

TÜRKİYE’DE REEL DÖVİZ KURU İLE KISA VE UZUN VADELİ SERMAYE HAREKETLERİ İLİŞKİSİ

Araş. Gör. Burcu KIRAN*

Özet

Bu çalışmada, reel döviz kuru ile kısa vadeli sermaye hareketleri ve uzun vadeli sermaye hareketleri arasındaki uzun dönem ilişkileri ve kısa dönem dinamikleri yapısal kırılmalar dikkate alınarak Hata Düzeltme (VECM) Modeli ve Vektör Otoregresif (VAR) model çerçevesinde incelenmiştir. Reel döviz kurunda meydana gelecek bir standart sapmalılık şok karşısında, kısa vadeli sermaye hareketlerinin uzun vadeli sermaye hareketlerine göre daha uzun süreli tepki vermesi, kısa vadeli sermaye hareketlerinin reel döviz kurundaki dalgalanmalara daha duyarlı olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Sermaye hareketleri, ZA birim kök testi, Koentegrasyon Analizi, Hata Düzeltme Modeli.

Abstract

In this paper, the long-run information and the short-run dynamics between real exchange rate and short- and long-term capital flows are examined with structural breaks employing Vector Error Correction (VEC) and Vector Autoregression (VAR) modelling approaches. Our estimation results indicate that a one standard deviation shock on real exchange rate affects short-term capital flows longer term than long-term capital flows. We conclude that short-term capital flows are more sensitive to volatility of real exchange rate than long-term capital flows.

Keywords: Capital Flows, ZA unit root test, Cointegration Analysis, Vector Error Correction Model.

* İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü.

1. Giriř

Ulusal piyasaların birleřmesiyle yoęunlařan küreselleřme sürecinde, ticaret ve sermaye hareketleri serbestleřtirilmiř, yurt ii piyasa faaliyetleri dıřa aılmıř ve ekonominin tüm piyasalarında engeller kaldırılmıřtır. 1990'lı yıllardan itibaren ülkelerin büyümelerini diř kaynaklara dayandırmaları sermaye hareketlerini özendirmiřtir (Eren ve Süslü, 2001).

Ülkelerin finansal olarak dıřa aılmaları özellikle az geliřmiř ülkeler iin, doğrudan iki fayda sağlamaktadır. Finansal dıřa aılma sonucunda gelen yabancı sermaye yurt ii yatırımları arttırıp, yurt ii yatırım ve tüketim harcamalarındaki dalgalanmalar sonucu ortaya ıkabilecek riski de ortadan kaldırmaktadır. Aynı zamanda “bilgi tařması etkisi” yaratarak, kaynak daęılımı etkinlięini arttırmakta ve geliřmekte olan ülkelerin finans piyasalarını güçlendirmektedir (Kula, 2003). Ancak sınırların kalkması, gümrüklerin ve yasakların azaltılması, para ve sermaye piyasalarının liberalleřmesi anlamındaki küreselleřme en ok uluslar arası sermayeye yaramakta, bu sermaye bütün dünya mali piyasalarını takip ederek, karlı an ve alanlara ani giriř ıkıřlar yapmaktadır. Bu giriř ve ıkıřlar spekülatif olduęu gibi manipülatif de olabilmekte ve ilgili ülkelerin mali piyasalarından sonra reel piyasalarında da dalgalanmalar meydana getirmektedir (Akdiř, 2002). Sermaye akımları, yüksek tasarruf açıkları olan geliřmekte olan ülkelerde tasarruf açıklarını kapatarak yatırım, ekonomik büyüme, istihdam ve teknolojik geliřmeyi arttırmasına raęmen spekülatif döviz hareketlerini de arttırır, makro ekonomik dengeleri bozarak krizlere yol aar. Bunun en önemli sebebi; geliřmekte olan ülkelerin yapısal sorunlarını özemedi ve tam bir istikrar saęlamadan serbestleřmeye gitmeleridir.

Olumsuz etkileri olmasına raęmen serbestleřme hareketlerine izin verilmesi özellikle az geliřmiř ülkeler aısından řu şekilde açıklanabilir. Az geliřmiř ülkeler ekonomik kalkınma abalarında önemli bir sermaye kısıtı ile karřı karřıya bulunurken, geliřmiř ülkelerde sermaye bol olarak bulunmaktadır. Ülkeler arasında sermaye donanımları aısından ortaya ıkan bu dengesizlik dünya ekonomisinde kaynak daęılımının etkin olmaması sonucunu doğurmuřtur. Dıřa kapalı bir ekonomide sermaye birikiminin tek kaynaęı ulusal tasarruflardır. Dıřa aık bir ekonomide ise, ulusal yatırımlar yabancı sermaye ile finanse edilmektedir. Bu nedenle az geliřmiř ülkelerin dıřa aılması uluslar arası sermaye hareketlerinden yararlanmalarını saęlamaktadır (Kula, 2003).

Sermaye hareketlerinin neden olabileceęi olumsuzluk boyutunun saptanmasında, bu hareketlerin türü de ok önemlidir. Faiz kur arbitrajına dayanarak ülkeden ülkeye kolaylıkla kayabilen kısa vadeli sermaye hareketleri (İnsel ve Sungur, 2003) sürekli dolařım halinde olduęundan, ülkeyi terk etme baskısı yaratmakta ve ülke ekonomisinde istikrarsızlıęa neden olmaktadır. Sıcak para olarak tanımlanan kısa vadeli sermaye hareketleri, makro ekonomik olumsuzluklara karřı yüksek duyarlılıęa sahiptir ve uzun vadeli sermaye hareketlerine göre daha oynak bir yapıdadır. Ciddi krizlere neden olmasının en önemli sebebi de budur. Uzun vadeli sermaye hareketleri ise gireceęi ülkede istikrarlı bir büyüme kořulunun var olması, politik istikrar gibi özellikler aramaktadır. 1990'lı yıllarda Asya ülkelerinin ardı ardına yařadıęı krizlerde kısa vadeli sermaye hareketlerinin etkili olduęu düşüncesi, bu tür sermaye hareketleri konusundaki tartıřmaları hızlandırmıřtır.

