

**ENFLASYON ve DOLAYLI VERGİLERDEN ELDE EDİLEN
GELİRLER ARASINDAKİ İLİŞKİNİN VAR YÖNTEMİYLE
ANALİZİ**

Dr. Burcu GÜVENEK

Selçuk Üniversitesi İ.İ.B.F. İktisat Bölümü

Dr. Volkan ALPTEKİN

Selçuk Üniversitesi İ.İ.B.F. İktisat Bölümü

Yrd.Doç.Dr. Murat ÇETİNKAYA

Selçuk Üniversitesi İ.İ.B.F. İktisat Bölümü

Özet

Bu çalışmada TÜFE (Tüketici Fiyat Endeksi) ve dolaylı vergi gelirleri arasındaki ilişkiler 1980- 2008 dönemi ele alınarak yıllık veriler kullanmak suretiyle VAR modeli yardımıyla sınanmıştır. Bulgular; Granger Nedensellik, Etki Tepki, Varyans Ayrıştırma testi sonuçlarına göre yorumlanmıştır. Granger nedensellik testi kısa dönemde söz konusu değişkenler arasında iki yönlü bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. Araştırma bulguları TÜFE’de meydana gelen bir gelişme dolaylı vergi gelirlerinde ve benzer şekilde dolaylı vergi gelirlerinde meydana gelen bir gelişme TÜFE’de değişikliğe yol açmaktadır.

Anahtar Kelimeler: TÜFE, Dolaylı Vergi Gelirleri, VAR Analizi, Kointegrasyon Analizi, Granger Nedensellik Sınaması.

Abstract

In this study, the relationships among CPI (Consumer Price Index) and indirect tax revenue over the period 1980-2008 by using annual datas and VAR modeling. The empirical findings attained from Granger Causality, Variance Decomposition, Impulse – Response Analysis can be summarized and interpreted as follows; Granger Causality Tests shows that there is a bidirectional relation about these variables in terms of short run. According to the empirical findings of the study; the improvement on the CPI has significant effect on indirect tax revenue and similarly the improvement on the indirect tax revenue has significant effect on the CPI.

Key Words: CPI, Indirect Tax Revenues, VAR Analysis, Cointegration Analysis, Granger Causality Test.

Giriş

Enflasyon oranının yüksek olduğu bir ekonomide ortaya çıkan belirsizlikler sonucunda reel getirisi sabitlenmemiş her türlü yatırım aracının reel getirisinin de belirsiz olacağı muhakkaktır. Bu belirsizlik devletin ve bireylerin uzun vadeli plan ve programlar oluşturmasını zorlaştırmaktadır. Kamu harcamalarının büyük bir oranda vergi yolu ile finanse edildiği bir ortamda enflasyondaki dalgalanmaların yol açtığı risk primi ekonomi üzerindeki maliyetleri arttıracaktır.

Toplam talebin toplam arzdan yüksek olması sonucu fiyatlar genel seviyesinde ortaya çıkan artış olarak tanımlanan enflasyon ile devletin zora dayanarak elde ettiği bir kamu geliri olan vergiler arasında bir etkileşim söz konusudur. Enflasyonist ortamda vergi gelirlerinin reel değerinde bir azalma ortaya çıkarırken, vergi oranlarında meydana gelen değişimler de enflasyon üzerinde önemli etkileri vardır.

Vergiler, özel sektörden kamu sektörüne gelirin bir bölümünün transferi şeklinde ortaya çıktığı için toplam talebi etkilemektedir. Kişilerin gelirleri üzerinden alınan vergilerle birlikte talep edenlerin satın alma gücünün azalması malları karşı talep miktarını azaltacak ve anti-enflasyonist bir yapı ortaya çıkacaktır. Toplam arz yönünden bakıldığında ise, üretimde kullanılan girdilerin üzerine konulan dolaylı vergiler malın maliyetinin artmasına yani maliyet enflasyonuna neden olacaktır. Bu tür vergiler genellikle, üretici tarafından malın fiyatı üzerine yansıtılması şeklinde ortaya çıktığı için fiyatlar genel seviyesinin yükselmesine yani enflasyona neden olacaktır.

Vergilerin fiyat üzerindeki etkisi, vergi türlerine göre değişik sonuçlar ortaya çıkarmaktadır. Şöyle ki; dolaysız vergiler fiyatlara gelir yoluyla tesir ederken, dolaylı vergilerde gelire fiyat yolu ile etki yapmaktadır. Dolayısıyla, vergi hem arz hem de talebe göre ortaya çıkan ve para değerinde meydana gelen değişikliklerin doğurduğu sonuçlara göre beliren fiyat mekanizmasını etkilemektedir (Özbilen, 1998: <http://www.genbilim.com/content/view/3969/89/>).

Enflasyonun makro ekonomi değişkenler üzerinde önemli etkilerinin olduğu bilinen bir gerçektir. Makro ekonomik değişkenlerden birisi de karşılıksız gelir transferi olan vergilerdir. Enflasyonun

olduğu ekonomilerde vergi yoluyla elde edilen gelirlerin reel olarak aşınmasına neden olmaktadır. Enflasyon ortamında sabit oranlı vergiler karşısında paranın değerinin düşmesi devletin vergiden elde ettiği gelirlerin reel olarak değer kaybetmesine neden olacaktır. Diğer taraftan enflasyonist ortamda vergi mükelleflerinin reel gelirlerinin azalması reel vergi yüklerinin artmasını da beraberinde getirecektir. Fiyatlar genel seviyesinin artması ile dolaylı vergilerin matrahı yükselmekte ve düşük gelir elde eden mükellefler daha yüksek vergilerle karşı karşıya kalmaktadırlar.

1. Teorik Çerçeve ve Literatür

Her ülkenin içinde bulunduğu ekonomik koşullara, toplumsal ihtiyaç ve tercihlerine göre değişiklik gösteren ve devlet eliyle gerçekleştirilmesi gereken bir takım kamu harcamaları bulunmaktadır. Devlet bu harcamaları yapabilmek için gelire ihtiyaç duymaktadır (Akdoğan, 1999: 99). Devletin gelirleri elde edildiği kaynakların nitelik ve yapı bakımından farklı olması sebebiyle çeşitlilik göstermektedir. Kamu gelirleri, vergiler, harçlar, şerefiyeler, resimler, parafiskal gelirler, para ve vergi cezaları, mülk ve teşebbüs gelirleri, fonlar, para basımından elde edilen gelirler, bağışlar gibi kalemlerden oluşmaktadır (Akdoğan, 1999: 101). Günümüzde vergiler bu sayılan kalemler içerisinde en önemli payı almaktadır.

Vergiler, kişilerden kamu harcamalarının karşılanması veya devletin ekonomik ve sosyal hayata müdahale edebilmesi için zorla ve karşılıksız olarak aldığı parasal bir yükümlülüktür(Türk, 1996: 98).

Türkiye’de zaman içerisinde uygulanan vergi türleri pek çok kez değiştirilmiştir. Cumhuriyetin ilanına kadar Aşar Vergisi uygulanmaktayken 1925 yılında bu vergi kaldırılmış, bu ise devlet gelirlerinde önemli azalmaya sebep olmuştur. Devlet vergi gelirlerinde meydana gelen boşluğu doldurmak amacıyla vergi sisteminde iki önemli reform gerçekleştirmiştir. Bu reformlardan biri dolaysız vergilerle diğeri ise dolaylı ilgili olarak yapılmıştır. Dolaysız vergilerle ilgili olarak yapılan yenilik kazanç vergisinin kabul edilmesi olmuştur. Bu vergi türü 1949 yılında gelir, kurumlar ve esnaf vergileri kabul edilene kadar yürürlükte kalmıştır(Türk, 1996: 218).

Kamu harcamalarının en önemli finansman kaynağı olan vergilerin kompozisyonu, ülkeden ülkeye farklılık göstermektedir. Daha önceleri ödeme gücünün göstergesi olan gelir üzerinden dolaysız vergiler ağırlık verilmekte iken, son yıllarda gerçekleştirilen vergi

reformları ile dolaylı vergilerin payı her geçen gün artmaktadır. Bunun en önemli nedeni dolaylı vergilerin dolaysız vergilere göre daha kolay tahsil edilebilmesidir. Dolaylı vergilerin sübjektif karakterli vergi olması vergi adaletin sağlanması açısından sorun teşkil etmektedir.

Vergilerin sınıflandırılmasında kullanılan eski ve en yaygın olan sınıflandırma dolaylı ve dolaysız vergi ayırımıdır. Bu ayırımın yapılmasında literatürde kabul edilmiş bir takım kıstaslar mevcuttur.

