


## FİNANSAL GELİŐME İLE EKONOMİK BÜYÜME İLİŐKİSİNİN BIST100 ÜZERİNDEN ARDL ANALİZİ

Dr. Öğr. Üyesi Aytac PEKMEZCİ \* 

Koray KARAYEL \* 

### ÖZET

*Finansal piyasalar sürekli gelişim gösterdiğinden finansal araçların çeşitliliği ve karmaşıklığı gün geçtikçe hızlı bir şekilde artmaktadır. Bu durum ulusal ve uluslararası yatırımcılar için finansal araçlar arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkileri önemli hale getirmektedir. Bu çalışmanın amacı BIST100 Hisse Senedi Fiyatları ile ülkenin ekonomik büyümesi (GSYH) arasında 1998:Q1–2015:Q3 dönemi verilerine göre ilişki olup olmadığını ortaya koymaktır. Literatürde yapılan çalışmalar dikkate alındığında bağımlı değişkenin GSYH olduğu kabul edilmiştir. Serilerin durağanlık dereceleri Philips – Perron (PP) ile Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin (KPSS) birim kök testleri ile belirlenmiş ve durağanlık derecelerinin birbirinden farklı olduğu görülmüştür. Bu yüzden incelenen değişkenler arasında kısa ve uzun dönemde ilişkiyi tespit etmek için ARDL sınır testi yapılarak değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin olduğu gözlenmiştir. ARDL yöntemi ile tahmin edilen katsayılara bakıldığında iki değişken arasında pozitif bir ilişki olduğu ortaya konulmuştur. Ayrıca Hata Düzeltme Modeli (HDM) kullanılarak değişkenlerin 3 dönem sonra beraber hareket edecekleri belirlenmiştir.*

**Anahtar Kelimeler:** Ekonomik Büyüme, BIST, ARDL Eşbütünlük Testi, Nedensellik Analizi.

**JEL Sınıflandırması:** C10, C58, O10.

## RELATIONSHIP BETWEEN BIST100 STOCK PRICES AND ECONOMIC GROWTH

### ABSTRACT

*Because of the financial markets improve, the diversity and complexity of the financial tools increase day by day. Therefore, short or long term relationships between financial tools are being important for national and international investors. Also, financial tools have remarkable importance in terms of economy of the countries. The purpose of this study is to show whether there is a relationship between the objective of the Financial Development indicator BIST100 and the economic growth of the country (GDP) according to 1998: Q1-2015: Q3 data. Given the studies done in the literature, it is*

\* Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümü, [aytac0803@mu.edu.tr](mailto:aytac0803@mu.edu.tr)

\* Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi, Fen Bilimler Enstitüsü, İstatistik A.B.D., [koraykarayel@gmail.com](mailto:koraykarayel@gmail.com)

*accepted that dependent variable is GDP. Stationary ratings were determined by Philips – Perron (PP) and Kwiatkowski – Phillips – Schmidt – Shin (KPSS) unit root tests. The ARDL (Autoregressive - Distributed Lag) bound test performed to determine the short-term and long-term relationship between the variables examined. It is observed that there is a cointegration relationship between the variables. When the long and short term coefficients of the variables are examined, it is revealed that there is a positive relation between them. It is also determined that the variables will move together after 3 periods using Error Correction Model (ECM).*

**Key Words:** *Economic Growth, BIST, ARDL Cointegration Test, Causality Analysis.*

**JEL Classification:** *C10, C58, O10.*

## 1. GİRİŞ

Finansal piyasalar günümüzde sürekli gelişmektedir. Buna bağlı olarak finansal araçların çeşitliliği ve karmaşıklığı da gün geçtikçe artmaktadır. Bu yüzden ulusal ve uluslararası yatırımcılar için finansal araçlar arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiler önem taşımaktadır. Ayrıca sanayi, tarım ve turizm sektörlerinde finansal araçların da önemli bir yeri vardır. Ekonomi alanında yaşanan gelişmelerin finansal piyasaları olumlu yönde etkileyip etkilemeyeceği de son zamanlarda tartışılan bir konu haline gelmiştir. Finansal piyasalar, şirketlerin hisse değerlerinin durumları hakkında anlık bilgiler verdiği için ülkelerin ekonomik büyümeleri ile etkileşim içinde olduğu öne sürülmektedir. Menkul kıymet piyasalarında faaliyet gösteren şirketlerin hisse senedi genel endeks değerleri, ülke ekonomisinde meydana gelen değişmelerin nabzını tutan önemli göstergelerdendir. Yapılan bu çalışmada finansal gelişmenin göstergesi olarak Borsa İstanbul 100 endeksi kullanılarak Türkiye'nin ekonomik büyümesine etki edip etmediği araştırılmıştır.

Ekonomik büyüme üretimin, üretimdeki kapasitenin ve milli gelirin artmasını ifade etmektedir. Ülkede reel GSYH birbirini takip eden yıllarda artıyorsa söz konusu ülkenin ekonomisinde büyüme olduğu kabul edilmektedir. Ülkede ekonomik büyümenin artması için önce tasarrufların arttırılmasına bağlı olan yatırımların arttırılması gerekmektedir. Ülkedeki tasarruf oranı ne kadar büyük ise yatırım oranı da büyük olacağından buna bağlı olarak ekonomik büyüme de orantılı olarak yüksek olacaktır. Bunun için gelişmiş bir finansal sistemin olması gerekmektedir (Kandır vd., 2007).

Finansal piyasa aracı olarak gösterilen BIST, hisse senedi ve borçlanma araçlarının alınıp satılmasına olanak vermekte ayrıca Türk sermaye piyasasının gelişmesine katkı sağlamaktadır. Sermaye piyasasının en önemli araçlarından birisi de hisse senetleridir. Finansal piyasa araçları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi açıklamaya çalışan literatürde farklı görüşler bulunmaktadır. Bunlardan birincisi ekonomik büyümenin, finansal gelişmeyi desteklediği yönündedir. İkinci görüş ise finansal piyasanın ekonomik büyümeyi arttırdığı yönündedir. Diğer bir deyişle finansal piyasaların ekonomik büyümeyi hızlandıracağı yönündedir. Üçüncü görüş ise finansal piyasalar ile ekonomik büyüme

arasında karşılıklı bir etkileşim olduğudur. Son görüş ise finansal piyasalar ile ekonomik büyüme arasında herhangi bir ilişki olmadığı yönündedir (Albeni ve Demir, 2005).

