

# Türkiye’de Finansal Açıklık ve Büyüme İlişkisi: Bayer-Hanck (2013) Eşbütünleşme Analizi

Gökçe Tekin Turhan<sup>1</sup>

Received: 10/11/2020

Online Published: 20/04/2021

Accepted: 17/02/2021

## Özet

Finansal piyasaların verimli şekilde işlemesi durumunda en önemli çıktı ülkelerin ekonomik büyüme ve kalkınmasında yaratacağı olumlu gelişmeler olacaktır. Rekabetçi ve etkin piyasa yaklaşımı üzerine kurulan modeller, finansal açıklığın sermaye tahsisinin etkinliğini artırarak ekonomik büyümeyi artıracaklarını ifade etmektedir. Finansal dışa açıklık, finansal serbestleşmenin sonucudur ve bir ülkedeki finansal serbestleşmenin derecesini gösterir. Finansal dışa açıklık, dünya ekonomisinin finansal açıdan birbirine bağımlılığını belirttiğinden dolayı sermaye giriş ve çıkışları ile birlikte ifade edilmektedir. Finansal açıklık, uluslararası piyasalarda faaliyet gösteren yatırımcıların değişik finansal araçlar yardımıyla risk paylaşımı yapabilmelerine yardım etmektedir. Bu çalışmanın amacı, Türkiye için 2010.Q1-2020.Q4 dönemi için finansal dışa açıklığın büyüme üzerine etkisini uzun ve kısa dönem açısından ele almaktır. Bayer ve Hanck (2013) eşbütünleşme analizi sonucunda uzun dönemli ilişki belirlenmiştir. Finansal açıklık büyüme değişkenini %23.1 arttırıcı etkiye sahiptir. Modelde hata düzeltme teriminin katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Modelin hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır. Uzun dönemde beraber seyreden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmaların %39.3’ü ortadan kalkmakta ve seriler tekrar uzun dönem denge değerine yakınsamaktadır. Sonuç olarak, Türkiye için finansal açıklığın büyümeyi pozitif yönde etkilediği belirlenmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Finansal dışa açıklık, ekonomik büyüme, eşbütünleşme analizi

**JEL Sınıflandırması:** C32, F15, F21, F43

## Relationship between Financial Openness and Growth in Turkey: Bayer-Hanck (2013) Cointegration Analysis

### Abstract

If financial markets operate efficiently, the most important output will be the positive effects on the economic growth and development of countries. Models built on competitive and efficient market approaches indicate that financial openness will support economic growth by increasing the efficiency of capital allocation. Financial openness is the result of financial liberalization and indicates the degree of financial liberalization in a country. Financial openness indicates the financial interdependence of the world economies and is often expressed together with capital inflows and outflows. Financial openness helps investors utilize various financial instruments to mitigate and share risks while operating in international markets. This study examines the short and long term impacts of financial openness on economic growth of Turkey for the period from 2010.Q1 to 2020.Q4. Long-term relationship has been determined using Bayer and Hanck (2013) cointegration analysis. Based on this, financial openness has a 23.1% positive effect on increasing economic growth. The coefficient of the error correction term in the model is negative and statistically significant. The error correction mechanism of the model works. 39.3% of the short-term deviations between the series running together in the long term disappear and the series converge

<sup>1</sup> Dr. Öğr. Üyesi, Nişantaşı Üniversitesi, Bankacılık ve Finans Bölümü, [gokcetekturhan@gmail.com](mailto:gokcetekturhan@gmail.com), Orcid number: 0000-0001-7039-6782

to the long-term equilibrium values. As a result, it has been determined that financial openness has a positive effect on economic growth for Turkey.

**Keywords:** Financial openness, economic growth, cointegration analysis

**JEL Classification:** C32, F15, F21, F43

## 1. Giriş

Bilgi ve iletişim teknolojilerindeki gelişmelere paralel olarak 1980’li yıllardan bu yana gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde finansal bütünleşme eğilimi hız kazanmıştır. Bu eğilim, rekabetin her alanda küreselleşmesine neden olurken, ekonomik anlamda küreselleşme, dünyadaki hızlı değişime uyum sağlayabilmek amacıyla bilgi, teknoloji ve daha iyi eğitim olanaklarına erişim talebini de artırmaktadır (Sart, 2020:36). Küreselleşmenin bu yöndeki talepleri karşılayabilecek olanaklar sunabilmesi, daha verimli işleyen ekonomiler yoluyla ülkelerin yaşam standartlarını yükseltmelerine yardımcı olabilecektir. Bu bağlamda, finansal açıklığın verimlilik unsurlarıyla etkileşiminin finansal küreselleşme yönündeki itici gücü oluşturduğu düşünülmektedir (Kim vd., 2012:26-27).

Finansal dışa açıklık kavramı finansal gelişmişlik kavramından farklılaşmaktadır. Bir finansal sistem gelişirken ve daha karmaşık bir yapıya sahip olduğunda finansal piyasa yabancı yatırımlara açık hale gelmekte ve diğer finansal piyasalar ile daha yakın bir ilişki içerisine girmektedir (Dong-Hyeovd., 2012:27). Finansal dışa açıklık, finansal kalkınma üzerinde hem pozitif hem de negatif olmak üzere önemli etkilere sahiptir. Yabancı kurumsal yatırımcıların, 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 vd., 2015:8).

