

## TÜRKİYE'DE KAMU SABİT SERMAYE YATIRIMLARININ VERİMLİLİĞİ: SINIR TESTİ İLE EKONOMETRİK BİR YAKLAŞIM, 1963–2002

Muammer ŞİMŞEK\*

Cem KADILAR\*\*

### ÖZET

*Bu çalışma; 1963–2002 döneminde kamu sabit sermaye yatırımlarının Türkiye'deki özel imalat sanayii çıktısına etkisini araştırmaktadır. Çalışmada kamu sabit sermaye yatırımlarının çıktı üzerindeki uzun dönemli etkisini tahmin etmek için; Pesaran vd. (2001)'in önerdiği sınır testi (bounds test) yöntemi ile eşbütünleşme analizi yapılmıştır. Elde edilen bulgulara göre; Türkiye'deki kamu sabit sermaye yatırımları ile reel özel imalat sanayii çıktısı eşbütünleşiktir. Sonuçlar, kamu sabit sermaye yatırımlarının özel imalat sanayii çıktısı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir.*

*Anahtar Kelimeler:* Kamu sabit sermaye yatırımları, verimlilik, birim kök, kısıtsız hata düzeltme modeli, eşbütünleşme analizi, sınır testi, kritik sınır değerleri.

### 1. GİRİŞ

Kamu sermayesi, merkezi ve yerel yönetimlerin mülkiyetindeki sermaye mallarını kapsamaktadır. Bunlar kamu kesiminin mülkiyetindeki; yönetim, eğitim ve sağlık birimlerinin her türlü tesislerini, iç güvenlik ve adalet hizmetlerinin tesislerini, milli savunma faaliyetlerinin silahlarını, araçlarını ve tesislerini, ulaştırma (yollar, hava ve deniz limanları vb), haberleşme, elektrik, gaz ve su tesislerini ve dağıtım şebekelerini, yangın vb. diğer hizmetler için yapılan bütün tesisleri, araçları ve gereçleri kapsamaktadır.

Kamu sermaye stokunun; özel sektör çıktısını doğrudan ve dolaylı olarak çeşitli kanallarla artırdığı yolundaki düşünce *kamu sermayesi hipotezi* olarak isimlendirilmektedir. Bu hipoteze göre, kamu sermayesinin özel sektör çıktısını artıran *doğrudan etkiler*; kamu sermayesinin özel sektör firmalarına ara hizmetler sağlamasıyla elde edilmektedir. Yani kamu hizmetleri, ekonomideki üretim sürecinin akışını kolaylaştırmaktadır. Bu nedenle kamu sabit sermaye yatırımları üretimde kullanılan özel girdilerin bir tamamlayıcısı olarak görülmektedir. Ayrıca doğrudan etkiler, özel sektörün yararlandığı kamu

---

\*Doç.Dr., Cumhuriyet Üniversitesi, Cumhuriyet M.Y.O., Sivas.

\*\*Doç.Dr., Hacettepe Üniversitesi, İstatistik Bölümü, Beytepe-Ankara.

sermayesinin marjinal ürününün pozitif olması vasıtasıyla da ortaya çıkmaktadır.

Dolaylı etkiler, kamu ve özel sermayenin üretim sürecinde tamamlayıcı olduğu varsayımına dayanmaktadır. Yani özel sermaye hizmetlerinin marjinal ürününün, kamu sermaye hizmetlerinin akışına göre pozitif olmasıdır. Bir başka anlatımla dolaylı etkiler, ekonomik bir faktörün (kaynağın) kullanılan miktarının, diğer faktörün marjinal ürünü üzerindeki etkisini göstermektedir. Yani belirli bir fiyat düzeyindeki, özel sektör çıktısı daha fazla talep edildikçe, onları üreten özel sermayenin birikimi de daha fazla miktarda talep edilmiş olacağı için; kamu sermayesindeki bir artış, özel sermaye çıktısının marjinal verimliliğini de artıracaktır. Böylece sermayenin marjinal ürünündeki artış, gelecekte özel sektör çıktısının artmasını sağlayan özel sermaye birikimini de artıracak demektir.

Bununla birlikte, kamu sermayesindeki bir artışın dolaylı etkisinin her zaman ve mutlaka pozitif olması da gerekmemektedir. Eğer kamu ve özel sermaye birbirlerine rakip (ikame) iseler, o zaman bu etki negatif olacaktır. İktisat teorisi; kamu ve özel sermayelerin, birbirlerinin tamamlayıcısı mı, yoksa ikamesi (rakibi) mi oldukları konusunda herhangi bir şeyi kesin olarak belirtmemektedir. Bununla birlikte kamu harcamalarının, özel sektör harcamalarının ikamesi olduğunu belirten çok sayıda çalışma yapılmıştır.<sup>1</sup>

Kamu sektöründeki sermaye birikimi ve özel sektörün verimliliği arasındaki ilişki çok sayıda çalışmaya konu olmuştur. Bu çalışmalar farklı yaklaşımlarla ve farklı modellerle yapılmışlar ve farklı sonuçlar ortaya koymuşlardır. Bu çalışmalar arasında fazla miktarda oluşu nedeniyle önce ABD ile ilgili olanlardan bahsetmek uygun olacaktır.

Keeler ve Ying (1988:69-85) yaptıkları çalışmada; ABD de 1950-73 arası dönemde anayol şebekesinin altyapısındaki hızlı büyümenin, yük taşımacılığındaki verimlilik artışında güçlü ve pozitif bir etki meydana getirdiği, sonuçların ayrıca bu yatırımların faydasının önemli olduğunu gösterdiği belirtilmektedir.

