



Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi
The Journal of Social Sciences Institute
Yıl/Year: 2019 – Kış / Winter Sayı/Issue: 46
Sayfa / Page: 139-169
ISSN: 1302-6879 VAN/TURKEY

Makale Bilgisi / Article Info - Geliş/Received: 08.08.2019
Kabul/Accepted: 24.10.2019 - Araştırma Makalesi / Research Article

**TÜRKİYE'DE BİRİNCİL
ENERJİ TÜKETİMİ VE
EKONOMİK BÜYÜME
İLİŞKİSİ: DİNAMİK
BİR ANALİZ***

***THE RELATIONSHIP BETWEEN
PRIMARY ENERGY
CONSUMPTION AND
ECONOMIC GROWTH IN
TURKEY: A DYNAMIC ANALYSIS***

Arş. Gör. Bilal GÜNER
Erzincan Binali Yıldırım Üniversitesi, İİBF İktisat Bölümü
ORCID: 0000-0003-0981-7490, bguner@erzincan.edu.tr

Prof. Dr. Sabri AZGÜN
Atatürk Üniversitesi, İİBF İktisat Bölümü
ORCID: 0000-0002-3349-2158, sabriazgun@atauni.edu.tr

Öz

Enerji, sanayi devrimi ile birlikte talebi ve önemi sürekli artan, günümüzde mal ve hizmetlerin üretiminde zorunlu bir girdi olarak kullanılan önemli bir kaynaktır. Türkiye’de de son yıllarda artan talep ve enerji ihtiyacına bağlı olarak, enerji tüketimi ve büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesi ülke ekonomisine yön veren politikaların belirlenmesi hususunda son derece önem arz etmektedir. Bu çalışmanın amacı; Türkiye’de enerji tüketiminin büyüme üzerindeki etkisini 1970-2016 dönemi itibari ile yıllık birincil enerji tüketimi (BET), reel gayri safi yurtiçi hasıla ve reel sermaye birikimi verileri kullanılarak araştırmaktır. Analizde yapısal kırılma altında, serilerin uzun dönemli ilişkileri Hatemi-J eş-bütünleşme ve FMOLS testi, kısa dönemli ilişkileri ise VECM modeli ile ortaya konulmuş, analiz sonucunda BET ile RGSYH arasında hem kısa hem de uzun dönemde pozitif ve anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Bununla birlikte, değişkenler arasındaki ilişkinin yönü Toda-Yamamoto nedensellik testi ile incelenmiş ve BET’den RGSYH’ya doğru tek yönlü bir nedensellik olduğu görülmüştür. Son olarak değişkenler arasındaki dinamik ilişki, Kalman Filtresi yöntemi ile tahmin edilmiş ve analiz neticesinde BET’in büyüme üzerindeki etkisinin pozitif yönlü olduğu ancak zamanla azaldığı tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: birincil enerji tüketimi, ekonomik büyüme, yapısal kırılmalı eş bütünleşme, kalman filtresi.

* Bu çalışma Bilal Güner’in “Türkiye’de Birincil Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Dinamik Bir Analiz” isimli yüksek lisans tezinden türetilmiştir.



Abstract

Energy, with its increasing importance and demand from industrial revolution and its compulsory characteristic for commodity produce process, is a source. Depending on Turkey's increasing demand and energy need, it is important to examine the relationship between energy consumption and growth in order to determine the policies that direct Turkey's economy. The aim of this study is to examine the effect of economic growth between 1970 and 2016 by using data of primary energy consumption, real GDP and real capital stock. This work presents both the long term relationship of series under structural breaks with Hatemi-J cointegration analysis and FMOLS analysis, the short term relationship of series under structural breaks with VECM model. As a result of analysis, the study finds positive and significant relationship between primary energy consumption and real GDP not only in short term but also in long term. In addition, the relationship among variables has been examined using Toda-Yamamoto causality test which shows one-way causality from primary energy consumption to real GDP. After these tests, as a final remark, dynamic relation among variables has been estimated by time-varying parameter method known as Kalman Filter. As a result of dynamic test, the study found that primary energy consumption affects the growth in a positive direction but this positive influence gradually decreases in time.

Keywords: primary energy consumption, economic growth, cointegration with structural break, kalman filter.

Giriş

Enerji, sanayi devrimi ile birlikte büyük ölçekli, seri üretimlere geçilmesine paralel olarak toplumlar ve ekonomiler için vazgeçilmez bir faktör olmuştur. Sanayi devriminde yaşanan teknolojik iyileşmeler, beraberinde yeni buluş ve keşifleri meydana getirmiş, bu ise üretimi, emek yoğun olan kas gücünden çıkararak, makineleşen büyük ölçekli sanayi yoğun endüstrilere dönüştürmüştür. Sanayi devriminde yaşanan bu gelişmeler ışığında, insanlar kırdan kente doğru göç etmiş ve hızlı nüfus artışı, enerjiye olan ihtiyacı daha da artırarak, ekonomileri enerjiye bağımlı hale getirmiştir.

Yaşanan petrol krizleri ile birlikte, enerji tüketimi ve iktisadi büyüme arasındaki ilişki, iktisat literatüründe de sıkça tartışılan ve ele alınan konuların başında yer almakta ve küresel ekonomik sitemin de etkisi ile giderek önemini artırmaktadır. Bu bağlamda 1978 yılında Kraft ve Kraft tarafından yapılan çalışma ile başlayan teorik ve uygulamalı literatürde, enerji tüketimi ve iktisadi büyüme arasındaki ilişkinin varlığı tespit edilmeye çalışılmış, ele alınan çerçevede ülkelerin enerji politikalarının, büyüme performanslarını ne yönde ve nasıl etkileyeceği tespit edilmeye çalışılmıştır.

Türkiye açısından enerji tüketimi incelendiğinde 1970'li yıllarda

kendi kendine yetebilen enerji, ülkenin son yıllarda girdiği büyüme trendine bağlı olarak artış göstermektedir. Nüfus artışı ve kalkınmanın etkisi ile artan talep, enerji kaynakları bakımından oldukça yetersiz olan Türkiye'yi dışa bağımlı hale getirmektedir. Bu da enerjiyi; Türkiye'nin sürdürülebilir büyüme hedefleri açısından dikkat edilmesi ve doğru politikalar alınması gereken stratejik bir etken yapmaktadır.

Yapılan açıklamalar doğrultusunda bu çalışmanın temel amacı, Türkiye ekonomisinde, birincil enerji tüketimi (BET) ile iktisadi büyüme arasındaki dinamik ilişkiyi orta koymaktır. Bu ilişkinin belirlenmesi, Türkiye için uygulanacak politikaların seçiminde yol gösterici olacaktır. Uygulamalı literatürde, enerji tüketimi ile büyüme arasındaki ilişkiyi analiz eden çok sayıda çalışma yer almasına rağmen enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki dinamik ilişkiyi inceleyen çok az sayıda çalışmaya rastlanmıştır. Bu sebeple çalışmanın literatüre önemli bir katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Bu kapsamda çalışmanın ilk bölümünde Türkiye'de enerjinin mevcut görünümü ortaya konulmaya çalışıldıktan sonra, çalışmada bir bütünlük sağlamak maksadı ile ülke ve ülke gruplarıyla ilgili yapılan, konu ile iniltili daha önceki çalışmalar kronolojik sıraya göre incelenerek, çalışmanın uygulamalı yönelimi ile ilgili bazı sonuçlar verilmektedir. Son olarak ise Türkiye ekonomisinde BET ve ekonomik büyüme ilişkisi 1970-2016 yılları arasındaki dönem için analiz edilerek bu analizin sonuçları açıklanmaktadır.

Türkiye'de Birincil Enerji Görünümü

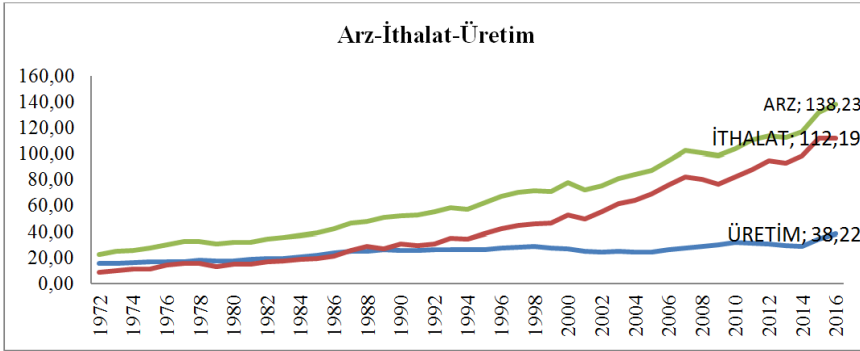
Belirlenen makroekonomik hedefler çerçevesinde Türkiye; ekonominin lokomotifi konumunda yer alan mal ve hizmet ihracatını 500 milyar dolara çıkarmayı amaçlamaktadır. Türkiye'nin bu amaç doğrultusunda teknoloji yoğun sektörlerde ve sektöründe dünya markası haline gelecek ürünlerin üretimi ve ihraç edilmesine yönelik hedeflerine ulaşabilmesi için gerekli üretim faktörlerinden biri olan enerjiye de ihtiyacı artmaktadır ve artacaktır (Tiftikçigil ve Yesevi, 2015: 17-18). Fakat yıllar itibari ile ülkenin enerji üretim ve tüketimine bakıldığında, enerji üretiminin talebi karşılama oranı da gün geçtikçe düşmektedir.

Tablo 1: Türkiye'nin Genel Enerji Denge Seyri

	1973	2016	Değişim
Toplam Nüfus (Milyon)	37.472	79.512	%112↑
Gayri Safi Yurt İçi Hasıla (Milyar)	23.935	131.272	%448↑
Toplam Enerji Talebi (MTEP)	24,49	138,23	%464↑
Toplam Yerli Üretim (MTEP)	15,65	38,22	%144↑
Toplam Enerji İthalatı (MTEP)	9,97	112,19	%1025↑
Üretimin Talebi Karşılama Oranı (%)	%64	%28	%36↓

Kaynak: EİGM, World Bank (Yazar tarafından oluşturulmuştur)

Ekonomik büyüme ve nüfus artışının, enerji talebinin artmasında en önemli iki faktör olduğu, yapılan birçok çalışmada yer almaktadır. Tablo 1'de Türkiye'nin enerji alanındaki, yerli üretim talebini ne ölçüde karşıladığı bilgisi yer almaktadır. Bu bağlamda; Türkiye'nin 1973 yılından 2016 yılına kadar nüfusu 2,12 katına, GSYH'sı 5,5 katına çıkarken; enerji tüketimi 5,64 katına ulaşmıştır. Önümüzdeki yıllarda da; Türkiye'nin büyüme hedefleri, genç ve artan nüfusu göz önüne alındığında, enerji tüketiminin de hızlı bir şekilde artması öngörülmektedir. Ancak geçen onca süreye ve hızla artan tüketime rağmen, nispi olarak 2,44 kat artan yerli üretim, Türkiye ekonomisinin hedefleri ve geleceği açısından büyük bir risk oluşturmaktadır.

