

Araştırma Makalesi / Research Article

**TÜRKİYE EKONOMİSİNDE YABANCI SERMAYE
YATIRIMLARI İLE ENERJİ TÜKETİMİ ARASINDAKİ İLİŞKİ:
SİMETRİK/ASİMETRİK NEDENSELLİK ANALİZİ**

Prof. Dr. Murat ÇETİN 

Tekirdağ Namık Kemal Üniversitesi, İİBF, Tekirdağ (mccetin@nku.edu.tr)

Tuğba KANTARCI 

Tekirdağ Namık Kemal Üniversitesi, Tekirdağ (tubakantarci@gmail.com)

ÖZET

Bu çalışma, Türkiye’de 1975-2015 döneminde yabancı sermaye yatırımları ile enerji tüketimi arasındaki simetrik/asimetrik nedensellik ilişkisini araştırmaktadır. Değişkenlerin birim kök özellikleri, Ng-Perron ve Lee-Strazicich birim kök teknikleriyle test edilmektedir. Değişkenler arasındaki eşbütünlüğün araştırılmasında ARDL sınır testi kullanılmaktadır. Simetrik nedensellik analizi, Toda-Yamamoto ile Hacker ve Hatemi-J nedensellik testleri kullanılarak gerçekleştirilmektedir. Değişkenler arasındaki asimetrik nedensellik ilişkisi, Hatemi-J nedensellik yaklaşımı ile incelenmektedir. Ampirik sonuçlar, yapısal kırılmalar altında eşbütünlüğün varlığını ve enerji tüketiminden yabancı sermaye yatırımlarına doğru bir simetrik nedenselliğin varlığını göstermektedir. Pozitif yabancı sermaye yatırımları şokundan pozitif enerji tüketimi şokuna doğru bir nedenselliğin yanı sıra negatif enerji tüketimi şokundan negatif yabancı sermaye yatırımları şokuna doğru bir nedensellik söz konusudur. Bulgular, Türkiye ekonomisi ile ilgili politika önerileri sunabilecektir.

Anahtar Kelimeler: Yabancı Sermaye Yatırımları, Enerji Tüketimi, ARDL Sınır Testi, Simetrik/Asimetrik Nedensellik Analizi, Türkiye.

**THE RELATIONSHIP BETWEEN FOREIGN DIRECT INVESTMENTS AND
ENERGY CONSUMPTION IN TURKISH ECONOMY:
SYMMETRIC/ASYMMETRIC CAUSALITY ANALYSIS**

ABSTRACT

This paper explores the symmetric/asymmetric causal linkage between foreign direct investments and energy consumption in Turkey over the period 1975-2015. The unit root properties of variables are tested by the Ng-Perron and Lee-Strazicich unit root techniques. The ARDL bounds test is used to examine the cointegration between the variables. The Toda-Yamamoto and Hacker and Hatemi-J causality tests are used to investigate the symmetric causality analysis. The Hatemi-J causality approach is applied to explore the asymmetric causal relationship between the variables. Empirical results show that there exists cointegration between the variables in the existence of structural breaks and the presence of symmetric causality running from energy consumption to foreign direct investments. There exists causality from positive foreign direct investment shocks to positive energy consumption shocks. There also exists causality from negative energy consumption shocks to negative foreign direct investment shocks. The findings will present policy implications related to Turkish economy.

Keywords: Foreign Direct Investments, Energy Consumption, ARDL Bounds Test, Symmetric/Asymmetric Causality Analysis, Turkey.

1. Giriş

Doğrudan yabancı sermaye yatırımları (DYY), son dönemde özellikle gelişmekte olan ülkelerde önemli bir iktisadi kalkınma aracı olarak görülmektedir. DYY, gerek firma ve endüstri düzeyinde (Aitken & Harrison, 1999; Javorcik, 2004; Haskel vd., 2007; Keller & Yeaple, 2009; Kee, 2015) gerekse makroekonomik düzeyde (Zhu vd., 2011; Omri & Kahouli, 2014; Hayat, 2018) önemli ekonomik etkileri beraberinde getiren bir olgudur.

DYY mikroekonomik açıdan bakıldığında hizmetler ve imalat sektörleri üzerinde önemli etkiler yaratabilmektedir. Bu sektörlerdeki firmaların yabancı firmalar ile yönetimsel, organizasyonel, pazarlama ve teknolojik yenilikler kanalıyla etkileşimi sonucunda önemli kazanımlar sağladığı bilinmektedir (Markusen, 1989; Markusen vd., 2005). Arnold & Javorcik (2009) ve Arnold vd. (2011) imalat sanayi firmalarında hizmetlerin liberalleşmesinden sağlanan faydaları işgücü verimliliği, firma girdileri ve performansı açısından detaylı şekilde analiz etmişlerdir. Francois & Woerz (2008) hizmetler sektöründe ihracat ve DYY kanalıyla artan dışa açılma faaliyetlerinin OECD ülkelerinde imalat sanayinde ihracat, katma değer ve istihdam üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu tespit etmişlerdir.

Bununla birlikte, DYY bir ülke makroekonomisini farklı açılardan etkileyebilen önemli faktörlerden biridir. DYY giderek hayati bir sermaye kaynağı haline gelmekte ve beşeri sermaye birikimine yardımcı olmakta (Cleeve vd., 2015), hedeflenen yatırımlar ile yurt içi tasarruflar arasındaki açığı kapatmakta (Bosworth & Collins, 1999), ihracat aktivitelerini desteklemekte (Anwar & Nguyen, 2011), yeni işgücü ve yönetimsel yetenekler kazandırmakta (Jung, 2004), ekonomiyi modernize ve yenilikleri teşvik edebilecek teknoloji transferini hızlandırmakta (Findlay, 1978), yeni iş fırsatları sunmakta (Eren vd., 2019), ekonomik özgürlüğü geliştirmekte (Sayari vd., 2018), finansal piyasaları etkilemekte (De Vita & Kyaw, 2008) ve beşeri kalkınmaya ivme (Reiter & Steensma, 2010) kazandırabilmektedir. Bu bağlamda, DYY pozitif dışsallıklar da yaratarak pek çok ülke ekonomisinin büyüme ve kalkınmasının temel sürükleyici gücü olarak kabul edilmektedir (Borenstein vd. 1998; Fernandes & Paunov, 2012; Tang & Tan, 2015).

DYY odaklı ekonomik büyümenin ekolojik sonuçları dikkate alındığında beraberinde önemli çevresel sorunları getirebileceği pek çok araştırmacı tarafından tartışılmaktadır (Hao & Liu, 2015; Liu vd., 2017; Shahbaz vd., 2018). DYY'nin ekonomik büyüme ve çevre üzerindeki etkisi açıklanırken enerji tüketimi ile olan bağlantısı pek çok araştırmacının ilgi odağı haline gelmiştir. Örneğin; Chen & Wang (2010), Song & Yi (2011), Sheng & Lu (2012), Xu & Deng (2012) farklı ekonometrik teknikleri kullansalar da sonuç olarak DYY'nin enerji verimliliğini ve çevre kalitesini iyileştirebileceği sonucuna varmışlardır. Doytch & Narayan (2016) DYY ile yenilenebilir enerji tüketimi arasındaki ilişkiye yoğunlaşırken, Salim vd. (2017) DYY'nin enerji tüketimine olumsuz bir etkisinin olup olmadığını incelemiş, Lin & Benjamin (2018) ise DYY, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Ampirik bulgular, birbirinden farkı sonuçların varlığını ortaya koymaktadır.

Türkiye, 2000'li yılların ortalarından başlayan ve 2017 yılına kadar devam eden ortalama büyüme performansı ve gerçekleştirilen yapısal reformları ile pek çok uluslararası yatırımcının dikkatini çekmeyi başarmıştır. 2017 yılında Türkiye 2016 yılına göre üç basamak atlayarak AB'de yedinci en popüler DYY yerleşim mekânı olmuştur. Türkiye söz konusu yılda

229 DYY projesine ev sahipliği yapmış, bu durum tüm Avrupa genelinde %3'lük bir paya tekabül etmiştir. 2002 yılına kadar sadece 13 milyar \$'lık bir DYY girişi söz konusu iken 2003-2017 döneminde bu rakam toplamda 193 milyar dolara ulaşmıştır. DYY girişleri içerisinde enerji, imalat, finans ve lojistik sektörlerinin payı %46'dır. Enerji sektörüne dönük DYY 2017 yılında 943 milyon \$ olup, söz konusu rakam 2011 yılında 4.2 milyar \$ ile en yüksek düzeye ne varmıştır (Türkiye Cumhuriyeti Başkanlığı Yatırım Ofisi, 2019).

Türkiye enerji talebi/tüketiminde önemli gelişmelere sahne olan bir ekonomi durumundadır. Gerek ekonomik büyüme gerekse nüfus artışında yaşanan gelişmelere bağlı olarak Türkiye'nin enerji talebinin artmakta olduğu gözlenmektedir. Gelecek 10 yıl içerisinde ekonominin enerji talebinin %50 oranında artacağı tahmin edilmektedir. 2019 Ocak ayı itibariyle kurulu güç kapasitesinin 88 GW'ı aştığı belirtilmektedir. Bu, son 15 yıl içerisinde üç kat artışı ifade etmektedir (Türkiye Cumhuriyeti Dış İlişkiler Bakanlığı, 2019). 2017 yılı itibariyle enerji kaynaklarının türleri dikkate alındığında; petrol, kömür, doğal gaz, hidro elektrik ve yenilenebilir enerji tüketim verileri sırasıyla; 47.1, 38.5, 38.2, 15.2 ve 5.4 milyon ton (petrol eşdeğeri) olarak gerçekleşmiştir (BP Statistics, 2018). Bu veriler Türkiye ekonomisinde enerji tüketimi/talebi anlamında petrol, kömür ve doğal gazın önceliğini koruduğu anlamına gelmektedir.