Bu kıstaslardan ilki, vergileri vergi tahsilâtından sorumlu idari örgüte göre ayırmaktır. Vergiyi tahsil eden idare dolaysız vergiler idaresi ise vergi dolaysız, dolaylı vergiler idaresi ise dolaylı vergiler olarak nitelendirilir. Ancak bu kıstası kullanmanın önemli sıkıntısı dolaylı-dolaysız ayırımının ülkeler arasında idari yapı farklılıkları sebebiyle farklılık göstermesidir(Edizdoğan,2000:177)

Diğer bir kıstas dolaysız vergilerin önceden tahmin edilebilir ve sabit ve sürekli olan matrahlar üzerinden alınması, ancak dolaylı vergilerin geçici, tesadüfen ve önceden tahmin edilemeyen matrahlar alınıyor olmasıdır. Ancak bu ölçüde bazı durumlarda tahmin dışı sonuçlara sebep olabilmektedir(Edizdoğan,2000:178)

Başka bir değerlendirmede vergilerin fiyatlar genel düzeyini etkileyip etkilemediği dikkate alınarak yapılmaktadır. Vergilerin fiyat düzeyini yükseltmesi söz konusuysa dolaylı vergilerden, vergilerin fiyat düzeyini etkilemesi söz konusu değilse dolaysız vergiden bahsedilir. Nispi fiyatları değiştiren vergiler dolaylı vergi, değiştirmeyen vergiler ise dolaysız vergilerdir. Ancak fiyatlar genel düzeyinin temel belirleyicisi toplam arz olması sebebiyle dolaylı ve dolaysız vergilerin para otoritelerinin para politikalarını halkın parasal tercihlerinden farklı şekilde etkilediğinden emin olunması gerekmektedir(Uluatam, 2005:273). Aksi halde vergilerle fiyatlar genel düzeyi arasındaki ilişki doğru kurulmayacaktır.

Bir başka ayırım vergilerin yansıtılıp yansıtılmamasına göre yapılır. Buna yansıtılması zor olan vergiler dolaysız vergilerken, kolay yansıtılabilen vergiler dolaylı vergilerdir (Işık vd., 2004:159). Ancak bu kıstas da yansıma olayının karmaşıklığı sebebiyle kimi zaman problem yaratmaktadır. Yansıma durumuna göre vergi türünü ayırmada önemli bir sakınca keyfilik içermesidir(Uluatam, 2005:275).

Buraya kadar yapılan açıklamalar göstermiştir ki dolaylıdolaysız vergiler arasında yapılan ayırımın neye göre yapılacağı hususunda bir

fikir birliği bulunmamaktadır. Ancak tarih olarak çok gerilere gitmesi ve kullanımdaki yaygınlık sebebiyle bu ayırımın uygulama olarak oldukça yerleşmiştir. Yapılan bu ayırım sonucunda gelir vergisi, kurumlar vergisi, genel harcama vergisi, genel servet vergisi ve veraset ve intikal vergisi dolaysız vergiler, gümrüklerden alınan vergiler, belirli mallara sahip olma nedeniyle alınan vergiler, satış vergileri, resimler harçlar ve katılma payları ise dolaylı vergiler kapsamında değerlendirilmektedir(Uluatam, 2005:275).

Vergiler ekonomi politikalarında sıkça kullanılan bir araç olarak karşımıza çıkmaktadır. Ekonomik koşulların iyileşme gösterdiği dönemlerde vergi oranlarının düşük tutulması tüketim ve yatırım harcamalarının artmasına ve dolayısıyla enflasyonist baskıların ortaya çıkmasına sebep olurken ekonomik koşulların kötüye gittiği durumlarda vergi oranlarının yükseltilmesi tüketim ve yatırım harcamalarının azalmasına ve dolayısıyla ekonomik konjonktürün daha da bozulmasına sebep olabilmektedir. Bu nedenle uygulanan vergi politikalarının enflasyonist etkiye sebep olup olmaması içinde bulunan koşullara göre de değişiklik göstermektedir(Aksoy, 1994: 187-188).

Enflasyonla mücadelede vergilerin artırılması enflasyonun önlenmesi noktasında tercih edilen bir yaklaşımdır. Bireylerin satın alma gücünü ve dolayısıyla tüketimini azaltmak için vergilerin artırılması yoluna gidilmelidir. Çünkü tüketim, satın alma gücüne bağlıdır ve satın alma gücünün vergilerle azaltılması, çarpan etkisi ile her defasında milli gelirin büyük ölçüde azalmasına neden olmaktadır (Tanzi, 1981:1) .

Vergi oranlarının önemli bir politika aracı olarak kullanılmasına öncülük eden Colin Clark, 1940'lı yılların sonunda yapmış oldu çalışmasında vergi yükünün % 25'in üzerine çıkması durumunda enflasyonist etkilerin ortaya çıkacağını ileri sürmüştür. Yüksek vergi oranlarının tüm makro ekonomik değişkenler üzerinde olumsuz etkilerinin ortaya çıkaracağı, bununda toplam talep arz dengesini bozarak enflasyona neden olacağını ifade etmiştir(Savaş, 1986;174).

Enflasyon ve vergi gelirleri ilişkisini çeşitli boyutlarıyla inceleyen çalışmaların başında Tanzi (1977) ve Tanzi(1978) gelmektedir. Tanzi (1977), Tanzi (1978), verginin tahsil edilme sürecinin uzun bir zaman yayılması, enflasyonist ortamlarda reel vergi gelirin aşınmasına neden olduğunu enflasyonun, vergi gelirlerinin reel değerini düşürmek suretiyle bütçe açığını arttırdığını ifade etmektedir. Vergi sisteminin fiyat esnekliği 1'den büyük olduğu durumlarda enflasyon vergi

gelirlerinin reel değerini düşürmeyecek, fiyat esnekliğinin 1'e eşit veya 1'den daha düşük olduğu durumlarda ise enflasyon vergi gelirlerinin reel değerini düşürecektir. Tanzi (1978)'ye göre gelişmiş ülkelerde vergi sisteminin fiyat esnekliği 1'den büyüktür, gelişmekte olan ülkelerde ise, vergi sisteminin fiyat esnekliği 1'den küçüktür.

Çavuşoğlu (2005), 1987:1-2003:4 yıllarını kapsayan dönem için üçer aylık verileri kullanarak, enflasyonun reel vergi geliri üzerine etkisini araştırmıştır. Elde edilen ampirik bulgular, 1987-2003 döneminde Türkiye ekonomisinde yaşanan enflasyonun vergi gelirlerinin reel değerini azaltıcı etkiye neden olduğu sonucuna varılmıştır.

2. Metodoloji

Ampirik uygulamalarda kullanılan iki önemli veri türünden birisi zaman serisi verileridir. Bu veriler yardımıyla yapılan ekonometrik çalışmalar, çoğu zaman gerçeği yansıtmayabilir. Bu veriler yardımıyla yapılan çalışmalarda genellikle aşağıdaki hatalar ortaya çıkmaktadır (Gujarati, 2001: 709):

Bu hataların giderilmesi ve oluşturulan modellerin sahte regresyona yol açmaması için zaman serisi verilerinin durağan olması gerekmektedir. Zaman serisi verilerinin durağan olması durumunda yapılan çalışmaların tutarlılığından bahsetmek mümkün olmaktadır. Zaman serilerinin durağan olmaması durumunda ise zaman serileri trend içerecektir. Granger ve Newbold (1974)'un çalışmalarında da ifade edildiği gibi, durağan olmayan zaman serileriyle çalışıldığı zaman düzmece regresyon problemiyle karşılaşılabilir. Bu durumda regresyon analiziyle elde edilen sonuç gerçek ilişkiyi yansıtmamakla birlikte ancak bu seriler arasında bir eşbütünleşim ilişkisi varsa gerçek ilişkiyi yansıtabilmektedir (Gujarati, 2001: 726).

Zaman serilerinin durağanlık özelliklerinin test yöntemleri kullanılarak araştırılması için kullanılan yöntemlerden uygulamalı çalışmalarda en çok karşılaşılanları, Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen 'Genişletilmiş Dickey-Fuller'(ADF), Phillips Perron (1988) tarafından geliştirilen Phillips Perron (PP) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (1992) tarafından geliştirilen KPSS birim kök testleridir.

