



Bingöl Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi
Bingol University
Journal of Economics and Administrative Sciences

Cilt/Volume: 6, Sayı/Issue: 2
Yıl/Year: 2022, s. 323-347
DOI: 10.33399/biibfad.1129995
ISSN: 2651-3234/E-ISSN: 2651-3307
Bingöl/Türkiye



Makale Bilgisi /Article Info
Geliş/Received: 13.06.2022 Kabul/ Accepted: 19.10.2022

FINANSAL DIŞA AÇIKLIK VE KAPSAYICI BÜYÜME İLİŞKİSİ: MENA ÜLKELERİ ÖRNEĞİ

*Financial Openness and Inclusive Growth Nexus: The Case of
MENA Countries*

Ömer Faruk ALTUNÇ*
Hüseyin İŞLEK**

Öz

Kapsayıcı büyüme, ekonomik büyümenin önemli olduğu ancak büyümenin nimetlerinin bireyler ve sosyal gruplar arasında adil bir şekilde paylaşılmadığı sürece refahta sürekli iyileştirmeler sağlamak için yeterli olmadığı fikrine dayanır. Bu yüzden finansal açıklığın refahı azaltıcı etkilerinin bertaraf edilmesi, büyümenin kapsayıcı olması ile mümkün hale gelebilecektir. Böyle bir durumda, finansal açıklık gelir eşitsizliğini düzelterek Gini katsayısının düşmesini ve finansal tabana yayılmayı da sağlayacaktır. Bu ilişkiden hareketle çalışmanın amacı, 16 MENA ülkesi verisi kullanarak 1995-2019 dönemi için finansal açıklık ve kapsayıcı büyüme arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmaktır. Bu amaçla hem yapısal kırılmaları dikkate almayan Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) hem de yapısal kırılmaların Fourier yaklaşımıyla dikkate alındığı Panel Fourier Toda Yamamoto nedensellik analizinden yararlanılmıştır. Bulgular, Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) testi için kapsayıcı büyümeden Finansal açıklığa doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi sunmaktadır. Panel Fourier Toda Yamamoto testi sonuçlarına göre ise MENA ülkeleri için finansal açıklık ile kapsayıcı büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisine ulaşılmıştır.

* Prof. Dr., Muş Alparslan Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü,
o.altunc@alparslan.edu.tr, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1563-7990>.

** Araş. Gör., Muş Alparslan Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü,
h.islek@alparslan.edu.tr , ORCID: <http://orcid.org/0000-0001-7848-6299>.

Anahtar Kelimeler: Finansal dışa açıklık, kapsayıcı büyüme, panel nedensellik, MENA ülkeleri.

JEL Kodları: C33; 011; O16.

Abstract

Inclusive growth is based on the idea that economic growth is important, but that the benefits of growth are not sufficient to produce sustained improvements in well-being unless shared fairly among individuals and social groups. Therefore, eliminating the welfare-reducing effects of financial openness will only be possible if growth is inclusive. In such a case, financial openness will correct income inequality, decrease the Gini coefficient and provide financial inclusion. Based on this relationship, the study aims to investigate the causal relationship between financial openness and inclusive growth for 1995-2019 using data from 16 Middle East and North Africa (MENA) countries. For this purpose, both Emirmahmutoğlu and Köse (2011) causality analysis, which does not consider structural breaks, and Panel Fourier Toda Yamamoto, in which structural breaks are taken into account with the Fourier approach, were used. The findings present a one-way causality relationship from inclusive growth to Financial openness for the Emirmahmutoğlu and Köse (2011) test. On the other hand, according to the Panel Fourier Toda Yamamoto test results, a bidirectional causality relationship was found between financial openness and inclusive growth for MENA countries.

Keywords: Financial openness, inclusive growth, panel causality, MENA countries.

JEL Codes: C33; 011; O16.

1. Giriş

Finansal sistemin önemli işlevlerinden biri, sermayeyi en verimli kullanım alanlarına tahsis etmektir. Diğer faktörler sabit iken, sermayenin etkin tahsisini sağlayan bir finansal sisteme sahip ülke ekonomisi diğer ülkelere göre daha hızlı büyüyecektir. Böyle bir ülke

daha verimli yatırımlara ve daha az beyaz fillere¹ sahip olacaktır. Finansal sistemin gelişmesi, finansal hizmetlere düşük maliyetlerle erişimi mümkün hale getirerek finansal tabana yayılma (Financial Inclusion) hızını artıracaktır. Gelişen dijital teknolojiler ve finansal hizmetlerin maliyetinin düşmesi bu yayılma hızının artmasında etkili olmaktadır. Finansal tabana yayılma önceden finansal hizmetlerden mahrum olan düşük gelirli vatandaşların finansal sisteme dahil olmaları şeklinde tanımlanmaktadır. Bu yönüyle finansal tabana yayılma kapsayıcı büyümenin (Inclusive Growth) önemli bileşenlerinden biridir (Beck vd., 2007). Ancak, günümüzde çoęu gelişmekte olan ülkede, vatandaşların belli bir kısmının ve bazı küçük ölçekli işletmelerin finansal hizmetlerden mahrum olduęu bilinmektedir. Bu durum ekonomik büyümenin önündeki engellerden biri olarak görülmektedir. Kapsayıcı büyüme ekonomik büyümenin önemli olduęu ancak, büyümenin nimetlerinin bireyler ve sosyal gruplar arasında adil bir şekilde paylaşılmadıęı sürece refahta sürekli iyileştirmeler sağlamak için yeterli olmadığı fikrine dayanır (OECD, 2014: 9). Rekabetçi ve etkin piyasa modellerine dayanan ekonomik teori, finansal açıklığın ekonomik büyümeyi desteklemesi gerektiğini söylese de ampirik kanıtlar böyle bir bağlantının varlığına dair ikna edici kanıtlar bulamamıştır. Bazı ülkeler finansal açıklıktan fayda sağlarken, dięerleri daha düşük bir ekonomik büyüme sürecine girmiş veya liberalleşmeyi takip eden yıllarda ciddi krizler ve durgunluklar yaşamıştır. Finansal açıklığın refahı azaltıcı etkilerinin bertaraf edilmesi, büyümenin kapsayıcı olması ile mümkün hale gelebilecektir. Böyle bir durumda, finansal açıklık gelir eşitsizliğini düzelterek Gini

¹ Beyaz fil, İktisat yazınında “külfeti nimetinden çok olan yatırım” anlamında kullanılan bir deyimdir. Beyaz fil, bakım maliyeti, faydası veya değeri ile uyumlu olmayan bir şeydir. Yatırım açısından bakıldığında, bu terim, işletmesi ve bakımı çok pahalı olan ve ondan gerçekten kâr elde etmenin son derece zor olduęu bir varlık, mülk veya işletmeyi ifade eder.

katsayısının düşmesini ve finansal tabana yayılmayı da sağlayacaktır (Beck vd., 2007: 29).