Yapılan araştırmalar GSYH ile hisse senetleri arasında yüksek bir ilişki olduğunu göstermektedir. Dış yatırımcıların ülkelerin GSYH'sını takip etmelerinin en önemli nedeni hisse senetlerindeki artışların ülkelerin büyüme oranlarını etkilediklerini düşünmeleridir. Ülkedeki şirketlerin kazançlarının artması ülkenin büyüme oranının artmasına sebep olmaktadır. Ayrıca hisse senetleri fiyatlarının yükselmesi şirketlerin kazançlarının artmasına sebep olmaktadır. Ancak akademik çalışmalardan bazıları ekonomik büyüme ile borsa performansı arasındaki ilişkinin negatif olduğunu da iddia etmektedir (Dimson vd., 2004; Ritter, 2005).

### 1.1. Literatür Taraması

Hisse Senedi getirileri ile ekonomik büyüme arasında ilişkiyi araştıran çalışmalarda kısa ve uzun dönemde negatif veya pozitif yönde ilişkiler tespit edilmiştir. Literatürde yapılan ilk çalışmaları araştırdığımızda Schumpeter (1912), Gurley ve Shaw (1955), Goldsmith (1969), Patrick (1966), McKinnon (1973) ve Shaw (1973) finansal gelişmenin ekonomik büyümeye önemli katkı verdiğini bulmuşlardır. Ayrıca King ve Levine (1993) çalışmasında 80 ülke için 1960-1989 dönemleri arasında uzun dönemde güçlü pozitif bir ilişki olduğunu göstermiştir. Demetriades ve Hussein (1996) 16 ülke için kısa dönemde çift yönlü ilişki olduğunu bulmuşlardır. Yapılmış bazı literatür çalışmaları, kullanılan yöntem (ARDL) ve incelenen değişkenler olarak sınıflandırılarak aşağıda verilmiştir:

**Tablo 1. Kullanılan Yönteme göre Literatür Çalışmaları**

Çalışma	Dönem	Ülke	Yöntem	Sonuç
Shahbaz vd. (2008)	1971-2006	Pakistan	ARDL	Hisse senedi fiyatları ile GSYH arasında uzun dönemli, kuvvetli ve çift yönlü ilişki olduğunu bulmuşlardır. $BIST \leftrightarrow GSYH$
Enisan ve Olufisayo (2009)	1980-2004	7 Afrika Ülkesi	ARDL	Sadece Mısır ve Güney Afrika ülkelerinde Borsa endeksi ile ekonomik büyüme arasında tek yönlü ilişki bulmuşlardır. $BIST \rightarrow GSYH$
Altıntaş ve Ayrıçay (2010)	1987Q1-2007Q1	Türkiye	ARDL	Reel büyüme, finansal gelişme, dışa açıklık ve faiz oranı ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli ilişki olduğu tespit edilmiştir.
Elmas, Göçer ve Aksu (2011)	1998Q1 - 2010Q3	Türkiye	ARDL	Borsa performansı ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli, negatif ilişki olduğunu öne sürmüşlerdir. $GSYH \rightarrow BIST$
Mercan (2013)	1992Q1-2011Q3	Türkiye	ARDL	Kredi hacmi ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli ve çift yönlü ilişki olduğu tespit edilmiştir. $BIST \leftrightarrow GSYH$

Mercan ve Peker (2013)	1992:01-2010:06	Türkiye	ARDL	Finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli ve tek yönlü ilişki olduğunu bulmuşlardır. <i>BIST</i> → <i>GSYIH</i>
Belen ve Karamelikli (2016)	2006:01-2014:12	Türkiye	ARDL	Hisse senedi fiyatları ile Döviz kurları arasında uzun dönemli, negatif ve tek yönlü ilişki olduğunu tespit etmişlerdir. <i>Dolar</i> → <i>BIST</i>
Tükenmez ve Kutay (2016)	1996:10-2013:12	Türkiye Arjantin	ARDL	Türkiye için finansal ve politik risk, Arjantin için sadece finansal risk ile borsa endeksi arasında uzun dönemli, negatif ve çift yönlü ilişki olduğunu bulmuşlardır. <i>BIST</i> ↔ <i>Risk</i>

Tablo 2. İncelenen Değişkenlere göre Literatür Çalışmaları

Çalışma	Dönem	Ülke	Yöntem	Sonuç
Atmadja (2005)	1997:07-2003:12	Endonezya Malezya Filipinler Singapur Tayland	Enge-Granger Eşbütünleşme Nedensellik	Sadece Singapur ve Tayland ülkelerinde Borsa endeksi ile ekonomik büyüme arasında tek yönlü ilişki bulmuşlardır. <i>BIST</i> → <i>GSYIH</i>
Aktaş (2006)	1986-2005	Türkiye	Granger Nedensellik	Sermaye piyasası ile ekonomik büyüme arasında kuvvetli bir ilişki bulmakla birlikte ilişkinin yönü hakkında kesin sonuca ulaşamamıştır.
Kandır vd. (2007)	1988-2004	Türkiye	Johansen Eşbütünleşme Nedensellik	Finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli ve tek yönlü ilişki bulmuşlardır. <i>GSYIH</i> → <i>BIST</i>
Duca (2007)	1957Q1-2005Q2	Amerika	Johansen Eşbütünleşme Nedensellik	Almanya hariç diğer 4 ülkede Borsa endeksi ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli ve tek yönlü ilişki bulmuşlardır. <i>GSYIH</i> → <i>BIST</i>
	1957Q1-2004Q4	Japonya		
	1970Q1-2004Q4	Fransa Almanya İngiltere		
Güngör ve Yılmaz (2008)	1987Q1-2005Q4	Türkiye	Granger Nedensellik	Borsa endeksi ile iktisadi büyüme arasında uzun dönemli ve çift yönlü ilişki tespit etmişlerdir. <i>BIST</i> ↔ <i>GSYIH</i>

