

KALDOR HİPOTEZİNİN TÜRKİYE İÇİN VAR ANALİZİ İLE İNCELENMESİ¹

THE STUDY OF KALDOR HYPOTHESIS FOR TURKEY BY VAR ANALYSIS

Dr. Sultan SARI

sarisultan51@gmail.com

Ankara / Türkiye

ORCID: 0000-0002-8670-3625

ÖZET

Kaldor Hipotezi'ne göre, GSYH'daki büyüme sanayi sektöründeki büyüme ile ilgilidir. Kaldor imalat sanayiindeki verimliliğin de imalat sanayiindeki büyüme ile ilişkili olduğunu iddia etmektedir. Sanayileşmeye dayalı bir büyüme modelinde işgücünün marjinal ürününün ortalama ürünün altında olduğu tarım vb. sektörlerden sanayi sektörüne transfer edileceğini ve sonucunda sanayi sektöründe işgücü verimliliğini artırarak üretimi artıracaklarını ileri sürmüştür. Çalışmada, ekonomik büyüme ve sanayileşme arasındaki ilişki, Kaldor hipotezinin birinci yasası çerçevesinde, Türkiye için 2007-2021 dönemi 3'er aylık verilerle ve VAR analizi ile incelenmiştir. Analiz sonuçlarına göre, sanayi üretim endeksi ile büyüme arasında beklentilere uygun bir şekilde pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. Yani sanayi üretimi büyümeye yol açmaktadır. Ancak büyümeden sanayi üretimine doğru bir nedensellik ilişkisi görülmemektedir. Bu tek yönlü pozitif ilişki uygulanan Granger nedensellik testi ile de teyit edilmiştir. Yapılan etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması da bu sonucu desteklemektedir. Bilindiği üzere etki-tepki fonksiyonları serilerin verilen şoka karşı tepkilerinin yönü hakkında bilgi verirken, varyans ayrıştırması görece olarak toplam değişimin dönemler boyunca seriler tarafından nasıl paylaşıldığını göstermektedir. Buna göre de iki değişken arasındaki toplam değişimi açıklama yönünden bir aktarımın ömrünün 1 yıl olabileceği ileri sürülebilir.

Anahtar Kelimeler: Kaldor Hipotezi, büyüme, sanayi üretim endeksi, VAR Analizi, Granger nedensellik testi

Jel Kodu: E23, O10, O11

ABSTRACT

According to Kaldor Hypothesis, the growth of the GDP is related to the growth of the manufacturing sector. Kaldor claims that the productivity of the manufacturing sector is positively related the growth of the manufacturing sector and labour force transfer from agriculture and like other sector which marginal productivity of labour force is lower than average productivity level to manufacturing sector under Industrial growth model, and by increasing labour force productivity, it leads to increase production, in other word, GDP.

¹ Bu çalışma, 19-20 Nisan 2022 tarihlerinde İstanbul'da düzenlenen 2. Uluslararası Marmara Bilimsel Araş. ve İnovasyon Kongresi'nde sözlü olarak sunulan bildiriden geliştirilmiştir.

In the study, for Turkey, this relationship between growth and manufacturing production, under Kaldor's first law of growth, is considered by VAR analysis and with quarterly data between 2007 and 2021. As expected, there are positive relationship between industrial production and growth. It means that industrial production leads to economic growth. However, it is not seen any causality relationship from growth to industrial production. One direction positive relationship from industrial production to growth is confirmed by Granger causality test. As known, while impulse-response functions indicate the serials response direct to any shock(s), variance decomposition indicates how total changes are share relatively by serials during periods. According to analysis, it can be claimed that any transfer can take 1 year on explaining total changes between serials.

Key Words: Kaldor Hypothesis, growth, industrial production index, VAR Analysis, Granger causality test

Jel Classification: E23, O10, O11

1.GİRİŞ

Bilindiği üzere, iktisadi büyüme, “bir ülkede, bir yılda üretilen tüm mal ve hizmetlerin parasal ifadesi olan GSYİH’da görülen artış” olarak tanımlanmaktadır. Bu verimlilik artışıyla ya da kullanılan iktisadi kaynakların artışıyla gerçekleşir. Kalkınma kavramı ise , “teknolojik ve üretim boyutu, insani boyutu, istihdam boyutu, hakimiyet boyutu, çevre boyutu ve özgürlük boyutu” ile çok daha geniş bir kavramı, sosyo-ekonomik gelişmişliği ifade etmektedir (Kaynak, 2007:51).

İktisadi büyüme ve kalkınmada sanayi sektörünün rolü, sanayileşmenin payı büyük ve önemlidir. Sanayi sektörü, hem diğer sektörlerle olan ara bağlantıları hem de yarattığı katma değer ve istihdam açısından “ekonomik büyümenin motoru” olarak tanımlanmaktadır. Çünkü sanayi sahip olduğu geniş alt sektörler nedeniyle ekonominin diğer tüm sektörlerinden önemli ölçüde ara mal talep ve arz eden bir niteliğe sahiptir. Bu özelliğiyle tarım ve hizmetlerin gelişmesinde de belirleyici rol oynamakta ve böylelikle kalkınmanın ya da bir diğer deyişle sosyo-ekonomik gelişmenin temel dinamiğini oluşturmaktadır (Arısoy, 2008: 2-3).

Nitekim, 2018 yılı Dünya Bankası verilerine göre, sanayi sektörünün milli gelir içerisindeki payı Tayland’da % 35, Güney Kore’de % 35,1, Malezya’da % 38,3, Endonezya’da % 39,7 iken Türkiye’de % 29,5 olarak gerçekleştiği belirtilmektedir (Canbay ve Kırca, 2020: 165). Türkiye’de GSYİH içinde sanayinin payı, 2019 yıllarında % 22, 2020 yılında % 23 olarak hesaplanmıştır. Diğer ülkelerle karşılaştırıldığında düşük bir oran olduğu görülmektedir.

Bu bilgiler doğrultusunda, çalışmada, sanayi üretimi ile büyüme arasındaki ilişki, yani “sanayinin ekonomik büyümenin motoru olduğunu” söyleyen 1. Kaldor’un büyüme yasası VAR analizi ve Granger nedensellik testi ile incelenmiş ve söz konusu ilişkinin yönü belirlenmeye çalışılmıştır. Literatürde Kaldor yasalarını sınavan çalışmalarda genellikle yöntem olarak EKK yöntemi ve eşbütünleşme analizlerinin kullanıldığı görülmektedir. VAR analizinin kullanıldığı bir çalışmaya rastlanılmamıştır. Bu tür hipotezlerin farklı yöntemlerle farklı dönemlerde sınavmasının iktisadi yazına katkı sağlayacağına inanılmaktadır. Girişten sonra, çalışmanın ikinci bölümünde, konu ile ilgili iktisadi yazın özetlenmektedir. Araştırmada kullanılan veri ve yöntem üçüncü bölümde, elde edilen ampirik bulgulara dördüncü bölümde yer verilmektedir. Çalışma bir sonuç ve öneriler ile sona ermektedir.