Literatür incelendiğinde ampirik bulguların seçilen yöntem, ele alınan dönem ve ülke grubuna göre önemli ölçüde farklılaştığı görülmektedir. Bu çalışmada ilgili analizlerin yapılması için Ortadoğu ve Kuzey Afrika (MENA) ülkeleri seçilmiştir. Çalışmada MENA ülkelerinin incelenmesinin nedeni, homojen bir yapıya sahip olmaması ve gelir dağılımının eşitsiz olduğu bir bölge olmasıdır. Bir tarafı yoksul diğer tarafı zengin olan bölge gelir dağılımında dünyanın eşitsiz bölgelerinden biridir. MENA ülkeleri içinde özellikle doğal kaynak bakımından fakir olup yüksek nüfusa sahip ülkelerde (Cibuti, Mısır, Ürdün, Fas, Tunus, Lübnan ve Filistin) görece finansal hizmetlere erişim oldukça sınırlıdır. Bölgenin genel anlamda düşük finansal gelişmişlik düzeyine sahip olması yoksulların finansal hizmetlere daha fazla erişimini engellemektedir. Finansal gelişmenin yoksulluğu azaltması önemli ölçüde kapsayıcı büyüme ile mümkündür. Bu cümleden hareketle çalışmada 1995-2019 dönemi yıllık verilerinden hareketle kapsayıcı büyüme ve finansal açıklık arasındaki ilişki incelenmiştir.

Makale şu şekilde ilerlemektedir. Bir sonraki bölümde finansal açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye dair literatür verilecektir. Daha sonra veriler, değişken tanımları, ülke örneği ve ampirik metodoloji sunulmaktadır. Çalışmanın metodolojisi anlatıldıktan sonra, MENA ülkeleri için kapsayıcı büyüme ve finansal açıklık ilişkisine dair ampirik bulgular özetlenmektedir. Son bölümde ise ampirik bulgular değerlendirilmektedir.

2. Literatür Taraması

Finansal açıklık kavramı finansal gelişme kavramı ile ilişkili olmasına rağmen ondan farklıdır. Bir finansal sistem geliştikçe ve daha sofistike hale geldikçe, genellikle yabancı sermayeye açılır ve yabancı finansal sistemlerle daha fazla bütünleşir. Finansal açıklık finansal gelişmeyi hem olumlu hem de olumsuz etkileyebilir. Doğrudan yabancı yatırım girişleri beraberinde ileri yabancı teknoloji, yönetim becerileri ve diğer teknik bilgileri (Know-How) getirerek yurtiçi

pazarları daha rekabetçi hale getirerek büyümeyi teşvik edebilir. Finansal açıklık yatırımcıların genel yatırım riskini azaltacak risk paylaşımı ve risk çeşitlendirme faaliyetlerini artıracaktır. Finansal açıklık aynı zamanda finansal piyasaların fonksiyonlarını iyileştirebilecek sermaye tahsisindeki verimliliği de arttırır. Doğrudan yabancı yatırım dışındaki sermaye girişleri bile yerli firmaların yurtdışı tasarruflara erişmesini sağlayarak büyümeye katkıda bulunabilecektir. Ancak etkin işleyen sağlam bir finansal sistemden yoksun ülkelerde yabancı sermaye girişleri yanlış tahsis edilerek ekonomik büyümeyi sekteye uğratan finansal krizlerle sonuçlanabilir (Estrada vd., 2015: 26).

Finansal gelişmişlik düzeyinin ülkeler arasındaki büyüme performansı ile yüksek oranda ilişkili olduğu ileri sürülmektedir (Sachs vd., 1995). McKinnon (1973) ve Shaw (1973) gelişmekte olan ülkelerde finansal piyasaların baskı altında olduğunu iddia etmektedirler. Bu ülkelerdeki finansal baskı sonucunda, yatırım ve tasarruf düzeyi çok düşük olmakta, bu da ekonomik büyümenin düşük seyretmesine yol açmaktadır. Finansal liberalizasyon hükümet kontrollerini azaltarak yatırım ve tasarrufların artmasını sağlar (Orji vd., 2015: 664).

Ekonomi yazınındaki klasik görüş, ekonomik büyümenin emek ve sermaye gibi üretim faktörlerinin miktarındaki değişikliklerden veya faktör kaynaklı verimlilik artışlarından kaynaklandığıdır. Finansal açıklık, üretim faktörlerinin miktar olarak artmasına ve bu faktörlerin kullanımında verimlilik artışlarına katkıda bulunarak ekonomik büyümeyi teşvik edebilecektir (Eatwell, 1997: 226). Literatürde finansal açıklık ile ekonomik büyüme arasında bir ilişkiye ulaşamayan çalışmaların yanında açıklığın ekonomik büyümeyi sekteye uğratacağını savunan çalışmalar da mevcuttur. Alesina vd. (1993) gelişmiş sanayi ülkeleri için finansal açıklık ve büyüme arasında bir ilişki bulamamışlardır. Rodrik (1998) çalışmasında bu iddiayı destekleyen kanıtlar ortaya koymuştur. Çalışmada sermaye kontrolü olmayan ülkelerin daha hızlı büyüdüğüne ve daha hızlı yatırım yaptığına dair hiçbir kanıtın olmadığı ifade edilmiştir. Klein ve Olivei (1999) sermaye açıklığının finansal derinleşmeye yol açtığını ancak yükselen piyasa ekonomilerinin bu açıklığı faydaya dönüştürecek

temel politik ve ekonomik kurumlardan yoksun olduklarını iddia etmişlerdir. Agénor (2003)'a göre büyük ve hızlı sermaye girişleri, enflasyonist baskıya, parasal genişlemeye ve döviz kurunun değerlenmesine yol açarak gelişmekte olan bir ülkenin ekonomik istikrarını olumsuz etkileyebilir. Chanda (2002) bir ülkenin etnik farklılık (Heterogenity) derecesine bağlı olarak sermaye kontrollerinin olumlu veya olumsuz etkilerinin olabileceğini söylemiştir. Etnik farklılık derecesinin görece yüksek olduğu ülkelerde sermaye kontrollerinin daha fazla ekonomik büyümeye yol açtığını ifade etmiştir. Rajan ve Zingales (2003), finansal açıklığın aynı zamanda kurumsal yönetimi geliştirmek, finansal gelişmeyi teşvik etmek ve daha yüksek ekonomik büyümeye öncülük etmek gibi verimlilik faktörlerini de doğrudan etkileyebileceğini ifade etmişlerdir.

