

# İMKB ULUSAL-100 ENDEKSİ İLE ABD DOLARI KURU VE TÜFE ARASINDAKİ İLİŞKİNİN İNCELENMESİ (1986:01-2008:12)

Yrd.Doç.Dr.Zübeyir TURAN\*

## ÖZET

Bu çalışmada, 1986:01-2008:12 dönemi için Türkiye ekonomisinde İMKB Ulusal-100 endeksi ile ABD doları kuru ve TÜFE arasındaki ilişki eşbütünleşme yöntemiyle incelenmiştir. Vektör Hata Düzeltme (VEC) yöntemi ve nedensellik testlerinden yararlanılarak bu değişkenler arasındaki ilişkinin yönü tespit edilmiştir. Test sonuçları, İMKB Ulusal-100 endeksi ile negatif yönlü olarak ABD doları kuru ve pozitif yönlü olarak TÜFE arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermektedir. Ayrıca ele alınan dönemde, ABD doları kurundan ve TÜFE'den İMKB Ulusal-100 endeksine doğru bir Granger nedensellik ilişkisinin var olduğu belirlenmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** İMKB, Ulusal-100 Endeksi, TÜFE, USD Kuru, Eşbütünleşme, VEC, Türkiye Ekonomisi

**JEL Sınıflaması:** C32, C43, E44, F31

## INVESTIGATION OF THE RELATIONSHIP BETWEEN ISE NATIONAL-100 INDEX WITH USD EXCHANGE RATE AND CPI (1986:01-2008:12)

### ABSTRACT

*In this study, the relationship between Istanbul Stock Exchange (ISE) National-100 index with USD exchange rate and CPI was investigated using cointegration analysis for the period of 1986:01-2008:12 in Turkish economy. In order to determine the causality between these variables, the Vector Error Correction (VEC) method and causality tests were employed. Test results indicate that, for the period, there was a long run relationship of ISE National-100 index with USD exchange rate negatively and CPI positively. In addition to this a causality relationship existing from USD exchange rate*

\* Niğde Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, e-posta: z\_turan63@hotmail.com

and CPI to ISE National-100 index was determined for the period.

**Keywords:** ISE, National-100 Index, CPI, USD Exchange Rate, Cointegration, VEC, Turkish Economy

**JEL Classification:** C32, C43, F31, E44

## 1. GİRİŞ

Ülkelerin borsa performanslarının<sup>11</sup> bu ülkelerin ekonomik durumu hakkında önemli bilgiler verdiği kabul edilmektedir. Özellikle küçük sermaye sahiplerinin yatırım kararı alırken hisse senedi fiyatlarının konjonktürel seyrini temel göstergelerden biri olarak aldıkları görülmektedir.

Türkiye ekonomisinde gözlemlendiği üzere yurtdışı yatırımcıların yanında yabancı yatırımcı operasyonları da İMKB Ulusal-100 (N100) endeksi üzerinde doğrudan etkili olmaktadır (Çiçek ve Öztürk, 2007: 84). Dolayısıyla Türkiye ekonomisi için yüksek dolarizasyonun etkisiyle, ABD doları (USD) kurundaki değişmelerin, N100 endeksinin seyrini doğrudan etkilemesi beklenmektedir. USD kuru yükseldiği (düştüğü) zaman İMKB’de (ve ülkede) kısa vadeli sermaye çıkışları (girişleri) yaşandığı için USD kuru ve İMKB N100 endeksi arasında negatif bir ilişkinin ortaya çıkması beklenilmektedir. Bununla birlikte yine ülkeden sermaye çıkışının başlaması durumunda USD kurunun da yükselecek olması nedeniyle buradaki nedensellik ilişkisinin yönünün belirlenmesi de ayrıca önem arz etmektedir.

Benzer şekilde enflasyon oranı (çalışmada TÜFE) yükseldiği zaman yurtdışı borsa yatırımlarının reel değerinin azalacağı ve böylece yatırımcıların para talebinin artacağı (borsa yatırım talebinin azalacağı) için enflasyon oranı ile N100 endeksi arasında bir negatif ilişkinin olması beklenmektedir. Bununla birlikte literatürde enflasyondan korunma güdüsüyle borsa yatırımları artacağından bu ilişkinin pozitif olacağı yönünde sonuca ulaşan çalışmaların sayısı da oldukça fazladır. Burada yabancı yatırımcıların yurtdışı enflasyona karşı kayıtsızlığına vurgu yapılmaktadır.

