



Araştırma Makalesi • Research Article

Politik İstikrarsızlık, Enerji Güvenliği ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Orta Doğu Ülkeleri Üzerine Ampirik Bir İnceleme*

The Relationship between Political Instability, Energy Security and Economic Growth: An Empirical Analysis on the Middle Eastern Countries

Gökhan Kartal^{a,**}, Serdar Öztürk^b

^a Dr., Niğde Ömer Halisdemir Üniversitesi, Niğde/Türkiye.
ORCID: 0000-0002-2006-6272

^b Prof. Dr., Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, İktisat Bölümü, Nevşehir/Türkiye.
ORCID: 0000-0003-0650-0244

MAKALE BİLGİSİ

Makale Geçmişi:

Başvuru tarihi: 07 Ekim 2019
Düzeltilme tarihi: 19 Haziran 2020
Kabul tarihi: 30 Haziran 2020

Anahtar Kelimeler:

Politik İstikrarsızlık
Enerji Güvenliği
Ekonomik Büyüme
Orta Doğu Ekonomileri
Panel Veri Analizi
Panel Eşbütünlük
FMOLS

ARTICLE INFO

Article history:

Received 07 October 2019
Received in revised form 19 June 2020
Accepted 30 June 2020

Keywords:

Political Instability
Energy Security
Economic Growth
Middle East Economies
Panel Data Analysis
Panel Cointegration
FMOLS

ÖZ

Bu çalışmada, seçili 15 Orta Doğu ülkesinde 1996-2014 yılları arasında politik istikrarsızlık, enerji güvenliği ve ekonomik büyüme ilişkisinin incelenmesi amaçlanmıştır. Panel eşbütünlük sonuçları değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını göstermektedir. Panel FMOLS sonuçlarına göre enerji güvenliği riskinde %1 artış kişi başı GSYH'yi %0,41 düşürürken, politik istikrardaki %1 artış kişi başı GSYH'yi %0,25 artırmaktadır. Tek Yönlü Sabit Zaman Etkili Panel EKK sonuçlarına göre enerji güvenliği riskinde %1 artış kişi başı GSYH'yi %0,62 düşürürken, politik istikrardaki %1 artış kişi başı GSYH'yi %0,35 artırmaktadır. Panel Granger Nedensellik sonuçları ise enerji güvenliği ile kişi başı GSYH arasında çift yönlü; enerji güvenliğinden politik istikrara ve kişi başı GSYH'den politik istikrara tek yönlü nedenselliği göstermektedir. Bu doğrultuda bu çalışmada enerji güvenliği ve politik istikrarın Orta Doğu ekonomilerinde önemli bir politika meselesi olduğu sonucuna varılmıştır.

ABSTRACT

In this study, it is aimed to examine the relationship between political instability, energy security and economic growth between 1996-2014 in selected 15 Middle Eastern countries. Panel cointegration results show that there is long-term relationship between variables. According to the panel FMOLS results, while 1% increase in energy security risk decreases per capita GDP by 0.41%, 1% increase in political stability increases per capita GDP by 0.25%. According to One-Way Fixed Effect Panel LS (based on period), while 1% increase in energy security risk decreases per capita GDP by 0.62%, 1% increase in political stability increases per capita GDP by 0.35%. The Panel Granger Causality results show that there is bi-directional causality relationship between energy security and GDP per capita, one-way causality relationship from energy security to political stability and from GDP per capita to political stability. Accordingly, in this study have been concluded that energy security and political stability are an important policy issue in the Middle Eastern economies.

1. Giriş

Birçok farklı tanımlama (bknz. Kartal, 2018: 4-6) yapılan politik istikrarsızlık kavramı, anayasal veya anayasaya aykırı araçlarla yürütme gücünde bir değişiklik eğilimidir

(Alesina ve Perotti, 1996: 191; Belletini vd., 2013: 9). Literatürde yapılan tanımlamalardan yola çıkarak politik istikrarsızlık kavramı şu şekilde yeniden tanımlanabilir: Politik istikrarsızlık, politik sistemde sürekliliğin olmadığı,

* Bu çalışma birinci yazarın 2018 yılında Prof. Dr. Serdar Öztürk danışmanlığında Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı'nda yürüttüğü "Orta Doğu Ülkelerinde Politik İstikrarsızlık, Enerji Güvenliği ve Ekonomik Büyüme İlişkisi" başlıklı doktora tezinden türetilmiştir.

** Sorumlu yazar/Corresponding author.
e-posta: gokhankartal.gk@gmail.com

sosyo-politik gerginliklerden dolayı oluşan mülkiyet haklarını da içine alan toplumsal huzursuzluk ve şiddetin hakim olduğu belirsizlik halidir.

Politik istikrarsızlığın tanımında olduğu gibi, politik istikrarsızlık göstergeleri üzerinde de literatürde birçok farklı gruplandırmalar yapılmıştır. Genel olarak iki gruba indirgenebilecek politik istikrarsızlık göstergelerinden ilk gruplandırmaya göre politik istikrarsızlık iki ana başlık altında inceleyebilir. Birincisi yönetsel istikrarsızlık, ikincisi ise toplumsal huzursuzluk ve siyasi şiddetin göstergelerine dayanmaktadır (bkz. Alesina ve Perotti, 1996: 1205; Belletini vd., 2013: 19). İkinci gruplandırmaya göre ise politik istikrarsızlık yine iki ana başlıkta incelenmektedir. Birincisi düzenli ve düzensiz hükümet değişiklikleri (kabine değişiklikleri, anayasa değişiklikleri vb.) şeklindeki resmi istikrarsızlıklar; ikincisi devrimler, darbeler, iç savaşlar ve politik amaçlı suikastlar gibi daha sert yönlerini vurgulayan gayri resmi istikrarsızlıklar (Campos vd., 2012: 302; Campos ve Nugent, 2002: 159).

Konuyla ilgili literatür göz önüne alınarak politik istikrarsızlık göstergeleri; yönetsel istikrarsızlık göstergeleri (resmi istikrarsızlık göstergeleri), toplumsal huzursuzluk ve politik şiddet göstergeleri (gayri resmi istikrarsızlık göstergeleri) ve kurumsal göstergeler olmak üzere üç ana başlıkta incelenebilir:

A. Yönetsel İstikrarsızlık Göstergeleri (Resmi İstikrarsızlık Göstergeleri): Devlet başkanının değişmesi, seçim sayısı, parlamento değişiklikleri, kabine değişiklikleri (majör ve minör), hükümet krizleri, koalisyon ile kurulan hükümet sayısı, üst yönetim değişiklikleri, seçim sayısı, iktidardaki partinin yıl sayısı, rejim değişiklikleri, mecliste yer alan siyasi parti sayısı ve tasfiyelerdir.

B. Toplumsal Huzursuzluk ve Politik Şiddet Göstergeleri (Gayri Resmi İstikrarsızlık Göstergeleri): Politik bir amaca dayalı suikastlar, büyük ve küçük çaplı yurt içi şiddet olayları ve bu olaylarda öldürülen insan sayısı, başarılı ve başarısız darbeler, iç savaş, isyan, terör, grev, etnik çatışma ve kutuplaşma, dini gerginlikler ve bölünmedir.

C. Kurumsal Göstergeler: rejim, rejimin ömrü, bürokratik kalite, yolsuzluk, hukukun üstünlüğü, orta sınıfın boyutu, özel yatırımların kamulaştırılması ve sözleşmelerin reddedilmesi, bütçenin uygulanmasının esnekliği, yönetici istihdamında şeffaflık ve rekabet edebilirlik ve hukuki yapının kökenidir.

Politik istikrarsızlık, kendi kendisini besleyen bir kısır döngüyü de beraberinde getirmektedir. Aynı zamanda ekonomik büyümedeki düşüşlerde politik istikrarsızlığı besleyen bir diğer unsurdur. Alesina vd. (1996)'nin çalışmasında, politik istikrarsızlığın büyümeyi azalttığı, olası hükümet değişikliklerinin müteakip değişikliklerin olasılığını artırarak politik istikrarsızlığın kalıcı olma eğilimine sürüklediği ifade edilmiştir. Brückner ve Gradstein (2015), konuya ekonomik büyümenin politik riskleri azaltacağı şeklinde farklı bir açıdan bakarak gelir artışının politik riskleri azalttığını belirtmiştir. Ayrıca, etnik kutuplaşmanın az olduğu yerlerde gelir seviyesinin yüksek ve politik risklerin düşük olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Ekonomi ile ilgisi olmayan politik çatışmanın veya uluslararası siyasal gelişmelerin artmasından kaynaklanan bazı dışsal sebeplerden dolayı hükümetin çöküş ihtimalinin

arttığı bir durumda, şokun bir sonucu olarak yatırım ve büyüme düşmekte ve böylece hükümetin çöküş ihtimali artarak politik belirsizliklerin daha da yoğunlaşmasına neden olmaktadır. Bu durum, politik istikrarsızlığın kendi kendini besleyen kısır döngüsüne örnektir. Öte yandan, büyümenin bazı dışsal sebeplerden dolayı düştüğü bir durumda halk, hükümeti (kısmen dahi olsa) kötü ekonomik sonuç için sorumlu tutacaktır. Bu, hükümetin çöküş ihtimalini artırarak büyümeyi daha da düşürecektir. Düşük büyüme, hükümetin istikrarsızlığını da artırmaktadır. Bu durum ise ekonomik büyümedeki düşüşün politik istikrarsızlığı beslemesi, yaşanan politik istikrarsızlığın büyümeyi daha da düşürmesi gibi bir kısır döngünün ortaya çıkmasına bir örnektir. Ampirik literatür, endüstriyel demokrasilerde görevdeki hükümetlerin yeniden seçilme şansının seçimlerden hemen önce büyüme oranına bağlı olduğunu göstermiştir. Demokratik olmayan ülkelerde düşük büyüme, popüler memnuniyetsizliği artırmakta, anti-hükümet faaliyetlerine yönelik teşvikler meydana getirerek darbeleri daha da olası kılmaktadır (Alesina vd., 1996: 191).