2. İKTİSADİ YAZIN TARAMASI

İktisadi yazında “sanayileşme ile ekonomik büyüme” arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların çoğunluğu konuyu sanayinin “ekonomik büyümenin motoru” olduğunu ifade eden Kaldor Yasaları (Kaldor, 1957, 1966; Kaynak, 2007:173-176) çerçevesinde ele almışlar ve sanayinin ekonomik büyümenin motoru olduğunu ispatlamışlardır.

Allyn Young'ın görüşlerinden esinlendiği belirtilen Kaldor (1966) çalışmasında, 12 gelişmiş ülkenin 1953-1954 ve 1963-1964 dönemleri ekonomik büyüme ile sanayi büyümesi ilişkisini incelemiştir. Sonucunda aralarında istatistiki olarak anlamlı ilişkiler tespit ederek, sanayii ekonomik büyümenin itici gücü olarak gören ilk hipotezini (yasasını) ortaya atmıştır. Buna göre, ölçüğe göre getiri nedeniyle sanayi sektöründe sermaye birikiminin getirileri artmaktadır. Yani, sanayi pozitif dışsallıklar sağlayarak ve bu dışsallıklar aracılığıyla ekonomik büyümeyi hızlandırmakta ve bu geniş işbölümü olanaklarıyla diğer sektörlerde de verimlilik düzeyini yükseltmektedir (Arısoy, 2008:4; Canbay ve Kırca, 2020: 152; Altun ve İşleyen, 2019: 663).

Özetle, Kaldor'un üç büyüme yasası bulunmaktadır. Bunlar:

1- GSYİH büyümesi imalat sektöründeki büyüme ile pozitif yönlü ilişkilidir ya da bir diğer ifadeyle, “ekonominin büyüme hızının, imalat sanayinin büyüme hızı ile pozitif yönlü ilişki içerisinde olduğudur”.

2- İmalat sektöründe ki verimlilik artışı bu sektörün büyümesiyle pozitif yönlü olarak ilişkilidir ya da bir başka ifadeyle “üretim çıktısı hızında görülecek artışın o sektörde işgücü verimliliğinde de artışlara yol açacağı yönündedir”. Kaldor, bu büyüme modelini Verdoorn'un çalışmasına dayandırdığından, bu hipoteze Kaldor-Verdoorn yasası da denir.

3- İmalat dışı sektör ile imalat sektörü büyümeleri arasında da pozitif bir ilişki bulunmaktadır (Canbay ve Kırca, 2020:150-151; Doruk vd, 2011).

Bugüne kadar “sanayileşme ve büyüme” ilişkisini inceleyen pek çok çalışma yapılmıştır. Yukarıda da belirtildiği gibi, Kaldor'un çalışması bir milat olarak kabul edilmektedir ve bu tarihten sonra bu yönde yapılan çalışmaların çoğu Kaldor'un büyüme yasaları temelinde yapılmıştır. Bu çalışmaların çoğunluğunda destekleyici bulgulara ulaşıldığı görülmektedir (Drakopoulos ve Theodossiou, 1991; Diaz Bautista, 2003; Libanio ve Moro, 2006; Alexiou ve Tsaliki, 2010; Castiglione, 2011; Millemaci ve Ofria, 2014; Olamide ve Oni, 2016; Çolak ve Ismayilzada, 2021). Ama, örneğin, Stoneman (1979) İngiltere'nin 1800-1970 dönemi yıllık imalat ve tarım sektörü katma değerleri ile istihdamları, ihracat büyüme oranı, GSMH büyüme oranı verileriyle Kaldor'un 3 yasasını da test etmiş, sonuçlarına göre, çok güçlü destek bulamasa da “Kaldor yasalarının İngiltere için uygun olmadığını” da söyleyememiştir.

Kaldor'un 1. Yasasını 1975 - 2011 dönemi verileriyle, Johansen – Juselius eşbütünleşme yöntemi ve Granger nedensellik test ile Hindistan için test eden Samkaran ve Samantaraya (2015) da büyümeden sanayiye tek yönlü bir ilişki tespit etmiştir.

Kaldor yasalarını Türkiye için sınanan çalışmalarda da destekleyici bulgulara ulaşıldığı görülmektedir (Yamak 2000; Arısoy, 2008; Çetin 2009; Ener ve Arıca, 2011; Mercan ve Kızılkaya, 2014; Erbelet, 2016; Altun ve İşleyen, 2019; Canbay ve Kırca, 2020).

Yamak (2000) 1946-1995 dönemi yıllık sınıai çıktı ve GSMH verileriyle ve eşbütünleşme ve hata düzeltme modeli ile Kaldor'un 1. yasasını Türkiye için sınamış ve destekleyici bulgulara ulaşmıştır. Terzi ve Oltulular (2004) da yasayı bu kez 1987 - 2001 dönemi 3'er aylık sanayi üretim endeksi ve GSMH verileriyle ve aynı yöntemlerle test etmiş ve çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varmışlardır.

Arısoy (2008) da Kaldor yasalarını Türkiye için 1963 - 2005 dönemi reel sanayi üretimi ile reel GSMH verilerini kullanarak eşbütünleşme ve nedensellik analizleri ile incelemiştir. İnceleme sonuçlarına göre; büyüme, sanayi sektöründe büyüme ve verimlilik artışını da beraberinde getirirken; sanayi sektöründe ve sanayi sektörü dışındaki istihdamdaki artışta ekonomik büyümeye neden olmaktadır.

Çetin (2009) de 1981-2007 dönemi Türkiye ve AB ülkeleri yıllık verilerini kullanarak Kaldor'un büyüme yasasının geçerliliğini OLS ve Granger nedensellik testleri ile sınamış ve 15 ülkenin 11'inde (Türkiye'nin de dahil olduğu) sanayi büyümesinin ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı bir etki yaptığı sonucuna ulaşmıştır.

Ayrıca, yaptığı Granger nedensellik testlerine göre, Danimarka ve Romanya’da çift yönlü ilişki, Avusturya’da sanayiden ekonomik büyümeye, Almanya ve Belçika’da ise ekonomik büyümeden sanayi büyümesine tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmiştir.

Ener ve Arıca (2011) da büyüme hızı ve sanayi üretimindeki büyüme arasındaki ilişkiyi yani Kaldor hipotezini, 23 OECD ülkesi 1980-2008 dönemi verileriyle panel data analizi ile çalışmışlar. Analiz sonuçlarına göre, imalat sanayinin büyümenin motoru olduğu 1. Kaldorgil büyüme yasasını doğrulayan bulgular elde etmişlerdir.

Doruk vd (2011) çalışmalarında, Türkiye’nin kriz esnasında ve kriz sonrası toparlanma aşamasında imalat sanayi ile GSYİH arasındaki ilişki aylık verilerle incelenmektedir. Analiz sonuçlarına göre; Türkiye de 2008 krizinden önemli ölçüde etkilenmiş olup imalat sektöründeki uç değerler ve sapmaların uzun sürmesi krizin reel sektörde hissedilmesine neden olmuştur. Onlara göre, “sanayi üretim endeksinin GSYİH üzerindeki etkisinin düşüklüğü, üretim hacminin ve kapasite kullanım oranının GSYİH’ya etkisinin olmaması, 2008 Krizi’nin Türkiye’de imalat sanayisini ciddi düzeyde etkilediğini” göstermektedir.

