

KALDOR YASASI ÇERÇEVESİNDE TÜRKİYE'DE SANAYİ SEKTÖRÜ VE İKTİSADİ BÜYÜME İLİŞKİSİNİN SINANMASI

İbrahim ARISOY

Dr., Çukurova Üniversitesi, İİBF

İktisat Bölümü

iarisoy@cu.edu.tr

Kaldor Yasası Çerçevesinde Türkiye'de Sanayi Sektörü ve İktisadi Büyüme İlişkisinin Sınanması

Özet

Bu çalışmanın amacı Kaldor Yasasını tanıtarak bu yasanın Türkiye ekonomisi için ampirik geçerliliğini 1963-2005 dönemine ilişkin verilerle daha önceki çalışmalardan farklı olarak güncel eşbütünleşme ve nedensellik yöntemlerle sınamaktır. Kaldorun birinci yasası imalat sanayinin ekonomik büyümenin motoru olduğunu belirtirken; Verdoorn yasası olarak bilinen ikinci yasası sanayi sektöründeki işgücü verimliliği ile üretim miktarı arasında pozitif bir ilişki olduğunu ima etmektedir. Kaldor'un üçüncü yasası, sanayi sektöründe işgücü verimliliği ile üretim miktarı arasında pozitif, ancak sanayi sektörü dışındaki diğer sektörlerde işgücü verimliliği ile üretim miktarı ve istihdam hacmi arasında negatif bir ilişki olduğunu varsaymaktadır. Analiz sonuçları kısmen de olsa Kaldor Yasasını destekleyici bulgular sunmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Kaldor Yasası, Sanayi Sektörü, İstihdam, Verimlilik, Büyüme.

Testing for the Relationship Between Industrial Sector and Economic Growth in the Context of Kaldor Hypothesis: The Case for Turkey
Abstract

This study, unlike the previous studies dealing with Kaldor's engine of economic growth hypotheses, provides an outline of Kaldor's growth model and tests its relevance to the economic experience of Turkey during the period 1963-2005 by using recent cointegration and causality tests. Kaldor's first law states that manufacturing is the engine of economic growth, whereas the second proposition, also known as Verdoorn's law, asserts that there is a strong positive casual relationship between manufacturing productivity growth and output growth, due to static and dynamic increasing returns to scale. Kaldor's third law purports that overall growth is positively correlated to employment growth in manufacturing output, and negatively correlated to employment in non-manufacturing sectors. The empirical results, regardless of the specification and estimation techniques employed, suggest that the models can partly explain the developments in the economy to a certain degree.

Keywords: Kaldor's Law, Industrial Sector, Employment, Productivity, Growth.

1. Giriş

İkinci Dünya Savaşı sonrasında bir bilim dalı olarak ortaya çıkan Kalkınma İktisadı'nın temel hedeflerinden birisi olarak telaffuz edilmeye başlanan sanayileşme kavramının altında yatan ana düşünce hiç kuşkusuz sanayi sektörünün iktisadi büyüme ve kalkınmada sürükleyici bir rol üstlendiği fikridir. Söz konusu nedenden olsa gerek, iktisadi büyüme ve sanayileşme arasındaki ilişki teorik alanda olduğu kadar uygulamalı iktisat alanında da dikkat çeken inceleme alanlarından birisi olmuştur. Söz konusu ilgi, özellikle, İkinci Dünya Savaşı sonrasında gelişmekte olan ülkelere iktisadi anlamda reçeteler sunan Kalkınma İktisadı'nın ortaya çıkmasıyla birlikte daha da artmıştır. Bu dönemde gerek ampirik gerekse teorik düzeyde yapılan çalışmalarda R.Nurkse, A.Lewis, R.Prebisch, H.Chennery, C.Clark, S.Kuznets, N.Kaldor gibi tanınmış çok sayıda iktisatçı, İkinci Dünya Savaşı sonrasında az gelişmiş ülkelerin hızlı bir şekilde büyümelerini ve kalkınmalarını sanayileşmeye bağlamışlardır. Anılan iktisatçılar sanayileşmenin iktisadi büyümenin ve kalkınmanın itici gücü olduğunu, yani iktisadi kalkınmada en hayati fonksiyonun sanayileşmeye bağlı olduğunu ileri sürmüşlerdir.

İktisadi büyümenin motoru olarak sanayi sektörünün oynadığı rol kalkınma ekonomisi yazınında yoğun bir şekilde tartışılmıştır. Hirschman, sanayi sektörünün söz konusu özelliğinin diğer sektörlerle olan ileriye ve geriye doğru bağlantılarından kaynaklandığını ileri sürerken, Rosenstein-Rodan, firmaların ve bir bütün olarak sanayi sektörünün büyümesi sonucu ortaya çıkan ölçek kazançlarından kaynaklandığını öne sürmüştür. Sanayi sektörü, gerek diğer sektörlerle olan bağlantısı gerekse yarattığı katma değer ve istihdam bakımından ekonomik büyümenin kilit sektörü konumundadır. Sanayi sektörünün gelişmesi, tarım ve hizmetler sektörlerini de olumlu yönde etkilemektedir. Sanayi sektörü sahip olduğu geniş alt sektör yelpazesi nedeniyle ekonominin diğer tüm sektörlerinden önemli ölçüde ara girdi talep ve arz eden bir niteliğe sahip olmasından dolayı tarım ve hizmetlerin gelişmesinde de belirleyici rol oynamaya devam etmektedir. Yani, hizmetler kesimindeki büyüme eğilimi büyük ölçüde sanayi sektöründeki hareketlenmeye göre biçimlenmektedir.

Tarım sektörü, gelişmesini sürdürmek ve verimliliğini artırmak için sanayi sektöründen girdi almak zorunda olduğu gibi, bu sektöre hammadde de sağlamaktadır. 1920'lerde İngiliz iktisatçı Allyn Young bu türdeki sektörler arasındaki ağ tipi bağlantıların ekonomi genelindeki ölçeğe göre artan getirinin ana kaynağı olduğunu öne sürmüştür. Allyn Young'ın görüşlerinden esinlenen Nicholas Kaldor bu türde bir etkinin varlığını doğrulamış ve sanayi sektörünü ekonomik büyümenin itici gücü olarak görmüş ve kendi adıyla anılan ilk yarasını ortaya atmıştır. Kaldor'a göre (1966; 1968) sanayi sektöründe var olan ölçeğe göre getiri nedeniyle sermaye birikiminin veya yatırımların getirileri yerleşik iktisat teorisinin öngördüğü gibi

azalmayıp artmaktadır. Sanayi sektörü sahip olduğu söz konusu özellikler nedeniyle, ekonomi genelinde pozitif dışsallıklar sağlamakta ve bu dışsallıklar aracılığıyla ekonomik büyümeyi hızlandırmaktadır. Kaldor'a göre sanayi sektörünün büyümesi sadece kendi içinde değil, aynı zamanda geniş işbölümü olanaklarıyla diğer sektörlerde de verimlilik düzeyini yükseltmektedir. Kaldor bu yüzden sanayi sektörünü büyümenin motoru olarak kabul etmektedir(Choi,1983: 148-150; Ateşoğlu,1993: 67-68; Necmi,1999: 653-654).