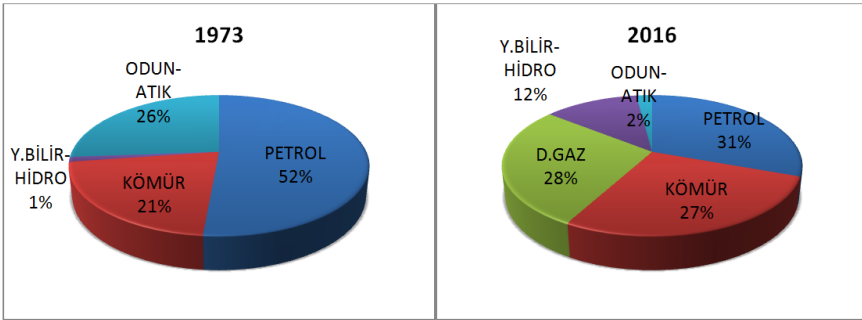
**Şekil 1:** Türkiye Birincil Enerji Arzı ve Yerli Üretim (MTEP)

Kaynak: EİGM Denge Tablolari 1972-2016 (Yazar tarafından oluşturulmuştur)

Türkiye'de enerji arzı büyüme ile birlikte artarken; ithalat yerli üretimden daha fazla artarak, ülkenin dışa bağımlı bir ekonomik görünüm ortaya koymasına neden olmuştur. Şekil 1'de Türkiye'nin yıllar itibari ile yerli üretim, arz ve ithalatının seyri görülmektedir. 1987 yılına kadar enerji

ithalatından daha fazla olan yerli üretim, artan taleple birlikte gelişim gösterememiş ve ülkenin, enerji ihtiyacının küçük bir kısmını karşılamakla yetinmiştir.

Üretimde girdi olarak kullanılan enerjinin, ucuza ve yerli kaynaklardan temin edilmesi son derece önemlidir. Çünkü enerji maliyetlerindeki bir artış, girdisi olarak kullanılan ürünün maliyetini artırarak, karlılığın azalmasına neden olacaktır (Ozdemir ve Mercan, 2012: 112). Aynı zamanda enerji fiyatlarının artması; enflasyon ve toplam talebi olumsuz etkileyeceğinden, iktisadi bir durgunluğa ve hatta krize neden olacaktır (LeBlanc ve Chinn, 2004: 8).



Şekil 2: Yakıt Türlerine Göre Türkiye Birincil Enerji Tüketimi (%)
Kaynak: EİGM Denge Tabloları (Yazar tarafından oluşturulmuştur)

Şekil 2’de Türkiye’nin 1973 ve 2016 yılları BET payları verilmiştir. Buna göre 1973 yılında %52 ile birinci sırada yer alan petrol, 2016 yılında özellikle doğalgaz gibi daha yeni olan kaynakların ve alternatif enerji kaynaklarının kullanılmaya başlanması ile birlikte %31’lere gerilemesine rağmen zirvedeki yerini korumuştur. 1973 yılında kullanılmayan doğalgaz, 2016 yılında %28’lik pay sahibi olarak ikinci en büyük kaynak olmuştur. Kömür %27 ile üçüncü sırada yer alırken, 1973 yılında %1 ile son sırada yer alan yenilenebilir ve hidrolik enerjisi %12’lik pay ile dördüncü sıraya yükselmiştir. 1973 yılında %26 ile en büyük ikinci kaynak türü olan odun ve hayvansal-bitkisel atıklar ise %2 ile son sıraya gerilemiştir.

Enerji Tüketimi Ve Ekonomik Büyüme İlişkinin Literatür Taraması

1970’li yıllarda yaşanan iki büyük petrol krizi neticesinde, enerjinin büyüme üzerinde önemli bir faktör ve ekonomik kalkınma için kiilit rol üstlenen girdilerden bir tanesi olduğu anlaşılmıştır. Bu tarihlerden sonraki dönemlerde ise; bu iki değişken arasındaki ilişki bir çok çalışmaya konu olmuştur (Eren, vd., 2016: 277).

Öztürk, (2010) yılında yaptığı enerji ve büyüme üzerine literatür çalışmasında enerji ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisinin, dört test edilebilir hipoteze dayandığını belirtmiştir. Bunlar; büyüme, saklama, tarafsızlık ve geri besleme hipotezleridir (Apergis ve Payne, 2012: 734). Büyüme hipotezi; enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğu hipotezdir. Bu hipotezde enerji tüketimi doğrudan büyümeyi etkilemekte ve/veya emek ve sermaye üzerinden tamamlayıcı bir rol oynamaktadır. Saklama (korumacılık) hipotezi; ekonomik büyümeden enerji tüketimine doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğu hipotezdir. Bu durumda enerji tasarruf politikaları büyümeyi etkileyecektir. Tarafsızlık (yansızlık) hipotezi; değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisinin olmadığı durumları ifade etmektedir. Bu durumda enerji tüketimindeki bir tasarruf veya artış büyümeyi etkilemeyecektir. Geri besleme hipotezi; enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında iki yönlü, birbirine bağlı bir ilişkinin varlığını ifade eden hipotezdir. Bu durumda enerji tüketimindeki bir değişme büyümeyi etkilerken, büyümedeki bir değişim ise enerji tüketimini etkilemektedir (Apergis ve Payne, 2012: 734).

Çalışmanın bu bölümünde araştırmanın konusuna uygun olarak geçmiş çalışmalar, belirli bir sistem içerisinde incelenmeye çalışılmıştır. Bu bağlamda kronolojik sıraya uygun olarak, ülke ve ülke gruplarına göre yapılan çalışmalar sınıflandırılmaktadır.

Tablo 2: Enerji ve Büyüme İlişkisine Yönelik Tek Ülke İçin Yapılan Çalışmalar

Araştırmannın Yazarı/ Yılı	İncelemeye Konu Ülke/Ülke Grubu	İncelenen Dönem	Analiz Yöntemi	Analiz Sonucu
Akarca ve Long, 1980	ABD	1947-1972	Sims NT	Yansızlık H.
Hamilton, 1983	ABD	1948-1972	Granger NT	Büyüme H.
Yu ve Hwang, 1984	ABD	1947-1979	Sims NT	Yansızlık H.
Yu ve Choi, 1985	5 Ülke	1950-1976	Sims NT, Granger NT	Yansızlık H. (ABD, UK, Polonya), Büyüme H. (Filipinler), Saklama H. (Kore)
Hwang ve Gum, 1991	Tayvan	1961-1990	Granger NT	Geri B. H.
Masih ve Masih, 1998	Sri Lanka ve Tayland	1955-1991	VECM	Büyüme H.
Stern, 2000	ABD	1948-1994	VECM	Büyüme H.
Soytas ve Sari, 2003	G-7 Ülkeleri	1950-1992	VECM	Geri B. H. (Arjantin), Saklama H. (İtalya, Kore), Büyüme H. (Türkiye, Almanya, Japonya, Fransa)
Ghali ve El Sakka, 2004	Kanada	1961-1997	VECM	Geri B. H.
Altınay ve Karagol, 2004	Türkiye	1950-2000	Granger NT	Yansızlık H.
Wolde-Rufael, 2005	Şangay	1952-1999	TY NT	Büyüme H.
Şengül ve Tuncer, 2006	Türkiye	1960-2000	TY NT	Büyüme H.
Böhm, 2007	15 Büyük Enerji Tüketen Ülke	1978-2005	ECM Testi	Büyüme H. (Çin, AB), Geri B. H. (Brezilya, Meksika, ABD, eski SSCB)
Ang, 2007	Fransa	1960-2000	VECM	Büyüme H.
Narayan ve Smyth, 2008	G-7 Ülkeleri	1972-2002	Panel Granger NT	Büyüme H.
Olesegun, 2008	Nijerya	1970-2005	TY NT	Büyüme H.
Zhang ve Cheng, 2009	Çin	1960-2007	TY NT	Saklama H.
Nondo ve Kahsai, 2009	19 Afrika Ülkesi	1980-2005	Panel ECM Testi	Büyüme H.
Apergis ve Payne, 2009	O. Amerika	1980-2004	Panel ECM Testi	Büyüme H.
Belke ve vd., 2010	OECD ülkeleri (25)	1981-2007	Panel Granger NT	Geri B. H.
Ozturk ve Acaravci, 2010	Arnavutluk, Bulgaristan, Romanya, Macaristan	1980-2006	VECM	Geri B. H. (Macaristan)
Bowden ve Payne, 2010	ABD	1949-2006	TY NT	Büyüme H.
Özata, 2010	Türkiye	1970-2008	Granger NT	Saklama H.
Tsani, 2010	Yunanistan	1960-2006	TY NT	Büyüme H.
Apergis ve Payne, 2010	G. Amerika	1980-2005	Panel NT	Büyüme H.
Kaplan vd., 2011	Türkiye	1971-2006	Granger NT	Geri B. H.
Uzunöz ve Akçay, 2012	Türkiye	1970-2010	Granger NT	Saklama H.
Akpolat ve Altıntaş, 2013	Türkiye	1960-2009	Granger NT	Geri B. H.
Sancar ve Polat, 2015	Türkiye	1984-2011	Granger NT	Büyüme H.
Savaş ve Durğun, 2016	Türkiye	1984-2011	Granger NT	Büyüme H.
Korkmaz ve Güngör, 2016	Türkiye	1970-2014	Granger NT	Büyüme H.



Enerji tüketimi ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen ilk çalışma Kraft ve Kraft (1978) tarafından yapılan öncü çalışmadır. Kraft ve Kraft, (1978) yılında yaptıkları çalışmada, 1947-1974 dönemleri arası ABD'nin büyüme ve enerji ilişkisini Sims testi ile incelemiş ve GSYH'dan enerji tüketimine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulmuştur. Bu çalışmanın ardından bu iki değişken arasındaki ilişki büyüme yazınında incelenen popüler bir konu haline gelmiştir.

Enerji ve büyüme arasındaki ilişki, için yapılan nedensellik analizleri; incelemeye konu olan ülkenin alacağı politikalar hususunda belirleyici olmaktadır. Bu çalışmalarda en dikkat çekici husus ise; elde edilen bulguların sonuçlarında genel itibari ile bir ilişki olduğu, ancak ilişkinin yönü hakkında fikir birliğinin olmamasıdır. Bu durumu Oh ve Lee (2004) yaptıkları çalışmada, enerji ve büyüme ilişkisine yönelik yapılan çalışmaların, birbirine yakınsamasını beklerken, iraksadığı şeklinde açıklamaktadırlar.

Birincil Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisine Yönelik Bir Uygulama

Enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki 1970'li yıllardan beri gerek zaman serileriyle tek ülkeli, gerekse panel veri analizleri ile çok ülkeli olarak incelenmektedir. Değişkenler arasındaki ilişkiyi ele alan literatür değerlendirildiğinde, son dönemde yapılan çalışmalarda, geleneksel ekonometrik yöntemlerden ziyade, ileri düzeyde ekonometrik analizlerin tercih edildiği görülmektedir. Enerji tüketiminin büyüme üzerindeki etkisinin incelendiği bu çalışmada, ulusal ve uluslararası literatürden yola çıkılarak, yapısal kırılma modellerinin ve değişkenler arasındaki dinamik ilişkinin incelendiği çalışmaların yok denecek kadar az olduğu görülüp, çalışmanın bu yönde literatüre önemli bir katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Veri Seti Yöntem Metodoloji

Çalışmada; Türkiye ekonomisine ait makroekonomik değişkenler, 1970-2016 yılları arasındaki yıllık veriler şeklinde kullanılmıştır. Uygulamada modele dâhil edilecek verilerin seçiminde ya da modelin doğru fonksiyonunun belirlenmesi hususunda, arka planda iktisadi kuramların bulunması gerekmektedir. Ancak bu her zaman mümkün olmayabilir. Böyle bir durumda araştırmacı en uygun model için literatürdeki istatistikî ve ekonometrik yöntemlerden veya gözlem yoluyla modeli belirlemek durumunda kalabilir (Gujarati ve Porter, 2012: 67).