Şekil 1. Politik İstikrarsızlığın Kısır Döngüsü



Enerji ise modern dünya ekonomisinin işleyişinde merkezi bir önem taşımaktadır. Sacko (2004)'e göre enerji, ekonomik büyümenin önemli bir kaynağı olup, enerji kullanımındaki artış ekonomik büyümeyi etkilemektedir. Çünkü enerji, birçok tüketim ve üretim faaliyeti için temel üretim faktörüdür. Fiziksel açıdan enerji kullanımında artış ekonomik üretkenliğe ve endüstriyel büyümeye yol açar. Bu teori, 1973 petrol şokundan önceki yılların gözlemleriyle desteklenen birim elastikiyete dayanmaktadır. İlk petrol şokuna (1973-1974) kadar, OECD ülkelerindeki ortalama esneklik katsayısı 1'dir. Yani %1'lik enerji tüketimindeki artış, %1'lik GSYH artışı meydana getirmektedir. Fakat 1974-1975'ten ve özellikle 1979'dan bu yana, bu ülkelerde GSYH birimi başına enerji tüketimi azalmıştır. Bu durumun sebebi enerji verimliliğinden kaynaklanan gelişmeler olup, enerji tüketiminde %1'lik artış GSYH'de %1'den daha fazla artışa olanak sağlamıştır. Barney ve Franzi (2002), modern ekonomide endüstriyel büyümenin en az yarısının enerji kaynaklı olduğunu ve üretim maliyetinin onda birinden fazlasını enerjinin temsil ettiğini iddia etmektedir (Saidi vd., 2017: 46). Hatta Voser (2012) enerjini ekonominin oksijeni ve büyümenin can damarı olarak tanımlamaktadır. Gerçekten de günümüz ülkelerinin ekonomik yapılarına bakıldığında, bazı ülkelerin doğrudan enerji üretimi sonucunda elde ettiği gelirlerin ülke GSYH'lerinde önemli yeri olduğu görülürken, bazı ülkelerde ise üretim aşamasında enerjini önemli bir girdi olarak kullanarak enerjinin katma değerini artırdığı, bu yolla da yüksek GSYH değerlerine ulaştığı görülmektedir. Stern (1993), emek ve sermayeden oluşan üretim fonksiyonuna enerjini de ekleyerek enerjini bir üretim fonksiyonu olarak ele almıştır (Karagöl vd., 2007: 73).

Enerji tüketimi ekonomik büyümeyi artırmasının yanında yaşam standartlarını da geliştirir. İnsan yaşamını kolaylaştıran birçok teknolojik cihazın hem üretim aşamasında hem de bu cihazların kullanımında yoğun bir şekilde enerjiden yararlanılmaktadır. Enerji tüketimindeki artışın ekonomik büyümeyi artırmasının yanında, ekonomik büyümedeki artışında enerji tüketimini artırdığını belirtmek gerekir.

Enerjinin var olan önemi, enerjiye erişileme durumunu modern dünya ekonomisinin kâbusu haline getirerek enerji güvenliği kavramını ortaya çıkarmıştır. IEA'ya (International Energy Agency-Uluslararası Enerji Ajansı) göre enerji güvenliği "uygun fiyatta kesintisiz enerji kaynakları bulunabilirliği" olarak tanımlanmaktadır (IEA, 2017). Enerji güvenliği, kesintisiz bir enerji arzının bir ekonominin işleyişi için kritik olduğu fikrine dayanmakta, geleneksel olarak, petrol kaynaklarına erişimin korunması ve yaklaşımakta olan fosil yakıt tükenmesi ile ilişkilendirilmektedir (Kruyt vd., 2009: 2167). Kısaca enerji güvenliği "enerjinin makul bir fiyatla güvenilir ve yeterli miktarda arzı" ya da "ekonomik büyüme ve performansın devamlılığının sağlanması için yeterli miktarda enerji arzının makul ve istikrarlı fiyatlarla sağlanması" şeklinde tanımlanabilir (Çelikpala, 2014: 85). Yeterli miktarda enerji kaynağına ulaşabilme yeteneği, makul fiyatlarla enerji alımı, ulaşılabilirlik ve maliyet unsurlarının yakın ve orta vadeli gelecekte öngörülebilir olması, enerji alımıyla ilgili risklerin minimize edilmesi, geçiş ülkelerinin istikrarı, kullanılan enerji kaynaklarının çeşitlendirilmesi ve özellikle yenilenebilir enerji kaynaklarına yönelmek, bağımlılığı azaltmak adına ithalat yapılan ülkelerin çeşitlendirilmesi, ülke içinde enerji verimliliğinin yükseltilmesi, enerji alanındaki yatırımların teşvik edilmesi ve son olarak enerji güvenliği ile çevre güvenliğinin beraber düşülmesi enerji güvenliği tanımını şekillendiren ana unsurlardır (Karabulut, 2017: 34).

BP (2017)'ye göre Orta Doğu bölgesi verileri incelendiğinde 2016 yılı itibarıyla Orta Doğu bölgesi petrolde 877,93 milyar varil ile dünya petrol rezervlerinin %51,44'üne sahip olduğu görülmektedir. Petrol üretiminde ise 1.622,19 milyon ton ile dünya toplam petrol üretiminin %37,02'sini gerçekleştirmektedir. Doğalgaz açısından da zengin olan bölge 87,23 trilyon metreküp ile dünya doğalgaz rezervlerinin %46,75'ine sahiptir. Üretimde ise 781,01 milyar metreküp ile dünya üretiminin %21,99'unu gerçekleştirmektedir. Bunun yanında bölge, petrol taşımacılığında stratejik önemdeki (Süveyş Kanalı, Bal El Mandab, Hürmüz Boğazı, Basra Körfezi gibi) bölge ve geçiş güzergâhlarına sahiptir. Ayrıca BP (2017)'de petrol ticaretinde önemli paya sahip olan bölgeler ve ülkelerin verileri incelendiğinde, Orta Doğu'nun dünya ham petrol ticaretinin %46,39'una hakim olduğu görülmektedir. BP (2017) verilerine ülkeler açısından bakıldığında Suudi Arabistan ham petrol ihracatında yıllık 375,32 milyon ton ve %17,7'lik pay ile dünyada ilk sırada yer almaktadır. Suudi Arabistan ile birlikte Irak, Kuveyt ve BAE'nin yer aldığı 4 ülkenin dünya ham petrol ihracatının %36,8'ini gerçekleştirdikleri görülmektedir. Ayrıca, bölge ülkelerinin petrol ve doğalgazdan elde edilen gelirlerin GSYH ve ihracat gelirlerindeki payları bölgedeki çoğu ülkede yüksek oranlarda olduğu görülmektedir. Orta Doğu'nun dünyanın en önemli enerji kaynaklarına sahip olmasının yanı sıra önemli geçiş noktalarının bu bölgede bulunması ve Bölge

ekonomilerinin enerji kaynaklarından elde edilen gelirlere aşırı bağımlılığı, enerji güvenliği ile büyüme ilişkisinin incelendiği bu çalışmada, Orta Doğu ülkelerinin seçilmesinin en temel sebebini oluşturmaktadır. Bunun yanında, Orta Doğu politik istikrarsızlık olayları açısından dünyanın en istikrarsız bölgelerinden birisidir. Bu bağlamda, tarihsel süreç içinde yaşanan Arap-İsrail Savaşları, Lübnan İç Savaşı, İran Devrimi, İran-İrak Savaşı, Birinci ve İkinci Körfez Savaşı, Birinci ve İkinci İntifada, Irak'ın İşgali ve etkisi halen devam eden Arap Baharı olaylarının yanı sıra birçok darbe, devrim, iç savaş, suikast gibi çok sayıda politik istikrarsızlık olayının yaşandığı bir bölgedir. Bu anlamda bu olayların hem bölge hem de dünya enerji güvenliğini tehdit etmesinin yanı sıra diğer ekonomik değişkenlere de doğrudan olumsuz etkisi söz konusudur. Literatürde konu ile ilgili çok az sayıda çalışma olması bu çalışmanın önemini artıran en önemli husus olup, bu bağlamda bu çalışmayla literatüre önemli bir katkı sağlanması hedeflenmiştir. Bu amaçla bu çalışmada öncelikle enerji güvenliği, politik istikrarsızlık ve ekonomik büyüme temelinde ilgili literatür incelenecektir. Sonraki bölümde bu çalışmada kullanılan veri seti ve metodoloji tanıtılacaktır. Son bölümde ise ekonometrik analizden elde edilen sonuçlar tablolaştırılarak değerlendirilecektir.

2. Literatür Özeti

Politik istikrarsızlıkların ekonomik büyüme, özel yatırım, vergilendirme, kamu harcamaları ve yatırım, borç ve enflasyon da dahil olmak üzere çok çeşitli makroekonomik değişkenler üzerindeki olumsuz etkilerini belgeleyen geniş bir literatür ortaya çıkmıştır (Aisen ve Veiga, 2013: 151). Bu geniş literatür (bkz. Tablo 1¹) ekonomik büyümenin doğrudan veya dolaylı belirleyicilerini kapsamakta, politik istikrarsızlığın ekonomik büyümedeki etkisini göstermektedir.

¹ Bu çalışmada yer alan literatür özetinde doğrudan ekonomik büyümeye ilişkin literatüre yer verilmiş olup, politik istikrarsızlığın diğer ekonomik değişkenler üzerine etkisini de kapsayan geniş literatür için bkz. Kartal, 2018: 242-246; Kartal, 2020: 48-57.