Aschauer (1989:177-199) ABD kamu sermaye birikiminin; ABD özel yatırım ve çıktısı üzerindeki etkisini ortaya koymak için yaptığı analizlerde;

---

<sup>1</sup>Bunlara örnek olarak Aschauer (1985:117-127) in çalışması verilebilir. Ayrıca bazı çalışmalarda kamu harcamalarının, özel harcamaların doğrudan ikamesini sağlayan kanallar belirtilmektedir. Bunlara örnek olarak da, Kormendi (1983:994-1010), Kormendi ve Meguire (1986:1180-1187; 1990:804-817) verilebilir.

### *Kamu Sabit Sermaye Yatırımları*

önemli ve pozitif etkiler elde etmiştir. Tatom (1991:3-15) un 2 nci Dünya Savaşı sonrası dönemde ABD nin deneyimlerine dayalı olarak elde ettiği bulgular; kamu sermaye harcamalarındaki bir artışın; özel sektör çıktısı, verimliliği ve özel sermaye birikimi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olmadığını göstermiştir. Tatom, kendisinden önce yapılan çalışmalarda kamu sermayesinin özel sektör çıktısı üzerinde pozitif ve anlamlı etki meydana getirdiğine ilişkin iddiaların sahte tahminlerden kaynaklandığını belirtmektedir. Tatom ayrıca, yine kendisinden önceki çalışmaların, verimlilik trendleri ve enerji fiyatlarındaki değişimler gibi önemli ihmallerin bulunduğunu da belirtmektedir.

ABD deki kamu kapital stokunun verimlilik üzerindeki etkisini Aschauer'in (1989) modelindeki değişkenlerin ilk farklarını alarak tahmin eden Sturm ve de Haan (1995:60-72) da analizlerinden kesin olmayan (belirsiz) sonuçlar elde etmişlerdir.

Kamu altyapısının ABD nin imalat sanayiindeki firmalara katkısını değerlendiren Morrison ve Schwartz (1992) altyapı yatırımlarının, imalat sanayiindeki firmalara doğrudan anlamlı bir fayda sağladığını ve böylece verimlilik artışlarını olumlu yönde etkilediğini belirtmektedirler. Ayrıca çıktı ve kamu altyapı harcamalarının büyümesindeki nispi artış vasıtasıyla ortaya çıkan dolaylı etkilerin de net faydaları artırdığını ifade ediyorlar.

Nadiri ve Mamuneas (1994) kamu kesiminin finanse ettiği altyapı ve A&G sermayesinin; ABD imalat sanayiinin belirli bir bölümündeki maliyet yapısı ve verimliliğine etkisini incelemişlerdir. Sonuçlara göre, kamu kesiminin finanse ettiği altyapı ve A&G harcamaları, verimlilik artışlarına katkıda bulunmaktadır. Bu katkıların boyutu, endüstriler arasında önemli ölçüde farklılık göstermektedir. Ancak kamu sermayeli altyapı ve A&G, incelenen endüstrilerdeki TFP (toplam faktör verimliliği) artışlarına esas katkı sağlayan unsurlar değildir. Çalışmada ayrıca kamu ve özel sektörlerin birbirlerini tamamlayıcı oldukları görülmüştür.

Andrews ve Swanson (1995:204-211) nun çalışmasında ABD deki kamu sermaye stoku; işgücü ve özel sermaye gibi üretim sürecine bir girdi olarak dahil edilmiştir. Sonuçlar; kamu sermayesine yapılan ilave bir yatırımın özel sektör üzerinde pozitif bir etki meydana getirdiğini, fakat bu etkinin daha önce yapılan çalışmalarda elde edilen pozitif etkilerden daha küçük olduğunu göstermiştir.

Periera ve de Frutos (1999:300-322), ABD kamu sermayesinin özel sektör üzerindeki etkisini analiz etmişlerdir. Onlara göre işgücünün verimlilik artışındaki bir azalma, kamu yatırım harcamalarındaki bir yavaşlama ile

açıklanabilir. Tahmin sonuçları uzun dönemdeki, özel sermaye birikimi ve istihdam kadar, kamu sermayesinin de özel çıktı üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir. Çalışmada ayrıca, kamu sermayesinin verimli olduğu belirtilmektedir.

ABD dışındaki diğer bazı çalışmalar da şöyle sıralanabilir: Blejer ve Khan (1984:379-403) in, gelişen ülkelerdeki hükümet politikaları ile özel yatırımlar arasındaki ilişkiyi konu alan ve 24 ülkeyi kapsayan kesit araştırması çalışmasında iki önemli sonuç açıklanmaktadır: Bunlardan birincisi, özel sektörün yatırım davranışı için gelişen ülkelere özgü bir model tesis etmenin mümkün olduğu ve buradan belirli bir ülke için de uygun bir modelin türetilebileceği ifade edilmektedir. İkinci olarak çalışmada, kamu politikası ile özel sermaye birikimi arasında doğrudan bir ampirik bağlantının kurulduğu belirtilmektedir. Sonuçların; gelişen ülkelerdeki kısıtlı finansman imkanları ile özel sektöre kredi akışını değiştiren para politikalarının özel yatırımları zorladığı, bunların özel sektörün yatırım kararlarını doğrudan etkileyerek değiştirebileceğini gösterdiği belirtilmektedir. Ayrıca kamu sektörü yatırımlarının, özel sermayenin birikim sürecinde, sayısal olarak önemli bir role sahip olduğunun görüldüğü de ifade edilmektedir.

