

POST-SOSYALİST ÜLKELERDE PRO-DEMOKRATİK DÖNÜŞÜM VE EKONOMİK KALKINMA: PANEL ARDL YAKLAŞIMI

PRO-DEMOCRATIC TRANSITION AND ECONOMIC DEVELOPMENT IN POST- SOCIALIST COUNTRIES: PANEL ARDL APPROACH

Bayram GÜNGÖR*

Araştırma Makalesi/Research Article

* Prof. Dr. Öğretim Üyesi, İ.İ.B.F.,
İktisat Bölümü, Karadeniz
Teknik Üniversitesi
bgungor@ktu.edu.tr

*Prof., Faculty Member, FEAS,
Department of Economics,
Karadeniz Technical University

ORCID ID:
0000-0001-8160-0355

Başvuru Tarihi/ Received:
04.05.2021

Kabul Tarihi/Accepted:
27.10.2021

Özet

Bu çalışmada, sosyalist rejim tipini uygulayan Sovyetler Birliği'nin dağılması sonrası bağımsız olan 12 geçiş ülkesinde, 2005-2019 dönemi itibarıyla Demokrasi ile GSYİH ve Açıklık arasındaki ilişkiler tespit edilmeye çalışılmıştır. Tahmin için Panel ARDL ve Dumitrescu-Hurlin Panel Granger Causality modelleri kullanılmıştır. GSYİH ve Açıklık değişkenleri ekonomik kalkınma değişkenleri olarak kullanılmıştır. Model 1'de GSYİH ile Demokrasi arasında eşbütünleşme tespit edilirken, Model 2'de Açıklık ile Demokrasi arasında uzun dönem ilişkisi tespit edilememiştir. Bu nedenle uzun dönem analizi için Model 1 kullanılmıştır. ARDL modelinin bulgularına göre, GSYİH ile Demokrasi arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişki bulunamazken, kısa dönemde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif ilişki bulunmuştur. Ayrıca, Model 1 kapsamında EC terimi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Son olarak, Dumitrescu-Hurlin Panel Granger Causality testi sonucuna göre sadece GSYİH'dan Demokrasi'ye doğru tek yönlü nedensel bir ilişki tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Panel ARDL, Panel Nedensellik Testi, Panel Eşbütünleşme Testi, Panel Yatay Kesit Bağımlılığı Testi, Panel Homojenlik Testi

Abstract

In this study, it has been tried to determine the relationships between the Democracy and GDP and Openness variables as of 2005-2019 in twelve independent transition countries after the dissolution of the Soviet Union, which implemented the socialist regime type. Panel ARDL model and Dumitrescu-Hurlin Panel Granger causality test were used for the estimation. GDP and Openness were used as proxy variables of economic development. Whereas a cointegration between GDP and democracy was found in Model 1, no cointegration between Openness and Democracy was found in Model 2. Therefore, Model 1 was used for long run analysis. According to the findings of ARDL model, while no significant relationship was found between GDP and Democracy in the long run, a statistically significant and positive relationship was found in the short run. Also, EC Term was found negative and statistically significant in Model 1. Lastly, Dumitrescu-Hurlin Panel Granger Causality test results showed only a unidirectional causal relationship from GDP to Democracy.

Keywords: Panel ARDL, Panel Causality Test, Panel Cointegration Test, Panel Cross Sectional Dependency Test, Panel Homogeneity Test.



Giriş

İnsanların daha iyi standartlarda yaşama talepleri kalkınma politikalarının temel amacıdır. İnsanlık tarihi kadar eski olan bu sürecin 15. Yüzyıldan itibaren daha sistematik bir kapsamda yürütüldüğünü ifade etmek mümkündür. Merkantilist korumacı politikaların kullanıldığı dönemden sonra kalkınma sorunsalı zaman geçtikçe daha liberal politikalar uygulanmak suretiyle ele alınmaya çalışılmıştır. Önce Fizyokrasi düşüncesi kapsamında *“bırakınız yapsınlar, bırakınız geçsinler”* felsefesi ile şekillenen bu süreç giderek devletin iktisadi faaliyetlerin dışına itildiği bir döneme evrilmeyi beraberinde getirmiştir. Sanayi Devrimi ile birlikte üretim ilişkilerinin tamamen değiştiği ve sınıflar arasında mücadelenin ilk uygulamalarının görüldüğü bu dönemde Adam Smith’le birlikte ulusların nasıl zengin olabileceğinin altı çizilmiş ve ülkelere serbest piyasa ekonomisinin kutsiyeti empoze edilmeye çalışılmıştır. Anglo-Sakson çıkarların ençoklanmaya çalışıldığı bu önerilerde devletin iktisadi faaliyetlerin dışında kalması tavsiye edilmiştir. Devletin ekonomiye müdahale etmediği bir süreçte ekonomi kendiliğinden dengeye gelecek, kaynaklar optimal dağılacak ve üretim faktörleri en yüksek getiriyi sağlayacak alanlara hareket edebilecektir. Böylece en yüksek GSYİH ortaya çıkacak ve insanlar daha yüksek gelir seviyesi ve yaşam standartlarına ulaşacaklardır. Kapitalist sistemin merkezini oluşturan bu yaklaşımda asıl hedef sermaye birikiminin artırılması olarak ifade edilirken emek faktörü bir araç olarak görülmüştür. Emek faktörünün en az geçim seviyesinde ücret aldığı ve uzun çalışma saatleri kapsamında istihdam edildiği bu dönemde sosyal varlık olmasının gereği ihtiyaçları ise neredeyse tamamen ihmal edilmiştir. Emeği sömüren mevcut kapitalist uygulamanın sürdürülebilir olmadığını ifade eden Karl Marx, kapitalizme alternatif olarak insanların sosyal bir varlık olduğunun altının çizildiği ve insanlar arasındaki sınıf farklılıklarının ortadan kaldırıldığı sosyalist-komünist bir mekanizma önermiştir. Kapitalist sistemin tam rekabet piyasası ve özel mülkiyet kapsamında şekillenen yapısı yerine sosyalist sistem, merkezi planlamacı ve özel mülkiyetin olmadığı kamu mülkiyetli bir mekanizma önermiştir. Bu bakış açısı farklılıkları ülkelerin tercih ettiği siyasal rejim tiplerinin de altyapısını oluşturmuştur. Dünya ülkeleri bu bağlamda demokratik ve demokratik olmayan ülkeler şeklinde gruplandırılmış ve hangisinin insanlara daha yüksek yaşam standardı sağlayacağı sürekli olarak sorgulanmıştır. Bu tartışma süreci 1970’li yılların sonlarına kadar devam etmiştir. Sosyalist-komünist uygulamaların merkezi konumunda olan Çin ve Rusya’nın demokratik rejimlere yönelmesi kalkınmanın sağlanmasında demokratik rejim tipini tek başına rakipsiz bırakmıştır. Artık kalkınmış ülke tanımlaması sadece demokratik olup olmama durumuna göre değil, demokrasinin hangi ölçekte uygulandığı ile ilişkilendirilir hale gelmiştir.

Bilindiği gibi, M. Gorbachev yönetiminde 1980'li yılların ikinci yarısından itibaren Sovyetler Birliği'nde önce *Glasnost-açıklık*- daha sonra *Perestroika-yeniden yapılanma*- ile başlayan demokratik dönüşüm süreci Berlin Duvarı'nın yıkılması ile devam etmiştir. Sovyetler Birliği dağıldıktan sonra Avrupa ve Asya kıtasında daha önce sosyalist rejim tipini uygulayan birçok yeni bağımsız ülke ortaya çıkmıştır. Bu ülkelerin bazıları Avrupa Birliği'ne dahil olmuş veya ortaklık müzakereleri içinde üyelik çalışmalarını yürütürken diğerleri ise kendi stratejileri kapsamında hareket etmeye çalışmaktadırlar.