Kaldor'a ilaveten Verdoorn Kanunu sanayi sektöründeki üretim artışının yine bu sektörde verimliliğin daha hızlı bir oranda artmasına yol açacağını ileri sürmektedir. Verdoorn Kanunu statik ve dinamik ölçeğe göre artan getiriler nedeniyle sanayi sektöründe işgücü verimliliği ile üretim miktarı arasında pozitif, ancak azalan verimler kanunu nedeniyle sanayi sektörü dışındaki diğer sektörlerde işgücü verimliliği ile üretim miktarı ve istihdam hacmi arasında negatif bir ilişki olduğunu varsaymaktadır (Thirlwall,1983: 346-348;Terzi ve Oltulular,2004: 224).

Bu çalışmanın amacı Kaldor Yasasını tanıtarak bu yasanın Türkiye ekonomisi için ampirik geçerliliğini 1963-2005 dönemine ilişkin verilerle daha önceki çalışmalardan farklı olarak güncel eşbütünleşme ve nedensellik yöntemlerle sınamaktır. Çalışmanın geriye kalan kısmı şöyle tasarlanmıştır. İkinci bölümde, konu ile ilgili kuramsal çerçeve ortaya konularak, kuramsal ve ampirik literatür özetlenmektedir. Üçüncü bölümde, araştırmada kullanılan veri ve yöntem ile ilgili bilgilere, dördüncü bölümde çalışmada elde edilen ampirik bulgulara yer verilmektedir. Sonuç bölümünde ise, temel bulgular ve politika sonuçları tartışılmaktadır.

2. Konu ile İlgili Kuramsal Çerçeve

Literatürde sanayileşme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi irdeleyen çalışmaların birçoğu sanayi sektörünün ekonomik büyümenin motoru olduğunu ifade eden Kaldor Yasası çerçevesinde ele almışlardır. Kaldor Yasası ampirik çalışmalarda Tablo 1'de verildiği haliyle üç farklı şekilde ifade edilmiştir (Thirlwall,1983: 346-348; McCombie,983: 279-294; Ateşoğlu,1993:67-68; Necmi,1999: 653-654; Mammgain,1999: 295-309; Wells ve Thirlwall,2003: 89-103; Millin ve Nichola ,2005: 47-62).

Tablo 1: Kaldor Yasasının Farklı Modelleri

MODEL 1	$RGSMH = \alpha_1 + \beta_1 IND + \epsilon_t$	$\beta_1 > 0$
MODEL 2	$IEMP = \alpha_2 + \beta_2 IND + \epsilon_t$	$\beta_2 > 0$
MODEL 3	$RGSMH = \alpha_3 + \beta_3 IEMP + \Phi ES + \epsilon_t$	$\beta_3 > 0, 0 < \Phi$

İlgili denklemlerde; RGSMH, reel gayri safi milli hasılayı, IND reel sınai üretim değerini, IEMP sanayi sektörü istihdam hacmini, ES ise sanayi sektörü dışındaki sektörlerdeki istihdam hacmini göstermektedir. Söz konusu denklemlerden Model.1, Kaldor'un sanayi sektörünün büyümenin motoru olduğunu gösteren ilk yarasını göstermektedir. Kaldor'a göre sanayi sektörünün büyümesi sadece kendi içinde değil, aynı zamanda geniş iş bölümü imkânları ile diğer sektörlerde de verimlilik düzeyini yükseltmektedir. Söz konusu yasaya göre, sanayi sektörünün büyümesi ve iktisadi büyüme arasında birincisinden ikincisine doğru pozitif yönlü bir ilişki vardır. Literatürde yapılan çalışmaların birçoğu, ilgili hipotezi daha çok basit regresyon analizi çerçevesinde test etmişler ve analiz sonucunda $\beta_1 > 0$ koşulu sağlandığında Kaldor Yasası'nın geçerli olduğu sonucuna varmışlardır.

Model 2, Kaldor-Verdoorn Yasası olarak da bilinmektedir. Daha öncede bahsi geçtiği üzere, söz konusu yasa, sanayi sektöründeki üretim artışının yine bu sektörde verimliliğin daha hızlı bir oranda artmasına yol açacağını ileri sürmektedir. Kaldor-Verdoorn Yasası, statik ve dinamik ölçeğe göre artan getiriler nedeniyle sanayi sektöründe işgücü verimliliği ile üretim miktarı arasında pozitif bir ilişki olduğunu ima etmektedir. Sanayi sektöründeki dinamik ölçek kazançlarının kaynağını, kaynakların daha etkin kullanılmasına neden olarak verimlilik artışına neden olan yapısal öğrenme, iş başındaki deneyimler gibi içsel unsurların yanı sıra dışsal ekonomiler oluşturmaktadır. Statik ölçek kazançları ise daha çok firmaların reel ve parasal faktörler nedeniyle sağlamış olduğu avantajlardan ortaya çıkmaktadır. Kaldor-Verdoorn Yasası'nın geçerliliği $\beta_2 > 0$ kısıtlaması ile sağlanmaktadır. Bu çalışmada Model 2'deki işgücü verimliliğinin göstergesi olarak kullanılan IEMP sanayi sektörü istihdam hacmi yerine, sanayi sektöründe çalışan işgücü başına düşen sanayi üretimin, verimliliği daha iyi yansıtacağı düşüncesiyle Mamgain (1999)'in yaklaşımı benimsenerek, işgücü başına reel sanayi katma değeri (LRPRD) kullanılmıştır.

Model 3, statik ve dinamik ölçeğe göre artan getiriler nedeniyle sanayi sektöründe işgücü verimliliği ile üretim miktarı arasında pozitif, ancak azalan verimler kanunu nedeniyle sanayi sektörü dışındaki diğer sektörlerde (tarım ve hizmetler gibi) işgücü verimliliği ile üretim miktarı ve istihdam hacmi arasında negatif bir ilişki olduğunu varsaymaktadır. Kaldor işgücünün (azalan verimler kanunu gereğince) marjinal ürününün, ortalama ürünün altında olduğu tarım ve benzeri sektörlerden sanayi sektörüne transfer edileceğini, sanayi sektöründe de işgücü verimliliğinin artacağını ve bir bütün olarak üretimin artacağını ileri sürmüştür (Kaldor, 1968). Kaldor'a göre, işgücünün, emek verimliliğinin düşük olduğu sanayi dışı sektörlerden, yüksek olduğu sanayi sektörüne olan aktarımı, kısmen ekonominin verimlilik düzeyinin kısmen de büyüme oranının belirlenmesinde rol oynayacaktır. Bu model de Kaldor Yasası'nın geçerliliği $\beta_3 > 0$, $0 < \Phi$ kısıtlaması ile sağlanmaktadır. Anılan modele göre, sanayi sektörünün büyüme oranı ne kadar hızlı olursa, sanayi sektö-

rü dışından sanayi sektörüne doğru işgücü transferi de o kadar hızlı olacaktır. Yani bir bütün olarak verimlilik artışı, sanayi sektöründeki üretim ve verimlilik artışıyla pozitif olarak ilişkilidir, buna karşılık sanayi sektörü dışındaki istihdamın artışıyla ise negatif olarak ilişkilidir. Sanayileşme süreci sonucu istihdamın tarımdan sanayi ve hizmet sektörlerine kayması, ortalama emek üretkenliğinin, dolayısıyla iktisadi büyümenin artmasına katkıda bulunmaktadır.

