

KAMU HARCAMALARI İLE GAYRİ SAFİ MİLLİ HASILA ARASINDA BİRİM KÖK, KO-ENTEGRASYON VE NEDENSELLİK ANALİZİ İLİŞKİLERİ

Yrd.Doç.Dr. Hilmi ZENGİN¹

Özet

Bu çalışmada, kamu harcamalarıyla gayrisafi milli hasıla arasındaki ilişki incelenmiştir. Bilindiği gibi, kamu finans çalışmaları genellikle zaman içerisinde kamu harcamalarındaki büyümeye ulusal gelirdeki büyümenin neden olduğunu varsayarken, çoğu makroekonomik modellerin bu konuda karşıt görüşleri de bulunmaktadır.

Bu çalışmada, kamu harcamalarıyla gayrisafi milli hasıla arasındaki ilişkinin belirlenmesinde, birimkök, ko-entegrasyon ve nedensellik analizleri yapılmıştır. Analizler sonucunda, reel kamu harcamaları (DLRKHAR) değişkeni ve reelgayrisafi milli hasıla (DLRGSMH) değişkenlerinin logaritmik değerlerinin birinci farkları durağan seriler olarak elde edilmiştir. İlişkinin incelenmesinde durağanlığı sağlanan DLRKHAR ve DLRGSMH değişkenlerinin birlikte hareket ettikleri (ko-entegre oldukları) görülmüştür. Birlikte hareket eden bu değişkenler arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Yani, reel gayrisafi milli hasıla ve reel kamu harcamaları değişkenleri hem neden, hem de sonuç değişkeni olarak elde edilmiştir.²

1. Giriş

1950'li yıllar ortalarından beri kamu finans literatüründe, dikkatler, geçmişte vergilendirmenin ekonomideki rolünü ısrarla vurgulanmış olan dengesizliği düzeltme çalışması içerisinde, kamu harcamaları konusu üzerinde yoğunlaşmıştır. Bu son araştırmaların kaynağı, aslında, Alman ekonomist Adolf Wagner'in "ulusal gelir büyüdükçe devlet harcamalarının artacağı" şeklindeki hipotezini ileri sürmüş olduğu yüzyıl öncesine dayanmaktadır. Wagner'in "Genişleyen devlet faaliyeti yasası'nı ampirik olarak test etmeyi amaçlayan son zamanlardaki çalışmalar, karışıklığa yol açmıştır. Problem, kısmen Wagner'in çalışmasının çeşitli İngilizce tercümeleri ile bu çalışmaya ilişkin diğer yazarların yorumlarının birbirleri ile uyumsuz olmasının yanında, Wagner'in bizzat yasasının yeterince açık ve kesin olmayan formülasyonuna da yüklenebilir. Bu tutarsızlıklar çeşitli formülasyonların, testlerin ve sonuçların tam olarak karşılaştırılamamasına yol açmıştır. Genellikle bu çalışmalarda, bir gelir değişkenine göre (genellikle GSMH'ya göre) kamu harcamaları artışını tanımlayacak bir ölçüye başvurulmaktadır. Wagner yasasını test etmek için çeşitli formülasyonlar kullanılmaktadır (Gandhi, s. 44-56). Çok büyük yatay-kesit ve zaman serisi analizleri, geçerli karşılaştırmalara olanak sağlamaz. Wagner yasasının bazı durumlarda onaylanması, bazı durumlarda ise reddedilmesi şeklinde bir çelişik sonuç ortaya çıkar. Bu farklılığın kullanılan ölçüden kaynaklanıp kaynaklanmadığını belirlemek için, sadece Wagner yasası için uygun ve tekdüze bir formülasyon kullanılmalıdır (Michas, s. 79).

1. KTÜ-İİBF Öğretim Üyesi

2. Çalışmada gayrisafi milli hasıla değişkeni yerine GSMH, Kamu harcamaları değişkeni yerine de KHAR sembolleri kullanılmıştır. Ayrıca, GSMH ve KHAR değişkenlerinin başında bulunan R:reel, L:logaritmik ve D:değişken serilerinin birinci farklarının alınacağını göstermektedir.

Diğer taraftan, 19. yüzyılın sonuna doğru, Adolf Wagner (1980), ekonomik gelişme ve devlet faaliyeti ölçeği arasındaki ilişkiye dair iyi bilinen hipotezini ileri sürmüştür. Wagner, özel tüketim harcamalarına benzer olarak kamu harcamalarını davranışsal bir değişken olarak düşünmüştür.