Aydemir (2008)	1998Q1- 2008Q2	Türkiye	Johansen Eşbütünleşme Nedensellik	Hisse senedi fiyatları ile GSYH arasında uzun dönemli ve çift yönlü ilişki bulmuşlardır. $BIST \leftrightarrow GSYIH$
Altıntaş ve Tombak (2011)	1987Q1- 2008Q4	Türkiye	Johansen Eşbütünleşme Nedensellik	Hisse senedi fiyatları ile GSYH arasında uzun dönemli ve çift yönlü ilişki bulmuşlardır. $BIST \leftrightarrow GSYIH$
Kaya, Gülhan ve Güngör (2012)	1998Q1- 2009Q4	Türkiye	Johansen Eşbütünleşme Nedensellik	GSYH ile BİST arasında uzun dönemli ve tek yönlü ilişki olduğunu ortaya koymuşlardır. $BIST \rightarrow GSYIH$
Bayar vd. (2014)	2000Q4- 2013Q3	Türkiye	Johansen Eşbütünleşme Nedensellik	Finansal gelişme ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli ve tek yönlü ilişki bulmuşlardır. $BIST \rightarrow GSYIH$

## 2. ÇALIŞMANIN YÖNTEMİ

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkileri incelemek amacıyla eşbütünleşme analizi uygulanmaktadır. Eşbütünleşme analizinin uygulanabilmesi için değişkenlerin durağanlık derecelerinin bilinmesi gerekmektedir. Yapılan birim kök testlerine göre aynı düzeyde durağan çıkan değişkenlere Engle-Granger (1987) ve Johansen-Juselius (1990) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testleri uygulanabilmektedir. Ancak farklı düzeylerde durağan çıkan değişkenler için bu testlerin uygulanması mümkün değildir. Bu durumda Pesaran ve Shin (1999) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı ortaya atılmıştır. EKK yöntemine dayanan bu yaklaşıma Pesaran vd. (2001) tarafından eklemeler yapılarak literatürde ARDL olarak bilinen yöntem geliştirilmiştir.

ARDL yaklaşımının daha önceki eşbütünleşme testlerine göre bütünleşme seviyelerini hesaba katmama, değişkenlerin tamamını içsel kabul etme, az sayıda gözleme sahip çalışmalarda güvenilir sonuçlar verme ve modeldeki kısa ile uzun dönem parametrelerini eşanlı olarak tahmin etmek gibi üstünlükleri bulunmaktadır (Yamak ve Korkmaz, 2007).

ARDL uzun dönem katsayılarının tutarlı ve yansız olmasını sağlamaktadır. Hata düzeltme modeli ARDL'den hesaplanabilir ve kısa dönemdeki dengesizliklerin uzun dönemde ne kadar zamanda giderildiği tespit edilebilmektedir. Literatürde kullanılan genel ARDL modeli eşitlik (1)'deki gibi ifade edilebilir:

$$\phi = (L, p) = a_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, p)x_{it} + u_t = 1 - \phi_1 L^1 - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \quad (1)$$

Burada  $a_0$  sabit,  $\phi$  bağımlı değişken,  $x_{it}$  bağımsız değişken ve L gecikme operatörü olarak tanımlanmıştır. Ayrıca k bağımsız değişken sayısını ve p gecikme uzunluğu sayısını belirtmektedir. Eşitlik 1'den yola çıkarak uzun dönem ilişkisi veren model eşitlik (2)'de gösterilmektedir:

$$Y_T = \mu + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Buradaki katsayıların tahmini eşitlik (3)'teki denklem yardımıyla yapılmaktadır.

$$\hat{\mu} = \frac{a_0}{1 - (\phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p)} \quad \hat{\beta} = \frac{\beta_{i0} + \beta_{i1} + \dots + \beta_{iq}}{1 - (\phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p)} \quad (3)$$

Değişkenler arasındaki ilişkiyi ortaya koymaya yarayan hata düzeltme modelinin denklemini eşitlik (4)'deki gibi ifade edilebilir:

$$\Delta Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{i1} \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^{\hat{p}-1} \phi_{i1} \Delta y_{t-j} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{\hat{q}-1} \beta_{ij} \Delta x_{it-j} = -\phi(1 - \hat{p}) ECM_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Burada  $ECM_{t-1}$  hata düzeltme terimi eşitlik (5)'deki gibi hesaplanır:

$$ECM_{t-1} = Y_t - \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i \Delta x_{it} \quad (5)$$

Burada  $\phi(1 - \hat{p})$  uzun döneme doğru uyarılama hızı katsayısıdır ve 0 ile -1 arasında olması gerekmektedir. Modelde k gecikme sayısı uzun dönemdeki ilişkiyi ortaya koymak için belirlenmelidir. Bu sayı Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri (SC) ile belirlenmektedir. Burada dikkat edilmesi gereken nokta gecikme uzunluğu ile belirlenen modelde otokorelasyon, sabit varyans ve normallik varsayımının sağlanması gerekmektedir. Eğer bunlardan biri sağlanmıyorsa ikinci en küçük gecikme uzunluğuna bakılması önerilmektedir (Pesaran ve Shin, 1999; Erdoğan, 2015).

Kullanılan yöntem değişkenlerin bazılarının birinci farkında bazılarının düzeyde durağan oldukları durumlarda kullanılmakta ve iki aşamadan oluşmaktadır. İlk olarak kurulan modeldeki değişkenlerin gecikmeleri belirlenmekte daha sonra standart F testiyle uzun dönemde ilişki olup olmadığına bakılmaktadır. Hesaplanan F istatistiği belirlenen anlamlılık düzeyinde Pesaran vd. (2001) kritik değerleri ile karşılaştırılır. Eğer hesaplanan F istatistik değeri alt ve üst kritik sınır değerlerinin arasına düşerse kesin bir yorum yapılamamaktadır. F istatistik değeri kritik alt sınırdan küçükse uzun dönemde değişkenler arasında ilişki olmadığı buna karşın F istatistik değeri üst sınırdan büyükse değişkenler arasında uzun dönemde ilişki olduğu yorumu yapılabilir. Uzun dönem ilişki belirlendikten sonra kısa dönem ilişki için eşitlik (6)'daki gibi ARDL ve eşitlik (7)'deki gibi ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli kurulmalıdır.

