zaman serileri analiz yöntemi kullanılmış olup elde edilen bulgular, hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde enflasyon ve faiz oranı arasında bir ilişkinin varlığına işaret etmiştir. Enflasyon ve faiz oranı ilişkisinin Türkiye ekonomisinde geçerli olup olmadığı üzerine yapılan çalışmalarda ise zaman serileri analizi kullanılmış olup, Turgutlu (2004), Şimşek ve Kadılar (2006), Yamak ve Abdioğlu (2007), Teker vd. (2012) çalışmasında bulunduğu sonuçlar Türkiye ekonomisinde enflasyon ve faiz oranı arasındaki ilişkinin var olduğunu göstermiştir. Buna karşılık; Yılcıncı (2009), Bayat (2012) ve Mercan (2013) çalışmasındaki bulgular Türkiye'de enflasyon ve faiz oranı ilişkisinin var olmadığına işaret etmiştir.

Wood (1981) çalışmasında, Fisher Etkisi ile Fama Hipotezi'ni karşılaştırmıştır. 1970'li yıllarda yayınlanan pek çok çalışmada Fisher (1930) ile benzer sonuçlara ulaşılmış, faiz oranlarının enflasyon oranına karşı tepkisi yavaş ve kısmi olarak bulunmuştur. Fama ise, farklı bir yöntem takip ederek farklı sonuçlara ulaşmıştır. Fama (1975) analizinde hazine bonusu getirilerini kullanmış, bono piyasasının etkinliğini testler ile tahmin etmiştir. Fama (1975) etkin piyasalarda tüm bilgilerin piyasa katılımcılarına doğru olarak aktarıldığını savunur iken, fiyatları ve faiz oranlarını gözlemlemiştir. Burada gözlemlenen faiz oranlarının, enflasyon ya da deflasyon beklentilerine doğru olarak yansıdığı ve bu beklentilerin yansız ve doğru olduğu ifade edilmiştir.

Mishkin (1991), ABD ekonomisinde Fisher etkisinin geçerliliğini kısa ve uzun dönem için incelemiştir. 1964-1986 dönemini kapsayan aylık veriler ile, aylık ve on iki aylık hazine bonusu faiz oranı ve enflasyon oranı değişkenlerini kullandığı çalışmada en küçük kareler tahmin ve eşbütünleşme testi yöntemlerinden yararlanmış. Çalışmada elde edilen sonuçlar, ABD ekonomisinde uzun dönemde Fisher etkisinin geçerli olduğunu; faiz oranları ve enflasyon arasında güçlü bir korelasyon bulunduğunu, kısa dönemde ise Fisher Etkisinin geçerli olmadığını göstermiştir.

Kandel vd.(1996), İsrail ekonomisinde reel faiz oranları ve beklenen enflasyon ilişkisini, 1984-1992 dönemi için araştırmıştır. Elde edilen regresyon denklemi tahmin sonuçları, İsrail ekonomisinde reel faiz oranları ile beklenen enflasyon arasında negatif bir ilişkinin bulunduğunu göstermiştir.

Booth ve Ciner (2001), dokuz Avrupa Birliği ülkesi ile ABD'deki kısa vadeli faiz oranı ile enflasyon arasındaki uzun dönemli ilişkileri incelemiştir. Aylık verilerin ve Johansen Eşbütünleşme testi yönteminin kullanıldığı çalışma, 1978-1997 dönemini kapsamıştır. Çalışmanın sonuçları, incelenen ülkelerin çoğunluğunda EURO para biriminden faiz oranı ile enflasyon oranı arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğunu göstermiştir.

Brzoza-Brzezina (2001), ABD ekonomisinde reel faiz oranı ile enflasyon arasındaki uzun dönemli ilişkileri incelemiştir. Altı aylık veriler ile, 1954-1999 döneminin incelendiği çalışmada, Johansen eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar, ABD ekonomisinde, uzun dönemde faiz oranı açığının enflasyon üzerinde etkili olduğunu göstermiştir.

Turgutlu (2004), Türkiye ekonomisinde Fisher Hipotezinin varlığını 1978-2003 dönemi için incelemiştir. Engle-Granger ve Parçalı Eşbütünleşme test yöntemlerinin kullanıldığı çalışmada Parçalı Eşbütünleşme test sonuçları, Türkiye ekonomisinde Fisher Hipotezinin varlığına işaret etmiştir.

Clemente vd.(2004) çalışmasında, G7 ülkelerinde Fisher Etkisi'nin geçerliliğini, 1960-2001 dönemi için üçer aylık veriler ile, eşbütünleşme testi yöntemlerini kullanarak incelemiştir. Elde edilen ampirik bulgular, G7 ülkelerinde Fisher Etkisi'nin geçerliliğini sınırlı olarak desteklemiştir. Buna göre, ABD ve Fransa ile ilgili sonuçlar Fisher Etkisi'nin geçerli olduğu görüşünü destekler iken, Japonya ve İtalya ilgili sonuçlar Fisher Etkisini sınırlı bir düzeyde destekleyebilmiştir. Dolayısıyla çalışma, G7 ülkelerinde Fisher Etkisinin varlığına ilişkin şüpheleri de destekler mahiyettedir.

