

Türkiye’de Hisse Senedi ile Döviz, Mevduat, Altın, Konut Piyasaları Arasındaki Eşbütünleşme İlişkilerinin Analizi*

Yener Coşkun^a

A. Öznur Ümit^b

Öz: Bu çalışmada, BİST 100 hisse senedi endeksi getirisi ile döviz kuru, altın fiyatı, mevduat faiz oranı ve reel konut fiyat endeksi arasındaki uzun dönemli ilişki, 2000:01-2014:07 dönemine ait aylık veriler kullanılarak, eşbütünleşme yöntemleri ile araştırılmıştır. Bu amaçla öncelikle serilerin durağanlığı Çoğaltılmış Dickey Fuller ve Phillips-Perron birim kök testleri ve sırasıyla tek/çift yapısal kırılmaya izin veren Zivot-Andrews/Lee-Strazicich birim kök testleri ile incelenmiştir. Seriler arasındaki uzun dönemli ilişki, yapısal kırılmaları dikkate almayan Johansen (1990) eşbütünleşme testi ve yapısal kırılmaları dikkate alan Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ile incelenmiştir. Johansen testi sonucunda seriler arasında bir tane eşbütünleşme ilişkisi olduğu belirlenirken, Maki testi sonucunda seriler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı gözlenmiştir. Bu son bulgu, finansal olan (döviz/mevduat) ve finansal olmayan (altın/konut) sektörlerin hisse senedi piyasasının tamamlayıcısı/rekabetçisi olmayabileceğine ve kendine özgü dinamiklerinin/yatırımcı profilinin bulunabileceğine, ayrıca Türkiye’de hisse senedi piyasalarının geliştirilmesine yönelik politikaların ve borsanın büyümeye katkısının önemli yapısal kısıtlarının olabileceğine işaret etmektedir.

Anahtar Sözcükler: Borsa İstanbul, Döviz, Konut, Eşbütünleşme, Yapısal Kırılma

JEL Sınıflandırması: G12, F31, E44

Cointegration Analysis Between Stock Exchange and TL/FX Saving Deposits, Gold, Housing Markets in Turkey

Abstract: The paper asks whether the return of Borsa Istanbul100 index has long term relations with U.S. Dollar to Turkish Lira (TL) exchange rate, London Bullion Market Association (LBMA) gold fixing price, interest rate on TL saving deposit, and real house price index over the period of 2000:01-2014:07 in Turkey. We first test stationary of time series through Augmented Dickey Fuller, Phillips-Perron, Zivot-Andrews, and Lee-Strazicich unit root tests. Then, we perform Johansen cointegration test and multiple structural breaks cointegration test of Maki (2012). Johansen cointegration test suggests that there is a long term relationship among the variables, but Maki cointegration estimation do not provide evidence for the existence of cointegration. According to the latter result, we may argue that TL/FX saving deposits, gold, and housing markets in Turkey, having probably different investment dynamics and investor profile, may not integrate or compete with stock market under the impacts of structural breaks. This outcome may also imply that the policies on the development of stock market and contributions of stock market to the growth may have some structural limitations.

Keywords: Borsa İstanbul, Exchange Rate, Housing, Cointegration, Structural Break

JEL Classification: G12, F31, E44

^aPhD., Sermaye Piyasası Kurulu, Ankara, Türkiye, ycoskun@spk.gov.tr

^bAssist. Prof., PhD., Ondokuz Mayıs University Faculty of Economics and Administrative Sciences Department of Economics, Samsun, Türkiye, oumit@omu.edu.tr

1. Giriş

Fon akımları, farklı güdü ve beklentilerle yatırım sahalarına yönlendirilmektedir. Bu süreçte, fon akımının kaynağı (bireysel/kurumsal; yerli/yabancı vb.), yönelinen yatırım sahasının nitelikleri (vade/risklilik, düzenlenme/denetim kalitesi vb.), finansal piyasaların gelişmişlik derecesi üzerinde etkili olan (araç çeşitliliği, likidite, işlem maliyetleri, bakımsız bilgi sorunları vb.) etkenlerin durumu, ekonomik/politik konjonktür ve yatırımcı kültürü/psikolojisi gibi çeşitli etkenler rol oynamaktadır. Bu kapsamda, hisse senedi piyasası dışında ülkemizde fon akımlarının yöneldiği diğer temel finansal piyasalar arasında; mevduat ve döviz piyasaları da yer almaktadır. Bununla birlikte, özellikle hisse senedi piyasasının karmaşık/riskli olması ve finansal aracılıktaki sorunlar gibi iten ve finansal olmayan varlıkların özellikleri/yatırım kültürü-algısı gibi çeken faktörlerin etkisiyle; konut ve altın piyasalarına yönelik yatırımların ülkemizdeki fon akımlarının önemli bir bölümünü çekebildiği görülmektedir. Bu açıdan bakıldığında, ülkemizdeki bireysel/kurumsal fon akımları üzerinde finansal olan (hisse senedi, döviz, mevduat piyasaları) ve finansal olmayan (konut ve altın) sektörlerin rekabetçi/tamamlayıcı bir yapı içinde olup olmadıkları sorusu gündeme gelmektedir. Bu çalışmanın amacı; hisse senedi piyasası ile döviz, mevduat, konut ve altın piyasaları arasında uzun dönemde bütünleyici/rekabetçi bir ilişki olup olmadığının analiz edilmesidir. Çalışmada Borsa İstanbul (BİST) 100 hisse senedi endeksi getirisi ile döviz kuru, altın fiyatı, mevduat faiz oranı ve konut fiyatları arasındaki ilişkinin analiz edilmesinde 2000:01-2014:07 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır.

Çalışmanın yazına sunduğu katkıların başında, BİST 100 hisse senedi endeksi getirisinin finansal olan/olmayan yatırım sektörleriyle olan ilişkisinin, konut piyasasını da içeren, daha bütüncül bir yaklaşımla incelenmesi gelmektedir. Bu bağlamda, bildiğimiz kadarıyla uzun dönemli bir zaman serisi ile, ilk defa çalışmamızda yer verilen konut fiyat endeksinin hisse senedi endeksi getirisi ile ilişkisinin incelenmesi, konut-finans piyasalarını ilişkilendirerek ilgili yazınlara katkı sunmaktadır. İkinci olarak, hisse senedi endeksi getirisi ile ilişkili finansal araçlar arasında benzer çalışmalarda yeterince kullanılmayan mevduat piyasasına da değişken olarak yer verilmiştir. Üçüncü olarak, Johansen ve Maki eşbütünlük testlerinin bir arada kullanılması; Johansen eşbütünlük testi sonuçlarının eleştirel bir gözle değerlendirilmesini ve her iki test sonucunun karşılaştırmalı olarak ele alınmasını sağlayarak, sonuçların tutarlılığına önemli bir katkı sağlamaktadır. Çalışmada dört bölüm daha bulunmaktadır. İzleyen bölümde ülkemizdeki temel finansal olan/olmayan sektörlerin fon akımları ile olan ilişkisi, üçüncü bölümde yazın taraması, dördüncü bölümde ekonometrik yöntem ve ampirik bulgular ve son bölümde de sonuç yer almaktadır.

2. Türkiye’de Finansal Olan/Olmayan Temel Sektörler ve Fon Akımları

Finans-büyüme yazınında ağırlık kazanan görüş, banka ve sermaye piyasalarındaki gelişmenin büyüme üzerinde de olumlu etki yaratmasıdır. Bununla birlikte, gelişmekte olan ülkelerdeki (GOÜ) finansal az gelişmişlik/istikrarsızlıklar/krizler finansal gelişmenin, büyüme üzerindeki pozitif etkilerini azaltabilmektedir. Yüksek işlem maliyetleri ve bakımsız bilgi sorunundan kaynaklanan çarpıtmalar da, finans sektörünün gelişimini olumsuz yönde etkilemektedir. GOÜ’de sermaye piyasalarının genellikle az gelişmiş olması ve bankacılık sektörünün ön planda olması da, yukarıdaki sorunlarla da ilişkili olan, önemli bir eğilimdir. Bu noktada, finansal olmayan sektörler için fon akımları, yaratacağı rekabetçi etkinin niteliğine bağlı olarak, finansal sistemin gelişmesini olumsuz yönde etkileyebilir. Finansal olmayan sektörlerin, finansal piyasalar ile ilişkisinin zayıflaması da; söz konusu olumsuz etkinin derinleşmesine neden olabilir. Dolayısıyla, finansal olan/olmayan varlık sınıfları arasında ekonomideki tasarruf akımlarının çekilmesine yönelik rekabet/bütünleşme ilişkisinin incelenmesi, söz konusu sektörlerin rekabetçi avantaj/dezavantajlarının ve bunların ekonomiye yönelik genel etkilerinin belirlenmesi açısından önemlidir.

Türkiye gibi banka odaklı finansal sisteme sahip GOÜ’de bankacılığın ve dolayısıyla bankacılık ekseninde şekillenen finansal sistemin; büyüme/kalkınma ile olan ilişkisi dikkat çekicidir (Coşkun, 2009: s. 48). Nitekim ülkemizdeki hane halkı finansal varlıklarının 2008-2014/9 dönemindeki dağılımı incelendiğinde, mevduatın ağırlıklı bir yere sahip olduğu görülmektedir (bkz. Ek-1).¹ Bu bağlamda, 2010 sonrasında azalma eğilimi göstermekle birlikte, 2014/9 itibarı ile Türk parası tasarruf mevduatının hane halkı finansal varlıkları içindeki payı % 48 olmuştur. Negatif dışsal/içsel şokların hane halkının finansal varlık tercihlerinde neden olduğu bir diğer değişiklik de, yabancı para tasarruf mevduatında gözlenen hacimsel artıştır. Buna göre,

yabancı para tasarruf mevduatının hanehalkı finansal varlıkları içindeki payı, 2010 yılı sonrasında gözlenen artış eğilimi sonrasında, 2014/9'da 187 milyar TL'ye ulaşmıştır. Söz konusu büyüklük hane halkı varlıklarının yaklaşık % 24'üne karşılık gelmektedir. Ek-1'den de görüldüğü üzere, 2008-2014/9 döneminde hisse senedinin varlık grubu olarak ağırlığı, bireysel emeklilik fonlarını da içeren yatırım fonlarından düşüktür. Buna göre 2014/9 döneminde hane halkı varlıklarının % 5,1'i hisse senetlerinden oluşurken, ağırlıklı olarak sabit getirili araçlardan oluşan yatırım fonlarının payı % 8 olmuştur. Bununla birlikte, 2014/9 döneminde hane halkının hisse senedi yatırımları, 2008 yılına göre % 375 oranında artarak, yaklaşık 40 milyar TL'ye ulaşmıştır. Kıymetli maden deposu, 2008 yılı esas alındığında hane halkı varlık grupları arasında oransal olarak en hızlı büyüyen varlık grubudur. Buna göre 2008 yılında % 0,1 olan kıymetli maden deposu hesabının hane halkı varlıkları içindeki payı, 2014/9 itibarı ile % 2,1'e yükselmiştir.² 2008-2014/9 dönemine bir bütün olarak bakıldığında; hane halkı finansal varlıkları içinde Türk parası tasarruf mevduatının payının ağırlıklı önemini korumakla birlikte görece olarak azaldığı, buna karşılık oransal önemleri düşük olsa da kıymetli maden deposu ile piyasa değerindeki büyümenin de etkisiyle hisse senedi yatırımlarının önemli ölçüde arttığı ve yabancı para tasarruf mevduatına yönelik yatırımların dalgalanma göstermekle birlikte hala önemli boyutlarda olduğu söylenebilir.³

Ekonomideki fon akımları (bireysel/kurumsal yatırım tercihleri) üzerinde sermaye piyasaları; bankacılık, sigorta ve diğer finansal alt sektörler, finans dışı sektörler ve hukuk dışı faaliyetlerin yarattığı sektör ile rekabet halindedir. Söz konusu sektörlerle yönelik fon akımlarının artışı, sermaye piyasalarına yönelik fon akımlarının azalmasına neden olabilmektedir (Coşkun, 2010: 29). Dünya Bankası (2003: 13) ülkemiz sermaye piyasalarındaki yatırım fırsatlarının yetersiz ve banka dışı finansal araçların yeterince gelişmemiş olmasının yanı sıra, enflasyona karşı korunma güdüsü ve vergisel avantajların da; tasarrufların gayrimenkul, altın ve döviz cinsinden varlıklara yönelmesine neden olduğunu belirtmektedir. Soydemir ve Akyüz (2015: 549) de, tasarruf oranlarını ve kurumsal yatırım bazını artırmadan, gayrimenkul/altın gibi geleneksel yatırımların cazibesini azaltmadan ve piyasalarda güveni sağlamadan Türkiye'de sermaye piyasalarının gelişmeyeceği belirtilmektedir. Dolayısıyla, bireysel/kurumsal fon akımlarının, artan bir eğilim ile hisse senedi piyasalarına yönelmesi; hisse senedi piyasalarının gelişmesini sağlayacak piyasa dinamiklerinin harekete geçirilmesi ve arz/talep yönlü yapısal sorunların çözümlenmesi ile ilişkili görünmektedir. Bu noktada, fon akımlarının hisse senedi piyasalarına yönelmesi (piyasa gelişimi) analizi bağlamında, alternatif yatırım sahaları ile hisse senedi piyasaları arasındaki etkileşimin analiz edilmesi önem kazanmaktadır. Söz konusu analiz dolaylı olarak büyüme sürecine borsanın katkısına yönelik koşulların da incelenmesine katkı sağlamaktadır. Öte yandan, hanehalkı finansal varlıkları içinde hisse senedi görece önemli bir yatırım kategorisi olmamakla birlikte, BİST ülke ekonomisinin temel barometrelerinin başında gelmektedir. BİST'in kısa vadeli sermaye akımlarının en yoğun olarak bulunduğu yatırım sektörü olması ve daha da önemlisi borsadaki risklerin neden olabileceği değer kayıplarının ani sermaye çıkışları yoluyla finansal olan/olmayan alt sektörlerde farklı gecikme/şiddetlerde sonuçlara neden olması; hisse senedi getirisi ile finansal olan/olmayan varlıkların fiyatları arasındaki etkileşiminin incelenmesini farklı bir açıdan da önemli hale getirmektedir. Bu çerçevede çalışmamızda, yazındaki yaklaşıma da koşut olarak, hisse senedi endeksi getirisi (bağımlı değişken) ile hanehalkı varlıkları içinde ön planda yer alan finansal olan (döviz/mevduat) ve finansal olmayan (altın/konut) varlıklar arasındaki ilişki incelenmiştir.