Türkiye ekonomisi için ağırlıklı görüş enflasyon oranının ve volatilitésinin artmasıyla birlikte belirsizlik artıracığı için İMKB yatırımların azalacağı yönündedir. Buna rağmen 2001 yılına kadar uygulanan nispeten esnek olmayan döviz kuru uygulaması süresince enflasyon oranının yüksek olmasının

1 Borsa performansı göstergesi olarak ele alınan değişkenlerin sayısı artırılabilir. Örneğin Karamustafa ve Karakaya (2004: 25), İMKB performansı olarak işlem hacmi, piyasa değeri, İMKB Ulusal-100 endeksi, işlem miktarı, sözleşme sayısı ve işlem gören şirket sayısı gibi değişkenlerin tümünü kullanmışlardır. Ancak bizim çalışmamızda sadelik için borsa performansı değerlendirmesi İMKB Ulusal-100 endeksi kapsamında ele alınmaktadır.

kur baskılarını ve devalüasyon beklentilerini artırmasıyla kısa vadeli spekülasyon yatırımların (sıcak para yatırımlarının) İMKB'ye olan ilgisinin arttığı görülmektedir. Böylece istikrarlı bir para birimi olan USD kuru ile 2000'li yılların ortalarına kadar yüksek seyreden TÜFE arasındaki karşılıklı ilişki de kaçınılmaz görülmektedir.

Kuşkusuz İMKB endeks seviyesini etkileyen birçok ekonomik, siyasi ve hatta sosyal gelişme bulunmaktadır. Ancak bu çalışmada, aylık olarak İMKB N100 endeks değişmelerine TÜFE oranlar ve USD kuru değişmelerinin etkileri araştırılmıştır.

Çalışma dört bölüme ayrılmıştır. Birinci bölümde farklı sonuçları sunmak amacıyla özet bir literatür seçmeleri yer almaktadır. İkinci bölümde araştırmada kullanılan veriler ve yöntem tanıtılmakta, üçüncü bölümde ise analiz sonuçları sunulmaktadır. Çalışma sonuç ve değerlendirmelerin sunulduğu dördüncü bölümle sonlanmaktadır.

## 2. LİTERATÜR ÖZETİ

Ele alınan konuya ilişkin çalışmalar ya birçok makroekonomik değişkenin etkilerini birlikte ya da her bir değişkenin etkisinin ayrı olarak ele alınması perspektifinde gelişmiştir. 1970'li yılların sonundan itibaren özellikle gelişmekte olan ülkelerde yaşanan finansal serbestleşme süreci, sadece bu ülkelerde değil, bu ülkeleri kapitalize eden başta ABD olmak üzere pek çok Avrupa ülkesinde ve Japonya'da borsa endekslerinde geniş dalgalanmaların yaşanmasına neden olmuştur. Yapılan birçok çalışma bu dalgalanmaların makroekonomik faktörlerden kaynaklandığını ifade etmiştir. Bunun üzerine para arzı, enflasyon, faiz, GSYİH, dış ticaret dengesi, döviz kuru ve petrol fiyatları vb. gibi makroekonomik değişkenlerle borsa performansı anlamında hisse senedi fiyatlarını yansıtan ulusal endeksler arasındaki ilişki incelenmiştir. Yapılan ampirik çalışmalarının çelişkili, birbirinden farklı ve gözlemlerin tersi sonuçlar ortaya çıkarmasıyla söz konusu endeks dalgalanmalarının nedeninin makroekonomik faktörlerden çok spekülasyon faaliyetleri olduğunu ifade eden görüşler de ortaya atılmıştır. Bu kapsamda dikkatler bu değişkenlerden kayarak enflasyon oranı ve döviz kurları üzerine odaklanmıştır.

Hisse senedi fiyatları ve enflasyon arasındaki ilişkileri dikkate alan çalışmalar yatırımcıların enflasyona karşı korunma eğilimlerinden hareket etmektedir (Yılmaz vd. 2005: 3; Choudhry, 2001: 76). Enflasyon ve borsa performansı ilişkisini ilk kez ele alanlardan Fama (1981), bu iki değişken arasında bulunduğu negatif korelasyonu enflasyon seviyesi ve gelecekteki

üretim artışı arasındaki negatif korelasyona dayandırmıştır. Bu düşüncenin arkasında enflasyon oranındaki artışın hisse senedi getirilerini yani kümülatif olarak endeksi düşüreceği aksiyomu yatmaktadır. Gültekin (1983) ise savaş sonrası dönemi kapsayacak şekilde 1947:01-1979:15 dönemini için 24 ülkeyi kapsayan çalışmasında, “Fisher etkisi” fenomeninin tersi sonuçlar elde ederek borsa getirileri ve enflasyon arasında negatif ilişkinin olduğunu ortaya koymuştur. Bilindiği üzere Fisher (1930), tam fiyat ve ücret esnekliği varsayımı altında fiyatlardaki artışın doğrudan yatırımın getirisine yansıtacağı ve böylece reel getiri oranının değişmeyeceğine işaret etmektedir<sup>2</sup>. Fisher’in görüşlerine uymayan bu bulgular Marshall (1992) tarafından yapılan çalışmada da desteklenmiştir. Bunun yanında söz konusu negatif korelasyonun reel olarak pozitif seviyelerde olmak durumunda olan faizin enflasyon oranıyla birlikte yükselmesiyle “para yanılması”na düşen yatırımcıların hisse senedi yerine faiz getirisi sunan diğer varlıklara yönelmesinden kaynaklandığı belirtilmektedir. Bu görüşü savunan Mascardo ve Meltzer (1993), enflasyon belirsizliği ile gerçekleşen enflasyon arasındaki pozitif ilişki nedeniyle para talebinin artışı ve böylece hisse senedine olan talebin azalması sonucunda borsa endeksinin düşmesi olgusu üzerinde durmaktadırlar. Boudoukh vd. (1994)’nin 1953-1990 dönemi için ABD ve İngiltere verileri üzerindeki çalışmasında, bir yıllık kısa dönem için enflasyon oranı ile hisse senedi getirileri arasında negatif ilişki görülürken, beş yıllık uzun dönemde bu ilişkinin pozitif yönlü olduğu ortaya konmuştur. Kuşkusuz buradaki hisse senedi getirisi endeks yükselişleri olarak değerlendirilmektedir.

