

# Uluslararası Piyasalardaki Dalgalanmaların Türkiye Toplam Sanayi ve Enerji Üretim Endeksleri Üzerine Uzun Dönem İlişkisinin İncelenmesi: Sınır Testi Yaklaşımı\*

*An Investigation of the Long-Term Relationship between the Fluctuations in the International Market and the Total Production of Industry and Energy Indices of Turkey: Bound Test Approach*

**Eray AKGÜN**

Öğr. Gör., Alanya Alaaddin Keykubat Üniversitesi, İşletme Fakültesi, (erayakgun@akdeniz.edu.tr)

**Celil ZURNACI**

Araş. Gör., Akdeniz Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, (celilzurnaci@akdeniz.edu.tr)

**Mehmet MERT**

Doç. Dr., Akdeniz Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, (mert@akdeniz.edu.tr)

## ÖZ

Bilindiği üzere Türkiye'nin enerjiye olan ihtiyacı ve buna yönelik politikaları son yıllarda giderek artmaktadır ve ayrıca enerjiye olan gereksinimin en büyük sebebi olarak sanayi üretimleri ve harcamaları gelmektedir. Bununla birlikte uluslararası finans piyasalarının enerji ve sanayi üretimine yönelik etkisi gelişmektedir. Uluslararası piyasalardaki dalgalanmaların önemli göstergelerinden biri olan VIX korku endeksi, piyasalarda stres arttıkça yükselen bir değere sahiptir. Tabi ki bu durum Türkiye piyasaları tarafından da ciddi bir önem taşımaktadır. Bu çalışmanın amacı aylık olarak 2006:03 – 2013:06 dönemindeki, uluslararası piyasalardaki dalgalanmaların en önemli göstergelerinden biri olan VIX korku endeksinin, Türkiye'nin toplam sanayi üretimi ve enerji üretimi endekslerinde yaşanan değişimlere uzun dönem etkisinin eş bütünleşik olup olmadığını tespitine yöneliktir. Eş bütünleşme analizi olarak otoregresif dağıtılmış gecikme (ARDL) modeli tercih edilmiştir. Bu sınır testi yaklaşımının diğer eş bütünleşme yöntemlerine göre küçük örneklerde daha güvenilir sonuçlar vermesi, içsellik problemi ve uzun dönem katsayıları üzerindeki hipotezleri test edebilmeye imkân tanınmasıdır. Sonuç olarak kullanılan değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Uluslararası piyasalardaki dalgalanmaların sanayi ve enerji üretim endeksleri ile uzun dönem ilişkisi tespit edilmiştir.

## ABSTRACT

As is known, the need for energy policy for Turkey has been increasing in recent years and also the main reason for the need for energy is industrial production and expenditure. However, the effect of the international financial markets on the production of energy and industry is growing considerably. "VIX" fear index, one of the important indicators of fluctuations in the international market, has a rising value when the stress increases on the market. This case bears serious consideration by the Turkey Markets. The aim of this study intend to determine whether the co-integrated to the long-term effects of the VIX, which is one of the important indicators of fluctuations in the international market, on the changes for Turkey's total industrial production and energy production indices for the 2006:03 – 2013:06 monthly periods. Autoregressive distributed lag (ARDL) model is preferred for co-integration analysis. This bound test is more reliable results than the other co-integration methods in small samples and makes it possible to test the endogeneity problem and the long-term coefficient hypothesis. As a result, co-integration relationship was found among the series. The long-term relationships have been identified with industry and energy production indices of fluctuations in the international markets.

### Anahtar Kelimeler:

Uluslararası Sermaye Piyasası Volatilitesi, Sanayi ve Enerji Üretimi, ARDL Eşbütünleşme

### Keywords:

International Capital Market Volatility, Industry and Energy Production, ARDL co-integration.

\* Bu çalışma; Edirne, 07-12 Mayıs 2015 tarihleri arasında düzenlenen 16. Uluslararası Ekonometri, Yöneylem Araştırması ve İstatistik Sempozyumunda sözlü bildirisi revize edilerek hazırlanmıştır.

## 1. GİRİŞ

Ekonomik gelişmenin ancak hızlı bir sanayileşme ile mümkün olabileceği görüşünün benimsendiği 1950’li yıllardan günümüze kadar geçen sürede Türkiye’de GSYH içinde sanayinin ve enerjinin payı önemli ölçüde artmıştır. 1962-1977 planlı ekonomi döneminde ekonomik büyümede sanayi sektörü tarım sektörünün önüne geçerek itici bir güç konumuna geçmiştir. 1980-2005 dönemi AB ve dünya ekonomisi ile bütünleşme çabası içine giren Türkiye’de dışa açılma ve yeniden yapılanma önem kazanmıştır. Bu gelişmeler ekonomik büyümenin artırılmasında sanayi sektörünün önemini göstermektedir (Kaya vd., 2013:3).

Türkiye’de sanayileşme politikaları kalkınmanın temel dayanağı olmaya devam etmesine rağmen, gelişimi sanayi toplumlarına ve gelişmekte olan birçok ülkeye kıyasla Türkiye’nin sanayileşmesi yeterli düzeye gelememiştir. Buna rağmen, Türkiye’nin sanayileşmede gösterdiği performansı da göz ardı etmemek gerekir. Özellikle son yirmi yılda, GSMH içinde sanayi üretiminin payı enerji sektörüyle birlikte önemli artış göstermiştir. Sanayi sektöründeki bu büyümede, izlenen ekonomi politikalarının payı oldukça önemlidir. 1980 sonrası, uygulanan dışa açılma politikaları ile dış ticarete sağlanan liberalleşmeler de ekonomik gelişmeye ve sanayileşmeye önemli katkılar sağlamıştır. GSMH içinde diğer sektörlerin payı düşerken, sanayi ve enerji sektörünün payının sürekli olarak artması sanayileşmenin önemli göstergelerinden biri olarak kabul edilmektedir (Calderón ve Liu, 2003:321).

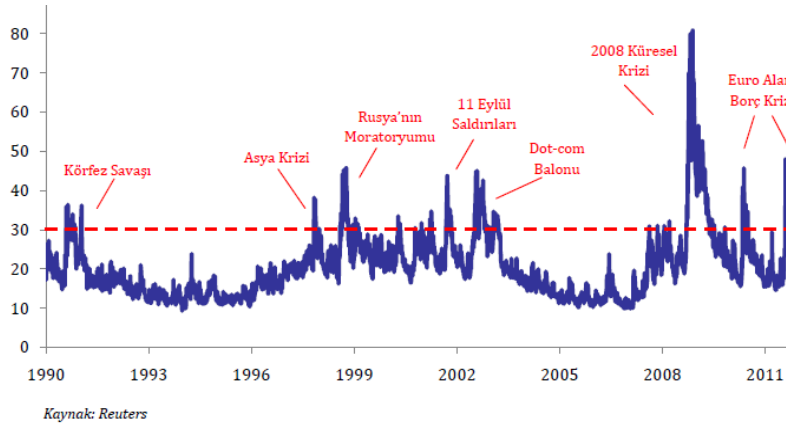
Belli bir gelişimsel zaman süresini gerektirmesi ve teknolojik alt yapı koşullarından kolay etkilenmesi nedeniyle, sanayi ve enerji sektörünün üretim esnekliği düşüktür. Arz ve talebin inelastik olması, ülke ekonomisinin uluslararası piyasalardaki istikrarsızlıklardan kolayca etkilenmesine yol açmaktadır. Örneğin, uluslararası piyasalarda görülen olumlu gelişmelerin avantajlarından yararlanma ve olumsuz gelişmelerin dezavantajlarından sakınma gibi esneklik gerektiren durumlarda başarısız kalınmaktadır.