3. Yazın Taraması

3.1. Hisse Senedi Endeksi/Fiyatları ve Döviz Kuru İlişkisi

Yatırımcıların önemli bir bölümü hisse senedi fiyatları ve döviz kurlarının birbirlerinin gelecekteki tahmini fiyatlarının belirlenmesini sağlayabileceğini düşünmektedir (Nieh ve Lee, 2001: 487). Kasapoğlu (2007: 17) birçok GOÜ'de bono, hisse senedi ve gayrimenkul piyasaları tam olarak gelişmediği için, döviz kurunun para politikalarından etkilenen en önemli varlık fiyatı olduğunu belirtmektedir. Ayvaz (2006: 3) da, özellikle BİST gibi gelişmekte olan piyasalarda, dövizli hisse senedine alternatif bir yatırım aracı olarak algılayan yatırımcıların, belirsizliğin arttığı dönemlerde, likiditesinin yüksek olması nedeni ile yatırımlarını hisse senedinden dövizde kaydırdığını belirtmektedir. Hisse senedi ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi inceleyen yazında iki yaklaşım ön plana çıkmaktadır. Geleneksel yaklaşımda, mikroekonomik/makroekonomik etkileri

bağlamında hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasında; doğrusal ve döviz kurundan hisse senedine doğru nedensellik ilişkisi olduğu ileri sürülmektedir. Hisse senedi fiyatı ile döviz kuru arasında ters yönlü bir ilişki olduğunu savunan portföy yaklaşımında ise; hisse senedi fiyatlarından döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu belirtilmektedir (Frankel, 1983; Granger, Huang ve Yang, 2000; Stavarek, 2005; Tabak, 2006; Kollias vd., 2012).

Hisse senedi fiyatı ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi inceleyen yazında farklı bulgulara ulaşılmıştır (Muhammad ve Rasheed, 2004: 536). Kasman (2006), 1986-2003 dönemi için BİST 100 endeksi getirisindeki dalgalanmanın döviz kuru ve enflasyon dalgalanması üzerinde tahmin edici gücünün ve sanayi üretiminin ve döviz kurunun da hisse senedi piyasasındaki dalgalanma üzerinde önemli bir etkisinin olduğunu bulgulamıştır. Johansen eşbütünleşme testi çerçevesinde Ayvaz (2006), döviz kuru ile BİST 100 endeksi arasında uzun dönemli ilişki ve iki yönlü nedenselliğin olduğunu belirlemiştir. Erbaykal ve Okuyan (2007: 85), 13 GOÜ için yaptıkları çalışmada, hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasındaki ilişkinin açıklanmasında portföy dengesi yaklaşımının daha etkin olduğunu, 6 ülkede değişkenler arasında eşbütünleşme ve 8 ülkede ise nedensellik ilişkisi olduğunu tespit etmiştir. Dizdarlar ve Derindere (2008: 122), 2005:01-2007:12 dönemi için yaptıkları regresyon analizi sonucunda, döviz kurunun BİST 100 endeksindeki değişimlerin % 55’ini açıkladığını ve açıklama gücünün dönemlere göre değişebileceğini belirtmektedir. 2001:02-2008:01 dönemine ilişkin analizlerinde Aydemir ve Demirhan (2009), döviz kuru ve BİST hisse senedi piyasası endeksleri arasında iki yönlü nedensellik ilişkisinin bulunduğunu belirlemiştir. Halaç ve Gümüş (2010), 1988-2009 dönemi için yapısal kırılmaları dikkate aldıkları çalışmalarında; BİST 100 endeksi ile dolar kuru serilerinin eşbütünleşik olduğunu belirlemiştir. Elmas ve Esen (2011: 154-155, 167), uzun dönemde BİST ve döviz kurunun (TL/USD) birlikte hareket ettiğini ve kısa dönemde meydana gelen sapmaların ortadan kalkarak serilerin birbirine yakınsadığını belirlemiştir. Şentürk ve Akbaş (2012: 50) Türkiye’de 2000:01-2011:05 döneminde, USD/TL kuru ile BİST getirisi arasında iki yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu bulmuştur. Portföy dengesi yaklaşımının geçerli olduğunu bulguladığı çalışmasında Berke (2012: 254), döviz kurunun yükselmesi sonucunda; hisse senedi fiyatlarının düşeceği ve bunun hisse senedi piyasası aleyhine dövize olan talebi arttırdığı sonucuna ulaşmıştır. Yabancı yazında iki değişken arasındaki ilişkilere ilişkin farklı bulgulara ulaşılmıştır. Bu kapsamda, Aggarwal (1981), Giovannini ve Jorion (1987) ve Roll (1992) iki değişken arasında önemli bir pozitif ilişki olduğunu ve Smith (1992) hisse senedi değerlerinin döviz kurları üzerinde önemli bir etkisinin olduğunu belirlemiştir. Soenen ve Hannigar (1988) de, değişkenler arasında önemli negatif yönlü ilişki olduğu bulgulanmıştır. Franck ve Young (1972), Solnik (1987), Chow, Lee ve Solt (1997), Nieh ve Lee (2001), Bhattacharya ve Mukherjee (2003) ise değişkenler arasında önemli bir ilişki olmadığını belirlemiştir. Bahmani-Oskooee ve Sohrabian (1992) değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığını ve Granger vd. (2000) de Filipinler’de hisse senedi fiyatındaki değişimlerin döviz kurunda değişime neden olduğunu, buna karşılık Güney Kore’de ise iki değişken arasında ters bir ilişki olduğunu belirlemiştir. Nieh ve Lee (2001: 487) ise bu bulguya ilaveten, hata düzeltme modeli (VECM) çerçevesinde yapılan kısa dönem analizde; söz konusu değişkenlerin belli ülkelerde bir günlük tahmin gücünün olduğunu belirlemiştir. Ayrıca Aggarwal (1981) değişkenler arasındaki ilişkinin kısa dönemde daha güçlü olduğunu ve 8 Asya ülkesinde döviz kuru ve hisse senedi ilişkisini inceleyen Lean, Narayan, ve Smyth (2011) de değişkenler arasında kısa dönemde ortak hareket eğilimi olduğunu belirlemiştir. Jawaid ve Haq (2012) nedensellik analizi sonuçlarına göre, döviz kuru ve hisse senedi fiyatları arasında iki yönlü ilişki olduğunu bulgulamıştır. Kollias, Mylonidis ve Paleologou (2012), hisse senedi piyasaları ve EUR/USD kuru arasında zamanla değişen nedenselliğin olduğunu bulgulamıştır.

Dönemsel olarak pozitif ayrışmaya girebilmekle birlikte, kamu/özel sektör tasarruf açıklarının da etkisiyle ülkemiz finansal sisteminde kırılganlıkların olması ve sistemin yurt dışı piyasalara olan bağımlılığı (faizin yanı sıra); dövizin ve hisse senedinin fiyatlanmasında uluslararası piyasalara olan bağımlılığı arttırmaktadır. Dolayısıyla, uluslararası fiyatlamının etkili olabildiği hisse senedi piyasası ile döviz (ayrıca incelemede ele alınan diğer yatırım sahaları olan mevduat ve altın) piyasaları arasında fiyat oluşumu/hareketleri açısından ilinti olması beklenebilir. Hisse senedi piyasası yatırımcısının hisse senedi ve döviz piyasaları arasında kısa vadeli taktik tercihlerde bulunması olasıdır.⁴ Ancak ülkemizdeki hane halkı yatırım tercihleri dikkate alındığında (bkz. Ek-1), ağırlıklı olarak yabancı/kurumsal yatırımcıdan oluşan hisse senedi yatırımcısında gözlenebilecek portföy tercihlerinin hanehalkının yatırım tercihine genelleşerek yansması beklenmemektedir. Nitekim, önemli içsel/dışsal krizleri/şokları içeren inceleme döneminde borsa

endeksinde gözlenen çarpıcı hareketlere/artışlara ve döviz (ve TL) mevduat yatırımının belli dönemlerde negatif reel getiri sunmasına karşın; hanehalkının yabancı (ve Türk parası) tasarruf mevduatının hacim olarak artması ve oransal olarak önemini koruması; hanehalkı yatırım tercihleri açısından döviz (ve mevduat) ile hisse senedi piyasalarının ilişkili olmayabileceğini düşündürmektedir.

3.2. Hisse Senedi Endeksi/Fiyatları ve Faiz Oranı (Mevduat Piyasası) İlişkisi

Hisse senedi getirisinin ekonomideki faiz oranına dayalı finansal araçlarla olan ilişkisi, hisse senedi piyasası ile rekabetçi/bütünleyici olabilecek finansal sektörler arasındaki etkileşimin analiz edilmesi açısından önemlidir. Mevduat, yatırım hacmi olarak, ülkemizdeki en önemli sabit getirili araç sınıfını temsil etmekle birlikte; mevduat faiz oranı-hisse senedi getirisi arasındaki ilişki yurt içi yazında yeterince incelenmemiştir. Bu bağlamda, çalışmamızda mevduat faiz oranı değişken olarak kullanılmakla birlikte, hisse senedi endeksi getirisi-mevduat faiz oranı ilişkisi, ekonomideki temel faiz oranlarının ilişkili olduğu dikkate alınarak, faiz oranı ölçütleri-hisse senedi getirisi arasındaki ilişkiyi inceleyen yazın çerçevesinde ele alınmıştır.

Enflasyonun hisse senetleri üzerindeki etkisi tartışmalıdır (Knif, Koları ve Pynnönen, 2008). Ülkemizdeki yazın incelendiğinde, 1990:01-2003:12 dönemini kapsayan analizlerinde Yılmaz, Güngör ve Kaya (2006: 12), Johansen eşbütünleşme testi sonuçlarına göre; hisse senedi fiyatı ile tüketici fiyat endeksi (TÜFE), faiz oranı ve sanayi üretim endeksi değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki bulmuştur. Aslanoğlu (2008: 201) BİST 100 endeksi ile emisyon hacmi arasında güçlü bir ilişki olduğunu, bunun ardından faiz oranı ve döviz kurunun da endeks üzerinde etkili olduğunu belirlemiştir. Zügül ve Şahin (2009: 14) 2004–2008 dönemi için basit doğrusal regresyon analizi ile yaptıkları çalışmalarında; M1 para arzı, döviz ve faiz oranı ile hisse senedi getiri endeksi arasında negatif yönlü ve enflasyon oranıyla BİST 100 endeksi arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğunu bulgulamıştır. 1992-2006 dönemini kapsayan çalışmasında Gençtürk (2009: 134), kriz dönemlerinde BİST endeksini TÜFE'nin negatif ve para arzının (M2) da pozitif yönde etkilediğini, krizsiz dönemde BİST endeksinin TÜFE ile pozitif ve hazine bonosu faiz oranları ile negatif yönlü ilişkisinin olduğunu belirlemiştir. Cihangir ve Kandemir (2010: 286) BİST'de işlem gören hisse senetleri getirileri ile enflasyon arasında pozitif ilişki olduğunu belirlemiştir. Çiçek (2010) devlet iç borçlanma senetleri (DİBS), döviz ve hisse senedi piyasaları arasında uzun dönemde bir ilişki olmadığını ve hisse senedi ve döviz piyasalarından DİBS'e doğru anlamlı oynaklık yayılması ve asimetrik etkiler olduğunu bulgulamıştır. 1996:01-2009:12 dönemi için Johansen eşbütünleşme testini de kullandıkları çalışmalarında Özer, Kaya ve Özer (2011: 176-177), Türkiye ekonomisi için, hisse senetleri fiyatları ile fiyat endeksi, faiz oranı, para arzı, dış ticaret dengesi ve sanayi üretim endeksi değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını belirlemiştir. Akbaş (2013: 36-37), Hansen ve Seo eşbütünleşme testi ile 1986:01-2012:07 dönemi için BİST getiri oranı ile faiz oranı arasında eşbütünleşme olduğunu belirlemiştir. Yabancı yazına bakıldığında, Fama (1981) hisse senedi getirileri ile sanayi üretimi, gayrisafi milli hasıla, para arzı, faiz oranı ve enflasyonun gecikmeli değerleri gibi reel değişkenler arasında pozitif yönlü güçlü bir korelasyon olduğunu belirlemiştir. Bernanke ve Kuttner (2005), ABD gösterge faiz oranındaki beklenmeyen varsayımsal 25 baz puanlık indirimin geniş (tanımlı) hisse senedi endeksinde % 1 oranında artışa neden olduğunu belirlemiştir. 4 Avrupa ülkesi için, 1973:01-2004:12 döneminde, hisse senedi getirilerinin döviz, faiz ve piyasa riskine olan duyarlılığını analiz eden Hyde (2007), faiz oranı riskinin Fransa ve Almanya'da pozitif ve önemli olduğunu belirlemiştir. 1990:01-2005:06 döneminde faiz oranı değişikliklerinin hisse senedi getirileri üzerindeki etkisini önde gelen Avustralya bankaları için inceleyen Vaz, Ariff ve Brooks (2008), faiz oranı artış kararlarının açıklanması sonrasında hisse senedi getirilerinde olumsuz bir etkinin gözlenmediğini belirlemiştir. Allan, Neto, Araujo, Luma, ve Abrita (2013), yabancı yatırımcıların risk algısındaki değişimi yansıtan, faiz oranı değişimlerinin, 2001:01-2011:12 döneminde Brezilya hisse senedi piyasası (Ibovespa) endeksindeki dalgalanmayı önemli ölçüde açıkladığını bulgulamıştır. Pakistan'a yönelik çalışmalarında Jawaid ve Haq (2012) nedensellik analizi sonuçlarına göre, kısa vadeli faiz oranından hisse senedi fiyatlarına doğru tek yönlü bir ilişki olduğunu belirlemiştir. 1994:04–2011:04 döneminde Hindistan'a yönelik çalışmasında Naik (2013), döviz kuru ve kısa vadeli faiz oranının hisse senedi fiyatının belirlenmesinde istatistiki olarak önemsiz olduğunu belirlemiştir. Hsing (2014), Estonya hisse senedi piyasası endeksinin döviz kuru, faiz oranı, beklenen enflasyon ve Euro bölgesi kamu tahvili getirisi ile ters yönlü ilişkili olduğunu bulgulamıştır.