2.1. Konu İle İlgili Uygulamalı Çalışmalar

Belirtilen modellere dayanarak başta gelişmiş ülkeler olmak üzere gelişmekte olan ülkeler için birçok araştırmacı Kaldor Yasası'nın geçerliliğini çeşitli yöntemlerle sınımlamışlardır. Aşağıdaki Tablo 2'de Kaldor Yasası'nı test eden uygulamalı çalışmalar ve bunların sonuçları kısaca özetlenmiştir. Söz konusu modeller çerçevesinde yapılan uygulamalı araştırmaların birçoğu, genelde iktisadi büyüme ile sanayi sektörü arasındaki ilişkiyi daha çok basit regresyon analizi kullanarak sınımlamışlardır. Yamak (2000) ve Diaz-Bautista (2003) gibi araştırmacıların da belirtmiş olduğu gibi bu türde bir analiz Kaldor Yasası'nı sınımlamada iki nedenden dolayı yetersiz kalmaktadır.

Birinci olarak, regresyon analizi sadece ilgili değişkenler arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin olup olmadığını göstermekte olup statik bir nitelik sergilemektedir. Ayrıca, Kaldor Yasası'nın geçerli olabilmesi için iktisadi büyüme ile sınımlı üretim arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif ilişki olmasının yanında, sınımlı üretimden iktisadi büyümeye doğru bir nedensellik olmalıdır. Yapılan çalışmalar sanayi üretim değeri ile milli gelir arasında yüksek bir korelasyonun varlığını desteklemekle birlikte, anılan bu yüksek korelasyon söz konusu iki değişken arasındaki herhangi bir nedensellik ilişkisi için yeterli bir kanı teşkil etmemektedir. Basit regresyon analizi çerçevesinde ise söz konusu nedensel ilişkinin varlığı ve yönü test edilememektedir.

Bunun yanı sıra, basit regresyon analizi, analize konu serileri durağan olarak kabul etmektedir. Bilindiği üzere bir çok makroekonomik zaman serisi birim kök ve trend içermektedir. Serilerin durağan olmama özelliği, sahte regresyon gibi pek çok ekonometrik soruna yol açmaktadır. Durağan olmayan serileri durağanlaştırmak için yapılan fark alma işlemi, serilerde çok önemli olabilecek uzun dönem bilgilerin kaybolmasına neden olarak, seriler arasındaki uzun dönem ilişkileri içermeyecektir. Aynı dereceden bütünleşik zaman serileri arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığını ortaya çıkarmak için geliştirilmiş bir yöntem olan eşbütünleşme analizinin önemi işte bu noktada ortaya çıkmaktadır.

Tablo 2: Uygulamalı Çalışmaların Özeti

Yazar	Ülkeler	Veriler ve Değişkenler	Model	Yöntem	Sonuç
Kaldor (1966)	11 Gelişmiş Ülke	-1952-1964, Yıllık, Yatay Kesit - İmalat Sanayi Katma Değeri - İmalat Sanayi İstihdamı - Hizmet Sektörü. İstihdamı - GSMH	Model 1 Model 2 Model 3	EKK	Kaldor Yasasını Destekleyici Bulgulara Ulaşılmıştır
Cripps ve Tarling (1973)	11 Gelişmiş Ülke	-1951-1970, Yıllık, Yatay Kesit - İmalat Sanayi Katma Değeri - İmalat Sanayi İstihdamı - Hizmet Sektörü İstihdamı - GSMH	Model 1 Model 2 Model 3	EKK	Kaldor Yasasını Destekleyici Bulgulara Ulaşılmıştır
Stoneman (1979)	İngiltere	-1800-1970, Yıllık, - İmalat Sanayi Katma Değeri - Tarım Sektörü Katma Değeri - İmalat Sanayi İstihdamı - Tarım Sektörü İstihdamı - İhracat - GSMH	Model 1 Model 2 Model 3	EKK	Kaldor Yasasını Destekleyici Sonuç Bulunmamıştır
Drakopoulos ve Theodosiou (1991)	Yunanistan	- 1972-1991, Yıllık - İmalat Sanayi Katma Değeri - İmalat Sanayi İstihdamı - Hizmet Sektörü İstihdamı - GSMH	Model 1 Model 2 Model 3	EKK	Kaldor Yasasını Destekleyici Bulgulara Ulaşılmıştır
Ateşoğlu (1993)	ABD	- 1965-1988, Yıllık - İmalat Sanayi Katma Değeri - İmalat Sanayi İstihdamı - Hizmet Sektörü İstihdamı - GSMH	Model 1 Model 2 Model 3	EKK	Kaldor Yasasını Destekleyici Bulgulara Ulaşılmıştır
Mamgain (1999)	Güney Doğu Asya Ülkeleri	-1960-1988, Yıllık - İmalat Sanayi Katma Değeri - İmalat Sanayi Verimliliği - İmalat Sanayi İstihdamı - İmalat Sanayi İhracatı - GSYİH	Model 1 Model 2 Model 3	EKK	Ulaşılan Sonuçlar Ülkelere Göre Değişmekle Birlikte Kaldor Yasasını Destekleyici Bulgulara Ulaşılmıştır
Diaz-Bautista (2003)	Meksika	- 1980-2000, Üçer aylık - İmalat Sanayi Katma Değeri - GSYİH	Model 1 Model 2 Model 3	Eşbütünleşme ve Hata Düzeltme Modeli	Kaldor Yasasını Destekleyici Bulgulara Ulaşılmıştır
Millin ve Nichola (2005)	Güney Afrika	- 1947-1998, Yıllık - GSMH - İmalat Sanayi Katma Değeri - İmalat Sanayi İstihdamı	Model 1	Eşbütünleşme ve Hata Düzeltme Modeli	Kaldor Yasasını Destekleyici Bulgulara Ulaşılmıştır

Bairam (1991)	Türkiye	-1925-1978, Yıllık - Sanayi Sektörü Katma Değeri - Tarım Sektörü Katma Değeri - Hizmet Sektörü Katma Değeri - GSMH	Model 1	EKK	Kaldor Yasasını Destekleyici Bulgulara Ulaşılmıştır
Şimşek (1995)	Türkiye	-1969-1992, Yıllık - İmalat Sanayi Katma Değeri - İmalat Sanayi İstihdamı - Hizmet Sek. Katma Değeri - GSYİH	Model 1 Model 2 Model 3	EKK	Kaldor Yasasını Destekleyici Bulgulara Ulaşılmıştır
Yamak ve Sivri (1997)	Türkiye	-1979-1994, Yıllık, Yatay Kesit - Sanayi Sektörü Katma Değeri - Tarım Sektörü Katma Değeri - Hizmet Sektörü Katma Değeri - GSYİH	Model 1	EKK	Kaldor Yasasını Destekleyici Bulgulara Ulaşılmıştır
Yamak (2000)	Türkiye	-1946-1995, Yıllık - Sanayi Sektörü Katma Değeri - GSMH	Model 1	Eşbütünleşme ve Hata Düzeltme Modeli	Kaldor Yasasını Destekleyici Bulgulara Ulaşılmıştır
Terzi ve Oltular (2004)	Türkiye	-1987-2001, Üçer aylık - Sanayi Üretim Endeksi - GSYİH	Model 1	Eşbütünleşme ve Hata Düzeltme Modeli	Değişkenler Arasında Çift Yönlü Nedenlilik Saptanmıştır

Bahsedilen nedenlerden ötürü, hem değişkenlerin uzun ve kısa dönemli dinamik ilişkilerini hem de bu ilişkinin yönünü saptamak için bu çalışmada son yıllarda yaygın olarak kullanma alanı bulan eşbütünleşme ve nedensellik analizlerinden yararlanılacaktır. Bunlara ek olarak bu çalışmada, Türkiye ile ilgili yapılan diğer çalışmalardan farklı olarak Kaldor Yasası'nın üç farklı modeli eşbütünleşme ve nedensellik analizlerinden yararlanılarak test edilmiştir. Bu anlamda, çalışmadan bu konuda mevcut olan literatürü zenginleştirmesi beklenmektedir.

