



Munich Personal RePEc Archive

The Relation between Financial Openness and Economic Growth: Asymmetric Causality Test

Yıldırım, Durmuş Çağrı and Çevik, Emrah İsmail

Namık Kemal University, Namık Kemal University

March 2017

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/80472/>
MPRA Paper No. 80472, posted 05 Aug 2017 13:44 UTC

Finansal Dışa Açıklık İle Ekonomik Büyüme İlişkisi: Asimetrik Nedensellik Testi

Durmuş Çağrı Yıldırım^a ve Emrah İsmail Çevik^a

^a İktisat Bölümü, Namık Kemal Üniversitesi, Tekirdağ / Türkiye

Özet: Bu çalışmada finansal serbestleşme süreci ile birlikte ortaya çıkan finansal dışa açılmanın Türkiye ekonomisi üzerindeki etkisi 1993-2016 yılları için ampirik olarak araştırılmıştır. Çalışmada ekonomik büyüme değişkeni reel GSYİH serisinden elde edilmiştir. Finansal dışa açıklık değişkeni ise Aizenman (2004) tarafından yapılan tanıma göre oluşturulmuştur. Çalışmada değişkenler arasındaki dinamik ilişki geleneksel Granger nedensellik testi ve Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen asimetrik nedensellik testi ile araştırılmıştır. Simetrik nedensellik testi sonucu GSYİH'den finansal dışa açıklık oranına yönelik nedensellik ilişkisini göstermektedir. Asimetrik nedensellik testi sonuçları ise, ekonomik daralmanın finansal açıklık oranını pozitif yönde, ekonomik genişlemenin ise finansal açıklık oranını negatif yönde etkilediğini göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: *Finansal açıklık, GSYİH, asimetrik nedensellik*

The Relation between Financial Openness and Economic Growth: Asymmetric Causality Test

Abstract: The aim of the study is to examine the effects of financial openness on Turkey economy for the periods of 1993-2016. We consider real GDP for economic growth variable in the study and financial openness variable is calculated regarding to definition by Aizenman (2004). We employ both Granger causality test and asymmetric causality test proposed by Hatemi-J (2012) to determine dynamic relation between economic growth and financial openness. We find bidirectional causal link running from economic growth to financial openness according to symmetric causality test result. Asymmetric causality test results suggest that financial openness is positively affected from economic contraction and economic growth effects financial openness as negatively.

Keywords: *Financial openness, GDP, asymmetric causality*

JEL Codes: E44, C32

1. Giriş

Büyümenin kaynakları araştırıldığında karşımıza birçok faktör çıkmaktadır. Diğer bir ifade ile birçok faktör, büyümenin bileşenlerini oluşturmaktadır. Bu faktörlerden biri, rekabetçi ve etkin bir piyasa modeli üzerine inşa edilen iktisat teorisinden ortaya çıkan ekonomik büyümeyi ve kalkınmayı pozitif etkilediği düşünülen finansal açıklıktır (Fratzscher ve Bussiere, 2004).

Klasik okul, finansal göstergelerin reel hasıla için yansız olduğunu ifade ederken Keynesyen ve Monetarist okullar ise finansal göstergelerin reel sektörü etkilediğini varsaymaktadırlar. Keynesyen ve Monetarist okulun varsayımı, finansal piyasalardaki gelişmeler ile kredi akışı arasındaki ilişkilere dayandırmaktadırlar. Örneğin borçlanma oranlarındaki değişimden ötürü ortaya çıkan kredi hacmindeki artış, yatırımları, yurtiçi tüketimi ve kamu harcamaları üzerindeki artışa yol açarak reel hasılayı artıracaktır. Dünya ekonomisindeki gelişmeler Monetarist ve Keynesyen okulların haklılığını göstermektedir. Finansman potansiyel hasılanın gerçekleştirilmesi için önemli bir gerekliliktir (Oyovwi ve Eshenake, 2013).

Finansal piyasaların sağlıklı işlemesi durumunda gerçekleştirdikleri işlevler, ülkelerin ekonomik büyüme kalkınmasına önemli katkıda bulunabilmektedirler. Bu alanda yapılan çalışmalar incelendiğinde, rekabetçi ve etkin şekilde işlevlerini yerine getiren finansal piyasalar büyüme ve kalkınma üzerinde pozitif bir etkiye sahip olmaktadır. Rekabetçi ve etkin piyasa yaklaşımı üzerine kurulan modeller, finansal açıklığın sermaye tahsisinin etkinliğini artırarak ekonomik büyümeyi artıracaklarını ifade etmektedir. Diğer yandan piyasa aksaklıkları, finansal serbestleşme ile refah kaybına neden olabilmektedir. Piyasa

Note: This paper has been prepared for publication in Finans Politik & Ekonomik Yorumlar. The proper citation for this work would be: YILDIRIM, Durmuş Çağrı ve ÇEVİK, Emrah İsmail, Finansal Dışa Açıklık İle Ekonomik Büyüme İlişkisi: Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları, Finans Politik & Ekonomik Yorumlar 2017 Cilt: 54 Sayı: 625, 41-52.

aksaklıkları için eksik ya da asimetrik bilgi ve ahlaki riziko (moral hazard) örnek olarak gösterilebilir (Stiglitz 2000). Diğer yandan politik faktörler de piyasa aksaklıklarına neden olabilmektedir (Bhagwati 1998).

Finansal gelişmişlik seviyesi ve ekonomik büyümeyi ele alan ilk çalışmalar, finansal piyasaların ve kurumların ekonomik büyüme üzerinde etkili olduğu vurgulanmaktadır (Gurley ve Shaw, 1955, 1967; Gerschenkron, 1962; Goldsmith, 1969). Gurley ve Shaw, finansal sektör ile ekonomik gelişme arasındaki ilişkiye ilk defa dikkat çekmesine rağmen, finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasında bir nedensellik ilişkisinin olup olmadığına veya varsa bu nedensellik ilişkisinin yönünün ne olacağına ilişkin herhangi bir yorum yapmamaktadır. Patrick (1966), finansal sektör ile ekonomik gelişme arasındaki ilişkiyi ilk defa kavramlaştırarak ele almış ve finansal sektör ile ekonomik gelişme arasındaki nedenselliğin iki farklı şekilde olabileceğini ifade etmiştir. Buna göre; ‘talep izleyici (demand-following)’ ve ‘arz öncüllü (supply-leading)’ kavramlarını kullanarak açıklamıştır. ‘Talep izleyici’ durumda, reel sektördeki gelişmelerin sonucunda oluşan talebi karşılamak için finansal sektörün gelişmesini ifade etmekte, ‘arz öncüllü’ durumda ise, finansal sektörün kurumsal olarak gelişmesinin ekonomik büyümeyi uyaracağı şeklinde açıklamaktadır. Bekaert, Harvey ve Lundblad (2005) finansal açıklık ve büyüme arasında kuvvetli bir ilişkinin varlığından söz etmektedirler. Finansal açıklık ve ekonomik büyüme arasında yapılan ampirik analizlerde, nedensellik ilişkisinin tek yönlü olduğunu ifade eden çalışmaların yanı sıra iki yönlü ilişkilerin var olduğunu ifade eden çalışmaların da mevcut olduğu görülmektedir. Örneğin, Bekaert, Harvey ve Lundblad (2005) ile Quinn ve Toyoda (2008) güçlü bir büyüme etkisinden bahsetmektedirler. Ancak Rodrik (1998) ve Edison vd. (2002) zayıf bir etkinin söz konusu olduğunu ifade etmişlerdir. Prasad, Rogoff, Wei ve Köse (2009) ise etkinin karışık (mixed) olduğunu vurgulamışlardır.