Son dönemde finansal açıklık ve ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişkinin varlığına ulaşan ve sayısı artan bir literatür mevcuttur. Ekonomik büyümeyi temsilen kapsayıcı büyüme değişkeninin kullanıldığı Oluwasago Oduntan vd. (2017) çalışmasında finansal gelişmeden kapsayıcı büyümeye doğru tek yönlü nedensellik bulgusuna ulaşılmıştır. Çalışmada yoksulluğun ortadan kalkması, gelir eşitsizliğinin ve işsizliğin azalması için finans kesiminin gelişmesi gerektiği ve hükümetin bu konuda destek vermesi gerektiği vurgulanmaktadır. Gaies ve Nabi (2019) çalışmalarında borç ve doğrudan yabancı yatırım (DYY) gibi iki dış finansman kaynağının gelişmekte olan ülkelerde büyümeyi nasıl etkilediğini incelemektedirler. Bulgular her iki dış finansman kaynağının da kredi kanalı yoluyla büyümeyi pozitif etkilediğini ortaya koymuştur. Ayrıca çalışmada döviz kuru istikrarının finansal krizlere karşı kırılganlığı azaltırken, daha yüksek istikrarın ise döviz kuru katılığına yol açarak kriz oluşumunu arttırdığı ifade edilmiştir. Sadalia vd. (2019) çalışmalarında ASEAN ülkeleri için finansal açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmada finansal açıklık değişkeni için KAOPEN (Capital Account Openness) ve net doğrudan yabancı sermaye girişi (FDI Net Inflows) değişkenleri kullanılmıştır. Bulgular her iki değişken ile ekonomik büyüme arasında pozitif ve anlamlı bir ilişkinin olduğunu ortaya koymuştur. Selvarajan ve Ab-Rahim (2020) çalışmalarında 1980-2015 verilerini kullanarak 33 Asya

ülkesi için üç farklı zaman dilimini dikkate alarak finansal entegrasyon ile ekonomik büyüme ilişkisini araştırmışlardır. Kriz öncesi dönemde (1980-1995) bu ilişkinin anlamlı olduğu ancak kriz sonrası dönemde (1998-2015) ve genel anlamda finansal entegrasyon ile ekonomik büyüme arasında bir ilişkinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Vo vd. (2020) çalışmalarında ARDL modelinden hareketle finansal entegrasyon ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Bulgular finansal entegrasyon ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu ve bu iki değişken arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu ortaya koymuştur. Kouadio ve Gakpa (2021) çalışmalarında finansal açıklığın ekonomik büyümeyi toplam faktör verimliliği yoluyla nasıl etkilediğini incelemiştir. Bulgular finansal gelişme, makroekonomik istikrar ve yurtiçi yatırımların toplam faktör verimliliğinin önemli belirleyicileri olduğunu ortaya koymuştur.

Literatüre genel olarak bakıldığında finansal açıklığın ekonomik büyümeyi faktör verimliliği, kurumsal kalite ve dış finansman kaynakları yoluyla olumlu ya da olumsuz etkileyebileceği vurgulanmıştır. Gelişmiş ve iyi denetlenen bir finans sektörü, iyi kurumlar ve sağlam makroekonomik politikalar olmadan finansal açıklık büyümeyi olumlu etkilemeyecektir (Köse vd., 2006: 8). Ülke grupları bağlamında finansal açıklığın gelir dağılımını ve eşitsizliği ne şekilde etkilediğine dair sınırlı bir literatür olduğu görülmektedir. Bu çalışmada finansal açıklık ile kapsayıcı büyüme arasındaki ilişki MENA ülkeleri için incelenmiştir. Bu çalışmanın literatüre iki açıdan katkı sunması beklenmektedir. Birincisi, MENA ülkeleri için finansal açıklık ve kapsayıcı büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen ilk çalışma olmasıdır. İkincisi, Yılancı ve Görüş (2020)'ün geliştirmiş olduğu yapısal kırılmaların etkilerini de dikkate alan yeni bir Panel Fourier Toda-Yamamoto (PFTY) nedensellik testinin uygulanmasıdır. Fourier fonksiyonlar, yapısal kırılmaların biçimi, sayısı ve konumunun bilinmesini gerektirmeyen çok esnek bir yaklaşım sunmaktadır.

3. Veri Seti ve Metodoloji

3.1. Veri Seti

Bu çalışmada finansal açıklık ve kapsayıcı büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmektedir. Bu amaçla 16 MENA (Cezayir, Bahreyn, Mısır, İran, İsrail, Ürdün, Kuveyt, Lübnan, Fas, Umman, Suudi Arabistan, Sudan, Tunus, Türkiye, Birleşik Arap Emirlikleri ve Filistin) ülkesinin 1995-2019 yılları arası dönem verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenler Dünya Bankası'nın World Development Indicators (Dünya Kalkınma Göstergeleri)'dan elde edilmiştir. Finansal açıklık (FA) göstergesi literatürde yasal (De Jure) ve fiili (De Facto) olarak iki farklı şekilde ölçülmektedir (Chinn ve Ito, 2005; Lane ve Milesi-Ferretti, 2007). Zhang vd. (2015) belirttiği gibi bu ölçümler arasında bir mukayese yapmak mümkün değildir. Bu çalışmada Zhang vd. (2015) ile paralel olarak finansal açıklık göstergesi için doğrudan yabancı yatırımların GSYH'ye oranı kullanılmıştır. Doğrudan yabancı yatırımlar, yabancı yatırımcıların bir ülke ekonomisinde faaliyet gösteren işletmelerin %10 ve daha fazlasını elde ettikleri net yatırımları ifade etmektedir.

Literatürde kapsayıcı büyümenin ölçümü konusunda bir fikir birliği yoktur. Çalışmada kapsayıcı büyümeyi temsilen çalışan başına düşen GSYH değişkeni kullanılmıştır. Bu değişken doğrudan üretim sürecinde yer alan nüfusa odaklanmaktadır. Ayrıca işçi başına geliri de yansıtan bu değişken, nüfus için mevcut fırsatları ve bu fırsatların nüfus arasında nasıl paylaşıldığını da yakalar. Bu ölçü, bir ülkedeki işsizlik düzeyini, gelir eşitsizliğini ve yoksulluk düzeyini kapsadığı için sürdürülebilirliği ve büyümeyi önemli ölçüde yakalar (Adeniyi vd., 2020; Oyinlola ve Adedeji, 2019; Raheem vd., 2018). Kapsayıcı büyüme değişkeni GSYH'nin toplam istihdama bölünmesiyle elde edilmekte ve 2017 yılına göre satın alma gücü paritesi ile sabit hale getirilmektedir.

3.2. Metodoloji

Bu çalışmada finansal açıklık ile kapsayıcı büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi panel nedensellik analizleri yardımıyla incelenmiştir. Bu amaçla hem yapısal kırılmaları dikkate almayan Emirmahmutoglu ve Köse (2011) (EK) hem de yapısal kırılmaların Fourier yaklaşımıyla dikkate alındığı Panel Fourier Toda Yamamoto (PFTY) nedensellik testlerinden yararlanılmıştır. Yılcı ve Görüş

(2020) çalışmalarında EK panel nedensellik testini Fourier yaklaşımlarla geliştirerek yapısal kırılmaları da dikkate alan bir test önermişlerdir. Bu iki nedensellik testinin seçilmesindeki önemli gerekçelerden biri de yapısal değişimlerin MENA ülkelerinde finansal açıklık ile kapsayıcı büyüme arasındaki ilişkiyi etkileyip etkilemediğini görebilmektir. EK ve PFTY nedensellik testleri yatay-kesit bağımlı ve heterojen paneller için geliştirilmiştir. Bundan dolayı serilere öncelikle yatay-kesit bağımlılık ve homojenlik testleri uygulanacaktır.

