

**TÜRKİYE' DE KAMU HARCAMALARININ
ÖZEL SEKTÖR YATIRIM HARCAMALARINI DIŞLAMA ETKİSİNİN TESTİ
(1980-2003)**

Yrd. Doç. Dr. Nilgün Çil YAVUZ*

Özet

Bu çalışmada, 1980-2003 dönemi için, Türkiye'de kamu harcamalarının özel sektör yatırımları üzerindeki dışlama veya çekme etkisinin varlığı araştırılmaktadır. Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri, Johansen koentegrasyon testi ve Vektör Hata düzeltme modeli çerçevesinde Granger nedensellik testleri kullanılmıştır. Modelde kullanılan kamu harcamaları, özel yatırım harcamaları ve faiz oranı değişkenleri durağan olamayan değişkenlerdir, ancak Johansen koentegrasyon testi bu değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin varlığını göstermektedir. Uzun dönem ilişkisinden sağlanan sonuçlara göre kamu yatırım harcamalarının özel sektör yatırımları üzerinde çekme etkisi vardır.

Abstract

In this paper, we investigate whether public investment spending crowding-out or crowding-in effect on private investments in Turkey over the period 1980-2003. The methodology employed uses Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) unit root tests, Johansen cointegration test, and Granger causality followed by vector error correction model (VECM). Despite the presence of nonstationarity, Johansen cointegration test supported that there is a long run equilibrium relationship between the examined variables, namely public investment spending, private investment and interest rate. Empirical results indicate that public investment spending has crowding-in effect on private investment.

1. Giriş

Kamu harcamalarının, özel sektör yatırım harcamaları üzerindeki etkisi, teorik ve uygulamalı iktisat literatüründe dikkat çeken konulardan biri olmuştur. Hükümetlerin kamu harcamaları açısından izledikleri program, özel sektör yatırım faaliyetlerini direkt ve dolaylı

* İ.Ü., İktisat Fakültesi, Öğretim Üyesi

olmak üzere iki şekilde etkileyebilmektedir. Kamu yatırımları özel sektör ile rekabet edebileceği alanlarda (gıda, konut, sağlık hizmetleri vb.) gerçekleşiyorsa, özel sektörü ikame edici(the substitutability hypothesis) özelliğinden dolayı, bu tür yatırımların aynı alanda faaliyet gösteren özel sektör yatırımları üzerinde dışlama(crowding-out) etkisi olabilir. Bu durum, ilgili alanlarda faaliyet gösteren özel sektör yatırımlarının daralmasına sebep olabilecektir. Kamu yatırımları, özel sektör yatırımlarını tamamlayıcı(the complementarity hypothesis) nitelikte ise(alt-yapı, eğitim vb.), özel sektörün üretim maliyetini düşürerek özel yatırımların karlılığını arttırabilir. Kamu harcamalarının özel sektör yatırımları üzerinde pozitif etkisinin söz konusu olduğu bu durum, çekme(crowding-in) etkisidir.

Kısaca değindiğimiz kamu harcamalarının özel sektör yatırımları üzerindeki direkt etkisi, devletin ekonomi içindeki yerinin büyüklüğüne bağlıdır. Ekonomide kamu kesiminin payı arttıkça hükümetler alt yapıdan ziyade kamu hizmeti yapacağı için, özel ve kamu yatırımları arasındaki ilişki tamamlayıcı olmaktan çok ikame edici olacaktır. Aschauer(1989), Amerika için 1953-1986 dönemini kapsayan çalışmasında, kamu harcamalarının özel sektörün marjinal verimliliği üzerindeki etkisini tespiti aracılığı ile, kamu harcamalarının özel sektör yatırımları üzerindeki etkisini araştırmıştır. Aschauer kamu harcamalarının özel sektör yatırımlarının marjinal verimliliğini arttırdığı durumda çekme, aksi halde dışlama etkisinin olduğunu, dolayısıyla iki sektör yatırımları arasındaki ilişkinin araştırılması için farklı harcama tiplerinin sınıflandırılması gerektiğini ileri sürmüştür.

Kamu harcamaları ikame edici veya tamamlayıcı olma özelliklerinin dışında, kamu harcamalarının finansmanı için uygulanan maliye(vergi artışı, borçlanma vb.) ve para(para arzının arttırmak vb.) politikalarıyla da özel sektör yatırımlarını etkileyebilecektir. Bu anlamda bütçe açıklarının özel sektör yatırımları üzerindeki etkisi, kamu harcamalarının özel yatırımlar üzerindeki dolaylı etkisi şeklinde yorumlanabilir. Bütçe açıklarının özel sektör yatırımları üzerindeki olumsuz yöndeki etkisi, finansal dışlamadır. Ancak bu konuda farklı görüşler vardır. Keynesyenlere göre bütçe açıkları, yurt içi üretimi arttırarak ve ekonomide genişlemeye, sonuçta yeni özel sektör yatırım kararlarının alınmasına yolaçacaktır. Bu görüşe göre, bütçe açıklarının özel sektör yatırım harcamalarını çekme özelliği vardır. Neoklasiklere göre ise vergilerin gelecek nesillere aktarılması ile oluşacak bütçe açıkları, cari tüketimi arttıracaktır. Tüketimdeki artış tasarruflarda azalmaya sebep olur ve sermaye piyasalarını dengeye getirebilmek için faiz oranlarının yükseltilmesi gerekir.Yüksek faiz oranları ise özel sektör yatırımlarını negatif yönde etkileyecek, böylece bütçe açıklarının özel sektör yatırımları üzerinde dışlama etkisi olacaktır. Ricordo'ya göre, bütçe açıkları faiz oranlarını etkilemez dolayısı ile özel yatırım harcamalarını da etkilemeyecektir.