Gerek DYY gerekse enerji kullanımı alanında yaşanan bu gelişmeler, Türkiye ekonomisi örneğinde iki değişken arasında nedensel bir ilişkinin olup olmadığı sorusunu da gündeme getirmektedir. Bu nedenle çalışmanın temel amacı, Türkiye ekonomisinde DYY ile enerji tüketimi arasındaki ilişkinin simetrik ve asimetrik nedensellik analizleri çerçevesinde araştırmak olarak kurgulanmıştır. 1975-2015 dönemi zaman serilerinin kullanıldığı çalışmada serilerin bütünleşme derecelerine karar verebilmek için Ng-Perron (2001) testiyle birlikte Lee-Strazicich (2003) çift kırılmalı birim kök testi de uygulanmaktadır. Değişkenler arasında bir uzun dönem (eşbütünleşme) ilişkisinin varlığı, Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL sınır testi ile incelenmektedir. Eşbütünleşme analizi, iki yapısal kırılma tarihi dikkate alınarak gerçekleştirilmektedir. Değişkenler arasındaki nedensellik analizi ise Toda-Yamamoto (1995), Hacker & Hatemi-J (2006) ve Hatemi-J (2012) simetrik/asimetrik nedensellik testleriyle ortaya konulmaktadır. Tablo 1'den görüleceği üzere, Türkiye ekonomisi ile bağlantılı olarak söz konusu değişkenler arasında asimetrik bir nedenselliğin araştırılmaması bu çalışmanın literatüre yapacağı bir diğer önemli katkıdır. Çalışmadan elde edilen sonuçlar, Türkiye ekonomisi için politika yapıcılara enerji ve DYY odaklı önemli çıkarımlar sunabilecektir.

Çalışmanın geri kalan kısmı şu şekilde yapılandırılmıştır. İkinci bölüm, literatür üzerinde durmaktadır. Üçüncü bölümde, model ve veri seti hakkında bilgi verilmektedir. Dördüncü bölüm, ampirik analizlerde kullanılan teknikleri içerecek şekilde metodolojiyi tanımlamaktadır. Beşinci bölüm, çalışmadan elde edilen ampirik bulgulara yer vermektedir. Çalışma, sonuç ve politika önerileri ile son bulmaktadır.

2. Literatür

Etkileri ve temel belirleyicileri anlamında DYY teorik ve ampirik çalışmalara konu olmaya devam etmektedir. Dunning & Lundan (2008) yurtdışında üretim yapan şirketleri DYY'ye yönlendirebilmek için dört ana amaç olduğunu vurgular. Bunlar “pazar arayışı”, “kaynak arayışı”, “verimlilik arayışı” ve “varlık arayışı” şeklinde ifade edilebilir. Pazar arayan

DYY'nin asıl amacı, alıcı ülkeye veya yakın ülkelere tedarik sağlamaktır. Kaynak arayan DYY, yatırımcının kaynak ülkesinden daha iyi kalitede ve daha düşük maliyetli özel kaynaklar elde etmeyi amaçlamaktadır. Verimlilik arayan DYY ise mevcut yatırımın yapısını rasyonalize etmeyi amaçlamakta ve bu durum da pazar veya kaynak arayışı ile motive olmaktadır. Son olarak, stratejik varlık arayan DYY'nin temel amacı, yatırımcının küresel rekabet edebilirliğini korumak veya geliştirmek, böylece uzun vadeli stratejik hedeflerin" teşvik etmektir (Dunning & Lundan, 2008).

Literatürde DYY'yi ülke ekonomisine çekebilmek için birçok faktörün ele alındığı görülmektedir. Şöyle ki; enerji faktörü yani doğal kaynak olarak petrol, doğal gaz ve kömür gibi enerji kaynakları DYY girişinde etkili olabilmektedir. Aseidu & Lien (2011) & Anyanwu (2012) başta olmak üzere pek çok araştırmacı doğal kaynak miktarının DYY'nin çekilmesinde oynadığı role özellikle değinmiştir. Isham vd. (2003) petrol, doğal gaz ve elmas gibi kaynakların kurumsal kaliteye ve DYY girişlerine yaptığı etkiler üzerinde durmuştur. Poelhekke & Van der Ploeg (2010) toprak altı doğal kaynakların kaynak-odaklı DYY girişlerini artırdığı, ancak doğal kaynak dışı DYY girişlerini ise dışladığı sonucuna varmıştır. Asiedu (2006) doğal kaynaklar ile kurumların Afrika'da DYY girişlerine yaptığı etkileri incelemiş, her iki faktör grubunun da DYY'yi açıklayan önemli değişkenler olduğunu ortaya koymuştur.

DYY ve enerji tüketimi arasındaki ilişki ölçek, teknik ve kompozisyon etkileri şeklinde ele alınabilmektedir. Ölçek etkisi, DYY'nin canlandırmış olduğu ekonomik aktivite sonucunda ortaya çıkan enerji tüketimindeki artışı ifade eder. Teknik etki, yabancı yatırımcılardan kaynaklanan ve sadece kendi alanları ile sınırlı kalmayıp aynı zamanda bu bilgileri daha geniş bir topluluğa yayan DYY ile enerji tüketimi arasındaki negatif bir ilişkiyi temsil etmektedir. Bu etki aynı zamanda aynı sektörde enerji tasarrufunu artırabilen yeni teknolojilerin transferini de içerebilmektedir. Son olarak, kompozisyon etkisi, DYY'nin sektörel dağılımına ve ev sahibi ülkedeki ekonomik gelişme seviyesine bağlı olarak farklı şekilde ortaya çıkabilmektedir (Hermes & Lensink, 2003; Salim vd, 2017).

DYY'nin enerji tüketimi üzerindeki potansiyel etkisi, rekabet veya doğrudan bilgi aktarımı kanalları yoluyla da gerçekleşebilmektedir. Yeni Ticaret Teorisi, yabancı rekabete maruz kalmanın neredeyse tüm firmalar için verimliliği artırma fonksiyonu gördüğünü iddia etmektedir. Yani, herhangi bir sektörde yabancı şirketlerin varlığı, yerli firmaların enerji tasarrufu ve verimliliğini artırmada önemli bir teşvik edici görev üstlenebilmektedir (Doytch & Narayan, 2016).

DYY-enerji tüketimi ilişkisi, ampirik literatürde önemli bir araştırma konusu olmuştur. Tablo 1, DYY-enerji tüketimi ilişkisi üzerine gerçekleştirilen ampirik çalışmalardan bir kısmını özetlemektedir. Mielnik & Goldemberg (2002) gelişmekte olan 20 ülkede DYY'nin enerji yoğunluğu üzerindeki etkisini araştırmışlardır. DYY arttıkça enerji yoğunluğunda net bir düşüş tespit edilmiştir. Bu durum, yabancı sermaye girişleriyle birlikte modern teknolojilerin ülke ekonomisine kazandırılmasının bir sonucu olarak açıklanmıştır. Sadorsky (2010) 1990-2006 döneminde finansal gelişmenin enerji tüketimi üzerindeki etkisini 22 yeni endüstrileşen ülke ekonomisi için panel GMM tahmincisini kullanarak analizi etmeye çalışmıştır. Ampirik sonuçlar, iki değişken arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki belirlerken aynı zamanda DYY'nin enerji tüketiminde pozitif bir etki yarattığını göstermektedir.

Ting vd. (2011) enerji tüketimi ve DYY arasındaki ilişkiyi 1998-2008 yılları arasında Jiangsu için LMDI modeli ile araştırmışlardır. Analiz sonuçları, DYY ölçek etkisinin enerji tüketimi yoğunluğunu azalttığını göstermektedir. Elliott vd. (2013) 2005-2008 yılları arasında 206 Çin kentini göz önüne alarak DYY ve enerji yoğunluğu arasındaki bağlantıyı test etmek için bir panel analizi gerçekleştirmişlerdir. Rassal etkiler modeli sonuçlarına göre; DYY'nin enerji yoğunluğu üzerinde Çin genelinde genelde heterojen sonuçlar vermekle birlikte pozitif etkilerinin olduğu tespit edilmiştir. Lee (2013), 1991-2009 yılları arasında G20 ülkelerinin 19 ülkesi için panel veriler kullanarak DYY'nin enerji kullanımına ve ekonomik büyümeye olan katkısını analiz etmiştir. Sonuçlar, DYY'nin ekonomik büyümede önemli bir rol oynadığını göstermektedir. DYY ve temiz enerji kullanımı arasında herhangi bir ilişki bulunamamıştır.

Omri & Kahouli (2014) 65 ülke için 1990-2011 döneminde enerji tüketimi, DYY ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi dinamik panel modelleri kullanarak incelemişlerdir. Analizden elde edilen temel bulgular yüksek, orta ve düşük gelirli ülkeler için farklılıklar taşımaktadır. Yüksek gelirli ülkeler için enerji tüketimi, DYY ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensel ilişki olduğu saptanmıştır. Orta gelirli ülkeler için bulgular, ekonomik büyüme ile enerji tüketimi arasında ve ekonomik büyüme ile DYY arasında çift yönlü bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. Ayrıca DYY'den enerji tüketimine tek yönlü nedensel bir ilişkinin mevcut olduğu görülmektedir. Düşük gelirli ülkeler için, ekonomik büyüme ile DYY arasında iki yönlü nedensel bir ilişki olduğu; ekonomik büyümeden enerji tüketimine ve enerji tüketiminden DYY'ye uzanan tek yönlü nedensel bir ilişki tespit edilmiştir. Son olarak, tüm ülkeleri dikkate alan panel sonuçları DYY'den enerji tüketimine doğru tek yönlü nedensel bir ilişki olduğuna işaret etmektedir.