3.2.1. Yatay-Kesit Bağımlılık ve Homojenlik Testleri

Yatay-kesit bağımlılık, bir ülkede ortaya çıkan bir şokun diğer ülkeleri de etkilemesinin bir sonucudur. Küreselleşme, ekonomik bütünleşmeler, uluslararası ticaret ve iş birlikleri, teknolojik gelişmeler gibi olgular bu tür bağımlılıkları artıran nedenlerdir. Panel birimleri arasında yatay-kesit bağımlılık olması durumunda bu tür bağımlılıkların dikkate alındığı testlerin kullanılması gerekmektedir. Yatay-kesit bağımlılığının dikkate alınmaması sapmalı sonuçlara yol açabilmektedir (Nazlioglu vd., 2011: 6618).

Yatay-kesit bağımlılık için modeller aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$KB_{it} = \gamma_{0i} + \gamma_{1i}FA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$FA_{it} = \delta_{0i} + \delta_{1i}KB_{it} + u_{it} \quad (2)$$

Yatay-kesit bağımlılık testlerinde birimler arasında bağımlılığın olmadığı boş hipoteze karşı en az iki birim arasında bağımlılığın olduğunu belirten alternatif hipotez sınanmaktadır. Bu testlerden ilki Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilmiştir. Bu test LM testi olarak adlandırılmakta ve birim boyutunun (N) küçük zaman boyutunun (T) büyük olduğu durumlar için kullanılmaktadır. LM test istatistiği;

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \sim \chi_{N(N-1)/2} \quad (3)$$

Burada $\hat{\rho}_{ij}$, 1 ve 2 nolu denklemlerin EKK tahminlerinden elde edilen kalıntılar arasındaki korelasyon katsayısıdır. N sabit ve T

sonsuzaya giderken LM testinin ki-kare dağılımına sahip olduğu bilinmektedir. Pesaran (2004) LM testinin N'nin T'ye göre daha büyük olduğu durumlarda uygulanamayacağını belirtmiştir. Bu nedenle Pesaran (2004) N ve T sonsuzaya giderken bile uygulanabilen ölçeklendirilmiş bir LM testi önermiştir. Bu test istatistiği standart normal dağılıma sahiptir. Ölçeklendirilmiş LM test istatistiği;

$$CD_{lm} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T\hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \sim N(0,1) \quad (4)$$

Pesaran (2004) ölçeklendirilmiş LM testinin N'nin T'ye göre daha büyük olduğu durumlarda boyut bozulmaları gösterdiğini belirtmiştir. Bu nedenle N'nin T'ye göre daha büyük olduğu durumlar için CD (Cross-Section Dependence) testini önermiştir. CD testi asimptotik olarak standart normal dağılıma sahiptir. CD test istatistiği aşağıdaki şekilde formüle edilmektedir;

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right) \sim N(0,1) \quad (5)$$

Ülkeler arasında güçlü bir bağımlılığın bulunması ülkelerin kalkınma sürecinde aynı dinamiklere sahip olduğunu göstermez. Her ülkenin kendine özgü kalkınma süreci bulunmaktadır (Breitung, 2005; Chang vd., 2013; Pan vd., 2015). Bu nedenle her ülkenin aynı koşullara tabi tutulması doğru bir yaklaşım olmayacaktır. Panel veri analizlerinde ülkelerin eğim katsayılarının bu nedenle homojen olup olmadıklarının test edilmesi iyi bir yaklaşım olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu amaçla Hashem Pesaran & Yamagata (2008) panel veriler için eğim katsayılarının homojen olup olmadıklarını test etmek için $\tilde{\Delta}$ (Delta) testini geliştirmiştir. Bu test Swamy (1970) testinin geliştirilmiş bir versiyonudur. $\tilde{\Delta}$ testinde eğim katsayılarının homojen olduğunu belirten boş hipotez eğim katsayılarının heterojen olduğu alternatif hipoteze karşı sınanmaktadır. Düzenlenmiş Swamy (1970) istatistiği aşağıdaki gibi yazılmaktadır;

$$\tilde{S} = \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE})' \frac{X_i' M_{\tau} X_i}{\hat{\sigma}_i^2} (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_{WFE}) \quad (6)$$

Burada $\hat{\beta}_i$ havuzlanmış EKK tahmini gösterirken, $\tilde{\beta}_{WFE}$ ise ağırlıklandırılmış sabit etkili havuzlanmış parametre tahminini göstermektedir. M_T , T boyutunda birim matristir ve $\tilde{\sigma}_i^2$ ise σ_i^2 'nin tahmincisidir.

$\tilde{\Delta}$ test istatistiği;

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (7)$$

Burada $E(\tilde{z}_{iT}) = k$ ve $Var(\tilde{z}_{iT}) = 2k(T - k - 1)/(T + 1)$ şeklinde gösterilmektedir.

3.2.2. Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) Panel Nedensellik Testi

Granger nedensellik testi VAR modellerini kullanmaktadır. Granger nedensellik testinin uygulanması için birim kök testleri ile değişkenlerin bütünleşme düzeylerinin bilinmesi gerekmektedir. Ayrıca değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı da eş bütünleşme testleri kullanılarak tespit edilmelidir. Çünkü Granger nedensellik testinin asimptotik teorisi bütünleşik değişkenler durumunda uygulanamaz (Yılancı ve Görüş, 2020: 40555). Toda ve Yamamoto (1995) yeni bir yaklaşım geliştirerek değişkenlerin bütünleşme ve eşbütünleşme durumlarını gözetmeksizin yeni bir nedensellik testi önermiştir. Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinin uygulanabilmesi için önsel olarak yalnızca değişkenlerin maksimum bütünleşme düzeylerinin belirlenmesi gerekmektedir. Maksimum bütünleşme derecesi ve uygun gecikme uzunluğu belirlendikten sonra Toda ve Yamamoto (1995) gecikmesi arttırılmış VAR (LA-VAR) modelini tahmin etmeyi önermiştir.

Emirmahmutoglu ve Kose (2011) heterojen paneller için meta analizine dayanan yeni bir nedensellik testi önermiştir. Fisher (1932) tarafından önerilmiş olan Meta analiz, istatistiksel bir tekniktir. Meta analiz, aynı hipotezi test eden birçok çalışmanın sonuçlarının bir araya getirilerek ortak sonuç öneren bir yaklaşımdır. Emirmahmutoglu ve Kose (2011) yaklaşımı panel birimlerin test istatistiklerinin olasılık değerlerinin birleştirilerek bir panel istatistiği önerilmesine dayanan meta analiz kullanmaktadır. EK testi, Toda-Yamamoto testinin panele uyarlanmış bir yaklaşımıdır. EK testi önemli özelliklere sahiptir.