Finansal piyasaların dışa açılması, tasarrufların dünya ölçeğinde dağılımının düzenleneceği ve faiz oranlarının ülkeler arasında eşitleneceği varsayımından hareketle, tasarrufları teşvik ederek, tasarrufların etkin kaynak dağılımı ile verimli kullanım alanlarına yönlendirilmesini sağlamakta ve bu şekilde ekonomik büyümenin hızlanmasına katkıda bulunmaktadır (Chinn & Ito, 2008: 310).

Finansal açıklığın genel olarak gelişmekte olan ülkelerin büyüme düzeylerini gelişmiş ülkelerin seviyesine yaklaştıran önemli bir nitelik olduğu ve küresel düzeyde makroekonomik istikrarın sürdürülmesine katkı yaptığı görüşü de yaygındır. Finansal küreselleşmenin fayda ve riskleri üzerindeki görüşlerde kutuplaşmanın devam ettiği görülmektedir. Özellikle, 2008-2009 küresel krizinin gelişmekte olan ülkeleri artan finansal bağları nedeniyle etkilemesi, finansal bütünleşmenin sağlayacağı yararların ve uzun vadeli ekonomik etkileşimlerin yeniden hararetle tartışılmasının önünü açmıştır. Dolayısıyla, finansal açıklığa ilişkin politika seçeneklerinin değerlendirilmesinde teori ve ülke deneyimlerinin birlikte önem taşıdığı ortadadır.

Literatürde, finansal dışa açıklık için olumlu ve olumsuz yönde iki görüş söz konusudur. Türkiye için yapılan çalışmalarda da bir görüş birliği olmadığı görülmüştür. Bu durum çalışmanın motivasyonunu oluşturmuştur. Bu çalışmanın amacı, Türkiye için 2010.Q1-2020.Q4 dönemi için finansal dışa açıklığın büyüme üzerine etkisini uzun ve kısa dönem açısından ele almaktır.

## 2. Teorik Çerçeve

Finansal serbestleşme politikaları sonucunda uluslararası sermaye hareketlerinin serbestleştirilmesi ülkelerin finansal olarak dışa açılmalarını sağlamıştır. Finansal piyasaların dışa açılması ekonomi üzerinde olumlu etki oluşturmaktadır. Örneğin; finansal olarak dışa açılma ile birlikte yurt içi tasarruflar artarak daha etkin kullanılmakta, artan tasarruflar ile birlikte sermaye maliyetleri azalmakta ve finansal hizmetler artmaktadır. Bu faaliyetlerin tümü ekonomik büyüme üzerinde olumlu etki oluşturmaktadır (Yapraklı, 2007: 69).

Ülkelerin uluslararası finansal bütünleşme düzeylerinin ölçülmesinde temel olarak iki farklı gösterge kullanılmaktadır. Bazı çalışmalar sermaye akımları üzerindeki resmi kısıtları finansal açıklık ölçütü (resmi, de jure) olarak ele alırken, bazı çalışmalar alternatif bir yöntem kullanarak gerçekleşen toplam sermaye akım düzeylerini finansal açıklık ölçütü (fiili, de facto) olarak değerlendirmektedir (Bekaert vd., 2011:4). Finansal açıklık ölçütü olarak kullanılan resmi göstergeler, sermaye kontrollerinin gerçek etkisini göz önünde bulundurmadığı gerekçesiyle eleştirilmektedir. Gelişmiş ülkeler açısından her iki gösterge de yüksek bir finansal açıklık düzeyine işaret ederken, sermaye hesabı üzerinde kısıtlayıcı önlemlerin etkili olmadığı bazı gelişmekte olan ülkelerde resmi ve fiili finansal açıklık göstergeleri farklılaşabilmektedir (Kouadio ve Gakpa, 2021:140).

Finansal dışa açılmayla ortaya çıkan yabancı rekabet, yurt içi firmaların sermaye maliyetlerini azaltmakta, daha yüksek yatırım ile büyümeyi sağlamakta ve yurt içi finansal sektörün kalkınmasını geliştirmektedir. Rekabet yurt içi bankacılık sektöründe etkinliği arttırmakta ve ülkelerin öncü finansal teknolojilerden faydalanmasını sağlayarak üretimde artışa neden olmaktadır (Fasanya ve Olayemi, 2020:3). Ayrıca, finansal dışa açılmayla ortaya çıkan finansal kalkınma ile birlikte, finansal hizmetlerin artmasını sağlayan kurumlar ve piyasalar çoğalarak finans sektöründeki etkinliğin artmasına ve maliyetlerin düşmesine yardımcı olmaktadır (Estrada vd., 2010:5).

Finansal açıklık ülke vatandaşlarının yabancı varlık ve yükümlülüklerin elde etmesini ve yabancıların ulusal finans piyasalarında faaliyet göstermelerini kolaylaştırmaktadır. Özel (2012)'ye göre, finansal açıklık politikaları 4 temele dayandırmaktadır:

- Yerleşiklere yabancı finansal varlık tutma ve bulundurma izni verilmesi,
- Özel firmaların uluslararası finansal piyasalardan serbestçe borçlanmasına izin verilmesi,
- Yerleşiklere döviz cinsinden finansal işlem yapmak için izin verilmesi,
- Yabancıların yurtiçi piyasalarda serbestçe yatırım yapmalarına izin verilmesi.