3. Uygulama Ve Bulgular

Çalışmada, 1963-2005 dönemine ait yıllık veriler kullanılmıştır. Analizler, Türkiye İstatistik Kurumu'nun (TÜİK) Avrupa Hesap Sistemi'ne (ESA) uyum nedeniyle milli gelir hesabında yaptığı yöntem değişikliği nedeniyle ve 2008 yılından itibaren ortaya çıkan küresel ekonomik krizin olası etkilerini bertaraf etmek için 2005 itibarıyla sınırlandırılmıştır. Çalışmada 1963 yılının başlangıç noktası olarak seçilmesinin çeşitli nedenleri vardır. Her şeyden önce, Türkiye ekonomisinde 1963 yılından itibaren planlı dönem olarak adlandırılan yeni bir dönem başlamıştır. Türkiye'de 1930'lu yıllardan itibaren ekonomik gelişmenin ancak hızlı bir sanayileşme ile mümkün olabileceği görüşü benimsenmekle birlikte, ancak 1963'ten beri uygulanan beş yıllık kalkınma planı dönemlerinde sanayiye dayalı büyüme temel amaçlardan birisi olmuştur. Bu amacın altında yatan ana düşünce hiç kuşkusuz iktisadi büyümede sanayi sektörünün, özellikle de imalat sanayi sektörünün sürükleyici bir rol oynadığı argümanıdır. Aralarında önemli politika farklılıkları olmakla birlikte, 1963 yılında uygulamaya başlanan Kalkınma Planlarının temel amacını hızlı sermaye birikimi ve sanayileşme yoluyla milli gelirin artırılması oluşturmaktadır (Saygılı vd. 2005: 16).

Çalışmada kullanılan veriler DPT Temel Ekonomik Göstergeler ve TÜİK-İstatistik Göstergelerden alınmıştır. Değer cinsinden ifade edilen veriler, 1987 bazlı deflatörle reel hale getirilmiş ve doğal logaritmaya dönüştürülmüştür. Çalışmanın veri setini oluşturan değişkenlerden, GSMH, 1987 fiyatlarıyla Gayri Safi Milli Hâsılayı; IND reel sanayi sektörü katma değerini; PRD verimliliğin göstergesi olarak çalışan başına düşen reel sanayi sektörü katma değerini; IEMP sanayi sektörü istihdamını; ES ise sanayi sektörü dışındaki sektörlerdeki istihdamı temsil etmektedir. Değişken sembollerinin önündeki "R" harfi ilgili değişken serisinin reel olduğunu, "L" harfi ilgili değişken serisine logaritmik dönüşümün yapıldığını, Δ sembolü ise değişkenin birinci mertebe farkının alındığını göstermektedir.

3.1. Birim Kök (Durağanlık) Sınamaları

Serilerin durağanlık sınaması için yararlanılan Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök sınamaları Tablo 3'de sunulmuştur. İlgili sınamaların sonuçlarına göre, analize konu veriler düzeylerinde durağan değildir. Diğer yandan şayet analize konu değişkenler incelenen dönem içerisinde yapısal bir değişikliğe maruz kalmışlarsa, bu yapısal değişiklikleri dikkate almadan uygulanan ADF ve PP gibi geleneksel birim kök birim kök sınamaları yanıltıcı sonuçlar verilememekte ve testin gücünü azaltabilmektedir.

Tablo 3: Birim Kök Sınama Sonuçları

Değişkenler	ADF		PP	
	Seviye	I. Fark	Seviye	I. Fark
LRGSMH	-2.616 ^a (0)	-7.007 ^a (0)	-2.592 ^a	-7.006 ^a
	-1.030 ^b (0)	-6.978 ^b (0)	-1.063 ^b	-6.978 ^b
LRIND	-2.455 ^a (0)	-5.835 ^a (0)	-2.480 ^a	-5.833 ^a
	-2.831 ^b (0)	-5.302 ^b (0)	-2.881 ^b	-5.315 ^b
LRINPRD	-2.836 ^a (0)	-8.318 ^a (0)	-2.698 ^a	-8.442 ^a
	-1.798 ^b (1)	-8.185 ^b (0)	-1.475 ^b	-8.204 ^b
LIEMP	-2.904 ^a (0)	-8.979 ^a (0)	-2.976 ^a	-8.775 ^a
	-3.243 ^b (1)	-7.984 ^b (0)	-3.455 ^b	-7.745 ^b
LES	-2.326 ^a (0)	-7.124 ^a (0)	-2.357 ^a	-9.644 ^a
	-1.176 ^b (0)	-7.061 ^b (0)	-1.696 ^b	-7.560 ^b

Not: a. Trendli Model, b. Trendsiz Model. Parantez içinde yer alan sayılar, SC kullanılarak seçilen gecikme uzunluklarıdır. Kritik tablo değerleri, % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyleri için, sırasıyla, trendli modelde -4.192, -3.520 ve -3.192, trendsiz modelde -3.596, -2.933 ve -2.604'dir.

Bu nedenle bu çalışmada anılan sakıncayı gidermek için Zivot-Andrews (1992) ve Perron'un (1997) hem trend hem de sabitteki kırılmayı dikkate alan en genel modeli--li cih edilmiş ve elde edilen sınama sonuçları Tablo 4'te sunulmuştur. ¹

Tablo 4: Zivot-Andrews (1992) ve Perron (1997) Birim Kök Sınama Sonuçları

Değişken	Zivot-Andrews		Perron (1997)		Sonuç
	Kırılma Zamanı	t-istatistiği	Kırılma Zamanı	t-istatistiği	
LRGSMH	1978	-3.317	1999	-3.815	I(1)
LRIND	1971	-3.052	1966	-4.252	I(1)
LRINPRD	1971	-3.938	1966	-4.634	I(1)
LIEMP	1972	-4.481	1975	-5.312	I(1)
LES	1995	-5.319	1992	-5.961	I(0)

¹ Perron (1997) çalışmasında üç farklı model ele almıştır. Bunlardan ilki olan Toplamsal sapmalı (Additive Outlier) modelde sadece trend fonksiyonun eğiminde bir kırılmaya (değişime) izin verilir. Kademeli Sapmalı (Innovational Outlier I) modelde ise temel ve alternatif hipotezler altında sabit terimde kademeli olarak gerçekleşen bir değişime izin verilir. Kademeli sapmalı üçüncü modelde ise (Innovational Outlier 2) ise sabit terim ve doğrusal zaman trendinde bir değişime izin verilir. Zivot ve Andrews (1992) testinde ise, Model A sadece sabit terimde, Model B sadece trend değişkeni katsayısında, Model C ise hem sabit terimde hem de trend değişkeni katsayısında bir kırılmaya (değişime) izin vermektedir.

İlgili sonuçlara göre trend durağan olan LES değişkeni dışındaki bütün değişkenler seviyelerinde durağan değildir. LES değişkeni ise kırık bir trend etrafında geçici dalgalanmalar sergilemekte olup trendden arındırıldığında seviyesinde durağandır. LES değişkeni dışındaki bütün serilerin birinci farkında durağan çıkmaları, seriler arasında geleneksel anlamda eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığını araştırmak için gerekli ön koşulu sağlamaktadır. Bütün seriler aynı dereceden bütünleşik oldukları için bundan sonraki aşamalarda seriler arasındaki eş bütünleşme ve nedensellik ilişkileri analiz edilebilir.