Azam vd. (2015) Endonezya, Malezya ve Tayland'da 1980-2012 dönemi boyunca çeşitli faktörlerin enerji tüketimine olan etkisini EKK yöntemi yardımı ile analiz etmişlerdir. Bulgular; DYY, ekonomik büyüme, dış açıklık ve beşeri gelişme endeksinin enerji tüketimi üzerinde olumlu ve istatistiksel olarak önemli etkilerinin olduğu yönündedir. Li ve Qi (2016) Çin'deki 30 ilin endüstriyel panel verileri ile DYY'nin enerji tüketimi üzerindeki etkisini 2AEKK ve GMM yöntemlerini kullanarak 1999-2008 dönemi için araştırmışlardır. Sonuçlar, Çin'in sanayi enerji tüketimi üzerinde DYY'nin etkisinin negatif olduğunu göstermektedir. Söz konusu elastikiyet katsayısı 0.19 olarak saptanmıştır.

Gökmenoğlu & Taşpınar (2016) 1974-2010 döneminde Türkiye ekonomisi için Çevresel Kuznets Eğrisi hipotezi bağlamında karbondioksit emisyonu, enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve DYY arasındaki ilişkiyi ARDL modeli yardımıyla ele almışlardır. Elde edilen bulgulara göre; değişkenler arasında bir uzun dönem ilişkisinin varlığı belirlenmiştir. Toda Yamamoto nedensellik testi sonuçları ise karbondioksit emisyonu ve DYY, enerji tüketimi ve karbondioksit emisyonu arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Öte yandan, ekonomik büyüme ve enerji tüketiminden DYY'ye ve ekonomik büyümeden enerji tüketimine doğru tek yönlü nedensellik olduğu tespit edilmiştir.

Doytch & Narayan (2016) DYY'nin yenilenebilir ve yenilenemeyen endüstriyel enerji kaynakları üzerindeki etkisini 1985-2012 yıllarını kapsayan dönemde 74 ülke için panel veri analizi tekniği ile test etmişlerdir. Sonuçlar, yenilenebilir enerji kaynaklarına göre enerji tüketimini azaltıcı bir etkiye ve yenilenebilir enerji açısından enerji tüketimini artırıcı etkilere işaret etmektedir. Bu etkilerin sektörel DYY ile büyüklük ve önem bakımından değiştiği sonucuna varılmıştır.

Amri (2016) 1990-2010 yıllarını kapsayan dönemde 75 ülkeyi içeren bir panel veri analizi gerçekleştirmiştir. Çalışmada, sadece gelişmiş ülkelerde ekonomik büyüme, DYY ve yenilenebilir enerji arasında geri bildirim etkisi mevcut olduğu saptanmıştır. Ayrıca, üç panel grubunda yenilenebilir ya da yenilenemeyen enerji ve büyüme arasında çift yönlü nedenselliğe rastlanmıştır. Söz konusu ülke gruplarında DYY'den yenilenemeyen enerjiye tek yönlü ilişki olduğu tespit edilmiştir. Son olarak, gelişmekte olan ülke ve tüm ülke grubunda DYY'den yenilenebilir enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğu sonucuna varılmıştır.

Salim vd. (2017) DYY ile enerji tüketimi arasındaki ilişkiyi 1982-2012 yıllarını kapsayan dönemde Çin ekonomisi için ARDL sınır testi ile incelemiştir. Elde edilen bulgulara göre; DYY'deki %1'lik bir artış enerji tüketimini %0.21 oranında azaltmaktadır. Ayrıca, kısa dönemde DYY ve enerji tüketimi arasında pozitif bir ilişki olduğu sonucuna varılmıştır.

Polat (2018) DYY'nin yenilenebilir ve yenilenemez enerji tüketimi üzerindeki etkisini 2002-2014 yıllarını kapsayan dönemde 85 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke için dinamik bir panel veri analizi yardımıyla araştırmıştır. Çalışma gelişmiş ülkelerde DYY'nin enerji tüketimi üzerinde azaltıcı bir etki yarattığını, gelişmekte olan ülkelerde ise herhangi bir etki yapmadığını saptamıştır. İlaveten, gelişmiş ülkelerde dışa açıklık ve enerji fiyatları enerji tüketimi üzerinde açıklayıcı etkileri olduğu sonucuna varılmıştır.

Paramati vd. (2018) 1991Q4-2012Q4 döneminde 7 Afrika ülkesi için enerji tüketimini yönlendiren kilit faktörleri panel nedensellik yöntemi yardımıyla incelemiştir. Elde edilen sonuçlara göre; enerji tüketiminin uzun dönemli esneklikleri endüstrileşme ve dışa açıklık ile birlikte borsa göstergelerinin temel bir rol oynadığını ortaya koymaktadır. Ayrıca, DYY'nin enerji tüketimi üzerinde azaltıcı bir etkisi olduğu tespit edilmiştir.

Lin & Benjamin (2018) MINT (Meksika, Endonezya, Nijerya ve Türkiye) ülkeleri için 1990-2014 dönemi boyunca ekonomik büyüme, enerji tüketimi ve DYY arasındaki ilişkiyi panel dinamik EKK modeli yardımıyla test etmişlerdir. Bulgular; Meksika için ekonomik büyüme, enerji tüketimi ve DYY arasında çift yönlü bir nedensellik olduğunu gösterirken, Endonezya için DYY'den enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedenselliğe işaret etmektedir. Ayrıca, Nijerya'da DYY'den enerji tüketimine doğru tek yönlü, Türkiye'de ise enerji tüketimi ve DYY arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Son olarak; panel genelinde ekonomik büyümeden enerji tüketimine, ekonomik büyümeden DYY'ye ve DYY'den enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik olduğu belirlenmiştir.

Tablo 1: DYY ve Enerji Tüketimi İlişkisi Üzerine Seçilmiş Bazı Ampirik Çalışmalar

Yazar	Periyod	Ülke	Metodoloji	Eşbütünleşme	Nedensellik
Lin & Benjamin (2018)	1990-2014	MINT ülkeleri	Panel dinamik EKK, Pedroni ve Kao eşbütünleşme, panel VECM	Var	EN ↔ DYY Meksika, Türkiye DYY→EN Endonezya, Nijerya
Koçak & Şarkgüneşi (2018)	1974-2013	Türkiye	ARDL, Hatemi-J eşbütünleşme	Var	Araştırılmadı
Solarin vd. (2017)	1980-2012	Gana	ARDL	Var	Araştırılmadı
Salim vd. (2017)	1982-2012	Çin	ARDL, DOLS, FMOLS	Var	Araştırılmadı
Kızılkaya (2017)	1970-2014	Türkiye	ARDL	Var	Araştırılmadı
Sun vd. (2017)	1980-2012	China	ARDL	Var	Araştırılmadı
Öztürk & Öz (2016)	1974-2011	Türkiye	Maki eşbütünleşme, VECM Granger nedenselliği	Var	EN → DYY
Li & Qi (2016)	1999-2008	China	2SLS, GMM	Araştırılmadı	Araştırılmadı
Gökmenoglu & Taspınar (2016)	1974-2010	Türkiye	ARDL, Toda-Yamamoto nedenselliği	Var	EN → DYY
Kostakis vd. (2016)	1970-201	Singapur ve Brezilya	ARDL, ECM	Var	Araştırılmadı
Tang & Tan (2015)	1976-2009	Vietnam	Johansen eşbütünleşme, VECM Granger nedenselliği	Var	EN → DYY
Seker vd. (2015)	1974-2010	Türkiye	ARDL, VECM Granger nedenselliği	Var	EN → DYY
Azam vd. (2015)	1980-2012	Endonezya, Malezya, Tayland	Park testi, Regresyon analizi	Araştırılmadı	Araştırılmadı
Adom (2015)	1971-2011	Nijerya	FMOLS, Kanonik regresyon analizi	Var	Araştırılmadı

Tablo 1 devam

Khatun & Ahamad (2015)	1972-2010	Bangladeş	Johansen eşbütünleşme, VECM Granger nedenselliği	Var	DYY → EN
Solarin & Shahbaz (2015)	1971-2012	Malezya	ARDL, VECM Granger nedenselliği	Var	EN « DYY
Danish & Akram (2014)	1990-2010	Pakistan	OLS analizi	Araştırılmadı	Araştırılmadı
Sbia vd. (2014)	1975Q1-2011Q4	UAE	ARDL, VECM Granger nedenselliği	Var	EN ↔ DYY
Kiviyiro & Arminen (2014)	1971-2009	SSA ülkeleri	ARDL, VECM Granger nedenselliği	Var	EN → DYY (Güney Afrika) DYY → EN (Kongo)
Chandran & Tang (2013)	1971-2008	ASEAN ülkeleri	Johansen eşbütünleşme, VECM Granger nedenselliği	Var	Yok
Mudakkar vd. (2013)	1975-2011	SAARC ülkeleri	Toda-Yamamoto nedenselliği	Pakistan ve Bangladeş	EN → DYY (Bangladeş) EN ↔ DYY (Pakistan)
Zaman vd. (2012)	1975-2010	Pakistan	ARDL, VECM Granger nedenselliği	Var	Yok
Ting vd. (2011)	1998-2008	Jiangsu	LDMI analizi	Araştırılmadı	Araştırılmadı
Tang (2009)	1970-2005	Malezya	ARDL, VECM Granger nedenselliği	Var	DYY → EN

Not: Yazarlar tarafından oluşturulmuştur. DYY, EN → ve ↔ sırasıyla yabancı sermaye yatırımlarını, enerji tüketimini, tek yönlü ve çift yönlü nedenselliği ifade eder.

