

2008 İktisadi Krizinin Ardından Türkiye Ekonomisinin Kaldor Yasası Bağlamında İncelenmesi: Kalıntılarla Genişletilmiş (RALS) Eşbütünleşme Yaklaşımı

Ali Çelik¹

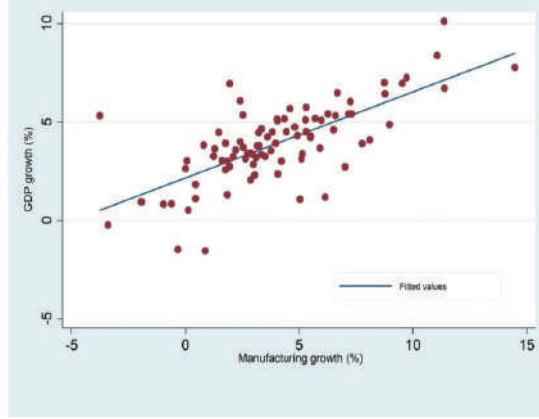
Özet

Çalışmada iktisadi büyüme ile sanayi üretim endeksi arasındaki bağlantının Kaldor yasası çerçevesinde araştırılması amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda, 2010Q1-2022Q3 tarih aralığındaki çeyreklik verilerden yararlanılarak Türkiye için gözlemlerde bulunulmuştur. Analiz sürecinde güncel ekonometrik tekniklerden faydalanılmıştır. Bu bağlamda, güncel ekonometrik teknikler arasında birim kök testi olarak Fourier ADF, Kalıntılarla Genişletilmiş RALS-ADF ve yapısal kırılmalara izin veren RALS-LM birim kök testleri kullanılmış, eşbütünleşme testlerinden ise RALS-ADL ve RALS-EG2 yöntemlerinden yararlanılmıştır. Araştırma sonuçlarına göre, değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin olduğu kanıtlanmıştır. FMOLS sonuçları sanayi üretimindeki %1'lik artışın GSYİH'yı %3.23 oranında arttırdığı yönündeyken, DOLS sonuçları sanayi üretimindeki %1'lik artışın GSYİH'yı %3.18 oranında arttırdığını göstermiştir. VECM temelli doğrusal Granger nedensellik testi sonuçları ile Dicks ve Panchenko (2006) doğrusal olmayan nedensellik analizi sonuçları birbirileriyle uyumludur. Her iki nedensellik testinden, sanayi üretiminden GSYİH'ya doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin varlığına ulaşılmıştır. Sonuç olarak, incelenen dönem için Türkiye ekonomisinde Kaldor yasasının geçerli olduğu tespit edilmiştir.

1 Dr.Öğr. Üyesi, İstanbul Gelişim Üniversitesi, Uluslararası Ticaret ve Finansman Bölümü, alcelik@gelisim.edu.tr, ORCID No. 0000-0003-3794-7786.

GİRİŞ

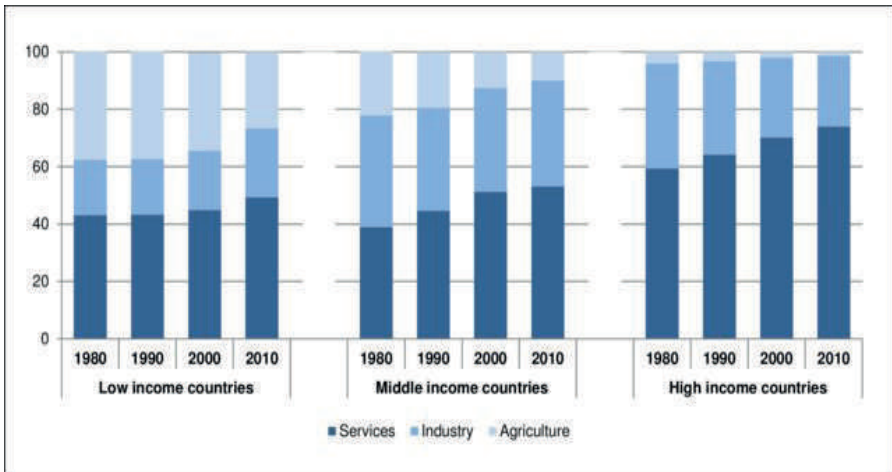
Sermaye birikim mekanizması içerisinde üretken alanların başat bir rolü söz konusudur. Bu nedenle meslekten iktisatçıların ve ekonomik karar vericilerin sermaye birikimi sürecini hızlandıracak ve yoğunlaştıracak sektörlere dair ayrı bir ilgisi bulunur. Verdoorn (1949) yayınladığı çalışmada üretim miktarındaki büyüme oranı ile emek verimliliği arasında istatistiksel olarak anlamlı, uzun dönemli ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Bu ilişki genel olarak ölçeğe göre artan getirinin neden olduğu statik ve dinamik ekonomilerin yapısını yansıtan teknolojik ilerlemelerin doğal sonucu olarak yorumlanmıştır. (Bianchi, 2002). Kaldor (1957) sanayi sektörünün ekonomik büyümenin kayda değer bir belirleyicisi ve itici gücü olduğunu ileri sürmüştür. Kaldor (1957) yalnızca çıktı büyümesini belirleyen unsurun verimlilik artışı olduğu varsayımına dayanan Verdoorn Yasasına, söz konusu ilişkinin statik değil dinamik bir yapıya haiz olduğunu belirterek yeni bir anlam kazandırmıştır. Kaldor'un ufuk açıcı çalışmasından bu yana, ilişki Verdoorn-Kaldor yasası olarak yeniden adlandırılmıştır. Verdoorn-Kaldor yasasının önemi, sanayi sektörünün statik ve dinamik olarak ölçeğe göre artan getiriye tabi olduğunu vurgulamış olmasıdır (Castiglione, 2011). Kaldor'un özellikle sanayi sektörüne ayrı bir önem atfettiğinin altı çizilmiştir. Ona göre, sanayi sektörü sahip olduğu ölçek getirileri sayesinde yapılan yatırım ve üretim artışlarından pozitif anlamda etkilenecektir. Bu açıdan hâkim iktisat anlayışının ileri sürdüğü yoğun sermaye yatırımlarının bir noktadan sonra azalan verimleri beraberinde getireceği savına karşı bir yaklaşımı benimsemiştir. Ayrıca sanayi sektöründeki verimlilik ve getiri artışı diğer sektörler üzerinde de pozitif dışsallık yaratacağı ve olumlu yönde etkileyeceğini ortaya koymuştur. Bugün dünyanın en hızlı büyüyen ülkeleri, sanayi üretiminin GSYİH içindeki payının en hızlı arttığı yeni sanayileşen ülkelerdir. Sanayi üretiminin büyümesi ile GSYİH'nın büyümesi arasındaki bu bağlantı, Nicholas Kaldor'un büyüme oranlarının ülkeler arasında neden farklılık gösterdiğine dair teorisi, Kaldor'un birinci büyüme yasası olarak anılmıştır. (Lopez ve Thirwall, 2013: 3). 89 gelişmekte olan ülke için sanayi büyüme oranı ile ekonomik büyüme oranı arasındaki bağlantı Şekil 1'de gösterilmiştir.