Reel faiz oranı ve döviz kuru rejimi kısa vadeli sermaye hareketleri için önemli belirleyicilerdendir. Eğer döviz kuru dalgalı ise, ülkeye yönelen sermaye hareketleri doğrudan döviz kurunu etkiler. Döviz kuru sabit ya da kontrol ediliyorsa, tek taraflı sermaye hareketlerinin etkilerini ortadan kaldırmak için ülke, kendi iç kaynaklarını kullanmak zorundadır. Reel faiz oranı ise sermaye hareketlerinin yönünün belirlenmesinde önemli bir unsurdur. Yüksek reel faiz ve düşük döviz kuruna dayalı spekülasyon arbitraj olanakları yaratan ülkeler, sermaye hareketleri için çok çekicidir. Faiz haddi yükseldikçe arbitraj geliri artar, ulusal para yabancı para karşısında değer kaybettiğçe arbitraj geliri azalır (Yeldan, 2005). Yüksek reel faiz ve düşük kur dengesindeki bozulmayla birlikte yabancı yatırımcılar ekonomideki belirsizlikleri görmeye başlayınca, ülkeye girmiş olan sermaye hızla yurt dışına çıkmakta ve sonuç olarak ülkeler krize sürüklenmektedir. Türkiye Ekonomisi de bu süreçten nasibini almıştır.

Türkiye Ekonomisi'nde 1980 sonrası dönemde büyük değişim yaşanmış ve bu dönemden sonra izlenmeye başlanan serbest piyasa ekonomisi çerçevesinde ekonomide çeşitli düzenlemelere gidilmiştir. 1984'te uygulamaya koyulan bir kararla yerleşiklerin ticari faaliyetlerinden kazandıkları dövizleri bankalarda mevduat olarak tutmalarına izin verilmiştir. 1986'da Sermaye Piyasası Kurulu (SPK) kurulmuş ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) açılmıştır. Nihayet 1989 yılında Türk Parası Kıymetini Koruma Hakkında (TPKKH) 32 sayılı karar ile Türkiye dışı tamamen açık bir konuma gelmiştir. Dışa açılmadan beklenen kazançlar uluslararası sermayenin gelmesi ile ülkenin rekabet gücünün artması, teknolojinin ve bilginin yayılması, makro ekonomik istikrarın sağlanması olabilirken, Türkiye dışı açılma sürecinden yararlanamamış, doğrudan yatırımlar yerine Türkiye'ye kısa vadeli sermaye akımları yönelmiştir (Gökalp ve Baydur, 2004).

Kısa vadeli sermaye hareketlerinin ülke ekonomilerinde istikrarsızlık yarattığı düşüncesi, bu konuda bir çok çalışmayı gerekli kılmıştır. Yeldan (1996), kısa vadeli sermaye hareketlerinin istikrarsız büyümeye yol açtığını ortaya koymuştur. Berksoy ve Saltoğlu (1998), finansal piyasalardaki küreselleşme olgusuyla birlikte uluslararası sermaye hareketlerinin oluşturdukları sermaye büyüklüklerinin gelişmekte olan ülkelerdeki finans piyasalarına yöneldiği sonucuna ulaşmışlardır. Rodrick ve Velasco (1999), 1988-1998 dönemleri arasında piyasa ekonomileri üzerine yaptıkları çalışmalarında, kısa vadeli sermaye hareketlerinin olumsuz etkileri olduğunu tespit etmişlerdir. İnel ve Sungur (2003), 1989-1999 yılları arasında Türkiye Ekonomisi'nde sermaye hareketlerinin makro ekonomik göstergeler üzerindeki etkilerini analiz etmişler, sermaye hareketlerinin reel ve finansal göstergelerde oynaklıkları arttırıp, istikrarsızlığa yol açtığı sonucuna ulaşmışlardır¹

Bu çalışmada reel döviz kurunun, kısa vadeli sermaye hareketleri ve uzun vadeli sermaye hareketleriyle kısa ve ya uzun dönem ilişkileri yapısal kırılmalar dikkate alınarak Johansen Koentegrasyon Testi, Hata Düzeltme Modeli(VECM) ve Vektör Otoregresif Model (VAR) analizleri çerçevesinde araştırılmıştır. Çalışmanın 2. bölümünde analizde kullanılan ekonometrik yöntem, 3. bölümünde de veriler ve uygulama sonuçları sunulmuştur. Analiz sonuçlarının genel bir değerlendirmesi ise 4. bölümde yapılmaktadır.

¹ Literatürde, reel döviz kuru ile diğer iktisadi değişkenler arasındaki ilişkileri analiz eden bir çok çalışma da yer almaktadır (Kaya ve Yılmaz (2003), Zengin (2001), Kasman (2003), Şimşek (2004), Öztürk ve Acaravcı (2003)).