Şimşek ve Kadılar (2006), Türkiye ekonomisinde Fisher Etkisinin geçerli olup olmadığını 1987-2004 dönemi için ARDL (autoregressive distributed lag) yöntemi ile incelemiştir. Çalışmanın sonuçları Türkiye'de Fisher Etkisinin bulunduğunu göstermiştir.

Maghyreh ve Al-Zoubi (2006) çalışmasında, Arjantin, Brezilya, Malezya, Meksika, Kore ve Türkiye olmak üzere toplam altı gelişmekte olan ülkede nominal faiz oranı ile enflasyon oranı ilişkisini incelemiştir. Aylık verilerin kullanıldığı çalışmada Türkiye için 1978-2003 dönemi, Arjantin ve Brezilya için 1979-2003 dönemi, Kore için 1976-2003 dönemi, Malezya için 1974-2003 dönemi ve Meksika için 1978-2003 dönemi ele alınmıştır. Doğrusal olmayan cotrending test sonuçları, çalışmada ele alınan sözkonusu gelişmekte olan ülkelere Fisher etkisinin tam olarak geçerli olduğunu ve beklenen enflasyon oranı ile nominal faiz oranı arasında birebir ilişki bulunduğunu göstermiştir.

Yamak ve Abdioğlu (2007), Türkiye ekonomisinde Fisher Hipotezinin geçerliliğini 1990-2006 dönemi için incelemiştir. Johansen Juselius Eşbütünleşme Test ve Hata Düzeltme Modeli yöntemlerinin kullanıldığı çalışmada elde edilen sonuçlar, Türkiye ekonomisinde Fisher Etkisinin geçerli olduğunu göstermiştir.

Berument *vd.*(2007), G7 ülkelerinde ve gelişmekte olan kırkbeş ülkede, faiz oranları ile beklenen enflasyon arasında pozitif bir ilişki kuran Fisher hipotezinin geçerliliği test edilmiştir. Farklı dönemlerin ele alındığı ve GARCH modeli yönteminin kullanıldığı çalışmanın sonuçları, Fisher etkisinin G7 ülkelerinde geçerli olduğunu gelişmekte olan ülkelerin yirmi üç tanesinde geçerli olduğunu, altı G7 ülkesinde ve on sekiz gelişmekte olan ülkede faiz oranı ve enflasyon belirsizliği arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki bulunduğunu, gelişmekte olan yedi ülkede ise negatif bir ilişkinin bulunduğunu ortaya koymuştur.

Ashgarpur *vd.* (2007), kırk müslüman ülkede uzun dönemde faiz oranı ve enflasyon ilişkisini araştırmıştır. Çalışmada panel veri analizi yöntemi kullanılmış olup, 2002-2005 dönemi ele alınmıştır. Çalışmanın sonuçları, ele alınan tüm ülkelerde faiz oranı değişkeninden enflasyon oranı değişkenine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığına işaret etmiştir.

Yılancı (2009), Türkiye'de Fisher Hipotezinin geçerli olup olmadığını 1989-2008 dönemi için üçer aylık veriler ile incelemiştir. Doğrusal olmayan Eşbütünleşme Testi ve Engle-Granger Eşbütünleşme Test yöntemi sonuçları, Fisher Hipotezinin Türkiye ekonomisinde geçerli olmadığını göstermiştir.

Teker *vd.*(2012), Türkiye'de faiz oranları ve enflasyon arasındaki uzun dönemli ilişkiyi 2002-2011 dönemi için incelemiştir. Mevduat faiz oranları ve tüketici fiyat endeksi değişkenlerinin kullanıldığı çalışmada eşik hata düzeltme modeli yöntemi kullanılmıştır. Eşik hata düzeltme modeli tahmin sonuçları, Türkiye'de ele alınan dönem içinde faiz oranı ve enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğunu göstermiştir.

