

FİNANSAL ERİŞİMİN BELİRLEYİCİLERİ

Eda BOZKURT¹, Ali ALTINER²

Geliş: 16.08.2018 / Kabul: 07.09.2018

DOI: 10.29029/busbed.454034

Öz

Her kesimin dâhil olduğu kapsayıcı mali yapılar ekonomik gelişmenin sağlanmasına katkı sağlamaktadır. Öte yandan firmalar ve hane halklarının finansal işlemlerini artırabilmeleri için ülkedeki finansal erişim ağının gelişmiş olması gerekmektedir. Bu sebeple çalışmada finansal erişimin belirleyicileri araştırılmıştır. Araştırmada Türkiye ve Avrasya Ekonomileri için 2004-2016 yılları arasında panel veri analizleri kullanılmıştır. İlk olarak seriler arasında yatay kesit bağımlılığı olduğu tespit edilmiştir. Daha sonra bu duruma uygun birim kök testleri uygulanmıştır. Serilerin durağan olduğunun belirlenmesinin ardından, tesadüfi etkiler modeli kapsamında katsayı tahminleri yapılmıştır. Analiz sonuçları finansal erişim ile yükseköğretimde okullaşma oranı ve tasarruf oranı arasında pozitif ve anlamlı ilişkiler olduğunu göstermiştir. Yani eğitim ve tasarruf düzeyi ne ölçüde artarsa finansal hizmetlere erişimde o ölçüde yükselecektir.

Anahtar Kelimeler: Avrasya Ekonomileri, Ekonomik Büyüme, Finansal Erişim, Panel Veri Analizi, Türkiye

FINANCIAL ACCESS DETERMINANTS

Abstract

The inclusive financial structures of each segment is to contribute to economic development. On the other hand, the financial access network in the country needs to be developed in order to increase the financial transactions of firms and households. For this reason, determinants of financial access in the study have been

1 Dr. Öğr. Üyesi, Atatürk Üniversitesi, Açıköğretim Fakültesi, edabozkurt@atauni.edu.tr, ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7158-8049>.

2 Dr. Öğr. Üyesi, Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, İİBF, alialtiner07@gmail.com, ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7362-8198>.

sought. Between the years 2004-2016 panel data analysis for research in Turkey and Eurasian Economies are used. First, it was determined that there was cross section dependency between the series. Then appropriate unit root tests were applied to this situation. Coefficient estimates made under the random effects model, after determining that the series were stationary. The results of the analysis show that there is a positive and significant relationship between financial access and the schooling in higher education rate and saving rate. In other words, the level of education and savings shall increase in the extent of access to financial services.

Keywords: Eurasian Economy, Economic Growth, Financial Access, Panel Data Analysis, Turkey

Giriş

Son yıllarda finansal konuların ekonomik büyüme için önemli bir belirleyici olduğu fikri gittikçe güçlenmektedir. Yapılan ampirik çalışmalarda yalnız gelişmiş ülkelerde değil gelişmekte olan ülkelerde de hanehalklarının finansal hizmetlere erişimi önemsenmektedir. Çünkü finansal erişimin gelişmemesi halinde yastık altı tasarruflar, elden ödemeler ve kayıt dışı finansman ortaya çıkmakta; bu durum güvenlik, likidite, maliyet ve getiri gibi alanlarda önemli sorunlara yol açmaktadır (Sarıgül 2014:40-41). Artan finansal erişim hanehalkları ve firmalar için mali ürün ve hizmetlere ulaşım kolaylığının yanı sıra bilinçli kullanımı da beraberinde getirmektedir. Böylece piyasalardaki yanlış uygulamalar ortadan kalkmakta ve finansal piyasaların istikrarı ve gelişimi sağlanmaktadır. Söz konusu önemine rağmen finansal erişimin (financial access) çok boyutlu olması sebebiyle evrensel olarak kabul edilen bir tanımı bulunmamaktadır (Tita ve Aziakpono 2017:5). Finansal erişim için yazarların ve kurumların çeşitli tanımları mevcuttur. Örneğin; Claessens (2006)'e göre finansal erişim belirli standartlara göre makul maliyetlerle makul kalitede finansal hizmetlerin tedarik edilebilmesidir. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası ise finansal erişimi, bir ülkede herhangi bir finansal kurumda herhangi bir hesabı olan yetişkinlerin oranı olarak tanımlamaktadır. En yaygın olarak kullanılan tanımlama ise Dünya Bankası'na ait olup "*Finansal hizmetleri kullanan bireylerin ve şirketlerin oranı olarak*" ifade edilmektedir. Finansal erişim tasarruflara erişimi kolaylaştırmayı, risk yönetimini geliştirmeyi ve bireylerin ya da firmaların tüketici haklarını korurken ekonomiye tam olarak katılmalarını sağlayan etkin bir finansal altyapının geliştirilmesini sağlamayı amaçlamaktadır (Tita ve Aziakpono 2017:5).