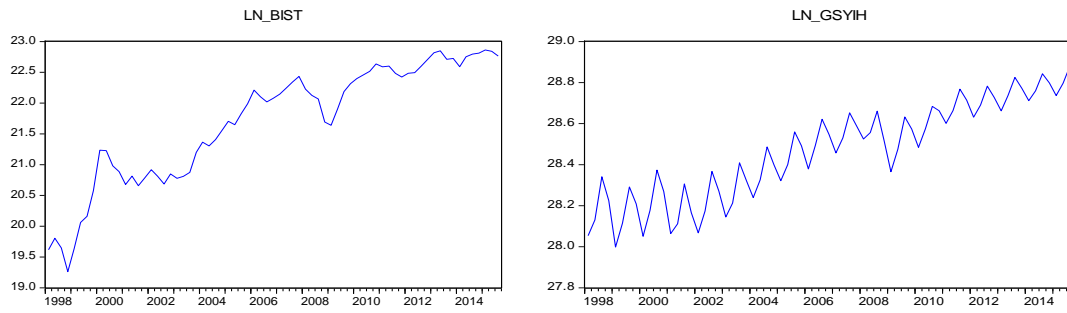
$$LN\_GSYIH_t = a_0 + \sum_{i=1}^k a_{1i} LN\_BIST100_{t-i} + u_t \quad (6)$$

$$\Delta LN\_GSYIH_t = a_0 + \sum_{i=1}^k a_{1i} \Delta LN\_BIST100_{t-i} + \delta ECT_{t-1} + u_t \quad (7)$$

### 3. UYGULAMA

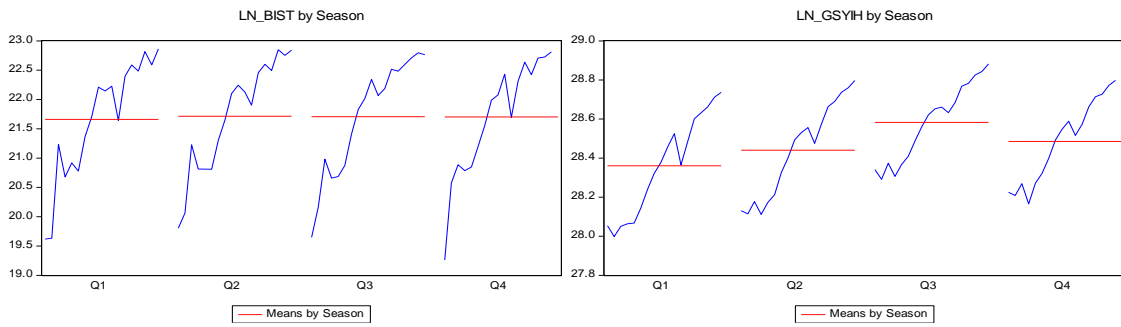
İlk olarak incelenen değişkenlerin doğal logaritması (LN) alınarak analize başlanmıştır. Bu tür ekonomik çalışmalarda serilerin doğal logaritmasının alınması yoğun olarak uygulanan bir durumdur. Logaritmik serilerle çalışmak serilerin özelliklerini daha iyi incelemek, varyansı stabilize etmek ve serilerdeki aykırı gözlemlerin etkilerini azaltması açısından daha çok tercih edilmektedir. Çalışmada kullanılan tüm veriler Merkez Bankasından alınmış olup LN\_BIST Borsa İstanbul Ulusal 100 Endeksi Kapanış fiyatlarını, LN\_GSYH Gayri Safi Yurtiçi Hâsılayı (Harcama yöntemiyle Cari Fiyatlarla) temsil etmektedir. Veri seti 1998-2015 dönemi çeyreklik verileri temsil eden 71 gözlemden oluşmaktadır. Daha sonra zaman serisi özelliklerini incelemek için değişkenlerin grafiklerine bakılarak mevsimsellik ve trend içerip içermediği tespit edilmeye çalışılmıştır.

**Şekil 1. LN\_BIST100 ve LN\_GSYH Grafikleri**



Şekil 1, LN\_BIST serisinde artan trend, LN\_GSYH serisinde ise hem trend hem de mevsimsellik olabileceğini düşündürmektedir. ARDL uygulanırken kısa ve uzun dönem modellere trend ve mevsimsellik eklenerek tahminler yapılmıştır. Mevsimselliğin varlığını daha net ortaya koymak için Panelli çizgi ve ortalamalar mevsimsel zaman grafiğinden yararlanılmıştır.

**Şekil 2. Panelli Çizgi ve Ortalamalar Mevsimsel Zaman Grafiği**



Şekil 2 incelendiğinde LN\_BIST serisinin çeyrek dönem ortalamalarının birbirine çok yakın olması mevsimsellik taşımadıklarını işaret etmektedir. Ancak LN\_GSYH serisinin çeyreklik dönem ortalamalarına bakıldığında diğer çeyreklik dönemlere göre 3. çeyreğin mevsimsellik içerebileceğine işaret etmektedir. Söz konusu etkiyi arındırabilmek amacıyla modellere mevsimsel kukla değişkenleri eklenmiştir.



Araştırmada ilk olarak değişkenlerin birim kök içerip içermediğinin diğer bir deyişle durağanlık derecelerinin kontrol edilmesi gerekmektedir. Buna göre %5 anlamlılık düzeyine göre PP ve KPSS birim kök analiz sonuçları Tablo 3’de görülmektedir.

**Tablo 3. İncelenen Değişkenlerin Ait Birim Kök Araştırması Sonuçları**

Model Cinsi	Değişkenler	Philips-Perron (PP)		KPSS		Durağanlık Derecesi
		Düzye	1. Fark	Düzye	1. Fark	
Sabit	LN_GSYH	-6,866*	-	0,071*	-	I(0)
+	LN_BIST	-2,294	-6,260*	0,179	0,035*	I(1)
Trend	Tablo Değeri	-3,475	-3,475	0,146	0,146	

\*: İlgili serilerin durağan olduğunu göstermektedir.