3. Model ve Veri Seti

Bu çalışma, Türkiye ekonominde DYY ile enerji tüketimi arasındaki nedensellik ilişkisini analiz etmektedir. Değişkenler arasındaki ilişkiyi araştırabilmek için aşağıdaki gibi doğrusal regresyon denklemleri dikkate alınmıştır.

$$ENERGY_t = \alpha_0 + \alpha_1 FDI_t + u_t \quad (1)$$

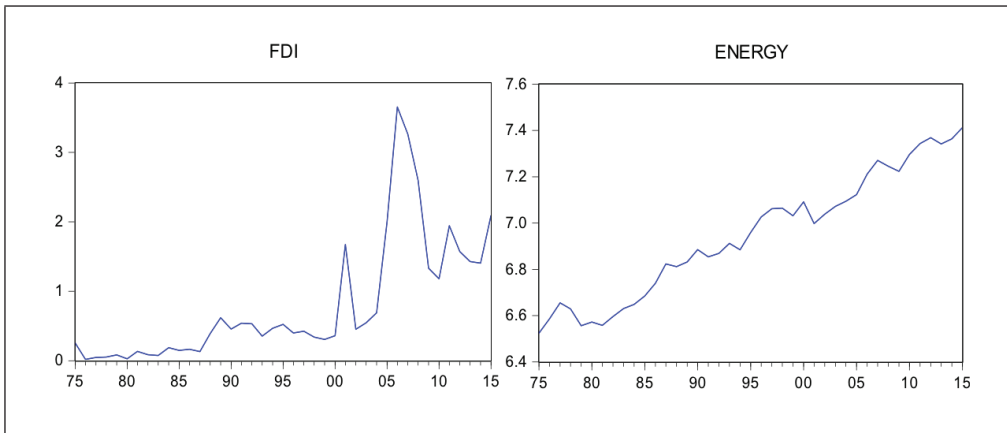
$$FDI_t = \alpha_1 ENERGY_t + u_t \quad (2)$$

Denklemden ENERGY kişi başına enerji tüketimini (petrol eş değeri kg olarak), FDI ise net DYY girişlerinin GSYİH içindeki oranını ifade etmektedir. ENERGY değişkeni logaritması alınarak, FDI değişkeni ise oransal olduğu için düzey değeriyle analizlere dâhil edilmişlerdir. Çalışmada ele alınan tüm değişkenler 1975-2015 dönemini kapsamakta olup, Dünya Bankası'nın resmi internet sitesinden elde edilmiştir (World Bank, 2019). α_0 modeldeki sabit terimi, u_i hata terimini, α_1 ise bağımsız değişkenin parametresini simgelemektedir. Tablo 2 değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikleri ve korelasyon matrisini verirken, Şekil 1 ise serilerin söz konusu zaman dilimindeki genel eğilimini göstermektedir. Korelasyon matrisi sonuçları, iki değişken arasında pozitif-güçlü bir korelasyonun varlığına işaret etmektedir.

Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler ve Korelasyon Matrisi (Zaman Serisi: 1975-2015; Gözlem sayısı: 41)

İstatistikler/Değişkenler	FDI	ENERGY
Ortalama	0,803	6,948
Medyan	0,453	6,959
Standart Sapma	0,903	0,270
Minimum	0,019	6,523
Maximum	3,653	7,412
Çarpıklık	1,564	0,042
Basıklık	4,770	1,818
Korelasyon Matrisi		
FDI	1,000	
LENERGY	0,738	1,000

Grafik 1: Serilerin Zaman İçindeki Eğilimi (1975-2015)



4. Metodoloji

Çalışmada kullanılan ekonometrik metodoloji, üç temel alan üzerinde durmaktadır. İlk olarak; serilerin birim kök analizlerinde Ng-Perron ile Lee-Strazicich birim kök testlerinden istifade edilmektedir. İkinci olarak; seriler arasındaki eşbütünleşme (uzun dönem) ilişkisi ARDL sınır testi kullanılarak araştırılmaktadır. Son olarak; seriler arasındaki nedensellik ilişkilerinde Toda-Yamamoto ile Hacker ve Hatemi-J simetrik nedensellik testlerinin yanı sıra Hatemi-J asimetrik nedensellik testi de uygulanmaktadır.

4.1. Birim Kök Analizi

Çalışmada ilk olarak gerçekleştirilen birim kök analizinde Ng-Perron (2001) birim kök testlerinden istifade edilmiştir. ADF ve PP testleri ile karşılaştırıldığında, Ng-Perron testlerinin daha güvenilir ve sağlıklı sonuçlar verdiği ve küçük örneklem için daha uygun olduğu ifade edilmektedir (Shahbaz & Lean, 2012). MZ_a , MZ_t , MSB ve MPT olarak Ng-Perron tarafından geliştirilen ve diğer klasik birim kök testlerine göre daha güçlü olan bu dört temel test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$MZ_a = Z_a + \left(\frac{T}{2}\right)(\hat{\phi}_1 -)^2 \quad (3)$$

$$MSB = \left(T^{-2} \sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2 / S_{AR}^2\right)^{1/2} \quad (4)$$

$$MZ_t = MSB \times MZ_a \quad (5)$$

$$MPT = \left[\bar{c}T^{-2} \sum_{t=1}^T Y_{t-1}^2 - \bar{c}T^{-1} Y_t^2\right] / S_{AR}^2 \quad (6)$$

Ng-Perron'un ilk iki testinde sıfır hipotezi birim kökün varlığı şeklinde kurulurken, diğer ikisinde ise birim kökün olmadığı şeklindedir. Her bir testte kullanılan kritik değerler, Ng-Perron tarafından geliştirilmiştir.

ADF, PP, KPSS ve Ng-Perron gibi klasik birim kök testlerinin en önemli özelliklerinden biri de yapısal kırılmalar hakkında bilgi sunmaması, bu nedenle de sapmalı sonuçlar vermeleri nedeniyle eleştirilmeleridir (Sbia vd., 2014). Ülkede yaşanan krizler, yapısal ve politik değişimler gibi nedenler zaman serilerinde kırılmalara neden olabilmektedir. Bu gelişmeleri dikkate almadan gerçekleştirilen birim kök analizleri yanlış sonuçlar verdiği gibi testin gücünün de sorgulanmasına neden olabilmektedir. Serilerde yapısal kırılmaların dikkate alınmaması sahte regresyon yani sahte uzun dönem ilişkisinin doğmasına neden olabilmektedir. Bu nedenle yapısal kırılmaları testlere ihtiyaç duyulmaktadır. Bu şekilde elde edilen sonuçlar daha güvenilir, sapmasız ve güçlü olabilmektedir (Perron, 1989). Bu bağlamda çalışmada aynı zamanda Lee-Strazicich çift kırılmalı birim kök testleri de uygulanmıştır. Lee & Strazicich (2003) sabitte ve eğimde olmak üzere içsel iki yapısal kırılmaya izin veren bir LM testi geliştirmiştir. Bu, aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}] \quad (7)$$

Burada $t \geq T_{Bj} + 1$, $j = 1, 2$ için $DT_{jt} = t - T_{Bj}$ aksi durumda 0 değerini alır. T_{Bj} kırılma tarihini, DT_{jt} ise kukla değişkeni simgeler. Burada birim kökün varlığı şeklindeki sıfır hipotez trend durağan olarak ifade edilen alternatif hipoteze karşı test edilir ve aşağıdaki gibi ifade edilebilirler:

$$H_0: y_t = u_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + d_3 D_{1t} + d_4 D_{2t} + y_{t-1} + v_{1t} \quad (8)$$

$$H_A: y_t = u_1 + \delta_t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + d_3 DT_{1t} + d_4 DT_{2t} + y_{t-1} + v_{2t} \quad (9)$$

Burada v_{1t} ve v_{2t} durağan hata terimlerini, $t = T_{Bj} + 1$ için $T_{jt} = 1$ aksi durumda 0 değerini alır. İçsel olarak kırılma tarihleri (T_B) minimum birim kök t istatistiğini verecek şekilde hesaplanır ve aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$\ln f_{\tilde{t}}(\tilde{\lambda}) = \ln f_{\lambda} \tilde{t}(\lambda); \lambda = \frac{T_B}{T} \quad (10)$$

4.2. Eşbütünleşme Analizi

Çalışmada Pesaran vd. (2001) tarafından literatüre kazandırılan ve pek çok açıdan klasik eşbütünleşme testlerine üstünlük sergileyen ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Testin en önemli üstün yönü, değişkenlerin bütünleşme düzeyinin $I(0)$ ya da $I(1)$ olması durumunda analize izin vermesidir. Küçük örneklerde sağlıklı sonuçlar verebilen bu yöntem ile kısa ve uzun dönem parametrelerinin birlikte tahmini gerçekleştirilebilmektedir. Burada ilk olarak aşağıdaki gibi bir kısıtsız hata düzeltme modeli dikkate alınabilir:

$$\Delta ENERGY_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_{1i} \Delta ENERGY_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_{2i} \Delta FDI_{t-i} + \delta_1 ENERGY_{t-1} + \delta_2 FDI_{t-1} + \mu_t \quad (11)$$

Yukarıdaki denklemde γ_0 sabit terimi, Δ ise fark operatörünü simgelemektedir. ARDL sınır testi prosedüründe sıfır hipotezi “seriler arasında bir eşbütünleşme yoktur” şeklinde ifade edilirken alternatif hipotezin ise “seriler arasında bir eşbütünleşme vardır” şeklinde kurulduğu söylenebilir. Eşbütünleşmenin varlığı test edilirken F -testi değeri, Pesaran vd. (2001) tarafından tablolatırılmış alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. Burada eşbütünleşmenin varlığına F -test istatistiğinin üst kritik değeri aşması durumunda hükmedilir. F -test istatistiğinin alt kritik değerin altında kalması durumunda ise seriler arasında eşbütünleşmenin olmadığına hükmedilir. F -test istatistiğinin alt ve üst kritik değerler arasında kalması durumunda eşbütünleşmeye

ilişkin herhangi bir hüküm verilemez. Model için uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde AIC ve SIC bilgi kriterlerinden istifade edilebilmektedir. ARDL sınır testi modelinin sağlıklı bir model olduğuna karar verebilmek için normal dağılım, otokorelasyon, değişen varyans ve model kurulum testlerine ayrı ayrı bakılabilmektedir.