Finansal açıklık bir ülkenin finansal serbestleşme düzeyini ölçmek için kullanılan bir kavramdır. Finansal açıklık politikaları aynı zamanda döviz kuru politikaları ve buna bağlı olarak ulusal para politikaları da etkilemektedir (Andersen ve Tarp, 2003:194). Özellikle, gelişmekte olan ülkelerin hızlı bir biçimde dünya ekonomisiyle bütünleştiği ve bu anlamda finansal açıklıklarını arttırdıkları görülmektedir (Köse vd., 2009:556).

Finansal dışa açıklık, dünya ekonomisinin finansal açıdan birbirine bağımlılığını belirttiğinden dolayı sermaye giriş ve çıkışları ile birlikte ifade edilmektedir. Finansal açıklık, uluslararası piyasalarda faaliyet gösteren yatırımcıların değişik finansal araçlar yardımıyla risk paylaşımı yapabilmelerine yardım etmektedir (Quinn vd., 2011:490).

Finansal açıklığın büyüme üzerindeki etkisi ise, teorik olarak McKinnon (1973) ve Shaw (1973) tarafından geliştirilen McKinnon-Shaw hipotezi ile desteklenmektedir. Bu hipotezde, finansal olarak dışa açılan gelişmekte olan ülkelerde finansal araçların fazla olması tasarrufları ve yatırımları arttırdığını ve bu durumun da ekonomik büyümeyi olumlu etkilediği ileri

sürülmektedir. McKinnon-Shaw yaklaşımı, ödünç verilebilir fonlar teorisine dayanmakta olup, söz konusu yaklaşımda sermaye hareketleri üzerindeki kısıtlamaların kaldırılması ile sermayenin görece olarak bol ve fakat getirisinin az olduğu ülkelere sermayenin kıt ve fakat getirisinin yüksek olduğu ülkelere kayması ile finansal derinliğin artacağı savunulmaktadır. Böylelikle, hem ülkelerarası faiz oranlarının eşitlenmesi hem de iç tasarrufların artışı ile büyüme için kaynak sağlanmış olacaktır. Diğer bir ifadeyle, finansal serbestleşme sonucu, ülkeye giren dış tasarruflar gelişmekte olan ülkelerin tasarruf oranlarını arttırarak yatırım, üretim ve ihracat hacminin genişlemesine neden olmakta ve böylelikle milli gelir artmaktadır (Atamtürk, 2007: 76-77).

Diğer yandan bazı araştırmacılar, kontrolsüz sermaye akımlarının belirli bir kurumsal ve finansal olgunluğa erişememiş ülkelerin ekonomik büyümelerinde ani yükseliş ve düşüşlere yol açması nedeniyle, finansal bütünleşmedeki artışı genel olarak küresel ekonomik ve finansal istikrar için bir tehdit olarak görmektedir (Sulaiman vd., 2012:18). Bu durum, gelişmekte olan ülkelerin refah seviyesinin gelişmiş ülkeler düzeyine yakınsama sürecini olumsuz etkileyebilmektedir. Sermaye hareketlerinin hız kazanmasıyla 1990'lı ve 2000'li yıllarda yaşanan finansal kriz deneyimleri, özellikle sermaye hareketlerinin serbest olduğu gelişmekte olan ülkelerin gelişmiş ülkelere kıyasla krizlere karşı daha kırılgan yapıda olduğunu ve krizlerden daha olumsuz etkilendiğini ortaya koymuştur (Özel & Sezgin, 2012: 290).

Sermaye piyasaları serbestleşen gelişmekte olan ülkelere daha yüksek getiri elde edebilme imkanına sahip olduğundan, uluslararası portföy yatırımcıları bu ülkelere daha fazla yatırım yapmaya başlamışlardır. Böylelikle, finansal serbestleşme politikaları gelişmekte olan ülkelere kısa vadeli portföy yatırımlarının artmasına neden olmuştur (Oyovwi vd., 2013:82). Yeterli mali ve finansal derinliğe sahip olamayan ülkelere kısa vadeli sermaye yatırımlarının bu denli artması ülkenin finansal yapısını daha da kırılgan hale getirmiştir. Özellikle, siyasi belirsizliklerin üst düzeyde olduğu gelişmekte olan ülkelere aniden ve büyük miktarlarda fon çıkışlarının yaşanması ülkeleri finansal krizler ile karşı karşıya bırakmıştır (Gemma vd., 2015:9; Bayar & Sezgin, 2017:50). Türkiye ekonomisi benzer sorunları 1994 ve 2001 yıllarında yaşamış ve yerel para birimini büyük oranlarda devalüe etmek zorunda kalmıştır.

Bazı araştırmacılar, sermaye hareketlerinin çeşitli yöntemlerle sınırlandırılmasını önerirken, 2008-2009 küresel krizi sonrasında IMF, finansal piyasalardaki aşırı genişleme ve daralma döngüsünü yumuşatmak amacıyla sermaye hareketlerinin yönetimi konusunu gündemine almıştır (Gaies & Nabi, 2019:428). Finansal yatırımlara yönelik olumsuz görüşlerin yanı sıra, neo-klasik modelin önerdiği gibi sermaye piyasalarının liberalizasyonun sermaye maliyetlerini düşürmesi ve böylece yatırımları canlandırarak kalıcı büyümeye yol açması beklenmektedir (Kar, 2014:65). Ayrıca, finansal açıklık faktör verimliliğini direkt olarak da etkileyebilmektedir. Bazı araştırmacılar, uluslararası yatırımların verimlilik etkisinin finansal açıklığın gelişmekte olan ülkelerin kalkınma açığını azaltarak, yatırımlar dolayısıyla ortaya çıkan büyüme etkisinden daha önemli olduğunu ifade etmektedirler (Kurt vd., 2018: 287; Nwodo & Ukwueze, 2019: 66).