Kamu harcamalarının artış kaynağı, 1800'lü yılların ortalarına kadar ekonomi literatüründe önemli bir sorun olmuştur. Bu konuda ortaya atılan fikir şudur: "Harcamaların büyük bir kısmı eğitim ve sağlık gibi konularda yapılan reel yatırımlar olduğundan, özel sektörün düzenli işlemesi için aktif devlet katılımı zorunludur". Bunun yanında, kamu harcamalarındaki artışa karşı olanlar, devlet faaliyetlerindeki artışın etkin olmayan kaynak tahsisine yol açtığını, yani öze yatırıma yer bırakmadığını, bu nedenle verimliliği ve ekonomik gelişmeyi olumsuz yönde etkilediğini savunarak kamu sektöründeki büyümenin sebeplerini ve etkilerini belirlemek için birçok çalışmalar yapmışlardır. Ekonomik gelişmenin, kamu sektöründeki gelişmenin temel belirleyicisi olduğunu vurgulayan teorilerden biri "Wagner Yasası'dır". Wagner yasasının bazı açıklamalarına göre, kamu harcamaları artışı, ulusal gelirden bile hızlı olmaktadır (Kolluri, Panik ve Sullivan, s.98). Genellikle "Wagner Yasası" olarak adlandırılan hipotezin açıklanması hakkında belirsizlik bulunmasına rağmen, bu yasa, ampirik geçerliliği hakkındaki tartışmalarla birlikte çok ilgi uyandırmıştır. Pek çok çalışma, hipotezin teorik temeli ve aldığı veya alamadığı ampirik desteğin derecesi ile ilgilenirken, Kanada ve Hindistan ile ilgili verilerle çalışmış olan Singh ve Sahni (1984)'nin çalışmaları hariç olmak üzere hipotezde, gelir ve devlet harcamaları arasındaki neden-sonuç ilişkisinin yapısı formel olarak test edilememiştir. Hipotezde söz edilen nedenselliğin yapısına veriler tarafından sağlanan desteğin derecesini belirlemek için çok sayıda ülke için benzer testler yapmanın faydalı olacağı ifade edilmektedir. Ayrıca, Singh ve Sahni (1984)'nin de gözlemledikleri gibi, Wagner hipotezi, nedensellik ilişkisinin bir ekonomik gelişme düzeyi ölçüsünden (örneğin kişi başına GSMH'dan) devlet faaliyeti veya harcamaları ölçüsüne doğru olduğunu öngörürken, devlet harcamasının dışsal olarak alındığı birçok toplam gelir makro ekonomik modeline bakıldığında, hemen hemen ters yönde bir ilişkinin ortaya çıktığı görülmektedir. Bu durumda, Keynezyen tarzında devlet harcamasındaki değişmelerin toplam reel üretim değişmelerine neden olduğu koşulunun söz konusu olduğu ifade edilmektedir. Sadece birkaç çalışmada böyle modellerdeki neden-sonuç yapısının formel testi yapılmıştır (Ram, s.393-394). Ayrıca, Wagner Hipotezine göre, ekonomik gelişme düzeyi, devlet harcamasının veya kamu sektörünün nisbi büyüklüğünün ölçüsünü etkiler veya buna neden olur. Daha spesifik olarak kamu sektörünün büyüklüğü veya devlet harcama ölçeği, ekonomik gelişme ile artar. Tabii ki temel Wagneriyen hipotezi için birçok düzeltmeler önerilmiştir. Örneğin, Peacock ve Wiseman (1961), yörtüngen çıkarma etkisi denilen ve savaş gibi büyük bir olaydan dolayı devlet harcamaları bir kez artınca bu harcamaların yüksek düzeylerde kalma eğiliminde olacağını ifade eden formda bir genişletme önermişlerdir. Diğer bir ifadeyle, Peacock-Wiseman önermesi, ekonomik gelişme ve devlet harcaması düzeyleri arasındaki fonksiyonel ilişkinin yukarıda ifade edilen savaş ve benzeri olaylardan sonra değiştiğini ifade etmektedir. Back (1979, 1982), çok sayıda ülkede kamu sektörü genişlemesinin esas olarak transfer ödemeleri artışından doğduğunu ve bu yüzden mal ve hizmet için devlet harcaması dikkate alınarak kamu sektörü hacminin ekonomik gelişme ile arttığının gözlemlenemeyeceğini iddia etmektedir. Kamu harcamalarıyla gelir arasındaki nedensellik ilişkileri üzerine bir dizi çalışma yapılmıştır. Bunlardan bazıları şunlardır: Saunders ve Klav (1985, p. 91) diğerlerinin yanısıra işaret ettikleri gibi Wagner'in kendisinin vurgulamış olduğu, hukuk ve yönetim, taşıma ve iletişim, düzenleyici faaliyetler ve eğitim, sağlık gibi değerli hizmetlerin sunulmasına ilişkin kamu hizmetleri harcamalarındaki artış dikkate alındığında, Wagneriyen hipotezin nedensellik akışının ekonomik gelişmeden klasik kamu harcamasına (yani transfer ödemelerini içermeyen bir devlet harcaması değişkenine) doğru olması konusunda küçük bir şüphe olduğu ifade edilmektedir. Devlet gelirlerinden transfer ödemelerinin hariç tutulması, ifade edilen nedensellik testleri için en azından nedenselliğin yönü bakımından bir sorun oluşturmamaktadır. Diğer taraftan, bu konu üzerinde, Granger (1969) çift yönlü nedensellik test etmek için uygun istatistiksel

yöntemler geliřtirmiřtir. Guilkey ve Salemi (1982) ile Geweke, Meese ve Dent (1983), Granger nedenselliđini test etmek için mevcut olan pek çok yöntemden, Granger-Sargent yönteminin bir türünün yaygın olarak kullanılan diđer pek çok yöntemden daha üstün olduğunu ampirik ve teorik olarak göstermişlerdir.

Endüstrileşmekte olan uluslarda kiři başına gelir arttıkça, bununla ilgili olarak kamu sektörlerinin nisbi öneminin artacağı ifade edilmektedir. Ayrıca, Wagner'in devlet faaliyetinde artış konusundaki görüşünün, ulusal gelirin bir oranı olarak hükümet harcamalarında artışa dayandığı ifade edilmektedir (Bird, s. 70-71). Bird, önemli sayıda harcama kategorisi için, kamu harcamalarının gelir esnekliđi 1'den büyük olduđu zaman, Wagner hipotezinin temelini kanıtlandığını öne sürmektedir. Ancak, Bird'in kullandığı esneklik ölçüsünün Wagner yasası ile tam uyumlu olmadığı ifade edilmektedir. Musgrave de aynı şekilde düşünmektedir. Musgrave, Wagner yasasını "devlet faaliyetlerinin genişleme ölçeđi" olarak görür ve bu yüzden açıkça genişleme ölçeđi oranının, ekonomide kamu sektörünün artan payını şart koşarak izah edilmesi gerektiđini öne sürmektedir. Musgrave bunu fiili olarak test etmemektedir. Gerçekte Musgrave'nin test etmek istediđi şey, nüfus başına gelir yükselirken toplam çıktıda (üründe) kamu malları payının deđişme yapısıdır (Michas, s.78). Goffman da, benzer tarzda hareket ederek Bird ve Musgrave'ye uygun şekilde Wagner yasasını bir argüman olarak görür (Goffman, s. 360). Bir ulusun iktisadi deneyimleri, ekonomik gelişme ve büyümesi yanında, kamu sektörü faaliyetlerinde de bir artışın olması şeklinde ifade edilebilir. Bir başka ifadeyle, kamu harcamalarının GSMH'ya oranı, hem toplam olarak, hem de fonksiyon olarak, GSMH arttıkça artacaktır. Ayrıca, Goffman, Wagner yasasının bir testinde, toplam üretimin bir oranı olarak devlet harcaması arttığı zaman kamu harcamalarının gelir elastikiyetinin 1'den büyük olacağını ileri sürmektedir (Goffman, s. 63). 1'den büyük bir gelir elastikiyeti veren bir elastikiyet ölçüsünün kullanımı, Wagner yasası ile ilgili açıklamalarla uyuşmamaktadır. Bunun gibi kamu harcamalarına ilişkin başka arařtırmalar da yapılmıştır. Örneđin, Williamson, daha önceki bir çalışma olan Martin ve Levis'e (Martin ve Levis, s. 203-244) dayanan bir yazısında, Wagner ile ortak bir fomülasyonu kullanmıştır (Williamson, s. 43-46).

Bu çalışmada, toplam kamu harcamalarıyla gayrisafi milli hasıla arasındaki nedensellik ilişkileri ele alınmıştır. Ancak, Ram'ın yaptığı çalışmada olduğu gibi, nedensellik testleri kiři başına devlet harcamaları ve kiři başına GSMH arasında da yapılmaktadır (Ram, s. 394-413).

2. Kullanılan Yöntem ve Veri Seti

Kamu harcamalarıyla GSMH arasındaki ilişkileri belirlemek amacıyla, önce birim kök analizi uygulanmıştır. Sonra ko-entegrasyon analizi yapılip, ko-entegre olan (birlikte hareket eden) ilişkide nedensellik analizi üzerinde durulmuştur.¹

İktisadi analizlerde, sadece t ve F testi ile R^2 'ye bakarak yorum yapmak bazı eksikliklere neden olabilmektedir. İktisadi analizler yapılırken, bir zaman serisinin durađan olup olmaması yorumlama açısından önemlidir. Durađan olmayan bir seri ile analizler yapıldığında istatistiksel testler (t, F ve R^2 gibi) yanlı sonuçlar verebilmektedir. Bu nedenle birçok yazar zaman serisi deđişkenlerinin otoregressif (AR) prosesi ile ifade edilip edilemeyeceđini test etmek için, Fuller (1976) ve Dickey (1979, 1981) tarafından önerilen testleri uygulamışlardır.