Mercan ve Kızılkaya (2014) da Kaldor’un 3 yasasını Türkiye için 1988 - 2013 dönemi 3’er aylık verilerle ve Johansen eşbütünleşme yöntemi, hata düzeltme modeli ve Granger nedensellik testi ile incelemiştir. Sanayi sektörü ve ekonomik büyüme arasında iktisadi yazınla tutarlı bir şekilde pozitif ilişki elde etmişlerdir. Böylelikle Kaldor yasalarının Türkiye için geçerli olduğu sonucuna varmışlardır.

Erbelet (2016) de Kaldor hipotezinin birinci yasasını Türkiye için test edenlerden biridir. 2004 - 2015 dönemi 3’er aylık verilerini kullanarak EKK ve Granger nedensellik testleriyle sanayi üretimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Analiz sonucuna göre; büyüme ve sanayi üretimi arasında anlamlı bir ilişki vardır ve bunu nedensellik ilişkisi ile de tespit etmişlerdir.

Altun ve İşleyen (2019), Türkiye’de sanayi sektörü istihdamı ile büyüme arasındaki ilişkiyi 1991 - 2017 verilerini kullanarak ARDL yöntemi ve Granger nedensellik testiyle analiz etmişler ve sanayi sektöründe istihdam ile büyüme arasında uzun dönemli ilişki tespit etmişlerdir. Granger nedensellik testi’ne göre, sanayi istihdamından büyümeye tek yönlü nedensellik ilişkisi vardır.

Canbay ve Kırca (2020) da çalışmalarında; 1961 - 2017 yıllarında Türkiye’de tarım ve sanayi üretimi ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkileri Johansen eşbütünleşme analizi ve yine Granger nedensellik testi ile incelemiştir. Buna göre; değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır ve büyüme sanayileşmeyi pozitif, sanayileşme ise tarım sektörünü negatif yönde etkilemektedir. Büyüme tarımı negatif, tarım ise büyümeyi pozitif yönlü etkilemektedir. Ancak çalışma sonuçlarına göre, Kaldor’un 1. ve 3. yasasını destekler bulgulara ulaşamadığı da belirtilmektedir.

Yine son dönemde yapılan çalışmalardan biri de Kopuk’un (2021) çalışmasıdır. Bu çalışmada, 1997 - 2018 dönemi Türkiye ve Almanya verileriyle ve ARDL yöntemiyle Kaldor’un birinci yasasının geçerliliği karşılaştırmalı olarak test edilmiştir. Test sonuçlarına göre; Türkiye ve Almanya ekonomisinde Kaldor’un birinci yasasının geçerliliği ispatlanmıştır.

3.YÖNTEM VE VERİ

Birtakım avantajları nedeniyle, 2007 - 2021 dönemi sanayi üretim endeksi ve büyüme ilişkisini incelemek için bir zaman serisi analizi olan Vektör Otoregresyon Modeli (VAR yöntemi) tercih edilmiştir.

Vektör Otoregresif Model Sims (1980) tarafından geliştirilen bir yöntemdir. Model, tek değişkenli otoregresif (AR) modelinin çok değişkenli biçimidir. Bu yöntemle, zaman serileri içsel olarak sisteme dahil edilmekte ve zaman serileri p gecikmelerine kadar bağımsız değişkenler olarak alınmaktadır (Mert ve Çağlar, 2019: 215). Böylelikle makroekonomik değişkenler arasındaki dinamik etkileşimler incelenebilmektedir. Yani, VAR modeli, modele katılan tüm değişkenlerin kendi ve diğer değişkenlerin gecikmeli değerleri üzerine tanımladığı basit, ama çok boyutlu bir zaman serisi öngörü modelidir. VAR modellerine bağımlı değişkenlerin gecikmeli değerlerinin de dahil edilmesi, güçlü tahminlerin yapılmasını olanaklı kılmaktadır.

Öyle ki VAR modellerinin öngörü performanslarının, esanlı denklemlerinkinden daha iyi sonuçlar verdiği vurgulanmaktadır (Tarı, 2005: 434).

VAR modeli ile elde edilen parametreleri yorumlamak yerine, sistemin tahmini ile elde edilen artıklar analiz edilerek, geleceğe yönelik yorumlar yapılabilmektedir. Bu amaçla, “Etki-Tepki Fonksiyonları”, değişkenlerin “Varyans Ayırıştırması” ve “Granger Nedensellik Testleri” kullanılmaktadır (Mert ve Çağlar, 2019: 215; Tarı, 2005: 435; Tarı ve Bozkurt, 2006: 5).

Etki-Tepki fonksiyonları; modelde yer alan değişkenlerin hata terimlerinde meydana gelecek şokların, diğer değişkenler üzerindeki etkisini ölçmektedir. Şoku veren değişken yönünden etki, şoku alan değişken yönünden ise tepki söz konusu olup, iki değişken arasında değişkenlerden birinin diğerine neden olduğu düşüncesine dayalı olarak yapılan bu analiz “Etki-Tepki (impulse-response) Analizi” olarak tanımlanmaktadır. VAR modelinde bir diğer araç da “Varyans Ayırıştırması (Variance Decomposition)”dır ki “her bir değişkenin öngörü hata varyansının, sistemdeki her bir değişkene yüklenebilecek bileşenlerine ayırıştırma oranı” şeklinde tanımlanmaktadır. Her bir değişkenin öngörü hata varyansını değişkenlerin her birine paylaştırarak şokların değişkenler üzerindeki etkilerini oransal olarak ölçmektedir (Tarı, 2005: 435-436).

k tane durağan y_t ve x_t serilerine ait p gecikmeli VAR(p) modeli aşağıdaki gibi tanımlanır (Mert ve Çağlar, 2019: 216) :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + C x_t + \epsilon_t \quad (\text{Eşitlik 2.1})$$

Burada;

$y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})'$, k x 1 boyutlu içsel (endojen) değişkenler vektörü,

$x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{dt})'$, d x 1 boyutlu dışsal (exzojen) değişkenler vektörü,

