
ENERJİ TÜKETİMİ İLE FİNANSAL AÇIKLIK, TİCARİ AÇIKLIK VE FİNANSAL GELİŞME ARASINDAKİ İLİŞKİNİN KARŞILAŞTIRMALI ANALİZİ: TÜRKİYE VE İTALYA ÖRNEĞİ

Özge KORKMAZ¹

Öz

Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de ve İtalya’da 1970-2016 dönemi için enerji tüketimi ile finansal açıklık, ticari açıklık ve finansal gelişme arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktır. Bu kapsamda, bağımlı değişken olarak kişi başına düşen enerji tüketimi, bağımsız değişken olarak da kişi başına düşen özel sektöre sağlanan yurtiçi krediler, ticari açıklık oranı ve finansal açıklık oranı kullanılmıştır. Çalışmada enerji tüketimiyle söz konusu makroekonomik değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin varlığı ARDL Sınır testi yaklaşımı ile incelenmiş, her iki ülke için de değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin var olduğu tespit edilmiştir. Uzun dönemli ilişkinin varlığı nedeniyle, analize hata düzeltme modeliyle devam edilmiştir. Hata düzeltme modeli sonucuna göre, Türkiye için ticari açıklık oranının, İtalya için ise finansal açıklık oranının enerji tüketimi üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi olduğu saptanmıştır. Çalışmada her iki ülke için de finansal gelişme oranının enerji tüketimi üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Enerji Tüketimi, Finansal Açıklık, Ticari Açıklık, Finansal Gelişme.

Jel Kodu: B22, C22, C51, Q43.

THE RELATIONSHIPS BETWEEN ENERGY CONSUMPTION AND FINANCIAL OPENNESS, TRADE OPENNESS AND FINANCIAL DEVELOPMENT IN TURKEY

Abstract

The aim of this study is put forward the relationship between energy consumption and financial openness, trade openness and financial development for the period 1970-2016 of Turkey and Italy. In this context energy consumption per capita used as dependent variable and domestic private credit per capita, trade openness and financial openness used as independent variables. In the study the cointegration relationship between energy consumption and given macroeconomic variables is analyzed by ARDL Border Test and founded a long-term relationship between variables for both countries. Study continued with error correction model because of the long term relationship. According to the error correction model results, there is a significant and positive effect on the energy consumption of trade openness rate for Turkey and financial openness rate for Italy. Besides this, findings show that there is a positive and significant relationship of financial development over the energy consumption.

Key Words: Energy Consumption, Financial Openness, Trade Openness, Financial Development.

Jel Code: B22, C22, C51, Q43.

¹ Doktor Öğretim Üyesi, Bayburt Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, ozgekorkmaz@gmail.com, ORCID: 0000-0001-9275-1271

1. Giriş

Bir ülkenin ekonomik ve sosyal açıdan gelişmesinin en önemli göstergelerinden biri hiç şüphesiz enerjidir. Dünya’da ve Türkiye’de gerçekleşen hızlı nüfus artışı, kentleşme, sanayileşme ve teknolojik gelişmeler yeni üretim ve ticaret imkânları sunmakta ve bunun bir sonucu olarak da enerji tüketimi büyük bir hızla artmaktadır. Enerji ve Tabii Kaynaklar Bakanlığı’nın yıllar arası enerji dengesi tabloları incelendiğinde, Türkiye’nin 1972 yılında petrole eşdeğer toplam nihai enerji tüketiminin yaklaşık 19,6 Milyon ton olarak gerçekleştiği bunun yaklaşık 15,3 Milyon tonunun yerli üretimle karşılandığı, 2016 yılında ise, petrole eşdeğer toplam nihai enerji tüketiminin yaklaşık 104,6 Milyon ton olarak gerçekleştiği ve bunun yaklaşık 35,4 milyonunun yerli üretimle karşılandığı görülmektedir. Ayrıca enerji talebinin yerli üretimle karşılanma oranının 2020 yılında % 30 seviyelerine ineceği tahmin edilmektedir. Bu durum, üretim-tüketim dengesinin tam olarak sağlanamaması ve enerji kaynaklarının dünya üzerinde homojen olarak dağılmaması nedeniyle özellikle Türkiye gibi enerjide dışa bağımlı olan ülkelerde önemli sorunlar yaşanmasına yol açmaktadır. Bu nedenle ülkelerin enerji tüketimine yön veren ekonomik göstergelerin titizlikle incelenmesi gerekmektedir.

Enerji tüketimine yön veren göstergelerin başında hiç şüphesiz ülkelerin finansal gelişmişlikleri gelmektedir. Literatürde bu konuyla ilgili iki ayrı görüş mevcuttur. Birinci görüş, finansal aracılık faaliyetlerindeki artışın firmalara ve hane halkına kullandırılan kredi miktarını arttırabileceği, bu durumun ise, tüketicileri otomobil ve makine gibi lüks tüketim malları satın almaya teşvik ederek enerji tüketimini arttıracacağı yönündedir. Diğer görüş ise, gelişmiş finansal kurumların yenilenebilir enerji sektörüne uygun olanaklarda kredi imkânı sunduğu ve yeşil çevre dostu yenilenebilir enerji kaynaklarını finanse etmek için borç ve sermaye finansmanı sağlandığını iddia etmektedir.

Bir ülkede gerçekleşen ticari açıklık da enerji tüketimine yön veren makroekonomik göstergelerdendir. Ticari açıklık, bir ülkede üretilen malların tüketimi ya da diğer ülkelere işlenmesi için gönderilmesini zorunlu kılmaktadır. Enerjinin etkin tüketimi olmaksızın bu malların üretilmesi mümkün olamamaktadır. Ticari açıklık, ölçek talebi, teknik etki ve bileşik etki yoluyla enerji tüketimini etkilemektedir. Diğer koşullar aynıyken, ticari açıklık ekonomik faaliyetleri artırarak yerli üretimi desteklemekte ve ekonomik büyümeyi artırmaktadır. Yerli üretimin genişlemesi, geniş ölçüde ölçek etkisi oluşturması sebebiyle enerji talebini de yeniden şekillendirmektedir. Bu ölçek etkisini ortaya çıkartan ise şüphesiz ticari açıklıktır. Ticari açıklık, gelişmekte olan ekonomilerin gelişmiş ekonomilerden ileri teknolojileri satın almalarını sağlamakta; gelişmiş teknolojinin benimsenmesi ise, enerji yoğunluğunu düşürmektedir. İleri teknoloji uygulamalarının ekonomik sonuçları ise, daha az enerji tüketimine sebep olmakta ve genellikle teknik etki olarak adlandırılan daha fazla çıktı üretilmesinde yardımcı olmaktadır. Bileşik etki ise, ekonomik kalkınma olarak enerji yoğun üretim kullanımını diğer bir deyişle tarımdan endüstriye geçişi ortaya koymaktadır. Ekonomik kalkınmanın ilk aşamalarında ekonominin büyük ölçüde tarım sektörüne dayanması sebebiyle, enerji tüketimi nispeten daha azdır. Ancak ekonomik açıdan tarımdan sanayi sektörüne geçildiğinde, enerji tüketimi de artmaktadır. Son olarak, ekonomik kalkınmanın olgunluk aşamasından sonra, sanayi sektöründen hizmet sektörüne geçişler yaşanmakta, daha az enerji tüketimi gerçekleşmekte, bu da, bileşik etki nedeniyle enerji yoğunluğunun düşmesine, bunun bir sonucu olarak da enerji tüketiminin azalmasına sebep olmaktadır.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de ve İtalya’da 1970-2016 dönemi için enerji tüketimi ile finansal açıklık, ticari açıklık ve finansal gelişme arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktır. Gelişmekte olan ülkelerin milli gelir seviyesinin gelişmiş ülkelerin düzeyine yaklaşması ve makroekonomik istikrarın sürdürülmesi noktasında finansal açıklığın büyük bir etkisi olduğuna dair Dünya Bankası, IMF ve Dünya Ticaret Örgütü’nün görüşleri mevcuttur. Bu nedenle çalışmada finansal açıklığın enerji tüketimiyle ilişkisinin var olup olmadığı da incelenmek istenmektedir. Bu kapsamda çalışmanın ilerleyen bölümlerinde konuyla ilgili literatür çalışmalarından, çalışmanın kapsamı, veri seti, yöntemi ve sınırlılıklarından bahsedilmiş, son olarak da elde edilen bulgulara yer verilerek, bu

bulgularla literatürde yapılan benzer çalışmalardan elde edilen bulgular karşılaştırılmış ve değerlendirilmelerde bulunulmuştur.