1. Birim kök analizi: Zaman serileri analizinde, serilerin durađan olup olmadığını belirleyen bir istatistiksel test yöntemidir.

Ko-entegrasyon analizi: Zaman serilerinin uzun dönemde birlikte hareket edip etmediklerini (bir denge ilişkisine sahip olup olmadıklarını) belirleyen bir test yöntemidir.

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \Phi_i Y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

Burada, $\Phi(L) = (1 - \Phi_1 L - \dots - \Phi_p L^p)$ gecikmeli polinomun kökleri birim dairenin dışında yer almaktadır. Bu testlerdeki hipotez, AR prosesinin bir birim kök içerdiği ve (1)'deki otoregressif katsayılar toplamının 1'e eşit olduğudur. Dickey-Fuller testi, aşağıdaki modelin tahminini gerektirmektedir.

$$Y_t = \alpha + \rho_\mu Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i DY_{t-i} + u_t \quad (2)$$

Burada, $DY_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2}$ dir ve eğer bir birim kök varsa ρ_μ katsayısı 1'e eşit olmalıdır. Dickey ve Fuller regresyon t-istatistiğinin ($\tau_\mu = (\hat{\rho}_\mu - 1) / s(\hat{\rho}_\mu)$) örnekleme dağılımını tablolaştırmak için Monte Carlo denemeleri kullanılmaktadır. τ_μ 'nin dağılımı sola çarpıktır ve Student-t dağılımına göre çok büyük negatif değerlere sahiptir. Dickey-Fuller, ayrıca AR(1) modeli için kök tahmini $\tau(\hat{\rho}_\mu - 1)$ 'in normalize edilmiş eğiliminin dağılımını da tablolaştırmıştır.

Son zamanlarda, zaman serisinin bir saf otoregressif proses ile oluştuğu varsayımı için Dickey-Fuller testlerinin hassaslığını incelemek üzere birçok makale yayınlanmıştır. Dickey-Fuller testinin, Said ve Dickey (1984,1985), Philips (1987), Philips ve Perron (1986) ve Perron (1986 a, b) tarafından önerilen ve birim kök testlerini icra etmede saf AR projesi yanında karışık ARIMA (otoregressif birleştirilmiş hareketli ortalamalar) yöntemini de dikkate alan uzanımlar bulunmaktadır (Schwert, s. 72-74).

Çalışmada kullanılan birim kök ve ko-entegrasyon konusu başlığı altında, son birkaç yılda, uzun dönem ilişkilerinin testi ve tahmini konusunda birçok makale yazılmıştır. Birim kök testi başlığı altındaki çalışmalar için, Sims, Stock ve Watson (1986)'nın yazdığı makalelere bakılabilir: Granger (1981), Granger ve Weiss (1983), Engle ve Granger (1987), Stock (1987), Philips ve Ouliaris (1986), (1987), Johansen (1988b), (1989), Johansen ve Juselius (1988), Box ve Tiao (1981), Velu, Wichern ve Reinsel (1987), Pena ve Box (1987). Entegre edilmiş değişkenlerle regresyon konusunda ise, Phillips (1987), Phillips ve Park (1986a), (1986b), (1989) tarafından yazılan makalelere bakılabilir. Aynı problemlerle ilgili olarak "Journal of Economic Dynamics and Control (1988) dergisinin özel bir sayısı yayınlanmıştır (Johansen ve Juselius, s. 169).

Çalışmada, hükümet harcamaları (KHAR) ve GSMH zaman serilerinin ilişkili olup olmadığını test etmek için ko-entegrasyon tekniği kullanılmıştır. Teorik olarak entegre olmuş bir değişkenler seti arasında lineer olmayan uzun dönem ilişkisi mümkün olabilmektedir. Bununla birlikte, geçerli ekonometrik pratikte lineer olmayan ko-entegre ilişkilerin testi geçerli değildir. Diğer taraftan, ko-entegre olmuş değişkenler aynı stokastik trende sahip olup birbirlerinden ayrı olamazlar (Enders, s. 404). Aynı zamanda ko-entegre vektör tek değildir. Şayet $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ bir ko-entegre olmuş vektör ise, 1'nin sıfır olmayan herhangi bir değeri için $(\lambda\beta_1, \lambda\beta_2, \dots, \lambda\beta_n)$ de ko-entegre olmuş vektördür. Engle ve Granger (1987), Ko-entegrasyonu; $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}, \dots, X_{nt})$ şeklinde verilen vektör değişkenlerinin hepsinin d derecesinde ko-entegre olduğu şeklinde tanımlamaktadır. b bir vektör olmak üzere $\beta X_t = (\beta_1 X_{1t}, \beta_2 X_{2t}, \beta_3 X_{3t}, \dots, \beta_n X_{nt})$

şeklindeki bir lineer kombinasyonun da d sırasında entegre olduğu söylenebilir. Ayrıca, bütün değişkenler aynı sırada entegre olmak zorundadırlar. Şayet, farklı sırada entegre olmaları, ko-entegre olamazlar. Değişkenler arasında ko-entegrasyon düşüncesi, ekonomik zaman serileri modellerinin oluşturulmasına yeni bir esneklik katmıştır. Ko-entegrasyon, serilerin, uzun dönem ilişkisini araştıran bir test yöntemidir. İktisadi analizlerde zaman serileri kullanıldığında ekonometrik model çözümü sonuçlarının yansız olabilmesi için değişkenlere ait ilgili serilerin durağan olması yani çeşitli etkilerden arındırılmış olması gerekir. Kullanılan birim kök analizi, ilgili seride bir filtre görevi yaparak durağanlığı (stationary) sağlar. Durağanlığı sağlamak için; serilerin birinci, ikinci, üçüncü, vs. farkları, logaritmaları, logaritmalarının birinci farkları gibi yöntemler kullanılmaktadır. Ancak, fark alındığı zaman, ilgili seride veri kaybının olacağına dikkat edilmelidir. Bilhassa örnek birim sayısı az olan serilerde veri kaybı önem arz etmektedir. Engle ve Granger (1987) tarafından belirlendiği gibi eğer iki değişkenin herbiri için birinci farklar durağan ise (sıra 1'de entegre olmaları) bu iki değişkenin (1,1) sırasında ko-entegre olduğu ifade edilir. Fakat, değişkenlerin lineer bir kombinasyonu temel düzeylerde durağandır (sıra 0'da entegre olmuşlardır). Ko-entegrasyon fikri, Aoki (1968, 1971) tarafından verilen dinamik toplanma fikrinin özel bir durumudur. Pek çok ekonomik değişken, bazan doğal veya bazan log birimlerinde doğru olarak ölçüldükleri zaman mantıklı olarak ko-entegre olabilirler (Campbell ve Shiller, s. 506 - 507). Ko-entegre olmuş ekonomik değişkenler, ko-entegrasyon analizi ve error-correction (hata düzeltme) model kurmak, ekonomik teori tarafından sağlanan kısa dönem veya denge ilişkileri ile ekonomik verileri açıklamak için zaman serisi analizi tarafından gerekli bulunan kısa dönem dinamiklerinin birleşimi için bir çatı sağlar (Granger, 1986, p. 213). Ayrıca, iki zaman serisi arasındaki ko-entegrasyon, en az bir doğrultuda Granger nedenselliğini gösterir. Bu yüzden, kamu harcamaları ve GSMH arasında gözlemlenen ve tahmin edilen ilişkinin, ispatlanabilir sahte olmayan bir bağlantı gösterip göstermediği ve eğer böyle bir bağlantı gösteriyor ise bağlantının ne yönde olduğu test edilebilir (McClain and Nichols, s. 207-209).