Şekil 1. 89 Gelişmekte Olan Ülkenin Sanayi Üretimdeki Büyüme Oranı ile Ekonomik Büyüme Oranı Arasındaki İlişkinin Gösterimi

Kaynak. Lopez ve Thirwall (2013:3)

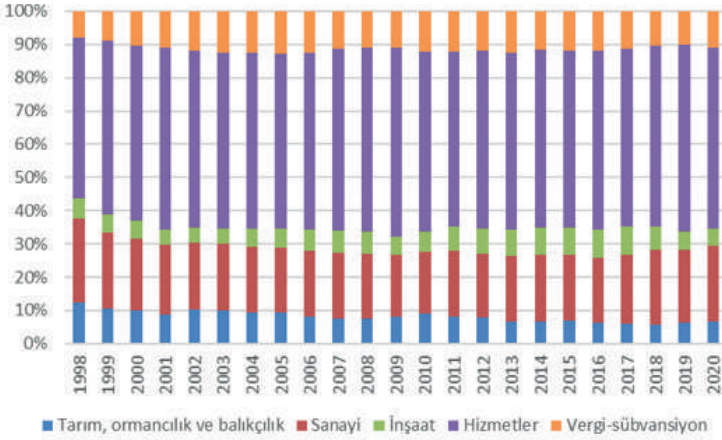
Şekil 1’de görüldüğü üzere sanayi üretimdeki büyüme ile ekonomik büyüme arasında pozitif yönlü kuvvetli bir ilişki söz konusudur. Bu görünüm Kaldor’un ekonomik büyümenin motor gücü sanayi sektörüdür savını destekler niteliktedir. Elbette ilgili savı değerlendirirken ülkelerin gelişmişlik düzeyleri kıstas alınmalıdır. Zira ülkelerin gelişmişlik seviyelerine göre sektörel geçişler farklı olabilmekte, ekonomik büyümenin kaynağı değişkenlik arz edebilmektedir. Şekil 2’de gelir gruplarına göre ayrılan ülkelerin ekonomik büyümeleri içerisinde sektörel katma değerleri verilmiştir.



Şekil 2. Gelir Gruplarına Göre Ayrılan Ülkelerde GSYİH İçerisindeki Sektör Payları (%)

Kaynak. Wirtz vd. (2015)

Şekil 2’de görüldüğü üzere 1980 yılından günümüze kadar sektörlerin ekonomik büyüme içerisinde oynamış olduğu rol değişkenlik göstermiştir. Fakat sanayi sektörünün yıllar itibariyle GSYİH içerisindeki payı hizmet sektörüne kıyasla düşük görünse de özellikle az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için önemini korumakta olduğu gözlenmiştir. Türkiye ekonomisi için de benzer bir işleyişten söz edilebilir. Şekil 3’te Türkiye’nin 1998-2020 dönemi arasında GSYİH içerisinde iktisadi faaliyet kollarının payı sunulmuştur. Sanayi sektörünün payı dikkate alındığında yıllar itibariyle istikrarlı yapısını koruduğu görülmüştür.



Şekil 3. Cari fiyatlarla Gayrisafi Yurtiçi Hasılanın İktisadi Faaliyet Kollarına Göre Dağılımı (%)

Kaynak. TÜİK (2021)

Bu çalışmanın amacı, Türkiye ekonomisi için güncel veriler kullanarak 2008 küresel ekonomik krizi sonrası sanayi üretim endeksi ile ekonomik büyüme arasında herhangi bir ilişkinin olup olmadığını Kaldor yasası ekseninde araştırmaktır. Çalışmanın özgünlüğü, Kaldor yasasının geçerliliğini güncel ekonometrik teknikler arasında bulunan Fourier ve RALS temelli birim kök ve eşbütünlük testleriyle sınanmasıdır. Çalışmada giriş bölümünün ardından literatür taraması bölümüne yer verilmektedir. Daha sonra, veri seti ve uygulama sonuçları sunulmaktadır. Nihayetinde, sonuç ve değerlendirme bölümüyle çalışmanın tamamlanması hedeflenmektedir.

2. Literatür Taraması

Kaldor yasasının geçerliliğinin çeşitli ekonometrik tekniklerle test edildiği çok sayıda araştırma tespit edilmiştir. Bu çerçevede öncelikle konuya ilişkin uluslararası literatüre odaklanılmış, ardından ise ulusal literatürdeki yapılmış çalışmalar incelenmiştir. İlk olarak Millemaci ve Ofria (2012) 1973-2006 dönemini kapsayan yıllık verileri kullanarak bazı gelişmiş ülkeler için imalat sektöründe emek verimliliğindeki büyümenin uzun dönem belirleyicilerini Kaldor-Verdoorn yasası bağlamında araştırmıştır. Araştırma bulguları, ölçüğe göre artan getiriden kaynaklı olarak söz konusu yasanın geçerli olduğunu kanıtlanmıştır. Antenucci vd. (2020) G-7 ülkelerinde 1970-2017 dönemi için yapısal vektör otoregresif (SVAR) yöntemini kullanarak Kaldor yasasını amprik olarak incelemiştir. Araştırmadan elde edilen bulgular Kaldor yasasının geçerliliğini desteklemiştir. Sankaran ve Samantaraya (2015) Hindistan için 1970-2011 dönemini kapsayan yıllık verilerle Kaldor yasasının geçerliliğini sınamıştır. Sanayi üretimindeki büyüme ile ekonomik büyüme arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Ayrıca hata düzeltme modelinin de çalıştığı görülmüştür. Nedensellik analizi sonuçları ise ekonomik büyümeden sanayi üretimindeki büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin varlığını kanıtlamıştır. Bu sonuç Kaldor yasasının geçerliliğini reddetmiştir. Onakoya (2015) Kaldor yasasının geçerliliğini Nijerya için 1970-2012 dönemini kapsayan yıllık veriler yoluyla incelemiştir. Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testi sonuçları Nijerya'nın imalat sanayi çıktı miktarı ile emek verimliliği arasında uzun dönemli bir ilişkisinin olduğunu göstermiştir. Hata düzeltme modeli de her iki değişken için pozitif bir ilişkinin bulunduğu kanıtlamıştır. Buna sonuçlara göre, Kaldor-Verdoorn yasası geçerlidir. Rojas ve Reyes (2015) benzer bir çalışmayı Meksika'nın iki ayrı bölgesi için yapmıştır. 1970-2008 dönemini kapsayan veriler kullanılarak panel ekonometrisi yönteminden yararlanılmıştır. Analiz bulguları metal ürünler, makine, teçhizat ve kimyasal ürünlerin imalat sanayi üretimindeki büyüme üzerinde önemli etkisi olduğunu göstermiştir. Davanzati vd. (2019) farklı bir açıdan konuyu ele alarak İtalya'daki ekonomik tıkanmanın nedenleri Kaldor yasası bağlamında ele alınmıştır. Bu çerçevede İtalya için 2002-2015 yılları arası dönem VAR yöntemiyle araştırılmıştır. Analiz bulguları, Kaldor yasası ile tutarlı olarak toplam talep ve kredi arzının emek verimliliğini önemli ölçüde etkilediğini göstermiştir. Borsato ve Lorentz (2022) yaptıklarını ilginç çalışmada robot ve yapay zekanın kullanımı altında Kaldor yasasının geçerliliğini araştırmıştır. Çalışmada, emek verimliliğindeki gelişmenin robotlaşma sürecinden hangi ölçüde etkilendiğine odaklanılmıştır. Bu bağlamda 25 OECD ülke içerisinde 17 endüstri 1990-2018 dönemi için dinamik panel ekonometrisi

