

# TÜRKİYE’DE KISA VE UZUN DÖNEM SEKTÖREL DİNAMİKLER



Kafkas Üniversitesi  
İktisadi ve İdari Bilimler  
Fakültesi  
KAÜ İİBF Dergisi Cilt, 8,  
Sayı 15, 2017  
ISSN: 1309 – 4289  
E – ISSN: 2149-9136

Makale Gönderim Tarihi: 21.01.2017 Yayına Kabul Tarihi: 28.04.2017

Fatma KOLCU  
Öğretim Görevlisi Dr.  
Karadeniz Teknik  
Üniversitesi  
Beşikdüzü Meslek  
Yüksekokulu  
fkolcu@ktu.edu.tr

Nebiye YAMAK  
Prof. Dr.  
Karadeniz Teknik  
Üniversitesi  
İktisadi ve İdari Bilimler  
Fakültesi  
nyamak@ktu.edu.tr

**ÖZ** Bu çalışmanın amacı Türkiye’de, ekonominin üç temel sektörü olan sanayi, hizmet ve tarım sektörlerinin gerek birbirleriyle gerekse gayri safi yurtiçi hasıla (GSYİH) ile olan kısa ve uzun dönem etkileşimlerini zaman serisi yöntemleriyle ortaya koymaktır. Çalışmada kullanılan veriler üçer aylık olup 1998:I-2015:IV dönemini kapsamaktadır. Değişkenler arasındaki uzun dönem dinamik ilişkileri araştırmak için Gecikmesi Dağıtılmış Otopregresif (ARDL) sınır testi yaklaşımı kullanılmıştır. Ardından, Toda-Yamamoto nedensellik testi ile söz konusu değişkenler arasındaki nedensel ilişkiler belirlenmiştir. ARDL sınır testi sonucunda, tarım sektörü üretiminin bağımsız değişken olduğu modeller hariç tüm ikili değişkenler arasında uzun dönem ilişki tespit edilmiştir. Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları, GSYİH ile sanayi üretimi arasında ve GSYİH ile hizmet üretimi arasında çift yönlü, hizmet sektörü üretiminden sanayi üretimine doğru olmak üzere tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir.

**Anahtar kelimeler:** Kaldor yasası, sektörel dinamikler, ARDL sınır testi yaklaşımı.

**JEL kodları:** O40, O47, O10

**Alanı:** İktisat

**Türü:** Araştırma

**DOI:**10.9775/kauibfd.2017.005

**Atıfta bulunmak için:** Kolcu, F. & Yamak, N. (2017). Türkiye’de kısa ve uzun dönem sektörel dinamikler, *KAÜİİBFD* 8(15), 81-99.

# SHORT AND LONG-RUN SECTORAL DYNAMICS IN TURKEY



Kafkas University  
Economics and Administrative  
Sciences Faculty  
The Journal of KAU IIBF  
Vol. 8, Issue 15, 2017  
ISSN: 1309 – 4289  
E – ISSN: 2149-9136

Article Submission Date: 21.01.2017

Accepted Date: 28.04.2017

Fatma KOLCU  
Lecturer Dr.  
Karadeniz Technical  
University  
Beşikdüzü Vocational  
Junior College  
fkolcu@ktu.edu.tr

Nebiye YAMAK  
Prof. Dr.  
Karadeniz Technical  
University  
Faculty of Economics  
and Administrative  
Sciences  
nyamak@ktu.edu.tr

**ABSTRACT** The purpose of this study is to examine the short and long-term interactions of industry, service and agriculture sectors which are three fundamental sectors of economy, with each other and with the gross domestic product (GDP), separately for the Turkish economy in the context of time series analyses. The data used in this study are quarterly and cover the period of 1998:Q1-2015:Q4. The Autoregressive Distributed Lag (ARDL) bounds testing approach was used to investigate the long-run dynamic relationships between the variables. Then, the Toda-Yamamoto causality test was employed to detect the causal links between the variables. The results of ARDL bounds testing identify the long-run relationship between all variables except the models which in agricultural output is independent variable. The results of causality test indicate that there exists a two-way causality between GDP and industrial output, and between GDP and the output of service sector, also there exists a one-way causality from the output of service sector to industrial output.

**Keywords:** Kaldor's law, sectoral dynamics, ARDL bounds testing approach.

**JEL codes:** O40, O47, O10

**Scope:** Economics

**Type:** Research

**Cite this Paper:** Kolcu, F. & Yamak, N. (2017). Short and long-run sectoral dynamics in Turkey, *KAUJEASF* 8(15), 81-99.

## 1. GİRİŞ

Bir sektörün tüm ekonominin büyüme oranına katkısı sadece o sektörün iç dinamiklerine değil aynı zamanda o sektörün ekonominin diğer sektörleriyle olan kısa ve uzun dönem dinamiklerine de bağlıdır. Öncelikle, sektörel büyüme oranının ekonominin büyüme oranı üzerindeki katkısı, sektördeki büyüme oranına ve ayrıca sektörün ekonomi içindeki payına bağlıdır. Sektörel büyüme oranı arttıkça doğal olarak ekonomik büyüme oranı da artacaktır. Ancak artış sektörün ağırlığına bağlı olarak değişecektir. Aynı oranlarda büyüme gösteren iki sektörlerden payı daha yüksek olan sektörün ekonomik büyümeye olan katkısı daha büyük olacaktır. Sektörel büyümenin ekonomik büyüme üzerindeki bu iki doğrudan belirleyicisi yanında dolaylı bir belirleyicisi daha vardır ki o da sektörün diğer sektörler üzerindeki kısa ve uzun dönem etkileridir.

Literatürde gerekçeleri farklı olmakla birlikte sanayi sektörünün ekonomik büyümenin motoru olduğuna dair yaygın bir görüş mevcuttur. Kaldor (1966), 1950'li yıllarda İngiltere'deki düşük büyüme oranının nedenlerini araştırdığı çalışmasında sanayi sektörünün ya da sanayileşmenin ekonomik büyüme konusunda itici bir güç olduğu görüşünü savunmuştur. Bu görüş Kaldor yasası olarak adlandırılmaktadır. Kaldor (1966, 1968)'a göre, ekonominin sanayi sektörü dışındaki sektörlerinde iş gücü fazlalığının bulunması nedeniyle, bu sektörlerdeki istihdamın azaltılması genel üretim seviyesini düşürmeyecektir. Hatta tam aksine, işgücünün emek verimliliği düşük olan sanayi dışı sektörlerden emek verimliliği daha yüksek olan sanayi sektörüne transfer edilmesi ekonomi genelinde üretim düzeyinin yükselmesine neden olacaktır. Cornwall (1976; 1977)'a göre ise, Kaldor yasası sadece sanayi dışındaki sektörlerde emek verimliliği düşük işgücü fazlalığı bulunmasından dolayı değil, aynı zamanda sanayi dışı sektörlerde sanayi sektörünün mal ve hizmetleri için ilave talep yaratacağından dolayı geçerlidir. Dolayısıyla sanayi sektörünün çıktılarına oluşan ilave talep neticesinde sanayi sektörü de daha verimli çalışıp büyümeye daha fazla katkı sağlayabilecektir. Dixon & Thirlwall (1975)'a göre de hızlı bir şekilde büyüyen sanayi sektörü, ülkenin ihracat seviyesini yükselterek ödemeler dengesi problemini hafifletecek ve sonuçta ekonomik büyümenin motoru haline gelecektir. Son olarak bir grup çalışma da Kaldor yasasının geçerliliğini sanayi sektöründe ölçüğe göre artan getirilerin mevcut olmasına bağlamıştır.<sup>1</sup>