Ko-entegrasyon, bazı zaman serisi çiftlerinin birlikte hareket etmeleri veya en azından çok fazla ayrı hareket etmemeleri düşüncesinin istatistiki olarak ölçülmesidir. Engle-Granger (1987) bir değişken serisinin d kez farkının alınmasıyla durağan hale geleceğini ifade etmiştir. Serilerin farkının alınması entegrasyon derecesinin bulunmasını sağlar. Örneğin, bir X_t serisinin d kez farkı alınıyorsa bu seri d derecesinde entegre olmuştur denilir ve $X_t \sim I(d)$ ile ifade edilir. Eğer herhangi iki X_t ve Y_t serileri aynı d derecesinde entegre iseler bu durum $X_t \sim I(d)$, $Y_t \sim I(d)$ ile gösterilir. Aynı zamanda X_t ve Y_t serileri, durağan, ters çevrilebilir nitelikte ve ARMA (otoregressif hareketli ortalamalar) gösterimlerine sahip iseler bu seriler d sıranın birleşimi olarak adlandırılır. Aynı zamanda, tipik olarak X_t ve Y_t 'nin bir lineer kombinasyonu da ayrıca d sıranın bir birleşimi olacaktır. Fakat, özel durumlarda birleşim sıralarını bir derece eksiltlen bir skaler mevcut olur. Yani, $Z_t = (X_t - a Y_t) \sim I(d-1)$. Bu durumda (1, -a) ko-entegrasyon vektörü olarak adlandırılır ve X_t ile Y_t 'nin karşılıklı birleşmiş olduğu söylenir. Her biri I(1) olan iki serinin uzun dönem dengesinde olduğunu söylemek ile iki serinin lineer kombinasyonunun I(0) olduğu bir vektörün mevcut olduğunu söylemek aynı şeydir. Eğer X_t ile Y_t 'nin her ikisi de I(1) ise ve uzun dönemde birlikte hareket ediyolar ise, $Z_t \sim I(0)$ olmalıdır veya iki seri sınırsız olarak uzaklaşacaklardır. Bu anlamda, konu bir denge veya uzun dönem ilişkisi ile açıklanabilir.

Yukarıda da ifade edildiği gibi, Engle ve Granger (1987), ko-entegrasyonun varlığını test etmek için çok ayrıntılı bir gösterim sağlamışlardır. Kısa olarak, eğer X_t ve Y_t şeklinde iki I(1) serisi, ko-entegre iseler, Y_t ve bir sabit üzerinde X_t 'nin regresyon kalın-

ları yaklaşık olarak $I(0)$ olacaktır. Bu durumda, bir ko-entegrasyon testinin, ϵ_t kalıntılarının gerçekten $I(0)$ olup olmadığını test etme ile aynı olacağı söylenebilir. Dickey ve Fuller (1981) bu şekilde bir test önermişlerdir. Gerekli istatistik (3) nolu regresyondan türetilmiştir.

$$\Delta\epsilon_t = \beta\epsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta\epsilon_{t-j} + n_t \quad (3)$$

Eğer β 'ya ilişkin t-istatistiği negatif ise ve sıfırdan önemli derecede farklı ise, ϵ_t 'nin $I(1)$ olması şeklindeki sıfır hipotezi (yani, X_t ve Y_t 'nin ko-entegre olmadığı hipotezi) reddedilir. Bu test genel t-dağılımına sahip değildir. Fakat ϵ_t 'nin tahmin edilen parametrelere bağlı olmadığı durum için Dickey ve Fuller (1979) kritik değerler vermişlerdir.

Ekonomistler, ekonometrik modeller kurmada, ekonomik teorilerin modellere önsel kısıtlar yüklemiş olmalarına güvenirlir. Bununla birlikte ekonomistler sık sık değişmelerin yönü bulunup bulunmadığı konularında tartışırlar (Hsiao, s. 85). Değişkenler arasında ko-entegrasyon ilişkisi sağlandıktan sonra ilgili Y_t ve X_t değişkenleri arasında Granger nedensellik testinin yapılabilmesi için, bu değişkenler ile ilgili serilerin kovaryans-durağan (Stationary) olması gerekmektedir (Engle and Granger, p. 251-276). Uzun dönemde iki seri birlikte hareket ediyorsa nedensellik ilişkisi araştırılabilir. Bu durumda, değişkenlerden hangisinin neden hangisinin ise sonuç değişkeni olduğu nedensellik analizi sonucunda ortaya çıkar. Bunun için, yukarıda ifade edildiği gibi, önce birim kök analizi yapılarak serilerin durağan olup olmadığı belirlenir. Sonra ko-entegrasyon analiziyle serilerin birlikte hareket edip etmedikleri araştırılır. Bundan sonra nedensellik analiziyle nedenselliğin yönü belirlenir. Nedensellik analizi, değişkenlerin tahmini için önemli açıklayıcı bilgilerin, değişkenlerin zaman serilerinde bulunduğunu varsaymaktadır. Granger nedensellik testinin formülasyonları aşağıdaki (4) ve (5) numaralı formüllerle ifade edilmektedir.

$$X_t = \sum_{i=1}^m a_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q b_j Y_{t-j} + \epsilon_{t1} \quad (4)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^r c_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^s d_j X_{t-j} + \epsilon_{t2} \quad (5)$$

Burada;

a_i, b_j, c_i, d_j gecikme katsayılarını,

m, q, r, s gecikme dönemlerini,

ϵ_{t1} ve ϵ_{t2} modelin hata terimlerini göstermektedir.

(4) ve (5) nolu denklemler tahmin edildikten sonra gerekli sıfır ve alternatif hipotezler kurularak nedensellikler belirlenir.

1) $H_0: b_1 = b_2 = b_3 = \dots = b_q = 0$ reddedilir ve

$H_a: d_1 = d_2 = d_3 = \dots = d_s = 0$ reddedilemez ise, 'Y değişkeni X değişkeninin Granger nedenidir, denir.

2) $H_0: d_1 = d_2 = d_3 = \dots = d_s = 0$ reddedilir ve

$H_a: b_1 = b_2 = b_3 = \dots = b_q = 0$ reddedilemez ise, 'X değişkeni Y değişkeninin Granger nedenidir, denir.