Özetle, hisse senedi endeksi/fiyatı ve faiz oranı ölçütleri arasındaki ilişkileri inceleyen yerli/yabancı yazında farklı bulgulara ulaşılmıştır. Piyasa pratiğine dayalı olarak, hisse senedi endeksi getirisi ile faiz oranının ters yönlü ilişkili olabileceği ve dolayısıyla hisse senedi ve mevduat piyasalarının rekabetçi sektörler olabileceği ileri sürülebilir. Bununla birlikte, ülkemizde hisse senedi endeksinin önemli dalgalanma (ve son yıllarda yükseliş) eğilimi göstermesine karşılık; TL cinsinden tasarrufların, çeşitli dönemlerde ortaya çıkabilen negatif reel faize rağmen, hacimsel önemini (belli bir yüzdesel kayıp ile) koruyor olması; temsilen ülkemizdeki hisse senedi ve mevduat piyasalarının yatırım sahası geçişkenliliği bağlamında ilişkili olmayabileceğini (veya sınırlı ilişkili olabileceğini), dolayısıyla söz konusu finansal ürünlerin rekabetçi olmayan (veya sınırlı ölçüde rekabetçi olan) varlık sınıflarını temsil edebileceğini düşündürmektedir.

3.3. Hisse Senedi Endeksi/Fiyatları ve Altın Fiyatı İlişkisi

Altın tarihsel olarak enflasyon, sosyal olaylar ve savaş gibi dönemlerde paranın zaman değerinin korunması için kullanılmaktadır. Hisse senedi fiyatları düşerken altın alınması tavsiye edilirken, borsanın yükselme döneminde ise tersi bir eğilim gözlenmektedir (Sujit ve Kumar, 2011: 158). Dolayısıyla, özellikle hisse senedi piyasasında çöküş olduğunda, uzun dönemde etkisi sınırlı olmakla birlikte, altın güvenli limana dönüşebilmektedir (Miyazaki, Toyoshima ve Hamori, 2012: 43). Dünya Altın Konseyi (2014) verilerine göre, 2013 yılında ülkemizde gayrisafi yurtiçi hasılanın % 0,2’sine karşılık gelen 1,5 milyar dolarlık altın satışı yapılmıştır. 2004 yılında 5 ton olan altın üretimi ise, 2013 yılında 33,5 ton olarak gerçekleşmiştir.⁵

Hisse senedi getirisi ve altın fiyatları arasındaki ilişki yerli yazında sınırlı ölçüde incelenmiştir. Albeni ve Demir (2005: 14-16), Cumhuriyet altınındaki % 1’lik artışın BİST mali sektör hisse senedi fiyatlarında % 4,5’lik bir artışa neden olduğunu belirleyerek; bunu altının hisse senedine alternatif bir yatırım aracı olmaması ve fiyat hareketlerine bağlı bir kazanç aracı olarak görülmemesi ile açıklamaktadır. Atan, Boztosun, ve Kayacan (2005), 2000-2004 döneminde hisse senedi getirileri üzerinde, BİST-30 endeksi ve diğer değişkenler dışında, altın fiyatlarının da etkili olduğunu belirlemiştir. Gençtürk (2009: 135) Türkiye’de krizin olmadığı dönemlerde; BİST endeksinin altın ile pozitif yönlü ilişkisinin olduğunu bulgulamıştır. Şentürk ve Akbaş (2012: 50) 2000:01-2011:05 döneminde, BİST’den altın fiyatlarına doğru bir nedensellik ilişkisi olduğunu bulgulamış ve bunu altına yönelik yatırımların borsa yatırıma alternatif olması biçiminde değerlendirmiştir. Regresyon analizi sonucunda Aksoy ve Topçu (2013: 76) „altın getirisi ile hisse senedi getirileri arasında negatif ilişki olduğunu ve DİBS, hisse senedi ve TÜFE’den altına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğunu belirlemiştir. Johansen eşbütünleşme testinin de kullanıldığı ve etkin portföy çeşitlendirmesine ilişkin yapının incelendiği çalışmasında Yıldız (2014), 2001:03-2013:06 dönemi için BIST 100 pay endeksi ile faiz oranı, döviz kuru ve altın fiyatı değişkenleri arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Yabancı yazına bakıldığında, İsmail, Yahya ve Shabri (2009), altın fiyatının enflasyon oranı, döviz kuru dalgalanması ve politik çalkantılar gibi etkenlere bağlı olduğunu, bunun altında ise altın fiyatının uzun vadeli arz/talebe göre fiyatlanmasının bulunduğunu belirtmektedir. Yabancı yazına bakıldığında, Smith (2001), hisse senedi ve altın fiyatı arasında zayıf bir bağ olduğunu belirlemiştir. Chong ve Miffre (2009) altın, gümüş ve bakır gibi değerli madenlerin hisse senedi piyasasında dalgalanmanın arttığı dönemlerde etkin bir risk çeşitlendiricisi işlevini gördüğü sonucuna varmıştır. Analizlerinde hata düzeltme modelini kullanan Gilmore, McManus, Sharma ve Tezel (2009), altın ve piyasa kapitalizasyonu yüksek olan hisse senetlerinin uzun dönemli ilişki içinde olduğunu ve Gaur ve Bansal (2010), altın ve hisse senedi fiyatları arasında ters yönlü ilişki bulunduğunu belirlemiştir. Sujit ve Kumar (2011: 159), altın fiyatlarındaki dalgalanmaların petrol veya diğer endekslerden çok kendi fiyat değişimleri ile ilişkili olduğunu belirlemiştir. Miyazaki vd. (2012: 43), CBOE Volatilite Endeksi (VIX), altın ve S&P500 endeksi arasında dinamik bir korelasyon olduğunu belirtmektedir. Karachi borsasına yönelik analizlerinde Shahzadi ve Chohan (2012), hisse senedi endeksi ve altın fiyatları arasında ters yönlü ilişki olduğunu bulgulamıştır. Patel (2013), hisse senedi piyasası (Mumbai borsası) endeksi ve altın fiyatı arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğunu ve Baig, Shahbaz, Imran, Jabbar ve Ain (2013), altın ve petrol fiyatlarının artışı ve Karachi Borsası KSE 100 endeksi getirisi arasında uzun dönemde önemli bir ilişkinin bulunmadığını belirlemiştir. 1990:06-2014:04 dönemi için Hindistan’a yönelik çalışmalarında Srinivasan ve Prakasam (2014), altın ve hisse senedi fiyatlarının döviz kuru ile uzun dönemli ilişkisinin olduğunu, ancak hisse senedi ve altın fiyatları arasında uzun dönemli istikrarlı bir eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirlemiştir.

2005-2013 dönemine yönelik incelemelerinde Sreekanth ve Veni (2014), altın fiyatlarının ve (Hindistan Ulusal Hisse Senedi Piyasası'ndaki -NSE-) hisse senedi fiyatlarının uzun dönemde eşbütünlüğünü ve altın fiyatlarından hisse senedi fiyatlarına doğru uzun dönemli nedenselliğin olduğunu belirlemiştir.

Altın ve hisse senedi piyasalarındaki fiyat hareketlerinin değer oluşumu açısından uluslararası finansal konjonktüre duyarlı olması, iki piyasa arasında ilişki olabileceğini gündeme getirmektedir. Ancak dünyanın başlıca altın piyasalarından biri olan Türkiye'deki altın yatırımının geleneksel boyutları/bölge ekonomileri ile olan ilişkisi; yerel piyasadaki koşulların fiyat hareketlerinde etkili olabileceğine işaret etmektedir. Dolayısıyla, en azından ülkemizdeki hane halkı düzleminde, hisse senedi gibi sofistike (organize/ düzenlenmiş) bir piyasa ile, geleneksel yönleri ön planda olan altın piyasası yatırımcı profilinin ve her iki piyasadaki yatırım süreçlerinin/kültürünün farklı olduğu düşünülebilir. Bu durum, uluslararası yazındaki bazı bulguların aksine, hisse senedi endeksi/fiyatları ve altın fiyatlarının da, yerel yatırım tercihlerinin/kültürünün etkisiyle, ilişkili olmayabileceğini veya sınırlı bir ilişkinin olabileceğini ima etmektedir.

3.4. Hisse Senedi Endeksi/Fiyatları ve Konut Fiyatları İlişkisi

Tobin'in q kuramında, para arzındaki artışla oluşan ilave kaynağın; hisse senedi ve taşınmaz piyasalara da yönelebileceği ileri sürülmektedir (Mishkin, 1992). Konut talebi ile birlikte, konut fiyatlarında ortaya çıkabilecek artışlar, ipotekli konut finansmanı birincil/ikincil piyasalarında genişlemeye neden olabilir. Söz konusu çerçevede, konut ve finans piyasalarının bütünleşme derecesine bağlı olarak, makroekonomik değişkenleri ve bununla bağlantılı olarak hisse senedi piyasasını da etkileyebilir (Yalçiner ve Coşkun, 2014; Coşkun, 2015). Konut piyasasının farklı işleyiş mekanizmalarının bulunduğu ve ülkemizdeki konut-finans etkileşiminin görece az gelişmiş olduğu dikkate alındığında; konut ve hisse senedi piyasasının zayıf ilişkili (kısmen rekabetçi) veya ilişkisiz olması beklenebilir. Bildiğimiz kadarıyla, konut fiyatlarının makroekonomik değişkenlerle ilişkisi yerli yazında incelenmekle birlikte, hisse senedi fiyatları/getirisi ve konut fiyatları arasındaki ilişki inceleme konusu edilmemiştir.⁶ Bu bağlamda, çalışmamızda modifiye edilmiş konut fiyat endeksinin (bkz. 4.1) hisse senedi endeksi ile ilişkisinin incelenmesi, yazına doğrudan katkı sunmaktadır.

Hisse senedi ve konut fiyatları arasındaki ilişkiyi inceleyen yurt dışı yazında farklı bulgulara ulaşılmıştır. Liu, Hartzell, Greig ve Grisson (1990), ABD'de ticari gayrimenkul ve hisse senedi piyasalarının, bilgiye erişime dayalı dolaylı engeller nedeniyle, bölüntülenmiş olduğunu belirlemiştir. Geltner (1990) da, iki piyasa arasında bölüntülenme olduğunu ileri sürmektedir. İngiltere için yaptıkları analizde Lizieri ve Satchell (1997), gayrimenkul hisseleri ile hisse senedi piyasası getirileri arasında güçlü bir korelasyon olduğunu ileri sürmüştür. Okunev ve Wilson (1997), ABD menkulleştirilmiş gayrimenkul piyasası ve hisse senedi piyasası arasında zayıf ve doğrusal olmayan bir ilişki olduğunu bulgulamıştır. Quan ve Titman (1999), hisse senedi getirileri ile gayrimenkul değerleri/kiraları arasında ilişki bulunduğunu ve Singapur ekonomisine yönelik analizinde Liow (2004: 3), hisse senedi ile ikamet amaçlı konut ve ofis fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu belirtmektedir. Kakes ve Van den End (2004), Hollanda konut piyasasındaki fiyatlar ve hisse senedi fiyatları arasındaki en güçlü bağın, yüksek konut fiyatının bulunduğu segmentte olduğunu ve hisse senedi fiyatının konut fiyatını belirlediğini öne sürmüştür. Kapopoulos ve Siokis (2005), Atina metropolitan bölgesinde gayrimenkulün yatırım aracı olarak görülmesi nedeniyle, yüksek hisse senedi fiyatlarının hane halkı portföyünde konut gibi diğer varlıkların payının artmasına neden olabileceğini ileri sürmektedir. Güney Kore için yaptıkları analizde Sim ve Chang (2006), konut ve arazi fiyatlarından hisse senetlerine doğru granger anlamda nedenselliğin olduğunu bulgulamıştır. Anoruo ve Braha (2008), ABD'de ikamet amaçlı konut piyasası ve hisse senedi piyasalarının bütünleşik olduğunu belirlemiştir. 1995:Q1-2006:Q4 döneminde Tayland'a yönelik incelemesinde Ibrahim, Padli ve Baharom (2009: 99) konut fiyatları ile hisse senedi fiyatları, reel gelir ve fiyat düzeyi arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu belirlemiştir. Casni ve Vizek (2014), hisse senedi ve gayrimenkul fiyatlarının yakından ilişkili olduğunu ve bunun gelir düzeyine ve finansal piyasaların yapısına göre değiştiğini belirtmektedir.

Ülkemiz pratiğinde ve genelde, varlık sınıfı olarak konut ve hisse senedi arasında önemli farklılıklar bulunmaktadır. Temel farklılıklara değinmek gerekirse, ilk olarak, hisse senedi kısa vadeli finansal bir araç iken; konut uzun vadeli finansal olmayan bir varlık grubudur. İkinci olarak, sahiplik piyasası bağlamında konut tüketim/yatırım aracı iken, hisse senedi salt bir yatırım aracıdır. Ayrıca, konut sahipliğinin; statü arayışı, sosyal

güvenlik gereksinimlerinin giderilmesi ve finansal varlıklara yönelik yatırımlarda görülmeyen diğer sosyo-ekonomik boyutları bulunmaktadır. Üçüncü olarak, hisse senedi piyasası şeffaf/merkezi bir piyasa iken, konut piyasası yerel ve şeffaflıktan genelde uzaktır. Dördüncü olarak, konutun likit bir varlık olmaması ve fiyatlanmasındaki güçlükler, hisse senedi piyasasındaki likit/kolay fiyatlanma özellikleri ile tamamen zıt karakterdedir. Ayrıca hisse senedi piyasasında işlem maliyetleri konut piyasasına göre çok düşüktür. Yukarıda yer verilen belirlemeleri daha da genişletmek mümkün olmakla birlikte; özetle, konut ve hisse senedi piyasalarına yönelik yatırımların farklı neden ve koşullarının bulunduğu söylenebilir (bkz. Coşkun, 2011a; 2014). Bu durumun bir sonucu olarak, uluslararası yazındaki bazı bulguların aksine, konut-finans bağının az gelişmiş olduğu ülkemizde; hisse senedi endeksi getirisi ve konut fiyatlarının ilişkili olmayabileceği düşünülebilir. Söz konusu yaklaşım, konut yatırımının, hisse senedi piyasası yatırımlarına yönelik beklentinin/rekabetin dışında kalan ve alternatif/tamamlayıcı olmayan bir yatırım sahası/varlık grubu olabileceğini önermektedir. Yukarıda da görüldüğü üzere, aynı önerme farklı gerekçelerle döviz (bkz. 3.1), mevduat (bkz. 3.2) ve altın (bkz. 3.3) için de ileri sürülmüştür.

