

KISA VADELİ SERMAYE HAREKETLERİNİN MAKROEKONOMİK DEĞİŐKENLER İLE OLAN ETKİLEŐİMİ: TÜRKİYE ÖRNEĐİ

Do. Dr. Tuba B. Direki
Gaziantep Üniversitesi İ.İ.B.F. İktisat Bölümü

Sinan Kaygusuz
Defterdarlık Uzman Yardımcısı, Adıyaman Defterdarlığı Muhasebe
Müdürlüğü

Öz

Bu alıřmada, Türkiye’de 1990Q1-2012Q4 arası dönemde yařanan kısa vadeli sermaye akımlarının, ulusal makroekonomik deėiřkenlerden, cari açık, faiz oranı, enflasyon oranı ve milli gelir ile olan etkileřimi analiz edilmiřtir. Bu analiz için ARDL sınır testi kullanılmıřtır. Bu test sonucunda kısa vadeli sermaye akımlarının baėımlı deėiřken olduėu model istatistiksel olarak anlamlı çıkmıřtır. Ayrıca reel döviz kuru ve enflasyon oranından kısa vadeli sermaye akımlarına doėru hem uzun hem de kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlı iliřki tespit edilmiřtir.

Anahtar Kelimeler: Kısa Vadeli Sermaye Akımları, Cari Açık, Enflasyon, Milli Gelir, Faiz Oranı

SHORT TERM CAPITAL MOVEMENTS, THE INTERACTION BETWEEN MACROECONOMIC VARIABLES: THE CASE OF TURKEY

Abstract

In this study, short-term capital flows in the period from 1990Q1-2012Q4, the national macroeconomic variables, exchange rate, interest rate, inflation rate, and the interaction between the national income has been analyzed. ARDL bounds test was used for this analysis. As a result of this test model of short-term capital flows as the dependent variable was statistically significant. Also the real exchange rate and the inflation rate towards both long and short-term capital flows were found to be statistically significant in the short term.

Keywords: Short-term Capital Flows, The Current Account Deficit, Inflation, National Income, Interest Rate

1. Giriř

Ulusal sermaye piyasalarının liberalleřmesi ve geliřmesi ile birlikte tasarruf sahiplerinin yabancı menkul kıymetlere yatırım yapmaları olduka kolay bir hale gelmiřtir. Bunun yanında teknolojik geliřmeler, haberleřme imkanlarının artması, bilgiye ulařmadaki sınırların ortadan kalkması, para ve sermaye piyasaları arasındaki koordinasyonun artması gibi unsurlar bu sreci beslemiřtir. Yabancı bireysel ve kurumsal yatırımcılar, portfoy eřitlendirme ve yksek getirilerden yararlanmak amacı ile bařka lkelerde, zellikle de geliřmekte olan lkelerde yatırımlarını artırmıřlardır.

Son yarım yzyıldır mal hareketlerinden bağımsız, hacim ve etkileri itibariyle giderek artan uluslararası sermaye hareketleri geliřmiř lkelerin yanı sıra geliřmekte olan lkelerinde vazgeilmez olarak taraf olduėu iktisadi bir olgu olarak karřımıza çıkmaktadır. 1970’li yıllara kadar dviz ve altına endeksli bir kur politikasının dnya ticaretine ve sermaye hareketlerine yn verdiėi Bretton Woods sisteminin 1971 yılında okmesi, sermaye hareketlerinin ynnn ve miktarının deėiřmesine neden olmuřtur. Bu tarihten itibaren geliřmiř lkelerden geliřmekte olan lkelere ynelik sermaye hareketlerinde bir artıř meydana gelmiřtir. Her ne kadar geliřmekte olan lkelerin bu durumdan sermaye aıėını giderecek řekilde kazanlı ıkacaėı ynnde bir algı oluřmuřsa da yabancı yatırımcının hareket motivasyonunun faiz ve kur arbitrajına dayalı olması geliřmekte olan lkeler iin istenilen etkiyi ortaya koyamamıř aksine yařanan birok krizin arkasında bu tr sermaye hareketlerinin olduėu anlařılmıřtır.

Ekonomik bymeyi saėlayacak sermaye aıėını gidermek, artan kamu bor stokunun finansmanını saėlamak ve uluslararası piyasalara entegre olmak gibi bir takım beklentiler ile dıř finansal serbestleřmeyi gerekleřtiren Trkiye, geliřmiř uluslararası piyasalara gre sunmuř olduėu yksek getiriden dolayı, 32 sayılı karar ile birlikte kısa vadeli yabancı sermayenin hareket alanına girmiř ve bu tarihten itibaren sermaye hareketlerinde artıř yařanmıřtır. Kısacası, literatrde kabul edildiėi zere, kısa vadeli sermaye hareketlerinin faiz oranına duyarlılıėı Trkiye’ye ynelik sermaye hareketlerinde artıřa neden olmuřtur. Bu sermaye hareketlerinin giriř ve ıkıř yaptıėı dnemlerde olumsuz makroekonomik etkilerinin olduėu kabul edilmektedir. Bu etkilerin kısa vadeli sermayenin giriř yaptıėı dnemlerde: dviz kurlarında, dıř ticarete, enflasyon oranı zerinde ortaya ıktıėı kabul edilirken ıkıř yaptıėı dnemlerde ise Merkez Bankası rezervlerinin azalması, kamu bor stokunda artıř řeklinde ortaya ıktıėı dřnlmektedir. Bu alıřmada; kısa vadeli sermaye hareketlerinin literatrde kabul edildiėi gibi dviz kurları, cari aık, milli gelir ve enflasyon zerinde etkili olup olmadıėı ARDL yntemiyle analiz edilecek ayrıca deėiřkenler arasında nedensellik iliřkisi Toda-Yamamoto yntemiyle incelenecektir.

2. Literatr Taraması

Akbař, řentrk ve zkan (2012), 1990:1-2010:4 yılları arasında Trkiye zerine yaptıkları alıřmada, cari aık, kısa vadeli sermaye akımları ve ekonomik byme arasında uzun dnem iliřkisi olup olmadıėı ARDL testiyle analiz edilmiřtir. Analiz sonucunda Trkiye’de ilgili dnemde bu  deėiřken arasında uzun dnemli iliřki olduėu sonucuna varılmıřtır.