PP sonuçları incelendiğinde hesaplanan test istatistiği değerleri tablo değerinden büyük olduğunda seriler durağan değildir ve birim köke sahiptir. KPSS sonuçları incelendiğinde hesaplanan test istatistiği değerleri tablo değerinden küçük olduğunda seriler durağan değildir ve birim köke sahiptir. Sonuç olarak LN\_BIST değişkeninin birinci farkında I(1), LN\_GSYH değişkeninin düzeyde I(0) durağan olduğu görülmüştür. Buradan durağanlık dereceleri aynı olmadığından ARDL analizinin uygun olduğu söylenebilmektedir. Bu bağlamda; ilk olarak araştırılan değişkenler arasında eşbütünleşme olup olmadığını ortaya koymak için kısıtlanmamış VAR’a dayalı hata düzeltme benzeri model eşitlik 8’de ve tahmin edilen model sonuçları ise tablo 4’te gösterilmiştir.

$$\Delta(\text{LN\_GSYH}) = c + \beta_t + \sum_{j=1}^s D_j t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta(\text{LN\_GSYH}_{t-i}) + \sum_{i=0}^q a_i \Delta(\text{LN\_BIST}_{t-i}) + \gamma_1 \text{LN\_GSYH}_{t-1} + \gamma_2 \text{LN\_BIST}_{t-1} + u_t \quad (8)$$

Burada c sabit,  $\beta_t$  trend,  $u_t$  hatayı ve s çeyreklik dönem mevsimselliği göstermek üzere D birinci, ikinci, üçüncü dönem çeyreklik kukla değişkenlerini ifade etmektedir.  $\gamma_1$  ve  $\gamma_2$  ise eşbütünleşme ilişkisini ortaya koymak için kullanılan uzun dönem katsayılarını ifade etmektedir.

**Tablo 4. ARDL Sınır Testi Model Sonuçları**

Bağımlı Değişken: d(LN_GSYH)			
Değişkenler	Katsayı	t istatistiği	Prob.
D(LN_GSYH(-1))	0,295	2,338	0,0239
D(LN_GSYH(-2))	-0,068	-0,546	0,5876
D(LN_GSYH(-3))	0,011	0,120	0,9047
D(LN_GSYH(-4))	0,387	4,273	0,0001



D(LN_GSYH(-5))	0,085	0,866	0,3910
D(LN_GSYH(-6))	0,106	1,129	0,2648
D(LN_GSYH(-7))	0,098	1,142	0,2594
<b>D(LN_GSYH(-8))</b>	0,256	2,980*	<b>0,0046*</b>
<b>C</b>	15,964	4,383*	<b>0,0001*</b>
<b>@trend</b>	0,004	4,281*	<b>0,0001*</b>
<b>seas(3)</b>	0,015	1,187	0,2412
D(LN_BIST)	0,033	1,536	0,1314
D(LN_BIST(-1))	0,055	2,285	0,0271
D(LN_BIST(-2))	-0,042	-1,831	0,0737
<b>D(LN_BIST(-3))</b>	0,070	3,127*	<b>0,0031*</b>
<b>LN_BIST(-1)</b>	0,072	3,011*	<b>0,0043*</b>
<b>LN_GSYH(-1)</b>	-0,622	-4,316*	<b>0,0001*</b>

$$\Delta(LN\_GSYH_t) = 15,964 + 0,004t + 0,015seas(3) + \sum_{i=1}^8 \beta_i \Delta(LN\_GSYH_{t-i}) + \sum_{i=0}^3 a_i \Delta(LN\_BIST_{t-i}) - 0,622LN\_GSYH_{t-1} + 0,072LN\_BIST_{t-1} + u_t \quad (9)$$

Tablo 4 incelendiğinde değişkenlerin ilgili gecikmelerinin, sabit trend ve uzun dönem katsayıların anlamlı olduğu görülmektedir. Bunun yanında en iyi model araştırılırken; anlamsız olmakla birlikte mevsimsel kukla değişken dikkate alınmadığında modelde otokorelasyon problemi meydana geldiği tespit edildiğinden üçüncü çeyreği temsil eden mevsimsel kukla değişken modelden dışlanmamıştır. Tahmin edilen modele ait tanısal test sonuçları Tablo 5’te verilmiştir.

**Tablo 5. Eşbütünlüme İlişkisi Araştırması ARDL Sınır Testi Model Tanısal Test Sonuçları**

<b>R<sup>2</sup></b>	0,968	<b>JB</b>	1,587	<b>LM(4)</b>	0,511	<b>ARCH</b>	0,769	<b>Hata</b>	0,018
----------------------	-------	-----------	-------	--------------	-------	-------------	-------	-------------	-------

Tablo 5’e bakıldığında  $R^2$  değerinin 1’e çok yakın olduğu görülmektedir. Ayrıca modelin hatalarının normal dağılım göstermesi, değişen varyans ile otokorelasyon sorunlarının olmaması ve kurulan modelin hatasının küçük olması istenmektedir. Jarque-Bera (JB) test istatistiğinin 2 serbestlik dereceli ki-kare kritik değeri olan 5.99’dan küçük olması normal dağıldığını, LM(4) ve ARCH değerlerinin 0.05’ten büyük olması modelde otokorelasyon ve değişen varyans olmadığını, hatanın 0’a yakın olması modelin iyi bir model olduğunu göstermektedir. Söz konusu modele ait eşbütünlüme ilişkisi için kurulan hipotezler Tablo 6’da verilmiştir.

**Tablo 6. ARDL Sınır Testi Eşbütünlüme İlişkisi için Kurulan Hipotezler**

Hipotez	Yokluk Hipotezi	Alternatif Hipotez
F	$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = 0$	$H_1 : \gamma_1 \neq \gamma_2 \neq 0$
t	$H_0 : \gamma_1 = 0$	$H_1 : \gamma_1 < 0$

İlk hipotez uzun dönem katsayılarının aynı anda sıfıra eşit olup olmadığının, ikinci hipotez ise bağımlı değişken katsayısının sıfıra eşit olup olmadığının testidir. Kurulan hipotezlere göre elde edilen sonuçlar Tablo 7’de verilmiştir.