Finansal erişim konusunda mühim bir mesele finansmana erişimin finansal hizmetlerin kullanımıyla aynı olmamasıdır. Bazı insanlar uygun maliyetli fiyatlarla finansal hizmetlere erişebilir, ancak bazıları finansal hizmetleri kullanmamaya

karar verebilir. Bireysel erişime sahip kişiler dini, kültürel ya da başka sebeplerle gönüllü olarak kullanımı reddedebilir. Fakat bazı kişiler ise finansal hizmetlere ihtiyaç duydukları halde yaşam alanına uzaklık, pazar koşulları, uygun olmayan fiyat ve bilgi eksikliği gibi nedenlerle finansal hizmetlere erişemeyebilirler. Örneğin; kişiler en yakın banka şubesi veya ATM (Automatic Teller Machine) çok uzakta olduğu için aktif olarak kullanmada kısıtlamalarla karşılaşabilirler (Kempson and Whyley1999:2; Ellis vd. 2010:1).

Finansal erişim ile ilgili önemli diğer nokta nasıl ölçüleceğidir. Finansal erişimin tanımında herhangi bir finansal kurumda herhangi bir hesabı olan bireylerin ve şirketlerin oranı ifadesi kullanılıyor olsa da kişi başına düşen ATM sayısı ya da coğrafik olarak şube dağılımı finansal erişim göstergesi olarak kullanılmaktadır (Fischer 2011:3). Dünya Bankasının finansal erişim göstergeleri arasında;

- Şube dağılımı (coğrafi): 1.000 km² başına düşen şube sayısı,
- Kişi başına şube dağılımı (demografik): 100.000 kişi başına düşen şube sayısı,
- ATM dağılımı (coğrafi): 1.000 km² başına düşen ATM sayısı,
- Kişi başına ATM dağılımı (demografik): 100.000 kişi başına düşen ATM sayısı bulunmaktadır.

Yukarıda sayılan göstergeler mevduat bankalarının faaliyetlerini ve hizmetlerini içerdiği, diğer finansal kurumların, hizmetlerini göz ardı ettiği, banka şubeleri ve ATM'lerin bir ülke içinde eşit dağılım göstermediği gibi hususlar açısından eleştirilmektedir. Esasında müşterilerin finansal hizmet biriminden ortalama ne kadar uzakta oturduğu ideal ölçümü oluşturabilir. Fakat böyle bir veriye erişim oldukça zordur. Ayrıca birçok gelişmekte olan ülkede ve Türkiye'de bankalar finansal sektörün hakimidir (Merkez Bankası 2011:13-14).

Ulusal ve uluslararası yazında finansal erişimin ölçülmesi, ekonomik büyüme ile ilişkisi ya da belirleyicileri üzerine farklı ülke/ülke gruplarını, farklı zaman periyotlarında çeşitli yöntemlerle ele alan çalışmalar olduğu görülmektedir. Örneğin; Honohan (2008), 160 ülkede finansal hizmetlere erişimi olan yetişkinlere ait verilerle hanehalkı anketlerini kullanarak finansal erişimin yoksulluğu azaltacağını fakat aralarındaki korelasyonun güçlü olmadığını ortaya koymuştur. Adenuga ve Omotosho (2013), Nijerya'da finansal derinlik, finansal erişim ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkiyi 1975-2012 döneminde eşbütünlük ve hata düzeltme modeli yardımıyla için incelemişlerdir. Ekonomik büyüme ve finansal derinlik arasında pozitif, finansal erişim ile negatif ilişki olduğu tespit edilmiştir. Yorulmaz ise 2013 yılına ait çalışmasında Türkiye'de bölgeler ve iller düzeyinde finansal erişim karşılaştırılmasını sağlayan finansal erişim endeksi geliştirmiştir. Sonuç olarak yüksek gelir düzeyindeki bölgeler ve illerin daha yüksek finansal yayılmaya sahip olduğu ortaya çıkmıştır. Arora (2014), gelişmiş ve gelişmekte

olan ülkelerdeki finansal erişimin gelişimi için Sosyo-Ekonomik Gelişim Endeksini oluşturmuştur. Çalışmada İnsani Gelişim Endeksi (Human Development Index-HDI) ile Sosyo-Ekonomik Gelişim Endeksi karşılaştırılmış finansal erişimin İnsani Gelişim Endeksi üzerinde etkili olduğu görülmüştür. Ayrıca finansal erişim göstergeleri açısından İspanya birinci, Belçika, Malta ve Güney Kore'nin ise İspanya'dan sonra en yüksek değere sahip olduğu tespit edilmiştir. Sarıgül (2015), Türkiye'de il düzeyinde bankacılık hizmetlerine erişimin sosyo-ekonomik ve demografik belirleyicilerini 2007-2013 dönemi için panel veri analiziyle araştırmıştır. Analiz sonuçlarına göre finansal hizmetlere erişim ile nüfus yoğunluğu, şehirleşme oranı, gayrisafi katma değer, motorlu taşıt sayısı ve tüketilen elektrik miktarı arasında istatistiki olarak anlamlı ilişki olduğu tespit edilmiştir. Inoue ve Hamori (2016), Sahra-altı Afrika'da finansal erişimin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini 2004-2012 yılları arasında panel veri analiziyle tahmin etmişlerdir. Ampirik sonuçlar, Sahra-altı Afrikası'nda finansal erişimin ekonomik büyümede istatistiksel olarak anlamlı ve güçlü bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir. Mehmood (2013), 1988-2010 döneminde 76 ülkede GMM yöntemiyle finansal piyasalara daha iyi erişimin ekonomik gelişmeyi etkilediği kanallardan biri olarak inovasyonu incelemiştir. İnovasyon ile finansal erişim arasında pozitif ilişki olduğunu tespit etmiştir.

