

교통부문 공공투자사업의 적정 사회적 할인율 추정 연구

Estimation of the Appropriate Social Discount Rate of Public Transportation Investment Projects

송병록 (주)코리아인프라스트럭처 대표이사(제1저자)
Byung-Rok Song CEO, Korea Infrastructure Co., Ltd.,(Primary Author)
(brsong@kofra.co.kr)

강동진 한양대학교 대학원 도시공학과 박사과정
Dong-Jin Kang Ph.D. Course, Dept. of Urban Planning, Hanyang Univ.
(dj kang@kofra.co.kr)

노정현 한양대학교 도시대학원 교수
Jeong-Hyun Rho Professor, The Graduate School of Urban Studies,
Hanyang Univ.
(jhrho@hanyang.ac.kr)

목 차

- I. 서론
- II. 이론적 고찰
 - 1. 주요 사회적 할인율 관련 이론
 - 2. 국내에서의 사회적 할인율
- III. 적용 모형의 고찰
 - 1. 모형의 기본구조
 - 2. 모형에서의 사회적 할인율 추정 논리
- IV. 모형을 이용한 실증분석
 - 1. 자료의 이용 및 분석방법 개관
 - 2. 모형에 적용할 변수값 추정
 - 3. 모형에 의한 사회적 할인율의 추정 및 검토
- V. 결론
 - 1. 분석결과 종합 및 적정 사회적 할인율
 - 2. 연구의 한계 및 향후 연구과제

※ 본 연구는 송병록(2001)의 '공공투자사업의 적정 사회적 할인율 분석' 중 Burgess의 모형을 이용한 분석을 수정·보완하여 재작성한 것임.

I. 서론

도로·철도·항만·공항 등 교통시설을 포함한 사회간접자본시설 투자사업의 경제적 타당성 분석은 자원의 효율적 배분 및 적정 투자와 직결되는 중요한 요소다. 경제적 타당성 분석의 실효성을 높이기 위해서는 합리적인 분석기준과 방법, 그리고 적절한 사회적 할인율이 요구된다.

투자의사 결정과 관련한 할인율(Discount Rate)¹⁾이란 특정한 투자활동으로 각 기간에 발생하는 비용과 편익의 흐름을 현재시점의 가치로 환산하는 데 사용되는 ‘계수’다. 따라서 공공프로젝트의 타당성 분석에서는 사회적 할인율이 매우 중요한 요소가 된다. 어떤 사회적 할인율을 적용하느냐에 따라 해당 프로젝트가 긍정되기도 하고 부정되기도 하며 투자우선순위가 바뀌기도 하기 때문이다.

사회적 할인율에는 그 나라의 경제적 여건이 반영된다. 따라서 사회적 할인율은 고정되어 있지 않고 항상 변화한다. 뿐만 아니라 해당 공공사업의 공공재적 특성에 따라라도 그 수준이 달라질 수 있다. 경제규모와 자본시장의 구조, 자본스톡의 크기 등이 바뀌면 그에 따라 사회적 할인율 수준도 변화한다. 따라서 적정 사회적 할인율을 산정하기 위해서는 경제구조와 자본시장의 특성, 나아가 대내외 경제여건의 변화와 분석 대상 공공사업의 특성을 반영할 수 있는 모형의 구축과 실증분석이 필수적이다.

이러한 배경하에서 본 연구는 송병록(2001)연구의 후속 연구로서, 최근 국내 이자율 수준, 경제성장률 등 각종 경제지표들이 변화한 상황에서 향후 사회간접자본시설, 특히 도로, 철도, 항만 등 교통부문 공공투자사업의 타당성분석에 적용할 적정

사회적 할인율 수준을 재추정하는 데 목적이 있다. 즉, 본 연구에서는 송병록(2001)의 연구 이후 최근까지의 경제지표 변화를 고려한 교통부문 공공투자사업의 적정 사회적 할인율 수준을 추정해 본 것이다.

본 연구에서는 논의를 전개하기 위해 먼저 1960년대 이후 사회적 할인율의 개념에 대한 다양한 주장과 논쟁, 실증분석방법 등에 대한 개략적인 이론 고찰을 수행한 후, 실증분석을 실시하였다. 실증분석에서는 최근의 경제상황이 반영된 경제지표값들을 적용하였는데, 시장이자율 등의 통계자료는 자료의 일관성이 유지되고 있는 1981년에서 2007년까지의 거시경제지표들을 활용하였다.

II. 이론적 고찰

1. 주요 사회적 할인율 관련 이론

사회적 할인율에 대한 학자들의 논쟁은 어떤 개념을 사회적 할인율로 사용할 것인가, 그리고 어떤 수치를 사용해야만 자원의 효율적 배분을 달성할 수 있는가에 핵심을 두어 왔다. 지난 1960년대 이후 지금까지 사회적 할인율의 개념에 대한 학자들의 논의를 종합해 보면 크게 세 가지로 요약할 수 있다.

첫 번째는 초기의 경향으로서 사회적 시간선호율을 사회적 할인율로 사용해야 한다는 입장(Time Preference Approach)이다. 대표적 학자는 Marglin(1963)인데, 그는 소비단위로 파악하는 사회적 시간선호율을 사회적 할인율로 사용해야 한다고 하였다. 그는 현재시점에서 미래세대의 효용 및 선호를 알 수 없기 때문에 미래세대의 사회후생

1) 할인율은 크게 재무적 할인율(수익률)과 경제적 할인율(이하에서는 ‘사회적 할인율’이라 함)로 구분됨. 재무적 할인율은 기업 등 개별 경제주체가 재무적 목적의 투자타당성을 분석할 때 사용되는 할인율이며, 사회적 할인율은 분석대상이 개별 경제주체가 아닌 사회 전체이고, 사회 전체의 자원배분과 관계되는 투자의 타당성을 분석하는 데 사용되는 할인율이라는 점에서 차이가 있음.

에 대하여 정부가 책임질 필요는 없으며, 현세대가 미래에 얻게 되는 사회후생의 효용분만을 반영하여 사회적 시간선호율을 결정하면 된다고 주장하였다. 그러나 Marglin(1963)의 모형은 최적의 사회적 할인율을 추정하기 위해 정책 결정자가 각 개인별로 서로 상이한 효용값들을 측정하고, 개인별 효용들을 합산해야 한다는 측면에서 모형 적용의 어려움이 있다는 평가를 받고 있다.

두 번째는 1970년대 이후의 경향으로서 공공투자에 투입된 자본의 사회적 기회비용을 사회적 할인율로 사용해야 한다는 입장(Opportunity Cost Approach)이다. Baumol(1968)이 대표적인 학자다. Baumol(1968)은 사회적 할인율을 공공자본의 기회비용 개념으로 파악해야 하므로, 투자단위로 측정되는 공공투자의 사회적 기회비용(Social Opportunity Cost)²⁾을 사회적 할인율로 채택하였다. 따라서 Baumol(1968)은 사회적 할인율의 측정에 있어 세대 간 자원의 효율적 배분보다는 현재시점 내에서 공공부문과 민간부문 간의 효율적 자원 배분에 더 주안점을 두고 있는 것으로 평가할 수 있다. 한편 Baumol(1968)의 모형에 대해 Ahsan(1983)은 공공투자프로젝트에 투자되는 자금이 모두 자본(Equity)으로 설립된 법인에서 나오는 경우에는 Baumol(1986)의 사회적 할인율 측정 방식에 모순이 발생한다는 점을 증명한 바 있다.

세 번째는 1980년대 이후 최근의 경향으로서 기회비용뿐만 아니라 공공투자의 특성, 즉 공공투자사업의 추진이 민간부문의 투자와 독립적인가, 대체적인가, 보완적인가에 따라 사회적 할인율 산정 방법과 할인율 수준이 달라야 한다고 보는 입장이다. 대표적인 학자는 Burgess(1988)이다. 그는 공

공투자는 민간부문의 생산활동과 다양한 관계를 맺고 있고 그러한 관계특성에 따라 민간생산 부문에 상이한 영향을 미치므로, 이러한 공공투자의 특성을 반영하는 사회적 할인율을 찾아 적용해야 한다고 하였다.³⁾

2. 국내에서의 사회적 할인율

우리나라는 1980년대 초부터 도로·철도·항만 등 사회간접자본시설 사업의 경제적 타당성 분석에 적용할 사회적 할인율에 관한 논의가 이루어져 왔다.

우리나라에서 처음 사회적 할인율 연구를 시도한 것은 구본영(1981)이다. 구본영은 Baumol(1968)의 주장에 따라 사회적 할인율로서 민간자본 투자수익률의 추정을 시도하였으나, 추정상의 문제를 들어 실증적인 추정은 하지 않고 경제학자의 경험에 의거하여 12%~14%의 실질 할인율 수준을 제시하였다.

이선·옥동석(1987)은 UNIDO, OECD, IBRD 등 국제기구의 사회적 할인율 추정 모형을 이용하여 국내의 사회적 할인율을 추정하고 10%의 실질 할인율을 제안하였다.

김재형·홍기석·이승태(2000)는 자본의 투자 수익률과 시간선호율의 가중평균값을 사회적 할인율로 사용하는 방법을 제시하고 7.5% 실질 할인율을 적용하는 것이 적정한 것으로 제시하였다. 한편 송병록(2001)은 도서관, 박물관 등 직접 편익을 발생시키는 생활기반시설은 8.4%~9.0% 수준, 도로·철도·항만시설 등 사회간접자본 시설은 7.5% 수준을 추정하여 제시하였다.

최근에는 심상달 외(2004)가 세후 예금은행가

2) 여기서 사회적 기회비용이란 공공투자로 인해 희생된 민간부문 투자자본의 수익률을 말함.

3) Burgess(1988) 모형의 기본구조 및 평가는 본 논문의 'III. 적용 모형의 고찰' 참조.