Bayat (2012), Türkiye'de Fisher Etkisinin geçerliliğini 2002-2011 dönemi için doğrusal olmayan eşbütünleşme yaklaşımı ile incelemiştir. Bayat (2012), aylık veriler ile yaptığı çalışmada, faiz oranı değişkenleri olarak bir aylık, üç aylık, altı aylık ve oniki aylık ağırlıklandırılmış vadeli mevduat için uygulanan nominal faiz oranlarını ve tüketici fiyat endeksi değişkenlerini kullanmıştır. Doğrusal olmayan eşbütünleşme testi yöntemi sonuçlarına göre, çalışmada ele alınan dönemde Türkiye'de dalgalı kur ve enflasyon hedeflemesi rejimi uygulamalarından dolayı, Fisher Etkisi'nin geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Bhar ve Mallik (2012), Avustralya ve Yeni Zelanda ekonomisinde enflasyon belirsizliği ve faiz oranları ilişkisini incelemiştir. Çalışmada üçer aylık veriler ve GARCH modeli tahmin yöntemi kullanılmış olup, 1957-2006 dönemi incelenmiştir. Çalışmada nominal faiz oranlarının, beklenen enflasyon, enflasyon belirsizliği ve çıktı açığı üzerinde ne kadar etkili olduğu üzerinde odaklanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, hem Avustralya'dan hem de Yeni Zelanda'da enflasyon ile nominal faiz oranları arasında pozitif bir ilişki bulunmuştur. Bunun yanı sıra her iki ülkede de etki belirsizliği bileşeninin faiz oranı üzerindeki etkisi anlamlı bulunamamış, yapısal belirsizlik bileşeninin faiz oranları üzerindeki etkisi sadece Avustralya'da negatif ve anlamlı bulunmuştur.

Awomuse ve Alimi (2012), Nijerya ekonomisinde beklenen enflasyon ve nominal faiz oranları ilişkisini, 1970-2009 dönemi için araştırmıştır. Yıllık

verilerin kullanıldığı çalışmada, Johansen Eşbütünleşme testi ve Vektör Hata Düzeltme Modeli yöntemi sonuçlarına göre, Nijerya ekonomisinde uzun dönemde nominal faiz oranı ve beklenen enflasyon arasında bir ilişki bulunmuş ve bu sonuç Fisher Etkisi'nin geçerli olduğu iddiasını desteklemiştir. Kısa dönemde ise Fisher Etkisi bu ülkede geçerli değildir.

Mercan (2013), Türkiye ekonomisinde nominal faiz oranı ve enflasyon oranı arasındaki ilişkiyi 1992-2013 dönemi için aylık veriler ile incelemiştir. ARDL Sınır Test yönteminin uygulandığı çalışmadaki bulgular, Türkiye ekonomisinde nominal faiz oranı ve enflasyon oranı arasında bir ilişki bulunmadığını göstermiştir.

Mahmood vd.(2013), Pakistan ekonomisinde 1992-2011 döneminde, enflasyon, faiz oranları ve işsizlik arasındaki uzun dönemli ilişkiyi, üçer aylık veriler ile incelemiştir. Johansen eşbütünleşme testi yönteminin kullanıldığı çalışmada elde edilen bulgulara göre, Pakistan ekonomisinde enflasyon, faiz oranı ve işsizlik arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmuş, her üç serinin de eşbütünleşik olduğu tespit edilmiştir.

Adegboyega vd.(2013) çalışmasında, Nijerya ekonomisinde 1986-2011 döneminde Fisher Etkisi'nin geçerliliğini test etmişlerdir. Yıllık verilerin kullanıldığı çalışmadaki değişkenler, reel faiz oranı, enflasyon oranı ve para arzından oluşmuştur. ARDL Eşbütünleşme Testi yönteminin uygulandığı çalışmada elde edilen sonuçlar, Nijerya ekonomisinde kısmen Fisher Etkisi'nin varlığını ortaya koymuş, faiz oranı ile enflasyon arasında negatif bir ilişki bulunmuştur.

Alimi ve Ofonyelu (2013), Nijerya ekonomisinde beklenen enflasyon ve nominal faiz oranları ilişkisini, 1970-2011 dönemi için incelemiştir. Çalışmada Johansen Eşbütünleşme testi, Hata Düzeltme Modeli ve Toda-Yamamoto Nedensellik Testi yöntemleri kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, Nijerya ekonomisinde, faiz oranı ile beklenen enflasyon uzun dönemde birlikte hareket eder iken, çalışmada Fisher Etkisinin geçerli olduğu yönünde herhangi bir bulguya ulaşılamamıştır.

Zainal vd.(2014), Malezya ekonomisinde 2000-2012 döneminde Fisher etkisinin geçerliliğini incelemiştir. Aylık veriler ile yapılan çalışmada, üçer aylık hazine bonusu faiz oranları, interbank faiz oranı ve tüketici fiyat endeksi değişkenleri kullanılmıştır. ARDL Sınır Testi sonuçları, Malezya para piyasasında uzun dönemde Fisher etkisinin geçerli olduğunu ortaya koymuştur.

Ayub vd.(2014), Pakistan ekonomisinde 1973-2010 döneminde, nominal faiz oranları ve enflasyon arasındaki uzun dönemli denge ilişkisinin varlığını araştırmışlardır. Johansen, Engle-Granger Eşbütünleşme Testi yöntemlerinin kullanıldığı çalışmadaki değişkenler, nominal faiz oranı ve enflasyondan oluşmaktadır. Johansen ve Engle-Granger Eşbütünleşme Testi sonuçları, Pakistan ekonomisinde 1973-2010 döneminde, nominal faiz oranları ve enflasyon arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını ortaya koymuştur.