4. Ekonometrik Yöntem ve Ampirik Bulgular

4.1. Veri Seti ve Model

BİST 100 hisse senedi endeksi getirisi ile döviz kuru, altın fiyatı, mevduat faiz oranı ve konut fiyatları arasındaki ilişkinin Türkiye için analiz edilmesinde 2000:01-2014:07 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır. Değişken olarak BİST 100 hisse senedi endeksi getirisi, ABD Doları/TL kuru, Londra Külçe Piyasası Birliği (London Bullion Market Association, LBMA) tarafından açıklanan altın referans fiyatı, mevduat faiz oranı ve reel konut fiyat endeksi alınmıştır. Analizde kullanılan verilerden; mevduat faiz oranı, ABD Doları/TL kuru, referans altın fiyatı ve reel konut fiyatlarının elde edilmesinde kullanılan 1994=100 bazlı aylık tüketici fiyat endeksi verileri Thomson Reuters’dan, BİST 100 endeksi verisi Borsa İstanbul’dan ve konut fiyat endeksi verisi de Reidin’den alınmıştır.⁷ Çalışmada kullanılan reel konut fiyat endeksi serisi mevsimsel dalgalanmalar gösterdiği için Tramo/Seats yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmıştır. Çalışmada kullanılan serilerin doğal logaritması alınmış ve böylelikle seriler üssel artışlardan aritmetik artışlara dönüştürülmüştür. Değişkenlere ait zaman serilerinin grafikleri Ek-2’de verilmiştir. Aşağıda yer verilen çalışmada kullanılan temel modelde; $lnin$; BİST 100 hisse senedi endeksi getirisini, $lnex$; ABD Doları/TL kurunu, $lngp$; altın referans fiyatını, $lnir$; mevduat faiz oranını, $lnrkesa$; mevsimsellikten arındırılmış reel konut fiyat endeksini göstermektedir.

$$\ln in = \alpha + \beta_1 \ln ex_{t-i} + \beta_2 \ln gp_{t-i} + \beta_3 \ln ir_{t-i} + \beta_4 \ln rkesa_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Türkiye için BİST 100 hisse senedi endeksi getirisi ile döviz kuru, altın fiyatı, mevduat faiz oranı ve reel konut fiyat endeksi arasındaki uzun dönemli ilişki araştırılırken Johansen ve Maki eşbütünleşme testleri kullanılmıştır. Seriler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin eşbütünleşme testleriyle araştırılması için öncelikle serilerin durağanlığının analiz edilmesi gereklidir. Serilerin durağanlığı Çoğaltılmış Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri ile araştırılmıştır. Ayrıca, söz konusu birim kök testleri yapısal değişimleri dikkate almadığı için, sırasıyla tek ve çift yapısal kırılmaya izin veren Zivot-Andrews (1992) (ZA) ve Lee-Strazicich (2003) (LS) birim kök testleri ile serilerin durağanlığı tekrar sınanmıştır. ADF, PP birim kök ve Johansen eşbütünleşme testlerinin analizleri için Eviews 8, ZA, LS birim kök ve Maki eşbütünleşme testlerinin analizleri için ise Gauss 10.0 programı kullanılmıştır.

4.2. Birim Kök Testleri

Granger ve Newbold’un ifade ettiği gibi, durağan olmayan zaman serileriyle yapılan çalışmalarda yüksek R^2 ve anlamlı t istatistik değerlerine rağmen, sahte regresyonların ortaya çıkabilmesi nedeniyle, serilerin durağanlığının sınanması gerekmektedir (Gujarati, 1999: s. 709). Bir zaman serisinin durağan olup olmadığının sınanması için yazında en yaygın olarak kullanılan birim kök testleri; Dickey ve Fuller tarafından geliştirilen (1979, 1981) ADF⁸ ve Phillips-Perron (1988) tarafından geliştirilen PP⁹ birim kök testleridir. ADF ve PP birim kök testi sonuçları, bütün serilerin %1 anlam düzeyinde ve birinci farkta durağan olduğunu $I(1)$ göstermektedir (bkz. Tablo 1 ve Tablo 2).

Tablo 1. ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Sabit			Sabit ve Trendli		
	ADF Test İstatistiği	Mac Kinnon Kritik Değer		ADF Test İstatistiği	Mac Kinnon Kritik Değer	
		%1	%5		%1	%5
Inin	-0.755(0)	-3.468	-2.878	-2.982(0)	-4.011	-3.435
Inex	-3.2137(0)	-3.468	-2.878	-3.217(1)	-4.011	-3.435
Ingp	-0.903 (0)	-3.468	-2.878	-1.579(0)	-4.011	-3.435
Inir	-1.109(3)	-3.468	-2.878	-2.637(3)	-4.012	-3.436
Inrkesa	-1.227(1)	-3.468	-2.878	-1.373(1)	-4.011	-3.436
ΔInin	-15.211*(0)	-3.468	-2.878	-15.179* (0)	-4.011	-3.435
ΔInex	-11.256*(0)	-3.468	-2.878	-11.326* (0)	-4.011	-3.435
ΔIngp	-15.165*(0)	-3.468	-2.878	-15.146* (0)	-4.011	-3.436
ΔInir	-9.353*(1)	-3.468	-2.878	-9.326* (1)	-4.012	-3.436
ΔInrkesa	-7.582*(0)	-3.468	-2.878	-7.568* (0)	-4.011	-3.436

Açıklamalar: Parantez içindeki değerler Akaike Bilgi Kriteri (AIC) tarafından seçilen gecikme sayısını göstermektedir. Δ simgesi ilk fark operatörünü simgelemektedir. (*) simgesi %1 anlam düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 2. PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Sabit			Sabit ve Trendli		
	PP Test İstatistiği	PP Kritik Değer		PP Test İstatistiği	PP Kritik Değer	
		%1	%5		%1	%5
Inin	-0.615(2)	-3.468	-2.878	-2.9181(4)	-4.011	-3.435
Inex	-3.143(2)	-3.468	-2.878	-3.153(3)	-4.011	-3.435
Ingp	-0.891(3)	-3.468	-2.878	-1.394(1)	-4.011	-3.435
Inir	-0.878(6)	-3.468	-2.878	-2.310(6)	-4.011	-3.435
Inrkesa	-1.507(7)	-3.468	-2.878	-1.269(7)	-4.011	-3.435
ΔInin	-15.244*(2)	-3.468	-2.878	-15.212* (2)	-4.011	-3.435
ΔInex	-11.263*(2)	-3.468	-2.878	-11.323* (1)	-4.011	-3.436
ΔIngp	-15.178*(1)	-3.468	-2.878	-15.159* (1)	-4.011	-3.436
ΔInir	-9.276*(3)	-3.468	-2.878	-9.247* (3)	-4.011	-3.436
ΔInrkesa	-7.505*(3)	-3.468	-2.878	-7.495* (3)	-4.011	-3.436

Açıklamalar: Parantez içindeki değerler uyarlanmış gecikme sayısını göstermektedir. Uyarlanmış gecikme sayıları Newey-West tarafından belirlenen Barlett-Kernel kullanılarak belirlenmiştir. Δ simgesi ilk fark operatörünü simgelemektedir. (*) simgesi %1 anlam düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 3. Zivot-Andrews birim kök testi sonuçları

Değişkenler	Model	Kırılma Dönemi	Minimum t İstatistiği
Inin	Model A	2004:05	-4.284(6)
	Model C	2003:06	-4.193(0)
Inex	Model A	2006:05	-4.388(7)
	Model C	2012:04	-4.151(7)
Ingp	Model A	2012:12	-4.422(6)
	Model C	2011:01	-4.653(0)
Inir	Model A	2003:04	-4.073(5)
	Model C	2006:04	-3.910(5)
Inrkesa	Model A	2008:02	-4.704 (1)
	Model C	2008:03	-4.679(2)

Açıklamalar: Parantez içindeki değerler AIC tarafından seçilen gecikme sayısını göstermektedir. Model A sabitte kırılmaya, Model C sabit ve trendde kırılmaya izin veren modelleri göstermektedir. Modeller için Zivot ve Andrews (1992: s.30)'dan alınan kritik değerler aşağıdadır: Model A: 1% -5.34 ve 5% -4.80. Model C: 1% -5.57 ve 5% -5.08

İnceleme döneminde, 2000-2001 bankacılık krizi, küresel finansal kriz ve çeşitli kısa dönemli finansal şoklar başta olmak üzere, önemli içsel/dışsal negatif şoklarla karşılaşmıştır. Bu nedenle, serilerin durağanlığının, söz konusu yapısal değişimleri içeren birim kök testleri ile de sınanması gereklidir. Yapısal kırılma altında serilerin durağanlığı, ilk olarak tek yapısal kırılmaya izin veren ZA¹⁰ birim kök testi ile incelenmiştir. Sabitte kırılmaya izin veren model A ve sabit ve trendde kırılmaya izin veren model C’nin dikkate alındığı ZA birim kök testi sonuçlarına göre; inceleme döneminde tüm serilerin test istatistiği %1 anlam düzeyinde kritik değerden küçük olduğundan; serilerin ilgili kırılma dönemlerinde durağan olduğu hipotezi reddedilmiş ve tüm serilerde yapısal kırılma olmadan birim kökün varlığını gösteren temel hipotez kabul edilmiştir (bkz. Tablo 3).

Öte yandan, makro iktisadi verilerin durağanlığının tek kırılmalı birim kök testleri ile sınanması hatalı sonuçlar verebilmekte, serilerde iki kırılma olması durumunda ZA birim kök testinin açıklama gücü zayıflamaktadır. Bu nedenle Lumsdaine ve Papel (1997) (LP), ZA birim kök testini genişleterek, seride iki kırılmaya izin veren birim kök testini geliştirmiştir. ZA ve LP birim kök testlerinin temel hipotezlerinde yapısal kırılma altında birim kökün olmadığı varsayımına dayalı olarak kritik değerler elde edilmektedir. Lee ve Strazicich (2003, 2004) (LS) ise, söz konusu testlerde kullanılan temel hipotezin alternatifi olan hipotezde serinin yapısal kırılmalı durağan olmaması gerektiğini ileri sürmüştür. Bunun nedeni; alternatif hipotez, yapısal kırılmaların var olması şeklinde olabilmekte ve bu durum incelenen seride yapısal kırılmalı birim kökün varlığını gösterebilmektedir. Diğer bir ifadeyle, temel hipotezin reddedilmesi, birim kökü reddetmeyi gerektirmemekte, yapısal kırılma olmayan birim kökün varlığını reddetmektedir. Bu sorunu ortadan kaldırmak için LS, Schmidt ve Phillips (1992) tarafından geliştirilen minimum Lagrange çarpanlarına (LM) dayalı olarak; ZA birim kök testine alternatif olarak tek kırılmalı, Lumsdaine-Papel birim kök testine alternatif olarak ise iki kırılmalı birim kök testini geliştirmiştir. İki kırılmalı ve yapısal kırılmanın içsel olarak belirlendiği LS¹¹ birim kök testi sabitte (Model AA) ve trendde (Model CC) meydana gelen kırılmalara göre iki modele dayanmaktadır (Lee ve Strazicich, 2003: ss.2-3). Dolayısıyla, iki kırılmalı LS birim kök testi, tek kırılmalı ZA birim kök testinden daha üstün olduğu için serilerin durağanlığı iki kırılmalı LS birim kök testi ile tekrar incelenmiştir. Test sonuçları Tablo 4’de yer almaktadır.

Tablo 4. Lee-Strazicich birim kök testi sonuçları

Değişken	λ Değeri	Model	Kırılma Dönemi	Min.t İst.	Model CC için Kritik Değerler	
					%1	%5
lnin		Model AA	2001:06 ve 2001:08	-2.551(6)		
	$\lambda_1: 0.2$ $\lambda_2: 0.6$	Model CC	2003:07 ve 2008:06	-4.405(6)	-6.41	-5.74
lnex		Model AA	2002:01 ve 2002:05	-1.776(7)		
	$\lambda_1: 0.2$ $\lambda_2: 0.6$	Model CC	2001:12 ve 2007:06	-1.776(7)	-6.41	-5.74
lngp		Model AA	2008:12 ve 2012:02	-1.677(6)		
	$\lambda_1: 0.4$ $\lambda_2: 0.8$	Model CC	2006:01 ve 2012:02	-5.100(6)	-6.42	-5.65
lnir		Model AA	2001:06 ve 2001:10	-4.073(5)		
	$\lambda_1: 0.2$ $\lambda_2: 0.8$	Model CC	2004:04 ve 2011:12	-2.503 (7)	-6.33	-5.71
lnrkesa		Model AA	2008:05 ve 2008:10	-2.039(5)		
	$\lambda_1: 0.4$ $\lambda_2: 0.6$	Model CC	2006:03 ve 2009:07	-3.796(5)	-6.45	-5.67

Açıklamalar: Parantez içindeki değerler AIC tarafından seçilen gecikme sayısını göstermektedir. Kritik değerler Lee Strazicich (2003)’den alınmıştır. Model AA için %1 ve %5 için kritik değerler sırasıyla -4.54 ve -3.84’dür.