Bu çalışmanın konusu kapsamında ele alınan ülkeler çözülme sonrası dönemde Avrupa Birliği süreci içinde olmayan ülkeler olan Rusya Federasyonu, Azerbaycan, Kazakistan, Kırgızistan, Türkmenistan, Tacikistan, Özbekistan, Beyaz Rusya, Ukrayna, Ermenistan, Gürcistan ve Moldova'dır. Çalışmanın amacı, söz konusu ülkelerde Demokrasi ile Ekonomik Kalkınma arasındaki ilişkiyi ekonometrik olarak tetkik etmektir. Ekonometrik analiz Panel ARDL ve Dumitrescu-Hurlin Panel Granger Causality yaklaşımları kullanılarak yapılmıştır. Çalışmada, Demokrasi değişkeni ile sosyo-ekonomik kalkınma göstergeleri olarak kabul edilen GSYİH ve Açıklık değişkenleri arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkilerinin tahmin edilmesi amaçlanmıştır.

1. Literatür Araştırması

Eski Yunan'dan itibaren demokrasi ile kalkınma arasındaki ilişkinin varlığını içeren çalışmalar yapılmaktadır. Bu çalışmalarda demokrasi ile iktisadi kalkınma arasındaki ilişkinin yönünün ne olduğu konusundaki tartışmalar hala belirsizlik arz etmektedir. Bu kapsamda yapılan çalışmalar arasında öncü kabul edilen Lipset(1959)'in çalışmasında demokrasi politik sistem olarak algılanmakta ve demokrasinin iktisadi kalkınma ile bağlantısı olduğuna vurgu yapılmaktadır. Lipset'e göre, bir ülkede refah seviyesi ne kadar yüksekse demokrasinin sürdürülebilirliği o kadar yüksek olmaktadır. Aristo'dan itibaren uzunca bir süre boyunca zengin toplumlarda yoksul olanların sadece çok az bir kısmının siyasette yer bulması bu kapsamda bir örnek olarak değerlendirilebilir. Lipset'in bulguları dinamik ve nedensel çalışmaların yapılmasında bir altyapı sunması açısından oldukça önemlidir. Rigobon ve Rodrik (2005) çalışmasında demokrasi ve hukukun üstünlüğünün her ikisinin ekonomik performans üzerinde olumlu etkiler yaptığını ancak daha sonra gelir üzerinde çok daha fazla etkiye sahip olduğu tespitini yapmışlardır. Rigobon ve Rodrik'e göre, Dış Ticaret Hacmi/GSYİH şeklinde hesaplanan Açıklık gelir seviyesi ve demokrasi üzerinde negatif, hukukun üstünlüğü üzerinde ise pozitif etkiye sahiptir. Yine bu çalışmaya göre, yüksek gelir seviyesinin ülkeyi daha fazla açıklığa götüreceğini ve bunun da daha iyi kurumların oluşmasına imkan sağlayacağına vurgu yapılmakta ancak bu etkinin çok güçlü olmayacağına da işaret edilmektedir. Rodrik (2000) çalışmasına göre, katılımcı politik sistemlerin lokal bilgiyi toplama ve işlemede en etkili yollar olduğuna vurgu yapılmıştır. Model tahmininde Latin Amerika, Güney ve Doğu Asya, Sahra Altı Afrika ve OECD üyeleri

kapsamında 100'den fazla ülke kapsamında yapılan çoklu regresyon analizi sonucunda demokrasilerin öngörülebilir uzun dönemde büyüme sağlayacağı, kısa dönemde istikrar oluşturabileceği, şoklar karşısında daha etkili olabileceği ve gelir dağılımında daha adaletli bir yapı oluşturacağı sonucuna varılmıştır. Kısaca katılımcı politik sistemlerin daha yüksek kalitede büyüme sağlayacağı açık bir şekilde ortaya konulmuştur. Bunu yapabilme kabiliyeti ise demokrasilerin lokal şartlara daha uygun üst seviyeli kurumlar üretebilmesine bağlanmaktadır. Barro (1996) çalışmasında, siyasi hakların genişlemesinin yani daha fazla demokrasinin ekonomik hakları da geliştirdiğine işaret etmiştir. Bu da doğal olarak ekonomik gelişmeye katkı anlamına gelmektedir. Ancak Barro, demokrasinin iktisadi büyümeyi geciktirici rolü üzerine de vurgu yapmaktadır. Bu bağlamda otoriter rejimlerin böylesi darboğazları yaşamayacağına işaret etmektedir. Grossman ve Helpman(1990) çalışmalarında az gelişmiş ülkelerin uluslararası ilişkilerden potansiyel olarak daha fazla kazanç elde edeceğine vurgu yapmaktadırlar. Bunun nedenini sanayileşmiş ülkelere sağlayacakları geniş bilgi stoku ile ilişkilendirmektedirler. Bu durum nihayetinde ülkenin ekonomik büyümesi üzerinde pozitif katkı sağlayacaktır. Acemoglu ve diğerleri (2019) çalışmalarında demokrasinin ekonomik gelişme için daha elverişli bir ortam sunduğuna vurgu yaparak, demokrasinin ekonomik büyümeye sebebiyet verdiği sonucuna varmışlardır. Ekonometrik analiz metodu olarak EKK ve GMM tahmin yöntemleri kullanılan çalışma, 1960-2010 dönemi itibarıyla 175 ülkeyi kapsamaktadır. Lopez-Cordoba ve Meissner (2008) çalışmasına göre, demokratik siyasal sistemin kalkınma sürecinin merkezi olduğuna işaret edilmiş ve ekonomik ihtiyaçları karşılamak ve anlamak için gerekliliğine vurgu yapılmıştır. Bu bağlamda demokrasinin iktisadi büyümeye pozitif katkı yaptığını ifade etmişlerdir. Bu katkı özellikle ekonomik volatilitiyi azaltmak, ters şokları düzeltme kapasitesini geliştirmek ve gelir ile varlıkların eşit bir şekilde dağıtımını sağlama üzerinden olmaktadır. Çalışmalarında ayrıca yakın ekonomik faaliyetlerin teşvik edilmesinin etkin kurumlar konusunda önemli katkılar yaptığını iddia etmişlerdir. Ticari açıklık ve demokratik yönetim arasında pozitif nedensel bir ilişkinin varlığı global ve bölgesel seviyede ticari liberalizasyonu derinleştirmek için önemli bir rasyonalite olarak görülmektedir. En Küçük Kareler yöntemi kullanarak yaptıkları çalışmada 130 yıllık dönem içerisinde Demokrasi ile Açıklık arasında ilişki test edilmiştir. Çalışmanın bulgusu demokrasi ile ticari açıklık arasında güçlü ve pozitif bir ilişkinin olduğudur.

Baklouti ve Boujelbene (2018) çalışmalarında GMM metodunu kullanarak 1998-2011 döneminde 17 ülke arasında demokrasi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi irdelemişlerdir. Çalışmanın bulgusu demokrasi ile ekonomik büyüme arasında karşılıklı nedensel ilişkinin olduğudur. Ayrıca, siyasal istikrar ve demokrasi arasında da pozitif bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Hoffler ve diğerleri (2012) Lipset (1959)'in çalışmasını test etmişlerdir. Bilindiği gibi, Lipset'in çalışması

