

# Türkiye’de Finansal Gelişme ve İktisadi Büyüme Arasındaki Nedenselliğin Ampirik Bir Analizi

Ömer Faruk ALTUNÇ  
Arş. Gör., Muğla Üniversitesi, İ.İ.B.F.  
İktisat Bölümü  
ofaltunc@mu.edu.tr

## I. Giriş

Finansal gelişme ile iktisadi büyüme arasındaki ilişki, çoğu gelişmiş ülkede finansal deregülasyonun iktisadi büyüme hızını arttırmış olmasından dolayı önem taşımaktadır. Aynı zamanda, gelişmekte olan ülkeler açısından büyüme hızının artması için finansal sektörün gelişiminin gerekli olup olmadığını göstermesi açısından da yönlendirici olmaktadır.

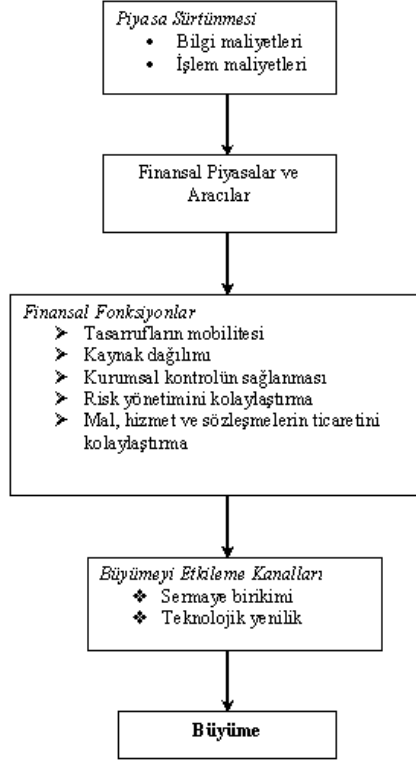
Finansal gelişme ve iktisadi büyüme arasındaki ilişki uzun yıllardan beri test edilmektedir. Literatürde finansal gelişmenin iktisadi büyümeyi harekete geçirdiği görüşü yaygındır ve yatay-kesit çalışmaların finansal gelişme düzeyinin iktisadi büyüme hızının gelecekteki değerleri ile sıkı bir ilişki içinde olduğu yönünde kanıtlar ortaya koymaktadır (McKinnon, 1973; Shaw, 1973; Levine ve Zervos, 1998). Bu konudaki diğer bir yaklaşım buna zıt bir nedensellikten hareketle, iktisadi kalkınmanın finansal hizmetlere olan talebi arttırarak finansal gelişmeye öncülük ettiğini savunmaktadır (Robinson, 1952). Girişimciliğin iktisadi büyümeye öncülük ettiğini savunan Robinson’un (1952) “talep- izleyici” görüşüne göre, finansal gelişme yüksek büyüme hızının bir sonucudur ve yüksek büyüme hızı finansal hizmetlere olan talebi daha yüksek oranda arttırmaktadır (Patrick, 1966). “Arz-öncü” görüşü savunanlar ise, büyüme sürecinde finansın ihtiyari ve pasif bir rol değil, aksine aktif bir rol oynadığını ve büyümeyi hızlandırdığını ifade etmektedirler. Finansal hizmetlerin ve kurumların arzı girişimcilerin üretken alanlara yatırım yapmalarına yol açacak ve sonuçta, finansal gelişmenin bir sonucu olarak büyüme hızı artacaktır (King ve Levine, 1992).

Finansal sistemin gelişiminin hangi kanallarla büyümeyi etkilediği, Levine (1997) tarafından teorik bir yaklaşımla ele alınmıştır.

Fonksiyonel işlerliği olan finansal araçlar ve piyasalar, bilgi ve işlem maliyetlerini düşürerek piyasa süratmelerini azaltacak, bu da etkin kaynak dağılımı ve yatırımların verimliliğini arttıracak, bu süreçte sermaye birikimi ve teknolojik yenilikler yoluyla büyümeyi olumlu yönde etkileyecektir.

Zaman serisi çalışmaların “arz-öncü” ve “talep izleyici” görüşün ulaştığı sonuçların, ülkelerin kurumsal etkinlik düzeylerine ve uyguladıkları politikalara bağlı olarak doğru olabileceğini ortaya koymaktadır. Dolayısıyla finansal gelişme ve iktisadi büyüme arasında daha önceki çalışmaların ulaştığı tek yönlü

nedensellik ilişkisi, son dönemde yerini iki yönlü nedenselliğe bırakmıştır (Demetriades ve Hussein, 1996). 1980'li yıllardan sonra uygulanan makroekonomik politikalar, kurumsal yapı değişimi, finansal deregülasyon ve dışa açıklık gibi faktörler nedenselliğin yönünü önemli ölçüde etkilemiştir. Sonuçlar ülkelerin gelişmişlik düzeyiyle bağlantılı bir şekilde değişebilmektedir.



**Şekil 1. Finans ve Büyüme İlişkisine Teorik Bir Yaklaşım**

Türkiye'de 1980 yılında uygulamaya konulan kapsamlı ekonomik liberalizasyon programı ile dış ticaret alanındaki liberalleşmenin yanı sıra, sermaye hareketlerinin serbestleştirilmesi yönünde önemli adımlar atılmıştır. 1989 yılında alınan 32 Sayılı Karamame ile birlikte, sermaye hareketleri üzerindeki tüm kısıtlamalar kaldırılmıştır. Ancak, finansal liberalizasyon ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın (İMKB) faaliyete geçmesiyle mali piyasaların etkinlik alanı çeşitlenmiş olsa da, bu süreçte finansal derinlikte kalıcı bir artış sağlanamamıştır. Kurumsal altyapının tam anlamıyla oluşturulamaması, mali kesimde önemli sorunların ortaya çıkmasına neden olmuştur. Son dönemlerde yaşanan krizler, Türkiye'de finansal istikrarın önemini bir kez daha göstermiştir. Mali sektördeki sistemik risklerin ve kırılganlıkların görece daha fazla olduğu ülkelerde, finansal alandaki liberalleşme eğilimleri, ekonomik büyümeyi olumsuz yönde etkileyebilmektedir.

Bu çalışma, finansal gelişme ve iktisadi büyüme arasındaki nedenselliği, standart Granger testi yerine

hata düzeltme modeli ile geliştirilmiş Granger testi ile analiz etmektedir.