Tablo 1. Politik İstikrarsızlık Ekonomik Büyüme Literatür Özeti

S	Yazar	Konu	Dönem	Ülke	Sonuç
1	Aisen ve Veiga (2013)	Politik istikrarsızlık ve diğer politik ve kurumsal değişkenlerin ekonomik büyüme etkisi	1960-2004	169 ülke	Politik istikrarsızlığın büyümeye etkisi negatiftir. Demokrasinin küçük de olsa büyümeye etkisi negatiftir.
2	Al ve Belke (2018)	Politik istikrarsızlık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki	19914-2016	14 MENA ülkesi	İran ve İsrail hariç, diğer ülkelerde politik istikrarsızlık ile ekonomik büyüme arasında tek ve çift yönlü nedensellik ilişkileri mevcuttur.
3	Alesina vd. (1996)	Politik istikrarsızlık ile kişi başı GSYH büyümesi arasındaki ilişki	1950-1982	113 ülke	Politik istikrarsızlık büyümeyi azaltmaktadır.
4	Alesina ve Perotti (1996)	Sosyo-politik istikrarsızlık	1960-1985	71 ülke	SPI hem gelir düzeyi hem de eğitim düzeyi ile negatif yönde ilişkilidir.
5	Alper (2018)	Politik istikrarın ekonomik büyüme üzerine etkisi	1996-2016	BRICS-T	Politik istikrardaki %1'lik artış ekonomik büyümeyi %1.27 arttırmaktadır.
6	Belletini vd. (2013)	Siyasi devamlılık/süreklilik ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki	1984-2008	62 ülke	Siyasi kalıcılık/devamlılık/süreklilik ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki negatiftir.
7	Brückner ve Gradstein (2015)	Ülkelerin ulusal gelirlerindeki büyümenin siyasi risk üzerindeki etkileri	1984-2007	115'den fazla ülke	Kişi başı GSYH büyümesindeki bir puanlık artış, siyasi risk endeksini yaklaşık 0,1 puan azaltmaktadır.
8	Butkiewicz ve Yanikkaya (2005)	Sosyo-politik istikrarsızlık, demokrasi ve gelir ilişkisi	1970-1997	100'den fazla gelişmekte olan ülke	Sosyo-politik istikrarsızlık geliri olumsuz etkilemektedir. Fakat demokrasi seviyesine bağlı olarak etki gücü farklıdır.
9	Campos ve Karanasos (2008)	Ekonomik büyüme, dalgalanma ve politik istikrarsızlık ilişkisi	1896-2000	Arjantin	"Gayri resmi" politik istikrarsızlık doğrudan, "resmi" istikrarsızlık dolaylı olarak büyümeyi olumsuz etkilemektedir.
10	Campos ve Nugent (2002)	SPI ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik	1960-1995	Gelişmekte olan 98 ülke	Siyasi istikrarsızlıktan ekonomik büyüme doğru nedensellik ve negatif ilişki olmakla birlikte, uzun vadeli ilişki bulunmamıştır.
11	Campos vd. (2012)	Politik istikrarsızlık, ekonomik büyüme ve finansal gelişme	1896-2000	Arjantin	Politik istikrarsızlık, ekonomik büyüme ve finansal gelişme üzerinde olumsuz etkiye sahiptir.
12	Caporalea ve Leirer (2010)	Politik istikrarsızlık ile ekonomik büyüme ilişkisi	1975-2005	50 ABD eyaleti	Politik istikrarsızlık ekonomik büyüme etkisi negatiftir.
13	Chen ve Feng (1996)	Siyasi çevrenin ekonomik büyüme üzerindeki etkileri	1974-1990	7 OECD ülkesi	Rejim istikrarsızlığı, politik kutuplaşma ve hükümet baskısı büyüme üzerinde negatif bir etkiye sahiptir.
14	Fosu (2001)	Siyasi istikrarsızlık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki	1960-1986	Sahraaltı Afrika	Çeşitli siyasi istikrarsızlık olaylarının başlıca bileşenlerinin artırılmış bir üretim fonksiyonunda uygulandığında, temel spesifikasyon testlerine (Specification-Based Testing) uyulduğunu tespit edilmiştir.
15	Gurgul ve Lach (2013)	Ekonomik büyüme ile politik istikrarsızlık ilişkisi	1990-2009	10 CCE ülkesi	Hükümet değişikliği eğilimi olarak tanımlanan siyasi istikrarsızlığın büyüme üzerinde olumsuz bir etkisi olduğu bulunmuştur. Buna karşın büyümeden politik istikrara doğru bir nedensellik bulunmamıştır.
16	Jong-A-Pin (2009)	Politik istikrarsızlık ile ekonomik büyüme ilişkisi	1974-2003 ve 1984-2003	-	Politik rejimin istikrarsızlığı, ekonomik büyüme üzerinde sağlam ve önemli bir negatif etkiye sahiptir.
17	Kartal ve Öztürk (2018)	Politik istikrarsızlık, uluslararası göç hareketleri ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki	1996-2016	Türkiye, İran, Irak ve Suriye	Göçmen girişi ve politik istikrardaki %1'lik artış ekonomik büyümeyi sırasıyla % 0,022 ve % 0,984 arttırmakta; göçmen olarak ülkeden çıkıştaki %1'lik artış ekonomik büyümeyi % 0,488 azaltmaktadır.
18	Klomp ve Haan (2009)	Siyasi kurumların ekonomik büyüme volatilitesi üzerindeki etkisi	1960-2005	112 ülke	Demokrasi ekonomik volatiliteyi azaltmakta, politik istikrarsızlık ve politika belirsizlikleri ekonomik volatiliteyi arttırmaktadır.
19	Knutsen (2013)	Devlet kapasitesinin ekonomik büyümedeki rolü	1984-2004	Sahraaltı Afrika	Demokrasinin büyüme üzerinde etkisi güçlü ve pozitif olarak bulunmuştur.
20	Man (2016)	Siyasi rekabet bileşenleri (yürütme ve yasama organı) ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki	1975-2007	187 ülke	Siyasi rekabet (genel ve yürütme açısından) ile büyüme arasında U şeklinde doğrusal olmayan bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir.
21	Martin ve Rogers (2000)	Büyüme ile ekonomik istikrarsızlık arasındaki ilişki	1979-1992 ve 1960-1988	97 ülke	Politik istikrarsızlık ekonomik istikrarsızlıkta önemli bir etkidir.
22	Menegaki ve Ozturk (2013)	Ekonomik büyüme ile politik istikrar dahil olmak üzere bazı değişkenlerle ilişkisi	1975-2009	26 Avrupa ülkesi	Büyüme ve politik istikrar, sermaye ve politik istikrarsızlık, sermaye ve fosil enerji tüketimi arasındaki iki yönlü nedensellik vardır.
23	Miljkovic ve Rimal (2008)	Politik istikrarsızlık ile ekonomik büyüme ilişkisi	1960-1988	122 ülke	Gelir artış hızı, ilk gelir düzeyi ve politik rejimin doğası gibi çeşitli sosyo-ekonomik faktörlerin politik istikrarı etkilediği hipotezini doğrulamıştır.
24	Özer ve Kocaman (2019)	Politik istikrarsızlık ve makroekonomik değişkenler (büyüme, enflasyon ve döviz kuru) arasındaki nedensellik ilişkisi	1992-2016	Türkiye, Hindistan, Rusya, Meksika ve Endonezya	Politik istikrarsızlık ile bazı makroekonomik değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin kanıtları bulunmuştur.

S	Yazar	Konu	Dönem	Ülke	Sonuç
25	Rachdi ve Saidi (2015)	Demokrasi ile ekonomik büyüme ilişkisi	1983-2012	MENA ülkeleri	Demokrasi MENA ülkelerinde büyüme üzerinde sağlam ve olumsuz bir etkiye sahiptir.
26	Radu (2015)	Politik istikrarın ekonomik büyüme üzerindeki etkisi	1990-2011	Romanya	Politik istikrarın ekonomik büyüme üzerindeki etkisi pozitifdir.
27	Şanlısoy (2020)	Politik istikrarsızlık ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi	1987-2015	Türkiye	Ekonomik büyümede meydana gelen pozitif şokların politik istikrarsızlık üzerinde pozitif şoklara neden olmaktadır.
28	Şanlısoy ve Çetin (2017)	Politik istikrarsızlık ile makroekonomik performans değişkeni arasındaki nedensellik ilişkisi	1984-2015	Türkiye	Politik istikrarsızlıktan makroekonomik performansa doğru bir nedensellik vardır.
29	Şanlısoy ve Kök (2016)	Politik istikrarsızlık ve ekonomik büyüme	1987-2006	Türkiye	Politik istikrarsızlıkla ekonomik büyüme arasındaki ters yönlü ilişki
30	Sen (2013)	Kurumsal kalite ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki	1984-2010	110 ülke	Kurumsal kalite ekonomik büyümenin devam etmesi açısından önemlidir.
31	Sweidan (2016)	Politik istikrarsızlık ve ekonomik büyüme	1967-2009	Ürdün	Politik istikrarsızlığın ekonomik büyüme ve reel devlet harcamaları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir olumsuz etkisi vardır.
32	Tabassam vd. (2016)	Politik istikrarsızlık ve ekonomik büyüme ilişkisi	1988-2010	Pakistan	Siyasi istikrarsızlığın ekonomik büyüme üzerinde belirgin bir olumsuz etkisi
33	Tang ve Abosedra (2014)	Turizm, enerji tüketimi, politik istikrarsızlık ve ekonomik büyüme	2001-2009	24 MENA ülkesi	Siyasi istikrarsızlık MENA bölgesindeki ekonomik büyüme ve gelişme sürecini de engellemektedir.
34	Toledo ve Venieris (2014)	Sosyo-politik istikrarsızlık endeksi ile ekonomik büyüme ilişkisi	1980-2000	62 ülke	Sosyo-politik istikrarsızlık endeksi ile büyüme arasında negatif ilişkili vardır.
35	Yalçınkaya ve Kaya (2017)	Politik istikrarsızlık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki	1996-2015	Gelişmiş G-12 ve gelişmekte olan G-8 ülkeleri	G-12 ve G-8 gruplarında politik istikrar/istikrarsızlık endeksinin ekonomik büyüme üzerindeki etkileri pozitif/negatif yönlü olup, sonuçlar istatistiksel açıdan anlamlıdır.
36	Yang (2011)	Siyasi ve ekonomik liberalizasyonun büyüme volatilitesi üzerindeki etkileri	1970-2005	158 ülke	Demokratikleşmenin daha hızlı büyümeye neden olduğuna yönelik kesin kanıt bulunamamıştır.
37	Younis vd. (2008)	Politik istikrarsızlığın büyüme ile ilgili değişkenler üzerindeki etkisi	1990-2005	10 Asya ülkesi	Politik istikrar ekonomik büyümenin belirleyicileri üzerinde doğrudan ve dolaylı etkiye sahiptir.
38	Zouhaier ve Kefi (2012)	Politik istikrarsızlık-yatırım-büyüme arasındaki ilişki	2000-2009	11 MENA ülkesi	Politik istikrarsızlığın yatırım ve ekonomik büyüme üzerinde etkisi yoktur.

Bu çalışmada, politik istikrarsızlığın yanında enerji güvenliği de analize dahil edilmiş olup, politik istikrarsızlığın aksine ekonomik değişkenler ile enerji güvenliği arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmalar yok denecek kadar az sayıdadır. Mevcut ekonomi literatüründe enerji konusu çokça işlenmesine rağmen, ampirik çalışmalar genellikle enerji tüketiminin ekonomik değişkenler üzerindeki etkisine yoğunlaşmıştır. Enerji güvenliği üzerine yapılan ampirik çalışmaların çoğunluğu ise enerji güvenliği endeksi oluşturma üzerinedir.