İngiltere'deki kamu sermayesinin verimlilik artışlarına etkisini ölçmeyi amaçlayan Lynde ve Richmond (1993:880-893), çalıştıkları dönemi ikiye ayırmışlardır. Bulgular; 1980 öncesi kamu ve özel sermayenin verimlilik artışlarına katkılarının karşılaştırılabilir büyüklükte olduğunu, buna karşılık 1980 sonrasında ise kamu sermayesinin katkısının önemli ölçüde azaldığını göstermiştir. Ayrıca sonuçlar, İngiltere'de kamu ve özel sermayenin tamamlayıcı olduklarını da göstermiştir.

İsveç'te (1960-88) dönemindeki kamu sabit sermayesinin özel sektör çıktısı ve verimlilik artışına katkısını değerlendirmeyi ve ölçmeyi amaçlayan Berndt ve Hansson (1991) in elde ettikleri bulgular, diğer koşullar sabitken kamu sabit sermayesindeki artışların özel sektör maliyetlerini azalttığını göstermiştir. Seitz'in (1994:287-307) Batı Alman imalat sanayiindeki 31 endüstriden oluşan bir panele uyguladığı modelin analizinden elde edilen sonuçlar da, kamu sermayesinin özel sermayeyi tamamlayıcı olduğunu göstermiştir.

48 ülkeyi kapsayan panel veri analizinde, kamu sermayesi ile cari kamu hizmetlerinin özel üretime katkısının boyutunu değerlendiren Evans ve Karras (1994:1-11), araştırmalarında kamu sektörünün cari eğitim faaliyetlerinin verimli olduğunu, ancak ele alınan diğer kamu harcamalarının verimli olduğuna ilişkin bir bulgu elde edilemediğini belirtmişlerdir. Ayrıca kamu sermayesinin

çoğunlukla, istatistiksel olarak anlamlı ve negatif verimli sonuç verdiği de ifade edilmektedir.

Dalamagas (1995:385-414) Yunanistan'daki kamu yatırımlarının; imalat sanayiinin performansına ve ekonomik büyümeye etkilerini araştırmıştır. Sonuçlar; kamu sermaye birikiminin boyutunun ve kamu sektörünün farklı zamanlardaki kaynak tahsislerinin, imalat sanayiindeki maliyet ve karların belirlenmesinde önemli olabileceğine ilişkin görüşü desteklemektedir. Diğer yandan kamu açıklarının karşılaştırılabilir olduğunu veya imalat sanayiindeki çıktının belirlenmesinde belirleyici öneme sahip olabileceğini gösterdiği ifade edilmektedir. Ayrıca kamu ve özel sermayenin de tamamlayıcı oldukları da belirtilmektedir.

Hindistan verileri üzerinde çalışan Serven (1996) in çalışmasından elde ettiği bulgular uzun dönemde kamu sabit sermayesinin, özel sermaye yatırımlarının verimliliğini artırması (crowd in) nedeniyle özel sermayeyi çekici bir etki meydana getirdiğini, ancak kamu sermayesinin girişte belirtilen diğer diğer çeşitlerinin, özel sermaye üzerinde zıt bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir. Buna karşılık analizin sonuçlarına göre kısa dönemde, kamu sermayesinin bütün çeşitleri özel yatırımları dışlayıcı (crowd out) bir etki meydana getirmektedir.

Sturm (1997) da Hollanda'nın kamu sabit sermayesinin özel sektöre etkisini incelemiştir. Sonuçlar, Hollanda'da korunan sektörlerin altyapı yatırımlarından yararlandığını gösterirken, özel girdilerle kamu altyapı yatırımları arasında açık bir ilişki elde edilememiştir.

Şili ekonomisindeki kamu altyapısının, (1960-95) dönemindeki çıktıya katkısını değerlendiren Albala-Bertrand ve Mamatzakis'in (2001:195-198) elde ettiği sonuçlar, kamu sabit sermayesinin verimliliğinin anlamlı olduğunu ortaya koymuştur. Ayrıca Mamatzakis (2002:147-160) Yunanistan'daki kamu sabit sermayesi ile özel çıktı arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Analiz, kamu altyapı harcamalarındaki yüzde onluk bir artışın, Yunan özel imalat sanayi sektöründe yüzde 1.4 lük bir artışa yol açtığını göstermiştir.

Rovolis ve Spence (2002:393-419) Cobb-Douglas üretim fonksiyonunu kullanarak Yunanistan'daki kamu sermayesinin özel imalat sanayiine etkisini incelemiştir. Elde edilen sonuçlar yakın zamanlardaki ekonomik kalkınmada özel yatırımlar azalırken özel sermayenin rolünün marjinal düzeye indiğini, işgücü ve kamu sermayesinin her ikisinin rolünün de pozitif ve anlamlı olduğunu göstermiştir. Kamu sermayesini "verim" ve "sosyal" altyapı bakımından sınıflandıran yazarlar, verimli altyapının özel sektör maliyetlerinde önemli bir azalmaya yol açtığını ve böylece üretim çıktısı üzerinde pozitif bir

etki meydana getirdiğini, buna karşılık sosyal altyapının etkisinin ise daha az olduğunu ve çoğunlukla anlamsız ve/veya negatif olduğunu belirtmektedirler. Ayrıca altyapı ile işgücü ve ara girdiler arasında önemli bir ilişkinin mevcut olduğu da ifade edilmektedir.

Son olarak Türkiye’de, 1980-2000 döneminde kamu sektörü sermaye birikiminin özel imalat sanayii performansına etkisi Karadağ vd. (2003) tarafından analiz edilmiştir. Sonuçlar kamu sermayesinin özel sektör çıktısı üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir. Ayrıca sonuçların kamu sermayesinin, kamu sektör girdileri üzerinde tamamlayıcı bir etkiye sahip olduğunu gösterdiği de belirtilmektedir.