Türkiye ekonomisinde kamu harcamaları, devletin Kamu İktisadi Teşebbüsleri(KİT) aracılığı ile doğrudan işletmecilik yapması ve bu işletmelerin ekonomiyeye getirdiği yükün finansmanı ile, özel sektör yatırımları üzerinde direkt ve dolaylı

etkileri olabilecek özellikler göstermektedir. 1980'li yıllardan itibaren "Serbest Piyasa Ekonomisine Geçiş" olarak nitelendirilen dönüşüm programına göre, devletin ekonomik faaliyetlerini yürüttüğü KİT'lerin özelleştirilmesi böylece kamu harcamalarının kısılması temel hedeflerden biridir.

Bu çalışmanın amacı, 1980'de başlayan bu yapısal değişim programı süresince, Türkiye'de kamu yatırım harcamaları ile özel sektör yatırım harcamaları arasındaki uzun dönem ilişkisinin varlığının test edilmesidir. Uzun dönem ilişkisinin tespiti için, tahmin öncesi testlerin uygulamasını takiben (birim kök testleri), en çok benzerlik yöntemine dayanan Johansen (1988) ve Johansen-Juselius (1990) testi kullanılmıştır. Johansen yöntemi, koentegrasyon ve Granger nedenselliğinin eşanlı araştırılmasına imkan verir. Bu testlerin önemli bir avantajı, değişkenlerden herbirinin potansiyel bir bağımlı değişken gibi görünmesi ve böylece modeldeki potansiyel bağımsız değişkenlerin etkilerinin hesaplanabilmesidir.

Bu çalışma beş bölüme ayrılmıştır. 2. bölüm kamu harcamaları ile özel sektör yatırımları arasındaki ilişkiyi özellikle zaman serisi modellerinde alan literatür araştırmasına yöneliktir. 3. bölüm bu çalışmada kullanılacak model ile ilgilidir. 4. bölüm'de veri, izlenen metodoloji ve uygulama sonuçları verilmiştir. Beşinci bölüm ise sonuç kısmıdır.

2. Literatür

Kamu harcamalarının özel sektör yatırım harcamalarına etkisi, kamu yatırımları ile özel sektör yatırım harcamaları arasındaki ilişkinin ikame/tamamlayıcılık özelliğinin tespiti üzerinde yoğunlaşmıştır. Yukarıda da ifade edildiği üzere, Aschauer (1989) kamu ve özel sektör yatırım harcamaları arasındaki ilişkinin tespit edilebilmesi için harcama tiplerinin sınıflandırılması gerektiği üzerinde durmuştur. Bu çalışmada, kamu yatırım harcamalarının dışlama etkisinin olduğu, ancak kamu cari ve askeri harcamalarının dışlama etkisinin olmadığı tespit edilmiştir. Tahminlerin tek denklemlerle dayanması ve değişkenlere ait verilerin durağanlık özelliğinin dikkate alınmaması, uygulamanın ekonometrik açıdan eksikliği gibi düşünülebilir. Ekonometride zaman serisi analizindeki gelişmeler konu ile ilgili çalışmalarda koentegrasyon, hata düzeltme modeli, yapısal değişim ve nedensellik analizinin kullanımını yaygınlaştırmıştır.

Monadjemi ve Huh (1998) üç OECD ülkesi (ABD, Avustralya ve İngiltere) için, kamu harcamalarının özel sektör yatırımları üzerindeki etkisini hata düzeltme modeli ve varyans ayrıştırma işlemi (Variance Decomposition) çerçevesinde analiz etmişlerdir. Üç aylık verilerin kullanıldığı ve 1970-1991 dönemini kapsayan çalışmada, Avustralya dışındaki iki ülkede kamu harcamalarının özel sektör yatırımları üzerinde etkili olmadığı, buna mukabil Amerika ve İngiltere'de faiz oranlarının özel yatırım harcamaları üzerinde etkili Avustralya'da ise etkili olmadığı sonucuna varılmıştır. Modelde yer alan reel kar değişkeninin, Avustralya ve İngiltere'de özel sektör yatırımları üzerinde pozitif ve anlamlı

etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Varyans ayrıştırmasında ise, sadece Avusturalya'da hükümet harcamalarındaki bir şoka özel sektör yatırımlarının anlamlı tepki verdiği tespit edilmiştir.

Apergis(2000), koentegrasyon ve nedensellik analizleri ile konuya yaklaşmış ve Yunanistan'da kamu yatırım harcamaları ve özel sektör yatırım harcaması arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Apergis, 1948-1996 dönemini kapsayan çalışmasında yıllık veriler kullanmış ve modelde sadece kamu harcamaları ile özel sektör yatırımlarına yer vererek değişken sayısı sınırlı tutmuştur. Zivot ve Andrews(1982) birim kök testi ile yapısal değişimin olduğu tespit edilmiş, 1948-1980 ve 1980-1996 dönemleri için iki değişken arasında koentegrasyon ilişkisi araştırılmıştır.1948-1980 dönemi için kamu harcamalarının özel sektör yatırım harcamaları üzerindeki etkisi pozitif iken,1980-1996 döneminde bu etki negatife dönüşmüştür. Nedensellik test sonuçları ise, nedenselliğin her iki dönem için kamu yatırımlarından özel sektör yatırımlarına doğru olduğu ve özel sektör yatırımlarının feedback etkisinin olmadığı yönündedir.