Çalışmada, teorik açıklamalardan yararlanılarak, 1970-2016 dönemi arası ekonomik büyümeyi açıklarken; yıllık birincil enerji kullanımı ve gayrisafı sabit sermaye oluşumu serileri kullanılmıştır. Modelleri oluştura-

bilmek için Gauss 9, Rats 8 ve Eviews 9 paket programlarından yararlanılmıştır.

Çalışma dönemi için kullanılan verilerde, ekonomik büyümeyi temsil eden GSYH ve GFI verileri Dünya Bankası'ndan (World Development Indicators) ABD doları cinsinden temin edilerek kullanılmıştır. BET değişkeni ise Enerji İşleri Genel Müdürlüğü veri tabanından bin ton petrol eşdeğeri olarak elde edilmiştir. Enerji tüketimini temsilen birincil enerji kaynaklarının kullanılma nedeni ise artan enerji talebinin, büyük ölçüde birincil enerji kaynaklarından karşılanmasıdır. Bununla birlikte, nominal serilerin reel seriler haline getirilmesi için GSYH deflatörü (2005 = 100) kullanılmıştır. BET ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin analiz edildiği ekonometrik modelde kullanılacak seriler ve bu serilerin tanımlayıcı istatistikleri ile korelasyon ilişkisi tablo 3'de verilmektedir.

Tablo 3: Değişkenlerin Tanıtılması, Tanımlayıcı İstatistikleri ve Korelasyon İlişkisi

Değişkenler	Tanımlamalar		
	Reel Gayrisafi Yurtiçi Hâsıla (\$)		
RMG	Reel Gayrisafi Sabit Sermaye Birikimi (\$)		
RGFI	Birincil Enerji Tüketimi (Bin tep)		
BET	RMG	RGFI	BET
Ortalama	4.68E+11	1.12E+11	40824.32
Medyan	3.97E+11	8.89E+10	37043.34
Standart Sapma	2.70E+11	8.57E+10	17462.49
Çarpıklık	0.865786	1.031528	0.503925
Basıklık	2.782816	3.142463	2.410346
Gözlem	47	47	47
Jarque-Bera	0.0506	0.0151	0.2631
Korelasyon	RMG	RGFI	BET
RMG	1.000.000		
RGFI	0.990415	1.000.000	
BET	0.98293	0.966547	1.000.000

Analiz edilen dönem aralığında, RGFI serisi hariç, diğer serilerin normal dağılıma sahip olduğu söylenebilir. Hem RMG hem de BET serisinde ortalama ve medyan değerlerinin birbirine nispeten yakın olduğu göze çarpmaktadır. Çarpıklık ve basıklık değerleri incelendiğinde ise her üç serisinde dağılımının sola çarpık ve sivri yapıda olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu durum, serilerin asimetrik dağıldığını ve ortalama etrafında aşırı yoğunlaştığını ifade etmektedir. Bununla beraber, Jarque-Bera değerleri, RMG ve BET serilerinin normal dağılıma sahip olduğunu; RGFI serisinin ise normal dağılmadığını göstermektedir.

Analiz dönemi olan 1970-2016 tarihleri arasında ele alınan makro-ekonomik değişkenlerin zaman serisi incelendiğinde ise serilerin, konjonktürel dalgalanma altında artış yönünde bir trende sahip olduğu göze çarpmaktadır. Bu açıdan, incelenen bütün serilerin hem kesişime hem de



trende sahip olduğu kanısına varılmaktadır.

Korelasyon analizinde, iki ya da daha fazla örneklem arasındaki etkileşimin seviyesine bir katsayı yardımıyla bakılmakta ve bu katsayıya korelasyon katsayısı denilmektedir. Regresyonla yakından ilişkili olan korelasyon analizinin yapılmasındaki amaç ise rassallık varsayımı altında iki değişken arasındaki doğrusal ilişkinin gücünü ya da derecesini ölçmektir (Gujarati ve Porter, 2012: 21). Buna göre gayrisafit sabit sermaye oluşumu ve birincil enerji kullanımının, RGSYH ile pozitif yönlü kuvvetli bir ilişkisi olduğu tablo 3’de görülmektedir.

Gecikmenin belirlenmesi uygulamada kullanılacak testler için çok önemlidir. Bunun sebebi, çalışmada kullanılacak testlerin gücünün gecikme sayısına duyarlı olmasıdır. Çalışmada, Schwert tarafından öne sürülen formülasyon kullanılmakta olup; otokorelasyon ve değişen varyans sorununun olmadığı en uygun gecikme sayısı, tümünden gelim yoluyla, maksimum gecikme uzunluğunun birer birer azaltılmasıyla bulunmuştur. Buna göre maximum gecikme uzunluğu 10, tümünden gelim yöntemi ile optimal gecikme uzunluğu ise 6 olarak bulunmuştur.

Birim Kök Testleri

Çalışmada Türkiye ekonomisinin yapısal kırılma konusunda hassas olmasından dolayı yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri tercih edilmiştir. Yapısal kırılmaların dikkate alındığı birim kök testlerinde, tek kırılmaya izin veren Zivot-Andrews birim kök testi ile iki kırılmaya izin Lee-Strazicich birim kök testleri kullanılmıştır. Türkiye ekonomisi iktisadi teoriler çerçevesinde düşünülecek olursa; iki kırılmalı birim kök testlerinin kullanılmasının durağanlık analizi açısından daha doğru sonuçlar vereceği düşünülmektedir.

Zivot-Andrews Birim Kök Testi

Zivot-Andrews (ZA) 1992 yılında, yapısal kırılmaların dışsal olarak ele alındığı Perron testinin aksine kırılmaların içsel olarak tahmin edilmesine olanak sağlayan ZA birim kök testini geliştirmiştir. ZA birim kök testi, tek kırılmaya izin veren üç ayrı model çerçevesinde incelenmektedir. Birinci model (Model A) düzeyde tek kırılmaya, ikinci model (Model B) eğimde tek kırılmaya ve üçüncü model (Model C) ise hem eğimde hem de düzeyde tek kırılmaya izin veren modellerdir (Zivot ve Andrews, 1992: 254).

Modellerde yer alan kukla değişkenler, D ve DT olmak üzere, sırasıyla düzeyde ve eğimde kırılmayı ifade etmektedirler. Zivot-Andrews birim kök testinde D ve DT kukla değişkenlerinin anlamlılığına göre uygun model seçimi yapılmaktadır. Her iki kukla değişkenin parametresi anlamlı

ise düzeyde ve eđimde tek kırılmaya izin veren Model C; gölge deęişkenlerden sadece DT anlamlı ise Model B ve son olarak sadece D kukla deęişkeni istatistiksel olarak anlamlı ise Model A'nın uygun olduđu sonucuna varılmaktadır. ZA birim kök testinde kullanılan bu üç modelden hangisinin daha üstün olduđu konusunda bir anlaşma yoktur ancak literatürde genellikle Model A ve Model C kullanılmaktadır (Yavuz, 2006: 166-167).

Tablo 4: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

	Sabit (Model A)		Trend (Model B)		Sabit ve Trend (Model C)	
	t-istatistik	Kırılma Tarihleri	t-istatistik	Kırılma Tarihleri	t-istatistik	Kırılma Tarihleri
RMG	-2,1317	2009	-2,9111	2001	-3,0873	2000
RGFI	-3,1160	2010	-3,4720	2002	-3,7528	1998
BET	-2,2864	2010	-3,5000	2010	-3,5409	2010
ZA Birim Kök Testi Uygun Model Seçimi						
	t-istatistik	Olasılık	t-istatistik	Olasılık	t-istatistik	Olasılık
D(RMG)	4,0525	0,0002	-	-	-1,7072	0,0953
DT(RMG)	-	-	3,5992	0,0008	3,7090	0,0006
D(RGFI)	3,6238	0,0007	-	-	-2,4848	0,0171
DT(RGFI)	-	-	3,5933	0,0008	3,9774	0,0002
D(BET)	2,5716	0,0137	-	-	-0,7939	0,4317
DT(BET)	-	-	4,1508	0,0001	3,1179	0,0033

ZA testi Model A'ya göre, makroekonomik deęişkenleri; 2009 (RMG) ve 2010 (RGFI, BET) tarihlerinde kırılmaya uğramışlardır. Model B'ye göre 2001(RMG), 2002(GFI) ve 2010(BET) tarihlerinde yapısal kırılmaya maruz kalmışlardır. Son olarak, Model C'ye göre ise; 2000 (RMG), 1998 (RGFI) ve 2010 (BET) tarihleri kırılmaya uğramış yıllardır.

Tablo 4'e göre RMG ve BET serileri için Model A, RGFI serisi için Model C uygun model olarak bulunmuştur. ZA yapısal kırılmalı birim kök testine göre, söz konusu makroekonomik deęişkenlerin kırılma yılları; RMG için 2009, RGFI için 1998 ve son olarak BET için 2010 yılları yapısal kırılma tarihleridir.

Uluslararası sermaye hareketlerinin serbest olduđu küresel dünya ölçeğinde son yıllarda yaşanan kriz ve şokların; sayısı, etkileri ve sıklığı giderek artmaktadır (Işık, vd., 2004: 46). 24 Ocak 1980 kararları neticesinde liberal bir yapıya sahip olan Türkiye ekonomisinde; yabancı sermayenin ülke içerisindeki hareketlerinin serbestleşmesi ile beraber krizlerin de önünün açıldığını söylemek mümkündür (Polat, 2017: 306). Dolayısıyla Türkiye ekonomisi için, ZA birim kök testinde çıkan kırılmaların kriz yıllarına ve/veya hemen önceki ya da sonraki yıllara denk gelmesi; test sonuçlarının anlamlı sonuç verdiğini ve bahsedilen dönemlerin, Türkiye ekonomisi ile bağdaştığını söylemek mümkündür.

Lee ve Strazicich Birim Kök Testi

Yapısal kırılmanın birden fazla olması halinde eğer dikkate alınmayan bir yapısal kırılma bulunuyorsa yapılan analizler hatalı sonuçlar üretecek ve gücü düşük olacaktır. Lee ve Strazicich (2003) yılında; hem yapısal kırılmayı içsel olarak belirleyen hem de iki kırılmaya izin veren bir test geliştirdiler. Bu testin hesaplanması için yine tek kırılmalı birim kök testlerinden biri olan; Perron (1989)'daki Model (A) sabitte kırılmaya izin veren, Model (B) eğimde kırılmaya izin veren ve Model (C) sabitte ve trendin eğiminde kırılmaya izin veren, modeller dikkate alınmıştır. Lee Strazicich (LS) testi sadece Model (A) ve Model (C) ile çalışmaktadır. Çünkü Model (B)'nin trendde bir kerelik kırılmaya izin vermesinden dolayı, çalıştırılması çok fazla anlamlı olmamaktadır.