Bu çalışma 1963-2002 döneminde Türkiye’deki kamu sabit sermaye yatırımlarının, özel imalat sanayii çıktısı üzerindeki uzun dönemli etkilerinin ekonometrik analizini içermektedir. İncelenen dönemde Türkiye’nin ekonomi politikalarında ve ekonomik yapısında önemli gelişmeler yaşanmıştır. Bunlardan birincisi, Türkiye Ekonomisinde yaşanan krizlerdir. İkincisi, devletin ekonomideki rolünün azaltılması, ekonomik yapının piyasa ekonomisine dönüştürülmesi için özelleştirme ve dışa açılma çabalarıdır. Üçüncüsü bu çerçevede gerçekleştirilmeye çalışılan yeniden yapılanma faaliyetleridir. Kısaca ifade etmek gerekirse, Türkiye’de 1980 sonrası devletin ekonomideki rolü azaltılmaya çalışılmaktadır. Bu nedenle kamu kesimi sermayesi ile özel sermaye arasındaki ilişkinin incelenmesi önemlidir.

Bu çalışmada iki önemli hipotez sınanacaktır: Bunlardan birincisi, ele alınan dönemde kamu sermayesinin özel sektör çıktısına önemli bir katkısının olup olmadığıdır. İkincisi ise, yine bu dönemde kamu sermayesinin özel sermayeyi dışlayıcı veya tamamlayıcı bir etki meydana getirip getirmediğidir. Yani bu çalışmanın amacı, kamu sabit sermaye yatırımları ile çıktı arasındaki uzun dönemli ilişkiyi değerlendirmektir. Bu amaçla eşbütünleşme analizi Cobb-Douglas üretim fonksiyonu çerçevesinde, Pesaran vd. (2001) in sınır testi yaklaşımı ile gerçekleştirilecektir.

Bu çalışmanın planı şöyledir: İzleyen kısımda, Pesaran vd.(2001) in geliştirdiği ‘sınır testi’ yaklaşımı tanımlanmaktadır. Ayrıca verilerin açıklamaları yapılmakta ve kaynaklar belirtilmektedir. Üçüncü kısımda, Türkiye’nin kamu sabit sermaye yatırımlarını içeren bir üretim fonksiyonu için, oluşturulan kısıtsız hata düzeltme modeli (HDM) ve *sınır testi* yaklaşımları kullanılarak elde edilen ampirik bulgular verilmektedir. Son kısımda, elde edilen sonuçlar yer almaktadır.

## 2. YÖNTEM VE VERİLER

Kamu sermayesini de kapsayan bir üretim fonksiyonu şöyle ifade edilebilir:

$$O_t = A_t^* f(K_t^a, L_t^b, G_t^c) \quad (1)$$

(1) numaralı denklemde;  $A_t^*$ , toplam faktör verimliliğini temsil eden bir teknoloji indeksi;  $K_t$ , özel sektör sermayesini;  $L_t$ , işgücü;  $G_t$ , kamu kesimi sermayesini göstermektedir.

Cobb-Douglas'ın formunu kullanarak (1) numaralı denklem logaritmik formda Aschauer (1989:177-199) ve Gramlich (1994:1176-1196) in de kullandığı şekliyle aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\ln O_t = \ln A_t^* + a \ln K_t + b \ln L_t + c \ln G_t + u_t \quad (2)$$

Yukarıdaki denklemde;  $t$ , dönemi;  $O_t$ , özel imalat sanayii çıktısını;  $A_t^*$ , teknolojik gelişmenin bir ölçümünü (bir olarak alınmıştır);  $K_t$ , reel özel sabit sermaye yatırımlarını;  $L_t$ , reel işgücünün miktarını;  $G_t$ , reel kamu sabit sermaye yatırımlarını;  $u_t$  hata terimini ve  $a$ ,  $b$ ,  $c$  de katsayıları göstermektedir.

Kremers *vd.* (1992:325-348) sınırlı bir döneme ilişkin verileri kapsayan istatistiksel analizde,  $I(1)$  olan değişkenler arasında eşbütünsellik ilişkisi olmayabileceğini belirtmektedir. Yine Mah (2000:237-244) de hata düzeltme modelinin; Johansen (1988:231-254) ile Johansen ve Juselius (1990:169-210) yöntemleri ile sınırlı bir döneme dayalı verilerle yapıldığında, sonuçlarının güvenilir olmadığını belirtmektedir. Bu nedenle Türkiye'nin sınırlı gözleme sahip olan (39 gözlem) kamu sabit sermaye yatırımlarının eşbütünleşme analizi; kısıtsız HDM ne dayalı olan Pesaran *vd.*(2001) in '*sınır testi*' yaklaşımı kullanılarak yapılacaktır.

Bu yöntem; yaygın olarak kullanılan eşbütünleşme analiz yöntemlerinden Engle ve Granger (1987:251-276), Johansen (1988) ile Johansen ve Juselius (1990)'nın çalışmalarına göre iki önemli avantaja sahiptir: Birincisi sınır testi; bağımsız değişkenlerin,  $I(0)$ ,  $I(1)$  veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına bakmadan uygulanabilmektedir. İkincisi ise bu yöntem, az sayıda gözleme sahip olan verilerle de gerçekleştirilebilmektedir. Dolayısıyla, sınır testinin kritik değerleri standart F dağılımına uymamaktır. Bu nedenle, Pesaran *vd.* (2001) testin kritik değerlerini çalışmasında elde ederek vermiştir.