Apak, Uak ve Uzunođlu (2006), 1991:1-2005:4 dnemi iin Trkiye’de sıcak para giriřleri, GSYH ve reel dviz kuru arasındaki etkileřimi VAR ve Granger nedensellik testi yntemini kullanarak arařtırmıřlar ve bu arařtırma sonucunda sıcak para giriřlerinin GSYH ve reel dviz kuru üzerinde etkili olduđu sonucuna varmıřlardır.

Berument ve Diner (2004), 1992: 01-2001: 06 dneminde VAR modeli ile sermaye akımlarının Trkiye’nin makroekonomik performansı üzerindeki etkilerini analiz ettikleri arařtırmalarında, sermaye miktarındaki artıřın kısa dnemde para arzını ve ekonomik bymeyi arttırıcı ynde, fiyatlar ve faiz oranlarını dřrc ynde etkide bulunduđu ve ulusal paranın reel olarak deđerlenmesine neden olduđu sonucuna ulařmıřlardır.

Akoraođlu (2000), Trkiye’de 1989:1-1999:4 dnemi iin er aylık veriler kullanarak, sermaye akımlarının eřitli kalemleri ile ekonomik byme arasındaki iliřkiyi VAR modeli yardımıyla arařtırmıřlardır. Sonu olarak kısa vadeli sermayenin ekonomik bymeyi aıklamakta anlamlı olmadığı sonucuna varmıřtır.

eviř ve Kadılar (2001), 1989: 10-1997: 09 dneminde kısa vadeli sermaye hareketlerinin Trkiye’deki makroekonomik gstergeler üzerindeki etkilerini VAR yntemini kullanarak yaptıkları alıřmalar sonucunda, yksek faiz-dřk kur politikası nedeniyle kısa vadeli sermaye hareketlerinin arttıđı sonucuna varmıř ve bu erevede kısa vadeli sermaye giriřleri sonucu TL’nin ařırı deđerlenmekte olduđunu buna paralel cari iřlemler dengesinin olumsuz ynde etkilendiđi sonucunu varmıřlardır.

Keskin (2008), Trkiye’de kısa vadeli sermaye hareketlerinin: dviz kuru, faiz oranı ve cari iřlemler dengesi üzerine etkisini 1992:1-2007:7 yılları arası aylık veriler kullanarak arařtırmıřtır. Bu arařtırmada sınır testi ve ARDL yaklařımı kullanılmıřtır. Analiz sonucunda kısa vadeli sermayenin uzun dnemde ulusal paranın reel olarak deđer kazanmasına yol aarak cari iřlemler dengesini olumsuz etkilediđi sonucuna varmıřtır.

İnsel ve Sungur (2003), 1989:3-1999:4 yılları arasında, sermaye hareketleri ile makroekonomik deđiřkenler arasındaki iliřkiyi inceledikleri arařtırmalarında, kısa vadeli sermaye akımlarından ekonomik bymeye dođru bir nedensellik bulunmadıđını, bunun aksine kısa vadeli sermaye akımlarından cari aıklara, DİBS faiz oranı artıřına dođru bir nedensellik olduđu sonucuna varmıřtır. Aynı zamanda alıřmada, kısa vadeli sermaye akımlarının, kurların ařırı deđerlenmesine bađlı olarak ithalatın artmasına ve cari aıđa neden olduđu sonucuna varmıřtır.

řimřek (2007), Trkiye’de, 1992-2005 yılları arası VAR modeli ve Granger nedensellik testi kullanılarak, kısa vadeli sermaye hareketlerinin makroekonomik deđiřkenlerle olan etkileřimi analiz edilmiřtir. Analiz sonucunda, kısa vadeli sermaye hareketlerinin yařandđı yıllarda Trkiye ekonomisi byme kaydetmiř, tam tersi kısa vadeli sermaye hareketlerinin ıkıř yaptıđı yıllarda ise kclmřtr.

Yentrk ve imenodđlu (2002), Trkiye’de 1987:1 – 2001:4 dnemi er aylık veriler kullanarak uluslararası sermaye akımlarının yatırım ve tketim üzerindeki etkilerini analiz ettikleri regresyon alıřmalarında, net yabancı sermaye giriřlerinin tketim harcamalarını olumlu ynde etkilediđini ortaya koymuřlardır.

Griř ve Kıran (2007), reel faiz oranı ile reel dviz kurunun kısa vadeli sermaye hareketleri üzerindeki etkisini sınır testi yaklařımı ile arařtırmıřlardır. 1992:1-2005:4 yılları arası, Trkiye’de reel faiz oranının kısa vadeli sermaye

hareketleri üzerinde etkili olmadığını, reel döviz kurunun ise, kısa vadeli sermaye hareketleri üzerinde etkili olduđu sonucuna varmışlardır.

Barışık ve Aıköz (2007), Türkiye'ye yönelik uluslararası sermaye hareketleri ile faiz oranları ve İMKB 100 endeksi arasındaki ilişkiyi VAR modelini kullanarak inceledikleri alıřmalarında, Türkiye'de 1992-2005 döneminde, sermaye hareketlerinin faiz oranları üzerindeki etkisinin, faiz oranlarının sermaye hareketleri üzerindeki etkisinden daha güçlü olduđu sonucuna ulaşmışlardır.