Narayan(2004), 1950-2001 döneminde Fiji için kamu yatırımları ile özel sektör yatırım harcamaları arasındaki ilişkiyi, Apergis(2000) gibi iki harcama tipinin yer aldığı model çerçevesinde incelemiştir. Yine bu çalışmada Zivot ve Andrews(1982) testi aracılığı ile 1975 yılının kırılma noktası olduğu tespit edilmiş ve iki alt dönem için uzun dönem ilişkisi araştırılmıştır. Narayan çalışmasında Fiji ekonomisinde birinci alt dönem(1950-1975) için iki değişken arasında uzun dönem ilişkisinin varlığı ve kamu yatırımlarının özel sektör yatırımları üzerinde çekme (crowding-in) etkisinin olduğu sonucuna ulaşmıştır. İkinci alt dönem için koentegrasyon ilişkisi olmadığı için, iki değişken arasındaki ilişkinin tespiti yönünde herhangi bir yorum getirilememiştir.

Badawi(2003), Sudan ekonomisi için üretim, özel sektör yatırımları, kamu yatırımları, özel sektöre verilen banka kredileri ve borçlanma oranı değişkenleri arasındaki ilişkiyi neoklasik büyüme modeli çerçevesinde incelemiştir.1970-1998 arasındaki yıllık verilerin kullanıldığı çalışmada, kısa dönemde kamu yatırımlarının özel sektör yatırımları üzerinde dışlama etkisi olduğunu tespit edilmiştir.

Bahmani-Oskooee(1999) üçer aylık veriler kullanarak Amerika'da bütçe açıklarının özel sektör yatırım harcamaları üzerinde dışlama/çekme etkisinin varlığını araştırmıştır. Koentegrasyon analizi ile 1947-1992 periyodu için, bütçe açıkları, faiz oranı, gelir ve özel sektör yatırımları arasında uzun dönem ilişkisinin varlığı tespit edilerek, Keynesyen teoriyi destekler nitelikte, bütçe açıklarının özel sektör yatırım harcamalarını tamamlayıcı özelliğe sahip olduğu ve dolayısıyla çekme etkisinin var olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu bağlamda, bütçe açıklarının özel sektör yatırım harcamalarına etkisi, kamu harcamaları ile özel sektör yatırım harcamaları arasındaki ilişkiyi dolaylı şekilde göstermektedir.

3. Model

Makro ekonomik modellerde, kamu harcamalarının dışlama(crowding-out) etkisi dikkate alınmadığı sürece yatırımlar genellikle gelir ve faiz oranının fonksiyonu olarak ele alınmakta ve yatırımlar üzerinde gelirin pozitif, faiz oranının ise negatif yönde etkisinin olacağı beklenmektedir. Bu çalışmanın amacına uygun olarak kamu yatırım harcamaları ile özel sektör yatırım harcamaları arasındaki uzun dönem ilişkisi aşağıdaki gibi kurulabilir.

$$\text{Log PI}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Log GI}_t + \alpha_2 \text{Log R}_t + u_t \quad (1)$$

Yukarıdaki modelde; Log PI özel sektör yatırım harcamalarının logaritması, Log GI kamu yatırım harcamalarının logaritması, Log R ise faiz oranının logaritmasıdır. α_0 sabit parametreyi gösterirken, u klasik varsayımların sağlandığı tesadüfi hata terimidir [$u_t \sim N(0, \sigma^2)$]. α_1 ve α_2 parametreleri, özel sektör yatırım harcamalarının kamu yatırım harcamalarına ve faiz oranına göre elastikiyetini verir. α_1 , kamu yatırımlarındaki %1'lik değişimin özel sektör yatırımlarındaki yüzde değişimi gösterir ve işareti hakkında a priori bilgi yoktur. α_1 parametresinin, pozitif işareti kamu yatırımlarının özel sektör yatırımlarını çekme etkisini(crowding-in), negatif işareti ise dışlama etkisini (crowding-out) gösterir. α_2 'nin işaretinin beklenen yönü negatiftir.

4. Ekonometrik Metodoloji ve Ampirik Sonuçlar

4.1. Veriler

1980-2003 dönemini kapsayan bu çalışmada yıllık veriler kullanılmıştır. Kamu yatırım harcamaları ve özel sektör yatırım harcamaları, gayri safi milli hasıla deflatörü(1987=100) ile deflate edilerek reel hale dönüştürülmüştür. Faiz oranı olarak, bir yıllık vadeli tasarruf mevduatına uygulanan faiz oranı kullanılmıştır. Analizlerde, değişkenlerin logaritmik değerlerine yer verilmiştir. Değişkenler ile ilgili veriler, Devlet Planlama Teşkilatından(DPT) temin edilmiştir.