### III. YÖNTEM

#### A. Birim Kök (Durağanlık) Analizi

Nelson ve Plosser (1982), zaman serisi uygulamalarında kullanılan makroekonomik zaman serilerinin hemen hemen tümünde birim kökün var olduğunu iddia etmişlerdir. Birim kökün varlığı ya da yokluğu, bir dizi temel veri üretme sürecinin bazı özelliklerini belirlemeye yardımcı olur. Birim kökün yokluğu durumunda (durağan) zaman serileri, uzun dönemli sabit bir ortalama etrafında dalgalanmakta ve seriler zamana bağlı olmayan sonlu bir varyansa sahip olmaktadır. Buna karşılık durağan olmayan seriler, uzun dönemli deterministik bir yöne doğru dönme eğilimine sahip değildir ve serilerin varyansı zamana bağlı olarak değişmektedir (Glynn *vd.*, 2007: 66).

Zaman serisi analizlerinde durağan olmayan (birim kök içeren) seriler, bunun için geliştirilen bazı testler yardımıyla fark değerleri alındıktan sonra durağan hale gelir. Bunun için geliştirilen ve zaman serisi uygulamalarında en yaygın kullanılan iki test, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleridir. Bu çalışmada, birim kök analizi için bu iki yöntem kullanılmıştır.

Dickey-Fuller (1979) birim kök testi, üç farklı boş hipotez altında, üç farklı regresyon denklemi biçiminde tahmin edilmiştir. Buna göre sözkonusu denklemler;

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Denklem (4), rassal yürüyüş modelini, denklem (5), sabit terimli rassal yürüyüş modelini, denklem (6) ise, sabit terimli ve deterministik trendli rassal yürüyüş modelini belirtir. Yurkarıdaki üç farklı regresyon denklemi ve üç farklı durumun herbiri için boş hipotez ve alternatif hipotez test edilmektedir. ADF birim kök testi için boş hipotez, birim kökün var olduğunu, zaman serisinin durağan olmadığını ( $H_0: \delta=0$ ) iddia etmektedir. Alternatif hipotez, zaman serisinin durağan olduğunu ve muhtemelen deterministik bir trend etrafında olduğunu ( $H_1: \delta < 0$ ) iddia etmektedir.

Dickey ve Fuller (1979) birim kök testinde, hata terimlerinin birbiriyle ilişkisiz olduğu varsayılmıştır. Bu varsayım, bazen geçersiz hale gelmekte ve regresyon uygulamalarında hata terimleri birbiriyle ilişkili olabilmektedir. Dickey ve Fuller, hata terimlerinin bu farklı durumunu dikkate alan Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) (1981) birim kök testini önermişlerdir. Bu birim kök testi, yukarıda belirtilen (4), (5) ve (6) nolu denklemlerden hareketle bağımlı değişkenin ( $\Delta Y_t$ ) gecikmeli değerleri ilâve edilerek geliştirilmiştir. ADF birim kök testi, aşağıdaki regresyon denklemi tahmin edilerek bulunmuştur. Buna göre;

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Denklem (7)'de,  $\varepsilon_t$ , beyaz gürültü hata terimi ve  $\Delta Y_{t-1} = (\Delta Y_{t-1} - \Delta Y_{t-2})$ ,  $\Delta Y_{t-2} = (\Delta Y_{t-2} - \Delta Y_{t-3})$ 'dir (Gujarati ve Porter, 2009: 755-757).

Phillips-Perron (PP) birim kök testi için (8) nolu regresyon denklemi kullanılmaktadır. Buna göre;

$$\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \alpha + \beta t + u_t \quad (8)$$

Denklem (8)'de  $u_t$ , durağan bir süreçtir. (Ayrıca değişen varyanslı olabilir) Phillips-Perron testi, test istatistiklerini doğrudan değiştirerek test regresyonunu, hata terimindeki ( $u_t$ ) otokorelasyonu ve değişen varyansı düzeltir.

$\phi=0$  boş hipotezi altında, Phillips-Perron  $Z_t$  ve  $Z_\phi$  istatistikleri, ADF test istatistikleri ile aynı asimptotik dağılıma sahiptir. Phillips-Perron birim kök testinin, ADF birim kök testine göre üstünlüğü, PP testinin  $u_t$  hata terimindeki değişen varyansın genel biçimlerinin dirençli olmasındadır (Kozhan, 2010: 73-74).

### B. Eşbütünleşme (Kontegrasyon) Analizi

Zaman serisi uygulamalarında aynı dereceden durağan olan seriler, entegre seriler olarak adlandırılır. Entegre serilerin uzun dönemdeki hareketlerini görebilmek için eşbütünleşme testleri uygulanır. Bu çalışmada, serilerin uzun dönemdeki hareketlerini görebilmek amacıyla Johansen eşbütünleşme ve Lütkepohl-Saikkonen eşbütünleşme testleri uygulanmıştır.