Tablo 1: Literatür Özeti

alıřmayı Yapan(lar)	Ele Alınan Ülke ve Dönem	Arařtırmanın Yöntemi ve Deđiřkenler	Sonuç
Akbař, řentürk, Sancar ve Akyazı (2012)	Türkiye 1998:Q1- 2011:Q4	ARDL Testi ile kısa vadeli sermaye, cari açık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki analiz edilmiştir.	Analiz sonucunda Türkiye'de ilgili dönemde bu üç deđiřken arasında uzun dönemli ilişki olduđu sonucuna varılmıştır.
Apak, Uak ve Özkan (2006)	Türkiye 1991:Q1- 2005:Q4	VAR ve Granger Nedensellik Testi ile sıcak para girişleri, gsyh ve reel döviz kuru arasındaki etkileřim analiz edilmiştir.	Analiz sonucunda sıcak para girişlerinin gsyh ve reel döviz kuru üzerinde etkili olduđu sonucuna varılmıştır.
Berument ve Diner (2004)	Türkiye 1992:1 -2001:6	VAR modeli ile sermaye akımlarının, Türkiye'nin makroekonomik performansı üzerine etkisi analiz edilmiştir.	Analiz sonucunda, sermaye miktarındaki artisan kısa dönemde para arzını ve ekonomik büyümeyi arttırıcı yönde, fiyatlar ve faiz oranlarını düşürücü yönde etkide bulunduđu aynı zamanda ulusal paranın reel olarak deđerlenmesine neden olduđu sonucuna varılmıştır.
Akcoraođlu (2000)	Türkiye 1989:1- 1999:4	VAR modeli kullanılarak, sermaye hareketleri ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki analiz edilmiştir.	Analiz sonucunda, kısa vadeli sermaye ekonomik büyümeyi açıklamakta anlamlı olmadığı sonucuna varılmıştır.
eviř ve Kadılar (2001)	Türkiye 1989:10- 1999:4	VAR modeli kullanılarak, kısa vadeli sermaye hareketlerinin makroekonomik göstergeler üzerine etkileri analiz edilmiştir.	Analiz sonucunda yüksek faiz-düşük kur politikası nedeniyle kısa vadeli sermaye hareketlerinin arttığı sonucuna varılmış ve bu nedenle kısa vadeli sermaye girişleri sonucu TL'nin aşırı deđerlenmekte olduđu ve buna bađlı cari işlemler dengesinin olumsuz yönde etkilendiđi sonucuna varılmıştır.
Keskin (2008)	Türkiye 1992:1- 2007:7	Sınır Testi ve ARDL kullanılarak, kısa vadeli sermaye hareketlerinin döviz kuru, faiz oranı ve cari işlemler üzerindeki etkisi araştırılmıştır.	Analiz sonucunda kısa vadeli sermayenin uzun dönemde ulusal paranın reel olarak deđer kazanmasına yol açarak cari işlemler dengesini olumsuz etkilediđi sonucuna varılmıştır.

İnsel ve Sungur (2003)	Türkiye 1989:Q3-1999:Q4	Granger Nedensellik Testi kullanılarak sermaye hareketleri ile makro ekonomik deęişkenler arasındaki ilişki analiz edilmiştir.	Analiz sonucunda kısa vadeli sermaye hareketlerinden ekonomik büyümeye doğru bir nedensellik bulunmadığını, bunun aksine KVSH'den cari açıklara ve DİBS faiz oranlarının artışına doğru bir nedensellik olduğu sonucuna varılmıştır.
Şimşek (2007)	Türkiye 1992Q1-2005Q4	VAR modeli ve Granger nedensellik testi ile kısa vadeli sermayenin makro ekonomik deęişkenler üzerine etkisi analiz edilmiştir.	Analiz sonucunda KVSH'nin giriş yaptığı yıllarda ekonomik büyüme kaydedilmiş, tersi durumlarda ise büyüme oranları negatif değerler almıştır.
Yentürk ve Çimenoglu (2002)	Türkiye 1987:Q1-2001:Q4	VAR modeli ile sermaye akımlarının yatırım ve tüketim üzerindeki etkisi analiz edilmiştir.	Analiz sonucunda sermaye girişlerinin yatırım ve tüketim harcamalarını olumlu yönde etkilediği sonucuna varılmıştır.
Güriř ve Kıran (2007)	Türkiye 1992:Q1-2005:Q4	Sınır Testi yaklaşımı ile reel faiz ve reel döviz kurunun kısa vadeli sermaye hareketleri üzerindeki etkisi araştırılmıştır.	Analiz sonucunda reel faiz oranının kısa vadeli sermaye üzerinde etkili olmadığı, bunun aksine reel döviz kurunun kısa vadeli sermaye üzerinde etkili olduğu sonucuna varılmıştır.
Barışık ve Açıkgöz (2007)	Türkiye 1992:Q1-2005:Q4	VAR modeli kullanılarak sermaye hareketleri ile faiz oranları ve İMKB 100 endeksi arasındaki ilişki araştırılmıştır.	Analiz sonucunda sermaye hareketlerinin faiz oranları üzerindeki etkisinin, faiz oranlarının sermaye hareketleri üzerindeki etkisinden daha güçlü olduğu sonucuna varılmıştır.

3. Veri ve Metodoloji

3.1. Veri

Bu çalışmada kullanılan veriler, 1991Q1-2012Q4 dönemine ait 3'er aylık verilerden oluşmaktadır. Uygulanan deęişkenlere ait zaman serileri TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS), Devlet Planlama Teşkilatı (DPT) ve Hazine Müsteşarlığından elde edilmiştir.

Çalışmada kullanılan veriler ve tanımları şu şekildedir:

KSA: Kısa Vadeli Sermaye Hareketleri

ENF: Enflasyon Oranı

GDP: Milli Gelir

CA: Cari açık

REF: Reel Faiz Oranı

Milli gelir, 1999 yılından önceki yıllar 1998=100 fiyat endeksine dönüştürülerek bulunmuştur. Reel faiz, bankalarca TL üzerinden açılan mevduatlara uygulanabilecek azami faiz oranlarının ilgili çeyreğe tekabül eden ağırlıklı ortalamasından, enflasyon oranının arındırılmasıyla elde edilmiştir.

3.2. Yöntem

3.2.1. Augmented Dickey Fuller Birim Kök Testi

Augmented Dickey Fuller (ADF) testi gecikme uzunluęu olmadan Dickey-Fuller testidir. ADF testi AR sürecine dayanmaktadır ve ařaęıdaki formülle hesaplanmaktadır.