2. Ekonometrik Methodoloji

2.1. Koentegrasyon (Eş bütünleşme) Analizi

Düzye de durağan olmayan zaman serilerinin uzun dönemde birlikte hareket edip etmediklerini araştıran koentegrasyon analizine göre, durağan olmayan seriler koentegre ise, bu değişkenlerin farklarının alınması pek uygun değildir. Değişkenlerin birlikte hareket eden bir trende sahip olmaları dolayısıyla, farklarının alınması bu ortak trendi ortadan kaldırmaktadır. Buna bağlı olarak koentegre olan ve diğer bir ifade ile uzun dönemde birlikte hareket eden serilerin düzey değerleriyle yapılan analizlerde sahte regresyon söz konusu olmamaktadır. Engel Granger(1987) tarafından ileri sürülen Engel Granger iki aşamalı koentegrasyon testi ve daha sonra Johansen (1988) ve Johansen-Juselius (1990) tarafından geliştirilen koentegrasyon testleri, durağan olmayan zaman serilerinin aynı düzeyde farkları alındığında durağanlıklarının sağlanmasını gerektirmektedir. Engel Granger yöntemi basit uygulanabilir olmasına rağmen 2'den fazla değişken söz konusu olduğunda, değişken sayısı ile birlikte koentegrasyon sayısı da artacağından dolayı sağlıklı sonuç verememektedir ve farklı normalleştirmelerde sonuçlar değişebilmektedir.

2.1.1. Johansen Koentegrasyon Testi

Johansen Juselius çoklu koentegrasyon yönteminde öncelikle, aşağıda ifade edilen vektör otoregresif (VAR) model ele alınmaktadır.

$$X_t = \pi_1 X_{t-1} + \pi_2 X_{t-2} + \dots + \pi_k X_{t-k} + \mu + e_t$$

Durağan olmayan X değişkenlerinin 1. farkları alındığında ise, hata düzeltme formundaki;

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \pi X_{t-k} + \mu + e_t$$

süreci elde edilmektedir.² Modelde; X_t $I(1)$ 'de entegre olan değişkenlerin $(p \times 1)$ boyutlu vektörü, e_t hata terimi, Γ_i $(p \times p)$ boyutlu parametreler matrisidir. π ise değişkenlerin uzun dönem ilişkileri hakkında bilgi veren, Γ_i ile aynı boyutta $(p \times p)$ boyutlu bir matristir. π matrisinin rankı; değişkenlerin lineer şekilde bağımsız ve durağan lineer kombinasyon sayısıdır. Matris rankının tam olması, X_t 'de yer alan tüm değişkenlerin durağan olduğunu ifade etmektedir. Rankın '0' olması halinde ise, X_t 1. farklar formunda bir vektör otoregresif (VAR) modele dönüşür. Bu, modelde yer alan değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi olmadığını bir ifadesidir. $Rank(\pi) = r < p$ ise; durağan ve ya koentegre olan X_t değişkenleri arasında r sayıda lineer kombinasyon söz konusu olacaktır ve bu durumda π matrisi $\pi = \alpha \cdot \beta'$ şeklinde

² $\Gamma_i = -I + \pi_1 + \dots + \pi_i$

$\pi = I - \pi_1 - \dots - \pi_k \quad t = 1 \dots t$

yazılabilir.³ π matrisinin rankı 1 yada 1'den fazla ise, bu durumda 1 yada daha fazla koentegre vektör söz konusu olacağından bu, uzun dönem ilişkisini ifade etmektedir. Çoklu koentegrasyon analizinde en az 1 koentegre vektörün olması beklenmektedir. 1 ve ya daha fazla koentegre vektör bulunması durumunda koentegrasyonun olmadığını söyleyen H_0 hipotezi reddedilir.

Johansen-Juselius (1990); koentegre vektör sayısını ya da diğer anlamda π matrisinin rankını bulmak amacıyla 2 farklı istatistik ileri sürmüştür. İz istatistiği⁴ ve maksimum öz değer istatistiği⁵ olarak bilinen bu istatistiklerin sonuçları Johansen Juselius tarafından önerilen tablo kritik değerleri⁶ ile karşılaştırılmaktadır.

2.2. Hata Düzeltme (VECM) Modeli ve Vektör Otoregresif (VAR) Model

Granger(1988)'e göre değişkenler arasında bir koentegre vektör varsa, söz konusu değişkenler arasında en azından tek yönlü bir nedenselliğin olması gerekmektedir. Bu durumda nedensellik analizinin hata düzeltme (VECM) modeliyle yapılması daha uygundur. Değişkenler arasındaki uzun dönem dengesi ve kısa dönem dinamikleri arasında ayırım yapmada kullanılan bu modelin avantajı; bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında sahte ilişkilere meydan vermeden, verinin kısa ve uzun dönem bilgisini kullanabilmesidir. Hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$\Delta X_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \psi_i \Delta Z_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + e_t$$

Modelde λ parametresi, değişkenleri uzun dönemde denge değerine yakınlaşmaya zorlayan hata düzeltme parametresidir. Bu parametre istatistiksel olarak anlamlı ise dengeden sapma durumu söz konusudur. Uzun dönemde denge değerine yakınlaşma hızı ise parametrenin büyüklüğüne göre belirlenmektedir. Uzun dönemde denge değerine yakınlaşma için, parametrenin negatif ve anlamlı olması beklenir⁷. Çünkü dengeden sapmalar hata düzeltme katsayısının büyüklüğüne göre düzeltilecektir. Modelde

³ α ve β matrisleri rankları (r) olan ($p \times r$) boyutlu matrislerdir. α hata düzeltme parametrelerini içerir, β ise koentegre vektörler matrisidir. X_t tek başına 1. dereceden entegre $I(1)$ olmasına rağmen $\beta' X_t$ durağandır.