Bu çalışma, finansal erişimin belirleyicileri konusunda literatürde yer alan araştırma sayısının görece daha az olması nedeniyle, finansal erişimin belirleyicilerinin tespit edilmesinin literatüre katkı sağlayacağı fikrine dayalı olarak gerçekleştirilmiştir. Bu amaçla çalışmanın bundan sonraki kısmında Türkiye'nin de içinde yer aldığı Avrasya Ekonomilerinden oluşan panel için finansal erişimin belirleyicileri panel veri analizine dayalı olarak incelenmiştir. Ampirik analizin ardından çalışma sonuç kısmı ile tamamlanmıştır.

1. Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Bu çalışmada, 8 Avrasya Ekonomisinde³ finansal erişimin belirleyicileri araştırılmaktadır. Bu amaç doğrultusunda ulaşılabilirliği göz önünde bulundurularak kullanılan 2004-2016 dönemine ait yıllık veriler panel veri tekniğiyle analiz edilmiştir.

Tablo 1. Değişken Tanımları ve Kaynakları

Değişken	Açıklama	Kaynak
ATM	100.000 kişi başına düşen ATM sayısı	Dünya Bankası
GROWTH	Kişi başına düşen reel GSYH yıllık büyüme oranı (%)	Dünya Bankası
SAV	Yurtiçi tasarruf miktarının GSYH'ye oranı (%)	Dünya Bankası
TER	Yükseköğretime kayıt oranı (%)	Dünya Bankası

3 8 Avrasya Ekonomisi: Ermenistan, Beyaz Rusya, Gürcistan, Kazakistan, Kırgızistan, Rusya, Özbekistan ve Türkiye.

Finansal erişimin belirleyicilerin tahmin etmek için oluşturulan doğrusal regresyon modeli aşağıda gösterilmiştir;

$$ATM_{it} = \alpha_{it} + \alpha_1 GROWTH_{it} + \alpha_2 SAV_{it} + \alpha_3 TER_{it} + u_{it}$$
$$ATM_{it} = \alpha_{it} + \alpha_1 GROWTH_{it} + \alpha_2 SAV_{it} + \alpha_3 TER_{it} + u_{it} \quad (1)$$

Çalışma metodolojik olarak 3 aşamadan oluşmaktadır. İlk olarak regresyon analizine geçmeden önce modelde kullanılan değişkenlerde yatay kesitler arasındaki bağımlılık tespit edilmeye çalışılmıştır. Yatay kesit bağımlılığı, Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen Langrange Multiplier ($CDLM_1$)($CDLM_1$) ve Pesaran (2004) tarafından geliştirilen $CDLM_2$ $CDLM_2$ testi uygulanarak incelenmiştir. İkinci aşamada serilerin durağanlığı yatay kesit bağımlılığını dikkate alan 2. Nesil Birim Kök Testlerinden Hadri ve Kurozumi (2012) tarafından geliştirilen birim kök testi ile araştırılmıştır. Üçüncü aşamada, birim kök testi sonucunda serilerin düzey değerlerinde durağan olduğu belirlendiğinden diagnostik testler yapılarak tesadüfi etkiler modeliyle katsayı tahminleri yapılmıştır.

2.1. Panel Veri Analizi

2.1.1. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi ve Sonuçları

Günümüzde pek çok ülke ticari ve finansal açıdan birbirine bağlıdır. Bu sebeple herhangi bir birime yani ülkeye gelen bir şoktan diğer ülkeler farklı düzeyde etkilenebilir. Bu bağlamda, seriler arasında yatay kesit bağımlılığı söz konusu iken gerçekleştirilen analizlerin sonuçları sapmalı ve tutarsız olacağından, çalışmada ilk olarak yatay kesit bağımlılığı araştırılmıştır (Mercan 2014: 35).

Breusch ve Pagan (1980), yatay kesit bağımlılığının incelenmesi için Langrange Multiplier (LM) testini ortaya koymuşlardır. Bu kapsamda oluşturulan LM istatistiği,

$$CDLM_1 = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (2)$$

$\hat{\rho}_{ij} \hat{\rho}_{ij}$, kalıntıların ikili korelasyonun tahminidir ve

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it} e_{jt}}{(\sum_{t=1}^T e_{it}^2)^{1/2} (\sum_{t=1}^T e_{jt}^2)^{1/2}} \quad (3)$$

$e_{it} = y_{it} - \hat{\beta}_i' x_{it}$ ve u_{it} u_{it} 'nin EKK yöntemi ile yapılan tahminidir. $CDLM_1$ $CDLM_1$ testi, $T > N$ olduğunda geçerli olup yatay kesit birimleri için herhangi bir özel şart gerektirmez. Breusch ve Pagan (1980), yatay kesit bağımlılığının olmadığını gösteren sıfır hipotezi altında $CDLM_1$ $CDLM_1$ istatistiğinin $N(N - 1)/2$

$N(N-1)/2$ serbestlik derecesiyle ki-kare asimptotik dağılıma sahip olduğunu göstermiştir. Daha sonra Pesaran (2004) tarafından $CDLM_1CDLM_1$ testi geliştirilerek, N ve T büyük olduğunda yatay kesit bağımlılığının varlığını test etmek için kullanılabilen $CDLM_2CDLM_2$ testi elde edilmiştir:

$$CDLM_2 = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T\hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \quad (4)$$

Bu testte sıfır hipotezine göre $T \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ olduğunda yatay kesit bağımlılığının olmadığı varsayılır (Pesaran 2004: 6-7). Bu çalışmada T=13, N=8 T>N olduğundan, değişkenler için yatay kesit bağımlılığını test etmek amacıyla $CDLM_1CDLM_1$ ve $CDLM_2CDLM_2$ testleri kullanılmıştır. Yatay kesit bağımlılığı test sonuçları Tablo 2’de sunulmuştur.