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (1)$$

Burada, α sabit terimi, y_{t-1} y deęiřkenin gecikmeli deęerini, u_t ise hata terimini ifade etmektedir (Enders, 2010:202). ρ deęeri 1'e eřit ise serinin birim kök içerdięini ifade eden sıfır hipotezi reddedilememektedir. $\rho < 1$ durumunda ise sıfır hipotezi reddedilerek serinin duraęan olduęunu ifade eden alternatif hipotez kabul edilmektedir. Bu testte, y serisinin gecikmeli deęerinin t istatistięi kullanılmaktadır (Gujarati, 1995:770). Maksimum gecikme uzunluęu olarak Schwert (1989) tarafından önerilmiř olan formül kullanılır.

3.2.2. Phillips-Perron Birim Kök Testi

Dickey-Fuller testinde otokorelasyon sorununu ortadan kaldırmak için baęımlı deęiřkenin gecikme uzunlukları modele eklenirken bu serbestlik derecesinin düşmesine neden oluyordu. Phillips-Perron birim kök testinde ise ilave gecikme ekleme yerine t testine parametrik olmayan bir düzeltme yapılmaktadır. Bu sayede serbestlik derecesi kaybı olmamaktadır (Phillips-Perron, 1988:345).

3.2.3. ARDL Sınır Testi

Seviyelerinde duraęan olmadıęı bulunan en az iki serinin duraęan bir bileřimi olduęunu ifade eden eřbütünleřme kavramını test etmek amacıyla literatürde sıklıkla Engle-Granger, Johansen gibi testler kullanılmaktadır. Bu eřbütünleřme testlerinde, aralarındaki eřbütünleřme iliřkisi incelenen serilerin aynı mertebeden duraęan olmaları varsayımı bulunmaktadır. Bu ön kořul, Pesaran vd. (2001) tarafından literatüre kazandırılan eřbütünleřme analizine sınır testi yaklařımı ile aranmayan bir durum haline gelmiřtir.

Bunun yanı sıra sınır testi yaklařımının řu gibi avantajları bulunmaktadır:

1-Modelde kullanılacak deęiřkenlerin I(0) ya da I(1) olup olmamasına baęlı olmadan sınır testini uygulamak mümkündür. Bu sebeple sınır testini uygulamadan önce deęiřkenlerin duraęanlık mertebelerini belirlemeye gerek yoktur. Fakat Pesaran vd. (2001)'deki kritik deęerler, deęiřkenlerinin I(0) ya da I(1) olmasına göre tablolatırıldıęından, deęiřkenlerin I(2) olma ihtimaline karřı sınanması gerekmektedir.

2-ARDL yaklařımında kısıtsız hata düzeltme modeli kullanıldıęından, Engle-Granger testine göre daha iyi istatistiksel özelliklere sahiptir ve küçük örneklerde Johansen ve Engle-Granger testlerine göre daha güvenilir sonuçlar verir.

ARDL sınır testi yaklaşımının temel olarak 3 aşamadan oluştuğunu ifade etmek mümkündür. İlk aşamada ilgili değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olup-olmadığı sınanırken, eşbütünleşme ilişkisinin varlığı koşulu altında, ikinci ve üçüncü adımlarda ise sırasıyla uzun ve kısa dönem elastikiyetleri elde edilir. Testin ilk aşamasında kullanılan sınırsız hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\begin{aligned} \Delta GDP_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta KSA_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta ENF_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{4i} \Delta RDK_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{5i} \Delta REF_{t-i} \\ & + \alpha_6 GDP_{t-1} + \alpha_7 KSA_{t-1} + \alpha_8 ENF_{t-1} + \alpha_9 RDK_{t-1} + \alpha_{10} REF_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (1)$$

Modelde yer alan Δ birinci dereceden farkları göstermektedir.

Bahmani-Oskooee ve Goswami (2003) yaptıkları çalışmada sınır testi için kullanılan F testinin, gecikme uzunluğuna karşı duyarlı olduğunu ortaya koymuşlardır. Bu sebeple eşbütünleşme ilişkisinin varlığını sınamak amacıyla öncelikle Model 1’de kullanılan farkı alınmış değişkenlerin gecikme uzunluğunu gösteren değerine karar vermek gerekmektedir. Bu amaçla literatürde Akaike (AIC) ve Schwarz (SIC) gibi bilgi kriterleri kullanılmaktadır.

Gecikme uzunluğunun belirlenmesinden sonra ilgili değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını gösteren temel hipotez yukarıdaki modelde yer alan bağımlı ve bağımsız değişkenlerin düzey değerlerinin bir dönem gecikmeli değerlerinin anlamlılığının sınanmasıyla test edilebilir. Burada test edilen temel hipotez aşağıdaki gibidir:

$$H_0 : \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = \alpha_9 = \alpha_{10} = 0$$

Bu hipotezi test etmek için kullanılan standart F istatistiği, aşağıdaki durumlara bağlı olarak standart olmayan bir dağılıma sahiptir (Narayan, 2005: 1981):

- ARDL modeline dahil edilen değişkenlerin I(0) veya I(1) olup olmaması,
- Değişken sayısı,
- ARDL modelin sabit terim veya trend içerip-içermemesi,
- Örnek boyutu.

Bu sebeple ilgili kritik değerler Pesaran vd. (2001) tarafından tabloleştirilmiştir. Küçük örnekler için kullanılacak kritik değerlere ise Narayan (2005)’dan ulaşmak mümkündür.

Kritik değerler için bahsi geçen çalışmalarda değişkenlerin tamamen I(0) veya I(1) olmalarına göre sınırlar verilmiştir. Eğer hesaplanan F istatistiği bu iki sınırın dışındaysa değişkenlerin eşbütünleşik olup olmamalarına dair bir çıkarımda bulunmak mümkün olmaktadır. Şöyle ki; eğer hesaplanan F istatistiği kritik değerlerin üst sınırından daha büyükse değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi

olmadığını gsteren temel hipotez reddedilirken bu deęerin kritik deęerlerin alt sınırından kk olması halindeyse bu iliřkinin olmadığını gsteren temel hipotez reddedilemez. Hesaplanan F istatistięinin iki sınırın arasında olması halindeyse sınır testine gre deęiřkenler arasındaki eřbtnlesmenin varlığına ynelik bir yorum yapılamamakta, deęiřkenlerin duraęanlık mertebelerini dikkate alan dięer eřbtnleřme yntemlerine bařvurma nerilmektedir.