Özetle, literatürdeki çalışmalar, finansal dışa açıklığın ekonomi üzerinde iki farklı etkiye yol açtığı yönünde birleşmektedir. Bunlardan ilki finansal dışa açıklığın artmasına bağlı olarak ülkeye giren yabancı yatırımların sayısı ve tutarı artmakta ve bu durum ülkede finansal derinliği arttırarak ekonomik büyümeyi arttırmaktadır. Bir diğer görüşe göre ise, siyasi veya ekonomik açıdan yeterli derinliğe sahip olamayan ülkelere yabancı yükümlülüklerin artması ekonominin kırılganlığını arttırarak ülkeleri kriz ortamına sürüklemektedir.

### 3. Ekonometrik Analiz

#### 3.1. Verilerin Tanıtımı

Çalışmada, [2010.Q1-2020.Q4] dönemini içeren çeyrek dönem veriler için finansal dışa açıklık ve büyüme ilişkisi ele alınmıştır. Veriler [www.tcmb.gov.tr](http://www.tcmb.gov.tr) veri bankasından elde edilmiştir. Aizenman'ın 2004 yılında yapmış olduğu çalışma referans alınarak finansal dışa açıklık oranı (FAO), [(gayri safi özel sermaye girişi + gayri safi özel sermaye çıkışı)/GSYH\*100] şeklinde hesaplanmıştır. Analizler Eviews 10.0 sürümü ve STATA 15.0 sürümü yardımıyla gerçekleştirilmiştir. Modelde yer alan değişkenler Tablo 1'de verilmiştir.

**Tablo 1:** Analizde kullanılan değişkenlerin tanıtımı

Değişken	Gösterimi	Tanımı
Finansal Dışa Açıklık Oranı (%)	FAO	Bağımsız değişken
Gayri Safi Yurt İçi Hasıla Büyüme Oranı (%)	BUY	Bağımlı değişken

#### 3.2. Ekonometrik Yöntem

Durağanlık testleri için Augmented Dickey-Fuller-ADF(1981) ve Phillips-Perron -PP (1988) testleri uygulanmıştır. Denklem sisteminde yer alan değişkenler için ortak gecikme uzunluğunu belirlemede literatürde sıklıkla kullanılan kriterler mevcuttur. Bu kriterler, Final Prediction Error (FPE), Hannan-Quinn (HQ), Schwarz (SW), Likelihood Ratio (LR) ve Akaike Information Criteria (AIC) şeklindedir. Bu kriterlere göre gecikme uzunluğu belirlenmiştir. Uzun dönem ilişkinin araştırması için Bayer-Hanck (2013) Eşbütünlüşme Analizi kullanılmıştır. Kısa dönem ilişkiler için hata düzeltme modeli uygulanmıştır.

#### 3.3. Bulgular ve Değerlendirme

İlk aşamada veriler için durağanlık testleri analiz edilmiştir. Her bir test için “sabit” ve “sabit+trend” seçenekleri kullanılmıştır. Mevsimselliğin giderilmesi amaçlı Eviews 10.0 sürümü içinde bulunan Hodrick-Prescott filtresi kullanılmıştır. BUY verisi bazı dönemlerde negatif değer aldığı için (düşüş) mevsimselliği gidermek amaçlı logaritma alınamamıştır. Mevsimsel etkilerden arındırılmış zaman serilerinin eğilim (trend) ve devresel hareket (cycle) bileşenlerine ayrıştırılması için çeşitli yöntemler geliştirilmişse de en fazla kullanılan teknik, Hodrick-Prescott (1997) tarafından geliştirilen filtredir. Hodrick-Prescott (HP) filtresi, bir zaman serisindeki eğilim ve devresel hareket bileşenlerini şu formu en azlayacak (minimize edecek) şekilde seçer:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \quad (1)$$

Bu denklemde  $\tau_t$  değişkeni eğilim bileşenini,  $\lambda$  ise, eğilimdeki oynaklığı düzleştiren “düzgünleştirme parametresini” (smoothing parameter) göstermektedir.  $\lambda$  parametresi, devresel hareket bileşeninde gözlenen oynaklığın eğilim bileşeninin ikinci farkıyla ölçülen oynaklığına oranını ifade eder ve veride gözlenen gürültü/sinyal oranını temsil eder. Filtre uygulanmadan önce  $\lambda$  değerinin belirlenmesi gerekmektedir.  $[0, \infty]$  aralığında değerler alabilen  $\lambda$  parametresinin sıfır olması veride devresel hareket görülmediğini, artı sonsuz değerini alması ise seride zaman içinde doğrusal bir hareket izleyen bir eğilim bileşeni bulunduğunu belirtir (Hodrick & Prescott, 1997:3-4). Bu çalışmada, teorisyenlerin uygulamacılara tavsiye ettiği üzere günlük veriler için  $\lambda=1600$  alınarak kullanılmıştır. FAO değişkeni negatif değer olmamasına rağmen, homojenliği sağlamak amaçlı bütün serilerde filtre kullanılması tercih

edilmiştir. Mevsimselliğin giderilmesi işlemi sonrasında trend etkilerinin belirlenmesi amaçlı birim kök testleri uygulanmıştır.