Bu çalışmada dolaylı vergi gelirleri ve TUFİ serilerine ait zaman serisinin durağanlık sınaması ilk olarak Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Yt serilerinin birim kök

özelliğini test etmek için aşağıdaki regresyon denklemi kullanılmaktadır:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^N \Psi \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Δ birinci fark işlemcisi; t bir zaman trendi; ε_t hata terimi, Yt kullanılan seriler ve N ise hata terimlerinin ardışık bağımlılığını gidermek için Akaike Bilgi Kriteri tarafından belirlenen bağımlı değişkenin gecikme sayısını ifade etmektedir. Bu tip birim kök testleri, ADF testleri olarak belirtilir. Serilerin durağan olmaması boş hipotezi, serilerin durağan olması ise alternatif hipotezi oluşturmaktadır. ADF testi, δ parametresinin tahminine ve onun t istatistiğine dayanmaktadır. Boş hipotez, negatif ve istatistiki olarak anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı ise reddedilir. ADF testi ile ilgili bir problem, test denklemindeki terimlerin ilave farklarının dahil edilmesini gerektirmesidir. Bu ise serbestlik derecesinde bir kayıpla ve test prosedürünün gücünde bir azalma ile sonuçlanır. Alternatif olarak, PP yaklaşımı otokorelasyonun bilinmeyen şekillerinin varlığını ve hata terimindeki şartlı değişen varyans durumunu dikkate alır ve serisel ilişki için parametrik olmayan bir düzeltme kullanır. O zaman, test istatistiklerinin asimptotik dağılımı üzerine serisel ilişkinin etkilerini kaldırmak için istatistikler dönüştürülür. Her iki testte de, t istatistiğinin kritik değerlerden daha büyük olması, birim kökün boş hipotezinin reddine neden olmaktadır(Enders, 2004: 251).

Çalışmamızda birim kök sınavında kullanılan bir diğer test yöntemi ise PP Birim Kök Testidir. Perron birim kök testi, ADF süreci içerisine Perron (1989) tarafından önerilen düzeltme faktörünün (Correction Factor /CF) eklenmesine dayanmaktadır.

PP testinde hipotezler şu şekilde oluşturulmaktadır;

$$\begin{aligned} H_0 : p &= 0 && \text{Seri durağan değildir, seride birim kök vardır.} \\ H_1 : p &< 0 && \text{Seri durağandır, seride birim kök yoktur.} \end{aligned}$$

Test istatistiğinin asimptotik dağılımı ADF testi ile aynıdır. Bu nedenle test istatistiği MacKinnon kritik değerleri ile karşılaştırılır.

Çalışmamızda kullanılan son birim kök testi ise Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin tarafından önerilen KPSS Birim Kök Testidir. Bu testin amacı gözlenen serideki deterministik trendin arındırılarak serinin durağanlaştırılmasıdır (Kwiatkowski, ve diğerleri, 1992: 159). Test artıkların uzun dönem varyansının nonparametrik tahmincisine dayanmaktadır.

KPSS testinde ise amaç gözlenen serideki deterministik trendin arındırılarak serinin durağanlaştırılmasıdır.

Test için denklem şu şekilde oluşturulmaktadır;

$$Y_t = x_t' \delta + u_t \quad (2)$$

Denklemden yer alan x_t sabit veya sabit ve trendi ifade eden deterministik bileşendir.

KPSS testinde kurulan hipotez, ADF ve PP birim kök testlerin aksine H_0 hipotezi, serinin durağan olduğunu (birim kök içermediğini) H_1 hipotezi ise serinin durağan olmadığını (birim kök içerdiğini) ifade etmektedir. KPSS birim kök testinin hipotezleri şu şekilde oluşturulur;

$$H_0 : \rho < 1 \quad \text{Seri durağandır, seride birim kök yoktur.}$$

$$H_1 : \rho = 1 \quad \text{Seri durağan değildir, seride birim kök vardır.}$$

Çalışmada dolaylı vergi gelirleri ile TUFGE arasındaki ilişkiyi incelemek amacıyla yapısal olmayan VAR yönteminden yararlanılmıştır. VAR modellemedeki temel amaç, sadece değişkenler arasındaki tek yönlü ilişkiyi tespit etmek değil, aynı zamanda değişkenler arasındaki ileri ve geri bağlantıyı da ortaya çıkarmaktır (Kearney ve Monadjemi, 1990: 197- 217).

X ve z gibi herhangi iki değişkenden oluşan basit bir VAR modelini şu şekilde göstermek mümkündür;

$$x_t = a_{10} + \sum_{i=1}^p a_{11,i} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_{12,i} z_{t-1} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$z_t = a_{20} + \sum_{i=1}^p a_{21,i} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_{22,i} z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Burada a_{i0} sabit terim ve $a_{ij,k}$ i'inci denklemdaki j'inci değişkenin k gecikmesine ait parametre, ε_{it} , rassal hata terimi ve gecikme sayısını ifade etmektedir. modelde eşitliklerin sağ tarafında yer alan değişkenlerin birbiri ile aynı olduğuna dikkat edilmelidir. Sabit terim modele değişkenlerin sıfırdan farklı ortalamalara sahip olması durumunda dahil edilmektedir. VAR modelini matrislerde,

$$\begin{bmatrix} x_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_0 \\ a_0 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} a_{1,i} & a_{1,i} \\ a_{2,i} & a_{2,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-i} \\ z_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (5)$$

veya,

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Şeklinde yazmak mümkündür. Yukarıdaki örnek model yalnızca iki değişken içeren bir VAR modeline işaret etmektedir. Bununla birlikte bir VAR modeli daha genel olarak k sayıda değişken için aşağıda denklem 7'deki gibi ifade edilebilmektedir.

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (7)$$

VAR modeli gecikme sayısı, p , dikkate alınarak p'inci dereceden VAR modeli olarak adlandırılır ve VAR(p) olarak gösterilir. Modelde içsel ve dışsal ayrımı yapılmaksızın bütün değişkenler içsel olarak kabul edilir. Bunun sonucu, araştırmacıların değişkenlerden hangilerinin içsel hangilerinin dışsal olduğu konusunda karar vermelerine gerek kalmamaktadır (Davidson ve Mackinnon, 1993: 685). Bu durum modele önemli bir kolaylık getirmektedir.

Kointegrasyon, uzun dönemde ekonomik notasyonlar da değişkenler arasında ilişkiyi kavramsal olarak ifade eden bir istatistik modeldir. Zaman serisi araştırmalarında, verilerin özellikleri Johansen (1991) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilmiştir. Johansen Metod, aşağıda gösterilen VAR(p) ile gösterilmektedir.

$$\Delta Z_t = \pi Z_{t-1} + \Pi_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Pi_{p-1} \Delta Z_{(p-1)} + \mu + \psi D_t + u_t \quad (8)$$

Bu modelde, μ sabit vektör, D merkezi mevsimsel değişkenler matrisi, Z ise Nx1'lik değişkenler vektörü, $\Pi_1 \dots \Pi_{p-1}$ NxN'lik bilinmeyen parametreler matrisi, π katsayıların uzun dönem matrisi ve u_t ise çok değişkenli dağılımlı dönemlerini ifade etmektedir.

İktisat teorisinden gelen bilgiye dayanarak aralarında ilişki olduğu beklenen değişkenlerin ampirik testlerle çözümlenmesini zorunlu kılmaktadır. Bu ampirik testlerden birisi olan regresyon analizi yöntemi, değişkenler arasındaki ilişki bağımlılık ilişkilerini ele alır. Ancak değişkenler arasındaki bu bağımlılık, mutlaka bir nedensellik ilişkisi ifade etmez. Yani, mutlaka bağımsız değişken X'in sebep ve bağımlı değişken Y'nin sonuç olduğu anlamına gelmez. İstatistiksel olarak, iki değişken arasındaki sıkı bir ilişki, bir birlikteliğin ifadesidir (Tarı, 1998: 48). Buna göre, oluşturulan modeldeki içsel ve dışsal değişkenlerin tayin edilmesi hususunda nedenselliğin önemi büyük olmaktadır. Nedensellik testi ile değişkenlerin içsellik dışsallık ayrımının yapılması. Ekonometrik çalışmalar için model belirleme aşamasına ışık tutmaktadır.

Nedensellik ile dışsallık arasında sıkı bir ilişki vardır. Özellikle nedenselliğin operasyonel hale gelmesinden sonra, söz konusu iki kavram arasında ilişki kurma çabaları artmıştır. Böylece X ve Y gibi iki değişken arasında X'ten Y'ye doğru tek yönlü nedenselliğin varlığını ortaya çalışmalarda, X dışsal Y ise içsel değişken olarak nitelendirilir (Işığışık, 1994: 37).

Nedensellik ilişkisinin araştırılmasının, sadece dışsallığın belirlenmesi ve modele dâhil edilecek değişkenlerin belirlenmesi konularında yol gösterici olabilecekleri, bunun ötesinde yapısal ekonometrik modellerden üstün olmadıkları belirtilmelidir (Sargenet, 1979: 406). Bunun sebebi nedenselliğin operasyonel tanımının sadece zaman serilerine dayandırıldığı ve bir değişkenin gelecek dönemlerdeki değerlerini, kendi geçmişinden veya kendi kendisiyle ilişkili olduğu varsayılan diğer bir değişkenin geçmiş değerlerinden öngörebilmek anlamında ifade edilmesidir.