yöntemiyle test edilmiştir. Elde edilen sonuçlar, ortalamanın üzerinde robot yoğunluğuna sahip endüstrilerin emek verimliliğinin de robotlaşmadan olumlu manada etkilendiğine işaret etmiştir. Sofi vd. (2022) kullandığı analiz yöntemiyle önceki çalışmalardan ayrılmıştır. Çalışmada 2000-2001 ve 2014-2015 dönemleri için 49 ülkede Kaldor yasasının geçerliliği mekansal ekonometri kullanarak incelenmiştir. Mekansal regresyon sonuçları seçilmiş ülkeler için Kaldor yasasının geçerliliğini ispatlamıştır.

Çetin (2009) 1981-2007 döneminde Türkiye ve Avrupa Birliği ülkelerinde Kaldor Yasasının geçerliliğini en küçük kareler yöntemi ve Granger nedensellik analizinden faydalanarak test etmiştir. En küçük kareler sonuçlarına göre Türkiye'nin de içinde yer aldığı 11 ülkede Kaldor yasasının geçerli olduğu ortaya konmuştur. Nedensellik sonuçlarının da ülkelere göre farklılaştığını tespit etmiştir. Arısoy (2013) ise 1963-2005 dönemi arasındaki yıllık verilerden faydalanarak Türkiye'de Kaldor yasasının hangi ölçüde geçerli olduğunu zaman serisi analiziyle test etmiştir. Analizde, Kaldor yasasının varlığını ispatlayan birtakım sonuçlara erişilmiştir. Tunalı ve Erbelet (2017) Türkiye özelinde 2004Q1-2015Q3 arası çeyreklik verilerden faydalanılarak Kaldor yasasının geçerliliğini sınamıştır. Analiz sonucunda, ilgili yasanın geçerli olduğu, sanayi üretimi ile ekonomik büyüme arasında doğru yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Doruk ve Kardaşlar (2019) 2002Q1-2016Q2 dönemi aralığındaki verileri kullanarak Kaldor büyüme yaklaşımı yapısal kırılmalı eşbütünleşme testleriyle incelemiştir. Çalışmada Kaldor yasasının sınanmasının yanı sıra özellikle 2008 krizi sürecinin analiz edilen dönem içerisinde yer almasından ötürü krizin imalat sanayi üretimi ile ekonomik büyüme üzerindeki etkisi de test edilmiştir. Sarıdoğan (2020) 1986-2018 dönemini içeren yıllık verilerden faydalanarak Türkiye için Kaldor'un birinci yasasının geçerliliğini sınamıştır. Elde edilen sonuçlar Kaldor yasasının geçerliliği yönündedir. Yani imalat sanayi üretimindeki olumlu değişimler, ekonomik büyüme rakamlarına pozitif olarak yansımaktadır.

3. Model, Veri Seti ve Uygulama Sonuçları

Bu çalışmada, 2008 iktisadi krizinin ardından Türkiye'de ekonomik büyüme ve sanayi üretimi ilişkisi Kaldor yasası bağlamında araştırılmıştır. Araştırma sürecinde 2010Q1-2022Q3 tarih aralığındaki çeyreklik veriler temel alınmış, özellikle güncel ekonometrik tekniklerin kullanımına dikkat edilmiştir. Çalışmada kullanılan GSYİH (İktisadi Faaliyet Kollarına (A10) Göre-Cari Fiyatlarla (TÜİK)(Bin TL) ve Sanayi Üretim Endeksi verileri TCMB-EVDS (<https://evds2.tcmb.gov.tr/>) sisteminden derlenmiştir. Bu çerçevede ilk olarak çalışmada çeyreklik verilerden yararlanılmasından ötürü seriler Census X-13 tekniğini yardımıyla mevsim etkisinden arındırılmıştır.

Serilerin mevsim etkisinden arındırıldıktan sonraki görünümünü Grafik 1’de yansıtılmıştır. Daha sonra birim kök test sürecinde geçilmiş, güncel birim kök testlerinden Christopoulos ve Leon-Ledesman (2010) tarafından önerilen Fourier ADF, Lm, Lee ve Tieslau (2014) tarafından önerilen RALS-ADF ve Meng, Lee ve Payne (2017) tarafından önerilen yapısal kırılmalı RALS-LM birim kök testi kullanılmıştır. Bulgulanan birim kök sonuçlarının ardından değişkenler arasındaki uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığını tespit edebilmek hedefiyle Lee, Lee ve Lm (2015) tarafından öne sürülen RALS-ADL ve RALS-EG eşbütünleşme testlerine başvurulmuştur. Elde edilen sonuçlar ile uyumlu olarak FMOLS ve DOLS tahmincileri yardımıyla uzun dönem eşbütünleşme katsayıları sınanmıştır. Analizin son safhasında nedensellik analizine odaklanılmıştır. Nedensellik analizi ise doğrusal ve doğrusal olmayan nedensellik analizi biçiminde olmak üzere iki ayrı test yöntemine referans verilerek gerçekleştirilmiştir.