Bu çalışmada, kamu sabit sermayesi ile diğer değişkenlerin eşbütünsellik ilişkisi, aşağıdaki kısıtsız hata düzeltme modeline dayanan sınır testi yaklaşımı ile tahmin edilmektedir:

$$\Delta \ln O_t = b_0 + \sum_{i=0}^n b_{1i} \Delta \ln K_{t-i} + \sum_{i=0}^n b_{2i} \Delta \ln L_{t-i} + \sum_{i=0}^n b_{3i} \Delta \ln G_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_{4i} \Delta \ln O_{t-i} + b_5 \ln O_{t-1} + b_6 \ln K_{t-1} + b_7 \ln L_{t-1} + b_8 \ln G_{t-1} + b_9 t_r + v_t \quad (3)$$

Yukarıdaki denlemede;  $\Delta \ln O$ ,  $\Delta \ln K$ ,  $\Delta \ln L$  ve  $\Delta \ln G$  sırayla; reel özel imalat sanayii çıktısı, reel özel sabit sermaye yatırımları (K), reel işgücü (L) ve reel kamu sabit sermaye yatırımları (G) serilerinin logaritmalarının ilk farklarıdır.  $t_r$  trend terimi ve  $v_t$  de seri korelasyonu olmayan hata terimidir. 1963 – 2002 dönemini kapsayan yıllık veriler DPT ve DIE kaynaklarından alınmıştır. Kullanılan seriler GSYİH deflatörü ile reel hale getirilmişlerdir.

Test aşağıdaki gibi uygulanmaktadır: (3) numaralı denklem, en küçük kareler (EKK) yöntemiyle önce trendli ve trendsiz olarak iki kez tahmin edilmektedir. Sonra uzun dönemli ilişkinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi; (3) numaralı denklemdeki  $\ln O_{t-1}$ ,  $\ln K_{t-1}$ ,  $\ln L_{t-1}$  ve  $\ln G_{t-1}$  gecikmeli değişkenlerinin katsayılarına sıfır kısıtı getirilerek test edilmektedir. Buradaki ortak anlamlılık testi; biçimsel olarak sıfır ve alternatif hipotezlerle ve sırayla trendli ve trendsiz modeller için şöyle ifade edilebilir:

$$H_0 : b_5 = b_6 = b_7 = b_8 = b_9 = 0 \quad H_0 : b_5 = b_6 = b_7 = b_8 = 0 \\ H_A : b_5 \neq b_6 \neq b_7 \neq b_8 \neq b_9 \neq 0 \quad \text{ve} \quad H_A : b_5 \neq b_6 \neq b_7 \neq b_8 \neq 0$$

Yüzde 5 anlamlılık düzeyinde F istatistiği eğer alt ve üst sınırlardan oluşan kritik sınır değerlerinin dışına düşerse; o zaman bağımsız değişkenlerin bütünleşme derecesini hesaba katmaksızın kesin bir yorum yapılabilmektedir. Örneğin, F istatistiği; eğer kritik üst sınır değerinden daha büyükse, o zaman eşbütünsellik ilişkisi (uzun dönemli ilişki) bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Buna karşılık F istatistiği eğer kritik alt sınır değerinden daha küçükse, bu durumda da sıfır hipotezi kabul edilmektedir.

F istatistiğinin kritik sınırların arasında kalması halinde kesin bir yorum yapılamamaktadır. Bu durumda herhangi bir sonuca varılmadan önce, bağımsız değişkenlerin bütünleşme derecelerinin ( $I(0)$ ,  $I(1)$ ) bilinmesi gerekmektedir.

### 3. AMPİRİK BULGULAR

Uygun gecikme sayısını ( $k$ ) ve bir deterministik doğrusal trende ihtiyaç olup olmadığını belirlemek için (3) numaralı model EKK yöntemi ile iki kez tahmin edilmektedir. İlk tahmin;  $k = 1, 2, \dots, 5$  gecikmeleri için doğrusal bir zaman trendi dahil edilerek, ikincisi ise aynı gecikmeler için trendsiz olarak yapılmaktadır. Gözlem sayısı az olduğu için en çok 5 gecikme değeri kullanılabilmiştir. Bütün regresyon modelleri, 1963-2002 dönemini



kapsamaktadır. Tablo 1'de sırasıyla; Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Kriteri (SC) ve Lagrange Çarpanı (LM) Testi değerleri gösterilmektedir.

Tablo 1 incelendiğinde AIC ve SC değerlerine göre hem trendli ve hem de trendsiz yapılarda gecikme sayısı "5" olan modelin seçilmesi gerekmektedir. Ancak (LM testine göre "5" gecikmeli modelden sonra en küçük AIC ve SC değerlerine sahip "3" gecikmeli modelin de artıklarında serisel korelasyon sorununun olmaması nedeniyle ve "5" gecikmeli modele göre "3" gecikmeli modelin daha öz (parsimonious) bir model olmasından dolayı seriye en uygun model olarak gecikme sayısı "3" olan modelin seçilmesi uygun görülmüştür.<sup>2</sup>

**Tablo 1.** (3) numaralı Denklemin Gecikme Sayısının Seçimi İçin İstatistikler

1	Deterministik Trendli			Deterministik Trendsiz		
	AIC	SC	LM	AIC	SC	LM
1	-2.385	-1.825	4.122	-2.361	-1.844	1.289
2	-2.312	-1.571	0.271	-2.306	-1.610	0.128
3	-2.910	-1.986	0.009	-2.745	-1.865	0.419
4	-2.696	-1.585	0.442	-2.525	-1.458	0.311
5	-3.505	-2.203	0.400	-3.563	-2.306	0.369

Not:  $k$ , (3) numaralı modelin gecikme sayısını göstermektedir. AIC ve SC; Akaike ve Schwarz Bilgi Kriterleridir. LM değerleri de artıkların seri korelasyon testinden elde edilen LM istatistikleridir.

