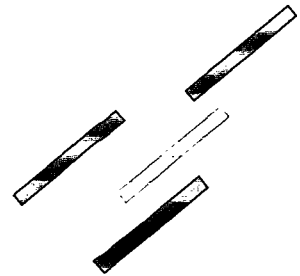


# 財政研究



1년 11월 7일 登錄  
番號 사-1738



外國人 直接投資에 대한 租稅減免이 限界有效稅率에 미치는 效果分析 .....	安 鍾 錫
資本費用의 推定：上場企業을 對象으로 .....	尹 鍾 仁
通貨政策의 株價에 대한 效果分析 .....	李 相 燮
우리나라 家計資產의 蓄積過程에서의 遺産의  역할 및 行態分析 .....	裴 竣 皓 金 珍 洙
公共財의 需要와 不確實性 .....	李 哲 印

# 財政研究

## *Review of Fiscal Studies*

---

第5卷 第2號(通卷 9號)

1998年 12月

---

### 目 次

論文	外國人 直接投資에 대한 租稅減免이 限界有效稅率에 미치는 效果分析 .....	安鍾錫	1
	資本費用의 推定：上場企業을 對象으로 .....	尹鍾仁	49
	通貨政策의 株價에 대한 效果分析 .....	李相燮	85
	우리나라 家計資産의 蓄積過程에서의 遺産의 役割 및 行態分析 .....	裴俊皓· 金珍珠	123
	公共財의 需要와 不確實性 .....	李哲印	153
英文抄錄	.....		177

# 外國人 直接投資에 대한 租稅減免이 限界有效稅率에 미치는 效果分析

安 鍾 錫\*

## 要 約

본 연구에서는 外國人 投資에 대한 일시적 法人稅 減免이 外國인 투자자의 限界有效稅負擔에 미치는 效果를 추정하였다.

外國인 투자에 대한 세 부담은 소득의 원천지국 세 부담과 투자자 거주지국 세 부담으로 구분할 수 있다. 원천지국 세 부담을 보면, 非償却資產의 한계유효세율은 명목세율과 일치한다. 減價償却對象 資產의 경우 조세가 감면되지 않는 정상상태의 한계유효세율은 名目稅率보다 낮으나 조세감면 기간중에는 限界有效稅率이 명목세율보다 높다. 감가상각대상 자산의 감면기간중 한계유효세율이 명목세율보다 높은 것은 감면기간중에도 減價償却額을 비용으로 계상하여야 하므로 감가상각 공제에 따른 혜택이 줄어들기 때문이다.

看做 外國納付稅額 控除를 허용하는 일본의 기업이 우리나라에 투자하는 경우에는 居住地國 稅負擔이 일정하므로 우리나라의 조세감면 혜택은 모두 投資者에게 귀속된다. 반면 看做 外國納付稅額 控除를 허용하지 않는 미국의 기업이 우리나라에 투자하는 경우 우리나라의 租稅減免 惠澤은 모두 거주지국 정부에 귀속되며 감면기간중의 감가상각액 계상에 따른 추가적인 資本費用은 모두 투자자가 부담하여야 한다. 그러므로 원천지국의 일시적인 租稅減免은 外國인 투자자의 실질적인 稅負擔을 오히려 증가시키는 결과를 초래할 수 있다.

\* 본원 연구위원.

## I. 序 論

최근 金融危機를 경험하면서 우리나라에서도 外國人 直接投資에 대한 관심이 부쩍 증가되었다. 국내·외 학자, 정책입안자들은 물론 일반시민들까지도 현재 처하고 있는 위기 국면에서 벗어나기 위해서는 外國 資本의 도움이 필요하다는 데 의견의 일치를 보고 있다. 따라서 政府는 外國 資本, 특히 외국인 직접투자를 유치하기 위한 정책방안을 모색하는 데 많은 노력을 기울이고 있으며, 그 일환으로 「外國人投資促進法」을 제정하여 1998년 11월부터 외국인 투자에 대한 租稅減免을 크게 확대하였다.

租稅制度의 변화가 외국인 투자에 얼마나 많은 영향을 주는지 파악하기 위해서는 外國人 投資者가 실질적으로 부담하여야 하는 稅負擔의 변화가 外國人 投資에 어떤 영향을 주는지, 그리고 租稅制度의 변화는 외국인 투자자의 실질적인 세부담에 어떤 영향을 주는지 파악하여야 할 것이다. 본 연구에서는 이 중 후자, 즉 外國人 投資에 대한 租稅減免이 외국인 투자자의 실질적인 稅負擔을 얼마나 변화시키는지 분석하는 데 목적을 두고 있다.

본 연구에서 이야기하는 投資者의 실질적인 세부담은 限界有效稅率을 의미한다. 한계유효세율은 투자를 한 단위 증가시킬 때 減價償却, 각종 稅額控除 등 租稅支援制度의 효과를 모두 고려한 실질적인 세부담이 얼마나 증가되는지를 측정하는 지표이다. 限界有效稅率을 정확하게 측정하기 위해서는 각 기업이 처한 각각의 다른 상황과 복잡한 租稅體系를 모두 고려하여야 할 것이다. 그러나 이러한 요소들을 모두 반영하여 限界有效稅率을 측정하는 것은 거의 불가능하다고 할 수 있다. 따라서 한계유효세율을 측정한 대부분의 연구에서는 복잡한 현실을 單純化하기 위한 여러 가지 가정들을 전제로 하고 있는데, 이와 같은 가정들은 추정된 限界有效稅率의 의미를 반감시키는 것이라고 할 수 있다. 이러한 문제점을 축소시키기 위하여 본 연구에서는 먼저 선행연구들이 사용한 假定을 적용하여 표준적인 한계유효세율을 추정하고, 다음으로 몇 가지 變數들에 대해서는 가능한 상황을 여러 가지로 설정하여 상황의 변화에 따른 限界有效稅

率의 변화를 살펴본다.

본 보고서의 구성은 다음과 같다. 第Ⅰ章의 서론에 이어 第Ⅱ章에서는 선행 연구들을 간략하게 검토하고, 第Ⅲ章에서는 외국인 투자에 대한 租稅減免制度가 외국인 투자자의 限界有效稅負擔에 미치는 효과를 측정하기 위한 이론적 모형을 제시한다. 그리고 第Ⅳ章에서는 이론적 모형에 실제 자료를 대입하여 限界有效稅率을 측정한다.

## II. 文獻調查

King and Fullerton(1984)을 비롯하여 투자의 限界有效稅率을 측정한 연구는 상당히 많으며, 우리나라에서도 郭泰元(1985)을 필두로 여러 건의 연구가 수행되었다. 그러나 본 연구에서 분석하고자 하는 목적에 적합한 선행연구는 그다지 많지 않다. 우리나라의 外國人 投資에 대한 租稅減免은 일정기간 동안 稅額을 전액 또는 일부 감면해 주는 租稅休日制度로 특징지을 수 있다. 따라서 모형 설정시 조세휴일제도와 외국인 투자자의 居住地國 課稅制度를 고려하여야 할 것이다. 그런데 대부분의 한계유효세율 관련 연구들은 내국인에 의한 국내 투자를 분석대상으로 하며, 開發途上國들을 대상으로 한 일부 연구를 제외하면 租稅休日制度도 고려하지 않았다.

Mintz(1990)와 Boadway, Chua, and Flatters(1995)는 말레이시아를 비롯한 몇몇 開發途上國에서 이루어진 투자의 한계유효세율을 측정하였는데, 그 과정에서 이들 국가들이 많이 사용하는 조세휴일제도를 모형에 포함시켰다. 이들 연구는 內國人的 國內投資를 대상으로 한 것이다. 우리나라에서는 김유찬(1994)이 租稅休日制度와 外國人 直接投資를 모두 고려하여 한계유효세율을 측정하였는데, 이 연구에서는 조세휴일이 稅率에 미치는 영향만 고려하고 減價償却의 現在價値에 미치는 효과를 고려하지 않았다.

본 연구의 주제와 가장 근접한 연구로는 Mintz(1990)의 모형에 外國人 投資라는 요소를 가미시켜 외국인 투자자가 최종적으로 부담하는 한계유효세율을

추정한 Mintz and Tsiopoulos(1994)를 들 수 있다. 租稅休日이 외국인 투자자의 세부담에 미치는 효과는 투자자의 居住地國에서 거주자의 海外所得에 대해 과세할 때 外國納付稅額을 공제하여 주는지의 여부, 외국납부세액을 공제하여 주는 경우에는 源泉地國의 租稅減免額을 외국납부세액으로 간주하는 看做 外國納付稅額 控除(tax sparing)를 허용하는지의 여부 그리고 투자자의 외국납부세액이 거주지국의 외국납부세액 공제한도를 초과하는지 여부에 따라 달라진다. Mintz와 Tsiopoulos는 연구대상을 미국 기업이 동구권 국가들에 투자하는 경우에 국한하였다. 그러므로 미국의 제도를 따라 投資者 居住地國이 외국납부세액 공제를 허용하나 간주 외국납부세액 공제는 허용하지 않는 것으로 가정하였다. 이와 같은 가정하에서 外國納付稅額이 거주지국의 외국납부세액 공제한도를 초과하는 경우(excess credits)와 그 반대의 경우(deficient tax credits)에 대해 각각 조세휴일이 있을 때의 限界有效稅率과 없을 때의 한계유효세율을 측정하여 비교함으로써 租稅休日の 효과를 추정하였다.