kişi başına gelir ile demokrasi arasında güçlü ve pozitif bir ilişkinin olduğuna işaret etmektedir. Bu çalışmayla Lipset'in sadece karşılaştırmalı politiklardaki modernizasyon teorisinin temelini atmakla kalmayıp politik ekonominin de önemli bir kısmını açıkladığı kabul edilmektedir. Lipset'in bulgularının test edilmesine yönelik yapılan bu çalışmada heterojen panel veri tahmin yöntemleri kullanılarak gelir ve demokrasi arasındaki pozitif ve anlamlı ilişki test edilmiştir. 1970-2007 dönemini kapsayan ve 104 ülkenin dahil edildiği bu çalışmanın bulgularına göre, gelir seviyesi ile demokrasi arasında negatif ilişkinin olduğu sonucuna varılmıştır. Rachdi ve Saidi (2015) 1983-2012 dönemi itibarıyla, EKK ve Sistem GMM tahmin yöntemleri kullanarak, MENA ülkeleri kapsamında yaptıkları çalışmada demokrasinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin negatif olduğu sonucuna varmışlardır. Drury ve diğerleri (2006) çalışmalarında demokrasinin politik ve ekonomik kapsamda birçok alanda sonuç verebilecek özellikte olmasına rağmen ekonomik faydasının çok açık olmadığına işaret etmişlerdir. 1982-1997 dönemini kapsayan çalışmada 100'den fazla ülke verisi test edilmiştir. Tahmin yöntemi olarak panel spesifik AR (I) yöntemi kullanılmıştır. De Haan ve Siermann (1995), EKK yöntemi kullanarak, 1961-1992 dönemi itibarıyla yapmış oldukları çalışmada demokrasi ile ekonomik büyüme arasında güçlü bir ilişkinin varlığını ifade eden bir sonuca ulaşamamışlardır. Çalışma kapsamında yer alan ülkeler demokratik uygulamalar kapsamında gruplandırılarak modele dahil edilmiştir. Helliwell (1994) çalışmasında Lipset'in rejim tipi-kalkınma ilişkisini test etmiştir. Solow denkleminin genişletilmiş hali kapsamında oluşturulan regresyon denkleminde 1960-1985 dönemi itibarıyla 125 ülke dahil edilmiştir. Çalışmanın bulgusuna göre gelirin demokrasi üzerindeki etkisinin pozitif olduğu sonucuna varılmıştır. Li ve Reuveny (2003) çalışmalarında 1970-1996 dönemi itibarıyla, 127 ülke kapsamında yatay kesit istatistiksel model kullanarak globalleşmenin demokrasi üzerindeki etkisini tahmin etmişlerdir. Modelin bulgularına göre, ticari açıklık derecesi ve portföy yatırımı girişleri demokrasiyi olumsuz yönde etkilerken, doğrudan yabancı sermaye girişleri demokrasiyi olumlu yönde etkilemektedir. Aluko ve diğerleri (2019), Sistem GMM modeli kullanarak yapmış oldukları çalışmada, 1991-2015 dönemi itibarıyla, 33 Sahra altı ülke kapsamında ticari açıklık ve demokratik gelişmenin bankacılık sektörünü olumlu yönde geliştirdiği sonucuna varılmıştır.

Bütünsel olarak değerlendirildiğinde gerçekleştirilen teorik ve uygulamalı çalışmalardan elde edilen bulguların kalkınma göstergeleri ile demokrasi arasındaki ilişkinin yönü ve boyutu hakkında net bir kanaat oluşturacak derecede anlamlı ve güçlü sonuçlara varılamadığını söylemek mümkündür.

2. Veri Seti ve Metodoloji

A) Veri Seti: Çalışma, 2005-2019 dönemi itibarıyla Sovyetler Birliği'nin dağılmasından sonra bağımsız devletler olarak ortaya çıkan ve Avrupa

Birliđi üyesi olan ve Birlik ile üyelik müzakere süreci içinde bulunan ülkeler dışındaki ülkelerden oluşmaktadır. Bu ülkeler şunlardır:

Azerbaycan	Özbekistan	Beyaz Rusya	Rusya Fed.
Kazakistan	Tacikistan	Moldova	Gürcistan
Türkmenistan	Kırgızistan	Ukrayna	Ermenistan

Çalışmada kullanılan Demokrasi (İndeks değeri) verisi Freedom House kapsamında yayınlanan Nations in Transit adlı kaynaktan alınmıştır. GSYİH (2010 Sabit Fiyatlarla, ABD Doları) ve Açıklık (GSYİH'nın Yüzdesi Olarak Dış Ticaret) verileri Dünya Bankası, Dünya Kalkınma Göstergeleri (World Bank, World Development Indicators) kapsamında yayınlanan verilerden sağlanmıştır. Eksik olan az sayıdaki güncel veriler statistica.com ve knomena.com web sayfalarından temin edilmiştir. Değişkenler modele logaritmik seviyelerinde dahil edilmiştir.

B) Metodoloji: Çalışmada Panel analiz yöntemi kullanılmıştır. Bu yaklaşım kapsamında değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri ortaya konulduktan sonra, korelasyon matrisi, Delta homojenlik testi, Bresuch-Pagan LM, Pesaran, Ullah, Yamagata LM ve Baltagi ve diğerleri yatay kesit bağımlılık testleri, CIPS birim kök testi, Westerlund eşbütünleşme testi, Panel ARDL ve Granger nedensellik testi yapılmıştır. Çalışmada tetkik edilen dönemin 2005-2019 yıllarını kapsamasının nedeni demokrasi göstergesine ilişkin verilerin sadece bu döneme ilişkin sağlanabilmesinden kaynaklanmaktadır.

3. Ekonometrik Modeller ve Bulgular

193

Çalışma metodolojik olarak tanımlayıcı istatistikler ve korelasyon matrisinin oluşturulması, homojenlik testi, yatay kesit bağımlılık testi, birim kök testi, eş bütünleşme testi, panel ARDL ve Granger Nedensellik testinden oluşmaktadır.

3.1. Tanımlayıcı İstatistikler ve Korelasyon Matrisi

Tanımlayıcı istatistikler ve korelasyon matrisi tahmin sürecinde doğrudan yer almasalar da modelin üzerinde şekillendirildiği değişkenlerin özellikleri ve bu değişkenler arasındaki ilişkinin varlığı konusunda ön bilgiler vermeleri nedeniyle önemli kabul edilmektedirler. Tablo 1 ve Tablo 2'de çalışma kapsamında kullanılan değişkenlerin özellikleri ve ilişkileri hakkında bilgi verilmektedir:

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

	Gözlem	Ortalama	Std. Sapma	Min.	Max.
lnDEM	180	0.6327538	0.4098065	0.0350913	1.331235
lnGSYİH	180	24.31532	1.608353	22.07377	28.19773
lnOPEN	180	4.40531	0.3570363	3.367296	5.062432

Tablo 1'de görüldüğü gibi çalışma Demokrasi, GSYİH ve Açıklık kapsamında 180 gözlemden oluşmaktadır. Demokrasi değişkeni indeks skorlarından oluşmakta ve 1-7 arasında değişmektedir. 1'e yakın skor yüksek demokrasiyi, 7'ye yakın skor ise düşük demokrasiyi ifade

etmektedir. GSYİH değişkeni 2010 sabit fiyatlarıyla dolar cinsinden değerlerdir. Açıklık ise ihracat ve ithalat toplam değerinin GSYİH'e oranıdır. Tablo 2'de modelde kullanılan değişkenler arasındaki korelasyon gösterilmektedir:

Tablo 2. Korelasyon Matrisi

	lnDEM	lnGSYİH	lnOPEN
lnDEM	1.00		
lnGSYİH	-0.24 (0.00)	1.00	
lnOPEN	0.34 (0.00)	-0.44 (0.00)	1.00

Not: (***) %1 anlamlılık seviyesini göstermektedir.

Tabloda görüldüğü gibi çalışmaya konu olan ülkelerde Demokrasi, Açıklık ve GSYİH arasındaki korelasyonun düşük olduğu görülmektedir. İstatistiksel olarak %1 seviyesinde anlamlı olsalar da buradaki tespit sadece bir ön bilgi niteliğindedir. Korelasyon matrisi nedensellik testlerinin sonuçları hakkında ön bilgi verebildiği kabul edilmektedir. Ancak daha anlamlı sonuçlara ulaşabilmek için buradaki bilgilerin ilave testlere tabi tutulması gerekmektedir.