Tablo 2. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi Sonuçları

Değişkenler	$CDLM_1$	Olasılık Değeri	$CDLM_2$	Olasılık Değeri
ATM	55.205***	0.002	3.635***	0.000
GROWTH	44.531**	0.025	2.209**	0.014
SAV	48.231***	0.010	2.703***	0.003
TER	53.461***	0.003	3.402***	0.000

Not: ***,** ve *, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlılığı ifade etmektedir

Tablo 2’ye göre, $CDLM_1CDLM_1$ ve $CDLM_2CDLM_2$ test sonuçları tüm seriler için yatay kesit bağımlılığının olduğu göstermektedir. Bu sonuçlara ışığında, yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil panel birim kök testlerinin uygulanmasına karar verilmiştir. Yani paneldeki ülkelerden birisinde meydana gelen bir şoktan diğer ülkelerde etkilenecektir.

2.1.2. Hadri Kurozumi Birim Kök Testi ve Sonuçları

Bir zaman serisinin tahmini yapılmadan önce sahte regresyon problemiyle karşılaşmamak için serinin durağan olup olmadığının incelenmesi gereklidir. Panel birim kök testleri iki gruba ayrılmaktadır. Birinci nesil birim kök testleri tarafından yatay kesit birimleri arasında bağımlılık olmadığı varsayımıyla durağanlık test edilir. Ancak ikinci nesil birim kök testleri ile yatay kesit bağımlılığı da hesaba katılarak durağanlık test edilmektedir (Tatoğlu 2013a:199). Bu çalışmada ikinci

nesil birim kök testlerinden Hadri-Kurozumi (2012) testi uygulanmıştır.

Hadri ve Kurozumi (2012), ortak bir faktör şeklinde yatay kesit bağımlılığına sahip heterojen panel verilerde durağanlığın araştırılması için Pesaran (2007) tarzında basit bir test geliştirmişlerdir. Öncelikle aşağıdaki modeli ele almışlardır:

$$y_{it} = z'_t \delta_i + f_t \gamma_i + \varepsilon_{it}, y_{it} = z'_t \delta_i + f_t \gamma_i + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

Modelde, $f_t f_t$ gözlenemeyen ortak faktörü, $\gamma_i \gamma_i$ yüklenme faktörünü ve $\varepsilon_{it} \varepsilon_{it}$ AR(p) süreci izleyen bireysel spesifik hata terimini göstermektedir. Buna göre, her birim ortak faktörden etkilenmektedir ve regresyondan ortak faktörün etkisini yok etmek önemlidir. Her i birimi için yatay kesit bağımlılığını düzeltmek amacıyla $\varepsilon_{it} \varepsilon_{it}$ AR(p) süreci izlediğinden, $y_{it} y_{it}$ değişkeni $w_t = [z'_t, \bar{y}_t, \bar{y}_{t-1}, \dots, \bar{y}_{t-p}]$ $w_t = [z'_t, \bar{y}_t, \bar{y}_{t-1}, \dots, \bar{y}_{t-p}]$ üzerine regresyona tabi tutulur. Sonuçta Hadri (2000)'e benzer şekilde test istatistiği oluşturulur;

$$Z_A = \frac{\sqrt{N}(\overline{ST} - \xi)}{\zeta}, \quad Z_A = \frac{\sqrt{N}(\overline{ST} - \xi)}{\zeta}, \quad (6)$$

Denklemden, $\overline{ST} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N ST_i \overline{ST} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N ST_i$ dir. $ST_i = \frac{1}{\hat{\sigma}_{it}^2 T^2} \sum_{t=1}^T (S_{it}^w)^2$ $ST_i = \frac{1}{\hat{\sigma}_{it}^2 T^2} \sum_{t=1}^T (S_{it}^w)^2$ olup, $S_{it}^w = \sum_{s=1}^t \hat{\varepsilon}_{is} S_{it}^w = \sum_{s=1}^t \hat{\varepsilon}_{is}$ ve $\hat{\sigma}_{it}^2 \hat{\sigma}_{it}^2$ ise uzun dönem varyans tahmincisidir. Eşitlik 6'dan $\overline{ST} \overline{ST}$ 'nin i 'ler arasında KPSS test istatistiğinin ortalaması olduğu söylenebilir ve $Z_A Z_A$, panel için genişletilmiş KPSS test istatistiği olarak isimlendirilir.

