



FİNANSAL DIŞA AÇIKLIĞIN EKONOMİK BÜYÜMEYE ETKİSİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ¹

Mehmet MERCAN

Yrd. Doç. Dr., Hakkari Üniversitesi, İİBF İktisat Bölümü, mercan48@gmail.com, mehmetmercan@hakkari.edu.tr

Osman PEKER

Doç. Dr., Adnan Menderes Üniversitesi Nazilli İİBF İktisat Bölümü, opeker@adu.edu.tr

ÖZET: Bu çalışmada, McKinnon-Shaw'ın, sermaye hareketlerinin dışa açık hale getirilmesinin ekonomik büyümeyi arttıracığı savı, Türkiye örneğinde Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yöntemi yardımıyla, 1992-2011 dönemi aylık verileri kullanılarak kurulan iki model yardımıyla araştırılmıştır. Uzun dönem analizi sonuçlarına göre, her iki modelde de finansal dışa açıklığın büyüme üzerindeki etkisi istatistiki olarak anlamsız bulunmuştur. Ticari dışa açıklığın büyüme üzerindeki etkisi ise, beklentilerimizle uyumlu olarak pozitif ve anlamlı çıkmıştır. Kısa dönem analizinde ise, her iki modelde de hata düzeltme teriminin katsayısı negatif ve anlamlıdır. Yani modellerdeki kısa dönemde meydana gelen sapmalar uzun dönemde dengesine yakınsamaktadır.

Anahtar Kelimeler: Finansal Dışa Açıklık, Ticari Dışa Açıklık, Sınır Testi, Türkiye.

THE EFFECT OF FINANCIAL OPENNESS ON ECONOMIC GROWTH: THE CASE OF TURKEY

ABSTRACT: In this study, McKinnon-Shaw's thesis suggesting that capital movement liberalisation would increase economic growth was analysed with the bounds testing approach developed by Pesaran et al. (2001) and with two models established by using annual data of the period 1992–2011 in Turkey sample. According to the results of long term analysis, effect of financial openness on growth in both models was statistically insignificant. However, the effect of trade openness on growth is positive and significant in line with our expectations. In short-term analysis, on the other hand, coefficient of the error correction term in both models was negative and significant. Therefore, deviations in the models happening in short-term converge to equilibrium in the long-term.

Key Words: Financial Openness, Trade Openness, Bounds Testing, Turkey.

GİRİŞ

Sürdürülebilir ekonomik büyüme için gerekli tasarrufların sağlanabilmesi, gelişmiş bir finansal sistemle sağlanabilir. Tasarruf sahipleri, güvenilir bir yatırım ortamı ve getiri ile tasarruflarını finansal sisteme, finansal sistem ise bu tasarrufları büyüme için gerekli olan yatırımların fonlanması için ekonomiye aktarır. Yurtiçi tasarrufların yetersiz olması durumunda yatırımlar için gerekli tasarruflar için dış kaynaklara ihtiyaç duyulacaktır. Dış kaynakların temini için, 1970'lerden sonra küreselleşme süreci ile birlikte gündeme gelen deregülasyon, finansal ve ticari liberalizasyon gibi neo-liberal politikalar yoğun bir şekilde uygulanmıştır. Bu politikalardan özellikle finansal liberalizasyon ile bankacılık ve diğer finansal araçlar üzerindeki kontroller kalkmış, ülkeler küresel dünya ekonomisi ile bütünleşmeye başlamış, dolaşımdaki fon miktarı büyük ölçüde artmıştır (Yıldırım, 2006).

Literatürde, finansal liberalizasyon ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki dört farklı şekilde ifade edilmektedir. Birinci görüş; ekonomik büyümenin finansal liberalizasyona öncülük ettiği (talep yönlü), ikinci görüş; finansal liberalizasyonun artması ile tasarrufların arttığı, gelişmiş bir finansal sistem sayesinde ekonomiye daha kolay kazandırıldığı ve ekonomik büyümeyi desteklediği (arz yönlü), üçüncü görüş; finansal liberalizasyon ile ekonomik büyümenin eşanlı gerçekleştiğini ifade etmekte ve son görüşe göre ise finansal liberalizasyon ve ekonomik büyüme arasında ilişki olmadığını ifade etmektedir (Berkman, 2011).

¹Bu çalışma, 23-25 Haziran 2011 tarihinde, Saraybosna Üniversitesi'nde düzenlenen, International Congress on Knowledge, Economy&Management (Beykon), kongresinde sunulan "Türkiye'de Sermaye Hareketleri Liberalizasyonu ve Açıklığın Ekonomik Büyümeye Etkisi" adlı bildirisinin genişletilmiş ve gözden geçirilmiş metnidir.



Finansal sistemin dışı açıklığı daha yüksek ekonomik büyüme oranlarına yol açabileceğine ilişkin görüş, öncelikle McKinnon (1973) ve Shaw (1973) tarafından dile getirilmiştir. Literatürde, McKinnon ve Shaw hipotezi olarak da bilinen bu görüşe göre, finansal olarak baskılanmış bir ekonomide mevduat faizlerine uygulanan tavan oranları reel faizlerin düşmesine neden olmaktadır. Enflasyonist bir ortamdan negatif reel faiz oranları söz konusu olduğunda, bankacılık sektörünün ödünç verilebilir fonları önemli ölçüde kısıtlanmaktadır. Faiz oranları üzerindeki baskının kaldırılması durumunda, banka mevduatlarının genişlemesine bağlı olarak; kredi olanakları artmaktadır. Literatürde sermaye hareketlerinin dışı açıklığı finansal gelişme yoluyla ekonomik büyümeyi etkileyeceği birçok çalışmada vurgulanmıştır (Chinn ve Ito, 2002, 2006; Law ve Demetriades, 2006; Klein ve Olivei, 2008).

Ülkeler açısından karşılıklı kazançların söz konusu olduğu uluslararası sermaye akımlarında, sermaye daha verimli ve etkin kullanılacak alanlara yönelmektedir (Eichengreen vd., 1998:12; Bacchetta, 1992: 474). Bu açıdan değerlendirildiğinde finansal dışı açıklık, yoksul ülkeler için yatırım olanaklarının artırılması ve sermaye maliyetlerinin düşürülmesi için uygulanması gereken bir ekonomi politikası olarak görülmektedir (Fischer, 1998; Summers, 2000). Sermaye hareketlerinin dışı açıklığının bu etkileri yanında, finansal sektörünün rekabetçi bir piyasa yapısına dönüşmesini sağlayarak; kredi piyasalarında daha uygun koşullarda işlem yapılabilmesi olanağını sağlamaktadır. Finansal hizmetlerin derinleşmesi anlamına gelen bu süreçte, artan uzmanlaşma, uluslararası ekonomik kazanımların büyümesine yol açmaktadır (Mathreson ve Liliana, 1992: 41). Bu ise, paraya çevrilebilir menkul değerlerin artışına ve borçlanma maliyetlerinin düşmesine neden olmaktadır (Kenen, 1976: 31).