**Tablo 3:** Değişkenlere İlişkin ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	ADF		PP	
	Sabit	Sabit+trend	Sabit	Sabit+trend
FAO	-1.188 (0.106)	-1.317 (0.112)	-1.249 (0.117)	-1.312 (0.119)
BUY	-1.056 (0.223)	-1.219 (0.245)	-1.151 (0.256)	-1.219 (0.261)
$\Delta$ FAO	-6.902 (0.000)*	-7.205 (0.008)*	-6.873 (0.000)*	-7.127 (0.000)*
$\Delta$ BUY	-8.113 (0.000)*	-9.505 (0.012)*	-8.216 (0.000)*	-9.592 (0.000)*

\*0.05 için durağan değişken,

*Not:* parantez içi değerler (p) değerleridir ve  $\Delta$  gösterimi birinci mertebe farkı belirtmektedir.

Tablo 3’de yer alan sonuçlara göre, değişkenler düzey seviyesinde birim köke sahiptir. Değişkenler birinci mertebe fark için durağan çıkmıştır, I(1) seviyesinde durağanlık sağlanmıştır. Eşbütünleşme analizi için gecikme uzunlukları belirlenmiştir.

**Tablo 4:** Gecikme uzunluğunun belirlenmesine yönelik sonuçlar

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2061.236	NA	66065.27	28.12566	28.24772	28.17525
1	-1982.773	149.4525	37090.19	<b>27.54794*</b>	<b>28.40235*</b>	<b>27.89509*</b>
2	-1816.406	303.3087*	6309.128	25.77424	27.36100	26.41895
3	-1754.649	107.5500	4470.519	25.42380	27.74291	26.36608
4	-1690.976	105.6893	3102.766	25.04729	28.09875	26.28713
5	-1647.583	68.48387	2858.324	24.94671	28.73052	26.48411

Tablo 4’den görüleceği üzere, gecikme uzunluğu kriterlerinden çoğunluğu “1” gecikme için uygunluk göstermiştir. Bu durumda, eşbütünleşme analizi değişkenlerin birinci mertebe farkları ve 1 gecikme uzunluğu ile analiz edilecektir.

Uzun dönem regresyon modelinin kalıntılarına dayanarak tahmin edilen Engle-Granger (1987) eşbütünleşme testi, birim köklü olan seriler durağan hale getirilmeksizin, seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi ortaya çıkarabilen testtir. Ancak birden fazla açıklayıcı değişkenli modellerde Engle-Granger eşbütünleşme testinin zayıf olduğu kabul edilmektedir (Govindaraju ve Tang, 2013:314). Daha sonra geliştirilen Johansen (1991) eşbütünleşme testi ise gecikme uzunluğuna aşırı derecede duyarlıdır (Kızılgöl, 2006: 58). Daha sonraki yıllarda, Boswijk (1994) ise, hata düzeltme modeline dayanan ve F istatistiğiyle uygulanan yeni bir eşbütünleşme testi ortaya atmıştır. Banerjee vd. (1998) testi ise, hata düzeltme modeli ve t istatistiği temellidir. Bahsedilen eşbütünleşme testlerinin hiçbiri mükemmel ya da tamamen güçlü değildir. Bayer ve Hanck (2013), literatürdeki eşbütünleşme testlerinin çelişkili sonuçlar ortaya koymasından hareketle, Engle ve Granger (1987), Johansen (1991), Boswijk (1994) ile Banerjee vd. (1998) eşbütünleşme testlerini birlikte değerlendiren yeni bir test geliştirmiştir. Söz konusu testlerin olasılık değerlerini (anlamlılık düzeylerini) birleştiren ve daha güçlü bir eşbütünleşme testine ulaşan Bayer ve Hanck (2013) çalışmasındaki eşbütünleşme testinde; Engle-Granger (1987)’in tek denklemlilik, Johansen (1991)’in çok denklemlilik, Boswijk (1994)’in hata düzeltme terimine dayanan testi ve Banerjee vd. (1998)’in testlerinin olasılık değerlerini ele alarak uygulanmaktadır (Shahbaz, vd. 2013: 10, Aktürk, vd. 2014: 122). Bayer-Hanck (2013)

eşbütünleşme testi, Fisher'in ki-kare dağılımı formülünü izleyerek bireysel olasılık değerlerini birleştirmiştir (Arı, 2016: 61):

$$EG - JOH = -2[\ln(P_{EG}) + \ln(P_{JOH})] \quad (2)$$

$$EG - JOH - BO - BDM = -2[\ln(P_{EG}) + \ln(P_{JOH}) + \ln(P_{BO}) + \ln(P_{BDM})] \quad (3)$$

Denklem (2) ve Denklem (3)'de yer alan  $P_{EG}$ ,  $P_{JOH}$ ,  $P_{BO}$ ,  $P_{BDM}$ , Engle-Granger (1987), Johansen (1991), Boswijk (1994) ile Banerjee vd. (1998) eşbütünleşme testlerinin olasılık değerlerini ifade etmektedir. Eğer hesaplanan test istatistiği, Bayer-Hanck (2013) tarafından bulunan kritik değerden büyükse, eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı temel hipotez rededilir ve seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğuna karar verilir. Bayer-Hanck eşbütünleşme testi sonuçları Tablo 5'de verilmiştir.