A_1, \dots, A_p , k x k boyutlu, gecikmeli değişkenlere ait katsayılar matrisi,

C, k ve d boyutlu dışsal değişkenlere ait katsayılar matrisi

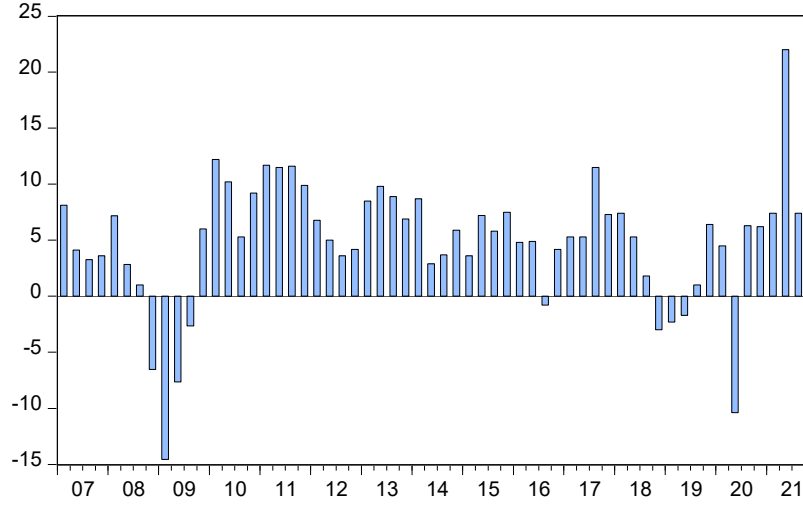
$\epsilon_t = (\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}, \dots, \epsilon_{kt})'$; $E(\epsilon_t) = 0$, $E(\epsilon_t \epsilon_t') = \Sigma \epsilon$ ve $E(\epsilon_t \epsilon_s') = 0$ ($t \neq s$) olan k x 1 boyutlu temiz dizi özelliği gösteren hata vektörüdür.

Eşitlik 2.1'in sağ tarafında sadece gecikmeli değişkenler olduğunda bu durum standart VAR olarak tanımlanmakta ve EKK ile tahmin edilen denklem tutarlı olmaktadır (Mert ve Çağlar, 2019:216).

Modelde, TC Cumhurbaşkanlığı Strateji ve Bütçe Başkanlığı'nın web sitesinden derlenen büyüme oranı ve sanayi üretim endeksi² 2007 - 2021 dönemi 3'er aylık (Mart, Haziran, Eylül ve Aralık) veriler kullanılmıştır. Model 59 gözlem içermektedir. Değişkenlerin grafikleri aşağıya çıkarılmıştır. Şekil 1' de Global kriz ve Covid-19 krizinin büyüme üzerindeki olumsuz etkileri görülmektedir. Aynı yönde Global krizin sanayi üretim endeksine olumsuz etkileri de olmuştur. Covid-19 krizi sanayi üretim endeksinde başta düşüşe yol açsa da daha sonra aksi yönde artış trendine girdiği de görülmektedir (Şekil 2).

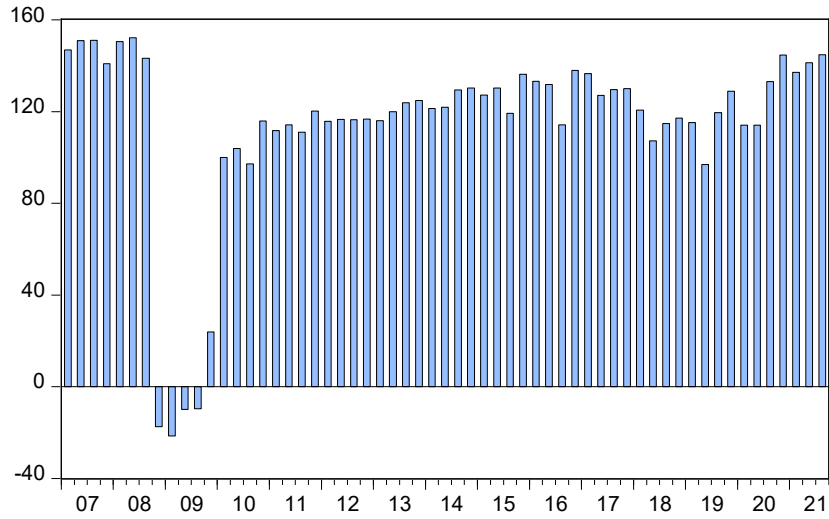
² Sanayi üretim endeksi, sanayi sektörünün durumunu, üretim faaliyetlerindeki artış ya da azalışın yıllar itibarıyla karşılaştırmalı olarak izlenmesini sağlayan bir gösterge olup Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) tarafından aylık olarak yayımlanmaktadır. Endekste ağırlık imalat sektöründedir.

BY



Şekil 1: Büyüme (BY) Değişkeni Grafiği

SANUR



Şekil 2: Sanayi Üretim Endeksi (SANUR) Değişkeni Grafiği

4. AMPİRİK BULGULAR

VAR modelinde en önemli husus denklem sistemindeki zaman serilerinin durağan olma koşuludur. Bu nedenle VAR analizinin ilk aşaması birim kök testleridir. Bu yönde, modelde kullanılan değişkenlere Arttırılmış Dickey-Fuller (Dickey ve Fuller, 1981) ve Phillips-Perron (Phillips ve Perron, 1988) yöntemleri kullanılarak durağanlık testleri yapılmıştır. Bilindiği gibi, her iki test de “seride birim kök vardır” sıfır hipotezini kullanmaktadır. Tablo 2’de modele dahil olan değişkenlerin düzey değerlerine ait trendsiz kritik değerlere göre elde edilen birim kök testi sonuçları görülmektedir. Trendsiz model kullanıldığından tabloda yalnızca trendsiz değerler yer almaktadır. Görüldüğü gibi, büyüme değişkeni düzeyde durağan, sanayi üretim endeksi ise düzeyde durağan değildir.

Tablo 2: Durağanlık Testi Sonuçları (Düzey)

Seri	ADF(H0:Seri birim kök vardır)			Philips-Perron (Ho:Seride birim kök vardır)		
	Değer	.05 kritik değer	Sonuç	Değer	.05 kritik değer	Sonuç
BY	-3,90	-2,91	Durağan	-4,04	-2,91	Durağan
SANUR	-2,53	-2,91	D.Değil	-2,76	-2,91	D.değil

Aşağıda Tablo 3’de de değişkenlerin birinci farkları için durağanlık sonuçları görülmektedir. Buna göre, SANUR değişkeni de durağan hale gelmiştir ve böylelikle modelde durağan haliyle yer alacaktır.

Tablo 3: Durağanlık Testi Sonuçları (Birinci Farklar)

Seri	ADF (Ho:Seri birim kök vardır)			Philips-Perron (Ho: Seride birim kök vardır)		
	Değer	.05 kritik değer	Sonuç	Değer	.05 kritik değer	Sonuç
BY	-6,17	-2,92	Durağan	-8,78	-2,91	Durağan
SANUR	-5,31	-2,92	Durağan	-6,72	-2,91	Durağan

VAR modelinin durağanlık testlerinden sonraki aşaması uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Bu aşama önemlidir. Zira VAR modeli oluşturulurken gecikme sayısı küçük alınırsa parametrelerin tahmininin tutarlı olmadığı, büyük alınırsa da tahminlerin varyansının büyük çıktığı gözlenmiştir (Mert ve Çağlar, 2019:222). Tablo 4’de maksimum gecikme 5’e kadar tüm olası VAR modellerinin Akaike (AIC), Schwarz (SC) ve Hannan-Quinn (HQ) bilgi kriterleri görülmektedir. Diğer istatistikler de verilmiş olmasına rağmen uygulamada daha çok AIC ve SC kriterine göre gecikme sayısına karar verildiği vurgulanmaktadır (Mert ve Çağlar, 2019: 223). Tablo 4’de de görüldüğü üzere, en uygun gecikme uzunluğu her üç kriter (AIC, SC, HQ) göre de en küçük değeri almış olan 1 gecikme uzunluğudur. Dolayısıyla model VAR (1) olacaktır. Model sonuçları aşağıda Tablo 5 ve Tablo 6’da görülmektedir.