Johansen eşbütünleşme testi, aşağıda P'nci dereceden verilen vektör otoregresif (VAR) modelini başlangıç noktası olarak alır.

$$Y_t = \mu + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_P Y_{t-P} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Denklem (9)'da  $Y_t$ , çoğunlukla I(1) olarak gösterilen birinci derece entegre olmuş,  $n \times 1$  boyutlu değişkenler vektörünü ifade eder. VAR Modeli yeniden yazıldığında;

$$\Delta Y_t = \mu + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{P-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^P A_i - I \quad \text{ve} \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^P A_j \quad (11)$$

$\Pi$  katsayı matrisi  $r < n$  indirgenmiş ranka sahip olup,  $n \times 1$  boyutlu  $\alpha$  ve  $\beta$  matrisleri,  $r$  rankıyla birlikte  $\Pi = \alpha\beta'$  ve  $\beta'Y_t$  durağandır.  $r$ , eşbütünleşik vektör sayısını ifade eder, vektör hata düzeltme modelinde düzeltme parametreleri olarak bilinen  $\alpha$  ve her bir  $\beta$  sütunu eşbütünleşik vektördür (Hjalmarsson ve Österholm, 2007: 4-5).

Lütkepohl vd., (2001), bilinmeyen bir zamandaki yapısal kırılmalar ile birlikte VAR süreçlerine uygulanabilen bir eşbütünleşme rank testi önermişlerdir. Yapısal kırılma, sürecin ortalamasındaki basit bir kırılma olarak modellenmiştir. İlk olarak tam bir sınırsız VAR modeli temeli üzerinde kırılma tarihi belirlendi. Lütkepohl vd. (2001), iki farklı alternatif tahminciyi ele almış ve bu tahminlerde asimptotik özellikler sağlamışlardır. Sonraki adımda, kırılma büyüklüğünü içine alan sürecin deterministik kısmı genelleştirilmiş en küçük kareler (GLS) yöntemi



ile tahmin edilmiştir. Daha sonra, serilerden tahmin edilen deterministik kısım çıkarılarak düzeltilmiştir ve düzeltilmiş olan serilere eşbütünleşme rankı için Johansen tipi bir test uygulanmıştır. Test istatistiği, kırılma tarihine bağlı olmayan iyi bilinen asimptotik boş hipotez dağılımına sahip olduğunu göstermiştir.

### C. Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) Tahmin Yöntemi

Dinamik en küçük kareler (DOLS) yöntemi, seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin tahmininde kullanılan bir yöntemdir. Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilen DOLS yöntemi hem küçük örneklere uygulanabilmesi hem de  $I(0)$ ,  $I(1)$  ve  $I(2)$  olan serilerin bir arada test edilebilmesine imkan verdiği için eşbütünleşme vektör tahmininde bazı avantajlara sahiptir. Bu yöntemin diğer bir avantajı ise bağımsız değişkenler arasındaki içsellik ve otokorelasyon sorunlarının var olması durumunda dirençli (robust) tahminler gerçekleştirebilir olmasıdır (Hepsağ, 2009: 72).

DOLS yöntemi, diğer alternatif tahminciler ile karşılaştırıldığında küçük örneklemede daha dirençli bir tahminci olup Monte Carlo simülasyonuna dayalı kanıtlar sunmaktadır. Buna ilâve olarak DOLS, deterministik bileşenler içeren ve değişkenlerarası olası eşzamanlılık ve entegrasyon derecesini içeren etkin tahmincilerin elde edilmesini sağlayan bir tekniktir (Irffi *vd.*, 2006: 5).

### IV. VERİ SETİ VE MODEL

Çalışmamızda kullanılan veriler aylık olup, Ocak 2004 ve Aralık 2013 dönemini kapsamıştır. Çalışmamızın, veri seti TCMB resmi web sitesindeki Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) alınmıştır. Çalışmanın verileri, üretici fiyat endeksinden (2003=100) hareket ile elde edilen enflasyon oranı ve üç aya kadar vadeli TL mevduatlarına uygulanan ağırlıklı ortalama nominal faiz oranlarından oluşmaktadır.

Çalışmamızda kullandığımız modelleme için, Ayub *vd.*(2014)'ün Pakistan ekonomisi üzerine ve Maghyreh ve Al-Zoubi (2006)'nin Arjantin, Brezilya, Kore, Malezya, Meksika ve Türkiye üzerine yaptıkları çalışmalarda kullandıkları modellemeler esas alınmış ve modeldeki değişkenler buna göre belirlenmiştir. Buna göre Türkiye için geliştirdiğimiz model (12) nolu denklemde belirtilmiştir;

$$NFO_t = \alpha_0 + \alpha_1 ENF_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Denklem (12)'de belirtilen değişkenler şunlardır;  $NFO$ , nominal faiz oranını,  $ENF$ , enflasyon oranını ifade eder.  $\alpha_0$ , sabit katsayı,  $\alpha_1$ , eğim katsayısını,  $\varepsilon_t$  ise hata terimidir.