Tablo 2 de; doğrusal trendli ve katsayılar kısıtlı, trendli ve katsayılar kısıtsız ve bir de trendsiz olarak üç farklı durumda; (3) numaralı denklemden uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmek için yapılan tahminlerden elde edilen F ve t istatistiklerinin değerleri verilmektedir.  $F_{III}$ , (3) numaralı modelde trend terimi yokken gecikmeli düzey değişkenlerin katsayılarının sıfır kısıtlaması ile Wald testinden elde edilmektedir.  $F_{IV}$  ve  $F_V$  ise sırasıyla; (3) numaralı modelde deterministik trendli olarak;  $b_5 = b_6 = b_7 = b_8 = b_9 = 0$  ve  $b_5 = b_6 = b_7 = b_8 = 0$  kısıtlamalarının testinden elde edilmektedir.

<sup>2</sup> (3) numaralı modelin tahmininde, bütün değişkenler için aynı gecikme sayısı kullanılmıştır. Uygun gecikme sayılarının belirlenmesinde AIC, SC kriterleri ve LM test sonuçları esas alınmıştır.

**Tablo 2.** (3) Numaralı Eşitliğin Anlamlılık Testi için F ve t İstatistikleri

<b>k</b>	<b>Deterministik Trendli</b>			<b>Deterministik Trendsiz</b>	
	<b>F<sub>IV</sub></b>	<b>F<sub>V</sub></b>	<b>t<sub>V</sub></b>	<b>F<sub>III</sub></b>	<b>t<sub>III</sub></b>
3	14.982 <sup>a</sup>	2.396	-2.058	11.768 <sup>a</sup>	-1.985

Not:  $k$ ; (3) numaralı modelde kullanılan değişken sayısıdır.  $F_{IV}$ , (3) numaralı denklemdaki gecikmeli düzey değişkenlerinin ve trend teriminin katsayılarının sıfır kısıtlaması testi (Wald testi) ile elde edilen F istatistiğidir.  $F_V$ , (3) numaralı modeldeki gecikmeli düzey değişkenlerin katsayılarının sıfır kısıtlaması ile (Wald testi ile) elde edilen F istatistikleridir. (Yani (3) numaralı modelde deterministik trendli olarak;  $F_{IV}$ ;  $b_5 = b_6 = b_7 = b_8 = b_9 = 0$  kısıtlamaları ile elde edilen F istatistiğidir  $F_V$ ; ise;  $b_5 = b_6 = b_7 = b_8 = 0$  kısıtlamaları ile elde edilen F istatistiğidir).  $F_{III}$ , (3) numaralı modeldeki trend terimi yokken gecikmeli düzey değişkenlerin katsayılarının sıfır kısıtlaması ile Wald testinden elde edilen F istatistiğidir.  $t_V$  ve  $t_{III}$ ; (3) numaralı modelin EKK ile tahmininden elde edilen  $\ln O_{t-1}$  in katsayısının ( $b_5$ ) doğrusal deterministik trendli ve trendsiz  $t$  değerleridir. (<sup>a</sup>), ilgili istatistiğin (0.05) anlam düzeyinde kritik sınır değerinden daha büyük olduğunu göstermektedir.

Sonuçların yorumlanabilmesi için Tablo 2'deki istatistiklerin; Pesaran'ın çalışmasında yer alan Tablo C1 ve C2 de verilen kritik değer sınırlarıyla karşılaştırılması gerekmektedir. (Bkz. Pesaran vd. 2001, T1-T5).

İlk olarak *sınır F* testini ele alalım. Trendli modelde  $k = 3$  için  $F_V$ , (2.396) istatistiği; (0.05) anlam düzeyinde (3.05, 3.97) olan kritik sınır değerinin altındadır. Dolayısıyla uzun dönemli ilişkinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi  $F_V$  (2.396) için kabul edilmektedir.  $k = 3$  için trendli modelde;  $F_{IV}$  (14.982) istatistiği; (0.05) anlam düzeyinde (3.38, 4.23) olan kritik sınır değerinin üstündedir. Bu modelde, serilerin  $I(0)$ ,  $I(1)$  veya karşılıklı olarak eşbütünleşik olmalarına bakılmaksızın uzun dönemli ilişkinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi,  $F_{IV}$  (14.982) için reddedilmektedir. Trendsiz modelde de  $k = 3$  için  $F_{III}$ , (11.768) dir ve (3.23, 4.35) olan kritik sınır değerlerinin üzerindedir ve sıfır hipotezi reddedilmektedir. *Bu sonuçlar, reel özel imalat sanayii çıktısı ile kamu sabit sermaye yatırımlarının eşbütünleşik oldukları, yani bu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğu anlamına gelmektedir.*

İkinci olarak Tablo 2'de rapor edilen iki 't' istatistikleri;  $t_V$  ve  $t_{III}$  Tablo 2'de doğrusal trendli ve trendsiz olarak (3) numaralı eşitliğin EKK ile yapılan tahminindeki  $b_5$  katsayısının 't' testi değerleridir.<sup>3</sup> 't' testi sonuçlarına göre,

<sup>3</sup> Bkz. Pesaran vd. (2001) çalışmasındaki Tablo C2.v.

*Kamu Sabit Sermaye Yatırımları*

trendli modelde  $k = 3$  için  $t_v$ ; (-0.270) değeri kritik sınır değerinden küçüktür ve sıfır hipotezi 't' testine göre reddedilmemektedir.

Test sonuçları toparlanacak olursa, F (ve t) testlerinden elde edilen sonuçlar; reel çıktı ile işgücü, özel sermaye ve kamu sabit sermaye yatırımlarının eşbütünleşik olduklarını, yani bu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğunu göstermektedir. (3) numaralı eşitliğin kısıtsız hata düzeltme modelinin EKK ile tahmin edilen sonuçları Tablo 3'te verilmektedir.