중평균수신금리, 1인당 소비증가율과 소비의 한계 효용탄력도를 개별적으로 추정한 후 이를 종합하여 5.5~6.0%의 사회적 시간선호율을 추정하였고, 이 범위를 하한선으로 하여 6.5%로 조정된 실질 할인율을 적용할 것을 제시한 바 있다. 그 후 한국개발연구원에서는 2007년 7월에 국내의 장기적인 저금리 추세 등을 고려하여 예비타당성 조사 시 실질 사회적 할인율을 5.5%로 하향 조정하여 적용할 것을 권고한 바 있다.

III. 적용 모형의 고찰

1. 모형의 기본구조

1) 모형 선정 사유

앞서 언급하였듯이 본 연구의 목적은 송병록(2001)의 연구 이후 각종 국내 경제지표들이 변화한 상황을 반영한 교통부문 공공투자사업의 적정 사회적 할인율 수준을 재추정해보는 것이다.

송병록(2001)의 연구에서는 도로·철도·항만 시설 등 사회간접자본시설의 사회적 할인율 추정을 위하여, 여러 가지 모형 중에서 민간투자자와 보완관계가 큰 사회간접자본 시설의 투자 특성을 가장 잘 반영할 수 있고 관련 학자들의 최근 경향⁴⁾에도 가장 부합하는 Burgess(1988)의 모형을 이용하였다.

따라서 본 연구에서도 송병록(2001)의 연구에서 이용되었던 Burgess(1988)의 모형을 적용하여 국내 교통부문 공공투자사업의 사회적 할인율을 추정하였다.

2) 모형의 기본 구조

Burgess(1988)의 모형은 공공투자는 민간생산 부문에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 전제로 한다. 그는 특히 도로·철도·항만·수자원 등에 대한 투자나 연구개발 사업에 대한 투자는 민간부문의 투자기회를 확대하거나 생산성을 향상시키는 등의 보완적 기능을 하기 때문에, 그러한 공공투자의 효과가 사회적 할인율에 반영되어야 한다고 본다. Burgess 모형은 한 개의 재화로 구성된 두 기간 모형으로서 완전 경쟁적이며 자본수익에 대해 단일세금이 부과되는 폐쇄경제를 가정한다. 또한, 공공자본(Z)은 정부가 차입(채권발행)을 통해 민간부문으로부터 빌리는 것으로 가정하고 있다.

단일세금이 부과되는 폐쇄경제하에서 민간부문의 소비선호(Preference)는 현재의 소비와 미래소비에 대해 영향을 미치는 효용함수 $U(C_1, C_2)$ 에 의해 결정된다. 효용함수는 $U_1, U_2 > 0$ 이고 $U_{11}, U_{22} < 0$ 이며, $U_{11}U_{22} - U_{12}^2 > 0$ 라고 가정한다. 현재소비 C_1 은 1기의 부(Wealth)의 부존(Endowment)인 V 에서 민간투자에 배분된 양 K 와 정부에 빌려준 양 b 를 뺀 다음 <식 1>과 같으며, 미래의 소비재원은 세 가지 경로를 통해 조달된다. 첫째, 민간부문 생산으로부터 발생하는 세후 수입, 정부에 빌려준 자금에 대한 원리금상환액 $(1+r)b$, 정부로부터의 이전지출(Lump-Sum Transfers) a 가 그것이다. 그리고 이전지출은 1인당 얼마로 주어진다고 가정한다.

$$C_1 = V - K - b \quad \text{<식 1>}$$

4) 학자들의 최근 경향은 사회적 할인율의 개념으로서 “평가척도의 기간별 가치변화율”을 사용해야 하며, 공공사업의 특성을 감안하는 사회적 할인율을 적용해야 한다는 것임.

총생산 함수는 $F(K, L, Z)$ 로 가정한다. 여기서, K 는 민간부분의 자본을 나타내고 Z 는 공공부분의 자본, L 은 외생적으로 주어지는 고용수준을 나타낸다. 공공투자로 발생하는 편익에 대해 아무도 사용료를 지불하지 않는다고 가정하면, 민간부분의 세후 수입은 $F(\cdot) - t[F(\cdot) - K]$ 가 된다. 여기서 t 는 세율을 나타낸다.

이러한 가정하에서 2기에 처분 가능한 총소비는 다음 <식 2>와 같이 표현될 수 있다.⁵⁾

$$C_2 = (1-t)F(K, L, Z) + tK + (1+r)b + a \quad \text{<식 2>}$$

개인들은 세금구조, 이전지출, 공공부분의 자본, 이자율, 1기의 부의 부존 및 고용수준 등이 주어져 있는 것으로 받아들이고, b 와 K 를 조절하여 자신의 소비에 대한 효용함수를 극대화하려 한다.

$$\begin{aligned} \max U(C_1, C_2) \Rightarrow \\ \max U[V - K - b, (1-t)F(K, L, Z) + tK \\ + (1+r)b + a] \end{aligned} \quad \text{<식 3>}$$

따라서 $U(\cdot)$ 를 b 와 K 에 대해 편미분한 후 그 값을 0으로 두면, 다음과 같은 민간부분의 균형에 대한 1계 조건을 얻는다.⁶⁾

$$U_1 - (1+r)U_2 = 0 \Rightarrow \frac{U_1}{U_2} = (1+r) \quad \text{<식 4>}$$

$$(1-t)(F_K - 1) - r = 0 \Rightarrow (1-t)(F_K - 1) = r \quad \text{<식 5>}$$

시장 내에 일체의 왜곡이 존재하지 않는다면 민간투자수익률 = 한계시간선호율 = 시장이자율의 등식이 성립한다. 그러나 시장 내에는 자본소득세가 존재하기 때문에 이 등식은 성립하지 않으며, 세전 민간투자수익률이 한계시간선호율 및 시장이자율보다 커지게 된다. 자본소득세는 시간선호율과 민간자본의 한계생산성($\rho \equiv F_K - 1$) 간 불일치를 초래하며 결과적으로 $t = (\rho - r)/\rho$ 가 성립한다.

t 가 일정하게 주어지는 조건하에서 <식 1>, <식 4>, <식 5>에 의해 r, a, Z 의 함수로 표시되는 C_1, K, b 가 결정된다. r, a, Z 가 변하는 경우 민간부분이 어떻게 반응하는지를 살펴보기 위하여 <식 1>을 r, a, Z 에 대해 편미분하면 <식 6>에서부터 <식 8>까지를 얻을 수 있다.

$$\frac{\partial C_1}{\partial r} = \frac{U_2 - ZD_1}{D} \quad \text{<식 6>}$$

$$\frac{\partial C_1}{\partial a} = -\frac{D_1}{D} \quad \text{<식 7>}$$

$$\frac{\partial C_1}{\partial Z} = -(1-t)F_Z \frac{D_1}{D} \quad \text{<식 8>}$$

1기의 소비가 정상재라면 $D_1 = U_{12} - (1+r)U_{22} > 0$ 이 성립하고, 소비자의 최적화 2계 조건으로부터 $D = U_{11} - 2(1+r)U_{12} + (1+r)^2U_{22} < 0$ 이 성립한다.

<식 6>으로부터 이전지출(a)과 공공투자(Z)가 일정할 경우 이자율(r)이 상승하게 되면, 현재

5) Burgess(1988) 모형의 가장 큰 한계는 1기의 생산을 2기에 모두 소비하는 것으로 가정하고 있는 것임. 이는 <식 2>와 <식 14>를 통해서 확인할 수 있음. 그러나 현실 세계에서는 이러한 현상이 나타나지 않으며 이러한 한계로 인해 본 연구에서도 매년 공공투자의 한계수익률($F_Z^* - 1$)을 구하는 실증분석 방법을 채택하고 있음.

6) <식 4>는 1기의 소비와 2기의 소비 간 적정 배분조건으로서 각 개인은 $(U_1/U_2) - 1$ 로 정의되는 한계사적 시간선호율이 시장이자율과 동일해지도록 자신의 부(Wealth)를 현재와 미래의 소비에 배분함을 의미하며, <식 5>는 민간부분에 1단위가 투자될 경우 얻게 되는 세후 수익, 즉 민간자본의 한계생산성이 시장이자율과 일치하는 수준에서 민간투자가 이루어짐을 의미함.

의 소비가 늘거나 줄 수 있음을 알 수 있다. 이는 이자율(r)이 변할 때 소득효과와 대체효과가 서로 상쇄작용을 일으키기 때문이다. 또한 <식 6> 및 <식 7>의 $\frac{\partial C_1}{\partial r} = \frac{U_2}{D} - Z \frac{D_1}{D} = \frac{U_2}{D} + Z \frac{\partial C_1}{\partial a}$ 로부터 이자율

변동에 따른 소비의 대체효과는 $\frac{U_2}{D}$ 임을 알 수 있으며, 이때 $\frac{U_2}{D}$ 의 부호는 음(-)이다.

$$\left(\frac{\partial C_1}{\partial r}\right)_V = \frac{\partial C_1}{\partial r} - Z \frac{\partial C_1}{\partial a} = \frac{U_2}{D} < 0 \quad \text{<식 9>}$$

한편, <식 7>을 <식 8>에 대입하면 다음의 관계식을 얻을 수 있다.

$$\frac{\partial C_1}{\partial Z} = (1-t)F_Z \frac{\partial C_1}{\partial a} \quad \text{<식 10>}$$

또한 앞의 <식 5>를 r 과 Z 에 대해 각각 편미분하면 다음 두 개의 식을 얻는다.

$$\frac{\partial K}{\partial r} = \frac{1}{(1-t)F_{KK}} \quad \text{<식 11>}$$

$$\frac{\partial K}{\partial Z} = -\frac{F_{KZ}}{F_{KK}} \quad \text{<식 12>}$$

이전지출과 공공투자가 일정할 경우 이자율이 증가하면 민간자본 K 가 감소한다. 반면 이자율과 이전지출이 일정한 상태에서 공공자본(Z)이 증가하는 경우에는 $F_{KZ} > 0$ 인가, $F_{KZ} = 0$ 인가, $F_{KZ} < 0$ 인가에 따라 민간자본 K 의 값이 증가, 불변, 감소한다. r 과 Z 가 불변인 상태에서는 이전지출(a)이 증가하더라도 민간자본 K 는 변하지 않는다.