**Tablo 7. ARDL Sınır Testi Sonuçları**

Model Cinsi	Hipotez	k	Test İstatistiği	Alt Sınır	Üst Sınır
Sabit + Trend	1	1	9,904*	6,56	7,30
	2	1	-4,316*	-3,41	-3,69

Hesaplanan Wald test istatistik değerleri Pesaran vd. (2001) tablo üst sınır değerlerinden büyük olduğundan kurulan  $H_0$  hipotezleri reddedilmiştir. Bu sonuç iki değişken arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi olduğunu ifade etmektedir.

Bu aşamada uzun dönemde birlikte hareket ettikleri gösterilen değişkenlerin uzun ve kısa dönem nedenselliğinin araştırılabilmesi için ilk aşamada ARDL modeli, ardından Kısıtlanmış Hata Düzeltme Modeli elde edilecektir.

**Tablo 8. ARDL(5,4) Modeli Sonuçları**

Bağımlı Değişken: LN_GSYH			
Değişkenler	Katsayı	t istatistiği	Prob.
LN_GSYH(-1)	0,650	7,543	0,0000
LN_GSYH(-2)	-0,349	-3,873	0,0003
LN_GSYH(-3)	0,227	2,190	0,0330
LN_GSYH(-4)	0,533	4,699	0,0000
<b>LN_GSYH(-5)</b>	-0,395	-4,300	<b>0,0001*</b>
<b>C</b>	8,783	4,296	<b>0,0001*</b>
<b>@trend</b>	0,002	3,271	<b>0,0019*</b>
<b>Seas(3)</b>	0,016	1,431	0,1583
LN_BIST	0,022	1,050	0,2983
LN_BIST(-1)	0,093	2,995	0,0042
LN_BIST(-2)	-0,099	-3,282	0,0018

LN_BIST(-3)	0,095	3,511	0,0009
LN_BIST(-4)	-0,082	-4,476	<b>0,0000*</b>
<b>D2002Q3</b>	0,022	2,046	<b>0,0457*</b>

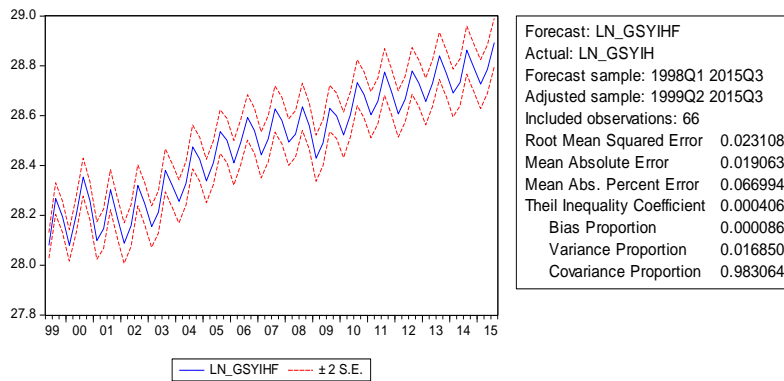
Tahmin edilen ARDL (5,4) modelinde bağımlı ve bağımsız değişkenin ilgili gecikmeleri ile , sabit trend katsayıların ve ayrıca uzun dönem ARDL modelinde 2002'nin 3. çeyreğinde tespit edilen yapısal kırılmanın anlamlı olduğu görülmektedir. Bu yapısal kırılma Bai-Perron testi dikkate alınarak tespit edilmiş ve modele eklenmiştir. Benzer şekilde en iyi model araştırılırken; anlamsız olmakla birlikte mevsimsel kukla değişken dikkate alınmadığında modelde otokorelasyon problemi meydana geldiği tespit edildiğinden üçüncü çeyreği temsil eden mevsimsel kukla değişken modelden bırakılmıştır. Sözü edilen modele ait tanısal test sonuçları ise Tablo 9'da verilmiştir.

**Tablo 9. ARDL (5,4) Modeli Tanısal Test Sonuçları**

<b>R<sup>2</sup></b>	0,993	<b>JB</b>	4,615	<b>LM(4)</b>	0,121	<b>ARCH</b>	0,907	<b>Hata</b>	0,020
----------------------	-------	-----------	-------	--------------	-------	-------------	-------	-------------	-------

Tablo 9'a bakıldığında  $R^2$  değerinin 1'e çok yakın olduğu, JB test istatistiğinin 5.99 değerinden küçük olduğu için normal dağıldığını, LM(4) ve ARCH değerlerinin 0.05'ten büyük olması modelde otokorelasyon ve değişen varyans olmadığını, hatanın 0'a yakın olması modelin iyi bir model olduğunu göstermektedir. Ayrıca ortaya konulan sonuçlara göre birlikte hareket ettikleri söylenebildiği modelin tahmin grafiği Şekil 3'deki gösterilmiştir.

**Şekil 3. ARDL(5,4) Modelinin Tahmin Grafiği (Forecast)**



Şekil 3 incelendiğinde ARDL(5,4) modelinin, gerçek modelin istatistiksel açıdan iyi bir tahmincisi olduğu söylenebilmektedir. Bu aşamada ARDL modelinin normalizasyonu neticesinde elde edilen uzun dönem katsayılar Tablo 10'da sunulmuştur.

**Tablo 10. Uzun Dönem İlişki Katsayıları**

Değişkenler	Katsayılar	Prob
<b>C</b>	26,276	<b>0,0001*</b>

<b>LN_BIST</b>	0,085	<b>0,0001*</b>
<b>D2002Q3</b>	0,066	<b>0,0457*</b>
<b>@trend</b>	0,007	<b>0,0019*</b>

Uzun dönem katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bağımsız değişken LN\_BIST'in bağımlı değişken LN\_GSYH'i pozitif yönde etkilediği görülmektedir. Bu durum uzun dönemde borsadaki hisselerin değerleri arttıkça/azaldıkça Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla'da artış/azalış olacağını göstermektedir.