4.2. Birim Kök Testleri

1 no'lu modelde yer alan Log PI, Log GI ve Log R değişkenleri arasında uzun dönem ilişkisinin tespiti için, öncelikle bu değişkenlerin durağanlık özelliklerinin tespit

edilmesi gerekir. Bu amaç için çalışmamızda, Genelleştirilmiş Dickey-Fuller(ADF) ve Phillips-Perron(PP) birim kök testleri tercih edilmiştir.

Genelleştirilmiş Dickey-Fuller(1979) testinde, X değişkeninin durağanlık özelliği için aşağıdaki regresyon denkleminde yer alan δ_2 parametresinin t -istatistiğine bakılır.

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_1 T + \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (2)$$

Gecikmeli fark terimleri, hata teriminin otokorrelasyonsuz olmasını sağlamak amacıyla modele dahil edilmektedir. ADF testinin sağlıklı sonuç vermesi, tahmin edilen modelde otokorelasyonun olmaması koşuluna bağlı olduğu için gecikme uzunluğunun(k) doğru tespiti önemlidir. Bu amaçla genellikle Akaike Bilgi Kriteri(AIC) ve Schwarz Bilgi Kriteri(SC) kullanılmaktadır. Uygun gecikme uzunluğunda $\delta_0, \delta_1, \delta_2$ ve δ_i parametreleri tahmin edilir. X değişkeninin durağan olduğu alternatif hipoteze(H_1) karşı, durağan olmadığı temel hipotezi (H_0) aşağıdaki gibidir.

$$H_0 : \delta_2 = 0 \quad H_1 : \delta_2 < 0$$

ADF istatistiği normal dağılımlı olmadığından, hipotez test için Mackinnon(1991) kritik değerleri kullanılmaktadır.

Phillips-Perron(1988) testi ise ADF testinin genişletilmiş şeklidir. Ancak PP testinin, zayıf otokorelasyon ve heteroskedasitenin varlığında dayanıklı (robust) olduğu bilinmektedir. Hallam ve Zanolini(1993) PP testinin özellikle küçük örnekler için ADF testine göre daha güvenilir olduğunu ileri sürmüşlerdir. PP testinin optimal gecikme uzunluğu New-West yöntemine göre belirlenmiştir. Log PI, Log GI ve Log R değişkenlerinin durağanlık özelliğinin tespitinde kullanılan birim kök testlerinin sonuçları Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1:**Genelleştirilmiş Dickey-Fuller(ADF) ve Phillips-Perron(PP) Birim Kök Testleri**

Değişkenler	ADF (τ_τ)	Birinci Fark	ADF (τ_μ)
Log PI	-0.907 (0)	Δ Log PI	-4.330 (0)*
Log GI	-2.852 (1)	Δ Log GI	-3.671 (0)**
LogR	0.643 (2)	Δ LogR	-4.644 (1)*
Değişkenler	PP (τ_τ)	Birinci Fark	PP (τ_μ)
Log PI	-0.907 (0)	Δ Log PI	-4.330 (0)*
Log GI	-2.221 (0)	Δ Log GI	-3.636 (2)**
LogR	1.593 (22)	Δ LogR	-4.245 (11)*

¹Parantez içindeki değerler ADF ve PP testlerinin optimal gecikme uzunluklarını göstermektedir.

² τ_τ , birim kök regresyon denklemlerinde trend değişkeninin yer aldığı, τ_μ ise trend değişkeninin yer almadığını gösterir.

³ Optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesinde ADF testi için Schwartz bilgi kriteri, PP testi Newey-West yöntem kullanılmıştır.

⁴ADF ve PP testleri için Mac Kinnon (1991) kritik değerleri kullanılmıştır.

⁵ (*), (**) sırasıyla %1 ve %5 önem derecesinde temel hipotezin reddini gösterir

Değişkenlerin düzey değerlerine uygulanan birim kök test sonuçları, değişkenlerin durağan olmadığı temel hipotezini desteklemektedir. Seriler, ancak ilk farkları alındıktan sonra durağan hale gelmektedir. Böylece Log PI, Log GI ve Log R değişkenleri fark durağan $I(1)$ 'dir.

4.3. Koentegrasyon analizi

Değişkenlerin tamamının ilk farklarının durağan olduğunun tespitinden sonraki aşama, bu değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin varlığının araştırılması, diğer bir ifade ile koentegrasyon analizidir. Uygulamalı çalışmalarda genellikle koentegrasyon testlerinden Engle-Granger(1987), Johansen(1988) ve Johansen-Juselius(1990) testleri kullanılmaktadır. Engle ve Granger'ın önerdiği iki aşamalı koentegrasyon testinin kolay uygulanabilir olmasına rağmen önemli eksikleri vardır. Engle-Granger testinde, bir veya daha fazla koentegre vektörün varlığı arasında fark gözetilmez. Daha önemlisi farklı normelleştirmeler Engle-Granger test sonucunu değiştirebilir. Koentegrasyon test sonucunun, normelleştirme için değişkenlerin seçiminden etkilenmemesi gerekir. Johansen testi, zaman serileri seti arasında çıkan bütün koentegre vektörlerin hepsinin tahminlerini sağlama avantajına sahiptir. Bu çalışmada Engle-Granger testine göre, kısaca değindiğimiz üstünlüklerinden dolayı, en çok benzerlik tahmin yöntemine dayanan Johansen testi tercih edilmiştir.