Enflasyon ile borsa performansı arasında pozitif ilişkinin olduğunu ortaya koyan çalışmalar da mevcuttur. Abdullah ve Hayworth (1993), Graham (1996) ve Hasan (2008) yatırımcıların enflasyondan korunmak için hisse senedine yatırım yaptıklarını ve böylece enflasyon beklentileri ile birlikte gerçekleşen enflasyonun artmasıyla borsa endekslerinin artacağını iddia etmektedirler. Bu yazarların çıkış noktası ise Fisher (1930)’e dayanmaktadır. Burada yine para yanılmasına düşen yatırımcıların borsada kalarak daha yüksek nominal getiri (değişmeyen reel getiri) için işlem hacimlerini artırmaları söz konusudur. Barnes vd. (1999)’nin çalışmalarına göre ise ılımlı enflasyonlu ülkelerde enflasyon oranları ile borsa endeksleri zayıf bir pozitif ilişki gösterirken yüksek enflasyonlu ülkelerde pozitif ilişkinin kuvvetli olduğu görülmektedir. Bundan başka yine Choudhry (2001), ülkeden ülkeye farklılık gösterse de genel olarak 1980-90 dönemini kapsayan

2 Yatırım getirisi ve enflasyon ilişkisi kapsamında “Fisher Etkisi” ve testi ile ilgili olarak Fama ve Schwert (1977), Boudoukh vd. (1994), Choudhry (2001), Madsen (2002), Sarı ve Soytaş (2005), Aga ve Kocaman (2006: 136-138) ile Hasan (2008)’in çalışmalarına bakılabilir.

çalışmalarında, söz konusu dönemde Türkiye ekonomisine benzer özellik gösteren yüksek enflasyonlu dört ülke (Arjantin, Şili, Meksika ve Venezuela) için cari borsa getirileri ile cari enflasyon arasında pozitif ilişkiyi ortaya koymuştur. Söz konusu çalışmada yine borsanın enflasyona karşı korunma aracı olarak kullanıldığı üzerinde durulmaktadır.

Borsa performansı ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmalardan örneğin Aggarwal (1981), Solnik (1987) ve Stavarek (2004) pozitif bir ilişki bulmuşlardır. Aggarwal (1981), ABD ekonomisi için 1974-78 dönemini kapsayan çalışmasında efektif USD kuru ile ABD borsası endeks seviyeleri arasında pozitif bir korelasyon bulmuştur. Solnik (1987: 143, 148) aylık ve üç aylık verileri kullanarak 1973:07-1983:12 dönemini kapsayan çalışmasında ele aldığı sekiz ülke borsasında (ABD, Almanya, Fransa, Japonya, Hollanda, İngiltere, İsviçre ve Kanada) ABD hariç diğer tüm ülkelerde hisse senedi fiyat endekslerinin kur değişikliklerinden pozitif yönde etkilendiğini ortaya koymuştur. Ancak genel olarak endeks değişmelerinin döviz kurundaki değişmelerle açıklanması anlamlı çıkmamıştır. Stavarek (2004) ise, borsa endeksi ve döviz kuru arasındaki nedenselliğin genellenemeyeceği üzerinde durmuştur. Çalışmada, 1993-2003 döneminde iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisinin özellikle gelişmiş ülkelerde daha fazla olduğu tespit edilmiştir. ABD ve İngiltere’de borsa endekslerinin döviz kuru gelişimine doğrudan tepki verdiği yine bu çalışmada gözlenmiştir. Ancak genel olarak merkez AB üyesi ülkelerinde her bir ülke için ele alınan dönemde, bu iki değişkendeki değişmelerin diğerinin tahmininde kullanılabilecek kadar bir korelasyon bulunmamıştır. Soenen ve Hennigar (1988), 1980-86 dönemi aylık efektif USD kuru ve ABD borsa endeksleri verilerini kullanarak yaptıkları çalışmada güçlü bir negatif ilişki olduğunu ortaya koymuşlardır.

Bahmani-Oskooee ve Sohrabian (1992)’in çalışmaları, efektif döviz kuru ile borsa endeksi arasındaki ilişkiyi belirlemede eşbütünlük ve Granger nedensellik analizini kullanan ilk çalışmalardandır. Bu çalışmalarında yazarlar aylık veriler kullanarak 1973–88 dönemi için Standard & Poor’s 500 (S&P 500) endeksi ile efektif USD kuru arasında en azından kısa dönemde iki yönlü bir nedensellik olduğunu ortaya koymuşlardır. Bu çalışmayı takiben benzer yöntemlerle yapılan çalışmalarda ülke, analiz yöntemi, veri ve incelenen dönem farklılıklarından kaynaklı olarak değişik sonuçlar elde edilmiştir.