한편 정부의 목표는 민간부문이 가장 높은 후생

(Well-Being) 수준을 실현하도록 하는 데 있다. 따라서 세금구조가 일정한 조건하에서 정부는 민간부문의 후생을 극대화할 수 있는 r, a, Z 를 선택한다. 모형에서 공공자본(Z)은 정부가 차입(채권 발행)을 통해 민간부문으로부터 빌리는 것으로 가정하고 있으므로, 공공자본은 민간으로부터의 대출액과 같다.

$$Z = b \quad \text{<식 13>}$$

공공투자와 이전지출이 정책도구(Instruments)로 채택된다면 이자율은 공공투자를 확보할 수 있도록 자유롭게 조정되어야 한다. 그런데, 공공자본(Z)과 이전지출(a)은 독립적으로 정해질 수 없다. 왜냐하면 이 값들이 다음과 같은 정부예산의 제약에 충족해야 하기 때문이다.

$$t[F(\cdot) - K] - (1+r)b - a = 0 \quad \text{<식 14>}$$

위와 같은 균형재정 제약하에서 정부의 최적화 문제는 다음과 같이 요약할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{Max}_{\{Z, a\}} & U(C_1, (1-t)F(K, Z) + tK + (1+r) \\ & \times (V - C_1 - K) + a) \quad \text{<식 15>} \end{aligned}$$

subject to :

$$\begin{aligned} t[F(K, Z) - K] - (1+r)(V - C_1 - K) - a &= 0 \\ Z &= V - C_1 - K \end{aligned}$$

교통부문에 대한 공공투자의 한계생산물을 F_Z 라 하면, 정부의 적정 투자량은 <식 16>과 같은 최적화 1계 조건을 만족해야 한다⁷⁾.

$$F_Z^* = \frac{(1+r)\left(\frac{\partial C_1}{\partial r}\right)_U + F_K\left(\frac{\partial K}{\partial r}\right) + \frac{tr}{1-t}\left(\frac{\partial C_1}{\partial r}\right)_U\left(\frac{F_{KZ}}{F_{KK}}\right)}{\left(\frac{\partial C_1}{\partial r}\right)_U + \left(\frac{\partial K}{\partial r}\right)}$$

<식 16>

<식 16>은 자본소득에 세금이 부과되어 경제에 왜곡이 발생하는 경우 이자율 변화에 따른 보상소비효과 $(\partial C_1/\partial r)_U$ 와 이자율 변화에 따른 민간자본의 반응 정도 $\partial K/\partial r$, 시장이자율 r , 민간투자의 한계생산물 F_K , $\partial K/\partial Z = -F_{KZ}/F_{KK}$ 로 표시되는 공공투자 Z 의 변화에 대한 민간자본 K 의 반응 정도 등으로 표현되는 공공투자의 한계생산성 (F_Z^*)을 의미한다. 따라서 공공투자의 한계수익률 F_Z^*-1 은 <식 17>과 같이 표시할 수 있다. 여기서, $\rho = F_K - 1$ 은 민간자본의 한계생산성을 나타낸다.

$$F_Z^*-1 = \frac{r\left(\frac{\partial C_1}{\partial r}\right)_U + \rho\left(\frac{\partial K}{\partial r}\right) + (\rho-r)\left(\frac{F_{KZ}}{F_{KK}}\right)\left(\frac{\partial C_1}{\partial r}\right)_U}{\left(\frac{\partial C_1}{\partial r}\right)_U + \left(\frac{\partial K}{\partial r}\right)}$$

<식 17>

2. 모형에서의 사회적 할인율 추정 논리

상기의 <식 17>을 통해서 다음과 같은 사실을 관찰할 수 있다.

첫째, 이자율 변화에 따른 보상소비효과 $(\frac{\partial C_1}{\partial r})_U$ 가 0인 경우에 한해 공공투자의 한계수익률(F_Z^*-1)이 민간자본의 한계생산성(ρ)과 같아질 수 있다. 만약, 이자율 변동에 따른 소비대체효과가 0보다 작아 $\left(\frac{\partial C_1}{\partial r}\right)_U < 0$ 이 성립하면 $F_Z^*-1 \neq$

ρ 가 성립하고 공공투자와 민간투자의 상대적 관계에 따라 그 크기가 결정된다. Burgess모형에서는 $\rho > r, \left(\frac{\partial C_1}{\partial r}\right)_U < 0, F_{KK} < 0$ 을 가정하므로 F_Z^*-1

은 공공투자가 민간투자와 보완적 관계인지, 대체적 관계인지에 따라 그 크기가 결정된다. 또한, 총생산과정(Aggregate Production Process)에서 공공자본과 민간자본이 서로 독립적으로 투입된다면 $F_{KZ}=0$ 이 성립하고 F_Z^*-1 은 Harberger (1972)가 말하는 공공자본의 사회적 기회비용과 같게 될 것이다⁸⁾.

둘째, 민간투자와 공공투자가 완전 대체적이어서 총생산이 민간자본과 공공자본의 합에 의해 결정된다면 $F(\cdot)$ 은 $F(K+Z, L)$ 로 나타낼 수 있고 $F_{KZ} = F_{KK}$ 이 성립한다. 이 경우 공공투자의 한계수익률과 민간투자의 한계수익률이 일치하는 점에서 공공투자가 이루어질 것이고 $F_Z^*-1 = \rho$ 가 성립할 것이다.

셋째, 공공자본과 민간자본이 서로 보완적으로 투입되는 경우에는 공공투자가 증가할수록 민간부문의 생산성도 향상된다. 즉, $F_{KZ} > 0$ 이 성립하고 $\partial K/\partial Z$ 도 0보다 크게 된다. 그런데, $\partial K/\partial Z = -F_{KZ}/F_{KK}$ 이므로 $\alpha = -F_{KZ}/F_{KK} > 0$ 이라고 한다면 공공투자의 한계수익률 계산식은 다음의 <식 18>과 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$F_Z^*-1 = \frac{[r - \alpha(\rho - r)]\left(\frac{\partial C_1}{\partial r}\right)_U + \rho\left(\frac{\partial K}{\partial r}\right)}{\left(\frac{\partial C_1}{\partial r}\right)_U + \frac{\partial K}{\partial r}}$$

<식 18>

7) 자세한 유도과정은 Burgess(1988; pp532-533) 참조.

8) Harberger(1972)가 말하는 공공자금의 사회적 기회비용이란 민간투자의 세전 수익률로 측정되는 민간자본의 한계생산성과 저축에 대한 세후 수익률로 측정되는 사회적 시간선호율의 가중 평균치를 의미하며, 가중치는 각 부문에서 획득되는 자본비용에 의해 결정되는 것으로 봄.

위의 <식 18>에서 $F_Z^* - 1$ 은 민간투자자와 보완적 관계에 있는 공공투자자의 한계수익률을 나타낸

다. 식의 분자 중에서 $[r(\frac{\partial C_1}{\partial r})_U + \rho(\frac{\partial K}{\partial r})]$ 는 공공투

자가 직접 산출하는 한계수익률을 나타내고, $\alpha(\rho - r)(\frac{\partial C_1}{\partial r})_U$ 는 공공투자자가 왜곡된 자본시장에 미치는 부수적 또는 간접적 효과, 즉 민간부문의 생산성 향상 및 투자기회 확대효과를 의미한다. 가정에 의해 $\rho > r$ 이 성립하므로 민간투자자와 보완적 관계에 있는 공공투자자의 한계수익률 $F_Z^* - 1$ 은 결과적으로 공공자본의 사회적 기회비용 r_{soc} ⁹⁾보다 낮은 수준에서 결정된다.

Burgess(1988)는 사회적 할인율에는 공공투자자에 따른 직접 편익 이외에 왜곡된 자본시장으로 인해 발생하는 순외부효과(Net External Effects)가 고려되어야 하고, 따라서 공공사업의 특성에 따라서도 다른 사회적 할인율이 도출된다고 본다. 그는 그러한 입장을 견지하여 민간투자자와 보완적인 관계에 있는 교통부문 등의 사회간접자본시설에 대한 투자 타당성 분석에는 사회적 기회비용보다 낮은 사회적 할인율을 적용하고 민간투자를 대체하는 공공투자에 대해서는 그보다 높은 사회적 할인율을 적용해야 한다고 주장한다.

본 연구에서는 그가 제시한 민간투자자와 보완적인 공공투자자의 사회적 할인율 산정모형을 이용하여, 우리나라의 교통부문 공공투자사업에 대한 적정 사회적 할인율 수준에 대하여 실증분석을 실시하였다.

IV. 모형을 이용한 실증분석

1. 자료의 이용 및 분석방법 개관

1981~2007년까지의 국내총생산 등 거시경제지표 자료를 이용하였으며, 자료는 통계청 및 한국은행 Web-Page에 발표된 자료를 이용하였다.

분석을 위해 모든 통계자료는 GDP 디플레이터를 적용하여 2000년 불변가격으로 전환하였으며, 이자율 등은 각 연도 물가상승률을 적용하여 실질 이자율로 전환하였다¹⁰⁾. 또한 본 연구에서는 가능한 한국 내의 현실 경제상황이 그대로 반영되도록 하기 위하여 실제 데이터(Data)를 이용하여 모형에 적용되는 변수값들을 추정하였다.

기존의 관련 연구들에서는 모형에 적용할 시장금리 값을 일정 수준으로 가정하거나 여러 유형의 금리 등을 검토하여 인위적으로 그 값을 정하는 방법으로 실증분석을 수행하는 경우가 많았으나, 본 연구에서는 현재 가장 대표적인 시장 금리지표로 활용되고 있는 우량회사채유통수익률을 사용하였다.

본 연구에서 모형을 이용한 실제 사회적 할인율의 추정은 <식 29>의 각 연도 공공투자자의 한계수익률 계산식을 이용하여 1981년~2007년까지의 사회적 할인율을 추정하였다.