Kaldor yasası temelinde üç model önerilmiştir. Kaldor’un önerdiği ilk modelin ekonometrik gösterimi şöyledir:

$$Q_i = \alpha_1 + \beta_1 M_i + \varepsilon_{1i}, \quad (1)$$

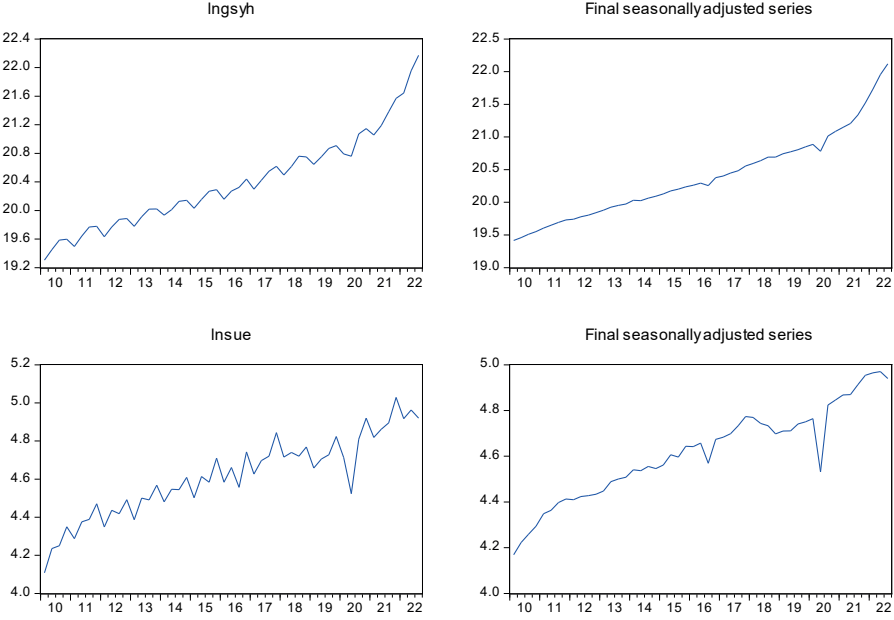
Ekonometrik modeldeki Q_i ekonomik büyüme oranı, α_1 , sabit terimi, β_1 eğim katsayısı, M_i imalat sanayi üretimi ve ε_i hata terimini göstermektedir. Kaldor’un birinci yasasının geçerliliğinin şartı istatistiksel olarak anlamlı $\beta_1 > 0$ olmasıdır. Kaldor’un ikinci yasası Verdoorn yasası olarak adlandırılır. Verdoorn (1949) emek verimliliğindeki artış ile çıktı miktarı arasında pozitif yönlü bir ilişkinin varlığına işaret etmiştir. Verdoorn modeli aşağıdaki gibi verilmiştir:

$$c = \frac{\mu}{p} + \frac{1}{p} x\rho \quad (2)$$

Eşitlik (2)’de yer alan μ ve p sabit terimi, ρ emek verimliliğindeki büyüme oranını, c ise sanayi sektörü istihdam hacmini simgelemektedir (Ener ve Arıca, 2011: 60). Kaldor’un üçüncü yasası ise şu şekildedir:

$$Q_i = \alpha_1 + \beta_1 \rho_i + \beta_2 \gamma_i + \varepsilon_{1i} \quad (3)$$

Eşitlik (3)’teki γ sanayi dışındaki sektörlerdeki istihdam düzeyini simgelemektedir. Yasanın geçerliliği için $\beta_1 > 0$ ve $\beta_2 < 0$ şartı aranmaktadır (Arısoy, 2013). Çalışmada Kaldor’un birinci yasası, sanayi üretim endeksi ile ekonomik büyüme ilişkisi çerçevesinde ele alınmıştır. Ayrıca ekonomik model tam logaritmik formda kurulmuştur.



Grafik 1. Mevsim Etkisinin Yer Aldığı (Sol) ve Mevsim Etkisinden Arındırılmış (Sağ) Serilerin Görünümü

Grafik 1’de mevsim etkisinin varlığı tespit edildiği için (sol sütun) seriler mevsim ve takvim etkisinden arındırılarak kullanılmıştır. Ayrıca söz konusu serilerin sabitli ve trendli bir yapıya sahip olduğu gözlenmiştir. Analiz sürecinde öncelikle serilerin durağanlık sınaması gerçekleştirilmiştir. Bu doğrultuda ilk olarak geleneksel birim kök testleri arasında değerlendirilen Phillips ve Perron (1988) birim kök testi uygulanmıştır. Phillips ve Perron (1988) birim kök testinin test istatistiği değerleri aşağıdaki gibidir:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 \left(t - \frac{T}{2} \right) + u_t \quad (5)$$

4’üncü denklem sabit terimli modeli gösterirken 5’inci denklem sabitli ve trendli modeli göstermektedir. 5’inci denklemdeki t trendi, T gözlem sayısını ve u_t hata terimini simgelemektedir. Testin temel hipotezi serinin birim köklü olduğunu ifade etmekten, alternatif hipotez serinin durağan olduğunu ifade etmektedir. Tablo 1’de Phillips ve Perron birim kök testi sonuçları verilmiştir.

Tablo 1. Phillips ve Perron Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Sabitsiz ve Trendsiz Model	Sabitli Model	Sabitli ve Trendli Model
lnGSYH	0.63 (0.43)	4.24 (1.00)	3.75 (1.00)
lnSU	2.54 (0.99)	1.34 (0.59)	4.58* (0.00)
Δ lnGSYH	2.73* (0.00)	4.92* (0.00)	5.69* (0.00)
Δ lnSU	9.83* (0.00)	12.72* (0.00)	9.83* (0.00)

Not. * işareti %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir. Δ fark operatörüdür. Ayrıca parantez dışındaki değerler t-istatistiklerini gösterirken, parantez içindeki değerler olasılık değerlerini vermektedir.