Makroekonomik göstergeler ile borsa performansı arasındaki nedensellik ilişkisini dikkate alan çok sayıda çalışma olmakla birlikte bunlardan Türkiye ekonomisine ilişkin olanların sayısı azdır.

Agénor vd. (1997) Türkiye’de finansal serbestleşme sonrasında 1990’lı yıllardan itibaren reel döviz kurunun sermaye hareketlerine anlamlı bir tepki gösterdiğini ve sermaye girişlerinin ulusal paranın değer kazanmasına yol açtığını belirlemiştir. Bu kapsamda Türkiye gibi borsa yatırımlarının büyük bir çoğunluğu yurt dışı merkezli olan bir ülke için (Çiçek ve Öztürk, 2007: 87) sermaye girişlerinin TL üzerinde değerlenme baskısı oluşturması kaçınılmaz olmuştur. Karamustafa ve Karakaya (2004)’nın 1995:01-2003:06 dönemine ilişkin çalışmalarında, enflasyon ve İMKB performansı göstergelerinin uzun dönemde doğrusal bir birlikteliği olduğu ortaya konulmuştur. Yine bu çalışmada İMKB performansı ile TÜFE arasındaki ters yönlü anlamlı ilişki vurgulanmıştır.

Yılmaz vd. (2005), 1990:01-2003:12 dönemini kapsayan analizlerinde hisse senedi fiyatları ile bazı makroekonomik değişkenler arasında bir ilişki olup olmadığını tespit etmişlerdir. Çalışmada İMKB endeksi, TÜFE, para arzı, faiz oranı, döviz kuru, dış ticaret dengesi ve sanayi üretim endeksi değişkenlerine yer verilmiştir. Çalışma sonuçlarına göre, hisse senedi fiyatı ile makroekonomik değişkenlerden bazıları arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu bulunmuştur. Buna göre, hisse senedi fiyatları ile döviz kuru değişkenleri arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisi belirlenmiştir. Ayrıca eşbütünlük testi sonuçlarına göre hisse senedi fiyatı ile TÜFE’nin yanı sıra faiz oranı ve sanayi üretim endeksi değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmuştur. Yine yazarların yapmış oldukları VEC modelden elde edilen hisse senedi fiyatları varyans ayırma sonuçlarına göre, hisse senedi fiyatları en fazla kendi şoklarından sonra ise sırasıyla faiz oranı, TÜFE, dış ticaret dengesi, para arzı, döviz kuru ve sanayi üretim endeksi değişkenleri şoklarından etkilenmiştir.

Kalaycı (2005), çalışmasında hisse senedi getirilerinin varyanslarının zaman içinde değiştiğinden hareket ederek İMKB hisse senetleri piyasasında getiri volatilitelerini, iktisat teorisi ile tutarlı olarak temel finansal ve makroekonomik değişkenlerin volatiliteleri ile açıklamaya çalışmıştır. Bu kapsamda makro ekonomik değişkenlerden para arzı ve TÜFE’nin İMKB’de hisse senedi getirilerini açıklayıcı olduğu, ancak sanayi üretim endeksi, faiz oranı ve USD kurunun açıklayıcılık özelliğinin olmadığını vurgulamıştır. Bu bulgular doğrultusunda İMKB’nin yeterince etkin olmadığı ve borsa getiri hareketlerinin makroekonomik etkiler dışında belirlendiği sonucuna ulaşmıştır. Bu sonuçlar spekülasyon hareketlerinin borsa endeks volatilitesine neden olduğu görüşünü desteklemektedir.

Sarı ve Soytaş (2005), aylık verilerle 1986:01-2000:12 dönemini kapsayan çalışmalarında enflasyon ile İMKB getirisi arasında negatif ilişki bulunmuş iken

Horasan (2008) aylık olarak 1990-2007 dönemini kapsayan çalışmasında, Fisher (1930)'in teorine uygun olarak Türkiye'de hisse senedi getirileri ve enflasyon arasındaki ilişkinin pozitif olarak gözlemlendiğini ortaya koymuştur. Aga ve Kocaman (2006), İMKB için aylık verilerle 1986-2005 dönemi için İMKB Ulusal-20 endeksi kapsamındaki 16 şirket üzerine yaptığı çalışmada sanayi üretim endeksi ve TÜFE'nin İMKB getirisi ya da endeks değerlerini açıklamada yetersiz olduğunu ortaya koymuşlardır.