## 2. Literatür Taraması

Finansal gelişmenin ekonomik büyümeyi sermaye birikimi ve teknolojik yenilikler kanalıyla etkilediğini savunan Levine (1997), finansal gelişmeden yatırım ve verimliliğe doğru nedenselliğin test edilmesi gerektiğini vurgulamıştır. King ve Levine (1993), finansal gelişmenin ekonomik büyümeye öncülük ettiğini ve Levine ve Zervos (1998) sermaye piyasası ve bankacılık sektöründeki gelişmelerin ekonomik büyümeye öncülük ettiği sonucuna ulaşmışlardır. Arestis ve Demetriades (1997) ise birkaç ülke için desteklenen bu hipotezin diğer ülkeler için geçerli olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Finansal gelişmenin özellikle bankacılık sisteminin etkin bir şekilde işlemesiyle başladığını savunan Goldsmith (1969), 1860-1963 arasında 35 ülkeye ilişkin yapmış olduğu analiz sonucunda, finansal sistemin büyüklüğü ile ekonomik büyüme arasında pozitif bir korelasyon bulmuştur.

Ampirik çalışmalar temelde iki ekonometrik metodolojiyi benimsemiştir. King ve Levine (1993), Fry (1995), Levine (1998), Levine ve Zervos (1998) vb. çalışmalar yatay kesit modelleme yaklaşımını benimsemiş ve finansal gelişmenin ekonomik büyümeye öncülük ettiği şeklindeki hipotezi destekleyici sonuçlara ulaşmışlardır.

Demetriades ve Hussein (1996), Demetriades ve Luintel (1996), Arestis ve Demetriades (1997), Shan ve Morris (2002), Shan (2005) benzeri çalışmalar ise zaman serisi modellemesi kullanarak söz konusu hipotezi test etmişlerdir. Zaman serileri modellemesini savunan Arestis ve Demetriades (1997) yatay kesit yaklaşımının, ülkelerin benzer ekonomik yapı ve teknolojiye sahip oldukları şeklindeki basit varsayımlara dayandığını ve bunun da gerçeği yansıtmadığını vurgulamaktadırlar. Levine ve Zervos (1993), yatay kesit çalışmalarının dezavantajlarını sıralayarak, elde edilen sonuçların güvenilir olmadığını ileri sürmüşlerdir. Bu konuda yapılmış çalışmalar; ele alınan ülke veya ülke grubu, yararlandıkları yöntem ve ulaştıkları sonuçlar bağlamında Tablo 1'de sunulmuştur.

Türkiye üzerine yapılan ampirik çalışmalarda, finansal gelişmişlik ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik bağı konusunda bir fikir birliği yoktur. Kar ve Pentecos (2002) çalışmasında finansal liberalizasyonun büyümeye etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Artan (2007), 79 ülke üzerine yapmış olduğu panel veri analizi sonucunda aynı hipotezi destekleyici kanıtlara ulaşmıştır.

Finans ve büyüme arasındaki farklı korelasyon ve nedensellik ilişkileri, aynı zamanda değişik politika uygulamalarını da ima etmektedir. McKinnon ve Shaw (1973), ekonomik büyüme sürecinde finansal araçların önemli ve pozitif rolünü ortaya koymak amacıyla basit bir model geliştirmişlerdir. Buna göre, finansal gelişme ekonomik büyüme hızını artırır. Faiz oranına tavan koyma, yüksek rezerv gereksinimi, güdümlü kredi politikaları ve finansal araçların ayırım gözetim vergilendirme davranışları gibi finansal baskınlığa yol açan unsurların, tasarrufların etkin şekilde dağılımını engelleyeceği ve sonuçta reel gelir artışını düşüreceği vurgulanmaktadır. Sonuç olarak McKinnon ve Shaw, yüksek ekonomik büyüme hızı için finansal sistemin liberalizasyonunu önermektedir.

Ancak 1960 ve 1980'li yıllar arasında özellikle Hindistan, Kore ve Tayvan gibi birçok gelişmekte olan ülkede, hükümetlerin finans piyasalarına müdahaleleri, ekonomik büyümeyi hızlandırmıştır. Piyasa faiz oranlarının denge oranlarının altında tutulması yatırımları teşvik etmiş, bu da büyüme hızını arttırmıştır. 1980'li yıllarda bu ülkelerin yaşamış olduğu hızlı büyüme süreci, McKinnon-Shaw hipotezine zıt sonuçlar teşkil etmiştir. Finansal baskı altında gerçekleşen hızlı büyüme, Stiglitz'in (1994) argümanını doğrular niteliktedir. Stiglitz (1994) finansal sistemin gelişmediği ülkelerde, finansal baskının eksik rekabet ve asimetrik bilgiden kaynaklanan piyasa başarısızlığı (market failure) problemini düzelterek büyümeye olumlu katkı sağladığını vurgulamaktadır.