LS birim kök testinde, LM test istatistiği yardımıyla hesaplanan istatistiklerin minimum olduğu noktalar belirlenmektedir. Hesaplanan değerler Lee ve Strazicich'in (2003) çalışmalarındaki, ilgili tabloda yer alan kritik değerlerle karşılaştırılmaktadır. Buna göre, hesaplanan t istatistiği, tablodaki kritik değerden büyük ise hipotezi ret edilir ve yapısal kırılmalar altında, seride birim kök vardır kararına varılır.

Tablo 5: Lee-Strazicich Birim Kök Testi Sonuçları

	Sabit (Model A)			Sabit ve Trendli (Model C)		
	t-istatistik	Kritik Değerler	Kırılma Tarihleri	t-istatistik	Kritik Değerler	Kırılma Tarihleri
RMG	-1,6047	-3.56,-3.29 (2)	2004-2010	-4,2395	-6.15,-5.79 (4)	1986-2004
GFI	-2,3989	-3.56,-3.29 (0)	2005-2010	-5,3453	-6.18,-5.82 (2)	1985-1999
BET	-2,6025	-3.56,-3.29 (0)	1993-2010	-5,4133	-5.91,-5.54 (5)	1984-2010

Not: Tabloda parantez içinde verilen değerler AIC kriteri tarafından belirlenen gecikme sayılarını ifade etmektedir. Kritik değerler Lee-Strazicich (2003)'ten alınmıştır, sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde ki değerleri göstermektedir.

LS testi, sabitli model ile sabit ve trendli model olmak üzere iki model üzerine kurulmaktadır. Buna göre, sabit içeren Model (A)'da ilk kırılma tarihleri 1993(BET), 2004(RMG) ve 2005(RGFI) , ikinci kırılma ise ele alınan makro değişkenler için 2010 tarihini göstermektedir. Model (C)'ye göre; ilk kırılma tarihleri 1984 (BET), 1985 (RGFI) ve 1986 (RM-G)'yı gösterirken, ikinci kırılma tarihleri ise; 1999(RGFI), 2004(RMG) ve 2010 (BET) olarak göstermektedir.

Tablo 5'e göre her iki modelde, inceleme dönemi içerisinde yer alan bütün seriler için hesaplanan t istatistik değeri hem %5 hem de %10 kritik değerlerinden büyük olduğundan dolayı, iki kırılmalı birim kökün varlığını ifade eden boş hipotez kabul edilmektedir. Bununla beraber, Lee-Strazicich (2003)'e göre Model (C) hem sabitte hem de trendde kırılmaya izin verdiği için Model (A)'ya göre daha üstündür (Tıraşoğlu, 2014: 75). Bu nedenle çalışma, Model (C) dikkate alınarak devam edecektir.

Model (C)'ye göre ilgili seriler için yapısal kırılma tarihleri 1984, 1985, 1986, 1999, 2004 ve 2010 yılları olarak bulunmuştur. Bu açıdan değerlendirildiğinde, söz konusu tarihlerde yaşanan şokların etkisinin sonraki dönemlerde de devam ettiği sonucuna ulaşılmaktadır.

Eş-Bütünleşme Testleri

Çalışmada, yapılan birim kök testleri sonucunda serilerin analiz dönemi boyunca yapısal kırılmalara maruz kaldığı görülmektedir. Bu açıdan değerlendirildiğinde, eş-bütünleşme testlerinden yapısal kırılmayı dikkate almayan ve eş-bütünleşme vektörünün katsayılarının zaman içinde değişmediği varsayımına dayanan Engle-Granger (1987) ve Johansen-Juselius (1990) eş-bütünleşme testleri analize dahil edilmemiştir (Tıraşoğlu ve Yıldırım, 2012: 114). Çalışmada, tek yapısal kırılmayı dikkate alan Gregory-Hansen eş-bütünleşme testi ile iki kırılmaya izin veren Hatemi-J eş-bütünleşme testlerinden yararlanılmaktadır.

Gregory-Hansen Eş-Bütünleşme Testi

Gregory ve Hansen, (1996) yılında yaptıkları çalışmada, eş-bütünleşme vektörünün katsayılarında, kırılma dönemlerinde değişme meydana gelebileceğini ve bu kırılmanın da içsel olarak belirlendiğini ifade etmektedir. Gregory-Hansen (GH) eş-bütünleşme testinde, tek kırılmanın bulunduğu serilerle oluşturulan regresyonun kalıntılarında yapısal kırılma araştırılmaktadır (Yılancı ve Özcan, 2010: 26).

GH testinde, yapısal değişime izin verildikten sonra eş-bütünleşme ilişkisinin varlığını araştırmak için standart model haricinde üç tane model geliştirilmiştir. GH testinde kırılma tarihleri; en küçük kareler yöntemi ile hesaplanan artıklara, ADF testi uygulanması sonucunda bulunmaktadır. Elde edilen test sonucunda, istatistik değerlerinin en küçük olduğu tarihler, kırılma tarihi olarak belirlenmektedir (Gregory ve Hansen, 1996: 103). Hesaplanan t-istatistik değerleri Gregory ve Hansen'in çalışmasında verdiği istatistiki tablo değerleri ile karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan değerlerin mutlak anlamda tablo değerinden büyük olması durumunda, temel hipotez reddedilerek, yapısal kırılma altında serilerin eş-bütünleşik olduğuna karar verilmektedir.

Tablo 6: Gregory-Hansen Eş-Bütünleşme Testi Sonuçları

Sabitte Kırılma(Model C)					
	t-istatistik	Kritik Değerler (%1-%5-%10)			Kırılma Tarihi
ADF	-4,29	-5,44	-4,92	-4,69	2009
ZA	-4,7	-5,44	-4,92	-4,69	
ZT	-30,44	-57,01	-46,98	-42,49	
Sabitte ve Trendde Kırılma(Model C/T)					
	t-istatistik	Kritik Değerler (%1-%5-%10)			Kırılma Tarihi
ADF	-3,95	-5,80	-5,29	-5,03	1985
ZA	-4,06	-5,80	-5,29	-5,03	
ZT	-23,53	-64,77	-53,92	-53,92	
Rejim Değişimi(Model C/S)					
	t-istatistik	Kritik Değerler (%1-%5-%10)			Kırılma Tarihi
ADF	-5,26	-5,97	-5,50	-5,23	2006
Za	-5,36	-5,97	-5,50	-5,23	
Zt	-35,18	-68,21	-58,33	-52,85	

Yapısal kırılma altında değişkenlerin durağanlık düzeyi belirlendikten sonra, seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi tespit edebilmek adına, tek kırılmaya izin veren Gregory-Hansen eş-bütünleşme testi sonuçları yukarıdaki tabloda verilmektedir. Birinci ve ikinci modelin minimum ADF değerleri, kritik değerlerden büyük iken; rejim değişimine izin veren üçüncü modelde, minimum ADF değeri %10 seviyesinde, tablo kritik değerinden daha küçüktür. Bu durumda seriler arasında koentegrasyon ilişkisinin olmadığını ifade eden temel hipotez reddedilerek, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı kabul edilmektedir.

Tablo 6 incelendiğinde birinci modele göre kırılma tarihi; 2008 finansal krizinin etkilerinin ülkemizde de görüldüğü; dolayısıyla negatif büyümenin gerçekleştiği 2009 yılı olarak bulunmuştur. İkinci modele göre kırılma tarihi; 1985, rejim değişikliğinin gerçekleştiği üçüncü modele göre ise kırılma tarihi; 2006 yılı olarak bulunmuştur. Tabloya göre ekonomik büyüme ve enerji tüketimi arasında uzun dönemli ilişki bulunması; ekonomik büyüme ve enerji tüketimi arasında yapısal kırılmaların dikkate alınması ile birlikte eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı, ülke ekonomisinde zaman içerisinde yaşanan yapısal değişikliklerin önemli olduğunu açıklamaktadır.

Hatemi-J Eş-Bütünleşme Testi

Gregory-Hansen eş-bütünleşme testinde, sadece tek bir içsel kırılmaya izin verilirken; 2008 yılında Hatemi-J tarafından geliştirilen eş-bütünleşme testinde iki içsel kırılmaya birlikte izin verilmektedir. Bir başka ifadeyle, Hatemi-J eş-bütünleşme analizi GH testinin geliştirilmiş halidir (Hatemi-J, 2008: 499)

Hatemi-J eş-bütünleşme analizinde, olası yapısal kırılma tarihleri EKK Yöntemiyle test edilmekte; tahmin sonucu elde edilen kalıntılara ADF testi uygulanmaktadır. Test istatistik değeri, en küçük olan model tercih edilerek; yapısal kırılma tarihleri bulunmaktadır. Hesaplanan t-istatistik değerleri Hatemi-J'nin çalışmasında yer alan tablo değerleri ile karşılaştırılmakta; eğer hesaplanan değerler tablo değerinden küçük ise temel hipotez reddedilerek yapısal kırılma altında serilerin eş-bütünleşik olduğuna karar verilmektedir (Eren vd., 2016: 285).

Tablo 7: Hatemi-J Eş-Bütünleşme Testi Sonuçları

Sabitte Kırılma(Model C)			
	t-istatistik	Kritik Değerler (%1-%5-%10)	Kırılma Tarihi
ADF	-6,372	-6.92, -6.45, -6.22	1998-2001
ZA	-5,530	-6.92, -6.45, -6.22	
ZT	-38,72	-99.45, -83.64, -76.806	
Sabitte ve Trendde Kırılma(Model C/T)			
	t-istatistik	Kritik Değerler (%1-%5-%10)	Kırılma Tarihi
ADF	-5,647	-6.92, -6.45, -6.22	1998-2001
ZA	-5,049	-6.92, -6.45, -6.22	
ZT	-35,56	-99.45, -83.64, -76.806	
Rejim Değişimi(Model C/S)			
	t-istatistik	Kritik Değerler (%1-%5-%10)	Kırılma Tarihi
ADF	-7,445	-6.92, -6.45, -6.22	1985-1999
ZA	-7,436	-6.92, -6.45, -6.22	
ZT	-50,95	-99.45, -83.64, -76.806	

Not: Tablo kritik değerleri Hatemi-J'nin (2008) yılındaki makalesinden alınmıştır. Kritik değerler m=2 için hesaplanan değerlerdir

Hatemi-J eş-bütünleşme testi sonuçları tablo 7'de görülmektedir. Eş-bütünleşme testi için analiz edilen üç model içerisinde sabit ve eğimde yapısal kırılmayı kapsayan rejim değişimi modeli, ADF test istatistiğinin en küçük olduğu modeldir. Rejim değişimi modeli incelediğinde ise ADF test istatistik değerinin, tablo kritik değerlerinden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda değişkenler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden temel hipotez reddedilerek, seriler arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu kabul edilmektedir.

Burada elde edilen yapısal kırılma tarihleri olan 1985 ve 1999 yılları, önceki testlerde olduğu gibi, yaşanan kriz dönemlerinin hemen önceki yıllarına, denk gelmesi Türkiye ekonomisinin içinde bulunduğu durumla örtüşmekte, anlamlı ve dikkat çekici bir husus olmaktadır.