Aydemir ve Demirhan (2008), 1994:01-2008:09 dönemi için İMKB Ulusal-100 endeksi ve TÜFE verilerini kullanarak hazırladıkları çalışmalarında bu iki değişken arasında nedensellik ilişkisi bulunmadığını ortaya koymuşlardır. Aynı yazarların döviz kurları ile İMKB fiyatları arasındaki ilişkiyi araştıran başka bir çalışmaları da bulunmaktadır. Türkiye'de döviz kurlarının dalgalanmaya bırakıldığı 23 Şubat 2001 tarihinden 11 Ocak 2008 tarihine kadar bir dönemi inceleyen bu çalışmada farklı endekslerle birlikte Ulusal-100 endeksi ve döviz kuru arasında iki yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu gösterilmiştir. Ayrıca Ulusal-100 endeksinden döviz kuruna bir negatif nedensellik ilişkisi de tespit edilmiştir.

### 3. VERİ SETİ ve METODOLOJİ

Bu çalışmada İMKB Ulusal-100 endeksi değerleri ile TÜFE ve USD kuru arasındaki ilişkiler eşbütünleşme yöntemiyle araştırılmaktadır. Çalışmada kullanılan orijinal veriler, 1986:01-2008:12 dönemine ait 276 aylık, İMKB aylık Ulusal-100 endeksleri ile TÜFE ve ABD doları kuru birim değer serileridir. Bu veriler, 1986=1 olarak İMKB endeksleri ve TCMB internet sitesindeki EVDS veri tabanından elde edilmiştir.

Çalışmadaki fonksiyonel ilişki  $N100=f(CPI, USD, E)$  biçiminde olacak şekilde ele alınmıştır. Burada; N100: İMKB Ulusal-100 endeksidir. Türkiye ekonomisinin finansal durumunun bir göstergesi olarak değerlendirildiği gerçeğinden hareketle modele dahil edilmiştir. CPI: TÜFE'dir. Reel faizin ve borsa yatırım kararlarının temel belirleyicilerinden olduğu kabul edilmektedir. USD: ABD doları kurudur. Ele alınan dönem içinde döviz işlemleri içinde ABD dolarının ağırlığı (dolarizasyon) dikkate alınarak bu para birimi kullanılmıştır. E: İMKB Ulusal 100 endeksini etkileyen diğer değişkenlerin tümüdür. Tüm veri serileri doğal logaritmaya çevrilmiştir.

Çalışmada kullanılan veriler zaman serileridir. Zaman serileriyle çalışılırken öncelikle bu serilerin durağan olduklarının belirlenmesi gerekmektedir (Gujarati, 2003). Durağanlık, genellikle birim kök testleriyle yapılmaktadır. Bu çalışmada durağanlık analizi hem Augmented Dickey-Fuller (1979;

1981) (ADF), hem de Phillips-Perron (1988) (PP) birim kök testiyle yapılmıştır. ADF testi şu biçimde bir regresyondan elde edilebilir (Dickey ve Fuller, 1979; 1981).

$$\Delta Y_t = b_1 + b_2 t + d Y_{t-1} + a_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (1)$$

Burada;  $\Delta$ , fark operatörü;  $b$ ,  $d$  ve  $a$  tahmin edilecek katsayılar;  $Y$ , zaman serisi özellikleri test edilecek değişken;  $e$ , beyaz gürültü (white-noise) hata terimi ve  $m$ , maksimum gecikme uzunluğudur.

PP testi ise, bir zaman serisinde daha yüksek bir otokorelasyon olup olmadığını kontrol eden ve parametrik olmayan bir yöntem kullanmakta ve şu biçimde birinci sıra auto-regressive AR(1) sürece dayanmaktadır (Phillips ve Perron, 1988).

$$\Delta Y_t = a + b Y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

Burada;  $\Delta$ , fark operatörü;  $a$ , bir sabit;  $b$ , eğim ve  $Y_{t-1}$  ise  $Y$  değişkeninin birinci gecikmesidir.

Eğer iki veri seti aynı dereceden bütünleşik olursa bu değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisini test etmek mümkün olmaktadır. Bu çalışmada eşbütünleşme ilişkisi Johansen (1988) prosedürü doğrultusunda yapılmıştır.

#### 4. TAHMİN SONUÇLARI VE DEĞERLENDİRMELER

ADF testi yapılırken uygun gecikmenin seçimi için SIC (Schwarz Information Criteria) kullanılmıştır. Buna göre maksimum gecikme 15 olarak alınmış ve minimum SIC değerini veren gecikme, uygun gecikme olarak seçilmiştir.

**Tablo 1: N100, CPI ve USD Değişkenleri ADF Test Sonuçları**

Değişken	T ist.	ADF test ist. %1	ADF test ist. % 5	Gecikme uzunluğu	SIC maks. gecikme	P* (olasılık)
N100	-2.167885	-3.992029	-3.426372	2	15	0.5051
dN100	-10.23332	-3.992029	-3.426372	1	15	0.0000
CPI	-1.253877	-3.992670	-3.426682	7	15	0.8964
dCPI	-3.975888	-3.992670	-3.426682	6	15	0.0105
USD	-1.970543	-3.991904	-3.426311	1	15	0.6143
dUSD	-14.09702	-3.991904	-3.426311	0	15	0.0000

\*MacKinnon (1991) tek taraflı p değeri.