Birincisi, bootstrap yöntemi kullanılarak panel birimleri arasındaki yatay-kesitsel bağımlılık probleminin üstesinden gelinmektedir. İkincisi, diğer testlerde gerekli olan bütünleşme ve eşbütünleşme gibi ön testlere EK testinde gerek yoktur. Yalnızca LA-VAR modeli için maksimum bütünleşme derecesi belirlenmelidir. Üçüncüsü, EK testinde hem panelin birimleri için hem de panelin geneli için sonuçlar yorumlanabilmektedir. EK testinde aşağıdaki LA-VAR modelini dikkate alınmaktadır.

$$z_{i,t} = \mu_i + A_{i1}z_{i,t-1} + \dots + A_{ik}z_{i,t-k_i} + \sum_{l=k_i+1}^{ki+d \max_i} A_{il}z_{i,t-l} + u_{i,t} \quad (8)$$

Yukarıdaki denklemde i indeksi yatay-kesit birimleri, t indeksi ise zaman boyutunu göstermektedir. μ_i , sabit etkiler vektörü iken $z_{it} = (x_{i,t}, y_{i,t})'$ değişkenler vektörünü göstermektedir. A_{ij} ise parametre matrisi olarak gösterilmektedir. EK testinin sıfır ve alternatif hipotezleri aşağıdaki gibidir.

$$H_0: R_i \alpha_i = 0 \quad (9)$$

$$H_1: R_i \alpha_i \neq 0 \quad i = 1, \dots, N_1; \quad R_i \alpha_i = 0 \quad i = N_1 + 1, \dots, N \quad (10)$$

EK, nedenselliğin olmadığı boş hipotezi test etmek için meta analizine dayalı Fisher test istatistiğini kullanmışlardır. Fisher test istatistiği, panele ait birimlerin test istatistiklerinin olasılık değerlerinin birleştirilmesine dayanmaktadır. Bu durumda Fisher test istatistiği;

$$\lambda = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (11)$$

Burada p_i , kesit birimlere ait wald istatistiği ile ilişkili olasılık değerleridir. Bu test istatistiği $2N$ serbestlik derecesi ile ki-kare dağılımına sahiptir.

3.2.3. Panel Fourier Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Enders ve Jones (2016) Granger nedensellik testini Nazlıoğlu vd. (2016) ise Toda-Yamamoto nedensellik testini fourier fonksiyonlarla

genişleterek yapısal kırılmaları nedensellik testlerine dâhil etmişlerdir. Yılancı ve Görüş (2020) ise Fourier Toda-Yamamoto testinin panel versiyonunu geliştirmişlerdir. Bu çerçevede önermiş oldukları iki değişkenli panel VAR modeli aşağıdaki gibidir:

$$y_{i,t} = \mu_i + \sum_{j=1}^{k_i+d_{max_i}} A_{11}y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+d_{max_i}} A_{12}x_{i,t-j} + A_{13} \sin\left(\frac{2\pi t f_i}{T}\right) + A_{14} \cos\left(\frac{2\pi t f_i}{T}\right) + u_{i,t} \quad (12)$$

$$x_{i,t} = \mu_i + \sum_{j=1}^{k_i+d_{max_i}} A_{21}y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k_i+d_{max_i}} A_{22}x_{i,t-j} + A_{23} \sin\left(\frac{2\pi t f_i}{T}\right) + A_{24} \cos\left(\frac{2\pi t f_i}{T}\right) + u_{i,t} \quad (13)$$

Burada $\pi = 3.1416$, t ve T ise trend terimi ile örneklem boyutunu göstermektedir. f_i , birimlere ilişkin frekans değerlerini göstermektedir. Uygun frekans değerleri 1-5 aralığındaki tam sayılı frekans değerleri için ilgili denklemler tahmin edilerek KKT'yi minimum kılan değer seçilerek belirlenir. Nedenselliğin olmadığı sıfır hipotezini test etmek için her birim için ayrı olarak ilgili değişkenin k gecikmesinin kısıtlanmasına Wald testi uygulanır. Daha sonra ise bootstrap olasılık değerleri elde edilir. PFTY testi için Fisher test istatistiği:

$$FTYP = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i^*) \quad (14)$$

Burada p_i^* , her bir birimin Wald istatistiklerine ait bootstrap olasılık değerleridir. PFTY testi de EK testi gibi yatay-kesit bağımlılık problemini aşmak için bootstrap yöntemini kullanmaktadır (Yılancı & Görüş, 2020: 40557).

4. Bulgular

MENA ülkelerinde finansal açıklık (FA) ve kapsayıcı büyüme (KB) arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmadan önce değişkenlerin

bütünleşme derecesi belirlenmelidir. Bu amaçla değişkenlere birim kök testi uygulanmalıdır. Birim kök testleri ise yatay-kesit bağımlılık durumlarına göre birinci ve ikinci nesil birim kök testleri olarak ikiye ayrılmaktadır. Bu nedenle değişkenlerin yatay-kesit bağımlı olup olmadıklarını belirlemek amacıyla yatay-kesit bağımlılık testi uygulanmalıdır. Tablo 1’de KB ve FA değişkenlerine ait yatay-kesit bağımlılık test sonuçları verilmiştir. Bu sonuçlara göre her iki değişkenin de yatay-kesit bağımlılığa sahip olduğu görülmektedir. Bu nedenle değişkenlerin bütünleşme derecesini belirlemek amacıyla yatay-kesit bağımlılığı dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testi uygulanmalıdır.

Tablo 1: Değişkenlere ilişkin Yatay-Kesit Bağımlılık Test Sonuçları

Değişkenler	Breusch-Pagan LM	Pesaran scaled LM	Bias-corrected scaled LM	Pesaran CD
KB	1535.842* (0.0000)	91.392* (0.0000)	91.058* (0.0000)	1.491 (0.1360)
FA	464.482* (0.0000)	22.236* (0.0000)	21.903* (0.0000)	10.826* (0.0000)

Not: “*” en az %1 güven düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesini belirlemek için Pesaran (2007) tarafından geliştirilmiş yatay-kesit bağımlılığı da dikkate alan CIPS panel birim kök testi uygulanmıştır. CIPS panel birim kök testine ilişkin sonuçlar Tablo 2’de verilmiştir. Bu sonuçlar değerlendirildiğinde KB değişkeni düzeyde birim köklü iken birinci farkta durağan hale gelmektedir. FA değişkeni ise düzeyde durağandır. Bu bulgular dikkate alındığında KB ve FA değişkenleri için maksimum bütünleşme derecesi KB değişkeni birinci farkta durağan olduğu için bir olarak belirlenmiştir.

Tablo 2: Değişkenlere ilişkin Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	CIPS Test İstatistiği	%1	%5	%10
KB	-2.311	-2.83	-2.67	-2.58
FA	-3.640*	-2.83	-2.67	-2.58
ΔKB	-3.689*	-2.32	-2.15	-2.07
ΔFA	-5.643*	-2.32	-2.15	-2.07

Not: “*” en az %1 güven düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

EK ve PFTY panel nedensellik testleri yatay-kesit bağımlılığı dikkate almaktadır. Bu nedenle modele dayalı yatay-kesit bağımlılık testleri uygulanmalıdır. Modele dayalı yatay-kesit bağımlılık ve homojenlik test sonuçları Tablo 3'te verilmiştir. Bu sonuçlara göre hem KB'nin bağımlı değişken olduğu hem de FA'nın bağımlı değişken olduğu modellerde yatay-kesit bağımlılığın olduğu ayrıca eğim katsayılarının da heterojen olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Bu bulgular bize hem yatay-kesit bağımlılığı hem de heterojen yapıyı dikkate alan nedensellik testlerini kullanmamız konusunda yol göstermektedir.