Sanayileşmede sağlayacağı gelişme ile Türkiye’nin yüksek bir ekonomik büyüme hızını başarabileceği görüşü hayli tartışılmaktadır. Teknolojik yatırımlarla desteklenen rekabetçi sanayileşme politikaları ile Türkiye sanayileşmede ve ekonomik büyümede başarılı olabilir. Bu görüş, sanayileşmenin ekonomik büyümeyi dorudan etkilediği hipotezine dayalıdır.

Finansal gelişme, bilgi ve işlem maliyetlerini azaltarak ve tasarrufları sosyal getirinin en büyük olduğu alanlara kaydırarak ekonomik büyümeyi hızlandırmaktadır. Özellikle gelişmekte olan ekonomilerde gözlenen tasarruf eksikliği reel sektörün finansmanında ortaya çıkan zorlukları da beraberinde getirmekte ve bu durum ekonomik büyüme hedefine ulaşabilmeyi zorlaştırmaktadır. Bu sebeple finansal piyasalarla Türkiye’nin ekonomik gelişme göstergelerinden olan sanayileşme ve enerjiye bağımlılık, aralarındaki ilişki bakımından araştırma konusudur (Brown vd.,1975:149).

Finansal piyasalardaki dalgalanmaları ve endişeleri ortaya koyan ve “korku endeksi” olarak da bilinen VIX(Volatility IndeX), yatırımcılar tarafından yakından takip edilen uluslararası yatırım göstergesidir. 1973 yılında Amerika Birleşik Devletlerinde kurulan ve Chicago Opsiyon Borsası tarafından oluşturulan VIX endeksi, S&P 500 endeksindeki opsiyon fiyatlarındaki oynaklık üzerinden hesaplanan bir göstergedir. Opsiyon fiyatları üzerinden hesaplanan VIX’teki bir artış, yatırımcıların gelecek döneme ilişkin risk algılamasının bozulduğuna işaret etmektedir. Oluşturulduğu 1990 yılından 2008 yılındaki küresel krize kadar aritmetik ortalaması 20 civarında olan VIX endeksinin bu seviyelerin altında seyretmesi risk algılamasındaki olumlu görünüme işaret etmektedir. Endeksin 30’un üzerine çıkması ise risklerin arttığına işaret etmektedir (Korkmaz, 2009:87). Şekil 1 de görüldüğü üzere uluslararası önemli siyasi, ekonomik ve askeri olayların korku endeksine etkisi gözlenebilmektedir.

Buna göre VIX teki dalgalanmaların uluslararası piyasalara etkisi ve eş bütünleşme ilişkisi incelenmesi gereken bir faktör olarak karşımıza çıkmakta ve hem büyümenin temelinde yer alan finansal faktörlerin belirlenmesi, hem de büyümenin finansal piyasalara etkilerinin analiz edilmesi açısından önemlidir.



Şekil 1. VIX Endeksi ve Önemli Gelişmeler

Finansal piyasalar ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin varlığı genellikle uluslararası büyüme ilişkileri yardımıyla açıklanmasına rağmen, araştırmacılar bu konuda bir fikir birliği içerisinde değillerdir. Finansal gelişme, ekonomik gelişmenin önemli bir göstergesi olarak algılanmasına rağmen ampirik sonuçlar, analizlerde kullanılan değişkenlerin içselliklerine bir cevap vermediği gibi nedensellik sorununa da bir çözüm getirmemektedir (Levine ve Zervos, 1998:537).

Bu çalışma uluslararası piyasalardaki dalgalanmaların en önemli göstergelerinden biri olan VIX korku endeksinin, Türkiye'nin toplam sanayi üretimi ve enerji üretimi endekslerinde yaşanan değişimlere uzun dönem etkisinin eş bütünleşik olup olmadığının tespitine yöneliktir. Eş bütünleşme analizi olarak otoregresif dağıtılmış gecikme (ARDL) modeli tercih edilmiştir. Bu sınır testi yaklaşımının diğer eş bütünleşme yöntemlerine göre küçük örneklemelerde daha güvenilir sonuçlar vermesi, içsellik problemi ve uzun dönem katsayıları üzerindeki hipotezleri test edebilmeye imkân tanınmasıdır.

## 2. LİTERATÜR

S&P endeksleri ve VIX endeksi üzerine Blair vd. (2001:1333) tarafından yapılan bir çalışma, piyasa verilerinden elde edilen beklenen volatilitenin, gerçekleşen volatilitayı tahmin etmede, tarihsel volatiliteden çok daha iyi bir araç olduğunu ortaya koymuştur.

Gately ve Huntington (2002:19) enerji ve ham petrol ithalat talebi için gelir ve fiyat esnekliklerini OECD ve OECD dışı ülkeler için tahmin etmiştir. Petrol için fiyat ve gelir esneklikleri OECD ülkeleri için -0.64 ve 0.56; OECD dışı ülkeler için -0.18 ve 0.53 olarak bulunmuştur.

Giot (2002) VIX endeksinin beklenen volatilitesi arttıkça S&P ve NASDAQ100 endekslerinin getirisinin negatif yönlü olduğu, sonrasında çok kısa vadede pozitif döndüğü tespitinde bulunmuş ve bu durumu yüksek volatilitenin yarattığı korku faktörüne bağlamıştır.

Altınay (2007:5829) Türkiye'de 1980-2005 dönemi için ham petrol ithalatı talebini ARDL yöntemi ile incelemiştir. Açıklayıcı değişkenler olarak gelir, fiyat ve kukla değişkenler konulmuştur. Fiyat değişkeni nominal ve reel olarak ayrı ayrı alınmıştır.

Zhao ve Yanrui (2007:4235) çalışmalarında 1995Q1-2006Q4 dönemi için Çin'in ithalat talebinin belirleyicilerini eş bütünleşme ve hata düzeltme modeli teknikleri ile araştırmıştır. Bulgular uzun vadede sanayi üretimi ve ulaşım sektörünün büyümesinin Çin'in petrol ithalatını etkilerken yurt içinde sağlanan enerjinin ikame etkisi olduğunu göstermiştir.