**Tablo 1: Finansal Gelişme ve İktisadi Büyüme İlişkisini Araştıran Bazı Çalışmaların Özeti**

Yazarlar	Örnek	Yöntem	Temel Bulgular
Levine ve Zervos (1998)	Gelişmiş Ekonomiler	Yatay-kesit regresyonu	Finansal gelişmenin iktisadi büyümeye öncülük ettiği hipotezini destekleyici sonuçlara ulaşılmıştır.
Luitel ve Khan (1999)	10 ülke örneği	VAR Metodolojisi	Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasında iki yönlü ilişki bulunmuştur.
Kang ve Sawada (2000)	20 ülke için zaman serisi verileri	İçsel Büyüme Modeli	Finansal gelişme ve ticari serbestleşme, beşeri sermaye yatırımlarının marjinal faydasını artırarak iktisadi büyümeyi hızlandırır.
Arestis, Demetriades ve Luinted (2001)	5 Gelişmiş Ülke	Zaman Serisi Analizi	Bankalar ve sermaye piyasalarının gelişimi ekonomik büyümeyi hızlandırmakta, ancak bu süreçte bankalar daha önemli bir rol oynamaktadır.
Arestis (2002)	6 Gelişmekte Olan Ülke	Standart Ekonometrik Teknikler	Finansal liberalizasyon oldukça karmaşık bir süreçtir ve finansal gelişmenin etkisi belirsizdir.
Shan ve Jianhong (2006)	Çin Örneği	VAR Metodolojisi	Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasında iki yönlü ilişki bulunmuştur.
Al-Yousif (2002)	30 Gelişmekte Olan Ülke	Zaman Serisi ve Panel Veri Analizi	Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Shan and Morris (2002)	OECD ve Asya Ülkeleri	VAR ve Granger Nedensellik Testi	Bazı ülkeler için ortaya çıkan iki yönlü ilişki, diğer ülkeler için tek yönlü bulunmuştur.
Dritakis ve Adamopoulos (2004)	Yunanistan Örneği	VAR Metodolojisi	Finansal gelişmeden ekonomik büyümeye doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Shan (2005)	10 OECD Ülkesi ve Çin	VAR Metodolojisi	Ele alınan ülke örneklerinin çoğu için, finansal gelişme iktisadi büyümeye öncülük etmektedir.
Chang ve Caudill (2005)	Tayvan Örneği	VAR Metodolojisi	Finansal gelişmeden iktisadi büyümeye doğru bir nedensellik bulunmuş, yani arz kaynaklı hipotez doğrulanmıştır.
Thangavelu vd. (2004)	Avustralya Örneği	VAR Metodolojisi	Ekonomik büyümeden finansal araçların gelişimine doğru bir nedensellik olduğu, ancak finansal piyasaların gelişiminin ekonomik büyümeye neden olacağı şeklinde bir kanıtı ulaşılamadığı sonucuna ulaşılmıştır.
Kar ve Pentecos (2002)	Türkiye Örneği	VAR ve Granger Nedensellik Testi	Ekonomik büyümenin finansal sektörün gelişimine öncülük ettiği sonucuna ulaşılmıştır.
Müslümov ve Aras (2002)	OECD Örneği	Granger Nedensellik (Sims Testi)	Sermaye piyasasının gelişmesinden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik sonucuna ulaşılmıştır.
Onur (2005)	Türkiye Örneği	Granger Nedensellik (Oto-regresif model)	Türkiye ekonomisinde finansal liberalizasyon sonrasında, ilk iki yıl için finansal liberalizasyon, finansal kalkınma ve açıklığın GSMH'nin nedeni olmadığı, ancak GSMH'nin finansal kalkınmanın (2 yıl gecikmeli), finansal liberalizasyon ve açıklığın nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Artan (2007)	79 Ülke Örneği	Panel Veri Analizi	Gelir düzeyi düşük ülkelerde finansal kalkınma büyümeyi negatif etkilemektedir.
Yapraklı (2007)	Türkiye Örneği	VAR ve Granger Nedensellik Testi	Ticari ve finansal dış açıklık ile ekonomik büyüme arasında iki yönlü nedensellik bulunmuştur.

### 3. Değişkenlerin Tanımlanması

#### 3.1. Finansal Gelişme Değişkenleri

Finansal gelişme literatüründe, finansal gelişmişliği temsil eden birçok değişken tanımlanmıştır. Çoğu çalışmada finansal derinlik göstergesi olarak geniş anlamda para arzının (M2 veya M2Y) nominal Gayrisafi Yurtiçi Hasılaya (GDP) oranı kullanılmıştır (Gupta, 1984; Fry, 1995; King and Levine, 1993; Demetriades and Hussein, 1996). Çalışmamızda literatürü takiben finansal gelişmişlik göstergesi olarak dört değişken kullanılmıştır. Bunlar  $M2/GDP$  rasyosu (M2), bankacılık sektörü tarafından özel sektöre verilen kredilerin GDP'ye oranı (CREDIT), toplam finansal varlıkların GDP'ye oranı (FIN) ve menkul kıymetlerin GDP'ye oranı (MEN)'dir. Parasal büyüklüklere (M1, M2) dayalı göstergeler, finansal gelişmeyi güçlü bir şekilde temsil etmeyebilir. Son yıllarda finansal aracılığın alternatif göstergesi olarak "özel sektöre verilen krediler" tercih edilmektedir (Khan ve Senhadji, 2000). Ayrıca finansal derinlik ölçütü olarak kullanılan toplam finansal varlıkların GDP'ye oranı çalışmada ele alınan bir diğer göstergedir.

#### 3.2. İktisadi Büyüme Değişkenleri

King ve Levine (1993) çalışmalarında, iktisadi büyümeyi temsilen fert başına reel GDP artış hızı ve gayrisafi ulusal yatırımların GDP'ye oranı değişkenlerini kullanmışlardır. Diğer yandan Murinde ve Eng (1994), Demetriades ve Hussein (1996) ve Arestis ve Demetriades (1997) çalışmalarında fert başına reel GDP değişkenini kullanmışlardır. Çalışmamızda iktisadi büyümeyi temsilen fert başına reel GDP artış hızı (GDPPC) alınmıştır.

Çalışmada kullanılan veriler aşağıdaki gibi kodlanmıştır.

*GDPPC*: Fert başına reel gayrisafi yurtiçi hasıla artış hızı (1987 sabit fiyatlarıyla)

*M2*: M2 para arzının gayrisafi yurtiçi hasılaya oranı

*CREDIT*: Bankacılık kesimi tarafından özel sektöre verilen kredilerin gayrisafi yurtiçi hasılaya oranı

*FIN*: Toplam finansal varlıkların gayrisafi yurtiçi hasılaya oranı

*MEN*: Menkul kıymetlerin GDP'ye oranı (Hem kamu hem de özel kesimin toplamı dikkate alınmıştır. Toplam finansal varlıklar kalemlerinden toplam mevduatların çıkarılması ile bulunmaktadır).

Verilerin derlenmesinde Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK), DPT, Merkez Bankası ve Hazine istatistiklerinden yararlanılmıştır. Analizlerde Eviews 6.0 ekonometrik analiz paket programı kullanılmıştır.

#### 4. Ekonometrik Yöntem ve Uygulama Sonuçları

Ekonometrik metodoloji öncelikle zaman serilerinin durağanlık özelliklerini irdeler. Değişkenler arasında anlamlı istatistikî ilişkilerin incelenebilmesi için serilerin durağan olması beklenmektedir. Zaman içerisinde ortalaması ve varyansı değişen seriler durağan olamayan veya birim kök içeren seriler olarak adlandırılmaktadır. Zaman serilerinde birim kökün varlığını araştıran ve literatürde yaygın şekilde kullanılan test Geliştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) testidir. Bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin modele dahil edildiği denklem, bir sabit ve bir zaman trendi içerecek şekilde aşağıdaki gibi formüle edilebilir.