### V. AMPİRİK BULGULAR

Öncelikle, çalışmada kullanılan serilerin durağan olup olmadıklarını tespit edebilmek için birim kök testleri yapılmıştır. ADF ve PP birim kök testi sonuçları Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1'de verilen sonuçlara göre, ADF birim kök testi için Maksimum gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriterine göre on iki olarak belirlenmiş, PP birim kök testi için de, gecikme uzunluğunu belirlemede "AR Spectral-OLS detrended" yöntemine göre ve maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir. %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde MacKinnon kritik değerlere göre, her iki birim kök testi yöntemine göre ampirik çalışmada kullanılan tüm serilerin

düzey değerleri ile durağan olmadıkları saptanmış, daha sonra birinci farkları alınarak %1 anlamlılık düzeyinde tüm seriler durağan I(1) hale gelmiştir.

**Tablo 1:** ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Genişletilmiş Dickey Fuller Birim Kök Testi			
	Düzyey		Birinci Fark	
	Sabitli Trendsiz	Sabitli Trendli	Sabitli Trendsiz	Sabitli Trendli
NFO	-1.6542(2)	-2.5793(1)	-7.9601(1)*	-7.9852(1)*
ENF	-2.0028 (12)	-2.1708(12)	-7.3809(11)*	-7.3282(11)*
Değişken	Phillips-Perron Birim Kök Testi			
	Düzyey		Birinci Fark	
	Sabitli Trendsiz	Sabitli Trendli	Sabitli Trendsiz	Sabitli Trendli
NFO	-2.2301(2)	-2.9700(1)	-8.6883(1)*	-8.7216(1)*
ENF	-1.8350(12)	-2.0256(12)	-18.5075(11)*	-18.2279(11)*

\*: ADF ve PP %1 anlamlılık düzeyinde alternatif hipotezin kabul edildiğini gösterir. Parantez içindeki değerler gecikme sayısını gösterir. %1 ve %5 anlam düzeylerindeki MacKinnon kritik değerler sırasıyla -3.49 ve -2.89 olarak belirlenmiştir.

Bu sonuca göre tüm seriler birinci dereceden durağan olduğu için, böyle seriler birinci dereceden entegre seriler olarak adlandırılır.

Birbiriyle entegre serilerin uzun dönemde ilişkili olup olmadıklarını belirlemek için seriler eşbütünleşme testine tabi tutulur. Tablo 2'de, Johansen ve Lütkepohl-Saikkonen Eşbütünleşme Test sonuçları verilmiştir.

**Tablo 2:** Johansen Trace Testi ve Lütkepohl-Saikkonen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Test	Gecikme	H <sub>0</sub>	Sabit		Sabit ve Trend		Ortogonal Trend	
			LR	Olasılık	LR	Olasılık	LR	Olasılık
Johansen Trace	5	r=0	28.08	0.0027	27.38	0.0300	25.21	0.0010
	5	r=1	5.70	0.2227	4.24	0.7084	-	-
Lütkepohl-Saikkonen	5	r=0	23.27	0.0004	23.03	0.0023	22.94	0.0001
	5	r=1	1.03	0.3566	0.85	0.8314	-	-

Tablo 2'de, Johansen ve Lütkepohl-Saikkonen Eşbütünleşme Testleri; Akaike Bilgi Kriterine göre gecikme değerinin beş olarak belirlendiği, sabit terimli, sabit ve trendli, ortogonal trendli olmak üzere üç farklı durumda ele alınmıştır. Johansen ve Lütkepohl-Saikkonen Eşbütünleşme Test sonuçları birbiriyle örtüşmüş; her iki test sonucuna göre %1 anlamlılık düzeyinde hiçbir eşbütünleşik vektörün olmadığını iddia eden boş hipotez (r=0) reddedilmiş ve en fazla bir eşbütünleşik vektörün olduğunu iddia eden alternatif hipotez kabul edilmiştir.

Çalışmamızda kullandığımız model, son olarak dinamik en küçük kareler (DOLS) yöntemi ile tahmin edilmiştir. Elde edilen tahmin sonuçları tablo 3'te verilmiştir.

**Tablo 3:** Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) Yöntemi Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: NFO				
Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık
c	9.9694	1.6795	5.9361*	0.0000
ENF	0.4811	0.1796	2.6789*	0.0085
R <sup>2</sup>	0.2259	Bağımlı Değişkenin Varyansı		13.8503
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0.2125	Bağımlı Değişkenin Varyansının Standart Sapması		4.8859
Regresyonun Standart Hatası	4.3358	Artık Kareler Toplamı		2180.707
Durbin-Watson İstatistiği	0.0451	Uzun Dönem Varyans		86.6047

Not: \* simgesi, %1 Anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu gösterir.