Engle-Granger ve Johansen tarafından önerilen yöntem dışında zaman serisi analizlerinde son dönemlerde sıklıkla uygulanan bir yöntem daha söz konusudur: ARDL sınır testi yaklaşımı (Pesaran ve Shin, 1996:117; Pesaran vd., 2001:289). Bu yöntemin çok sayıda yararı vardır. Eş bütünleşme yaklaşımında bütün değişkenlerin aynı dereceden durağan olması gerekirken bu yöntem değişkenlerin farklı dereceden durağan olmaları halinde de kullanılabilir. Bunlardan başka önemli bir avantaj ise, Hata Düzeltme Modeli (ECM) basit bir doğrusal transformasyonla ve eşanlı olarak elde edilebilmesidir. Zaman serisi analizinde kullanılan veriler sınırlı bir döneme ait ise tüm verilerin I(1) olması durumunda eş bütünleşme olmama riski de söz konusudur. Bütün bu nedenlerden dolayı Pesaran-Shin-Smith (PSS) Sınır Testi yaklaşımı en uygun yöntem olarak öne çıkmaktadır (Süslü ve Bekmez, 2010:85).

Literatürde ARDL modelinin çeşitli avantajlarından bahsedilmektedir. Bu avantajlardan biri modelde kullanılacak değişkenlerin düzeyde durağan I(0) ya da birinci farkta durağan I(1) olmasının sınır testini uygulamaya engel olmamasıdır. Bu modelin diğer bir avantajı da kısıtsız hata düzeltme modelini kullandığından klasik eş bütünleşme testlerine göre istatistiksel olarak daha güvenilir sonuçlar verebilmesidir. Hata düzeltme modelinin en önemli özelliği ise değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem dinamikleri hakkında bilgi içermesidir. Sınır testi değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığını ortaya koymaktadır. Sınır testinde test istatistiğinin üst kritik sınırı geçmesi durumunda kısa ve uzun dönem katsayıları tahmin edilebilmektedir (Halıcıoğlu, 2007:3).

Pesaran, Shin ve Smith (2001:289)'in geliştirdiği yaklaşım, I(0) ve I(1) değişkenlerinin her ikisinin de modelde yer almasına imkan sağlamakla birlikte bağımlı değişkenin yine I(1) olması ve bağımsız değişkenlerin de I(2) ve daha yüksek bütünleşme derecesine sahip olmasına imkan sağlamamaktadır (Şimşek, 2004:3). Burada hesaplanan F istatistiği, Pesaran tablo alt ve üst değerleri ile birlikte karşılaştırılır. Eğer hesaplanan F istatistiği Pesaran alt değerinden küçükse eş bütünleşme ilişkisi yoktur. Hesaplanan F istatistiği alt ve üst kritik değerleri arasındaysa kesin bir yorum yapılamamaktadır ve diğer eş bütünleşme testlerine başvurulması gerekir. Son olarak, hesaplanan F istatistiği üst kritik değer üzerindeyse seriler arasında eş bütünleşme ilişkisi vardır. Seriler arasında eş bütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra, uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL modelleri kurulur. Gecikme sayısının belirlenmesi için Akaike, Schwartz ve Hannan - Quinn gibi bilgi kriterlerinden yararlanılır ve en küçük bilgi kriteri değeri sağlayan gecikme uzunluğu modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenir (Karagöl vd., 2007:72).

### 3. UYGULAMA: ADRL EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZİ

Çalışmada Türkiye Sanayi Üretim Endeksi (Tsan) bağımlı değişkeni ile SP500 VIX (uluslararası piyasalardaki oynaklık) Endeksi ve Türkiye Enerji Üretim Endeksi (Energy) açıklayıcı değişkenleri arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkileri incelemek için Mart 2006 ile Haziran 2013 tarihleri arasında aylık veriler merkez bankası elektronik veri dağıtım sisteminden (EVDS) ve <http://finance.yahoo.com> web adresinden alınmıştır.

Buradan hareketle, durağanlık, zaman içinde serilerin belli bir değere yaklaşmasını başka bir ifadeyle serilerin sabit bir ortalamaya, sabit bir varyansa ve gecikme seviyesine bağlı bir kovaryansa sahip olmasını ifade eden bir kavramdır. Durağan bir özellik gösteren veya birim kök içermeyen zaman serileri her gecikme dönemi için sabit bir ortalamaya, varyansa ve kovaryansa sahip serilerdir. Durağanlığın başka bir ifade ile birim kökün test edilmesi için farklı yöntemler geliştirilmiştir. Çalışmada birim kök testleri olarak Augmented Dickey Fuller - ADF(yapısal kırılmayı dikkate almayan) birim kök testi ve Zivot – Andrews yapısal kırılmalı birim kök testini kullanarak serilerin durağanlığı test edilmiştir. Değişkenlerimizin birim kök testlerinin sonuçları düzeyde sabit, sabit ve trendli, None(sabit ve trend yok) olarak elde edilmiştir. Ayrıca seriler mevsimsel düzeltme (Seasonal Adjustment) ile mevsimsellikten arındırılmışlar ve analizlere dahil edilmişlerdir.

**Tablo 1. Birim Kök Testi Sonuçları**

Seviye	Değişkenler	ADF	Zivot-Andrews
Sabit	Tsan	-0.931 (0.7738)	-3.833 (9/2008)
	Energy	-1.534 (0.5117)	-3.835 (10/2008)
	VIX	-0.343 (0.9129)	-3.824 (1/2008)
Sabit ve Trend	Tsan	-1.677 (0.7528)	-3.057 (2/2009)
	Energy	-2.589 (0.2861)	-2.782 (4/2009)
	VIX	-1.418 (0.8487)	-3.150 (12/2008)
None	Tsan	0.933 (0.9055)	-4.117 (10/2008)
	Energy	1.114 (0.9303)	-3.834 (10/2008)
	VIX	1.370 (0.9564)	-4.083 (6/2008)
Birinci Fark Sabit	Tsan	-19.621 (0.0001)	-6.245 (4/2009)
	Energy	-14.690 (0.0001)	-14.935 (3/2010)
	VIX	-8.905 (0.0000)	-10.301 (3/2009)
Birinci Fark Sabit ve Trend	Tsan	-19.520 (0.0000)	-5.165 (8/2008)
	Energy	-14.618 (0.0000)	-14.589 (11/2008)
	VIX	-8.925 (0.0000)	-9.036 (2/2008)
Birinci Fark None	Tsan	-19.588 (0.0000)	-6.748 (3/2009)
	Energy	-14.593 (0.0000)	-15.012 (4/2012)
	VIX	-8.769 (0.0000)	-10.727 (3/2009)

Zivot – Andrews Tsan, Energy ve VIX kritik değerleri:			
Düzye Sabit :	%1 : -5.34	%5 : -4.80	%10 : -4.58
Sabit ve Trend :	%1 : -4.93	%5 : -4.42	%10 : -4.11
None:	%1 : -5.57	%5 : -5.08	%10 : -4.82

Bütün değişkenlerimizin %5 de I(1) olduğu ve yapısal kırılmanın dönemi görülmektedir. Birim kök testleri sonucunda serilerin hangi dereceden bütünleşik olmalarının anlaşılmasından sonra, değişkenlerin aralarındaki nedenselliğin belirlenmesi için öncelikle eş bütünleşme analizi yapılarak değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin olup olmadığının kontrol edilmesi gerekir.

Kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (Unrestricted Error Correction Model – UECM) aşağıdaki gibi elde edilmiştir:

Kısıtsız ECM(UECM):

$$\Delta(\text{Tsan})_t = a_{0M} + \sum_{i=1}^m b_{tM} \Delta(\text{Tsan})_{t-i} + \sum_{i=0}^m c_{tM} \Delta(\text{Energy})_{t-i} + \sum_{i=0}^m d_{tM} \Delta(\text{VIX})_{t-i} + \lambda_{1M}(\text{Tsan})_{t-1} + \lambda_{2M}(\text{Energy})_{t-1} + \lambda_{3M}(\text{VIX})_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

Öncelikle, uygun modeli seçebilmek amacı ile ARDL modelinin en uygun gecikme uzunluğu bulunur. UECM modelinde, m gecikme sayısını ifade etmektedir. Gecikme sayısının belirlenmesi için, çeşitli bilgi kriterlerinden (Akaike, Schwarz ve Hannan Quinn gibi) yararlanılır ve en küçük bilgi kriteri değeri sağlayan gecikme uzunluğu, modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenir (Narayan ve Narayan, 2004:369). Veriler aylık olduğu için gecikme sayısı 12 ye kadar götürülebilir.

**Tablo 2. Gecikme değerinin belirlenmesi**

Gecikme	Sabit Terimli Model			Sabit ve trendli Model		
	AIC	SIC	F	AICtrend	SICtrend	F trend
1	4.896004	5.152854*	<b>7.961957</b>	4.847559	5.132949*	<b>10.16415</b>
2	4.947675	5.292520	4.856141	4.918236	5.291817	6.269371
3	4.953113	5.387187	4.512115	4.941329	5.404342	5.359169
4	4.982460	5.507028	5.602925	4.947538	5.501249	7.055732
5	4.939694	5.556049	5.425825	4.949512	5.595217	5.484252
6	4.946363	5.655829	6.640127	4.952696	5.691723	6.582310
7	4.972775	5.776709	5.660240	4.986292	5.820002	5.651319
8	5.014332	5.914123	4.135644	5.022062	5.951845	4.332525
9	5.030290	6.027359	4.563337	5.040157	6.067440	4.572604
10	4.756936*	5.852741	<b>10.54353</b>	4.753395	5.879639	10.95419
11	4.848731	6.044765	4.920665	4.855810	6.082512	5.094432
12	4.789342	6.087135	5.467477	4.814005*	6.142698	<b>5.197434</b>

\*Belirlenen gecikme değerleri, Sabit Model için Pesaran vd. (2001)'deki Tablo CI (case III) ve Sabit ve Trendli Model için Tablo CI (case V)'den alınan değere göre en küçük bilgi kriteri değeri olarak tespit edilmiştir.

Tablo 3'de görüldüğü gibi, sabit model de AIC değerine göre 10 gecikme belirlenmiş ve bu gecikme uzunluğunda otokorelasyona rastlanmamıştır ve ayrıca Sabit ve Trendli modelde AIC değerine göre 12 gecikme belirlenmiş ve bu gecikme uzunluğunda da otokorelasyona rastlanmamıştır.

Yine ayrıca Sabit model SIC değerine göre 1 gecikme belirlenmiş ve bu gecikme uzunluğunda da otokorelasyona rastlanmamıştır ve yine ayrıca Sabit ve Trendli modelde SIC değerine göre 1 gecikme belirlenmiş ve bu gecikme uzunluğunda da otokorelasyona rastlanmamıştır.

Her iki bilgi kriterinin değerlerini incelediğimizde AIC Sabit terimli Modelin daha küçük bilgi değerine sahip olduğu görülmüştür.

Eş bütünleşme ilişkisinin varlığının test edilmesi için, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci dönem gecikmelerine F testi yapılır. Bu test için temel hipotez,  $H_0: \lambda_{1M} = \lambda_{2M} = \lambda_{3M} = 0$  şeklindedir. Hesaplanan F istatistiği, Pesaran tablo alt ve üst değerleri ile birlikte karşılaştırılır. Eğer hesaplanan F istatistiği Pesaran alt değerinden küçükse eş bütünleşme ilişkisi yoktur. Hesaplanan F istatistiği alt ve üst kritik değerleri arasındaysa kesin bir yorum yapılamamakta, ya seriler birinci dereceden bütünleşik ise eş bütünleşme yönünde karar verilmektedir ya da diğer eş bütünleşme testlerine başvurulması gerekmektedir. Son olarak, hesaplanan F istatistiği üst kritik değer üzerindeyse seriler arasında eş bütünleşme ilişkisi vardır. Seriler arasında eş bütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra, uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL modelleri kurulur. Gecikme sayısının belirlenmesi için Akaike ve Schwartz gibi bilgi kriterlerinden yararlanılır ve en küçük bilgi kriteri değeri sağlayan gecikme uzunluğu modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenir (Karagöl vd., 2007:75).

**Tablo 3. F istatistiği Değer Tablosu**

Sabit model	F < I(0)	I(0) < F < I(1)	I(1) < F	F* AIC	Sonuç H <sub>0</sub> RED
$\alpha=10\%$	3.17		4.14	10.54	
$\alpha=5\%$	3.79		4.85		
$\alpha=1\%$	5.15		6.36		

Sabit ve Trendli Model					
	<b>F &lt; I(0)</b>	<b>I(0) &lt; F &lt; I(1)</b>	<b>I(1) &lt; F</b>	<b>F* SIC</b>	<b>Sonuç</b>
$\alpha=10\%$	4.19		5.06	10.16	H <sub>0</sub> RED
$\alpha=5\%$	4.87		5.85		
$\alpha=1\%$	6.34		7.52		

Kritik değerler, Sabit Model için Pesaran vd. (2001:289)'deki Tablo CI (case III) ve Sabit ve Trendli Model için Tablo CI (case V)'den alınmıştır.

Sınır testi sonuçlarına göre, hesaplanan test istatistiği, Pesaran vd. (2001:289)'deki üst kritik değeri yüzde 5 anlamlılık düzeyinde aştığı görülmektedir. Bu sonuç, analize konu olan üç değişken arasında, bir eş bütünleşme ilişkisinin mevcut olduğunu göstermektedir.

Dolayısıyla uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek üzere ARDL modeli şu şekilde kurulabilecektir.