이와 같이 모형을 통해 추정된 사회적 할인율 값과 모형의 가정 및 전제조건 등을 토대로 실증분석 결과의 정책적 시사점을 평가해 보고, 최종적으로 교통부문 공공투자사업에 적용할 사회적 할인율을 제시하였다.

9) $r_{soc} = \left[r(\frac{\partial C_1}{\partial r})_U + \rho(\frac{\partial K}{\partial r}) \right] / \left[(\frac{\partial C_1}{\partial r})_U + \frac{\partial K}{\partial r} \right]$

10) 본 연구에서 최종적으로 추정된 모든 변수값 및 사회적 할인율은 실질값임.

2. 모형에 적용할 변수값 추정

1) 자본스톡

실증분석에서는 부문별(공공 및 민간) 자본으로서 순(純)자산 개념의 부문별(공공 및 민간) 순자본스톡을 이용하였다. 순자본스톡은 총자본스톡에서 감가상각액과 가계가 소유한 주택 및 내구재, 준내구재를 차감하는 방법으로 추계되는데, 본 연구에서 2003년까지의 부문별 순자본스톡은 안국신(2005)이 표학길(2003)의 연구결과를 갱신하여 인용한 자료와 김준영(1996)의 연구, 그리고 통계청 ‘국가통계포털’의 관련 자료를 이용하여 추계하였다. 즉, 1981~2003년까지의 전체 순자본스톡은 안국신(2005)에서 제시된 자료를 그대로 사용하였으며, 각 연도별 순민간자본스톡과 순공공자본스톡은 김준영(1996)이 제시한 부문별 순자본스톡 비율을 적용하여 추계하였다.

그런데 김준영(1996)은 1993년까지 부문별 순자본스톡 비율을 제시하고 있다. 따라서 1994년~1996년까지의 부문별 순자본스톡 비율은 통계청 ‘국가통계포털’상의 ‘국가자산통계’ 항목에 있는 1997년도 부문별 자본스톡비율을 토대로 보간법을 이용하여 추정¹¹⁾하고, 1998년 이후의 부문별 순자본스톡비율은 통계청 ‘국가통계포털’상의 연도별 ‘국가자산통계’ 항목에 제시된 비율을 그대로 적용하였다.

2004~2007년까지의 전체 순자본스톡에 대해서는 안국신(2005)이 표학길(2003)의 연구결과를

갱신하여 인용한 자료에 나타난 2003년까지의 전체 순자본스톡에 대한 시계열 자료(Time Series Data)를 외삽법(Extrapolation)으로 연장하는 방식으로 도출하였다. 여기에 동 기간의 공공자본스톡과 민간자본스톡은 통계청 ‘국가통계포털’상의 ‘국가자산통계’ 항목에 제시된 연도별 공공자본스톡과 민간자본스톡의 비율을 적용하여 추정하였다.

2) 국내총생산(GDP)

Burgess모형에서 자본스톡과 함께 중요한 거시경제지표는 국내총생산(GDP)이다. 그런데 우리나라는 1997년 말 외환위기로 인해 IMF관리를 받는 급격한 경제상황 변화를 겪었다. 그러한 이유로 인해 1998년 GDP증가율이 (-)를 기록하는 등 경제 전반의 불균형과 왜곡이 발생하였다. 따라서 실제 데이터(Data)를 이용할 경우 국내총생산의 불규칙한 변동이 모형을 불안정하게 하고 실증분석 결과 추정값이 정상상태를 벗어나는 등의 문제점이 발생하였다.

이러한 모형의 불안정성 문제를 해소하기 위해 1998년~1999년 2개 연도는 김치호·문소상(2000)이 추정하여 제시한 잠재GDP를 대용하고, 기타 연도는 한국은행에 제시된 실제GDP를 그대로 적용하여 실증분석을 실시하였다.

3) 시장이자율

경제 내 금리지표는 여러 가지가 있다. 시장이자율

11) 국내의 자본스톡, 또는 국가자산과 관련한 통계는 1968년부터 1997년까지는 10년 단위(1968년, 1977년, 1987년, 1997년)로 직접 조사방식에 의해 만들어진 ‘국부통계조사’가 제시되고 있으며, 1997년 이후부터는 매년 추계법에 의해 ‘국가자산통계’가 생성되어 통계청의 ‘국가통계포털’에 제시되고 있음. 따라서 1988~1996년에 대해서는 통계청에서 별도로 제시하는 관련 통계자료가 없는 상황임.

로 사용할 수 있는 지표도 정기예금금리, 회사채유통수익률 등 다양하다. 본 연구에서는 이처럼 다양한 시장이자율 지표 가운데 가장 대표적인 시장이자율 지표로 활용되고 있는 3년 만기 은행보증부우량회사채유통수익률을 사용하였으며, 모형에 사용한 각 연도 시장이자율(r_t)은 다음의 <식 19> 및 <식 20>을 이용하여 추정하였다.

r_t 는 각 연도 세후 실질회사채유통수익률로서 <식 19>를 이용하여 각 연도의 세후 명목회사채유통수익률($TaxBOND_t$)을 구한 후, $TaxBOND_t$ 에 연도별 소비자 물가상승률을 적용하여 각 연도 실질시장이자율(r_t)를 계산하였다.

$$TaxBOND_t = BOND \times (1 - Tax_t) \quad < \text{식 19}>$$

여기서, Tax_t : t 년도의 이자소득세율로서 원천징수세율

$$r_t = TaxRealBOND_t = \frac{1 + TaxBOND_t}{1 + g_t} - 1 \quad < \text{식 20}>$$

여기서, $TaxRealBOND_t$: t 년도의 세후 실질회사채유통수익률

g_t : t 년도의 소비자물가상승률

4) 이자율 변화에 따른 보상소비효과

모형에서 $(\frac{\partial C_1}{\partial r})_{U_i}$ 는 이자율이 변화할 때의 보상 소비효과를 나타낸다. 본 연구에서는 다음 식을 이용하여 각 연도의 값을 추정하였다.

$$\left(\frac{\partial C_1}{\partial r}\right)_{U_i} = \frac{\partial C_1}{\partial r} - Z_{t-1} \frac{\partial C_1}{\partial a} \quad < \text{식 21}>$$

여기서, C_1 : 당해연도의 1인당 소비액

a : 1인당 정부의 이전지출액

r : 시장이자율

Z_{t-1} : $t-1$ 연도에 증가된 1인당 순공공자본 스톡

각 연도 소비액 C_1 은 ‘한국은행 경제통계시스템’의 ‘국민소득’ 항목 중 ‘민간최종소비지출’을 이용하였으며, 정부이전지출액 a 는 1인당 정책보조금으로서 ‘국민소득’ 항목 중 ‘사회수혜금 및 사회보장현물수혜’와 ‘기타 경상이전’을 합하고 이를 각 연도 인구로 나누는 방법으로 구하였다. Z_{t-1} 은 $t-1$ 연도에 증가된 1인당 공공자본을 의미하는 것으로서 ‘한국은행 경제통계시스템’의 ‘국민소득’ 항목 중 ‘정부부문총고정자본형성’액을 인구로 나누어 구하였으며, 여기서 1년의 시차를 둔 이유는 증가된 공공자본이 민간소비에 미치는 효과가 1년 정도 시차가 있을 것으로 보았기 때문이다.

<식 21>에서 $\frac{\partial C_1}{\partial r}$ 및 $\frac{\partial C_1}{\partial a}$ 을 도출하기 위해

연구에서는 ‘국민소득’상의 자료를 이용하여 1인당 소비액(C_1)을 종속변수, 시장이자율과(r)과 1인당 이전지출액(a)을 기본 독립변수로 하고, 소득변수로서 1인당 처분가능소득(NDI)과 전년도의 1인당 처분가능소득(NDI_{t-1}), 민간 부(富)의 대용변수로서 $pri.M_2^{12}$, 전년도 1인당소비액($C_{1,t-1}$)을 선택 가능한 독립변수로 하는 선형회귀식을 구성한 후, 순차적 투입방식(Stepwise)을 이용하여 통계적 유의성이 높은 다음과 같은 두 개의 회귀식을 얻었다¹³⁾.

12) $pri.M_2$ 는 본 연구에서 민간 부의 대용변수로 사용하기 위해 고안한 변수로서, ‘한국은행 경제통계시스템’의 ‘M2기관별 구성내역(말잔)’ 항목을 이용하여 연도별 광의통화(M_2)량 중 중앙은행 보유 통화량을 차감하여 구하였음.

(대안 1)

$$C_1 = 0.0486 - 0.0656r + 0.92a + 0.496NDI$$

(4.13) (-0.62) (3.54) (16.53)

$$(adj.R^2 = 0.992) < \text{식 22}>$$

22>

(대안 2)

$$C_1 = 0.0739 - 0.0438r + 0.489a + 0.406NDI_{t-1}$$

(4.63) (-0.44) (1.56) (8.10)

$$+ 0.0755 pri.M_2 \quad (adj.R^2 = 0.993) < \text{식 23}>$$

(2.19)

<식 22>와 <식 23>에서 $\frac{\partial C_1}{\partial r}$ 은 각각 -0.0656,

-0.0438이고, $\frac{\partial C_1}{\partial a}$ 는 각각 0.92, 0.489로 도출할 수 있으며, 본 연구에서는 이 값들을 적용하여 $(\frac{\partial C_1}{\partial r})_{U_i}$ 을 추정하였다.

5) 이자율 변화에 따른 민간자본의 변화 정도

$\frac{\partial K}{\partial r}$ 는 시장이자율 r 이 변할 때 민간자본 K 의 변화 정도를 나타낸다. 본 연구에서는 이 값을 추정하기 위하여 각 연도의 순민간자본스톡(K_t)을 종속변수, 시장이자율(r)을 기본 독립변수로 하고, 전년도 국내총생산(GDP_{t-1}), 전년도 광의통화($M_{2,t-1}$), 전년도 순민간자본스톡(K_{t-1})을 선택

가능한 독립변수로 하는 선형회귀식을 구성한 후, 순차적 투입방식(Stepwise)을 이용하여 통계적 유의성이 높은 회귀식을 도출하였다.