**Tablo 3.** (3) Numaralı Eşitliğin Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli

Değişkenler	Katsayılar	t istatistiği
Sabit	-21.626	-1.688
Trend	0.028	1.480
$\Delta \ln O_{-1}$	0.854	1.709
$\Delta \ln O_{-2}$	0.865	2.216**
$\Delta \ln O_{-3}$	0.352	1.247
$\Delta \ln K$	0.386	2.965*
$\Delta \ln K_{-1}$	-0.016	-0.269
$\Delta \ln K_{-2}$	0.031	0.500
$\Delta \ln K_{-3}$	0.011	0.189
$\Delta \ln L$	2.130	1.160
$\Delta \ln L_{-1}$	-0.044	-0.027
$\Delta \ln L_{-2}$	0.229	0.119
$\Delta \ln L_{-3}$	-0.275	-0.173
$\Delta \ln G$	0.135	1.874***
$\Delta \ln G_{-1}$	-0.295	-1.538
$\Delta \ln G_{-2}$	-0.094	-1.472
$\Delta \ln G_{-3}$	-0.391	-5.581*
$\ln O_{-1}$	-1.554	-2.058**
$\ln K_{-1}$	0.281	2.035**
$\ln L_{-1}$	3.746	1.852***
$\ln G_{-1}$	0.607	2.355**

Not: \* %1, \*\*%5, \*\*\*%10 anlam düzeyidir. Bağımlı değişken;  $\Delta \ln O_t$  dir. Gözlem sayısı; 36, dönem; 1967-2002 dir.  $R^2 = 0.83$ ; Sum of squared Error: 0.035; F istatistiği:3.732 (Prob.:0.00) dir.

Tablo 3 deki değerlere göre ele alınan dönemde, kamu sabit sermaye yatırımlarının reel özel imalat sanayii çıktısı üzerindeki etkisinin pozitif ve

anlamli olduđu grlmektedir. Tablo 3 deki katsayılara gre ele alınan dnemde, kamu sabit sermaye yatırımlarındaki yıllık yzde 10 luk bir artış, reel zel imalat sanayii ıktısında yzde 6 lık istatistiksel olarak anlamli bir artışa yol amaktadır. Bu sonu, kamu sabit sermaye yatırımlarının ıktı zerinde pozitif ve anlamli bir etkiye sahip olduđunu gstermektedir. Yani kamu sabit sermaye yatırımlarının Trkiye’de “crowding in” etkisi meydana getirdiđi grlmektedir. Bu sonular ayrıca kamu ve zel sermayenin birbirlerini tamamlayıcı olduklarını da gstermektedir.

#### 4. SONU

Bu alıřmada; Trkiye’nin 1963-2002 dneminde kamu sabit sermaye yatırımlarının toplu olarak verimliliđi, yani modeldeki deđiřkenler arasında bir eřbtnsellik iliřkisinin mevcut olup olmadıđı, daha sađlam bir tahmin yntemi olan Pesaran *vd. ’nin* (2001) geliřtirdiđi ‘sınır testi’ olarak isimlendirilen tahmin yntemi kullanılarak deđerlendirilmektedir. Elbette kamu sabit sermaye yatırımlarının farklı gruplarının etkilerinin de farklı olması gerektiđi dřnlebilir. Ancak kamu sabit sermaye yatırımlarının sonularının genel (toplu) olarak ortaya konulması da nemlidir. Dolayısıyla bu alıřma, daha sonra yapılacak byle farklı yaklařımları ierecek alıřmalar iin bir bařlangı olarak kabul edilebilir.

Bu alıřmada ele alınan dnem ok sınırlı olduđu iin; Engle ve Granger (1987), Johansen (1988) ile Johansen ve Juselius (1990) un yntemleri gibi klasik eřbtnleřme analiz tekniklerinin kullanılması; kamu sabit sermaye yatırımlarının uzun dnemli etkilerinin elde edilmesinde gvenilir olmayan sonular verebilirdi. Bu nedenle kısıtlı dnemler iin daha sađlıklı sonular veren Pesaran *vd.* (2001) ın ‘sınır testi’ tekniđi kullanılmıřtır. Yapılan analizden elde edilen bulgulara gre, kamu sabit sermaye yatırımları ile diđer deđiřkenler olan ıktı, zel sermaye ve iřgc eřbtnleřiktir. 1963-2002 dneminin kapsayan bu alıřmada, (3) numaralı retim fonksiyonunun ilk farklarının EKK ile tahmininden elde edilen elde edilen bulgular; kamu sabit sermaye yatırımlarındaki bir artışın, biraz nce belirtilen lmler olan zel sektr ıktısı ve zel sermaye birikimi ve verimlilik zerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamli ve pozitif olduđunu, yani sıfırdan farklı olmadıđını gstermektedir. Yani bulgular Trkiye’de artan kamu sermaye harcamalarının; zel sektr ıktısını, verimliliđini ve zel sermaye birikimini artırdıđını belirten grř desteklemektedir.

**ABSTRACT**

**PUBLIC FIXED CAPITAL INVESTMENT IN TURKEY**

This study investigates the effect of public gross fixed investments on private manufacturing output in 1963-2002. In this study, to estimate the long run effect of public gross fixed investments on output, cointegration analysis by the bounds test method of Pesaran Vd.(2001) was conducted. According to findings, public gross fixed investments and real private manufacturing output in Turkey are cointegrated. Results show that public gross fixed investments have statistically significant positive impact on private manufacturing output.

**Key Words :** Public gross fixed investment, productivity, unit roots, unrestricted error correction model, cointegration, bounds test, critical value bounds.