2. Ampirik Literatür

Literatür incelendiğinde, enerji tüketimi ile ülkelerin makroekonomik göstergeleri arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların yoğun olarak yapıldığı görülmektedir. Bu nedenle, çalışmada bir sınırlama getirilmiş, 2012 yılı ve sonrası yayınlanan ve araştırmaya katkı sağlayacağı düşünülen çalışmalara yer verilmiştir.

Hossain (2012), çalışmasında Japonya için 1960-2009 dönemini dikkate almış ve kentleşme, dış ticaret, ekonomik büyüme, karbondioksit emisyonları ve enerji tüketimi arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Çalışma sonucunda, kısa dönemde ticari açıklığın enerji tüketiminin nedeni olduğu tespit edilmiştir.

Kohler (2013) ise Güney Afrika üzerine yaptığı çalışmasında 1960-2009 dönemi için dış ticaret, gelir, karbondioksit emisyonları ve enerji tüketimi arasındaki ilişkiyi incelemiştir; Shahbaz vd. (2013)'nin Endonezya üzerine yaptıkları çalışmada ise, 1975Q1-2011Q4 dönemi için ekonomik büyüme, enerji tüketimi, finansal gelişme, uluslararası ticaret ve karbondioksit emisyonları arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Her iki çalışmada da ticari açıklık ile enerji tüketimi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğu sonucu elde edilmiştir. Ayrıca Shahbaz vd. (2013) çalışmalarında değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin var olduğu ve finansal gelişmenin enerji tüketiminin nedeni olduğu sonuçlarına da ulaşmıştır.

Birleşik Arap Emirlikleri (BAE) üzerine yapılan bir çalışmada Sbia vd. (2014), 1975Q1-2011Q4 dönemi için doğrudan yabancı yatırımlar, temiz enerji, ticari açıklık, karbondioksit emisyonları ve ekonomik büyümenin enerji talebiyle ilişkisini araştırmışlardır. Çalışmada enerji tüketimiyle ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğu tespit edilmiştir.

Islam vd. (2013) 1965-2009 dönemi için Avustralya, Destek (2015)'in 1960-2011 dönemi için Türkiye üzerine yaptıkları çalışmalarında ticari açıklık, finansal gelişme, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Her iki çalışmada da yazarlar, enerji tüketimiyle ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca Islam vd. (2013) çalışmalarında finansal gelişmeyle enerji tüketimi ve enerji tüketimiyle ticari açıklık arasında da çift yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Türkiye için yapılan çalışmada Destek (2015) ise, 1960-2011 dönemi için finansal gelişme ve ekonomik büyümenin enerji tüketiminin nedeni olduğu, enerji tüketimiyle ticari açıklık arasında, herhangi bir nedensellik ilişkisinin var olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Nijerya için yapılan bir çalışmada Rafindadi (2016), 1971-2011 dönemi için ekonomik büyüme, enerji tüketimi, finansal gelişme, ticari açıklık ve karbondioksit emisyonları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Yaptığı analizler sonucunda, ticari açıklığın enerji tüketiminin nedeni olduğunu tespit etmiştir. Ayrıca yazar, enerji tüketimiyle finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasında ise çift yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Türkiye üzerine yapılan çalışmada Pata ve Terzi (2016), 1972-2011 dönemi için enerji tüketimi (petrol, elektrik, kişi başı ve toplam birincil enerji tüketimi, karbondioksit emisyonları) ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Johansen Juselius eşbütünleşme testi, DLVAR, genelleştirilmiş etki-tepki ve varyans ayrıştırma analizleri aracılığıyla incelemişlerdir. Yazarlar, Johansen Juselius eşbütünleşme testinden enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edememişlerken, DLVAR analizinden kısa dönemde Türkiye ekonomisinin istikrarlı büyümesi için enerjinin önemli bir girdi olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Yazarlar ayrıca kısa dönemde petrol, elektrik, birincil enerji tüketimi ve karbondioksit emisyonlarından ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğunu belirlemişlerdir.

Keskingöz ve İnançlı (2016)'nın 1960-2011 dönemi için Türkiye, Başarır ve Erçakar (2017)'in 1992-2014 dönemi için Seçilmiş 14 OECD ülkesi için yaptıkları çalışmalarda enerji tüketimiyle finansal gelişme arasındaki ilişkiyi test etmişlerdir. Keskingöz ve İnançlı (2016) çalışmasında enerji tüketimiyle finansal gelişme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Başarır ve Erçakar (2017) çalışmalarında ise, kısa dönemde finansal gelişmenin enerji tüketiminin nedeni olduğunu saptamışlardır.

Örgün ve Pala (2017) benzer bir çalışmayı Avrupa Birliği'ne üye 28 ülke üzerine yapmışlardır, yazarlar çalışmada 1996-2013 dönemi için ticari açıklık, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Kısa dönemde enerji tüketiminin ekonomik büyümenin nedeni olduğu; ayrıca kısa dönemde enerji tüketimiyle ticari açıklık arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ancak yazarlar çalışmada enerji tüketimiyle ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edememişlerdir. Türkiye için yapılan bir çalışmada ise Karakaya (2017), 1961-2014 dönemi için enerji tüketimiyle ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiş, enerji tüketiminin ekonomik büyümenin nedeni olduğunu saptamıştır.

12 Karayip ve Latin Amerika ülkesi üzerine yapılan bir çalışmada Koengkan (2017), 1991-2012 dönemi için küreselleşme ile birincil enerji tüketimi arasındaki ilişkiyi incelemiş, finansal açıklıkla birincil enerji tüketimi arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olmadığını saptamıştır. Bağımsız Devletler Topluluğu üzerine yapılan çalışmada ise Rasoulnezhad ve Saboori (2018), 1992-2015 dönemi için ekonomik büyüme, karbondioksit emisyonları, yenilenebilir ve yenilenemez enerji tüketimi, ticari açıklık ve finansal açıklık arasındaki uzun dönemli ve nedensellik ilişkisini Pedroni Eşbütünleşme ve Panel Granger nedensellik testleriyle incelemişler, ekonomik büyümeyle yenilenebilir enerji tüketimi hariç, diğer tüm veriler arasında çift yönlü nedensel bağın ve uzun dönemli bir ilişkinin var olduğunu belirlemişlerdir. Ayrıca ekonomik büyümeyle yenilenebilir ve yenilenemez enerji tüketimi arasında çift yönlü; finansal açıklıktan yenilenebilir ve yenilenemez enerji tüketimine, ticari açıklıktan yenilenemez enerji tüketimine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmişlerken; yenilenebilir enerji tüketimiyle ticari açıklık arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edememişlerdir.

Bekar ve Terzi (2018) çalışmalarında ise 1974-2013 dönemi için karbondioksit emisyonları ile ticari açıklık arasındaki ilişkiyi Hsiao, Sims ve VAR yöntemlerini kullanarak Türkiye üzerinde incelemişlerdir. Çalışmada Hsiao ve VAR testlerinden değişkenler arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin var olduğu sonucuna ulaşılmışken, Sims testinden ise karbondioksit emisyonlarından ticari açıklığa doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin var olduğu saptanmıştır.

Literatür incelendiğinde, Türkiye örneğinde her ne kadar finansal açıklık ile ekonomik büyüme (Yapraklı (2007), Korkmaz vd. (2010), Kıran ve Güriş (2011) ve Özel (2011)) ve ihracat (Kaya (2016)) arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar yapılmış olsa da finansal açıklık ile enerji tüketimi arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların olmadığı görülmektedir. Ayrıca çalışmalarda iki ülke karşılaştırılmasının çok fazla yapılmadığı dikkat çekmektedir. Söz konusu hususlar bu çalışmada dikkate alınmış ve çalışmanın bu yönüyle diğer çalışmalardan farklı olması amaçlanmıştır.

3. Veri Seti ve Yöntem

Çalışmada Türkiye'deki enerji tüketimi ile finansal açıklık, ticari açıklık, finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki incelenmektedir. Bu amaçla Türkiye ve İtalya'nın 1970-2016 dönemine ilişkin verileri dikkate alınmıştır. 1970-2016 döneminin seçilmesinin nedeni, gelişmekte olan ülkelerde temeli 1970'li yıllarda atılan finansal serbestleşme süreciyle birlikte Türkiye ve İtalya'da yaşanan sosyo-ekonomik değişim ve gelişmelerin enerji tüketimi üzerindeki etkisini karşılaştırmalı olarak değerlendirmektir. Çalışmada, kullanılan veriler, Chinn ve Ito'nun websitesinden, Dünya Bankası'nın "World Development Indicators" ve "Global Financial Development Database" veri tabanlarından derlenmiştir. Ticari ve finansal açıklık değişkenleri hariç diğer tüm değişkenler nüfus serisi kullanılarak kişi başına dönüştürülmüş olup, çalışmanın veri seti ise Tablo 1'deki gibi oluşturulmuştur.