İki kırılmalı LS birim kök testi sonuçlarına göre, her iki modele göre, inceleme döneminde çalışmada yer alan tüm seriler için hesaplanan t istatistiği %1 anlam düzeyinde kritik değerden küçük olduğu için, iki kırılmalı birim kökün var olduğu temel hipotez kabul edilmektedir. Diğer bir ifadeyle, incelenen bütün serilerin, Tablo 4’de verilen kırılma dönemlerinde, birim köke sahip olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

4.3. Johansen Eşbütünlüme Testi

ADF, PP, ZA ve LS birim kök testi sonuçlarına göre, inceleme döneminde çalışmada yer alan serilerin aynı dereceden durağan olması; eşbütünlüme testi için gerekli olan ilk aşamanın sağlandığını göstermektedir. Seriler arasındaki eşbütünlüme ilişkisi Engle ve Granger (1987) tarafından bulunan, daha sonra Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen Johansen eşbütünlüme testi ile araştırılmıştır. Johansen eşbütünlüme testi, Sims (1980) tarafından geliştirilen, sistemde yer alan her bir değişkenin hem kendisinin, hem de gecikmeli değerlerinin yer aldığı vektör otoregresyon modeli (VAR) analizine dayanmaktadır (bkz. Sims, C., 1980; Enders, 2004). Johansen eşbütünlüme testi için uygun gecikme sayısı kısıtsız VAR modeli ile belirlenmiştir.

Tablo 5. Johansen Eşbütünlüme Testi İçin Uygun Gecikme Sayısının Belirlenmesi

Gecikme	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	1.16e-07	-1.783	-1.690	-1.745
1	2462.553	3.55e-14	-16.77	-16.219	-16.551
2	176.242	1.55e-14	-17.609	-16.582*	-17.192
3	76.844	1.26e14*	-17.819*	-16.325	-17.212*
4	37.781*	1.32e-14	-17.778	-15.818	-16.982
5	29.111	1.45e-14	-17.685	-15.258	-16.700
6	24.144	1.66e-14	-17.563	-14.669	-16.389
7	35.834	1.72e-14	-17.537	-14.177	-16.173
8	15.051	2.10e-14	-17.357	-13.530	-15.804

Açıklamalar: Optimal gecikme değerleri (*) simgesiyle ifade edilmiştir. LR (sequential modified LR test statistic); ardışık modifiye edilmiş LR test istatistiği, FPE (final prediction error); son tahmin hata kriteri, AIC (Akaike information criterion); Akaike bilgi kriteri, SC (Schwarz information criterion); Schwarz bilgi kriteri, HQ (Hannan-Quin information criterion); Hannan-Quin bilgi kriteri.

Tablo 5’de FPE, AIC, HQ kriterlerinin 3 gecikme için minimum değer verdiği, SC kriterinin 2 gecikme için minimum değer verdiği, LR kriterinin ise 4 gecikme için maksimum değer verdiği görülmektedir. Johansen eşbütünlüme testi için uygun gecikme sayısı, ortalama hata karesinin minimizasyonunu alan ve ileriye dönük tahminlemede kullanılan, FPE ve AIC kriterleri dikkate alınarak 3 olarak belirlenmiştir. Seçilen gecikme uzunluğunda kurulan modelin istikrarlı olup olmadığını belirlemek amacıyla otokorelasyonunun varlığı LM testi ve değişen varyansın varlığı ise White testi ile araştırılmıştır.

Tablo 6. Otokorelasyon LM testi

Gecikme	LM İstatistik Değeri	Olasılık Değeri (p değeri)
1	37.45612	0.0522
2	38.06572	0.0456
3	32.80252	0.1361
4	30.68370	0.1997
5	18.27655	0.8304
6	29.24779	0.2537
7	23.25857	0.5625
8	27.80470	0.3169

Tablo 7. White Testi Sonuçları

χ^2 Test İstatistiği	Olasılık Değeri (p)
35.63033	0.2204

Otokorelasyon LM testi sonucunda, 3 gecikmede olasılık değeri 0.05’den büyük çıkmış ve otokorelasyonun olmadığını ifade eden temel hipotez (H_0) kabul edilmiştir (bkz. Tablo 6). 3 gecikmede kurulan model için uygulanan White testi sonucunda ise olasılık değerinin 0.05’den büyük çıktığı görülmüş ve değişen varyansın olmadığını ifade eden temel hipotez (H_0) kabul edilmiştir (bkz. Tablo 7). Dolayısıyla, en uygun gecikme uzunluğu olarak seçilen 3 gecikme için kurulan modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorununun olmadığı görülmüştür. Gecikme uzunluğu 3 alınarak uygulanan Johansen eşbütünlük testi sonuçları Tablo 8’de yer almaktadır.

Tablo 8. Johansen Eşbütünlük Testi Sonuçları

Model 3: Sabit terim var, trend yok					
Gecikme Sayısı:3					
İz Testi					
H_0	H_1	Özdeğer	İz İstatistiği	Kritik Değer%5	Olasılık
$r=0$	$r \geq 1$	0.199	76.613	69.818	0.006
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.116	39.357	47.856	0.182
Maksimum Öz Değer Testi					
H_0	H_1	Özdeğer	Maks. Özdeğer İstatistiği	Kritik Değer%5	Olasılık
$r=0$	$r \geq 1$	0.199	37.256	33.876	0.013
$r \leq 1$	$r \geq 2$	0.116	20.409	27.584	0.256

Açıklamalar: Johansen eşbütünlük testi uygulanırken model seçiminde AIC’den yararlanılmıştır. Sabitli ve trendsiz modeli temsil eden Model 3’de AIC kriteri minimum değeri verdiği için eşbütünlük testinde Model 3 kullanılmıştır.

Johansen eşbütünlük testi sonuçlarına göre, iz ve maksimum özdeğer istatistik değerleri¹² % 5 kritik değerden büyük olduğu için; seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi ($r=0$), en az bir tane eşbütünlük ilişkisinin olduğu alternatif hipotez ($r \geq 1$) karşısında reddedilmektedir. Diğer yandan, iz ve maksimum özdeğer istatistik değerleri %5 kritik değerden küçük olduğu için değişkenler arasında en fazla bir tane eşbütünlük ilişkisinin olduğunu ifade eden sıfır hipotezi ($r \leq 1$), seriler arasında en az iki tane eşbütünlük ilişkisinin olduğunu ifade eden alternatif hipotez ($r \geq 2$) karşısında kabul edilmektedir. Dolayısıyla, Johansen eşbütünlük testi sonuçları, inceleme döneminde serilerde en fazla bir tane eşbütünlük ilişkisinin olduğunu ifade etmektedir. Ulaşılan bu sonuç, BİST 100 hisse senedi endeksi getirisi ile döviz kuru, altın fiyatı, mevduat faiz oranı ve konut fiyatlarının uzun dönemde eşbütünlük içinde olduğunu göstermektedir (bkz. Tablo 8).

Tablo 9. Normalize Edilmiş Eşbütünlük Vektörü

	Inin	Inex	Ingp	Inir	Inrkesa
Normalleştirilmiş Eşbütünlük Katsayıları	1.000000	-0.057 (0.116) [-0.499]	-0.870 (0.115) [-7.547]	0.579 (0.086) [6.726]	-2.513 (0.305) [-8.225]
$Inin = 0.057Inex + 0.870Ingp - 0.579Inir + 2.513Inrkesa$					

Açıklama: Parantez içindeki değerler standart sapmaları, köşeli parantez içindeki değerler t istatistik değerlerini göstermektedir.

Elde edilen eşbütünleşik vektör hisse senedi endeksinde göre normalize edildiğinde, hisse senedi endeksi getirisini en fazla etkileyen değişkenin reel konut fiyatı endeksi olduğu görülmektedir (bkz. Tablo 9). Reel konut fiyat endeksinde meydana gelen % 1'lik artış, hisse senedi fiyat endeksinde yaklaşık % 2.5 oranında arttırmaktadır. Reel konut fiyat endeksinde sonra hisse senedi getirisini en fazla etkileyen değişken altın fiyatıdır. Altın fiyatlarında meydana gelen % 1'lik artış, hisse senedi endeksi getirisini yaklaşık % 0.9 oranında arttırmaktadır. Mevduat faiz oranı değişkeninde meydana gelen % 1'lik artış ise hisse senedi endeksi getirisini yaklaşık % 0.6 oranında azaltmaktadır. ABD doları/TL döviz kuru değişkeninde meydana gelen % 1'lik artış ise hisse senedi endeksi getirisini yaklaşık % 0.06 oranında arttırmaktadır. Ayrıca, döviz kuru değişkeni hariç bütün açıklayıcı değişkenlerin t istatistik değerleri, katsayıların anlamlı olarak kabul edilmesini sağlayacak şekilde büyüktür. Çalışmamızda Maki testi sonuçları temel alındığı için, yukarıda ulaşılan bulgular üzerinde ilave bir değerlendirme yapılmamıştır (karşılaştırmalı yöntemsel değerlendirme için bkz. 4.4).

4.4. Maki Eşbütünleşme Testi

Zaman serilerinde yapısal kırılmaların olması durumunda geleneksel eşbütünleşme testlerinin hatalı sonuçlar verebileceğini belirten Gregory ve Hansen (1996), yapısal kırılma zamanının içsel olarak belirlendiği ve bir yapısal kırılmaya izin veren eşbütünleşme testini geliştirmiştir. Söz konusu test, Hatemi J (2008) tarafından yapısal kırılma zamanlarının içsel olarak belirlendiği iki yapısal kırılmaya izin veren bir model çerçevesinde genişletilmiştir. Yapısal kırılmalara izin veren diğer eşbütünleşme testlerine Hansen (2003), Lütkepohl, Saikkonen ve Trenkler (2004), Westerlund ve Edgerton (2006) ve Arai ve Kurozumi (2007) örnek verilebilir. Yapısal kırılmalar için geliştirilen Bai ve Perron (1998) ve Kapetanios (2005) tarafından önerilen birim kök testine dayanan Maki (2012) ise, serilerde ikiden fazla yapısal kırılma olması durumunda, yapısal kırılma zamanlarının içsel olarak belirlendiği ve beş tane yapısal kırılmaya izin veren eşbütünleşme testini geliştirmiştir. Bu durumda, serilerde ikiden fazla yapısal kırılmanın olması durumunda; Maki eşbütünleşme testi, Gregory-Hansen ve Hatemi-J eşbütünleşme testlerinden daha üstündür (Maki, 2012: 2011). Maki eşbütünleşme testi aşağıda yer alan dört farklı modele dayanmaktadır:

$$\text{Model 0: } y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_i D_{i,t} + \beta x_t + e_t \quad (2)$$

$$\text{Model 1: } y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_i D_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_t D_{i,t} + e_t \quad (3)$$

$$\text{Model 2: } y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_i D_{i,t} + \gamma t + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_t D_{i,t} + e_t \quad (4)$$

$$\text{Model 3: } y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_i D_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t D_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_t D_{i,t} + e_t \quad (5)$$

Model 0; sabit terimde kırılmanın olduğu trendsiz modeli, Model 1; sabit terimde ve eğimde kırılmanın olduğu trendsiz modeli, Model 2; sabit terimde kırılmanın olduğu trendli modeli, Model 3 ise sabit terimde ve eğimde kırılmanın olduğu trendli modeli temsil etmektedir. Burada $D_{i,t}$ ($i = 1, \dots, k$) kukla değişkenleri göstermekte ve $t > T_{Bi}$ iken 1 değerini almakta diğer durumlarda 0 değerini almaktadır. T_{Bi} yapısal kırılma dönemini göstermektedir.

Yapısal kırılmalar altında seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini test etmek için gerekli olan kritik değerler Monte Carlo simülasyonu ile türetilmiştir (bkz. Maki, 2012). Buna göre, Maki eşbütünleşme test istatistiğinin kritik değerlerden mutlak değerce büyük olması durumunda; seriler arasında yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi, seriler arasında yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu ifade eden alternatif hipotez karşısında reddedilmektedir. Test istatistiğinin kritik değerlerden mutlak değerce küçük olması durumunda ise sıfır hipotezi kabul edilmektedir.

Dolayısıyla, yapısal kırılmaların varlığı altında geleneksel Johansen eşbütünleşme testi hatalı sonuçlar verebileceğinden, çalışmada yer alan seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi çoklu yapısal kırılmalı Maki eşbütünleşme testi ile tekrar sınanmıştır (bkz. Tablo 10). İnceleme dönemindeki koşullar nedeniyle değerlendirme için Maki testinde ulaşılan sonuçlar esas alınmıştır.

Tablo 10. Maki Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	Test İstatistik Değerleri	%1 Kritik Değer	%5 Kritik Değer	Kırılma Dönemleri
Model 0	-5.239	-6.501	-5.992	2003:11, 2005:04 ve 2009:11
Model 1	-6.442	-7.053	-6.494	2001:03, 2002:11, 2004:12, 2008:04 ve 2009:11
Model 2	-7.019	-8.895	-8.292	2001:08, 2002:11, 2007:07 ve 2011:04
Model 3	-7.470	-8.865	-8.254	2001:03, 2002:12 ve 2008:05
Açıklama: Bağımlı değişken sayısı dört (RV=4) ve kırılma sayısı (m) maksimum 5 iken %1 ve %5 kritik değerler Maki (2012, s. 2013)’den alınmıştır.				