⁴ $\lambda_{Trace} = -T \cdot \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i)$

⁵ $\lambda_{max} = -T \cdot \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad 0 \leq r \leq p$

⁶ Johansen testinin kritik değerleri tahmin edilen modele doğrusal trendlerin ve mevsimsel gölge değişkenlerin nasıl ilave edildiğine bağlı olup 3 bölümden oluşmaktadır. Birincisinde sabit terim modele hiçbir kısıt olmadan ilave edilmiştir. 2. bölümde yine sabit terim modele ilave edilmiştir fakat bu koentegre vektörlere göre kısıtlanmıştır. 3. Bölümde ise sabit terim ilave edilmemiştir.

⁷ Hata düzeltme parametresi negatif olmasına rağmen anlamsız ise bu durumda değişkenler arasındaki dinamiklerin anlamlılığı yeteri kadar yansıtılmamaktadır. Katsayı pozitif ise, uzun dönem denge değerinden sapma olduğunda tekrar dengeye gelinemez.

ΔY ve ΔZ , ΔX 'deki kısa dönem sapmaların etkisini yansıtırken, EC_{t-1} ise koentegrasyon denkleminde elde edilen hata teriminin 1 gecikmeli değerini ifade etmektedir. β_i, γ_i ve ψ_i parametreleri bağımlı değişken üzerindeki doğrudan etkiyi gösteren kısa dönem parametreleri olup, bu parametrelerin topluca F istatistiğinin ya da hata düzeltme katsayısının t istatistiğinin anlamlı olması nedenselliğin varlığına işaret etmektedir.

Değişkenler arasında koentegrasyon bulunmadığı durumlarda ise, X_t değişkenleri vektör otoregresif (VAR) model ile ifade edilmektedir. VAR modeli;

$$Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^m \alpha_2 Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \alpha_3 X_{t-j} + e_{1t}$$
$$X_t = \beta_1 + \sum_{i=1}^p \beta_2 Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_3 X_{t-j} + e_{2t}$$

eşanlı denklem sistemlerine benzer. Eşanlı denklem sistemlerinde bazı değişkenler modeldeki diğer değişkenler tarafından açıklanırken, bazıları da sadece açıklayıcı değişken görevini üstlenirler ve açıklayıcı değişkenlerin değerleri önceden belirlenmiştir (Kutlar; 2000). Fakat Sims(1980); değişkenler arasında gerçekten bir eşanlılık söz konusuysa içsel ve dışsal değişkenler arasında bir ayırım yapılmaması gerektiğini söylemiş ve buradan hareketle VAR modelini ileri sürmüştür. VAR modelde değişkenlerin tümü içseldir. Bu özelliği dolayısıyla VAR modelleri eşanlı denklem sistemlerinden ayrılmaktadır. Pagan (1987)'ye göre VAR modeli için öncelikle zaman serilerinin durağan olması gerekmektedir. Fakat durağanlığı sağlamak amacıyla fark alımının bilgi kaybına sebep olması tartışma konusudur. Sims (1980) ve Doan (1992) birim kökün var olması durumunda dahi fark alınmasına karşı görüş belirtmişler ve VAR analizinin amacının parametre tahmini değil, değişkenler arası ilişkilerin belirlenmesi olduğunu söylemişlerdir.

VAR analizi ile, hata terimleri üzerinde değişkenlerin beklenmedik şoklarının ortaya çıkarılması bu yöntemin önemli bir özelliğidir. Etki tepki fonksiyonları, sistemde yer alan değişkenlere birer standart sapmalık şok uygulandığında diğer değişkenlerin gösterdikleri tepkiyi göstermektedir. Buna bağlı olarak ilgili değişkenler üzerinde en etkili değişkenin bir politika aracı olarak kullanılıp kullanılmayacağı ortaya koyulmaktadır. Varyans ayrıştırma yolu ile ise, değişkenlerin birbirini etkileme dereceleri bulunmaktadır.

3. Veriler ve Ampirik Sonuçlar

Çalışmada 1992-01 / 2006-10 dönem aralığını kapsayan aylık Reel Efektif Döviz Kuru (RDK), Kısa Vadeli Sermaye Hareketleri (TKV) ve Uzun Vadeli Sermaye Hareketleri (TUV) değişkenleri kullanılarak reel döviz kurunun kısa vadeli sermaye hareketleri ve uzun vadeli sermaye hareketleri üzerindeki etkileri ayrı ayrı araştırılmıştır. TCMB'den elde edilmiş verilerden kısa vadeli sermaye hareketleri; ödemeler bilançosunun portföy yatırımları ve diğer kısa vadeli yatırımlar kalemlerinin toplanmasıyla, uzun vadeli sermaye hareketleri ise; doğrudan yatırımlar ve diğer uzun vadeli yatırımlar kalemlerinin

toplanmasıyla elde edilmiştir. Öncelikle serilerin mevsimsel düzeltmesi yapılarak⁸, durağanlıkları Genelleştirilmiş Dickey Fuller (ADF) ve Philips Perron (PP) testleriyle araştırılmıştır. Birim kök testi sonuçları Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1: ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF Testi	PP Testi
RDK (0)	-3.939813 ^b	-3.242115 ^c
TKV (0)	-11.84262 ^a	-12.31611 ^a
TUV (0)	-0.974033	-9.497810 ^a

(1) Parantez içindeki değerler ise uygun gecikme uzunluklarıdır.