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} - \Pi \Delta Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3)$$

burada, $\Gamma_i = -1 + \Pi_1 + \dots + \Pi_i$, $i = 1, \dots, k-1$, $\Pi = 1 - \Pi_1 - \dots - \Pi_k$, Δ ilk fark operatörü, μ sabit terim ve ε_t otokorrelasyonsuz ve normal dağılımlı hata terimi vektörüdür. 4 no'lu denklem $\Pi \Delta Y_{t-k}$ terimi dikkate alınmadığı takdirde, değişkenlerin birinci dereceden farklarının kullanıldığı geleneksel vektör otoregresif modeldir. Bu çalışmada Y vektörü üç değişkenli bir vektör olup, $Y = [\text{Log PI}, \text{Log GI}, \text{Log R}]$ dır.

Johansen koentegrasyon testi uygulamasında ilgilenilen, uzun dönem katsayılar matrisinin (Π) rankının tespiti, diğer bir ifade ile bu matristeki lineer bağımsız kolonların maksimum sayısının belirlenmesidir. Buna göre Π katsayılar matrisi, veri vektöründe (Y) yer alan değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi olup/olmadığı bilgisini verecektir. $0 < \text{rank}(\Pi) = r < p$ olduğu durumda, Y vektöründeki değişkenler arasında r sayıda koentegrasyon ilişkisi vardır. $\Pi = \alpha\beta'$ olup, α ve β matrisleri $p \times r$ boyutlu matrislerdir. α hata düzeltme parametrelerinin matrisi, β ise koentegre vektörlerin matrisidir. Johansen ve Juselius(1990), Y durağan olmasa bile $\alpha\beta'$ ve ΔY_t 'nin durağan olduğunu göstermişlerdir.

Johansen(1988) ve Johansen-Juselius(1990), Π matrisinin rankının diğer bir ifade ile koentegre vektörlerin (r) sayısının testi için trace ve maximal eigenvalue istatistiklerini önermişlerdir. Trace testi, r sayıda koentegre vektörden daha fazla olduğu alternatifine karşı en fazla r sayıda koentegre vektör olduğu temel hipotezine dayanmaktadır ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır.

$$\text{Trace} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

burada, $\hat{\lambda}_{r+1} \dots \hat{\lambda}_p$ tahmin edilmiş en küçük özdeğerlerdir. Maximal eigenvalue istatistiğinde, $r+1$ koentegre vektör olduğu alternatifine karşı r sayıda koentegre vektör olduğu temel hipotezi test edilmektedir. Maximal eigenvalue istatistiği aşağıdaki gibidir.

$$\lambda_{\max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

Johansen yönteminin sonucu gecikme uzunluğunun seçimine duyarlıdır. Bu nedenle, Johansen koentegrasyon testinin ilk aşaması vektör hata düzeltme modelindeki (VECM) kalıntıların otokorrelasyonsuz ve normal dağılımlı olmasını sağlayan uygun gecikme uzunluğunun (k) vektör otoregresif model (VAR) çerçevesinde

belirlenmesidir.Uygulamada gecikme uzunluğunun seçiminde AIC, SC gibi kriterler kullanılmaktadır.

Bu çalışmada, uygun gecikme uzunluğunun FPE, AIC; SC, HQ kriterlerine göre ($k=3$) üç olduğu tespit edilmiştir. Gecikme uzunluğunun belirlenmesinde uygulanan testlerin sonuçları Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2:

Vektör otoregresif modelde gecikme uzunluğunun belirlenmesi

Gecikme Uzunluğu	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-	0.00039	0.679	0.828	0.711
1	46.949	5.98 e-05	-1.225	-0.628	-1.095
2	23.372*	2.83 e-05	-2.037	-0.993	-1.810
3	16.294	1.80 e-05*	-2.661*	-1.169	-2.337*

¹ LR: Benzerlik oranı test istatistiği, FPE: Son Tahmin Hatası Kriteri, AIC:Akaike Bilgi Kriteri, SC: Schwarz Bilgi Kriteri, HQ: Hannan-Quinn Bilgi Kriteri’dir

² (*), uygun gecikme uzunluğunu gösterir.

Koentegrasyon için testin asimtotik dağılımı, modelde deterministik unsurları(sabit terim ve trend) dikkate alan varsayıma dayandığı için, ikinci önemli nokta sabit terim ve trendin modele dahil edilip edilmeyeceği konusu ile ilgili olacaktır. Bu konu koentegre vektör için, beş alternatif modelden gerçeğe daha yakın olan Model 2, Model 3 ve Model 4’den hangisinin seçileceği ile ilgilidir¹. Çalışmamızda üç modelden hangisinin uygun olduğu konusunda, “Pantula prensibi”(Hatemi-J,2002;129) kullanılarak karar verilecektir.

¹ Model 2: Koentegre denklemde otonom parametrenin yer aldığı, koentegre denklemde trend değişkenin VAR’da otonom parametrenin olmadığı durum.

Model 3: Koentegre denklemde ve VAR’da otonom parametrenin yer aldığı, koentegre denklemde trend değişkenin olmadığı durum.

Model 4: : Koentegre denklemde otonom parametrenin ve trend değişkenin yer aldığı. VAR’da trend değişkeninin olmadığı durum.