Mintz와 Tsiopoulos의 추정결과에 따르면 外國納付稅額이 거주지국의 控除限度를 초과하는 경우에는 조세휴일의 세부담 감소효과가 매우 크다. 그러나 外國納付稅額이 거주지국의 공제한도보다 적은 경우에는 조세휴일의 稅負擔節減效果가 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 外國納付稅額이 거주지국의 공제한도보다 적은 경우에도 조세휴일이 외국인 투자자의 稅負擔을 줄여주는 효과를 가져오는 것은 실제 외국납부세액과 거주지국에서 공제해 주는 외국납부세액이 다르기 때문이다. 이 연구에서 投資者 居住地國으로 선정한 미국의 경우 居住地國의 課稅制度를 근거로 해외소득에 대한 課稅標準을 산정하므로 실제로 외국 정부에 납부한 세액과 미국 정부가 세액공제를 목적으로 인정하는 외국납부세액이 달라지게 된다. 그러므로 外國納付稅額 控除規模가 거주지국의 稅額控除限度보다 작은 경우에도 투자 대상국의 조세체도가 투자자의 최종적인 세부담에 영향을 주게 된다<sup>1)</sup>. 이에 대해서는 다음 第三章에서 보다 자세하게 설명한다.

1) Leechor and Mintz(1991, 1993) 참조.

### III. 理論的 模型

본 연구는 外國人 投資에 대한 일시적인 租稅減免, 즉 조세휴일이 외국인 투자자의 限界有效稅率에 미치는 효과를 측정하는 데 목적이 있다. 그러므로 조세휴일과 외국인 직접투자라는 두 가지 요소를 모두 고려하여 분석한 Mintz and Tsiopoulos(1994)의 모형을 기본으로 우리나라 실정에 맞도록 몇 가지 변형을 가하여 限界有效稅率 推定模型을 설정한다.

Mintz와 Tsiopoulos는 일정기간 동안에는 0%의 세율이 적용되며 그 기간이 지난 후에는 정상적인 세율이 적용되는 비교적 단순한 租稅休日制度를 가정하고 있다. 그러나 우리나라는 처음 7년간은 0%의 세율이 적용되며, 그 다음 3년간은 정상적인 세율의 50%가, 그 이후에는 정상적인 세율이 적용된다. 따라서 본 모형에서는 우리나라와 같은 3段階 稅率體系를 가정한다.

Mintz와 Tsiopoulos 모형의 또 하나의 특징은 美國을 외국인 투자자 거주지국으로 가정하고 있다는 점이다. 우리나라의 경우에도 외국인 직접투자 누계의 30% 이상을 차지하는 미국이 가장 중요한 外國人 投資者 居住地國이다. 그러나 미국만을 외국인 투자자 거주지국이라고 가정하기에는 다른 국가로부터의 投資比重이 너무 크다. 특히 日本이 우리나라의 外國人 直接投資에서 차지하는 비중은 24% 정도이며, 獨逸을 비롯한 유럽 국가가 차지하는 비중도 30%에 달하고 있다<sup>2)</sup>. 앞에서 언급한 바와 같이 조세휴일제도가 외국인 직접투자의 한계유효세율에 미치는 효과는 投資者 居住地國 政府가 간주 외국납부세액 공제를 허용하는지 여부에 따라 달라진다. 그런데 미국은 우리나라와 맺은 租稅條約에서 간주 외국납부세액 공제를 허용하지 않는다는 점을 분명히 밝히고 있는 반면 日本 등 다른 주요 외국인 투자자 거주지국들은 看做 外國納付稅額 控除를 허용하는 경우가 많다. 그러므로 본 장에서는 간주 외국납부세액 공제가 허용되는 경우와 그렇지 않은 경우로 구분하여 분석하고 다

2) 財政經濟部(1998) 참조.

음 장(제Ⅳ장)의 實證分析에서는 일본과 미국을 각각의 경우를 대표하는 국가로 간주한다.

Mintz와 Tsiopoulos는 외국납부세액이 居住地國의 控除限度를 초과하는 경우와 초과하지 않는 경우로 구분하여 분석하였으나, 美國과 우리나라의 稅法을 비교해 보면 우리나라 名目稅率이 미국에 비해 낮고 減價償却率은 높아 우리나라에 투자한 미국 기업은 우리나라에 납부한 세금을 미국에서 모두 공제받을 수 있을 것으로 판단된다<sup>3)</sup>.

이는 看做 外國納付稅額 控除을 허용하는 국가의 대표격이라고 할 수 있는 일본의 경우에도 마찬가지이다. 그러므로 본 연구에서는 外國納付稅額이 거주지국의 공제한도를 초과하지 않는다고 가정한다.

또한 미국의 경우 원천지국 세법이 아닌 자국 세법을 기준으로 海外所得 課稅標準을 산정한다. 이와 관련하여 OECD(1991)는 美國을 자국의 법률에 따라 해외소득 과표를 산정하는 특수한 경우로 인정하고 다른 국가의 경우는 源泉地國에서 산정한 과표를 그대로 사용한다는 가정하에서 OECD 국가들의 한계유효세율을 추정하였다. 우리나라에 直接投資를 하는 기업들은 대부분 OECD 회원국의 기업들이므로 본 연구에서도 OECD의 가정을 그대로 적용하여 미국을 제외한 다른 국가는 海外所得 課稅標準을 산정함에 있어서 우리나라의 法律體系를 따른다고 가정하였다.

Mintz and Tsiopoulos(1994)와 본 연구의 또 다른 중요한 차이점은 正常狀態(steady state)에 대한 가정에 있다. Mintz와 Tsiopoulos는 조세휴일이 지나면 바로 정상상태에 들어가 투자 한 단위에 대한 減價償却의 潛在價値가 변함이 없게 된다고 가정하였다<sup>4)</sup>. 그러나 이러한 가정은 미국과 같이 居住地國의 課稅決定方式에 따라 해외소득 과세표준 및 외국납부세액 공제규모를 결정하는 경우에는 맞지 않는다. 이 경우에는 Mintz와 Tsiopoulos가 가정한 것과는 달리

3) 美國 企業이 우리나라뿐만 아니라 다른 국가에도 투자하고 모든 해외투자소득을 종합한 總海外投資所得에 대한 미국 세액이 總外國納付稅額보다 작은 경우에는 외국납부세액 전액이 공제되지 않는다.

4) Mintz and Tsiopoulos(1994), p.253.

매기간 자본이 일정한 경우에도 租稅休日과는 상관없이 최초 투자자산의 감가상각 후 잔존가치가 0이 되는 시점에 이르러서야 居住地國에 추가로 납부하는 稅率이 안정적인 상태에 돌입하게 된다. 그리고 이러한 조건이 만족되어야 감가상각의 잠재가치도 안정적인 상태가 된다<sup>5)</sup>.

機械設備의 경우 우리나라의 조세휴일 기간인 10년 이내에 거의 전액 상각되는 것이 일반적이므로 Mintz and Tsiopoulos(1994)와 같이 조세휴일 기간이 지나면 바로 正常狀態에 돌입한다고 가정하여도 무방하다. 그러나 建物과 같이 상각기간이 20년 또는 그 이상이 되는 자산에 대해 租稅休日 期間이 지나자마자 정상상태에 돌입한다고 가정하는 것은 무리이다. 그러므로 본 장에서는 특정한 기간을 언급하기보다는 최초에 투자한 자산의 감가상각 후 殘存價値가 0이 되는 시점부터 정상상태에 돌입한다는 가정하에서 限界有效稅率 推定模型을 제시한다.