**Tablo 5:** Bayer-Hanck (2013) eşbütünleşme testi sonuçları

Model	EG-JOH	EG-JOH-BO-BDM	Eşbütünleşme
Model : $FBUY=f(FFAO)$	16.864*	26.732**	Var
Anlamlılık Düzeyi	Kritik değer	Kritik değer	
%1 düzeyi	16.245	34.574	
%5 düzeyi	14.784	24.982	
%10 düzeyi	10.612	19.641	

Not: \* ve \*\* gösterimi %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme olduğunu belirtmektedir. "F" gösterimi birinci mertebe farkı göstermektedir.

Bayer ve Hanck (2013) eşbütünleşme testi sonuçları incelendiğinde, hesaplanan iki Fisher Test istatistiği değeri kritik değerleri geçmiştir ve eşbütünleşme ilişkisi belirlenmiştir. Bu durumda, FAO ile BUY değişkeni uzun dönemde ilişkilidir. Finansal dışa açıklık değişkeni beklentilere uygun şekilde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bulunan bu sonuç Utku ve Kahyaoğlu (2005) ile Yapraklı (2007) tarafından bulunan sonuçlardan farklıdır. Onlar Türkiye'de finansal dışa açıklığın artmasının ekonomik büyümeyi olumsuz yönde etkilediğini belirtmişlerdir.

Eşbütünleşme ilişkisi belirlenen model için uzun dönem eşbütünleşme katsayı tahminleri Tam Değiştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (Fully Modified Ordinary Least Square: FMOLS) ile gerçekleştirilmiştir.

**Tablo 6:** FMOLS uzun dönem eş bütünleşme katsayı tahminleri

Model	F(FAO) Katsayı Tahmini
Model : $FBUY=f(FFAO)$	0.231*

\*0.05 için istatistik anlamlı değişken, tahminlerdeki otokorelasyon ve değişen varyans sorunları, Newey-West yöntemi ile giderilmeye çalışılmıştır.

FMOLS yöntemi analizleri yapılırken, otokorelasyon ve değişen varyans sorunları Newey-West yöntemi ile giderilmeye çalışılmıştır. Varsayım testleri sonucunda herhangi bir varsayım sapması durumu yaşanmamıştır. Ele alınan model için FAO değişkeni BUY değişkeninin pozitif yönde (arttırıcı) istatistik anlamlı etkilemektedir. Tablo 6'ya göre; FAO değişkeni BUY değişkenini %23.1 arttırmaktadır.

Uzun dönemde birlikte hareket eden değişkenlerin kısa dönem dinamiklerini araştırmak amacıyla hata düzeltme modeli (Vector Error Correction Model : VECM) tahmin edilmiştir. Bu tahmin sonucu elde edilen bilgiler Tablo 7'de verilmiştir:

**Tablo 7:** Kısa dönem hata düzeltme modeli tahmin sonuçları

Bağımlı Değişken: $\Delta BUY_t$	Katsayı	Diagnostik testler
$\Delta FAO_t$	0.197*	$R^2 = 0.601$ , $Adj. R^2 = 0.598$ , $F(p) = 0.000^*$ , <b>Breusch-Godfrey LM Test</b> ( $p$ ) = 0.115*, <b>White Test</b> ( $p$ ) = 0.122*, <b>Ramsey RESET Test</b> ( $p$ ) = 0.139*, <b>JB test</b> ( $p$ ) = 0.248
$ECT_{t-1}$	-0.393*	
Sabit	2.673*	

**Not:** \*0.05 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı, JB; Jarque-Bera normallik testi olasılık değerini ifade etmektedir. Tahminlerdeki otokorelasyon ve değişen varyans sorunları, Newey-West yöntemi ile giderilmeye çalışılmıştır.

Tablo 7’de ele alınan model için istatistik anlamlı sonuçlar elde edilmiştir. Modelde hata düzeltme teriminin katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Yani; modelin hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır. Uzun dönemde beraber seyreden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmaların %39.3’ü ortadan kalkmakta ve seriler tekrar uzun dönem denge değerine yakınsamaktadır. Yani; kısa dönemde ortaya çıkan sapmalar ortadan kalkmakta ve değişkenler tekrar uzun dönemde denge değerine yaklaşmaktadır. Kısa dönemde FAO etkisi katsayı değerine göre uzun dönem için kısa döneme göre daha yüksek değer çıkmıştır. Böylece, FAO artışı büyüme üzerindeki etkisini uzun dönemde daha etkili biçimde göstermektedir.

#### 4. Sonuç

Finansal serbestleşme politikasının temel amacı, 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. Olumlu görüşe göre, finansal serbestleşme politikaları ekonomik büyümeye pozitif yönde katkı sağlamaktadır. Olumsuz görüşe göre ise, yeterli finansal derinliğe sahip olmayan gelişmekte olan ülkelerde kontrolsüz finansal serbestleşme politikaları ekonomiyi kırılgan hale getirerek kriz yaşanmasına neden olmaktadır. Literatürde, Türkiye için yapılan çalışmalarda da bir görüş birliği olmadığı görülmüştür. Bu durum çalışmanın motivasyonunu oluşturmuştur.