Tablo 1: Çalışmanın Veri Seti

Değişken	Açıklaması
ET	Petrole Eşdeğer Kg Cinsinden Kişi Başına Düşen Enerji Tüketimi
TA	Ticari Açıklık =(Mal ve Hizmet İthalatı ve İhracatı Topamları/ GSYİH)
FA	Finansal Açıklık =(Net Uluslararası Sermaye Giriş ve Çıkış Topamları/ GSYİH)
FG	Cari Amerikan Doları Cinsinden Kişi Başına Düşen Özel Sektöre Sağlanan (Yurtiçi) Krediler

Tablo 2’de sunulan tüm değişkenlerin logaritmaları alınmış, değişkenlerin başına “LN” ifadesi eklenmiş ve analizlerde logaritmik formları ile çalışılmıştır. Söz konusu değişkenlerin yanında hangi ülkeye ait oldukları konusunda bilgiler yer almaktadır. Örneğin, bu değişkenlerin Türkiye’ye ait olması durumunda değişkenin hemen yanında “TR” kısaltması, İtalya’ya ait olması durumunda ise değişkenin hemen yanında “ITALYA” ifadesi yer almaktadır.

Zaman serisi analizlerinde öncelikle değişkenlerin durağanlıkları birim kök testleriyle incelenmek zorundadır. Çalışmada serilerin durağanlıkları Phillips-Perron (1988) ve Perron (1997) birim kök testleriyle incelenmiştir. Perron (1997) yapısal kırılmalı birim kök testi, kırılma zamanının kavramsal olan bir bilgiden türetilmeyeceği, içsel olarak tespit edilebileceğini varsayan bir testtir. Ayrıca bu testte seride tek bir kırılma noktasına imkân tanınmakta, bu kırılma noktasının seçiminde, birim kök yokluk hipotezi için hesaplanan t istatistiği en küçük olan değer dikkate alınmaktadır. Perron (1997) çalışmasında üç ayrı model geliştirmiş olup, bu modeller şu şekildedir (Perron,1997: 358):

$$\text{Model A: } Y_t = \mu + \beta_t + \phi_1 Y_{t-1} + \gamma_1 DVTB_t + \gamma_2 DVU_t + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Model A’da sadece değişim düzeydedir. Bu değişim, Kademeli Sapmalı Dickey-Fuller modeli (IOADF) kullanılarak birim kök $\phi_1 = 1$ için hesaplanan t istatistiğine göre değerlendirilir. Burada $DVTB_t$ ve DVU_t kukla değişkenlerdir. $DVTB_t$ kukla değişkeni $t=T_b+1$ zamanında $DVTB_t = 1$ değeri alırken, aksi durumda 0 değeri almaktadır. $t > T_b$ için $DVU_t = 1$ değeri alırken, $t \leq T_b$ için $DVU_t = 0$ değerini almaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010:434).

Model B: Model B’de, değişim sadece eğimdedir. Bu modelde kırılma hızlı bir şekilde olması nedeniyle Toplamsal Sapmalı Arttırılmış Dickey-Fuller (AOADF) modeli kullanılmaktadır. Model B, iki aşamadan oluşmaktadır. İlk olarak (2) nolu model tahmin edilir. Öncelikle (2) numaralı denklem tahmin edilerek, trendden arındırılmış hatalar elde edilir:

$$Y_t = \mu + \beta_t + \gamma_3 DVT_t^* + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\tilde{Y}_t = \tilde{\phi}_1 \tilde{Y}_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t \quad (3)$$

(2) numaralı denklemde $t > T_b$ için $DVT_t^* = t - T_b$ değeri alırken, $t \leq T_b$ için $DVT_t^* = 0$ değerini almaktadır. (2) nolu denklemde trendden arındırılmış hatalar elde edilir ve bu hatalar \tilde{Y}_t olarak tanımlanarak, (3) numaralı denklem tahmin edilir. Model B’de birim kökün varlığı $\phi_1 = 1$ için hesaplanan t istatistiğine göre değerlendirilir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010:435)

Model C: Model C’de ise, T_b kırılma anında, sabit terimde ve eğimdeki değişim incelenir:

$$Y_t = \mu + \beta_t + \phi_1 Y_{t-1} + \gamma_1 DVTB_t + \gamma_2 DVU_t + \gamma_3 DVT_t + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Model C’de Kademeli Sapmalı Dickey-Fuller modeli (IOADF) kullanılarak birim kökün varlığı $\phi_1 = 1$ için hesaplanan t istatistiğine göre değerlendirilir. (4) numaralı denklemde üç adet kukla değişken bulunmaktadır. İlk olarak $DVTB_t$ kukla değişkeni $t=T_b+1$ zamanında $DVTB_t = 1$ değeri alırken, aksi durumda 0 değerini alacaktır. İkinci kukla değişken, $t > T_b$ için $DVU_t = 1$ değeri alırken, $t \leq T_b$ için $DVU_t = 0$ değerini almaktadır. Üçüncü kukla değişken ise $t > T_b$ için $DVT_t = t$ değeri alırken, $t \leq T_b$ için $DVT_t = 0$ değerini alacaktır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010:435-436).

Zaman serilerinde durağanlığın olmadığı hallerde seriler arasında uzun dönemli ilişkinin var olup olmadığı eşbütünleşme testleri ile incelenebilmektedir. Bu çalışmada, seriler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı ARDL Sınır Testi yaklaşımı ile araştırılmıştır. Pesaran ve Shin (1999), Pesaran vd. (2001) çalışmalarıyla ortaya çıkan ve geliştirilen ARDL Sınır Testi yaklaşımı, diğer eşbütünleşme yöntemlerine kıyasla daha avantajlıdır. Örneğin bu eşbütünleşme testinde bazı değişkenlerin düzey değerlerinde (I[0]) bazı değişkenlerin ise birinci farklarında (I[1]) durağan olması durumunda kullanılabilir. Ayrıca, diğer eşbütünleşme teknikleri örneklemin boyutuna duyarlı iken, bu yaklaşımda örneklem boyutu küçük dahi olsa bir sorun teşkil etmemektedir (Harris ve Sollis, 2003:152).

ARDL sınır testi yaklaşımı iki aşamadan oluşmaktadır. İlk olarak Pesaran ve Shin (199) sınır testi ile uzun dönemli ilişkinin varlığı belirlenmektedir. Bu doğrultuda değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını belirleyebilmek için kısıtlanmamış hata düzeltme modeli tahmin edilmektedir. Söz konusu model (5) numaralı denklemde gösterilmektedir:

$$\Delta LNET_t = \alpha_0 + \alpha_1 LNET_{t-1} + \alpha_2 LNTA_{t-1} + \alpha_3 FA_{t-1} + \alpha_4 LNFG_{t-1} + \alpha_5 \Delta LNTA_t + \alpha_6 \Delta FA_t + \alpha_7 \Delta LNFG_t + \sum_{i=1}^{p-1} \theta_{aj} \Delta LNET_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} \theta_{bj} \Delta LNTA_{t-i} + \sum_{i=1}^{r-1} \theta_{cj} \Delta FA_{t-i} + \sum_{i=1}^{s-1} \theta_{dj} \Delta LNFG_{t-i} + u_t \quad (5)$$

Burada eşbütünleşme ilişkisi ($H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$) hipotezinin test edilmesi yoluyla yapılmaktadır. Herhangi bir anlamlılık düzeyi için hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001) çalışmasında verilen alt ve üst değerlerin dışında kaldığında değişkenlerin bütünleşme dereceleri dikkate katılmadan kesin bir yorum yapılabilmektedir. Eğer hesaplanan F istatistiği kritik değer üst sınırını aşarsa sıfır hipotezi reddedilerek değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu, aksi durumda ise değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığına karar verilmektedir. Ayrıca F istatistiği alt ve üst sınırlar arasında kalırsa, değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığına ilişkin kesin bir yorum yapılamamaktadır (Balcılar vd. (2014:455).