Deęiřkenler arasında bir eřbtnleřme iliřkisi bulunması halinde, ARDL sınır testi yaklařımının ikinci ařamasında, deęiřkenler arasındaki uzun dnem iliřkisinin analizi iin gecikme uzunluęu yine daha nce bahsi geen bilgi kriterleriyle tespit edilebilen uzun dnem iin gecikmesi daęıtılmıř otoregresif model (ARDL) kurulması gerekmektedir. Ařaęıda bir uzun dnem ARDL modeli grlmektedir:

$$GDP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} KSA_{t-i} + \sum_{i=0}^l \alpha_{3i} ENF_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{4i} RDK_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{5i} REF_{t-i} + e_t \quad (2)$$

Bu modelde yer alan parametrelerden faydalanma suretiyle Bardsen (1989)'in izlemiř olduęu yntemle uzun dnem katsayıları ařaęıdaki formlle elde edilebilir:

$$\phi = \frac{\sum_{i=0}^n \alpha_{2i}}{1 - \sum_{i=1}^m \alpha_{1i}}$$

Bu formln pay kısmında, uzun dnem ARDL modelinde yer alan baęımsız deęiřkenlerin katsayıları yer alırken, payda kısmında ise baęımlı deęiřkenin gecikmeli deęerlerinin katsayılarının 1'den farkı yer almaktadır.

Deęiřkenler arasındaki kısa dnem iliřki ise ARDL'ye dayanan hata dzeltme modeliyle elde edilebilir:

$$\Delta GDP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta KSA_{t-i} + \sum_{i=0}^l \alpha_{3i} \Delta ENF_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{4i} \Delta RDK_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{5i} \Delta REF_{t-i} + \beta ECT_{t-1} + e_t \quad (3)$$

Bu modelde ECT ile gsterilen deęiřken hata dzeltme terimidir.

3.2.4. Toda-Yamamoto Granger Nedensellik Testi

Granger nedensellik analizi spesifik parametrelere sıfır kısıtlamalarını gerektirdięi iin test istatistięi Wald veya χ^2 testi uygulanarak elde edilebilmektedir. Ancak, VAR modellerinin duraęan olmayan deęiřkenler ierdięi durumlarda F veya χ^2 daęılımları standart olmayan asimptotik zelliklere sahip olabilmektedir. Daha aık bir ifadeyle, Granger nedensellik iin uygulanan Wald

testlerinin, VAR sisteminin eřbütünleřme zelliklerine baęlı olarak standart olmayan limit daęılımlarıyla sonulandıęı bilinmektedir (Lütkepohl ve Kratzig, 2004, s.148). Bu problemin özümü için Toda ve Yamamoto (1995) ve Dolado ve Lütkepohl (1996) tarafından nerilen yaklařımlar kullanılmaktadır. Bu yaklařımların temel zellięi, VAR modellerinin tahmininde serilerin seviye deęerlerinin kullanılması ve serilerin birim kk ve eřbütünleřme zelliklerine duyarlı olmamalarıdır. Bu testlerin uygulanmasında ilk yapılması gereken VAR modeli için uygun gecikme uzunluęunun (p) belirlenmesidir.

Toda ve Yamamoto (1995) yaklařımı, bir VAR($p + d$) modelinin tahmin edilmesini gerektirmektedir. Dolayısıyla, Toda-Yamamoto yaklařımında tahmin edilen VAR($p+d$) modeli ařaęıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p+d} \alpha_{1(i+d)} Y_{t-(i+d)} + \sum_{i=1}^{p+d} \alpha_{2(i+d)} X_{t-(i+d)} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p+d} \beta_{1(i+d)} Y_{t-(i+d)} + \sum_{i=1}^p \beta_{2(i+d)} X_{t-(i+d)} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

burada d serilerin maksimum bütünüleřme derecesini göstermektedir.

Toda-Yamamoto testinde dikkat edilmesi gereken nokta, Granger nedensellik analizi için standart Wald testlerinin ilk p katsayı matrisi üzerine uygulanmasıdır. Bylelikle, eřitlik (4)'de “ X_t deęiřkeninden Y_t 'ye doęru Granger nedensellik yoktur” sıfır hipotezi $H_0 : \alpha_{2i} = 0$ biiminde tanımlanır ve buna Wald (F-testi) testi uygulanır. Dikkat edileceęi zere, nedensellik testi uygulanırken VAR modelinde d gecikme deęerlerine ait parametreler üzerine kısıtlamalar konulmamaktadır.

4. Ampirik Bulgular

alıřmada ilk olarak deęiřkenlerin duraęanlık mertebesini tespit edebilmek için ADF ve PP birim kk testleri yapılmıřtır.

Tablo 2: ADF Birim Kk Testi Sonuları

		GDP	KSA	ENF	CA	REF
Dzey	Sabit	0.1302 (4)	0.0000 (0)***	0.7270 (11)	0.0001 (0)	0.1812 (5)
	Sabit + Trend	0.1185 (4)	0.0000 (0)	0.9794 (11)	0.0005 (0)	0.0000 (0)
	Sabitsiz ve Trendsiz	0.1504 (4)	0.0000 (0)	0.0098 (11)	0.0000 (1)	0.2504 (5)
Birinci Fark	Sabit	0.000 (0)***	0.0000 (2)	0.000 (10)***	0.0000 (1)	0.000 (4)***
	Sabit + Trend	0.0000 (0)	0.0000 (2)	0.0000 (10)	0.0000 (1)	0.0000 (4)
	Sabitsiz	0.0000 (0)	0.0000 (2)	0.0003	0.0000	0.0000 (4)

ve	(11)	(1)
Trendsiz		

***, %1 seviyesinde anlamlılıđı ifade etmektedir. Parantez içindeki deđerler Schwarz kriterine gre seilmiř gecikme uzunluklarını gstermektedir.

ADF birim kk testi sonularına gre, KSA ve CA deđiřkenleri dzeyde durađan iken GDP ve REK deđiřkenleri birinci farkı alındıđında durađan hale gelmektedir. Dolayısıyla, KSA ve CA deđiřkenleri I(0), GDP ve REK deđiřkenleri ise I(1)'dir.