Değişkenler arasında nedensellik kanıtı bulunmadığında, ekonomik hipotezler için etkinin işaretinin zayıf olduğu ifade edilir (Jung and Marshall, s. 3-11).

Engle ve Granger (1987) prosedürü kolay uygulanmakla birlikte, bazı önemli eksiklikleri vardır. Uzun dönem denge regresyonunun tahmini; bir değişkenin, denge regresyonunun sol tarafına, diğer değişkenin ise, sağ tarafına (regressör veya açıklayıcı değişken olarak) konulmasını gerektirmektedir. (6) ve (7) nolu regresyonlardan birini kullanarak ko-entegrasyon testini uygulamak mümkündür.

$$Y_t = \beta_{10} + \beta_{11}X_t + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

$$X_t = \beta_{20} + \beta_{21}Y_t + \varepsilon_{2t} \quad (7)$$

İktisadi uygulamalarda örnek büyüklüğünün artması durumunda, asimtotik teori gereği $\{\varepsilon_{1t}\}$ 'nin birim kök testi $\{\varepsilon_{2t}\}$ 'nin birim kök testine denk olur. Ancak, örnek birim sayısı çok büyük olan iktisadi uygulamalarda gerekli olan bu sonuç, genellikle iktisadi alanda örnek büyüklüğünün az olduğu durumlarda geçerli değildir. Ayrıca, uygulamada, bir regresyonun değişkenleri arasında ko-entegrasyon olduğu görülmesine rağmen değişkenlerin yer değiştirmesi durumunda ko-entegrasyon bulunmayabilir. Bu sonuç arzu edilmeyen bir durumu ortaya koyar. Çünkü değişkenleri, bağımlı ve bağımsız olarak seçmek ko-entegrasyon test sonucunu etkilememelidir. Bu problem, üç veya daha fazla değişken arasında ko-entegrasyon aranması durumunda, daha karmaşık sonuçlar ortaya çıkarır. Ayrıca üç veya daha fazla değişkenin bulunduğu uygulamada birden fazla ko-entegre vektör olabilir. Engle-Granger yöntemi çoklu ko-entegre vektörleri ayrı ayrı tahmin edebilecek sistematik bir prosedüre sahip değildir. Engle-Granger sisteminin bir diğer eksikliği de, iki aşama tahminine dayanmasıdır. İlk aşamada $\{\varepsilon_{2t}\}$ 'nin tahmini hata payları serisi oluşturulmakta ve elde edilen bu hata payları serisine göre $\Delta\varepsilon_t = a_1\varepsilon_{t-1} + \dots + a_n\varepsilon_{t-n}$ regresyonu tahmin edilmektedir. Bu durumda a_1, \dots, a_n katsayıları başka bir regresyondan elde edilen hata payları kullanılarak oluşturulan regresyon denkleminde tahmin edilmektedir. Böylece, ilk aşamada yapılan bir hata, ikinci aşamaya da yansacaktır. Engle-Granger yönteminden oluşan bu sakıncayı gidermek amacıyla Johansen (1988), Stock ve Watson (1983) "Maksimum Likelihood Estimators"¹ yöntemi ile iki aşamalı bir işlemle çoklu ko-entegre vektörlerin tahminini yapmışlardır.² Bu yöntem, araştırmacılara sınırlandırılmış ko-entegre vektörleri ve vektörlerin ayarlama parametrelerinin hızının test edilmesine olanak sağlamıştır. Johansen (1988), Stock ve Watson (1983) prosedürleri matrisin rankı ile karakteristik kökleri arasındaki ilişkiye bağlıdır.

1. En yüksek olasılık yöntemleri: Anakütle parametre tahminlerinin bir rassal örnekten çıkarılmasının diğer bir yöntemidir. Bu konuda geniş bilgi için, Koutsoyiannis, Ekonometri Kuramı, s. 441 - 475'e bakılabilir.
2. Johansen yönteminin geniş açıklaması için Walter Enders, Applied Econometric Time Series, s. 385 - 400, 1995'e bakılabilir.

Johansen yöntemi, Dickey-Fuller testinin genelleştirilmiş bir halidir. Bu durumda, Y_t serisinin durağan olup olmadığı $(a_1 - 1)$ 'e bağlı olarak belirlenebilir. Yani,

$$Y_t = a_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\Delta Y_t = (a_1 - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Burada; $(a_1 - 1) = 0$ ise Y_t serisi birim köke sahiptir. $(a_1 - 1) \neq 0$ ise Y_t 'nin durağan olduğuna karar verilir. Dickey-Fuller Tablosu, H_0 hipotezinin ($H_0: (a_1 - 1) = 0$) formal olarak test edilmesi için gerekli olan uygun tablo değerlerini vermektedir. n değişkenli durum için genelleştirme yapılarak (10) ve (11) nolu formüller elde edilir.

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\Delta X_t = A_1 X_{t-1} - X_{t-1} + \varepsilon_t = (A_1 - I)X_{t-1} + \varepsilon_t = \pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Burada; X_t ve ε_t ($n \times 1$) vektörlerdir.

A_1 : ($n \times n$) parametreler matrisidir.

I : ($n \times n$) birim matristir.

$(A_1 - I)$ 'in rankı ko-entegre vektörlerin sayısına eşittir. $(A_1 - I)$ 'in tamamen sıfır olması durumunda $\text{rank}(\pi) = 0$ olacak ve ΔX_{it} birim köke sahip olacaktır. Eğer karakteristik kökler birden büyükse, yani $\text{rank}(\pi) = n$ ise (11) nolu denklem tüm değişkenlerin durağan olduğunu göstermektedir. (11) nolu denklemin birçok değişik biçimi vardır. Denklem, kısaca değiştirilerek (12) nolu denklem yazılabilir.

$$\Delta X_t = A_0 + \pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Burada; A_0 : ($n \times 1$) sabitler vektörü ($a_{01}, a_{02}, \dots, a_{0n}$)'dir.

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi \Delta X_{t-i} + \pi X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (13)$$

π 'nin rankı bağımsız ko-entegre vektörlerin sayısına eşittir. Açıkça, $\text{rank}(\pi) = 0$ ise matris sıfır hipotezini doğrular. Yani, sıfır hipotezi (H_0) gerçekleşir¹. $\text{rank}(\pi) = 1$ ise bir tane ko-entegre vektör vardır. $1 < \text{rank}(\pi) < n$ ise çoklu ko-entegrasyon vardır. Farklı ko-entegrasyon vektörlerinin sayısı π 'nin karakteristik köklerinin anlamlılıklarını incelemekle bulunabilir. Bir matrisin rankı'nın sıfırdan farklı karakteristik köklerin sayısına eşit olduğu bilinmektedir. π matrisinin n karakteristik köke sahip olduğu varsayalım. Yani, $(\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n)$ olsun. Eğer, X_t değişkenleri ko-entegre değilse, π 'nin rankı sıfırdır ve tüm karakteristik kökler sıfıra eşittir. $\text{Ln}(1) = 0$ ise $\text{Ln}(1-1)$ da sıfıra eşit olur. Ko-entegre olmayan bir sistemde, benzer şekilde, π 'nin rankı birim ise, $(0 < \lambda_1 < 1)$, $\text{Ln}(1 - \lambda_n)$ negatif olur ve diğer λ_i 'ler de sıfır olur ($\lambda_i = 0$). Yani, $\text{Ln}(1 - \lambda_2) = \text{Ln}(1 - \lambda_3) = \dots = \text{Ln}(1 - \lambda_n)$ olur.