4.3. Nedensellik Analizi

Çalışmada son olarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri analiz edilmeye çalışılmaktadır. Toda-Yamamoto (1995) tarafından önerilen nedensellik analizi serilerin bütünleşme derecelerinin $I(0)$, $I(1)$ ya da $I(2)$ olması durumunda uygulanabilen ve nedensellik testini değişkenlerin düzey değerlerini dikkate alarak gerçekleştiren önemli bir tekniktir. Genişletilmiş VAR modeline dayanan bu prosedür, χ^2 dağılımı sergileyen Wald test istatistiğini kullanır. Burada geliştirilmiş Wald test istatistiği (MWALD) sistemin belirlediği k gecikmeli parametreler üzerine uygulanır (Menyah & Wolde-Rufael, 2010).

Toda-Yamamoto (1995) nedensellik analizi gibi Hacker & Hatemi-J (2006) nedensellik testi de serilerin düzey değerlerine uygulanmakta ve simetrik nedensellik analizi gerçekleştirmektedirler. Monte Carlo simülasyonlarına dayanarak Hacker ve Hatemi-J, özellikle de hata terimlerinin normal dağılım sergilemediği ve ARCH etkisine maruz kaldığı durumlarda MWALD test istatistiğinin sıfır hipotezini aşırı reddetme eğilimi gösterdiğini ortaya koymuştur. Bunun yanı sıra Hacker ve Hatemi-J ilave gecikmelerin değişkenlerin bütünleşme derecesine eşit ya da ondan büyük olması durumunda MWALD testi için bootstrap ölçeğinin farklı durumlarda doğru ölçeğe yakınsadığını belirlemişlerdir. Hacker ve Hatemi-J, Toda-Yamamoto tarafından sunulan nedensellik analizini Efron (1992)'un bootstrap tekniğini kullanarak geliştirerek aşağıdaki gibi bir modeli dikkate almışlardır:

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + A_{p+d_{\max}} y_{t-p-d_{\max}} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Buradan hareketle MWALD test istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanır:

$$MWALD = (C\hat{\beta})' [((Z'Z)^{-1} \otimes S_U) C']^{-1} (C\hat{\beta}) \quad (13)$$

Burada \otimes , C ve S_U sırasıyla Kronecker çarpanını, $pxn(1 + n(p + d))$ matrisini ve hata terimlerinin kovaryans matrisini ifade eder. MWALD istatistiği bootstrap kritik değerlerinden büyük ise Granger anlamda nedeni değildir şeklindeki sıfır hipotezi reddedilerek nedenselliğin varlığına hükmedilmektedir.

Gerek Toda-Yamamoto gerek se Hacker ve Hatemi-J nedensellik testleri değişkenler arasındaki asimetric nedensellik ilişkisine dair bilgi sunmazlar. Hatemi-J (2012), Granger ve Yoon (2002)'un gizli eşbütünleşme olarak adlandırdıkları yaklaşımdan esinlenerek asimetric nedensellik testleri geliştirmişlerdir. Hatemi-J, Granger ve Yoon'un testinin pozitif ve negatif şokların farklı Granger nedensel etkilere sahip olabileceği fikri ile ortaya çıkması anlamında aslında asimetric özellikler taşıdığını tartışmıştır. x_{1t} ve x_{2t} gibi iki bütünleşik değişkenin

bulunduğu bir VAR modeli düşünelim. Söz konusu değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi aşağıdaki gibi bir rassal yürüyüş süreci ile belirlenebilir:

$$x_{1t} = x_{1,t-1} + e_{1t} = x_{1,0} + \sum_{i=1}^t e_{1i} \quad (14)$$

$$x_{2t} = x_{2,t-1} + e_{2t} = x_{2,0} + \sum_{i=1}^t e_{2i} \quad (15)$$

Burada $t = 1, 2, \dots, T$, $x_{1,0}$ ve $x_{2,0}$ sabit terimleri, e_{1i} ve e_{2i} beyaz gürültü süreci özelliklerine sahip hata terimlerini ifade eder. Prosedür pozitif ve negatif şokları sırasıyla şu şekilde tanımlar: $e_{1i}^+ = \max(e_{1i}, 0)$, $e_{2i}^+ = \max(e_{2i}, 0)$, $e_{1i}^- = \min(e_{1i}, 0)$, ve $e_{2i}^- = \min(e_{2i}, 0)$. Bu nedenle, $e_{1i} = e_{1i}^+ + e_{1i}^-$ ve $e_{2i} = e_{2i}^+ + e_{2i}^-$ şeklinde ifade edilir ve aşağıdaki denklemler yazılabilir:

$$x_{1t} = x_{1,t-1} + e_{1t} = x_{1,0} + \sum_{i=1}^t e_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t e_{1i}^- \quad (16)$$

$$x_{2t} = x_{2,t-1} + e_{2t} = x_{2,0} + \sum_{i=1}^t e_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t e_{2i}^- \quad (17)$$

Son olarak kümülatif formda her bir değişkenin pozitif ve negatif şokları şu şekilde ifade edilebilir: $x_{1t}^+ = \sum_{i=1}^t e_{1i}^+$, $x_{1t}^- = \sum_{i=1}^t e_{1i}^-$, $x_{2t}^+ = \sum_{i=1}^t e_{2i}^+$, $x_{2t}^- = \sum_{i=1}^t e_{2i}^-$. Burada her bir pozitif ve negatif bileşenlerin değişken üzerinde kalıcı bir etkiye sahip olması önemlidir. Bir sonraki adım, bu bileşenler arasındaki nedensel ilişkiyi test etmek olacaktır. Öncelikle pozitif kümülatif şoklar arasındaki Granger nedensellik ilişkisi test edilir. Bunun için aşağıdaki gibi p gecikmeli bir VAR modeli dikkate alınabilir:

$$x_t^+ = \alpha + A_1 x_{t-1}^+ + \dots + A_p x_{t-p}^+ + \varepsilon_t^+ \quad (18)$$

Burada x_t^+ , α ve ε_t^+ sırasıyla 2×1 boyutunda bir değişkenler vektörünü, sabitleri ve hata terimlerini ifade eder. Değişkenlerin her biri pozitif şokların bir kümülatif toplamını temsil eder. A_r matrisi 2×2 boyutlu r gecikme uzunluğuna sahip bir parametreler matrisini gösterir. Uygun gecikme uzunluğunu belirleyebilmek için Hatemi-J (2012) tarafından önerilen ve aşağıdaki gibi ifade edilebilen bilgi kriteri kullanılabilir:

$$HJC = \ln(\hat{\Omega}_j) + j \left(\frac{n^2 \ln T + 2n^2 \ln(\ln T)}{2T} \right), j = 0, \dots, p. \quad (19)$$

Burada $\hat{\Omega}_j$, j gecikmeli VAR modelinde tahmin edilen varyans-kovaryans matrisinin

belirleyicisini gösterir. n VAR modelindeki denklem sayısını, T ise gözlem sayısını ifade eder. Kompakt formda p gecikmeli VAR modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$X = DZ + \delta \quad (20)$$

Uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinden sonra “X değişkenindeki pozitif şoklar Y değişkenindeki pozitif şokların Granger nedeni değildir” şeklindeki sıfır hipotezi ($H_0: C\beta = 0$) aşağıdaki test istatistiği kullanılarak test edilir:

$$Wald = (C\beta)' [C((Z'Z)^{-1} \Theta S_U) C']^{-1} (C\beta) \quad (21)$$

Burada S_U kısıtsız VAR modelinin varyans-kovaryans matrisini gösterir ve $S_U = \hat{\delta}'_U \hat{\delta}_u / T - q$ olarak hesaplanır, q VAR modelindeki her bir denklemin parametre sayısını ifade eder. Normal dağılım sağlandığında Wald test istatistiği χ^2 dağılımına sahip olacaktır.

5. Ampirik Bulgular

Tablo 3, VAR modeli yardımıyla optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesi konusunda bilgi sunar. Burdaki sonuçlara göre otokorelasyon ve değişen varyans problemlerinin bulunmadığı optimal gecikme uzunluğu 4 olarak belirlenmiş, söz konusu gecikme uzunluğu ARDL sınır testi ve Toda-Yamamoto nedensellik analizinde kullanılmıştır.

Tablo 3: VAR Optimal Gecikme Uzunluğu Belirleme Kriterleri

Gecikme uzunluğu	AIC	Otokorelasyon LM testi (Olasılık değeri)	White değişen varyans testi (Olasılık değeri)
1	-1,867	0,067	0,051
2	-1,885	0,096	0,061
3	-1,891	0,976	0,091
4	-1,687*	0,277	0,374

Not: *, otokorelasyon ve değişen varyans olmadığında optimal geçime uzunluğunu gösterir.

Değişkenlerin birim kök analizlerinden elde edilen sonuçlar Tablo 4’de verilmiştir. Tabloda yer alan Ng Perron birim kök test sonuçlarına göre enerji tüketimi değişkeni düzeyde durağan bulunmamış birinci farkı alındığında durağan hale gelmiştir. Diğer taraftan DYY değişkeni ise dört testten üçünün sonucu dikkate alındığında düzeyde durağan bulunmuştur. Çalışmada aynı zamanda değişkenlerin birim kök analizleri Lee-Strazicich çift kırılmalı testi ile de gerçekleştirilmiş olup sonuçlar, Tablo 4’de sunulmuştur. Buna göre DYY değişkeni düzeyde durağan, enerji tüketimi değişkeni ise birinci farkında durağan bulunmuşlardır. Enerji tüketimi serisi için kırılma tarihleri 1989 ve 2008 olarak belirlenirken DYY için 1987 ve 2003 tarihleri tespit edilmiştir.