Tablo 4: Gecikme Sayısının Belirlenmesi

Gecikme sayısı	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-416.0587	NA	24344.32	15.77580	15.85015	15.80439
1	-398.5259	33.08076	14612.25*	15.26513*	15.48818*	15.35090*
2	-397.1765	2.444205	16163.66	15.36515	15.73690	15.50811
3	-394.6801	4.333250	17141.24	15.42189	15.94235	15.62203
4	-392.6319	3.400913	18516.77	15.49554	16.16470	15.75287
5	-383.8971	13.84379*	15573.96	15.31687	16.13473	15.63138

LR: LR test istatistiği (5% hata düzeyinde)

FPE: Final prediction error (Son tahmin hatası)

Tablo 5: VAR (1) Modeli

	BY	DSANUR
BY(-1)	0.469314	-0.249373
	(0.10908)	(0.63007)
	[4.30264]	[-0.39578]
DSANUR(-1)	0.074762	0.116509
	(0.02477)	(0.14311)
	[3.01777]	[0.81414]
C	2.583917	1.086591
	(0.79197)	(4.57479)
	[3.26265]	[0.23752]
R-kare	0.428290	0.012464
Düz. R-kare	0.407116	-0.024111
Kalıntı kareleri toplamı	1102.682	36793.94
S.H. Denklemi	4.518854	26.10305
F-istatistiği	20.22677	0.340778
Olabilirlik fonksiyonu logaritması	-165.3093	-265.2756
Akaike AIC	5.905590	9.413177
Schwarz SC	6.013119	9.520706
Bağımlı aritmetik ortalama	4.804567	-0.108703
Bağımlı Standart Sapma	5.868720	25.79394

Parantez içindeki değerler standart hata, köşeli parantez içindekiler ise t değerleridir.

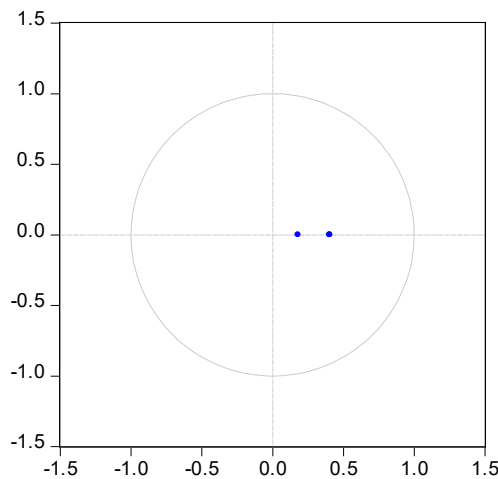
Tablo 6’da görüldüğü gibi, C(1), C(2) ve C(3) katsayıları pozitif ve p değerleri % 1 ve % 5 hata düzeylerinde anlamlıdır. Sözkonusu tablonun altında yer alan büyüme (BY) değişkeninin bağımlı değişken olduğu denklemde de görüldüğü üzere, C(2) 1 gecikmeli DSANUR değişkeni katsayısı olup büyümeyi pozitif yönde etkilemekte ve bu % 1 hata düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Yani sanayi üretimi büyümeyi arttırmaktadır. Ancak büyümenin sanayi üretimini pozitif etkilemediği görülmektedir. Yani bu iki değişken arasında sadece sanayi üretiminden büyümeye doğru tek yönlü bir ilişki gözlenmektedir.

Tablo 6: VAR (1) Modelinin Katsayı ve P Değerleri

	Katsayı	Std. Hata	t	P
C(1)	0.469314	0.109076	4.302635	0.0000
C(2)	0.074762	0.024774	3.017772	0.0032
C(3)	2.583917	0.791968	3.262652	0.0015
C(4)	-0.249373	0.630074	0.395783	0.6930
C(5)	0.116509	0.143106	0.814145	0.4174
C(6)	1.086591	4.574787	0.237517	0.8127
Kalıntı Kovaryansı belirleyici		10434.18		
Denklem: $BY = C(1)*BY(-1) + C(2)*DSANUR(-1) + C(3)$ Gözlem: 57				
R- kare	0.428290	VAR Bağımlı Aritmetik ortalaması		4.804566
Düzel. R-kare	0.407116	VAR Bağımlı S.S		5.868720
Regresyon S.H	4.518854	Kalıntı Kareleri Toplamı		1102.682
Durbin-Watson istatistiği	2.109835			
Denklem (Equation): $DSANUR = C(4)*BY(-1) + C(5)*DSANUR(-1) + C(6)$ Gözlem: 57				
R-kare	0.012464	VAR Bağımlı Aritmetik ortalama		-0.108703
Düz. R-kare	-0.024111	VAR Bağımlı S.S		25.79394
Regresyon S.H	26.10305	Kalıntı Kareleri Toplamı		36793.94
Durbin-Watson istatistiği	1.989688			

Ne var ki gecikme uzunluğunun doğru seçilmesiyle bulunan model de uygun bir model olmayabilir. İyi bir modelin bazı koşulları sağlaması gerekmektedir. Bu koşullardan ilki istikrar koşuludur (Mert ve Çağlar, 2019:224; Tari, 2005: 444-447). Şekil 3 VAR(1) modeline ait AR Karakteristik Polinomunun Ters Köklerinin referans aralığının (-1 ile +1) dışında olmadığını yani tüm AR köklerinin çember içinde olduğunu ve dolayısıyla modelin istikrarlı olduğunu göstermektedir.

Şekil 3: AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri Grafiği
 Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Sözkonusu grafiğin tablo şeklinde gösterimi de aşağıdaki gibidir:

Tablo 7: VAR istikrar Koşulu İçin Karakteristik Kökler

Karakteristik Polinomunun Kökleri	
Kök	Modül
0.404599	0.404599
0.181224	0.181224

Tahmin edilen VAR(1) modelinin kalıntılarında serisel korelasyon olup olmadığı LM testi ile sınanmış ve Tablo 8' de görüldüğü gibi, 3 gecikmeye kadar serisel korelasyona rastlanmamıştır (3 gecikmeler için $p > 0.10$).