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$\Delta$  fark işlemcisi,  $t$  bir zaman trendi,  $\varepsilon$  hata terimi,  $y_t$  kullanılan seri ve  $k$  ise gecikme sayısıdır. Dickey-Fuller testi hata teriminin istatistiksel olarak bağımsız dağıldığı ve sabit varyansa sahip olduğunu varsaymaktadır. Ayrıca, Dickey-Fuller testinde gecikme uzunluklarının doğru seçilmesi testin gücü ve parametrelerin anlamlılık düzeyleri bakımından önemlidir. (Said ve Dickey, 1984). ADF testi  $\delta$  parametresinin tahminine dayanmaktadır.  $\delta$  parametresinin istatistikî olarak sıfırdan farklı olacak şekilde anlamlı çıkması, serilerin durağan olmadığı şeklindeki boş hipotezin reddedileceği anlamına gelmektedir.

Hata terimleri konusundaki sınırlayıcı varsayımlara yer vermeyen ve yüksek derecedeki korelasyonu kontrol etmek için geliştirilen Phillips-Perron (1988) testi ADF testini tamamlayıcı bir birim kök testidir. Phillips-Perron (PP) testinde otokorelasyonu gidermeye yetecek kadar bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modele dahil edilmemekte, bunun yerine Newey-West tahmincisi ile uyarlanmaktadır. Her iki test için de, Dickey-Fuller test istatistikînin ( $\tau$ ) mutlak değerinin MacKinnon tarafından tablolaştırılan kritik değerlerin mutlak değerinden büyük olması durumunda serinin durağan olduğu sonucuna ulaşılır.

Her iki testin sonuçları Tablo 2'de verilmiştir. Birim kök testi sonuçlarına göre, tüm değişkenler düzeyleri itibarıyla birim kök içermektedir, dolayısıyla durağan değillerdir. Bununla birlikte, birinci farklarda durağan hale gelmişlerdir. PP test sonuçları, ADF test sonuçlarını desteklemektedir. CREDIT değişkeni için sabit ve trend içeren model tahmin edildiğinde düzey değerinde durağan olduğu görülmektedir. Ancak otokorelasyon sorunundan dolayı PP test sonucu bu değişken için ADF birim kök testi sonucunu doğrulamamaktadır. Bu nedenle, PP test sonucu dikkate alınarak bu değişkenin birinci farkı alındığında durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

**Tablo 2. Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişkenler	ADF Testi		Phillips-Perron Testi	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
GDPPC	-1.82(0)	-1.35(0)	-1.9(6)	-1.06(12)
M2	0.43(0)	-0.11(0)	0.54(4)	0.34(5)
CREDIT	-2.93(1)	-3.88(1)	-0.84(5)	-1.37(5)
FIN	-0,16(0)	-2.23(0)	0.09(1)	-2.12(1)
MEN	-2.65(0)	-2.39(0)	-2.68(2)	-2.39(1)
DGDPPC	-7.20(0)*	-7.18(0)*	-5.51(33)*	-7.61(25)*
DM2	-5.17(0)*	-5.61(0)*	-5.15(4)*	-5.62(5)*
DCREDIT	-4.37(6)*	-5.18(6)*	-3.01(13)**	-3.67(15)**
DFIN	-7.42(0)*	-7.46(0)*	-7.42(0)*	-7.44(1)*
DMEN	-6.08(0)*	-6.12(0)*	-6.08(1)*	-6.12(0)*
McKinnon (1996) Kritik Değerleri				
Anlamlılık Düzeyi	Sabit	Sabit ve Trend		
1%	-3.63	-4.24		
5%	-2.94	-3.54		
10%	-2.61	-3.20		

\* % 1 düzeyinde anlamlıdır.

\*\* % 5 düzeyinde anlamlıdır.

Tabloda GDPPC kişi başına reel GDP artışı, M2 geniş anlamda para arzının GDP'ye oranı, CREDIT bankacılık kesimi tarafından özel sektöre verilen kredilerin GDP'ye oranını, FIN toplam finansal varlıkların GDP'ye oranı ve MEN menkul kıymetlerin GDP'ye oranını temsil etmektedir. D ise birinci dereceden fark işlemcisidir. Test istatistikleri hem sabit hem de sabit ve trend içerecek şekilde teste tabi tutulmuştur. ADF testi için parantez içindeki rakamlar Schwarz Bilgi Kriterine (SIC) göre otokorelasyonun bulunmadığı minimum geçirme değerleridir. PP testinde ise parantez içindeki değerler, Newey-West optimal uyarılama geçirmeleridir.

Uygulamalarda ADF (1979) ve PP (1988) testi gibi standart birim kök testlerinin kullanımı yaygın olmakla birlikte, ele aldığımız dönemde dışsal şokların gerçekleşmiş olması, test sonuçlarını etkileyebilecektir. Perron (1989), trend fonksiyonunda bir defalık kırılmanın meydana gelmesi halinde uygulanan geleneksel birim kök sınamalarının gerçekte yanlış olan boş (null) hipotezi reddetmede başarısız olduğunu göstermiştir.

Perron (1989) geliştirdiği birim kök testinde, serinin sadece bir noktasında kırılma meydana geldiği varsayımı vardır. Seride meydana gelen bu kırılma zamanının ise önsel (apriori) olarak bilindiği varsayımı vardır. Perron, boş ve alternatif hipotezleri dikkate alarak, yapısal kırılma için üç farklı yapıdaki modeli dikkate almıştır. Model (A) trend fonksiyonunun sabitindeki değişimi tanımlamakta (crash model), Model (B) fonksiyonun eğimindeki değişimi, Model (C) ise trend fonksiyonunun hem eğiminde hem de sabitinde meydana gelen bir defalık değişimi tanımlamaktadır.