Uzun Dönem Katsayı Tahmini

Seriler arasında uzun dönemli ilişkinin tespitinden sonra, bu değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisine ait katsayılar ve etkilerin yönü,

kırılma yılları dikkate alınarak Philips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilmiş olan FMOLS testi ile tahmin edilmiştir. Bu yöntemin tercih edilmesinin sebebi, bağımsız değişkenler ile hata terimi arasında otokorelasyon ve değişen varyans sebebiyle, model sonuçlarında oluşabilecek sapmaların, ortadan kaldırılmasında etkin bir yöntem olmasındandır (Polat, 2017: 308).

Yapısal değişimlerin etkisinin belirlenebilmesi için 1985 ve 1999 yıllarını temsilen, modele D1 ve D2 kukla değişkenleri dâhil edilmiştir.

Tablo 8: FMOLS Eş-Bütünleşme Uzun Dönem Katsayı Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
RGFI	2,124930	0.212849	9,9832	0,0000
BET	4424287	1379671	3.2430	0,0024
D1	-1.44E+10	1.42E+10	-1.0109	0,3180
D2	4.36E+10	1.60E+10	2.7256	0,0094
C	4.03E+10	2.60E+10	1.5481	0,1293

Uzun dönemli analiz sonuçlarına bakıldığında, RGFI ve BET'in RGSYH üzerinde anlamlı ve pozitif bir etkisi olduğu görülmektedir. Buna göre, RGFI'deki 1 birimlik artış, RGSYH'yı 2,12 kat artırmaktadır. Sermaye birikiminin, RGSYH üzerindeki bu pozitif etkisi teorik açıdan da uygundur.

Tablo 8'e göre, BET'in bir ton petrol eşdeğerliliğinde artış göstermesi, RGSYH'yı 4,424 bin \$ artırmaktadır. Buna göre birincil enerji kullanımının artması, milli gelir üzerinde pozitif bir etki oluşturmaktadır.

1985 ve 1999 yıllarını temsil eden kukla değişkenlere bakıldığında ise, 1985 yılını temsil eden D1 kukla değişkeni istatistiksel olarak anlamsız iken; 1999 yılını temsil eden D2 kukla değişkeninin anlamlı olduğu görülmektedir. Bu sonuçla birlikte, eş-bütünleşme katsayı tahminlerinde kullanılan D2 kukla değişkeninin anlamlı çıkması, belirlenen tarihte Türkiye ekonomisinde önemli değişimlerin yaşandığı yıl olduğunu da doğrulaması açısından önemlidir.

Kısa Dönem Katsayı Tahmini

İlk aşama olan uzun dönem araştırmasında değişkenlerin eş-bütünleşik olmaları halinde, ikinci aşamada kısa dönem analizi olan hata düzeltme modeli yapılmaktadır. Hata düzeltme modeli; uzun dönem regresyonun tahminlerinden elde edilen hata terimlerinin gecikmesinin (Error Correction Term: *ECT_{t-1}*), hata düzeltme terimi olarak regresyona dâhil edilip, standart EKK ile tahmin edilmesidir.

Tablo 9: Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık
D(RGFI)	1,298904	0.066106	1,964873	0,0000
D(BET)	807535.1	333996.6	2,417794	0,0205
D1	8.74E+09	3.46E+09	2,528116	0,0157
D2	5.37E+09	3.67E+09	1,463487	0,1516
Ect(-1)	-0,097515	0.04457	-2,187938	0,0349
C	5.67E+09	1.18E+09	4,803948	0,0000

Model sonucuna göre, hata düzeltme katsayısının; negatif işaretli, sıfır ile bir arasında ve istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Buna göre, yaşanan dengesizliklerin etkisi giderilerek, uzun dönem denge değerine yaklaşıldığı görülmektedir. Bir başka değişle, kısa dönemli sapmaların her yıl % 9 oranında ortadan kaldırılarak; uzun dönem değerine yakınsadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Serilerin kısa dönemli ilişkisi incelendiğinde, uzun dönemli ilişkiye benzer bir sonuç elde edilmektedir. Hem RGFI hem de BET'in, RGS-YH'yı pozitif yönde etkilediği gözlenmektedir. Kısa dönemde, reel sermaye birikimde ortaya çıkan 1 birimlik bir artış, reel milli geliri 1,2 kat artırırken, BET'in bir ton petrol eşdeğerliliğinin artması, hasılayı 807 bin \$ artırmaktadır. Bu durum uzun dönem analizinin güvenilir olduğunu da ispat etmektedir.

Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

İki değişken arasındaki nedensellik analizini belirlemede duruma göre ya hata düzeltme modeli ya da geleneksel Granger (1969) nedensellik testi kullanılmaktadır. Eğer değişkenler durağan değil, ancak eş-bütünleşik ise standart Granger nedensellik testi kullanmak uygun değildir. Bu şartlar altında en uygun test vektör hata düzeltme modeli olacaktır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 4). Çalışmada, literatürde yaygın olarak kullanılan Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testinin kullanılması tercih edilmiştir. Toda-Yamamoto (TY) nedensellik testinde; serilerin birim köke sahip olup olmamalarının ve seriler arasında eş-bütünleşme olup olmamasının önemli olmaması, bu testin tercih edilmesinin sebebi olmaktadır (Toda ve Yamamoto, 1995: 227).

Düzeltilmiş VAR modelin tahminine dayalı bir yöntem olan Toda-Yamamoto testi için; öncelikle serilerin düzey durumlarında tahmin edilen VAR modelindeki gecikme uzunluğu (k) ve serilerin maksimum bütünleşme derecesinin ($dmax$) belirlenmesi gerekmektedir. Serilerin gecikmesi belirlenirken otokorelasyon ve değişen varyanslar dikkate alınmalıdır. Serilerin düzey değerlerinin kullanılmasının sebebi ise, seriler arasındaki bütünleşme derecelerinin yanlış belirlenmesinden kaynaklanabilecek sorunların dikkate alınması içindir (Mavrotas ve Kelly, 2001: 100).

Gecikme uzunluğu ve maksimum eş-bütünleşme derecesi belirlendikten sonra VAR ($k+dmax$) modeli tahmin edilmekte; modele parametre sınırlamalarının eklenmesi ile nedensellik analizi yapılmaktadır. Toda ve Yamamoto çalışmalarında, $d=1$ olduğu durumda belirlenen gecikme uzunluğunun her zaman asimptotik olarak geçerli olduğunu ifade etmişlerdir. Bu nedenle, TY süreci $k \neq 1$ olduğu sürece geçerliliğini sürdürmektedir (Toda ve Yamamoto, 1995: 245).

Tablo 10: Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi Sonucu

Değişkenler			χ^2	Olasılık
GFI	→	RMG	4,768663	0,5738
BET	→	RMG	17,27703	0,0083
RMG	→	RGFI	4,614427	0,5941
BET	→	RGFI	13,64836	0,0338
RMG	→	BET	5,362135	0,4983
RGFI	→	BET	3,904853	0,6896

Not: Değişkenler için gecikme uzunluğu 10 bulunmakta birlikte, bu gecikme uzunluğunda otokorelasyon ve değişen varyans sorunları ortaya çıkmıştır. Tümden gelim yöntemiyle gecikme uzunluğu birer birer azaltılmış; ve optimal gecikme uzunluğu 6 olarak belirlenmiştir. Maksimum eş-bütünleşme derecesi 1'dir.

TY nedensellik analiz sonuçları tablo 10'da verilmiştir. Analiz sonucuna göre, reel milli gelir ve sermaye birikiminden BET'e nedensellik mevcut değilken; BET'den hem RGSYH'ya hem de RGFI'ya doğru tek yönlü nedensellik bulunmuştur. Bir başka deyişle, BET'in artışı, hem reel gayrisafi yurtiçi hasılanın hem de sermaye birikimi artışlarının nedenidir.

Bu nedensellik ilişkisi literatürde 'büyüme hipotezi' olarak adlandırılmaktadır. Bu hipoteze göre, BET'deki bir artış, büyümeye olumlu bir katkı sağlayabilirken, enerji tüketimindeki sınırlamaların ters etkiye sahip olabileceğini de göstermektedir. Aynı zamanda, enerji tüketiminin; sermaye ve emek gibi faktörlerin tamamlayıcısı olarak, hem doğrudan hem de dolaylı yönden üretim sürecine katkı sağlayarak ekonomik büyüme üzerinde önemli bir rol oynadığını da göstermektedir. Bu doğrultuda politika yapıcıların etkin enerji kullanımına yönelik atacağı adımlar büyümeye de olumlu olarak yansıtacaktır.

Durum Uzay Modellemesi Ve Kalman Filtresi

Zaman serisi analizlerinde tahmin edilen model sonuçları örneklem farklılaştığı zaman değişebilmektedir. Değişkenler arasındaki ilişkinin şekli değişirse de, bağımsız değişkenin bağımlı değişken üzerindeki etkisi zamana bağlı olarak farklılık gösterebilmektedir. Başka bir ifade ile; zaman serisi analizlerinde parametre tahminleri, zamana bağlı olarak değişiklik gösterebilir (Berk ve Ediger, 2018: 558-559).

Durum uzay modelleri; geleneksel ekonometrik modellerin, gerçekçi olmayan statik parametre katsayı tahminlerinin, dinamik bir yapıda

tahmin edilebilmesi için geliştirilmiştir. Üstelik bu modeller, parametrelerin zamana bağlı değişmesine izin verdiği için, ekonometrik modellerdeki yapısal değişimi incelemede daha etkilidir (Song, vd., 2003: 131).

Durum uzay modellemeleri, mühendislik alanında geliştirilmiş olup, 1980'li yıllardan itibaren ekonomik analizlerde kullanılmaya başlanmıştır. Modellerdeki ayırt edici unsur, sistemin özelliklerinin, değişkenlerin gözlenemeyen verileri tarafından belirlenmesidir (Harvey, 2009: 100-104). Bu modellerin üzerinde durduğu ana tema; gözlenmiş zaman serilerinin, rassal süreç izleyen olası gözlenemeyen başka bir duruma bağlı olmasıdır. Durum uzay modellerinde var olan gözlemlerin bilgisinden faydalanılarak; bilinmeyen değişkenlerin özellikleri tanımlanıp, sistem tahmin edilmektedir.

Standart doğrusal bir durum uzay modellemesi iki denklemle ifade edilmektedir. Bunlar:

$$y_t = Z_t \alpha_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\alpha_t = \Phi \alpha_{t-1} + R_t \vartheta_t \quad (2)$$

Bu denklemlerden ilki; gözlem denklemi, ikincisi ise geçiş denklemi olarak adlandırılmaktadır.

- y_t : $T \times 1$ zaman boyutlu bağımlı değişken vektörü
- Z_t : $T \times k$ zaman boyutlu açıklayıcı değişken vektörü
- α_t : $k \times 1$ zaman boyutlu parametreler vektörü
- Φ : $k \times k$ matrisi
- R_t : $k \times g$ matrisi
- ε_t : $T \times 1$ zaman boyutlu, sıfır ortalamaya ve sabit kovaryansa sahip hatalar vektörü
- ϑ_t : $k \times 1$ zaman boyutlu, sıfır ortalamaya ve sabit kovaryansa sahip hatalar vektörü

1 ve 2 nolu denklemlerle belirtilen gözlem ve geçiş denklemlerindeki ε_t ve ϑ_t hata terimleri ilişkisizdir. Bununla beraber, Kalman, çalışmasında α_t 'nin gelişimini birinci dereceden Markov süreci ile açıklamaktadır (Harvey, 2009: 100-104).