Enerji güvenliğini bir bütün olarak ampirik çalışmalarına konu edinen çok az sayıda çalışmadan birisi Le and Nguyen (2019) tarafından yapılmıştır. Söz konusu çalışmada, 2002-2013 yılları arasındaki dönemde 74 ülkeyi kapsayan bir veri seti ile enerji güvenliğinin ekonomik büyümeye katkıda bulunup bulunmadığını incelenmektedir. Enerji güvenliğinin 5 farklı yönünü içeren 10 enerji güvenliği ölçütü ile farklı gelir seviyelerine dayalı ülkelerin alt örnekleri üzerinde panel veri analizini gerçekleştirilmiştir. Yazarlara göre, elde edilen sonuçlar enerji güvenliğinin hem tüm örnek ülke hem de alt örnekler için ekonomik büyümeyi arttırdığını göstermektedir. Ayrıca enerji yoğunluğu ve karbon yoğunluğu değişkenleriyle ölçülen enerji güvensizliği ekonomik büyümeyi olumsuz etkilemektedir. Bulgular, küresel düzeyde ekonomik gelişme, enerji güvenliği ve iklim değişikliğinin azaltılması için enerjinin bu üç ajanda arasında bağlantı olduğu için bütünleşik temalar olarak takip edilmesi gerektiğini göstermektedir. Enerji güvenliğinin ampirik çalışmaya konu olan bir diğer çalışma Stavtysky vd. (2018) çalışmasında 1997-2016 yıllarını kapsayan 29 Avrupa

ülkesi için New Energy Security Index (NSI) oluşturmuştur. CPI'nın bağımlı değişken olduğu modelde enerji güvenliğindeki artış ile enflasyon arasında negatif ilişki bulunurken; GDP'nin bağımlı olduğu modelde enerji güvenliğindeki artışların GSYH'yı pozitif etkilediği sonucuna varılmıştır.

3. Veri Seti ve Metodolojisi

Panel veri; hane halkları, firmalar ve ülkelerin bir yatay kesit üzerinde çeşitli zaman periyotları boyunca gözlemlerin bir araya getirilmesini ifade etmektedir (Baltagi, 2005: 1). Bu bölümde politik istikrarsızlık, enerji güvenliği ve ekonomik büyüme ilişkisi bir panel veri oluşturularak incelenmiştir. Bu amaçla (1) nolu denklem kurulmuştur. Ekonomik büyümeyi temsil etmesi için kişi başı GSYH'den faydalanılmıştır. Denklemde verilen değişkenler ve açıklamaları Tablo 2'de verilmiştir.

$$\ln \text{pergdp}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{ensec}_{i,t} + \beta_2 \ln \text{pi}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Tablo 2. Analizde Kullanılan Veriler ve Açıklamaları

Değişken	Açıklama
lnpergdp	Kişi başı GSYH. Genel olarak Dünya Bankası tarafından elde edilen veriler kullanılmıştır. Eksik veriler IMF, UNCTAD, CIA ve Butter (2015)'den tamamlanmıştır.
lnensec	Global Energy Institute tarafından enerji tüketimi en yüksek 75 ülke için yayınladığı "Enerji Güvenliği Risk Skoru"dur. Rakamsal artış riskin arttığını göstermektedir.
lnpi	Dünya Bankası tarafından yayınlanan "Politik İstikrar ve Şiddet/Terörizm Yokluğu" verisidir. Rakamsal azalış politik riskin arttığını göstermektedir.
Ülkeler	Türkiye, Suudi Arabistan, İran, BAE, Mısır, İsrail, Irak, Cezayir, Katar, Kuveyt, Fas, Umman, Libya, Bahreyn ve Suriye.

Enerji Güvenliği Risk Skoru, Orta Doğu'da yer alan ülkelerden 15 ülke için mevcut olmasından dolayı yapılan analiz 15 ülkeyi kapsamaktadır. Bunun yanında, politik istikrarsızlık değişkeninin 1996 yılından başlaması, Enerji Güvenliği Risk Skorunun ise 2014 yılına kadar mevcut olmasından dolayı analiz 1996-2014 yıllarını kapsamaktadır. Verilerin aynı türden ifade edilebilmesi için logaritması alınmıştır. Negatif verilerin logaritması hesaplanamayacağından pi değişkeninin tüm değerlerine 5 puan eklenerek negatiflikten kurtarılmıştır.

Panel veri seti, zaman boyutunu da içermesinden dolayı beraberinde zaman serisi özelliklerini ve sorunlarını da getirmektedir. Bu bağlamda verilerde birim kökün varlığı tespit edilirse, sahte regresyon sorunu panel veri analizinde de ortaya çıkmaktadır. Bu nedenle öncelikle panel birim kök incelemesinin yapılması gerekmektedir (Kök ve Şimşek, 2006). Birim kökün varlığı serinin durağan olmadığını göstermektedir. Durağanlık kavramı ise stokastik bir sürecin birinci (ortalama) ve ikinci (varyans ve otokovaryans) momentleri doğrusal zamanda değişmez (zamandan bağımsız) olduğu durumu ifade etmektedir. Durağan olmayan bir zaman serisi d defa farkı alınarak durağan hale dönüştürülebiliyorsa bu seri d'inci dereceden bütünleşiktir ve bu durum I (d) şeklinde gösterilir (Uçan, 2011: 145-148).

Bu çalışmada Levin, Lin ve Chu (2002) ve Im, Pesaran, Shin (2003) birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Levin, Lin ve Chu (2002), her bir zaman serisinin durağan olduğu alternatif hipotezine karşı birim kök içerdiği boş hipotezi test etmek için havuzlanmış kesitsel zaman serisi verilerini kullanan homojen paneller için bir prosedür geliştirmiştir (Levin, Lin ve Chu, 2002:18). LLC testi, sıfır hipotezinde paneldeki her birim bütünleşik artıkları (residual) içerir durumunu, alternatif hipotezinde ise tüm birimler durağan artıklar içerir durumunu test etmekte; paneldeki her grubun birim kök içerip içermediğinin analizi yapılmaktadır (Çelik vd., 2008). Levin, Lin ve Chu (2002), Denklem (2)'de verilen temel ADF spesifikasyonunu dikkate alarak panel birim kök testini açıklamaktadır (Seshaiah ve Tripathy, 2018: 578-579):

$$\Delta Y_{i,t} = (\rho_i - 1)Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{\varphi} \beta_{i,t} \Delta Y_{i,t-j} + \delta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Burada $\Delta Y_{i,t}$, $Y_{i,t}$ 'nin panel veri değişkeni olduğu fark terimi, n fark terimi için gecikme sayısı, $X_{i,t}$ modeldeki eksojen değişken ve $\varepsilon_{i,t}$ denklemdeki hata terimidir.

Denklem (2) otokorelasyon ve deterministik bileşenler düşünülerek aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir:

$$\Delta Y_{i,t}^* = (\rho_i - 1)Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{\varphi} \beta_{i,t}^* \Delta Y_{i,t-j} + \delta^* X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Benzer $y_{i,t-1}^*$ ikinci katsayı kümesi kullanılarak şu şekilde tanımlanabilir:

$$y_{i,t-1}^* = Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_{i,t}^* \Delta Y_{i,t-j} + \delta X_{i,t}^* \quad (4)$$

$\Delta Y_{i,t}^+$ ve $y_{i,t-1}^+$, $\Delta Y_{i,t}^*$, $y_{i,t-1}^*$ 'in regresyon standart hatası s_i 'ye bölünmesiyle elde edilir. Burada Denklem (11)'deki her bir ADF den s_i standart hata hesaplanır. Son olarak α katsayısı denklem (5) kullanılarak hesaplanır.

$$\Delta Y_{i,t}^+ = (\rho_i - 1)y_{i,t-1}^+ + \xi_{i,t} \quad (5)$$

Yukarıdaki denklemde elde edilen α katsayısı, sonlu örnek özelliklerine sahip asimptotik ve normal dağılıma sahip olacaktır. Bununla birlikte, t istatistiği eksi sonsuza doğru saparsa, Levin, Lin ve Chu (2002) tarafından gösterildiği gibi, iyi tanımlanmış bir sınırlayıcı dağılımına yakınsama sağlamak için yeniden yerleştirilmeli ve normalleştirilmelidir. Bu yüzden istatistik değeri aşağıdaki gibi modifiye edilmektedir:

$$t^* = \left(t_{\varphi} - N \tilde{T} \hat{S}_{NT} STD(\hat{\Phi}) \mu_m T \right) / \sigma_m T \quad (6)$$

Burada \tilde{T} örnek büyüklüğü, $STD(\hat{\Phi})$, $\hat{\Phi}$ 'nin standart sapmasıdır.

$$\hat{S}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i \quad (7)$$

Panel verinin birim birim kök içerdiğini ifade eden hipotez:

$$H_0 : \Phi_i = \rho_i - 1 = 0, \quad i = 1, \dots, N \quad (8)$$

Panel verinin birim birim kök içermediğini ifade eden alternatif hipotez:

$$H_1 : \Phi_i = \rho_i - 1 \neq 0 \quad (9)$$

şeklinde verilir.

Im, Pesaran ve Shin (2003) panel birim kök testi bireysel birim kök istatistiklerinin ortalamasına dayanan dinamik heterojen paneller için geliştirilmiştir (Im, Pesaran ve Shin, 2003: 53). Bu test her bir yatay kesit için ayrı ayrı birim kök testi olup olmadığını test etmektedir.

$t = 1, 2, \dots, T$ olmak üzere IPS panel birim kök testi için model şu şekildedir (Seshaiah ve Tripathy, 2018: 580):

$$Y_{it} = \alpha + \beta Y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Bu denklem Dicky Fuller formatında

$$Y_{it} = \alpha + \beta Y_{it-1} + \varepsilon_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (11)$$

olarak yazılabilir. Yukarıdaki birinci derece Auto Regressive (AR) model Y_{it} bağımlı değişken ve panel çerçevesinde birinci gecikmeli bağımsız değişken içerir. Panel çerçevesinde 1'den N 'ye kadar i değişkenleri yatay kesit birimlerini, ε_{it} denklemin hata terimini gösterir. Bu denklem $t = 1, 2, 3, \dots, T$ olmak üzere Augmented Dicky Fuller formatında

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \beta_i \Delta Y_{it-1} + \sum_{j=1}^{pi} \theta_j \Delta Y_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

olarak ifade edilir. Sıfır hipotezi veya birim kök hipotezi $H_0 : \beta = 1$ olarak ifade edilebilir. Bireysel serilerde birim kökleri test etmek için tahmini t istatistikleri,

$$\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT} (p_i \theta_i) \quad (13)$$

biçimindedir. \bar{t}_{NT} standartlaştırılmıştır ve standartlaştırılmış \bar{t}_{NT} istatistiğinin N ve $T \rightarrow \infty$ standart normal dağılıma yakınsadığı gösterilmiştir. IPS, N ve T küçük olduğunda \bar{t}_{NT} testinin daha iyi sonuçlar verdiğini göstermektedir.