Bu çalışmanın amacı [2010.Q1-2020.Q4] dönemini içeren çeyrek dönem veriler için finansal dışa açıklık ve büyüme ilişkisini uzun ve kısa dönem açısından incelemektir. Bayer ve Hanck (2013) eşbütünleşme testine göre, hesaplanan iki Fisher Test istatistiği değeri kritik değerleri geçmiştir ve eşbütünleşme ilişkisi belirlenmiştir. Bu durumda, FAO ile BUY değişkeni uzun dönemde ilişkilidir. Ele alınan model için, FAO değişkeni BUY değişkenini pozitif yönde (arttırıcı) %23.1 istatistik anlamlı etkilemektedir. Modelde hata düzeltme teriminin katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Yani; modelin hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır. Uzun dönemde beraber seyreden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmaların %39.3’ü ortadan kalkmakta ve seriler tekrar uzun dönem denge değerine yakınsamaktadır.

Uzun ve kısa dönemli analizde, ekonomik büyümenin finansal açıklıktan pozitif ve istatistiki olarak anlamlı etkilendiği sonucu, literatürdeki Bekaert vd., (2001), Levine (2001), Edison vd. (2002), Ranciere vd., (2006), Klein ve Olivei (2008) ve Sulaiman vd., (2012) tarafından yapılan çalışmaları desteklemektedir.

Bu kapsamda, finansal açıklık politikalarının başarılı olması için spekülasyon sermaye hareketlerine yönelik denetimlerin yapılması ve spekülasyon sermaye hareketlerinden ziyade üretime ve istihdama doğrudan katkıda bulunan doğrudan yabancı sermaye girişlerinin arttırılmasına yönelik politikaların uygulanması gerektiği önerilmektedir. Finansal açıklık,



ülkelerin daha rekabetçi seviyeye yükselmelerini sağlamada önemli fırsatlar sunmaktadır. Bu nedenle, makro düzeyde uygulanacak kapsamlı ve tamamlayıcı politikalarla bu olanaklardan faydalanabilme yeteneğinin artırılması hedeflenmelidir. Türkiye'nin uzun dönemde finansal açıklıktan yararlanma potansiyelini artırabileceği düşünülmektedir. Ülkelerin finansal dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkisi, örneklem alınan ülkeler, zaman boyutu ve değişkenlerin hesaplanma yöntemine göre değişiklik gösterebilmektedir. İleriki çalışmalarda, bu nedenle, aynı dönem aralığı ve göstergeler kullanılarak değişik ülke grupları için farklı analizler yapılabilir.

### Kaynakça

- Aizenman, J. (2004). Financial Opening and Development: Evidence And Policy Controversies, *The American Economic Review*, 94(2), 65-70.
- Aktürk, L. N., Yılcı, V. & Bozoklu, Ş. (2014). Spot ve Türev Piyasalar Arasındaki Etkileşim: Türkiye Örneği, 1.Karadeniz ve Balkan Ekonomik ve Politik Araştırmalar Sempozyumu bildiriler Kitabı, ss.675-687, Zonguldak.
- Andersen, T. B. & Tarp, F. (2003). Financial Liberalization, Financial Development and Economic Growth in LDCs, *Journal of International Development*, 15(2), 189-209.
- Arı, A. (2016). Türkiye'deki Ekonomik Büyüme ve İşsizlik İlişkisinin Analizi: Yeni Bir Eşbütünlük Testi, *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 4 (4), 57-67.
- Atamtürk, B. (2007). Gelişmekte Olan Ülkelerde ve Türkiye'de Finansal Serbestleşmenin İç Tasarruflar Üzerine Etkisi. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 23(2), 75-89.
- Banerjee, A., Dolado, J. J. & Mestre, R. (1998). Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework, *Journal of Time Series Analysis*, 19(3), 267-83.
- Bayar, Y. & Sezgin, F. (2017). Trade Openness, Inequality And Poverty in Latin American Countries, *Ekonomika*, 96(1), 47-57.
- Bayer, C. & Hanck, C. (2013). Combining non-cointegration tests. *Journal of Time Series Analysis*, 34(1), 83-95.
- Bekaert, G., Harvey, R. C., & Lundblad, C. (2001). Does Financial Liberalization Spur Growth?. *Journal of Financial Economics*, 77 (1), 3-55.
- Bekaert, G., Harvey, C. R., & Lundblad, C. (2011). Financial Openness And Productivity. *World Development*, 39(1), 1-19.
- Boswijk, H. P. (1994). Testing for an unstable root in conditional and structural error correction models. *Journal of econometrics*, 63(1), 37-60.
- Chinn, M. D. & Ito, H. (2008). A New Measure of Financial Openness. *Journal of Comparative Policy Analysis*, 10(3), 309-322.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49(1), 1057-1072.
- Edison, J. H., & Levine R., & Ricci, L., & Tortsen, S. (2002). International financial integration and economic growth. *Journal of International Money and Finance*, 21(6), 749-776.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 55(2), 251-276.
- Estrada, G., Park, D. & Ramayandi, A. (2010). Financial Development and Economic Growth in Developing Asia. ADB Economics Working Paper Series No: 233, Manila: Asian Development Bank.