이 과정에서 실질 시장이자율(r)이 음(-)으로 도출된 연도, 국내·외 정치적인 상황 등으로 인해 시장이자율이 왜곡된 것으로 판단되는 연도에 대해서는 더미변수(Dum)를 사용하여 보정하였으며, 이러한 방식에 의한 회귀식 추정결과는 다음과 같다.¹⁴⁾

$$K_t = 0.0273 - 0.0238Dum - 0.122r + 1.064K_{t-1}$$

(4.72) (-3.84) (-1.53) (24.62)

$$(adj.R^2 = 1.00) < \text{식 24}>$$

회귀식 추정 결과 $\frac{\partial K}{\partial r}$ 는 회귀식상에서 독립변수 r 의 계수 값인 -0.122이며, 본 연구에서는 이 값을 적용하였다.

6) 민간자본의 한계생산성

각 연도 민간자본의 한계생산성(ρ_t)은 순민간자본스톡 및 국내총생산 자료를 이용하여 추정하였다. Burgess모형에서 민간자본의 한계생산성 ρ_t 는 $(F_K - 1)_t$ 이며, ρ 는 순민간자본스톡과 취업자수를 설명변수로 하는 Cobb-Douglas 생산함수를 구성하여 추정하였다. 함수식은 <식 25>와 같으며 전

13) ()안의 수치는 각각 t값을 나타내며 본 연구의 이하 모든 회귀식에서도 같음. 한편 본 연구에서 $\frac{\partial C_1}{\partial r}$ 및 $\frac{\partial C_1}{\partial a}$ 를 도출하기 위하여 얻은 회귀식은 송병록(2001)의 연구에서 도출한 회귀식과 차이가 있음. 그 이유는 송병록(2001)의 연구에서는 과거 1975년~1997년(23개년)의 자료들을 이용하여 회귀분석을 수행한 반면, 본 연구에서는 1975년~2006년(32개년)의 자료들에 대해서 회귀분석을 수행했기 때문임. 또한 송병록(2001)의 연구 당시에는 M_2A 를 독립변수로 이용하였으나, 본 연구과정에서는 한국은행 등에서 M_2A 자료가 제공되지 않아 $pri.M_2$ 변수를 대신 고안하여 사용한 점도 이유로 작용하였음.

14) 본 연구에서의 $\frac{\partial K}{\partial r}$ 추정을 위한 회귀식 도출 결과 또한 송병록(2001)의 연구결과와 상이한데, 그 이유는 $\frac{\partial C_1}{\partial r}$ 및 $\frac{\partial C_1}{\partial a}$ 의 도출 과정에서와 마찬가지로 양쪽의 연구 간에 회귀분석 대상 연도가 서로 상이(송병록의 연구는 1975~1997년, 본 연구는 1975~2006년을 대상으로 회귀분석 수행)하기 때문임. 이러한 이유로 $\frac{\partial K}{\partial Z}$, 즉 α 값 추정을 위한 회귀식 도출 결과도 송병록(2001)의 연구와는 상이한 결과가 도출되었음.

년도 민간자본수준(순민간자본스톡)이 다음 해의 생산에 영향을 미치는 것으로 가정하였다¹⁵⁾. 또한 분석의 단순화를 위해 규모에 대한 보수불변인 1차 동차 생산함수를 가정하였다.

$$Y_t = AK_{t-1}^\gamma L_t^{1-\gamma} \quad < \text{식 25}>$$

여기서, Y_t : t 연도의 산업부문 국내총생산¹⁶⁾

K_{t-1} : $t-1$ 연도의 순민간자본스톡

L_t : t 연도의 취업자수, A, γ : 매개변수

<식 25>의 매개변수에 해당하는 γ 의 값은 송병록(2001)의 연구결과 제시된 0.4509를 적용하였으며, 이 값을 다음의 <식 26>에 대입하여 연도별 민간자본의 한계생산성 ρ_t 를 구하였다.

$$\rho_t = \frac{\partial Y_t}{\partial K_{t-1}} = \gamma \frac{Y_t}{K_{t-1}} \quad < \text{식 26}>$$

7) 공공투자의 변화에 따른 민간자본의 변화 정도

모형에서 α 는 공공투자가 변할 때 민간자본이 어떻게 반응하는가를 나타낸다. 본 연구에서는 α 를 추정하기 위해 1차적으로 각 연도 순민간자본스톡(K_t)을 종속변수, 정부부문 총고정자본형성액(IZ_t)을 기본 독립변수로 하고, 기타 순민간자본스톡에 영향을 줄 수 있는 민간부문 총고정자본형성

액(IZ_t), 전년도 순민간자본스톡(K_{t-1}), 각 연도 광의통화(M_2)와 기계설비투자액 등을 선택 가능한 독립변수로 설정한 후 순차적 투입방식(Stepwise)을 이용하여 통계적 유의성이 높은 모형을 고르는 방법을 사용하였다.

그런데 이들 독립변수 간에는 서로 상관관계가 매우 높아 다중공선성(Multicollinearity)의 문제가 발생하였다. 특히 기본 독립변수인 정부부문 총고정자본형성액(IZ_t)은 대부분의 선택 가능한 독립변수들과의 상관계수가 0.8 이상으로 매우 높게 나타나는 문제점을 드러내었다.

이와 같은 다중공선성 문제를 해결하기 위해 본 연구에서는 각 변수의 차분(First Difference)값을 이용¹⁷⁾하여 선형회귀식을 구성한 후 순차적 투입방식(Stepwise)을 적용하였으며, 그 결과 도출된 회귀식은 다음과 같다.

$$(-1.13) \quad (7.91) \quad (7.41)$$

$$-0.0033\Delta K_{t-3:t-2} - 0.0212\Delta M_{2t}$$

$$(-0.03) \quad (-0.29)$$

$$(adj.R^2 = 0.993) \quad < \text{식 27}>$$

위 식에서 $\frac{\partial K}{\partial Z}$ 는 의 ΔIZ_t 계수 값을 의미하므로 α 는 다음과 같이 계산된다.

15) 이론적으로 <식 25>에는 전년도의 순민간자본스톡이 아닌 당해연도의 순민간자본스톡을 사용하는 것이 타당하나, 송병록(2001)의 연구에 의하면 당해연도의 순자본스톡을 사용할 경우 자본분배율(γ), 즉 산출에 대한 자본탄력성의 추정치가 0.7에 가까워 한국은행, 한국개발연구원 등에서 개발한 연간거시계량모형에서 추정되고 있는 산출에 대한 자본탄력성 값보다 월등히 높게 추정되었고, 결과적으로 자본의 한계수익률도 그에 따라 커짐으로써 실제보다 과대평가되는 문제를 발생시키는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 순자본스톡 자체가 연말기준으로 추계되는 점을 감안하여 자본스톡이 1년의 시차를 두고 총생산에 영향을 미치는 것으로 가정하였음.

16) 전체 GDP 가운데 정부서비스부문의 GDP 산출액을 차감한 것을 말함.

17) 다중공선성 문제를 해결하기 위한 방법으로는 여러 가지 방법이 있으나, 본 연구에서는 이들 방법 중 추정결과와 통계적 유의성이 가장 높은 변수 차분방법을 이용하였음. 이에 관한 자세한 내용은 김두섭·강남준(2000; pp209-234) 참조.

$$\alpha = -\frac{\partial K}{\partial Z} = 0.137 \quad < \text{식 28}>$$

이 α 값은 Burgess모형에서 가정한 바와 마찬가지로 양(+)으로 나타났다. α 값이 양(+)이라는 것은 공공투자가 민간부문의 생산성 향상과 투자기회 확대를 가져다준다는 Burgess의 기본전제가 타당하다는 것을 실증적으로 입증하는 것이며, 사회적 할인율에 공공투자가 민간부문의 생산성 향상에 미치는 효과를 감안하여야 한다는 그의 주장을 뒷받침하는 것이기도 하다.

3. 모형에 의한 사회적 할인율의 추정 및 검토

1) 모형에 의한 사회적 할인율의 추정

본 연구에서는 Burgess가 제시한 <식 18>의 공공투자의 한계수익률 계산식을 이용하되 각 연도 공공투자의 한계수익률 계산을 위해 이를 변형시킨 <식 29>를 이용하여 1981~2007년까지 27년간 연도별 공공투자의 한계수익률을 추정하였다.

$$(F_Z - 1)_t = \frac{[r_t - \alpha_t(\rho_t - r_t)] \left(\frac{\partial C_1}{\partial r}\right)_{U_t} + \rho_t \frac{\partial K}{\partial r}}{\left(\frac{\partial C_1}{\partial r}\right)_{U_t} + \frac{\partial K}{\partial r}} \quad < \text{식 29}>$$

아울러 본 연구에서는 공공투자의 특성을 고려하지 않고 공공자본의 조달 원천만을 고려하는 Harberger(1972)의 공공자본의 사회적 기회비용(r_{soc})도 추정하여, 민간투자와 보완적 관계에 있는 교통부문에 대한 공공투자의 이차적 또는 부수적 효과의 크기가 어느 정도인지도 살펴보았다.

부록의 <부표 1>과 <부표 2>는 앞의 <식 22>와

<식 23>의 소비함수 모형 두 가지를 대안으로 하여 실증 분석한 공공투자의 한계수익률 추정 값을 나타낸다.

대안 1의 경우(<부표 1> 참조) 1980년대의 평균적인 공공투자의 한계수익률이 14.01%로 추정되었고, 1990년대에는 평균 7.24%, 2000년대에는 2.05%로 추정되었다. 대안 2의 경우(<부표 2> 참조)는 1980년대에는 평균 18.60%, 1990년대 평균 9.71%, 2000년대 평균 3.93%로 추정되었다. Harberger(1972)의 공공자본의 사회적 기회비용(r_{soc})은 대안 1의 경우 1980년대에 평균 16.86%, 1990년대에는 평균 9.45% 및 2000년대는 평균 4.23%로 추정되었으며, 대안 2의 경우는 1980년대에 평균 20.90%, 1990년대 평균 11.63% 및 2000년대에 평균 5.88%로 추정되었다.