Uzun dönemli bir ilişki belirlendikten sonra ikinci aşamada Pesaran ve Shin (1999)'ın ARDL yaklaşımı ile uzun dönem ilişkisi tahmin edilir. Çalışmada kullanılan ARDL modeli (6) numaralı denklemde gösterilmektedir:

$$LNET_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_{1i} LNET_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{2i} LNTA_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} FA_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{4i} LNFG_{t-i} + u_t \quad (6)$$

Burada tüm değişkenlere ilişkin gecikme uzunluğu Akaike (AIC) ya da Schwarz Bayesian Bilgi Kriteri (SBC) kullanılarak seçilebilmektedir. Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi ise ARDL yaklaşımına dayalı bir hata düzeltme modeli ile araştırılır. Bu model (7) nolu denklemde görülebilmektedir.

$$\Delta LNET_t = a_0 + a_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^m a_{2i} \Delta LNET_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{3i} \Delta LNTA_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{4i} \Delta FA_{t-i} + \sum_{i=0}^m a_{5i} \Delta LNFG_{t-i} + u_t \quad (7)$$

Bu modeldeki gecikme uzunlukları AIC veya SBC aracılığıyla belirlenmektedir. Bu modeldeki EC_{t-1} değişkeni denklem (6)'dan elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeridir. Bu değişkenin katsayısı kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeltileceğini gösterir ve bu katsayının negatif ve istatistiki olarak anlamlı olması beklenmektedir.

4. Bulgular

Çalışmada ilk olarak değişkenlerin durağanlıkları araştırılmak istenmiştir. Bu amaç doğrultusunda analizde Phillips-Perron birim kök testi ve Perron (1997) birim kök testi kullanılmıştır. İlk olarak değişkenlerin düzey değerleri için durağanlık araştırılmış ve ardından birinci devresel farkı için durağanlık analizi tekrarlanmıştır. Birim kök testlerine ilişkin sonuçlar Tablo 2'de ve Tablo 3'te sırasıyla sunulmuştur.

Tablo 2: Phillips-Perron (1988) Birim Kök Testi Sonuçları

I(0) için Birim Kök Test Sonuçları				
Sabit Terimli			Sabit Terimli ve Trendli	
Değişkenler	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
LNFA_TR	-1.1619	0.4645	-2.4985	0.3275
LNTA_TR	-2.0298	0.2735	-2.3002	0.4254
LNFG_TR	-0.0268	0.9510	-1.6955	0.7373
LNFA_ITALYA	-1.6860	0.4315	0.0995	0.9964
FA_ITALYA	-0.7736	0.8170	-2.2431	0.4553
LNTA_ITALYA	-1.7384	0.4057	-2.5785	0.2915
LNFG_ITALYA	-2.0892	0.2498	-1.7835	0.6995

I(1) için Birim Kök Test Sonuçları				
Sabit Terimli			Sabit Terimli ve Trendli	
Değişkenler	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
LNFA_TR	-6.3244	0.0000***	-6.2544	0.0000***
LNFA_ITALYA	-7.2288	0.0000***	-7.1800	0.0000***
LNTA_TR	-5.7642	0.0000***	-5.8888	0.0000***
LNFG_TR	-6.4243	0.0000***	-6.3510	0.0000***
LNFA_ITALYA	-6.4408	0.0000***	-7.1402	0.0000***
FA_ITALYA	-5.6620	0.0000***	-5.6143	0.0000***
LNTA_ITALYA	-7.4637	0.0000***	-7.3990	0.0000***
LNFG_ITALYA	-4.6988	0.0004***	-4.8738	0.0015***

*,** ve *** sırasıyla 0.10, 0.05 ve 0.01 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir. Maksimum gecikme sayısı "5" olarak alınmıştır.

Tablo 3: Perron (1997) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

I(0) için Birim Kök Test Sonuçları						
Değişkenler	Model A		MODEL B		MODEL C	
	İstatistik Değeri	Kırılma Tarihi	İstatistik Değeri	Kırılma Tarihi	İstatistik Değeri	Kırılma Tarihi
LNFA_TR	-5.1461*	2000	-5.3103*	2000	-3.6100	2010
LNFA_ITALYA	-4.1628	1995	-4.2037	1995	-2.6371	2009
LNTA_TR	-6.3052**	1979	-6.7628**	1979	-3.0479	1996
LNFG_TR	-3.5942	2004	-3.2429	1997	-2.8886	2001
LNFA_ITALYA	-2.7627	2008	-3.8854	2002	-3.5955	2007
FA_ITALYA	-3.2200	1990	-4.2364	1992	-3.2222	2000
LNTA_ITALYA	-4.7559	1985	-4.5862	1985	-2.7366	1985
LNFG_ITALYA	-3.8815	1985	-3.8974	2000	-4.2987	1998

I(1) için Birim Kök Test Sonuçları						
Değişkenler	MODEL A		MODEL B		MODEL C	
	İstatistik Değeri	Kırılma Tarihi	İstatistik Değeri	Kırılma Tarihi	İstatistik Değeri	Kırılma Tarihi
LNFA_TR	-7.1008***	1979	-7.2957***	1979	-7.0782***	1979
LNFA_ITALYA	-7.9977***	1996	-7.8484***	1996	-7.4220***	1983
LNTA_TR	-7.0544***	1979	-7.4461***	1979	-6.0483***	1982
LNFG_TR	-7.5325***	2001	-8.1638***	2003	-7.0383***	1980
LNFA_ITALYA	-8.1329***	2006	-8.1386***	2008	-8.0321***	2000
FA_ITALYA	-7.8836***	1982	-8.5651***	1982	-7.1867***	1982
LNTA_ITALYA	-7.9717***	1991	-8.2911***	1988	-8.0521***	1983
LNFG_ITALYA	-5.4859***	1986	-5.2041*	2008	-5.6422***	2002

*,** ve *** sırasıyla 0.10, 0.05 ve 0.01 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir. Maksimum gecikme sayısı "5" olarak alınmıştır.

Philips-Perron birim kök testi, değişkenlerin grafikleri² ve yapısal kırılmaları dikkate alan Perron (1997) testi dikkate alındığında, LNET_TR değişkenin düzey değerinde, diğer tüm değişkenlerin birinci farkında durağan olduğu kararına varılmıştır. Bilindiği üzere, farklı seviye ve farklılarda durağan olan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı ARDL Sınır testi yaklaşımı ile araştırılır. Çalışmada ilk olarak Türkiye için Pesaran vd. (2001), Wald veya F istatistiğine dayalı sınır testi yaklaşımı ile uzun dönem ilişkinin varlığı araştırılmıştır. Elde edilen analiz sonuçları sırasıyla Tablo 4'te raporlanmıştır.

Tablo 4: Türkiye İçin Sabit Terimli Model İçin Uygun Gecikme Sayısının Belirlenmesi

Gecikme Sayısı	R ²	JB Testi		Breusch-Pagan Testi	
		İstatistik Değeri	Olasılık Değeri	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
1	0.2471	1.6211	0.4461	2.8971	0.9403
2	0.3013	0.7696	0.6805	3.9619	0.9841
3	0.4117	2.2479	0.3249	3.1544	0.9998
4	0.6106	1.1626	0.5591	5.5551	0.9997
5	0.7695	7.7388	0.0280**	4.9027	0.8418
Gecikme Sayısı	Breusch-Godfrey-LM Testi		AIC	SBC	HQ
	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri			
1	3.1606	0.6752	-3.39	-3.03	-3.25
2	5.0496	0.4098	-3.32	-2.79	-3.12
3	10.2093	0.0695*	-3.30	-2.61	-3.05
4	15.4651	0.008***	-3.44	-2.53	-3.10
5	29.7202	0.000***	-3.72	-2.63	-3.32

*, ** ve *** sırasıyla 0.10, 0.05 ve 0.01 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir. Gözlem sayısı 47 olması nedeniyle, maksimum gecikme sayısı "5" olarak alınabilmektedir.

Tablo 4'te sunulan bilgiler içerisinde Türkiye için tahminlenen sabit terimli modelde otokorelasyon ile farklı varyans sorunları içermeyen ve normal dağılım varsayımının sağlandığı gecikme sayılarının 1 ve 2 olduğu görülmektedir. Bu iki gecikme içerisinde katsayıların tek tek anlamlılığı, model bilgi ölçütleri ve modelin açıklama gücü dikkate alındığında uygun gecikme sayısının 2 olduğuna karar verilmiştir.