Değişkenler arasında uzun dönemli katsayıları tahmin etmeden önce değişkenler arasında bir eşbütünlüşme ilişkisinin doğrulanması gerekmektedir. Bu amaçla literatürde kullanılan eşbütünlüşme testlerinden olan Pedroni ve Kao testleri, Engle-Granger (1987) eşbütünlüşme testinin panel veriler için genişletilmiş, iki aşamalı (artık bazlı) eşbütünlüşme testlerine dayanmaktayken, Fisher testi Johansen testinin kombine edilmiş halidir.

Pedroni (1999, 2004) birden fazla regrese sahip dinamik panellerde eşbütünlüşme yokluğunu test etmek ve bu testler için yaklaşık kritik değerleri hesaplamak için artık bazlı bir yöntem açıklamaktadır. Burada ilk adım, hipotezlenen koentegrasyon regresyonundan regresyon artıklarını hesaplamaktır. Genel durumda denklem $t = 1, \dots, T$; $i = 1, \dots, N$; $m = 1, \dots, M$ için

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1i,t} + \beta_{2i} x_{2i,t} + \dots + \beta_{Mi} x_{Mi,t} + e_{i,t} \quad (14)$$

şeklinindedir. Burada T zaman içindeki gözlem sayısını, N paneldeki bağımsız üyeleri, M regresyondaki değişkenlerin sayısını göstermektedir. Pedroni dördü kesit içi (panel eşbütünlüşme), üçü kesitlerarası (grup ortalama panel eşbütünlüşme) olmak üzere eşbütünlüşmenin yokluğu hipotezini test eden yedi test önermiştir:

Kesit İçi Panel Eşbütünlüşme Testleri (Within):

Panel v (variance ratio statistic):

$$T^2 N^{3/2} Z_{v,N,T} \equiv T^2 N^{3/2} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \quad (15)$$

Panel rho (Panel ρ -Statistik) :

$$T \sqrt{N} Z_{\hat{\rho}_{N,T}-1} \equiv T \sqrt{N} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (16)$$

Panel PP (Panel t-Statistik; non-parametric) :

$$Z_{t,N,T} \equiv \left(\hat{\sigma}_{N,T}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (17)$$

Panel ADF (Panel t-Statistik; parametric) :

$$Z_{t,N,T}^* \equiv \left(\hat{s}_{N,T}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^* \quad (18)$$

Kesitlerarası Panel Eşbütünlüşme Testleri (Between Tests):

Grup rho (Grup ρ -Statistik) :

$$TN^{-1/2} \tilde{Z}_{\hat{\rho}_{N,T}-1} \equiv TN^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (19)$$

Grup PP (Grup t-Statistik; non-parametric) :

$$N^{-1/2} \tilde{Z}_{t,N,T} \equiv N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\hat{\sigma}_i^2 \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (\hat{e}_{i,t-1} \Delta \hat{e}_{i,t} - \hat{\lambda}_i) \quad (20)$$

Grup ADF (Grup t-Statistik; parametric) :

$$N^{-1/2} \tilde{Z}_{t,N,T}^* \equiv N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{s}_i^{*2} \hat{e}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{i,t}^* \quad (21)$$

Panel ve grup ortalama istatistiklerinin her biri için asimptotik dağılımlar şu şekilde ifade edilebilir:

$$\frac{\chi_{N,T} - \mu \sqrt{N}}{\sqrt{v}} \Rightarrow N(0,1) \quad (22)$$

Burada $\chi_{N,T}$, yukarıda ifade edilen kesit içi ve kesitlerarası istatistiklerin her biri için uygun şekilde standardize edilmiş (N ve T boyutlarına göre) formuyken, μ ve v değerleri her testin ortalaması ve varyansıdır.

Engle-Granger iki aşamalı eşbütünlüşme testlerinden bir diğeri Kao Eşbütünlüşme testidir. Kao (1999), Dickey Fuller (DF) ve Augmented Dickey Fuller (ADF) temelli eşbütünlüşme testleri sunmaktadır. Kao'nun DF tipi testi aşağıdaki modeli takip etmektedir:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + e_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (23)$$

$$y_{it} = y_{it-1} + u_{it} \quad (24)$$

$$\chi_{it} = \chi_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

Bu modellerle DF testi, tahmin yapılan kalıntılardan hesaplanabilir:

$$\hat{e}_{it} = p \hat{e}_{it-1} + v_{it} \quad (26)$$

Durağan olmayan sıfır hipotezini test etmek, yokluk hipotezi (eşbütünlüşme yoktur) $H_0 : \rho = 1$ olarak yazılabilir. ADF testi, tahmin yapılan kalıntılardan hesaplanabilir:

$$\hat{e}_{it} = p \hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta \hat{e}_{it-j} + v_{itp} \quad (27)$$

Eşbütünlüşmenin yokluğu altında ADF test formu:

$$t_{ADF} = \frac{(\hat{p}-1) \left[\sum_{i=1}^N (e_i' Q_i e_i) \right]^{1/2}}{s_v} \quad (28)$$

şeklinindedir. Burada eşbütünlüşmenin yokluğu hipotezi $H_0 : \rho = 1$ t istatistiğine dayanmaktadır.

Fisher (1932), özel bağımsız test sonuçlarını kullanan birleştirilmiş bir test elde etmiştir. Maddala ve Wu (1999),

Johansen testlerini birleştirerek panel verilerinde eş bütünlüme testine alternatif bir yaklaşım önermek için Fisher'in sonuçlarını kullanmışlardır. Bu test Johansen Fisher Panel Eşbütünlüme Testi olarak adlandırılmaktadır (Arlt ve Mandel, 2014: 279).

Johansen (1988), iki farklı yaklaşım önermektedir; bunlardan biri olasılık istatistiklerinin iz istatistiği, diğeri ise durağan olmayan zaman serilerinde eşbütünlüme vektörlerinin varlığını belirlemek için maksimum özdeğer istatistiğidir. İz istatistikleri ve maksimum özdeğer istatistikleri sırasıyla Denklem (29) ve Denklem (30)'da gösterilmiştir (Morshed, 2010: 17).

$$\lambda_{iz}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (29)$$

$$\lambda_{mak}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (30)$$

Eğer π_i yatay kesit i için bireysel eşbütünlüme testinden elde edilen p değeri ise, o zaman panel için sıfır hipotezi:

$$\chi^2_{2N} = -2 \sum_{i=1}^N \log_e(\pi_i)$$

Eşbütünlüme ilişkinin varlığı tespit edilmesi durumunda Pedroni (2000) tarafından önerilen Tam Modifiye En Küçük Kareler Yöntemi (FMOLS-Fully Modified Ordinary Least Squares) ile uzun dönem katsayıların tahmini yapılabilir. Heterojen panellerde eşbütünlüme regresyonlarının tahmini için Pedroni (2000) aşağıdaki denklemi kullanmıştır:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \mu_{it} \quad (31)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (32)$$

Denklem (31)'de hata terimleri durağan bir süreçtir. Dolayısıyla y_{it} birinci dereceden bütünlük ise y_{it} ve x_{it} arasında eşbütünlüme ilişkisi vardır. Böylece, β tahmin edilmesi gereken uzun dönem eşbütünlüme vektörünü göstermektedir. Panel FMOLS tahmincisinde panel için eşbütünlüme vektörü elde edilirken birinci aşamada eşitlik (31)'deki model her bir yatay kesit için FMOLS tahmincisi kullanılarak tahmin edilmektedir. İkinci aşamada her bir yatay kesite ait FMOLS tahmininden elde edilen eşbütünlüme katsayılarının ortalaması alınmaktadır. Panel için eşbütünlüme vektörü ve panel eşbütünlüme katsayısına ilişkin t -istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır (Nazlıoğlu, 2010: 98-99):

$$\hat{\beta}_{GFM}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \beta_{FM,i}^* \quad (33)$$

$$t_{\hat{\beta}_{GFM}^*} = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N t_{\hat{\beta}_{FM,i}^*} \quad (34)$$

Burada, $\hat{\beta}_{GFM}^*$ her bir yatay kesit için FMOLS tahmininden elde edilen eşbütünlüme katsayısını, $t_{\hat{\beta}_{GFM}^*}$ paneli oluşturan her bir yatay kesit için yapılan FMOLS tahmininden elde edilen eşbütünlüme katsayısına ilişkin t -istatistiğini göstermektedir.

Kısa dönem katsayıların tespiti için klasik model, rassal etkiler modeli ve sabit etkiler modeli arasında seçim

yapılması gerekmektedir. Ayrıca klasik modelin dışında bir model kullanılacaksa kullanılacak modelde tek yönlü zaman ya da kesit etki modeli mi yoksa çift yönlü etki modelinin mi geçerli olduğu tespit edilmelidir. Hangi modelin geçerli olduğunun tespiti için kullanılan yöntemlerden biri olan F İstatistiği klasik model ile sabit etkili model arasında² geçerli model seçiminde yardımcı olan testlerdendir. Modelde tek ya da çift yönlü etkilerin tespit edilmesi için EKK tahmin yöntemi sonucu elde edilen hata terimleri kullanılmaktadır. Aşağıda verilen Denklem (35) ile tek yönlü sabit kesit etki modeli, Denklem (36) ile tek yönlü sabit zaman etki modeli, Denklem (37) ile çift yönlü sabit kesit etki modeli açıklanmaktadır (Baltagi, 2005: 11-14; Hotunluoğlu ve Özçağ, 2012: 360-362)³.

$$\begin{array}{ccc} u_{it} = & H_0 = & F = \\ \mu_i + v_{it} & \mu_1 = \mu_2 = \dots = 0 & \frac{(RRSS - URSS)/(N-1)}{URSS/(NT - N - K)} \end{array} \quad (35)$$

$$\begin{array}{ccc} \lambda_i + v_{it} & \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = 0 & \frac{(RRSS - URSS)/(N-1)}{URSS/(NT - N - K)} \end{array} \quad (36)$$

$$\begin{array}{ccc} \mu_i + \lambda_i + v_{it} & \mu = \lambda = \dots = 0 & \frac{(RRSS - URSS)/(N+K-1)}{URSS/(NT - N - K + 1)} \end{array} \quad (37)$$

Klasik model ile rassal etki modelden hangi yöntemin kullanılmasının uygun olduğuna karar verilmesinde literatürde en sık kullanılan Breusch ve Pagan (1980) LM test istatistiği⁴ aşağıda verilen Denklem (38) ile rassal etkisini, Denklem (39) ile rassal zaman etkisini, Denklem (40) ile çift yönlü rassal etki yokluk hipotezini test etmektedir (Baltagi, 2005: 59-60).

$$LM_{\mu} = \frac{NT}{2(T-1)} \left[1 - \frac{\tilde{u}'(I_N \otimes J_T)\tilde{u}}{\tilde{u}'\tilde{u}} \right]^2 \quad H_0^a : \sigma_{\mu}^2 = 0 \quad (38)$$

$$LM_{\lambda} = \frac{NT}{2(N-1)} \left[1 - \frac{\tilde{u}'(J_N \otimes I_T)\tilde{u}}{\tilde{u}'\tilde{u}} \right]^2 \quad H_0^b : \sigma_{\lambda}^2 = 0 \quad (39)$$

$$LM_{\mu} + LM_{\lambda} \quad H_0 : \sigma_{\mu}^2 = \sigma_{\lambda}^2 = 0 \quad (40)$$

Hem F Testi hem de LM Testi sonucunda klasik modelin uygulanamayacağı sonucunun çıkması durumunda rassal ve sabit etki modellerinden birisi tercih edilmelidir. Bu iki test arasında hangisinin uygulanacağına ise Hausman Testi

² H₀ kabul ise klasik model; H₀ red ise sabit etki modeli.