Maki eşbütünleşme testi sonuçları incelendiğinde, bütün modellerde test istatistik değerlerinin mutlak değerinin %1 ve %5 kritik değerlerden küçük çıktığı belirlenmiştir. Söz konusu test sonuçları; inceleme döneminde çalışmada yer alan seriler arasında yapısal kırılmalar altında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezinin reddedilemediğini göstermektedir (bkz. Tablo 10). Hisse senedi piyasası ve altın/döviz/mevduat/ konut (ADMK) piyasaları arasındaki ülkemize özgü ilişkinin tartışıldığı önceki bölümlerden de anlaşılacağı üzere, bu sonuç beklentimizi önemli ölçüde yansıtmaktadır. Gözlem döneminde inceleme konusu değişkenlerin tamamını içeren bir çalışmanın yazında bulunmaması ve ayrıca yorum için Maki eşbütünleşme testi sonuçlarının esas alınması; içeriksel/ yöntemsel farklılığı nedeniyle çalışma sonuçlarının kendine özgü olarak değerlendirilebileceğine işaret etmektedir.¹³

Maki testinde ulaşılan sonuçlar, 2000:01-2014:07 dönemi için, Türkiye’de hisse senedi endeksi getirisi ile ADMK fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığını göstermektedir. İnceleme döneminde, 2000-2001 bankacılık krizi, küresel finansal kriz ve çeşitli kısa dönemli finansal şoklar başta olmak üzere, önemli içsel/dışsal negatif şoklarla karşılaşmıştır. Bu nedenle, anılan ampirik bulgu üzerinde yapısal kırılmaların neden olduğu ekonomik/finansal çerçevenin etkili olduğu düşünülebilir. Sektörlerin özellikleri ve ülkemizdeki yatırımcı profili dikkate alındığında; özellikle hisse senedi endeksi getirisi ve finansal olmayan yatırım araçları olan altın/konut fiyatlarının ilişkisiz olması olağan karşılanabilir. Ancak, ikinci bölümdeki belirlemeler çerçevesinde hisse senedi getirisi ile döviz kurunun ve mevduat faizlerinin eşbütünleşme göstermemesi de beklenebilecek bir sonuçtur. İnceleme döneminde hisse senedi endeksinin dalgalanma/artış eğilimi göstermesine ve mevduat/döviz yatırımlarının belli dönemlerde negatif reel getiri sunmasına karşın; hanehalkı yatırım tercihlerinde mevduat/döviz görece önemini korumaya devam etmiştir. Altın ve konuta yönelik yatırımlar da geleneksel önemini, daha da artırarak, korumaya devam etmiştir (bkz. 2. Bölüm ve EK/1). Bu durum, söz konusu sektör yatırımcılarının hisse senedi endeksindeki değişimlerden ağırlıklı olarak etkilenmediğini ve bunların ilişkisiz yatırım sahaları olabileceğini ima etmektedir. Nitekim ülkemizdeki borsa saklama hesapları dikkate alındığında; yabancı/kurumsal yatırımcının ağırlıklı payına karşılık, bireysel/yerli yatırımcının payının ihmal edilecek ölçüde küçük olması da bu durumu doğrulamaktadır. Hisse senedi ve ADMK varlık grupları arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını belirlenmesi ayrıca; yapısal kırılmaların etkisi altında varlık gruplarının kendine özgü yatırım dinamiklerinin/yatırımcı profilinin bulunabileceğine ve hisse senedi, döviz, mevduat, altın ve konut sektörlerinin birbirinin tamamlayıcısı/rekabetçisi olmayabileceğine işaret etmektedir. Söz konusu bulgu ve belirlemeler ışığında geliştirilen politika önerilerimiz sonuç bölümünde tartışılmaktadır.

5. Sonuç

Bu çalışmada, BİST 100 hisse senedi endeksi getirisi ile altın fiyatı, döviz kuru, mevduat faiz oranı ve reel konut fiyat endeksi arasındaki uzun dönemli ilişki, 2000:01-2014:07 dönemine ait aylık verilerle ve yazına yönetsel bir katkı da sunacak biçimde Johansen ve Maki çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testleri çerçevesinde karşılaştırmalı olarak araştırılmıştır. Maki testinin temel alınarak sonuçların değerlendirilmesi, inceleme döneminde yapısal kırılmaya neden olan 2000-2001 bankacılık krizi, küresel finansal kriz ve kısa dönemli finansal şokların analiz sonuçları üzerindeki etkisinin belirlenmesi açısından önemlidir. Araştırmanın yazına sunduğu diğer katkıların başında, hisse senedi endeksi getirisinin finansal olan/olmayan sektörlerle olan ilişkisinin kapsamlı bir değişkenler setiyle incelenmesi gelmektedir. Bu çerçevede, benzer çalışmalarda hisse senedi endeksi ile ilişkisi yeterince incelenmeyen mevduat faiz oranına ve bilindiği kadarıyla ilk defa çalışmamızda hisse senedi endeksi getirisi ile ilişkisi incelenen konut fiyat endeksi değişkenine yer verilmesi ilgi çekici bulunabilir. Bu kapsamda, ilk olarak serilerin durağanlığı; yapısal kırılmaları dikkate almayan Çoğaltılmış Dickey-Fuller ve Phillips-Perron birim kök testleri ve tek yapısal kırılmaya izin veren Zivot-Andrews ve çift yapısal kırılmaya izin veren Lee-Strazicich birim kök testleri çerçevesinde incelenmiş ve serilerin ilk farklarında durağan oldukları görülmüştür. Eşbütünleşme testleri için gerekli ön koşul bu şekilde sağlandıktan sonra, yapısal kırılmaların dikkate alınmaması durumunda, seriler arasındaki uzun dönemli ilişki Johansen eşbütünleşme testiyle incelenmiş ve seriler arasında bir tane eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Yapısal kırılmanın varlığında seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi; beş tane yapısal kırılmaya izin veren Maki eşbütünleşme testiyle incelenmiş ve seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığı belirlenmiştir.

İnceleme dönemindeki koşullar nedeniyle değerlendirme için esas alınan Maki testinde ulaşılan sonuçlar, Türkiye’de BİST-100 hisse senedi endeksi getirisi ile altın fiyatı, döviz kuru, mevduat faiz oranı ve reel konut fiyat endeksi arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığını göstermektedir. İnceleme döneminde önemli içsel/dışsal negatif şoklarla karşılaşıldığı dikkate alındığında; bulgu üzerinde yapısal kırılmaların neden olduğu ekonomik/finansal çerçevenin etkili olduğu düşünülebilir. Yönetsel bir belirleme olarak, Johansen eşbütünleşme testinin, Maki testindeki bulgunun tersine, değişkenler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisinin olduğuna işaret etmesi; model spesifikasyonunda yapısal kırılmaların dikkate alınmasının önemli olabileceğini göstermektedir. İnceleme döneminde hisse senedi endeksinin dalgalanma/artış eğilimi göstermesine ve mevduat/döviz yatırımlarının belli dönemlerde negatif reel getiri sunmasına karşın; hanehalkı yatırım tercihlerinde mevduat/döviz görelî önemini korumaya devam etmiştir. Altın ve konuta yönelik yatırımlar da geleneksel önemini, daha da artırarak, korumaya devam etmiştir.

Maki testinde seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığı belirlenmesi çeşitli açılardan yorumlanabilir. İlk olarak, söz konusu bulgu, yapısal kırılmaların etkisi altında, hisse senedi, döviz, mevduat, altın ve konut sektörlerinin kendine özgü yatırım dinamiklerinin/yatırımcı profilinin bulunabileceğini ve sektörlerin birbirinin tamamlayıcısı/ rekabetçisi olmayabileceğini göstermektedir. İkinci olarak, söz konusu belirleme, finansal olan/olmayan yatırım araçlarına yönelik koşullar çerçevesinde, ülkemiz hanehalklarının yatırım tercihlerindeki değişimin sınırlı olabileceğini de düşündürmektedir. Üçüncü olarak, hanehalkının hisse senedi piyasasındaki varlıklarının sınırlı olduğu ve yatırım tercihlerinin hisse senedi piyasası lehine değişmesinin önünde önemli yapısal kısıtların bulunduğu dikkate alındığında; sonuçlara ilişkin bulgular Türkiye’deki finans-büyüme ilişkisine hisse senedi piyasasının görelî katkısının sınırlı olabileceğini de gündeme getirebilir. Diğer yatırım araçlarına göre önemli karşılaştırmalı üstünlükleri bulunan hisse senedi yatırımının hanehalkı finansal varlıkları içinde yeterince önemli bir paya sahip olmaması ve bu yapının kolay değişecek gibi görünmemesinin piyasa gelişimi açısından önemli bir soruna işaret ettiğini de belirtmek gereklidir.

Ulaşılan bulgu ve belirlemelere yönelik temel politika önerisi olarak, hisse senedi piyasasının geliştirilmesine yönelik politika tercihlerinde, genel olarak hanehalkının yatırım davranışları/kültürü üzerinde uzun dönemde etkili olabilecek yapısal politikaların ön plana çıkarılması önerilebilir. Özgül olarak ise, hisse senedi piyasasını arz ve talep açısından geliştirecek piyasa dinamiklerini harekete geçirecek politikalara yönelmesi önerilebilir. Bu bağlamda, mikro düzlemde önceliğin, mülkiyet haklarının korunmasını desteklemek üzere sermaye piyasası suçları ile mücadeleye verilmesini sağlayacak resmi disiplin (düzenleme/denetim/yargı) altyapısının geliştirilmesine verilmesi gerektiği düşünülmektedir. Bu sahadaki etkinlik dışı yapının borsanın kumarhane gibi algılanmasına neden olarak, hisse senetlerine yönelik talebin

artmasına engel olduğu bilinmektedir. İkinci olarak, halka açık şirketler kesiminin bilgi üretim/dağıtım kanalları ve kurumsal yönetim uygulamalarındaki etkinliğinin geliştirilmesine yönelik özendirici politikaların geliştirilmesine ağırlık verilebilir. Üçüncü olarak, önemli etkinlik kayıpları bulunan, sermaye piyasalarına yönelik finansal aracılık sisteminin bireysel/kurumsal yatırımları destekleyecek ölçüde dinamizm kazanmasının da borsaya yönelik talebi artırabileceği düşünülmektedir.

Son Notlar

* Yazarlar Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testini yazına kazandıran Daiki Maki’ye bu çalışmadaki yöntemsal yorum ve katkısı nedeniyle teşekkür eder.

¹ Ek-1’de yer alan verilerin, küresel finansal krizin ülkemiz finansal piyasalarına yansımalarının etkinlik kazandığı dönemi içermesi ve 2013 yılında yaşanan kısa süreli finansal şokların etkilerini de yansıtmaları dikkat çekici bulunabilir.

² Kıymetli maden depo hesaplarının hızla büyümesinde; bankaların kıymetli madenlere yönelik işlemlerini kolaylaştıran mevzuat değişiklikleri de etkili olmuştur (bkz. TCMB, 2012: 96).

³ Hane halkı finansal varlıklarının dağılımı için fikir verici olmakla birlikte, Ek-1’in, bu makalede inceleme konusu edilen, varlık gruplarına yönelik bütün fon akımlarına kısmen ışık tutabildiğini söylemek gereklidir. Bunun başlıca gerekçeleri şu şekilde belirlenebilir. İlk olarak, tablo şirketler kesiminin finansal araç yatırımlarını kapsamamaktadır. İkinci olarak, altın ve döviz piyasasının tezgah üstü nitelikleri nedeniyle, tablodaki yabancı para tasarruf mevduatı ve kıymetli maden deposu hesapları, dövize ve altına yönelik fon akımlarının tamamını kapsamamaktadır. Üçüncü olarak, boyutları tam olarak kestirilememekle birlikte, ülkemizdeki görünmez ekonomi ve yastık altı para arasındaki etkileşimler nedeniyle tabloda yer alan finansal araçlarca içerilmeyen fon akımlarının olması muhtemeldir (bkz. Coşkun, 2011b: s. 561). Dördüncü olarak, tablonun tanımı gereği, diğer bir finansal varlık dışı yatırım aracı olan konut sektörüne yönelik fon akımları da tabloda içerilmemektedir. Piyasa gelişimi açısından fikir vermek gerekirse, TÜİK (2013; 2015) verilerine göre 2008 yılında 427.105 adet olan Türkiye geneli toplam konut satışları, 2014 yılında 1.165.381 adede ulaşmıştır. Konut piyasasındaki ciroyu (konuta yatırılan toplam tutarı) tam olarak tahmin etmek mümkün görünmese de, yaklaşık bir ölçü geliştirmek mümkündür. Reidin (2014: 18) de 2014/Aralık itibarı ile Türkiye geneli ortalama konut satış fiyatının 177.200 TL olduğu dikkate alındığında; 2014 yılı itibarı ile konut piyasasına aktarılan tutar (177.200 TL*1.165.381 adet konut=) 206.505.513.200 TL olarak bulunmaktadır. Öte yandan, 2014/11 itibarı ile ülkemizdeki konut ve inşaat kredileri hacmi sırasıyla 123 milyar TL ve 87,5 milyar TL olarak gerçekleşmiştir (bkz. Internet: <http://ebulten.bddk.org.tr/>, 05.01.2015).

⁴ Özellikle son yıllarda giderek etkinliği artan Forex piyasasının işlem/örgütlenme biçimi itibarı ile spot/vadeli döviz piyasaları ve hisse senedi piyasası arasındaki geçişkenliği arttırması mümkündür.

⁵ Uluslararası altın piyasasında hurda altın olarak tanımlanan ve ziynet eşyasından oluşan, Türkiye’deki yastık altı altının 5 bin ton civarında ve 260 milyar ABD doları değerinde olduğu tahmin edilmektedir. Son dönemde canlanan altın bankacılığında, fiziki hurda altını mevduata kabul eden bankalar da bulunmaktadır. Bankalarda açılan altın mevduatın yastık altı altınların ekonomiyi kazandırılmasında önemli bir araç olacağı değerlendirilmektedir (TCMB, 2012: 98).

⁶ Çalışmamızdaki analizin benzerine rastlanmamakla birlikte, yazında söz konusu ilişkiye ilişkin çeşitli görüşlerin bulunduğunu belirtmek gereklidir. Örneğin Büyükduman (2014: 181) reel konut fiyat endeksi ile reel BİST-100 endeksinin 25 yıllık zaman diliminde aynı makroekonomik faktörlerin etkisi altında kaldığını ve konut fiyat endeksinin BİST-100 endeksine oranla daha az dalgalandığını belirtmektedir.

⁷ Konut fiyat endeksi verisi 2007/Haziran’dan başladığı için veri geçmişe götürülerek temsili bir konut fiyat endeksi elde edilmiştir. Temsili konut fiyat endeksinin elde edilmesinde Türkiye İstatistik Kurumu veri setinde yer alan Bina İnşaatı Maliyet Endeksi’nden yararlanılmıştır. Bina İnşaat Maliyet Endeksi, konut ve diğer kullanımları içeren bina alt endeksi ile bir dairesel ikamet amaçlı bina ve iki ve daha fazla dairesel ikamet amaçlı bina kullanımlarını içeren konut alt endeksini kapsamaktadır. Çalışmamızda konut alt endeksi esas alınmıştır. Konut alt endeksine karşılık gelen bina inşaat maliyet endeksi alt bileşenlerinin 1991-2006 dönemi (1991=100) eski serisi ile 2005-2011 dönemi (2005=100) yeni serisi çeyreklik frekanstadır. Yeni seri, eski serinin artış oranı ile geçmişe götürülerek konut fiyat endeksi elde edilmiştir. Elde edilen çeyreklik konut fiyat endeksi doğrusal enterpolasyon kullanılarak aylık hale getirilmiştir (yönteme ilişkin uygulama için bkz. Yalçın ve Coşkun, 2014). Ayrıca, elde edilen konut fiyat endeksi fiyat artışlarının etkisinden arındırılmıştır.