Tablo 5: Türkiye İçin Uzun Dönem Modeline Ait F ve t İstatistikleri

Türkiye İçin Sabit Terimli Uzun Dönem Modeli						
Gecikme Sayısı		F İstatistiği ³			t İstatistiği ⁴	
2		9.1982			-3.9679	
Pesaran Tablo Değerleri						
d	%10 Önem Düzeyi İçin		%5 Önem Düzeyi İçin		%1 Önem Düzeyi	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
3	2.711	3.800	3.219	4.378	4.385	5.615

Kritik sınır değerleri, Pesaran ve Pesaran (1997:478) Tablo F Case II'den alınmıştır. d, bağımsız değişken sayısıdır.

Tablo 4'ten hareketle çalışmada Türkiye için uzun dönem modeline ait analiz sonuçları verilmek istenmiştir. Söz konusu gösterim Tablo 5'te raporlanmıştır. Tablo 5'teki bulguların Pesaran'ın çalışmasında yer alan kritik değer sınırlarıyla karşılaştırılması gerekmektedir (Bkz. Pesaran vd. 2001:301-304, Şimşek ve Kadılar, 2010:128). Söz konusu tablo değerleri de Tablo 5'te verilmiştir.

² Türkiye'nin ticari açıklık değişkeninin grafiği incelendiğinde trendin varlığı gözlenmiştir. Bu doğrultuda birim kök test sonuçlarında, sabit terimli ve trendli birim kök testi sonucunun dikkate alınması gerektiğine karar verilmiştir.

³ F_v , ise 5 numaralı denklem Türkiye için EKK yöntemi ile çözümü sonucu elde edilen modelde, sadece gecikmeli düzey değişkenlerinin katsayısının dikkate alındığı Wald testi sonucu elde edilen F istatistik değeridir.

⁴ t_v , 5 numaralı denklem Türkiye için EKK yöntemi ile çözümü sonucu elde edilen LNET_{t-1}'in katsayısının t değerini göstermektedir.

Çalışmada F istatistik değerinin, %1 önem düzeyi için kritik değerlerin üstünde olması nedeniyle değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu söylenebilmektedir. Modelde yer alan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı belirlendikten sonra model seçim kriterlerine göre uygun ARDL modeli seçilmeli ve seçilen model, EKK ile tahmin edilmelidir (Şimşek ve Kadılar, 2010:129). Türkiye için söz konusu uygun ARDL modeli, ARDL (1,2,5,0) tahminlenmiş ve Tablo 6'da raporlanmıştır.

Tablo 6: Türkiye İçin Tahminlenen ARDL Modeli (1,2,5,0)

Bağımlı Değişken: LNET_TR _t				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik Değeri	Olasılık Değeri
Sabit terim	3.2396	0.4762	6.8022	0.0000***
LNFA_TR _{t-1}	0.2515	0.1078	2.3329	0.0235**
LNFA_TR _t	-0.0390	0.0144	-2.6915	0.0115**
LNFA_TR _{t-1}	0.0105	0.0185	0.5680	0.5742
LNFA_TR _{t-2}	0.0183	0.0135	1.3535	0.1860
LNTA_TR _t	0.0712	0.0295	2.4087	0.0224**
LNTA_TR _{t-1}	-0.0030	0.0428	-0.0720	0.9431
LNTA_TR _{t-2}	0.0609	0.0441	1.3806	0.1776
LNTA_TR _{t-3}	0.0310	0.0462	0.6709	0.5074
LNTA_TR _{t-4}	-0.0191	0.0454	-0.4210	0.6767
LNTA_TR _{t-5}	0.0896	0.0311	2.8807	0.0073***
LNFG_TR _t	0.1034	0.0154	6.7055	0.0000***
R ² = 0. 9993		F istatistiği= 391.769 (0.0000***)		R ² = 0. 9905

Jarque-Bera test istatistiği: 0.2589 (0.8785) Breusch-Godfrey LM test istatistiği: 8.4665 (0.1323)
Breusch-Pagan Godfrey test istatistiği: 4.1015 (0.9669)

*,** ve *** sırasıyla 0.10, 0.05 ve 0.01 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir. Maksimum gecikme sayısı 5 olarak alınmıştır.

Tablo 6'da sunulan ARDL modeli, Akaike (AIC) bilgi kriterine göre seçilmiştir. Diagnostik testlerin sonuçlarından görüldüğü gibi %1 anlamlılık düzeyinde modelde serisel korelasyon ve değişen varyans sorunları yoktur ve hata terimleri normal dağılmaktadır. Bu sorunların olmaması ise, bağımlı değişkenin modelin hatalarında hiçbir önemli bilginin kalmamış olmasından dolayı tatmin edici bir şekilde açıklandığını ve önemli olabilecek değişkenlerin modele dahil edilmiş olduğunu göstermektedir (Şimşek ve Kadılar,2010:130).

Tablo 7: Türkiye İçin Hata Düzeltme Modelinin Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: D(LNET_TR _t)				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik Değeri	Olasılık Değeri
Sabit terim	3.2396	0.4290	7.5503	0.0000***
DLNFA_TR _t	-0.0390	0.0127	-3.0509	0.0047***
DLNFA_TR _{t-1}	-0.0183	0.0120	-15231	0.1382
DLNFA_TR _t	0.0712	0.0274	2.5963	0.0145**
DLNFA_TR _{t-1}	-0.1625	0.0354	-4.5919	0.0001***
DLNFA_TR _{t-2}	-0.1015	0.0342	-2.9680	0.0058***
DLNFA_TR _{t-3}	-0.0705	0.0342	-2.0614	0.0480**
DLNFA_TR _{t-4}	-0.0896	0.0286	-3.1242	0.0039***
HD _{t-1}	-0.7485	0.0997	-7.5038	0.0000***
R ² = 0. 9884		F istatistiği= 364.3289 (0.0000***)		R ² = 0. 9857
Jarque-Bera test istatistiği: 0.9550 (0.6203) Breusch-Godfrey LM test istatistiği: 8.8554 (0.1150) Breusch-Pagan Godfrey test istatistiği: 2.1699 (0.9754)				

*,** ve *** sırasıyla 0.10, 0.05 ve 0.01 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir ve değişkenlerin önündeki "D" harfi ise ilgili değişkenin birinci devresel farkının alındığını göstermektedir. Maksimum gecikme sayısı 5 olarak alınmıştır. Model AIC bilgi kriterine göre seçilmiştir. Gözlem sayısı, 32; dönem, 1975-2016'dır.

Çalışmada uygun ARDL modelinin tahminin ardından, Türkiye için hata düzeltme modelinin tahmin sonuçları Tablo 7 'de verilmek istenmiştir.

Hata düzeltme modelindeki hata düzeltme terimi (HD_{t-1}), negatif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu Tablo 7'den görülebilmektedir. Hata düzeltme teriminin katsayısı -0.74'tür. Bu sonuç, dengeden sapmanın %74,85'inin ilk yılda ortadan kalktığını ve sapmanın tamamının 1/0.7485 yıldan sonra ortadan kalkacağını göstermektedir. Bir diğer ifadeyle, bir şokun ilk yılda %74 gibi bir hızla dengeye yaklaştığı anlamına gelmektedir.

Çalışmada Türkiye için son olarak, Pesaran ve Shin (1999)'in eşbütünleşme analizine ARDL yaklaşımı ile devam edilerek modeldeki uzun dönem katsayıları tahmin edilmek istenmiştir. Bu bağlamda elde edilen sonuçlar Tablo 8'de verilmiştir.

Tablo 8: Türkiye İçin ARDL Modellerinin Uzun Dönemli Katsayılarının Tahmin Edilen Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik Değeri	Olasılık Değeri
Sabit terim	4.3285	0.0884	48.9653	0.0000***
LNFA_TR _t	-0.0134	0.0131	-1.0284	0.3120
LNTA_TR _t	0.3082	0.0199	15.4426	0.0000***
LNFG_TR _t	0.1382	0.0079	17.4267	0.0000***

*,** ve *** sırasıyla 0.10, 0.05 ve 0.01 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir. AIC bilgi kriterine göre seçilmiştir. Gözlem sayısı, 32; dönem, 1975-2016'dır.

Tablo 8 ele alındığında, Türkiye için ticari açıklıktaki bir artışın enerji tüketimi üzerinde 0.3082 oranında bir artışa neden olduğu ve finansal gelişme oranındaki artışın da enerji tüketimini 0.1382 oranında arttırdığı söylenebilmektedir. Ayrıca söz konusu dönemde, finansal açıklığın enerji tüketimi üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Çalışmanın ikinci kısmında Türkiye için yapılan tüm analizler İtalya için tekrarlanmıştır. Bu doğrultuda öncelikle İtalya için Pesaran vd. (2001), Wald veya F istatistiğine dayalı sınır testi yaklaşımı ile uzun dönem ilişkinin varlığı araştırılmak istenmiştir. Bu amaçla İtalya için deterministik trendli model seçilmiş ve bu modele uygun gecikme sayısının belirlenmesi amaçlanmıştır. Söz konusu bulgular Tablo 9'da gösterilmiştir.