Tablo 3: Yatay-Kesit Bağımlılık ve Homojenlik Test Sonuçları

Model	LM Test İstatistiği	LMadj Test İstatistiği	CDIm Test İstatistiği	CD Test İstatistiği	Δ Test İstatistiği	Δ adj. Test İstatistiği
KB-FA	301.271* (0.000)	12.136* (0.000)	11.701* (0.000)	1.809* (0.070)	2.798* (0.005)	2.982* (0.003)
FA-KB	295.006* (0.000)	11.199* (0.000)	11.297* (0.000)	2.549* (0.011)	4.182* (0.000)	4.458* (0.000)

Not: "*" en az %10 güven düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Yatay-kesit bağımlılık ve homojenlik testlerinden sonra EK nedensellik testi uygulanmıştır. Bu test hem yatay-kesit bağımlılığı hem de heterojen panelleri dikkate alan bir yaklaşıma sahiptir. Ayrıca bu test hem birimler hem de panelin geneli için yorumlanabilme imkânına sahiptir. EK test sonuçları Tablo 4'te sunulmaktadır. FA'nın KB'nin nedeni olmadığı sıfır hipotezi Lübnan ve Tunus için reddedilmiştir. Bu durumda Lübnan ve Tunus ülkelerinde FA KB'nin Granger nedenidir. KB'nin FA'nın nedeni olmadığı sıfır hipotezi ise Ürdün, Tunus, Fas, Türkiye ve Filistin için reddedilmiştir. Yani bu ülkelerde KB FA'nın Granger nedenidir. Panelin geneli için sonuçlar incelendiğinde MENA ülkelerinde FA'dan KB'ye doğru bir nedensellik bulgusuna ulaşılamazken KB'den FA'ya doğru tek yönlü nedensellik sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 4: Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) Nedensellik Test Sonuçları

Ülkeler	H0: FA, KB'nin nedeni değildir.		H0: KB, FA'nın nedeni değildir.		Nedensellik Yönü
	Wald İstatistiği	p	Wald İstatistiği	p	
Bahreyn	0.374 (0.829)	2	1.700 (0.427)	2	FA ≠ KB
Birleşik Arap Emirliği	2.345 (0.309)	2	1.415 (0.492)	2	FA ≠ KB
Cezayir	5.877 (0.117)	3	2.221 (0.527)	3	FA ≠ KB
Fas	0.991 (0.609)	2	5.242* (0.072)	2	FA ← KB
Filistin	2.961 (0.227)	2	6.771* (0.033)	2	FA ← KB
İran	0.046 (0.829)	1	0.135 (0.712)	1	FA ≠ KB
İsrail	0.296 (0.586)	1	0.878 (0.348)	1	FA ≠ KB
Kuveyt	0.115 (0.734)	1	1.254 (0.262)	1	FA ≠ KB
Lübnan	7.014* (0.029)	2	2.274 (0.320)	2	FA → KB
Mısır	0.101 (0.750)	1	0.267 (0.605)	1	FA ≠ KB
Sudan	2.092 (0.351)	2	0.021 (0.989)	2	FA ≠ KB
Suudi Arabistan	0.901 (0.342)	1	1.056 (0.304)	1	FA ≠ KB
Tunus	6.697* (0.082)	3	9.733* (0.020)	3	FA ↔ KB
Türkiye	0.000 (0.982)	1	9.874* (0.001)	1	FA ← KB
Umman	0.205 (0.650)	1	0.084 (0.770)	1	FA ≠ KB
Ürdün	1.946 (0.377)	2	7.602* (0.022)	2	FA ← KB
Panel	32.673 (0.433)	-	56.182* (0.005)	-	FA ← KB

Not: "*" en az %10 güven düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. "p" ise gecikme sayılarını göstermektedir.

PFTY testi de EK testi gibi yatay-kesit bağımlılığı ve heterojenliği dikkate alan bir testtir. PFTY testi ayrıca yapısal kırılmaları dikkate almak amacıyla fourier fonksiyonlarını kullanmaktadır. Fourier fonksiyonların kullanılması yapısal kırılmaların sayısı, biçimi ve konumu ile ilgili önsel bilgileri gerektirmeyerek önemli bir avantaj sunmaktadır. PFTY test sonuçları Tablo 5'te sunulmaktadır. PFTY test sonuçları İsrail, Suudi Arabistan, Türkiye ve Birleşik Arap Emirlikleri için FA'dan KB'ye doğru bir nedensellik ilişkisini gösterirken diğer ülkeler için nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Tunus, Türkiye, Birleşik Arap Emirlikleri ve Filistin için KB'den FA'ya doğru nedensellik ilişkisi bulunurken diğer ülkeler için nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Panel için PFTY test sonuçlarına göre ise FA ve KB arasında çift yönlü nedensellik olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Tablo 5: Panel Fourier Toda-Yamamoto Nedensellik Test Sonuçları

Ülkeler	H0: FA, KB'nin nedeni değildir.		H0: KB, FA'nın nedeni değildir.		Nedensellik Yönü
	Wald İstatistiği	k p	Wald İstatistiği	k p	
Bahreyn	0.423 (0.818)	2 3	4.905 (0.117)	2 3	FA ≠ KB
Birleşik Arap Emirliği	9.582* (0.078)	3 2	20.685* (0.010)	3 2	FA ↔ KB
Cezayir	1.437 (0.710)	3 1	3.877 (0.344)	3 1	FA ≠ KB
Fas	6.527 (0.153)	3 1	4.349 (0.281)	3 1	FA ≠ KB
Filistin	0.339 (0.840)	2 1	11.093* (0.017)	2 1	FA ← KB
İran	0.153 (0.657)	1 1	0.065 (0.800)	1 1	FA ≠ KB
İsrail	9.764* (0.071)	3 2	2.160 (0.551)	3 2	FA → KB
Kuveyt	1.902 (0.599)	3 1	1.384 (0.709)	3 1	FA ≠ KB
Lübnan	0.844 (0.828)	3 1	5.383 (0.212)	3 1	FA ≠ KB
Mısır	5.571* (0.099)	2 1	0.071 (0.970)	2 1	FA → KB
Sudan	2.300 (0.552)	3 3	2.072 (0.576)	3 3	FA ≠ KB
Suudi Arabistan	38.159* (0.001)	3 3	1.349 (0.727)	3 3	FA → KB
Tunus	2.637 (0.472)	3 1	13.393* (0.027)	3 1	FA ← KB
Türkiye	23.034* (0.005)	3 1	10.113* (0.072)	3 1	FA ↔ KB
Umman	1.282 (0.738)	3 1	5.775 (0.176)	3 1	FA ≠ KB
Ürdün	2.398 (0.526)	3 3	4.699 (0.263)	3 3	FA ≠ KB
Panel	51.467* (0.016)	- -	52.106* (0.014)	- -	FA ↔ KB

Not: “*” en az %10 güven düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. “p” ise gecikme sayılarını göstermektedir.