Boş (null) Hipotezler:

$$\text{Model (A): } y_t = \mu + d_1 D(TB)_t + y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

$$\text{Model (B): } y_t = \mu + y_{t-1} + d_2 DU_t + e_t \quad (3)$$

$$\text{Model (C): } y_t = \mu + d_1 D(TB)_t + d_2 DU_t + y_{t-1} + e_t \quad (4)$$

Burada boş hipotez,  $y_t$  serisinin bir defalık kınılma zamanı ( $T_B$ ) ile tek birim köke sahip olduğunu ifade etmektedir. Modeldeki kukla değişkenler ise; eğer  $t > T_B$  ise,  $DU_t = 1$ , diğer durumlarda 0; eğer  $t = T_B + 1$  ise,  $D(TB) = 1$  ve diğer durumlarda 0 şeklinde tanımlanmaktadır.  $T_B$  kınılma zamanını  $t$  ise örnek hacmini simgelemektedir. Perron (1989) çalışmasında birim kök sınaması için maksimum gecikme sayısını 8 olarak belirlemiştir. Ancak çalışmamızda gözlem sayısının fazla olmamasından dolayı maksimum k değeri 4 olarak belirlenmiştir. Perron-ADF testi için uygun gecikme uzunluğu maksimum gecikme 4 olmak üzere Campbell-Perron (1991) yaklaşımı ile belirlenmiştir. Tespit edilen gecikme sayısının içsel bağıntı sorununa yol açması halinde, sorun giderilmesine kadar gecikme sayısı artırılmıştır.

Araştırma kapsamındaki değişkenler için Peron birim kök testi, Model (C) çerçevesinde gerçekleştirilmiştir. Peron birim kök testi sonuçları Tablo 3'te verilmiştir.

**Tablo 3: Perron (1989) Model C Birim Kök Testi Sonuçları\***

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{\phi}DU_t + \hat{\delta}D(TB)_t + \hat{\gamma}DT + \hat{\beta}t + \hat{\alpha}y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t$$

	Kınılma Zamanı	Minimum t istatistiği	Perron Model C Birim Kök Testi İçin Kritik Değerler			Sonuç
			% 1	% 5	% 10	
GDPPC	1980	-1.95	-4.41	-3.85	-3.54	I(1)
M2	1994	-1.90	-4.49	-3.89	-3.60	I(1)
FIN	1980	-1.86	-4.41	-3.85	-3.54	I(1)
MEN	1980	-1.95	-4.41	-3.85	-3.54	I(1)
CREDIT	1994	-3.41	-4.49	-3.89	-3.60	I(1)

\* Perron Model (C) için tabule edilmiş kritik değerler Perron ve Vogelsang (1993) çalışmasından alınmıştır. 1980 ve 1994 yılları için  $\lambda = TB/T$  değerleri sırasıyla 0.3 ve 0.7'dir. Gecikme uzunluğu (k), GDPPC, M2, FIN ve MEN değişkenleri için 1, CREDIT değişkeni için 0 alınmıştır. Perron testinin uygulamasında öncelikle Model C tahmin edilmekte, DU ile D(TB) gölge değişkenler için parametrelerin anlamlılığına göre uygun model seçilmektedir. DU ile D(TB) gölge değişkenlerinin her ikisi de istatistiksel açıdan anlamlı iseler Model C, sadece D(TB) anlamlı ise Model A ve nihayet sadece DU anlamlı ise Model B'nin tahmini uygundur. Gölge değişkenlere ilişkin parametreler anlamlı çıktığından model seçiminde Model (C) tercih edilmiştir.

Her bir serinin grafiği incelenerek kınılmanın meydana geldiği yılın dışsal olarak belirlendiği Perron (1989) test sonuçları, ADF test sonuçlarını desteklemektedir. Dolayısıyla çalışmada kullanılan tüm değişkenlerin seviyelerinde durağan olmayıp, birinci farklarında durağan hale geldikleri, başka bir deyişle birinci dereceden bütünlük oldukları I(1) saptanmıştır.

Değişkenlerin birinci dereceden bütünlük olduklarının saptanmasından sonraki adım, bu değişkenlerin eş-bütünlük olup olmadıklarının belirlenmesidir. Formel tanımı Engle ve Granger (1987) tarafından yapılan eş-bütünlük testi düzeyde durağan olmayan serilerin uzun dönemde birlikte hareket edip etmediklerini ortaya koymaktadır. Eğer seriler arasında bir eş-bütünlük ilişkisi varsa, serilerin düzey değerleriyle yapılacak analizde sahte regresyon sorunuyla karşılaşılacaktır.

Engle-Granger iki aşamalı eş-bütünlük testinde tek bir eş-bütünlük vektörünün olması ve iyi tanımlanmış sınırlı bir dağılıma sahip olmaması, alternatif yaklaşımların gelişmesine neden olmuştur. Bu alternatif yaklaşımlardan biri, en çok benzerlik yönteminden yararlanan Johansen ve Juselius (1990) ve Johansen (1988, 1991, 1995) yaklaşımıdır. Bu çalışmada, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkileri belirlemeye dönük ve Johansen tarafından geliştirilen eş-bütünlük ilişkisine



dayanan vektör otoregresyon (VAR) yönteminden yararlanılacaktır.

Johansen metodolojisi çok karmaşık bir yapıya sahip olduğundan, aşağıda basit bir versiyonu verilmiştir. Buna göre, değişkenler vektörünü gösteren  $Z$ 'nin aşağıdaki gibi olduğunu varsayarsak;

$$Z_t = \sum_{i=1}^m A_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Burada  $Z_t$  modeldeki tüm değişkenleri ve  $\varepsilon_t$  ise rassal hataları (random errors) temsil etmektedir. Bu model ayrıca şu şekilde de yazılabilir:

$$\Delta Z_t = \sum_{i=1}^{m-1} \Gamma_i Z_{t-i} + \Pi Z_{t-m} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Bu denklemde  $\Gamma_1 = -I + A_1 + \dots + A_m$  şeklinde tanımlanabilir.  $I$  ise birim matrixi göstermektedir.  $\Pi$  matrixi  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_m)$  şeklinde ifade edilebilir.

$\alpha$  ve  $\beta$ ,  $n \times r$  boyutunda matrixlerdir. Aynı zamanda  $\Pi = \alpha \beta$  şeklinde de yazılabilir.  $\beta$  matrixi, eş-bütünleşme matrixi,  $\alpha$  ise düzeltme (adjustment) matrixi veya geri dönüşüm (feedback) matrixi olarak adlandırılmaktadır. Johansen metodu, bize sadece, eş-bütünleşme vektörlerinin direkt tahminlerini değil, aynı zamanda eş-bütünleşme derecesini veya rankını ( $r$ ) da verir. Johansen'e göre  $n$  değişkenli bir modelde en fazla  $(n-1)$  adet eş-bütünleşme vektörü vardır (Johansen, 1988:245).