ADF test sonuçlarına göre, N100, CPI ve USD değişkenlerinin düzey durumları için hesaplanan kritik değerler, hem 0.01 hem de 0.05 düzeylerinde



eşik değerleri aşmamıştır. Dolayısıyla serilerin durağan olmadığı görülmektedir. Ancak söz konusu değişkenlerin birinci farkları alındığında elde edilen kritik değerler 0.01 ve 0.05 düzeylerinde eşik değerlerini aşmaktadır. Tablo 1’de sadece dCPI’nin 0.01 düzeyinde bu eşik değerini aşmadığı, 0.05 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu görülmektedir. Sonuç olarak, tüm değişkenlerin birinci farklarının 0.05 anlamlılık düzeyinde durağan olması, birinci dereceden bütünlük yani I(1) olduğunu göstermektedir. Buna göre değişkenler arası ilişkileri belirlemek için eşbütünlük testi yapılabilecektir.

N100 ile CPI ve USD arasında eşbütünlük analizi Johansen (1988) eşbütünlük testi ile yapılmış ve sonuçlar Tablo 2, 3 ve 4’de özetlenmiştir.

**Tablo 2: N100 ve CPI Arasında Johansen Eşbütünlük Analizi**

Maksimum Eigen Value Test					Trace Test				
H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	istatistik	0.05	0.01	H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	istatistik	0.05	0.01
r=0	r=1	13.05345	14.26460	18.52001	r=0	r≥1	20.85608	15.49471	19.93711
r≤1	r=2	7.802630	3.841466	6.634897	r≤1	r≥2	7.802630	3.841466	6.634897

$$N100 = -17663,57 + 11.68523 \text{ CPI}$$

(1.98548)

Tablo 2’de görüldüğü üzere Max-Eigenvalue testi 0.01 anlamlılık düzeyinde bu iki değişken arasında eşbütünlük eşitliğinin olmadığını göstermektedir. Trace testi ise 0.01 anlamlılık düzeyinde 2 eşbütünlük denkleminin olduğunu göstermektedir. Max-Eigenvalue testi 0.05 anlamlılık düzeyinde bu iki değişken arasında eşbütünlüğün olmadığını göstermektedir. Trace testi ise 0.05 anlamlılık düzeyinde 2 eşbütünlük denkleminin olduğunu göstermektedir. Çalışmada baz alınan 0.05 anlamlılık düzeyinde Trace test sonuçlarına göre bu iki değişken arasında 2 tane eşbütünlük eşitliğinin olduğu görülmektedir. N100 ve USD arasındaki eşbütünlük ilişkisi aşağıda Tablo 3’te görülmektedir.

**Tablo 3: N100 ve USD Arasında Johansen Eşbütünlük Analizi**

Maksimum Eigen Value Test					Trace Test				
H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	istatistik	0.05	0.01	H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	istatistik	0.05	0.01
r=0	r=1	7.266389	14.26460	18.52001	r=0	r≥1	7.273527	15.49471	19.93711
r≤1	r=2	0.007138	3.841466	6.634897	r≤1	r≥2	0.007138	3.841466	6.634897

$$N100 = -2418.4266 + 13.38967 \text{ USD}$$

(3.27825)

Buna göre, Max-Eigenvalue testi ve Trace testi 0.01 anlamlılık düzeyinde N100 ve USD arasında eşbütünleşmenin olmadığını göstermektedir. Max-Eigenvalue testi ve Trace testi 0.05 anlamlılık düzeyinde bu iki değişken arasında eşbütünleşmenin olmadığını göstermektedir. Çalışmada temel alınan 0.05 anlamlılık düzeyinde her iki test sonuçlarına göre bu iki değişken arasında eşbütünleşme eşitliğinin olmadığı görülmektedir.

**Tablo 4: N100 ile CPI ve USD Arasında Johansen Eşbütünleşme Analizi**

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.*
None	0.214182	73.86946	29.79707	0.0000
At most 1	0.029074	8.068147	15.49471	0.4582
At most 2	4.90E-05	0.013371	3.841466	0.9077
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.*
None	0.214182	65.80131	21.13162	0.0000
At most 1	0.029074	8.054776	14.26460	0.3732
At most 2	4.90E-05	0.013371	3.841466	0.9077

\*MacKinnon, Haug, Michelis (1999) p-values

**N100 = 12518,57+12,30636 CPI-3327893 USD**

**(1.11992) (3.61224)**

Tablo 4’te görülen birlikte eşbütünleşme ilişkisine bakıldığında 0.05 anlamlılık düzeyinde Max. Eigenvalue testi ve Trace testi 1 eşbütünleşme eşitliğinin olduğunu göstermektedir. Tablo 4’deki Trace test ve Eigen değerlerine baktığımızda N100 ile CPI ve USD arasında %5 düzeyinde bir eşbütünleşme eşitliğinin olduğu görülmektedir. Bu durum İMKB Ulusal-100 endeksi ile TÜFE ve USD kuru arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermektedir.