Eşitlikten uzun dönem varyans kullanılarak elde edilen test istatistiği,

$$ST_i^{SPC} = Z_A^{SPC} = \frac{1}{\hat{\sigma}_{iSPC}^2} \sum_{t=1}^T (S_{it}^w)^2 \quad (7)$$

şekindedir. Diğer yöntem, Choi (1993) ve Toda ve Yamamoto (1995) tarafından önerilen gecikmesi genişletilmiş yöntem (LA, Lag-Augmented Method)'dir. Buna göre, $y_t y_t$ 'nin bir gecikmesi eklenerek AR(p) modeli yerine AR(p+1) modeli tahmin edilir ve sonuçta elde edilen test istatistiği ise,

$$ST_i^{LA} = Z_A^{LA} = \frac{1}{\hat{\sigma}_{iLA}^2 T^2} \sum_{t=1}^T (S_{it}^w)^2 \quad (8)$$

şekindedir. Bu testin hipotezleri,

$$H_0: \Phi_i(1) \neq 0 \quad \forall_i H_0: \Phi_i(1) \neq 0 \quad \forall_i \text{ için yani seride birim kök yoktur.}$$

$$H_0: \Phi_i(1) = 0 \quad H_0: \Phi_i(1) = 0 \text{ bazı } i \text{ 'ler için yani seride birim kök vardır.}$$

şekindedir. Çalışmada uygulanan Hadri ve Kurozumi (2012) birim kök testi sonuçları aşağıdaki Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3. Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Test	T-istatistiği	Olasılık Değeri
ATM	Z_A^{SPC}	-2,407***	0.992
	Z_A^{LA}	-0,650***	0.742
GROWTH	Z_A^{SPC}	-1,088***	0.862
	Z_A^{LA}	-0,880***	0.811
SAV	Z_A^{SPC}	-1,251***	0.895
	Z_A^{LA}	-2,219***	0.987
TER	Z_A^{SPC}	-1,133***	0.872
	Z_A^{LA}	0.276***	0.391

Not: ***, ** ve *, sırasıyla %1, %5 ve %10 istatistiki olarak anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 3'teki sonuçlara bakıldığında, hem Z_A^{SPC} Z_A^{SPC} hem de Z_A^{LA} Z_A^{LA} istatistik değerlerine göre tüm değişkenlerin düzey değerlerinde durağan olduğu görülmektedir. Buna göre serilerin düzey değerlerinde durağan oldukları belirlenerek sahte regresyon sorununun söz konusu olmadığı tespit edilmiş olup, katsayı tahminlerine geçilmesine karar verilmiştir.

2.1.3. Panel Regresyon Analizi ve Sonuçları

Panel veri analizindeki temel model;

$$y_{it} = x'_{it}\beta_{it} + \varepsilon_{it} \quad y_{it} = x'_{it}\beta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

şekindedir. β_{it} , β_{it} , t döneminde i birimi için açıklayıcı değişken $x_{it}x_{it}$ 'nin bağımlı değişken üzerindeki etkisini göstermektedir. Ancak bu genel modelde $\beta_{it}\beta_{it}$ katsayısının tahmininde birtakım varsayımlar yapılmaktadır. $\beta_{it}\beta_{it}$ katsayısının sabit terim dışında tüm birim ve dönemler için sabit olduğu varsayılır. Bu durum aşağıdaki gibi yazılabilir;

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

x_{it} , x_{it} , açıklayıcı değişken vektörüdür ve sabit terimi kapsamaz. Tüm dönemler ve tüm birimler için xx 'teki bir değişimin etkisi aynıdır. Ancak i . birimin ortalama düzeyi j . birimden farklı olup $\alpha_i \alpha_i$, i . birime has ve zamana göre değişmeyen bu değişkenlerin etkisinin elde edilmesine imkan tanır. Hata terimi $\varepsilon_{it}\varepsilon_{it}$ 'nin ise sıfır ortalama ve sabit varyans $N(0, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\varepsilon^2)$ ile bağımsız olduğu, birim ve zamana göre benzer dağılım gösterdiği kabul edilmektedir. Eğer $\alpha_i \alpha_i$ 'nin, N boyutlu sabit bilinmeyen bir parametre olduğu kabul edilirse, model sabit etkiler modeli olarak ifade

edilmektedir. Alternatif bir yaklaşıma göre, birimlerin sabitinin farklı olduğu fakat ortalaması μ ve varyansı σ_{α}^2 olan dağılımdan tesadüfi olarak çekildiği varsayılmaktadır. Buna göre bu tesadüfi etkilerin açıklayıcı değişkenlerden bağımsız olduğu varsayılmaktadır (Verbeek 2004:342-343; Gujarati ve Porter 2009:602-603).

Sabit etkiler modelinde, eğim katsayısının tüm yatay kesit birimleri için aynı olduğu ve sabit terimin zamana göre değişmediği fakat birime göre değiştiği ya da tersine zamana göre değişirken birime göre değişmediği varsayımı söz konusudur. Bu bakımdan, sabit terimdeki farklılıkların birim etki ya da zaman etkisinden kaynaklandığı model tek yönlü sabit etkiler modeli olarak adlandırılmaktadır. Bununla birlikte sabit terimdeki farklılıkların hem birim hem de zaman etkisi ile ortaya çıktığı model iki yönlü sabit etkiler modeli olarak ifade edilmektedir. Tesadüfi etkiler modelinde ise bireysel etkileri gösteren sabit terimin değişken olduğu ve yatay kesit birimleri arasındaki farklılığın tesadüfi olarak ortaya çıktığı varsayılmaktadır. Benzer şekilde birim ve/veya zaman etkilerinin olduğu varsayımıyla, model tek ya da iki yönlü tesadüfi etkiler yaklaşımıyla tahmin edilebilir (Hill vd. 2011:543; Çemrek ve Burhan 2014:50; Çetin ve Ecevit 2010:172).