마지막으로 Mintz and Tsiopoulos(1994)와는 달리 본 연구에서는 외국인 투자에 대한 한계유효세율을 源泉地國에 대한 세부담과 居住地國에 대한 세부담으로 구분하여 추정하고 이를 종합하여 總稅負擔에 대한 限界有效稅率을 추정한다. 투자에 대한 한계세부담은 기업 단계에서의 세부담과 투자자가 추가로 납부하는 세부담으로 구분할 수 있다<sup>6)</sup>. 國內 投資者의 경우 투자자 단계에서 추가로 납부하는 세금이란 저축에 대한 個人所得稅를 의미한다. 그러나 본 연구에서는 外國人 投資者가 개인이 아닌 기업이라고 간주한다. 따라서 외국인 투자기업의 주식을 소유하고 있는 개인투자자가 자국 정부에 납부하는 個人所得稅는 무시하였으며, 본 연구에서 이야기하는 투자자 단계에서 추가로 납부하는 세금이란 母企業이 우리나라에 소재하는 子會社로부터 받은 배당에 대해 거주지국 정부에 납부하는 法人稅를 의미한다. 즉, 본 연구에서는 외국인 투자에 대한 한계유효세율을 원천지국 세율과 거주지국 세율로 구분하여 분석한다.

5) 이에 대해서는 本章 第3節에서 자세히 설명한다.

6) 윤건영·김종웅(1997) 참조.

## 1. 資本의 限界生産性

### 가. 基本模型

한 단위 투자로부터 발생하는 세전 이익에서 투자자에게 최종적으로 지급되는 세후 이익을 뺀 나머지를 有效稅負擔이라고 하고 이 유효세부담을 세전 이익으로 나눈 것이 限界有效稅率이다. 여기서 稅前 利益은 자본을 한 단위 증가 시킴에 따라 증가되는 생산량, 즉 자본의 한계생산성에서 자본의 經濟的 減價償却率을 차감한 나머지를 의미한다.

資本의 限界生産性은 앞에서 언급한 바와 같이 그 개념은 명확하지만 기업의 실제 資本投入量과 생산량을 분석하여 이를 직접적으로 도출해 내기란 거의 불가능하다. 그래서 King and Fullerton(1984)을 비롯하여 投資의 限界有效稅率을 측정한 연구들은 거의 예외없이 세전 수익률이 자본을 한 단위 증가시키는 데 소요되는 機會費用, 즉 자본의 사용자비용과 같아질 때까지 투자가 이루어진다는 가정하에서 資本의 使用者費用을 측정하고 이를 이용하여 限界生産性을 측정한다. 이와 같은 가정은 기업이 투자로부터 발생하는 수익에서 租稅를 포함한 비용을 모두 공제하고 난 후의 純利益의 現在價値를 극대화시키는 것을 목적으로 투자 및 생산활동을 영위한다는 가정에서 비롯된 것이다.

外國 企業이 국내에 자본을 투입하여 자회사를 설립하여 운영하면서 자회사 소재지국(원천지국)에 法人稅를 납부하고 난 후의 이익 중 일부를 사내유보하여 자회사에 재투자하고 나머지는 配當金으로 모회사에 송금한다고 가정하자. 이때  $t$ 시점에서 母會社가 배당받는 금액을 원천지국 화폐로 표시하면 다음과 같다.

$$D_t = (1 + \pi)^t F[K_t] - (1 + \pi)^t I_t - T_t \quad (1)$$

여기서  $F[K_t]$ 는  $t$ 시점의 資本量( $K_t$ )을 생산요소로 하는 生産函數로서  $K_t$ 에 대해 오목함수(strictly concave function)이다.  $I_t$ 는  $t$ 시점의 投資規模를 나타내는 것으로서 經濟的 減價償却率이  $\delta$ 일 때,  $I_t = K_{t+1} - K_t + \delta K_t$ 가 성립된다.  $\pi$ 는 원천지국의 물가상승률로서 논의의 편의를 위하여 物價上昇率이고 정되어 있다고 가정한다. 우변의 마지막 항에 나타난  $T_t$ 는 원천지국에 납부한

法人稅額으로서 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$T_t = u_t \{ (1 + \pi)^t F [K_t] - \alpha \widehat{K}_t - \phi_t (1 + \pi)^t I_t \} = u_t Y_t \quad (2)$$

$u_t$ 는 원천지국의 法人稅率을,  $\alpha$ 는 定率法에 의한 원천지국의 減價償却率<sup>7)</sup>을 의미하며,  $\phi_t$ 는 원천지국의 投資稅額 控除率을  $u_t$ 로 나눈 것이다. 투자세액 공제율을  $\phi^*$ 라고 하면,  $\phi_t = \phi^*/u_t$ 가 된다. Mintz and Tsiopoulos(1994)는 정상적인 감가상각에 추가하여 허용되는 初期償却(initial allowance)을 나타내는 지표로  $\phi$ 를 사용하였다. 그런데 우리나라에는 이와 같은 제도가 없으며 그대신 투자세액 공제를 허용하므로 投資稅額 控除率( $\phi^*$ )을 초기상각률( $\phi_t$ )의 개념으로 전환하여 모형에 포함시켰다.  $Y_t$ 는 원천지국의 課稅標準을 나타낸다.

$u_t$ 는 시간이 지남에 따라 변하는데  $t < t_1$ 이면  $u_t = 0$ ,  $t_1 \leq t < t_2$ 이면  $u_t = u^0$ ,  $t_2 \leq t$ 이면  $u_t = u$ 이다.  $\widehat{K}_t$ 는  $t$ 시점의 減價償却對象 資産의 가치로서 다음과 같이 표현할 수 있다<sup>8)</sup>.

$$\widehat{K}_t = \sum_{s=0}^t (1 + \pi)^{t-s} I_{t-s} (1 - \alpha)^s \quad (3)$$

이 식의 양변에서  $\widehat{K}_{t-1}$ 을 빼면 다음과 같다.

$$\widehat{K}_t - \widehat{K}_{t-1} = (1 + \pi)^t I_t - \alpha \widehat{K}_{t-1} \quad (4)$$

모기업이  $t$ 시점에 받는 配當額을 거주지국 화폐로 나타내면  $x_t D_t$ 가 되며, 이를  $D_t^*$ 라고 표시한다. 여기서  $x_t$ 는  $t$ 시점의 換率을 의미하는데, 거주지국의 물가상승률이  $\pi$ 일 때 購買力 衡平化(purchasing power parity) 가설에 따라  $x_t = (1 + \pi)^t / (1 + \pi)^t$ 라고 가정한다.

우리나라에 대한 주요 투자국인 美國, 日本 등이 거주지국 과세원칙에 따라 거주자의 해외투자소득에 대해 과세하고 外國納付稅額 控除를 허용하므로 본

7) 논의의 편의를 위해서 定率法에 의한 減價償却을 가정한다. 우리나라의 건축물과 같이 定額法에 의한 減價償却만 허용되는 경우는 뒤의 실증분석에서 정액법 상각률을 이에 상응하는 定率法 償却率로 바꾸어 계산한다.

8) 또는  $\widehat{K}_t = \sum_{s=0}^t (1 + \pi)^s I_s (1 - \alpha)^{t-s}$ .

연구에서는 이와 같은 경우만을 분석대상으로 한다. 따라서 거주지국은  $D_t^*$ 에 대해 과세하고 居住地國 稅額 중에서 원천지국에 납부한 세액은 공제하여 주는데, 이때 거주지국에 추가로 납부하여야 하는 세금의 稅率( $\sigma_t$ )은 다음과 같다<sup>9)</sup>.

$$\sigma_t = \frac{u^* Y_t^* - u_t^f Y_t x_t}{Y_t^* - u_t^f Y_t x_t} \quad (5)$$

$Y_t^*$ 는 거주지국에서 인정하는 거주지국 화폐로 표시한 海外投資所得의 과세 표준을 나타낸다.  $u^*$ 는 거주지국의 法人稅率을 나타내며,  $u_t^f$ 는 거주지국이 외국납부세액 공제를 목적으로 인정하는 源泉地國 稅率을 의미한다. 거주지국이 看做 外國納付稅額 控除를 허용하지 않는 경우  $u_t^f = u_t$ 가 되며 허용하는 경우에는  $u_t^f = u$ 가 된다. 거주지국이 원천지국의 과세표준을 그대로 인정하면  $Y_t^* = x_t Y_t$ 가 된다. 그러나 거주지국이 거주지국 제도에 따라 海外投資所得에 대한 과세표준을 결정하고 거주지국의 定率法에 의한 減價償却率이  $\alpha^*$ 라고 하면  $Y_t^*$ 는 다음과 같다.

$$Y_t^* = (1 + \pi)^t x_t F[K_t] - \alpha^* \widehat{K}_t^* x_t \quad (6)$$

여기서  $\widehat{K}_t^*$ 는 거주지국 제도에 따른 減價償却資產의 잔존가치로서 다음과 같은 과정을 따라 변화해 간다.

$$\widehat{K}_t^* - \widehat{K}_{t-1}^* = (1 + \pi)^t I_t - \alpha^* \widehat{K}_{t-1}^* \quad (7)$$

모기업이 거주지국 화폐로 표시한 居住地國 稅後所得의 현재가치를 극대화할 것을 목표로 기업활동을 영위한다고 가정하면 모기업의 目的函數는 다음과 같이 표현할 수 있다.