Dışa açıklık sürecinden ülkenin maksimum düzeyde fayda elde edebilmesi politikaların doğru sıralanmasına bağlanmıştır. Çoğunlukla kabul edilen görüşe göre; ulusal ekonomilerin dış dünya ile ilişkisinde varolan kısıtlamaların kaldırılmasından önce, yurtiçi çarpıklıklarının giderilmesi konusuna işaret edilmiştir. Bu görüş, temelde, Bhagwati-Krueger (1995)'in yaptığı bir çalışmayı esas almış ve liberalizasyondan önce bir stabilizasyon programının uygulanmasının gerekliliği üzerinde durmuştur (Frenkel, 1983: 165; Williamson, 1997). Bu, öncelikle yurtiçi kamu açığının ortadan kaldırılmasına yönelik politikaların uygulanmasına ve yurtiçi finansal piyasalar ile mal ve işgücü piyasalarında reform yapılmasına bağlıdır. Bununla birlikte, Bacchetta (1992: 466-72), ilk sermaye girişlerinin hızlı bir şekilde yatırımları artırırken; bunun cari işlemler açığının artışına ve aşırı değerlenmiş döviz kuruna yol açabileceği tehlikesine işaret etmektedir. Akyüz (1994: 19) ise, az gelişmiş ülkeler bir yana, sanayileşmiş ülkelerde bile özel sermaye girişlerinin kolaylıkla tüketime veya döviz yaratma potansiyeli olmayan yatırımlara yönelebileceği konusuna dikkat çekmiştir.

Son yıllardaki gelişmelere bakıldığında sermaye hareketlerinin reel ekonomiden gittikçe bağımsız hareket ettiği görülmektedir. Döviz piyasalarındaki toplam işlemlerin büyük çoğunluğunu kısa dönemli olmak üzere kâr amaçlı alım-satım işlemleri oluştururken; bunun, çok küçük bir kısmı ticari faaliyetlere yönlendirilmektedir. Bu işlemler uluslararası döviz sermaye piyasalarında istikrarsızlığın temel nedenini oluşturmaktadır (Verghese, 1985). Bu bakımdan, 1980'li yıllarda yabancı sermaye 1950'li yıllardaki işlevinden uzaklaşarak; genellikle, spekülasyon amaçlı kısa dönemli portföy yatırımlarına yöneldiği ifade edilebilir. Akyüz'e (1994: 14) göre, bu dönemde portföy yatırımları finansal piyasalarda yapılan işlemlerin çok önemli bir kısmını teşkil etmiştir. Portföy yatırımlarının büyük boyutlara varması öncelikle reel yatırım olanaklarını azaltarak; ulus ekonomileri üzerinde bazı risklerin ortaya çıkmasına yol açmıştır. Örneğin Latin Amerika'ya yönelen sermaye akımlarında belirleyici olan faktörün ekonomik olmayıp, başkalarının yaptığı davranışa göre şekillendiği için spekülasyon bir özelliğe sahipti. Yani yatırım yapanlar ekonomik gerekçelere göre davranmak yerine, spekülasyon hareket etmekteydi. Bu, yapay olarak ülke parasını değerlendirirken, menkul kıymetlerin fiyatlarını arttırmaktaydı. Bu açıdan bakıldığında Meksika krizi sürpriz değildi.

Nitekim Bhagwati (1998) ve Stiglitz (2002), sermaye hesabı açıklığının söylenildiği gibi büyümeyi çok arttırmadığı hatta krizlere sebep olabileceği konusuna dikkat çekmektedir. Eichengreen ve Leblang (2002: 1), sermaye hesabı açıklığının büyümeyi arttırdığı ya da engellediği yönünde kesin bir tahminin yapılamayacağını ve konu üzerinde çok fazla araştırma yapılmasına rağmen, genellikle elde edilen kanıtların yetersiz olduğuna işaret etmektedir. Rodrik (1998: 8-9) ise, sermaye hesabı üzerindeki kontrolleri kaldıran ülkelerin daha hızlı büyüdükleri, daha fazla yatırım yaptıkları ve daha düşük enflasyon deneyimine sahip olduklarına ilişkin hiçbir kanıtın olmadığını ileri sürmektedir. Sermaye kontrollerinin uzun dönemli ekonomik performans üzerinde bir etkisi yoktur. Kaminsky ve Reinhart (1999), Detragiache ve Demirgüç (1997) ve Glick ve Hutchinson'da (2001) benzer görüşleri dile getirerek; finansal dışı açıklığın banka ve para krizlerini artırma eğiliminde olduğunu belirtmiştir. UNCTAD'a (1990) göre, kambiyo kontrollerinin olmadığı bir sistemde, kredi dağılımı, etkinliği arttıracak alanlara yönelmemektedir. Çünkü liberal



piyasaya dayalı bir bankacılık düzeni iknaya daha az duyarlı olup; kaynakların ekonomik kalkınmada kullanılması yerine kısa dönemli kâr amaçlarını tercih etmektedir.

Türkiye’de sermaye hareketlerinin liberalleştirilmesi süreci,1980’den sonra 28 ve 30 No’lu Kararnamelerle başlatılmış ve bu kararnameler uyarınca Aralık 1983 ve Temmuz 1984’te uygulamaya konmuştur. Bu tarihe kadar sermaye hareketleri döviz işlemlerine ilişkin düzenlemelerle kontrol ediliyordu. 1980 sonrası uygulanan yeni ekonomik modelle bağlantılı olarak uygulanan söz konusu kararnamelerle sermaye hareketleri kısmen liberalleştirilmiştir. Türkiye’de, sermaye hareketlerinin tamamen liberalleştirilmesi, 1989 yılında çıkarılan 32 No’lu Kararname ve ilgili düzenlemelerle tamamlanmış ve konvertibiliteye yönelik en önemli adımlar atılmıştır (TCMB, 2002: 16).Türkiye’de, ticaret rejimi büyük ölçüde liberalleştirildikten sonra, 1989’da sermaye hesapları liberalleştirilmiştir. Aslında Türkiye, liberalizasyon sürecinde doğru sıralamayı izlediyse de başarılı olmak için mali disiplin ve fiyat istikrarı gibi gerekli temel ön koşulları yerine getirememiştir. Nitekim sermaye hareketleri liberalleştirildikten sonra, ekonomik faaliyetler çok daha kırılgan ve oynak hale gelerek (TCMB, 2002); iktisadi aktörlerin geleceğe yönelik beklentileri ve karar almaları güçleşmiştir. Bunun yanı sıra, ekonomik büyümede istikrarsız bir döneme girilmesi ve kamu finansman dengesinin bozulması bu dönemin belirleyici gelişmeleri arasında ilk akla gelenlerdir. Bu olumsuz gelişmeler 1994-2002 döneminde Türkiye’de üç büyük ekonomik krize yol açmıştır. Kasım 2000 krizi ayrı tutulursa, Nisan 1994 ve Şubat 2001 krizlerinden sonra ekonomik büyüme, istihdam ve enflasyon gibi makroekonomik göstergeler kriz öncesi dönemden daha kötü bir düzeye gelmiştir. Bununla birlikte kriz sonrası uygulanan yapısal uyum ve istikrar programları, kamu harcamalarının kısılması, reel ücretlerin baskılanması gibi ülke nüfusunun büyük bir kısmını yakından etkileyen politikaların uygulanmasını zorunlu kılmaktadır.