Bu açıklamalar doğrultusunda, oluşturulan panel veri modelinde ilk olarak birim ve/veya zaman etkilerinin olup olmadığı tespit edilmelidir. Daha sonra Hausman (1978) spesifikasyon testi ile bu etkilerin sabit mi yoksa tesadüfi mi olduğu belirlenebilir. Hausman testinde temel hipotez (H_0H_0), “açıklayıcı değişkenler ve birim etki arasında korelasyon yoktur” şeklinde olup, alternatif hipotez (H_aH_a) ise “açıklayıcı değişkenler ile birim etki arasında korelasyon vardır” şeklindedir. Hesaplanan olasılık değeri 0.05’ten küçük ise H_aH_a hipotezi kabul edilir ve katsayı tahminlerin sabit etkiler modeliyle gerçekleştirilmesine karar verilir. Eğer hesaplanan olasılık değerinin 0.05’ten büyük olduğu saptanırsa H_0H_0 hipotezi kabul edilir ve tahminler tesadüfi etkiler modeli kullanılarak gerçekleştirilir (Tatoğlu 2013a:179-182). Panel veri analizinde hangi modelin kullanılacağına karar verildikten sonra katsayı tahmini yapılmadan önce, analiz edilecek modelde değişen varyans, otokorelasyon ve yatay kesit bağımlılığı gibi etkin tahminler yapılmasını engelleyen sorunların olup olmadığı incelenmelidir. Oluşturulan modelde değişen varyans, otokorelasyon ve yatay kesit bağımlılığı problemlerinden herhangi birinin mevcut olduğu tespit edilirse, parametre tahminlerine dokunmadan dirençli tahminciler ile standart hatalar düzeltilmeli ya da uygun yöntemler kullanılarak tahmin yapılmalıdır (Gujarati ve Porter 2009:593-612, Tatoğlu 2013b:241-242).

Panel regresyon analizi kapsamında, ilk olarak oluşturulan model için klasik modelin geçerliliği incelenmiştir. Bu amaçla klasik modeli sabit etkiler modeline karşı test eden F testi ile klasik modeli tesadüfi etkiler modeline karşı test eden Olabilirlik Oranı (LR) testi gerçekleştirilmiştir. Tablo 4’te F testi ve LR testi sonuçları gösterilmiştir.

Tablo 4. Birim ve Zaman Etkisi Test Sonuçları

	F testi		LR testi	
	(F istatistiği F istatistiği)	Olasılık değeri	(χ^2 istatistiği χ^2 istatistiği)	Olasılık değeri
Birim Etki	9.34***	0.000	27.00***	0.000
Zaman Etkisi	7.37***	0.000	6.67***	0.005
Birim ve Zaman Etkisi	17.87***	0.000	54.78***	0.000

Not: ***, ** ve *, sırasıyla %1, %5 ve %10 istatistikî olarak anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 4'teki sonuçlar, modelde uygulanan F testi ve LR testi sabit ve tesadüfi etkiler modeline göre hem birim etkilerin hem de zaman etkilerin olduğunu dolayısıyla klasik modelin geçerli olmadığını göstermektedir. Bu sonuçlar doğrultusunda iki yönlü modelin tahmin edilmesi için kullanılacak model Hausman (1978) spesifikasyon testi uygulanarak belirlenmiştir. Test sonuçları Tablo 5'te gösterilmiştir.

Tablo 5. Hausman Testi Sonuçları

Model (Değişken)	Katsayılar			
	Sabit Etkiler (b)	Tesadüfi Etkiler (B)	Fark (b-B)	Standart Hata
GROWTH	-2.247	-2.390	0.143	0.094
SAV	-0.786	-0.275	-0.5101	0.305
TER	0.848	0.807	0.041	0.124

Not: Hausman $\chi^2(7) = (b - B)' [(Variance_b - Variance_B)^{-1}] (b - B) = 2.81$, p-value (χ^2) = 0.423

***, ** ve *, sırasıyla %1, %5 ve %10 istatistikî olarak anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 5'te gösterilen Hausman testi sonuçlarına göre, (χ^2) istatistiği 2.81 olup, istatistikî olarak olasılık değeri 0.05'ten büyüktür. Bundan dolayı katsayılar arasındaki farkın sistematik olmadığını gösteren H_0 hipotezi reddedilememiştir. Sonuç olarak modelin tahmin edilmesinde Tesadüfi Etkiler Modelinin kullanılmasına karar verilmiştir.

Katsayı tahminlerine geçmeden önce etkin tahmin yapmayı engelleyen otokorelasyon, değişen varyans ve birimler arası korelasyon sorunlarının varlığı araştırılmış ve sonuçlar Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6. Diagnoistik Test Sonuçları

LR Testi	Değişen Varyans		Otokorelasyon		Birimler Arası Korelasyon	
	Olasılık Değeri	DW Testi	Baltagi- Wu (LBI) Testi	Pesaran Testi	Olasılık Değeri	
Model	85.95***	0.000	0.393	0.624	5.890***	0.000

Not: ***, ** ve *, sırasıyla %1, %5 ve %10 istatistikî olarak anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Durbin-Watson ve Baltagi-Wu LBI otokorelasyon testlerinde eşik değeri “2” olarak kabul edilmektedir.