Literatürde finansal dışı açıklık, finansal gelişmişlik ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkileri inceleyen çok sayıda çalışma mevcuttur. Örneğin, Kar ve Pentecost (2000), çalışmalarında finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi VECM modeli ile 1963-1995 döneminde Türkiye ekonomisi için incelemektedirler. Finansal gelişmişlik için altı ayrı gösterge (M2Y/Gayri Safi Milli Gelir (GSMH), Banka Mevduatları/ GSMH, Özel Sektör Krediler/GSMH, Özel Sektör Krediler/Toplam Yerel Krediler, Toplam Yerel Krediler/GSMH) kullanmışlardır. Çalışmalarını sonucunda seriler arasındaki ilişkinin finansal gelişmişlik için tercih edilen değişkene göre değiştiğini ifade etmektedirler. M2Y/GSMH serisinin finansal gelişmişlik göstergesi olarak kullanıldığında finansal gelişmişlikten büyümeye doğru bir nedensellik söz konusuysen Banka Mevduatları/ GSMH, Özel Sektör Krediler/GSMH ve Yurtiçi Kredi Oranı/Toplam Yerel Krediler, Toplam Yerel Krediler/GSMH serileri için büyüme finansal gelişmenin nedenidir. Sonuç olarak Türkiye ekonomisi için büyümenin finansal sektör gelişmişliğinin nedeni olduğunu ifade etmektedirler.

Gökdeniz vd. (2003), 1989-2002 dönemi için Türkiye ekonomisinde finansal açıklık ve büyüme ilişkisini regresyon analizi ile incelemişlerdir. Çalışmanın sonucunda para ve sermaye piyasalarının alt gruplarına yönelik (M2, Özel Bankalardaki Varlık Artışı, Hisse Senedi Piyasa Değeri/Gayrisafi Yurtiçi Hasıla (GSYİH), Özel Sektör Tahvil Payı) analizlerde finansal açıklığın büyüme üzerinde herhangi bir etkisinin olduğuna ilişkin kanıtlara rastlamamışlardır. Atamtürk (2004), 1975-2003 döneminde Türkiye ekonomisinde Granger Nedensellik testi ile finansal göstergeler ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkileri araştırmış ve tek yönlü bir nedenselliğin var olduğuna ilişkin kanıtlara ulaşmışlardır.

Onur (2005) Türkiye 1980-2002 döneminde Türkiye ekonomisi için Granger Nedensellik ile finansal göstergeler (M2, İthalat-İhracat Toplamı, Sermaye Hareketleri Toplamı ve Kamu Harcamaları) büyüme ile ilişkisini araştırmıştır. Çalışmanın sonucunda finansal açıklığın büyüme üzerinde pozitif bir etkisinin mevcut olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ünal (2009), 1995-2008 döneminde Reel GSYİH, Hisse Senetlerinin Piyasa Değeri, Hisse Senedi İmalat Sanayi Piyasa Değeri, Özel Sektör Banka Kredileri, İmalat Sanayi Kredileri verileri arasındaki ilişkileri VECM modeli ile analiz etmişlerdir. Coşkun, Temizel ve Taylan (2009), çalışmaların 1998-2008 döneminde Bankacılık Hisse Senedi Endeksi Getirileri ile GSYİH arasındaki ilişkiyi Johansen Eşbütünleşme Analizi ve Granger Nedensellik testi yardımı ile araştırmışlar ve sonuç olarak uzun dönemde çift yönlü, kısa dönemde ise büyümeden bankacılık sektörüne doğru tek yönlü pozitif bir ilişkinin varlığına rastlamışlardır. Yücel (2009), 1997-2007 yılları arasında VAR analizi yaklaşımı ile finansal göstergeler (Hisse Senedi Yatımları/İMKB Endeksi, İMKB

İşlem Hacmi/GSYİH, İMKB İşlem Hacmi/İMKB Endeksi, İMKB Endeksi/GSYİH) ve nominal hasıla arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Finansal göstergelerdeki gelişmelerin büyüme üzerinde pozitif etkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Türkiye ekonomisinin 1980 yılından itibaren ihracata dayalı büyüme stratejisini takip ettiği özellikle 1989 yılında sermaye hareketlerine serbesti sağlanmıştır. Bu bağlamda çalışmamızın konusu Türkiye ekonomisinde finansal dışa açıklık ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkinin gücünün ve yönünün ortaya konmasıdır. Çalışma beş bölüme ayrılmıştır. Giriş bölümünün ardından ikinci bölümde finansal dışa açıklık kavramı üzerinde durulmuş ve üçüncü bölümde kullanılan ekonometrik analizler tanıtılmıştır. Dördüncü bölümde ekonometrik analiz sonuçları değerlendirilmiş ve sonuç bölümünde politika önerilerinde bulunulmuştur.

2. Finansal Dışa Açıklık

Finansal dışa açıklık kavramı finansal gelişmişlik kavramından farklılaşmaktadır. Bir finansal sistem gelişirken ve daha sofistike bir yapıya sahip olduğunda finansal piyasa yabancı yatırımlara açık hale gelmekte ve diğer finansal piyasalar ile daha yakın bir ilişki içerisine girmektedir. Finansal dışa açıklık, finansal kalkınma üzerinde hem pozitif hem de negatif olmak üzere önemli etkiye sahiptir. Yabancı kurumsal yatırımcıların diğer bono piyasalarından fayda sağlamaları pozitif etki olarak gösterilirken, oynaklığı yüksek kısa dönemli sermaye hareketlerinin tersine dönerek finansal sistemi istikrarsız hale getirmesi negatif etki olarak dikkate alınmaktadır (Estrada, Park ve Ramayandi, 2015).