Farklı bakış açılarına göre değerlendirildiğinde, sermaye hareketleri liberalizasyonunun ekonomik büyüme üzerindeki etkisine yönelik bir uzlaşmanın olduğunu söylemek zordur. Ex post olarak gelinen noktada sermaye hareketleri liberalizasyonunun teorik temellerini oluşturan Neoklasik teorinin öngörülerıyla gerçekte ortaya çıkan sonuçlar arasında farklılık olduğu görülmektedir.

AMPİRİK LİTERATÜR

Stiglitz (2000), Hindistan ve Çin’in sermaye hareketleri üzerinde kontroller uygulamasına rağmen yüksek büyümeyi gerçekleştirdiklerini, finansal liberalizasyonun büyümeyi desteklediği savı için yeterli kanıt olmadığını ifade etmiştir. Prasad vd. (2003) tam liberalizasyonun olduğu 22 ülke ve liberalizasyonun daha az olduğu 33 ülke örneğinde yaptığı çalışmada finansal liberalizasyonun büyümeye neden olduğu sonucunun desteklenmediğini belirtmiştir. Heybey ve Murell (1998), geçiş sürecinde, Sovyetler Birliği’nden ayrılan doğu Avrupa ülkelerinde, liberalizasyon hızının artışının ekonomik büyümeye olumlu etki yaptığı ve bu etkinin tahmin edilenden daha büyük olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Mattoo vd.’nin (2006), altmış ülkeyi kapsayan çalışmada, açıklığın etkisini ölçmek amacıyla, anahtar konumunda gördükleri iki önemli sektör olan finans ve telekomünikasyon sektörünü incelemiştir. Ampirik sonuçlara göre, finans sektöründeki etkinin daha güçlü olduğu bulgusu elde edilmiştir. Her iki sektördeki tam açıklığın, diğer ülkelere göre %1,5 artı büyüme sağladığı sonucu tespit edilmiştir. Chari ve Henry (2002), likidite olarak zayıf durumda olan ülkelerin borsa açıklığından sonra, önceki dönemlere göre, şirketlerin %4,1 oranında büyüdüğü bulgusuna rastlamıştır. Hindistan, Malezya, Ürdün, Güney Kore ve Tayvan’da 369 firmanın üç yıllık süreçte liberalizasyon öncesi döneme göre, sermaye birikimleri %6,1 oranında artmıştır.

Ranciere vd. (2006), finansal liberalizasyona dair iki görüşün olduğu; birinci görüşte, finansal liberalizasyonun büyümeyi arttırdığı, ikinci görüşte ise, makroekonomik riskler barındırdığı ve krizlere sebep olduğuna işaret etmektedir. Bu iki etkiyi birçok ülke üzerinde inceleyen Ranciere vd. (2006), finansal liberalizasyonun ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin %1 olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Bunun yanı sıra, finansal liberalizasyonun finansal kırılganlık ve krizlere sebep olabildiğini, fakat bunun nadiren meydana geldiğini ve büyüme eğiliminin daha ağır bastığını belirtmiştir. Finansal liberalizasyon ve ekonomik büyüme ilişkisini inceleyen Bekaert vd. (2005), borsa liberalizasyonunun büyümeyi artırdığı yönünde kanıtlar elde etmiştir. Bu çalışmayı destekleyen bulgulara ulaşan Henry (2000), liberalizasyonun yatırım maliyetlerini azalttığı ve yatırımları önemli ölçüde arttırdığını belirtmiştir. Klein ve Olivei (2001), gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde sermaye hesabı liberalizasyonu ve finansal derinliğin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelemiştir. Sermaye hesabı açık olan ülkelerin, kısıtlamalar olan ülkelere göre, daha büyük ekonomik büyüme kaydettiği bulgusuna ulaşmıştır. Bu çalışmada, liberalizasyonun gelişmiş



ülkelerde büyüme daha çok etkilediği, gelişmekte olan ülkelerde ise etkisinin daha az olmakla birlikte finansal derinliği arttırdığı bulgusu ortaya çıkmıştır. Henry'nin (2003), on sekiz ülkede sermaye liberalizasyonunun büyüme üzerindeki etkisini araştırdığı çalışmada, liberalizasyonun sermaye stoklarını %1,1, büyüme %2,3 arttırdığı ortaya çıkmıştır.

Türkiye'ye ilişkin yapılan çalışmalarda ise genellikle Granger nedensellik testiyle analiz yapıldığı anlaşılmaktadır. Farklı dönemleri kapsayan bu çalışmalarda daha çok finansal liberalizasyon sürecine bağlı olarak ortaya çıkan gelişmelerin, geliri, dolayısıyla ekonomik büyüme etkilediği görülmektedir (Aslan ve Küçükaksoy, 2006; Taş ve Örnek, 2003; Ünal, 2002; Acaravcı vd., 2007; Halıcıoğlu, 2007; Berkman, 2011). Buna karşın, ekonomik büyümeden finansal gelişmeye doğru nedensellik ilişkisini ortaya koyan bulgulara da rastlanmıştır (Öztürk 2008; Onur, 2005). Ticari liberalizasyonun büyüme desteklediği kanısı da sıklıkla vurgulanmaktadır (Emsen ve Değer, 2006; Utkulu ve Özdemir, 2004; Utkulu ve Kahyaoglu, 2005).

VERİLER VE YÖNTEM

Bu çalışma, 1998:M1-2011:M6 dönemini kapsamaktadır. Toplam altı değişkenin kullanıldığı çalışmada, bütün değişkenler yüzde değişim biçiminde alınmıştır. Çalışmada iki model tahmin edilmiş bu modellerin değişken vektörü, sırasıyla; $y_t = [i_t, m2_t, xm_t, p_t, kg_t]'$; $y_t = [i_t, m2_t, xm_t, kg_t]'$. Burada; y geliri (büyüme hızı), i hazine iç borçlanma faiz oranını, $m2$ para arzını, xm ticari dış açıklığı (ihracat+ithalat/GSYİH), p (portföy yatırımlarını) ve kg (sermaye girişleri) finansal dış açıklığı temsil etmektedir. Bütün değişkenler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Elektronik Veri Dağıtım Sitesinden (<http://evds.tcmb.gov.tr/>) alınmıştır.

190

Bu çalışmada, sermaye hareketleri liberalizasyonu ve açıklığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisini araştırmak için Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ve sınır testi yaklaşımı olarak da bilinen ARDL (Autoregressive Distributed Lag) eş-bütünleşme yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntem, Engle-Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen-Juselius (1990) tarafından geliştirilen eş-bütünleşme yöntemleriyle karşılaştırıldığında, daha kullanışlı olduğu kabul edilmektedir. Çünkü söz konusu yöntemlerde analize dahil edilen tüm serilerin, düzey değerlerinde durağan olmaması gerekir. Dolayısıyla birinci farkları alındıktan sonra durağan, yani $I(1)$ serileri olması zorunluluğu vardır. Oysa sınır testi yaklaşımında böyle bir sınırlama yoktur. Serilerin durağanlık düzeyleri farklı olsa da, eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı test edilebilmektedir. Sınır testi yaklaşımının diğer bir avantajı ise düşük sayıda gözlem içeren verilerle model tahmin edilmesine olanak verebilmesidir (Narayan ve Narayan, 2004: 25).