3.2. Delta Homojenlik Testi

Standart panel veri tahmin yöntemleri eğim katsayılarının ülkeler arasında özdeş olarak kabul edilmesi nedeniyle kısıtlayıcı olmaktadır. Bu nedenle eğim katsayısının homojen mi yoksa heterojen özellik mi taşıdığına anlamlı sonuçlar ortaya koymak bakımından son derece önemli olduğu kabul edilir. İfade edilen tespitin yapılmasında yaygın olarak kullanılan testlerden biri Pesaran ve Yamagata (2008) Delta homojenlik testidir. Pesaran-Yamagata testi Swamy(1970) testinin standartlaştırılmış şekline dayanmaktadır. Swamy testi de eğim katsayılarının hesaplanmasında kullanılan F testinin eksiklikleri üzerinde şekillendirilmiştir. F testi açıklayıcı değişkenlerin eksojen olmasını ve hata varyanslarının homoskedastik olmasını gerektirmektedir. Swamy grup heteroskedastisine izin veren eğim homojenliği testi geliştirmiştir.

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

$\hat{\beta}$, havuzlanmış OLS tahmincisini, $\tilde{\beta}_{WFE}$, ağırlaklandırılmış Sabit Etki Havuzlanmış tahmincisini, M_t ise kimlik matrisini göstermektedir. Eğim homojenliğinin sıfır hipotezi altında bu istatistik N sabit, T sonsuza giderken $k(N-1)$ serbestlik dereceli ki-kare olarak asimptotik dağıtılmıştır. Pesaran-Yamagata testi, F testi ve Swamy testi ile kıyaslandığında daha küçük veriye (N,T) ihtiyaç duymaktadır. Bu durum geniş paneller kapsamında sorunlar ortaya çıkarmaktadır. Bu sorunu gidermek için geniş panellerde eğim homojenliğini test etmek için Swamy'nin testinin standardize edilmiş versiyonu önerilmektedir (Keho, 2018).

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left(\frac{N^{-1}S^2 - 1}{\sqrt{2}} \right) \quad (\text{Küçük Örneklem için Delta Testi}) \quad (3)$$

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{\frac{N(T+1)}{T-k-1} \left(\frac{N^{-1}\tilde{S} - k}{\sqrt{2k}} \right)} \quad (\text{Büyük Örneklem için sapması düzeltilmiş Delta Testi}) \quad (4)$$

Test yatay kesit birim spesifik tahmin ve ağırlıklandırılarak havuzlanmış tahmini arasında karşılaştırma yapar. Testin denklem ve hipotezleri aşağıdaki gibi oluşturulmuştur:

$$i=1 \dots N$$

$$t=1 \dots T$$

$H_0: \beta_i = \beta$ (eğim katsayısı homojendir), bütün paneller için

$H_1: \beta_i \neq \beta_j$ (eğim katsayısı heterojendir), bazı paneller için

Sıfır hipotezi altında Delta homojenlik testi ve onun büyük örneklem için düzeltilmiş versiyonu asimptotik olarak standart normal dağılımına sahiptir. Tablo 3'de Delta homojenlik testi sonuçları gösterilmektedir.

Tablo 3. Delta Homojenlik Testi

	lnGSYİH=f(lnDEM)		lnOPEN=f(lnDEM)	
	Delta	p-değeri	Delta	p-değeri
$\tilde{\Delta}$	0.698	0.485	0.664	0.506
$\tilde{\Delta}_{adj}$	0.890	0.374	0.847	0.397

Tabloda görüldüğü gibi, Delta homojenlik testinde eğim katsayısı homojendir şeklindeki H_0 hipotezi red edilememiştir. Yani, her iki modelde eğim katsayılarının homojen olduğu tespit edilmiştir. Olasılık değerlerinin tamamının 0.05 seviyesinin üstünde olması böylesi bir tespitin yapılmasını sağlamıştır. Eğim katsayılarının homojenlik derecesi eşbütünleşme testinde hangi değerlerin dikkate alınması gerektiğinin belirleyici testi olması itibarıyla önem arz etmektedir. Burada eğim katsayılarının homojen olması eşbütünleşme testinde Grup değerlerine değil Panel değerlerine bakılması gerektiğini vurgulamaktadır.

3.3. Yatay Kesit Bağımlılığı Testleri

Yatay kesit bağımlılığının tespiti panel veri çalışmalarında kullanılacak birim kök testlerinin hangilerinin olacağına tespitinde kullanılmaktadır. Zaman ve yatay kesit boyutu dikkate alınarak seçilen bu testler aşağıda kısaca özetlenmiştir:

A) Breusch-Pagan LM Testi

Breusch Pagan LM (1980) istatistiği $T > N$ durumunda kullanılan yatay kesit bağımlılık testlerinden biridir. Yatay kesit bağımlılığının olmadığı sıfır hipotezi altında LM istatistiği $N(N-1)/2$ serbestlik dereceli ki-kare olarak asimptotik dağıtılmıştır:

$$CD_{LM} = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (5)$$

$\hat{\rho}_{ij}^2$, bireysel OLS tahmin denkleminde elde edilen hata terimleri arasındaki örnek korelasyon katsayısını göstermektedir. Testin varsayımları aşağıdaki gibidir:

H_0 : $Cov(u_{it}, u_{jt})=0$, bütün t ve $i=j$ için. (Yatay Kesit Bağımlılığı Yoktur)

H_1 : $Cov(u_{it}, u_{jt})\neq 0$, bütün t ve $i=j$ için. (Yatay Kesit Bağımlılığı Vardır).

B) Pesaran LM (Scaled) ve LM (ADJ) Test

Pesaran, Ullah ve Yamagata (2008), Breusch-Pagan LM istatistiğini, dengeli ve büyük paneller için ölçeklendirilmiş şeklinde sunmuşlardır. Bu istatistik $T \rightarrow \infty$ ve $N \rightarrow \infty$ 'a giderken asimptotik olarak standart normal dağılımlıdır.

$$LM_{scaled} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}} \left[\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (T\hat{\rho}_{ij}^2 - 1) \right] \quad (6)$$

$$LM_{adj} = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \frac{(T-k)\hat{\rho}_{ij}^2 - \mu_{Tij}}{\sigma_{Tij}} \quad (7)$$

$$LM_{adj} \sim dN(0,1) \quad (8)$$

Yatay kesit bağımlılık durumunun belirlenmesinde kullanılacak testlerin hangileri olacağı konusundaki saptama modelde çalışılan zaman boyutu ve modele katılan yatay kesit sayısı ile ilişkilidir. Bu çalışmada $T=15$ (zaman), $N=12$ (yatay kesit)'dir. Yani burada kullanılacak yatay kesit bağımlılığı saptamasında $T > N$ durumunu dikkate alan yaklaşımların kullanılması gerekmektedir.

C) Bias-corrected LM Test

Baltagi ve diğerleri (2012) yatay kesit bağımlılığını tespit etme konusunda aşağıdaki denklem kapsamında ilave bir test geliştirmişlerdir.

$$y_{i,t} = x'_{i,t}\beta_i + U_{i,t}, \quad i=1, \dots, n; \quad t=1, \dots, T$$

Denkleminde i yatay kesit birimlerini, t zaman serisi gözlemlerini, $y_{i,t}$ bağımlı değişkeni, $x_{i,t}$ eğim katsayısı β_i olan $k \times 1$ boyutlu dışsal hacim regresörünü göstermektedir. LM_p 'nin asimptotik sapmayı ifade ettiği Bias-corrected LM test istatistiği aşağıda denklemde ifade edilmiştir:

$$LM_{BC} = LM_p - \frac{n}{2(T-1)} = \sqrt{\frac{1}{n(n-1)}} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n (T\hat{\sigma}_{ij}^2 - 1) - \frac{n}{2(T-1)} \quad (9)$$

Yatay kesit bağımlılığının sıfır hipotezi, $H_0: \sigma_{i,j} = 0$ (yatay kesit bağımlılığı yoktur) şeklinde, alternatif hipotez ise ve $H_1: \sigma_{i,j} \neq 0$ (yatay kesit bağımlılığı vardır) şeklinde oluşturulmuştur. Yatay kesit bağımlılığı testi Tablo 4'de gösterilmiştir:

Tablo 4.Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

	lnDEM		lnGSYİH		lnOPEN	
	İst.	p-değ.	İst.	p-değ.	İst.	p-değ.
Breusch-Pagan LM (1980)	265.5***	0.00	733.6***	0.00	262.1***	0.00
Pesaran Scaled LM (2004)	17.36***	0.00	58.10***	0.00	17.07***	0.00
Bias-Corrected LM (2012)	16.64***	0.00	57.67***	0.00	16.93***	0.00

Not: (***) %1 anlamlılık seviyesini göstermektedir.