Tablo 3'teki sonuçlara göre, %1 anlamlılık düzeyinde, bağımsız değişkenin (ENF) katsayısının ve sabit katsayının (c) t istatistikleri anlamlı sonuçlanmış ve sözkonusu katsayıların işaretleri pozitif çıkmıştır.

Çalışmadan elde edilen ampirik bulgular genel bir çerçevede değerlendirildiğinde, hem Johansen, Lütkepohl-Saikkonen eşbütünleşme testleri hem dinamik en küçük kareler yöntemi tahmin sonuçları birbiriyle örtüşmüş ve çalışmada ele alınan teorik yapıyı desteklemiştir. Bu bakımdan, elde edilen ampirik bulgular, Türkiye'de 2004-2013 döneminde enflasyon oranı ile faiz oranı arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığına işaret etmiştir.

## VI. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Türkiye'de enflasyon oranı ve faiz oranı arasındaki ilişkisinin 2004-2013 dönemi için incelendiği bu çalışmanın literatüre yaptığı katkı, Türkiye'de enflasyon hedeflemesi rejimi ve dalgalı kur rejiminin birlikte uygulandığı dönemin incelenmiş olmasıdır. Çalışmanın sonuçları, Türkiye ekonomisinde enflasyon oranı ile nominal faiz oranı arasındaki uzun dönemli, bir ilişkinin varlığını göstermiştir. Elde edilen bu sonuç, Turgutlu (2004), Şimşek ve Kadılar (2006), Yamak ve Abdioğlu (2007), Teker vd. (2012) çalışmalarında elde ettikleri sonuçlar ile benzerlik gösterir iken, Yılcı (2009), Bayat (2012) ve Mercan (2013) çalışmasındaki bulgular ile çelişmektedir.

Çalışmada elde edilen sonuçlar, Türkiye'de fiyatlar genel düzeyindeki gelişmelerin nominal faiz oranındaki gelişmeler ile ilintili olduğunu göstermesi açısından önemlidir. Bu bakımdan, TCMB'nin önümüzdeki dönemde uygulayacağı para politikası uygulamalarında bu uzun dönemli ilişkiyi dikkate alması önem arz etmektedir.

## KAYNAKÇA

Adegboye, S. B., Odusanya, I. A. ve R.O. Popoola (2013). Fisher's Effect in Nigeria: Empirical Analysis Using ARDL (Bound Test) Approach, International Journal of Science and Research, 12(2), 378-382.