(2) a, b, c % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

Sonuçlara göre reel döviz kuru ve kısa vadeli sermaye hareketleri düzey değerleri ile durağan, uzun vadeli sermaye hareketleri ise ADF testine göre düzey değeri ile durağan olmamasına rağmen PP testine göre durağandır. PP testinin bu noktada ADF testiyle çelişmesi serilerde yapısal kırılmanın olabileceğini akla getirmektedir. Bu noktadan hareketle yapısal değişiklikleri dikkate almadan birim kök testlerini yapmak yanıltıcı sonuçlar verip, testin gücünü azaltacağından dolayı kırılmayı içsel olarak belirleyen, Zivot ve Andrews (1992) tarafından ileri sürülmüş ZA birim kök testi⁹ uygulanmıştır. Yapısal değişikliği dikkate almayan birim kök testlerinde gerçekte durağan olmayan bir zaman serisi durağan kabul edilebilir ve bu da yanıltıcı sonuçlar vermektedir (Perron, 1989, 1990; Zivot ve Andrews, 1992). ZA birim kök test sonuçları Tablo 2’de yer almaktadır.

⁸ Mevsimsel düzeltme işlemi, mevsimsel gölge (dummy) değişken kullanımı ile gerçekleştirilmiştir.

⁹ ZA testi 3 model üzerinden yapılmaktadır.

$$Model A: \Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad DU_t(\lambda) \begin{cases} 1 & t > TB \\ 0 & \text{diğer} \end{cases}$$

$$Model B: \Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + e_t$$

$$Model C: \Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta_1 DU_t(\lambda) + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \sum_{j=1}^k d_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad DT_t(\lambda) \begin{cases} t - TB & t > TB \\ 0 & \text{diğer} \end{cases}$$

$\lambda = \frac{TB}{T}$ ve TB kırılma noktasıdır. y_{t-1} ’in katsayısının istatistiki olarak anlamlılığına bakılarak karar verilir. Eğer t istatistiği Zivot Andrews kritik değerinden büyükse zaman serisi durağandır. Kritik değerler Zivot Andrews (1992) çalışmasında yer almaktadır.

Tablo 2: ZA Birim Kök Testi Sonuçları

	RDK <i>Model A</i>	TKV <i>Model C</i>	TUV <i>Model C</i>
TB	1994/01	2000/10	2003/02
α	-0.2181 (-5.2453) ^a	-0.9296 (-4.1234) ^c	-0.9892 (-5.2474) ^a
θ	-7.2869 (-4.0446) ^a	-1308.10 (-2.5501) ^b	-995.247 (-2.682) ^a
γ	-	34.5370 (2.6437) ^a	155.206 (4.9340) ^a
k	7	8	6
t_{α} Kritik Değerleri			
%1	-4.30	-4.88	-4.70
%5	-3.68	-4.24	-4.04
%10	-3.40	-3.95	-3.69

⁽¹⁾ Parantez içindeki değerler t istatistiklerini ifade etmektedir. k, seçilen gecikme uzunluğudur.

⁽²⁾ a, b, c %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir. θ ve γ parametreleri için kritik değerler %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde 2.576, 1.96 ve 1.645'dir.

Tablo incelendiğinde, kısa vadeli sermaye hareketleri ve uzun vadeli sermaye hareketleri için θ ve γ parametrelerinin anlamlı olması dolayısıyla C modeli, reel döviz kuru için ise θ parametresinin anlamlı olması dolayısıyla A modeli uygun bulunmuştur. α parametresinin t istatistik değeri her 3 değişken için de t_{α} kritik değerlerinden büyüktür. Bu, yapısal kırılma durumunda değişkenlerin düzey değerden durağanlığını ifade etmektedir.

Değişkenlerin aynı düzeyden durağan olmasıyla birlikte, koentegrasyonun araştırılması için gerekli ön koşul sağlanmıştır. Tahmin edilmiş kırılma noktalarını da dikkate alarak trendten arındırılmış durağan seriler¹⁰ elde edilmiştir.

Reel döviz kuru ve kısa vadeli sermaye hareketlerinin koentegre olup olmadıkları Johansen koentegrasyon testi ile araştırmak için öncelikle uygun gecikme uzunluğunu seçilmesi gerekmektedir. Bu test gecikme uzunluğu seçimine duyarlıdır. Akaike (AIC), Son Öngörü Hatası (FPE: Final Prediction Error) ve Hannan-Quinn (HQ) bilgi kriterlerine göre uygun gecikme uzunluğu 2 olarak tespit edilmiştir. Koentegrasyonun varlığı ve koentegre

¹⁰ Kırılma noktaları dikkate alındığında durağan seriler, $y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \tilde{y}_t$ regresyon denkleminde elde edilmektedir. \tilde{y}_t , trendten arındırılmış durağan seriyi ifade etmektedir.

vektör sayılarının belirlenebilmesi için hesaplanmış İz ve Maksimum özdeğer istatistiklerinin sonuçları Tablo 3'de ayrıntılarıyla sunulmuştur.