Tablodan görüldüğü gibi, değişkenlerin tamamı için yatay kesit bağımlılığı yoktur şeklindeki H_0 hipotezi red edilmiştir. Değişkenlerin istatistiklerinin olasılık değerleri 0.05'in altındadır. Dolayısıyla değişkenler için yatay kesit bağımlılığı olduğu tespit edilmiştir. Yatay kesit bağımlılığının olup olmaması durumu kullanılacak birim kök testleri konusunda temel kabul edilmektedir. Yatay kesit bağımlılığının tespit edilmesi ikinci nesil birim kök testleri kullanılmasını gerekli kılmaktadır.

CIPS Panel Birim Kök Testleri

Yatay kesit bağımlılığının olması durumunda kullanılması gereken 2. Nesil birim kök testleridir. Çalışmada tercih edilen birim kök testi Pesaran (2007) CIPS panel birim kök testidir. CIPS birim kök testi CADF regresyonu içinde standart birim kök istatistiğine dayandırılan bir testtir. Yani bu bir anlamda bireysel serilerin gecikme seviyelerinin yatay kesit ortalaması ve ilk farklarının olduğu bir ADF regresyonudur. Regresyon denklemi aşağıdaki gibidir:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + b_i y_{it-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \bar{y}_t + e_{it} \quad (10)$$

Eşitlik CADF regresyonunu tahmin etmektedir. Denklemdaki \bar{y} , N gözlem sayısının zamana göre ortalamasıdır. CIPS istatistik değerine ulaşmak için denklemdaki değişkenlerin t istatistiklerinin ortalamaları alınmaktadır:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it-1} + d_0 \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{j+1} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{k=1}^p c_k \Delta y_{i,t-k} + e_{it} \quad (11)$$

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (12)$$

$H_0 : \rho_i = 0$ (Bütün Paneller için Seri Durağan Değildir)

$H_1 : \rho_i < 0$ (Bütün Paneller için Seri Durağandır).

Modelde kullanılan değişkenlerin birim kök içerip içermediği ekonometrik modeller için oldukça önemli bir konudur. Modelin sapmasız sonuçlar vermesi için serilerin durağanlığının tespit edilmesi gerekir. Aşağıdaki Tablo 5'de CIPS birim kök testi sonuçları gösterilmiştir.

Tablo 5. Birim Kök Testi Sonuçları

	CIPS	
	Sabit	Sabit ve Trend
lnDEM	-1.753	-2.422
Δ lnDEM	-3.428***	-3.548***
lnGSYİH	-2.459***	-2.042
Δ lnGSYİH	-2.426	-2.779*
lnOPEN	-1.980	-2.80
Δ lnOPEN	-3.015***	-3.286***

Not :-Sabit: cv10 (-2.16), cv5 (-2.28) ve cv1 (-2.52)
Sabit ve Trend: cv10 (-2.68), cv5 (-2.82) ve cv1 (-3.07)
-Optimal Gecikme Uzunluğu 1(AIC) olarak alınmıştır.

Tabloda görüldüğü gibi, modelde kullanılan değişkenlerin durağanlıkları I(0) ve I(1) kademelerinde sağlanmaktadır. Bu da, eşbütünleşme için gereken serilerin durağanlık şartının sağlandığı anlamına gelmektedir.

E) Westerlund Eşbütünleşme Testi

1. Nesil panel eşbütünleşme testleri yatay kesit bağıntısını dikkate almazken 2. Nesil eşbütünleşme testleri yatay kesit bağımlılığını dikkate almaktadır. Hata terimi tabanlı eşbütünleşme testinin yetersizliklerinden biri ortak faktör kullanımını gerektirmesi olarak yorumlanmaktadır. Böylesi bir sınırlama modelde önemli güç kayıplarını beraberinde getirmektedir. Westerlund ve Edgerton (2007); Persyn ve Westerlund (2008) hata terimli yaklaşım yerine panel veri için hata düzeltme bağlantılı eş bütünleşme testi geliştirmiştir. Bu yaklaşımda simülasyon sonuçları gösterildiği için küçük örneklerde de başarılı sonuçlar ortaya çıkmaktadır. Hata düzeltme testleri aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir:

$$\Delta y_{i,t} = \delta'_i d_t + \alpha_i (y_{i,t-1} - \beta'_i x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} y_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

d_t :Deterministik özellik taşıyan bir değişkendir. $\Delta x_{i,t}$ ve ε_{it} i ve t boyunca bağımsızdırlar. Denklem aşağıdaki gibi tekrar düzenlenmektedir.

$$\Delta y_{i,t} = \delta'_i d_t + \alpha_i (y_{i,t-1} - \beta'_i x_{i,t-1}) + \lambda'_1 x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} y_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

Burada $\lambda'_1 = -\alpha_i \beta'_i$ 'dir. Sistemin denge ilişkisi ise, $y_{i,t-1} - \beta'_i x_{i,t-1}$ olarak gösterilmektedir. Denklemden α_i , dış şoklar karşısında dengenin bozulmasından sonra sistemin tekrar dengeye gelme hızını göstermektedir. Eğer $\alpha_i > 0$ ise, o zaman hata düzeltme durumu vardır ve bu $y_{i,t}$ ve $x_{i,t}$ arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir. $\alpha_i = 0$ ise, bu durumda hata düzeltimi olmaz ve eş bütünleşme ilişkisi yoktur. Bu bağlamda sıfır hipotezi $H_0: \alpha_i = 0$ (bütün i'ler için) şeklinde oluşturulur. Alternatif hipotez ise α_i 'nin homojenliği hakkındaki varsayıma dayandırılır. Alternatif hipotez $H_1: \alpha_i < 0$ 'dır. Bu grup-ortalama olarak adlandırılan iki test tarafından yapılır. Panel test olarak ifade edilen ikinci bir çift test bütün birimler için

gerçekleştirilir. Bu testler $H_1: \alpha_i = \alpha < 0$ 'a karşı H_0 'ı test etmek için düzenlenmektedir (Klein, 2015).

$$G_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\alpha}_i}{SE(\hat{\alpha}_i)} \quad (15)$$

$$G_\alpha = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T\hat{\alpha}_1}{\hat{\alpha}_1(1)} \quad (16)$$

Denklemden $SE(\hat{\alpha}_i)$, $\hat{\alpha}_1$ 'in standart hatasını göstermektedir. Panel testleri de grup testleri gibi hesaplanmaktadır.

$$P_\tau = \frac{\hat{\alpha}}{SE(\hat{\alpha})} \quad (17)$$

$$P_\alpha = T\hat{\alpha} \quad (18)$$

Panel yatay kesit bağımlılığını hesaplamak için Chang (2004)'a dayandırılan bootstrap yaklaşımı ile sonuçlar güçlendirilebilmekte ve önerilmektedir. Bu süreç belli sayıda tekrar yapılmak suretiyle testin *bootstrap* dağılımına ulaşılmaktadır:

$$y_{it} = y_{i0} + \sum_{j=1}^t \Delta y_{ij} \quad (19)$$

$$x_{it} = x_{i0} + \sum_{j=1}^t \Delta x_{ij} \quad (20)$$

Westerlund eşbütünleşme test sonuçları Model 1: $\ln GSYİH = f(\ln DEM)$ ve Model 2: $\ln OPEN = f(\ln DEM)$ şeklinde gösterilmektedir. Çalışmada oluşturulan modellerin eğim katsayılarının homojen olması Panel eşbütünleşme testleri olan P_t ve P_a testlerini dikkate almayı gerektirmektedir. Aşağıdaki tablolarda Westerlund Eşbütünleşme testi sonuçları gösterilmektedir.