Gözlem denklemi; gözlenebilen değişkenler ile bilinemeyen değişkenler arasındaki ilişkiyi açıklamaya çalışan denklemdir. Değişkenlerin zaman içindeki değişimlerine izin verilen ve en küçük kareler yöntemiyle hesaplanan bir regresyondur. Geçiş denklemi ise; değişkenlerin zaman içinde hareketlerini tanımlamak için kullanılan bir denklemdir. Aslında, birinci dereceden fark denklemi formuna sahip olan geçiş denklemi, gözlem denkleminde ki zamana bağlı değişikliği açıklamak için kullanılmaktadır (Harvey ve Shephard, 1993: 267; Lütkepohl, 2005: 611).

Durum-uzay modellerinde, yapısal değişimler önceden kestirilemeyeceğinden; katsayıları zamanla değişen parametrelerin rassal bir yürüyüşe sahip oldukları varsayılmaktadır (Song ve Witt, 2000: 128).

Kalman Filtresi

1960 yılında matematikçi Rudolf Kalman tarafından geliştirilen Kalman Filtresi; bir örneklem içinde t zamanında var olan bütün verileri kullanarak, geçiş vektörünün en uygun tahmincilerini ve bu tahminlerin hassaslık ölçütlerini hesaplamak için kullanılan algoritmik bir yöntemdir (Grenidge, 2001: 102-103; Harvey ve Shephard, 1993: 269; Lütkepohl, 2005: 612-626).

Kalman filtresinin tahmin güncellemesi ve ölçüm güncellemesi adı verilen iki aşaması vardır. Öncelikle ilk aşamada, t zamanına kadar olan mevcut tüm bilgi kullanılarak t+1 zamanı için hata kovaryansı tahmin edilir. İkinci aşamada ise bağımlı değişken olan y_t 'nin yeni değeri, bir sonraki durumu tahmin etmek için kullanılmaktadır (Refan, vd., 2003: 3).

b_t ve P_t geçiş denklemindeki α_t 'nin kovaryansının en uygun tahmin edicileri olmak üzere, t-1 zamanı için $b_{t|t-1}$ ve $P_{t|t-1}$ şöyle hesaplanmaktadır:

$$b_{t|t-1} = \Phi b_{t-1} \quad (3)$$

$$P_{t|t-1} = \Phi P_{t-1} \Phi' + R_t \theta_t R_t' \quad (4)$$

3 ve 4 numaralı denklemler göz önünde bulundurulduğunda y_t ve y_t 'nin tahmin hatası ile ortalama hata karesi denklemleri elde edilebilmektedir.

$$y_{t|t-1} = Z_t b_{t|t-1} \quad (5)$$

$$r_t = y_t - y_{t|t-1} = \Phi(\alpha_t - b_{t|t-1}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$F_t = \Phi P_{t|t-1} \Phi' + H_t \quad (7)$$

Yeni gözlemler elde edildiğinde, geçiş denklemini güncelleştirilerek süreç devam etmektedir. b_t ve P_t 'nin ilk değerleri bilindiğinde, her gözlem için geçiş vektörünün optimal tahmin edicileri bulunabilmektedir. Bu açıdan, Kalman Filtre yönteminin en önemli adımlarından biri b_t ve P_t 'nin ilk değerlerinin belirlenmesidir. Bu ilk değerleri belirlemek için en sık kullanılan yaklaşım, 5 numaralı denklemi EKK yöntemiyle tahmin etmektir. Bu yöntemle tahmin edilen parametreler b_t ve P_t 'nin ilk değerleri olarak kabul edilmektedir (Harvey, 2009: 104-105).

Kalman Filtresi yaklaşımı ile Durum-Uzay Modellemesinde parametre tahminiyle varyans ve ortalamalar için şartlı dağılımlar hesaplanmaktadır. Bu yaklaşım sayesinde, model tahmin edilmeden önce serilerin

durağanlık analizinin yapılmasına gerek bulunmamaktadır. Birim kök analizlerinin yapılamaması, model spesifikasyonunu basitleştirmektedir (Song ve Witt, 2000: 129-130).

Kalman Filtresi Analiz Sonuçları

Çalışmada, RGSYH ile BET arasındaki ilişki, durum uzay modellemesi çerçevesinde kalman filtresi kullanılarak tahmin edilmiştir. Kalman filtresinin uygulandığı ölçüm ve geçiş denklemleri aşağıdaki gibidir:

$$Lrmg = \alpha_{0,t} + \alpha_{1,t}lrgfi_t + \alpha_{2,t}lbet + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\alpha_t = \Phi\alpha_{t-1} + R_t\vartheta_t \quad (9)$$

$$\alpha_{1,t} = \Phi_1\alpha_{1,t-1} + R_{1,t}\vartheta_{1,t} \quad (10)$$

$$\alpha_{2,t} = \Phi_2\alpha_{2,t-1} + R_{2,t}\vartheta_{2,t} \quad (11)$$

Bu çalışmada, Kalman filtresi için kullanılacak geçiş ve ölçüm denklemlerindeki seriler, yorum kolaylığından dolayı logaritmik formda kullanılmıştır. Serilerin tanımlamaları aşağıda verilmektedir:

Tablo 11: Logaritmik Serilerin Tanımlamaları

LRMG	Logaritmik Reel Gayrisafi Yurtiçi Hâsıla
LRGFI	Logaritmik Reel Gayrisafi Sermaye Birikimi
LBET	Logaritmik Birincil Enerji Tüketimi

Nelson ve Ploser, (1982) üretim dahil birçok makro ekonomik değişkende yaşanan değişimlerin çoğunun kalıcı olduğunu, rassal yürüyüş olarak ifade edilen bir istatistiki süreç içerisinde hareket ettiklerini gözlemlemişlerdir (Nelson ve Plosser, 1982: 139-141). Bu açıklama doğrultusunda hem GFI değişkeninin hem de BET değişkeninin, rassal yürüyüş süreci içinde oldukları göz önüne alınarak analize dahil edilmiştir. Kalman filtre yöntemiyle elde edilen parametre sonuç ve grafikleri tablo 12’de verilmektedir.

Tablo 12: Kalman Filtre Sonuçları

	Katsayı	Standart Hata	Z-istatistik	Olasılık
C(1)	17,79627	1,069130	16,64556	0,0000
C(2)	-12,46610	45,09058	-0,276468	0,7822
C(3)	-16,49212	89,47824	-0,184314	0,8538
C(4)	-11,62605	4,152558	-2,799732	0,0051
	Son Durum Katsayısı	Kök Ortalama Kare İstatistiği	Z-istatistik	Olasılık
SV1	0,232715	0,040454	5,752543	0,0000
SV2	0,333406	0,094703	3,520534	0,0004
Log Likelihood -73,43080			Akaike -2,954502	



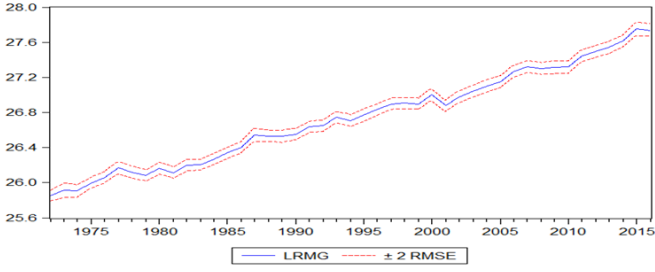
Tablo 12’de gösterilen; C(1) sabit katsayısı, C(2) ölçüm denkleminin varyansını, C(3) ve C(4) ise sırasıyla RGFI geçiş denkleminin ve BET geçiş denkleminin yenilik varyansını temsil etmektedir. SV1 katsayısı RGFI’nın, SV2 ise BET’in, RGSYH ile dinamik ilişkisinin tahmin edilmesi için kullanılan değişen parametre katsayılarını ifade etmektedir. Kalman filtresi; geçiş değişkenlerinin gözlem üzerindeki etkisini; ya son zaman biriminin değeri ya da analize konu dönemin her noktasındaki tahminlerinin ortalama değeri olarak ölçmektedir (Cihangir, 2018: 8). Modelde değişkenler arasındaki ilişki; son zaman değeri göz önüne alınarak açıklanmıştır. Bununla beraber değişkenler, modele rassal yürüyüş süreci dikkate alınarak eklendiğinden, değişen parametre katsayılarının ortalama değerleri de hesaplanarak, analiz genişletilmiştir.

Modelde göre, RGFI’daki %1’lik bir değişim, RGSYH’yı %0,23 artırmaktadır. Sermaye birikiminde gözlenen bu etki literatüre uygundur. Bununla beraber, modelin yapısı itibarıyla, ortaya çıkan pozitif yönlü ilişkinin rassal bir süreçte olduğu göz önüne alındığında; 1970-2016 arası dönemde sermaye birikiminin reel milli gelire etkisi; ortalama %0,11 seviyesinde kalmaktadır. Diğer bir ifadeyle; RGFI’daki %1’lik değişim RGSYH’yı ortalama olarak %0,11 artırmaktadır.

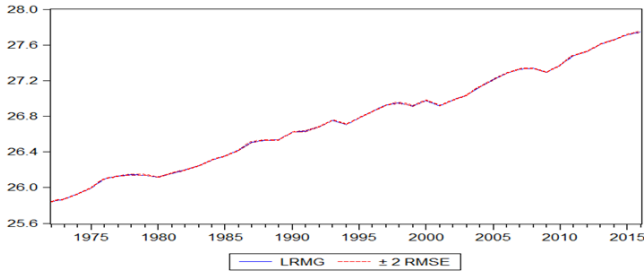
Enerji kullanımını temsil eden, BET ile reel gayrisafi yurtiçi hâsıla arasındaki ilişkiye odaklanıldığında ise; iki seri arasında pozitif yönlü rassal bir ilişki gözlemlenmektedir. BET’deki %1’lik bir artış RGSYH’yı %0,33 oranında artırmaktadır. Reel büyüme ile enerji tüketimi arasında, hata düzeltme modeline benzer bir şekilde aynı yönlü bir ilişki bulunmuştur. BET’in milli gelire ortalama etkisi ise yaklaşık %0,54 olarak hesaplanmıştır. Dolayısıyla, 1970-2016 arası dönem için BET değerinde %1’lik bir artış, RGSYH değerini ortalama %0,54 artırmaktadır.

Kalman filtresi, gözlem ve geçiş değişkenleri için filtrelenmiş ve düzleştirilmiş olmak üzere iki çeşit tahmin seçeneği sunmaktadır. Filtrelenmiş tahminleme; bir örneklem içinde t zamanına kadar olan mevcut tüm bilgileri kullanarak durum değişkenlerini tahmin etmektedir. Öte yandan düzleştirilmiş tahminleme ise; t zamanına kadar sistemdeki mevcut ve mevcut olmayan tüm bilgileri kullanmaktadır. Düzleştirilmiş tahminler daha çok bilgi kullanmalarından dolayı, filtrelenmiş tahminlere göre daha küçük standart hataya sahiptirler.