Tablo 3: Johansen Koentegrasyon Test Sonuçları

Temel Hipotez Kritik Değer (%5)	Alternatif Hipotez	İz İstatistiği
$r = 0$ 12.32090	$r \geq 1$	63.70082 ^a
$r \leq 1$ 4.129906	$r \geq 2$	15.11236 ^a
Temel Hipotez Kritik Değer (%5)	Alternatif Hipotez	Maks. Özdeğer İstatistiği
$r = 0$ 11.22480	$r = 1$	48.58847 ^a
$r \leq 1$ 4.129906	$r = 2$	15.11236 ^a

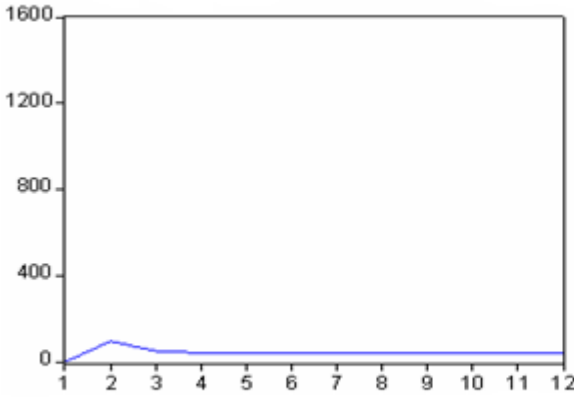
^a %5 anlamlılık düzeyini gösterir.

Johansen koentegrasyon test sonuçlarına göre, reel döviz kuru (RDK) ile kısa vadeli sermaye hareketleri (TKV) arasında koentegrasyon ilişkisinin tespitinden sonra, bu iki değişken arasındaki uzun dönem dengesi ve kısa dönem arasındaki dinamikleri hata düzeltme modeli (VECM) ile açıklanacaktır. Tahmin sonuçları Tablo 4'de yer almaktadır.

Tablo 4: Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	t-istatistikleri
TKV(-1)	0.000082	0.00105
RDK(-1)	13.12703	0.62143
EC (-1)	-0.987899	-8.96263

Modelde parametrelerin topluca F istatistiğinin ya da hata düzeltme terimine ilişkin parametrenin t istatistiğinin anlamlı olması gerekmektedir. Hata düzeltme terimi parametresi beklenildiği gibi istatistiksel olarak anlamlı ve (-0.987899) negatiftir. Bu parametre, değişkenleri uzun dönem denge değerine yakınlaşmaya zorlamaktadır. Parametrenin anlamlı olması dolayısıyla reel döviz kuru ve kısa vadeli sermaye hareketleri arasında nedensellik söz konusudur. Reel döviz kurunun kısa vadeli sermaye hareketleri üzerinde etkili olup olmadığını araştırdığımız bu çalışmanın amacına bağlı olarak oluşturduğumuz etki tepki fonksiyonunun grafiği aşağıdaki gibidir.



Grafik 1: Kısa Vadeli Sermaye Hareketlerinin Reel Döviz Kuruna Tepkisi

Gecikme	
1	0.000000
2	96.20089
3	50.86872
4	41.65012
5	38.85315
6	38.43373
7	38.37504
8	38.37476
9	38.37659
10	38.37730
11	38.37746
12	38.37749

Grafikte reel efektif döviz kurundaki bir standart sapmalılık şoka karşılık, kısa vadeli sermaye hareketlerindeki değişimler gözlenmektedir. Reel döviz kurunda meydana gelecek bir standart sapmalılık şok karşısında kısa vadeli sermaye hareketleri 2. dönemden itibaren tepki vermiş, bu dönemden sonra azalış gösteren bu tepki 5. dönemden sonra sabit kalmıştır. Tablo 5’de yer alan varyans ayrıştırma sonuçlarına bakıldığında, kısa vadeli sermaye hareketlerinin 1. dönem varyansında meydana gelen değişimin tamamı kendisi tarafından açıklanırken, bu giderek azalmış ve reel döviz kurunun etkisi de artmaya başlamıştır. 12. döneme gelindiğinde ise, kısa vadeli sermaye hareketleri varyansının % 1.2’sinin reel döviz kuru tarafından açıklandığı görülmüştür.

Tablo 5: Varyans Ayrıştırma Tablosu

Dönem	Standart Hata	Kısa Vadeli Sermaye Hareketleri (TKV)	Reel Döviz Kuru (RDK)
1	1444.516	100.0000	0.000000
2	1448.139	99.55870	0.441304
3	1449.210	99.43614	0.563860
4	1449.812	99.35408	0.645921
5	1450.349	99.28279	0.717207
6	1450.877	99.21314	0.786857
7	1451.405	99.14381	0.856192
8	1451.933	99.07458	0.925424
9	1452.461	99.00544	0.994563
10	1452.988	98.93640	1.063604
11	1453.516	98.86746	1.132545
12	1454.043	98.79861	1.201386

Reel döviz kurunun (RDK), uzun vadeli sermaye hareketleri (TUV) üzerindeki etkisini test etmek için ise, öncelikle 12 gecikme kullanılarak uygun gecikme bulunmaya çalışılmıştır. Akaike (AIC) ve Son Öngörü Hatası (FPE) kriterlerine göre uygun gecikme sayısı 7 olarak alınmış ve Johansen koentegrasyon testi uygulanmıştır. İz ve maksimum özdeğer istatistiklerinin sonuçları Tablo 6’de yer almaktadır.