**KAYNAKÇA**

- ALBALA-BERTRAND, J.M. ve E. C. MAMATZAKIS (2001), "Is public infrastructure productive?", *Applied Economics Letters*, 8, 195-198.
- ANDREWS, Kim ve James SWANSON (1995), "Does public infrastructure affect regional performance", *Growth and Change*, 26(2), 204-216.
- ASCHAUER, David A. (1985), "Fiscal policy and aggregate demand", *American Economic Review*, 75(1), 117-127.
- ASCHAUER, David A. (1989), "Is public expenditure productive?", *Journal of Monetary Economics*, 23, 177-199.
- BERNDT, Ernst R. ve Bengt HANSSON (1991), "Measuring the contribution of public infrastructure capital in Sweden", *NBER Working Paper*, No. 3842, <http://papers.nber.org/papers/w3842.html>(20/09/2005)
- BLEJER, I.Mario ve Mohsin S. KHAN (1984), "Government policy and private investment in developing countries", *IMF Staff Paper*, 31, 379-403.
- DALAMAGAS, Basil (1995), "A Reconsideration of the Public Sector's Contribution to Growth", *Empirical Economics*, 1995, 20(3), 385-414
- DİE. (2001), *İstatistik Göstergeler, 1923-1998*.
- DPT. (2002), *Ekonomik ve Sosyal Göstergeler, (1950-2001)*.
- DPT. (2003), *Temel Ekonomik Göstergeler*.

- ENGLE, Robert F. ve C.V.J. GRANGER (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, 55, 251-276.
- EVANS, Paul ve Georgios KARRAS (1994), “Are Government Activities Productive? Evidence from a Panel of U.S. States”, *The Review of Economics and Statistics*, 76(1), 1-11.
- GRAMLICH, Edward M. (1994), “Infrastructure investment: a review essay”, *Journal of Economic Literature*, 32, 1176-1196.
- IMF. (1981), *Government Finance Statistics Yearbook*.
- IMF. (2002), *Government Finance Statistics Yearbook*.
- JOHANSEN, Soren (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(1), 231-254.
- JOHANSEN, Soren ve Katarina 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.
- KARADAĞ, Metin , DELIKTAŞ, Ertuğrul ve A. Özlem Önder (2003), “The effects of Public Infrastructure on Private Sector Performances in the Turkish Regional Manufacturing Industries”, <http://www.regional-studies-assoc.ac.uk/events/pisa03/karadag.pdf>. html(20/09/2005)
- KEELER, Theodore E. ve John S. YING, (1988), “Measuring the benefits of a large public investment”, *Journal of Public Economics* , 36(1), 69-85.
- KORMENDI, Roger C. (1983), “Government debt, government spending, and private sector behaviour,” *American Economic Review*, 73(5), 994-1010.
- KORMENDI, Roger C. ve Philip MEGUIRE (1986), “Government debt, government spending, and private sector behaviour: reply,” *American Economic Review*, 76(5), 1180-1187.
- KORMENDI, Roger C. ve Philip MEGUIRE (1990), “Government debt, government spending, and private sector behaviour: reply and update,” *American Economic Review*, 80, 804-817.
- KREMERS, Jeroen J.M., ERICSSON, Neil R. ve Juan J. DOLADO (1992), “The power of cointegration tests”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 325-348.

- LYNDE, Catherina ve J. RICHMOND (1993), “Public Capital and Long-Run Costs in U.K. Manufacturing”, *Economic Journal*, 103(419), 880-893.
- MAH, Jai S. (2000), “An empirical examination of the disaggregated import demand of Korea – the case of information technology products”, *Journal of Asian Economics*, 11, 237-244.
- MAMATZAKIS, E.C. (2002), “Public infrastructure and private output: an application to Greece”, *Journal of Economic Development*, 27(2), 143-160.
- MORRISON, Catherine J. ve Amy E. SHWARTZ (1992), “State infrastructure and productive performance”, *NBER Working Paper. No. 4845*, <http://papers.nber.org/papers/w3981>.html (20/09/2005).
- NADIRI, M.Ishaq ve Theofanis P. MAMUNEAS (1994), “Infrastructure and public r&d investments and the growth of factor productivity in US manufacturing industries”, *NBER Working Paper. No. 4845*, <http://papers.nber.org/papers/w3842>.html (20/09/2005).
- PEREIRA, Alfredo M. ve Rafael F. de Frutos (1999), “Public capital accumulation and private sector performance”, *Journal of Urban Economics*, 46, 300-322.
- PESARAN, M.Hashem, SHIN, Yongcheol ve Richard J. SMITH (2001), “Bound testing approaches to the analysis of level relationships”, *University of Cambridge, Revised – DAE Working Paper No. 9907*. <http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/pss1r1.pdf.html> (20/09/2005)
- ROVOLIS Antonis ve Nigel SPENCE (2002), “Promoting regional economic growth in Greece by investing in public infrastructure”, *Government and Policy*, 20(3), 393-419.
- SEITZ, Helmut (1994), “Public capital and the demand for private inputs”, *Journal of Public Economics*, 54(2), 287-307.
- SERVEN, L. (1996), “Does public capital crowd out private capital?” *The World Bank Working Paper. No. 1613*, <http://econ.worldbank.org/resource.php>.html (20/09/2003)
- STURM, Jan E. (1997), “The impact of public infrastructure capital on the private sector of the Netherlands”, *CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, The Hague*, <http://www.cpb.nl/nl/pub/onderzoek/133/om133.pdf>.html (20/09/2005)

*Muammer ŐİMŐEK – Cem KADILAR*

STURM, Jan E. ve Jakob de HAAN (1995), “Is public expenditure really productive?” *Economic Modelling* , 12(1), 60-72.

TATOM, John (1991), “Public capital and private sector performance”, *Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis*, 3-15.