Doğrudan yabancı yatırımlar, yönetsel beceri, uzmanlık, gelişmiş teknoloji aktarımı ile reel üretimi artırarak ve yabancı firmaların girişi ile ulusal piyasaları daha rekabetçi hale getirerek büyüme üzerinde pozitif bir etkiye sahip olmaktadır. Kısa vadeli sermaye hareketleri ise yurtiçi üreticilerin yabancı tasarruflara erişimine katkı yaparak büyümeye katkı yapabilmektedir. Ancak sağlıklı ve etkin bir finansal sistemin yokluğu durumunda yabancı sermaye girişi, ekonomiyi felç eden finansal krizlere yol açarak kaynak tahsisinde bozulmalara neden olacaktır. Özellikle varlığa dayalı menkul kıymetler, yapılandırılmış yatırım araçları ve teminatlı borç senetleri gibi kompleks ve sofistike finansal araçlar krizlere neden olabilmektedirler. (Estrada, Park ve Ramayandi, 2015).

Finansal yatırımların anlatılan olumsuzluklarını yanı sıra neo-klasik modelin önerdiği gibi sermaye piyasalarının liberalizasyonunun sermaye maliyetlerini düşürmesi ve böylece yatırımları canlandırarak kalıcı büyümeye yol açması beklenmektedir (Bekaert, Harvey, ve Lundblad, 2005). Finansal açıklık ayrıca faktör verimliliğini direkt olarak da etkileyebilmektedir (Rajan ve Zingales, 2003).

Gourinchas ve Jeanne (2006), uluslararası yatırımların verimlilik etkisinin finansal açıklığın gelişmekte olan ülkelerin kalkınma açığını azaltarak, yatırımlar dolayısıyla ortaya çıkan büyüme etkisinden daha önemli olduğunu ifade etmektedirler.

Finansal açıklık için kullanılan göstergeler yasal, fiili ve karışık göstergeler olarak sayılabilir. Yasal göstergeler için IMF tarafından yayınlanan Döviz Kuru Ayarlamaları ve Döviz Kısıtlamaları Yıllık Raporları kullanılmaktadır. Bu veriler genel olarak çift taraflı sermaye kontrolleri ve finansal açıklık için kullanılabilir (Alesina, Grilli, ve Milesi-Ferretti 1994; Edison vd. 2004).

Finansal açıklığın (sermaye kontrollerinin) ölçümü için kullanılan geleneksel göstergeler, sermaye kontrollerinin yoğunluğu hakkında hatalı ölçümler verebilmektedir. Bu göstergelerden en önde gelen, IMF'in kategorik listesine dayanan çift taraflı verilerdir. Bu göstergeler genel olarak yasal, fiili ve karışık ölçümler olarak kategorize edilebilir. İkinci olarak IMF tabanlı verilerin toplulaştırılmış şekilde sunulması, sermaye kontrollerinin tam olarak ölçülmesine izin vermemektedir. Sermaye kontrolleri gelen ve giden sermaye için ve hedeflenen finansal işlem için değişmektedir. Özel sektör yasal sınırlamaları aşabildikleri için araştırmacılar genellikle sermaye hareketleri üzerindeki fiili sınırlamaları, finansal entegrasyonu açıklarken kullanmaktadırlar (Chinn ve Ito, 2007).

3. Ekonometrik Model

3.1. Birim Kök Testleri

Hatemi-J (2012) tarafından önerilen asimetrik nedensellik testi Toda-Yamamoto nedensellik testi prensibine dayanmakta ve bu nedenle nedensellik analizini gerçekleştirmeden önce serilerin bütünleşme derecelerinin belirlenmesi gerekmektedir. Çalışmamızda değişkenlerin bütünleşme dereceleri belirlenirken genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testlerinin yanında, serilerde yapısal kırılmalara bağlı olarak birim kökün varlığını araştıran Zivot ve Andrews (1992) birim kök testi uygulanmıştır. Perron (1989) serilerde yapısal kırılmaların varlığı durumunda geleneksel birim kök testlerinin sıfır hipotezi reddetmede oldukça düşük bir güce sahip olduğunu belirlemiş ve bu sorunun üstesinden gelebilmek için önceden bilinen kırılma tarihlerine göre birim kök testi modellerine kukla değişken eklemiştir. Bununla birlikte Perron (1989) tarafından önerilen test yöntemi serilerdeki yapısal kırılmaların dışsal olduğu (diğer bir ifadeyle önceden bilindiği) varsayımına dayanmaktadır. Zivot ve Andrews (1992) Perron'un test istatistiğini serilerde kırılma noktalarının önceden bilinmediği ya da dışsal olarak ele alındığı durum için geliştirmiş ve alternatif bir test yöntemi önermiştir. Zivot-Andrews birim kök testinde örneklem dönemi içindeki her yıl olası kırılma noktası olarak ele alınmakta ve yapısal kırılmaların varlığı altında birim kökün varlığı aşağıdaki modeller ile araştırılmaktadır:

$$\text{Model A: } \Delta y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (1)$$

$$\text{Model C: } \Delta y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \beta t + \gamma DT_t(\lambda) + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + e_t \quad (2)$$

burada y_t birim kökün varlığının araştırıldığı değişkeni, DU_t ve DT_t olası kırılma dönemine bağlı olarak (TB) serinin ortalaması ve trendindeki değişimi modelleyen kukla değişkeni göstermekte ve aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$DU_t = \begin{cases} 1 & \text{eğer } t > TB \\ 0 & \text{diğer} \end{cases} \quad DT_t = \begin{cases} t - TB & \text{eğer } t > TB \\ 0 & \text{diğer} \end{cases}$$

Denklem (1) ve Denklem (2)'de birim kökün varlığına işaret eden sıfır hipotezin ($\alpha = 0$) reddedilmesi serinin yapısal kırılma ile durağan olduğu anlamına gelecektir. Örneklem dönemi içindeki her yıl olası kırılma noktası olarak ele alınmakta ve kırılma tarihi t istatistiğini minimum yapan dönem olarak belirlenmektedir.

3.2. Asimetrik Nedensellik Testi

Çalışmamızda finansal açıklık ile GSYİH arasındaki nedensellik ilişkisi simetrik ve simetrik olmayan test yöntemleri ile araştırılmıştır. Bu amaçla değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi ilk olarak Toda-Yamamoto nedensellik analizine tabi tutulmuş ve değişkenler arasındaki simetrik nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Toda-Yamamoto nedensellik testi üç aşamada gerçekleştirilmektedir. İlk aşamada, birim kök test sonuçlarına göre değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesi (d_{max}) belirlenir. İkinci aşamada, VAR modeli için en uygun gecikme sayısı (r) model seçim kriterlerine göre belirlenir ve VAR model gecikme uzunluğu ($r+d_{max}$) olacak şekilde tahmin edilir. Son aşamada r sayıda gecikme için standart Wald kısıtlama testi uygulanarak nedensellik ilişkisinin varlığı test edilir.