İki zaman serisi arasındaki nedenselliğin ilk operasyonel tanımı Wiener (1956) tarafından yapılmıştır. Söz konusu tanım (Granger

1969) genişletilmiş ve en büyük katkıyı yapmış olması sebebiyle “Granger nedensellik sınaması” olarak adlandırılmıştır.

Granger, operasyonel nedensellik tanımına dayanarak yeterince yüksek dereceli iki değişkenli otoregresif bir sürecin tahmini yardımıyla, nedenselliğin test edilebilir hale gelmesini sağlamıştır. Böylece X’in Y’ye veya Y’nin X’e neden olup olmadığı hipotezi test edilebilir hale gelmiştir (Işığışık, 1994: 92). Değişkenler arasındaki sebep-sonuç ilişkisi nedensellik testleri yardımı ile yapılmaktadır. Buna göre, Granger nedensellik testi aşağıdaki denklemler vasıtasıyla test edilir (Tari; 1998: 49).

$$\begin{aligned} Y_t &= a_0 + \sum_{i=1}^m a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_i X_{t-i} + u_i \\ X_t &= c_0 + \sum_{i=1}^m c_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^m d_i Y_{t-i} + u_i \end{aligned} \quad (3.16)$$

Burada a , b , c ve d gecikme katsayılarını, m bütün değişkenler için ortak gecikme derecesini ve u ise modellerdeki hata terimlerini göstermektedir.

3. Veri ve Bulgular

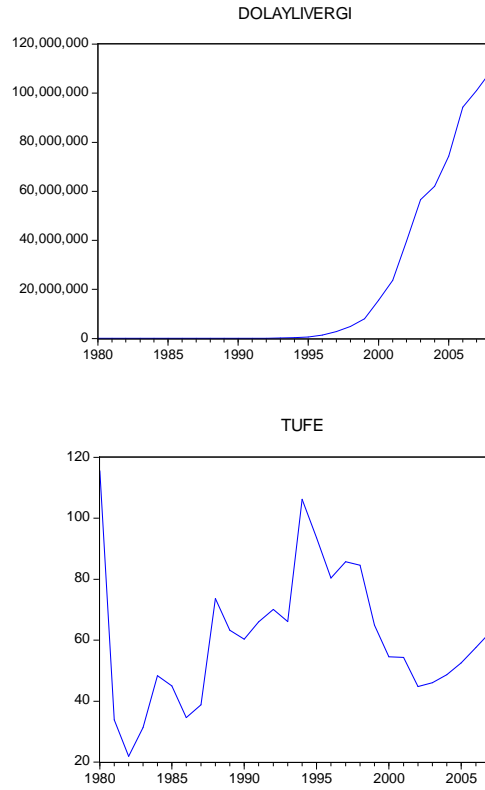
Çalışmada TÜFE ve dolaylı vergi gelirlerine ait yıllık veriler 1980- 2008 yılları arasında incelenmiştir. TÜFE’ye ilişkin veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden, dolaylı vergi gelirlerine ilişkin veriler ise Gelirler İdaresi Başkanlığı resmi sitesinden alınmıştır. Dolaylı vergi gelirleri değişkeni çalışmanın bundan sonraki bölümünde anlatım kolaylığı sağlaması ve anlaşılır olması amacıyla dolaylı vergi adıyla kullanılacaktır.

Çalışmada ele alınacak olan her iki değişken de yapısal olarak bir sorun taşıyıp taşımadıkları yönünden analizlere tabi tutulacaklardır. Bu açıdan modelde kullanılacak olan değişkenlerin yapısı hakkında daha fazla bilgi sahibi olabilmek için öncelikle zaman yolu grafikleri incelenecek sonra durağanlık şartını sağlayıp sağlamadıkları hipotez testleri ve bazı diagnostik testler yardımıyla değerlendirilecektir.

İlk olarak dolaylı vergi değişkeninin zaman yolu grafiği incelenecektir. Zaman yolunu analiz etmek modelde hangi formunun

kullanılması gerektiğine karar verilmesi açısından oldukça önem taşımaktadır. Grafik 1’de dolaylı vergi serisinin zaman içindeki seyri gösterilmektedir.

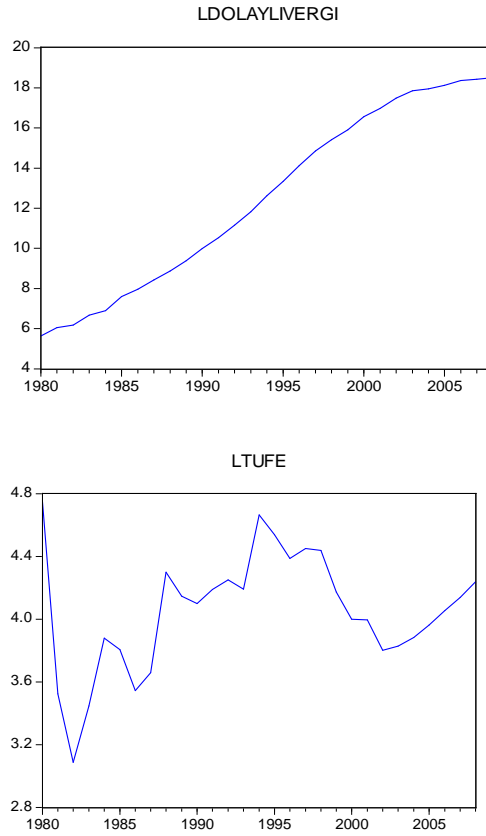
Grafik 1: DOLAYLIVERGİ ve TUF E Serilerinin Zaman 1980-2008 Dönemindeki Seyri



Grafik 1 incelendiğinde her iki serinin de trendli bir yapıda olduğu açıkça görülmektedir. Dolaylı vergi serisine ilişkin grafik oluşturulurken ana ölçeğin 20.000.000 birim olarak belirlenmesi ve 1995 yılına kadar değişkenlerin bu değerden çok küçük değerler alması sebebiyle seri bu dönemde sifıra yakın düzeyde seyretmiş gibi görünmekte daha sonraki dönemde ise yükseliş trendine geçmektedir. Tüfe serisinin grafiğinin de oldukça inişli ve çıkışlı bir yapıda olduğu görülmektedir.

Serilere ilişkin zaman yolu grafikleri değerlendirildikten sonra serilerin küçük dalgalanmalardan arındırmak ve doğrusal hale getirmek amacıyla serilerin logaritması alınmıştır. Logaritması alınan serilerin grafikleri Grafik 2'de gösterilmektedir.

Grafik 2: LDOLAYLIVERGİ ve LTUFE Serilerinin Zaman Yolu Grafiği



Grafik 2 incelendiğinde serilere ilişkin zaman yolu grafiklerinin daha doğrusal bir yapıya kavuştuğu açıkça görülmektedir. Çalışmanın bundan sonraki bölümünde değişkenler logaritmik dönüşümleri yapılmış halleriyle analize dahil edilecektir. Bu aşamada artık zaman serilerinin durağan olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir.

Birim kök sınavında sıklıkla kullanılan yöntemler ADF (Augmented Dickey-Fuller), PP (Phillips Perron) ve KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) testleridir.

ADF Birik kök testine ilişkin boş ve alternatif hipotez şöyle oluşturulmaktadır:

H₀: Seri durağan değildir (birim kök içermektedir).
H₁: Seri durağandır (birim kök içermemektedir).

Tablo 1: LDOLAYLIVERGİ Serisinin ADF Birim Kök Testi Sonuçları

| | | | | | |
|----------------------------|---------------------------------|-----------|------|-----------|--------------|
| ADF Test İstatistiği | Düzeyle Cinsinden | -1.498412 | % 1 | -4.374307 | Prob. |
| | | | % 5 | -3.603202 | 0.8029 |
| | | | % 10 | -3.238054 | |
| | Birinci Farklar Cinsinden | -2.078202 | % 1 | -3.699871 | Prob. |
| | | | % 5 | -2.976263 | 0.2543 |
| | | | % 10 | -2.627420 | |
| | İkinci Farklar Cinsinden | -11.39736 | % 1 | -2.656915 | Prob. |
| | | | % 5 | -1.954414 | 0.0000 |
| | | | % 10 | -1.609329 | |

Tablo 1 'de gösterilen ADF test istatistiği düzeyler cinsinden incelendiğinde (-1.498412) değeri %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde Mac Kinnon kritik değerlerinden mutlak olarak küçük ve prob değeri de (0.8029) 0,05 kritik değerinden büyük olduğu için Ho hipotezi reddedilemez ve serinin durağan olmadığına hükmedilir. ADF test istatistiği birinci farklar cinsinden incelendiğinde de ADF test istatistiği değeri (-2.078202) %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde Mac Kinnon kritik değerlerinden mutlak olarak küçük ve prob değeri de (0.2543) 0,05 kritik değerinden büyük olduğu için Ho hipotezi reddedilemez ve serinin durağan olmadığına karar verilir. Son olarak ikinci farkı alınan serinin test sonuçları değerlendirildiğinde PP test istatistiği değeri (-11.39736) %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde Mac Kinnon kritik değerlerinden mutlak olarak büyük ve prob değeri de (0.0000) 0,05 kritik değerinden küçük olduğu için Ho hipotezi reddedilir ve seride birim kök sorunu bulunmadığı ve serinin durağan olduğu kabul edilir.