Tablo 3:
Koentegrasyon ilişkisi için renk ve model seçimi (Pantula prensibine göre)

Panel A: Trace istatistiği

r	Model 2	Model 3	Model 4
0	44.69 (34.91)	39.19 (29.68)	59.48 (42.44)
1	17.72 (19.96)*	14.11 (15.41)	24.59 (25.32)
2	7.06 (9.24)	6.20 (3.76)	7.18 (12.25)

Panel B: Maksimum eigenvalue istatistiği

r	Model 2	Model 3	Model 4
0	26.96 (22.00)	25.08 (20.97)	34.89 (25.54)
1	10.65 (15.67)*	7.91 (14.07)	17.40 (18.96)
2	7.06 (9.24)	6.20 (3.76)	7.18 (12.25)

¹ r , koentegre vektör sayısı

² Parantez içindeki değerler %5 kritik değerleri gösterir.

³ Kritik değerler Osterwald-Lenum(1992) den alınmıştır

Tablo 2 Panel A ve Panel B’de üç alternatif model için Trace ve Maksimum eigenvalue test istatistiklerinin sonuçları ve kritik değerler yer almıştır. Pantula yöntemi öncelikle Panel A daha sonra Panel B’ye uygulanacaktır. Bu yöntemle göre, en kısıtlı modelden ($r=0$ ve Model 2) başlayarak test istatistiği ile kritik değer karşılaştırılır. Model reddedilirse, r sabit tutularak Model 3’e geçilir. Bu işleme, temel hipotezin kabul edildiği ilk duruma kadar devam edilir. Bu yöntemle göre; Panel A’daki sonuçlar koentegre vektör sayısının bir ($r=1$) ve uygun modelin de Model 2 olduğunu göstermektedir. Aynı işlem Panel B için yapıldığında yine $r=1$ ve Model 2 seçilmiştir. Böylece her iki test sonucu birbiri ile tutarlı olup, koentegre denklemde otonom parametrenin olması gerektiğini öngörmektedirler. Koentegrasyon test sonuçlarına göre Log PI, Log GI ve Log R değişkenleri ortak trende sahip, kısaca koentegre değişkenlerdir.

Koentegre vektör sayısı ve uygun modelin spesifikasyonu belirlendikten sonraki aşama parametrelerin tahmini olacaktır. $r=1$ ve Model 2’ye dayandırılan tahminler Tablo 3’de verilmiştir.

Tablo 4:
Uzun Dönem Tahminleri

Değişken	Parametreler tahminleri	Standart hata	LR istatistiği (Prob)
Log GI	2.583	0.422	13.308 (0.0002)
Log R	1.906	0.199	2.731 (0.098)
C	-4.707	1.746	-

Koentegre vektör:: (log PI -2.583log GI-1.906Log R+4.707)

Log GI ve Log R değişkenlerinin Log PI ile uzun dönem ilişkisi içinde olup olmadıkları r serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımlı benzerlik oranı test(Likelihood ratio test) istatistiği ile araştırılabilir. Log GI için test istatistiği 13.308 olup, 1 serbestlik derecesi ile kritik değeri bütün anlamlılık düzeylerinde geçmektedir. Log R değişkeni ise ancak %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı sonuç vermiştir. Böylece Log GI ve Log R değişkenleri Log PI ile uzun dönem ilişkisi içindedirler.

Tahmin edilen parametrelerden kamu yatırım harcamalarının logaritmik değerinin(Log GI) özel sektör yatırım harcamaları (Log PI) üzerinde pozitif etkisinin olduğu görülmektedir. Bu sonuca göre; Türkiye’de 1980-2003 yılları arasındaki dönem için kamu harcamalarının, özel sektör yatırım harcamalarını çekme etkisinin(crowding-in) olduğunu ifade etmek mümkündür. Gerçekten 1980 sonrası dönemde kamu yatırım harcamalarının dağılımında imalat sanayii yatırımları daralmış, özel sektör yatırımlarını tamamlayıcı nitelikteki enerji ve ulaşım sektörünün ise payı artmıştır. Faiz oranının logaritmik değerinin(Log R) ise özel sektör yatırım harcamaları (Log PI) üzerindeki etkisinin, iktisadi beklentinin tersine pozitif olduğu görülmektedir.

4.4. Nedensellik Analizi

Koentegrasyon ilişkisinin varlığı, hem uzun dönem hem de kısa dönem ilişkilerinin önemli olduğunu göstermektedir. Analizin bu aşaması nedenselliğin kısa ve uzun dönemdeki yönünün tespitidir. Ekonometri alanında zaman serisi analizindeki son gelişmeler, durağan olmayan değişkenler[I(1)] arasındaki nedensellik ilişkisi testinin uygulamasında, doğru spesifikasyonun koentegrasyon analizi ile yakından ilgili olduğunu göstermektedir. Hendry- Juselius(2000) ve Masih-Masih(1997) doğru spesifikasyonun seçilmesinin önemini vurgulamışlardır. Koentegrasyon konusundaki gelişmeler, durağan olmayan ve koentegrasyon ilişkisinin de olmadığı tespit edilen değişkenler arasındaki nedenselliğin tespiti için vektör otoregresif model (VAR), durağan olmayan ancak koentegre olan değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi için ise, vektör hata düzeltme

modelinin (VECM) kullanılmasının daha uygun olduğu yönündedir. VAR modelde değişkenlerin ilk farklarının kullanılması uzun dönem ilişkisini ortadan kaldıracığı için, VAR model ancak değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkilerini gösterebilir. Ayrıca Standart Granger nedensellik testi (1988) ile tespiti mümkün olmayan, değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkisi VECM'de ayır edilebilmekte, böylece nedenselliğin kaynağı her iki dönem için de ayrı ayrı tespit edilebilmektedir. Vektör hata düzeltme modelinin önemli bir başka özelliği ise, aynı model içinde değişkenlerin hem düzey hem de fark değerlerini içeriyor olmasıdır.