Bununla birlikte, literatürde yer alan çalışmalar değişkenler arasındaki dinamik ilişkisinin ekonominin genişleme ve daralma dönemlerine göre değişkenlik gösterebileceğini ve geleneksel nedensellik testlerinin bu ilişkileri yakalamada başarısız olabileceğini belirtmiştir. Bu nedenle çalışmada

Hatemi-J (2012) tarafından önerilen ve değişkenler arasındaki aşağı ve yukarı yönlü nedensellik ilişkisini araştırmaya olanak sağlayan asimetrik nedensellik testi de dikkate alınmıştır. Bu bağlamda asimetrik nedensellik testi negatif ve pozitif şokların farklı nedensellik etkisini tespit etmemize olanak sağlamaktadır. y_{1t} ve y_{2t} iki bütünleşik değişken arasındaki asimetrik nedensellik ilişkisini tanımlayabilmemiz için, öncelikle pozitif ve negatif şokları ayırt edebilmek adına zaman serileri rassal yürüyüş modeli olarak aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{10} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} \quad (3)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{20} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} \quad (4)$$

burada $t = 1, 2, \dots, T$, sabit terim olan y_{10} ve y_{20} başlangıç değerlerini ve ε_{1i} ve ε_{2i} beyaz gürültülü hata terimlerini göstermektedir. Pozitif ve negatif şoklar sırasıyla aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0), \quad \varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0), \quad \varepsilon_{1i}^- = \min(\varepsilon_{1i}, 0) \quad \text{ve} \quad \varepsilon_{2i}^- = \min(\varepsilon_{2i}, 0).$$

Hata terimleri pozitif ve negatif şokların toplamı şeklinde şu şekilde tanımlanabilir $\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^+ + \varepsilon_{1i}^-$ ve $\varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^+ + \varepsilon_{2i}^-$. Bu tanıma bağlı olarak, y_{1t} ve y_{2t} değişkenleri aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{10} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (5)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{20} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (6)$$

Son olarak, her bir değişken için pozitif ve negatif şok serisi kümülatif formda şu şekilde gösterilebilir: $y_{1t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+$, $y_{1t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^-$, $y_{2t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+$, and $y_{2t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^-$. Burada dikkate edilmesi gereken nokta her bir pozitif ve negatif şokların değişken üzerinde kalıcı etkiye sahip olduğu varsayılmaktadır. Asimetrik nedensellik testinin bir sonraki aşaması pozitif ve negatif şok olarak tanımlanan değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini test etmektedir. Burada test yöntemi sadece pozitif kümülatif şoklar için oluşturulmuş veri vektörü için tanımlanacak fakat test yöntemi negatif şoklar için oluşturulmuş veri vektörü $y_t^- = (y_1^-, y_2^-)$ için aynı olacaktır. Buna istinaden pozitif şoklar için $y_t^+ = (y_1^+, y_2^+)$, test yöntemi aşağıdaki VAR modelin tahminine dayanmaktadır:

$$y_t^+ = v + A_1 y_{t-1}^+ + \dots + A_p y_{t-p}^+ + u_t^+ \quad (7)$$

burada y_t^+ 2 x 1 boyutlu değişkenler vektörünü, v 2 x 1 boyutlu sabit terim vektörünü ve u_t^+ 2 x 1 boyutlu hata terimi vektörünü göstermektedir. A_r matrisi ise 2 x 2 boyutlu ve gecikme sayısı r ($r = 1, \dots, p$) için parametre matrisidir.

VAR modellere dayanan nedensellik testlerinde en uygun gecikme sayısının belirlenmesi test yönteminin en önemli aşamalarından biridir çünkü literatürde yer alan çalışmalar test sonuçlarının gecikme sayısına göre farklılaştığını göstermektedir. Hacker ve Hatemi-J (2008) farklı model seçim kriterlerine göre (Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterleri) VAR modelin performansını büyük ve küçük örnek hacimleri ile durağan ve durağan olmayan VAR (hata terimlerinin ARCH etkisine sahip olup olmamasına bağlı olarak) modeller için Monte Carlo simülasyon çalışmaları ile araştırmışlardır.

Analiz sonuçlarına göre farklı özelliklere sahip VAR modelleri için Schwarz bilgi kriterinin en uygun gecikme sayısının belirlenmesinde daha iyi sonuç verdiği belirlenmiştir. Özellikle Schwarz bilgi kriterinin büyük örneklerde serilerdeki ARCH etkisine daha az duyarlı olduğu sonucuna varılmış ve buna bağlı olarak finansal veriler için söz konusu bilgi kriterinin daha uygun olabileceği belirtilmiştir. Hatemi-J ve Hacker (2009) olabilirlik oranı (likelihood ratio-LR) testinin VAR modellerde en uygun gecikme sayısının belirlenmesinde ne derecede bir başarılı bir performansa sahip olduğu Schwarz ve HQ kriterlerine göre araştırılmış ve Schwarz ve HQ kriterleri ile birleştirilmiş LR testinin optimal gecikme sayısının belirlenmesinde oldukça başarılı sonuç verdiği vurgulanmıştır. Hatemi-J (2003) VAR modelde gecikme sayısının belirlenmesi için alternatif bir model seçim kriteri önermiştir. Monte Carlo simülasyon çalışmaları doğrultusunda önerdiği model seçim kriterinin durağan ve durağan olmayan VAR modeller için oldukça iyi sonuç verdiğini belirtmiştir. HJC olarak adlandırılan model seçim kriteri aşağıdaki gibi gösterilmiştir:

$$HJC = \ln(\det \hat{\Omega}_j) + j \left(\frac{n^2 \ln T + 2n^2 \ln(\ln T)}{2T} \right) \quad j = 0, \dots, K$$

Denklemden $\hat{\Omega}_j$ varyans-kovaryans matrisinin en yüksek olabilirlik tahmincisi, n değişken sayısı ve j gecikme sayısını göstermektedir. Çalışmada Hatemi-J (2003) tarafından önerilen model seçim kriteri dikkate alınarak en uygun gecikme sayısı belirlenmiştir. Asimetrik nedensellik testinde sıfır hipotez olan “değişkenler arasında nedensellik ilişkisi yoktur” hipotezi otoregresif katsayılar Wald kısıtlama testi yapılarak araştırılmaktadır. Simetrik nedensellik testinde Wald test istatistiği kısıt sayısı serbestlik derecesi olacak şekilde χ^2 dağılımı göstermektedir. Bununla birlikte VAR modelin hata terimleri beyaz gürültü özelliğine sahip olmadığında test istatistiği asimptotik dağılım göstermemektedir. Bu nedenle çalışmada kritik değerler belirlenirken 10000 tekrarlı bootstrap simülasyon yöntemi kullanılmıştır.