Filtrelenmiş RGSYH Serisi

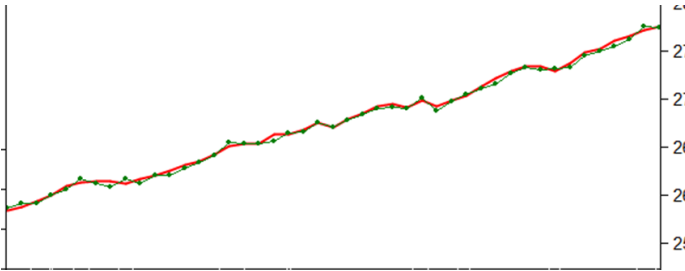


Düzleştirilmiş RGSYH Serisi

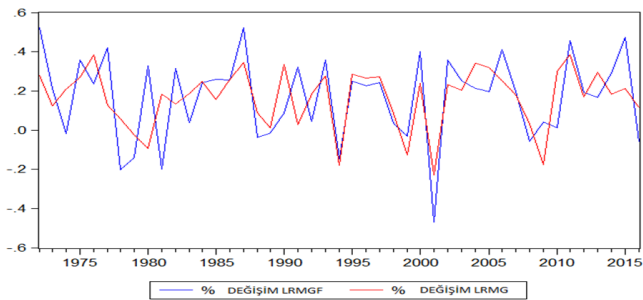


Şekil 3: Filtrelenmiş ve Düzleştirilmiş Tahmin Grafiği

Gerçekleşen RGSYH - Optimal RGSYH İlişkisi (a)



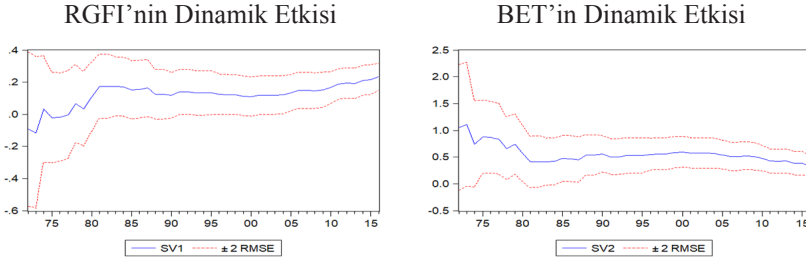
Gerçekleşen RGSYH-Optimal RGYH İlişkisi Yüzdesele Değişim (b)



Şekil 4: Gerçekleşen ve Filtrelenen Hâsıla Değerleri Karşılaştırılması

Şekil 3’de Kalman yöntemiyle, RGSYH’nın filtrelenmiş ve düzeltilmiş tahmin grafiği verilmiştir. Grafikler incelendiğinde, RGSYH’nın filtrelenmiş ve düzeltilmiş değerlerinin, gerçekleşen değerlerden farklılaştığı görülmektedir. Filtrelenmiş RGSYH değerleri, kök ortalama hata kare değerleri arasında yer alırken, serinin özellikle Türkiye ekonomisinin yaşadığı kriz dönemleri dalgalanmalarını doğru yansıttığı gözlenmiştir.

Şekil 4’te ise gerçekleşen hâsıla değeri ile filtrelenmiş hâsıla değerleri birlikte gösterilmiştir. Şekil 4(a)’da RGSYH’nın gözlenen ve filtrelenmiş logaritmik değerleri kıyaslanırken; Şekil 4(b) filtrelenmiş hasıla değerleri ile gözlenen değerlerinin yüzdesel değişimini kıyaslamaktadır. Her iki grafik açısından da filtrelenmiş hâsıla değerlerinin ciddi biçimde farklılaştığı görülmektedir. Tablo 13 ve Şekil 5’te ise bağımsız değişkenlerin dinamik etkileri gösterilmektedir. Modelin bağımsız değişkenleri olan, RGFI ve BET’in, 1970-2016 arası dönemdeki dinamik etkisi incelendiğinde; sermaye birikiminin milli gelir üzerindeki etkisi değişiklik gösterse de zamanla arttığı görülmektedir. 1971 yılı itibariyle sermaye birikimindeki %1’lik artış, RGSYH’yı % 0,02 etkilerken; 2016’ya gelindiğinde bu etki % 0,23’e çıkmaktadır. Buna karşın, BET’deki değişimin reel hâsıla üzerindeki etkisi pozitif yönde olmakla birlikte genel itibariyle zamanla azalmaktadır. Örneğin 1972 yılında BET’de meydana gelen %1’lik bir artış, RGSYH üzerinde %1,05’lik bir artışa neden olurken; 2016 yılına gelindiğinde bu etkinin sadece %0,32 olduğu görülmektedir.



Şekil 5: RGFI ve BET’in Yıllar İtibari ile Dinamik Etkisi

Tablo 13: Bağımsız Değişkenlerin Dinamik Etki Değerleri

RGFI'nın 1970-2016 Dönemi Dinamik Etki Değerleri									
1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
0,0000	0,0286	-0,0937	-0,1160	0,0319	-0,0209	-0,0192	-0,0029	0,0666	0,0337
1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
0,1082	0,1736	0,1734	0,1724	0,1710	0,1511	0,1554	0,1624	0,1239	0,1240
1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
0,1177	0,1404	0,1403	0,1325	0,1322	0,1325	0,1241	0,1219	0,1224	0,1132
2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
0,1084	0,1174	0,1190	0,1187	0,1209	0,1333	0,1492	0,149	0,145	0,151
2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016			
0,1657	0,1886	0,1939	0,1907	0,2107	0,2143	0,2341			
BET'in 1970-2016 Dönemi Dinamik Etki Değerleri									
1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
0,0000	0,0116	1,0541	1,1070	0,7424	0,8728	0,8685	0,8327	0,6608	0,7428
1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989
0,5684	0,4061	0,4114	0,4138	0,4211	0,4725	0,4636	0,4484	0,5380	0,5379
1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
0,5537	0,5058	0,5056	0,5272	0,5289	0,5282	0,5493	0,5565	0,5580	0,5838
2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
0,5968	0,5732	0,5730	0,5743	0,5683	0,5413	0,5090	0,5109	0,5210	0,5100
2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016			
0,4741	0,4250	0,4156	0,4258	0,3840	0,3788	0,3289			

Sonuç

Yapılan bu çalışmada; Türkiye’de enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ilişkisinin varlığını ve yönünü tespit ederek, ele alınan çerçevede ülkenin enerji politikalarının; büyüme performansını ne yönde ve nasıl etkileyeceğinin tespit edilmesi ve uygulanacak ekonomik/siyasi politikalara yön vermesine yardımcı olması amaçlanmıştır. Bu doğrultuda, Türkiye açısından enerji tüketimi büyüme ilişkisinin incelendiği çalışmada; 1970-2016 arası dönem için; enerji tüketimini temsilen BET ile ekonomik büyüme göstergesi olan RGSYH arasındaki ilişki analiz edilmiştir.

Çalışmada öncelikle, sonuçların istatistiki olarak doğru yorumlanabilmesi bakımından serilere durağanlık testi yapılmıştır. Bununla birlikte Türkiye’nin tarihsel süreci göz önünde bulundurulduğunda, serilerin yapısal kırılmaya maruz kalabileceği düşünülmüş, bu nedenle yapısal kırılmalı birim kök testleri uygulanmıştır. Bu sonuçlar ışığında yapılan yapısal kırılmalı birim kök testlerinde; kırılma tarihlerinin, yaşanan kriz yıllarına ve/veya hemen önceki ya da sonraki yıllara denk gelmesi; test sonuçlarının anlamlı sonuç verdiğini ve bahsedilen dönemlerin Türkiye ekonomisi ile bağdaştığını söylemek mümkündür. Aynı zamanda söz konusu tarihlerde yaşanan şokların etkisinin sonraki dönemlerde de devam ettiği sonucuna ulaşılmıştır.

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiler ise yapısal kırılmalı eş-bütünleşme testleri ile incelenmiş ve seriler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmuştur. Çalışmada uzun dönemli katsayılar, 1985 ve 1999 kırılma tarihleri de dikkate alınarak FMOLS yöntemi ile tahmin edilmiş ve hem BET’in hem de RGFI’nın büyüme üzerinde anlamlı ve pozitif bir etkisinin olduğu görülmüştür. Uzun dönem araştırmasından sonra ikinci



aşama olan kısa dönem katsayılar hata düzeltme modeli ile tahmin edilerek, modelde hata düzeltme katsayısının istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. Buna göre kısa dönemli sapmalar her yıl %9 oranında ortadan kalkarak, uzun dönem dengesine yakınsadığı bulunmuştur. Bu durum uzun dönem analizinin güvenilir olduğunu da ispat etmektedir.

Yapılan Toda-Yamamoto nedensellik analizi sonuçlarına göre, BET'den; hem RGSYH'ye hem de RGFI'ya tek yönlü bir nedensellik bulunmuştur. Literatürde 'büyüme hipotezi' olarak adlandırılan bu ilişki; BET'deki bir artış, büyümeye olumlu bir katkı sağlayabilirken, enerji tüketimindeki sınırlamaların ters etkiye sahip olabileceğini göstermektedir. Aynı zamanda, enerji tüketiminin; sermaye ve emek gibi faktörlerin tamamlayıcısı olduğu, hem doğrudan hem de dolaylı yünden üretim sürecine katkı sağlayarak ekonomik büyüme üzerinde önemli bir rol oynadığını da göstermektedir. Bu doğrultuda politika yapıcıların etkin enerji kullanımına yönelik atacağı adımlar büyümeye de olumlu olarak yansiyacaktır.

Son olarak da değişkenler arasındaki dinamik ilişki zamana göre değişen parametreler yöntemi olan Kalman Filtresi ile incelenmiştir. Uygulamalı literatürde enerji tüketimi ve büyüme ilişkisini yönelik yapılan çok sayıdaki çalışmada, genellikle statik modeller kullanılmakta ve ortalama eğilimler üzerine yoğunlaşmaktadır. Ancak değişkenler arasındaki dinamik ilişkiyi inceleyen çok az çalışmaya rastlanmıştır. Literatürdeki bu eksikliği doldurmak amacıyla yapılan dinamik analiz neticesinde; bu çalışmada uygulanan diğer ekonometrik tahmin yöntemlerine uygun olarak, hem BET'in hem de RGFI'nın büyüme üzerinde pozitif yönlü rassal bir etkisinin olduğu bulunmuştur. Analizin bir diğer dikkat çekici sonucu ise incelenen dönem itibari ile RGSYH'nin milli gelir üzerindeki etkisi giderek artarken, BET'in milli gelir üzerindeki etkisi zamanla azalmaktadır.

Yapılan bu analizler ışığında Türkiye ekonomisinde enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ilişkisi bir bütün olarak ele alındığında pozitif yönlü bir ilişkinin varlığından bahsedilebilir. Yani enerji tüketimi arttıkça büyümeyi de arttıracaktır. Bununla beraber ülke ekonomisinde enerji üretiminin, talebin çok gerisinde kalması Türkiye'nin enerji bağımlılığının da artmasına neden olmaktadır. Ülkenin dış ticaret açığının büyük bir kısmını, enerji ithalatının oluşturduğu göz önüne alındığında, ekonomik büyümesini sürdürülebilir kılmak için enerji alanında çeşitli politika önerileri yapılabilir. Bu bağlamda Türkiye enerji alanında dışa bağımlılığını azaltabilmesi için öncelikle yerli üretime önem vermeli, enerji etkinliğini artırılmalıdır. Önümüzdeki birkaç yıl daha fosil kaynakların egemenliğinde geçecek olan enerji sektöründe, mevcut kaynaklar modernize edilmeli ve yeni kaynak rezervlerinin artırılmasında stratejiler belirlenmelidir. Türkiye yenilenebilir enerji kaynak bakımından potansiyeli oldukça yüksek bir ülkedir. Bu

açıdan değerlendirildiğinde, yenilenebilir enerji kaynakları, enerji arz güvenliği ve sürdürülebilir bir büyüme için büyük önem arz etmektedir.