Serinin durağan olup olmadığını test etmede kullanılan bir diğer geleneksel yöntem de Phillips Peron (PP) testidir. PP testinin boş ve alternatif hipotezleri de ADF birim kök testiyle örtüşmektedir;

H0: Seri durağan değildir (birim kök içermektedir).
H1: Seri durağandır (birim kök içermemektedir).
Serimizin PP test sonuçları Tablo 2’de gösterilmektedir.

Tablo 2: LDOLAYLIVERGİ Serisinin PP Birim Kök Testi Sonuçları

| | | | | | |
|----------------------------------|---------------------------|-----------|------|-----------|--------------|
| Phillips-Perron Test İstatistiği | Düzeyleyler Cinsinden | -0.817922 | % 1 | -4.323979 | Prob. |
| | | | % 5 | -3.580623 | 0.9517 |
| | | | % 10 | -3.225334 | |
| | Birinci Farklar Cinsinden | -1.994998 | % 1 | -3.699871 | Prob. |
| | | | % 5 | -2.976263 | 0.2871 |
| | | | % 10 | -2.627420 | |
| | İkinci Farklar Cinsinden | -10.96246 | % 1 | -2.656915 | Prob. |
| | | | % 5 | -1.954414 | 0.0000 |
| | | | % 10 | -1.609329 | |

Tablo 2 ‘de gösterilen PP test istatistiği düzeyler cinsinden incelendiğinde (--0.817922) değeri %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde Mac Kinnon kritik değerlerinden mutlak olarak küçük ve prob değeri de (0.9517) 0,05 kritik değerinden büyük olduğu için Ho hipotezi reddedilemez ve serinin durağan olmadığına hükmedilir. PP test istatistiği birinci farklar cinsinden incelendiğinde de PP test istatistiği değeri (-1.994998) %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde Mac Kinnon kritik değerlerinden mutlak olarak küçük ve prob değeri de (0.2871) 0,05 kritik değerinden büyük olduğu için Ho hipotezi reddedilemez ve serinin durağan olmadığına karar verilir. Son olarak ikinci farkı alınan serinin test sonuçları değerlendirildiğinde PP test istatistiği değeri (-10.96246) %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde Mac Kinnon kritik değerlerinden mutlak olarak büyük ve prob değeri de (0.0000) 0,05 kritik değerinden küçük olduğu için Ho hipotezi reddedilir ve seride birim kök sorunu bulunmadığı ve serinin durağan olduğu kabul edilir.

Serilerde durağanlık koşulu sağlanıp sağlanmadığını test etmede kullanılan diğer bir birim kök testi ise Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin (KPSS)’dir. Ancak KPSS testinde kurulan hipotezler ADF ve PP testinden farklı olarak;

H₀: Seri durağandır (birim kök içermemektedir).
H₁: Seri durağan değildir (birim kök içermektedir).
Bu teste ilişkin analiz sonuçları Tablo 3'te gösterilmektedir.

Tablo 3. LDOLAYLIVERGİ Serisinin KPSS Test Sonuçları

| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Test İstatistiği | | LM-Stat |
|--|------|----------|
| Asymptotic Kritik Değerler | % 1 | 0.109917 |
| | % 5 | 0.216000 |
| | % 10 | 0.146000 |

Tablo 3'e göre LM test istatistiği (0.109917) %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde KPSS Testi kritik değerlerinden mutlak olarak küçük olduğu için Ho hipotezi reddedilemez ve serinin durağan olduğuna ve birim kök içermediğine karar verilir.

LDOLAYLI VERGİ serisine ilişkin bütün birim kök testleri birlikte değerlendirildiğinde testlerin çoğunda birim kök ikinci farkta giderildiği için çalışmamızda serinin ikinci farkta durağanlık koşulunu sağladığı kabul edilmiştir.

Analizimizde kullanılan bir diğer değişken olan TUFEE de diğer değişkenle aynı birim kök testlerine tabi tutulmuştur. Birim kök testlerine öncelikle ADF birim kök testi ile başlanacaktır. Tablo 4'te ADF birim kök testi sonuçları düzeyler, birinci farklar ve ikinci farklar cinsinden değerlendirilmeye tabi tutulmuştur.

Tablo 4: LTUFEE Serisinin ADF Birim Kök Testi Sonuçları

| | | | | | |
|----------------------|---------------------------|-----------|------|-----------|--------|
| ADF Test İstatistiği | Düzyer Cinsinden | -1.285402 | % 1 | -4.339330 | Prob. |
| | | | % 5 | -3.587527 | 0.8700 |
| | | | % 10 | -3.229230 | |
| | Birinci Farklar Cinsinden | -2.501813 | % 1 | -3.699871 | Prob. |
| | | | % 5 | -2.976263 | 0.1261 |
| | | | % 10 | -2.627420 | |
| | İkinci Farklar Cinsinden | -6.533024 | % 1 | -2.656915 | Prob. |
| | | | % 5 | -1.954414 | 0.0000 |
| | | | % 10 | -1.609329 | |

Tablo 4'e göre seri düzeyler ve birinci farklar cinsinden durağanlık şartını sağlayamamış, ikinci farkta durağan hale gelmiştir. Tablo 5'te ise PP birim kök testine ilişkin sonuçlar yer almaktadır.

Tablo 5: LDOLAYLIVERGİ Serisinin PP Birim Kök Testi Sonuçları

| | | | | | |
|---|----------------------------------|-----------|------|-----------|--------------|
| Phillips-Perron Test İstatistiği | Düzeyleyler Cinsinden | -1.022542 | % 1 | -4.323979 | Prob. |
| | | | % 5 | -3.580623 | 0.9244 |
| | | | % 10 | -3.225334 | |
| | Birinci Farklar Cinsinden | -2.517178 | % 1 | -3.699871 | Prob. |
| | | | % 5 | -2.976263 | 0.1227 |
| | | | % 10 | -2.627420 | |
| | İkinci Farklar Cinsinden | -7.420160 | % 1 | -2.656915 | Prob. |
| | | | % 5 | -1.954414 | 0.0000 |
| | | | % 10 | -1.609329 | |

Tabloya göre seri ADF birim kök testi sonuçlarıyla aynı sonuçları vermiş düzeyler ve birinci farklar cinsinden durağanlık şartını sağlayamamış, ikinci farkta durağan hale gelmiştir. Son olarak Tablo 6'da LTUFE serisinin KPSS birim kök testi sonuçları gösterilmektedir.

Tablo 6. LDOLAYLIVERGİ Serisinin KPSS Test Sonuçları

| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Test İstatistiği | | LM-Stat |
|---|------|----------------|
| | | 0.096602 |
| Asymptotic Kritik Değerler | % 1 | 0.216000 |
| | % 5 | 0.146000 |
| | % 10 | 0.119000 |

Tablo 6'ya göre LM test istatistiği (0.096602) %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde KPSS Testi kritik değerlerinden mutlak olarak küçük olduğu için H_0 hipotezi reddedilemez ve serinin durağan olduğu ve birim kök içermediği kabul edilir. LTUFE serisine ilişkin bütün birim kök testleri birlikte değerlendirildiğinde testlerin çoğunda birim kök ikinci farkta giderildiği için analizimizde LTUFE serisinin de LDOLAYLI VERGİ serisi gibi ikinci farkta durağanlık koşulunu sağladığı kabul edilmiştir.

Bu aşamadan sonra VAR analizine geçmek mümkündür;

Modele dahil edilecek olan değişkenlere bakıldığında tümünün aynı dereceden yani ikinci derecen durağan olduğu görülmektedir ki; bu durum da VAR analizi ile birlikte kointegrasyon analizinin yapılmasına imkan vermektedir. VAR modeli kurulurken en önemli koşul bilgi kriterleri tarafından belirlenen VAR gecikme uzunluğunun doğru tahmin edilmesidir. Bununla birlikte modele dahil edilecek olan değişkenler aynı dereceden kointegre oldukları için VAR analizinde bu değişkenlerin seviyeleri kullanılmaktadır. Bununla ilgili olarak VAR gecikme uzunluğu Tablo 7'de gösterilmektedir.