3.3. Eşbütünleşme ve Nedensellik Sınamaları

Durağan olmayan seriler arasındaki uzun dönem ilişkinin varlığı Engle-Granger iki aşamalı eşbütünleşme yöntemiyle irdelenebilir. Engle-Granger eşbütünleşme regresyonlarından elde edilen hata terimleri durağan ise iki değişken arasında uzun dönemde bir ilişki vardır. Buna göre, Engle-Granger eşbütünleşme regresyonlarından elde edilen bulgular Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 5: Engle-Granger Eşbütünleşme Sınama Sonuçları

	Eşbütünleşme Denklemi	R ²	CRDW	ADF
Model 1 LRGSMH = f(LRIND)	LRGSMH = -2.433 + 0.686*LRIND (-23.054) (62.378)	0.98	0.29	-2.146**
Model 2 LRPRD = f(LRIND)	LRPRD = 1.843 + 0.475*LRIND (21.63) (53.52)	0.98	1.10	-2.608*

Not: (***),(**), (*) sırasıyla %10 ,%5 ve%1 seviyesinde anlamlı olduğunu göstermektedir.

Tablo 5'te sunulan Engle-Granger eş bütünleşme sonuçlarına göre test edilen her iki model içinde seriler arasında uzun dönemli bir ilişki vardır. Ancak yapısal kırılmaları dikkate almadan yapılan sınamalar sadece birim kök sınama sonuçlarını değil aynı zamanda eşbütünleşme sınama sonuçlarını da geçersiz kılabilmektedir (Leybourne ve Newbold, 2003: 1117-1121). Dolayısıyla, bu çalışmada söz konusu etkenlere dayanarak yapısal kırılmaları dikkate alan son dönemde yaygın olarak kullanılan eşbütünleşme teknikleri kullanılması yoluna gidilmiştir. Bu bağlamda, çalışmada seriler arasında eşbütünleşme olup olmadığının tespitinde kırılma dönemini içsel olarak belirleyen Gregory ve Hansen (1996) eşbütünleşme yönteminin yararlanılmıştır. Gregory ve Hansen analizinde yapısal kırılmaya dayalı eş bütünleşme testi, sabitte (C); trendli modelde sabitte (C/T) ve hem eğim hem de sabitteki değişmeyi (C/T-Rejim Değişimi) içeren üç ayrı modele dayanmaktadır (Gregory ve Hansen, 1996:103):

$$\text{Model (C)} \quad y_t = \beta_1 + \beta_2 D_t + \beta_3 X_t + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, n \quad (1)$$

$$\text{Model (C/T)} \quad y_t = \beta_1 + \beta_2 D_t + \beta_3 T + \beta_4 X_t + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, n \quad (2)$$

$$\text{Model (C/S)} \quad y_t = \beta_1 + \beta_2 D_t + \beta_3 X_t + \beta_4 X_t D_t + \varepsilon_t \quad t=1, \dots, n \quad (3)$$

Burada y_t ve X_t sırayla bağımlı ve bağımsız değişkenleri; D_t kukla değişkeni, T ise doğrusal zaman trendini göstermektedir. Temel hipotezin eşbütünleşme yoktur şeklinde kurulduğu sınaama yöntemi hata teriminin durağanlığına dayalıdır.

Tablo 6'daki sonuçlara göre, hem Model 1 hem de Model 2 için hesaplanan test istatistiği mutlak değer olarak kritik değerlerden küçük olduğu için Gregory ve Hansen (1996) testine göre uzun dönemde değişkenler arasında bir ilişki yoktur. Ancak bu sonuçlara biraz temkinli yaklaşmak gerekir. Şöyle ki, Gregory ve Hansen (1996) testi değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini araştırırken yapısal değişimleri içsel olarak belirlemekte fakat modeldeki trend kırılmalarını veyahut birden fazla kırığın varlığını ve parametre istikrarsızlığını göz ardı etmektedir.

Tablo 6: Gregory ve Hansen (1996) Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Model	Eşbütünleşme Denklemi Test Edilen Model					
	Model 1	Kırılma	Model 2	Kırılma	K.D.	
	LRGSMH = f(LRİND)	Dönemi	LRPRD = f(LRİND)	Dönemi	%1	%5
C	-4.534 (0)	1969	-3.323 (1)	1987	-5.13	-4.61
C/T	-4.358 (0)	1969	-3.940 (1)	1972	-5.45	-4.99
C/S	-4.038 (0)	1977	-3.367 (1)	1988	5.47	-4.95

Not: Parantez içinde yer alan değerler, AIC kullanılarak seçilen gecikme uzunluklarıdır. Kritik tablo değerleri Gregory ve Hansen (1996, s. 109)'dan alınmıştır.

Gregory ve Hansen (1996) yaklaşımına alternatif diğer bir yaklaşım olan Johansen, Mosconi ve Nielsen (2000, JMN) eşbütünleşme testinin ilkine göre avantajı birden fazla yapısal değişiklikleri ve de diğer testlerde göz ardı edilen trend kırılmalarını da modellemeye olanak vermesidir. Bu nedenle, çalışmada JMN (2000) eşbütünleşme testine de yer verilmiştir. JMN (2000), eşbütünleşme ilişkisi araştırılan model içerisindeki değişkenlerde aynı ya da farklı dönemlerde yapısal kırılmalar söz konusu ise sahte eşbütünleşme sorununu bertaraf etmek için modeldeki değişkenlerin deterministik bileşenlerdeki yapısal kırılmaların dikkate alınmasını gerektiğini belirtmiş ve bu duruma uygun bir eşbütünleşme testi geliştirmişlerdir.²

² Testle ilgili teorik bilgi ekte verilmiştir. Ayrıntılı bilgi için bkz. Johansen, Mosconi ve Nielsen, (2000: 216-249).

Çalışmada JMN (2000) analizi yaparken dışsal olarak belirlenen yapısal kırıklar hem Zivot-Andrews testi sonuçları temel alınarak saptanmış, bunun yanı sıra ikinci bir yapısal değişim olarak 1980 yılı alınmıştır. Bunun nedeni olarak, daha önce değinildiği üzere, 1980 yılı sonrasındaki temel politika değişikliğidir. Zira 1980 yılı öncesi ve sonrasında benimsenen sanayileşme stratejileri ve uygulanan ekonomi politikaları büyük farklılıklar arz etmiştir.

Tablo 7: JMN (2000) Eşbütünleşme Sınama Sonuçları

	Model 1	Model 2	Kritik Değerler		
	LRGSMH= f(LRIND)	LRPRD = f(LRIND)			
$H_0: \text{rank}(\Pi)=r$	Sabit+D71, D80	Sabit+D71, D80	%1	%5	%10
$r = 0 (r \geq 1)$	58.64	43.98	50.87	44.19	40.87
$r = 1 (r \geq 2)$	17.35	14.82	28.24	22.85	20.27

Not: Optimal gecikme uzunluklarının seçiminde Schwarz (SBC) bilgi kriteri kullanılmıştır.