Tablo 8: LM Testi Sonuçları

H_0 : h gecikme uzunluğunda otokorelasyon yoktur						
Gecikme	LRE istatistiği	df	P	Rao F-istatistiği	df	P
1	2.85289 2	4	0.5827	0.716171	(4, 102.0)	0.5828
2	1.21324 5	4	0.8759	0.302143	(4, 102.0)	0.8759
H_0 : 1'den h'ye kadar gecikme uzunluğunda otokorelasyon yoktur						
Gecikme	LRE ista.	df	P	Rao F-istat.	df	P
1	2.85289 2	4	0.5827	0.716171	(4, 102.0)	0.5828
2	5.41515 3	8	0.7124	0.674714	(8, 98.0)	0.7126

LM testine ilave olarak modele Portmanto testi de uygulanmıştır. Aşağıda görüldüğü gibi (Tablo 9), bu teste göre de modelde otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır.

Tablo 9: Portmanteau Otokorelasyon Testi Sonuçları

Gecikme sayısı	Q-ist.	P	Düz. Q-İst.	P	Df
1	1.230702	---	1.252679	---	---
2	2.311183	0.6787	2.372450	0.6676	4

Sabit varyans koşulunun sağlanıp sağlanmadığını test etmek için White değişen varyans testi yapılmış olup sonuçları aşağıda Tablo 10' da görülmektedir. Bu sonuçlara göre, modelde değişen varyans sorunu bulunmamaktadır.

Tablo 10: White Değişen Varyans Testi

Chi-sq	df	P.			
11.34704	12	0.4994			
Bağımlı	R-kare	F(4,52)	P.	Chi-sq(4)	P.
res1*res1	0.026138	0.348910	0.8436	1.489851	0.8284
res2*res2	0.017594	0.232813	0.9187	1.002835	0.9094
res2*res1	0.034038	0.458080	0.7661	1.940140	0.7468

Tahmin edilen modelin kalıntılarına normallik testleri de yapılmış olup, aşağıda Tablo 11’de görülen sonuçlara göre, modelin kalıntıları normal dağılıma uymamaktadır. Ancak bunun çoğu araştırmacı için göz ardı edildiği söylenebilmektedir. Ayrıca, Mert ve Çağlar’a (2019:229) göre; “özellikle değişken sayısı az, gözlem sayısı çok ise normallik varsayımı ihmal edilebilir”.

Tablo 11: Normallik Testi Sonuçları

Komponent	Çarpıklık	Chi-sq	Df	P
1	0.341631	1.108762	1	0.2924
2	-3.397576	109.6635	1	0.0000
Birlikte		110.7722	2	0.0000
Komponent	Basıklık	Chi-sq	Df	P
1	6.347107	26.60742	1	0.0000
2	23.99542	1046.918	1	0.0000
Birlikte		1073.526	2	0.0000
Komponent	Jarque-Bera	df	P	
1	27.71618	2	0.0000	
2	1156.582	2	0.0000	
Birlikte (Joint)	1184.298	4	0.0000	

Uygun modelin VAR (1) olduğuna karar verdikten ve tanı testlerini de yaptıktan sonra etki-tepki fonksiyonlarına geçilebilir (Şekil 4).

Grafiklerden görüldüğü gibi tüm tepki eğrileri kesikli çizgilerle gösterilen % 95 güven aralığı içerisinde. X eksenı dönemleri Y eksenı ise tepkinin şiddetini göstermektedir. Sol üst köşedeki grafik büyümenin kendisine olan tepkisini göstermektedir. Sol üst köşedeki grafiğe göre büyümeye verilen şok kendisini pozitif olarak etkilemekte ve bu şok 7 dönem (1,7 yıl) sonra yok olmaktadır. Büyümenin şoka verdiği tepki yaklaşık 3 dönem (9 ay) anlamlıdır, çünkü sıfır çizgisi bu dönemlerde güven aralığının içerisinde değildir. Ama 4. dönemden (ilk yıldan) sonra şoka verdiği tepki anlamsızdır, çünkü sıfır çizgisi ve tepki eğrisi bu dönemler boyunca güven aralığının içerisinde.

Sağ üst köşedeki grafik sanayi üretim endeksine (DSANUR) büyüme değişkeninin verdiği tepkiyi göstermektedir. Buna göre, sanayi üretimine verilen bir şok büyümeyi ilk dönem artan bir şiddette etkilemekte, bu tepkinin şiddeti 2. dönemden itibaren azalarak 7. dönemden sonra sıfırlanmaktadır. Sanayi üretimine verilen şoka büyümenin cevabı 3 dönem (9 ay) istatistiksel olarak anlamlı olmakla beraber, daha sonra tepki eğrisi ve sıfır çizgisi güven aralığı içerisinde olduğundan bu tepki istatistiksel olarak anlamsızdır.

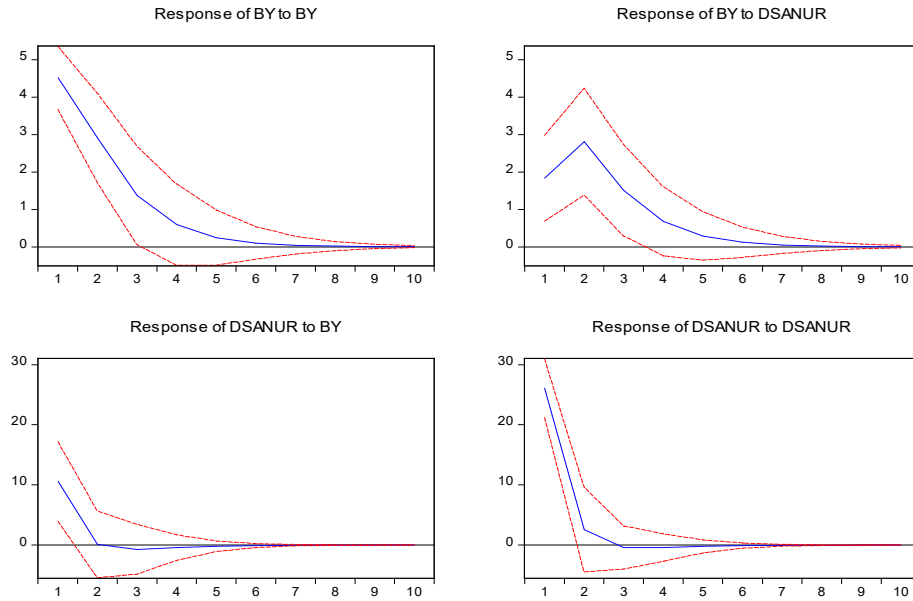
Sol alt köşedeki grafik büyümeye verilen bir şoka sanayi üretim endeksinin (DSANUR) verdiği tepkiyi göstermektedir. Güven aralığı içerisinde kalan tepki eğrisine göre, büyümeye verilen bir şoka sanayi üretiminin ilk iki dönem azalan bir şekilde pozitif tepki göstermekte, 3. dönemin başından itibaren bu tepki negatife dönüşmekte ve 4. dönemden itibaren sıfırlanmaktadır.

Sıfır çizgisi ilk dönem güven aralığı dışında olduğundan bu tepki anlamlı iken diğer dönemlerde sıfır çizgisi ve tepki eğrisi güven aralığı içerisinde kaldığından büyümeye verilen şoka sanayi üretim endeksinin tepkisi anlamsızdır.