9) 논의의 편의상 배당에 대한 源泉徵收稅는 무시한다. 거주지국의 외국납부세액 공제한도가 외국납부세액보다 큰 경우 海外配當에 대한 원천지국의 원천징수세는 거주지국 세액에서 전액 공제되므로 外國人 投資者의 최종적인 세부담에 영향을 주지 않는다.

$$\max_{\{\kappa_t, \hat{\kappa}_t, \hat{\kappa}_t^*\}} V = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{D_t^*(1-\sigma_t)}{(1+\rho^*)^t} \quad (8)$$

여기서  $\rho^*$ 는 모기업의 해외투자에 대한 機會費用(經常價格)을 의미하며, 앞에서 제시한 식 (4)와 (7)이 제약조건이 된다. 이 극대화 문제의 풀이 과정은 <附錄 1>과 <附錄 2>에서 자세히 설명하기로 하고, 본 장에서는 일본 기업의 우리나라에 대한 투자를 모델로 하는 看做 外國納付稅額 控除가 허용되는 경우와 미국 기업의 우리나라에 대한 투자를 모델로 하는 간주 외국납부세액 공제가 허용되지 않는 경우로 구분하여 식 (8)에 나타난 極大化 問題의 풀이 결과를 간략하게 소개한다.

#### 나. 看做 外國納付稅額 控除가 허용되는 경우

다음에서는 일본 기업이 우리나라에 투자하는 경우를 모델로 하여 資本의 限界生産性을 도출한다. 일본은 우리나라에 대하여 간주 외국납부세액 공제를 허용하고 있으므로 일본 정부가 우리나라에 대한 투자로부터 발생하는 소득에 대해서 外國納付稅額을 산정할 때 사용하는 源泉地國 稅率( $u_t^*$ )은 조세휴일이 적용되지 않을 때의 정상적인 세율( $u$ )이 된다. 또한 OECD(1991)에서와 같이 거주지국 정부가 우리나라에서 설정한 과세표준을 그대로 인정한다고 가정하면 거주지국의 海外投資所得에 대한 課稅標準  $Y_t^*$ 는 원천지국에서 설정한 과표에 환율을 곱한 것( $x_t Y_t$ )과 같다. 따라서 식 (5)에 정의된 배당에 대한 居住地國 納付稅率( $\sigma_t$ )은 다음과 같이 시간에 관계없이 일정하게 주어진다.

$$\sigma = \frac{u^* - u}{1 - u} \quad (9)$$

이 경우 식 (8)과 같이 표현되는 극대화 문제를 풀면 資本의 限界生産性  $F_t^*$ 는 다음과 같이 표현할 수 있다<sup>10)</sup>.

10) 풀이 과정은 <附錄 1>에서 설명하였다.

$$F'_t = \frac{(r^* + \delta)}{(1 - u_t)} \left( 1 - \phi_t u_t - \frac{\lambda_t}{1 - \sigma} \right) + \frac{(1 + r^*)}{(1 - u_t)} \left\{ \left( 1 - \phi_{t-1} u_{t-1} - \frac{\lambda_{t-1}}{1 - \sigma} \right) - \left( 1 - \phi_t u_t - \frac{\lambda_t}{1 - \sigma} \right) \right\} \quad (10)$$

여기서  $r^*$ 는 주식발행을 통해 자본을 조달하는 경우 자본 한 단위의 實質機會費用을 의미하는 것으로 다음과 같이 정의된다.

$$(1 + r^*) = \frac{(1 + \rho^*)}{(1 + \pi^*)} \quad (11)$$

$\lambda_t/(1 - \sigma)$ 는 減價償却의 潛在價値로서 이 중  $\lambda_t$ 는 시간이 흐름에 따라 다음과 같은 과정을 거쳐 변화한다.

$$\lambda_t = (1 - \sigma) \alpha u_t + \lambda_{t+1} \left( \frac{1 - \alpha}{1 + i} \right) \quad (12)$$

이 식에서  $i$ 는 源泉地國의 名目利率로서  $r^*$ 와 다음과 같은 관계를 갖는다.

$$\frac{(1 + i)}{(1 + \pi)} = (1 + r^*) \quad (13)$$

租稅休日이 없는 경우 또는 조세휴일이 지난 후 ( $t_2 \leq t$ )에는 稅率이 일정하므로  $\lambda_t$ 가 시간에 관계없이 일정한 값을 갖게 되는데, 그 값을  $\lambda$ 라고 하면  $\lambda$ 는 다음과 같이 표현할 수 있다<sup>11)</sup>.

$$\lambda = \frac{(1 - \sigma) \alpha u (1 + i)}{i + \alpha} \quad (14)$$

조세휴일 기간중의  $\lambda_t$ 는 식 (12)와 (14)를 이용하여 구할 수 있으며, 그 결과를

11) 이때의  $\lambda$ 는 자본 한 단위 투자에 대한 源泉地國 減價償却 控除의 현재가치  $\left( \sum_{s=t}^{\infty} \alpha u \left( \frac{1 - \alpha}{1 + i} \right)^{s-t} \right)$

에  $(1 - \sigma)$ 를 곱한 것과 같다. Mintz(1990) 참조.

정리하면 다음과 같다.

$t_1 \leq t < t_2$  일 때

$$\lambda_t = (1-\sigma) \left\{ u^0 + (u-u^0) \left( \frac{1-\alpha}{1+i} \right)^{t_2-t} \right\} \frac{\alpha(1+i)}{(\alpha+i)} \quad (15)$$

$t < t_1$  일 때

$$\lambda_t = (1-\sigma) \left\{ u^0 + (u-u^0) \left( \frac{1-\alpha}{1+i} \right)^{t_2-t_1} \right\} \frac{\alpha(1+i)}{(\alpha+i)} \left( \frac{1-\alpha}{1+i} \right)^{t_1-t} \quad (16)$$

식 (10)에서  $(1-\phi_t u_t - \lambda_t / (1-\sigma))$  는 자본을 한 단위 투입하는 데 소요되는 비용에서 投資稅額 控除, 減價償却 등에 의한 조세절감 혜택을 차감한 실질적인 비용을 나타낸 것이다. 여기에 經濟的 減價償却費用( $\delta$ )과 다국적 기업이 부담하는 機會費用( $r^*$ )을 합한 자본조달비용을 곱하여 수익 한 단위의 稅後價值  $(1-u_t)$ 로 할인한 것이 식 (10)의 우변 첫번째 항이다. 조세휴일이 없는 경우에는  $u_t = u_{t-1} = u$ 이고  $\lambda_t = \lambda_{t-1} = \lambda$ 이므로 식 (10)의 우변 두번째 항은 0이 된다. 따라서 첫번째 항이 資本의 限界生産性과 같게 되는데 이는 조세휴일이 없다고 가정한 다른 연구들의 연구결과와 일치하는 것이다.

그러나 특정기간 동안 낮은 稅率이 적용되는 경우 그 기간에 투자를 하는 기업은 추가적인 비용을 부담하여야 하는데 그 비용이 식 (10)의 우변 두번째 항과 같다. 이 追加的인 費用은 조세휴일 기간에 세액이 전액 감면되거나 낮은 名目 稅率이 적용됨으로 인해 감가상각, 투자세액 공제 등을 통한 조세절감 혜택을 받지 못하거나 조금밖에 받지 못하는 데서 기인하는 것이다. 따라서 감면기간에 발생하는 減價償却과 投資稅額 控除 등을 조세휴일이 지난 이후로 연기하여 혜택을 모두 받을 수 있도록 허용하는 경우에는 이 추가적인 비용이 발생하지 않으나 우리나라에서는 이를 허용하지 않고 있다<sup>12)</sup>. 이와 같은 追加的인 資本費用은 한 기간 전에 투자한 자본 한 단위의 실질투자비용  $(1-\phi_{t-1} u_{t-1} - \lambda_{t-1})$

12) 法人稅法 施行令 第55條의 2에 의하면 각 사업연도의 소득에 대해 법인세가 면제되거나 감면되는 사업을 영위하는 법인으로서 法人稅를 면제받거나 감면받은 법인은 그 고정자산에 대하여 減價償却을 계산하여 이를 損費로 계상하여야 한다.