³ u_i gözlemlenemeyen kesit eksiği, λ_i gözlemlenemeyen zaman etkisini, v_{it} rassal hata terimini ifade etmektedir. RRSS kısıtlı modelin hata kareleri toplamı, URSS kısıtsız modelin hata kareleri toplamını ifade etmektedir.

⁴ H₀ kabul ise klasik model; H₀ red ise rassal etki modeli.

sonucunda karar verilir. Hausman İstatistiği şu şekilde ifade edilebilir (Tarı, 2011: 494):

$$\left(\hat{\beta}_{SE} + \hat{\beta}_{RE} \right)' \left[\text{Var} \left(\hat{\beta}_{SE} - \text{Var} \left(\hat{\beta}_{RE} \right) \right) \right]^{-1} \left(\hat{\beta}_{SE} - \hat{\beta}_{RE} \right) = \chi_k^2 \quad (41)$$

Yokluk hipotezinin kabulü rassal etkiler modelini, alternatif hipotezin kabulü ise sabit etkiler modelini işaret etmektedir.

4. Ampirik Sonuçlar

Bu bölümde öncelikle değişkenlerin birim kök içerip içermediğinin analizi yapıldıktan sonra, uygun sonuçlar çıkması halinde eşbütünleşme analizi yapılacaktır. Bu çalışmada LLC (Levin, Lin ve Chu), IPS (Im, Pesaran, Shin) birim kök testleri uygulanmıştır. Tablo 3’de Levin, Lin ve Chu (2002) ve Im, Pesaran, Shin (2003) birim kök testi sonuçları verilmiştir.

Tablo 3. Birim Kök Test Sonuçları (LLC ve IPS)

Değişken	Levin, Lin ve Chu t istatistik (LLC)			
	Düzye		Birinci Fark	
	İst.	p-value	İst.	p-value
pergdp	-1,55240	0,0603	-9,22516	0,0000
pi	-0,10377	0,4587	-6,75302	0,0000
ensec	2,06499	0,9805	-7,98119	0,0000

Değişken	Im, Pesaran and Shin W-stat (IPS)			
	Düzye		Birinci Fark	
	İst.	p-value	İst.	p-value
pergdp	-0,33935	0,3672	-619,149	0,0000
pi	-0,71911	0,2360	-741,008	0,0000
ensec	0,01064	0,5042	-572,505	0,0000

Not : Model sabit ve trend içermektedir.

Tablo 3 incelendiğinde her iki birim kök testi sonuçlarında da tüm değişkenlerin düzeyde birim kök içerdiği, birinci farkı alındığından birim kökten kurtulduğu görülmektedir. Kısaca değişkenler I(1) seviyesinde durağan hale gelmektedir. Bu sonuç eşbütünleşme analizinin yapılabileceğini göstermektedir. Bu doğrultuda yapılan eşbütünleşme test sonuçları Tablo 4’de verilmiştir. İlk olarak verilen Pedroni Eşbütünleşme sonuçlarına göre 11 test istatistiğinden 8’inde eşbütünleşme yoktur hipotezi reddedilerek, alternatif hipotez olan eşbütünleşmenin varlığı kabul edilmiştir. Aynı şekilde Kao Eşbütünleşme Testi ve Johansen Fisher Panel Eşbütünleşme Testi sonuçları da eşbütünleşme ilişkisinin varlığını teyit etmektedir.

Tablo 4. Eşbütünleşme Test Sonuçları

Pedroni Eşbütünleşme Testi				
Kesit İçi Testler (Within)	t-ist.	Olasılık	Ağırlık, t- ist.	Olasılık
Panel v	-0,791242	0,7856	-2,694330	0,9965
Panel rho	-3,966839	0,0000***	-2,328830	0,0099***
Panel PP	-8,034342	0,0000***	-8,197642	0,0000***
Panel ADF	-8,103650	0,0000***	-8,059380	0,0000***
Kesitlerarası Testler (Between Tests)	t-ist.	Olasılık		
Group rho-Statistic	-0,626578	0,2655		
Group PP-Statistic	-9,824519	0,0000***		
Group ADF-Statistic	-7,592429	0,0000***		

Kao Eşbütünleşme Testi	
ADF t-ist.	Olasılık
-2,439652	0,0074***

Johansen Fisher Panel Eşbütünleşme Testi				
Eşbütünleşme Hipotezleri	Fisher İst. (İz testi)	Olasılık	Fisher İst. (mak. özdeğer)	Olasılık
Yok	279.9	0.0000***	205.2	0.0000***
En çok 1	120.1	0.0000***	106.5	0.0000***
En çok 2	62.82	0.0004***	62.82	0.0004***

Not :Lag uzunluğu Akaike Bilgi Kriterine göre belirlenmiştir. ***%1, **%5, *%10.

Uzun dönemli ilişkinin varlığının bulunmasının ardından değişkenlerin uzun dönem katsayıları FMOLS yöntemi ile tahmin edilmiş olup, sonuçlar Tablo 5’de verilmiştir.

Tablo 5. FMOLS (Panel Fully Modified Least Squares) Test Sonuçları

Değişken	Katsayı	t ist.	p-value
$\Delta \ln \text{ensec}$	-0,414448	-3,057127	0,0025***
$\Delta \ln \text{pi}$	0,255783	1,869909	0,0629*
R^2	0,188107		

Not : ***%1, **%5, *%10.

Tablo 5’de verilen FMOLS sonuçlarına göre, politik istikrardaki %1 artış, %10 anlamlılık seviyesinde kişi başı GSYH’yi %0,25 artırırken; enerji güvenliği riskindeki %1 artış, %1 anlamlılık seviyesinde kişi başı GSYH’yi %0,41 azaltmaktadır. Ortaya çıkan bu sonuç beklentiler ile uyumludur.

Kısa dönem katsayıların tespitinde rassal ve sabit etkili modellerden uygun olana karar vermek için bazı ön testler yapılması gerekmektedir. Kısa dönem katsayılarının hesaplanmasında klasik model, rassal etkili model ve sabit

etkili modelden hangisinin kullanılacağı, klasik modelin dışında bir model kullanılacaksa tek yönlü etki (zaman veya kesit) modellerinden birisi mi yoksa çift yönlü etki

modellerinden birisinin mi kullanılacağı konusunda karar vermek için yapılan testler ve sonuçları Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6. Uygun Modelin Seçilmesi Üzerine Yapılan Test Sonuçları

Test	Etki Türü	İst.	Olasılık	H ₀	Sonuç
F Testi	Kesit etkisi	0,13538	0,9999	Sabit kesit etki yoktur.	Kabul
	Zaman etkisi	5,70398	0,0000	Sabit zaman etki yoktur	Red
	Çift yönlü	3,06609	0,0000	Sabit çift yönlü etki yoktur	Red
Breusch-Pagan LM	Kesit etkisi	5,96433	0,0146	Rassal kesit etki yoktur.	Red
	Zaman etkisi	7,29778	0,0000	Rassal zaman etki yoktur	Red
	Çift yönlü etki	7,89422	0,0000	Rassal çift yönlü etki yoktur	Red
Honda LM	Kesit etkisi	-2,44220	-	Rassal kesit etki yoktur.	-
	Zaman etkisi	8,54271	0,0000	Rassal zaman etki yoktur	Red
	Çift yönlü etki	4,31371	0,0000	Rassal çift yönlü etki yoktur	Red
Hausman (χ ²) İst.	Kesit etkisi	0,19132	0,9088	Rassal Kesit etki	Kabul
	Zaman etkisi	8,37541	0,0152	Rassal zaman etki	Red
	Çift yönlü etki	6,34689	0,0419	Çift yönlü rassal etki	Red

Klasik model ile sabit etkili model arasındaki tercihi belirten F Testi sonuçları incelendiğinde kesit etkisinin kabul edildiği model⁵ dışındaki diğer sonuçlar sabit etkinin varlığını desteklemektedir. Rassal etkili model ile klasik model arasında tercihi belirten Breusch-Pagan LM sonuçları incelendiğinde rassal etkili modelinin varlığı kabul edilmiştir. Honda LM zaman ve çift yönlü etki modellerinde klasik modele karşı rassal etkinin varlığı kabul edilirken kesit etkisi negatif değer aldığı için rassal etki tahmini geçersizdir. LM testleri bir arada düşünüldüğünde tek yönlü rassal zaman etkisi ve çift yönlü rassal etki vardır.

Rassal etki ile sabit etki modelleri arasında hangisine karar verileceğini gösteren Hausman test sonuçları incelendiğinde⁶ kesit etkide rassal etkinin, zaman ve çift yönlü etkide sabit etkili modelin geçerliliği kabul edilmiştir. Rassal kesit etkisi Honda LM testinde negatif değer aldığı için geçersiz olmasından dolayı analizin tek yönlü sabit zaman etkisi ile yapılmasına karar verilmiştir. Tablo 7'de tek yönlü sabit zaman etkili modelin sonuçları verilmiştir.

Tek yönlü zaman etkili sabit modelin tahmin sonuçları incelendiğinde enerji güvenliği değişkeninin %1 anlamlılık seviyesinde anlamlı iken politik istikrar değişkeninin %10 (%5'e çok yakın seviyede) anlamlılık seviyesinde anlamlı olduğunu göstermektedir. Bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni açıklama oranı %29'dur. Modelin genel anlamlılığını gösteren F değeri modelin tümüyle anlamlı olduğunu göstermektedir. Bu sonuçlara göre enerji güvenliği riskindeki %1'lik artış kişi başı GSYH'yi %0,62 azaltmaktadır. Politik istikrardaki %1 artış ise kişi başı GSYH'yi %0,35 artırmaktadır.