Tablo 4: Birim Kök Test Sonuçları

Panel A: Ng-Perron	MZa	MZt	MSB	MPT
ENERGY	-12,757 (0)	-2,516 (0)	0,197 (0)	7,192 (0)
FDI	-24,095 (1)***	-3,465 (1)***	0,143 (1)**	4,866 (0)
Δ ENERGY	-19,275 (0)**	-3,089 (0)**	0,160 (0)**	4,819 (0)**
Δ FDI	-	-	-	1,422 (0)***
Panel B: Lee-Strazizich	LM	TB1	TB2	
ENERGY	-5,085 (5)	1989	2008	
FDI	-8,239 (7)***	1987	2003	
Δ ENERGY	-7,932 (5)***	1992	1998	
Δ FDI	-	-	-	

Not: Optimal gecikme uzunluğu AIC kriteri ile otomatik olarak belirlenmiş olup parantez içinde gösterilmiştir. *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde anlamlılığı ifade eder. TB1 ve TB2 kırılma tarihlerini gösterir. Kritik değerler, Lee & Strazizich (2003)'den elde edilmiştir.

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin varlığını analiz etmek için kullanılan ARDL sınır testinden elde edilen sonuçlar Tablo 5'te sunulmuştur. Bağımlı değişken enerji tüketimi alındığında; elde edilen F -istatistiği sonucu 6.79 olup, %1 düzeyinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Yani, F -istatistiği değeri %1 kritik üst değer olan 6.73'den yüksek olarak tespit edilmiştir. Bu durum değişkenler arasında bir eşbütünleşmenin yani bir uzun dönem ilişkisinin varlığına işaret etmektedir. Bu bulgu Koçak & Şarkgüneşi (2018), Solarin vd. (2017), Salim vd. (2017), Kızılkaya (2017), Sun vd. (2017), Gökmenoglu & Taspınar (2016), Kostakis vd. (2016), Seker vd. (2015), Adom (2015), Khatun & Ahamad (2015), Solarin & Shahbaz (2015)'in bulgularıyla örtüşmektedir. Li & Qi (2016), Azam vd. (2015), Danish & Akram (2014) ise çalışmalarında eşbütünleşme analizine yer vermemişlerdir.

Diğer taraftan bağımlı değişken DYY alındığında; elde edilen F -istatistiği sonucu 7.51 olup, %1 düzeyinde anlamlı olduğu belirlenmiştir. Dolayısıyla iki değişken arasında bir eşbütünleşme yani uzun dönem ilişkisinin varlığına hükmedilmiştir. ARDL sınır testi modellerinin diagnostik testlerine bakıldığında; normal dağılımın sağlandığı, model kurulduğunda bir hatanın olmadığı, otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının bulunmadığı, dolayısıyla modellerin uygun modeller olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 5: ARDL Sınır Testi Sonuçları

Bağımlı değişken	ENERGY	FDI
F -istatistiği	6,79***	7,51***
Yapısal kırılma tarihi	1989; 2008	1987; 2003
AIC maksimum gecikme	4	4
ARDL optimal gecikme sıralaması	[4, 2]	[2, 3]
Kritik değerler	%1	%1

Tablo 5 devam

Alt sınır, I(0)	6,10	6,10
Üst sınır, I(1)	6,73	6,73
Tanısal testler		
R^2	0,986	0,839
$Adj.R^2$	0,981	0,788
F -istatistiği	194,459***	16,301***
Breusch-Godfrey LM testi	0,459 (0,504)	0,568 (0,457)
ARCH LM testi	0,497 (0,485)	1,527 (0,224)
Jarque-Bera testi	0,298 (0,861)	4,016 (0,134)
Ramsey RESET testi	0,945 (0,353)	0,757 (0,455)

Not: Optimal gecikme uzunluğu, AIC kriteri baz alınarak belirlenmiştir. Parantez içindeki değerler, olasılık değerlerini gösterir. *** %1 düzeyinde anlamlılığı ifade eder. Kritik değerler, Peseran vd. (2001) Tablo CI(iv)'den elde edilmiştir.

Toda-Yamamoto nedensellik testinde boş hipotez değişkenler arasında nedenselliğin olmadığını belirlerken, alternatif hipotez ise değişkenler arasında nedenselliğin olduğunu ifade etmektedir. Tablo 6'da yer alan Toda-Yamamoto nedensellik sonuçlarına göre; DYY'den enerji tüketimine doğru bir nedensellik tespit edilemezken enerji tüketiminden DYY'ye doğru %5 anlamlılık seviyesinde bir nedenselliğin varlığı belirlenmiştir. Buna göre enerji tüketimi DYY'nin nedenidir. Hacker ve Hatemi-J nedensellik sonuçları da bu nedenselliği destekler niteliktedir. Diğer taraftan; Hatemi J asimetric nedensellik analizi sonuçları da Tablo 7'de görülmektedir.

Hem Toda-Yamamoto hem de Hacker-Hatemi J simetrik nedensellik analizi sonuçları enerji tüketiminin DYY'nin nedeni olduğunu kanıtlar niteliktedir. Bu bulgu Öztürk & Öz (2016), Gökmenoglu & Taspınar (2016), Tang & Tan (2015) ve Seker vd. (2015)'nin ampirik sonuçlarıyla benzerlik arz etmektedir. Khatun & Ahamad (2015) ve Tang (2009) DYY'den enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik tespit ederken Solarin & Shahbaz (2015) ile Sbia vd. (2014) değişkenler arasında çift yönlü bir nedenselliğin varlığına işaret etmişlerdir. Koçak & Şarkgüneşi (2018), Solarin vd. (2017), Salim vd. (2017), Kızılkaya (2017), Sun vd. (2017), Li & Qi (2016), Kostakis vd. (2016), Azam vd. (2015), Adom (2015), Danish & Akram (2014) ve Ting vd. (2011) ise çalışmalarında nedensellik ilişkisine yer vermemişlerdir.

Tablo 7'den görüleceği üzere asimetric nedensellik analizi sonuçları, DYY'deki pozitif şokların enerji tüketimindeki pozitif şokların nedeni olduğunu ortaya koymaktadır. Sonuçlar aynı zamanda enerji tüketimindeki negatif şokların DYY'deki negatif şokların nedeni olduğunu kanıtlamaktadır. Başka bir ifadeyle DYY'deki pozitif gelişmeler enerji tüketimindeki pozitif gelişmelere neden olurken enerji tüketimindeki negatif gelişmeler de DYY'deki negatif gelişmelerin nedeni olarak görülebilir. Bu nedensellik sonuçları şu şekilde yorumlanabilir: DYY'deki pozitif gelişmeler ülke ekonomisine dışarıdan yoğun bir yabancı sermaye girişi olduğu anlamına gelmektedir. Bu durum söz konusu girişlerin önemli bir kısmının reel sektöre yöneldiği yani mevcut yerli firmalara sermaye ortağı olarak katıldığı ya da yeni üretim

tesislerinin kurulması şeklinde tezahür edebileceğinden mevcut üretim düzeyinin artmasıyla birlikte daha yoğun enerji kullanımı da söz konusu olabilecektir. Böylece DYY'deki pozitif gelişmeler enerji tüketiminde de pozitif gelişmelere neden olabilecektir. Diğer taraftan enerji tüketimindeki negatif şoklar ülke ekonomisinde bir genel krize, bir enerji krizine yani bir enerji darboğazına işaret edebilmektedir. Bu durum ülke ekonomisinin uluslararası arenada görünümünün negatif olduğu şeklinde bir algı yaratabileceğinden yabancı sermayenin söz konusu ülkeye yönelmesine engel teşkil edebilecektir. Bu nedenle enerji tüketiminde meydana gelebilecek bir negatif şok DYY'de de negatif şoklara neden olabilecektir.

Diğer taraftan simetrik testler ile asimetrik test sonuçlarının birbiriyle aynı yönde olmadığı ya da çeliştiği söylenebilir. Bu durum kullanılan ekonometrik yöntem, veri ya da dönem ile ilişkili olabileceği gibi ülkeden ülkeye de değişebilmektedir. Bu nedenle ampirik sonuçlar farklılık arz edebilmektedir.

Tablo 6: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Hipotezler	χ^2 -istatistiği	Olasılık	Nedensellik
FDI \neq ENERGY	6,545	0,161	Yok
ENERGY \neq FDI	10,601**	0,031	Var

Not: Tahminler, SUR tekniği kullanılarak gerçekleştirilmiştir. ** %5 düzeyinde anlamlılığı ifade eder.

Tablo 7: Bootstrap Temelli Nedensellik Testi Sonuçları

Hipotezler	Test İstatistiği	Kritik Değer (%1)	(%5)	(%10)
Panel A: Hacker ve Hatemi-J Simetrik Nedensellik Analizi				
FDI \neq ENERGY	1,506 (1)	7,149	4,103	2,857
ENERGY \neq FDI	7,296 (1)***	7,116	4,100	2,875
Panel B: Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Analizi				
FDI $^+ \neq$ ENERGY $^+$	4,189 (1)**	7,376	4,132	2,924
ENERGY $^+ \neq$ FDI $^+$	0,901 (1)	8,349	4,532	3,100
FDI $^- \neq$ ENERGY $^-$	0,285 (1)	9,629	4,307	2,778
ENERGY $^- \neq$ FDI $^-$	13,301 (1)***	11,873	4,660	2,696
FDI $^+ \neq$ ENERGY $^-$	0,495 (2)	12,824	7,134	5,091
FDI $^- \neq$ ENERGY $^+$	0,010 (1)	7,311	3,997	2,809
ENERGY $^+ \neq$ FDI $^-$	0,697 (1)	8,620	4,491	3,166
ENERGY $^- \neq$ FDI $^+$	3,937 (2)	18,729	8,309	5,500

Not: *** ve ** sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde anlamlılığı gösterir. Uygun gecikme uzunluğu, HJC kriteri ile belirlenmiştir.