Kaldor yasasının geçerliliği birçok araştırmacı tarafından gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için çeşitli yöntemlerle ampirik olarak test edilmiştir. Bu konuda yapılan ilk çalışmalar arasında yer alan Stoneman (1979)'ın çalışmasında İngiltere ekonomisi için Kaldor yasasını destekleyici bulgular elde

<sup>1</sup> Literatür için bkz. Bairam (1987).

edilmiştir. Drakopoulos & Theodessiou 1991 yılında yaptıkları çalışmalarında Yunanistan'ın 1967-1988 dönemi ekonomik büyümesinin büyük ölçüde Kaldor yasasıyla açıklandığı yönünde bulgular elde etmişlerdir. Ateşoğlu (1993) söz konusu yasayı ABD'nin 1965-1988 dönemi için test etmiş ve Kaldor yasasını destekleyen sonuçlara ulaşmıştır. Necmi (1999), 45 ülkeye ait 1960-1994 dönemine ilişkin yatay kesit veriler kullanarak yaptığı çalışmasında gelişmekte olan ekonomilerin çoğu için Kaldor'un büyüme yasasının geçerli olduğunu ortaya koymuştur. Diaz Bautista (2003), çalışmalarında 1980-2000 dönemi için Meksika ekonomisinde Kaldor'un büyümenin motoru hipotezini test etmek amacıyla eşbütünleme ve nedensellik analizleri yapmışlardır. Elde edilen bulgular, sanayi sektörü ve genel ekonominin uzun dönem ilişkiye sahip olduklarını, ayrıca sanayi üretimi ile genel ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir. Millin & Nichola (2005), Güney Afrika'nın büyüme özelliklerini inceledikleri çalışmalarında 1947-1998 dönemi verilerini kullanmışlar ve Kaldor yasasını destekleyen sonuçlara ulaşmışlardır. Libanio & Moro (2006), 7 büyük Latin ekonomisi üzerinde 1985-2001 dönemi için Kaldor yasasının geçerliliğini panel veri yöntemiyle test etmişlerdir. Sonuçlar sanayinin ekonomik büyüme üzerindeki etkisine ilişkin Kaldor'un görüşlerini destekler nitelikte çıkmıştır. Kaldor hipotezinin geçerliliğini Türkiye ekonomisi için test eden Bairam (1991), 1925-1978 dönemi dörder yıllık verilerini kullanarak yaptığı analiz sonucunda spesifikasyona ve tahmin tekniğine bağlı olmaksızın Kaldor yasasının geçerliliği doğrultusunda sonuçlar elde etmiştir. Türkiye ekonomisi için yapılan çalışmalardan bir diğeri Yamak & Sivri (1997)'nin çalışmasıdır. Yamak & Sivri (1997) Kaldor yasasını 1979-1994 dönemine ait yatay kesit verileri altında test etmişler ve yasayı destekleyici bulgular elde etmişlerdir. Yamak (2000) ise 1946-1995 dönemi Türkiye verilerini kullandığı çalışmasında yaptığı eşbütünleşme ve nedensellik testleri sonucunda reel gayri safi yurtiçi hasıla ile sanayi üretimi arasında eşbütünleşme ilişkisi bulmuş, aynı zamanda iki değişken arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Yamak, Erdem & Koçak (2016), Kaldor hipotezini Türkiye için bu kez sanayi üretimi ve sanayi dışı toplam üretim arasındaki hem uzun dönemli dinamik ilişki hem de nedensellik ilişkisi bakımından test etmişlerdir. 1998-2015 dönemi verileri kullanılarak yapılan analizler sonucunda, sanayi sektörü ve sanayi dışı ekonomik performans arasında uzun dönemli ilişki belirlenmiş ve sanayi üretimi ve sanayi dışı toplam üretim arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Elde edilen sonuçlar, Kaldor hipotezinin Türkiye örneği için geçerli olduğunu ortaya koymuştur. Güçlü (2013), 1990-2000 döneminde Türkiye'nin bölgesel ekonomik büyüme sürecini Kaldor yasası kapsamında analiz etmiş ve sonuçlar sanayi sektörünün bölgesel ekonomik büyümede anahtar bir rol oynadığını göstermiştir. Arısoy (2013) ve Mercan & Kızılkaya (2014) da yine

çalışmalarında Kaldor yasasını Türkiye için test etmişler ve yasayı destekleyici bulgulara ulaşmışlardır. Çetin (2009) ise Türkiye ve AB ülkelerinde yasanın geçerliliğini test ettiği çalışmada Türkiye ve 10 AB ülkesinde sanayi büyümesinin ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı bir etki yarattığını tespit etmiştir.

Kaldor yasasının tam aksine ekonomik büyümenin asıl belirleyicisinin ekonominin üçüncü sektörü olarak adlandırılan hizmetler sektörü olduğunu savunan önemli çalışmalar da mevcuttur. Örneğin, Munnell (1992), Pradhan & Bagchi (2013), Levine (1997), Gramlich (1994) hizmetler sektörünün ekonomik büyümede belirleyici bir sektör olduğunu, bu sektörün genel ekonomideki payı ile ekonomik büyüme oranı arasında sıkı bir ilişki bulunduğunu savunmaktadırlar. Bu duruma gerekçe olarak da ticaret, ulaştırma, haberleşme, turizm, finans, sigortacılık, inşaat ve müteahhitlik gibi, ekonominin geri kalan iki ana sektörünü etkileyen alt sektörlerden oluşan hizmetler sektörünün ekonomiyi doğrudan ve dolaylı olmak üzere iki farklı kanaldan etkilemiş olmasını göstermektedirler.

Literatür incelendiğinde ekonomik büyüme ile sektörel yapı arasındaki ilişkilerin genellikle Kaldor yasası çerçevesinde ele alındığı, diğer bir ifade ile sanayi sektörü ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye odaklanarak incelendiği görülmektedir. Ancak yukarıda bahsedildiği üzere, sektörel büyümenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi incelenirken o sektörün ekonominin diğer sektörleriyle olan kısa ve uzun dönem ilişkilerinin de bilinmesi büyük önem arz etmektedir. Bu noktadan hareketle, bu çalışmanın amacı ekonominin üç temel sektörü olan sanayi, hizmet ve tarım sektörlerinin gerek birbirleriyle gerekse GSYİH ile olan kısa ve uzun dönem etkileşimlerini zaman serisi yöntemleriyle ortaya koymaktır. Bu amaçla çalışmanın ikinci bölümünde araştırmada kullanılan veri seti ve ekonometrik yöntem tanıtılmış, üçüncü bölümde analiz sonucunda elde edilen ampirik bulgulara yer verilmiş, dördüncü bölümde ise çalışmadan elde edilen sonuçlar ortaya konulmuştur.