Tablo 1'deki sonuçlar incelendiğinde lnSU değişkenine ait sabitli ve trendli modelin düzeyde durağan, diğer modellerde ise birinci farkı alındıktan sonra durağanlaştığı tespit edilmiştir. lnGSYH değişkeninin bütün model yapıları için birinci farkı alındıktan sonra durağan olduğu tespit edilmiştir. Çünkü serilerin test istatistikleri %5 anlamlılık seviyesine ait kritik değerlerden küçük olduğu için birim kökün varlığını ifade eden temel hipotez reddedilmiştir. Geleneksel birim kök test uygulamasından sonra serilerdeki sert ve keskin yapısal kırılmaları, trigonometrik terimlerden yararlanılarak yumuşak geçişli ve kademeli olarak modelleyen güncel birim kök testlerinde sayılabilecek Christopoulos ve Leon-Ledesman (2010) tarafından geliştirilen Fourier ADF testi uygulanmıştır. Fourier ADF test istatistiği aşağıdaki gibidir (Christopoulos ve Leon-Ledesman, 2010: 1081):

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (6)$$

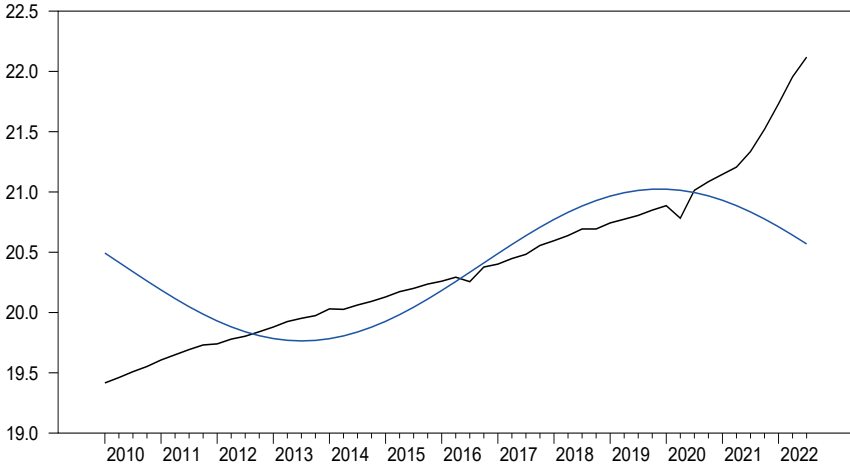
6'ncü denklemden k Fourier fonksiyonunun frekans sayısını, t trendi, T ise gözlem sayısını simgelemektedir. Fourier ADF test istatistiğinin üç aşamalı olarak hesaplandığı ileri sürülmüştür. Testin temel hipotezi (H_0) birim köklü süreci ifade ederken, alternatif hipotezi (H_1) ise durağan süreci ifade etmektedir. Tablo 2'de Fourier ADF testi sonuçları yansıtılmıştır.

Tablo 2. Christopoulos ve Leon-Ledesman (2010) Fourier ADF Birim Kök Testi Sonuçları

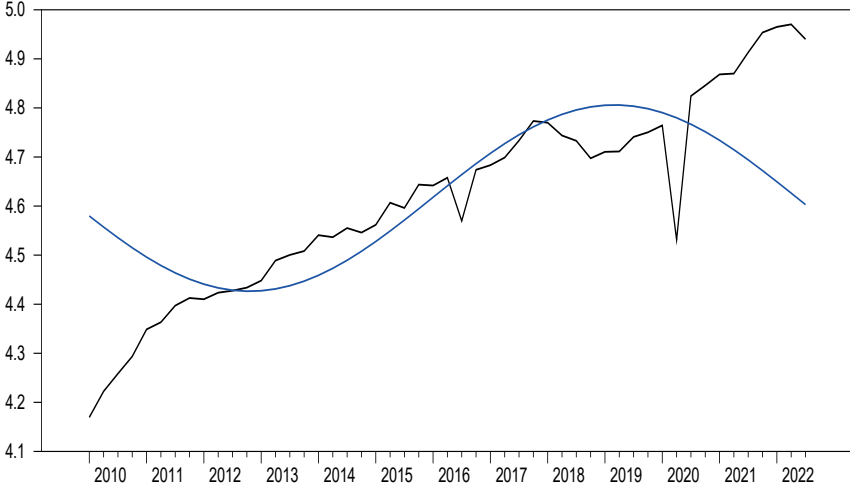
Değişkenler	\hat{k}	$f(\hat{k})$	FADF	Uygun Gecikme Uzunluğu
lnGSYH	1	21.85	0.137	1
lnSU	1	19.84	-2.11	0

Not. Fourier ADF birim kök testinin $k=1$ için kritik değerleri Christopoulos ve Leon-Ledesman (2010) makalesi referans alınmıştır. Buna göre, %5 anlamlılık seviyesine ait kritik değer -3.85 'dir. $f(\hat{k})$ 'nin $k=1$ için %5 anlamlılık seviyesindeki kritik değeri ise -3.92 'dir.

Tablo 2'deki Fourier ADF sonuçlarına göre, test istatistikleri %5 anlamlılık seviyesine ait kritik değerlerden küçük olduğu için birim kökün varlığını ifade eden temel hipotez reddedilmemiştir. Bir başka ifadeyle lnGSYH ve lnSU değişkenleri düzey değerlerinde durağan değildir. Diğer önemli sonuç, Fourier terimlerinin istatistiksel olarak anlamlılığına ilişkindir. Buna göre, $f(\hat{k})$ test istatistiği kritik değerden büyük olduğu tespit edilmiştir. Bu nedenle Fourier katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olmadığını gösteren temel hipotezi reddedilmektedir. Yani Fourier terimleri istatistiksel olarak anlamlıdır ve dolayısıyla kullanıma uygundur. Grafik 2 ve 3'te yapısal kırılmaların Fourier fonksiyonlarıyla modellendiği sırasıyla lnGSYH ve lnSU değişkenlerinin görünümü sunulmuştur.



Grafik 2. Fourier Fonksiyonu ile GSYH ve Yapısal Değişimlerin Görünümü



Grafik 3. Fourier Fonksiyonu ile Sanayi Üretim Endeksi ve Yapısal Değişimlerin Görünümü

Yapısal kırılmaların yaşandığı dönemler için yapay değişkenler kullanılmış olsaydı seriler daha keskin dönüşümler biçiminde modellenmiş olacaktır. Ancak Grafik 2 ve 3'te de görüldüğü üzere, yapısal kırılmaları Fourier yaklaşımıyla modellemek iktisadi değişkenlerdeki yumuşak geçişleri net olarak yansıtmıştır. Bir diğer yeni birim kök testi süreci normal dağılıma sahip olmayan kalıntılarla genişletilmiş Lm, Lee ve Tieslau (2014) tarafından geliştirilen RALS-ADF Birim Kök testidir. RALS-ADF test istatistiği şu şekilde modellenmiştir (Lm, Lee ve Tieslau, 2014: 321-322):

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta y_{t-j} + \widehat{w}'_t \gamma + v_t, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (7)$$

7'olu denklemdaki \widehat{w}'_t genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) regresyonundan elde edilen kalıntıların bir fonksiyonu olduğu için kalıntılarla genişletilmiş regresyon olarak adlandırılmıştır.

$$\hat{p}^2 = \frac{\hat{\sigma}_A^2}{\hat{\sigma}^2}, \quad (8)$$

8'olu denklemdaki $\hat{\sigma}^2$ standart ADF regresyonunun hata varyansının tahmin değerlerini, $\hat{\sigma}_A^2$ ise RALS regresyonunun hata varyansının tahmin

değerlerini göstermiştir. İlgili testin temel hipotezi serinin birim köklü olduğunu, alternatif hipotez serinin durağan olduğunu ifade etmiştir. Tablo 3'te RALS-ADF birim kök testi sonuçları verilmiştir.