Tablo 7. VAR Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|----------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 0 | - | NA | 0.847713 | 5.510465 | 5.607242 | 5.538334 |
| 1 | 69.63605 | 159.8442 | 0.001108 | -1.131592 | -0.841262 | -1.047987 |
| 2 | 20.71069 | 21.45939 | 0.000547 | -1.845775 | -1.361892 | -1.706434 |
| 3 | 33.99508 | 13.87552* | 0.000365* | -2.268373* | -1.590937* | -2.073296* |

Tablo 7'den de açıkça görülebildiği üzere; FPE (Final Prediction Error), AIC (Akaike), SC (Schwarz) ve HQ (Hannan Quinn) bilgi kriterleri 3 gecikmeyi işaret etmektedir. Yani VAR gecikme uzunluğu (3) olarak belirlenmiştir. Üç gecikmeli VAR modelinin istikrarlı olup olmadığı aşağıdaki testler tarafından sınanmaktadır.

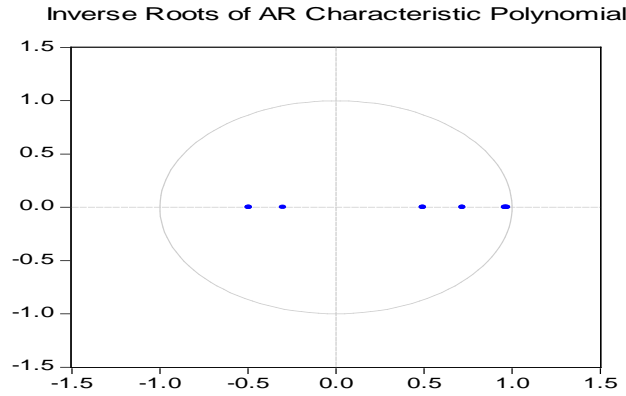
Tablo 8. AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri

| Kök | Modulus |
|-----------|----------|
| 0.954717 | 0.958169 |
| 0.954717 | 0.958169 |
| 0.410938 | 0.705523 |
| 0.410938 | 0.705523 |
| -0.477956 | 0.540487 |
| -0.477956 | 0.540487 |

Tablo 8 aracılığıyla da görülebileceği üzere; hiçbir modülüs değeri referans aralığının dışında değildir. Bu durumda kurulan VAR modelinin istikrarlı olduğunu göstermektedir. Aynı analizi grafik ile

yorumlamaya imkan veren Grafik 3'teki AR karakteristik Polinomunun Ters Köklerini birim çember analizinde değerlendirmek gerekmektedir.

Grafik 3. AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri



Hiçbir AR kökünün birim çemberin dışında yer almaması kurulan VAR modelinin durağan olduğunu en açık şekilde desteklemektedir. Kurulan VAR modelini LM testi ile sınamaya devam etmek yerinde olacaktır.

Tablo 9. Serisel İlgileşim LM Testi

| Gecikme | LM-İst. | Olasılık Değ. |
|---------|----------|---------------|
| 1 | 1.644747 | 0.8007 |
| 2 | 13.54399 | 0.0089 |
| 3 | 1.336233 | 0.8552 |
| 4 | 0.644278 | 0.9580 |
| 5 | 5.821826 | 0.2129 |
| 6 | 0.956084 | 0.9164 |
| 7 | 5.598465 | 0.2312 |
| 8 | 7.969901 | 0.0927 |
| 9 | 5.443661 | 0.2447 |
| 10 | 4.955649 | 0.2919 |
| 11 | 4.157960 | 0.3851 |
| 12 | 1.371578 | 0.8491 |
| 13 | 1.644747 | 0.8007 |
| 14 | 13.54399 | 0.0089 |

LM testinde olasılık değerleri incelendiğinde; seride serisel ilişimin olmadığı yönündeki boş hipotez reddedilememektedir. VAR modelinin yapısal olarak tutarlı olduğu yönündeki analizi tamamladıktan sonra, kointegrasyon analizine geçmek gerekmektedir.

Tablo 10. λ_{Trace} İstatistiği Test Sonuçları

| Sfır Hipotezi | Alternatif Hipotez | Özdeğer | Trace İstatistiği | % 5 Kritik Değer | Olasılık Değeri |
|---------------|--------------------|----------|-------------------|------------------|-----------------|
| $r = 0$ | $r \geq 1$ | 0.463550 | 24.72470 | 25.87211 | 0.0690 |
| $r \leq 1$ | $r = 2$ | 0.306640 | 9.155140 | 12.51798 | 0.1710 |

Tablo 11. λ_{Max} İstatistiği Test Sonuçları

| Sfır Hipotezi | Alternatif Hipotez | Özdeğer | Max. Özdeğer İstatistiği | % 5 Kritik Değer | Olasılık Değeri |
|---------------|--------------------|----------|--------------------------|------------------|-----------------|
| $r = 0$ | $r \geq 1$ | 0.463550 | 15.56956 | 19.38704 | 0.1647 |
| $r \leq 1$ | $r = 2$ | 0.306640 | 9.155140 | 12.51798 | 0.1710 |

Kointegrasyon analizinden de görülebileceği üzere değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olmadığı yönündeki sıfır hipotezi reddedilememektedir. Kurulan VAR modelinin istikrarlı olup olmadığını test etmek amacıyla yapılan normallik testi tablo 12 yardımıyla değerlendirilebilmektedir.

Tablo 12. Normallik Testi Sonuçları

| Component | Jarque-Bera İstatistiği | Serbestlik Derecesi | Olasılık Değeri |
|-----------|-------------------------|---------------------|-----------------|
| 1 | 3.360600 | 2 | 0.1863 |
| 2 | 4.692318 | 2 | 0.0957 |
| Joint | 8.052918 | 4 | 0.0897 |

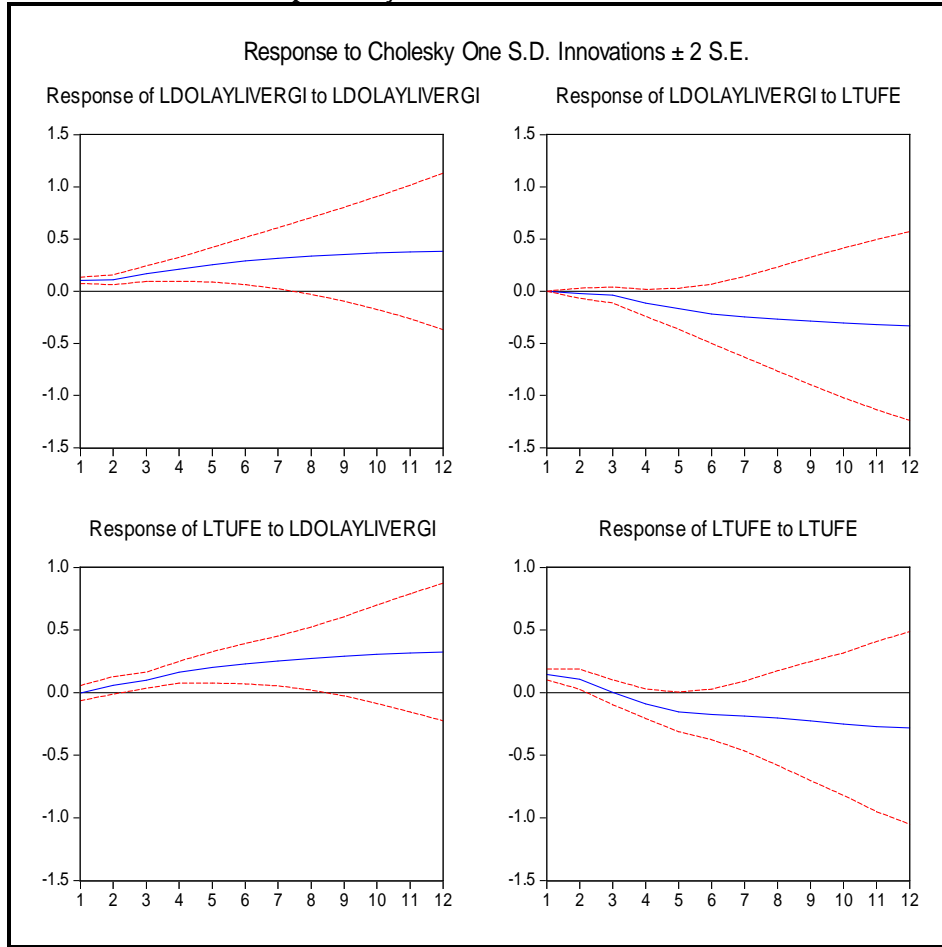
Tablo 12 yardımıyla da görülebileceği üzere değişkenler hem tek tek hem de birlikte normal dağılıma sahiptirler. Bu da VAR modelinin istikrarlı olduğunu desteklemektedir. Bu aşamada VAR modelinde değişen varyans olup olmadığını da test etmek yerinde olacaktır.