Tablo 6 incelendiğinde, değişen varyans sorununun olup olmadığının incelenmesi için uygulanan Değiştirilmiş Wald testi sonuçlarına göre χ^2 istatistiğine ait olasılık değeri 0.10’ dan küçük olduğundan değişen varyans sorununun olduğu gözlenmiştir. Otokorelasyonun varlığını sınamak için uygulanan Durbin-Watson (DW) ve Yerel En İyi Değişmez (LBI) testleri sonuçlara göre Durbin-Watson (DW) ve Yerel En İyi Değişmez (LBI) test istatistikleri eşik değeri olarak kabul edilen 2’nin altında olduğundan modelde otokorelasyon sorununun olduğu belirlenmiştir. Son olarak birimler arası korelasyonun varlığının test edilmesi için kullanılan Pesaran Testi sonuçları, modelde %1 anlamlılık düzeyinde birimler arası korelasyonun olduğunu göstermektedir.

Modelde otokorelasyon, değişen varyans ve birimler arası korelasyon sorunlarının varlığı kanıtlandığından, bu problemlerin olduğu varsayımı altında etkin tahmin yapılmasını sağlayan Esnek Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi ile katsayı tahminleri yapılmıştır. Tahmin sonuçları Tablo 7’de sunulmuştur.

Tablo 7. Katsayı Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: ATM				
Bağımsız Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	z istatistiği	Olasılık değeri
GROWTH	0.029	0.094	0.31	0.756
SAV	0.181***	0.057	3.19	0.001
TER	0.298***	0.058	5.15	0.000
Yıllar				
2005	2.551***	0.259	9.85	0.000
2006	6.836***	0.349	19.60	0.000
2007	14.098***	0.359	39.28	0.000
2008	22.657***	0.445	50.93	0.000

2009	27.326***	0.880	31.07	0.000
2010	32.310***	0.511	63.19	0.000
2011	37.753***	0.465	81.21	0.000
2012	45.753***	0.760	62.66	0.000
2013	50.752***	0.797	63.70	0.000
2014	57.088***	0.871	65.52	0.000
2015	56.553***	0.963	58.70	0.000
2016	57.934***	1.008	57.49	0.000
Sabit	-8.350***	2.697	-3.10	0.000
Ülke Sayısı	8			
Gözlem Sayısı	104			
Wald(χ^2)(χ^2) istatistiği	19937.78***			
Olasılık Değeri	0.000			

Not: ***, ** ve *, sırasıyla %1, %5 ve %10 istatistikî olarak anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 7’deki sonuçlara göre finansal erişim üzerinde SAV ve TER değişkenlerinin finansal erişim üzerinde anlamlı etkilere sahip olduğu görülmüş iken GROWTH değişkeninin pozitif olmakla beraber herhangi anlamlı bir etkisine rastlanılamamıştır. Ayrıca finansal erişim üzerindeki en etkili değişkenin TER olduğu da gözlemlenmiştir. Buna göre TER değişkenindeki (yükseköğretime kayıt oranındaki) %1’lik artış finansal erişimi (100.000 kişi başına düşen ATM sayısını) 0.298 adet artırmaktadır. Ele alınan diğer değişken SAV değişkenindeki (Yurtiçi tasarruf miktarının GSYH’ye oranındaki) %1’lik artışın ise finansal erişimi 0.181 adet artırdığı tespit edilmiştir.

Sonuç

Literatürdeki çalışmalar incelendiğinde araştırmacıların daha çok finansal gelişim konusu üzerine odaklandığı görülmektedir. Oysaki finansal erişim finansal gelişimin önemli bir boyutudur. Finansal erişimin tanımlanması ve ölçümündeki güçlüklerle rağmen finansal erişim finansal hizmetleri kullanan bireylerin ve şirketlerin oranı olarak bilinmektedir. Alternatif ölçüm yöntemlerinde kişi başına ATM ya da şube sayısı ya da yine ATM ya da şubelerin coğrafi dağılımı kullanılmaktadır. Bu çalışmada finansal erişimin belirleyicileri 2004-2016 dönemi Avrasya Ekonomileri ve Türkiye için panel veri analizine bağlı olarak tespit edilmiştir. Finansal erişimi temsilen 100.000 kişi başına düşen ATM sayısı veri seti bakımından en çok bilgiyi sağladığı için bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Kişi başına düşen

reel GSYH'deki yıllık büyüme oranı, yurtiçi tasarruf miktarının GSYH'ye oranı ve yükseköğretimde okullaşma oranı bağımsız değişkenler olarak belirlenmiştir. Analiz sonuçları ekonomik büyüme ile finansal erişim arasında pozitif ve anlamsız, tasarruf oranı ve yükseköğretimde okullaşma oranı ile yine pozitif ve anlamlı ilişkiler olduğunu göstermiştir. Yani söz konusu panel için finansal erişimin önemli determinantları tasarruf ve eğitimidir. Hanehalklarının finansal sisteme erişimi eğitimden geçmektedir. Özellikle finansal konularda okuryazarlık düzeyinin artışı tasarruf artışına tasarruf artışı da finansal sistemin daha fazla kullanılmasına yol açacaktır. Finansal sisteme ulaşmak isteyen müşterilerin varlığı ise finansal aktörleri harekete geçirecek ve finansal enstrümanların yayılmasına sebep olacaktır. Böylelikle daha fazla kişi finansal erişim imkanı bulacaktır. Böylece tasarruflar finansal yapılar aracılığıyla doğru yatırıma dönüşecektir. Sonuç olarak tüm ülke için ekonomik kazanç sağlanacaktır. Öte yandan özellikle az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde finansal erişimi, makroekonomik politikaların teknolojiyle desteklediği, daha fazla dışa açıklığın ve rekabetin sağlandığı, şeffaflığın önemsendiği, güçlü ve kurumsal pazar altyapısının oluşturulduğu kapsayıcı finansal sistemlerle tesis etmek mümkündür.