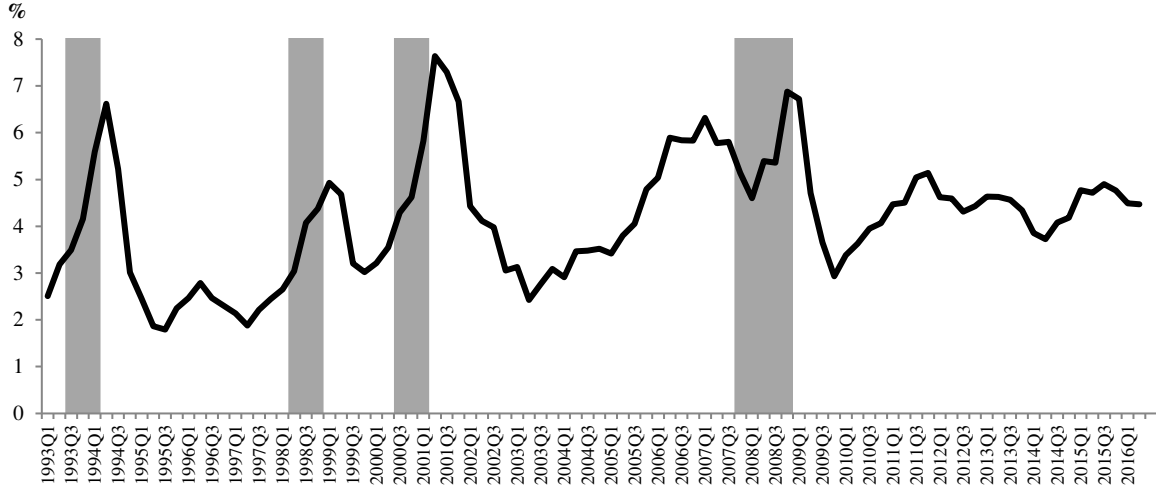
4. Çalışmanın Kapsamı ve Analiz Sonuçları

Çalışmada finansal serbestleşme ile GSYİH arasındaki nedensellik ilişkisi 1993Q1 ile 2016Q2 yılları arasında incelenmiştir. Finansal dışa açıklık değişkeni ise Aizenman (2004) tarafından yapılan tanıma göre [(Net Uluslararası Sermaye Girişi + Net Uluslararası Sermaye Çıkışı) / GSYİH] şeklinde tanımlanmıştır. GSYİH değişkeni 1998 bazlı reel değerler olarak ölçülmüştür. Finansal açıklık ve GSYİH rakamları TCMB elektronik veri dağıtım sisteminden alınmış ve mevsimsel etkiler Tramo-Seats yöntemiyle serilerden arındırılmıştır¹.

Finansal açıklık değişkeninin ele alınan dönem içindeki seyri Şekil 1’de gösterilmiştir. Şekil 1’de ayrıca Harding ve Pagan yöntemine göre hesaplanan resesyon dönemleri gri olarak çizilmiştir. Net uluslararası sermaye giriş ve çıkışlarının toplamının GSYİH’ye oranı örneklem döneminde %2 ile %8 arasında değişmektedir. Diğer bir ifadeyle söz konusu dönemde Türkiye ekonomisinde finansal açıklık oranının minimum %2 maksimum %8 oranında olduğu görülmektedir. Ayrıca resesyon dönemlerinde finansal açıklığın önemli derecede arttığı ve resesyon dönemlerinin ardından da önemli bir şekilde azaldığı görülmektedir.

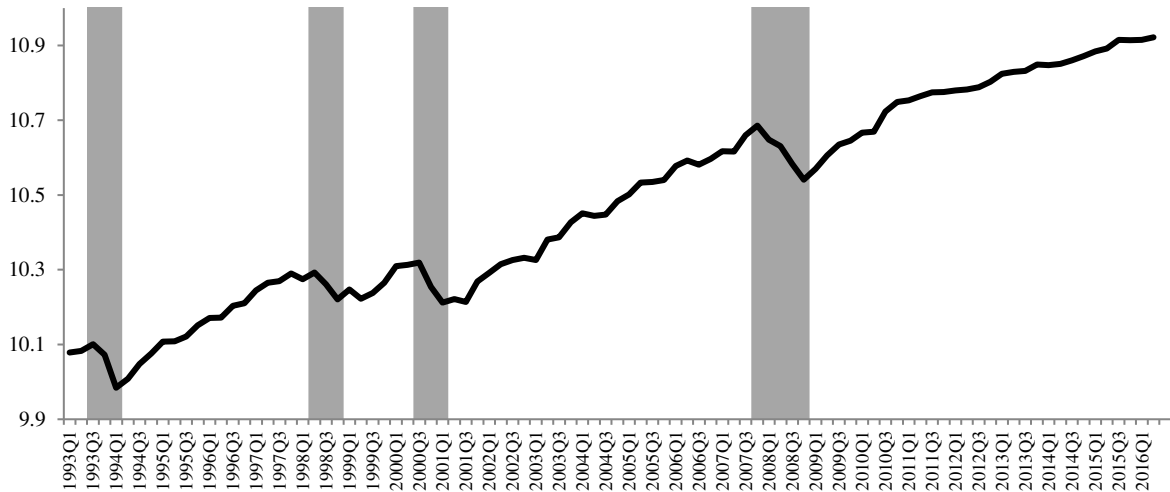
¹ Uluslararası sermaye giriş ve çıkışları aylık frekansta ölçülmekte ve aylar bazında çok fazla değişkenlik göstermektedir. Bu nedenle serideki trendi belirgin hale getirmek için 12 aylık hareketli ortalaması alınmış ve analizlerde bu şekilde kullanılmıştır.

Şekil 1: Finansal Açıklık Oranı



Şekil 2’de ise reel GSYİH’nin logaritmik değerleri yer almaktadır. Söz konusu dönemde GSYİH’nin 1994, 1998, 2001 ve 2009 yıllarında düştüğü ve bu dönemlerin resesyon dönemleri olduğu belirlenmiştir. Söz konusu dönemlerin Türkiye ekonomisinde yaşanan kriz dönemlerine denk gelmesinden dolayı bu sonuç beklentileri karşılar niteliktedir. 2010 yılından itibaren Türkiye ekonomisinin büyüme trendi gösterdiği dikkatlerden kaçmamaktadır.