N100 ile CPI ve USD kuru arasındaki ilişkinin yönünü anlayabilmek için eşbütünleşme testinin ardından Vektör Hata Düzeltme (VEC) Granger Necessity testi uygulanmış ve sonuçları Tablo 5’te gösterilmiştir.

**Tablo 5: Vektör Hata Düzeltme Granger Nedensellik Sonuçları**

Bağımlı değişken	H <sub>0</sub> Hipotezi Bağımsız değişken(ler) bağımlı değişkene neden olamaz. (0.05 anlamlılık düzeyi)	Chi-sq	p-değeri (olasılık)	df
<b>N100</b>	CPI, N100'e Granger neden olamaz.	2.242592	0.3259	2
	USD, N100'e Granger neden olabilir.	8.988907	0.0112	2
	<i>CPI ve USD, N100'e Granger neden olabilir</i>	10.75521	0.0295	4
<b>CPI</b>	N100, CPI'ye Granger neden olabilir.	8.208598	0.0165	2
	USD, CPI'ye Granger neden olamaz.	1.425873	0.4902	2
	N100 ve USD, CPI'ye Granger neden olamaz.	9.245962	0.0552	4
<b>USD</b>	N100, USD'ye Granger neden olamaz.	0.684475	0.7102	2
	CPI, USD'ye Granger neden olamaz.	5.815282	0.0546	2
	N100 ve CPI, USD'ye Granger neden olabilir.	6.754862	0.1494	4

Bu bulgular %5 anlamlılık düzeyinde USD'den N100'e doğru bir nedensellik olduğuna işaret ederken CPI'den N100'e doğru bir nedenselliğe rastlanmamıştır. Yine değişkenlerin kendi aralarındaki nedensellik ilişkisine baktığımızda, N100'ün CPI'ye bir Granger neden olabileceği; N100 ve CPI'ın da, USD'ye Granger neden olabileceği görülmektedir.

## 5. SONUÇ

Bu çalışmada, İMKB Ulusal-100 endeksi ile ABD doları kuru ve TÜFE arasındaki eşbütünleşme ilişkisi, VAR modeli kullanılarak 1986:01-2008:12 dönemi için araştırılmıştır. Bu kapsamda öncelikle, ADF (ve PP) birim kök testiyle tüm serilerin birinci farkları alınarak 0.05 önem seviyesinde seriler durağan hale getirilmiş ve söz konusu bağımlı değişkenle bağımsız değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı Johansen eşbütünleşme testi ile araştırılmıştır.

Tablo 2, 3 ve Tablo 4'deki Trace test ve Eigen değerlerine baktığımızda N100 ile CPI ve USD arasında %5 düzeyinde bir eşbütünleşme eşitliğinin olduğu görülmektedir. Bu durum İMKB Ulusal-100 endeksi (borsa performansı) ile pozitif yönlü olarak TÜFE ve negatif yönlü olarak USD kuru arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermektedir. Enflasyon (TÜFE) ile olan pozitif ilişki ele alınan dönemin karakteristikleri doğrultusunda beklenenin aksine Fisher (1930)'in görüşlerinin geçerliliğini göstermektedir.

Çalışmada ayrıca N100 ile CPI ve USD kuru arasındaki ilişkinin yönünü anlayabilmek için eşbütünleşme testinin ardından VEC Granger Nedensellik testi uygulanmış ve ele alınan dönemde, Türkiye'de CPI ve USD'den N100'e doğru bir Granger nedensellik ilişkisinin var olduğu belirlenmiştir.

Ancak bu çalışmada elde edilen bu ampirik sonuçların incelenen dönemde, belirlenen modele ve kullanılan yöntemle ilgili olarak değişebileceğinin göz ardı edilmemesi gerekmektedir. Mevcut veriler kurların dalgalanmaya bırakıldığı Şubat 2001 öncesi ve sonrası olarak ayrılırsa analiz sonuçları daha kolay yorumlanabilecek ve nedenler daha net belirlenebilecektir.

## KAYNAKÇA

**Abdullah, Dewan A. ve Steven C. Hayworth (1993).** Macroeconometrics of Stock Price Fluctuations, *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol. 32, No.1, 50-68.

**Aga, Mehmet ve Berna Kocaman (2006).** An Empirical Investigation of the Relationship between Inflation, P/E Ratios and Stock Price Behaviors Using a New Series Called Index-20 for Istanbul Stock Exchange, *International Research Journal of Finance and Economics*, No. 6.

**Agénor, C. Pierre-Richard, John Mcdermott ve Murat Üçer (1997).** Fiscal Imbalances, Capital Inflows, and the Real Exchange Rate: The Case of Turkey, *European Economic Review*, Vol. 41, No. 3-5, 819-825.

**Aggarwal, Raj (1981).** Exchange Rates and Stock Prices: A Study of U.S. Capital Market under Floating Exchange Rates, *Akron Business and Economic Review*, Vol. 12, 7-12.

**Aydemir, Oğuzhan ve Erdal Demirhan (2008).** Hisse Senedi Fiyatı ve Enflasyon İlişkisi: Ampirik Bir Çalışma, <http://bsy.marmara.edu.tr/Konferanslar/2008/17.pdf> (09/05/2010).