Tablo 7. Tek Yönlü Zaman Etkili Sabit Modelin Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	t ist.	p-value
Δlnnsec	-0,62317	-2,83700	0,00490**
Δlnpi	0,34754	1,95521	0,05170*
c	0,06157	5,65001	0,00000***
R ²	0,29160	F-İst.	5,41608
D-W İst.	2,27201	Prob(F-statistic)	0,00000

Not : ***%1, **%5, *%10.

Politik istikrar, enerji güvenliği ve ekonomik büyüme arasındaki Granger nedensellik ilişkisi sonuçları ise Tablo 8'de verilmiştir. Sonuçlar incelendiğinde enerji güvenliği ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü; enerji güvenliğinden politik istikrara ve ekonomik büyümeden politik istikrara olmak üzere tek yönlü Granger Nedensellik ilişkisi tespit edilmiş olup, sonuçlar Şekil 2'de özetlenmiştir.

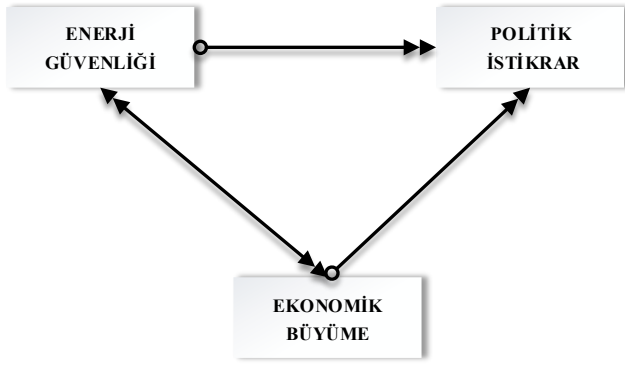
Tablo 8. Granger Causality Test Sonuçları

Hipotez	F İst.	Olasılık
Enerji güvenliği kişi başı gelirin nedeni değildir.	3,07101	0,0175**
Kişi başı gelir enerji güvenliğinin Granger nedeni değildir.	3,93246	0,0043***
Politik istikrar kişi başı gelirin Granger nedeni değildir.	1,97156	0,1002
Kişi başı gelir politik istikrarın Granger nedeni değildir.	2,55759	0,0400**
Politik istikrar enerji güvenliğinin Granger nedeni değildir.	0,50394	0,7329
Enerji güvenliği politik istikrarın Granger nedeni değildir.	3,29726	0,0121**

Not : ***%1, **%5, *%10.

⁵ Kesit etkisinin kabul edildiği sabit etkili modelde modelin genel anlamlılığını gösteren F istatistiği modelin anlamsız olduğunu işaret etmektedir.

⁶ H₀ kabul ise rassal; H₁ red ise sabit etki modeli.

Şekil 2. Enerji Güvenliği, Politik İstikrar ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik

5. Sonuç

Bu çalışmada, Orta Doğu'da yer alan 15 ülke için 1996-2014 yılları arasında ekonomik büyüme ile enerji güvenliği ve politik istikrarsızlık değişkenleri kullanılarak bir panel veri analizi gerçekleştirilmiştir. Yapılan eşbütünleşme analizinde değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığının tespit edilmesinin ardından eşbütünleşme katsayısı tahmini FMOLS yöntemi ile yapılmış; uzun dönemde enerji güvenliği riskinde %1 artış ekonomik büyümeyi %0,41 düşürürken, politik istikrardaki %1 artış ekonomik büyümeyi %0,25 artırdığı sonucuna varılmıştır. Kısa dönem katsayıların tespiti için çalıştırılan Tek Yönlü Sabit Zaman Etkili Panel EKK sonuçlarına göre enerji güvenliği riskindeki %1'lik artış ekonomik büyümeyi %0,62 düşürürken, politik istikrardaki %1'lik artış büyümeyi %0,35 artırmaktadır. Değişkenler arasında nedensellik ilişkisi ve nedenselliğin yönünün tespiti için yapılan Panel Granger Nedensellik analiz sonuçlarına göre enerji güvenliği ile büyüme arasında çift yönlü; enerji güvenliğinden politik istikrara ve büyümeden politik istikrara olmak üzere tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Ekonometrik analiz sonuçlarına göre, bölge ülkelerinde mevcut literatürle uyumlu olarak politik istikrar bölge ekonomilerini olumlu yönde etkilemektedir. Bu çalışmada enerji güvenliği riskinin ekonomik büyümeye etkisine de yer verilerek (literatürde konuyla ilgili yok denecek kadar az çalışma olmasından dolayı) literatüre önemli bir katkı sağlanması hedeflenmiş olup, ampirik analizden elde edilen sonuçlar enerji güvenliği risk seviyesindeki artışın bölge ekonomilerini olumsuz yönde etkilediğini göstermektedir. Bu bağlamda enerji güvenliği konusunun bölge ekonomileri için önemli bir politika meselesi olduğu sonucuna varılmıştır. Özellikle enerji güvenliği ile büyüme arasında çift yönlü nedenselliğin varlığının yanında bölge ekonomilerinin petrol ve doğalgaz gelirlerine yüksek bağımlılığı da düşünüldüğünde enerji güvenliği konusunun Orta Doğu ekonomileri için kritik önemde olduğu sonucu ortaya çıkmaktadır.

Orta Doğu'da var olan politik istikrarsızlıklar birçok ekonomik değişkenin yanı sıra dünyanın en önemli petrol ve doğalgaz üreticisi ülkelerin bulunmasından dolayı enerji güvenliğini de tehdit ederek politik istikrarsızlıkların bu ülkeler için ekonomik etkilerini ağırlaştırmaktadır. Politik istikrarsızlıkların çözümü yanında milli menfaatlere uygun enerji politikaları ile sahip olunan zengin petrol ve doğalgaz

kaynaklarının daha verimli kullanılması gerekmektedir. Bu ülkeler için en önemli ekonomik potansiyeli olan enerji kaynaklarını hem enerji yoğun ileri teknoloji ürünler üretmede girdi olarak hem de bu ürünleri üretmede gerekli sermayeyi sağlama açısından kullanılarak önemli bir ekonomik kalkınma ve büyüme hamlesi oluşturulabilir. Fakat politik istikrarsızlık açısından son derece yoğun olaylarla birlikte politik istikrarsızlığın kısır döngüsünün yaşandığı böyle bir bölgede yönetimlerin var olan bu potansiyeli en verimli şekilde kullanarak sağlıklı ekonomi politikaları oluşturmaları ve uygulamaları çok kolay görülmemektedir. Ayrıca bölgede güçlü ve bağımsız liderlerin eksikliği de önemli bir sorundur. Türkiye gibi enerji kaynakları açısından dışa bağımlı bölge ülkeleri ise hem ülkelerindeki hem de bölge genelindeki politik istikrarsızlık olaylarından etkilenmekte, literatürde belirtilen politik istikrarsızlıkların ekonomik değişkenlere olumsuz etkilerini derinden yaşamaktadırlar.

Kaynakça

- Aisen, A., ve Veiga, F. J. (2013). How does political instability affect economic growth?. *European Journal of Political Economy*, 29, 151–167. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2012.11.001>
- Al, İ., ve Belke, M. (2018). Politik istikrarsızlık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki: MENA ülkeleri için panel nedensellik analizi. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 271–286. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.452539>
- Alcántar-Toledo, J., ve Venieris, Y. P. (2014). Fiscal policy, growth, income distribution and sociopolitical instability. *European Journal of Political Economy*, 34, 315–331. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2014.03.002>
- Alesina, A., Özler, S., Roubini, N., ve Swagel, P. (1996). Political instability and economic growth. *Journal of Economic Growth*, 1(2), 189–211. <https://doi.org/10.1007/BF00138862>
- Alesina, A., ve Perotti, R. (1996). Income distribution, political instability, and investment. *European Economic Review*, 40(6), 1203–1228. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(95\)00030-5](https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00030-5)
- Alper, A. E. (2018). BRICS-T ülkelerinde politik istikrar ve ekonomik performans ilişkisi üzerine bir analiz. *Business and Economics Research Journal*, 9(1), 49–56. <https://doi.org/10.20409/berj.2017.88>
- Arlt, J., ve Mandel, M. (2014). The reaction function of three central banks of visegrad group. *Prague Economic Papers*, 23(3), 269–289. <https://doi.org/10.18267/j.pap.484>
- Baltagi, B. (2005). *Econometric analysis of panel data* (Third Edit). England: John Wiley & Sons Ltd.
- Bellettini, G., Berti Ceroni, C., ve Prarolo, G. (2013). Political persistence and economic growth. *European Journal of Political Economy*, 31, 165–179. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2013.05.002>