1. H_0 sıfır hipotezine boş anlamında null hipotezi de denmektedir.

Karakteristik köklerin sayısının farklı olup olmadığı aşağıdaki iki testle bulunabilir.

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \text{Ln}(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (14)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \text{Ln}(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (15)$$

r: Ko-entegre olmuş vektörlerin sayısını gösterir.

$\hat{\lambda}_i$: Karakteristik köklerin tahmini değeri (eigen value olarak da adlandırılır) π matrisinden elde edilir. Burada, T: gözlem sayısıdır. r'nin uygun değeri biliniyorsa, bu istatistikler λ_{trace} ve λ_{max} istatistikleri olarak tanımlanır.

λ_{trace} ve λ_{max} test istatistikleri ko-entegre olmuş vektörlerin sayısını belirlemeye yardımcı olabilir. Bu testler, ko-entegrasyon vektöründe ihtiva edilen deterministik regressörlerin (bağımsız değişkenlerin) varlığında duyarlıdırlar. Ko-entegrasyon vektöründeki kısıtlamalar χ^2 istatistiği ile test edilebilmektedir. Test sonucu H_0 hipotezi kabul edilirse ilgili b parametresi (veya parametreleri) $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ vektöründen dışlanarak model kalan parametrelerle yeniden tahmin edilir (Enders, s. 405).

İlk istatistik testte H_0 hipotezi farklı ko-entegre vektörlerinin sayısı 1'den küçük veya eşittir. Yani, $H_0: r \leq 1$ 'dir. Tüm $\lambda_i=0$ ise $\lambda_{\text{trace}}=0$ 'dır. Tahmin edilen karakteristik kökler sıfır ise $(1 - \lambda_i)$ negatiftir ve λ_{trace} istatistiği büyüktür.

İkinci istatistik testte H_0 'da ko-entegre vektörlerin sayısı (r), alternatif (r+1) ko-entegre vektörlerine karşı test edilir. Eğer, tahmin edilen karakteristik kökün değeri sıfıra yakınsa, λ_{max} küçük bir değer olacaktır. Johansen ve Juselius (1990) bir simülasyon çalışmasında λ_{trace} ve λ_{max} için kritik değerleri türetmişlerdir. λ_{trace} testine karşı λ_{max} istatistiği spesifik alternatif hipotezlere sahiptir. Bazan λ_{trace} ve λ_{max} test sonuçları farklı çıkabilir. Ancak, λ_{max} istatistiği genelde ko-entegre vektörleri belirlemede tercih edilir.

$H_0 : r = 0$ hipotezi $H_a : r = 1$ hipotezine karşı test edilirken (15) nolu formül (λ_{max}) kullanılır.

$H_0 : r \leq 0$ hipotezi $H_a : r \geq 1$ hipotezine karşı test edilirken (14) nolu formül (λ_{trace}) kullanılır.

Modelin çözümünde, Doan ve Litterman tarafından geliştirilen RATS paket programı kullanılmıştır. Ayrıca, çalışmada kullanılan veriler, Başbakanlık Devlet İstatistik Enstitüsünün hazırlamış olduğu "İstatistik Göstergeler 1923-1992" adlı veri disketinden alınmıştır. Veriler, model içerisinde durağanlıkları sağlanarak kullanılabilir duruma getirilmiştir.

3. Ampirik Sonuçlar

Birim kök testi, ko-entegrasyon işleminin ön aşaması olduğundan ilgili değişkenlerin kaçınıcı derecede entegre olduklarını göstermek için ilk aşamada uygulanır. Birim kök testinin uygulanmasında, (1) veya (2) nolu formül uygulanır. Değişik uygulamalarda birim kök testi hesabında sabit terimin bulunmadığı çözümler de yapılmaktadır. Aynı zamanda, sabit terimli ve trend ilavesiyle de birim kök testi yapılmaktadır. Birim kök ile ilgili test değerleri Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1: Birim Kök Testi(*)

Normal Veriler (Level Data)		
	Sabit Terimli	Sabit Terimli ve Trendli
Değişkenler	ADF	ADF
LRGSMH	-0.4876 (0)	-2.2097 (0)
LRKHAR	-0.4538 (0)	-2.0917 (0)
Birinci Farkları Alınmış Veriler		
DLRGSMH	-8.3662 (0)*	-7.7177 (0)*
DLRKHAR	-8.2079 (0)*	-7.5557 (0)*

(*): ADF testinde kullanılan kritik değerler James MacKinnon tarafından hazırlanan kritik değerler olup program içerisinde çok dikkatli bir şekilde hesaplanmaktadır.

Tablo 1'de kullanılan kritik değerler Fuller (1976, p. 373)'den alınmıştır. 69 gözlem için 0.05 anlamlılık seviyesinde tablo kritik değeri -2.9042, 68 gözlem için tablo kritik değeri -2.9035 dir. Parantez içindeki rakamlar gecikmelerin sayısını göstermektedir. Tablodaki *sembolü, 0.05 anlamlılık seviyesinde DLRGSMH ve DLRKHAR değişkenlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduklarını ifade eder. Bu durum DLRGSMH ve DLRKHAR değişkenlerinin durağan olduğunu gösterir.

Ko-entegrasyon analizi, yukarıda da ifade edildiği gibi, zaman serisi çiftlerinin birlikte hareket edip etmemelerinin istatistiksel ölçümüdür. Değişkenler arasında ko-entegrasyon ilişkisinin olup olmadığı, Dickey ve Fuller (1981)'in önerdiği test için (3) no'lu formülün kullanılmasını veya Johansen yönteminin kullanılmasını gerektirir. Johansen yönteminin diğer yöntemlere göre üstünlükleri vardır. Şöyle ki: Johansen yönteminde gecikme (lag) uzunluğu, test istatistiği ve kritik değerler, otomatik olarak optimal şekilde belirlenmektedir. Bu çalışmada, Johansen yönteminin sonuçları tablolarda verilmiştir. Tablolara bakıldığında, DLRGSMH ve DLRKHAR değişkenlerinin ko-entegre oldukları görülür. Bu değişkenlerin aynı zamanda Dickey ve Fuller kritik değerleri için de ko-entegre oldukları söylenebilir. Diğer taraftan test istatistikleri karşılaştırmalarında Dickey ve Fuller kritik değerleri MacKinnon kritik değerlerine yakındır.