Uzun Dönem Modeli:

$$(Tsan)_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_1 (Tsan)_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_2 (Energy)_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_3 (VIX)_{t-i} + \mu_t$$

Kısa Dönem Modeli:

$$\Delta(Tsan)_t = a_{0M} + \sum_{i=1}^m \lambda_{1M} \Delta(Tsan)_{t-i} + \sum_{i=0}^m \lambda_{2M} \Delta(Energy)_{t-i} + \sum_{i=0}^m \lambda_{3M} \Delta(VIX)_{t-i} + \lambda_{4M} (ECM)_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

**Tablo 4. Uzun Dönem ve Kısa Dönem Esneklik Katsayıları**

Bağımlı Değişken “Tsan” Regresörler	Model seçim kriterleri	
	AIC ARDL (12,12,12)	SIC ARDL (0,9,2)
<b>Uzun Dönem Esnekliği</b>		
Energy	0.176 (0.04)	0.161 (0.12)
VIX	0.476 (0.00)	0.479 (0.00)
Intercept	28.312 (0.00)	29.635 (0.00)
<b>Kısa Dönem Esnekliği</b>		
Tsan(-1)	0.710 (0.082)	-
Tsan(-2)	1.018 (0.009)	-
Tsan(-3)	0.747 (0.046)	-
*	*	-
*	*	-
Tsan(-12)	-0.174 (0.196)	-
Energy(-1)	0.730 (0.000)	0.686 (0.00)
Energy(-2)	-0.117 (0.546)	-0.057 (0.56)
Energy(-3)	-0.113 (0.566)	0.159 (0.10)
*	*	*
Energy(-8)		-0.304 (0.00)
*	*	-
Energy(-12)	0.436 (0.003)	-
VIX(-1)	-0.064 (0.584)	0.086 (0.41)
VIX(-2)	-0.782 (0.006)	-0.381 (0.001)
VIX(-3)	-0.358 (0.161)	-
*	*	-
*	*	-
VIX(-12)	0.209 (0.147)	-
Intercept(-1)	44.540 (0.002)	29.635 (0.00)
ECM (-1)	-1.573 (0.001)	-1.00 (0.00)

AIC e göre Kısa Dönem için Hata Düzeltme Modeli:

$$(ECM_{t-1}) = TsanSA - 0.17645*EnergySA - 0.47666*VIX - 28.3124*INTERCEPT$$

Modelde hata düzeltme teriminin katsayısı ( $ECM_{t-1}$ ) = -1.573 negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Kısa dönemdeki şokların etkisi zaman içinde ortadan kalkar. Düzeltme hızı ise;  $1/ECM$  katsayısı = 0,64 dönem olarak bulunur. Verilerimiz aylık olduğu için yaklaşık 19 günden sonra dengesizlik ortadan kalkar.

SIC e göre Kısa Dönem için Hata Düzeltme Modeli:

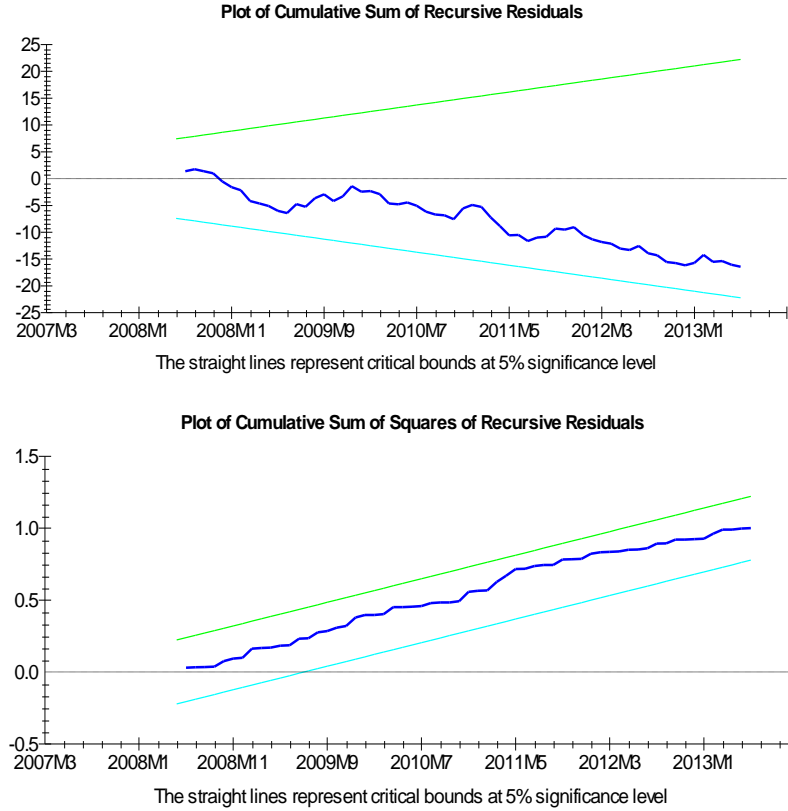
$$(ECM_{t-1}) = TsanSA - 0.16120*EnergySA - 0.47965*VIX - 29.6352*INTERCEPT$$

Modelde hata düzeltme teriminin katsayısı ( $ECM_{t-1}$ ) = -1.00 negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Düzeltme hızı ise;  $1/ECM$  katsayısı= 1 dönem olarak bulunur. ECM'nin katsayısının 1 çıkması, kısa dönemde modelin uzun dönem ilişkisinden bir aylık sapma olduğunu ve bu periyotta dalgalanarak dengeye geldiğini göstermektedir.

Ayrıca AIC e göre uzun dönem katsayılarımızın tamamı anlamlıdır. Enerji endeksimizin katsayısı pozitif yönlü 0,176 kat etmekte ve uluslararası korku endeksimiz ise sanayi üretimine 0,476 kat pozitif yönlü anlamlı etki etmektedir.

Oluşturulan modellerin gecikme değerlerinin katsayılarını ve anlamlılık değerlerini ekler kısmındaki Tablo 5 ve sonrasında görülebilir.

Tahmin edilen ARDL modelinin kararlılığını belirlemek üzere, geri dönüşlü hata terimlerinin karelerini kullanan ve bu şekilde değişkenlere ilişkin yapısal kırılmayı araştıran CUSUM ve CUSUMSQ (Brown vd. 1975:149) grafiklerinden yararlanılmıştır.



Şekil 2. ARDL(12,12,12) Cusum ve CusumSQ grafikleri:

Eğer, CUSUM ve CUSUMSQ istatistikleri %5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırlar içerisinde (iki çizgi arasında) kalıyorsa, ARDL modelindeki katsayıların istikrarlı olduğunu ifade eden  $H_0$  hipotezi kabul edilecektir (Bahmani-Oskooee ve Chomsisengphet, 2002:147). Ancak, CUSUM grafikleri sınırların dışında kalırsa, katsayıların durağanlığını savunan  $H_0$  hipotezinin reddedilmesi gerekecektir (Bahmani-Oskooee vd, 2007:315). Şekil 2 de modelin kararlılığı görülmektedir.