Eşbütünleşme sınamalarında eş anlı olarak hem trend hem de sabitteki kırılmaları temsil eden en genel modelden başlanılmış ve kukla değişkenlerinin katsayılarının anlamlı olup olmadığı kontrol edilerek genelden özele doğru analize devam edilmiştir. Söz konusu kukla değişkenlerden sadece sabitteki kırılmaları temsil edenler hem Model 1 hem de Model 2’de istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Tablo 7’de verilen test istatistikleri her bir modelde bir tane eşbütünleşme ilişkisi bulunduğuna işaret etmektedir. Böylece, her bir modelde yer alan söz konusu seriler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi bulunmaktadır. Öte yandan yapısal birim kök sınama sonuçlarına göre yapısal kırılmalar dikkate alındığında hem LES değişkeninin trend durağan olduğu saptanmıştır. Bu değişkenin durağan olması şu ana kadar kullanılmış olduğumuz ve serilerin bütünleşme derecelerinin aynı olmasını gerektiren eşbütünleşme testleriyle Model 3 için eşbütünleşme analizi yapamayacağımızı ima etmektedir. Ancak burada yardıma, değişkenlerin bütünleşme derecelerini dikkate almayan ve ayrıca gözlem sayısının az olması halinde bile güvenilir sonuçlar veren Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen düzey ilişkilerinin analizine yönelik ARDL sınır testi yaklaşımı yetişmektedir. Bu nedenle, çalışmada Model 3 için değişkenlerin aynı dereceden bütünleşik olmamalarından dolayı ARDL sınır testi kullanılmıştır. Pesaran vd. (2001)’nin geliştirmiş olduğu sınır testi yaklaşımı, kısıtsız bir hata düzeltme modelinin (Unrestricted Error Correction Model; UECM) en küçük kareler (OLS) yöntemi ile tahmin edilmesine dayanan bu test modelimize aşağıdaki gibi uyarlanmaktadır.

$$\Delta RGSMH_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_1 \Delta RGSMH_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_2 \Delta IEMP_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_3 \Delta ES_t + \beta_4 RGSMH_t + \beta_5 IEMP_t + \beta_6 ES_t + u_t \quad (4)$$

Bu denklemde yer alan β_0 , sabit terimi; $\beta_4, \beta_5, \beta_6$ katsayıları ise uzun dönem katsayıları göstermektedir. $\Delta RGSMH$ değişkeninin gecikmeli değerleri ile $\Delta IEMP$ ve ΔES değişkenlerinin cari ve gecikmeli değerleri, modelin kısa dönemli dinamiklerini yansıtan katsayılarıdır. Pesaran vd. (2001) yaklaşımına göre, seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin belirlenebilmesi için (4) numaralı denklemdeki uzun dönem katsayılarının ($\beta_4, \beta_5, \beta_6$) F testi ile topluca anlamlılığının test edilmesi gerekmektedir. Bu test için boş hipotez ($H_0: \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0$) şeklinde kurulur ve hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001)'deki tablo alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. Söz konusu Wald istatistiğinin üst kritik değer üzerinde olması seriler arasında bir eş bütünleşme ilişkisi olduğunu, alt değer altında kalması ise eş bütünleşme ilişkisinin bulunmadığını göstermektedir. F istatistiğinin alt ve üst kritik değerlerin arasına düşmesi halinde ise kesin bir yorum yapılamamakta, bu durumda her değişkenin bütünleşme derecesinin bilinmesi gerekmektedir.

Sınır testinin uygulama aşamasında 1980 yılı temel politika değişikliğinin etkisini yakalamak amacıyla daha önce olduğu gibi analizinde (D80) yapısal değişiklik kuklası kullanılmıştır. Tablo 8'de sunulan sınır testi sonuçlarına göre üzere hesaplanan F istatistiği hem trendli hem de trendsiz modellerde, kritik alt değer altında olduğu için analize konu değişkenler arasında uzun dönem seviye ilişkisinin bulunmadığı tespit edilmiştir. Böylece, Model 3 hariç her bir modelde yer alan söz konusu seriler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi bulunmaktadır.

Tablo 8: ARDL Sınır Testi Sınama Sonuçları

		Trendli			Trendsiz				
L	AIC	SBC	LM(1)	F- İst.	AIC	SBC	LM(1)	F- İst.	
1	-3.329	-3.120	12.420	2.399	-3.280	-3.030	13.595	0.112	
2	-3.206	-2.869	9.858	5.229	-3.157	-2.777	10.422	0.243	
3	-3.233	-2.764	7.670	3.129	-3.186	-2.674	7.345	0.161	
K.D	Alt Sınır	Üst Sınır			K.D	Alt Sınır	Üst Sınır		
%5	4.87	5.85			%5	3.79	4.85		
%1	6.34	7.52			%1	5.15	6.36		

Not: L, Gecikme uzunluklarıdır. Kritik değerler Pesaran vd.(2001: 301)'deki Tablo C1(V)'ten alınmıştır.

Seriler arasındaki uzun dönem ilişki belirlendikten sonraki aşamada uygulamada takip edilen yol, analize konu seriler arasındaki nedensellik ilişkisini ve yönünü saptamaktır. Granger (1988: 199-211), değişkenler eşbütünleşik olduğunda geleneksel Granger nedenselliğin geçerli olmayacağını, bu durumda nedensellik anali-

zinin hata düzeltme modeli çerçevesinde yapılmasının daha uygun olacağını belirtmiştir. Yukarıda LRGSMH-LRIND ile LRPRD-LRIND serileri arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmasından dolayı, analizde hem geleneksel hem de hata düzeltme modeline dayalı Granger nedensellik sınamaları uygulanmıştır. Hata düzeltme testi yapılırken değişkenlerde saptanan yapısal kırıklar dikkate alınmış ve ilgili kırık dönemlerinin analiz üzerindeki etkisini bertaraf etmek için tahmin aşamasında modellere kukla değişkenler katılmıştır.

Tablo 9: Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

		Tanımlayıcı İstatistikler			
Bağımlı Değişken		ECM	LM(1)	ARCH(1)	Normallik
Model 1 L=2 D71, D80	$\Delta LRGSMH$	-0.066 (0.787)	6.786 (0.147)	3.877 (0.919)	1.319 (0.858)
	$\Delta LRIND$	0.850 (0.002)			
Model 2 L=2 D71, D80	$\Delta LRPRD$	-0.846 (0.000)	0.770 (0.942)	5.737 (0.765)	4.490 (0.343)
	$\Delta LRIND$	-0.535 (0.007)			

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini, ECM ise hata düzeltme katsayısını göstermektedir.

Hata düzeltme modeli sonuçları Tablo 9'da ve buna bağlı olarak elde edilen nedensellik analizinin yanı sıra geleneksel Granger nedensellik testi sonuçları da Tablo 10'da sunulmuştur. Geleneksel Granger nedensellik testi uygulanırken Model 1 için farkı alınan serilerde normallik varsayımını bozan 1968,1980,1994 ve 1999 yıllarında aşırı bir sapma gözlemlenmiş bu nedenle analiz aşamasında ilgili dönemlerde kukla değişkenler kullanılmıştır. Hem standart Granger hem de hata düzeltme modeline dayalı Granger nedensellik analizleri benzer sonuçları vermiştir. Model 1 için yapılan analiz sonuçlarına göre $\Delta LRGSMH$ ile $\Delta LRIND$ değişkenleri arasında hem uzun hem de kısa dönemde Granger anlamında birincisinden ikincisine doğru nedensellik saptanmıştır.