FA ile KB arasındaki nedensellik ilişkisi iki test sonuçları birlikte değerlendirildiğinde yapısal kırılmaların dikkate alınıp alınmama durumuna göre farklılıklar göstermektedir. Bu durum FA ile KB arasındaki nedensellik ilişkisinin yapısal değişimlere karşı duyarlı olduğunu göstermektedir. Yani yapısal değişimlerin dikkate alınmaması FA ile KB arasındaki ilişkinin doğal yapısının belirlenmesine engel olmaktadır. Bu nedenle yapısal kırılmaların dikkate alınması ilişkinin doğal yapısını sunması bakımından oldukça önem taşımaktadır.

5. Sonuç

Finansal açıklığın ekonomik büyümeyi ne şekilde etkilediğine dair literatürde ortak bir görüş yoktur. Finansal açıklık büyümeyi olumlu yönde etkileyebileceği gibi, olumsuz da etkileyebilir. Bu olumsuz etkilerin ortadan kalkması önemli ölçüde büyümenin kapsayıcı olması ile ilişkilidir. Finansal açıklıktan toplumun tüm kesimlerinin fayda

sağlaması gelir eşitsizliğini azaltarak toplumsal refahın artmasına katkıda bulunacaktır. Bu ilişkiden hareketle çalışmada finansal açıklık ve kapsayıcı büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. 1995-2019 dönemi için yapılan bu çalışmada örneklem olarak MENA ülkeleri seçilmiştir. Ampirik yöntem olarak yapısal kırılmaları dikkate almayan EK ve yapısal kırılmaların Fourier yaklaşımıyla dikkate alındığı PFTY nedensellik testleri tercih edilmiştir. Panelin geneli için yapılan EK testi sonuçlarına göre MENA ülkelerinde FA'dan KB'ye doğru bir nedensellik ilişkisine ulaşılamazken KB'den FA'ya doğru tek yönlü nedensellik sonucuna ulaşılmaktadır. Panel için yapısal kırılmaları dikkate alan PFTY test sonuçları ise FA ve KB arasında çift yönlü nedensellik olduğu yönünde kanıtlar sunmaktadır. Bu sonuç literatürde Rajan ve Zingales (2003) ve Vo vd. (2020) çalışmalarının bulgularıyla benzerlik göstermektedir.

Finansal hizmetlere ve özellikle krediye erişim gelir dağılımını düzelterek ve yoksulluğu azaltarak toplumsal refahı arttırmakta ve kapsayıcı büyümeye hizmet etmektedir. Büyümenin nimetlerinin tüm kesimlerce adil şekilde paylaşıldığı bir ortamda ise finansal hizmetlere olan talep artacaktır. Finansal hizmetlere olan talebin artması yeni finansal araç ve kurumların geliştirilmesini özendirerek finansal gelişmeyi destekleyecektir. Literatürde finansal açıklığın özellikle doğrudan yabancı sermaye girişleri ile birlikte gelir dağılımını iyileştireceği ve ekonomik büyümeye katkı yapabileceği vurgulanmaktadır. Dolayısıyla ülkelerin bu yatırımları çekecek politika ve teşvikleri devreye sokması kapsayıcı büyümeye olumlu yansıtacaktır.

Literatür incelendiğinde finansal açıklık ile yoksulluğun önlenmesi ve gelir eşitsizliğinin azalması konularında son dönem çalışmaların sınırlı olduğu gözlenmektedir. Gelecekte yapılacak çalışmaların bu konuya odaklanması literatürdeki bu eksikliği giderecektir.

Etik Beyanı: Bu çalışmanın tüm hazırlanma süreçlerinde etik kurallara uyulduğunu yazarlar beyan eder. Aksi bir durumun tespiti halinde BİİBFAD Dergisinin hiçbir sorumluluğu olmayıp, tüm sorumluluk çalışmanın yazarlarına aittir.

Yazar Katkıları: Ömer Faruk ALTUNÇ, konunun belirlenmesi, literatür ve verilerin toplanması aşamalarında katkı sağlamıştır. Hüseyin İŞLEK, çalışmada konunun belirlenmesi, veri analizi ve raporlama bölümlerinde katkı sağlamıştır. 1. yazarın katkı oranı yaklaşık olarak %50, 2. yazarın katkı oranı ise %50'dir.

Çıkar Beyanı: Yazarlar arasında çıkar çatışması yoktur.

Teşekkür: Gösterdikleri yoğun ilgi ve emeklerinde dolayı BİİBFAD Dergisi Editör Kurulu'na ve sağladıkları katkılarında dolayı hakemlere teşekkür ederiz.

Kaynakça

- Adeniyi, O., Ajayi, P. I., & Adedeji, A. A. (2020). Education and inclusive growth in West Africa. *Journal of Economics and Development*, 23(2), 163-183. <https://doi.org/10.1108/JED-04-2020-0036>
- Agénor, P.-R. (2003). Benefits and costs of international financial integration: theory and facts. *The World Economy*, 26(8), 1089-1118. <https://doi.org/10.1111/1467-9701.00564>
- Alesina, A., Grilli, V., & Milesi-Ferrett, G. M. (1993). The political economy of capital controls (Working Paper Sy 4353; Working Paper Series). *National Bureau of Economic Research*. <https://doi.org/10.3386/w4353>
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2007). Finance, inequality and the poor. *Journal of Economic Growth*, 12(1), 27-49. <https://doi.org/10.1007/s10887-007-9010-6>
- Breitung, J. (2005). A Parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data. *Econometric Reviews*, 24(2), 151-173. <https://doi.org/10.1081/ETC-200067895>
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The*

Review of Economic Studies, 47(1), 239-253.
<https://doi.org/10.2307/2297111>

Chanda, A. (2002). The influence of capital controls on long run growth: where and how much? içinde *International Finance* (Sy 0201001; International Finance). University Library of Munich, Germany.

<https://ideas.repec.org/p/wpa/wuwpif/0201001.html>

Chang, T., Chu, H.-P., & Chen, W.-Y. (2013). Energy consumption and economic growth in 12 Asian countries: panel data analysis. *Applied Economics Letters*, 20, 282-287.
<https://doi.org/10.1080/13504851.2012.692869>

Chinn, M., & Ito, H. (2005). What matters for financial development? capital controls, institutions, and interactions. Department of Economics, UC Santa Cruz, Santa Cruz Department of Economics, *Working Paper Series*, 81.
<https://doi.org/10.2139/ssrn.677506>

Eatwell, J. (1997). International capital liberalization: the impact on world development. *Estudios de Economía*, 24(2 Year 1997), 219-261.