$/(1-\sigma)$ 에서 당기에 투자한 자본 한 단위의 實質投資費用  $(1-\phi_t u_t - \lambda_t)/(1-\sigma)$ 을 차감한 금액의  $t$ 시점에서의 가치, 즉 일찍 투자함으로써 줄어드는 조세지원<sup>13)</sup>혜택의 실질가치와 같다. 減價償却率이 높을수록 이 추가적인 비용이 크며, 토지와 같이 감가상각이 허용되지 않는 자산의 경우에는 이와 같은 추가적인 비용이 발생하지 않는다. 뒤의 實證分析에서 나타난 바와 같이 명목세율이 0인 기간중 非償却資產의 원천지국 한계유효세율은 0이 되지만 償却資產의 한계유효세율은 0보다 큰데, 이는 지금까지 설명한 추가적인 비용이 減價償却率에 따라 다르기 때문에 나타나는 현상이다.

#### 다. 看做 外國納付稅額 控除가 허용되지 않는 경우

다음에서는 美國 企業이 우리나라에 투자한 경우를 모델로 하여 식 (8)에 나타난 극대화 문제를 풀어 도출한 내용을 설명한다. 미국은 看做 外國納付稅額 控除를 허용하지 않으므로 앞의 식 (5)에 나타난  $u_t^f$ 는  $t$ 시점에서의 원천지국 세율( $u_t$ )과 같다. 또한 거주지국의 課稅標準은 식 (6)에서 정의된 바와 같다. 식 (1), (2), (5), (6)과 投資에 대한 定義式  $I_t = K_{t+1} - K_t + \delta K_t$ 를 목적함수인 식 (8)에 대입하고 減價償却資產의 잔존가치 변화과정을 나타내는 식 (4)와 (7)을 제약조건으로 하여 목적함수를 풀면 資本의 限界生産性  $F_t'$ 를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$F_t' = \frac{(r^* + \delta)}{(1 - u_t)} (1 - A_t) + \frac{(1 + r^*)}{(1 - \bar{u}_t)(1 - \sigma_t)} \{(1 - \sigma_{t-1})(1 - A_{t-1}) - (1 - \sigma_t)(1 - A_t)\} \quad (17)$$

$$A_t = \phi_t u_t (1 - d_t^*) + \frac{(\lambda_t + \lambda_t^*)}{(1 - \sigma_t)}$$

$$\bar{u}_t = (1 - d_t^*) u_t + d_t^* \frac{(u^* - \sigma_t)}{(1 - \sigma_t)}$$

13) 이때 租稅支援에는 조세휴일제도로 인한 명목세율 인하는 포함되지 않는다.

이 식도 앞의 식 (10)과 같은 의미를 갖고 있다.  $\bar{u}_t$ 는 모기업에 배당하지 않고 자회사 내에 유보한 이익에 대한 源泉地國 納付稅額  $((1 - d_t^*)u_t)$ 과 모기업에 배당한 부분에 대해 원천지국에 납부한 세액  $(d_t^*(u^* - \sigma_t)/(1 - \sigma_t))$ 의 합계이다<sup>14)</sup>.  $d_t^*$ 는 配當率을 나타내는 지표로서  $D_t^*/(Y_t^* - u_t Y_t x_t)$ 와 같다.  $A_t$ 는 투자세액 공제, 감가상각 등 租稅支援의 潛在價値를 의미한다.  $A_t$  정의식의 첫 번째 항  $\phi_t u_t (1 - d_t^*)$ 는 모기업에 배당하지 않고 자회사에 투자한 수익에 대한 원천지국의 投資稅額 控除 惠澤을 나타내며, 두 번째 항  $(\lambda_t + \lambda_t^*)/(1 - \sigma_t)$ 는 원천지국과 거주지국에서 받을 수 있는 減價償却 惠澤의 잠재가치를 의미한다.  $\lambda_t$ 와  $\lambda_t^*$ 는 각각 다음과 같은 과정을 통해서 변화해 간다.

$$\lambda_t = \alpha u_t (1 - \sigma_t) (1 - d_t^*) + \lambda_{t+1} \left( \frac{1 - \alpha}{1 + i} \right) \quad (18)$$

$$\lambda_t^* = \alpha^* (u^* - \sigma_t) d_t^* + \lambda_{t+1}^* \left( \frac{1 - \alpha^*}{1 + i} \right) \quad (19)$$

식 (18)과 (19)의 우변 첫 번째 항은 각각 社內留保利益을 생산한 자산과 配當利益을 생산한 자산에 대한 t시점의 減價償却額을 의미하며, 두 번째 항들은 각각의 자산에 대해 앞으로 받을 감가상각 혜택의 현재가치를 나타낸다. 正常狀態(steady state)에서  $\lambda_t$ ,  $\lambda_t^*$ ,  $d_t^*$ ,  $\sigma_t$ 가 시간에 관계없이 일정하게 주어지고 그 값이 각각  $\lambda$ ,  $\lambda^*$ ,  $d^*$ ,  $\sigma$ 라면,  $u_t = u$ 일 때  $\lambda$ 와  $\lambda^*$ 는 각각 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\lambda = \frac{\alpha u (1 - \sigma) (1 - d^*) (1 + i)}{(i + \alpha)} \quad (20)$$

14) 원천지국과 거주지국의 課稅標準이 같은 경우, 즉  $Y_t^* = X_t Y_t$ 인 경우  $\sigma_t = (u^* - u_t)/(1 - u_t)$ 가 되며, 이 경우  $\bar{u}_t$  정의식의 두 번째 항은  $d_t^* u_t$ 가 된다.

$$\lambda^* = \frac{\alpha^*(u^* - \sigma)d^*(1+i)}{(i + \alpha^*)} \quad (21)$$

이 경우  $A_t$  정의식의 두번째 항  $(\lambda_t + \lambda_t^*)/(1 - \sigma_t)$ 는 자회사에 재투자되는 이익을 창출한 자본에 대한 源泉地國 減價償却의 潛在價值  $(\alpha u(1+i)(1 - d^*) / (\alpha + i))$ 와 모기업에 배당한 이익을 창출한 자본에 대해 居住地國 償却率을 적용한 감가상각의 잠재가치  $(\alpha^*(u^* - \sigma)(1+i)d^*/(\alpha^* + i)(1 - \sigma))$ 의 합계가 된다.

Mintz and Tsiopoulos(1994)는 외국인 투자기업의 資本量이 일정하다 ( $I_t = \delta K_t$ )는 전제하에<sup>15)</sup> 조세휴일 기간이 지나면, 즉  $t \geq t_2$ 이면 正常狀態에 도달하여  $\sigma_t = \sigma$ ,  $d_t^* = d^*$ ,  $\lambda_t = \lambda$ ,  $\lambda_t^* = \lambda^*$ 가 된다고 가정하였다. 이러한 가정을 바탕으로 식 (18)과 (19)를 이용하여  $t < t_2$ 인 경우의  $\lambda_t$ 와  $\lambda_t^*$ 를 구하고 이를 식 (17)에 대입하여 조세휴일 기간중의 資本의 限界生産性을 도출하였다. 그러나 외국인 투자기업의 자본량이 일정하며  $u_t = u$ (즉,  $t \geq t_2$ )라는 조건만으로는  $\sigma_t$ 와  $d_t^*$ 가 시간에 관계없이 일정하다고 보장할 수 없다. 식 (18)과 (19)에 의하면  $u_t$ 가 일정하게 주어진다고 하더라도  $\sigma_t$ 와  $d_t^*$ 가 변하면  $\lambda_t$ 도 변하게 된다.

식 (2), (3), (6), (7)과  $u_t^f = u_t$ ,  $I_t = \delta K_t$ 를  $\sigma_t$ 의 정의식인 식 (5)에 대입하여 정리하면  $\sigma_t$ 와  $d_t^*$ 를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\sigma_t = \frac{p(u^* - u_t) + \phi_t \delta u_t - (u^* B_t^* - u_t B_t)(1 + \pi) \delta}{p(1 - u_t) + \phi_t \delta u_t - (B_t^* - u_t B_t)(1 + \pi) \delta} \quad (22)$$

$$d_t^* = \frac{p(1 - u_t) - \delta(1 - \phi u_t) + u_t B_t(1 + \pi) \delta}{p(1 - u_t) + \phi_t \delta u_t - (B_t^* - u_t B_t)(1 + \pi) \delta} \quad (23)$$

15) 이때 극대화를 위한 2次條件의 만족에 대해서는 Mintz and Tsiopoulos(1994)의 각주 14(p.253) 참조.

$$B_t = \frac{\alpha \left\{ 1 - \left( \frac{1-\alpha}{1+\pi} \right)^{t+1} \right\}}{\alpha + \pi} \quad (24)$$

$$B_t^* = \frac{\alpha^* \left\{ 1 - \left( \frac{1-\alpha^*}{1+\pi} \right)^{t+1} \right\}}{\alpha^* + \pi} \quad (25)$$