Çalışmada otokorelasyon, fonksiyonel biçim, normallik, değişen varyans ve yapısal istikrar testleri yapılarak modelin iyiliği ve uyumu kontrol edilmiştir. Model tahmin edildikten sonra uygulanan otokorelasyon ve hata terimlerinin normalliği testleri modelin yeterince güçlü olduğunu göstermektedir. Breusch-Godfrey seri otokorelasyon LM testi sonucunda otokorelasyon olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Jarque-Berra normallik testi sonucunda da hata terimlerinin normallik testini geçtiği sonucuna

ulaşmıştır. Bahsi geçen analizlerin sonuçları ek tablolarda görülebilir. Ayrıca, CUSUM ve CUSUMSQ testleri de modelin istikrarlı olduğuna işaret eden bir başka istatistik olarak göze çarpmaktadır.

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi ise ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli ile oluşturulan modele göre AIC yardımıyla ARDL (12,12,12) modelinin ve SIC yardımıyla ARDL (0,9,2) modelinin araştırılması gerektiği sonucuna ulaşılmıştır.

#### 4. SONUÇLAR

Ekonomik büyümenin en önemli nedenlerinden biri sanayileşmedir. Sanayileşme ile birlikte üretim faktörleri üretim sürecine daha fazla dâhil olmaktadır. Artan oranda üretim faktörlerinin üretim sürecinde kullanılması daha yoğun enerji tüketimini beraberinde getirmektedir. Sanayi üretiminin, ekonomik büyüme, satışlar, enflasyon gibi değişkenler için önemli bir tahmin gücüne sahip olduğu bilinmektedir. Enerji üretimi ise, ülkelerin gelişmişlik düzeylerini etkilemede ve ülkelerin uluslararası politikalarının belirlenmesinde önemli bir yer teşkil etmektedir.

Makroekonomik değişkenlerin enerji sektörü arzındaki ani değişimlere olan tepkisini tahmin edebilmek amacıyla, söz konusu değişkenlerin enerji arzındaki beklenmeyen kesintilere, enerji arzındaki fiyatlara, enerji tasarrufu ve yeni enerji kaynaklarının keşfine karşı hassasiyetinin ortaya konulması oldukça önemlidir. Enerji verimliliği ise sanayi kuruluşlarının çevre performans gelişmelerini etkileyen en hızlı ve en ekonomik yollardan biridir. Enerji maliyetinin yüksek olduğu sanayi kuruluşlarında enerji girdilerinde süreklilik, kalite ve düşük maliyet sağlamak kaçınılmaz olmuştur.

Çalışmada enerji üretimi ve söz konusu makroekonomik değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Buradan hareketle, Türkiye sanayi üretim indeksi ile Türkiye enerji üretim indeksi ve uluslararası piyasalar korku endeksi arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu ifade etmek mümkündür. Elde edilen bulgular, diğer birçok çalışmadan farklı ve görece daha zayıf ilişkilere işaret etmektedir. Bu sonuçlara ulaşılmasında bu çalışma özelinde söz etmemiz gereken önemli noktalar bulunmaktadır. Sanayi üretimi ve enerji üretiminde uzun dönemli ilişkiyi yansıtan parametrelerin tahmin edilmesinden sonra ampirik bulgulara göre enerji ve uluslararası dalgalanmalar açısından ve Türkiye endüstriyel gelişme göstergesi olarak alınan sanayi değişkeninin elastikiyet katsayıları değerlerine bakıldığında pozitif ve anlamlı olarak etkilediği görülmektedir.

Türkiye’de toplam enerjisi üretiminin yaklaşık yarısının tek bir kaynaktan karşılanması, bu kaynağın yeterli seviyelerde depolanamaması ve büyük bir kısmının ithal ediliyor olması göz önüne alındığında, enerjisi arz güvenliğinin ne kadar önemli olduğu dikkat çekmektedir. Enerji üretiminde kaynak çeşitliliğinin sağlanmasında linyite dayalı termik santraller ve yenilenebilir enerji kaynakları öne çıkan kaynaklardır.

Benzer şekilde Türkiye’de artan elektrik enerjisi kullanımına bağlı olarak yüksek kaliteli enerji tüketimi artmakta, elektrik enerjisi ile ekonomik çıktı arasındaki bağ kuvvetlenirken, konvansiyonel enerji ile büyüme arasındaki bağ zayıflamaktadır. Dolayısıyla enerji politikalarının oluşturulmasında ağırlığın konvansiyonel enerji türlerinden, yüksek kaliteli enerji türlerine doğru kaydırılması ve uluslararası dalgalanmaların dikkate alınması ekonomik büyümenin hızlandırılması açısından önem kazanmaktadır. Günümüzde enerji üretiminde doğalgaz en büyük payı alırken, bunu kömür, petrol ve başta hidrolik olmak üzere yenilenebilir ve diğer kaynaklar izlemektedir. Türkiye, Rusya ve İran başta olmak üzere doğalgaz tedarikinde dışarıya bağımlı bir ülkedir. Türkiye’nin enerjide dışa bağımlılığı, sanayiye yakından ilgilendirmektedir.

Sonuç olarak, enerji en iyi kontrol edilebilir maliyetlerden biridir. Unutulmamalıdır ki bu konuda yapılacak her bir girişim kazançta açıkça gözükecek ve uluslararası piyasa rekabeti ve dalgalanmalara karşı direnci açısından önemli bir avantaj sağlayacaktır.

#### KAYNAKÇA

- ALTINAY, G. (2007). “Short-run and long run elasticities of import demand for crude oil in Turkey Energy Policy”, 35, 5829–5835.
- BAHMANI-OSKOOEE, M., & CHOMSISENGPHET, R. N. W. (2002). “Long-run demand for money in Hong Kong: an application of the ARDL model”. *International journal of business and economics*, 1(2), 147-155.
- BAHMANI-OSKOOEE, M. & NG, W. Y. (2007) “The J-Curve at The Industry Level: Evidence From Trade Between The US and Australia”, *Australian Economic Papers*, 46(4), 315-328.
- BLAIR, B. J., POON, S. H., & TAYLOR, S. J. (2010). “Forecasting S&P 100 volatility: the incremental information content of implied volatilities and high-frequency index returns”. In *Handbook of Quantitative Finance and Risk Management*, Springer US., 1333-1344.
- BROWN, R. L., DURBİN, J., & EVANS, J. M. (1975). “Techniques for testing the constancy of regression relationships over time”. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 149-192.