Tablo 6. Westerlund Eşbütünleşme Testi (Model 1)

İstatistik	İst.	Z-Değeri	P-Değeri	Dirençli P-Değeri (B=300)
G_t	-1.03	2.87	0.99	0.60
G_a	-2.09	3.21	0.99	0.03
P_t	-3.13	1.89	0.97	0.01***
P_a	-1.41	2.19	0.98	0.21

Not: (***) %1 anlamlılık seviyesini göstermektedir.

Tablo 6'da görüldüğü gibi, Model 1 için Demokrasi ile GSYİH arasında uzun dönemli bütünsel bir ilişkinin olduğu görülmektedir. P_t değerinin %1 (0.01) seviyesinde anlamlı olması eş bütünselmenin sağlandığını göstermektedir. Yani iki değişken uzun dönemde birlikte hareket etmektedirler.

Tablo 7. Westerlund Eşbütünleşme Testi (Model 2)

İstatistik	İst.	Z-Değeri	P-Değeri	Dirençli P-Değeri (Bootstrap:300)
G_t	-1.37	1.54	0.93	0.59
G_a	-2.88	2.70	0.99	0.65
P_t	-3.47	1.54	0.93	0.56
P_a	-2.01	1.72	0.95	0.59

Tablo 7’de ise görüldüğü gibi Demokrasi ile Açıklık arasında uzun dönemde eşbütünleşme yoktur. P_t ve P_a testlerinin olasılık değerleri 0.05 seviyesinin üstünde olması bu değişkenlerin uzun dönemde birlikte hareket etmediklerinin kanıtı olarak yorumlanmaktadır. Bu gerekçeden dolayı Model 2: $\ln\text{OPEN} = f(\ln\text{DEM})$ Panel ARDL tahmininde ihmal edilmek zorunda kalınmıştır.

C) Panel ARDL(1, 0) Modeli

Panel ARDL modeline dayandırılan bu çalışmanın çerçevesi Pesaran, Shin ve Smith (1999; 2001) tarafından önerilen eşbütünleşme ilişkisine başvurmuştur. Model kısa ve uzun dönem ilişkilerin tespiti için kullanılan dinamik bir modeldir. Ayrıca, Panel ARDL modelinin küçük örneklemdeki uzun dönem ilişkiyi yakalamak için daha etkin olduğu kabul edilmektedir (Vieria ve da Silva, 2019). Modelde kullanılan değişkenlerin $I(0)$ veya $I(1)$ kademelerinin hangisinde durağan olduğunun önemi yoktur. Buradaki kısıt durağanlığın $I(2)$ kademesinde olmasıdır. Eğer durağanlık bu seviyede gerçekleşirse model uygulanamaz demektir. Pesaran, Shin ve Smith panel veri çalışmalarında uyumlu hale getirilen eşbütünleşik ARDL çatısına dayandırılan PMG (Pooled Mean Group) tahmincisini geliştirmişlerdir. PMG olasılık tahmin edicileri uzun dönem katsayılarının tahmini için kullanılan bir yapıdadır. Yani, PMG’nin kullanılabilmesi için değişkenlerin eşbütünleşik olması gerekmektedir. Temel ARDL (p, q) modeli aşağıdaki gibidir:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{it-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij} x_{it-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

Burada, $t=1,2,\dots,T$, $i=1,2,\dots,N$, $x_{it}=i$. Grup açıklayıcı değişken vektörü, μ_i =Sabit Etki Terimi, λ_{ij} =Gecikmesi alınmış bağımlı değişken katsayısı, δ_{ij} =katsayı vektörüdür.

Kısa ve uzun dönemli ilişkiler hakkında önemli bilgiler verebilen bu ekonometrik araç kısa dönemde ortaya çıkabilecek herhangi bir dengesizliğin uzun dönemde ne kadarlık bir sürede tekrar dengeye geleceği konusunda da bilgiler vermektedir. Uyarılama Hata Düzeltme Modeli kullanılarak yapılmaktadır. Bu bağlamda, ARDL denkleminin yeniden düzenlenmesiyle uzun dönem uyarılama süreci hakkında bilgi veren Hata Düzeltme denkleminin ulaşmak mümkün olmaktadır.

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \beta_i' x_{i,t} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij}' \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

Burada, $\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$, i. Grup için Hata Düzeltme Terimi, $\beta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij}$, i. Grup için uzun dönem katsayısı, $x_{ij} = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$, $J=1,2,\dots,p-1$, $\delta_{ij} = -\sum_{m=j+1}^q \lambda_{im}$, $J=1,2,\dots,q-1$ olarak modele dahil edilmiştir (Pesaran, Shin ve Smith, 1999).

GSYİH ve Demokrasi değişkenleri arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkinin tespiti için Panel ARDL(p,q) modeli kullanılmıştır. Tablo 8’de Panel ARDL tahmin sonuçları gösterilmektedir:

Tablo 8. MG, PMG ve DFE Tahmin Sonuçları

Bağ. lnGSYİH	Değ.:	MG		PMG		DFE	
		Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık	Katsayı	Olasılık
Uzun Dönem: lnDEM		402.76	0.31	-0.01	0.91	1.48	0.03
Kısa Dönem:							
	ECT	-0.19	0.00	-0.16***	0.00	-0.07	0.00
	Δ lnDEM	0.13	0.32	0.21	0.10*	-0.12	0.10
	C	5.04	0.00	4.16	0.00	1.76	0.00

Not: (***),(**), (*) sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyelerini göstermektedir.

Tabloda görüldüğü gibi, oluşturulan modelde MG, PMG ve DFE (Dynamic Fixed Effect) gibi üç tahminci kullanılmıştır. Bu metotların hangisinin açıklayıcı gücünün daha yüksek olduğunu bulmak için Hausman testi yapılmıştır. Hausman testi öncelikli olarak MG ve PMG tahmincileri kapsamında uygulanmış ve elde edilen sonuca göre PMG modelinin açıklayıcı gücünün daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. χ^2 (ki-kare) değeri 0.77, olasılık değeri ise 0.37 olarak bulunmuştur. Daha sonra Hausman testi aynı amaçla DFE ile PMG tahmincileri kapsamında uygulanmıştır. Burada χ^2 değeri negatif (-196.7) işaretli olarak bulunmuştur. χ^2 'nin negatif olması durumunda Hausman testi asimptotik varsayımlarını yerine getirmesi konusunda başarısız olmaktadır. Bu sonuçlara göre, üç tahminci arasında açıklayıcı gücü en yüksek olanın PMG tahmincisi olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla, çalışmaya ilişkin kısa ve uzun dönem yorumların PMG bulgularına göre yapılması gerekmektedir.

201

PMG modeline göre, uzun dönemde lnGSYİH ile lnDEM değişkenleri arasında negatif ve istatistiksel olarak anlamsız ilişki tespit edilmiştir. Kısa dönemde ise lnDEM ile lnGSYİH arasında pozitif ve istatistiksel olarak %10 seviyesinde anlamlı bir ilişki vardır. Buna göre, Demokrasi değişkeninde meydana gelecek yüzde 1'lik bir artış GSYİH'yı yüzde 21 oranında artıracığı yorumu yapılabilir.