Tablo 6: Johansen Koentegrasyon Test Sonuçları

Temel Hipotez Kritik Değer (%5)	Alternatif Hipotez	İz İstatistiği
$r = 0$ 12.32090	$r \geq 1$	39.06462 ^a
$r \leq 1$ 4.129906	$r \geq 2$	16.27149 ^a
Temel Hipotez Kritik Değer (%5)	Alternatif Hipotez	Maks. Özdeğer İstatistiği
$r = 0$ 11.22480	$r = 1$	22.79313 ^a
$r \leq 1$ 4.129906	$r = 2$	16.27149 ^a

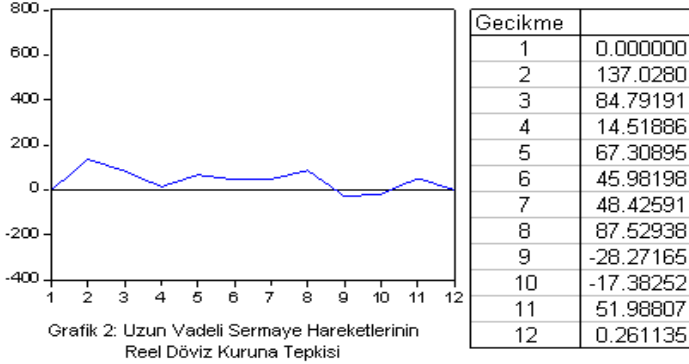
^a %5 anlamlılık düzeyini gösterir.

Test sonuçlarına göre uzun vadeli sermaye hareketleri ve reel döviz kurunun koentegre olduğu bulunmuştur, dolayısıyla 6 gecikmeli hata düzeltme (VECM) modelinin kurulması gerekmektedir. Hata düzeltme modelinin parametre tahmin sonuçları Tablo 7’de yer almaktadır.

Tablo 7: Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	t-istatistikleri
TKV(-1)	0.016016	0.07190
TKV(-2)	-0.056696	-0.27740
TKV(-3)	-0.003637	-0.02022
TKV(-4)	-0.263871	-1.75916
TKV(-5)	-0.109258	-0.84125
TKV(-6)	0.437283	4.22696
RDK(-1)	20.09120	1.78527
RDK(-2)	3.788887	0.32692
RDK(-3)	0.174715	0.01501
RDK(-4)	9.389296	0.82638
RDK(-5)	9.547315	0.84716
RDK(-6)	5.670541	0.50928
EC (-1)	-1.006539	-4.37190

Hata düzeltme terimi negatif (-1.006539) ve istatistiksel olarak anlamlı olduğundan, reel döviz kuru ve uzun vadeli sermaye hareketleri arasında da bir nedensellik söz konusudur ve iki değişken arasındaki kısa dönem dengesizlikler uzun dönemde dengeye gelecektir. Aynı zamanda reel döviz kuru ile uzun vadeli sermaye hareketleri arasındaki ilişkileri ortaya çıkarmak adına etki tepki fonksiyonları incelenmiş ve varyans ayrıştırması yapılmıştır. Sonuçlar, Grafik 2 ve Tablo 8’de ayrıntılarıyla sunulmaktadır.



Reel döviz kurunda meydana gelen bir standart sapmalılık şok karşısında uzun vadeli sermaye hareketlerinin tepkisi 2. dönemden itibaren başlamıştır. Genel olarak dalgalı bir seyir gösteren bu tepki, 12 döneme gelindiğinde kaybolma eğilimine girmiştir. Tablo 8’deki varyans ayrıştırma sonuçlarına göre, uzun vadeli sermaye hareketlerinin 1. dönem varyansında meydana gelen değişimin tamamı kendisi tarafından açıklanırken, bu giderek azalmış ve reel döviz kurunun etkisi de artmaya başlamıştır. 12. döneme gelindiğinde, reel döviz kurunun uzun vadeli sermaye hareketleri varyansının %4.86’sını açıkladığı görülmektedir.

Tablo 8: Varyans Ayrıştırma Tablosu

Dönem	Standart hata	Uzun Vadeli Sermaye Hareketleri (TUV)	Reel Döviz Kuru (RDK)
1	691.9467	100.0000	0.000000
2	705.4637	96.22715	3.772848
3	715.1848	94.92339	5.076615
4	715.7762	94.89063	5.109373
5	742.6176	94.43179	5.568214
6	746.8590	94.11580	5.884201
7	837.0101	94.98034	5.019663
8	916.8966	94.90562	5.094381
9	917.9609	94.82257	5.177430
10	919.1319	94.79999	5.200011
11	949.5967	94.82856	5.171441
12	978.9318	95.13385	4.866152

Bu sonuçlara baęlı olarak; reel döviz kurunda meydana gelebilecek 1 standart sapmalıık şokun kısa vadeli sermaye hareketlerinde, uzun vadeli sermaye hareketlerine göre daha uzun süreli bir etki yaratacaęı tespit edilmiştir.

4. Sonuç

Reel döviz kurunun, kısa vadeli sermaye hareketleri ve uzun vadeli sermaye hareketleri ile uzun dönem ilişkilerinin ve kısa dönem dinamiklerinin ayrı ayrı araştırdığı bu çalışmada serilerin duraęanlıkları öncelikle ADF ve PP birim kök testleriyle sınanmıştır. Fakat uzun vadeli sermaye hareketleri için bu birim kök testlerinin farklı sonuçlar vermesi serilerde bir yapısal kırılmanın olabileceğini ve test sonuçlarının bundan etkilenebileceğini akla getirmiştir. Kırılmayı içsel belirleyen Zivot ve Andrews (ZA) birim kök testi, serilerde kırılmanın söz konusu olduğunu ve yapısal kırılma dikkate alındığında reel faiz oranı, uzun vadeli sermaye hareketleri ve kısa vadeli sermaye hareketleri serilerinin düzeyden duraęan olduğunu göstermiştir. Serilerin düzey deęerleri ile duraęan olmaları dolayısıyla, koentegrasyon analizi için ön koşul sağlanmıştır. Analiz sonuçlarına göre reel döviz kurunun kısa vadeli sermaye hareketleri ve uzun vadeli sermaye hareketleri ile uzun dönemde ilişkili olduğu tespit edilmiştir. Reel döviz kuru ile kısa vadeli sermaye hareketleri ve uzun vadeli sermaye hareketleri arasındaki uzun dönem ilişkisini ortaya çıkarmak için kurulan hata düzeltme (VECM) modellerinde, hata düzeltme terimi parametrelerinin beklendięi gibi negatif ve anlamlı olması uzun dönemde dengeye dönüleceğinin bir göstergesidir.