Bu aşamadan sonra uzun dönem (kointegrasyon) modeli vasıtasıyla edinilen ECT (-1) hata düzeltme terimi serisinin bir gecikmesi kısıtlanmış hata düzeltme modeline dahil edilerek kısa dönemde meydana gelen dengesizliğin uzun dönemde yüzde kaçının dengeye geleceğine dair öngöründe bulunulmuştur. Tahmin edilen kısıtlanmış hata düzeltme modeli eşitlik 10'da ve tahmin edilen model sonuçları ile tanısal testler tablo 11-12'de sunulmuştur.

$$\Delta(\text{LN\_GSYIH}) = c + \sum_{i=1}^8 \varphi_i \Delta(\text{LN\_GSYIH}_{t-i}) + \sum_{i=1}^3 a_{1i} \Delta(\text{LN\_BIST}_{t-i}) + \delta ECT_{t-1} + \text{trend} + \text{seas}(3) + u_t \quad (10)$$

**Tablo 11. Kısıtlanmış Hata Düzeltme Modeli**

Bağımlı Değişken= d(LN_GSYH)			
Değişkenler	Katsayılar	t İstatistiği	Prob
D(LN_GSYH(-1))	0,139237	1,245890	0,2191
D(LN_GSYH(-2))	-0,224841	-2,009182	0,0504
D(LN_GSYH(-3))	-0,116712	-1,308397	0,1972
D(LN_GSYH(-4))	0,311898	3,556076	0,0009
D(LN_GSYH(-5))	-0,045889	-0,510712	0,6120
D(LN_GSYH(-6))	0,077398	0,833148	0,4091
D(LN_GSYH(-7))	0,104358	1,176100	0,2456
<b>D(LN_GSYH(-8))</b>	0,214538	2,496189	<b>0,0162*</b>
<b>C</b>	-0,013648	-1,799801	0,0785
D(LN_BIST)	0,015164	0,665770	0,5089
D(LN_BIST(-1))	0,062609	2,863566	0,0063
D(LN_BIST(-2))	-0,029175	-1,328925	0,1904
<b>D(LN_BIST(-3))</b>	0,093170	4,463893	<b>0,0001*</b>
<b>ECT(-1)</b>	<b>-0,466246</b>	-3,994882	<b>0,0002*</b>

@trend	-0,000431	-2,236613	<b>0,0302*</b>
@seas(3)	0,032366	2,478300	<b>0,0169*</b>

Modele eklenen trend ve mevsimsellik düzeltmelerinin anlamlı oldukları belirlenmiştir. ARDL modeline dayalı hesaplanan ECT(-1) katsayısının negatif çıktığı ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu için değişkenler arasındaki eşbütünlük ilişkisini desteklediği görülmüştür. Bu değer bir dönem sonra dengesizliğin yaklaşık %46,6246'sının düzeleceğini ve  $100/46,6246 = 2,144 \cong 3$  dönem sonra dengeye geleceğini göstermektedir. Ancak yapılan tahminin güvenilirliği açısından Tablo 12'deki tanıtıl test sonuçlarının da anlamlı olması gerekmektedir.

**Tablo 12. Kısıtlanmış VAR Modeli Tanıtıl Test Sonuçları**

<b>R<sup>2</sup></b>	0,966	<b>JB</b>	0,415	<b>LM(4)</b>	0,670	<b>ARCH</b>	0,051	<b>Hata</b>	0,019
----------------------	-------	-----------	-------	--------------	-------	-------------	-------	-------------	-------

$R^2$  değerinin 1'e çok yakın olduğu, modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, hataların normal dağıldığı ve modelin hatasının sifıra oldukça yakın olduğu görülmektedir.

#### 4. SONUÇ

Finansal piyasaların en önemli unsurlarından birisi olan menkul kıymetler borsası tasarruf sahiplerinin tasarruflarını yatırıma aktarabilmesi için önemli bir rol üstlenir. Dolayısıyla güçlü bir menkul kıymetler borsası ekonomik büyümenin sağlanması noktasında da önemli katkılar sağlar. Bu noktada finansal gelişmişliğin önemli göstergelerinden birisi olan finansal enstrüman çeşitliliği ya da finansal derinleşme açısından menkul kıymetler borsası önemli katkılara sunar. Bu noktada iyi işleyen bir menkul kıymetler borsası tasarrufların verimli yatırım alanlarına aktarılmasını sağlayarak kaynakların etkin kullanımına ve dolayısıyla ekonomik büyümeye de katkıda bulunur.

Diğer taraftan yapılan literatürlere bakıldığında finansal gelişmenin mi ekonomik büyümeye yol açtığı yoksa ekonomik büyümenin mi finansal gelişmeye yol açtığı noktasında görüş farklılıkları vardır. Bu çalışmada için Türkiye'de 1998:Q1–2015:Q3 dönemine ait Finansal Gelişme göstergesi BIST100 ile ülkenin ekonomik büyümesi arasında ilişkiler ARDL analizi ile incelenmiştir. İlk olarak PP ve KPSS birim kök testleri kullanılarak serilerin durağanlığı incelenmiş ve değişkenlerin farklı düzeyde durağan oldukları belirlenmiştir. Bu sonuçlara uygun olarak eşbütünlük ilişkisi ARDL sınır testi ile incelenmiş ve değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi bulunmuştur. Diğer bir deyişle incelenen değişkenlerin uzun dönemde beraber hareket edeceği saptanmıştır.

Eşbütünlük ilişkisi bulunan değişkenlerin kısa dönem ARDL modeli kurulup ECT(-1) katsayısı hesaplanmıştır. Bu katsayı kısa dönemdeki dengesizliğin 3 dönem sonra ortadan kalkacağını göstermektedir. Ayrıca kısa dönem katsayılar istatistiksel açıdan anlamlı çıkmıştır. Bu sonuç incelenen değişkenler arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğu anlamına gelmektedir. Bağımsız değişken olan BIST100'deki değişimlerden GSYH'in aynı şekilde kısa ve uzun dönemde etkilenmesi beklenmektedir.

Sonu olarak söz konusu çalışmamız, menkul kıymetler borsasının diğer bir ifade ile finansal piyasaların büyüme üzerindeki nedensellik etkisini kanıtlayıcı sonuçlar ortaya koymaktadır.