<i>Tablo 3. Lm, Lee ve Tieslau (2014) RALS-ADF Birim Kök Testi Sonuçları</i>			
Değişkenler	p^2	τ (RALS-ADF)	Uygun Gecikme Uzunluğu
lnGSYH	0.48	3.30*	0
Jarque-Bera	113.08	Signif Level (JB=0)	0.000
lnSU	0.38	-4.88*	0
Jarque-Bera	727.04	Signif Level (JB=0)	0.000

Not.* işareti %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir.

Jarque-Bera normalite testi sonuçlarına göre serilerin normal dağılmadığı görülmüştür. Buna göre testin kullanımı için gerekli önkoşul sağlanmıştır. Testin kritik değerleri Lm, Lee ve Tieslau (2014) makalesinden elde edilmiştir. $p^2=0.4$ ve $p^2=0.5$ için % 5 anlamlılık seviyesine ait kritik değerler sırasıyla -2.91 ve -3.07'dir.

Tablo 3'teki RALS-ADF birim kök testi sonuçlarına göre elde edilen test istatistiklerinin sırasıyla $p^2=0.5$ ve $p^2=0.4$ için %5'lik anlamlılık seviyesine ait kritik değerlerden büyük olmasından ötürü birim köklü yapıyı gösteren temel hipotez reddedilmiştir. Başka bir ifadeyle, RALS-ADF birim kök testi sonuçları serilerin düzey değerlerinde durağan olduğunu ortaya koymuştur. RALS-ADF birim kök testi yapısal kırılma tarihlerini gözönünde bulundurmadığı için eleştirilmiştir. Bu açıdan RALS-ADF'ye kıyasla yapısal kırılma tarihleri Meng, Lee ve Payne (2017) tarafından geliştirilen RALS-LM birim kök testiyle dikkate alınmıştır. Trend kırılmalı RALS-LM test istatistiği şu şekildedir (Meng vd., 2017: 33):

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \theta \tilde{S}_{t-1} + \gamma' \hat{w}_t + u_t \quad (9)$$

9'nolu denklemdaki $\tau_{\text{RALS-LM}}$ $\theta = 0$ için karşılık gelen t-istatistiği ifade etmiştir. Testin temel hipotezi serinin birim köklü bir yapıya sahip olduğunu, alternatif hipotez ise serinin durağan olduğunu göstermektedir. Tablo 4'te Meng, Lee ve Payne (2017) tarafından geliştirilen RALS-LM kalıntılarla genişletilmiş yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçları verilmiştir.

Tablo 4. Meng, Lee ve Payne (2017) Yapısal Kırılmalı RALS-LM Birim Kök Testi

Değişkenler	R	p^2	RALS-LM	Yapısal Kırılma Tarihleri
lnGSYH	1	0.71	-5.95	2020:01; 2021:01
lnSU	1	0.71	-8.11	2020:04

Not.* işareti %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir. Jarque-Bera normallik testi sonuçlarına göre serilerin normal dağılmadığı görülmüştür. Buna göre testin kullanımı için gerekli önkoşul sağlanmıştır. Kritik değerler için Meng, Lee ve Payne (2017) çalışması referans alınmıştır. $p^2=0.7$ için kritik değer -3.51 'dir.

RALS-LM kalıntılarla genişletilmiş yapısal kırılmalı birim kök testi sonucuna göre, test istatistiklerinin $p^2=0.7$ için %5 anlamlılık seviyesine ait kritik değerlerden büyük olduğundan birim köklü yapının varlığını ifade eden temel hipotez reddedilmiştir. Başka bir ifadeyle, her iki değişkenin düzey değerlerinde durağan olduğu tespit edilmiştir. Yapısal kırılma tarihleri incelendiğinde COVID-19 pandemisinin patlak verdiği 2020 yılının ilk yarısının yapısal kırılma tarihleri olarak saptanmış olması beklenen bir sonuçtur. Yapılan birim kök testi sonuçlarının birbirine yakın olduğu tespit edilmiştir. Bilindiği gibi ekonometri teorisinde seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini test edebilmek için serilerin $I(1)$ - $I(1)$ seviyesinde durağan olması gerekmektedir. Söz konusu gereklilik Phillips-Perron (1988) birim kök testiyle sağlanmıştır. Öte yandan GSYİH değişkeni için 2021 yılının ilk ayının bir diğer yapısal kırılma tarihi olarak açığa çıkmış olmasının da COVID-19'un ikinci dalgasının yarattığı neticeden kaynaklı olduğu düşünülmektedir. Seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığını tespiti için ilk olarak Lee, Lee ve Lm (2015) tarafından önerilen kalıntılarla genişletilmiş RALS-ADL eşbütünleşme testine başvurulmuştur. RALS-ADL test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.

$$\Delta y_{1t} = d_{1t} + \delta_1 y_{1,t-1} + y' y_{2,t-1} + \Phi' \Delta y_{2t} + \hat{w}'_t \gamma + v_t \quad (10)$$

10'nolu denklemde yer alan d_{1t} terimi deterministik trendi simgelemektedir. Testin temel hipotezi seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğunu, alternatif hipotez ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını belirtmektedir. Tablo 5'te RALS-ADL eşbütünleşme testi sonuçları verilmiştir.

Tablo 5. Lee, Lee ve Lm (2015) RALS-ADL Eşbütünlük Testi

Model	p^2	τ (RALS-ADL)	Uygun Gecikme Uzunluğu
lnGSYH=f(lnSU)	0.91	10.20*	0

Not. * işareti %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir. Testin ana makalesindeki kritik değerlere bakıldığında kritik değer $p^2=0.9$ için %5'lik anlamlılık seviyesinde -3.32'dir.