Tablo 10: Granger Nedensellik Sınama Sonuçları

Bağımlı Değişken	Model 1		Model 2		Model 3		
	Δ LRGSMH	Δ LRIND	Δ LRIND	Δ LRPRD	Δ LRGSMH	Δ LIEMP	Δ LES
Δ LRGSMH		5.8955 (0.0178)				2.454 (0.125)	0.646 (0.426)
Δ LRIND	0.1318 (0.7177)			6.8373 (0.0019)			
Δ LRPRD			4.1123 (0.0205)				
Δ LIEMP					4.338 (0.044)		8.200 (0.006)
Δ LES					0.957 (0.334)	4.632 (0.037)	
LM(1)	7.726 (0.102)		1.116 (0.891)		9.159 (0.422)		
Normallik	3.612 (0.461)		0.807 (0.937)		3.611 (0.729)		

Not: Parantez içindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

4. Sonuç ve Değerlendirme

Bu çalışmada temel amaç, 1963-2005 dönemine ilişkin verilerle sanayi sektörünün ekonomik büyümenin itici gücü olduğunu ileri süren Kaldor Yasası'nın Türkiye açısından geçerliliğinin zaman serileri analizi ile belirlenmesidir. Söz konusu amacın gerçekleştirilmesi için literatürde yaygın olarak kullanılan Kaldor Yasası'na ilişkin modeller, eş bütünlük ve nedensellik testlerinden faydalanılarak sınanmıştır. İncelenen dönem ve modeller çerçevesinde bu çalışmadan elde edilen bulgular, iktisadi büyümenin ivme kazandırılmasında sanayi sektörünün itici bir rol oynadığı şeklindeki Kaldor Yasası'nın aksine iktisadi büyümenin sanayi sektörü üretimini arttıracak olduğunu göstermektedir. Yani, ekonomi genelindeki büyüme veyahut diğer ana sektörlerin -Hizmet, Tarım- bir bütün olarak büyümesi sanayi sektörünün büyümesinde belirleyici bir rol oynamaktadır. Bunun yanı sıra sanayi sektöründeki büyüme, uzun dönemde çalışan işgücü başına düşen reel sınaî çıktı değeri olarak ölçülen verimliliği arttırmaktadır. Bu bulgu, statik ve dinamik ölçeğe göre artan getiriler nedeniyle sanayi sektöründe işgücü verimliliği ile üretim miktarı arasında pozitif bir ilişki olduğunu ima eden Kaldor-Verdoorn Yasası'nı desteklemektedir.

Diğer yandan, daha öncede bahsi geçtiği üzere Model 3 için yapılan analiz sonuçlarına göre yani, sanayi sektörü dışındaki istihdam, LES, ile reel GSMH arasında Granger anlamında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamışken; reel GSMH ile sanayi sektörü istihdamı, LIEMP, arasında ikinciden birinciye doğru işleyen bir Granger nedensellik ilişkisi saptanmıştır. Ayrıca, sanayi sektörü istihdamı, LIEMP, ile sanayi sektörü dışındaki istihdam, LES, arasında da çift yönlü bir nedensellik söz konusudur. Özetle, ekonomi genelindeki büyüme, uzun dönemde sanayi sektö-

ründe büyüme ve verimlilik artışını da beraberinde getirirken; sanayi sektöründe ve sanayi sektörü dışındaki (Hizmet, Tarım) istihdamdaki artışta ekonomik büyümeye neden olmaktadır. Bu bulgu, sektörler arasındaki dinamik ilişkileri ve sektörler arası ileriye ve geriye doğru bağlantıların önemini ortaya koymaktadır. Şüphesiz sektörler arasındaki bu dinamik ilişkileri daha iyi sergileyen bir model kullanmaksızın ve aralarında ilişki aranan değişkenleri etkileme potansiyeline sahip diğer değişkenler modele katılmaksızın, salt Kaldor Yasası'nın analitik modelleri çerçevesinde yapılan analizlerden elde edilen sonuçlara temkinli yaklaşmak gerekir. Ancak Türkiye'deki iktisadi yapının tarımdan sanayiye tam olarak dönüşümü, yaratılan hâsılada sanayi sektörünün payının yükseltilmesiyle gerçekleştirilebileceği söylenebilir. Bu payın yükselmesi ise beraberinde verimlilik artışını, diğer sektörlerde ve ekonomi genelinde üretim ve istihdam artışını getirebileceğini ve Türkiye'nin gelecekteki iktisadi performansının, kısmen de olsa sanayi sektöründeki büyümeye bağlı olduğu mevcut bulgulara dayanarak öne sürülebilir.

EK 1:

JMN (2000) aşağıda sunulan basit bir VAR modelinden yola çıkmaktadır:

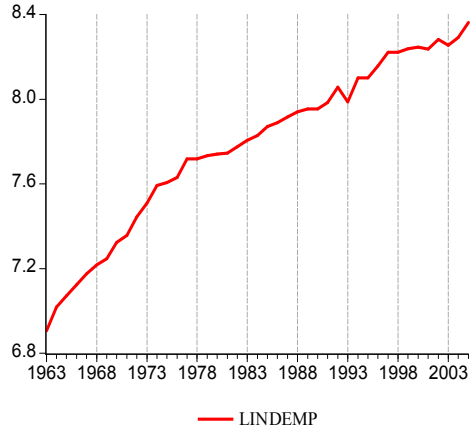
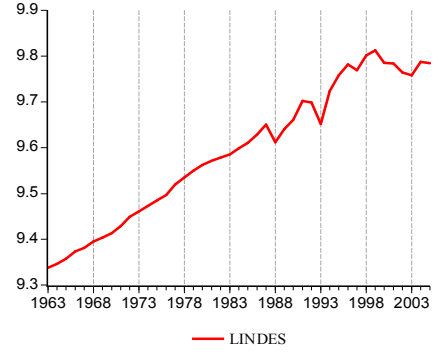
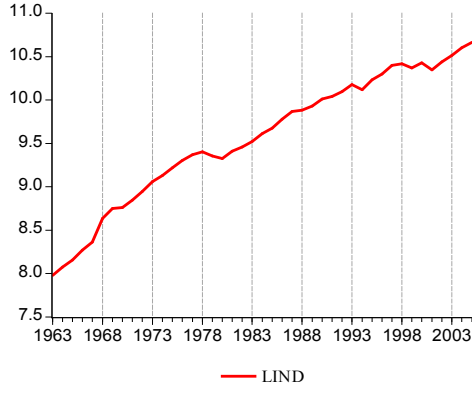
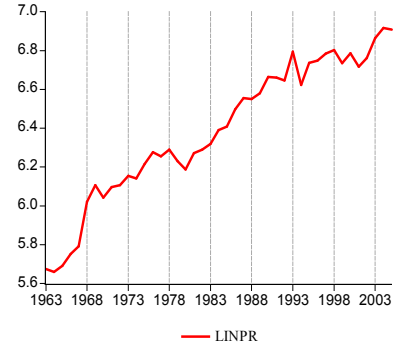
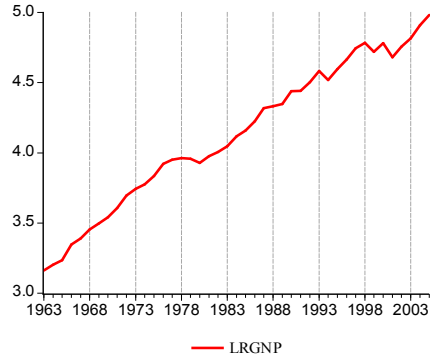
$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Burada Y_t eş bütünleşme ilişkisi aranan değişkenler vektörünü; A ve μ parametre matrislerini; p gecikme uzunluğunu ve ε_t ise hata terimini göstermektedir. Yukarıdaki VAR modeli çerçevesinde, JMN(2000), standart Johansen-Juselius eşbütünleşme testini serilerin seviyesinde ya da doğrusal zaman trendinde önceden dışsal olarak belirlenen kırılmaları içerecek şekilde aşağıdaki modeli geliştirmişlerdir.