⁸ ADF sınavında, incelenen seride hesaplanan test istatistiğinin mutlak değeri, MacKinnon DF’nin mutlak değerinden küçükse; birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezi ($H_0: \delta = 0$) kabul edilir ve bu sonuç incelenen serinin durağan olmadığını gösterir (Dickey ve Fuller, 1981: 1057-1072).

⁹ ADF birim kök testi hata terimlerinin istatistiksel olarak bağımsız ve sabit varyanslı olduğunu, diğer bir ifadeyle hata terimleri arasında otokorelasyon olmadığını varsaymaktadır. Phillips ve Perron (1988) geliştirdikleri birim kök testi ile hata terimleri arasında otokorelasyon olmadığı varsayımını genişletmiş ve hata terimlerinin geçmiş değerlerini hareketli ortalama olarak kullanarak trend durağanlık testinin daha güçlü yapılmasını sağlamıştır (Phillips ve Perron, 1988: 345-346).

¹⁰ Serilerin durağanlığının sınanması için kullanılan ADF ve PP birim kök testlerinin inceleme döneminde meydana gelen önemli olayları dikkate almaması test sonuçlarının güvenilirliğini etkilemektedir. Bu durum Perron (1989) ve Zivot-Andrews (1992) tarafından incelenmiştir. Perron, bir serinin durağanlığını test etmek için dışsal olduğu bilinen ve bir yapısal kırılma varsayımı ile uygulanan birim kök testini geliştirmiştir (Perron, 1989: 1361-1401). Ancak Perron birim kök testi, dışsal yapısal kırılma zamanının doğru belirlenmesini gerektirmektedir. Dışsal yapısal kırılma zamanının doğru belirlenememesi, yapısal kırılmaya konu olan durağan bir zaman serisinin durağan değilmiş gibi görünmesine neden olmaktadır. Bu noktadan hareketle Zivot ve Andrews (1992) yapısal kırılmanın tek olduğu ve içsel olarak belirlendiği birim kök testini geliştirmiştir. Üç modelin kullanıldığı ZA birim kök testi sınavında; Model A sabitte, Model B eğimde, Model C sabit ve eğimde tek kırılmaya izin vermektedir. Bu modeller için hesaplanan t değerlerinin minimum olduğu dönemler yapısal kırılma yıllarını göstermektedir. Buna göre, hesaplanan t istatistiğinin mutlak değer olarak ZA kritik değerinden büyük olması durumunda; boş hipotez (H_0) reddedilmekte ve zaman serisinin yapısal kırılmayla trend durağan olduğunu gösteren alternatif hipotez kabul edilmektedir. Kırılma yılları için hesaplanan t istatistiğinin mutlak değer olarak ZA kritik değerinden küçük olması durumunda ise; zaman serisinde yapısal kırılma olmadan birim kök olduğunu gösteren boş hipotez (H_0) kabul edilmektedir (Zivot ve Andrews, 1992: 251-270).

¹¹ Aşağıda yer alan LM birim kök temel hipotezini sınavan t istatistiği $\tilde{\tau}$ ile elde edilmektedir. Kırılma zamanlarının belirlenmesi için $\tilde{\tau}$ test istatistiğinin minimum olduğu noktalar seçilmektedir:

$$LM_{\tau} = \inf_{\lambda} \tilde{\tau}(\lambda)$$

Yukarıdaki denklemde, $\lambda = T_B/T$ şeklinde hesaplanmaktadır. T_B kırılma zamanını, T ise gözlem sayısını ifade etmektedir. İki kırılmalı LM test istatistikleri Lee ve Strazicich (2003)'den elde edilmektedir. Hesaplanan test istatistiğinin kritik değerden büyük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilmektedir (Lee ve Strazicich, 2003: 1082-1089).

¹² Johansen eşbütünleşme testinde seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi iz ve maksimum özdeğer istatistikleri yardımıyla araştırılmaktadır. Test istatistiklerinin iz ve maksimum özdeğer istatistiklerinden büyük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilerek alternatif hipotez kabul edilmektedir.

¹³ Dolayısıyla, Maki eşbütünleşme testi yerli yazında daha önce çeşitli çalışmalarda kullanılmış olmakla birlikte, özgül inceleme konumuzun Johansen-Maki eşbütünleşme yöntemleri çerçevesinde karşılaştırmalı olarak analiz edilmesi yazına katkı sunmaktadır.

Kaynaklar

- Aggarwal, R. (1981). Exchange rates and stock prices: A study of U.S. capital market under floating exchange rates. *Akron Business and Economic Review*, 12(3), 7-12.
- Akbaş, Y. E. (2013). Borsa getiri oranı ve faiz oranı arasındaki ilişkinin doğrusal olmayan yöntemlerle analizi: Türkiye örneği. *Business and Economics Research Journal*, 4(3), 21-40.
- Aksoy, M., & Topçu, N. (2013). Altın ile hisse senedi ve enflasyon arasındaki ilişki. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 27(1), 59-78.
- Albeni, M., & Demir, Y. (2005). Makroekonomik göstergelerin mali sektör hisse senedi fiyatlarına etkisi (İMKB uygulamalı). *Muğla Üniversitesi SBE Dergisi*, 14, 1-18.
- Allan, S.S., Neto, A.R., Araujo, E.C., Luma, O., & Abrita, M.B. (2013). Interaction between macroeconomics variables and IBOVESPA, the Brazilian Stock Market's Index. *Transnational Corporations Review*, 5(4), 81-95.
- Anoruo E., & Braha, H. (2008). Housing and stock market returns: An application of GARCH enhanced VECM. *The IUP Journal of Financial Economics*, 32(2), 30-40.
- Arai, Y., & Kurozumi, E. (2007). Testing for the null hypothesis of cointegration with a structural break. *Econometric Review*, 26(6), 705-739.

- Aslanoğlu, S. (2008). İMKB-100 endeksi ile emisyon hacmi, döviz kuru ve faiz oranları arasındaki ilişki: Ampirik bir analiz. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (39), 192-204.
- Atan, M., Boztosun, D., & Kayacan, M. (2005, Eylül). *Arbitraj fiyatlandırma yaklaşımının İMKB’de test edilmesi*. 9. Ulusal Finans Sempozyumu.
- Aydemir, O., & Demirhan, E. (2009). The relationship between stock prices and exchange rates: Evidence from Turkey. *International Research Journal of Finance and Economics*, 23, 207-15.
- Ayvaz, Ö. (2006). Döviz kuru ve hisse senetleri fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisi. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(2), 1-14.
- Bahmani-Oskooee, M., & Sohrabian, A. (1992). Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. *Applied Economics*, 24(4), 459-464.
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66(1), 47-68.
- Baig, M.M., Shahbaz, M., Imran, M., Jabbar, M., & Ain, Q.U. (2013). Relationship between gold and oil prices and stock market returns. *Economica* 9(5), 28-39.
- Berke, B. (2012). Döviz kuru ve İMKB100 endeksi ilişkisi: Yeni bir test. *Maliye Dergisi*, (163), 243-257.
- Bernanke, B. S., & Kuttner, K. (2005). What explains the stock market's reaction to federal reserve policy?. *Journal of Finance*, 60(3), 1221-1257.
- Bhattacharya, B., & Mukherjee, J. (2003, January). *Causal relationship between stock market and exchange rate. Foreign exchange reserves and value of trade balance: A case study for India*. Paper presented at the Fifth Annual Conference on Money and Finance in the Indian Economy.
- Büyükduman, A. (2014). Bir kent efsanesi: Konut balonu. İstanbul: Scala Yayıncılık.
- Casni, A.C., & Vizek, M. (2014). Interactions between real estate and equity markets: An investigation of linkages in developed and emerging countries. *Czech Journal of Economics and Finance*, 64 (2), 100-119.
- Chong, J., & Miffre, J. (2009). *Conditional correlation and volatility in commodity futures and traditional asset markets*. <http://ssrn.com/abstract=822484> (Erişim Tarihi: 06.10.2014).
- Chow, E. H., Lee, W. Y., & Solt, M. S. (1997). The exchange rate risk exposure of asset returns. *Journal of Business*, 70(1), 105-123.
- Cihangir, M., & Kandemir, T. (2010). Finansal kriz dönemlerinde hisse senetleri getirilerini etkileyen makroekonomik faktörlerin arbitraj fiyatlandırma modeli aracılığıyla saptanmasına yönelik bir çalışma. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 15(1), 257-296.
- Coşkun, Y. (2009). Finansal sistemin gelişmesi ve büyüme-kalkınma süreçleri. *Üçüncü Sektör Kooperatifçilik*, 44(3), 28-60.
- Coşkun, Y. (2010). Aracı kurumlar neden yatırım bankası olamadı?: Aracı kurumlar sektörünün yakın geleceği için bir değerlendirme. *İMKB Dergisi*, 12(46), 15-47.
- Coşkun, Y. (2011a). The establishment of the real estate regulation and supervision agency of Turkey (RERSAT). *Housing Finance International*, 25(4), 42-51.
- Coşkun, Y. (2011b). Ekonomi politik ve düzenlemenin gücü İstanbul’u finans merkezi yapabilir mi?. *Mülkiyeliler Birliği*, 9(2011/2), 525-576.
- Coşkun, Y. (2015). *Türkiye’de konut finansmanı: Sorunlar ve çözüm önerileri*. https://www.tbb.org.tr/Content/Upload/Dokuman/6253/Konut_Finansmani-310.pdf (Erişim Tarihi: 03.08.2015).
- Çiçek, M. (2010). Türkiye’de faiz, döviz ve borsa: Fiyat ve oynaklık yayılma etkileri. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 65(2), 1-28.

- Dickey, D.A., & Fuller, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey, D.A., & Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(1), 1057-1072.
- Dizdarlar, H.I., & Derindere, S. (2008). Hisse senedi endeksini etkileyen faktörler: İMKB 100 endeksini etkileyen makroekonomik göstergeler üzerine bir araştırma. *Yönetim*, 61,113-124.
- Dünya Altın Konseyi (World Gold Council), (2014). *Turkey, responsible gold mining and value distribution, 2013 data*. <https://www.gold.org/search/site/turkey> (Erişim Tarihi: 09.12.2014).
- Dünya Bankası (2003). *Turkey: Non-Bank financial institutions and capital markets report, February*. http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/WDSP/IB/2003/03/22/000094946_0303111104067/R/endered/PDF/multi0page.pdf (Erişim Tarihi: 09.12.2014).
- Elmas, B., & Esen, Ö. (2011). Hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasındaki dinamik ilişkinin belirlenmesi: Farklı ülke piyasaları için bir araştırma. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (52), 153-170.
- Enders, W. (2004). *Applied econometric time series* (2. Baskı). Hoobeken, N.J: J. Wiley.
- Engle, R., & Granger, C. (1987). Cointegration and error-correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Erbaykal, E., & Okuyan, H. A. (2007). *Hisse senetleri fiyatları ile döviz kuru ilişkisi: Gelişmekte olan ülkeler üzerine ampirik bir uygulama*. https://www.bddk.org.tr/WebSitesi/turkce/Raporlar/BDDK_Dergi/3886makale4.pdf (Erişim Tarihi: 09.12.2014), 77–89.
- Fama, E.F. (1981). Stock returns, real activity, inflation and money. *American Economic Review*, 71(4), 545-565.
- Franck, P., & Young, A. (1972). Stock price reaction of multinational firms to exchange realignments. *Financial Management*, 1(3), 66-73.
- Frankel, J.A. (1983). *Monetary and portfolio balance models of exchange rate determination*. In: Bhandari JS, Putnam BH, Levin JH (eds) *Economic interdependence and flexible exchange rates*. Cambridge MA: MIT press. 84–115.
- Gaur, A., & Bansal, M. (2010). A comparative study of gold price movements in Indian and global markets. *Indian Journal of Finance*, 4(2), 32-37.
- Geltner, D. (1990). Return risk and cashflow risk with long term riskless leases in commercial real estate. *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, 18, 377–402.
- Gençtürk, M. (2009). Finansal kriz dönemlerinde makroekonomik faktörlerin hisse senedi fiyatlarına etkisi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 14(1), 127-136.
- Gilmore, C. G., McManus, G. G., Sharma, R., & Tezel, A. (2009). The dynamics of gold prices, gold mining stock prices and stock market prices comovements. *Research in Applied Economics*, 1(1), 1-19.
- Giovannini, A., & Jorion, P. (1987). Interest rates and risk premia in the stock market and in the foreign exchange market. *Journal of International Money and Finance*, 6(1), 107-124.
- Granger, C. W. J., Huang, B., & Yang, C. (2000). A bivariate causality between stock prices and exchange rates: Evidence from recent Asia flu. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40(3), 337-354.
- Gregory, A.W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99–126.
- Gujarati, N. Damodar. (1999). *Temel ekonometri* (1. Baskı). (Çev: Şenesen, Ü., & Şenesen, G.G.). İstanbul: Literatür Yayınları.
- Hansen, P.R. (2003). Structural changes in the cointegrated vector autoregressive model. *Journal of Econometrics*, 114(2), 261–295.
- Halaç, U., & Gümüş, G.K. (2010). Hisse senedi piyasası ve döviz kuru ilişkisinin eşbütünleşme analizi: Yapısal kırılmaların önemi. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 47(548), 65-75.