ANALİZ VE AMPİRİK BULGULAR

Analize başlamadan önce çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin bazı test ve işlemlerin yapılması gerekmektedir. Öncelikle faiz değişkeni hariç, diğer değişkenlerin yüzdelik değişimi alındıktan sonra, mevsimsel etkilere sahip olduğu anlaşılan xm ve p serileri mevsimsel etkilerden Hareketli Ortalamalar Yöntemi (Moving Average Methods) kullanılarak arındırılmıştır.³ Daha sonra serilerin durağanlık dereceleri Dickey Fuller (1979) testiyle araştırılmış ve birim kök testi yapılmıştır.

Birim-Kök Testi

Bu çalışmada değişkenlerin durağanlığı, içsel bağımsız modelin elde edilmesine bağlı olarak genişletilmiş Dickey Fuller (Augmented Dickey Fuller: ADF) testi kullanılarak analiz edilmiş ve sonuçları Tablo 1'de sunulmuştur. Buna göre; kg ve p serileri düzey değerinde durağan $I(0)$, y , $m2$, i ve xm serilerinin ise, birinci farkı alındıktan sonra $I(1)$ durağan hale geldiği görülmüştür.

² Değişkenlerin modeldeki sıralamasını belirlemek için Granger Nedensellik testi yapılmıştır.

³ Bu yöntemde, zaman serisine ilişkin veriler belli büyüklükte kümeler halinde toplanmak suretiyle her küme için bir aritmetik ortalama hesaplanmakta ve bu ortalamalar ilgili kümede tam ortaya düşen değerine yerine yazılmaktadır. (Serper, 2000: 333).

Tablo 1: Değişkenler İçin ADF Test Sonuçları

Değişkenler	ADF Testi	Kritik Değerler (%1)
<i>y</i>	-0.78[11]	-3,48
Δy	-20,3[10]	-3,48
<i>i</i>	-3.50[2]	-4,02
Δi	-9,86[1]	-3,47
<i>m2</i>	-2,54[10]	-3,48
$\Delta m2$	-5.84[9]	-3,48
<i>xm</i>	-2.47[11]	-3,48
Δxm	-7.68[11]	-3,48
<i>p</i>	-11.75[0]	-3,47
Δp	-7.91[5]	-3,47
<i>kg</i>	-12.89[0]	-3,47
Δkg	-7.92 [7]	-3,48

Not: [] içindeki değer; gecikme uzunluğunu belirtmektedir. Gecikme uzunluğu, Akaike Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir. Test biçimi olarak düzey değerde; *i* için sabit terim ve trend; diğer değişken için ise, sabit terim kullanılmıştır. Değişkenlerin birinci farkı (Δ) için ise, sabit terim kullanılmıştır.

Eş-Bütünleşme Testi

Birçok makroekonomik değişkenin düzey değerleri durağan değildir. Eğer seriler arasında bir eş-bütünleşme ilişkisi varsa, yani seriler uzun dönemde birlikte hareket ediyorsa, düzey değerleriyle yapılacak analizde, bir sahte regresyon problemiyle karşılaşmayacaktır (Pesaran vd. 2001:290; Gujarati, 1999). Ancak, Uzun dönemde birlikte hareket eden değişkenlerin dinamik davranışları denge ilişkisinden bazı sapmalar gösterir (Enders, 1996:151). Bu, eş-bütünleşmiş değişkenlerin temel bir özelliği olup, kısa dönem dinamiği üzerinde belirleyici bir rol oynar. Bu süreçte ortaya çıkan dinamik model, hata düzeltme modeli olarak adlandırılır (Enders, 1995: 365).

Tablo 1'den görüleceği üzere, analizde kullanılacak serilerden *y*, *i* *m2* ve *xm* serileri birinci farkı alındığında durağan, yani $I(1)$, diğer seriler ise düzeyde durağan, yani $I(0)$ serileri olduğu için, bu serilerin eş-bütünleşme analizini Engle-Granger veya Johansen eş-bütünleşme yöntemleriyle yapmak mümkün değildir. Çünkü Engle-Granger ve Johansen eş-bütünleşme yöntemlerinde serilerin hepsinin $I(1)$ olması zorunluluğu vardır. Fakat Sınır testi yaklaşımında, durağanlık dereceleri farklı olsa da seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin test edilmesi olanağı vardır.

Sınır testi yaklaşımının uygulanması için önce kısıtlanmamış bir hata düzeltme modeli (unrestricted error correction model: UECM) kurulur. Çalışmamızdaki iki modelin uyarlanmış biçimi şu şekildedir:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta i_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta m2_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{4i} \Delta xm_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{5i} \Delta p_{t-i} + \alpha_6 y_{t-1} + \alpha_7 i_{t-1} + \alpha_8 m2_{t-1} + \alpha_9 xm_{t-1} + \alpha_{10} p_{t-1} + u_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta i_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta m2_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{4i} \Delta xm_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{5i} \Delta kg_{t-i} + \alpha_6 y_{t-1} + \alpha_7 i_{t-1} + \alpha_8 m2_{t-1} + \alpha_9 xm_{t-1} + \alpha_{10} kg_{t-1} + u_t \quad (6)$$



burada, m ; optimum gecikme uzunluğunu, Δ fark operatörünü, u_t hata terimini, diğer harf kısaltmalarıyla verilenler ise, değişken tanımındaki anlamları ifade etmektedir. Bu çalışmada optimum gecikme uzunluğu Akaike kriteri yardımıyla belirlenmiştir. Kamas ve Joyce'ye (1993) göre, testin sağlıklı sonuçlar verebilmesi için, optimum gecikme uzunluğundaki modelin hata terimleri arasında ardışık bağımlılığın da olmaması gerekir. Gecikme uzunluğuna ilişkin yapılan testin sonuçları Tablo 2'de sunulmuştur. Bu çalışmada veri seti aylık olduğu için, maksimum gecikme uzunluğu sekiz olarak alınmış ve optimum gecikme uzunluğu iki olarak belirlenmiştir. Bu gecikme uzunluğunda ardışık bağımlılığın olmadığı gözlemlenmiştir.

Tablo 2: Sınır Testi İçin Gecikme Uzunluğu Sonuçları

m	Model 1		Model 2	
	AIC	LM	AIC	LM
1	4.87	0,00	4.87	0,00
2*	4,71	0,98	4,72	0,79
3	4,76	0,33	4,77	0,60
4	4,77	0,73	4,82	0,82
5	4,81	0,01	4,87	0,04
6	4,77	0,22	4,86	0,81
7	4,75	0,77	4,89	0,74
8	4,80	0,76	4,95	0,31

Gecikme uzunluğunun belirlenmesinden sonra, değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin test edilmesi sürecine geçilmiştir. Sınır testi yaklaşımında değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisi sıfır ($H_0: \alpha_6 = \alpha_7 = \alpha_8 = \alpha_9 = \alpha_{10} = 0$) hipotezinin test edilmesi yoluyla yapılmaktadır. Sıfır hipotezinin kabulü veya reddi F testi ile belirlenmektedir. Hesaplanan F istatistik değeri Pesaran vd.'deki (2001) tablo alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. Birinci durumda, eğer hesaplanan F istatistik değeri alt kritik değerden küçükse seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi olmadığına karar verilir. İkinci durumda, eğer hesaplanan F istatistik değeri alt ve üst kritik değer arasında kalıyorsa kesin bir yorum yapılamamakta, yani kararsız kalınmaktadır. Bu durumda alternatif eş-bütünleşme yöntemleri denenmelidir. Son olarak, eğer hesaplanan F istatistik değeri tablo üst kritik değerini aşıyorsa seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi olduğu kararına varılmaktadır. Buna göre, H_0 hipotezini sınamak için, hesaplanan F istatistik değeri Pesaran vd.'den. (2001) alınan kritik değerlerle Tablo 3'de karşılaştırılmıştır. Bu kritik değerler dört bağımsız değişken ve %1 anlamlılık düzeyi için verilmiştir. Tabloda hesaplanan F istatistikinin üst kritik değerden yüksek olduğu görülmektedir. Bu durumda H_0 hipotezi reddedilmekte ve değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğu sonucu ortaya çıkmaktadır. Bu şekilde, seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edildiği için, değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkilerinin araştırılması amacıyla ARDL modellerinin tahmin edilmesi sürecine geçilmiştir.