Etki tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması yoluyla, reel döviz kurunda meydana gelebilecek bir standart sapmalıık şokun kısa vadeli sermaye hareketleri ve uzun vadeli sermaye hareketlerinde yaratacaęı tepki incelenmiş, kısa vadeli sermaye hareketlerinin, uzun vadeli sermaye hareketlerine göre daha uzun süreli tepki verdięi ve uzun dönemde tepkisinin kaybolmayıp sabit kaldığı görülmüştür. Bu sonuç, kısa vadeli sermaye hareketlerinin uzun vadeli sermaye hareketlerine göre reel döviz kurundaki dalgalanmalara daha duyarlı olduğunu göstermektedir.

Kaynakça

- Akdiř, M., “Globalleşme, Global Sermaye Hareketleri ve Finansal Krizler”, **Pamukkale Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 2002, (Çevrimiçi)
<http://makdis.pamukkale.edu.tr/Global.htm>.
- Berksoy, T., Saltođlu B., **Türkiye Ekonomisinde Sermaye Hareketleri**, İstanbul Ticaret Odası, 1998, 58.
- Doan, T.A., **RATS User’s Manual**, Version 4, Estima, , Evanston IL, 1992.
- Engle, R.F., Granger C.W.J., “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, **Econometrica**, 1987, 55, s. 251-276.
- Eren, A., Süslü B., “Finansal Kriz Teorileri Işıđında Türkiye’de Yaşanan Krizlerin Bir Deđerlendirilmesi”, **Yeni Türkiye**, 2001, 41, 7, s.662-674.
- Gökalp, M. F., Baydur C.M., “Serbest Ticaret Politikasının Türkiye Deneyimi: Bir Başarı Öyküsü mü?”, **Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, 2004, 6, 4, s.60-83.
- Granger, C.W.J., “Some Recent Developments in a Concept of Causality”, **Journal of Econometrics**, 1988, 39, s.199-211.
- İnsel, A., Sungur N., “Sermaye Akımlarının Temel Makro Ekonomik Göstergeler Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneđi-1989:III – 1999: IV”, **Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni**, 2003, 8.
- Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, **Journal of Economic Dynamics and Control**, 1988, 12, s. 231-254.
- Johansen, S., Juselius K., ”Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money”, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 1990, 52, s. 169-210.
- Kasman, A., “Türkiye’de Reel Döviz Kuru Oynaklığı ve Bunun İhracat Üzerine Etkisi: Sektörel Bir Analiz”, **Uludađ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 2003, 12, 2, s.169-180.
- Kaya, V., Yılmaz Ö., “Türkiye’de Doğrudan Yatırımların Belirleyicileri:1970-2000”, **Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi**, 2003, 17, 3-4, s.39-57.
- Kula, F., “Uluslar arası Sermaye Hareketlerinin Etkinliği: Türkiye Üzerine Gözlemler”, **Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 2003, 4, 2, s.142-154.
- Kutlar, A., **Ekonometrik Zaman Serileri**, Ankara, Gazi Yayınları, 2000.
- Öztürk, İ., Acaravcı A., ”Döviz Kurundaki Deđişkenliđin Türkiye İhracatı Üzerine Etkisi: Ampirik Bir Çalışma”, **Review of Social, Economic and Business Studies**, 2003, 2, s.179-206.

-
- Pagan, A.R., “ Three Econometric Methodologies: A Critical Appraisal”, **Journal of Economic Surveys**, 1987, 1, s.3-24.
- Perron, P., “The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis”, **Econometrica**, 1989, 57, 6, s.1361-1401.
- Perron, P., “Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean”, **Journal of Business and Economic Statistics**, 1990, 8, s.153-162.
- Rodrik, D., Velasco A., “Short Term Capital Flows”, National Bureau of Economic Research Working Paper, 1999, 7364, (Çevrimiçi)
<http://ksghome.harvard.edu/~avelasco/Files/Research/shortterm.pdf>.
- Sims, C., ”Macro economics and Reality”, **Econometrica**, 1980, 48, s.1- 48.
- Şimşek, M., “Türkiye’de Reel Döviz Kurunu Belirleyen Uzun Dönemli Etkenler”, **Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 2004, 5, 2, s.1-24.
- Yeldan, E., “Kısa Vadeli Sermaye Akımlarının Türk Finans Piyasalarına Olan Etkileri Üzerine Gözlemler”, *Ekonomide Durum*, Türk İş Araştırma Merkezi, 1996.
- Yeldan, E., “ ‘Yükselen Piyasa Ekonomisi’ Olarak Türkiye”, (Çevrimiçi)
http://www.bilkent.edu.tr/~yeldane/Yeldan14_2Mar05.pdf , 05.06.2007, 2005.
- Zengin, A., “Reel Döviz Kuru Hareketleri ve Dış Ticaret Fiyatları: Türkiye Ekonomisi Üzerine Ampirik Bulgular”, **Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 2001, 2, 2, s.27-41.
- Zivot, E., Andrews, D.W.K., “Further Evidence on the Great Crash, The Oil-Price Shock and the Unit Root Hypothesis”, **Journal of Business and Economic Statistics**, 1992, 10, s.251-270.