한편 본 연구의 1981년~2000년 기간에 대한 연도별 공공투자의 한계수익률($F_Z - 1$) 추정결과

는 송병록(2001)의 연구결과와 약간의 차이를 보이고 있다. 그 이유는 앞서서도 언급된 바와 같이

주요 독립변수인 $\left(\frac{\partial C_1}{\partial r}\right)_{U_t}$, $\frac{\partial K}{\partial r}$, α 값 등의 추정을 위해 회귀분석 과정에 이용된 자료들이 송병록(2001)의 연구에서는 1975~1997년(23개년)인 반면, 본 연구는 1975~2006년(32개년)으로 서로 상이하기 때문이다. 또한 최근 한국은행에서 발표한 시장이자율 등 일부 변수값들이 송병록(2001)의 연구 당시 발표했던 자료와 약간 상이한 점도 이유 중 하나다.

2) 추정 결과의 검토

<부표 1>와 <부표 2>에서 보면 공공투자의 한계수익률 $F_Z - 1$ 과 공공자본의 사회적 기회비용 r_{soc} 는

지난 27년 동안 매년 기복은 있었으나 점차 낮아지는 추세를 보이고 있다. 이처럼 공공투자의 한계수익률과 공공자본의 사회적 기회비용이 지난 27년 동안 점차 낮아지고 있는 것은 경제규모의 확대와 지속적인 공공투자의 확대에 공공투자의 투자효율성이 점차 낮아지고 있다는 것을 의미한다. 본 연구의 모형상으로는 민간자본의 한계생산성 ρ 와 시장이자율 r 이 지속적으로 하락하고 있기 때문이다.

한편 민간투자와 보완적인 관계에 있는 교통부문 공공투자의 한계수익률($F_Z - 1$)은 공공자본의 사회적 기회비용(r_{soc})보다는 낮을 것이지만 시간 선호율(r)보다 낮지는 않을 것이라는 Burgess의 주장이 우리나라의 경우에도 실증분석을 통해 그 타당성이 입증되고 있는지를 살펴보면, 1981~2007년까지 27년 동안 공공투자의 한계수익률 $F_Z - 1$ 은 일관되게 공공자본의 사회적 기회비용 r_{soc} 보다는 작았지만 시장이자율보다는 크게 나타나고 있어 Burgess의 주장의 타당성이 실제 데이터(Data)를 통해서도 입증되는 것을 볼 수 있다.

또한 <부표 1>와 <부표 2>에서 볼 수 있듯이 1980년대보다 1990년대에는 공공투자의 한계수익률 $F_Z - 1$ 과 공공자본의 사회적 기회비용 r_{soc} 간의 격차가 점차 줄어들고 있는데 이는 공공투자가 민간부문에 부수적 또는 간접적으로 미치는 유인효과(crowd-in effects)가 점차 줄어들고 있음을 의미한다. 그러나 2000년대의 경우는 공공투자의 한계수익률 $F_Z - 1$ 과 공공자본의 사회적 기회비용 r_{soc} 간 격차가 1990년대와 비슷하거나 또는 증가하고 있다. 결과로만 해석한다면 2000년대에는 1990년대에 비해 공공투자가 민간부문에 부수적 또는 간접적으로 미치는 유인효과(Crowd-in Effects)가 더 커졌다고 해석될 수 있으나, 실증적으로 그러한 이유 때문이라고 해석할 만한 확정적인 증거들은 없다. 다만, 표에서도 볼 수 있듯이 그

러한 수치가 산출된 이유는 공공투자가 민간부문에 부수적 또는 간접적으로 미치는 유인효과(Crowd-in Effects)를 나타내는 지표인 $r - \alpha(\rho - r)$ 의 값이 2000년대에 들어 음(-)의 값으로 도출되었기 때문인 것으로 판단할 수 있다.

2000년대에 $r - \alpha(\rho - r)$ 의 값이 음(-)으로 도출된 이유는 모형에 적용되는 변수값인 시장이자율(r)의 하락폭이 민간자본의 한계생산성(ρ)의 하락폭에 비해 매우 급격했기 때문이다. 즉, 2000년대에 민간자본의 한계생산성(ρ)은 평균 20.11%로 1990년대의 평균값(25.60%)의 4/5 수준으로 완만하게 하락한 반면, 시장이자율(r)은 2000년대 평균값이 1.68%로 1990년대 평균값인 5.65%의 1/4 수준으로 급격히 낮아졌다.

이같이 비정상적으로 급격한 하락세를 보인 시장이자율 실측값을 Burgess 모형에 그대로 적용한 결과 $r - \alpha(\rho - r)$ 의 값이 음(-)이 되기 때문에 Burgess 모형에서의 기본적인 가정 즉, 교통부문에 대한 공공투자가 민간부문의 투자 등에 보완적 성격을 가진다는 가정에 반하는 결과가 도출되었다. 그러한 결과로 인해 실제 시장이자율을 적용한 2000년대의 사회적 할인율(공공투자의 한계수익률 $F_Z - 1$) 추정은 신뢰성을 가지기 어렵다는 결론에 도달하게 되었다.

따라서 본 연구에서는 2000년대 실제 시장이자율 적용상의 문제점을 보완하기 위한 방안의 하나로 다음과 같은 시도를 해 보았다. 즉, 2000년대의 실제 시장이자율 데이터(Data) 대신 1981년에서 2000년까지의 연도별 시장이자율 시계열 데이터(Time Series Data)를 외삽법(Extrapolation)으로 연장한 추세 추정치를 2001년부터 2007년까지 적용하는 방법으로 공공투자의 한계수익률($F_Z - 1$)을 추정해 보았다.

그 결과 Burgess 모형에서 가정한 바와 같이

$r - \alpha(\rho - r)$ 의 값이 양(+)으로 도출되었으며, 그 크기도 1980년대 및 1990년대와 같이 안정적이었다. 이러한 시장이자율 추세치를 모형에 적용하여 추정된 공공투자의 한계수익률($F_Z - 1$)의 추정결과는 <표 1> 및 <표 2>와 같다.

<표 1> 및 <표 2>에서 보면 시장이자율 추세값을 적용할 경우 공공투자의 한계수익률($F_Z - 1$)은 2000년대에 대안 1의 경우 평균 5.33%, 대안 2의 경우 평균 6.87%로 추정되어 실제 시장이자율을 적용했을 때에 비해 1980년대 및 1990년대 대비한 감소폭이 크게 줄어드는 것으로 나타났다.

2000년대의 공공투자의 한계수익률 $F_Z - 1$ 과 공공자본의 사회적 기회비용 r_{soc} 간 격차도 대안 1의 경우 평균 1.78%, 대안 2는 평균 1.60%로 나타나서 1990년대보다 격차가 줄어들었다.

그러나 모형을 이용한 사회적 할인율을 산정하면서 추세 연장 방식으로 추정된 변수를 적용한 할인율 값을 그대로 이용할 수는 없다. 다만, 그러한

방식을 이용하여 $F_Z - 1$ 를 산정해 본 이유는 경제가 정상적인 상태로 이자율 수준이 급격히 변동하지 않을 것이라는 가정하에서 어떠한 결과가 나타나는지를 봄으로써, 2000년대의 급격한 시장이자율 변동으로 모형이 왜곡되는 문제를 검증하여 $F_Z - 1$ 값의 적정 수준에 대한 판단을 돕기 위한 시도다.

한편, 2000년대의 시장이자율 실측값을 적용하는 경우와 추세값을 적용하는 경우 각각에 대하여 과거 10년간(1998~2007년)의 평균적인 $F_Z - 1$ 을 도출해 보았다.(<부표 1> 및 <부표 2>, <표 1> 및 <표 2> 참조). 그 결과 1990년대 후반의 추정 값이 2000년대에 나타났었던 급격한 추정값 변동을 일부 상쇄하는 효과를 나타내었으며, 그 결과는 다음과 같다.

<표 3>에서 볼 수 있듯이 시장이자율 실측값과 추세값 적용 시 과거 10년 동안 공공투자의 한계수익률을 평균한 결과는 각각 4.13% 및 6.31%로 도

표 1_ 시장이자율의 추세값 적용 시 $F_Z - 1$ 추정결과(대안 1)

연도	$\left(\frac{\partial C_1}{\partial r}\right)_U$	$\frac{\partial K}{\partial r}$	ρ	r_r	α	$r - \alpha(\rho - r)$	r_{soc}	$F_Z - 1$		
2001년	-0.6737	-0.1220	0.2143	0.0535	0.1370	0.0315	0.0782	0.0795		
2002년	-0.7095		0.2131	0.0524		0.0304	0.0760	0.0773		
2003년	-0.7078		0.2040	0.0513		0.0304	0.0738	0.0759		
2004년	-0.8079		0.1996	0.0502		0.0297	0.0737	0.0729		
2005년	-0.8429		0.1952	0.0491		0.0291	0.0736	0.0701		
2006년	-0.8242		0.1921	0.0480		0.0283	0.0760	0.0634		
2007년	-0.7935		0.1896	0.0469		0.0274	0.0737	0.0639		
2007년	-0.7307		0.1896	0.0469		0.0274	0.0737	0.0639		
1980년대 평균	-0.7524		=	0.3769		0.0732	=	0.0316	0.1086	0.1486
1990년대 평균	-0.5403		=	0.2560		0.0565	=	0.0292	0.0743	0.0724
2000년대 평균	-0.7654	=	0.2011	0.0502	=	0.0295	0.0844	0.0837		
1998~2007년 평균	-0.7393	=	0.2056	0.0502	=	0.0290	0.0839	0.0748		

주: 1) 1981~2000년 기간 동안의 각 변수와 $F_Z - 1$ 추정결과는 <부표 3>와 동일하다. 본 표에서는 별도로 기술하지 않음.