Tablo 9: İtalya İçin Deterministik Trendli Model İçin Uygun Gecikme Sayısının Belirlenmesi

Gecikme Sayısı	R ²	JB Testi		Breusch-Pagan Testi	
		İstatistik Değeri	Olasılık Değeri	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri
1	0.5612	4.0950	0.1290	12.8140	0.1712
2	0.6464	0.6673	0.7162	8.0445	0.8407
3	0.6479	0.6405	0.7259	7.1551	0.9814
4	0.6726	0.8718	0.6466	5.9888	0.9994
5	0.8207	3.3103	0.1910	6.0468	0.9991
Gecikme Sayısı	Breusch-Godfrey-LM Testi		AIC	SBC	HQ
	İstatistik Değeri	Olasılık Değeri			
1	2.9478	0.7080	-4.35	-3.95	-4.20
2	5.9110	0.3150	-4.39	-3.82	-4.18
3	10.3307	0.0664*	-4.24	-3.50	-3.97
4	23.7098	0.000***	-4.08	-3.17	-3.75
5	21.9807	0.000***	-4.50	-3.42	-4.11

*,** ve *** sırasıyla 0.10, 0.05 ve 0.01 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir.

Gözlem sayısı 47 olması nedeniyle, maksimum gecikme sayısı "5" olarak alınabilmektedir.

Tablo 9'da sunulan bilgiler içerisinde İtalya için tahminlenen deterministik trendli modelde otokorelasyon ile farklı varyans sorunları içermeyen ve normal dağılım varsayımının sağlandığı gecikme sayılarının 1 ve 2 olduğu görülmektedir. Bu iki gecikme içerisinde katsayıların tek tek

anlamlılığı, model bilgi ölçütleri ve modelin açıklama gücü dikkate alındığında uygun gecikme sayısının 2 olduğuna karar verilmiştir.

Tablo 9'dan hareketle çalışmada İtalya için uzun dönem modeline ait analiz sonuçları verilmek istenmiştir. Söz konusu gösterim Tablo 10'da raporlanmıştır.

Tablo 10: İtalya için Uzun Dönem Modeline Ait F ve t İstatistikleri

İtalya için Deterministik Trendli Model Sonuçları						
Gecikme Sayısı	F_{IV}^5		F_V^6		t_V^7	
2	5.0864		5.000		1.6687	
Pesaran Tablo Değerleri						
d	%10 Önem Düzeyi için		%5 Önem Düzeyi için		%1 Önem Düzeyi için	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
3	3.484	4.458	4.066	5.119	5.315	6.414

Kritik sınır değerleri, Pesaran ve Pesaran (1997:478) Tablo F Case III'den alınmıştır. d, bağımsız değişken sayısıdır.

Çalışmada F_{IV} ve F_V istatistik değerlerinin, %10 önem düzeyi için kritik değerlerin üstünde olması nedeniyle değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu sadece %10 önem düzeyi için söylenebilmektedir. Modelde yer alan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı belirlendikten sonra model seçim kriterlerine göre İtalya için uygun ARDL modeli, ARDL (2,0,1,2) tahminlenmiş ve Tablo 11'de gösterilmiştir. Tablo 11'de sunulan ARDL modeli, Akaike (AIC) bilgi kriterine göre seçilmiştir. Diagnostik testlerin sonuçlarından görüldüğü gibi %1 anlamlılık düzeyinde modelde serisel korelasyon ve değişen varyans sorunları yoktur ve hata terimleri normal dağılmaktadır. Çalışmada uygun ARDL modelinin tahminin ardından, İtalya için hata düzeltme modelinin tahmin sonuçlarına geçilmek istenmiştir. İlgili sonuçlar Tablo 12 'de raporlanmıştır.

Tablo 11: İtalya için Tahminlenen ARDL Modeli (2,0,1,2)

Bağımlı Değişken: LNET_ITALYA _t				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik Değeri	Olasılık Değeri
Sabit terim	1.2181	0.4339	2.8069	0.0081***
Trend	0.0060	0.0028	2.1329	0.0400**
LN _{NET} _ITALYA _{t-1}	0.8501	0.1262	6.7334	0.0000***
LN _{NET} _ITALYA _{t-2}	0.2057	0.1280	1.6070	0.1170
LN _{FA} _ITALYA _t	0.0050	0.0079	0.6450	0.5231
LN _{TA} _ITALYA _t	0.1392	0.0601	2.3136	0.0267**
LN _{TA} _ITALYA _{t-1}	-0.2700	0.0674	-4.004	0.0003***
LN _{FG} _ITALYA _t	0.0170	0.0437	0.3904	0.6986
LN _{FG} _ITALYA _{t-1}	-0.0378	0.0534	-0.7073	0.4840
LN _{FG} _ITALYA _{t-2}	-0.0748	0.0371	-2.0137	0.0400**

$R^2 = 0.9748$

F istatistiği= 150.7451 (0.0000***)

$\bar{R}^2 = 0.9683$

Jarque-Bera test istatistiği: 0.4835 (0.7852) Breusch-Godfrey LM test istatistiği: 2.6959 (0.7467)

Breusch-Pagan Godfrey test istatistiği: 7.8195 (0.5524)

*, ** ve *** sırasıyla 0.10, 0.05 ve 0.01 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir.

Parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir ve değişkenlerin önündeki "D" harfi ise ilgili değişkenin birinci devresel farkının alındığını göstermektedir

⁵ F_{IV} , 5 numaralı denkleme trend eklenerek İtalya için En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile çözümü sonucu elde edilen modeldeki gecikmeli düzey değişkenlerinin ve trend teriminin katsayısının dikkate alındığı Wald testi sonucu elde edilen F istatistik değeridir.

⁶ F_V , ise 5 numaralı denkleme trend eklenerek İtalya için EKK yöntemi ile çözümü sonucu elde edilen modelde, trend dahil edilmeksizin sadece gecikmeli düzey değişkenlerinin katsayısının dikkate alındığı Wald testi sonucu elde edilen F istatistik değeridir.

⁷ t_V , 5 numaralı denkleme trend eklenerek İtalya için EKK yöntemi ile çözümü sonucu elde edilen LN_{NET}-1'in katsayısının t değerini göstermektedir.

Hata düzeltme modelindeki hata düzeltme terimi (HD_{t-1}), pozitif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu Tablo 12'den görülebilmektedir. Hata düzeltme teriminin katsayısı 0.0558'dir. Bu sonuç, dengeden sapmanın %5.58'nin ilk yılda ortadan kalktığını ve sapmanın tamamının 1/0.0558 yıldan sonra ortadan kalkacağını göstermektedir. Bir diğer ifadeyle, bir şokun ilk yılda %5.58 gibi bir hızla dengeye yaklaştığı anlamına gelmektedir.

Tablo 12: İtalya İçin Hata Düzeltme Modeli

Bağımlı Değişken: D(LNET_ITALYA _t)				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik Değeri	Olasılık Değeri
Sabit terim	1.2181	0.2640	4.6128	0.0001***
Trend	0.0060	0.0015	4.0078	0.0003***
LNET_ITALYA _{t-1}	-0.2057	0.1126	-1.8261	0.0764*
LNTA_ITALYA _t	0.1392	0.0583	2.5868	0.0140**
LNFG_ITALYA _t	0.0170	0.0362	0.4706	0.6408
LNFG_ITALYA _{t-1}	0.0748	0.0314	2.3799	0.0299**
HD _{t-1}	0.0558	0.0122	4.5667	0.0001***
R ² = 0. 6085	F istatistiği= 9.8473 (0.0000***)		\bar{R}^2 = 0. 5467	
Jarque-Bera test istatistiği: 0.6673 (0.7162) Breusch-Godfrey LM test istatistiği: 5.9110 (0.3150)				
Breusch-Pagan Godfrey test istatistiği: 8.0445 (0.8407)				

*, ** ve *** sırasıyla 0.10, 0.05 ve 0.01 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir ve değişkenlerin önündeki "D" harfi ise ilgili değişkenin birinci devresel farkının alındığını göstermektedir. Maksimum gecikme sayısı 5 olarak alınmıştır.