KAYNAKLAR

- ADENUGA, Adeniyi O. ve OMOTOSHO, Babatunde S. (2013), "Financial Depth, Financial Access, and Economic Growth in Nigeria", *Journal of Monetary and Economic Integration*, vol.12, no.2, pp.120-137.
- ARORA, Rashmi Umesh (2014), "Access to Finance: An Empirical Analysis", *European Journal of Development Research*, vol.26, no.5, pp.798-814.
- CLAESSENS, Stijn (2006), "Access to Financial Services: A Review of the Issues and Public Policy Objectives", *The World Bank Research Observer*, vol.21, no.2, pp.207-40.
- ÇEMREK, Fatih ve BURHAN, Emine (2014) "Petrol Tüketiminin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisinin Panel Veri Analizi ile İncelenmesi", *Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi*, C.6, Sy.3, ss.47-58.
- ÇETİN, Murat ve ECEVİT, Eyyup (2010), "Sağlık Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi: OECD Ülkeleri Üzerine Bir Panel Regresyon Analizi", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, C.11, Sy.2, ss.166-182.
- FISCHER, Greg (2011), *Access to Finance: A Functional Approach to Supply and Demand*, Asia Research Centre, Working Paper, no.42.
- GUJARATI, Domar N. ve PORTER Dawn C. (2009), *Basic Econometrics*, Fifth Edition, New York, McGraw Hill Educations,
- HADRI, Kaddouri ve KUROSUMI, Eiji (2012), "A Simple Panel Stationarity Test in the Presence of Serial Correlation and a Common Factor", *Economics Letters*, vol.115, no.1, pp. 31-34.

- HILL, R. Carter, GRIFFITHS, William E. ve LIM, Guay C. (2011). *Principles of Econometrics*, Fourth Edition, United States of America, John Wiley & Sons.
- HONOHAN, Patrick (2008), “Cross-Country Variation in Household Access to Financial Services”, *Journal of Banking & Finance*, vol.32, no.2008, pp.2493-2500.
- INOUE, Takeshi ve HAMORI, Shigeyuki (2016), “Financial Access and Economic Growth: Evidence from Sub-Saharan Africa”, *Emerging Markets Finance and Trade*, vol.52, no.3, pp.743-753.
- KEMPSON, Elaine ve WHYLEY, Claire (1999), *Kept out or opt out? Understanding and Combating Financial Exclusion*, Bristol, Policy Press.
- MERCAN, Mehmet (2014), “Feldstein-Horioka Hipotezinin AB-15 ve Türkiye Ekonomisi için Sınanması: Yatay Kesit Bağımlılığı Altında Yapısal Kırılmalı Dinamik Panel Veri Analizi”, *Ege Akademik Bakış*, C.14, Sy.2, pp.231-245.
- MEHMOOD, Sultan, (2013), *Access to External Finance and Innovation: A Macroeconomic Perspective*, CPB, Discussion Paper, no.218.
- PESARAN, M. Hashem (2004), *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels*, , University of Cambridge, Working Paper No.0435.
- SARIGÜL, Haşmet (2014), “Kümeleme Analizi İle İllerin Bankacılık Hizmetlerine Erişim ve Kullanım Göstergelerinin Karşılaştırılması”, *Bankacılar Dergisi*, C.89, Sy.2014, ss.41-62.
- SARIGÜL, Haşmet (2015), “Bankacılık Hizmetlerine Erişimin Sosyo-Ekonomik Belirleyicileri Üzerine Bir Araştırma”, *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, C.9, Sy.1, ss.83-102.
- TITA, Anthanasius Fomum ve AZIAKONO, Meshach Jesse (2017) *The Effect of Financial Inclusion on Welfare in sub-Saharan Africa: Evidence from Disaggregated Data*, Economic Research Southern Africa, Working Paper, no. 679.
- TÜRKİYE CUMHURİYET MERKEZ BANKASI (2011), *Dünyada ve Türkiye’de Finansal Hizmetlere Erişim ve Finansal Eğitim*, TCMB.
- VERBEEK, Marno (2004) *A Guide to Modern Econometrics*, John Wiley & Sons Ltd, 2.Edition, England, West Sussex.
- YERDELEN TATOĞLU, Ferda (2013a), *İleri Panel Veri Analizi: Stata Uygulamalı*, 2. Baskı, İstanbul, Beta Yayınları.
- YERDELEN TATOĞLU, Ferda (2013b). *Panel Veri Ekonometrisi: Stata Uygulamalı*, 2. Baskı, İstanbul, Beta Yayınları.
- YORULMAZ, Recep (2013), “Construction of a Regional Financial Inclusion Index in Turkey”, *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, C.7, Sy.1, ss.79-101.