Tablo 3: Sınır Testi Sonuçları

	k	F Hesaplanan	Alt Sınır	Üst Sınır	Karar
Model 1	4	5.74	3.74	5.06	Eş Bütünleşme Var
Model 2	4	6.11	3.74	5.06	Eş Bütünleşme Var

Not: k, bağımsız değişken sayısını temsil etmektedir. Kritik değerler Pesaran vd.'deki. (2001: 300) Tablo CI(iii)'den alınmıştır.

Uzun Dönem ilişkisi

Uzun dönem ilişkisini analiz etmek için kullanılan ARDL modeli şu şekilde tanımlanmaktadır.

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} i_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} m_{2t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_{4i} x_{m_{t-i}} + \sum_{i=0}^k \alpha_{5i} p_{t-i} + u_t \quad (7)$$

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} i_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} m_{2t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_{4i} x_{m_{t-i}} + \sum_{i=0}^k \alpha_{5i} kg_{t-i} + u_t \quad (8)$$



Burada m , n , p , r ve k gecikme uzunlukları olup, AIC kullanılarak belirlenmektedir. Bu işlem, Kamas ve Joyce'un (1993) nedensellik analizlerinde gecikme uzunluğunun belirlenmesi için önerdiği yöntemle yapılmıştır. Buna göre, ilk önce, bağımlı değişkenin kendi gecikmeli değerlerine göre regresyonu yapılmış ve en küçük AIC değerini veren, içsel bağımsız modelin gecikme uzunluğu bulunmuştur. Daha sonra bağımlı değişkenin belirlenen gecikme uzunluğu sabit tutulup; birinci bağımsız değişken olan yabancı doğrudan yatırım değişkeninin olası tüm gecikmeleri ile regresyon modelleri oluşturulmuş ve en küçük AIC değeri dikkate alınarak bu bağımsız değişkenin gecikme sayısı belirlenmiştir. Benzer işlemler diğer değişkenler için de tekrarlanarak optimum gecikme sayısı elde edilmiştir. Yapılan bu işlem sonucunda, tahmin edilecek uzun dönem ARDL modelinin (7.1.1.0.0) olduğuna karar verilmiştir.

Tablo 4'de uzun dönem ARDL (7.1.1.0.0) modellerinin tahmin sonuçları ve bu sonuçlara dayanılarak hesaplanan uzun dönem katsayıları yer almaktadır. Uzun dönem katsayıları, bağımsız değişkenlerin katsayısının ya da katsayılarının (örneğin bir gecikme varsa hem kendi değerinin hem de gecikmeli değerinin) toplamının, bağımlı değişkenin katsayılarının toplamının 1' den farkına bölünmesiyle hesaplanmıştır (Johnston ve DiNardo, 1997: 245). Modelin tanısallık test sonuçları, tahminin başarılı olduğunu göstermektedir. Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık testi, White değişen varyans testi, Jarque-Bera normallik testi ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistiği kabul edilebilir düzeydedir. Ayrıca, Şekil 1'de gösterilen Cusum ve CusumQ grafikleri de, regresyon katsayılarının istikrarlı olduğunu göstermektedir.

Söz konusu tabloda; her iki modelde de tüm değişkenlerin büyüme üzerindeki etkisi pozitifdir. Portföy yatırımları ve sermaye girişleri kuramsal beklentilerle uyumlu olarak büyümeyi pozitif etkilese de hem oldukça küçük bir değerdir hem de istatistiki olarak anlamlı değildir.

Dışa açıklığın büyüme üzerindeki etkisi pozitif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Dışa açıklıkta meydana gelen %100'lük artış, her iki modelde de büyümeyi %5 arttıracaktır. Para arzının da büyüme üzerindeki etkisi beklentilerimizle uyumlu olarak pozitif ve anlamlıdır.

Tablo 4: ARDL (7.1.1.0.0) Modellerinin Sonuçları ve Uzun Dönem Katsayıları

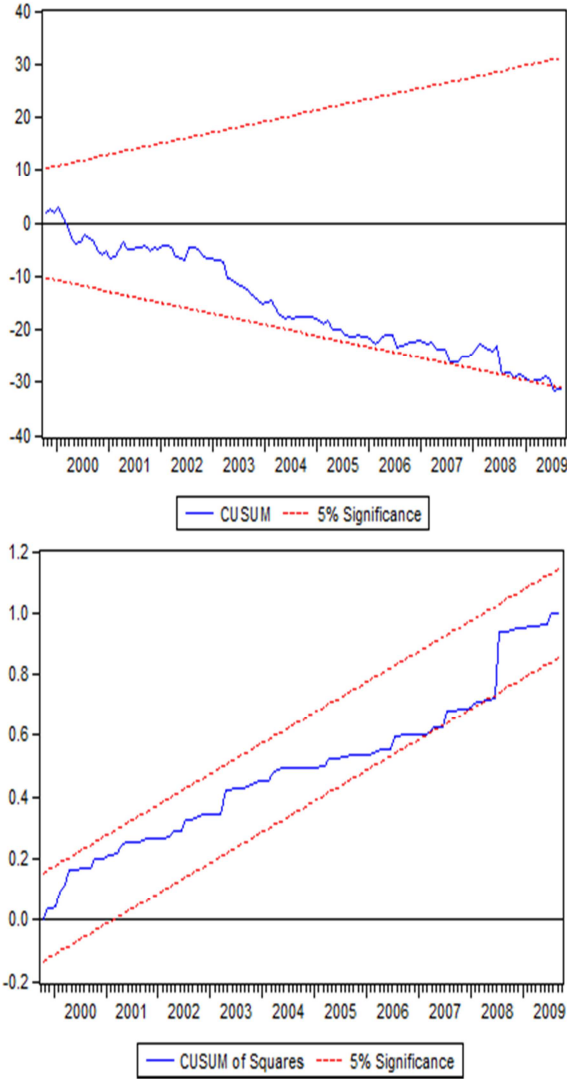
MODEL 1			MODEL 2		
Değişkenler	Katsayı	t-ist.	Değişkenler	Katsayı	t-ist.
y_{t-1}	-0.0806	-0.9916	y_{t-1}	-0.0808	-0.9965
y_{t-2}	-0.0933	-1.1579	y_{t-2}	-0.0990	-1.2273
y_{t-3}	0.3509	4.2374	y_{t-3}	0.3442	4.1660
y_{t-4}	0.0316	0.3555	y_{t-4}	0.0294	0.3326
y_{t-5}	-0.0729	-0.8941	y_{t-5}	-0.0730	-0.8980
y_{t-6}	0.0911	1.1106	y_{t-6}	0.0911	1.1139
y_{t-7}	-0.1206	-1.4706	y_{t-7}	-0.1181	-1.4431
i_t	-0.0252	-1.5360	i_t	-0.0248	-1.5190
i_{t-1}	0.0473	2.9314	i_{t-1}	0.0481	2.9845
$m2_t$	0.0740	0.7300	$m2_t$	0.0775	0.7661
$m2_{t-1}$	0.1259	1.3264	$m2_{t-1}$	0.1162	1.2210
xm_t	0.0470	1.9893	xm_t	0.0499	2.0957
p_t	0.0000	0.3018	kg_t	0.0003	0.8337
c	0.3631	0.8758	c	0.3027	0.7237
Uzun Dönem Katsayıları					
Değişkenler	Katsayı	tist.	Değişkenler	Katsayı	tist.