- Estrada, G., Park, D. & Ramayandi, A. (2015). Financial Development, Financial Openness, and Economic Growth, ADB Economics Working Paper Series, No. 442, Manila: Asian Development Bank.
- Fasanya, O. I. & Olayemi, A. I. (2020). Modelling financial openness growth-nexus in Nigeria: evidence from bounds testing to cointegration approach, *Future Business Journal*, 6(4), 1-11.
- Gaies, B. & Nabi, M-S. (2019). Financial Openness and Growth in Developing Countries, *Journal of Economic Integration*, 34(3), 426-464.
- Gemma E., Park, Donghyun & Ramayandi, A. (2015). Financial Development, Financial Openness, And Economic Growth. Asian Development Bank, ADB Economics Working Paper Series No: 442, 1-45.
- Govindaraju, V.G.R.C. & Tang, C. F. (2013). The dynamic links between CO2 emissions, economic growth and coal consumption in China and India, *Applied Energy*, 104(1), 310-318.
- Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1-16.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.
- Kar, M., Nazlıoğlu, Ş., & Ağır, H. (2014). Trade Openness, Financial Development and Economic Growth in Turkey: Linear and Nonlinear Causality Analysis, *Journal of BRSA Banking&Financial Markets*, 8(1), 63-86.
- Kızılgöl, Ö. (2006). Türkiye’de Büyüme Oranı ile İşsizlik Arasındaki İlişkisi, *Akademik Fener Dergisi*, 6(1), 54-69.
- Kim, D. H., Lin, S. C., & Suen, Y. B. (2012). Dynamic Effects Of Financial Openness On Economic Growth and Macroeconomic Uncertainty, *Emerging Markets Finance and Trade*, 48(1), 25-54.
- Klein, M. W. & Olivei, G. P. (2008). Capital account liberalization, financial depth, and economic growth. *Journal of International Money and Finance*, 27(6) 861-875.
- Kouadio, K. H. & Gakpa, L. L. (2021). Financial Openness and Economic Growth in Côte d’Ivoire: The Total Factor Productivity, *International Journal of Financial Research*, 12(2), 138-149.
- Köse, M. A., Prasad, E. S., & Terrones, M. E. (2009). Does Openness to International Financial Flows Raise Productivity Growth?, *Journal of International Money and Finance*, 28(4), 554-580.
- Kurt S., Sezgin F. H., Sart, G. (2018). G7 Ülkelerinde Patent Üretimini Etkileyen Değişkenler için Panel Veri Analizi. *Yönetim Bilimleri Dergisi/Journal of Administrative Sciences*, 16(32), 285-298.
- Levine, R. (2001). International financial liberalization and economic growth. *Review of International Economics*, 9(4), 688-702.
- Mckinnon, R. I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Washington, D. C.: Brookings Institution.
- Nwodo, O. S. & Ukwueze, E. R. (2019). Trade Openness, Financial Openness, and Growth in Emerging Market Economies: A Dynamic Panel Approach, Bhattacharyya, R. (Ed.) *The Gains and Pains of Financial Integration and Trade Liberalization*, Emerald Publishing Limited, Bingley, 63-75.
- Oyovwi, O. Dickson & Eshenake, S. J. (2013). Financial Openness and Economic Growth in Nigeria: A Vector Error Correction Approach, 7 (4), 79-92.
- Özel, H. A. (2012). Küreselleşme Sürecinde Ticari ve Finansal Açıklığın Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği, *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 10(19), 1-30.

- Özel, A. H., & Sezgin, F. (2012). Ticari serbestleşme-ekonomik büyüme ilişkisinin bootstrap kantil regresyon yardımıyla analizi. *İktisat Fakültesi Mecmuası*, 62(2), 283-303.
- Phillips, P.C. B & Perron, P. (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75(2),335 346.
- Ranciere, R., & Tornell, A., Westermann, F. (2006). Decomposing the effects of financial liberalization: Crises vs. growth. *Journal of Banking & Finance*, 30(12), 3331-3348.
- Sart, G. (2020). Ar-Ge Harcamalarının Bilimsel Makale Sayısına Etkisi: G7 Ülkeleri Örneği. *Bilim-Teknoloji-Yenilik Ekosistemi Dergisi*, 1(1), 35-45.
- Shaw, S. E. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*. New York: Oxford University Press.
- Shahbaz, M., Farhani, S. & Öztürk, İ. (2013). Coal Consumption, Industrial Production and CO2 Emissions in China and India, *Munich Personal RePEc Archive*, Paper No: 50618, 1-19.
- Sulaiman, L. A., & Oke, M. O., & Azeez, B. A. (2012). Effect of financial liberalization on economic growth in developing countries: the nigerian experience. *International Journal of Economics and Management Sciences*, 1(12), 16-28.
- Utkulu, U., & Kahyaoğlu, H. (2005). Ticari ve finansal açıklık Türkiye’de büyümeyi ne yönde etkiledi?. *Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni No:2005/13*, 1-32, Turkish Economic Association, Ankara.
- Quinn, D. P., Schindler, M., & Toyoda, A. M. (2011). Assessing Measures of Financial Openness and Integration. *IMF Economic Review*. 59 (3), 488-522.
- Yapraklı, S. (2007). Ticari ve finansal dışa açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki: Türkiye üzerine bir uygulama. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 5(1), 67-89.