Şekil 2: Reel GSYİH



İlk olarak değişkenlerin bütünleşme dereceleri birim kök testleri ile araştırılmış ve sonuçlar Tablo 1’de gösterilmiştir. Tablo 1’de yer alan ADF ve PP birim kök testi sonuçlarına göre, finansal açıklık ve GSYİH serileri için düzey değerlerde sıfır hipotez reddedilememiştir. Bununla birlikte serilerin birinci

farkı alındığında birim kökün varlığına işaret eden sıfır hipotez %1 önem düzeyinde reddedilmektedir. Bu sonuçlara göre, gerek finansal açıklık gerekse GSYİH serileri düzey değerlerde durağan değildir ve farkı alınca durağan hale dönüşmektedir. Bu nedenle serilerin bütünleşme dereceleri bire eşittir.

Tablo 1: Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzy		Birinci Farklar	
	ADF	PP	ADF	PP
Finansal Açık	-2.660	-3.266	-5.662***	-6.153***
GSYİH	-2.893	-3.018	-7.116***	-7.589***

Not: Optimal gecikme sayısı Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. *** ve ** işaretleri sırasıyla %1 ve %5 önem düzeylerinde durağanlığı göstermektedir.

Ampirik çalışmalarda örneklem dönemi uzadıkça serilerde yapısal kırılma olma olasılığı artmakta ve yapısal kırılmaların varlığı ise geleneksel birim kök testlerinde sıfır hipotezi reddetme gücünü azaltmaktadır. Bu nedenle çalışmada ADF ve PP birim kök testlerinin yanında yapısal kırılma ile birlikte durağanlık testi yapmamıza olanak sağlayan Zivot-Andrews birim kök testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 2’de gösterilmiştir. Tablo 2’deki Model A ve Model C sonuçlarına göre her iki değişken için sıfır hipotez reddedilmemiş ve serilerin bütünleşme derecesinin bir olduğu belirlenmiştir.

Tablo 2: Zivot-Andrews Yapısal kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Test İstatistiği		Kırılma Dönemleri	
	Model A	Model C	Model A	Model C
Finansal Açık	-3.711	-3.643	2009Q2	2009Q2
GSYİH	-4.072	-4.016	2000Q02	2000Q2

Not: Model A için %10, %5 ve %1 önem düzeylerindeki kritik değerler sırasıyla -4.58, -4.80 ve -5.43 şeklindedir. Model C için %10, %5 ve %1 önem düzeylerindeki kritik değerler sırasıyla -4.820, -5.08 ve -5.57 şeklindedir.

Serilerin bütünleşme derecesi belirlendikten sonra, Toda-Yamamoto nedensellik testi yapılmış ve sonuçlar Tablo 3’te gösterilmiştir. VAR model tahmin edilirken en uygun gecikme sayısı HJC kriterine göre iki olarak belirlenmiş ve VAR model üç gecikmeli ($r+d_{max}$) olacak şekilde tahmin edilmiştir. Daha sonrasında ilk iki gecikme için sıfır kısıdı konularak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi belirlenmiştir. VAR modelin hata terimleri normal dağılmadığı ve değişen varyans özelliği gösterdiği için nedensellik testinde kritik değerler 10000 tekrarlı simülasyon ile elde edilmiştir. Tablo 3’teki sonuçlara göre, finansal açıklıktan GSYİH’ye yönelik nedensellik ilişkisi yoktur sıfır hipotezi reddedilemezken, GSYİH’nin finansal açıklığın Granger nedeni olmadığını belirten sıfır hipotez %1 önem düzeyinde reddedilmiştir. Bu sonuçlara göre, finansal açıklık ile GSYİH arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisi mevcuttur ve nedenselliğin yönü ekonomik büyümeden finansal açıklığa şeklindedir.

Tablo 3: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

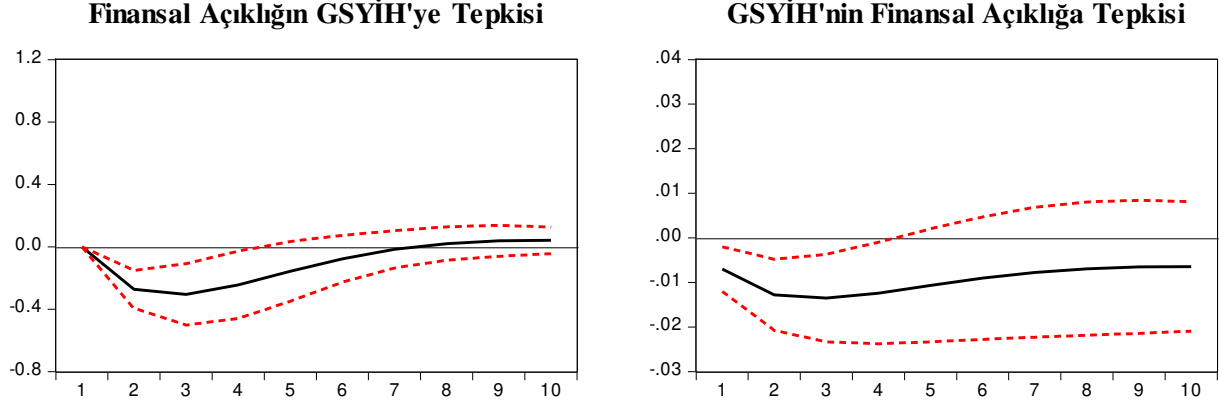
Nedenselliğin Yönü	Test İstatistiği	Gecikme Sayısı	Kritik Değer (%1)	Kritik Değer (%5)
Finansal Açık → GSYİH	2.615	2	9.671	6.328
GSYİH → Finansal Açık	23.942***	2	10.193	6.130

Not: *** işareti %1 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı nedensellik ilişkisini göstermektedir.

GSYİH’deki artış ya da azalışların finansal açıklık üzerindeki etkisini ortaya koyabilmek adına etki tepki analizleri yapılmış ve sonuçlar Şekil 3’te gösterilmiştir. Buna göre, GSYİH’ye bir standart sapmalı şok uygulandığında (diğer bir ifadeyle GSYİH’de beklenmedik bir artış olduğunda) finansal açıklığın tepkisi negatif olmakta ve bu tepki yaklaşık bir yıl (dört çeyrek dönem) boyunca istatistiksel

olarak anlamlılığını korumaktadır. Şokun etkisi özellikle iki yıldan sonra tamamen sönmektedir. GSYİH'nin finansal açıklıkta meydana gelebilecek şoklara tepkisi ise negatif ve bir yıl boyunca istatistiksel olarak anlamlıdır.