- Breusch, T. S., ve 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.
- BP (2017). *Statistical review of world energy*. (Erişim: 12.09.2017), <https://www.bp.com/en/global/corporate/energy-economics/statistical-review-of-world-energy.html>
- Brückner, M., ve Gradstein, M. (2015). Income growth, ethnic polarization, and political risk: Evidence from international oil price shocks. *Journal of Comparative Economics*, 43(3), 575–594. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2014.05.005>
- Butkiewicz, J. L., ve Yanikkaya, H. (2005). The impact of sociopolitical instability on economic growth: Analysis and implications. *Journal of Policy Modeling*, 27(5), 629–645. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2005.04.001>
- Butter, D. (2015). *Syria's economy: Picking up the piece*. Royal Institute of International Affairs, Middle East and North Africa Programme Research Paper. London: Chatham House (Erişim: 06.12.2017), https://www.chathamhouse.org/sites/files/chathamhouse/field/field_document/20150623SyriaEconomyButter.pdf
- Campos, N. F., ve Karanasos, M. G. (2008). Growth, volatility and political instability: Non-linear time-series evidence for Argentina, 1896–2000. *Economics Letters*, 100(1), 135–137. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2007.12.013>
- Campos, N. F., Karanasos, M. G., ve Tan, B. (2012). Two to tangle: Financial development, political instability and economic growth in Argentina. *Journal of Banking & Finance*, 36(1), 290–304. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.07.011>
- Campos, N. F., ve Nugent, J. B. (2002). Who is afraid of political instability?. *Journal of Development Economics*, 67(1), 157–172. [https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(01\)00181-X](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(01)00181-X)
- Caporale, T., ve Leirer, J. (2010). Take the money and run: Political turnover, rent-seeking and economic growth. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 76(2), 406–412. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2010.07.005>
- Çelik, S., Deniz, P., ve Eken, S. (2008). Eşbütünleşme analiziyle Türkiye için ikiz açıklar hipotezi: 1996-2006. 2. *Ulusal İktisat Kongresi*.
- Çelikpala, M. (2014). Enerji güvenliği: NATO'nun yeni tehdit algısı. *Uluslararası İlişkiler*, 10(40), 75–99.
- Chen, B., ve Feng, Y. (1996). Some political determinants of economic growth: Theory and empirical implications. *European Journal of Political Economy*, 12(4), 609–627. [https://doi.org/10.1016/S0176-2680\(96\)00019-5](https://doi.org/10.1016/S0176-2680(96)00019-5)
- Fosu, A. (2001). Political instability and economic growth in developing economies: some specification empirics. *Economics Letters*, 70(2), 289–294. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(00\)00357-8](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(00)00357-8)
- Gurgul, H., ve Lach, Ł. (2013). Political instability and economic growth: Evidence from two decades of transition in CEE. *Communist and Post-Communist Studies*, 46(2), 189–202. <https://doi.org/10.1016/j.postcomstud.2013.03.008>
- Hotunluoğlu, H., ve Özçağ, M. (2012). İnternet kullanımının vergi gelirlerine etkisi: OECD üyesi ülkeler için ampirik bir analiz. *Maliye Dergisi*, 163, 354–366.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., ve Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- IEA. (2017). *What is energy security?*. (Erişim: 30.05.2017), <https://www.iea.org/topics/energysecurity/subtopics/whatisenergysecurity>
- International Monetary Fund. *IMF Data*. (Erişim: 02.11.2017), <http://data.imf.org>
- Jong-A-Pin, R. (2009). On the measurement of political instability and its impact on economic growth. *European Journal of Political Economy*, 25(1), 15–29. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2008.09.010>
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1–44. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2)
- Karabulut, B. (2017). Enerji güvenliğine küresel ölçekte bir bakış. *Savunma Bilimleri Dergisi*, 15(1), 31–54.
- Karagöl, E., Erbaykal, E., ve Ertuğrul, H. M. (2007). Türkiye de ekonomik büyüme ile elektrik tüketimi ilişkisi: Sınır testi yaklaşımı. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 1(8), 72–80. <https://doi.org/10.31671/dogus.2019.243>
- Kartal, G. (2018). *Orta Doğu ülkelerinde politik istikrarsızlık, enerji güvenliği ve ekonomik büyüme ilişkisi*. Doktora Tezi. Nevşehir: Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi.
- Kartal, G. (2020). *Politik istikrarsızlık ve enerji güvenliği ekseninde Orta Doğu ekonomileri*. İstanbul: Hiperyayın.
- Kartal, G., ve Öztürk, S. (2018). Politik istikrarsızlık, uluslararası göç hareketleri ve ekonomik etkileri: Türkiye ve güney komşuları (İran, Irak ve Suriye) üzerine bir inceleme. İçinde E. Özensel, G. Bozbaş, F. Kaleci, ve M. N. Salur (Ed.), *Ortadoğuda Göç Hareketleri ve Değişen Dinamikler*. 180-199, Konya: Aybil Yayınevi.
- Klomp, J., ve de Haan, J. (2009). Political institutions and economic volatility. *European Journal of Political Economy*, 25(3), 311–326. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2009.02.006>
- Knutsen, C. H. (2013). Democracy, state capacity, and economic growth. *World Development*, 43, 1–18. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2012.10.014>

- Kök, R., ve Şimşek, N. (2006). Endüstri-içi dış ticaret, patentler ve uluslararası teknolojik yayılma. *Türkiye Ekonomi Kurumu Uluslararası Ekonomi Konferansı*. 11-13 Eylül 2006, Ankara.
- Kruyt, B., van Vuuren, D. P., de Vries, H. J. M., ve Groenenberg, H. (2009). Indicators for energy security. *Energy Policy*, 37(6), 2166–2181. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.02.006>
- Le, T. H., ve Nguyen, C. P. (2019). Is energy security a driver for economic growth? Evidence from a global sample. *Energy Policy*, 129, 436–451. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2019.02.038>
- Levin, A., Lin, C.-F., ve James Chu, C.-S. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Man, G. (2016). Political competition and growth in global perspective: Evidence from panel data. *Journal of Applied Economics*, 19(2), 363–382. [https://doi.org/10.1016/S1514-0326\(16\)30015-0](https://doi.org/10.1016/S1514-0326(16)30015-0)
- Martin, P., ve Ann Rogers, C. (2000). Long-term growth and short-term economic instability. *European Economic Review*, 44(2), 359–381. [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(98\)00073-7](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(98)00073-7)
- Menegaki, A. N., ve Ozturk, I. (2013). Growth and energy nexus in Europe revisited: Evidence from a fixed effects political economy model. *Energy Policy*, 61, 881–887. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.06.076>
- Miljkovic, D., ve Rimal, A. (2008). The impact of socio-economic factors on political instability: A cross-country analysis. *The Journal of Socio-Economics*, 37(6), 2454–2463. <https://doi.org/10.1016/j.soec.2008.04.007>
- Morshed, H. A. S. (2010). *A panel cointegration analysis of the Euro area money demand*. Master Thesis. Lund: Lund University.
- Nazlıoğlu, Ş. (2010). *Makro iktisat politikalarının tarım sektörü üzerindeki etkileri: gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için bir karşılaştırma*. Doktora Tezi. Kayseri: Erciyes Üniversitesi.
- Özer, M., ve Kocaman, M. (2019). A bootstrap panel granger causality analysis of relationships between political instability and macroeconomic variables. *Uluslararası Ekonomi, İşletme ve Politika Dergisi*, 3(2), 239–252. <https://doi.org/10.29216/ueip.585261>
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(s1), 653–670. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1653>
- Pedroni, P. (2000). Fully modified ols for heterogeneous cointegrated panels. *Advances in econometrics*, 15, 93–130. <https://web.williams.edu/Economics/wp/pedroniaie.pdf>
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(03). <https://doi.org/10.1017/S0266466604203073>
- Rachdi, H., ve Saidi, H. (2015). Democracy and economic growth: Evidence in MENA countries. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 191, 616–621. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.04.644>
- Radu, M. (2015). Political Stability - a condition for sustainable growth in Romania? *Procedia Economics and Finance*, 30, 751–757. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(15\)01324-6](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)01324-6)
- Saidi, K., Rahman, M. M., ve Amamri, M. (2017). The causal nexus between economic growth and energy consumption: New evidence from global panel of 53 countries. *Sustainable Cities and Society*, 33, 45–56. <https://doi.org/10.1016/j.scs.2017.05.013>
- Şanlısoy, S. (2020). Türkiye’de politik istikrarsızlık ile ekonomik büyüme ilişkisi: Bir nedensellik analizi. *Bilig*, 92, 85–114. <https://doi.org/10.12995/bilig.9204>
- Şanlısoy, S., ve Çetin, M. (2017). Türkiye ekonomisinde politik istikrarsızlık-makro ekonomik performans ilişkisi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 32(2), 207–237. <https://doi.org/10.24988/deuiibf.2017322606>
- Şanlısoy, S., ve Kök, R. (2016). Politik istikrarsızlık - ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye örneği (1987–2006). *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 25(1). <https://dergipark.org.tr/tr/pub/deuiibfd/issue/22735/242657>
- Sen, K. (2013). The political dynamics of economic growth. *World Development*, 47, 71–86. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2013.02.015>
- Seshaiah, V. S., ve Tripathy, T. (2018). GDP purchasing power parity per capita and its determinants: A panel data analysis for BRICS. *Theoretical Economics Letters*, 08(03), 575–571. <https://doi.org/10.4236/tel.2018.83040>
- Stavytskyy, A., Kharlamova, G., Giedraitis, V., ve Šumskis, V. (2018). Estimating the interrelation between energy security and macroeconomic factors in European countries. *Journal of International Studies*, 11(3), 217–238. <https://doi.org/10.14254/2071-8330.2018/11-3/18>
- Sweidan, O. D. (2016). Political instability and economic growth: Evidence from Jordan. *Review of Middle East Economics and Finance*, 12(3). <https://doi.org/10.1515/rmeef-2015-0025>
- Tabassam, A. H., Hashmi, S. H., ve Rehman, F. U. (2016). Nexus between political instability and economic growth in Pakistan. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 230, 325–334. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2016.09.041>
- Tang, C. F., ve Abosedra, S. (2014). The impacts of tourism, energy consumption and political instability on economic growth in the MENA countries. *Energy*

- Policy*, 68, 458–464.
<https://doi.org/10.1016/j.enpol.2014.01.004>
- Tarı, R. (2011). *Ekonometri*. Umuttepe Yayınları.
- Uçan, O. (2011). *Açık ekonomilerde döviz kuru dinamikleri: Türkiye örneği*. Doktora Tezi. Adana: Çukurova Üniversitesi.
- UNCTAD. *UNCTADstat*. (Erişim:06.12.2017)
<http://unctadstat.unctad.org/EN>
- Voser, P. (2012). *Energy: The Oxygen of the Economy. World Economic Forum Energy for Economic Growth Energy Vision Update 2012*. (Erişim: 31.05.2017),
http://www3.weforum.org/docs/WEF_EN_EnergyEconomicGrowth_IndustryAgenda_2012.pdf
- World Bank. *World Development Indicators Database*. (Erişim: 14.01.2017),
<https://datacatalog.worldbank.org/dataset/world-development-indicators>
- Yalçınkaya, Ö., ve Kaya, V. (2017). Politik istikrarın/istikrarsızlığın ekonomik büyüme üzerindeki etkileri: Dünyanın en büyük ilk yirmi ekonomisi üzerinde bir uygulama (1996-2015). *International Journal of Management Economics and Business*, 13(2), 277–298.
<https://doi.org/10.17130/ijmeh.2017228684>
- Yang, B. (2011). Political democratization, economic liberalization, and growth volatility. *Journal of Comparative Economics*, 39(2), 245–259.
<https://doi.org/10.1016/j.jce.2010.08.001>
- Younis, M., Lin, X. X., Sharahili, Y., ve Selvarathi, S. (2008). Political stability and economic growth in Asia. *American Journal of Applied Sciences*, 5(3), 203–208.
<https://doi.org/10.3844/ajassp.2008.203.208>
- Zouhaier, H., ve Kefi, M. K. (2012). Interaction between political instability and investment. *Journal of Economics and International Finance*, 4(2), 49–54.
<https://doi.org/10.5897/JEIF11.127>