Çalışmada, nedensellik analizi ilişkisi öncesi ko-entegrasyon analizinde DLRGSMH ve DLRKHAR değişkenleri için Akaike ve Schwarz kriterleri kullanılarak maksimum gecikme sayısı 9 olarak bulunmuştur. Beklenildiği gibi, değişkenler yer değiştirip ko-entegrasyon ilişkisi arandığında gecikme uzunluğu aynı bulunmuştur. Ko-entegrasyon ilişkisi aynı zamanda, iki değişken arasında nedenselliğin yönünün belirlenmesi için de bir kanıt oluşturmaktadır (Ram, s.393).

Johansen'in maksimum olabilirlik yönteminde, $r = 0$ hipotezi (sıfır hipotezi), alternatif olarak $r=1$ (alternatif hipotez)'e karşı test edilir. Veya, $r \leq 1$ hipotezi (sıfır hipotezi), $r=2$ (alternatif hipotez)'ye karşı test edilir. λ_{trace} ve λ_{max} istatistiklerinin kullanılması durumunda (14) ve (15) nolu formüller uygulanır. Bu formüllere bağlı olarak tablolardaki %90 ve %95 güven düzeyleri ile ilgili test sonuçları RATS paket programı tarafından otomatik olarak verilmektedir.

Ko-entegrasyon analizi çözümleri, serilerin logaritmaları ve logaritmalarının birinci farları alınarak yapılmıştır. Ayrıca modelin, trend ihtiva edip etmemesi durumu da gözönüne alınarak analiz sonuçları aşağıdaki tablolarda verilmiştir.

Ko-entegrasyon analizi, nedensellik ilişkilerinin belirlenmesinin ön aşaması olduğundan ekonometrik analizlerde önem arz etmektedir. Ko-entegrasyon analizi için en uygun test istatistiklerinin Tablo 5 ve Tablo 6'da elde edildiği görülmektedir. Bu tablolarda, test istatistikleri %90 ve %95 güven düzeylerinde kritik değerlerden büyük olduğundan sıfır hipotezi reddedilerek alternatif hipotez kabul edilir. Yani hem λ_{max} hem de λ_{trace} istatistiklerine göre alternatif hipotez kabul edilmiştir. Alternatif hipotezlerin kabulü ise, DLRKHAR ve DLRGSMH değişkenlerinin ko-entegre olduklarını, yani, birlikte hareket ettiklerini gösterir. Değişkenlerin ko-entegre olması ise aralarında nedensellik ilişkilerinin araştırılabileceğini gösterir.

Tablo 2: Johansen Maksimum Likelihood Prosedürü λ_{max} istatistiği (Trendsiz durum)¹

Ko-entegrasyon vektöründe bulunan değişkenler listesi:

LRKHAR	LRGSMH	Sabit
Eigenvaluelerin (karakteristik köklerin) azalan sıradaki tahmini değerleri:		
.23100	.081343	.0000

Sıfır Hipotezi	Alternatif Hipotezi	Test İstatistiği	% 95 Kritik Değer	% 90 Kritik Değer
$r = 0$	$r = 1$	17.8612	15.6720	13.7520
$r \leq 1$	$r = 2$	5.7693	9.2430	7.5250

1. Tablolardaki r ko-entegre olmuş vektörlerin sayısını gösterir.

Tablo 3: Johansen Maksimum Likelihood Prosedürü λ_{trace} istatistiği (Trendsiz durum)

Ko-entegrasyon vektöründe bulunan değişkenler listesi:

LRKHAR	LRGSMH	Sabit
.23100	.081343	.0000

Eigenvaluelerin (karakteristik köklerin) azalan sıradaki tahmini değerleri:

Sıfır Hipotezi	Alternatif Hipotezi	Test İstatistiği	% 95 Kritik Değer	% 90 Kritik Değer
$r = 0$	$r \geq 1$	23.6305	19.9640	17.8520
$r \leq 1$	$r = 2$	5.7693	9.2430	7.5250

Tablo 4: Johansen Tahmininde Ko-entegre Olmuş Vektörlerin Tahminleri¹

68 observations from 1925 to 1992. Maximum lag in VAR=2, chosen r=1.

Vector 1		
LRKHAR	.26920	(-1.0000)
LRGSMH	-.17267	(.64143)
Intercept (Sabit)	-.84477	(3.1381)

Tablo 5: Johansen Maksimum Likelihood Prosedürü λ_{max} (Trendli durum)¹

Ko-entegrasyon vektöründe bulunan değişkenler listesi:

DLRKHAR	DLRGSMH
.23067	.069840

Eigenvaluelerin (karakteristik köklerin) azalan sıradaki tahmini değerleri:

Sıfır Hipotezi	Alternatif Hipotezi	Test İstatistiği	% 95 Kritik Değer	% 90 Kritik Değer
$r = 0$	$r = 1$	17.8322	14.0690	12.0710
$r \leq 1$	$r = 2$	4.9231	3.7620	2.6870

1. Parantezler içindeki değerler normalize edilmiştir.

Tablo 6: Johansen Maksimum Likelihood Prosedürü λ_{trace} (Trendi durum)

Ko-entegrasyon vektöründe bulunan değişkenler listesi:

DLRKHAR

DLRGSMH

Eigenvalueelerin (karakteristik köklerin) azalan sıradaki tahmini değerleri:

.23067

.069840

Sıfır Hipotezi	Alternatif Hipotezi	Test İstatistiği	% 95 Kritik Değer	% 90 Kritik Değer
$r = 0$	$r \geq 1$	22.7554	15.4100	13.3250
$r \leq 1$	$r = 2$	4.9231	3.7620	2.6870

Tablo 7: Johansen Tahmininde Ko-entegre Olmuş Vektörlerin Tahminleri¹

68 observations from 1925 to 1992. Maximum lag in VAR=2, chosen $r=2$.

	Vector 1	Vector 2
DLRKHAR	-2.0737 (.55987)	-.32503 (.026946)
DLRGSMH	.62818 (-.16960)	-.78641 (.065196)

Tablo 8: Johansen Tahmininde Ko-entegre Olmuş Vektörlerin Tahminleri¹

68 observations from 1925 to 1992. Maximum lag in VAR=2, chosen $r=2$.

	Vector 1	Vector 2
DLRKHAR	.26999 (-1.0000)	.082904 (-1.0000)
DLRGSMH	-.17176 (.63618)	.17317 (-2.0888)

1. Parantezler içindeki değerler normalize edilmiştir.

Tablolarda görüldüğü gibi, λ_{trace} ve λ_{max} istatistikleri için eigenvalue değerleri aynı sonucu vermektedir. Ayrıca, test istatistikleri farklı olabilmektedir. Uygulamalarda λ_{max} istatistiği λ_{trace} istatistiğine tercih edilmektedir.

Nedensellik analizinde, testin ön aşaması için, değişkenler arasında regresyon analizi yapılarak aralarındaki ilişkinin derecesi belirlenmiştir. Buna göre ilgili regresyonlar aşağıdaki gibi elde edilmiştir.

$$1) \text{DLRGSMD} = -0.012 + 1.026 \text{DLRKHAR} \quad R^2=0.93$$

$$(0.023) \quad (0.034)$$

t test değeri 0.52 30.27

$$1) \text{DLRKHAR} = 0.022 + 0.0908 \text{DLRGSMD} \quad R^2=0.93$$

$$(0.021) \quad (0.030)$$

t test değeri 1.01 30.27

Görüldüğü gibi, basit regresyon analizi sonucunda değişkenler arasında yüksek dereceden bir ilişki bulunmuştur. Ancak bu ilişkinin yönünün ne tarafa olduğu (tek yanlı veya çift yanlı) bilinmemektedir. Bu ilişkinin yönünün belirlenmesinde ise Granger nedensellik testi kullanılmaktadır.