Tablo 13. Değişen Varyans Testi Sonuçları

| Joint Tests | | |
|-------------|---------------------|-----------------|
| Ki-Kare | Serbestlik Derecesi | Olasılık Değeri |
| 46.15946 | 36 | 0.1196 |

Değişen varyans sorununun test edildiği tablo 13 aracılığıyla da görülebileceği üzere değişen varyansın olmadığı yönünde sıfır hipotezi reddedilememektedir. Yani modelde değişen varyans sorunu bulunmamaktadır.

Grafik 4. Etki – Tepki Sonuçları



Etki tepki analizi sonuçlarından da görülebileceği üzere, TUFEE'de meydana gelen bir standart sapmalı bir şok dolaylı vergi gelirleri üzerinde azaltıcı bir etkiye neden olmaktadır. Yani tüketim malları üzerinden alınan dolaylı vergi gelirlerinin, fiyatlar genel seviyesindeki artışlara paralel olarak azalma göstermesi söz konusu

Kamu-İş; C:11, S:3/2010

olmaktadır. Söz konusu tüketim mallarına olan talep miktarındaki azalma fiyatlar genel seviyesindeki artıştan daha büyük olduğu için devletin dolaylı vergi gelirleri azalmaktadır.

Aynı şekilde, dolaylı vergi gelirlerinde meydana gelen bir standart sapmalılık şok TUFÉ üzerinde bir artışa neden olmaktadır ki, bu durum da artan vergi gelirlerine paralel olarak kamu otoritesinin kamu harcamalarını artırmasının nihai bir sonucu olarak fiyatlar genel seviyesinin artması durumunu desteklemektedir.

VAR modelinde artıkların analizinde kullanılan bir diğer yöntem de Varyans ayrıştırmasıdır. Bu yöntem ile istatistiki şokların değişkenler üzerindeki sayısal etkileri test edilmiş olacaktır. Bir değişkene ilişkin öngörü hata varyansının diğer değişkenler tarafından açıklanma oranı olarak tanımlanan Varyans ayrıştırmasında bir şok, bir değişkene ilişkin ileriye yönelik tahminin hata varyansını açıklayabiliyorsa, o değişkenin içsel olarak kabul edilebileceği söylenmektedir Lütkepohl, 1993: 56-57).

Tablo 14. LDOLAYLIVERGI Varyans Ayrıştırması Test Sonuçları

| Variance Decomposition of LDOLAYLIVERGI: | S.E. | LDOLAYLIVERGI | LTUFE |
|---|-------------|-------------------------------------|-------------------------------------|
| Period | | | |
| 1 | 0.103241 | 100.0000 (0.00000) | 0.000000 (0.00000) |
| 2 | 0.151216 | 97.99492 (4.69031) | 2.005079 (4.69031) |
| 3 | 0.229055 | 96.49038 (6.06291) | 3.509619 (6.06291) |
| 4 | 0.330399 | 86.53604 (11.2339) | 13.46396 (11.2339) |
| 5 | 0.449061 | 78.54580 (14.3049) | 21.45420 (14.3049) |
| 6 | 0.576954 | 72.73842 (16.3598) | 27.26158 (16.3598) |
| 7 | 0.702307 | 69.23492 (17.7758) | 30.76508 (17.7758) |
| 8 | 0.823606 | 67.07896 (18.8441) | 32.92104 (18.8441) |
| 9 | 0.940875 | 65.48391 (19.6128) | 34.51609 (19.6128) |
| 10 | 1.054760 | 64.17282 (20.1652) | 35.82718 (20.1652) |
| 11 | 1.164999 | 63.00877 (20.5635) | 36.99123 (20.5635) |
| 12 | 1.270421 | 61.99120 (20.8561) | 38.00880 (20.8561) |

Tablo 15. LTUFE Varyans Ayrıştırması Test Sonuçları

| Variance Decomposition of LTUFE: Period | S.E. | LDOLAYLI VERGİ | LTUFE |
|--|----------|-------------------------------------|-------------------------------------|
| 1 | 0.145754 | 0.068146 (5.43672) | 99.93185 (5.43672) |
| 2 | 0.189701 | 9.490815 (9.32677) | 90.50918 (9.32677) |
| 3 | 0.214309 | 29.06804 (13.1974) | 70.93196 (13.1974) |
| 4 | 0.283781 | 49.60943 (13.2773) | 50.39057 (13.2773) |
| 5 | 0.380634 | 55.61177 (13.6528) | 44.38823 (13.6528) |
| 6 | 0.478209 | 58.66569 (14.4970) | 41.33431 (14.4970) |
| 7 | 0.572571 | 60.53069 (15.5928) | 39.46931 (15.5928) |
| 8 | 0.665731 | 61.53869 (16.6691) | 38.46131 (16.6691) |
| 9 | 0.761084 | 61.71302 (17.5473) | 38.28698 (17.5473) |
| 10 | 0.858125 | 61.29753 (18.2974) | 38.70247 (18.2974) |
| 11 | 0.954337 | 60.66653 (18.9112) | 39.33347 (18.9112) |
| 12 | 1.047014 | 60.03396 (19.4201) | 39.96604 (19.4201) |

Varyans ayrıştırması sonuçlarına göre, ilk dönem dolaylı vergi gelirlerinde meydana gelen değişikliğin tümü değişkenin kendisi tarafından açıklanırken bu durum sonraki dönemlerde farklılık göstermiş ve nihayet son dönem % 60'ı değişkenin kendisi tarafından açıklanırken % 40'lık kısmı enflasyon tarafından açıklanmaktadır ki bu da iki değişken arasındaki ilişkiyi başka bir boyutta gözler önüne sermektedir.

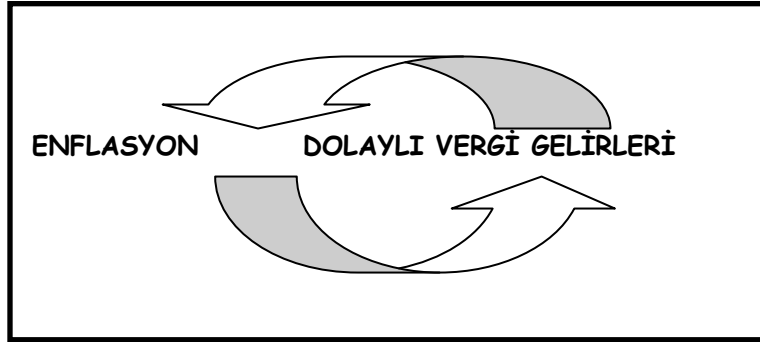
Enflasyon ve mal ve hizmetler üzerinden alınan dolaylı vergi gelirleri arasındaki ilişkiyi bir başka şekilde nedensellik boyutunda Granger Nedensellik Sınaması ile değerlendirebilmek mümkündür.

Tablo 16. Nedensellik Sınaması

| Bağımlı Değişken: LDOLAYLIVERGİ | Ki-Kare | Serbestlik Derecesi | Olasılık Değeri |
|------------------------------------|----------|---------------------|-----------------|
| LTUFE | 12.68048 | 3 | 0.0054 |
| All | 12.68048 | 3 | 0.0054 |
| Bağımlı Değişken: LTUFE | Ki-Kare | Serbestlik Derecesi | Olasılık Değeri |
| LDOLAYLIVERGİ | 28.18092 | 3 | 0.0000 |
| All | 28.18092 | 3 | 0.0000 |

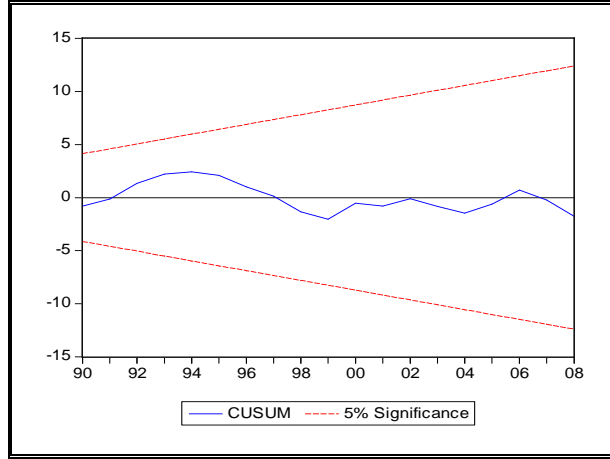
Nedensellik sınavasından da görülebileceği üzere, enflasyon ve dolaylı vergi gelirleri arasında kısa dönemli bir Granger Nedensellik ilişkisinden bahsetmek mümkündür.