Johansen ve Juselius (1990), eş-bütünleşme vektörlerinin sayısını ve anlamlı olup olmadıklarını belirlemek için İz (trace) İstatistiği ve Maksimum Özdeğer (maximum eigenvalue) olmak üzere iki test geliştirmişlerdir. İz istatistiği, eş-bütünleşik vektör sayısının  $r$ 'ye eşit ya da  $r$ 'den küçük olduğu şeklindeki boş hipotezi, alternatif hipoteze karşı test eder. Maksimum özdeğer istatistiği ise,  $r+1$  tane eş-bütünleşik vektör olduğunu belirten alternatif hipoteze karşı, eş-bütünleşik vektör sayısının  $r$  olduğunu belirten boş hipotezi test etmektedir (Enders, 1995).

Johansen analizi gecikme uzunluğunun seçimine duyarlı olduğu için, testin ilk aşamasında, uygun gecikme uzunluğunun tespit edilmesi gerekmektedir. Çalışmamızda hem Schwarz hem de Akaike bilgi kriterine göre belirlenmiş en uygun gecikmenin iki olduğuna karar verilmiştir. Johansen koentegrasyon test sonuçları Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4'teki test sonuçlarına bakıldığında, test istatistikleri % 5 kritik tablo değerlerinden büyük olduğundan boş hipotez alternatif hipoteze karşı reddedilmiştir. Bu bulgular değişkenler arasında tek bir eş-bütünleşik vektör olduğunu göstermektedir. Ayrıca yapısal kınımların eş-bütünleşme ilişkisi üzerindeki etkisi için Gregory-Hansen (1996) testi de yapılmıştır. Gregory-Hansen testi, yapısal kınımların eş-bütünleşme ilişkisini değiştirmedığı sonucunu desteklemektedir.

**Tablo 4: Johansen Eş-Bütünleşme Testi Sonuçları**

Değişkenler	İz-Testi (Trace) İstatistiği	Max. Özdeğer (Eigenvalue) Testi İstatistiği	Kritik Değer		Eş-bütünleşme Hipotez Testi	
			% 5 (İz)	% 5 (Max.)		
GDPPC-CREDIT	16.32*	15.72*	15.49	14.26	r=0, r>=1	Red
	0.59	0.59	Mar.84	Mar.84	r=1, r>=2	Kabul
GDPPC-M2	18.4*	18.32*	15.49	14.26	r=0, r>=1	Red
	0.08	0.08	Mar.84	Mar.84	r=1, r>=2	Kabul
GDPPC-FIN	27.2*	18.58*	20.Şub	15.89	r=0, r>=1	Red
	Ağu.67	Ağu.67	Eyl.16	Eyl.16	r=1, r>=2	Kabul
GDPPC-MEN	29.81*	21.59*	25.87	19.38	r=0, r>=1	Red
	Ağu.21	Ağu.21	Ara.51	12.May	r=1, r>=2	Kabul

\* %5 düzeyinde anlamlılık düzeylerini temsil etmektedir.

Granger'e (1988) göre, seriler arasında eş-bütünleşme olması en azından bir yönlü nedensellik ilişkisinin varlığına işaret etmektedir. Eş-bütünleşme durumunda nedensellik ilişkilerinin hata düzeltme modeli (Vector Error Correction Model, VECM) ile analiz edilmesi gerekmektedir. Eş-bütünleşme analizi ve hata düzeltme modeli gibi ekonometrik yöntemlerdeki gelişmeler, nedensellik testine yönelik çalışmalarda sıklıkla kullanılmaktadır. Eş-bütünleşme ilişkisinden türetilen hata düzeltme modeli ile geliştirilmiş Granger nedensellik testi, X ve Y gibi iki değişken için şu şekilde formüle edilebilir:

$$\Delta LY_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta LY_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta LX_{t-i} + \eta_1 ECT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta LX_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \sigma_i \Delta LX_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta LY_{t-1} + \eta_2 ECT_{t-1} + \mu_t \quad (8)$$

$\Delta$  fark işlemcisi,  $\varepsilon_t$  ve  $\mu_t$  ise sıfır ortalama ve serisel korelasyonun olmadığı tesadüfi hata terimleridir. Hata düzeltme modeline dayalı Granger nedensellik modelinde,  $ECT_{t-1}$  gecikmeli hata terimlerinin katsayıları, hız ayarlama parametreleridir. Uygulamada hata düzeltme katsayısının negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı olması beklenir. Hata düzeltme katsayısına ilişkin anlamlı t-istatistiği uzun dönemli nedenselliği, modeldeki bağımsız değişkenlerin katsayılarının bir bütün olarak standart F-istatistiğinin anlamlı olması ise kısa dönemli nedenselliğin varlığını göstermektedir. (7) no.lu denklemdaki " $LX$ ,  $LY$ 'nin Granger nedeni değildir" şeklindeki boş hipotez,  $\gamma_i$  'lerin bir bütün olarak anlamlı veya,  $\eta_1$  katsayısının anlamlı olması durumunda reddedilmektedir. Hata düzeltme modeline dayalı Granger nedensellik testi sonuçları Tablo 5'te verilmiştir.

**Tablo 5. Hata Düzeltme Modeline Dayanan Granger Nedensellik Test Sonuçları**

Değişkenler	ECT (t-istatistiği)	F-İstatistiği (Prob)	Nedensellik Sonuçları	
			Kısa Dönem	Uzun Dönem
GDPPC-M2	-2.39 (0.02)**	3.41 (0.02)**	M2 ↔ GDPPC	M2 → GDPPC
M2-GDPPC	-1.26 (0.22)	2.25 (0.08)***		
GDPPC-CREDIT	-2.12 (0.04)**	3.32 (0.02)*	CREDIT ↔ GDPPC	CREDIT ↔ GDPPC
CREDIT-GDPPC	-2.89 (0.01)*	6.48 (0.00)*		
GDPPC-FIN	-3.66 (0.00)*	0.23 (0.79)	Nedensellik Yok	FIN ↔ GDPPC
FIN-GDPPC	-1.87 (0.07)***	0.91 (0.41)		
GDPPC-MEN	-1.08 (0.28)	1.37 (0.26)	Nedensellik Yok	GDPPC → MEN
MEN-GDPPC	-2.37 (0.02)	0.92 (0.40)		

Not: (\*), (\*\*), (\*\*\*) sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlı olduklarını göstermektedir. Değişkenlere ilişkin uygun gecikme değerleri Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir.