Log PI, Log GI ve Log R değişkenleri arasında koentegrasyon ilişkisi tespit ettiğimiz için, Granger nedensellik testi için vektör hata düzeltme modeli kullanılacaktır. VECM aşağıdaki gibidir.

$$(1-L) \begin{bmatrix} \text{Log PI}_t \\ \text{Log GI}_t \\ \text{Log R}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p (1-L) \begin{bmatrix} \beta_{11i} & \beta_{12i} & \beta_{13i} \\ \beta_{21i} & \beta_{22i} & \beta_{23i} \\ \beta_{31i} & \beta_{32i} & \beta_{33i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Log PI}_{t-i} \\ \text{Log GI}_{t-i} \\ \text{Log R}_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \lambda_3 \end{bmatrix} [\varepsilon_{t-1}] + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Burada ε_{t-1} , uzun dönem ilişkisinden hesaplanmış hata düzeltme teriminin (ε) gecikmeli değeridir. Koentegrasyonun tanımı gereği, yukarıdaki VECM'de yer alan denklemlerin enaz birinde hata düzeltme terimi istatistiksel açıdan sıfırdan farklı olmalıdır. Böylece Log PI, Log GI ve Log R değişkenleri arasında enaz bir yada iki yönlü Granger nedenselliği olacaktır.

Koentegrasyon testinde olduğu gibi, Granger nedensellik testinin sonuçları da gecikme uzunluğunun seçimine duyarlıdır. Gecikme uzunluğu teorik olarak VAR model çerçevesinde belirlenmektedir. Bu çalışmada koentegrasyon testi için belirlenen gecikme uzunluğu 3'tür. Ancak değişkenler hata düzeltme modellerinde ilk farkları ile yer aldıkları için, Granger nedensellik testinde kullanılan gecikme uzunluğu, daha önce tespit edilmiş gecikme uzunluğunun bir eksiği olacaktır. Bizim çalışmamız için bu değer 2'dir.

Log PI, Log GI ve Log R değişkenleri için Granger nedensellik test sonuçlarının verildiği Tablo 5'de: (1) kısa dönem nedensellik: bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin toplamının anlamlılığı için F -testinin uygulaması, (2) Uzun dönem nedensellik: uzun dönem koentegrasyon ilişkisinden sağlanan hata düzeltme teriminin (HDT) anlamlılığı için t -testi uygulaması, (3) Uzun dönem dengesi kurmak için kısa dönem düzeltmeleri: her bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerinin toplamı ile hata düzeltme teriminin birlikte F -testi, yer almaktadır. Masih-Masih (1996), sadece kısa dönem nedenselliğin anlamlı olmasına zayıf Granger nedensellik, nedenselliğin iki kaynağının birlikte anlamlı olmasına da güçlü Granger nedensellik yorumunu getirmiştir

Tablo 5.
Granger nedensellik test sonuçları

	Nedenselliğin kaynağı			(bağımsız değişken)			
	Kısa Dönem			Uzun Dönem			
				HDT	Birlikte(kısa dönem,HDT)		
	$\Delta \text{Log PI}_t$	$\Delta \text{Log GI}_t$	$\Delta \text{Log R}_t$	ε_{t-1}	$\Delta \text{Log PI}_t, \varepsilon_{t-1}$	$\Delta \text{Log GI}_t, \varepsilon_{t-1}$	$\Delta \text{Log R}_t, \varepsilon_{t-1}$
Bağımlı Değişken	<i>F</i> -istatistiği			<i>t</i> -istatistiği	<i>F</i> -istatistiği		
$\Delta \text{Log PI}_t$	-	0.074 (0.963)	6.342** (0.041)	0.274 (0.787)	-	0.158 (0.984)	6.347*** (0.095)
$\Delta \text{Log GI}_t$	6.204 ** (0.045)	-	1,213 (0.545)	2.035*** (0.061)	9.083** (0.028)	-	4,632 (0.200)
$\Delta \text{Log R}_t$	16.688 * (0.000)	0.296 (0.862)	-	2.716** (0.016)	20.394* (0.000)	20.394* (0.001)	-

İparantez içindeki rakamlar olasılık değerleridir.

2 (*), (**) ve (***) %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyine göre istatistiksel açıdan anlamlı olduğunu göstermektedir