여기서  $p$ 는 資本의 平均生産性( $F[K_t]/K_t$ )을 의미한다. 식 (22)와 (23)에 의하면  $u_t = u$ 가 만족되더라도  $B_t$ 와  $B_t^*$ 가 시간의 흐름에 따라 변하게 되면  $\sigma_t = \sigma$ ,  $d_t^* = d^*$ 가 동시에 만족될 수 없다. 하지만 식 (24)와 (25)에 의거하여  $((1-\alpha)/(1+\pi))^{t+1}$ 과  $((1-\alpha^*)/(1+\pi))^{t+1}$ 이 0에 수렴하게 되면  $B_t$ 와  $B_t^*$ 는 시간이 흘러도 변하지 않게 되며, 이때  $u_t = u$ 가 만족되면  $\sigma_t$ 와  $d_t^*$ 도 시간의 변화에 반응하지 않게 된다. 따라서 대체로 10년 이내에 全額 償却이 가능한 기계설비의 경우 10년으로 되어 있는 우리나라의 租稅休日 期間이 지나면 정상상태에 도달한다고 가정하여도 큰 무리는 없을 것이다. 그러나 건물의 경우에는 상각기간이 20년 또는 그 이상인 경우도 많아 조세휴일 기간이 지났다는 조건만으로는 正常狀態를 보장할 수 없다. 그러므로 다음 第四章의 實證分析에서는 모든 경우를 포괄하기 위하여 다소 긴 기간이라고 생각되는 60년을  $\sigma_t$ 와  $d_t^*$ 가 일정수준에 수렴하는 기간이라고 보아  $\lambda_{60} = \lambda$ ,  $\lambda_{60}^* = \lambda^*$ ,  $\sigma_{60} = \sigma$ ,  $d_{60}^* = d^*$ 라고 가정하고, 이 가정을 바탕으로 식 (18)과 (19)를 이용하여  $t = 59$ 인 경우부터 시작하여 순차적으로  $\lambda_t$ 와  $\lambda_t^*$ 를 구한 후 資本의 限界生産性을 도출하였다.

## 2. 限界有效稅率

外國 企業이 국내 기업에 투자하는 경우 總稅負擔은 원천지국에 대한 세부담과 거주지국에 대한 세부담으로 나눌 수 있다. 따라서 限界有效稅率도 원천지국의 유효세율과 거주지국의 유효세율로 구분할 수 있는데, 이 두 가지 유효세율은 각각 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$ETRS = \frac{R_g - r^*}{R_g} \quad (26)$$

$$ETRR = \frac{r^* - R_n}{r^*} \quad (27)$$

여기서 ETRS는 源泉地國(source country)에 귀속되는 세부담에 대한 한계 유효세율을, ETRR은 居住地國(residence country)에 추가로 납부하는 세부담에 대한 한계유효세율을 의미한다.  $R_g$ 는 稅前收益率을 나타내는 지표로서 자본을 한 단위 증가시킴에 따라 증가되는 생산량( $F'$ )에서 투자된 자본의 經濟的 減價償却率을 차감한 것과 같다.

$$R_g = F' - \delta \quad (28)$$

外國 企業은 해외에 투자할 때 그 투자로부터 발생하는 원천지국세 납부 후의 수익률이 實質機會費用( $r^*$ )과 같아질 때까지 투자를 증가시킨다. 따라서 源泉地國 限界有效稅率을 추정할 때 세후수익률은  $r^*$ 가 된다. 또한  $r^*$ 는 거주지국 과세목적상 실질세전수익률이라고 할 수 있으며,  $R_n$ 은 거주지국 과세 후의 實質 收益率을 나타낸다. 앞에서 언급한 바와 같이  $r^*$ 는 다음 조건을 만족시킨다.

$$1 + r^* = \frac{1 + \rho^*}{1 + \pi^*}$$

여기서  $\rho^*$ 는 해외투자에 대한 모기업의 名目機會費用을 의미한다. 그러므로 극대화 조건이 만족되면(즉, 內部解가 존재한다면) 해외투자 한 단위에 대해 자회사는  $\rho^*$ 만큼의 배당을 모기업에 지불하게 될 것이며, 居住地國은 이에 대해 과세할 것이다. 이때 적용되는 세율은 앞에서 도출한 외국납부세액 공제 후의 居住地國 稅率  $\sigma_t$ 가 된다. 따라서  $R_n$ 은 다음과 같은 조건을 만족시켜야 한다.

$$1 + R_n = \frac{1 + \rho^*(1 - \sigma_t)}{1 + \pi^*} \quad (29)$$

식 (26), (27)과 같이 정의된 원천지국 세부담과 거주지국 세부담을 종합한 외국인 투자에 대한 總限界有效稅率(ETRG)은 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$ETRG = \frac{R_g - R_n}{R_g} \quad (30)$$

$R_g$ 는 식 (28)에 나타난 바와 같이 資本의 限界生産性에서 경제적 감가상각률을 차감한 것으로 세금을 전혀 납부하지 않은 상태에서의 수익률을 나타낸다.  $R_n$ 은 원천지국과 거주지국의 모든 세금을 납부한 후 投資者에게 최종적으로 귀속되는 收益率을 의미하는 것으로 식 (29)와 같이 정의된다.

#### IV. 限界有效稅率의 推定

本章에서는 앞에서 제시한 추정공식들을 이용하여 미국 기업과 일본 기업이 우리나라에 투자하는 경우의 限界有效稅率을 추정한다. 앞서 언급한 바와 같이 미국과 일본은 우리나라의 外國人 直接投資에서 차지하는 비중이 가장 큰 국가들이다. 또한 미국과 일본은 각각 상이한 租稅體系를 대표하는 국가들로 미국은 看做 外國納付稅額 控除를 허용하지 않는 데 비해 일본은 이를 허용하고 있다.

第1節에서는 實證分析에 사용된 자료에 대해 설명하고, 第2節과 第3節에서는 각각 일본 기업과 미국 기업이 우리나라에 투자하는 경우의 限界有效稅率推定結果를 제시한다. 본 연구는 각각의 한계유효세율을 추정함에 있어서 新株發行을 통한 財源調達의 경우만을 대상으로 하였다.

##### 1. 資料 說明

본 장의 實證分析에 사용된 자료는 <表 1>에 정리하였다. 먼저 法人稅率을 보면 우리나라의 경우 두 개의 법인세율 중 높은 세율(28%)을 적용하였으며

여기에 주민세율(2.8%)<sup>16)</sup>을 더하면  $u=30.8\%$ 가 된다. 1998년 11월 「外國人投資促進法」이 제정되기 이전까지는 고도기술 수반사업 및 輸出自由地域 入住業體에 대해 최초 소득이 발생한 이후 5년간 법인세가 전액 면제되었으며, 그 후 3년간은 50%가 면제되었다. 그러나 새로 제정된 「외국인투자촉진법」에서는 法人稅가 전액 면제되는 기간을 5년에서 7년으로 연장하였고 減免對象을 대폭 확대하였다<sup>17)</sup>. 미국과 일본의 법인세율은 OECD가 조사한 자료에서 인용하였는데 미국은 35%, 일본은 37.5%이다<sup>18)</sup>.

減價償却率은 자산의 종류에 따라 다양한데, 본 연구에서는 자산을 크게 機械設備, 建物, 非償却資産으로 구분하여 각각을 대표하는 자산의 상각률을 적용함으로써 세 가지 한계유효세율을 구한 다음 이를 가중평균하여 總資産에 대한 限界有效稅率을 계산하였다<sup>19)</sup>. 經濟的 減價償却率( $\delta$ )은 윤건영·김종웅(1997)이 사용한 수치(기계설비 16.2%, 건물 3.39%)를 그대로 사용하였다. 이 수치는 Jorgenson and Yun(1991)이 측정한 미국의 經濟的 減價償却率을 현진권(1996)의 자료를 이용하여 우리나라에 맞게 조정한 것이다.

우리나라의 減價償却制度를 보면 기계설비에는 정률법을 적용할 수 있으나 건물의 경우에는 정액법을 적용하도록 되어 있다. 세법상에는 각각의 耐用年數(T)와 殘存價額(5%)만 나타나 있으므로 기계설비의 경우  $\alpha=1-\sqrt[T]{0.05}$  식을 이용하여 상각률을 구하였으며, 건물에 대해서는 정액법에 의한 상각률( $(1-0.05)/T$ )의 두 배를 定率法 償却率로 간주하였다<sup>20)</sup>. 耐用年數는 건물의 경우 블럭조에 적용되는 20년을, 기계설비의 경우 기계장비 제조업에 적용되는 8년을 기준으로 하였다. 이 경우 定率法에 의한 감가상각률은 건물 9.5%, 기계설비 31.2%이다.

16) 法人稅額의 10%. 논의의 편의상 法人稅와 住民稅 이외의 다른 조세는 고려하지 않는다.