Sağ alt köşedeki grafik ise sanayi üretim endeksine verilen bir şoka kendisinin verdiği tepkiyi göstermektedir. Sanayi üretim endeksi kendisine verilen bir şoktan genelde pozitif olarak etkilenmektedir. Ama 3 ve 4. dönemlerde eğrinin sıfır çizgisinin hemen altında olduğu da görülmektedir. Bu dönemler global krizin başladığı 2007 yılının 3. ve 4. çeyreğidir. Bu tepki Global Kriz devam ediyor olsa da 5. dönemde sıfırlanmaktadır. Ancak sanayi üretim endeksinin bir şok karşısında verdiği tepki ilk dönem anlamlı iken daha sonra ise istatistiksel olarak anlamsız olmaktadır. Zira ilk 2. dönem ve sonrasında sıfır çizgisi ve tepki eğrisi güven aralığı içerisinde kalmaktadır.

Şekil 4: Etki-Tepki Fonksiyonları Grafikleri

Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Yukarıda da belirtildiği gibi, etki-tepki fonksiyonları serilerin herhangi bir şoka karşı tepkilerinin yönünü gösterirken, varyans ayrıştırması ise görece olarak toplam değişimin dönemler boyunca değişkenler tarafından nasıl paylaşıldığını göstermektedir. Aşağıda sonuçları verilen bu ayrıştırma 10 dönem boyunca yapılmıştır. İlk olarak büyüme değişkeninin varyans ayrıştırması incelendiğinde (Tablo 12) ilk dönem (ilk 3 ay) büyümedeki toplam değişimin tamamının (% 100) kendisi tarafından açıklandığı görülmektedir. 2. dönem ise büyümedeki toplam değişimin % 90'ı kendisi tarafından açıklanırken yaklaşık % 9,92'i sanayi üretim endeksi tarafından açıklanmaktadır, bu oran 3. dönemde % 12.19'a çıkmakta ve 5. dönemde % 12.72'ye yükseldikten sonra stabil hale gelmektedir. 10. dönem sonunda % 12.74 olmaktadır. Yani tablodan da görüldüğü gibi, bu iki değişkenin birbirlerine olan etkileri 4 dönem yani 1 yıl sürmektedir.

Tablo 12: BY Değişkeninin Varyans Ayırıştırması

BY Serisinin Varyans Ayırıştırması :			
Dönem	S.H.	BY	DSANUR
1	4.518854	100.0000	0.000000
2	5.664153	90.08120	9.918803
3	5.921517	87.81010	12.18990
4	5.970453	87.35897	12.64103
5	5.979043	87.27725	12.72275
6	5.980495	87.26322	12.73678
7	5.980736	87.26087	12.73913
8	5.980776	87.26048	12.73952
9	5.980782	87.26041	12.73959
10	5.980783	87.26040	12.73960

Tablo 13’de ise sanayi üretim endeksi (DSANUR) varyans ayırıştırma sonuçları verilmiştir. Buna göre, ilk dönem sanayi üretim endeksindeki değişimin % 83.56’ı kendisi tarafından % 16.44’ü büyüme tarafından açıklanmaktadır. 10 dönemin sonunda sektörel yoğunlaşma değişkenindeki toplam değişimin % 83.65’i kendisi tarafından % 16.35’i büyüme değişkeni tarafından açıklanmaktadır. Bu etkileşim yine 4 dönem yani 1 yıl sonra stabil olmaktadır. Buradan iki değişken arasındaki toplam değişimi açıklama yönünden bir aktarımın ömrünün 1 yıl sürebileceği sonucu çıkarılabilir.

Tablo 13: DSANUR Değişkeninin Varyans Ayırıştırması

DSANUR Serisinin Varyans Ayırıştırması :			
Dönem	S.H. (S.E.)	BY	DSANUR
1	26.10305	16.44329	83.55671
2	26.25088	16.26025	83.73975
3	26.26087	16.32177	83.67823
4	26.26576	16.34200	83.65800
5	26.26694	16.34616	83.65384
6	26.26716	16.34691	83.65309
7	26.26720	16.34704	83.65296
8	26.26721	16.34706	83.65294
9	26.26721	16.34707	83.65293
10	26.26721	16.34707	83.65293

Cholesky Sıralaması: BY DSANUR

VAR (1) modelinin sonuçları öneriler doğrultusunda Granger nedensellik testi ile de teyit edilmiştir (Mert ve Çağlar, 2019: 342-344; Tarı ve Bozkurt, 2006: 9; Akıncı vd, 2014:11; Özçelik ve Uslu, 2017: 46). Aşağıda görülen (Tablo 14) sonuçlara göre de iki değişken arasında sanayi üretiminden büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi vardır (P <0.05). Yani sanayi üretimi büyümeyi artırırken, büyüme sanayi üretimini arttırmamaktadır.

Tablo 14: Granger Nedensellik Testi

Bağımlı Değişken : BY			
Hariç	Chi-sq	df	P.
DSANUR	9.106945	1	0.0025
Tümü	9.106945	1	0.0025
Bağımlı Değişken : DSANUR			
Hariç	Chi-sq	df	P.
BY	0.156645	1	0.6923
Tümü	0.156645	1	0.6923

5. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada, Birinci Kaldorgil Büyüme yasası çerçevesinde ekonomik büyüme ve sanayileşme arasındaki ilişki Türkiye için 2007 - 2021 dönemi 3'er aylık verileriyle ve VAR analizi ile incelenmiştir. Analiz sonucunda, sanayi üretim endeksi ile büyüme arasında Kaldor hipotezinin birinci yasasını destekler bir şekilde ve iktisadi yazındaki Türkiye üzerine uygulamalı çalışmaların sonuçlarıyla da uyumlu pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. Bu ilişki sanayi üretim endeksinin temsil ettiği sanayi üretiminden büyümeye doğru tek yönlü pozitif bir ilişki olup, uygulanan Granger nedensellik testi ile de teyit edilmiştir. Yapılan etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması da bu sonucu desteklemektedir. Bu sonuç tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit eden Erbelet'in (2016) elde ettiği sonuçla da uyumludur ve ekonomik büyümenin hızlandırılmasında sanayi üretiminin önemli rol oynayacağını göstermektedir. Yani sanayi üretiminden büyümeye doğru tek yönlü ilişki vardır. Fakat büyümeden sanayi üretimine bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır. İktisadi yazında; Yamak (2000), Terzi ve Oltulular (2004), Arısoy (2008) ve Mercan ve Kızılkaya'ya (2014) göre çift yönlü olan bu ilişkinin tek yönlü hale geldiği görülmektedir. Bu sonuç bu tür sınamaların dönem dönem tekrar edilmesi gerektiği tezini de desteklemektedir. GSYİH içinde sanayinin payının 2019 yılında % 22, 2020 yılında % 23 olduğu bilinmektedir. Bu sanayileşme süreci ile büyüme hızlarını arttıran diğer ülkelere nazaran düşük bir orandır. Büyümeyi hızlandırmak için bu oran arttırılabilir. Çünkü görüldüğü gibi, ağırlığı imalat sanayiinden oluşan sanayi üretim endeksi ile büyüme hızı arasında pozitif bir ilişki vardır. Son olarak, gelecek araştırmalar için büyümeyi etkilediği düşünülen farklı değişkenlerin de modele eklenmesi önerilmektedir.