## 2. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Çalışmada ekonominin üç temel sektörünün gerek birbirleriyle gerekse Gayri Safi Yurt içi Hasıla (GSYİH) ile olan kısa ve uzun dönem etkileşimlerini ortaya koymak amacıyla veri seti olarak GSYİH, sanayi (SAN), hizmet (HİZ) ve tarım (TAR) sektörüne ait reel üretim değerleri kullanılmıştır. Değişkenlere ait veri seti üçer aylık dönemler itibarıyla olup 1998:I-2015:IV dönemini kapsamaktadır. Veri seti Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sisteminden (EVDS) elde edilmiştir. Çalışmada kullanılan tüm seriler X12- ARIMA yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmış ve doğal logaritması alınarak analizlerde kullanılmıştır.

Bilindiği gibi zaman serisi verileri kullanılarak çalıştırılan regresyon denklemlerinde ilk aşama serilerin durağanlık özelliklerinin incelenmesidir. Dolayısıyla çalışmada öncelikle değişkenlerin durağan oldukları seviyeler tespit edilmiştir. Serilerin durağanlık seviyelerinin belirlenmesinde Dickey & Fuller (1979) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller - ADF) birim kök testi kullanılmıştır.

Dickey & Fuller (1979; 1981) zaman serilerinin durağan olup olmadıklarını belirlemek amacıyla alternatif üç model kullanmışlardır. Bunlar; sabitsiz-trendsiz, sabitli trendsiz ve sabitli-trendli modeller olup, bu çalışmada birim kök sınaması sabitli-trendsiz ve sabitli-trendli modeller ele alınarak sırasıyla (1) ve (2) numaralı denklemlerin tahminiyle gerçekleştirilmiştir. ADF denklemlerinde olası otokorelasyon probleminin giderilmesi için bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri denklemin sağ tarafına açıklayıcı değişken olarak ilave edilmektedir. Çalışmada, ADF denklemlerinde bağımlı değişkenin gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri (AIC) yardımıyla belirlenmiştir.

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \delta trend + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

(1) ve (2) numaralı denklemlerde  $Y_t$ , durağanlık testine konu olan değişkeni;  $\Delta$ , fark operatörünü;  $\alpha, \gamma, \delta, \beta$ , katsayıları;  $\varepsilon$ , hata terimini ve  $k$  ise optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir. (1) ve (2) numaralı denklemlerin çalıştırılması sonucunda elde edilen ADF test istatistiği tablo kritik değeri ile karşılaştırılmaktadır. Test istatistiğinin mutlak değeri MacKinnon tablo kritik değerinin mutlak değerinden büyükse serinin durağan olduğuna bir başka ifadeyle birim kök içermediğine karar verilmekte, aksi durumda ise serinin durağan olmadığı sonucuna varılmaktadır. Eğer seri durağan değilse, durağanlık şartını sağlayana kadar devresel farkları alınarak yukarıdaki süreç tekrarlanmaktadır.

Durağan olmayan serilerle yapılan analizlerde sahte regresyon sorunu ile karşılaşılmaktadır. Serilerin farkları alınarak yani durağan oldukları seviyeler kullanılarak regresyon tahmininin yapılması bu soruna çözüm bulmak için geliştirilen metotlardan biridir. Ancak bu durum, serilerde bilgi kaybına neden olurken ilgili değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin kaybedilmesine neden olmaktadır. Engle-Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen & Juselius (1990) eşbütünleşme testleri ile bu problem ortadan kaldırılmaktadır. Ancak söz konusu eşbütünleşme analizlerinde tüm serilerin düzeyinde durağan

olmamaları ve aynı derecede farkı alındığında durağan hale gelmeleri gerekmektedir. Durağanlık düzeyleri farklı olan zaman serilerine eşbütünleşme analizinin yapılamama sorununa Pesaran & Shin (1999) ve Pesaran, Shin & Smith (2001) tarafından geliştirilen Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (Autoregressive Distributed Lag- ARDL) sınır testi yaklaşımı çözüm olmaktadır. ARDL sınır testi yaklaşımı ile serilerin hangi düzeyde durağan olduklarına bakılmaksızın değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığı test edilebilmektedir. Bu amaçla öncelikle X ile Y gibi iki değişken arasındaki eşbütünleşme ilişkisini belirlemek için kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (Unrestricted Error Correction Model-UECM) (3) numaralı denklemdeki gibi oluşturulmaktadır.

$$\Delta LX_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta LX_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{1,i} \Delta LY_{t-i} + \delta_0 LX_{t-1} + \delta_1 LY_{t-1} + e_t \quad (3)$$

(3) numaralı denklemde  $\alpha_i$ , ve  $\beta_{1,i}$  katsayıları kısa dönem dinamiklerini,  $\delta_0$  ve  $\delta_1$  katsayıları X ile Y arasındaki uzun dönem ilişkisini;  $e_t$ , hata terimini;  $\Delta$ , fark operatörünü, L; serilerin logaritmik formlarını p ve q, optimal gecikme uzunluklarını göstermektedir. Optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Akaike (AIC), Schwarz (SCH) ve Hannan-Quinn (HQ) gibi kriterlerden yararlanılmaktadır. Çalışmada optimal gecikme uzunluğu Akaike bilgi kriteri kullanılarak belirlenmiştir. (3) numaralı denkleme ilişkin değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığını sınamak amacıyla aşağıdaki hipotez kurulmaktadır.

$$H_0 : \delta_0 = \delta_1 = 0 \quad (\text{Eşbütünleşme yoktur.})$$

$$H_1 : \delta_0 \neq 0, \delta_1 \neq 0 \quad (\text{Eşbütünleşme vardır.}) \quad (4)$$

(4) numaralı hipoteze ilişkin hesaplanan F istatistiği, Pesaran vd. (2001)'nin tablo alt ve üst kritik değerleriyle karşılaştırılmaktadır. Bu karşılaştırma yapılırken öncelikle serilerin bütünüleşme derecelerinin aynı olup olmadığı dikkate alınmaktadır.

Serilerden birisinin I(0) diğerinin I(1) olması durumunda, hesaplanan F istatistiği tablo üst kritik değerinden büyükse seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğuna, alt kritik değerden küçükse eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına karar verilmektedir. Hesaplanan F istatistiğinin alt ve üst kritik değer arasında kalması durumunda ise uzun dönem ilişki hakkında herhangi bir karar verilememektedir.