17) 高度技術 隨件事業의 범위가 확대되었으며, 외국인 투자지역 입주업체와 특정조건을 만족하는 관광호텔업 및 종합휴양업에도 租稅減免 惠澤이 주어지게 되었다.

18) 地方政府가 부과하는 租稅는 무시하였다. OECD(1997) 참조.

19) 加重平均하는 방법에 대해서는 윤건영·김종웅(1997) 참조.

20) 통상적으로 定額法에 의한 상각률의 두 배를 定率法 償却率로 간주한다. 예를 들면 미국의 경우 정액법과 정률법 중 하나를 선택할 수 있으며, 定率法 償却率은 정액법 상각률의 두 배와 같다. Mintz(1990), OECD(1997) 참조.

〈表 1〉 實證分析에 사용된 資料

		한 국	미 국	일 본
법인세율 <sup>1)</sup>	$t < 6(8)$	0		
	$6(8) \leq t < 9(11)$	0.154	0.35	0.375
	$9(11) \leq t$	0.308		
경제적 감가상각률	기계설비	0.162	—	—
	건물	0.0339	—	—
법정 감가상각률 <sup>2)</sup>	기계설비	0.312(0.393)	0.286	—
	건물	0.095(0.127)	0.08	—
자산의 구성	기계설비	0.4	—	—
	건물	0.404	—	—
	비상각자산	0.197	—	—
투자세액 공제율 <sup>1)</sup>	기계설비			
	$t < 9(11)$ $9(11) \leq t$	0 0.05	— —	— —
이자율	국·공채 이자율	0.117	—	—
물가상승률	소비자물가 상승률	0.044	0.023	0.017
평균수익률		0.1+(경제적 감가상각률)	—	—

주 : 1. 「外國人投資促進法」 제정 전(후) 기준.

2. 우리나라의 경우 資産의 耐用年數는 기계설비 8(6)년, 건물 20(15)년 기준.

그런데 우리나라에서는 이와 같은 법정 내용연수를 기준으로 25% 내에서 償却期間을 단축 또는 연장할 수 있다. 윤건영·김종웅(1997)에서는 자산을 빨리 상각하는 것이 유리하므로 법인들이 모두 기준에 비해 25% 빨리 상각한다고 가정하고 限界有效稅率을 추정하였다. 그러나 조세휴일이 적용되는 外國人投資企業의 경우 휴일기간이 지난 후에는 감가상각을 빨리 하는 것이 유리하나 휴일기간중에는 오히려 늦게 하는 것이 유리할 수 있다. 그러므로 본 연구에서는 어느 한 쪽을 가정하지 않고 基準耐用年數대로 상각하는 경우와 25% 빨리 상각하는 경우로 구분하여 각각의 限界有效稅率을 추정하였다. 이 두 가지 추

정결과를 비교함으로써 減價償却制度의 변화가 한계유효세율에 미치는 효과를 파악할 수 있다. 기준내용연수보다 25% 빨리 상각하는 경우 적용되는 定率法 償却率은 건물 12.7%, 기계설비 39.3%이다. 한편 미국의 감가상각률은 OECD(1997)에서 구하였는데 기계설비 28.6%, 건물 8%로 각각 定額法 償却率에 두 배를 곱한 것이다.

기계설비, 건물, 비상각자산의 限界有效稅率을 종합하여 모든 자산에 대한 한계유효세율을 계산하는 데 사용한 가중치는 機械設備 0.4, 建物 0.404, 非償却資產 0.197이다. 이 수치는 한국은행에서 발행한 『企業經營分析』에서 구한 것으로 제조업의 1997년 자산구성비를 나타낸다.

우리나라에는 중소기업 투자세액 공제 등 여러 가지 投資稅額 控除制度가 있으나 본 연구에서는 생산성향상시설 투자세액 공제(5%)와 특정시설 투자세액 공제(5%)를 기준으로 機械設備에 대한 投資에 한하여 5%의 투자세액 공제가 허용된다고 가정하였다<sup>21)</sup>. 우리나라에는 현재 모든 기업에 대해 일반적으로 적용되는 投資稅額 控除가 존재하지 않으므로 이와 같은 투자세액 공제에 관한 가정은 稅額控除 規模를 실제보다 과다하게 반영하는 결과를 초래할 수 있다. 반면 임시 투자세액 공제 등 다른 투자세액 공제를 무시한 것은 그 반대의 효과를 가져올 수 있다. 중복된 租稅減免을 피하기 위하여 외국인 투자에 대한 법인세가 감면되는 기간중에는 투자세액 공제가 허용되지 않으므로 조세휴일 기간중에는 投資稅額 控除率이 0이 된다.

국내 이자율과 국내 및 미국, 일본의 물가상승률은 *International Financial Statistics*에 나타난 1997년 자료를 사용하였다. 國內 利子率은 국공채 이자율로서 11.7%이며, 物價上昇率은 소비자물가 상승률로서 우리나라 4.4%, 미국 2.3%, 일본 1.7%이다.

마지막으로 居住地國 稅率( $\sigma$ )을 추정하는 데 사용된 平均收益率( $F[K]/K$ )은 Mintz and Tsiopoulos(1994)가 제시한 방법을 사용하였다. 이들은 Lipton and Sachs(1990)가 추정한 폴란드 기업의 經濟的 減價償却率 공제 후 평균

21) 이는 윤건영·김종용(1997)의 가정을 따른 것이다.

세전수익률 10%에 경제적 감가상각률을 더한 수치를 平均 稅前收益率로 간주하였다. Mintz와 Tsiopoulos의 연구는 미국 기업이 동구권 국가들에 투자한 경우의 限界有效稅率을 추정하는 데 목적을 두었으므로 폴란드 기업에 대한 Lipton과 Sachs의 추정치를 사용하더라도 큰 무리가 없었다. 그러나 이를 그대로 우리나라에 적용하는 데는 다소 危險이 따른다고 할 수 있다. 이와 같은 危險을 最小化하기 위하여 본 연구에서는 10%를 경제적 감가상각률 공제 후 평균 세전수익률로 가정하여 限界有效稅率을 추정하되 경제적 감가상각률 공제 후 평균 세전수익률이 8%, 12%인 경우의 한계유효세율도 계산하여 그 결과를 〈附錄 3〉에 수록하였다.

## 2. 日本 企業이 우리나라에 投資하는 경우의 限界有效稅率

일본 기업이 우리나라에 투자하는 경우의 한계유효세율을 〈表 2〉와 〈表 3〉에 정리하였다. 〈表 2〉는 표준모형으로서 法定 基準耐用年數를 감가상각 기간으로 그대로 적용하였다. 상각기간을 법정 기준내용연수보다 25% 단축한 경우의 限界有效稅率은 〈表 3〉에 정리하였다.

〈表 2〉에서 검게 칠한 부분( )은 1998년 11월부터 시행되고 있는 「外國人投資促進法」이 제정되기 이전의 제도를 적용하여 구한 限界有效稅率을 나타낸다. 이 수치들을 법 개정 이후의 수치와 비교해 보면 개정 전 t차 연도의 한계유효세율이 개정 후 (t+2)차 연도의 한계유효세율과 정확하게 일치함을 알 수 있다. 이는 법 개정에 따라 法人稅가 전액 감면되는 기간이 2년 연장된 데서 기인하는 것으로 〈表 3〉부터는 법 개정 이전의 경우는 생략한다.

〈表 2〉를 보면, 日本 企業이 우리나라에 투자하는 경우의 限界有效稅率과 관련하여 몇 가지 특징을 발견할 수 있다. 첫째, 源泉地國 課稅의 경우 조세휴일 기간중에는 투자시기에 따라 한계유효세율이 달라지며, 휴일이 지난 직후의 세율도 正常狀態(또는 조세휴일이 적용되지 않는 경우)의 세율과 다르다. 한계유효세율의 변화속도는 자산의 減價償却率에 따라 달라지는데, 토지 등 非償却資產의 한계유효세율은 名目稅率과 같으며 상각자산의 한계유효세율은 조세휴일

기간이 끝나는 다음 해까지는 비상각자산의 경우보다 높다. 또한 減價償却率이 높을수록 조세휴일 기간중의 한계유효세율이 빠른 속도로 증가한다. <表 2>에 나타난 세 가지 자산 중 상각률이 가장 높은 機械의 경우 조세휴일 초기의 한계유효세율은 建物보다 낮으나, 시간이 지남에 따라 세율의 증가속도가 빨라져 5차 연도(법 개정 이전의 제도를 적용하는 경우 3차 연도)부터는 건물보다 限界有效稅率이 높아지며 이에 앞서 4차 연도 이후에는 조세휴일이 적용되지 않는 경우보다도 높아진다.