Emirmahmutoglu, F., & Kose, N. (2011). Testing for Granger causality in heterogeneous mixed panels. *Economic Modelling*, 28(3), 870-876. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2010.10.018>

Enders, W., & Jones, P. (2016). Grain prices, oil prices, and multiple smooth breaks in a VAR. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 20(4), 399-419. <https://doi.org/10.1515/snde-2014-0101>

Estrada, G., Park, D., & Ramayandi, A. (2015). Financial development, financial openness, and economic growth (Sayı 442). *Asian Development Bank*.
<https://www.adb.org/publications/financial-development-financial-openness-and-economic-growth>

Gaies, B., & Nabi, M. (2019). Financial openness and growth in developing countries: why does the type of external financing

- matter?. *Journal of Economic Integration*, 34, 426-464.
<https://doi.org/10.11130/jei.2019.34.3.426>
- Hashem Pesaran, M., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>
- Klein, M., & Olivei, G. (1999). Capital account liberalization, financial depth and economic growth. *Federal Reserve Bank of Boston Working Paper*.
- Kose, A., Prasad, E., Rogoff, K., & Wei, S.-J. (2006). Financial globalization: a reappraisal. *IMF Working Papers*, 06, 1. <https://doi.org/10.5089/9781451864496.001>
- Kouadio, H. K., & Gakpa, L. L. (2021). Financial openness and economic growth in Côte d'Ivoire: The total factor productivity channel. *International Journal of Financial Research*, 12(2), 138. <https://doi.org/10.5430/ijfr.v12n2p138>
- Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M. (2007). The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004. *Journal of International Economics*, 73(2), 223-250.
- Nazlioglu, S., Gormus, N. A., & Soytas, U. (2016). Oil prices and real estate investment trusts (REITs): Gradual-shift causality and volatility transmission analysis. *Energy Economics*, 60, 168-175. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.09.009>
- Nazlioglu, S., Lebe, F., & Kayhan, S. (2011). Nuclear energy consumption and economic growth in OECD countries: Cross-sectionally dependent heterogeneous panel causality analysis. *Energy Policy*, 39, 6615-6621. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2011.08.007>
- OECD (2014). Report on the OECD Framework for Inclusive Growth, Meeting of the OECD Council At Ministerial Level, Paris, https://www.oecd.org/mcm/IG_MCM_ENG.pdf
-

- Oluwasago Oduntan, Emmanuel, & Oluwatoyin, M. (2017). Financial development and inclusive growth in nigeria: a multivariate approach. *The Journal of Internet Banking and Commerce*, 1-14.
- Orji, A., Ogbuabor, J. E., & Anthony-Orji, O. I. (2015). Financial liberalization and economic growth in nigeria: an empirical evidence. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5(3), 663-672.
- Oyinlola, M. A., & Adedeji, A. (2019). Human capital, financial sector development and inclusive growth in sub-Saharan Africa. *Economic Change and Restructuring*, 52(1), 43-66. <https://doi.org/10.1007/s10644-017-9217-2>
- Pan, C.-I., Chang, T., & Wolde-Rufael, Y. (2015). Military spending and economic growth in the middle east countries: bootstrap panel causality test. *Defence and Peace Economics*, 26(4), 443-456. <https://doi.org/10.1080/10242694.2014.891356>
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. İçinde *CESifo Working Paper Series* (Sy 1229; CESifo Working Paper Series). CESifo. https://ideas.repec.org/p/ces/ceswps/_1229.html
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Raheem, I. D., Isah, K. O., & Adedeji, A. A. (2018). Inclusive growth, human capital development and natural resource rent in SSA. *Economic Change and Restructuring*, 51(1), 29-48. <https://doi.org/10.1007/s10644-016-9193-y>
- Rajan, R. G., & Zingales, L. (2003). The great reversals: The politics of financial development in the twentieth century. *Journal of Financial Economics*, 69(1), 5-50. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(03\)00125-9](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(03)00125-9)
- Rodrik, D. (1998). Who needs capital account convertibility? P. Kennon (ed.), *Princeton Essays in International Finance*, 207. Princeton, NJ: Princeton University.
-

- Sachs, J. D., Warner, A., Aslund, A., & Fischer, S. (1995). Economic reform and the process of global integration. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1995(1), 1. <https://doi.org/10.2307/2534573>
- Sadalia, I., Irawati, N., Hamidi, M., Giriati, & Yuliana, S. (2019). How the financial openness accelerates the economic growth of leading asean economies. *Journal of Security and Sustainability Issues*, 473-487. [https://doi.org/10.9770/jssi.2019.9.2\(9\)](https://doi.org/10.9770/jssi.2019.9.2(9))
- Selvarajan, S. K., & Ab-Rahim, R. (2020). Financial integration and economic growth: should asia emulate europe?. *Journal of Economic Integration*, 35(1), 191-213.
- Swamy, P. A. V. B. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica*, 38(2), 311-323. <https://doi.org/10.2307/1913012>
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1), 225-250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
- Vo, D. H., Vo, A. T., & Ho, C. M. (2020). Does financial integration enhance economic growth in China?. *Economies*, 8(3), 65. <https://doi.org/10.3390/economies8030065>
- Worldbank (2021), <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators> , [Erişim Tarihi: 30.07.2021].
- Yilanci, V., & Gorus, M. S. (2020). Does economic globalization have predictive power for ecological footprint in MENA counties? A panel causality test with a Fourier function. *Environmental Science and Pollution Research International*, 27(32), 40552-40562. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-10092-9>
- Zhang, C., Zhu, Y., & Lu, Z. (2015). Trade openness, financial openness, and financial development in China. *Journal of International Money and Finance*, 59, 287-309. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2015.07.010>

Financial Openness and Inclusive Growth Nexus: The case of MENA Countries

Extended Abstract

Aim: Inclusive growth is based on the idea that economic growth is essential but that the benefits of growth are insufficient to produce sustained improvements in well-being unless shared fairly among individuals and social groups. Eliminating the welfare-reducing effects of financial openness will only be possible if growth is inclusive. Financial openness will reduce income inequality, decrease the Gini coefficient, and provide financial inclusion in such cases. Hence, we investigate the causal relationship between financial openness and inclusive growth for the period 1995-2019 using data from 16 MENA countries.

Method(s): In this study, we utilized two tests. The first is Emirmahmutoğlu and Köse (2011) causality test, and the second is Panel Fourier Toda Yamamoto (2020) causality test. The latter is a more robust test than the first since it considers structural breaks with fourier functions. Fourier functions offer a very flexible approach that does not require knowing the number and location of the breaks.

We used a panel data for 16 MENA countries (Algeria, Bahrain, Egypt, Iran, Israel, Jordan, Kuwait, Lebanon, Morocco, Oman, Saudi Arabia, Sudan, Tunisia, Turkey, United Arab Emirates, and Palestine) from 1995 to 2019. The variables used in the study were obtained from the World Development Indicators of the World Bank. The ratio of foreign direct investments to GDP is used for the financial openness indicator. GDP per employee is used as the inclusive growth variable.

Findings: According to the results of the Emirmahmutoğlu and Köse (2011) test, a unidirectional causality runs from inclusive growth to financial openness for the whole panel. The PFTY test results, which account for structural breaks, support bidirectional causality between FO and IG for the whole panel. This result is consistent with the findings of Rajan and Zingales (2003) and Vo et al. (2020).

Conclusion and Discussion: Access to financial services, especially credit, improves social welfare and contributes to inclusive growth by improving income distribution and reducing poverty. In an environment where the blessings of growth are shared fairly by all

segments, the demand for financial services will increase. Moreover, increasing demand for financial services will support financial development by encouraging the development of new financial instruments and institutions. The literature emphasizes that financial openness improves income distribution and contribute to economic growth, especially with foreign direct capital inflows. Therefore, the implementation of policies and incentives by countries to attract these investments will have a positive impact on inclusive growth.