Serilerin her ikisinin de I(0) olması durumunda, hesaplanan F istatistiği tablo alt kritik değerinden büyükse seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğuna, tablo alt kritik değerinden küçükse eşbütünleşme ilişkisinin



olmadığına karar verilmektedir. Son olarak, serilerin her ikisinin de I(1) olması durumunda ise hesaplanan F istatistiği üst kritik değerden büyükse seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varılmaktadır.

Aralarında eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilen seriler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkileri belirlemek amacıyla ARDL modeli oluşturulmaktadır. Uzun dönem ilişkinin incelenmesi amacıyla oluşturulan ARDL modeli aşağıdaki gibidir.

$$LX_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i LX_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{1,i} LY_{t-i} + e_t \quad (5)$$

(5) numaralı ARDL modelinde LY bağımsız değişkeni için uzun dönem esneklik katsayısı ( $\lambda$ ), (5) numaralı regresyon modelinin katsayıları kullanılarak (6) numaralı eşitlikteki gibi hesaplanmaktadır.

$$\lambda = \frac{\sum_{i=0}^q \beta_{1,i}}{1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i} \quad (6)$$

Uzun dönem katsayıları tahmin edildikten sonra değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkinin araştırılması için ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli (Error Correction Model-ECM) aşağıdaki gibi tahmin edilmektedir.

$$\Delta LX_t = \beta_0 + \phi EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta LX_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{1,i} \Delta LY_{t-i} + e_t \quad (7)$$

(7) numaralı denklemde yer alan  $EC_{t-1}$  değişkeni, uzun dönem ARDL modelinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değeri olup hata düzeltme terimi olarak ifade edilmektedir. Söz konusu değişkene ait olan  $\phi$  katsayısı, kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzelebileceğini göstermektedir. Hata düzeltme terimi katsayısının ( $\phi$ ) negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması beklenmektedir.

Çalışmada değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkileri incelendikten sonra, Toda & Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Granger nedensellik testi ile değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri araştırılmıştır. Bu yöntemin temel özelliği, serilerin birim kök ve eş bütünleşme özelliklerine duyarlı olmamasıdır. Toda-Yamamoto nedensellik yaklaşımı, değişkenlerin seviye değerlerinin yer aldığı VAR modeli üzerinden gerçekleştirilir. VAR modelinin optimal gecikme uzunluğu ( $k$ ) ve değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesi ( $d_{\max}$ ) belirlenerek VAR ( $k+d_{\max}$ ) sistemi Görünürde İlişkisiz Regresyon (Seemingly Unrelated Regression-SUR) yöntemi



ile tahmin edilir. Toda-Yamamoto nedensellik testinde tahmin edilmesi gereken iki değişkenli VAR ( $k+d_{\max}$ ) sistemi aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$LX_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} LX_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{\max}} \beta_{2i} LX_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} LY_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{\max}} \delta_{2i} LY_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (8)$$

$$LY_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} LY_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{\max}} \alpha_{2i} LY_{t-i} + \sum_{i=1}^k \phi_{1i} LX_{t-i} + \sum_{i=k+1}^{k+d_{\max}} \phi_{2i} LX_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (9)$$

VAR sisteminin tahmininden sonra, elde edilen katsayıların ilk  $k$  tanesine Wald testi uygulanarak nedensellik ilişkisi hakkında karar verilmektedir. 8 ve 9 numaralı modellere ilişkin test edilen boş hipotezler aşağıdaki gibidir.

$$H_0 : \forall_i \delta_{1i} = 0 \quad (Y, X\text{'in Granger nedeni değildir.})$$

$$H_0 : \forall_i \phi_{1i} = 0 \quad (X, Y\text{'nin Granger nedeni değildir.})$$

Katsayıların grup olarak sıfıra eşit olduğu şeklinde kurulan  $H_0$  hipotezi, Wald testi sonucu reddedilirse nedensellik ilişkisinin varlığı kabul edilmiş olmaktadır.

### 3. AMPİRİK BULGULAR

Ekonomide sanayi, hizmet ve tarım sektörlerinin gerek birbirleriyle gerekse GSYİH ile olan olası uzun dönemli ilişkilerinin varlığını test etmeden önce, çalışmada kullanılan değişkenlerin birim kök içerip içermedikleri ADF birim kök testi ile belirlenmiştir. ADF birim kök testine ilişkin sonuçlar Tablo 1'de sunulmuştur.

**Tablo 1: ADF Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişkenler	Seviye		Birinci Devresel Fark	
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
GSYİH	-0.095 (1)	-2.906 (1)	-6.582*** (0)	-6.563*** (0)
SAN	-0.227 (1)	-2.734 (1)	-6.315*** (0)	-6.302*** (0)
HİZ	0.576 (0)	-2.719 (0)	-7.581*** (0)	-7.580*** (0)
TAR	-1.178 (0)	-3.906** (0)	-10.089*** (0)	-10.058*** (0)

Not: Parantez içindeki değerler Akaike Bilgi Kriterine göre belirlenmiş optimal gecikme uzunluklarıdır. \*\*\*,\*\*, sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde serinin durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 1'de görüldüğü üzere, GSYİH, SAN ve HİZ serileri hem sabitli hem de sabitli-trendli formda birinci devresel farkında durağan bulunmuştur. Ancak TAR serisinin sabitli-trendli formda seviyesinde durağan olduğu tespit edilmiştir. TAR değişkeninin grafiği incelendiğinde serinin trend içerdiği

görülmektedir. Dolayısıyla TAR serisinin durağanlığının belirlenmesinde sabitli-trendli formun dikkate alınması gerekmektedir. ADF birim kök testi sonuçları, değişkenlerin bütünleşme derecelerinde farklılık bulunduğunu göstermektedir. GSYİH, SAN ve HİZ serileri birinci farkında durağanken, TAR serisi seviyesinde durağan bulunmuştur. Yani GSYİH, SAN ve HİZ serilerinin bütünleşme dereceleri  $I \sim (1)$  iken TAR serisinin bütünleşme derecesi  $I \sim (0)$ 'dır. Bilindiği üzere ADF birim kök testi serilerde yapısal kırılmaların bulunmadığı varsayımına dayanmaktadır. Ancak serilerdeki yapısal kırılma varlığında bu testin gücü zayıflamaktadır. ADF birim kök testi, aslında durağan olan bir serinin durağan olmadığı şeklinde bir sonuç verebilmektedir. Bu nedenle elde edilen ADF birim kök test sonuçlarını teyit etmek üzere bu teste ilave olarak yapısal kırılmayı içsel kabul eden Zivot-Andrews (1992) testi uygulanmış ve sonuçlar Ek Tablo 1 ve 2'de sunulmuştur. Her iki tablo incelenecek olunursa toplamsal sapmalı modelde TAR serisinin seviyesinde diğer serilerin ise birinci devresel farklarında durağan oldukları görülmektedir. Sonuç olarak yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot-Andrews birim kök test sonuçları ile ADF birim kök test sonuçları örtüşmektedir. Dolayısıyla, birim kök testlerinden elde edilen bulgular, analiz yöntemi olarak farklı bütünleşme derecelerine sahip seriler arasında eşbütünleşme analizine imkan veren Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımının seçimini desteklemektedir.