- CALDERÓN, C., & LIU, L. (2003). "The direction of causality between financial development and economic growth". *Journal of development economics*, 72(1), 321-334.
- CBOE, Chicago Board of Exchange, Historical VIX Endeksi, <http://finance.yahoo.com/q/hp?s=%5EVIX+Historical+Prices>.
- GATELY, D. & HUNTINGTON, H. G. (2002). "The asymmetric effects of changes in price and income on energy and oil demand". *The Energy Journal*, 23, 19-55.
- GIOT, P. (2002). "Implied volatility indices as leading indicators of stock index returns?", *Social Science Research Network*, 50, 1-34.
- HALICIOĞLU, F. (2007) "The Financial Development and Economic Growth Nexus For Turkey", MPRA Paper No. 3566, November, <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/3566/>, 1-9.
- KARAGÖL, E., ERBAYKAL, E., & ERTUĞRUL, H. M. (2011). "Türkiye'de ekonomik büyüme ile elektrik tüketimi ilişkisi: sınır testi yaklaşımı". *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 8(1), 72-80.
- KAYA, A., GÜLHAN, Ü., & GÜNGÖR, B. (2013). "Türkiye Ekonomisinde Finans Sektörü Ve Reel Sektör Etkileşimi". *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi (AKAD)*, 5(8), 1-15.
- KORKMAZ, T. (2009). "Zımnı Volatilite Endeksinden Gelişmekte Olan Piyasalara Yönelik Volatilite Yayılma Etkisi", 3(2), 87-105.
- LEVINE, R., & ZERVOS, S. (1998). "Stock markets, banks, and economic growth". *American economic review*, 537-558.
- NARAYAN, P. K., & NARAYAN, S. (2004). "The Journal of Curve: Evidence from Fiji\*". *International Review of Applied Economics*, 18(3), 369-380.
- PESARAN, M. H., & SHIN, Y. (1996). "Cointegration and speed of convergence to equilibrium". *Journal of econometrics*, 71(1), 117-143.
- PESARAN, M. H., SHIN, Y., & SMITH, R. J. (2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships". *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- SÜSLÜ, B., & BEKMEZ, S. (2010). "Türkiye'de Zaman tutarsızlığının ARDL Yöntemi ile incelenmesi". *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 4(2), 85-110.
- ŞİMŞEK, M.; (2004), "Türkiye'de Reel Döviz Kurunu Belirleyen Uzun Dönemli Etkenler". *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 5(2), 1-23.
- ZHAO, X. AND YANRUI W. (2007). "Determinants of China's Energy Imports: An Empirical Analysis," *Energy Policy*, 35, 4235-4246.

**EKLER:**

**Tablo 5: ARDL(12,12,12) Modelinin AIC e göre tahmin sonuçları**

Bağımlı Değişken: TSAN  
76 gözlem ve 2007M3 to 2013M6 dönemleri arası tahminleri

Regressor	Katsayılar	Standard Hata	T-Ratio[Prob]
TSAN(-1)	.13715	.15554	.88179[.384]
TSAN(-2)	.30796	.14821	2.0779[.045]
TSAN(-3)	-.27079	.15722	-1.7223[.093]
TSAN(-4)	-.22649	.16338	-1.3863[.174]
TSAN(-5)	-.047807	.15876	-.30113[.765]
TSAN(-6)	-.066074	.15219	-.43417[.667]
TSAN(-7)	-.24883	.14172	-1.7558[.087]
TSAN(-8)	-.28689	.15084	-1.9019[.065]
TSAN(-9)	.10842	.14692	.73796[.465]
TSAN(-10)	.079542	.14939	.53245[.598]
TSAN(-11)	-.23345	.13691	-1.7052[.097]
TSAN(-12)	.17409	.13236	1.3152[.197]
ENERGY	.73084	.11995	6.0931[.000]
ENERGY(-1)	-.57058	.13937	-4.0941[.000]
ENERGY(-2)	.0038365	.16169	.023728[.981]
ENERGY(-3)	.50548	.15714	3.2166[.003]
ENERGY(-4)	-.13575	.17360	-.78199[.439]
ENERGY(-5)	.011928	.18809	.063417[.950]
ENERGY(-6)	-.032494	.16374	-.19845[.844]
ENERGY(-7)	-.047120	.15853	-.29724[.768]
ENERGY(-8)	.076506	.15526	.49276[.625]
ENERGY(-9)	.17579	.15021	1.1703[.249]
ENERGY(-10)	-.081197	.15173	-.53513[.596]
ENERGY(-11)	.077111	.14289	.53964[.593]
ENERGY(-12)	-.43676	.13692	-3.1899[.003]
VIX	-.064917	.11758	-.55213[.584]
VIX(-1)	.032104	.15896	.20196[.841]
VIX(-2)	.42368	.16872	2.5112[.017]
VIX(-3)	-.11945	.17660	-.67638[.503]
VIX(-4)	-.20740	.17362	-1.1945[.240]
VIX(-5)	.43442	.17406	2.4958[.017]
VIX(-6)	.0023192	.18366	.012628[.990]
VIX(-7)	.025795	.17306	.14905[.882]
VIX(-8)	-.10817	.16890	-.64044[.526]
VIX(-9)	.17281	.17440	.99089[.328]
VIX(-10)	.054756	.17593	.31125[.757]
VIX(-11)	.31319	.18279	1.7134[.095]
VIX(-12)	-.20928	.14142	-1.4798[.147]
INTERCEPT	44.5400	13.6270	3.2685[.002]

**Tanlayıcı Testler**

R-Squared	.96490	R-Bar-Squared	.92886
S.E. of Regression	2.8869	F-stat. F( 38, 37)	26.7687[.000]
Mean of Dependent Variable	102.8139	S.D. of Dependent Variable	10.8234
Residual Sum of Squares	308.3611	Equation Log-likelihood	-161.0598
Akaike Info. Criterion	-200.0598	Schwarz Bayesian Criterion	-245.5091
DW-statistic	1.9428		
<b>Test Statistics</b>		<b>LM Version</b>	<b>F Version</b>
A:Serial Correlation		CHSQ( 12) = 23.4948[.024]	F( 12, 25)= .93224[.532]
B:Functionality Form		CHSQ( 1) = 4.7769[.029]	F( 1, 36)= 2.4145[.129]
C:Normality		CHSQ( 2) = .48105[.786]	Not applicable
D:Heteroscedasticity		CHSQ( 1) = .53068[.042]	F( 1, 74)= .51675[.043]

- A: Lagrange multiplier test of residual serial correlation
- B: Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
- C: Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
- D: Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

**Tablo 6: ARDL(12,12,12) Modelinin AIC e göre Uzun Dönemdeki Tahmin Sonuçları**

Bağımlı Değişken: TSAN  
76 gözlem ve 2007M3 to 2013M6 dönemleri arası tahminleri

Regressor	Katsayılar	Standard Hata	T-Ratio[Prob]
ENERGYSA	0.1764	0.0846	2.0847[.044]
VIX	0.4766	0.0387	12.3140[.000]
INTERCEPT	28.3124	4.8425	5.8467[.000]

**Tablo 7: ARDL(12,12,12) Modelinin AIC e göre Hata Düzeltme Modeli ve Kısa Dönem Katsayıları**

Bağımlı Değişken: dTSAN  
76 gözlem ve 2007M3 to 2013M6 dönemleri arası tahminleri