Şekil 3: Etki Tepki Analizi Sonuçları



Not: Kesikli çizgiler 2 standart sapmalı güven aralıklarıdır.

Simetrik nedensellik testi sonuçlarına göre, büyümeden GSYİH'ye yönelik nedensellik ilişkisi bulunmuş olup, değişkenler arasındaki dinamik ilişkinin pozitif ve negatif şoklara göre farklılık arz edip etmediği asimetrik nedensellik testi ile ayrıca incelenmiş ve sonuçlar Tablo 4'te gösterilmiştir. Tablo 4'teki sonuçlara göre aynı yönlü şoklar açısından değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisi olmadığı görülmektedir. Diğer bir ifadeyle finansal açıklık değişkeni için pozitif (negatif) şokların GSYİH'deki pozitif (negatif) şokların Granger nedeni olduğu belirten sıfır hipotez reddedilememiştir. Benzer sonuç tam tersi ilişki için de geçerlidir. Bununla birlikte, %1 önem düzeyinde GSYİH'deki negatif şokların finansal açıklıktaki pozitif şokların Granger nedeni olduğu belirlenmiştir. Benzer şekilde GSYİH'deki pozitif şoklar finansal açıklık oranındaki negatif şokların Granger nedeni olarak bulunmuştur. Bu sonuçlar; GSYİH'deki negatif değişimlerin (ekonomik büyümedeki azalışın) finansal açıklık oranını arttırdığını, GSYİH'deki pozitif değişimlerin (ekonomik büyümedeki artışın) ise finansal açıklık oranında azalışa neden olduğunu göstermektedir. Bu sonuç teorik beklentiler ile uyumludur ve bu durum iki farklı şekilde açıklanabilir. İlk olarak ekonominin daralma dönemleri genellikle kriz dönemlerine denk gelmekte ve kriz dönemlerinde ülkeden yüksek miktarda sermaye çıkışı olabilmektedir. İkinci olarak ise Türkiye gibi tasarruf oranları düşük olan ülkelerde ekonomi resesyondayken daha fazla dış kaynağa ihtiyaç duyulmakta ve bu da uluslararası sermaye girişlerinin artmasına neden olmaktadır. Diğer taraftan ekonomide işler yolunda iken ya da ekonomi büyüme performansı gösterirken uluslararası sermaye giriş ve çıkışları azalmakta ve bu dönemlerde finansal dışa açıklık oranı düşmektedir.

Tablo 4: Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi

Nedenselliğin Yönü	Test İstatistiği	Gecikme Sayısı	Kritik Değer (%1)	Kritik Değer (%5)
Finansal Açık $^+ \rightarrow$ GSYİH $^+$	1.496	1	7.050	3.970
GSYİH $^+ \rightarrow$ Finansal Açık $^+$	1.628	1	7.028	3.879
Finansal Açık $^- \rightarrow$ GSYİH $^-$	0.409	2	10.148	6.469
GSYİH $^- \rightarrow$ Finansal Açık $^-$	5.040	2	12.208	6.769
Finansal Açık $^+ \rightarrow$ GSYİH $^-$	3.667	2	10.437	6.607
GSYİH $^- \rightarrow$ Finansal Açık $^+$	32.365***	2	10.994	6.462
Finansal Açık $^- \rightarrow$ GSYİH $^+$	3.158	1	7.227	3.901

GSYİH ⁺ → Finansal Açık ⁻	11.510***	2	10.090	6.309
---	-----------	---	--------	-------

Not: *** işareti %1 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı nedensellik ilişkisini göstermektedir. + işareti pozitif şokları, - işareti negatif şokları göstermektedir.

5. Sonuç

Birçok gelişmekte olan ülke 1980’li yılların başından itibaren faiz oranları üzerindeki kısıtlamaları kaldırarak ve sermaye piyasalarını regüle ederek finansal serbestleşme politikasını benimsemiş ve 1990’lı yılların sonuna gelindiğinde finansal serbestleşme süreci önemli ölçüde tamamlanarak sermaye piyasaları üzerindeki kısıtlamalar büyük oranda kaldırılmıştır. Finansal serbestleşme politikasının benimsenmesinin altında yatan temel neden, ülkeye gelen yabancı yatırım hacmini arttırarak fazla derinliğe sahip olmayan finansal piyasaları daha derin hale getirmektir. Finansal piyasaların daha derin hale gelmesi, kredi kullanım mekanizmasının etkinliğini arttırarak düşük risk düzeyine sahip ve yüksek getiri sağlayan projelerin finansmanına daha fazla olanak sağlaması beklenmekte ve buna bağlı olarak kişi başına düşen milli gelir seviyesi artması öngörülmektedir. Literatürde yer alan çalışmalar, finansal serbestleşme politikalarının ekonomi üzerindeki etkisini ikiye ayırmaktadır. İlk görüş McKinnon (1973) ve Shaw’ın (1973) yaptığı çalışmalar neticesinde ortaya çıkmış ve bu görüşe göre finansal serbestleşme politikaları ekonomik büyümeye pozitif yönde katkı sağlamaktadır. Diğer bir görüşe göre ise, yeterli finansal derinliğe sahip olmayan gelişmekte olan ülkelerde kontrolsüz finansal serbestleşme politikaları ekonomiyi kırılgan hale getirerek kriz yaşanmasına neden olmaktadır.

Bu çalışmada finansal dışa açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki simetrik ve asimetrik nedensellik testleri ile incelenmiştir. Gerek simetrik gerekse asimetrik nedensellik test sonuçları ekonomik büyümeden finansal dışa açıklığa yönelik nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Etki tepki analizi sonucunda GSYİH’deki beklenmedik pozitif yönlü şokların finansal açıklık oranını azalttığı ve bu etkinin yaklaşık iki yıl sürdüğü bulunmuştur. Bu sonuç asimetrik nedensellik testi ile doğrulanmış ve GSYİH’deki pozitif şokların finansal dışa açıklıktaki negatif şokların Granger nedeni olduğu, diğer taraftan GSYİH’deki negatif şokların finansal dışa açıklıktaki pozitif şokların Granger nedeni olduğu belirlenmiştir. Bu sonuçlara göre, ekonominin daralma dönemleri genellikle kriz dönemlerine denk gelmekte ve kriz dönemlerinde ülkeden yüksek miktarda sermaye çıkışı olabilmekte ayrıca Türkiye gibi tasarruf oranları düşük olan ülkelerde ekonomi resesyondayken daha fazla dış kaynağa ihtiyaç duyulmakta ve bu da uluslararası sermaye girişlerinin artmasına neden olmaktadır.