Serilerin durağanlık özellikleri belirlendikten sonra ekonominin üç temel sektörünün gerek birbirleriyle gerekse GSYİH ile olan eşbütünleşme ilişkisinin varlığını sınamak amacıyla olası 12 etkileşimin her biri için UECM modeli (3) numaralı denkleme uygun olarak trendsiz ve trendli olmak üzere iki şekilde oluşturulmuş ve her bir model için 4 numaralı hipotez test edilmiştir. Söz konusu modellere ilişkin hipotez testlerinin bulguları diğer bir ifadeyle ARDL sınır testi sonuçları Tablo 2'de sunulmuştur.

**Tablo 2: ARDL Sınır Testi Sonuçları**

Değişkenler	Trendsiz		Trendli		Karar
	F-istatistiği	ARDL Model	F-istatistiği	ARDL Model	
Bağımlı - Bağımsız					Eşbütünleşme
GSYİH - SAN	4.149*	(3,2)	9.241 ***	(1,1)	Var
SAN - GSYİH	3.723*	(1,3)	10.321 ***	(1,1)	Var
GSYİH - HİZ	8.234 ***	(1,2)	6.263 **	(1,2)	Var
HİZ - GSYİH	13.217 ***	(2,2)	7.473 ***	(2,1)	Var
GSYİH - TAR	2.371	(2,1)	2.303	(2,1)	Yok
TAR - GSYİH	4.531 **	(1,1)	4.607 *	(1,1)	Var
SAN - HİZ	7.537 ***	(1,2)	4.783 *	(1,2)	Var

HİZ - SAN	12.989 ***	(2,2)	6.855 ***	(2,1)	Var
SAN - TAR	1.668	(2,0)	2.375	(2,1)	Yok
TAR - SAN	4.468**	(1,1)	5.160 **	(1,1)	Var
HİZ - TAR	3.316	(3,3)	3.842	(3,3)	Yok
TAR - HİZ	5.652 ***	(1,0)	5.247 **	(1,0)	Var

Not: \*\*\*,\*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. ARDL modelleri için optimum gecikme uzunlukları Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılarak belirlenmiştir.

Tablo 2’de görüldüğü üzere, üç model dışında bütün modellerde hesaplanan F istatistiği en az % 10 anlamlılık düzeyinde tablo üst kritik değerinden büyük çıkmıştır. Böylelikle değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden  $H_0$  hipotezi en az % 10 seviyesinde reddedilmiştir. Ancak tarım sektöründen GSYİH’ya, sanayi sektörüne ve hizmet sektörüne doğru olan uzun dönem ilişkilerin araştırıldığı modellerde hesaplanan F istatistiği tablo alt kritik değerinden küçük çıkmış, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Yapılan sınır testi sonuçlarına göre, söz konusu üç model hariç tüm ikili değişkenler arasında eşbütünleşmenin diğer bir ifadeyle uzun dönem ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Ayrıca belirtmek gerekir ki, bağımlı değişkeni TAR olan modellerin tahmininde trend değişkeni istatistiksel olarak anlamsız iken diğer bütün modellerde anlamlı çıkmıştır. Bu nedenle çalışmanın bundan sonraki kısmında bağımlı değişkeni TAR olan üç modele ilişkin sonuçların ortaya konulmasında trendsiz model bulguları, diğerlerinde ise trendli model bulguları dikkate alınmıştır.

Aralarında eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilen seriler arasındaki uzun dönem ilişkiyi incelemek amacıyla (5) numaralı denkleme uygun olarak oluşturulan ARDL modelleri tahmin edilmiş ve uzun dönem esneklik katsayıları Tablo 3’de verilmiştir.

**Tablo 3: Uzun Dönem Katsayıları**

Bağımlı Değişken	GSYİH		SAN		HİZ		TAR
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli	Trendsiz/ Trendli
<b>GSYİH</b>			0.925 ***	0.681 ***	0.853 ***	<b>1.187***</b>	Uzun
<b>SAN</b>	1.085 ***	<b>1.428***</b>			0.922 ***	<b>1.683***</b>	dönem
<b>HİZ</b>	1.186 ***	0.784 ***	1.110 ***	0.526***			ilişki
<b>TAR</b>	0.468 ***	0.318	0.428 ***	0.174	0.416 ***	0.365	bulunma maktadı.

Not: \*\*\*, %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 3’de görüldüğü gibi, tahmin edilen bütün uzun dönem esneklik katsayıları pozitif ve istatistiksel olarak % 1 seviyesinde anlamlı çıkmıştır. GSYİH’nın bağımlı değişken olarak alındığı tahmin sonuçlarına bakıldığında, GSYİH üzerinde en büyük etkiyi hizmetler sektörünün yarattığı görülmektedir. HİZ değişkeninde meydana gelen % 10’luk bir artış (azalış) GSYİH değişkeninde % 11.87’lik bir artışa (azalışa) neden olurken, SAN değişkeninde meydana gelen % 10’luk bir artış (azalış) GSYİH değişkeninde % 6.81’lik bir artışa (azalışa) neden olmaktadır. GSYİH değişkeninin bağımsız değişken olarak alındığı regresyon sonuçlarına göre, GSYİH değerinde meydana gelen bir değişiklik en büyük etkiyi sanayi üretimi üzerinde göstermektedir. GSYİH’daki % 10’luk bir artış (azalış), sanayi sektörü üretim değerinde % 14.28’lik bir artışa (azalışa) neden olurken, hizmet ve tarım sektöründe bu oran sırasıyla % 7.84 ve % 4.68’dir. Sektörlerin birbirleri üzerindeki etkileri incelendiğinde ise, sanayi üretiminde meydana gelen % 10’luk bir değişimin hizmet üretiminde % 5.26’lık, tarımda ise % 4.28’lik aynı yönde değişime neden olduğu görülmektedir. Hizmet sektörü üretiminde meydana gelen % 10’luk bir değişimin ise sanayi üretiminde % 16.83’lük, tarımda ise % 4.16’lık aynı yönde değişime neden olduğu görülmektedir. Bu noktada, hizmet üretiminin sanayi üretimi üzerindeki etkisini yansıtan katsayının 1.683, yine hizmet sektörü üretiminin GSYİH üzerindeki etkisini gösteren katsayının 1.187 gibi oldukça yüksek tahmin edilmesi önemli bir bulgu olarak karşımıza çıkmaktadır.