- Alimi, S. R. ve C. C. Ofonyelu (2013). Toda-Yamamoto Causality Test Between Money Market Interest Rate and Expected Inflation: The Fisher Hypothesis Revisited, *European Scientific Journal*, 7(9), 125-142.
- Asgharpur, H., Kohnehshahri, L. A. ve A. Karami (2007), The Relationships Between Interest Rates and Inflation Changes: An Analysis of Long-Term Interest Rate Dynamics in Developing Countries, In *International Economic Conference on Trade and Industry (IECTI) 2007*, 3-5 December 2007.
- Awomuse, B. O.ve R. S. Alimi (2012). The Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation: New Evidence and Implication for Nigeria, MPRA Paper No: 49684, [http://mpra.ub.unimuenchen.de/49684/1/MPRA\\_paper\\_49684.pdf](http://mpra.ub.unimuenchen.de/49684/1/MPRA_paper_49684.pdf) (05/06/2014)
- Ayub, G., Rehman, N.U., Iqbal, M., Zaman, Q. ve M. Atif (2014). Relationship Between Inflation and Interest Rate: Evidence From Pakistan, *Research Journal of Recent Sciences*, 3(4), 51-55.
- Bayat, T. (2012). Türkiye'de Fisher Etkisinin Geçerliliği: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Yaklaşımı, *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 38, 47-60.
- Berument, H., Ceylan, N. B. ve H. Olgun (2007). Inflation Uncertainty and Interest Rates: Is The Fisher Relation Universal?, *Applied Economics*, 39, 53-68.
- Bhar, R. ve G. Mallik (2012). Components of Inflation Uncertainty and Interest Rates: Evidence from Australia and New Zealand, *Economic Analysis & Policy*, (42)1, 39-49.
- Booth, G. G. ve C. Ciner (2001). The Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation: International Evidence, *Journal of Multinational Financial Management*, 11(2001), 269-280.
- Brzoza-Brzezina, M. (2001). The Relationship Between Real Interest Rates and Inflation, *Bank Kredytnr 3*, NBP, Warszawa. 7. Bullard,
- Clemente, J., Montañés, A. ve M. Reyes (2004). Structural Breaks, Inflation and Interest Rates: Evidence for the G7 countries, *EconWPA*, <http://www.alde.es/encuentros/anteriores/viieea/autores/M/111.pdf> (18/06/2014)
- Dickey, D. A. ve W. A. Fuller (1979). Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-31.
- Dickey, D. A. ve W. A. Fuller (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057-72.
- Fama, E. F. (1975). Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation, *American Economic Review*, 65, 269-282.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. New York, NY: Macmillan.
- Glynn, J., Perera, N. ve R. Verma (2007). Unit Root Tests and Structural Breaks: A Survey with Applications, *Journal of Quantitative Methods for Economics and Business Administration*, 3(1), 63-79.
- Gujarati, D. N. ve D. C. Porter (2009). *Basic Econometrics*, New York: McGraw-Hill.
- Hepsağ, A. (2009). Finansal Liberalizasyon Politikalarının Geçerliliğinin McKinnon Tamamlayıcılık Hipotezi Çerçevesinde Sınanması: Türkiye Örneği, *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 1(3), 63-80.
- Hjalmarsson, E. ve P. Österholm (2007). Testing for Cointegration Using the Johansen Methodology When Variables Are Near-Integrated, *IMF Working Paper*, No.07/141.
- Ireland, P. N., (1996). Long-Term Interest Rates and Inflation: A Fisherian Approach, *FRB Richmond Economic Quarterly*, 82(1), 21-35.
- Irfi, G., Castelar, I., Siqueira, M. ve F. Linhares (2006). Dynamic OLS and Regime Switching Models to Forecast the Demand for Electricity in the Northeast of Brazil, *FGV EPGE*, <http://epge.fgv.br/finrio/myreview/FILES/CR2/p44.pdf> (12/05/2014).
- Kandel, S., Ofer, A. R. ve O. Sarig (1996). Real Interest Rates and Inflation: An Ex-Ante Empirical Analysis, *The Journal of Finance*, 51(1), 205-225.
- Kozhan, R. (2010). *Financial Econometrics*, London, Roman Kozhan & Ventus Publishing ApS.
- Lütkepohl, H., Saikkonen, P. ve C. Trenkler (2001), Testing for The Cointegrating Rank of a VAR Process With Level Shift At Unknown Time, *ECONSTOR Working Paper*, <http://www.econstor.eu/bitstream/10419/62759/1/725571888.pdf> (20/05/2014)

- Maghyereh, A. ve H. Al-Zoubi (2006). Does Fisher Effect Apply in Developing Countries: Evidence from a Nonlinear Cointegration Test Applied to Argentina, Brazil, Malaysia, Mexico, South Korea and Turkey, *Applied Econometrics and International Development*, 6-2 (2006), 31-46.
- Mahmood, Y., Bokhari, R. ve M. Aslam (2013), Trade-off Between Inflation, Interest And Unemployment Rate of Pakistan : A Cointegration Analysis, *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, 7(3), 482-492.
- Mankiw, N. G. (2010). *Macroeconomics*, Seventh Edition, New York, NY: Worth Publishers.
- Mercan, M. (2013). Enflasyon ve Nominal Faiz Oranları Arasındaki Uzun Dönem İlişkinin Fisher Hipotezi Çerçevesinde Test Edilmesi: Türkiye Örneği, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 4(27), 368-384.
- 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 No: 3632*.
- Nelson, C.R. ve C.I. Plosser (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series, *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- Stock, J. H. Ve M. W. Watson (1993). A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated Systems, *Econometrica*, 61, 783-820.
- Şimşek, M. ve C. Kadılar (2006). Fisher Etkisinin Türkiye Verileri İle Testi, *Doğuş Üniversitesi Dergisi* 7(1), 99-111.
- Teker, D., Alp, E. A. ve O. Kent (2012). Long-Run Relation between Interest Rates and Inflation: Evidence from Turkey, *Journal of Applied Finance & Banking*, (6)2, 41-54.
- Turgutlu, E. (2004). Fisher Hipotezinin Tutarlılığının Testi: Parçalı Duraganlık ve Parçalı Koentegrasyon Analizi, *Dokuz Eylül Üniversitesi İkt. Ve İd. Bil. Fak. Dergisi*, 2(19), 55-75.
- Wood, J. H. (1981). Interest Rates and Inflation, *Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives*, 5(May/June), 3-12.
- Yamak, R. ve Z. Abdioğlu (2007). Fisher Hipotezinin Testi: Güçlü ve Zayıf Form, *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 4(1-2), 1-9.
- Yılcı, V. (2009). Fisher Hipotezinin Türkiye İçin Sınanması: Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Analizi, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 4(23), 205-213.
- Zainal, N., Nassir, Annuar Md, Dato, M. H. ve H. Yahya (2014). Fisher Effect: Evidence From Money Market in Malaysia, *Journal of Social Science Studies*, 1(2), 112-124.