VECM-Granger nedensellik test sonuçları, hata düzeltme terimine ilişkin t-istatistiği ile bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin istatistiki anlamlılığı dikkate alındığında, kısa dönemde M2 ile GDPPC değişkenleri arasında çift yönlü bir nedenselliğin olduğu, ancak uzun dönemde M2'den GDPPC'ye doğru bir nedenselliğin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Finansal gelişmişlik göstergesi olarak M2 para arzının GDP'ye oranı alındığında, bulgular Türkiye açısından arz-öncü hipotezi destekleyici sonuçlar ortaya koymaktadır. Finansal gelişmişlik göstergesi olarak bankacılık kesimince özel sektöre verilen krediler (CREDIT) dikkate alındığında, büyüme ile finansal gelişme değişkenleri arasında iki yönlü nedenselliğin olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu sonuçlar literatürde Luitel ve Khan (1999), Shan ve Morris (2002), Shan (2006) ile Türkiye üzerine yapılan ampirik çalışmalarda Yapraklı'nın (2007) ulaştığı sonuçları doğrulamaktadır. Toplam finansal varlıkların GDP'ye oranı (FIN) ile büyüme arasındaki nedensellik yönüne bakıldığında, kısa dönemde bir nedenselliğin olmadığı, ancak uzun dönemde bu iki değişken arasında çift yönlü bir nedenselliğin olduğu görülmektedir. MEN ile GDPPC arasında kısa dönemde bir nedensellik olmadığı halde, uzun dönemde GDPPC'den MEN'e doğru tek yönlü bir nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Analiz sonuçlarını bu şekilde yorumladığımız halde, sonuçlara ihtiyatlı yaklaşılması gerekmektedir. Çalışmanın 1970-2006 dönemini kapsaması ve istatistiki veri kısıtı, finansal gelişmişliği temsil eden bazı önemli değişkenleri (örneğin İMKB'ye ilişkin değişkenler) çalışma kapsamı dışında tutmamızı gerektirmiştir.

## 5. Sonuç

Bu çalışmada temel amaç, 1970-2006 dönemine ilişkin yıllık verilerle Türkiye'de finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin, eş-bütünleşme ve hata düzeltme modeline dayalı Granger nedensellik testleri kapsamında belirlenmesidir. Çalışmada bu ekonometrik metodoloji bağlamında

“talep izleyici” ve “arz öncü” hipotezler sınanmıştır. Finansal gelişmişlik ölçümleri olarak M2 para arzının GDP'ye oranı ve bankacılık kesimi tarafından özel sektöre verilen kredilerin GDP'ye oranı, toplam finansal varlıkların GDP'ye oranı (FIN), menkul kıymetlerin GDP'ye oranı (MEN) ve iktisadi büyümeyi temsil eden değişken olarak fert başına reel GDP artışı alınmıştır. Uzun dönem modellemesinden önce ADF ve PP birim kök testleri ile değişkenlerin durağan olup olmadıkları araştırılmıştır. Birim kök test sonuçları değişkenlerin birinci farklarında durağan olduklarını göstermiştir. Değişkenlerde meydana gelen kırılmaların veya dışsal şokların, değişkenlerin durağanlığını etkileyip etkilemediği Perron (C) modeli ile sınanmıştır. Yapısal kırılmayı dikkate alan Perron testi sonuçları, ADF birim kök testi sonuçlarını doğrulamıştır.

Tüm değişkenlerin birinci dereceden durağan oldukları saptandıktan sonra, Johansen eş-bütünleşme yöntemi ile değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki araştırılmıştır. Büyüme hızına göre oluşturulan eş-bütünleşme test sonuçları, büyüme hızı ile diğer değişkenler arasında tek bir eş-bütünleşik vektörün varlığını göstermiştir. Bu sonucu doğrulamak için yapısal kırılmaları dikkate alan Gregory-Hansen (1996) eş-bütünleşme testinden yararlanılmıştır.

VEC-Granger nedensellik test sonuçları, nedenselliğin yönünün literatürü takiben seçilen finansal gelişmişlik göstergelerine bağlı olarak değiştiğini ortaya koymaktadır. Finansal gelişmişlik göstergesi olarak M2 para arzının dikkate alınması durumunda Türkiye'de 1970-2006 dönemi için arz-öncü hipotezin geçerli olduğu, ancak finansal gelişmişlik göstergesi olarak özel sektöre verilen kredilerin GDP'ye oranının ve toplam finansal varlıkların GDP'ye oranının dikkate alınması durumunda, bulgular her iki hipotezi de destekleyen kanıtlar ortaya koymaktadır. Ayrıca menkul kıymetlerin GDP'ye oranının (MEN) kullanıldığı hata-düzeltilme modeline dayalı nedensellik test sonuçları, uzun dönemde GDPPC'den MEN'e doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğunu göstermektedir. Finansal gelişme ile iktisadi büyüme arasındaki çift yönlü nedensellik aynı zamanda Türkiye'de finansal aracılığın, ülkenin büyüme gereksinimleri ve kalkınma hedefleri ile uyumlu olduğunu da göstermektedir. Ayrıca özel sektöre verilen krediler ile büyüme değişkenlerinin karşılıklı olarak birbirini etkilemesi, Türkiye'de finansal baskınlık hipotezinin geçerli olmadığını göstermektedir.

İktisadi büyüme büyük ölçüde fon transferi sağlayan finansal sistemin etkinliğine bağlıdır. Finansal sistemin gelişimi ise, teknolojik yenilik ve sermaye birikimi kanalıyla iktisadi büyümeyi etkilemektedir. Türkiye'de ve diğer gelişmekte olan ülkelerde özellikle 1990 sonrası dönemde ortaya çıkan sistemik krizler ve yapısal sorunlar, finansal sistemin önemini açıkça ortaya koymuştur. Zayıf finansal sistemden kaynaklanan problemler ve sistemik krizler, aynı zamanda çalışmanın ampirik bulgularına ihtiyatlı yaklaşılması gereğini de ortaya koymaktadır. Finansal sistemin istikrar ve etkin bir şekilde işlemesi, hem uygulanacak politikaların etkinliğini arttıracak hem de sistemik risklerin azalmasını sağlayacaktır. Benzer şekilde, finansal baskınlığın azalması ve mali piyasaların derinleşmesi, mali piyasalardaki kırılganlıkların azalmasına ve reel sektörün daha üretken alanlara yatırım yapmalarına katkıda bulunacaktır.