Tablo 5'deki sonuçlar kısa dönem dinamikleri açısından değerlendirilirse, sadece faiz oranının özel sektör yatırım harcamalarının Granger nedeni olduğu anlaşılmaktadır. Kamu harcamalarından özel sektör yatırım harcamalarına doğru ilişki tespit edilmezken, özel sektör yatırım harcamalarından kamu harcamalarına doğru %5 anlamlılık düzeyinde nedensellik ilişkisinin var olduğu görülmektedir. Faiz oranları yine %5 anlamlılık düzeyinde özel sektör yatırım harcamalarının Granger nedenidir. Böylece faiz oranı ile özel sektör yatırım oranı arasında iki yönlü Granger nedensellik ilişkisi vardır. Hata düzeltme terimi(ε_{t-1}), özel sektör yatırım harcamaları denkleminde istatistiksel açıdan anlamsız bulunmuştur. Böylece önceki dönemde uzun dönem dengesinden sapmaya özel sektör yatırım harcamaları(Log PI) tepki vermeyecektir. Tablo 5'in son üç sütunundaki sonuçlara göre faiz oranından özel sektör yatırım harcamalarına doğru %10 anlamlılık düzeyinde, özel sektör yatırım harcamalarından kamu harcamalarına doğru %5 anlamlılık düzeyinde, yine sektör yatırım harcamaları ve kamu harcamalarından faiz oranına doğru tüm anlamlılık düzeylerinde güçlü Granger nedensellik ilişkisi vardır. Bu sonuçlara göre; zaman içinde meydana gelen bir dengesizlikte hükümet harcamalarından daha fazla faiz oranı kısa dönem düzeltmeleri yapacak, diğer bir ifade ile uzun dönem dengesini yeniden kurmanın yükünü taşıyacaktır.

5.Sonuç

Türkiye’de 1980-2003 dönemi için kamu yatırım harcamalarının özel sektör yatırımları üzerindeki dışlama/çekme etkisinin araştırıldığı bu çalışma, zaman serisi analizi yöntemlerinden birim kök, koentegrasyon ve Granger nedensellik analizlerine dayandırılmıştır. Çalışmanın amacına göre, analizlerde özel sektör yatırımları harcamaları, kamu yatırım harcamaları ve faiz oranı değişkenleri kullanılmıştır. Değişkenlerin durağanlığın tespiti için uygulanan ADF ve PP birim kök testleri, değişkenlerin ilk farklarının durağan olduğu sonucunu vermiştir. Johansen koentegrasyon test sonucu, bu üç değişkenin (özel sektör yatırımları harcamaları, kamu yatırım harcamaları, ve faiz oranı) uzun dönem ilişkisi içinde olduğunu göstermiştir. Özel sektör yatırım harcamaları üzerine normalleştirilen koentegre vektörden sağlanan sonuçlara göre, kamu harcamaları özel sektör yatırım harcamaları üzerinde pozitif etkisi vardır. Böylece 1980- 2003 dönemi için kamu harcamalarının, özel sektör yatırımlarını tamamlayıcı özellikte olduğu, diğer bir ifade ile çekme etkisinin varlığı sonucuna ulaşılmıştır. Granger nedensellik test sonuçlarına göre faiz oranı kısa ve uzun dönemde özel sektör yatırımlarının Granger nedeni iken kamu harcamaları özel sektör yatırım harcamalarının Granger nedeni değildir. Yine özel sektör yatırım harcamalarının bağımlı olduğu modelde uzun dönem ilişkisinden sağlanan hata düzeltme terimi istatistiksel açıdan anlamlı değildir. Buna göre uzun dönem dengesinden sapmaya özel sektör yatırım harcamaları tepki vermeyecektir.

Kaynakça

- Apergis, N., (2000). "Public and private investments in Greece: complementary or substitute 'goods'?", *Bulletin of Economic Research* 53, 225-234.
- Ashauer, D.A., (1985). "Fiscal Policy and Aggregate Demand", *American Economic Review*, 117-128.
- Badawi, A., (2003). "Private capital formation and public investment in Sudan: Testing the substitutability and complementarity hypotheses in a growth framework", *Journal of International Development* 15, 783-799.
- Bahmani-Oskooee, M., (1999). "Do Federal Budget Deficit Crowd Out or Crowd In Private Investment?", *Journal of Policy Modeling* 21, 633-640.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J.(1987), "Cointegration and error correction: representation estimation and testing", *Econometrica* 55, 251-276.
- Granger, C.W.J. (1988). "Some recent developments in a concept of causality", *Journal of Econometrics* 39, 199-211.
- Hallam, D., Zanolli, R. (1993), "Error-correction models and agricultural supply response", *European Review of Agricultural Economics* 20 (2). 151-166.
- Hatemi-J, (2002). "Fiscal policy in Sweden: effects of EMU criteria convergence", *Economic Modelling* 19, 121-136.
- Hendry, D.F., Juselius, K.(2000). "Explaining cointegration analysis: Part 1". *Energy Journal* 21, 1-42.
- Johansen, S.,(1988), "Statistical methods of econometrics" , *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
- Johansen, S., Juselius, K.(1990). "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-With application to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.

Masih, A.M.M., Masih R. (1996). "Energy consumption, real income and temporal causality;results from a multi-country study based on cointegration and error-correction modeling techniques", *Energy Economics*.18,165-183.

Masih, A.M.M., Masih R. (1997). " On the Temporal Causal Relationship Between Energy Consumption, Real Income, and Prices: Some New Evidence from Asian- Energy Dependent NICs Based on A Multivariate Cointegration/Vector Error-correction Approach", *Journal of Policy Modelling* 19(4), pp.417-440.

Monadjemi, M.S., Huh, H., (1998). "Private and Government Investment: A Study of Three OECD Countries", *International Economic Journal* 12, 93-104.

Narayan, P.K., (2004). "Do Public Investments Crowd Out Private Investments? Fresh Evidence from Fiji", *Journal of Policy Modeling* 26, 747-753.

Phillips, P., Perron, P. (1988), "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika* 75, 335-346.