2) 본 표의 연도별 공공투자의 한계수익률($F_Z - 1$) 추정을 위해 적용된 변수들 중 $\left(\frac{\partial C_1}{\partial r}\right)_U$ 값은 본 연구에서 도출된 두 개의

회귀식(<식 22> 및 <식 23> 참조) 중 <식 23>의 대안 2 모형에 의해 도출된 $\frac{\partial C_1}{\partial r}$ 와 $\frac{\partial C_1}{\partial a}$ 를 적용하여 산정된 것임.

표 3 1998~2007년 기간 중 평균 F_Z-1 산정결과

시장이자율 \ 대안	대안 1	대안 2	평균*
실측값 적용	3.19%	5.07%	4.13%
추세값 적용	5.48%	7.13%	6.31%

*: '대안 1'과 '대안 2'의 평균값

출되었다. 여기서 공공투자의 한계수익률의 평균값 4.13%와 6.31%는 각각 대안 1과 대안 2의 값들을 평균한 것이며, 대안 1과 대안 2는 Burgess 모형에 의한 F_Z-1 추정을 위한 변수 중의 하나인 이자율 변화에 따른 보상소비효과 $[(\frac{\partial C_1}{\partial r})_U]$ 의 정과정에서 도출된 두 개의 회귀 식(<식 22> 및 <식 23> 참조)을 의미한다. 이 두 개의 회귀식은 어떤 식이 통계적으로 더 유의하다거나 또는 F_Z-1 의 추정에 더 우월한 작용을 한다는 판단을 할 수가 없다. 따라서 본 연구에서 우월성을 판단하기 어려운 대안 1과 대안 2, 두 개의 회귀식을 통해 도출된 F_Z-1 을 평균한 이유는 그렇게 함으로써 실제 데이터(Data)를 이용한 F_Z-1 의 추정에 따른 통계적 오차(Error) 발생 위험을 줄일 수 있다고 보았기 때문이다. 이후의 논의에서 대안 1과 대안 2에 의해 산정된 F_Z-1 을 평균한 이유도 마찬가지이다.

V. 결론

1. 분석결과 종합 및 적정 사회적 할인율

지금까지 논의된 모형에 의한 사회적 할인율 분석 결과를 종합하면, 실제 시장이자율을 변수로 사용하여 Burgess 모형으로 추정된 사회적 할인율(즉,

F_Z-1)은 모형의 불안정성으로 인해 어떤 의미를 부여하기 어렵다는 결론을 얻었다. 따라서 적정 사회적 할인율 수준은 몇 가지 추론과 분석결과들을 통해 그 수준을 추정해 볼 수밖에 없을 것으로 판단된다.

먼저, <부표 1>과 <부표 2>에서 보듯이(추정모형의 신뢰성을 무시한다면) 실제 시장이자율을 반영한 2000년대의 F_Z-1 은 각각 2.05%와 3.93%로 추정되었다. 두 번째로 시장이자율 추세치를 적용할 경우에는(<표 1>, <표 2> 참조) 2000년대의 F_Z-1 은 각각 5.33%와 6.87%로 추정되었다. 평균값 산정을 2000년 5개년으로 한정하지 않고 1998년부터의 최근 10년간으로 연장해 보면 F_Z-1 은 실제 이자율을 적용했을 경우 3.19%와 5.07%이고, 시장이자율 추세치를 적용했을 경우 5.48%와 7.13%로 추정되고 있다. 그리고 이 둘을 평균해 보면 <표 3>에서 볼 수 있듯이 각각 4.13%와 6.31%로 추정된다.

이러한 사실들을 종합해 보면, 향후 이자율 수준에 급격한 변동이 없을 것으로 가정할 경우에는 교통부문 공공투자 타당성분석에 적용할 수 있는 사회적 할인율 수준은 추세치를 적용하여 산정한 6.10%¹⁸⁾보다는 낮아야 할 것이라는 추론이 가능하다. 또, 실제 이자율 수준을 반영하여 산정한 2.99%보다는 높아야 할 것이라는 추론도 가능하다. 급격한 시장이자율 변동의 영향을 완화하기 위하여 평균값 산정 기간을 직전 10년으로 연장할 경우는 그 상한과 하한의 폭이 6.31%와 4.13%로 줄어든다.

이러한 추론을 토대로 할 때, 모형에 의한 할인율 추정의 안정성 확보 측면과 국내 시장이자율의 하락추세를 감안하여, 국내 교통부문 공공투자사

18) 시장이자율의 추세값을 적용하여 대안 1과 대안 2의 방식으로 추정된 2000년대 F_Z-1 의 평균값임. 실제 시장이자율 적용 시도 마찬가지임.

업의 적정 사회적 할인율은 <표 3>의 실제 시장이자율과 추세치를 적용했을 때의 중간값인 5.22% 수준보다는 약간 낮은 5.0~5.5% 수준¹⁹⁾으로 설정하는 것이 타당할 것으로 판단된다.

2. 연구의 한계 및 향후 연구과제

본 연구는 기본적으로 이론에 충실한 실증분석을 시도하였고, 분석자의 자의성 등이 개입되지 않도록 하기 위하여 가능한 한 실제 데이터(Data)를 사용하여 분석하였다.

그러나 모든 실증분석에서 직면하는 문제이기도 하지만, 이론 모형과 현실 간의 괴리로 인해 실증분석 결과에 한계가 있음도 극복할 수 없는 과제로 남겨 두어야 했다. 즉, Burgess의 모형이 민간부문의 생산성 향상 및 투자기회의 확대를 유도하는 교통부문 공공투자사업의 사회적 할인율 추정에 적합한 모형으로 평가받고는 있지만, 본 연구 과정에서 나타났던 시장이자율 관련 문제에서도 볼 수 있듯이 Burgess의 모형은 각종 경제지표가 시계열적으로 안정된 선진국형 경제구조에 적합한 모형이다.

따라서 우리나라와 같이 아직은 각종 경제상황이 완전히 안정되지 못한 경제구조하에서는 Burgess의 모형을 기본으로 하되 국내의 경제적 여건과 현실에 더 적합하도록 모형을 수정·발전시킬 필요가 있으며, 한편으로는 향후 국내의 시장금리 등 각종 경제지표의 변화를 반영하여 사회적 할인율을 주기적으로 재추정하는 연구도 추가적으로 뒤따를 필요가 있을 것으로 판단된다.

참고문헌

구본영. 1981. 한국의 잠재가격계수 추정. 서울 : 한국개발연구원.
 김두섭·강남준. 2000. 회귀분석: 기초와 응용. 서울 : 나남출판.
 김재형·홍기석·이승태. 2000. 예비타당성조사 수행을 위한 일반지침 연구. 개정판. 서울 : 한국개발연구원.
 김준영. 1996. “정부부문과 민간부문의 생산성 및 정부부문의 외부성: 자본생산성 접근”. 재정논집 제11집 제2호. 서울 : 한국지방재정학회. pp51-75.
 김치호·문소상. 2000. “잠재GDP 및 인플레이션 압력 측정결과”. 경제분석 제6권 제1호. 서울 : 한국은행 특별연구실. pp1-32.
 송병록. 2001. “공공투자사업의 적정 사회적 할인율 분석”. 중앙대학교 박사학위논문.
 심상달 외 6인. 2004. 예비타당성조사 수행을 위한 일반지침 수정·보완 연구. 제4판. 서울 : 한국개발연구원.
 안국신. 2005. 현대 거시경제학. 제4판. 서울 : 박영사.
 예비타당성 조사 일반지침(제4판)의 수정·보완 - 사회적 할인율의 조정. 한국개발연구원(http://www.kdi.re.kr/general/notice/notice_read3.jsp?seq_no=9327&board_div=04&pagingHref=notice_list3.jsp?searchBoard_div=04&state=&team_no=0&view_site=&list_num=). [2007.7.5].
 유지성·오창수. 2004. 현대통계학. 제2판. 서울 : 박영사.
 이선·옥동석. 1987. 공공투자의 적정 할인율 분석. 서울 : 한국개발연구원.
 국가통계포털. 통계청(<http://www.kosis.kr>). [2009.3.19].
 표학길. 2003. “한국의 산업별·자산별 자본소득추계(1953~2000)”. 한국경제의 분석 제9권 제1호. 서울 : 한국금융연구원. pp203-242.

19) 한국개발연구원에서는 심상달 외(2004)의 연구 결과를 적용하여 6.5%의 사회적 할인율을 예비타당성조사 과정에 적용해 오다가 2007년부터는 5.5%의 할인율을 적용할 것을 권고(한국개발연구원, 2007)하고 있음. 이러한 점을 감안한다면 본 연구에서의 사회적 할인율 추정의 이론적 출발점은 사회적 시간선호율을 기반으로 하는 심상달 외(2004)의 연구와는 논리적 출발점이 달라서 직접 비교가 어렵지만, 본 연구에서 결과적으로 제안한 사회적 할인율 수준은 한국개발연구원이 현재 적용하고 있는 5.5%의 사회적 할인율 수준과 일치하는 것으로 볼 수 있음.

경제통계시스템. 한국은행(<http://ecos.bok.or.kr>). [2009.3. 20].

Ahsan, S. M. 1983. *Professor Baumol and the Social Rate of Discount - A Comment*. U.K. : Public Finance.

Baumol, W. J. 1968. "On the Social Rate of Discount". *American Economic Review* vol.58, Issue.4. U.S. : American Economic Association. pp788-802.

Burgess, David F. 1988. "Complementary and the Discount Rate for Public Investment". *Quarterly Journal of Economics* vol.16. U.S. : MIT Press Journals. pp528-541.

Harberger, A. C. 1972. "On Measuring the Social Opportunity Cost of Public Funds". *Project Evaluation : Collected Papers* vol.70. Chicago : Univ. of Chicago Press.

Marglin, S. A. 1963. "The Social Rate of Discount and the Optimal Rate of Investment". *Quarterly Journal of Economics* vol.77, no.306. U.S. : MIT Press Journals. pp95-111.