**Aydemir, Oğuzhan ve Erdal Demirhan (2009).** The Relationship between Stock Prices and Exchange Rates Evidence from Turkey, *International Research Journal of Finance and Economics*, No. 23.

**Bahmani-Oskooee, Mohsen ve Ahmad Sohrabian (1992).** Stock Prices and the Effective Exchange Rate of the Dollar, *Applied Economics*, Vol. 24, No. 4, 459-464.

**Barnes, Michelle, John H. Boyd ve Bruce D. Smith (1999).** Inflation and Asset Returns, *European Economic Review*, Vol. 43, No. 4-6, 737-754.

**Boudoukh, Jacob, Matthew Richardson ve Robert F. Whitelaw (1994).** Industry Returns and the Fisher Effect, *The Journal of Finance*, Vol. 49, No. 5, 1595-1615.

**Choudhry, Taufiq (2001).** Inflation and Rates of Return on Stocks: Evidence from High Inflation Countries, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 11, No. 1, 75-96.

**Çiçek, Macide ve Feride Öztürk (2007).** Yabancı Hisse Senedi Yatırımcıları Türkiye’de Döviz Kuru Volatilitesi Şiddetlendiriyor mu?, *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, Cilt 62, No. 4, 83-107.

**Dickey, David A. ve Wayne A. Fuller (1979).** Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, 427-431.

**Dickey, David A. ve Wayne A. Fuller (1981).** Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, 1057-1072.

**Fama, Eugene F. (1981).** Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money, *American Economic Review*, Vol. 71, No. 4, 545-565.

**Fama, Eugene F. ve G. William Schwert (1977).** Asset Returns and Inflation, *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, No. 2, 115-146.

**Fisher, Irvin (1930),** *The Theory of Interest*, Macmillan, New York.

**Gujarati, Damodar N. (2003),** *Basic Econometrics*, 4th ed., McGraw-Hill, New York.

**Gültekin, N. Bülent (1983).** Stock Market Returns and Inflation: Evidence from Other Countries, *The Journal of Finance*, Vol. 38, No.1, 49-65.

**Hasan, Mohammad S. (2008).** Stock Returns, Inflation and Interest Rates in the United Kingdom, *The European Journal of Finance*, Vol. 14, No. 8, 687-699.

**Horasan, Mukadder (2008).** Enflasyonun Hisse Senedi Getirilerine Etkisi: İMKB 100 Endeksi Üzerine Bir Uygulama, *Atatürk Üniv. Sosyal Bilimler Enst. Dergisi*, Cilt 12, Sayı 1, 427-435.

**Johansen, Soren (1988).** Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2-3, 231-254.

**Kalaycı, Şeref (2005).** Borsa ve Ekonomide Volatilité İlişkisi: İMKB’de Bir Şartlı Varyans Analizi, *S.D.Ü. İ.İ.B.F. Dergisi*, Cilt 10, No.1, 241-250.

**Karamustafa, Osman ve Aykut Karakaya (2004).** Enflasyonun Borsa Performansı Üzerindeki Etkisi, *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Cilt 7, No. 1, 23-35.

**Madsen, Jakob B. (2002).** Share Returns and the Fisher Hypothesis Reconsidered, *Applied Financial Economics*, Vol. 12, No. 8, 565-574.

**Marshall, David A. (1992).** Inflation and Asset Returns in A Monetary Economy, *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 4, 1315-1342.

**Mackinnon, James G. (1991).** Critical Values for Cointegration Tests, *Long Run Economic Relationships, Readings in Cointegration* (Edts. R. F. ENGLE ve C. W. GRANGER), Oxford Univ. Press, Oxford.

**Mackinnon, James G., Alfred Haug ve Leo Michelis (1999).** Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14, No. 5, 563-577.

**Moscaro, Angelo ve Allan H. Meltzer (1993).** Long and Short-Term Interest Rates in a Risky World, *Journal Of Monetary Economics*, Vol.12, No. 4, 485-518.

**Phillips, Peter C. B., ve Pierre Perron (1988).** Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, 335-346.

**Sarı, Ramazan ve Ugur Soytas (2005).** Inflation, Stock Returns, and Real Activity in Turkey, *The Empirical Economics Letters*, Vol. 4, No. 3, 181-192.

**Soenen, Luc A. ve Elizabeth S. Hennigar, (1988).** An Analysis of Exchange Rates and Stock Prices: The U.S. Experience between 1980 and 1986, *Akron Business and Economic Review*, Vol. 19, 7-16.

**Solnik, Bruno (1987).** Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models: A Note, *The Journal of Finance*, Vol. 42, No.1, 141-149.

**Stavarek, Daniel (2004).** Stock Prices and Exchange Rates in the EU and the USA: Evidence of their Mutual Interactions, *MPRA Paper*, No. 7297.

**Yılmaz, Ömer, Bener Güngör ve Vedat Kaya (2005).** Hisse Senedi Fiyatları ve Makroekonomik Değişkenler Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik, *İMKB Dergisi*, Cilt: 9, Sayı: 34.