Tablo 13: İtalya İçin ARDL Modellerinin Uzun Dönemli Katsayılarının Tahmin Edilen Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik Değeri	Olasılık Değeri
Sabit terim	4.7386	0.8614	5.5010	0.0000***
Trend	0.0068	0.0061	1.0402	0.3054
LNFA_TR _t	0.0616	0.0113	5.5468	0.0000***
LNTA_TR _t	0.0253	0.1282	0.1978	0.8443
LNFG_TR _t	0.2395	0.0482	4.9610	0.0000***

*, ** ve *** sırasıyla 0.10, 0.05 ve 0.01 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı ifade etmektedir. AIC bilgi kriterine göre seçilmiştir. Gözlem sayısı, 45; dönem, 1970-2016'dır.

Çalışmada son olarak, ARDL yaklaşımı ile modeldeki uzun dönem katsayıları tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 13'te gösterilmiştir. Tablo 13 incelendiğinde, İtalya için finansal açıklıktaki bir artışın enerji tüketimini 0.0616 oranında arttırdığı ve finansal gelişme oranındaki artışın da enerji tüketimini 0.2395 oranında arttırdığı söylenebilmektedir. Çalışmada son olarak İtalya'da ortaya çıkan ticari açıklığın enerji tüketimi üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı belirlenmiştir.

5. Sonuç

Gelişmekte olan ülke konumundaki Türkiye için enerji, hem bir gereklilik hem de stratejik önemi olan özelliklere sahip bir kaynaktır. Bu nedenle hükümet, enerji politikasını ve modelini belirlerken birtakım konuları titizlikle incelemeli ve bu alandaki yol haritasını belirlemelidir. Bu konuların başlıcaları, tüm dünyanın ilgilendiği enerjinin güvenli, sürdürülebilir temini ve verimli kullanımı, sera gazı emisyon miktarının azaltılması ve çevrenin korunması, birincil enerji kaynaklarından yenilenebilir enerji kaynaklarına doğru geçiş, ülkedeki artan nüfus, şehirleşme ve sanayileşme, ekonomik büyüme ve hane halkının gelirlerindeki artışla birlikte kullandıkları lüks tüketim mallarındaki artıştan kaynaklanan talebi karşılama zorunluluğudur. Bunlara ek olarak, daha liberal, daha rekabetçi ve daha şeffaf olan enerji piyasaları oluşturma yönündeki hareketler, enerji fiyatlarındaki trend eğilimi, uygun olanaklarda kredi ve dış kaynak sağlayabilme imkanındaki artış gibi konular da ülkenin ilgilenmesi ve politikasında yer vermesi gereken konulardandır. Bu çalışmada Türkiye ve İtalya ülkeleri örneklem olarak seçilmiş ve söz konusu ülkeler için 1974-2016

dönemi dikkate alınarak enerji tüketimi ile finansal açıklık, ticari açıklık ve finansal gelişme arasındaki ilişki ortaya konulmak istenmiştir. Bu amaçla ilk olarak enerji tüketimiyle makroekonomik değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ARDL Sınır testi yaklaşımı ile incelenmiş ve her iki ülke içinde söz konusu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Elde edilen bu bulgu, Shahbaz vd. (2013) ve Rasoulinezhad ve Saboori (2018) çalışmasıyla paralellik göstermektedir.

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığından dolayı analize hata düzeltme modeliyle devam edilmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgular doğrultusunda, Türkiye için ticari açıklık oranının, İtalya için ise finansal açıklık oranının enerji tüketimi üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi olduğu söylenebilmektedir. Ayrıca finansal gelişme oranının enerji tüketimi üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi olduğu bulgusu her iki ülke içinde geçerlidir.

Ülkelerin finansal serbestleşme sürecini tamamlayarak finansal açıdan dışa açılmalarıyla birlikte ülkeye en yüksek tasarruf getirisi gerçekleştirilebilmekte, en uygun olanaklarda kredi ve dış kaynak sağlanarak katma değeri yüksek yatırımların ülkeye girişi hızlanmakta ve ülke ekonomik açıdan büyümektedir. Bununla birlikte gelişmiş finansal kurumların firmalara, hane halkına ve yenilenebilir enerji sektörüne sağladığı kredi ve dış kaynak miktarı artmakta, bu durum hane halkını lüks tüketim malları satın almaya, yatırımcıları da yeşil çevre dostu projelere yatırım yapmaya teşvik etmektedir. Söz konusu bu hususlar enerji tüketimini büyük ölçüde etkilemektedir. Ticari açıdan dışa açıklık da enerji tüketimine yön veren unsurlar içerisinde yer almaktadır. Burada ticari açıklık, ekonomik faaliyetleri artırarak yerli üretimi desteklemekte ve ekonomik büyümeyi artırmaktadır. Ekonomik büyümedeki artış dolayısı ile enerji tüketimi de artmaktadır. Ayrıca ticari açıklık, gelişmekte olan ülkelerin gelişmiş ülkelere ileri teknolojileri satın almalarını sağlamakta; gelişmiş teknolojinin kullanımı ise, daha az enerji tüketimine yol açmakta ve daha fazla çıktı üretilmesinde yardımcı olmaktadır. Bahsedilen noktalar analizlerden elde edilen bulguları desteklemektedir.

Sonuç olarak, ülkemizde yerli katma değer oluşturan ve çevre şartları göz önünde bulundurularak yerli ve yenilebilir enerji kaynaklarını tüketime sunan, kaynak ülke çeşitlenmesi niteliğinde olan, finansal ve ticari dışa açıklığı hızlandıran, teknolojik ar-ge yatırımlarına teşvik eden, dışa bağımlılığın oluşturduğu tehdidi çeşitli önlem ve stratejilerle minimum seviyelere indiren bir enerji politikasının benimsenmesi ülkemiz açısından faydalı olacaktır.

Kaynakça

- Abdioğlu, Z. ve Terzi, H. (2009). Enflasyon ve Bütçe Açıkları İlişkisi: Tanzi ve Patinkin Etkisi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(2), 195-211.
- Akbulut Bekar, S. ve Terzi, H. The Relationship Between CO₂ Emissions and Trade Openness In Turkey. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 32(1), 83-98.
- Aktaş, C. (2009). Türkiye'nin İhracat, İthalat ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik Analizi. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 18(2), 35 – 47.
- Altunç, Ö. F. (2008). Türkiye'de Finansal Gelişme ve İktisadi Büyüme Arasındaki Nedenselliğin Ampirik Bir Analizi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 3(2), 113-127.
- Arısoy, İ. (2005). Wagner ve Keynes Hipotezleri Çerçevesinde Türkiye'de Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi. *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 14(2), 63-80.
- Balcılar, M., Bal, N., Algan, N ve Demiral, M. (2014), Türkiye'nin İhracat Performansı: İhracat Hacminin Temel Belirleyicilerinin İncelenmesi (1995-2012), *Ege Akademik Bakış*, 14(3), 451-462.
- Başarır, Ç. ve Erçakar, M. E. (2017). Finansal Gelişme ve Enerji Tüketimi Arasındaki İlişki: Seçilmiş OECD Ülkeleri Üzerine Panel Eşbütünleşme Analizi. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 12(1), 39-50.