Hata Düzeltme Terimi (ECT) kısa dönemde dengede meydana gelen bozulmaların uzun dönemde ne kadarlık bir sürede tekrar dengeye geleceğini gösteren bir katsayıdır. ECT, Uyarlanma Hızı (Speed of Adjustment) olarak da ifade edilmektedir. ECT'nin istatistiksel olarak anlamlı ve işaretinin negatif olması gerekmektedir. PMG modelinde ECT'nin değeri negatif (-0.16) ve istatistiksel olarak %1 seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Burada uyarlanma hızı (ECT) yani ülkenin tekrar dengeye gelme süresi, modelde yıllık veriler kullanıldığı için, yaklaşık 6 yıldır ($\frac{1}{ECT/100}$). Aşağıdaki tabloda çalışmaya konu olan post-sosyalist ülkelerde bireysel olarak PMG kısa dönem katsayıları gösterilmektedir:

Tablo 9. Ülkelere Göre PMG Kısa Dönem Katsayıları

InGSYİH (Bağ. Değ.)	ARDL Modeli (1,0)	ECT	Olasılık	InDEM	Olasılık
Ermenistan	(1,0)	-0.22	0.02**	0.93***	0.00
Azerbaycan	(1,0)	-0.36***	0.00	0.09	0.54
Beyaz Rusya	(1,2)	-0.02***	0.00	-0.21***	0.00
Gürcistan	(1,1)	-0.01	0.53	1.01***	0.00
Kazakistan	(2,2)	-0.08***	0.00	0.38***	0.00
Kırgızistan	(2,0)	-0.02	0.49	0.04	0.74
Moldova	(2,0)	-0.01	0.90	0.31	0.45
Rusya Fed.	(1,1)	-0.33***	0.00	0.52***	0.01
Tacikistan	(1,0)	-0.01	0.88	0.01	0.83
Türkmenistan	(1,2)	-0.06***	0.00	0.41	0.34
Ukrayna	(1,1)	-0.53	0.03**	0.26	0.55
Özbekistan	(2,1)	-0.04***	0.00	0.08***	0.00

Not: (***) ve (**) %1 ve %5 anlamlılık seviyelerini göstermektedir.

Tablodan görüldüğü gibi, ECT Gürcistan, Kırgızistan, Moldova ve Tacikistan dışındaki bütün ülkelerde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif değer taşımaktadır. Bu durum hata düzeltme sürecinin dört ülke dışındaki ülkelerde çalıştığını göstermektedir. Ayrıca Demokrasi değişkeninin kısa dönem katsayıları dikkate alındığında Ermenistan, Beyaz Rusya, Kazakistan, Rusya Federasyonu ve Özbekistan'da katsayıların istatistiksel olarak anlamlı ve işaretlerin Beyaz Rusya dışındaki ülkelerde pozitif olduğu görülmektedir. Uzun dönem katsayıları ise ülkelere göre değişmemektedir.

D) Dumitrescu-Hurlin Panel Granger Causality Testi

202

Modelde kullanılan değişkenler arasında nedenselliğin boyutu ve yönünü tespit etmek için nedensellik testleri kullanılmaktadır. Panel veri analizlerinde kullanılacak nedensellik testinin hangisi olacağı panelin homojen/heterojen durumuna göre değişebilmektedir (Tatoğlu, 2020). Bu çalışmada yapılan homojenlik testinde panelin homojen olduğu tespit edilmiştir. Bu nedenle homojen paneller için de önerilen Panel Dumitrescu-Hurlin Panel Granger Causality testi kullanılmıştır. Test aşağıdaki denklem ile gösterilen Granger (1969) testinin devamı niteliğindedir.

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_k Y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (23)$$

Denkleminde görüldüğü gibi, eğim katsayıları birimlere göre değişmemektedir. Gecikme uzunluğu bütün panel için aynıdır ve panelin dengeli olması koşulu üzerinden tahminler yapılmaktadır. Modelin sıfır hipotezi $H_0 = \beta_k = 0$ olarak belirlenmiştir. Dumitrescu-Hurlin (2012) panel veride nedenselliği tespit etmek için Granger'ın denklemini genişleterek yeni bir yöntem geliştirmiştir.

$$y_{i,t} = \alpha_i \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}; \quad i = 1 \dots n \text{ ve } t = 1 \dots T \quad (24)$$

Burada $x_{i,t}$ ve $y_{i,t}$ t periyodunda bireysel i için iki durağan değişken gözlemlerini göstermektedir. Katsayıların bireysel olarak farklı olmasına izin verilmekte ancak zamanla değişmediği kabul edilmektedir. K

gecikme seviyesi bütün bireyseller için özdeş olduğu varsayılır ve panel dengeli olmalıdır. Granger’da olduğu gibi, nedenselliğin varlığını belirleme prosedürü şimdiki y değeri üzerine x ’in geçmiş değerlerinin anlamlı etkileri için test edilmektedir. Testin H_0 hipotezi paneldeki her bireysel için nedenselliğin yokluğuna tekabül eden şekilde tanımlanmaktadır. Dumitrescu-Hurlin testinde bütün bireyseller seviyesinde değil, bazı bireyseller için nedenselliğin olmasının yeterli olduğu kabul edilmektedir.

$$H_0: \beta_{i1} = \dots = \beta_{iK} = 0; \quad \forall_i = 1, \dots, N$$

$$H_1: \beta_{i1} = \dots = \beta_{iK} = 0; \quad \forall_i = 1, \dots, N$$

$$\beta_{i1} \neq 0 \text{ veya } \dots \beta_{iK} \neq 0; \quad \forall_i = N_1 + 1, \dots, N$$

Testin alternatif hipotezinde $N_1 \in [0, N - 1]$ bilinmemektedir. Eğer $N_1 = 0$ ise, paneldeki bütün bireyseller için nedensellik vardır. Ancak N_1, N ’den küçük olmalıdır. Aksi takdirde bütün bireyseller için nedensellik olmaz ve H_1, H_0 ’a indirgenir (Lopez ve Weber, 2017). Tablo 10 Dumitrescu-Hurlin Panel Granger Causality testi sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 10. Dumitrescu-Hurlin Panel Granger Causality Testi

H₀	W-İst.	Zbar-İst.	Olasılık
$\Delta \ln \text{DEM} \rightarrow \Delta \ln \text{GSYİH}$ (Nedensel ilişki yoktur)	3.85581	0.85513	0.39
$\Delta \ln \text{GSYİH} \rightarrow \Delta \ln \text{DEM}$ (Nedensel ilişki yoktur)	6.52180	3.01438***	0.00

Not: (***) %1 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Gecikme uzunluğu 2 olarak hesaplanmıştır.

Tabloda görüldüğü gibi, Demokrasi değişkeninden GSYİH değişkenine doğru nedensel ilişki yoktur H_0 hipotezi, olasılık değeri ($0.39 > 0.05$) olduğu için red edilememektedir. Yani modele göre, demokrasiden GSYİH’ya doğru Granger nedensel ilişki yoktur. Ancak, GSYİH’dan Demokrasi değişkenine doğru nedensel ilişki yoktur H_0 hipotezi olasılık değeri ($0.00 < 0.05$) olduğu için red edilmektedir. Bu durum GSYİH’dan demokrasiye doğru nedensel ilişkinin varlığını göstermektedir.

Sonuç

Sosyalist rejim tipi ile idare edilen Sovyetler Birliği’nin dağılması sonucunda birçok bağımsız ülke ortaya çıkmıştır. Bu ülkeler “from plan to market” kapsamında demokratik dönüşüm süreçlerini sürdürmektedirler. Yeni bağımsız olan bu ülkelerin önemli bir kısmı Avrupa Birliği sürecine dahil olup, Birliğin politikalarını takip ettikleri için demokratik uygulama seviyeleri diğerlerine göre oldukça hızlı gelişmiştir. Bu nedenle Sovyetler Birliği’nin dağılması sonrasında Avrupa Birliği ile doğrudan ilişkisi olan bu ülkeler dışında kalan 12 ülke kapsamında Demokrasi ile GSYİH ve Açıklık arasındaki ilişki iki ayrı denklemle test edilmeye çalışılmıştır. Eşbütünleşme testi sonucuna göre Demokrasi ile Ticari Açıklık arasında uzun dönem ilişkisi tespit edilememiştir. Yani söz konusu ülkelerde Açıklık ile Demokrasi uzun dönemde birlikte hareket etmemektedirler. Bu nedenle ARDL analizi için sadece Model 1 kullanılmıştır.