## Kaynakça

- Al-Yousif, Y. K. (2002). Financial Development and Economic Growth Another Look at the Evidence from Developing Countries. *Review of Financial Economics*, 11:131-150.
- Arestis, P. ve Demetriades, P. (1997). Financial Development and Economic Growth: Assessing the Evidence. *Economic Journal*, 107:783-99.
- Arestis, P. v.d. (2001). Financial Development and Economic Growth: The Role of Stock Markets. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(1): 16-41.
- Arestis, P. (2002). The Impact of Financial Liberalization Policies on Financial Development: Evidence from Developing Economies. *International Journal of Finance and Economics*, 7(2): 109-21.
- Artan, S. (2007). Finansal Kalkınmanın Büyümeye Etkileri: Literatür ve Uygulama. *İktisat-İşletme ve Finans*, 70.
- 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.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Domac, I. (1995). Export Growth and Economic Growth in Turkey: Evidence from Cointegration Analysis. *METU Studies in Development*, 22: 67-77.
- Chang, T. ve Caudill, S.B. (2005). Financial Development and Economic Growth: The Case of Taiwan. *Applied Economics*, 37: 1329-1335.
- Campbell, J.Y. ve Perron, P. (1991). Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Know about Unit Roots. NBER, Technical Working Paper, No. 100: Cambridge.
- Demetriades, P. ve Hussein, K. (1996) Financial Development and Economic Growth: Cointegration and Causality Tests for 16 Countries. *Journal of Development Economics*, 5: 387-411.
- Demetriades, P. ve Luintel, K. (1996). Financial Development, Economic Growth and Banking Sector Controls: Evidence from India. *Economic Journal*, 106: 359-74.
- Dritsakis, N. ve Adamopoulos, A. (2004). Financial Development and Economic Growth in Greece: An Empirical Investigation with Granger Causality Analysis. *International Economic Journal*, 18(4):547-559.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: Wiley.
- Engle, R. ve Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55: 251-76.

- Fry, M.J. (1995). *Interest and Banking in Economic Development*. Baltimore: John Hopkins University Pres.
- Goldsmith, R.W. (1969). *Financial Structure and Development*, New Haven, Conn: Yale University Pres.
- Granger, C.W.J. (1986). Developments in the Study of Co-integrated Economic Variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48: 213–28.
- Granger, C.W.J. (1988). Some Recent Developments in a Concept of Causality. *Journal of Econometrics*, 39: 199–211.
- Gregory, A. ve Hansen, B. (1996). Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58:555-561.
- Gupta, K. L. (1984). *Finance and Economic Growth in Developing Countries*. London: Croom Helm.
- Kang, S.J. ve Sawada, Y. (2000). Financial Repression and External Openness in an Endogenous Growth Model. *Journal of International Trade and Economic Development*, 9(4): 427–43.
- Kar, M. ve Pentecost E. (2000). The Direction of Causality Between Financial Development and Economic Growth in Turkey: Further Evidence. Loughborough University, Department of Economics, Economic Research Paper No: 00/27.
- Khan M.S. ve Senhadji A.S. (2000). Financial Development and Economic Growth: An Overview. *IMF Working Paper*, 209: 3-23.
- King, R.G. ve Levine, R. (1993). Finance and Growth: Schumpeter might be 'Right'. *Economic Journal*, 107: 771–82.
- Levine, R. (1997). Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. *Journal of Economic Literature*, 35, 688–726.
- Levine, R. (1998). The Legal Environment, Banks, and Long-run Economic Growth. *Journal of Money, Credit and Banking*, 30: 596–613.
- Levine, R. ve Zervos, S. (1998). Stock Markets, Banks, and Economic Growth, *American Economic Review*, 88: 537–58.
- Luintel, K.B. ve Khan, M. (1999). A Quantitative Reassessment of the Finance-Growth Nexus: Evidence from a Multivariate VAR. *Journal of Development Economics*, 60: 381–405.
- McKinnon, R. I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Washington DC:108-109.
- Murinde V. ve Eng F. (1994). Financial Development and Economic Growth in Singapore: Demand-following of Supply-leading?. *Applied Financial Economics*, 4:391-404.

Müslümov, A. ve Aras, G. (2002). Sermaye Piyasası Gelişmesi ve Ekonomik Büyüme Arasında Nedensellik İlişkisi: OECD Ülkeleri Örneği. İşletme İktisat Finans Dergisi, 198(17):90-105.

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

Patrick, H. (1966). Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries. Economic Development and Cultural Change, 14: 174-89.

Perron, P. (1990). Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean. Journal of Business and Economic Statistics, 8(2): 153-62.

Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. Econometrica. 57(6): 1361-1401.

Robinson, J. (1952). The Generalization of the General Theory. In the Rate of Interest and Other Essays. London: MacMillan.

Said E.S. ve Dickey D.A. (1989). Testing for Unit Roots in ARMA(p,q) Models with Unknown p and q. Biometrika. 71: 599-607.

Shan, J.Q.J. (2006). Does financial development lead economic growth? The case of China. Annals of Economics and Finance, 1:231-250.

Shan, J. Z. ve Morris, A. (2002). Does Financial Development 'Lead' Economic Growth?. International Review of Applied Economics, 16(2): 153-68.

Shaw, E. (1973). Financial Deepening in Economic Development. Newyork: Oxford University Press.

Stiglitz, J. (1994). Economic Growth Revisited. Industrial and Corporate Change, 3(1):65-110.

Thangavelu, Shandre M. ve Jiunn, A.B. J. (2004). Financial Development and Economic Growth in Australia: An Empirical Analysis, Empirical Economics, 29(2):247-260.

Yapraklı, S. (2007). Ticari ve Finansal Dışa Açıklık ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye Üzerine bir Uygulama, İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi, 5:67-89.