Tablo 5'teki RALS-ADL eşbütünlük testi sonuçları incelendiğinde, test istatistiklerinin $p^2=0.9$ için %5 anlamlılık seviyesine ait kritik değerlerden büyük olduğu gözlenmiştir. Bu sonuç, değişkenler arasında herhangi bir uzun dönemli eşbütünlük ilişkisinin olmadığı belirten temel hipotezin reddedildiğine işaret etmiştir. Dolayısıyla değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünlük ilişkisinin varlığı kanıtlanmıştır. Ardından standart Engle-Granger (EG) ve RALS-EG2 eşbütünlük testleri izlenmiştir. Söz konusu testlerin test istatistikleri aşağıdaki gibi verilmiştir (Lee vd., 2014: 5):

$$\text{Standart EG: } \Delta \hat{u}_t = d_{1t} + \delta_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{w}'_t \gamma + v_t \quad (11)$$

$$\text{RALS-EG2: } \Delta \hat{u}_t = d_{1t} + \delta_1 \hat{u}_{t-1} + \Phi' \Delta y_{2t} + \hat{w}'_t \gamma + v_t \quad (12)$$

RALS-EG2 testinin temel hipotezi ($\delta_1 = 0$) seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin olmadığını, alternatif hipotez ($\delta_1 \leq 0$) seriler arasında uzun dönemli eşbütünlük ilişkisinin varlığına işaret etmektedir. Tablo 6'da RALS-EG2 eşbütünlük testi sonuçları verilmiştir.

Tablo 6. Lee, Lee ve Lm (2015) RALS-EG2 Eşbütünlük Testi

Model	p^2	τ (RALS-EG2)	Uygun Gecikme Uzunluğu
lnGSYH=f(lnSU)	0.80	9.11*	0
Model	-	τ (Standart- EG)	Uygun Gecikme Uzunluğu
lnGSYH=f(lnSU)	-	-4.54*	2

Not. * işareti %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir.

EG, Engle-Granger eşbütünlük testini simgelemektedir. Standart EG sonuçlarının da istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Başka bir ifadeyle değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünlük ilişkisinin olduğu anlaşılmaktadır. Testin ana makalesindeki kritik değerlere bakıldığında kritik değer $p^2=0.8$ için %5'lik anlamlılık seviyesinde -3.67'dir.

Tablo 6'daki RALS-EG sonuçları, Tablo 5'teki sonuçlar ile paralellik sergilemiştir. Buna göre, RALS-ADL ile RALS-EG2 sonuçları birbirileriyle uyumludur. Sonuçlar, sanayi üretimi ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli anlamlı bir ilişki olduğunu göstermiştir. Aynı zamanda standart EG'de bu sonuçları desteklemiştir. Başka bir deyişle, ele alınan dönem için Kaldor yasası geçerliliği kanıtlanmıştır. Tablo 7'de FMOLS ve DOLS tahmincilerinden yararlanarak eşbütünleşme katsayıları incelenmiştir.

<i>Tablo 7. Eşbütünleşme Katsayıları Tahmin Sonuçları</i>							
FMOLS				DOLS			
Değişkenler	Katsayılar	t-istatistik	Olasılık Değeri	Değişkenler	Katsayılar	t-istatistik	Olasılık Değeri
lnSU	3.23*	13.37	0.000	lnSU	3.18*	14.11	0.000
C	5.45*	4.86	0.000	C	5.64*	5.38	0.000
R ²		0.89		R ²		0.93	
Regresyon Stan. Hatası		0.21		Regresyon Stan. Hatası		0.16	
Kalıntı Kareler Toplamı		2.12		Kalıntı Kareler Toplamı		1.12	

*Not. * işareti %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir.*

Tablo 7'de sunulmuş olan FMOLS sonuçlarına göre sanayi üretimindeki %1'lik artış GSYİH'yi %3.23 oranında arttırmakta olduğu tespit edilmiştir. R² sonuçları GSYİH'deki toplam değişimin %89'luk kısmının sanayi üretimindeki değişim tarafından açıklanabildiğini ortaya koymuştur. DOLS tahminci sonucu ise sanayi üretimindeki %1'lik artışın GSYİH'yi %3.18 oranında arttırdığını göstermiştir. DOLS tahmincisinin R² sonuçları da GSYİH'deki toplam değişimin %93'lük kısmının sanayi üretimindeki değişim tarafından açıklanabildiğini ifade etmiştir. Son olarak Tablo 8'de değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin olup olmadığını sınamak için doğrusal ve doğrusal olmayan nedensellik analizi sonuçları verilmiştir.

Tablo 7. Nedensellik Analizi Sonuçları

VECM Temelli Doğrusal Granger Nedensellik Testi Sonuçları			Diks ve Panchenko (2006) Doğrusal Olmayan Nedensellik Testi Sonuçları		
Boş Hipotez	Olasılık Değerleri	Karar	Boş Hipotez	Olasılık Değerleri	Karar
$\ln\text{GSYH} \neq > \ln\text{SU}$	0.233	Sanayi Üretim endeksinden GSYİH'ya doğru tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.	$\ln\text{GSYH} \neq > \ln\text{SU}$	0.111	Sanayi Üretim endeksinden GSYİH'ya doğru tek yönlü doğrusal olmayan nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.
$\ln\text{SU} \neq > \ln\text{GSYH}$	0.000*		$\ln\text{SU} \neq > \ln\text{GSYH}$	0.034*	

Not. * işaretleri %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 8'de öncelikle VECM temelli doğrusal Granger nedensellik testi sonuçlarına odaklanılmıştır. Testlerin boş hipotezi değişkenler arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmadığı yönündeyken, alternatif hipotez ise değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin bulunduğunu ifade etmektedir. Buna göre, sanayi üretimden GSYİH'ya doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi söz konusudur. Bu sonuç Dicks ve Panchenko (2006)'nın doğrusal olmayan nedensellik analizi sonuçları ile uyumludur.