Tablo 3: PP Birim Kk Testi Sonuları

		GDP	KSA	ENF	CA	REF
Dzey	Sabit	0.2112 (2)	0.0000(3)***	0.0072 (1)***	0.001 (0)***	0.0020(5)
	Sabit + Trend	0.1174 (2)	0.0000 (3)	0.0000 (3)	0.0005 (0)	0.0091 (6)
	Sabitsiz ve Trendsiz	0.1017(2)	0.0000 (3)	0.0068 (9)	0.0000 (0)	0.0025 (4)
Birinci Fark	Sabit	0.0000 (0)***	0.0001 (41)	0.0001 (76)	0.0000 (1)	0.001(12)
	Sabit + Trend	0.0000 (0)	0.0001 (39)	0.0001 (79)	0.0000 (1)	0.0000 (12)
	Sabitsiz ve Trendsiz	0.0000 (0)	0.0000 (41)	0.0000 (82)	0.0000 (1)	0.0000 (12)

***, %1 seviyesinde anlamlılıđı ifade etmektedir. Parantez içindeki deđerler Newey-West kriterine gre seilmiř bandwith aralıđını gstermektedir.

PP birim kk testi sonularına gre KSA, ENF, CA ve REF deđiřkenleri dzeyde durađan iken GDP deđiřkeni farkı alındıđında durađan hale gelmektedir. Bu yzden, GDP deđiřkeni dıřındaki diđer drt deđiřken I(0) iken GDP deđiřkeni I(1)'dir.

alıřmaya konu olan deđiřkenlerin bir kısmı I(0) bir kısmı I(1) olduđu iin deđiřkenler arasında uzun dnemli iliřki olup olmadıđını tespit edebilmek iin Johansen eřbtnleřme testi yapılamaz. Bunun iin Sınır testi (ARDL) uygulanabilir.

ARDL testinin uygulanabilmesi iin ilk olarak F istatistik deđerinin belirlenmesi gerekmektedir. F deđeri ve kritik deđer sonuları Tablo 4'de grlmektedir.

Tablo 4: ARDL Testi iin F Deđerleri ve Kritik Deđer Sonuları

k	F-istatistik deđerleri	Kritik Deđerler	
		%5 I(0) - I(1)	%10 I(0) - I(1)
4	4.1795	2.3715 - 3,6274	1.9553 - 3,0930

Not: Kritik deđerler Pesaran vd. (2001), Tablo III'den elde edilmiřtir.

Tablo 4'e gre F istatistik deęeri kritik tablo deęerlerinin st limitinden daha byktr. Dolayısıyla deęiřkenler arasında uzun dnemli iliřki olduęu anlařılarak bir sonraki ařamaya geilebilir.

Uzun dnem katsayılarının anlamlılıęının sonuları ise Tablo 5'de grlmektedir.

Tablo 5: Uzun Dnem ARDL (1.0.0.0.0) Modeli

Deęiřkenler	Katsayı	Standart Hata	t-ist.	Olasılık Deęeri
ENF	.2027	.13827	1.4664	0.147
CA	.0103	.0080	1.2873	0.202
KSA	00123	.5808	2.1295	0.036
REF	-.11883	.24713	-0.48083	0.632

Uzun dnem katsayılar incelendięinde, GDP deęiřkeni zerinde KSA deęiřkeninin istatistiksel olarak anlamlı olduęu grlmektedir. KSA %5 dzeyinde anlamlıdır ve pozitif iřaretlidir. Buna gore KSA deęiřkeni artarsa GDP de artmaktadır.

Tablo 6: Kısa Dnem ARDL(1.0.0.0.0) Modeli

Deęiřkenler	Katsayı	St. Hata	t-ist. Deęeri	Olasılık Deę.
Δ ENF	-.099200	.060318	-1.6446	0.104
Δ CA	00244	.00190	1.2859	0.202
Δ KSA	.2936	.1175	2.4993	0.015
Δ REF	-.028206	.0535	-.52697	0.600
ecm(-1)	-.23736	.07800	-3.0430	0.003

Kısa dnem katsayılar deęerlendirildięinde hata dzeltme teriminin (ecm) istatistiksel olarak anlamlı ve negatif iřaretlilięi olduęu grlmektedir. Dolayısıyla kısa dnemde meydana gelen dengeden sapmalar uzun dnemde dengeye yaklařmaktadır. Uzun dnem de olduęu gibi kısa dnemde de KSA deęiřkeni istatistiksel olarak anlamlıdır.

ARDL testinden sonra deęiřkenler arasında nedensellik iliřkisi olup olmadıęını tespit edebilmek iin Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi uygulanmıřtır.

Tablo 7: Toda-Yamamoto Granger Nedensellik Sonuları

Hipotez	Gecikme uzunluęu	M-Wald (χ^2)	Olasılık deęeri	Nedensellik
KSA→GDP	5	2.0782	0.0791*	KABUL
GDP→KSA		0.378	0.8791	RED
KSA→ENF	2	0.789	0.4577	RED
ENF→KSA		0.3591	0.6994	RED
KSA→CA	3	0.3220	0.7251	RED
CA→KSA		0.2745	0.7607	RED
KSA→REF	1	1.1828	0.7251	RED
REF→KSA		2.857	0.0407**	KABUL

Parantez iindeki deęerler optimal gecikme uzunluęu iin en kk Schwarz kriterini gstermektedir. ***, **, * sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 nem dzeyinde anlamlılıęı gstermektedir.