KAYNAKÇA

- Akıncı, G. Y., Akıncı, M., ve Yılmaz, Ö. (2014). "Finansal gelişmişliğin makroekonomik belirleyicileri: Türkiye için bir VAR modeli". Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi, Volume 6, no.1, 1-15.
- Alexiou, C., & Tsaliki, P. (2010). "An empirical investigation of Kaldor's growth laws: Evidence from the Mediterranean region". The Indian economic journal, 58(3), 144-155.
- Altun, Y., and İşleyen, Ş. (2019). "Türkiye'de iktisadi büyüme ile sanayi sektöründe istihdam arasındaki ilişkinin ARDL sınır testi yaklaşımı ile ekonometrik analizi: 1991-2017". Iğdir University Journal of Social Sciences, sayı 17, 657-676.
- Arısoy, I. (2008). "Türkiye'de sanayi sektörü-iktisadi büyüme ilişkisinin Kaldor hipotezi çerçevesinde test edilmesi", (No. 2008/1). Discussion Paper.
- Canbay, Ş., and Kırca, M. (2020). "Türkiye'de sanayi ve tarım sektörü faaliyetleri ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkiler: Kaldor büyüme yasasının analizi." Itobiad: Journal of the Human & Social Science Researches, cilt 9, sayı 1, 143-170.

Castiglione, C. (2011). "Verdoorn-Kaldor's Law: An empirical analysis with time series data in the United States". *Advances in Management and Applied Economics*, vol.1(3), 15, no 3, 135-151.

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.

Çolak, O., & Ismayilzada, E.(2021). "Kaldor Yaklaşımı Çerçevesinde İmalat Sanayii Ve Hizmetler Sektörünün Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi: Seçili Geçiş Ekonomileri Örneği". *Necmettin Erbakan Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 3(1), 82-100.

Diaz Bautista, A. (2003). "México's Industrial Engine of Growth: Cointegration and Causality". *Revista Momento Economico*, sayı 126, 34-41.

Dickey, D. A., and Fuller, W. A. (1981). "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root". *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1057-1072.

Doruk, Ö., Kardaşlar, A., Şahintürk, Y., and Kandır, D. (2011). "Kriz sonrası Türkiye'de sanayileşme ve büyüme ilişkisi: Kaldoryen büyüme modeli çerçevesinde bir inceleme". *Bildiri Kitabı*, 2, 15-17.

Drakopoulos, S. A., and Theodossiou, I. (1991). "Kaldorian approach to Greek economic growth". *Applied Economics*, 23(10), 1683-1689.

Ener, M., and Arıca, F. (2011). "Is the Kaldor's growth law valid for high Income economies: a panel study". *Research Journal of Economics, Business and ICT*, vol.1, 60-64.

Erbelet, E. (2016). "Ekonomik büyüme ve sanayileşme arası ilişkide Kaldor yasasının Türkiye de 2004-2015 dönemi ekonometrik analizi". *Balkan Sosyal Bilimler Dergisi*, vol.5, 312-328.

Kaldor, N. (1957). "A model of economic growth". *The economic journal*, 67(268), 591-624.

Kaldor, N. (1966). *Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom: an inaugural lecture*. London: Cambridge UP.

Kaynak, M. (2007). *Kalkınma İktisadı*. Gazi Kitapevi, Ankara.

Koç, E., Kaya K. ve Şenel, M. C. (2016). "Türkiye'de sanayi sektörü ve temel sanayi göstergeleri-sanayi üretim endeksi". *Mühendis ve Makina*, 57(682), 42-53.

Kopuk, E.(2021)."Kaldor Yasasının Geçerliliği: Türkiye ve Almanya'nın Karşılaştırılması". *International Anatolia Academic Online Journal Social Sciences Journal*, 7(2), 1-12.

Libanio, G., & Moro, S. (2006). "Manufacturing industry and economic growth in Latin America: A Kaldorian approach". In *Second Annual Conference for Development and Change*.

Mercan, M., and Kızılkaya, O. (2014). "Türkiye'de sanayi sektörü ekonomik büyüme ve verimlilik ilişkisinin kaldor yasaları çerçevesinde sınanması: ekonometrik bir analiz". *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 36(1), 137-160.

Mert, M. ve Çağlar, A.E. (2019). *Eviews ve Gauss Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*. Detay Yayıncılık, Ankara.

Millemaci, E., & Ofria, F. (2014). "Kaldor-Verdoorn's law and increasing returns to scale: a comparison across developed countries". *Journal of Economic Studies*. Vol.41, issue 1, 140-162.

Olamade, O., & Oni, O. (2016). "Manufacturing and economic growth in Africa: A panel test of Kaldor's first growth law". *Journal of Economics and Sustainable Development*, 7(22), 126-140.

Özcan, B., and Arı, A. (2011). "Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin ampirik bir analizi: Türkiye örneği/an empirical analysis of relationship between financial development and economic growth: the Turkish case". *Business and Economics Research Journal*, 2(1), 121-142.

- Özçelik, Ö., and Uslu, N. (2017). “Ekonomik büyüme, işsizlik ve enflasyon arasındaki ilişkinin VAR modeli ile analizi: Türkiye örneği (2007-2014)”. *Ekev Akademi Dergisi*, (69), 31-51.
- Phillips, P. C., and Perron, P. (1988). “Testing for a unit root in time series regression”. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Sankaran, A., and Samantaraya, A. (2015). “Does Kaldor's hypothesis hold in India?”. *The Journal of Developing Areas*, vol.49, sayı 4, 59-67.
- Sims, C. A. (1980). “Macroeconomics and reality”. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, vol.48, sayı 1.
- Stoneman, P. (1979). “Kaldor's law and British economic growth: 1800–1970”. *Applied Economics*, 11(3), 309-319.
- Tarı, R. (2005). *Ekonometri*. Kocaeli Üniversitesi Yayın No:172, Kocaeli.
- Tarı, R. ve Bozkurt, H. (2006). “Türkiye’de istikrarsız büyümenin VAR modelleri ile analizi (1991.1-2004.3)”. *Istanbul University Econometrics and Statistics e-Journal*, (4), 1-16.
- TC Cumhurbaşkanlığı Strateji ve Bütçe Başkanlığı (2019), *Temel Ekonomik Göstergeler*. Erişim tarihi: 16.03.2022 <http://www.sbb.gov.tr/temel-ekonomik-gostergeler/#1542268521132-a9825b93-fa4c>
- Terzi, H., and Oltulular, S. (2004). “Türkiye’de sanayileşme ve ekonomik büyüme arasındaki nedensel ilişki”. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 5(2), 219-226.
- Yamak, N. (2000). “Cointegration, causality and Kaldor’s hypothesis: Evidence from Turkey, 1946-1995”. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2(1), 75-80.