$$\Delta Y_t = \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \mu \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ t E_t \end{pmatrix} + \gamma E_t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \sum_{j=2}^q K_{j,i} D_{j,t-i} + \sum_{j=1}^d \Theta_j w_{j,t} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Burada q örneklemin bölündüğü dönemlerin sayısını ve j her bir örnekleme göstermektedir. Şayet iki kırık varsa, örneklem üç döneme ayrılır yani ($j = 1, \dots, q=3$). Δ fark işlemcisi olup; $E_t = (E_{1t}, E_{2t}, \dots, E_{qt})'$, q kukla değişkenlerinden oluşan vektör olup şayet t gözlemi j th dönemine aitse $E_{j,t}=1$ ($j = 1, \dots, q$) diğer durumda sıfırdır. $D_{j,t-i}$ ($j = 1, \dots, q$ ve $i = 1, \dots, k$) ise şayet t gözlemi, j döneminin i 'nci gözlemi ise bire eşit olan şok (impulse) kukla değişkenleri göstermekte olup, kendisine karşılık gelen hata terimlerini sıfıra eşitlemeyi mümkün hale getirerek, dolayısıyla her bir dönemin başında belirli bir başlangıç değerinin koşullu maksimum olabilirlik (conditional likelihood function) yöntemiyle elde edilmesine olanak sağlamaktadır. $w_{j,t}$ ($j = 1, \dots, d$) ise hata teriminin klasik özelliklerinin bozulmasına yol açan sapma gösteren (outliers) değerlerin elimine edilmesini sağlayan kukla (intervention) değişkenleri; γ ve Γ ise kısa dönem parametreleri göstermektedir. $\mu = [\mu_1 \mu_2 \dots \mu_q]$, α ve β sırasıyla, uzun dönem sürüklenme ya da sabit parametrelerini; uyum katsayılarını ve eş bütünleşme vektöründeki uzun dönem katsayılarını temsil etmektedir. Analize konu değişkenlerdeki trendin varlığı t , trend değişkeni ile temsil edilmektedir. μ vektörü ise değişkenlerin seviyelerindeki yapısal kırılmaları (iki dönem arasında farklı sabit değişkenler) veyahut trend değişkenindeki kırılmaları (iki dönem arasında farklı trend değişkenleri) modellemektedir. D_j ise yapısal değişimin p dönemi boyunca zamana yayılmasına imkan vermekte olan kukla değişkenlerdir. Eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı parametresinin rankı test edilerek saptanmaktadır. Rank testinin asimtotik dağılımları durağan olmayan değişkenlerin sayısına, kırık noktalarının zamanına ve trend değişkeninin modellenmesine bağlı olup simülasyonla belirlenmektedir.

EK 2:



Kaynaklar

- Ateşoğlu, H.S. (1993), "Manufacturing and Economic Growth in the United States", *Applied Economics*, 25, 67-69.
- Bairam, E. (1987), "The Verdoorn law, returns to scale and industrial growth: a review of the literature", *Australian Economic Papers*, June, 20–44.
- Bairam, E. (1991), "Economic Growth and Kaldor's Law: The Case of Turkey", *Applied Economics*, 23, 1277-1280.
- Choi, Kwang. (1983) "Theories of Comparative Economic Growth", Iowa State University Press, Ames, Iowa
- Cripps, T.F. and Roger J.Tarling (1973), "Growth in Advanced Capitalist Economies 1950–70", *Occasional Paper 40*, Cambridge University Press.
- Diaz-Bautista, A. (2003), "Mexico's Industrial Engine of Growth: Cointegration and Causality" www.ejournal.unam.mx/momento_economico/no126/MOE12605.pdf (Erişim: 07.06.2007)
- Drakopolous, S.A and I.T. Theododiou (1991) "Kaldorian Approach to Greek Economic Growth" *Applied Economics*, 23, 1683-1689.
- Harris, R. I. D. and A. Liu (1999), "Verdoorn's Law and Increasing Returns to Scale: Country Estimates Based on the Cointegration Approach", *Applied Economics Letters*, 6(1).
- Johansen, S., R., Mosconi, and B. Nielsen (2000), "Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend", *Econometrics Journal*, 3, 216–249.
- Kaldor, N. (1966), *Causes of the Slow Rate of Economic Growth in the United Kingdom: An Inaugural Lecture* (London: Cambridge University Press).
- Kaldor, N. (1968), "Productivity and Growth in Manufacturing Industry: a reply", *Economica*, 35, 385-391.
- Kaldor, N. (1975), "Economic Growth and the Verdoorn Law – A Comment on Mr. Rowthorn's Article", *Economic Journal*, 85, 891–6.
- Leybourne, S. and P. Newbold (2003), "Spurious rejections by cointegration tests induced by structural breaks", *Applied Economics*, 35(9).
- Mamgain, V. (1999), "Are the Kaldor–Verdoorn Laws Applicable In The Newly Industrializing Countries", *Review of Development Economics*, 3(3).
- Mccombie, J.S.L. (1982), "Economic Growth, Kaldor's Laws And The Static-Dynamic Verdoorn Law Paradox", *Applied Economics*, 14, 279–94.

Mccombie, J.S.L. (1983), "Kaldor's Laws In Retrospect", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol:5, 414-429.

Mccombie, J.S.L. and A.P. Thirlwall (1994), *Economic Growth and the Balance-of-Payment Constraint* (London: St Martin's Press).

Millin, Mark and T. Nichola, (2005), "Explaining Economic Growth in South Africa: A Kaldorian Approach", *International Journal of Technology Management and Sustainable Development*, Volume 4 Number 1, 47-62

Necmi, S. (1999), "Kaldor's Growth Analysis Revisited", *Applied Economics*, 31,

Perron, P. (1997), "Further Evidence from Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80, 355-385.

Stoneman, P. (1979), "Kaldor's law and British Economic Growth: 1800-1970", *Applied Economics*, Vol. 11, pp. 309-319.

Şimşek, M. (1995), "Türkiye'de İmalat Sanayi Üretimiyle Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Kaldor Yaklaşımı İle Analizi", *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt XI, Sayı 1-2, ss.141-156.

Terzi, H. ve Oltulular, S. (2004), "Türkiye'de Sanayileşme ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensel İlişki", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 5(2),

Thirlwall, A.P.(1983), "A Plain Man's Guide To Kaldor's Growth Laws", *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol:5, 345-358

Yamak, N. (2000), "Cointegration, Causality and Kaldor's Hypothesis:Evidence from Turkey,1946-1995", *Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, Cilt:2, Sayı:1

Yamak, R. ve Sivri, U. (1997), "Ekonomik Büyüme ve Kaldor Yasası: Türkiye Örneği", *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, Sayı: 12 / 139, s. 9-21.

Zivot, E. and Donald W. K. Andrews, (1992). "Further Evidence on Great Crash, the Oil-Price Shock, and Unit-Root Hypothesis," *Journal of the Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.