<i>i</i>	0.0247*	3.2337	<i>i</i>	0.0256*	3.3969
<i>m2</i>	0.2236***	1.4835	<i>m2</i>	0.2137***	1.4485
<i>xm</i>	0.0525*	1.9450	<i>xm</i>	0.0550*	2.0471
<i>p</i>	0.00003	0.3000	<i>kg</i>	0.0002	0.8309
<i>c</i>	0.4062**	0.9427	<i>c</i>	0.3340	0.7680
Tanımsal Testler					
$R^2=0.45$	$\chi^2_{BGAB}(2)=0,45(0.63)$	$R^2=0.45$	$\chi^2_{BGAB}(2)=0,49(0.61)$		
$\bar{R}^2=0.39$	$\chi^2_{WDV}=0.56(0.87)$	$\bar{R}^2=0.39$	$\chi^2_{WDV}=0.61(0.83)$		
$F_{ist.}=7.64(0,00)$	$\chi^2_{JBN}=244.82(0.00)$	$F_{ist.}=7.73(0,00)$	$\chi^2_{JBN}=237.01(0.00)$		
$DW=1,99$	$\chi^2_{RRMKH}(2)=0.71(0.48)$	$DW=1,99$	$\chi^2_{RRMKH}(2)=0,70(0.49)$		

Not: Burada, χ^2_{BGAB} , χ^2_{WDV} , χ^2_{JBN} ve χ^2_{RRMKH} sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, White değişen varyans, Jarque-Bera normallik testi ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistikleridir. Parantez içindeki değerler p-olasılık değerlerini *, **, ve *** ise sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Şekil 1: CUSUM ve CUSUMQ



Kısa Dönem İlişkisi

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi, yine sınır testi yaklaşımına dayalı ARDL hata düzeltme modeli ile araştırılmıştır. Buna göre modelin çalışmamıza uyarlanmış biçimi şu şekildedir:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta i_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{4i} \Delta m_{2t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_{5i} \Delta x_{m_{t-i}} + \sum_{i=0}^k \alpha_{6i} \Delta p_{t-i} + u_t \quad (9)$$



$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta i_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{4i} \Delta m2_{t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_{5i} \Delta xm_{t-i} + \sum_{i=0}^k \alpha_{6i} \Delta kg_{t-i} + u_t$$

(10)

Burada, EC_{t-1} terimi, hata düzeltme terimi olup; uzun dönem ilişkisinden elde edilen hata terimleri serisinin, bir dönem gecikmesini temsil etmektedir. Bu değişkenin katsayısı; kısa dönemdeki sapmaların ne kadarının, bir dönem sonra düzeleceğini belirtir. Bu katsayının işaretinin negatif olması, kısa dönemde, seriler arasında meydana gelen sapmaların, uzun dönem denge değerine yaklaşacağını; pozitif olması durumunda ise serilerin uzun dönem denge değerinden uzaklaşacağını gösterir. Bu modelde değişkenlerin gecikme uzunlukları belirlenirken uzun dönem ARDL modelinin belirlenmesinde uygulanan işlem tekrar edilmiş ve tahmin edilecek kısa dönem ARDL modelinin (5.1.0.0.0) modeli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 5'te kısa dönem ARDL (5.1.0.0.0) modellerinin tahmin sonuçları ve tanısal testleri verilmiştir. Modelin tanısal test sonuçları, tahminin başarılı olduğunu göstermektedir. Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık testi, White değişen varyans testi, Jarque-Bera normallik testi ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistikleri kabul edilebilir düzeydedir. Bununla birlikte, Şekil 2'de gösterilen Cusum ve CusumQ grafikleri de, regresyon katsayılarının istikrarlı olduğunu belirtmektedir.

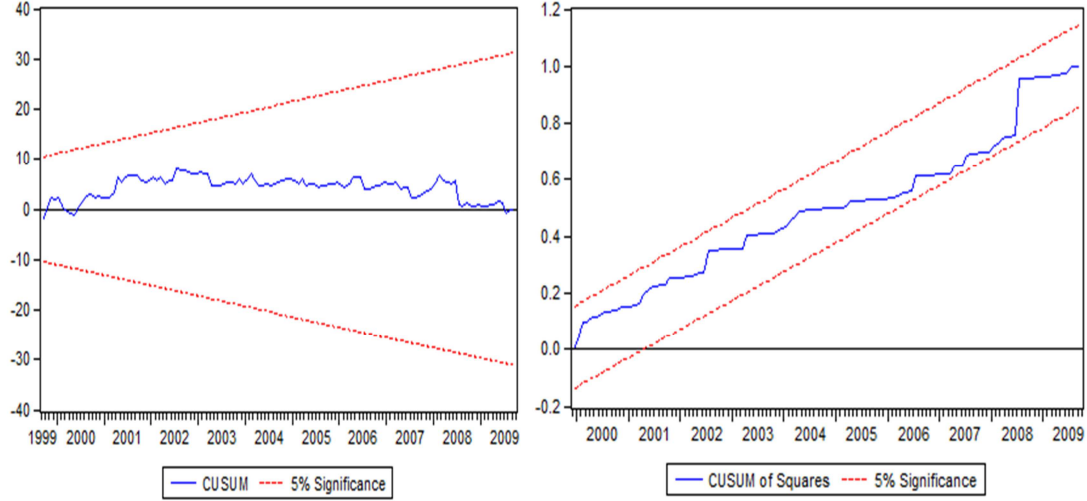
Her iki modelde de hata düzeltme teriminin katsayıları beklenildiği gibi negatif ve istatistikî olarak anlamlıdır. Dolayısıyla modellerin hata düzeltme terimi çalışmaktadır. Yani kısa dönemde meydana gelen sapmaların her dönem birinci modelde %64'ü, ikinci modelde %73'ü ortadan kalkmakta ve model denge düzeyine yakınsamaktadır.