Şekil 1. Nedensellik İlişkisinin Yönü

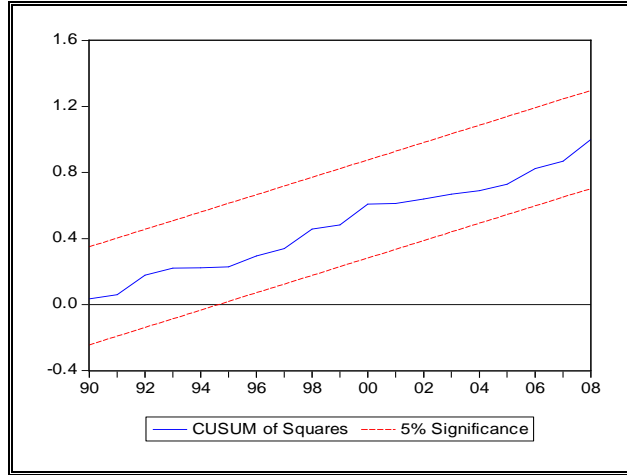


Enflasyon ve dolaylı vergi gelirleri değişkenleri değişkenlerine ilişkin yapısal kırılmanın varlığını araştırmak üzere CUSUM ve CUSUM Q grafiklerinden yararlanılmaktadır.

Grafik 5. Birikimli Toplam Sınaması



Grafik 6. Birikimli Kare Toplam Sınaması



Çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin artıklar incelendiğinde CUSUM ve CUSUM Q istatistikleri herhangi bir yapısal kırılmaya işaret etmemektedirler. Modelde yapısal kırılma olmadığından herhangi bir yapay değişken kullanma gereği ortadan kalkmaktadır.

4. Sonuç

Politika uygulayıcılar ekonomi politikaları yokuyla tam istihdam, fiyat istikrarı ve ekonomik büyüme gibi pek çok amacın gerçekleştirilmeye ve nihai olarak ekonomik istikrarı sağlamaya çalışmaktadırlar. Özellikle gelişmekte olan ülkelerde ekonomik istikrarı bozan etkenlerin başında fiyat istikrarsızlığı gelmektedir.

İktisat politikasının temel bir kolunu oluşturan maliye politikasının kullandığı araçlardan birisi de vergilerdir. Vergilerin önemli bir kısmını ise akaryakıt, doğalgaz, elektrik, sigara ve tütün ürünleri, otomobil, telefon hizmetleri ve daha birçok harcama üzerinden alınan dolaylı vergiler oluşturmaktadır. Bu ürünlerin çoğunun zorunlu tüketim mallarından oluşması uygulanan vergi politikalarını daha hassas hale getirmektedir. Vergi oranlarındaki küçük değişiklikler bile istenilen hedeflere ulaşılmasında önemli bir etken olacak halkın tercihlerinin tüketim ile tasarruf arasında dağılımı değişebilecektir.

Bu anlamda dolaylı vergi gelirleri ve fiyatlar genel düzeyi arasında ortaya çıkan ilişkinin analizi maliye politikalarının seçiminde yol gösterici olacaktır. Çalışmamızda TÜFE ve dolaylı vergi gelirleri arasındaki ilişki 1980- 2008 dönemi için analize tabi tutulmuştur.

Araştırma bulgularına göre, fiyatlar genel düzeyinde meydana gelen artışların dolaylı vergi gelirleri üzerinde azaltıcı bir etkiye neden olduğu görülmektedir. Yani tüketim malları üzerinden alınan dolaylı vergi gelirlerinin, fiyatlar genel seviyesindeki artışlara paralel olarak azalma göstermesi söz konusu olmaktadır. Vergi artışları fiyatları artırarak dolaylı vergilerin üzerinde birbirinin tersi sonuçları olan iki etkiye neden olmaktadır. Vergilerin neden olduğu fiyat artışları dolayısıyla artan vergi matrahı dolaylı vergi gelirlerini yükseltirken meydana gelen talep düşüşü harcamaları azaltarak vergi matrahını düşürmekte ve dolaylı vergi gelirlerini azaltmaktadır. Ancak toplam olarak değerlendirildiğinde söz konusu tüketim mallarına olan talep miktarındaki azalma fiyatlar genel seviyesindeki artıştan daha büyük olduğu için devletin dolaylı vergi gelirleri azalmaktadır. Aynı şekilde, dolaylı vergi gelirlerinde meydana gelen artışlar da fiyatlar genel seviyesini arttırmaktadır. Bunun arkasında yatan neden ise artan vergi gelirlerine paralel olarak kamu otoritesinin kamu harcamalarını artırması bu kanalla toplam harcamaları yükselterek fiyatları artırmasıdır.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

- AKDOĞAN**, A. (1999), **Kamu Maliyesi**, Gazi Kitabevi, Ankara.
- AKSOY**, Şerafettin (1994), **Kamu Maliyesi**, Filiz Kitabevi, İstanbul.
- ÇAVUŞOĞLU** A. Tarkan (2005), “Vergi Gelirleri ve Kamu Harcamaları Açısından Enflasyon: Tanzi ve Ters Tanzi Etkisi”, **Gazi Üniv. İİBF, Dergisi**, 7/3. Ankara.
- DAVIDSON**, R. & J.G. MacKinnon, (1993), Estimation and Inference in Econometrics, Oxford University Press, New York, NY.
- DICKEY**,D.A.; W.A. Fuller (1979), “Distribution of the Estimators of Autoregressive Time Series with a Unit Root” **Journal of the American Statistical Association**, C:74, p.p. 427-431.
- EDİZDOĞAN**, N. (2000), **Kamu Maliyesi II**, Ekin Kitabevi, Bursa.
- ENDERS**, Walter, (1989), Unit Roots and The Real Exchange Rate Before World War I, The Case Of Britain and The U.S.A, **Journal Of International Money and Finance**, 55- 70.
- GRANGER**; Clive William John, (1969), “Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods”, **Econometrica**, 37, 161-194.
- GRANGER**, C.W.J., Newbold, P. (1974), “Spurious Regressions in Econometrics”, **Journal of Econometrics**, 2, 111-120.
- GUJARATİ**, Damodar N. (2001), **Temel Ekonometri**, Çev: Ümit Şenesen ve Gülay G. Şenesen, Literatür Yayıncılık, İstanbul.
- İŞİĞİÇOK**, Erkan (1994), **Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi**, Uludağ Üniversitesi Yayınevi, Bursa.
- IŞIK**, A., H. Yıldız, T. Gürdal, N. Altun, N. Karaca, F. Aygen ve T. Peran, (2004), **Kamu Maliyesi Ders Notları**, Sakarya.
- JOHANSEN**; S. (1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration in Gaussian Vector Autoregressive Models”, **Econometrica**, 59, 1551-1580.

JOHANSEN; S. ve K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money" , **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 52, 169-210.

KEARNEY, C. and Monadjemi, M. (1990), "Fiscal Policy and Current Account Performance: International Evidence on the Twin Deficits." *Journal of Macroeconomics*, 197-218.

KWIATKOWSKI, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt ve Y. Shin (1992) "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of A Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, p.p.159-178.

ÖZBİLEN Şevki (2008), Vergi Enflasyon İlişkisi <http://www.genbilim.com/content/view/3969/89/>

PHILLIPS, P. C. B.and **PERRON**, P. (1988), "Testing for Unit Roots in Time Series Regression," , *Biometrika*, 75, p.p. 335-346.

SAVAŞ, V.(1986), *Keynezyen İktisat Yıkılırken*, 2. Baskı, Beta Basım Yayım Dağıtım, İstanbul,.

TANZİ, Vito, (1977); "Inflation, Lags in Collection, and the Real Value of Tax Revenue", *IMF Staff Papers* Vol.24 No.1, pp.154-167.

TANZİ, Vito, (1978); "Inflation, Real Tax Revenue and The Case For Inflationary Finance: Theory with an Application to Argentina", *IMF Staff Papers* Vol.25 No.3, pp.417-451

TARI, Recep (2005), **Ekonometri**, 3. Baskı, Kocaeli Üniversitesi Yayınları No:172, Kocaeli.

TÜRK, İ. (1996), **Kamu Maliyesi**, Turhan Kitabevi, Ankara.

ULUATAM, Ö., (2005), **Kamu Maliyesi**, İmaj Yayınevi, Ankara.

WIENER N. (1956) *I am a Mathematician: The Later Life of a Prodigy*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.