Bilindiği gibi Kaldor yasasının geçerliliği için üç şartın aynı anda sağlanması gerekmektedir. Birincisi, sanayi sektörünün ekonomik büyüme ile uzun dönem ilişki içerisinde bulunması, ikincisi sanayi sektöründen ekonomik büyümeye doğru nedensel bir ilişkinin olması, üçüncüsü de sanayi sektörünün marjinal katkısının diğer iki ana sektörden fazla olması gerektiğidir. Uzun dönem ilişkilere bakıldığında GSYİH ile sanayi ve hizmetler sektörünün ayrı ayrı uzun dönem ilişki içinde oldukları görülmektedir. Her ne kadar bu ilişki ARDL denkleminde trend değişkeninin olup olmamasına bağlı görülme de, esneklik katsayıları büyüklük anlamında önemli farklılıklar göstermektedir. Ancak, ARDL modellerinde trend değişkeni hem sanayi hem de hizmetler sektörü için anlamlı çıkmaktadır. Bu nedenle her iki sektörün ekonomiye olan etkisini kıyaslamak için trend içeren modellerin esneklik katsayılarına güvenilmesi gerekmektedir. Burada hizmet sektörünün esneklik katsayısının sanayi sektörününkinden daha büyük olduğu görülmektedir. İlk bakışta hizmetler sektörünün ekonomiye katkısının sanayi sektöründen daha fazla olduğu anlaşılabilir. Ancak, iki sektörün ekonomiye katkısını esneklik katsayılarını kıyaslayarak yapmak doğru değildir. Çünkü esneklik katsayısı sektörün ekonomiye olan marjinal katkısı yanında o sektörün ekonomi içindeki payına da duyarlıdır. Bu nedenle her iki esneklik katsayısından marjinal etkiyi

verecek olan büyüklüğü bulmak gerekir. Sanayi sektörünün ele alınan dönem içindeki ortalama payı 0.33 iken, bu oran hizmetler sektörü için 0.57, tarım sektörü için 0.10 dur. Sanayi sektörünün esneklik katsayısı 0.681 olduğuna göre ekonomiye olan marjinal katkısı yaklaşık 2.06'dır. Aynı katkı hizmetler sektöründe de 2.08'dir. Dolayısıyla, her iki sektörün farklı paylara sahip olmalarına rağmen ekonomiye katkısının aynı olduğunu söylemek mümkündür.

Tahmin edilen her bir ARDL modeli değişen varyans, otokorelasyon, normallik ve istikrarlılık tespiti açısından standart tanısal testlerden geçirilmiş ve sonuçlar Tablo 4'de sunulmuştur.

**Tablo 4: ARDL Modellerinin Tanısal Test Sonuçları**

Değişkenler	Değişen Varyans	Otokorelasyon	Normallik	Model istikrarlı mı?
Bağımlı-Bağımsız	$\chi^2$	$\chi^2$	JB	
GSYİH - SAN	3.605	1.080	1.270	Evet
SAN - GSYİH	2.977	1.672	4.388	Evet
GSYİH - HİZ	14.387**	0.215	5.332*	Evet
HİZ - GSYİH	13.809**	0.242	1.971	Evet
TAR - GSYİH	3.933	0.124	3.759	Hayır
SAN - HİZ	19.661***	0.023	2.132	Evet
HİZ - SAN	9.244*	0.104	0.377	Evet
TAR - SAN	3.814	0.069	6.730**	Evet
TAR - HİZ	4.426	2.970	7.038**	Evet

Not: Değişen varyans Breusch-Pagan-Godfrey testi ; otokorelasyon, Breusch-Godfrey LM testi; Normallik, Jarque-Bera (JB) testi; istikrarlılık CUSUM testi ile incelenmiştir. \*\*\*,\*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 4'de yer alan tanısal test sonuçlarından görüldüğü üzere, öncelikle modellerin hiç birinde otokorelasyon sorunu tespit edilmemiştir.

Tahmin edilen bütün modellerde, hesaplanan  $\chi^2$  istatistiği tablo kritik değerinden büyük çıkmamış dolayısıyla da hata terimleri arasında otokorelasyonun olmadığını ifade eden  $H_0$  hipotezi herhangi bir anlamlılık seviyesinde reddedilememiştir.

İkinci olarak, bağımlı ve bağımsız değişkeni sırasıyla GSYİH-HİZ, HİZ-GSYİH, SAN-HİZ ve HİZ-SAN olan modellerde değişen varyans sorunu tespit edilmiş, diğer bütün modellerde değişen varyans sorunu belirlenmemiştir. Üçüncü olarak, Jarqua-Bera testleri üç model hariç (GSYİH-HİZ, TAR-SAN,

TAR-HİZ) bütün modellerde hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğunu göstermiştir. Son olarak, tahmin edilen ARDL modellerinde parametrelerin istikrarlılığının incelendiği CUSUM testi sonuçlarında, bağımlı ve bağımsız değişkeni sırasıyla TAR ve GSYİH olan model dışında diğer bütün modellerde CUSUM istatistiklerinin % 5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırlar içerisinde kaldığı görülmüş, modeldeki katsayıların istikrarlı olduğunu ifade eden  $H_0$  hipotezi % 5 seviyesinde reddedilememiştir. Dolayısıyla, CUSUM testi grafikleri, TAR-GSYİH modeli hariç diğer bütün modellerde modelin artıklarının sınırlar içinde kaldığını ve parametrelerin kararlı olduğunu, yapısal değişme olmadığını göstermektedir.

Uzun dönem katsayıları tahmin edildikten sonra değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiyi incelemek için (7) numaralı denkleme uygun olarak oluşturulan ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modelleri tahmin edilmiş ve hata düzeltme katsayıları Tablo 5’de sunulmuştur.

**Tablo 5: Hata Düzeltme Katsayıları**

Bağımlı Değişken	GSYİH		SAN		HİZ		TAR
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli	Trendsiz/ Trendli
<b>GSYİH</b>			-0,069***	-0.547***	-0.205***	-0.398***	Uzun dönem ilişki bulunma maktadır.
<b>SAN</b>	-0.164***	-0.515***			-0.142***	-0.358***	
<b>HİZ</b>	-0.089***	-0.428***	-0.040	-0.470***			
<b>TAR</b>	-0.335***	-0.348***	-0.324***	-0.380***	-0.369***	-0.376***	

Not: \*\*\*, %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Tablo 5’de görüldüğü gibi, her bir model için tahmin edilen hata düzeltme terimi katsayısının işareti beklenildiği gibi negatif ve istatistiksel olarak % 1 seviyesinde anlamlı çıkmıştır. Bu durum kısa dönemde meydana gelen dengeden sapmaların uzun dönemde dengeye yaklaştığını ifade etmektedir. Tablo 5 incelendiğinde, tahmin edilen hata düzeltme terimi katsayılarının -0.324 ile -0.547 arasında değişen değerler aldıkları görülmektedir. Bu sonuç, kısa dönemde meydana gelen sapmaların % 32.4 ila % 54.7’ sinin bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönem dengesine oldukça hızlı bir şekilde yaklaştığını göstermektedir.