Tablo 5: ARDL (5.1.0.0.0) Modellerinin Sonuçları

MODEL 1			MODEL 2		
Değişkenler	Katsayı	t-ist.	Değişkenler	Katsayı	t-ist.
EC_{t-1}	-0.6463	-3.8332	EC_{t-1}	-0.7312	-3.7164
Δy_{t-1}	-0.5230	-4.0002	Δy_{t-1}	-0.3478	-2.0062
Δy_{t-2}	-0.5030	-3.4667	Δy_{t-2}	-0.3355	-1.8812
Δy_{t-3}	0.0069	0.0439	Δy_{t-3}	0.1003	0.5528
Δy_{t-4}	-0.1621	-1.5022	Δy_{t-4}	-0.1595	-1.4388
Δy_{t-5}	-0.1698	-2.1776	Δy_{t-5}	-0.1818	-2.2882
Δi_t	-0.0356	-2.1150	Δi_t	-0.0324	-1.9397
Δi_{t-1}	0.0568	3.3340	Δi_{t-1}	0.0517	3.0030
$\Delta m2_t$	0.0429	0.5325	$\Delta m2_t$	0.0230	0.2802
Δxm_t	0.0398	2.7309	Δxm_t	0.0396	2.5951
Δp_t	0.0000	-0.2472	Δkg_t	0.0002	0.7950
c	-0.0392	-0.1922	c	-0.0575	-0.2787
Tanısal Testler					
$R^2=0.72$	$\chi^2_{BGAB}(1)=0.29(0.58)$	$R^2=0.71$	$\chi^2_{BGAB}(1)=0.19(0.65)$		
$\bar{R}^2=0.70$	$\chi^2_{WDV}=0.80(0.63)$	$\bar{R}^2=0.68$	$\chi^2_{WDV}=0.54(0.86)$		
$F_{ist.}=28.72(0,00)$	$\chi^2_{JBN}=173.58(0.00)$	$F_{ist.}=26.93(0,00)$	$\chi^2_{JBN}=230.38(0.00)$		
$DW=1,95$	$\chi^2_{RRMKH}(2)=0,02(0.97)$	$DW=1,97$	$\chi^2_{RRMKH}(2)=0,13(0.87)$		

Not: Burada, χ^2_{BGAB} , χ^2_{WDV} , χ^2_{JBN} ve χ^2_{RRMKH} sırasıyla Breusch-Godfrey ardışık bağımlılık, White değişen varyans, Jarque-Bera normallik testi ve Ramsey regresyonda model kurma hatası istatistikleridir. Parantez içindeki değerler p-olasılık değerlerini göstermektedir.

Şekil 2: CUSUM ve CUSUMQ



197

SONUÇ

Bu çalışmada, Türkiye’de finansal dışa açıklığın ekonomik büyümeye etkisi sınır testi yöntemiyle araştırılmıştır. 1998-2011 dönemi aylık verilerinin kullanıldığı çalışmada ulaşılan sonuçlar şu şekilde özetlenebilir:

Literatürde, finansal dışa açıklığın ekonomik büyümeye olan katkısına ilişkin bir uzlaşmanın olduğu söylemek zordur. Özellikle son yıllarda yaşanan ekonomik krizlerin nedenleri düşünüldüğü zaman, finansal dışa açıklığın, bazı ülkelerde negatif etkisinin olduğu ve bunun bir kriz uyarıcısı görevi gördüğünü belirtmek gerekir.

Tahmin edilen her iki modelin bulgularına göre, finansal dışa açıklığı temsilen alınan portföy yatırımları ve sermaye girişleri teorik beklentilerle uyumlu olarak büyümeyi pozitif etkilese de istatistiki olarak anlamsız bulunmuştur. Buna karşın, ticari dışa açıklığın büyüme üzerindeki etkisi teorik beklentilerle uyumlu ve istatistiki olarak yorumlanabilir bir büyüklüktedir. Türkiye’de finansal dışa açıklığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin genel kanının aksine, anlamsız olmasında, 1980 sonrası uygulanan ekonomi politikalarının yeterli bir tutarlılığa sahip olmayışıyla yakından ilişkili olduğu düşünülmektedir. Yurtiçi piyasalardaki aksaklıklar giderilmeden 32 sayılı kararla finansal piyasalar dışa açık hale getirilmiştir. Bu süreçle birlikte, ulusal piyasalara giren döviz miktarı, ekonomik büyümeyi finanse etmek yerine, başka alanlara yönelmiştir. Nitekim Türkiye ve benzeri ülkeler, makroekonomik dengeleri kurmadan yani, enflasyonu düşürmeden, yüksek kaynak ihtiyacını azalmadan ve mali baskınlıktan kurtulmadan finansal piyasaların bütünüyle dışa açık hale getirilmesi büyük ölçekli ekonomik krizleri tetiklemiştir. Türkiye’de 2001 krizinden sonra yapısal düzenlemelerin yapılmasıyla söz konusu edilen piyasa çarpıklıkları büyük ölçüde düzeltilmişse de son dönemlerde azalan tasarruf oranları dış kaynak ihtiyacının halen devam ettiğini göstermektedir. Özellikle 2011 yılında cari açığın GSYİH’ya oranının %9.9’a yükselmesi bunun önemli bir kanıtıdır. Merkez Bankası’nın almış olduğu önlemler sayesinde finans piyasalarının dış kaynaklı bir kriz yaratma potansiyeli büyük ölçüde azaltılmış oldu.



KAYNAKÇA

ACARAVCI, A., ÖZTÜRK, İ. ve ACARAVCI, S. K. (2007). “Finance- Growth Nexus: Evidence from Turkey”, *International Research Journal of Finance and Economics*, 11: 30-40.

AKYÜZ, Y. (1994). “Globalleşme: Risklerin Belirlenmesi”, *İşletme ve Finans*, 110(5): 12-7.

ASLAN, Ö. ve KÜÇÜKAKSOY, İ. (2006). “Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Ekonomisi Üzerine Ekonometrik Bir Uygulama”, *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 4: 12-28.

BACCHETTA, P. (1992). “Liberalization of Capital Movement and of the Domestic Financial Sistem”, *Economica*, 59(11): 465-74.

BEKAERT, G., HARVEY, C. R. and LUNDBLAD, C. (2005). “Does Financial Liberalization Spur Growth?”, *Journal of Financial Economics*, 77: 3-56.

BERKMAN, A. N. (2011). “Türkiye’de Finansal Liberalizasyon ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki”, *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 12(2): 259-278.

BHAGWATI, J. and KRUEGER, A. O. (1995). “The Dangerous Drift to Preferential Trade Agreements”, Washington: American Enterprise Institute.

BHAGWATI, J. (1998). “The Capital Myth: The Difference Between Trade in Widgets and Trade in Dollars”, *Foreign Affairs*, 77: 7-12.

CHARI, A. and HENRY, P. B. (2002). “Capital Account Liberalization: Allocative Efficiency or Animal Spirits” NBER Working Paper, 8908.

CHINN, M. D. and ITO, H. (2002). “Capital Account Liberalization, Institutions and Financial Development: Cross Country Evidence”, NBER Working Paper No. 8967.

CHINN, M. D. and ITO, H. (2006). “What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions” *Journal of Development Economics*. 81(1): 163–192.

DETRAGIACHE, E. and DEMİRGÜÇ, A. (1997). “The Determinant of Banking Crises: Evidence from Developed and Developing Countries”, World Bank Working papers, 1828.

DICKEY, D. and FULLER, W. A. (1979). “Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.

EICHENGREEN, B., MICHAEL, M., GIOVANNI, D. and DETRAGIACHE, E. (1998). “Capital Account Liberalization Theoretical and Practical Aspects”, *IMF Occasional Papers*, 172: 12-30.