Panel ARDL analizinde MG, PMG ve DFE tahmincilerinden hangisinin açıklayıcı gücünün daha yüksek olduğunu tespit etmek için Hausman testi kullanılmıştır. Test sonucunda uygun tahmincinin PMG olduğu tespit edilmiştir. PMG tahmincisinin sonuçlarına göre Demokrasi ile GSYİH arasında uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Kısa dönemde ise iki değişken arasında istatistiksel olarak %10 (0.21) seviyesinde anlamlı pozitif bir ilişki bulunmuştur. ECT panel bütünü için %1 (-0.16) seviyesinde anlamlı ve negatif değer taşımaktadır. Modelde yıllık veriler kullanıldığı dikkate alındığında dengesizliğin tekrar dengeye dönüşebileceği zaman süresi yaklaşık 6 yıl olduğu tespit edilmiştir. ECT'nin bireysel ülke tahminlerinde Gürcistan, Kırgızistan, Moldova ve Tacikistan dışındaki bütün ülkelerde çalıştığı görülmüştür. Yine bireysel ülke olarak Demokrasi değişkeninin kısa dönem katsayıları dikkate alındığında Ermenistan, Beyaz Rusya, Kazakistan, Rusya Federasyonu ve Özbekistan'da katsayıların istatistiksel olarak anlamlı ve işaretlerin Beyaz Rusya dışında pozitif olduğu tespit edilmiştir. Dumitrescu-Hurlin Panel Granger nedensellik testi sonucunda ise GSYİH'dan Demokrasi'ye doğru tek yönlü nedensel bir ilişki olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Kalkınma çalışmalarında önemli tartışma konularından biri olan ekonomik gelişmenin demokrasiyi geliştirip geliştirmedeği sorunsalına bir katkı sağlamak adına yapılan bu çalışmada, uzun dönemde değerlendirme yapılabilecek kapsamda istatistiksel olarak anlamlı bir sonuç elde edilemezken, kısa dönemde değişkenler arasında anlamlı bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca yapılan nedensellik testinde GSYİH'den demokrasiye doğru tek yönlü nedensel ilişkinin varlığı, post-sosyalist ülkelerde iktisadi gelişmenin demokratik gelişmeye sebebiyet verdiğinin bir göstergesi olarak yorumlanabilir.

Kaynakça

Acemoglu, D, Naidu, S, Restrepo, P ve Robinson, J. A. (2019), Democracy Does Cause Growth, *Journal of Political Economy*, vol.127, no.1, 47-100

Aluko, O. A., Fapetu, O ve Ibtoye, J. O. (2019), Do Openness and Democracy Deepen Banking Sector in Sub-Saharan Africa, *Global Business Review*, 1-11

Baklouti, N ve Boujelbene, Y. (2018), Democracy, Political Stability and Economic Growth: Evidence from MENA Countries, *International Journal of Information, Business and Management*, vol.10, Number.4, 248-275

Baltagi, B., Feng, Q. ve Kao, C. (2012), A Lagrange Multiplier Test for Cross-Sectional Dependence in a Fixed Effects Panel Data Model, *Syracuse University SURFACE, Working Paper*, 5-2012, Center for Policy Research, Maxwell School of Citizenship and Public Affairs

Barro, R. J. (1996), Democracy and Growth, *Journal of Economic Growth*, 1:1-27

- Breusch, T. S. ve Pagan, A. R. (1980), The Lagrange Multiplier Test and Its Application to Model Specification Test in Econometrics, *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253
- Chang, Y. (2004), Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross Sectional Dependency, *Journal of Econometrics*, 120(2), 263-293
- De Haan, J ve Siermann, C.L.J.(1995), New Evidence on the Relationship between Democracy and Economic Growth, *Public Choice*, 86:175-198
- Drury, A. C, Kriekhaus, J. ve Lucstig, M. (2006), Corruption, Democracy and Economic Growth, *International Political Science Review*, vol.27, No.2, 121-136
- Dumitrescu, E-I. ve Hurlin, C. (2012), *Testing for non-causality in heterogeneous panels*, *Economic Modelling*, 29, 1450-1460
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3):424–438.
- Grossman, G. M and Helpman, E. (1990), Trade, Innovation and Economic Growth, *The American Economic Review*, vol.80, No.2, 86-91
- Helliwell, J. F. (1994), Empirical Linkages Between Democracy and Economic Growth, *British Journal of Political Science*, vol.24, No.2, 225-248
- Hoffler, A, Bates, Mr. R. H, Fayad, Ms. G. (2012), Income and Democracy: Lipset's Revisited, IMF Working Paper.295
- Keho, Y. (2018), Economic Growth of ECOWAS Countries and Validity of Kaldor's First Law, *Journal of Global Economics*, 6:291, 1-6
- Klein, M. (2015), Inequality and Household debt: a panel cointegration analysis, *Empirica*, 43:391-412
- Li, Q. ve Reuveny, R. (2003), Economic Globalization and Democracy: An Empirical Analysis, *British Journal of Political Science*, vol.33, No.1, 29-54
- Lipset, S. M. (1959), Some Social Requisites of Democracy: Economic Development and Political Legitimacy, *The American Political Science Review*, vol.53, No.1, 69-105
- Lopez, L ve Weber, S. (2017), Testing for Granger causality in panel data, IRENE Working Paper, No.17-03, University of Neuchatel, Neuchatel
- Lopez-Cordova, E. ve Meissner C. M. (2008), The Impact of International Trade on Democracy: A long run perspective, *World Politics*, vol.60, No.4, 539-575
- Persyn, D. ve Westerlund, J. (2008), Error-correction-based cointegration tests for panel data, *The Stata Journal*, 8, Number 2, 232-241
- Pesaran, M. H ve Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In: Strom, S. (ed.). *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*, p. 371-413.

Pesaran, M. H, Shin, Y ve Smith, R. J. (2001), Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, p. 289-326.

Pesaran, M. H, Shin, Y, Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), p. 621-634.

Pesaran, M. H. (2007), A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence, *Journal of Applied Econometrics*, 22: 265-312

Pesaran, M. H. Ullah, A. ve Yamagata, T. (2008), A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross Section Independence, *Econometric Journal*, 11(1), 105-122

Pesaran, M.H. ve Yamagata, T. (2008), Testing Slope Homogeneity in Large Panels, *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93

Rachdi, H. ve Saidi, H. (2015), Democracy and Economic Growth: Evidence in MENA Countries, *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 191(2015), 616-621

Rigobon, R. ve Rodrik, D. (2005), Rule of Law, democracy, openness, and Income: Estimating the Interrelationship, *Economics of Transition*, vol.13(3), 533-564

Rodrik, D. (2000), Institutions for High-Quality Growth: What They are and How to Acquire Them, NBER Working Paper Series No: 7540, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA

Swamy, P. A. V. B. (1970), Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model, *Econometrica*, 38(2), 311-323

Tatoğlu, F. Y. (2020), Panel Zaman Serileri Analizi, Beta Yayınları, İstanbul

Vieira, F. V. ve da Silva, C. G. (2019), The Role of International Reserves on Real Exchange Rate: A Panel ARDL Model Approach, *Encontro Nacional de Economia (ANPEC 2019) - Área 7: Economia Internacional*, 1-16, anpec.org

Westerlund, J. ve Edgerton, D. L. (2007), *A panel bootstrap cointegration test*, *Economic Letters*, 97, 185-190