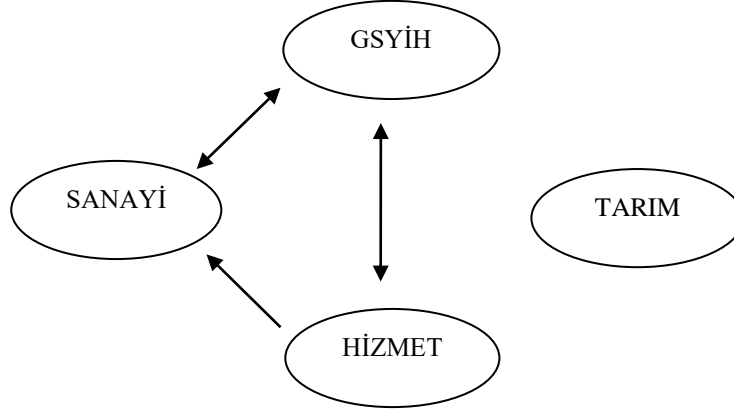
Çalışmada ARDL analizi sonrasında, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünü belirleyebilmek için Toda-Yamamoto (1995) Granger nedensellik testi yapılmış ve sonuçlar Tablo 6’da verilmiştir.

**Tablo 6: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları**

Sonuç Değişkenleri	Neden Değişkenleri			
	GSYİH	SAN	HİZ	TAR
GSYİH		15.746 ** (6)	22.756 *** (5)	0.228 (1)
SAN	16.741 ** (6)		4.749 * (2)	0.264 (1)
HİZ	13.313 ** (5)	1.424 (2)		0.322 (1)
TAR	1.719 (1)	0.946 (1)	2.080 (1)	

Not: Parantez içindeki değerler, optimal gecikme uzunluklarıdır. \*\*\*,\*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde  $H_0$  hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 6'da görüldüğü üzere, nedensel ilişkinin olmadığını ifade eden boş hipotezlerden sadece beş tanesi istatistiksel olarak en az % 10 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Bu da söz konusu değişkenler arasında nedensel ilişkinin var olduğu anlamına gelmektedir. Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre, GSYİH ile SAN değişkeni arasında ve GSYİH ile HİZ değişkeni arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca SAN değişkeni ile HİZ değişkeni arasında HİZ değişkeninden SAN değişkenine doğru olmak üzere tek yönlü bir nedensel ilişkinin varlığı belirlenmiştir. Çalışmada kullanılan söz konusu değişkenler arasındaki uzun dönem nedensellik ilişkileri Şekil 1'de özet olarak sunulmuştur.

**Şekil 1. Değişkenler Arasındaki Uzun Dönem Nedensellik İlişkileri**

Şekil 1'de görüldüğü gibi, GSYİH ile gerek sanayi gerekse hizmet sektörü üretimi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin tespit edilmiş olması, her iki sektör üretiminin GSYİH değerini etkilerken, GSYİH'nın da bu iki sektördeki üretimi etkilediğini diğer bir deyişle uyardığını ifade etmektedir.



Hizmet sektörü üretiminden sanayi üretimine doğru olmak üzere tek yönlü bir nedensel ilişkinin varlığı ise hizmet üretiminin sanayi üretimini uyardığını göstermektedir. Bu noktada hizmet sektörü üretiminin hem kendisinin GSYİH'yı etkilemesi hem de sanayi sektöründeki üretimi etkileyerek GSYİH değeri üzerinde etki yaratması oldukça önemli bir bulgudur. Bunun yanında tarım sektörünün ise ne GSYİH ne de diğer sektör üretimleri ile arasında herhangi bir nedensel ilişkinin tespit edilmemiş olması da önem arz eden diğer bir bulgudur. Ancak bu noktada, gerek tarım sektörünün ekonomi içindeki payının düşük olması gerekse de Türkiye'nin gelişme sürecinde ilk aşamaları geçmiş bir ekonomi olmasının bu sonuçta etkili olduğunu söylemek mümkündür.

#### 4.SONUÇ

Sanayi sektörünün ekonomik büyümenin motoru olduğunu ifade eden Kaldor yasası bir çok ampirik çalışma tarafından doğrulanmıştır. Ancak gerek sanayi gerekse diğer sektör büyümelerinin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini tam olarak ortaya koyabilmek için söz konusu sektörün ekonominin diğer sektörleri ile olan kısa ve uzun dönem ilişkilerinin de bilinmesi gerekmektedir. Bu konuda yapılan çalışmaların çoğunda sanayi sektörü üretiminin toplam üretim veya sanayi dışı üretim üzerindeki etkisine odaklanılmış, sektörlerin birbirleri ile olan etkileşimleri araştırılmamıştır. Bu nedenle, bu çalışmada ekonominin üç temel sektörü olan sanayi, hizmet ve tarım sektörlerinin gerek birbirleriyle gerekse GSYİH ile olan kısa ve uzun dönem etkileşimlerinin zaman serisi yöntemleriyle ortaya konulması amaçlanmıştır. Bu amaçla çalışmada 1998:I-2015:IV dönemine ait üçer aylık veriler kullanılarak önce değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkiler ARDL sınır testi yaklaşımı ile araştırılmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerin belirlenmesinin ardından söz konusu değişkenler arasındaki nedensel ilişkiler Toda-Yamamoto tarafından geliştirilen Genişletilmiş Granger nedensellik testi ile tespit edilmiştir.

ARDL sınır testi sonuçlarına göre, tarım sektöründen GSYİH'ya, sanayi sektörüne ve hizmet sektörüne doğru olan uzun dönem ilişkilerin araştırıldığı üç model hariç tüm ikili değişkenler arasında uzun dönem ilişki tespit edilmiştir. Uzun dönem esneklik katsayılarının tamamı pozitif çıkmakla birlikte tahmin edilen katsayılar, GSYİH üzerinde en büyük etkiyi hizmet sektörünün yarattığını, GSYİH'nın ise en çok sanayi sektörünü daha sonra sırayla hizmet ve tarım sektörünü etkilediğini göstermiştir. Sektörlerin birbirleri üzerindeki etkileri incelendiğinde ise, sanayi sektörünün en fazla etkiyi hizmet sektörü üzerinde, hizmet sektörünün de yine en fazla etkiyi sanayi sektörü üzerinde gösterdiği belirlenmiştir.

Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre, hem GSYİH ile sanayi üretimi arasında hem de GSYİH ile hizmet üretimi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca hizmet sektörü üretiminden sanayi üretimine doğru tek yönlü bir nedensel ilişkinin var olduğu belirlenmiştir. Tarım sektörünün ise ne GSYİH ne de diğer sektör üretimleri ile arasında herhangi bir nedensel ilişki tespit edilememiştir. Elde edilen sonuçlar, hem GSYİH ile sanayi üretiminin hem de GSYİH ile hizmet üretiminin karşılıklı olarak birbirlerini beslediklerini göstermektedir. Bunun yanında hizmet sektörü de sanayi sektörünü beslemektedir. Bu noktada, hizmetler sektörünün hem kendisinin doğrudan, hem de sanayi sektörünü etkileyerek dolaylı olarak GSYİH üzerinde etki yarattığını söylemek mümkündür. Diğer bir ifadeyle, hizmetler sektörü GSYİH'yı hem kendisi hem de sanayi sektörü vasıtasıyla etkilemektedir. Tüm bu sonuçlar, hizmet sektörünün gerek sanayi sektörü gerekse GSYİH üzerindeki etkisini gösteren uzun dönem esneklik katsayılarının oldukça yüksek çıkması da göz önüne alındığında ekonomik büyümenin gerçekleştirilmesi ve hızlandırılmasında sanayi sektörünün yanı sıra hizmetler sektörünün de son derece önemli ve kilit bir rol oynadığını ortaya koymaktadır. Sonuç olarak, sanayi sektörünü tek başına değerlendirdiğimizde Kaldor yasasının geçerli olduğunu ancak hizmetler sektörüyle kıyaslayarak değerlendirdiğimizde Kaldor yasasının kuvvetli biçimde desteklenmediğini görmekteyiz.