Regressor	Katsayılar	Standard Hata	T-Ratio[Prob]
dTSAN1	.71032	.39751	1.7869[.082]
dTSAN2	1.0183	.37312	2.7291[.009]
dTSAN3	.74749	.36288	2.0599[.046]
dTSAN4	.52100	.31971	1.6296[.111]
dTSAN5	.47319	.28082	1.6850[.100]
dTSAN6	.40712	.26039	1.5635[.126]
dTSAN7	.15829	.23307	.67918[.501]
dTSAN8	-.12859	.21261	-.60485[.549]
dTSAN9	-.020174	.20003	-.10085[.920]
dTSAN10	.059368	.18434	.32205[.749]
dTSAN11	-.17409	.13236	-1.3152[.196]
dENERGY	.73084	.11995	6.0931[.000]
dENERGY1	-.11732	.19274	-.60868[.546]
dENERGY2	-.11348	.19584	-.57948[.566]
dENERGY3	.39199	.19118	2.0504[.047]
dENERGY4	.25624	.19885	1.2886[.205]
dENERGY5	.26817	.19623	1.3666[.180]
dENERGY6	.23567	.19612	1.2017[.237]
dENERGY7	.18855	.19090	.98769[.329]
dENERGY8	.26506	.19693	1.3460[.186]
dENERGY9	.44085	.18261	2.4142[.021]
dENERGY10	.35965	.15898	2.2622[.029]
dENERGY11	.43676	.13692	3.1899[.003]
dVIX	-.064917	.11758	-.55213[.584]
dVIX1	-.78267	.26826	-2.9176[.006]
dVIX2	-.35899	.25149	-1.4275[.161]
dVIX3	-.47845	.23237	-2.0590[.046]
dVIX4	-.68585	.22469	-3.0524[.004]
dVIX5	-.25142	.21379	-1.1761[.247]
dVIX6	-.24911	.18671	-1.3342[.190]
dVIX7	-.22331	.17516	-1.2749[.210]
dVIX8	-.33148	.16399	-2.0213[.050]
dVIX9	-.15867	.17069	-.92958[.358]
dVIX10	-.10392	.15399	-.67483[.504]
dVIX11	.20928	.14142	1.4798[.147]
dINTERCEPT	44.5400	13.6270	3.2685[.002]
ECM(-1)	-1.5732	.44346	-3.5475[.001]

**Tanılayıcı Testler**

R-Squared	.93184	R-Bar-Squared	.86185
S.E. of Regression	2.8869	F-stat. F( 36, 39)	14.0520[.000]
Mean of Dependent Variable	.42316	S.D. of Dependent Variable	7.7669
Residual Sum of Squares	308.3611	Equation Log-likelihood	-161.0598
Akaike Info. Criterion	-200.0598	Schwarz Bayesian Criterion	-245.5091
DW-statistic	1.9428		

**Tablo 8: ARDL(0,9,2) Modelinin SIC e göre tahmin sonuçları**  
Bağımlı Değişken: TSAN  
76 gözlem ve 2007M3 to 2013M6 dönemleri arası tahminleri

Regressor	Katsayılar	Standard Hata	T-Ratio[Prob]
ENERGY	.68604	.072856	9.4164[.000]
ENERGY(-1)	-.58196	.079052	-7.3617[.000]
ENERGY(-2)	.21658	.078923	2.7442[.008]
ENERGY(-3)	.24740	.077732	3.1827[.002]
ENERGY(-4)	-.10550	.078161	-1.3498[.182]
ENERGY(-5)	-.14378	.082489	-1.7430[.086]
ENERGY(-6)	-.072365	.080833	-.89524[.374]
ENERGY(-7)	-.32690	.081993	-3.9869[.000]
ENERGY(-8)	-.062398	.081623	-.76446[.447]
ENERGY(-9)	.30408	.070197	4.3318[.000]
VIX	.086247	.10567	.81621[.418]
VIX(-1)	.011503	.14898	.077211[.939]
VIX(-2)	.38190	.10962	3.4839[.001]
INTERCEPT	29.6352	7.0490	4.2042[.000]

**Tanılayıcı Testler**

R-Squared	.92337	R-Bar-Squared	.90731
S.E. of Regression	3.2952	F-stat. F( 13, 62)	57.4703[.000]
Mean of Dependent Variable	102.8139	S.D. of Dependent Variable	10.8234
Residual Sum of Squares	673.2369	Equation Log-likelihood	-190.7312
Akaike Info. Criterion	-204.7312	Schwarz Bayesian Criterion	-221.0463
DW-statistic	1.5713		
<b>Test Statistics</b>	<b>LM Version</b>		<b>F Version</b>
A:Serial Correlation	CHSQ( 12) = 17.9766[.116]		F( 12, 50) = 1.2909[.253]
B:Functional Form	CHSQ( 1) = 6.1790[.013]		F( 1, 61) = 5.3984[.024]
C:Normality	CHSQ( 2) = .53256[.766]		* Not applicable *
D:Heteroscedasticity	CHSQ( 1) = 2.2584[.133]		F( 1, 74) = 2.2663[.136]

- A: Lagrange multiplier test of residual serial correlation  
 B: Ramsey's RESET test using the square of the fitted values  
 C: Based on a test of skewness and kurtosis of residuals  
 D: Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

**Tablo 9: ARDL(0,9,2) Modelinin SIC e göre Uzun Dönemdeki Tahmin Sonuçları**  
Bağımlı Değişken: TSAN  
76 gözlem ve 2007M3 to 2013M6 dönemleri arası tahminleri

Regressor	Katsayılar	Standard Hata	T-Ratio[Prob]
ENERGY	.16120	.10320	1.5620[.123]
VIX	.47965	.039797	12.0524[.000]
INTERCEPT	29.6352	7.0490	4.2042[.000]

**Tablo 10: ARDL(0,9,2) Modelinin SIC e göre Hata Düzeltme Modeli ve Kısa Dönem Katsayıları**  
Bağımlı Değişken: dTSAN  
76 gözlem ve 2007M3 to 2013M6 dönemleri arası tahminleri

Regressor	Katsayılar	Standard Hata	T-Ratio[Prob]
dENERGY	.68604	.072856	9.4164[.000]
dENERGY1	-.057118	.099796	-.57235[.569]
dENERGY2	.15947	.097122	1.6419[.106]
dENERGY3	.40686	.092399	4.4033[.000]
dENERGY4	.30136	.091058	3.3095[.002]
dENERGY5	.15759	.090004	1.7509[.085]
dENERGY6	.085220	.079366	1.0738[.287]
dENERGY7	-.24168	.073978	-3.2669[.002]
dENERGY8	-.30408	.070197	-4.3318[.000]
dVIX	.086247	.10567	.81621[.417]
dVIX1	-.38190	.10962	-3.4839[.001]
dINTERCEPT	29.6352	7.0490	4.2042[.000]
ECM(-1)	-1.0000	0.00	*NONE*

**Tanılayıcı Testler**

R-Squared	.85120	R-Bar-Squared	.82000
S.E. of Regression	3.2952	F-stat. F( 12, 63)	29.5548[.000]
Mean of Dependent Variable	.42316	S.D. of Dependent Variable	7.7669
Residual Sum of Squares	673.2369	Equation Log-likelihood	-190.7312
Akaike Info. Criterion	-204.7312	Schwarz Bayesian Criterion	-221.0463
DW-statistic	1.5713		