6. Sonuç ve Politika Önerileri

Enerji ekonomisi literatüründe Türkiye ekonomisi ile ilgili çalışmaların büyük bir kısmının enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye odaklandığı bir kısmının ise DYY ile CO₂ arasındaki ilişkiyi analiz ettiği görülmektedir. Bu çalışmalarda söz konusu değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi ve/veya simetrik nedenselliğin araştırıldığı, asimetrik nedensellik analizinin ise tercih edilmediği ifade edilebilir. Bu temel motivasyon kaynağı ile bu çalışmada DYY ile enerji tüketimi arasındaki ilişki Türkiye ekonomisi örneğinde 1975-2015 dönemi itibarıyla analiz edilmiştir. Değişkenlerin birim kök incelemesinde Ng-Perron ve Lee-Strazicich birim kök testleri uygulanmış, uzun dönem ilişkisinin belirlenmesinde ise ARDL sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Simetrik nedensellik analizi Toda-Yamamoto ile Hacker ve Hatemi-J testleriyle gerçekleştirilirken asimetrik nedensellik analizi ise Hatemi-J testi ile yapılmıştır.

Çalışmada elde edilen simetrik nedensellik bulgularına göre; Türkiye’de enerji tüketiminden DYY’ye tek yönlü bir nedenselliğin olduğu tespit edilmiştir. Asimetrik nedensellik bulgularına göre; DYYdeki pozitif şoklardan enerji tüketimindeki pozitif şoklara yönelik nedensellik ilişkisinin varlığı göze çarpmaktadır. Diğer bir ifadeyle DYY’de gerçekleşen pozitif bir gelişme enerji tüketiminde pozitif yönlü bir etki yaratmaktadır. Ayrıca, Türkiye ekonomisi için negatif enerji tüketimi şoklarından negatif DYY şoklarına doğru bir nedensellik söz konusudur. Bu durum azalan enerji tüketiminin DYY’yi olumsuz etkilediğini gösteren önemli bir sonuca vurgu yapmaktadır.

Türkiye gibi gelişmekte olan ekonomiler ekonomik gelişmeleri için bir taraftan DYY girişlerine ihtiyaç duyarken diğer taraftan da enerji taleplerini optimal bir şekilde gerçekleştirmeye çalışmaktadırlar. DYY girişlerini teşvik eden her uygulama enerji tüketimini de artırarak üretimi olumlu yönde etkileyebilecektir. Bu bağlamda, enerji talebindeki bu artışın ağırlıklı olarak dışarıdan değil de içeriden karşılanması yönünde enerji politikalarının revize edilmesi gerekmektedir. Aksi takdirde Türkiye gibi enerjide büyük ölçüde dışa bağımlı olan ekonomiler dış ticaret/cari açıklarını artırma riski ile her zaman karşı karşıya kalabileceklerdir. Diğer taraftan enerji talebindeki daralmalar da DYY girişlerinin azalmasına neden olarak DYY’nin ekonomiye olan katkılarını zayıflatabilecektir. Bu noktada enerji talebinin sürekli olarak arttığı Türkiye gibi ülkelerin enerjide bir darboğaz yaşamamaları için enerji arzını/güvenliğini çeşitlendirmeleri ve alternatif (yenilenebilir) enerji kaynaklarına olan yatırımlarını hızlandırmaları gerekmektedir. Özellikle de finans sektörünün kredilerinin bu alandaki yatırımlara yönlendirilmesi teşvik edilmelidir.

Türkiye özelinde simetrik nedensellikte enerji tüketiminden DYY’ye doğru tek yönlü bir nedenselliğin olması bu nedenselliğin negatiften negatife, yoksa pozitiften pozitifte mi olduğu sorusunu ortaya çıkarmakta, bu bağlamda gerçekleştirilen asimetrik test sonuçlarında da bu nedensellik yönünün negatiften negatife doğru olduğu şeklinde izah edilebilmektedir. Bu durum aslında enerji faktörünün ülkeye girmek isteyen yabancı sermaye için hayati bir unsur olduğunu ortaya koymaktadır. Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerin şayet yabancı sermayeyi daha fazla çekmek ve buna bağlı olarak döviz sıkıntısını gidermek istiyorsa enerji sorunlarını bir an evvel çözmeleri gerektiğini, bu bağlamda enerji politikalarını daha da güçlendirmeleri gerektiğini gündeme taşımaktadır.

Tek ülkeli olarak gerçekleştirilen bu çalışma, ilerideki ampirik çalışmalara da yol gösterebilecektir. Şöyle ki; ilerideki çalışmalar Türkiye ekonomisinin yanı sıra benzer sosyo-ekonomik gelişmişlik seviyesine sahip ülkeleri de katarak karşılaştırmalı ampirik bulgulara ulaşabilir. Bu çalışmalarda uzun dönem etkileri de analize dâhil edilebilir. Böylece, enerji tüketiminin DYY elastikiyeti ya da DYY'nin enerji tüketimi elastikiyeti tahmin edilerek ampirik yorumlar genişletilebilir. Karşılaştırmalı ekonometrik analiz sonuçları, ülkelerin bu alandaki politikalarını da karşılaştırma imkânı sunabilecektir.

Kaynakça

- Adom, P. K. (2015). Asymmetric impacts of the determinants of energy intensity in Nigeria. *Energy Economics*, 49, 570-580.
- Aitken, B., & Harrison, A. (1999). Do domestic firms benefit from direct foreign investment? Evidence from Venezuela. *American Economic Review*, 89(3), 605-618.
- Amri, F. (2016). The relationship amongst energy consumption, foreign direct investment and output in developed and developing countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 64, 694-702.
- Anwar, S., & Nguyen, L. P. (2011). Foreign direct investment and export spillovers: Evidence from Vietnam. *International Business Review*, 20, 177-193.
- Anyanwu, C.J. (2012). Why does foreign direct investment go where it goes? New evidence from African countries. *Annals of Economics and Finance*, 13(2), 425-462.
- Arnold, J. M., & Javorcik, B. S. (2009). Gifted kids or pushy parents? Foreign direct investment and plant productivity in Indonesia. *Journal of International Economics*, 79(1), 42-53.
- Arnold, J.M., Javorcik, B.S., & Mattoo, A. (2011). Does services liberalization benefit manufacturing firms? Evidence from the Czech Republic. *Journal of International Economics*, 85, 136-146.
- Aseidu, E., & Lien, D. (2011). Democracy, foreign direct investment and natural resources. *Journal of International Economics*, 84(1), 99-111.
- Asiedu, E. (2006). Foreign direct investment in Africa: The role of natural resources, market size, government policy, institutions and political instability. *The World Economy*, 29, 63-77.
- Azam, M., Khan, A. Q., Zaman, K., & Ahmad, M. (2015). Factors determining energy consumption: Evidence from Indonesia, Malaysia and Thailand. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 42, 1123-1131.
- Borenzstein, E., De Gregorio, J., & Lee, J.W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth?. *Journal of International Economics*, 45, 115-135.
- Bosworth, B.P., & Collins, S.M. (1999). Capital flows to developing economies: Implications for saving and investment. *Brookings Papers on Economic Activity No 1*, Brookings Institution, Washington DC., USA.
- BP Statistics (2018). BP statistical review of world energy. Erişim Tarihi: 10.05.2019, <http://www.bp.com/statisticalreview>
- Chandran, V. G. R., & Tang, C. F. (2013). The impacts of transport energy consumption, foreign direct investment and income on CO2 emissions in ASEAN-5 economies. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 24, 445-453.
- Chen, Y., & Wang, H. (2010). Effect of FDI on regional industrial energy efficiency. *Contemporary Finance*, 30(7), 99-106.
- Cleeve, E.A., Debrahi Y., & Yiheyis, Z. (2015). Human capital and FDI inflow: An assessment of the African case. *World Development*, 74, 1-14.

- Danish, R. Q., & Akram, A. (2014). Determinants of FDI in Pakistan: An empirical analysis. *Journal of International Business and Economics*, 2(2), 61-70.
- De Vita, G., & Kyaw, K.S. (2008). Determinants of FDI and portfolio flows to developing countries: A panel cointegration analysis. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 13(13), 161-168.
- Doytch, N., & Narayan, S. (2016). Does FDI influence renewable energy consumption? An analysis of sectoral FDI impact on renewable and non-renewable industrial energy consumption. *Energy Economics*, 54, 291-301.
- Dunning, J. H., & Lundan, S. M. (2008). *Multinational enterprises and the global economy*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing Limited.
- Efron, B. (1992). Bootstrap methods: Another look at the jackknife. In *Breakthroughs in statistics* (pp. 569-593). New York: Springer.
- Elliott, R. J. R., Sun, P., & Chen, S. (2013). Energy intensity and foreign direct investment: A Chinese city-level study. *Energy Economics*, 40, 484-494.
- Eren, O., Onda, M., & Unel, B. (2019). Effects of FDI on entrepreneurship: Evidence from right-to-work and non-right-to-work states. *Labour Economics*, 58, 98-109.
- Fernandes, A. M., & Paunov, C. (2012). Foreign direct investment in services and manufacturing productivity: Evidence for Chile. *Journal of Development Economics*, 97(2), 305-321.
- Findlay, R. (1978). Relative backwardness, direct foreign investment, and the transfer of technology: A simple dynamic model. *Quarterly Journal of Economics*, 92, 1-16.
- Francois, J., & Woerz, J. (2008). Producer services, manufacturing linkages, and trade. *Journal of Industry, Competition and Trade*, 8, 199-229.
- Gökmenoglu, K., & Taspınar, N. (2016). The relationship between CO2 emissions, energy consumption, economic growth and FDI: The case of Turkey. *The Journal of International Trade and Economic Development*, 25(5), 706-723.
- Granger, C.W., & Yoon, G. (2002). *Hidden cointegration*, Department of Economics Working Paper. San Diego: University of California.
- Hacker, R. S., & Hatemi-J, A. (2006). Tests for causality between integrated variables using asymptotic and bootstrap distributions: Theory and application. *Applied Economics*, 38(13), 1489-1500.
- Hao, Y., & Liu, Y. M. (2015). Has the development of FDI and foreign trade contributed to China's CO2 emissions? An empirical study with provincial panel data. *Natural Hazards*, 76(2), 1079-1091.
- Haskel, J., Pereira, S., & Slaughter, M. (2007). Does inward foreign direct investment boost the productivity of domestic firms. *The Review of Economics and Statistics*, 89, 482-496.
- Hatemi-J, A. (2012). Asymmetric causality tests with an application. *Empirical Economics*, 43(1), 447-456.
- Hayat, A. (2018). FDI and economic growth: The role of natural resources?. *Journal of Economic Studies*, 45(2), 283-295.
- Hermes, N., & Lensink, R. (2003). Foreign direct investment, financial development and economic growth. *The Journal of Development Studies*, 40(1), 142-163.
- Isham, J., Pritchett, L., Woolcock, M., & Busby, G. (2003). *The varieties of the resource experience: How natural resource export structures affect the political economy of economic growth*. World Bank, Washington D.C.
- Javorcik, B. S. (2004). Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages. *American Economic Review*, 94(3), 605-627.