Tablo 7'ye gre GDP' den KSA'ya doęru nedensellik iliřkisi tespit edilmiřtir. Ayrıca, Reel faiz oranından kısa vadeli sermaye akımlarına doęru da nedensellik tespit edilmiřtir. Teorik varsayımlara uygun olarak Trkiye'de KVSH' nin lke sınırlarına girmesi ile ulusal paranın dviz karřısında deęer kazanması, zellikle ithalat eęiliminin yksek olmasından dolayı tketime artırmakta ve dolayısıyla GDP' nin ykselmesi ile neticelenmektedir. Bu byme, kısa vadeli sermayenin ulusal sınırlar ierisinde kaldıęı srece devam etmekte aksi bir durumun yařandıęı dnemlerde (1994, 2001 Krizi) ise GDP byme hızı negatif deęerler alabilmektedir. Bu nedenle KVSH' nin ekonomik bymeye olumlu katkısı, ekonomik ve siyasi istikrarın olduęu dnemlerle sınırlı kalmaktadır. Dięer taraftan, Trkiye'de faiz oranlarının artıř gstermesi, Trkiye'ye ynelik kısa vadeli sermaye hareketlerinde bir artıř saęlamaktadır. Yabancı yatırımcılar reel faiz oranları doęrultusunda ve uluslararası faiz oranlarının stnde bir faiz oranının sz konusu olduęu dnemlerde ulusal ekonomiye giriř yapmakta aksi durumun sz konusu olduęu, yani ulusal ekonomide risk dzeyinin ykseldięi ve reel faiz oranlarının dřtę dnemlerde ise lkeyi terk edebilmektedirler.

5. Sonu: Bulgular ve neriler

alıřmada, Trkiye'de 1990Q1-2012Q4 arası dnemde yařanan kısa vadeli sermaye akımlarının, ulusal makroekonomik deęiřkenlerden, reel faiz, cari aık, enflasyon oranı ve milli gelir ile olan etkileřimi analiz edilmiřtir. Bu analiz iin ARDL sınır testi kullanılmıřtır. Daha sonra Toda-Yamamoto Granger nedensellik testi uygulanmıřtır. ARDL testi sonucunda gayri safi milli hasıla'nın baęımlı deęiřken olduęu model istatistiksel olarak anlamlı çıkmıřtır. Ayrıca kısa vadeli sermaye akımlarından gayri safi milli hasılaya doęru hem uzun hem de kısa dnemde istatistiksel olarak anlamlı iliřki tespit edilmiřtir. Nedensellik testi sonucunda ise kısa vadeli sermaye hareketlerinden gayri safi milli hasılaya doęru tek-ynl nedensellik bulunmuřtur. Ayrıca, reel faiz oranından kısa vadeli sermaye akımlarına doęru da tek-ynl nedensellik tespit edilmiřtir.

Kısa vadeli sermaye akımları kısa vadeli bor olarak da kabul edilebilir. Bu tr bir sermaye akımı lkede bařta menkul kıymetler borsasına kayıtlı firmalar olmak zere, bu fonlardan yararlanan tm kurumların likidite gcn ve sermayesini glendirdięi iin bu firma ve kurumların karlılık oranlarını ykseltir. Yksek karlılık ile birlikte firmaların yatırım kapasitelerinde bir geniřleme meydana gelir ve bu da piyasada istihdam kapasitesini artırır ve ekonomik bymeyi teřvik eder. Ayrıca, bankalara faiz getirisi elde etmek amacıyla gelen fonlar da piyasaya dıř borlanma yerine nemli bir alternatif oluřturur. Merkez Bankası'nın elini glendirir ve dviz piyasasının kontrol altında tutulmasını saęlar.

Kısa vadeli sermaye akımlarının ekonomide nemli bir yerinin olması yanında, lkeden ani ıkıřlarda oluřturacaęı olumsuz etkilerinde dikkate alınması gerekmektedir. İřte bu noktada lkede hem ekonomik hem siyasi istikrarın saęlanması ve poplist iktisat politikalarından uzak durulması gerekmektedir.

2002 Krizi sonrasında Trkiye'de yařanan siyasi ve ekonomik istikrar sreci, lkeye gelen yabancı sermaye miktarını da son derece olumlu etkilemiřtir. Bu durumun srdrlebilirlięi ok nemlidir. Zira, Trkiye'de 2002 yılından bu

yana yařanan siyasi ve ekonomik istikrar srecinin bir yansıması olarak ekonomik bymenin istikrar kazandıđını syleyebiliriz. Ayrıca, geliřmekte olan bir ekonomi olması mnasebetiyle, gerek reel sektrde ve gerekse de finans piyasalarında hızlı bir geliřme ve liberalizasyon yařanmıřtır. Btn bu olumlu geliřmeler uluslararası kredi derecelendirme kuruluřlarının Trkiye'nin kredi notunu istikrarlı bir biimde artırmasına neden olmuř ve bu da Trkiye'yi yabancı yatırımlar iin nemli bir yer haline getirmiřtir.

Yukarıda da ayrıntılı olarak ifade edildiđi zere, alıřmadan elde edilen sonulara gre kısa vadeli sermaye akımları Trkiye'de ekonomik bymeyi hem kısa hem de uzun vadede nemli lde etkilemektedir. yle ki; Trkiye'ye giren bu sıcak para ekonomide yabancı para cinsinden likidite sıkıntısını ortadan kaldırmıř ve para otoritesi olan TCMB'nin elini rahatlatmıř, uygulanan para politikalarının iřlerliđini artırmıř ve etkinlik kazandırmıřtır. zellikle de faiz ve kur ayarlamalarında son 10 yıla baktığımızda, artan liberalizasyonun da bir sonucu olarak zaman zaman kısa sreli volatiliteeler yařansa da ciddi manada istikrar sz konusudur. Tm bu geliřmeleri aynı denkleme yazdığımızda kısa vadeli sermaye giriřinin Trkiye'de ekonomik bymeyi olumlu etkilediđi sonucunu tasdik etmiř oluruz. Nitekim; alıřmanın bir diđer nemli sonucu da faiz oranlarından KVSH'ne dođru nedensellik iliřkisinin tespit edilmiř olmasıdır. Buradan da aıka anlařılmaktadır ki; yabancı sermaye faizin dřk olduđu piyasadan ıkararak yksek olduđu piyasalara dođru hareket etmektedir. Bu da genellikle geliřmekte olan ekonomilere dođru olmaktadır. lkedeki faiz oranının diđer geliřmiř ekonomilere kıyasla nispeten yksek olması hem lkeye sermaye giriřini artırmıř ve ekonomiyi rahatlatmıřtır. te yandan ekonomik byme ve finansal geliřmenin etkisiyle faiz oranlarında zaman ierisinde yařanan azalma, reel sektrn kredi kullanma kapasitesini geniřletmiř ve piyasalarda bir geniřlemeye ve bunun yansıması olarak da ekonomik bymeye neden olmuřtur.