SONUÇ

Bu çalışmada 2008 ekonomik krizinin ardından Türkiye'de Kaldoryen bir yaklaşımla sanayi üretim endeksi ile ekonomik büyüme arasında herhangi bir ilişkinin olup olmadığı araştırılmıştır. Analiz sürecinde güncel ekonomik tekniklere başvurulmuştur. İlk olarak geleneksel birim kök testlerinden PP birim testiyle serilerin durağanlık düzeyleri incelenmiştir. Buna göre, seriler birinci farkları alındıktan sonra durağanlaşmıştır. Daha sonra yapısal kırılmaların trigonometrik terimlerle modellendiği Fourier ADF birim kök testi kullanılmıştır. Bu test, serilerin düzey değerlerinde durağan olduğuna işaret etmiştir. Kalıntıların normal dağılmadığı durumda kuvvetli sonuçlar veren RALS-ADF ve buna ilaveten yapısal kırılmaları gözönüne alan RALS-LM birim kök testi sonuçları da Fourier-ADF birim kök testine benzer sonuçlar üretmiştir. Başka bir deyişle, seriler düzey değerlerinde durağan olduğu tespit edilmiştir. RALS-ADL, RALS-EG2 ve EG eşbütünleşme testleri ile değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı araştırılmıştır. Bahsi geçen eşbütünleşme testlerine göre sanayi üretim endeksi ile GSYİH değişkeni uzun dönemde birlikte hareket etmektedir. Aynı zamanda FMOLS tahmin sonuçları sanayi üretimindeki %1'lik artışın GSYİH'yı %3.23 oranında

arttırdığını göstermiş, DOLS tahmin sonuçları ise sanayi üretimindeki %1'lik artışın GSYİH'yı %3.18 oranında arttırdığına işaret etmiştir. Son olarak, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Buna göre, doğrusal Granger nedensellik analizi sonucu ile Dicks ve Panchenko (2006) doğrusal olmayan nedensellik analizinden erişilen sonuçlar birbirine benzerdir. Her iki testte de sanayi üretim endeksinden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi söz konusudur. Yapılan araştırma sonucunda, Türkiye ekonomisinde 2008 krizi sonrası dönem için Kaldor yasasının geçerliliğinden söz edilebilir. Elde edilen bulgular, literatür taramasında sunulan Onakoya, 2015; Davanzati vd., 2019; Sofi vd., 2022, Çetin, 2009; Arısoy, 2013; Tunalı ve Erbelet, 2017; Doruk ve Kardeşler, 2019; Sarıdoğan, 2020 çalışmalarıyla uyumlu olduğu görülmüştür.

KAYNAKÇA

- Antenucci, F., Deleidi, M., & Paternesi Meloni, W. (2020). Kaldor 3.0: An empirical investigation of the Verdoorn-augmented technical progress function. *Review of Political Economy*, 32(1), 49-76.
- ARISOY, İ. (2013). Kaldor yasası çerçevesinde Türkiye’de sanayi sektörü ve iktisadi büyüme ilişkisinin sınanması. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 8(1), 143-162.
- Borsato, A., & Lorentz, A. (2022). The Kaldor-Verdoorn Law’s at the Age of Robots and AI., *Document de Travail*. 1-41.
- Castiglione, C. (2011). Verdoorn-Kaldor’s Law: An empirical analysis with time series data in the United States. *Advances in Management and Applied Economics*, 1(3), 159.
- Christopoulos, D.K., Leon-Ledesma, M.A., 2010. Smooth breaks and non-linear meanreversion: Post-Bretton Woods real exchange rates. *J. Int. Money Financ.* 29, 1076–1093.
- Çetin, M. (2009). Kaldor Büyüme Yasasının Ampirik Analizi: Türkiye ve AB Ülkeleri Örneği (1981-2007). *Afyon Kocatepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(1), 355-373.
- Davanzati, G. F., Patalano, R., & Traficante, G. (2019). The Italian economic stagnation in a Kaldorian theoretical perspective. *Economia Politica*, 36, 841-861.
- Diks, C., & Panchenko, V. (2006). A new statistic and practical guidelines for nonparametric Granger causality testing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 30(9-10), 1647-1669.
- Doruk, Ö. T., & Kardaşlar, A. (2019). Türkiye’de Sanayileşme, Kriz ve Büyüme İlişkisi: Kaldoryen Büyüme Modeli Çerçevesinde Bir İnceleme. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 56(650), 147-158.
- Ener, M., & Arica, F. (2011). Is The Kaldor’s Growth Law Valid For High Income Economies: A Panel Study. *Research Journal of Economics, Business and ICT*, 1.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Kaldor, N. (1956). La evolución capitalista a la luz de la teoría keynesiana. *El Trimestre Económico*, 23(91 (3)), 284-298.
- Kaldor, N. (1966) Causes of the Slow Rate of Economic Growth of the UK, An Inaugural Lecture. Cambridge: Cambridge University Pres.
- Lee, H., Lee, J., & Im, K. (2015). More powerful cointegration tests with non-normal errors. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 19(4), 397-413.

- Meng, M., Lee, J., & Payne, J. E. (2017). RALS-LM unit root test with trend breaks and non-normal errors: application to the Prebisch-Singer hypothesis. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 21(1), 31-45.
- Millemaci, E., & Ofria, F. (2014). Kaldor-Verdoorn's law and increasing returns to scale: a comparison across developed countries. *Journal of Economic Studies*.
- Onakoya, A. B. (2015). The Kaldor-Verdoorn's law on manufacturing: Test of the Nigerian experience. *Redeemer's University Journal of Management and Social Sciences*, 3(1), 37-49.
- Pacheco-López, P., & Thirlwall, A. P. (2013). *A New Interpretation of Kaldor's First Growth Law for Open Developing Countries* (No. 1312). School of Economics Discussion Papers.
- Phillips, P.C. B ve Perron, P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75(2), ss.335-346.
- Rendón-Rojas, L., & Mejía-Reyes, P. (2015). Manufacturing production in two regions of the state of Mexico: an assessment of Kaldor's laws. *Economía, sociedad y territorio*, 15(48), 425-454.
- Sankaran, A., & Samantaraya, A. (2015). Does Kaldor's hypothesis hold in India?. *The Journal of Developing Areas*, 59-67.
- SARIDOĞAN, H. Ö. Kaldor'un Birinci Yasası Çerçevesinde Sanayileşme ve Büyüme İlişkisi. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(5), 1489-1496.
- Sofi, A. A., Bhat, M. Y., & Mishra, A. K. (2022). Testing spatial interactions in Kaldor's growth laws: A cross-country analysis. *Journal of Public Affairs*, 22(3), e2536.
- Tunalı, H., & Erbelet, E. (2017). Ekonomik Büyüme ve Sanayileşme İlişkisinde Kaldor Yasasının Türkiye'deki Geçerliliğinin Analizi. *Kırklareli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6(1), 1-15.
- Verdoorn, P.J. (1949). Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro, *L'Industria*, 1, 3-10
- Wirtz, J., Tuzovic, S., & Ehret, M. (2015). Global business services: Increasing specialization and integration of the world economy as drivers of economic growth. *Journal of Service Management*.