Kaynakça

- AIZENMAN, J. (2004). Financial Opening and Development: Evidence and Policy Controversies. NBER Working Paper, 9906.
- ALESINA, A., V. Grilli, and G. M. Milesi-Ferretti. 1994. The Political Economy of Capital Controls. In L. Leiderman and A. Razin, eds. Capital Mobility: The Impact on Consumption, Investment, and Growth. New York: Cambridge University Press.
- ATAMTURK, B. (2004), “Türkiye’de Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyümenin Nedensellik Yonu Üzerine Bir İnceleme (1975-2003)”, İstanbul Üniversitesi Maliye Araştırma Konferansları, 46, 100-104.
- BEKAERT, G., Harvey, C. R., & Lundblad, C. (2005). Does financial liberalization spur growth?. *Journal of Financial Economics*, 77(1), 3–56.
- BHAGWATI, J. (1998). “The capital myth: the difference between trade in widgets and trade in dollars”. *Foreign Affairs*, 77:7.12.

- CHINN, M.D. & Ito, H. (2008). A New Measure of Financial Openness. [Journal Of Comparative Policy Analysis: Research And Practice](#), Vol. 10, Iss. 3.
- COŞKUN, M., Temizel, F., Taylan, A. S. (2009). Bankacılık sektörü hisse senedi getirileri ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki: Türkiye örneği. *Kocaeli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Yıl:5, Sayı:7, 1-18.
- EDISON, H. J., M. W. Klein, L. Ricci, and Sloek, T. (2004). Capital Account Liberalization and Economic Performance: Survey and Synthesis. *IMF Staff Papers*. 51 (2). pp. 22–56.
- EDISON, H., Levine, R., Ricci, L. A., & Slok, T. M. (2002). International financial integration and economic growth. *Journal of International Money and Finance*, 21(6), 749–776.
- FRATZSCHER, M. and Bussiere, M. (2004). Financial openness and growth: short-run gain, long-run pain. ECB working paper, No.348.
- GEMMA E., Park, Donghyun & Ramayandi, A. (2015). Financial Development, Financial Openness, And Economic Growth. Asian Development Bank, ADB Economics, Working Paper Series, No. 442.
- GERSCHENKRON, A. (1962). *Economic Backwardness in Historical Perspective*. Cambridge: Harvard University Pres.
- GOLDSMITH, R.W. (1969). *Financial Structure and Economic Development*. New Haven: Yale University Pres.
- GOURINCHAS, P., & Jeanne, O. (2006). The elusive gains from international financial integration. *Review of Economic Studies*, 73(3), 715–741.
- GÖKDENİZ, İ., M. Erdoğan ve K. Kalyuncu (2003). Finansal Piyasaların Ekonomik Büyümeye Etkisi ve Türkiye Örneği (1989-2002). *Gazi Üniversitesi Dergisi*, 1, 101-117.
- GURLEY, J. G. ve Shaw, E. S. (1955). Financial Aspects of Economic Development. *American Economic Review*, 45(4): 515-538. 64.
- GURLEY, J. G. ve Shaw, E. S. (1967). Financial Structure and Economic Development. *Economic Development and Cultural Change*, 15(3):257-268.
- HACKER, R.S. ve Hatemi-J, A. (2008) “Optimal Lag Length Choice in the Stable and Unstable VAR Models Under Situations of Homoscedasticity and Heteroscedasticity” *Journal of Applied Statistics*, 35(6):601-615.
- HATEMI-J. A. & R. S. Hacker. (2009). "Can the LR test be helpful in choosing the optimal lag order in the VAR model when information criteria suggest different lag orders?," *Applied Economics, Taylor and Francis Journals*, vol. 41(9), pages 1121-1125.
- HATEMI-J, A. (2003) “A New Method to Choose Optimal Lag Order in Stable and Unstable VAR Models” *Applied Economics Letters*, 10(3):135-137.
- HATEMI-J, A. (2012), “Asymmetric Causality Tests with an Application”, *Empirical Economics*, 43(1), pp. 447-456.
- HARDING, D. and A. Pagan (2002), “Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation”, *Journal of Monetary Economics*, 49 (2), 365-381.
- KAR, M. and E. Pentecost (2000), “The Direction of Causality Between Financial Development and Economic Growth in Turkey: Further Evidence”, *Economic Research Paper*, Department of Economics, Loughborough University, No: 00/27.
- KOSE, M. A., E. Prasad, K. Rogoff, and S.-J. Wei. (2009). Financial Globalization: A Reappraisal. *IMF Staff Papers*. 56 (1). pp. 8–62.
- MCKINNON, R. I. (1973) *Money and Capital in Development*. Washington D.C.: The Brookings Institution.

- ONUR, S. (2005), "Finansal Liberalizasyon ve GSMH Buyume Arasındaki İlişki", ZKU Sosyal Bilimler Dergisi, 1(1), 138.
- OYOVWI, O. Dickson & Eshenake, S. J. (2013). "Financial Openness and Economic Growth in Nigeria: A Vector Error Correction Approach", Vol. 7 (4), Serial No. 31, September, pp. 79-92.
- PERRON, P. (1989), The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57(2), 1361-1401.
- PRASAD, E., Rogoff, K., Wei, S., & Köse, M. (2009). Financial globalization: A reappraisal. *IMF Staff Papers*, 56, 8–62.
- QUINN, D., & Toyoda, A. M. (2008). Does capital account liberalization lead to economic growth? An empirical investigation. *Review of Financial Studies*, 21(3), 1403–1449.
- QUINN, D. P., M. Schindler, and A. M. Toyoda. 2011. Assessing Measures of Financial Openness and Integration. *IMF Economic Review*. 59 (3). pp. 488–522.
- RAJAN, R. G., & Zingales, L. (2003). The great reversals: The politics of financial development in the 20th century. *Journal of Financial Economics*, 69(1), 5–50.
- RODRİK, D. (1998). Who needs capital account convertibility?. *Princeton Essays in International Finance*, 207, 1–10.
- SHAW, S. E. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*. New York: Oxford University Press.
- STIGLITZ, J. E. (2000). "Capital market liberalization, economic growth, and instability". *World Development*, 28(6):1075.1086.
- ÜNAL, S. (2009). Finans piyasaları ve ekonomik büyüme. Bursa:Ekin Basım Yayın Dağıtım.
- YÜCEL, F. (2009). Temel Bileşenler Yöntemiyle Türk Sermaye Piyasası Gelişiminin Ekonomik Büyüme Üzerine Etkilerinin Bir Analizi. *SosyoEkonomi*, Sayı:1, 78-86.
- ZIVOT, E., D.W. Andrews, ve W. Donald (1992), "Further Evidence on the Great Crash, The Oil Price Shock and The Unit Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.