## **KAYNAKÇA**

- Aktaş, M. (2006) “Türkiye’de Sermaye Piyasasının Gelişme Trend ve Ekonomik Büyüme İle İlişkisi”, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, (55): 47-54.
- Albeni, M. ve Demir, Y. (2005) “Makro Ekonomik Göstergelerin Mali Sektör Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi (İMKB uygulamalı)”, Muğla Üniversitesi SBE Dergisi, (14): 1-18.
- Altıntaş, H. ve Tombak, F. (2011) “Türkiye’de Hisse Senedi Fiyatları Ve Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi: 1987-2008”, Anadolu Üniversitesi II. Ekonomi Kongresi, 1-21.
- Altıntaş, H. ve Ayrıçay, Y. (2010) “Türkiye’de Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Sınır Testi Yaklaşımıyla Analizi”, Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 10(2): 71-98.
- Atmadja, A. S. (2005) “The Granger Causality Tests for The Five Asean Countries’ Stock Markets And Macroeconomic Variables During and Post The 1997 Asian Financial Crisis”, Jurusan Ekonomi Manajemen, Fakultas Ekonomi – Universitas Kristen Petra, (1): 1-21.
- Aydemir, O. (2008) “Hisse Senedi Getirileri ve Reel Sektör Arasındaki İlişki: Ampirik Çalışma”, Afyon Kocatepe Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi, 10(2): 37-55.
- Bayar, Y., Kılıç, C. ve Arıca, F. (2014) “Türkiye’de Cari Açığın Belirleyicileri”, Cumhuriyet Üniversitesi İ.İ.B. Dergisi, 15(1): 451-471.
- Belen, M. ve Karamelikli, H. (2016) “Türkiye’de Hisse Senedi Getirileri İle Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: ARDL Yaklaşımı”, İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi, 45(1): 34-42.
- Demetriades, P. ve Hussein, K. (1996) “Financial Development And Economic Growth: Cointegration And Causality Tests For 16 Countries”, Journal Of Development Economics, 51(2): 387-411.
- Dimson, E., Marsh, P. ve Staunton, M. (2004) “Global evidence on the equity risk premium”, Journal of Applied Corporate Finance, 15(4): 2-12.
- Duca, G. (2007) “The Relationship Between The Stock Market and The Economy: Experience from International Financial Markets”, Bank of Valletta Review, (36): 1-12.
- Elmas, B., Göçer, İ. ve Aksu, H. (2011) “İMKB Performansı İle Ekonomik Büyüme Oranı Arasındaki İlişki”, Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 22(2): 152-167.
- Engle, R. F. ve Granger, C.W.J. (1987) Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55: 251-276.

- Enisan, A. ve Olufisayo, O. A. (2009) “Stock Market Development And Economic Growth: Evidence From Seven Sub-Sahara African Countries”, *Journal Of Economics And Business*, 61(2): 162–171.
- Erdoğan, A. (2015) “Gayri Safi Yurtiçi Hasıla ve Ticari Dışa Açıklık Oranı İle Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları Arasındaki İlişkinin Türkiye İçin Ekonometrik Analizi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı”, *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 3(14): 15-38.
- Goldsmith, R. (1969) “Financial Structure and Development”, Yale University Press, New Haven.
- Gurley, J.G. ve Shaw, E.S. (1955) “Financial Aspects of Economic Development”, *The American Economic Review*, 45(4): 515-538.
- Güngör, B. ve Yılmaz, Ö. (2008) “Finansal Piyasalardaki Gelişmelerin İktisadi Büyüme Üzerindeki Etkileri: Türkiye İçin Bir VAR Modeli”, *Atatürk Ün. İ.İ.B.F. Dergisi*, 22(1): 173-192.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990) *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money*. Oxford Bulletin of Economics and Statistic, 52(2):169-209.
- Kandır, S. Y., İskenderoğlu, Ö. & Önal, Y. B. (2007) “Finansal Gelişme Ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Araştırılması”, *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 16(2): 311-326.
- Kaya, A., Gülhan, Ü. ve Güngör, B. (2012) “Türkiye Ekonomisinde Finans Sektörü Ve Reel Sektör Etkileşimi”, *Akademik Bakış Dergisi*, 5(8): 2-15.
- King, R.G. ve Levine, R. (1993) “Finance and Growth: Schumpeter Might be Right”, *Quarterly Journal of Economics*, 108: 717-737.
- McKinnon, R.I. (1973) *Money and Capital in Economic Development*, Washington: Brookings Institution Press.
- MERCAN, M. (2013) “Kredi Hacmindeki Değişimlerin Ekonomik Büyüme Etkisi: Türkiye Ekonomisi İçin Sınır Testi Yaklaşımı”, *Bankacılar Dergisi*, (84): 54-71.
- Mercan, M. ve Peker, O. (2013) “Finansal Gelişmenin Ekonomik Büyüme Etkisi: Ekonometrik Bir Analiz”. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 8(1): 93-120.
- Patrick, H.T. (1966) “Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries”, *Economic Development and Cultural Change*, 14(2): 174-189.
- Pesaran, H. M. ve Shin, Y. (1999) “An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach To Cointegration Analysis”, *Econometrics and Economic Theory in 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, 371-412.



- Pesaran, H. M., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001) “Bounds Testing Approaches To The Analysis Of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289-326.
- Ritter, J. R. (2005) “Economic Growth and Equity Returns”, *Pacific-Basin Finance Journal*, (13), 489–503.
- Schumpeter, J.A. (1912) “The Theory of Economic Development”, Cambridge: Harvard University Press.
- Shahbaz, M., Ahmed, N. ve Ali, L. (2008) “Stock Market Development and Economic Growth: ARDL Causality İn Pakistan”, *International Research Journal of Finance and Economics*, (14): 182-195.
- Shaw, E.S. (1973) “Financial Deepening in Economic Development”, New York: Oxford University Press.
- Tükenmez, N. M. ve kutay, N. (2016) “Ülke Riskinin Hisse Senetleri Getirileri Üzerine Etkisi: Türkiye Ve Arjantin Piyasaları İçin Bir Karşılaştırma”, *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 20(2): 631-645.
- Yamak, R. ve Korkmaz, A. (2007) “Türk Cari İşlemleri Açığı Sürdürebilir Mi? Ekonometrik Bir Yaklaşım”, *Bankacılar Dergisi*, (60): 17-32.