Trkiye'de para otoritesinin hibir suretle uyguladıđı politikalarından (piyasa yapıcı) taviz vermemesi gerekmektedir. Nitekim, TCMB sermaye akımlarına gre deđil, kresel sermaye Trkiye'deki politikalara gre Őekil almaktadır. Trkiye ekonomisi son yıllarda gemiře nazaran daha fazla dıřa aılmıř bir ekonomidir. Bu nedenle dıř kaynaklı tehditlere karřı eskisinden ok daha fazla aıktır. Artan liberalizasyonun etkisi ile finansal piyasalarda hukuki mevzuatın sađlamlařtırılması, yasal bořlukların kaldırılması gerekmektedir. Yerli ve yabancı yatırımcıya uygulanan stopaj farklılıkları yerli yatırımcının yabancı aracı kurumlar zerinden piyasaya girmesine de neden olmakta bu da lkeye giren sermayenin etkinliđini azaltmaktadır. Bu konuda yerli ve yabancı yatırımcıya eřit muamele yapılması bu etkinsizliđi ortadan kaldıracaktır. Piyasanın KVYS'de olası bir geri ekilme durumunda zarar grmemesi iin TCMB'nin yabancı para cinsinden rezervlerini daha da artırması ve hatta kıymetli maden ve TL rezervlerinin de bir blmn yabancı likiditeye dnřtrmesi, kriz dnemlerinde bankanın elini glendirecek ve piyasada oluřabilecek speklasyonların nne set ekecektir.

Kaynaka

- Akbař, Y.E., řentürk, M., Sancar, C.ve Akyazı, H. (2012). The Relationship Among The Current Deficit – Short Term Capital Movements And Economic Growth: Evidence From Turkey. *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies And Research*, 2012 Archive Page.
- Akoraođlu, A., (2000). International Capital Movements, External Imbalances and Economic Growth: The Case of Turkey. *Yapı Kredi Economic Review*, 11.
- Apak, S., Uak, A. ve Uzunođlu, S. (2006). Finansal Serbestleřmenin Ekonomik Byme zerine Etkisi: Trkiye rneđi. *TEK Uluslararası Ekonomi Konferansı*, Ankara.
- Bahmani-Oskooee, M. and Goswami, G., (2003).“A Disaggregated Approach to Test the JCurve Phenomenon: Japan versus Her Major Trading Partners”, *Journal of Economics and Finance*, Vol. 27, Spring, 102-113.
- Barıřık, S. ve Aıkgz, E. (2007). Trkiye’de Uluslar arası Sermaye Hareketleri Faiz İliřkisi: 1992–2005 Dnemi VAR Analizi. *TİSK Akademi Dergisi*, Cilt:2, Sayı:3
- Berument, H. ve Diner, N. (2004). Do Capital Flows Improve Macroeconomics Performance In Emerging Markets?: The Turkish Experience. *Emerging Markets Finance And Trade*, Volume:40, Number:4.
- eviř, İ. ve Kadılar, C. (2001). The Analysis of The Short-Term Capital Movements By Using The VAR Modelis: The Case of Turkey. *The Pakistan Development Review*, Volume:40, Number:3.
- Dolado, J.J. ve Lutkepohl, H. (1996) Making Wald Test Work for Cointegrated VAR Systems, *Econometric Theory*, Vol:15.
- DPT, (2012). Ekonomik ve Sosyal Gstergeler, <http://www.dpt.gov.tr/Kalkinma.portal> (15.04.2012).
- Gujarati DN (1995). *Basic Econometrics*. New York: McGraw-Hill, Inc.
- Griř, B. ve Kıran, B. (2007). Reel Faiz Oranı ve Reel Dviz Kurunun Kısa Vadeli Sermaye Hareketlerine Etkileri: Sınır Testi Yaklařımı. *İktisat İřletme ve Finans Dergisi*, Yıl 22, Sayı:255.
- Hazine msteřarlıđı, (2013). Ekonomik ve Sosyal Gstergeler, <http://www.hazine.gov.tr/default.aspx?nsw=whUqmScy52vF6rAjbh6UKA=-H7deC+LxBI8=&nm=1119>.
- İnsel A. ve N. Sungur (2003), “Sermaye Akımlarının Temel Makroekonomik Gstergeler zerindeki Etkileri: Trkiye rneđi-1989: III-1999:IV”, *Trkiye Ekonomi Kurumu*, Tartıřma Metni 2003/8, <http://www.tek.org.tr> (18.02.2013).
- Keskin, N. (2008). *Finansal Serbestleřme Srecinde Uluslararası Sermaye Hareketleri ve Makroekonomik Etkileri: Trkiye rneđi*. Doktora Tezi, Dokuz Eyll niversitesi SBE, İzmir.
- Lutkepohl, H. and Kratzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*.
- Narayan P.K. (2005), The Saving and İvestment Nexus for China: Evidence From Cointegration Tests, *Applied Economics*, 37, 1979–1990.

- Pesaran, M. H., Y. Shin, and Smith, R. J. (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, 289-326.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- Schwert, G. W. (1989). Tests for Unit Roots: A Monte Carlo İ Investigation. *Journal of Business and Economic Statistics* 2, 147–159.
- řimřek, A.R. (2007). *Kısa Vadeli Sermaye Hareketleri ve Trkiye Ekonomisine Etkileri*. Yksek Lisans Tezi, Balıkesir niversitesi SBE, Balıkesir.
- TCMB, Elektronik Veri Dağıtım Sistemi. <http://evds.tcmb.gov.tr/cbt.html>. (10.02.2013).
- Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical İnferences in Vector Autoregressions with Possibly İntegrated Processes, *Journal of Econometrics*, 66, 225-50.
- Yentrk, N.ve imenođlu, A. (2002). Impacts Of International Capital Flows On The Turkish Economy. ERCMETU VI. International Conference in Economics Symposium Proceedings, September.