EICHENGREEN, B. and LEBLANG, D. (2002). “Capital Account Liberalization and Growth: Was Mr. Mahathir Right?”, www.nber.org/papers/w9427.

EMSEN, Ö. S. ve DEĞER, M. K. (2006). “Ticari ve Siyasal Liberalizasyon ve Ekonomik Büyüme İlişkileri: Geçiş Ekonomileri Deneyimi”, *Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 21(2): 61-180.

ENDERS, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Song, Inc.



- ENDERS, W. (1996). *Rats Handbook for Econometric Time Series*, John Willey and Song, Inc.
- ENGLE, R. and GRANGER, C. W. (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55(2): 251–276.
- FISCHER, S. (1998). *Capital Account Liberalization and the Role of the IMF*, Princeton.
- FRENKEL, J. A. (1983). "Exchange Rates and International Macroeconomics," NBER Books, National Bureau of Economic Research, Inc, number fren83-1, 11377.
- GLICK, R. and HUTCHINSON, M. (2001). *Banking Crises and Currency Crises: How Common are the Twins, in Financial Crises in Emerging Markets*, New York: Cambridge University Press.
- GUJARATI, D. N. (1999). *Basic Econometrics*, McGraw Hill, Literatür Yayıncılık, 3rd edition, İstanbul.
- HALICIOĞLU, F. (2007). "The Financial Development and Economic Growth Nexus For Turkey", MPRA Paper No: 3566, <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/3566/>: 1-9.
- HENRY, P. B. (2000). "Stock Market Liberalization, Economic Reform and Emerging Market Equity Prices", *Journal of Finance*, 55(2): 529-564.
- HENRY, P. B. (2003). "Capital Account Liberalization: The Cost of Capital and Economic Growth" NBER Work.
- HEYBEY, B. and MURRELL, P. (1998). "The Relationship Economic Growth and The Speed of Liberalisation During Transition", *Policy Reform*, 3: 121-137.
- JOHANSEN, S. and JUSELIUS, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 52: 169-210.
- JOHANSEN, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12: 231-254.
- JOHNSTON, J. and DINARDO, J. (1997). *Econometric Methods (4th Ed.)* New York, NY: McGraw Hill.
- KAMAS, L. and JOYCE, J. P. (1993). "Money, Income and Prices Under Fixed Exchange Rates: Evidence from Causality Tests and VARs", *Journal of Macroeconomics*, 15(4): 747-768.
- KAMINSKY, G. and REINHART, C. (1999). "The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance of Payments Problems", *The American Economic Review*, 89(3):473-500.
- KENEN, P. (1976). "Capital Mobility and Financial Integration: A Survey", *Princeton Studies in International Finance*, No:39.
- KLEIN, M. W. and OLIVEI, G. P. (2001). "Capital Account Liberalization, Financial Depth and Economic Growth" Tufts, Medford, MA(2001) Mimeo.
- KLEIN, M. W. and OLIVEI, G. P. (2008). "Capital Account Liberalization, Financial Depth and Economic Growth", *Journal of International Money and Finance*, 27(6): 861-875.
- LAW, S. H. and DEMETRIADES, P. (2006). "Finance Institutions and Economic Development", *International Journal of Finance and Economics*, 11: 245-260.
- MATHRESON, D. and LILIANA, R. S. (1992). "Liberalizing the Capital Account", *Finance and Development*, 11: 41-43.



MATTOO, A., RATHINDRAN, R. and SUBRAMANIAN, A. (2006). “Measuring Services Trade Liberalisation and Its Impact on Economic Growth: An Illustration”, *Journal of Economic Integration*, 21: 64-98.

MCKINNON, R. I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Washington DC: Brookings Institution.

NARAYAN, P. and NARAYAN, S. (2004). “Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in a Cointegration Framework”, *Economic Modelling*, 22: 423-438.

ONUR, S. (2005). “Finansal Liberalizasyon ve GSMH Büyümesi Arasındaki İlişki”, *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 1(1): 127-152.

ÖZTÜRK, İ. (2008). “Financial Development and Economic Growth: Evidence from Turkey”, *Applied Econometrics and International Development*, 8(1): 85-98.

PESARAN, M., SHIN, Y. and SMITH, R. J. (2001). “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16: 289-326.

PRASAD, E. R., WEI, K. S. J. and KÖSE, A. (2003). “Effects of Financial Globalization on Developing Countries: Some Empirical Evidence”, *International Monetary Fund*.

RANCIERE, R., TORNELL, A. and WESTERMANN, F. (2006). “Decomposing the Effects of Financial Liberalization: Crises vs. Growth”, *NBER Working Paper*. 12806.

RODRIK, D. (1998). “Who Needs Capital Account Convertibility?”, *Princeton Essays in International Finance*, 207: 55-65.

SERPER, Ö. (2000). *Uygulamalı İstatistik I*, Ezgi Kitabevi, Bursa.

SHAW, E. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*. Oxford University Press. New York, USA.

STIGLITZ, E. J. (2000). “Capital Market Liberalization, Economic Growth, and Instability” *World Development*, 28(6): 1075-1086.

STIGLITZ, E. J. (2002). *Globalization and Its Discontents*, W.W. Norton, New York.

SUMMERS, L. H. (2000). “International Financial Crises: Causes, Prevention, and and Cures”, *American Economic Review*. 90(2): 1-16.

TAŞ, S. ve ÖRNEK, İ. (2003). “Türkiye’de Finansal Serbestleşme ve Ekonomik Büyüme arasındaki Nedensellik İlişkisi”, *Banka ve Ekonomik Yorumlar Dergisi*, 468: 82-96.

TCMB (2002). *Küreselleşmenin Türkiye Ekonomisine Etkileri*, TCMB, Mayıs 2002, Ankara, Türkiye. <http://www.tcmb.gov.tr/yeni/evds/yayin/kitaplar/kuresel.pdf>, 31.07.2010.

UNCTAD (1990). *Trade and Development Report*, Genova, ITALY.

UTKULU, U. ve KAHYAOĞLU, H. (2005). “Ticari ve Finansal Açıklık Türkiye’de Büyüme Ne Yönde Etkiledi?” *Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni*, 2005/13

UTKULU, U. ve ÖZDEMİR, D. (2004). “Does Trade Liberalization Cause a Long Run Economic Growth in Turkey”, *Economics of Planning*, 37: 245–26.



ÜNALMIŞ, D. (2002). “The Causality Between Financial Development and Economic Growth: The Case of Turkey”, CBRT Research Department, Working Paper, No: 3, Ankara. <http://www.tcmb.gov.tr/research/work/wp6.pdf>, 25.01.2009.

WILLIAMSON, J. (1997). Orthodoxy is right: liberalize the capital account last. In C. P. Riese and R. J. Sweeney (eds.). Capital Controls in Emerging Economies. Westview Press, Boulder, Colorado, USA

VERGHESE, S. K. (1985). “Functioning of Foreign Exchange and Financial Markets: Some Key Issues”, Economics and Political Weekly, 20(18), 797-800.

YILGÖR, A. G. (2006). “Finansal Liberalizasyon ve Türkiye’de Sermeye Piyasaları Üzerindeki Etkisi”, 10. Ulusal Finans Sempozyumu, 1-4 Kasım 2006, Dokuz Eylül Üniversitesi, İzmir.