- Hatemi-J, A.(2008). Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration. *Empirical Economics*, 35(3), 497-505.
- Hsing, Y. (2014). Impacts of macroeconomic factors on the stock market in Estonia. *Journal of Economics and Development Studies*, 2(2), 23-31.
- Hyde, S.J. (2007). The resposne of industry stock returns to market, exchange rate and interest rate risks. *Managerial Finance*, 33(9), 693-709.
- Ibrahim, M.H., Padli, J., & Baharom, A. H. (2009). Long-Run relationship and dynamic interactions between housing and stock prices in Thailand. *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, 5(1), 93-105.
- Ismail, Z., Yahya, S., & Shabri, A. (2009). Forecasting gold prices using multiple linear regression method. *American Journal of Applied Sciences*, 6(8), 1509-1514.
- Jawaid, S.T., & Haq, A.U. (2012). Effects of interest rate, exchange rate and their volatilities on stock prices: Evidence from banking industry of Pakistan. *Theoretical and Applied Economics*, 19(8), 153-166.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Kakes, J., & Van den End, J. W. (2004). Do stock prices affect house prices? Evidence for the Netherlands. *Applied Economics Letters*, 11(2), 741-744.
- Kapetanios, G. (2005). Unit-root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 26(1), 123-133.
- Kapopoulos, P., & Siokis, F. (2005). Stock and real estate prices in Greece: Wealth versus credit-price effect. *Applied Economics Letters*, 12(2), 125-128.
- Kasapoğlu, Ö. (2007). *Parasal aktarım mekanizmaları: Türkiye için uygulama*. Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Şubat, TCMB.
- Kasman, S. (2006). The relationship between macroeconomic volatility and stock market volatilit. *ISE Review*, 8(32), 1-10.
- Knif, J., Kolari, J., & Pynnönen, S. (2008). Stock market reaction to good and bad inflation news. *The Journal of Financial Research*, 31(2), 141-166.
- Kollias, C., Mylonidis, N., & Paleologou, S-M. (2012). The nexus between exchange rates and stock markets: Evidence from the euro-dollar rate and composite European stock indices using rolling analysis. *Journal of Economics and Finance*, 36(1), 136-147.
- Lee, J., & Strazicich, M.C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*. 85(4), 1082-1089.
- Lee, J., & Strazicich, M.C. (2004). Minimum LM unit root test with one structural break. *Appalachian State University Working Papers*, (04-17), 1-15.
- Lean, H. H., Narayan, P., & Smyth. (2011). Exchange rate and stock price interaction in major Asian markets: Evidence for individual countries and panels allowing for structural breaks. *The Singapore Economic Review*, 56(2), 255-277.
- Liow, K.H. (2004). *Dynamic relationship between stock and property markets*. <http://www.rst.nus.edu.sg/research/workingpaper/2004-002.pdf> (Erişim Tarihi: 12.11.2014).
- Liu, C.H., Hartzell, D.J., Greig, W., & Grisson, T.V. (1990). Integration of the real estate market and the stock market: Some preliminary evidence. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 3(3), 261-282.
- Lizieri, C., & Satchell, S. (1997). Interactions between property and equity markets: An investigation of linkages in the United Kingdom 1972-1992. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 15(1), 11-26.

- Lumsdaine, R. L., & Papell, D.H. (1997). Multiple trend breaks and the unit root hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.
- Lütkepohl, H., Saikkonen, P., & Trenkler, C. (2004). Testing for the cointegrating rank of a VAR process with level shift at unknown time. *Econometrica*, 72(2), 647–662.
- Maki, D.(2012). Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks. *Economic Modelling*, 29(5), 2011-2015.
- Mishkin, S. F. (1992). *The economics of money banking and financial markets*. New York: Harper Collins Publisher.
- Miyazaki, T., Toyoshima, Y., & Hamori, S. (2012). Exploring the dynamic interdependence between gold and other financial markets. *Economics Bulletin*, 32(1), 37-50.
- Muhammad, N., & Rasheed, A. (2004). Stock prices and exchange rates: Are they related? Evidence from South Asian countries. *Pakistan Development Review*, 41(4), 535-549.
- Naik, P.K. (2013). Does stock market respond to economic fundamentals? Time series analysis from Indian data. *Journal of Applied Economics and Business Research*, 3(1), 34-50.
- Nieh, C., & Lee, C. (2001). Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41(4), 477-490.
- Okunev, J., & Wilson, P. (1997). Using nonlinear tests to examine integration between real estate and stock markets. *Real Estate Economics*, 25(3), 487-503.
- Özer, A., Kaya, A., & Özer, N. (2011). Hisse senedi fiyatları ile makroekonomik değişkenlerin etkileşimi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 26(1), 163-182.
- Patel, S.P. (2013). Causal relationship between stock market indices and gold price: Evidence from India. *The IUP Journal of Applied Finance*, 19(1), 99-109.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(2), 1361-1401.
- Philips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regressions. *Biometrika*, 75(2), 345-346.
- Reidin. (2014). *Konut fiyat endeksleri: 2014 Aralık ayı sonuçları*. www.reidin.com (Erişim Tarihi: 14.08.2015).
- Quan, D. C., & Titman, S. (1999). Do real estate prices and stock prices move together? An international analysis. *Real Estate Economics*, 27(2), 183–207.
- Roll, R. (1992). Industrial structure and the comparative behavior of international stock markets indices. *Journal of Finance*, 47(1), 3-41.
- Schmidt, P., & Phillips, P. C. B. (1992). LM tests for a unit root in the presence of deterministic trends. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 257–287.
- Shahzadi, H., & Chohan, M.N. (2012). Impact of gold prices on stock exchange: A case study of Pakistan. *KSE Working Paper Series, Karachi Stock Exchange*, 10(2), 1-12.
- Sim, S. H., & Chang, B. K. (2006). Stock and real estate markets in Korea: Wealth or credit-price effect. *Journal of Economic Research*, 11(1), 99–122.
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- Smith, C. (1992). Stock market and the exchange rate: A multi-country approach. *Journal of Macroeconomics*, 14(4), 607–629.
- Smith, G. (2001). *The price of gold and stock price indices for the United States*. <http://www.gold.org/research/pricegold-and-stock-price-indices-united-states> (Erişim Tarihi: 12.11.2014).
- Soenen, L. A., & Hennigar, E. S. (1988). An analysis of exchange rates and stock prices: The US experience between 1980 and 1986. *Akron Business and Economic Review*, 19, 7-16.
- Solnik, B. (1987). Using financial prices to test exchange rate models: A note. *The Journal of Finance*, 42(1), 141-149.
- Soydemir, S., & Akyüz, A. (2015). *Sermaye piyasası ve borsa* (1. Baskı). İstanbul: Scala Yayıncılık.

- Sreekanth, D., & Veni, L.K. (2014). Causal relationship between gold price and nifty – an empirical study in Indian context. *Asian Journal of Research in Banking and Finance*, 4(5), 253-265.
- Srinivasan, P., & Prakasam, K. (2014). Gold price, stock price and exchange rate nexus: The case of India. *The IUP Journal of Financial Risk Management*, 11(3), 52-63.
- Stavarek, D. (2005). Stock prices and exchange rates in the EU and the United States: Evidence on their mutual interactions. *Czech Journal of Economics and Finance*, 55(3-4), 141-161.
- Sujit, K. S., & Kumar, B. R. (2011). Study on dynamic relationship among gold price, oil price, exchange rate, and stock market returns. *International Journal of Applied Business and Economic Research*, 9(2), 145-165.
- Şentürk, M., & Akbaş, Y.E. (2012). Finansal aktif fiyatları ve borsa getirisi ilişkisi: Türkiye örneği üzerine bir uygulama. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 3(6), 41-53.
- Tabak, B.M. (2006). The dynamic relationship between stock prices and exchange rates: Evidence for Brasil. *Bank of Brasil Working Paper Series*, 124, 1-37.
- TCMB. (2010; 2012; 2013; 2014). *Finansal İstikrar Raporu*. <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TCMB+TR/TCMB+TR/Main+Menu/Yayinlar/Raporlar/Finansal+Istikrar+Raporu> (Erişim tarihi: 09.01.2015).
- TÜİK. (2013; 2015). *İllere ve yıllara göre konut satış sayıları, 2008-2012*. <http://www.tuik.gov.tr/UstMenu.do?metod=kategorist> (Erişim tarihi: 10.08.2015).
- Vaz, J.J., Ariff, M., & Brooks, R.D. (2008). Effect of interest rate change on bank stock returns. *Investment Management and Financial Innovations*, 5(4), 221-236.
- Westerlund, J., & Edgerton, D. (2006). *New improved tests for cointegration with structural breaks*. *Journal of Time Series Analysis*, 28(2), 188–244.
- Yalçın, K., & Coşkun, Y. (2014). İpotekli konut finansmanı sisteminin gelişme koşulları: Türkiye için ampirik bir analiz. *İktisat İşletme Finans*, 29(339), 2014, 59-94.
- Yıldız, A. (2014). BIST 100 endeksi ile alternatif yatırım araçlarının ilişkisi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19(2), 39-56.
- Yılmaz, Ö., Güngör, B., & Kaya, V. (2006). Hisse senedi fiyatları ve makroekonomik değişkenler arasında eşbütünleşme ve nedensellik. *İMKB Dergisi*, 9(34), 1-16.
- Zivot, E., & Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit-root hypothesis. *Journal of Business Economic Statistics*, 10(3), 251-270.
- Zügül, M., & Şahin, C. (2009). İMKB 100 endeksi ile bazı makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemeye yönelik bir uygulama. *Akademik Bakış Dergisi*, (16), 1-16.

Ekler

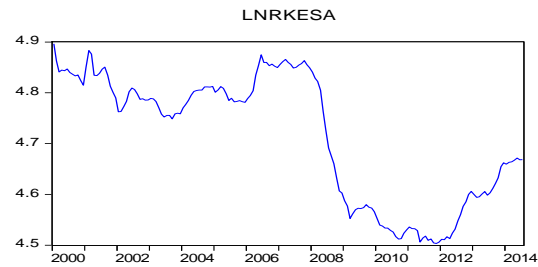
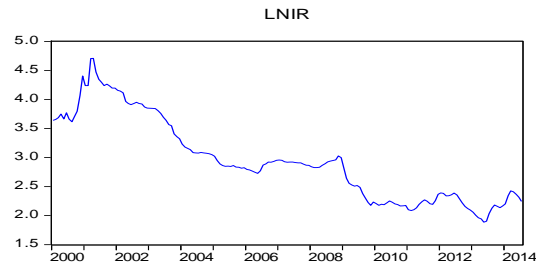
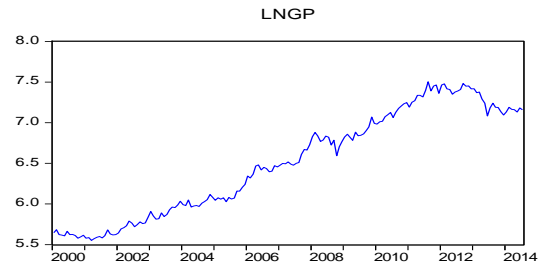
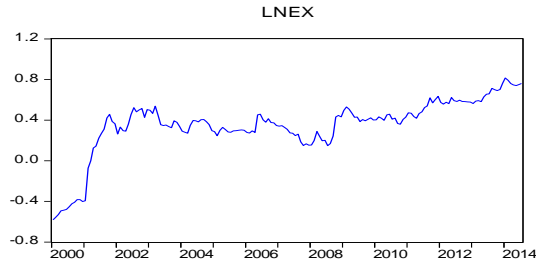
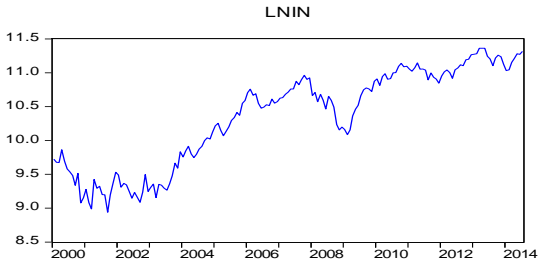
Ek 1: Hane halkının finansal varlıklarının dağılımı (2008-2014/9)

	2014/9			2012***			2010****			2008*****														
	Milyar TL			Pay (%)			Milyar TL			Pay (%)														
TV	784,5			100			605,2			100			479,6			100,00			366,9			100,00		
TPTM	376,7			48			307,1			50,7			253,8			52,9			188,1			51,3		
YPTM	186,9			23,8			121,6			20,1			94,6			19,7			88,3			24,1		
KMD	16,1			2,1			17,4			2,9			2,3			0,5			0,3			0,1		
TB*	20,3	6,4	13,9	2,6	0,8	1,8	16,3	5,9	10,4	2,7	1	1,7	9,8	2,1				19,7				5,4		
YF**	62,3	33,4	28,9	8,0	4,3	3,7	46,4	20,3	26,1	7,7	3,4	4,3	40,6	8,4	27,1	6,3	20,8	7,4	1,7	5,7				
HS	39,7			5,1			38,0			6,3			32,6			6,8			10,6			2,9		
Repo	2,4			0,3			3,9			0,6			1,5			0,3			2,2			0,6		
DP	80,1			10,2			54,6			9,0			44,4			9,3			30,6			8,3		

Kısaltmalar: TV: toplam varlıklar; TPTM: Türk parası tasarruf mevduatı; YPTM: yabancı para tasarruf mevduatı; KMD: kıymetli maden deposu; TB: tahvil ve bonolar; YF: yatırım fonları; HS: hisse senedi; DP: dolaşımdaki para. **Notlar:** Tablo tamamen TCMB verilerinin aktarılmasıyla oluşturulmuştur. * 2012-2014/9 için TB satırının ilgili yıldaki sütununun ilk bölümünde toplam tahvil ve bono tutarı, ikinci bölümünde kamu bonoları ve üçüncü bölümünde de özel sektör bonoları yer almaktadır. 2008 ve 2010 yıllarında ise toplam tutar yer almaktadır. ** 2010 yılı hariç YF satırının ilgili yıldaki sütununun ilk bölümünde toplam yatırım fonu tutarı, ikinci bölümünde emeklilik yatırım fonları ve üçüncü bölümünde de diğer yatırım fonları yer almaktadır.*** 2008, 2010 ve 2012 yılı verisinde yer alan tasarruf mevduatı TPTM ve DTH (döviz tevdiat hesabı) da YPTM olarak tabloya aktarılmıştır. **** 2010 yılına ilişkin TB verisi; tahvil ve bonolar, DİBS ve Eurobond kalemlerinin toplamından oluşmaktadır. ***** 2008 yılındaki TB verisi; DİBS ve Eurobond kalemlerinin toplamından oluşmaktadır.

Kaynak: TCMB (2010: 22; 2013: 64; 2014: 16).

Ek 2: Değişkenlerin zamana karşı grafikleri



This Page Intentionally Left Blank