- Jung, J. (2004). Acquisitions or joint ventures: Foreign market entry strategy of US advertising agencies. *The Journal of Media Economics*, 17(1), 35-50.
- Kee, H. L. (2015). Local intermediate inputs and the shared supplier spillovers of foreign direct investment. *Journal of Development Economics*, 112, 56-71.
- Keller, W., & Yeaple, S. (2009). Multinational enterprises, international trade and productivity growth: Firm-level evidence from the United States. *Review of Economics and Statistics*, 91(4), 821-831.
- Khatun, F., & Ahamad, M. (2015). Foreign direct investment in the energy and power sector in Bangladesh: Implications for economic growth. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 52, 1369-1377.
- Kiviyiro, P., & Arminen, H. (2014). Carbon dioxide emissions, energy consumption, economic growth, and foreign direct investment: Causality analysis for Sub-Saharan Africa. *Energy*, 74, 595-606.
- Kızılkaya, O. (2017). The impact of economic growth and foreign direct investment on CO2 emissions: The case of Turkey. *Turkish Economic Review*, 4(1), 106-118.
- Koçak, E., & Şarkgüneşi, A. (2018). The impact of foreign direct investment on CO2 emissions in Turkey: New evidence from cointegration and bootstrap causality analysis. *Environmental Science and Pollution Research*, 25, 790-804.
- Kostakis, I., Lolos, S., & Sardanou, E. (2016). Foreign direct investment and environmental degradation: Further evidence from Brazil and Singapore. *MPRA Paper No. 75643*.
- Lee, J., & Strazicich, M. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Lee, J. W. (2013). The contribution of foreign direct investment to clean energy use, carbon emissions and economic growth. *Energy Policy*, 55, 483-489.
- Li, K., & Qi, S. (2016). Does FDI increase industrial energy consumption of China? Based on the empirical analysis of Chinese provinces industrial panel data. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(6), 1305-1314.
- Lin, B., & Benjamin, I.N. (2018). Causal relationships between energy consumption, foreign direct investment and economic growth for MINT: Evidence from panel dynamic ordinary least square models. *Journal of Cleaner Production*, 197, 708-720.
- Liu, Y., Hao, Y., & Gao, Y. (2017). The environmental consequences of domestic and foreign investment: Evidence from China. *Energy Policy*, 108, 271-280.
- Markusen, J. (1989). Trade in producer services and in other specialized intermediate inputs. *The American Economic Review*, 79, 85-95.
- Markusen, J., Rutherford, T., & Tarr, D. (2005). Trade and direct investment in producer services and the domestic market for expertise. *Canadian Journal of Economics* 38, 758-777.
- Menyah, K., & Wolde-Rufael, Y. (2010). Energy consumption, pollutant emissions and economic growth in South Africa. *Energy Economics*, 32, 1374-1382.
- Mielnik, O., & Goldemberg, J. (2002). Foreign direct investment and decoupling between energy and gross domestic product in developing countries. *Energy Policy*, 30, 87-89.
- Mudakkar, S.R., Zaman, K., Shakir, H., Arif, M., Naseem, I., & Naz, L. (2013). Determinants of energy consumption function in SAARC countries: Balancing the odds. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 28, 566-574.
- Ng, S., & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.
- Omri, A., & Kahouli, B. (2014). Causal relationships between energy consumption, foreign direct investment and economic growth: Fresh evidence from dynamic simultaneous equations models. *Energy Policy*, 67, 913-922.

- Öztürk, Z., & Öz, D. (2016). The relationship between energy consumption, income, foreign direct investment, and CO2 emissions: The case of Turkey. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6(2), 269-288.
- Paramati, S.R., Bhattacharya, M., Ozturk, I., & Zakari, A. (2018). Determinants of energy demand in African frontier market economies: An empirical investigation. *Energy*, 148, 123-133.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Pesaran, M.H., Shin, Y., & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Poelhkke, S., & Van der Ploeg, F. (2010). Do natural resources attract FDI? Evidence from non-stationary sector-level data. CEPR Discussion Paper No 8079. Centre for Economic Policy Research, London.
- Polat, B. (2018). The influence of FDI on energy consumption in developing and developed countries: A dynamic panel data approach. *Journal of Yasar University*, 13(49), 33-42.
- Reiter, S.L., & Steensma, H.K. (2010). Human development and FDI in developing countries: The influence of FDI policy and corruption. *World Development*, 38(12), 1678-1691.
- Sadorsky, P. (2010). The impact of financial development on energy consumption in emerging economies. *Energy Policy*, 38, 2528-2535.
- Salim, R., Yao, Y., Chen, G., & Zhang, L. (2017). Can foreign direct investment harness energy consumption in China? A time series investigation. *Energy Economics*, 66, 43-53.
- Sayari, N., Sari, R., & Hammoudeh, S. (2018). The impact of value added components of GDP and FDI on economic freedom in Europe. *Economic Systems*, 42, 282-294.
- Sbia, R., Shahbaz, M., & Hamdi, H. (2014). A contribution of foreign direct investment, clean energy, trade openness, carbon emissions and economic growth to energy demand in UAE. *Economic Modelling*, 36, 191-197.
- Seker, F., Ertugrul, H. M., & Cetin, M. (2015). The impact of foreign direct investment on environmental quality: A bounds testing and causality analysis for Turkey. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 52, 347-356.
- Shahbaz, M., & Lean, H. H. (2012). Does financial development increase energy consumption? The role of industrialization and urbanization in Tunisia. *Energy Policy*, 40, 473-479.
- Shahbaz, M., Nasir, M. A., & Roubaud, D. (2018). Environmental degradation in France: The effects of FDI, financial development, and energy innovations. *Energy Economics*, 74, 843-857.
- Sheng, B., & Lu, L. (2012). Effect of foreign direct investment on the China environment-An empirical study from industrial panel data. *China Social Science*, 33(5), 54-75.
- Solarin, A. D., & Shahbaz, M. (2015). Natural gas consumption and economic growth: The role of foreign direct investment, capital formation and trade openness in Malaysia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 42, 835-845.
- Solarin, S.A., Al-Mulali, U., Musah, I., & Ozturk, I. (2017). Investigating the pollution haven hypothesis in Ghana: An empirical investigation. *Energy*, 124, 706-719.
- Song, D., & Yi, Y. (2011). Foreign direct investment and China carbon emission. *Chinese Population, Resources and Environment*, 21(1), 49-52.
- Sun, C., Zhang, F., & Xu, M. (2017). Investigation of pollution haven hypothesis for China: An ARDL approach with breakpoint unit root tests. *Journal of Cleaner Production*, 161, 153-164.
- Tang, C. F., & Tan, B. W. (2015). The impact of energy consumption, income and foreign direct investment on carbon dioxide emissions in Vietnam. *Energy*, 79, 447-454.

- Tang, C. F. (2009). Electricity consumption, income, foreign direct investment, and population in Malaysia: New evidence from multivariate framework analysis. *Journal of Economic Studies*, 36(4), 371-382.
- Ting, Y., Yin, L. R., & Ying, Z. Y. (2011). Analysis of the FDI effect on energy consumption intensity in Jiangsu Province. *Energy Procedia*, 5, 100-105.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector auto-regressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1), 225-250.
- Türkiye Cumhuriyeti Başkanlığı Yatırım Ofisi. (2019). FDI in Turkey. Erişim Tarihi: 20.05.2019, <http://www.invest.gov.tr>
- Türkiye Cumhuriyeti Dış İlişkiler Bakanlığı. (2019). Turkey's energy profile and strategy. Erişim Tarihi: 23.05.2019, <http://www.mfa.gov.tr>
- World Bank. (2019). World development indicators. Erişim tarihi: 20.01.2019, <http://databank.worldbank.org>
- Xu, H., & Deng, Y. (2012). Does foreign direct investment cause environment pollution in China?. *Management World*, 27(2), 30-43.
- Zaman, K., Khan, M.M., Ahmad, M., & Rustam, R. (2012). Determinants of electricity consumption function in Pakistan: Old wine in a new bottle. *Energy Policy*, 50, 623-634.
- Zhu, P., Zhang, Z., & Jiang, G. (2011). FDI and environmental regulation: An empirical study based on the perspective of decentralization. *Economic Research*, 46(6), 133-145.