-
- 논문 접수일: 2009. 4.10
 - 심사 시작일: 2009. 4.13
 - 심사 완료일: 2009. 4.24

ABSTRACT**Estimation of the Appropriate Social Discount Rate of Public Transportation Investment Projects**

Keywords: Social Discount Rate, Public Transportation Investment Project, Burgess' Model, Supplementary Relationship, Market Interest Rate

This study is the following one of the Song's research(2001) and the purpose of this study is to estimate the social discount rate that can be used in the economic feasibility study of the public transportation investment projects, considering the latest change in Korean economic environments. This study investigated various theories and arguments regarding the social discount rate firstly, and estimated the Korean social discount rate using Burgess' model which had been used in Song's research(2001) to estimate the social discount rate of roads, railroads, ports, etc. Especially, Burgess' model is said that it can consider the characteristics of the public transportation investment projects having the supplementary relationship on the private sector's productivity. To estimate the social discount rate by applying Burgess' model, the various Korean macro-economic data during the period of 1981~2007 year was collected. But the sudden fall of the Korean real market interest rate during the period of 2001~2007 year distorted the result of applying Burgess' model. So in the case of the period of 2001~2007 year, the real market interest rate and the estimated one were considered together to apply Burgess' model. By applying these methods, the appropriate social discount rate of transportation investment projects in Korea was proposed in the range of 5.0%~5.5%(in real value).

교통부문 공공투자사업의 적정 사회적 할인율 추정 연구

주제어: 사회적 할인율, 교통부문 공공투자사업, Burgess 모형, 보완관계, 시장이자율

본 연구는 송병록(2001)의 후속연구로서, 최근까지의 국내 경제상황 변화를 감안하여 교통부문 공공투자사업의 경제적 타당성 분석에 적용할 사회적 할인율 수준을 재추정하는 데 그 목적을 두고 있다. 본 연구에서는 먼저 사회적 할인율의 개념에 대한 다양한 주장과 논쟁 등에 대해 개략적인 이론고찰을 수행한 후, 송병록(2001)의 연구에서 이용된 바 있는 Burgess(1988)의 모형을 적용하여 국내의 적정 사회적 할인율을 추정하였다. 특히 Burgess의 모형은 민간부문과 보완적인 관계를 가지고 있는 교통부문 공공투자사업의 특성을 반영할 수 있는 모형으로 알려져 있다. 모형을 이용한 사회적 할인율 추정을 위해 본 연구에서는 1981~2007년까지의 각종 거시경제지표 자료들을 이용하였다. 그러나 모형을 이용한 사회적 할인율 추정 과정에서 2000년대 국내 시장이자율 실측값의 급격한 하락으로 모형 적용 결과가 왜곡되는 문제점이 나타났다. 이를 보완하기 위해 본 연구에서는 시장이자율의 추세값과 실측값을 함께 고려하여 사회적 할인율의 적정 수준에 대해 추론하였으며, 교통시설을 위한 적정 사회적 할인율로 실질 할인율 5.0%~5.5% 수준을 제안하였다.

[부 록]

부표 1_ 공공투자의 한계수익률 추정 결과(대안 1)

연도	$(\frac{\partial C_1}{\partial r})_v$	$\frac{\partial K}{\partial r}$	ρ	r	α	$r - \alpha(\rho - r)$	r_{soc}	$F_Z - 1$
1981년	-0.2280	-0.1220	0.4141	0.0054	0.1370	-0.0506	0.1478	0.1114
1982년	-0.2220		0.3987	0.0789		0.0351	0.1923	0.1641
1983년	-0.2431		0.4011	0.0910		0.0485	0.1946	0.1663
1984년	-0.2556		0.3916	0.1028		0.0633	0.1961	0.1693
1985년	-0.2733		0.3734	0.1025		0.0654	0.1861	0.1605
1986년	-0.2839		0.3740	0.0845		0.0448	0.1715	0.1438
1987년	-0.2728		0.3741	0.0801		0.0398	0.1710	0.1431
1988년	-0.2862		0.3702	0.0529		0.0094	0.1477	0.1172
1989년	-0.3161		0.3431	0.0752		0.0385	0.1498	0.1233
1990년	-0.3430		0.3287	0.0584		0.0213	0.1293	0.1020
1991년	-0.3909		0.3149	0.0532		0.0173	0.1154	0.0881
1992년	-0.4638		0.2910	0.0627		0.0315	0.1103	0.0855
1993년	-0.5022		0.2760	0.0506		0.0197	0.0947	0.0698
1994년	-0.4991		0.2699	0.0389		0.0073	0.0843	0.0589
1995년	-0.5212		0.2655	0.0625		0.0347	0.1010	0.0785
1996년	-0.5401		0.2548	0.0804		0.0565	0.1125	0.0930
1997년	-0.6129		0.2403	0.0659		0.0419	0.0948	0.0749
1998년	-0.6315		0.2124	0.0398		0.0162	0.0677	0.0479
1999년	-0.6145		0.2132	0.0606		0.0397	0.0859	0.0685
2000년	-0.6269		0.2221	0.0506		0.0272	0.0786	0.0589
2001년	-0.6737		0.2143	0.0182		-0.0087	0.0483	0.0255
2002년	-0.7095		0.2131	0.0270		0.0015	0.0543	0.0326
2003년	-0.7071		0.2040	0.0108		-0.0157	0.0392	0.0166
2004년	-0.8071		0.1996	0.0041		-0.0227	0.0297	0.0065
2005년	-0.8429		0.1952	0.0119		-0.0132	0.0351	0.0132
2006년	-0.8242		0.1921	0.0220		-0.0013	0.0439	0.0236
2007년	-0.7935		0.1896	0.0234		0.0007	0.0456	0.0258
1980년대 평균	-0.2724	-	0.3769	0.0732	-	0.0316	0.1686	0.1401
1990년대 평균	-0.5403	-	0.2560	0.0565	-	0.0292	0.0945	0.0724
2000년대 평균	-0.7654	-	0.2011	0.0168	-	-0.0085	0.0423	0.0205
1998~2007년 평균	-0.7231	-	0.2056	0.0268	-	0.0024	0.0528	0.0319

주: 본 표의 연도별 공공투자의 한계수익률($F_Z - 1$)_t 추정을 위해 적용된 변수들 중 $(\frac{\partial C_1}{\partial r})_v$ 값은 본 연구에서 도출된 두 개의 회귀식(<식 22> 및 <식 23> 참조) 중 <식 22>의 대안 1 모형에 의해 도출된 $\frac{\partial C_1}{\partial r}$ 와 $\frac{\partial C_1}{\partial a}$ 를 적용하여 산정된 것임.

부표 2_ 공공투자의 한계수익률 추정 결과(대안 2)

연도	$(\frac{\partial C_1}{\partial r})_v$	$\frac{\partial K}{\partial r}$	ρ	r	α	$r - \alpha(\rho - r)$	r_{soc}	$F_Z - 1$
1981년	-0.1301	-0.1220	0.4141	0.0054	0.1370	-0.0506	0.2031	0.1743
1982년	-0.1269		0.3987	0.0789		0.0351	0.2356	0.2133
1983년	-0.1382		0.4011	0.0910		0.0485	0.2364	0.2138
1984년	-0.1448		0.3916	0.1028		0.0633	0.2348	0.2134
1985년	-0.1542		0.3734	0.1025		0.0654	0.2222	0.2015
1986년	-0.1598		0.3740	0.0845		0.0448	0.2098	0.1873
1987년	-0.1539		0.3741	0.0801		0.0398	0.2101	0.1876
1988년	-0.1611		0.3702	0.0529		0.0094	0.1896	0.1649
1989년	-0.1770		0.3431	0.0752		0.0385	0.1845	0.1628
1990년	-0.1912		0.3287	0.0584		0.0213	0.1636	0.1410
1991년	-0.2167		0.3149	0.0532		0.0173	0.1474	0.1245
1992년	-0.2554		0.2910	0.0627		0.0315	0.1365	0.1153
1993년	-0.2759		0.2760	0.0506		0.0197	0.1197	0.0983
1994년	-0.2742		0.2699	0.0389		0.0073	0.1101	0.0882
1995년	-0.2860		0.2655	0.0625		0.0347	0.1232	0.1037
1996년	-0.2960		0.2548	0.0804		0.0565	0.1313	0.1144
1997년	-0.3347		0.2403	0.0659		0.0419	0.1125	0.0949
1998년	-0.3446		0.2124	0.0398		0.0162	0.0849	0.0675
1999년	-0.3356		0.2132	0.0606		0.0397	0.1013	0.0860
2000년	-0.3422		0.2221	0.0506		0.0272	0.0957	0.0784
2001년	-0.3670		0.2143	0.0182		-0.0087	0.0671	0.0469
2002년	-0.3861		0.2131	0.0270		0.0015	0.0717	0.0523
2003년	-0.3848		0.2040	0.0108		-0.0157	0.0573	0.0372
2004년	-0.4379		0.1996	0.0041		-0.0227	0.0467	0.0257
2005년	-0.4569		0.1952	0.0119		-0.0132	0.0505	0.0307
2006년	-0.4470		0.1921	0.0220		-0.0013	0.0584	0.0401
2007년	-0.4307		0.1896	0.0234		0.0007	0.0601	0.0424
1980년대 평균	-0.1537	-	0.3769	0.0732	-	0.0316	0.2090	0.1860
1990년대 평균	-0.2961	-	0.2560	0.0565	-	0.0292	0.1163	0.0971
2000년대 평균	-0.4158	-	0.2011	0.0168	-	-0.0085	0.0588	0.0393
1998~2007년 평균	-0.3933	-	0.2056	0.0268	-	0.0024	0.0694	0.0507

주: 본 표의 연도별 공공투자의 한계수익률($F_Z - 1$)_i 추정을 위해 적용된 변수들 중 $(\frac{\partial C_1}{\partial r})_v$ 값은 본 연구에서 도출된 두 개의 회귀식(<식 22> 및 <식 23> 참조) 중 <식 22>의 대안 1 모형에 의해 도출된 $\frac{\partial C_1}{\partial r}$ 와 $\frac{\partial C_1}{\partial a}$ 를 적용하여 산정된 것임.