Sonuç olarak bu çalışmanın ışığında Türkiye gibi gelişmekte olan bir ülkede, dış ticaret açıklarının önemli bir kısmına neden olan enerji sorununun giderilmesi için; ya enerjide dışa bağımlılığın azaltılması, ya da ekonomik büyümenin, enerji tüketimine olan bağımlılığının azaltılması gerekmektedir.

Kaynakça

- Akarca, A. T., ve Long, T. V. (1980). On the Relationship Between Energy and GNP: A Re-Examination. *Journal of Energy Development*,(5), 326-331.
- Akpolat, A. G., ve Altıntaş, N. (2013). Enerji Tüketimi ile Reel GSYİH Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik İlişkisi:1961-2010 Dönemi. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 8(2), 115-127.
- Altınay, G., ve Karagol, E. (2004). Structural Break, Unit-Root, and The Causality Between Energy Consumption and GDP in Turkey. *Energy Economics*, 26(6), 985-994.
- Ang, J. B. (2007). CO2 Emissions, Energy Consumption, and Output in France. *Energy Policy*,(35), 4772-4778.
- Apergis, N., ve Payne, J. E. (2009). Energy Consumption and Economic Growth in Central America: Evidence From A Panel Cointegration and Error Correction Model. *Energy Economics*,(31), 211-216.
- _____. (2010). Energy Consumption and Growth in South America: Evidence From A Panel Error Correction Model. *Energy Economics*,(32), 1421-1426.
- _____. (2012). Renewable and Non-Renewable Energy Consumption-Growth Nexus: Evidence From A Panel Error Correction Model. *Energy Economics*,(34), 733-738.
- Belke, A., Dreger, C., ve Haan, F. (2010). Energy Consumption and Economic Growth - New Insights into the Cointegration Relationship. *Ruhr Economic Papers*,(190), 1-24.
- Berk, İ., ve Ediger, V. Ş. (2018). A historical Assessment of Turkey's Natural Gas Import Vulnerability. *Energy*,(145), 540-547.
- Bowden, N., ve Payne, J. E. (2010). Sectoral Analysis of the Causal Relationship Between Renewable and Non-Renewable Energy Consumption and Real Output in the US. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 5(4), 400-408.

- Böhm, D. C. (2007). The Causal Relationship between Energy Prices, Energy Consumption and Economic Growth: A Panel Co-integration Analysis. *European Economics and Finance Society*, 1-20.
- Cihangir, Ç. K. (2018). Küresel Risk Algısının Küresel Ticaret Üzerindeki Etkisi. *İşletme ve İktisat Çalışmaları Dergisi*, 6(1), 1-10.
- Eren, M. V., Polat, M. A., ve Aydın, H. İ. (2016). Türkiye’de Yapısal Kırılmalı Testlerle Elektrik Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Analizi. *Akademik Bakış Dergisi*,(56), 275-289.
- Ghalı, K. H., ve El-Sakka, M. (2004). Energy Use and Output Growth in Canada: A Multivariate Cointegration Analysis. *Energy Economics*,(26), 225-238.
- Greenidge, K. (2001). Forecasting Tourism Demand An STM Approach. *Annals of Tourism Research*, 28(1), 98-112.
- Gregory, A. W., ve Hansen, B. E. (1996). Residual-Based Tests For Cointegration in Models With Regime Shifts. *Journal of Econometrics*, (70), 99-126.
- Gujarati, D., ve Porter, D. C. (2012). *Temel Ekonometri*. Şenesen, Ü ve Şenesen, G.(Çev.). İstanbul: Literatür Yayınları.
- Hamilton, J. D. (1983). Oil and The Macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, 91(2), 228-248.
- Harvey, A. C., ve Shephard, N. (1993). Structural Time Series Models. *Elsevier Science Publisher*, (11), 261-302.
- Harvey, A. C. (2009). *Forecasting, Structural Time Series Models and The Kalman Filter*. New York: Cambridge University Press.
- Hatemi-J, A. (2008). Tests For Cointegration With Two Unknown Regime Shifts With An Application To Financial Market Integration. *Empir Econ*, (35), 497-505.
- Hwang, D. B., ve Gum, B. (1991). The Causal Relationship Between Energy and GNP: The Cause of Taiwan. *The Journal of Energy and Development*, 16(2), 219-226.
- Işık, S., Duman, K., ve Korkmaz, A. (2004). Türkiye Ekonomisinde Finansal Krizler: Bir Faktör Analizi Uygulaması. *D.E.Ü. İ.İ.B.F.Dergisi*, 19(1), 46-69.
- Kaplan, M., Ozturk, İ., ve Kalyoncu, H. (2011). Energy Consumption and Economic Growth in Turkey:Cointegration and Causality Analysis. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, (2), 31-41.

- Kraft, J., ve Kraft, A. (1978). On the Relationship between Energy and GNP. *Journal of Energy and Development*, 3(2), 401-403.
- Korkmaz, S., ve Güngör, Ö. (2016). Türkiye’de Ekonomik Büyüme İle Enerji Tüketimi Arasındaki Nedensellik İlişkisi. *Sosyal Bilimler Metinleri*, (2), 37-50.
- Lee, J. ve Strazichich, M.C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test With Two Structural Breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- LeBlanc, M., ve Chinn, M. (2004). Do High Oil Prices Presage Inflation? The Evidence From G-5 Countries. *UC Santa Cruz Economics Working Paper*, (561), 1-25.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer-Verlag.
- Masih, A. M., ve Masih, R. (1998). A Multivariate Cointegrated Modelling Approach in Testing Temporal Causality Between Energy Consumption, Real Income and Prices With An Application to Two Asian LDCs. *Applied Economics*, (30), 1287-1298.
- Mavrotas, G., ve Kelly, R. (2001). Old Wine in New Bottles: Testing Causality Between Savings And Growth. *The Manchester School Supplement*, 1463(6786), 97-105.
- Narayan, P. K., ve Smyth, R. (2008). Energy Consumption and Real GDP in G7 Countries: New Evidence From Panel Cointegration With Structural Breaks. *Energy Economics*, (30), 2331-2341.
- Nelson, C. R., ve Plosser, C. I. (1982). Trends And Random Walks in Macroeconomic Time Series. *Journal of Monetary Economics*, (10), 139-162.
- Nondo, C., ve Kahsai, M. (2009). Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from COMESA Countries. *Annual Meeting*, (3), 1-17.
- Oh, W., ve Lee, K. (2004). Causal relationship between energy consumption and GDP revisited: The case of Korea 1970-1999. *Energy Economics*, (26), 51-59.
- Olesegun, O. A. (2008). Energy Consumption and Economic Growth in Nigeria: A Bounds Testing Cointegration Approach. *Journal of Economic Theory*, 2(4), 118-123.
- Özdemir, A., ve Mercan, M. (2012). Türkiye’de Enerji Sektöründe Yapısal Bağınlama: Girdi Çıktı Analizi. *Business and Economic Research*



Journal, 3(2), 111-133.

- Öztürk, İ. (2010). A Literature Survey on Energy–Growth Nexus. *Energy Policy*, (38), 340-349.
- Öztürk, I., ve Acaravci, A. (2010). The Causal Relationship Between Energy Consumption and GDP in Albania, Bulgaria, Hungary and Romania: Evidence From ARDL Bound Testing Approach. *Applied Energy*, (87), 1938-1943.
- Özata, E. (2010). Türkiye’de Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkilerin Ekonometrik İncelemesi. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (26), 1-14.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, The Oil Price Shock, And The Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, (6), 1361-1401.
- Polat, M. A. (2017). Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye’de Enerji Tüketiminin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri. *Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(2), 299-313.
- Refan, M. H., Mosavi, M. R., ve Mohammadi, K. (2003). Time Varying Kalman Filter Processing to Predict the Future Errors of a GPS Receiver, Map India Conference, 1-6.
- Sancar, C., ve Polat, M. A. (2015). Türkiye’de Ekonomik Büyüme, Enerji Tüketimi ve İthalat İlişkisi. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Elektronik Dergisi*, (12), 416-432.
- Savaş, B., ve Durğun, B. (2016). Elektrik Tüketimi ile Ekonomik Büyüme Arasında Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Dicle Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 6(11), 213-244.
- Sevüktekin, M., ve Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi EViews Uygulamalı*. Ankara: Nobel Yayın Dağıtım.
- Stern, D. I. (2000). A Multivariate Cointegration Analysis Of The Role Of Energy in The US Macroeconomy. *Energy Economics*, 22(2), 267-283.
- Song, H., ve Witt, S. F. (2000). *Tourism Demand Modelling and Forecasting Modern Econometric Approaches*. Pergamon An Imprint of Elsevier Science.
- Song, H., Witt, S. F., ve Jensen, T. C. (2003). Tourism Forecasting: Accuracy Of Alternative Econometric Models. *International Journal of Forecasting*, (19), 123-141.
- Soytas, U., ve Sari, R. (2003). Energy Consumption and GDP: Causality Relationship in G-7 Countries and Emerging Markets. *Energy*

- Economics*, (25), 33-37.
- Şengül, S., ve Tuncer, İ. (2006). Türkiye’de Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme: 1960-2000. *İktisat, İşletme ve Finans*, (21), 69-80.
- Tsani, S. Z. (2010). Energy Consumption and Economic Growth: A Causality Analysis For Greece. *Energy Economics*, (32), 582-590.
- Tiftikçigil, B. Y., ve Yesevi, Ç. G. (2015). *Türkiye’nin Enerji Görünümü Stratejiler ve İlişkiler*. İstanbul: Derin Yayınları.
- Tıraşoğlu, M., ve Yıldırım, B. (2012). Yapısal Kırılma Durumlarında Sağlık Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama. *Electronic Journal of Vocational Colleges*, 111-117.
- Toda, H. Y., ve Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, (66), 225-250.
- Uzunöz, M., ve Akçay, Y. (2012). Türkiye’de Büyüme ve Enerji Tüketimi Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1970-2010. *Çankırı Karatekin Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 3(2), 1-16.
- Wolde-Rufael, Y. (2005). Energy Demand and Economic Growth: The African Experience. *Journal of Policy Modeling*, (27), 981-903.
- Yavuz, N. Ç. (2006). Türkiye’de Turizm Gelirlerinin Ekonomik Büyüme-ye Etkisinin Testi: Yapısal Kırılma ve Nedensellik Analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(2), 162-171.
- Yılandı, V., ve Özcan, B. (2010). Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye İçin Savunma Harcamaları İle GSMH Arasındaki İlişkinin Analizi. *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 11(1), 21-33.
- Yu, E. S., ve Choi, J.-Y. (1985). The Causal Relationship Between Energy and GNP: An International Comparison. *The Journal of Energy and Development*, 10(2), 249-272.
- Yu, E. S., ve Hwang, B.-K. (1984). The Relationship Between Energy and GNP: Further Results. *Energy Economics*, (6), 186-190.
- Zhang, X.-P., ve Cheng, X.-M. (2009). Energy Consumption, Carbon Emissions, and Economic Growth in China. *Ecological Economics*, (68), 2706-2712.
- Zivot, E., ve Andrews, D. W. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-270.