## 5. KAYNAKÇA

- Arısoy, İ. (2013). Kaldor yasası çerçevesinde Türkiye' de sanayi sektörü ve iktisadi büyüme ilişkisinin sınanması. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8(1), 143-162.
- Ateşoğlu, H. S. (1993). Manufacturing and economic growth in the United States. *Applied Economics*, 25(1), 67-69.
- Bairam, E. (1987). The verdoorn law, returns to scale and industrial growth: a review of the literature. *Australian Economic Papers*, 26(48), 20-42.
- Bairam, E. (1991). Economic growth and kaldor's law: the case of turkey, 1925-78. *Applied Economics*, 23(8), 1277-1280.
- Cornwall, J. (1976). Diffusion, convergence and Kaldor's laws. *The Economic Journal*, 86(342), 307-314.
- Cornwall, J. (1977). *Modern capitalism: Its growth and transformation*. London: Martin Robertson.
- Çetin, M. (2009). Kaldor büyüme yasasının ampirik analizi: Türkiye ve AB ülkeleri örneği (1981-2007). *Afyon Kocatepe Üniversitesi İ.İ.B.F.Dergisi*, C.XI, S I, 355-373.
- Diaz Bautista, A. (2003). Mexico's industrial engine of growth: Cointegration and causality. *Momento Economico*, 126, 34-41.
- Dickey, D.A., & Fuller, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.

- Dickey, D.A., & Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49 (4), 1057-1072.
- Dixon, R., & Thirlwall, A.P. (1975). A model of regional growth-rate differences on kaldorian lines. *Oxford Economic Papers*, 27(2), 201-214.
- Drakopoulos, S.A., & Theodessiou, I. (1991). Kaldorian approach to greek economic growth. *Applied Economics*, 23(10), 1683-1689.
- Engle, R.F., & Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Gramlich, E. (1994). Infrastructure investment: A review essay. *Journal of Economic Literature*, 32(3), 1179-1196
- Güçlü, M. (2013). Manufacturing and regional economic growth in Turkey: A spatial econometric view of Kaldor's laws. *European Planning Studies*, 21(6), 854-866.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Kaldor, N. (1966). *Causes of the slow rate of growth of the United Kingdom*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Kaldor, N. (1968). Productivity and growth in manufacturing industry: A Reply. *Economica*, 35(140), 385-391.
- Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: Views and agenda. *Journal of Economic Literature*, 35(2), 688-726.
- Libanio, G., & Moro, S. (2006). Manufacturing industry and economic growth in Latin America: A Kaldorian approach. *Paper Presented at the Second Annual Conference for Development and Change*.
- Mercan, M., & Kızılkaya, O. (2014). Türkiye’de sanayi sektörü ekonomik büyüme ve verimlilik ilişkisinin kaldor yasaları çerçevesinde sınanması: Ekonometrik Bir Analiz. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B. Dergisi*, 36 (1), 137-160.
- Millin, M., & Nichola, T. (2005). Explaining economic growth in South Africa: A Kaldorian approach. *International Journal of Technology Management and Sustainable Development*, 4(1), 47-62.
- Munnell, A. (1992). Policy watch, infrastructure investment and economic growth. *Journal of Economic Perspectives*, 6(4), 189-198.
- Necmi, S. (1999). Kaldor's growth analysis revisited. *Applied Economics*, 31(5), 653-660.
- Pesaran, M.H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. S. Strom (Ed.) *Econometrics and economic theory in the 20th Century: the Ragnar Frisch centennial symposium*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Pesaran, M.H., Shin, Y., & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Pradhan, R.P., & Bagchi, T.P. (2013). Effect of transportation infrastructure on

- economic growth in India: The VECM approach. *Research in Transportation Economics*, 38, 139-148.
- Stoneman, P. (1979). Kaldor's law and British economic growth: 1800-1970. *Applied Economics*, 11(3), 309-319.
- Toda, H.Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Yamak, N. (2000). Cointegration, causality and Kaldor's hypothesis: Evidence from Turkey, 1946-1995. *G. Ü. İ.İ.B.F. Dergisi*, 2(1), 75-80.
- Yamak, R., & Sivri, U. (1997). Ekonomik büyüme ve Kaldor yasası: Türkiye örneği, 1979-1994. *İktisat, İşletme ve Finans*, 12(139), 9-21.
- Yamak, R., Erdem, H.F., & Koçak, S. (2016). A re-examination of Kaldor's engine of economic growth hypothesis for the Turkish economy. *Acta Universitatis Danubius Œconomica*, 12(4), 347-357.
- Zivot, E., & Andrews, D.W.K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

### EKLER

**Tablo 1: Zivot Andrews Birim Kök Testi Sonuçları (Seviyesinde)**

Değişkenler	Kademeli Sapmalı Model			Toplamsal Sapmalı Model		
	Model A	Model B	Model C	Model A	Model B	Model C
GSYİH	-4.340	-3.998	-4.542	-3.687	-3.530	-3.687
SAN	-4.429	-3.838	-4.378	-3.614	-3.507	-3.702
HİZ	-4.315	-3.813	-4.259	-4.327	-3.386	-4.236
TAR	-4.983**	-4.987**	-6.038*	-4.035	-3.411	-4.113

Notlar: \*\*\*,\*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Model A, sabitte kırılmaya; Model B, eğimde kırılmaya; Model C, sabit ve eğimde kırılmaya izin veren modelleri göstermektedir.

**Tablo 2: Zivot Andrews Birim Kök Testi Sonuçları (Birinci Devresel Farkında)**

Değişkenler	Kademeli Sapmalı Model			Toplamsal Sapmalı Model		
	Model A	Model B	Model C	Model A	Model B	Model C
GSYİH	-5.587***	-3.498	-6.557***	-6.825***	-2.831	-6.944***
SAN	-4.007	-3.824	-4.271	-6.904***	-3.747	-6.904***
HİZ	-8.252***	-7.743***	-8.258***	-8.057***	-7.951***	-8.226***
TAR	-10.324***	-10.081***	-10.436***	-10.405***	-10.314***	-10.411***

Notlar: \*\*\*,\*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Model A, sabitte kırılmaya; Model B, eğimde kırılmaya; Model C, sabit ve eğimde kırılmaya izin veren modelleri göstermektedir.