Yapılan F istatistiği testi sonucunda DLRKHAR ve DLRGSMD değişkenlerinin hem neden, hem de sonuç değişkeni oldukları bulunmuştur. Bilindiği gibi nedenselliğin yönü F testi ile belirlenmektedir. DLRKHAR değişkeninin bağımsız değişken olduğu durumda F testi, $F(1,49)=1.670$ bulunmuştur. Bu durumda DLRKHAR değişkeninden DLRGSMD değişkenine doğru bir nedenselliğin olduğu görülür. Yani DLRKHAR değişkeni neden, DLRGSMD değişkeni ise bir sonuç değişkeni olarak elde edilmiştir. Aynı şekilde DLRMH değişkeninin bağımsız değişken olduğu durumda $F(1,49)=6.0847$ bulunmuştur. Bu durumda ise DLRGSMD değişkeninden DLRKHAR değişkenine doğru bir nedenselliğin olduğu görülür. Sonuç olarak DLRKHAR ve DLRGSMD değişkenleri arasında çift yönlü nedenselliğin var olduğu ortaya çıkar. O halde, gayri safi milli hasıla, kamu harcamalarındaki büyümenin, kamu harcamalarındaki büyüme de gayri safi milli hasıladaki büyümenin nedeni olarak gösterilebilir.

4. Sonuç ve Değerlendirme

Bu çalışmada, gayrisafi milli hasıla ve kamu harcamaları arasındaki ilişkinin belirlenmesinde model bir bütün olarak ele alınmıştır. Bu nedenle, önce değişkenler arasında birim kök testi yapılarak serilerin durağanlığı sağlanmıştır. Sonra ko-entegrasyon analizi ile, DLRKHAR ve DLRGSMD değişkenlerinin birlikte hareket ettikleri görülmüştür. Değişkenler arasında ko-entegrasyonun sağlanmasından sonra, Granger nedensellik testi ile, gayri safi milli hasıla ile hükümet harcamaları arasında nedenselliğin yönünün belirlenmesine çalışılmıştır. Nedensellik testi, korelasyondan daha ileri giderek değişkenler arasındaki ilişkinin derecesi yanında nedenselliğin yönü sorununa da hitap etmektedir. Sonuç olarak, DLRKHAR ve DLRGSMD değişkenleri arasında çift yönlü nedensellik bulunmuştur. Yani, toplam kamu harcamalarındaki büyümenin, ulusal gelirdeki büyümeye, ulusal gelirdeki büyümenin de kamu harcamalarındaki büyümeye neden olduğu söylenebilir. Ayrıca, analizde düşünülmesi gereken diğer noktalar aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

- Savunma, sosyal ve kültürel gelişme ile yönetim fonksiyonları vasıtasıyla, kamu harcamalarındaki büyüme, hem ulusal gelirdeki büyümenin sonucu hem de nedeni olarak

ifade edilebilir. Bu durumda hem keynezen hem de Wagneriyen eğilimlerin birlikte doğrulandığı söylenebilir.

- Kamu harcamalarına ve ulusal gelire, hem makroekonomik modellerde hem de kamu finans çalışmalarında ortaklaşa bağımsız değişkenler olarak bakılabilir.

- Ulusal gelir ve kamu harcamaları arasındaki nedensellik kalıpları ülkeler arasında farklılıklar arzeder. Bu durum, muhtemelen ekonomik ve politik yapılarıdaki çok büyük farklılıklara neden olabilir. Bu yüzden, kamu harcamaları ve ulusal gelir arasında karşılaşturmalar yapmada çok dikkatli olunması gerekir. Ayrıca, doğal olarak, bu test sonuçlarından çıkarımlar yapmada çok fazla ileri gidilmemelidir.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

- A. Michas, Nicholas, "Wagner's Law Of Public Expenditures: What is the Appropriate Measurement for a Valid Test?", **Public Finance**, No. 1/1975.
- Bird, R. M., "Wagner's 'Law' of Expanding State Activity", **Public Finance**, Vol. 26, No. 1/1971, pp. 1-26.
- Dickey, D.A., William, R. B., and B. M. Robert, "Unit Roots in Time Series Models: Tests and Implications", **The American Statistician**, February, pp. 12-26.
- Dickey, D.A., and W.A. Fuller, "Distribution of the Estimators for an Autoregressive for Time Series With Unit Root", **Journal of American Statistical Association**, June, 1974, pp. 251-276.
- _____, "Distribution of the Estimators for Time Series Regressions With a Unit Root ", **Journal of American Statistical Association**, 1979, pp. 427-431
- Engle, R. F., and B. S. Yoo, "Forecasting and Testing in co-integrating Systems", **Journal of Econometrics**, vol. 35, may, pp. 143-159.
- Fuller, W.A., **Introduction to Statistical Time Series**, New York, Wiley, 1976.
- Goffman, I. J., "On the Empirical Testing of Wagner's Law: A Time Series Analysis", **Public Finance**, Vol. 17, No. 3/1968, pp. 359-64.
- Granger, C.W.J., "Developments in the Study of Co-integrated Variables", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, vol.48, August 1986, pp. 213-228.
- Guilkey, D.K., and M.K. Salemi, "Small Sample Properties of Three Tests for Granger-Causal Ordering in a Bivariate Stochastic System", **Review of Economics and Statistics**, vol. 64, No. 4, pp. 668-80.
- Johansen, Soren and Katarina Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 52, 2 (1990).
- Jones, D.J., "A Comparison of lag-length Selection Techniques in Tests of Granger Causality Between Money Growth and Inflation Evidence for the US 1959-1986", **Applied Economics**, 21, pp. 209-282.
- McClaim, Katherine T., and Len M. Nichols, "On the relation Between Investment and Inflation: Some Results From Cointegration, Causation, and Sign Tests", **Journal Post Keynesian Economics**, Winter 1993-94, Vol. 16. No. 2.

- MacKinnon, "Critical Values for Cointegration Tests", **Long-Run Economic Relationships**, R.F. Engle and C.W.J. Granger, eds, London, Oxford, 1991, pp. 267-276.
- Peacock, A.T., and J.Wiseman, **The Growth of Public Expenditures in the United Kingdom** (Princeton, Princeton University Press, 1961)
- Ram, Rati, "Causality Between Income and Government Expenditure: A Broad International Perspective", **Public Finance** No. 1/1986.
- Saunders, P., and F. Klav, "The role of the Public Sector, Causes and Consequences of the Growth of Government", **OECD Economic Studies**, No. 4, pp.1-239.
- Schwert, G. William, "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data", **Journal of Monetary Economics** 20 (1987), 73-103, North-Holland.