- Demirhan, E. (2005). Büyüme ve İhracat Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 60(4), 75-88.
- Destek, M. A. (2015). Energy Consumption, Economic Growth, Financial Development and Trade Openness in Turkey: Maki Cointegration Test. *Bulletin of Energy Economics*, 3(4), 162-168.
- Genç, M. C. ve Tandoğan, D. (2015). Türkiye’de Bilgi ve İletişim Teknolojileri ve Toplam Faktör Verimliliği İlişkisi: Toda-Yamamoto Nedensellik Yaklaşımı, *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 13(2): 272-282.
- Harris, R. ve Sollis, R., (2003). *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. Wiley, West Sussex.
- Hossain, S. (2012). An Econometric Analysis for CO2 Emissions, Energy Consumption, Economic Growth, Foreign Trade and Urbanization of Japan, *Low Carbon Economy*, 3, 92-105.
- International Monetary Fund (2018). Turkey: Balance of Payments Analytic Presentation by Country. <http://data.imf.org/regular.aspx?key=61468205>, (Erişim Tarihi: 25.01.2018).
- İslam, F., Shahbaz, M. ve Rahman, M. M. (2013). Trade Openness, Financial Development Energy Use and Economic Growth in Australia: Evidence on Long Run Relation with Structural Breaks. *Munich Personal RePEc Archive*, 1-36, <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/52546/>, (24.01.2018).
- Karagözoğlu, G. (2012). Küresel Piyasa Koşullarında Türk Sermaye Piyasası İle Uluslararası Sermaye Piyasaları Arasındaki Eşbütünleşme: İMKB Örneği, Yayınlanmış Yüksek Lisans Tezi, Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Manisa.
- Karakaya, H. (2017). Enerji Verimliliği Kapsamında Türkiye’nin Enerji Tüketimi İle Ekonomik Büyümesi Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Değerlendirilmesi. *Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16(2), 26-38.
- Kaya, E. (2015). Türkiye İçin İhracat ve Finansal Dışa Açıklık İlişkisi. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 7(14), 627-643.
- Keskingöz, H. ve İnançlı, S. (2016). Türkiye’de Finansal Gelişme ve Enerji Tüketimi Arasında Nedensellik İlişkisi: 1960-2011 Dönemi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 11 (3), 101-114.
- Kıran, B. ve Güriş, B.(2011). Türkiye’de Ticari ve Finansal Dışa Açıklığın Büyümeye Etkisi: 1992-2006 Dönemi Üzerine Bir İnceleme. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 11(2), 69-80.
- Koengkan, M. (2017). Is Globalization Influencing Primary Energy Consumption? The Case of Latin American and Caribbean Countries. *Cadernos UniFOA*, Volta Redonda, 33, 59-69.
- Kohler, M. (2013), CO₂ Emissions, Energy Consumption, Income and Foreign Trade: A South African Perspective. *Energy Policy*, 63, 1042-1050.
- Korkmaz, T., Çevik, E. İ. ve Birkan, E. (2010). Finansal Dışa Açıklığın Ekonomik Büyüme ve Finansal Krizler Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği. *Journal of Yasar University*, 17(5), 2821-2831.
- Korkmaz, Ö. ve Develi, A. (2012). Türkiye’de Birincil Enerji Kullanımı, Üretimi ve Gayri Safi Yurt İçi Hâsıla (GSYİH) Arasındaki İlişki. *Dokuz Eylül Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 27 (2), 1-25.
- Korkmaz, Ö. ve Bilgin, T. (2017). Askeri Harcamalar İle Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye ve Amerika Birleşik Devletleri’nin Karşılaştırılmalı Analizi. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 9(18), 289-316.
- Örgün, B. O. ve Pala, A. (2017). Enerji Tüketimi, Dışa Açıklık ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: 28 Avrupa Birliği Ülkesi İçin Panel Granger Nedensellik Analizi. *Finansal, Politik & Ekonomik Yorumlar Dergisi*, 54(623), 9-20.

- Özel, H. A. (2012). Küreselleşme Sürecinde Ticari ve Finansal Açıklığın Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 10(19), 1-30.
- Pata, U. K. ve Terzi, H. (2016). The Relationship Between Aggregated–Disaggregated Energy Consumption and Economic Growth in Turkey. *Business and Economics Research Journal*, 7(4), 1-15.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, The Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Perron, P. (1997). Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*, 80, 355-385.
- Pesaran, M. H. ve Pesaran, B. (1997). Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis, Oxford University Press, Oxford.
- Pesaran, M.H. ve B. Pesaran (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, in (ed) S. Storm, *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century*. The Ragnar Frisch Centennial Syposium, Chapter 11, Cambridge Univ. Press, Cambridge.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Phillips, P. C. B. ve Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*. 75(2), 335-346.
- Rafindadi, A. A. (2016). Does the Need For Economic Growth Influence Energy Consumption And CO2 Emissions in Nigeria? Evidence from The Innovation Accounting Test. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 62, 1209–1225.
- Rasoulinezhad, E. ve Saboori, B. (2018). Panel Estimation for Renewable and Non-renewable Energy Consumption, Economic Growth, CO2 Emissions, The Composite Trade Intensity, And Financial Openness of The Commonwealth of Independent States, *Environmental Science and Pollution Research*. Erişim Adresi: <https://doi.org/10.1007/s11356-018-1827-3>,
- Sbia, R., Shahbaz, M. ve 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.
- Sevüktekin, M. ve M. Nargeleşkenler (2010). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*, Nobel Yayınevi, 3.Baskı, Ankara.
- Shahbaz, M., Hye, Q. M. A., Tiwari, A. K. ve Leitão, N. C. (2013). Economic Growth, Energy Consumption, Financial Development, International Trade and CO2 Emissions in Indonesia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 25, 109–121.
- Şimşek, M. ve Kadılar, C. (2010). Türkiye’de Beşeri Sermaye, İhracat ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Nedensellik Analizi. *C.Ü. İktisadi Ve İdari Bilimler Dergisi*, 11(1), 115-140.
- T.C. Enerji Tabii ve Kaynaklar Bakanlığı Enerji İşleri Genel Müdürlüğü (2018). 1972-2016 Yıllar arası Enerji Dengesi Tabloları. <http://www.eigm.gov.tr/tr-TR/Denge-Tabloları/Denge-Tabloları?page=1>. (Erişim Tarihi: 20.01.2018).
- T.C. Merkez Bankası İstatistik Genel Müdürlüğü Ödemeler Dengesi Müdürlüğü (2017). Ödemeler Dengesi İstatistikleri. Kasım, 2017, <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/30cdfd52-aa34-40ce-8b574ef53e322ce4/odemelerdengesi.pdf?MOD=AJPERES>, (Erişim Tarihi: 22.01.2018).

- Toda, H., Y. ve Yamamoto T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes, *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- World Bank (2018). World Development Indicators. <http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>, (Erişim Tarihi: 20.01.2018).
- Yapraklı, S. (2007). Ticari ve Finansal Dışa Açıklık İle Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye Üzerine Bir Uygulama. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 5, 67-89.

THE RELATIONSHIPS BETWEEN ENERGY CONSUMPTION AND FINANCIAL OPENNESS, TRADE OPENNESS AND FINANCIAL DEVELOPMENT IN TURKEY

Extended Abstract

Aim: One of the most important indicators of the economic and social development for a country is the energy. In the world and in Turkey, rapid population growth, urbanization, industrialization and technological developments offer new opportunities for trade and energy production and consumption. For this reason, it is necessary to analysis the economic indicators that guide the energy consumption of countries. International organizations such as World Bank, IMF and WTO have many studies about the relationship between financial openness and energy consumption.

The aim of this study is put forward the relationship between energy consumption and financial openness, trade openness and financial development for the period 1970-2016 of Turkey and Italy. While the literature on this subject is examined, it has seen that the studies about energy consumption and the macroeconomic indicators of the countries are studied intensively. For this reason, a limitation has been necessary in the study, and studies published after 2012 is thought to contribute to the research.

Method(s): In the study examined of energy consumption and financial openness, trade openness, financial development and economic growth in Turkey and Italy Study's period is between 1970-2016. This period has choosen because these countries' financial liberalization, socio-economic changes and developments in the impact on energy consumption process taken in the 1970 and so on. There are four variables for econometric analysis: Energy consumption per capita (oil equivalent) – ET, trade openness rate – TA, financial openness rate – FA and Current Private Domestic Credits per capita – FG. Logarithmic values has used for all variables. Time series methods used for econometric analysis. Hence first of all unit root tests (Phillips-Perron (1988) and Perron (1997)) applied. After these tests (and also if there is no stability for level) long term relationship between variables analyzed by ARDL border test.

Findings: Considering the Philips-Perron unit root test, and the Perron (1997) test which takes into account the graphs of the variables and the structural breaks, it has been founded that the only LNET_TR variable is stable at the level and others stable at first difference. As is known, the existence of a long-run relationship between variables at different levels and differences is investigated by the ARDL Boundary test approach. ARDL (1,2,5,0) were estimated for Turkey. The coefficient of the error correction term is -0.74. In other words, a shock returns the mean at a rate of 74% in the first year. An increase of trade openness cause a rise on energy consumption (0.3082), and an increase of financial development rise up the energy consumption for 0.1382. Moreover, the financial openness is not a significant influence on energy consumption. On the second phase of the study ARDL (2,0,1,2) were estimated for Italy. The coefficient of the error correction term is 0.0558. This result shows that 5.58% of the variance has remained in the first year. When the long-term coefficients are examined, it can be said that the increase in financial openness increases energy consumption by 0.0616 and the increase in financial development rate has also increased energy consumption by 0.2395. Finally, in the study, it was determined that the trade gap in Italy did not have a significant effect on energy consumption.

Conclusion: By completing the financial liberalization process of the countries and opening out from the financial point of view, credit and outsourcing can be provided with suitable opportunities. This accelerates the entry of high added value investments into the country. This also greatly affects energy consumption. Trade openness, on the other hand, allows developing countries to buy advanced technologies from developed countries, the use of sophisticated technology leads to less energy consumption and helps in producing more output. The points mentioned support the findings obtained from the analyzes.