조세휴일 기간중의 限界有效稅率이 시간이 지남에 따라 증가하는 이유는 휴일기간중의 투자에 대한 減價償却의 潛在價値가 시간이 지남에 따라 증가하며 증가속도도 빨라지기 때문이다. 機械의 경우를 예로 들어보면, 耐用年數가 8년 이므로 조세휴일 첫 해에 투자하면 처음 7년 동안에는 0%의 세율이 적용되어 減價償却 控除에 따른 혜택을 받지 못하고 투자 후 8차 연도의 감가상각에 대해서만 감가상각 공제 혜택이 주어진다. 이 경우 투자를 한 해 연기하면 투자 후 7차 연도의 감가상각액도 課稅標準에서 공제되어 稅負擔을 완화시키는 효과를 가져온다. 그러므로 투자 후 7차 연도의 減價償却額에 대한 세액을 조세휴일이 시작된 후 두번째 해에 투자하지 않고 첫 해에 투자함으로써 인해 추가되는 비용이라고 할 수 있다. 이와 같은 방식으로 계산하면 租稅休日이 시작된 후  $(s+1)$ 차 연도에 투자하지 않고  $s$ 차 연도에 투자함으로써 인해 減價償却 控除 惠澤이 줄어들어 발생하는 추가적인 비용이 투자 후  $(8-s)$ 차 연도의 減價償却額에 대한 세액과 같게 됨을 알 수 있다. 定率法에 의한 감가상각의 경우 투자 후 첫 해의 상각액이 가장 크며, 시간이 지날수록 상각액이 줄어들게 된다. 따라서 조세휴일 기간중의 투자의 경우 휴일이 시작된 후 빨리 투자할수록(즉,  $s$ 가 작을수록) 투자를 한 해 빨리 하였기 때문에 減價償却 控除를 받지 못하여 발생하는 추가적인 비용(또는 투자를 한 해 연기하면 받을 수 있는 추가적인 감가상각 공제 혜택)이 작아진다. 이로 인해 조세휴일 기간중의 限界有效稅率은 시간이 지남에 따라 높아지게 되는 것이다. 減價償却率이 높은 자산일수록 시간이 지남에 따라 감가상각액이 줄어드는 속도가 빠르므로 조세휴일 기간중의 한계유효세율 증가속도도 빠르다.

〈表 2〉 日本 企業의 對韓 投資에 대한 限界有效稅率 : 標準模型<sup>1)</sup>

(단위 : %)

투자시기	원천지국 과세				총 세 부 담 <sup>4)</sup>			
	기 계	건 물	토 지 <sup>3)</sup>	가중평균	기 계	건 물	토 지 <sup>3)</sup>	가중평균
1차 연도	1.311	3.699	0.000	2.039	13.151	15.252	11.997	13.791
법개정전 <sup>2)</sup>	3.384	5.528	0.000	3.625	14.975	16.861	11.997	15.186
2차 연도	2.112	4.526	0.000	2.700	13.855	15.980	11.997	14.373
	5.380	6.735	0.000	4.931	16.732	17.924	11.997	16.336
3차 연도	3.384	5.528	0.000	3.625	14.975	16.861	11.997	15.186
	8.452	8.184	0.000	6.792	19.435	19.199	11.997	17.974
4차 연도	5.380	6.735	0.000	4.931	16.732	17.924	11.997	16.336
	13.035	9.911	0.000	9.444	23.468	20.719	11.997	20.308
5차 연도	8.452	8.184	0.000	6.792	19.435	19.199	11.997	17.974
	19.572	11.955	0.000	13.198	29.221	22.517	11.997	23.611
6차 연도	13.035	9.911	0.000	9.444	23.468	20.719	11.997	20.308
	51.709	31.898	15.400	39.495	57.502	40.068	25.549	46.753
7차 연도	19.572	11.955	0.000	13.198	29.221	22.517	11.997	23.611
	20.439	18.025	15.400	18.516	29.984	27.859	25.549	28.291
8차 연도	51.709	31.898	15.400	39.495	57.502	40.068	25.549	46.753
	25.731	19.340	15.400	21.324	34.641	29.016	25.549	30.763
9차 연도	20.439	18.025	15.400	18.516	29.984	27.859	25.549	28.291
	68.802	39.525	30.800	55.210	72.545	46.780	39.102	60.583
10차 연도	25.731	19.340	15.400	21.324	34.641	29.016	25.549	30.763
정상상태	3.600	24.816	30.800	19.077	15.165	33.836	39.102	28.785
11차 연도	68.802	39.525	30.800	55.210	72.545	46.780	39.102	60.583
	3.600	24.816	30.800	19.077	15.165	33.836	39.102	28.785
정상상태	3.600	24.816	30.800	19.077	15.165	33.836	39.102	28.785

주 : 1. 우리나라의 감가상각 기간으로는 法定 基準耐用年數(기계 8년, 건물 20년)를 적용.

2. ... 표시한 부분은 1998년 11월부터 시행된 「外國人投資促進法」 제정 이전의 제도를 적용하는 경우의 한계유효세율.

3. 모든 非償却資産 포함.

4. 源泉地國에 대한 세부담과 居住地國에 대한 세부담의 합계. 일본 기업의 對韓 投資의 경우 투자자가 일본 정부에 납부하는 法人稅 有效稅率은 11.997%로 연도, 자산의 종류에 관계 없이 일정함.

둘째, 日本 企業이 우리나라에 투자하는 경우 우리나라의 외국인 투자에 대한 租稅減免 惠澤은 모두 투자자에게 귀속된다. 각 자산에 대한 源泉地國 限界有效稅率을 가중평균한 결과를 보면 조세휴일 초기의 원천지국 한계유효세율이 2%를 약간 상회하는 데 비해 租稅休日이 적용되지 않는 기업의 원천지국 한계유효세율은 19%에 달하여 조세휴일제도의 원천지국 조세절감 효과가 상당히 큰 것으로 나타났다<sup>22)</sup>. 한편 일본은 看做 外國納付稅額 控除를 허용하기 때문에 일본 기업이 對韓 投資에 대하여 일본 정부에 납부하는 법인세 유효세율은 연도, 투자자산의 종류에 관계없이 11.997%로 일정하다. 이와 같은 결과는 일본 기업이 우리나라에 투자하는 경우 우리나라의 外國人 投資에 대한 조세감면 혜택이 모두 投資者에게 귀속된다는 것을 의미한다. 거주지국 조세와 원천지국 조세를 합했을 때의 限界有效稅率(〈表 2〉의 마지막 열)은 조세휴일이 적용되지 않는 경우 28.785%인 데 비해 조세휴일 초기에는 13.791%에 불과하다. 우리나라에서 法人稅 全額을 감면하는 기간을 2년 연장한 조치는 조세휴일 초기의 限界有效稅率을 1.395%포인트 낮추는 효과가 있는 것으로 나타났다.

셋째, 자산별로 보면 租稅休日の 혜택을 가장 많이 받는 자산은 非償却資產이며, 그 다음이 상각률이 비교적 낮은 建物이다. 상각률이 가장 높은 機械는 조세휴일의 혜택을 가장 적게 받는 것으로 나타났다. 土地 등 非償却資產의 경우 조세휴일 초기의 한계유효세율은 조세휴일이 적용되지 않는 기업의 경우보다 27.1%포인트 낮은 데 비해 建物은 18.6%포인트, 機械는 2%포인트 낮다. 이는 조세휴일제도의 적용에 따른 名目稅率 引下의 혜택은 모든 자산이 고르게 받는 데 비해 휴일기간중에 減價償却 控除를 받지 못함으로 인해 발생하는 비용은 상각률이 높을수록 크기 때문에 나타나는 현상이다. 또한 기계의 경우 조세휴일 기간중에는 投資稅額 控除 惠澤을 받지 못하는 것도 조세휴일의 효과를 반감시키는 결과를 초래한다.

따라서 외국인 투자에 대한 일정기간 동안의 租稅減免은 감가상각률이 높은 자산에 비해 상각률이 낮거나 減價償却이 허용되지 않는 자산 그리고 投資稅額 控除 등 조세지원제도가 적용되지 않는 자산을 많이 투입하는 업종의 外國人

22) 그러나 이와 같은 한계유효세율의 차이는 名目稅率의 차이(30.8%포인트)에 비해서는 훨씬 작다.

投資를 촉진하는 효과가 크다. 우리나라의 외국인 투자기업에 대한 조세감면은 高度技術 隨伴事業과 외국인 투자지역 입주업체 그리고 관광호텔업 및 종합휴양업에 적용된다. 이 중 고도기술 수반사업은 비교적 상각률이 높은 研究開發 投資, 機械設備의 비중이 큰 반면, 관광호텔업 및 종합휴양업은 상각률이 낮거나 상각이 되지 않는 不動產이 차지하는 비중이 클 가능성이 있다. 이 경우 고도기술 수반사업과 관광호텔업 및 종합휴양업에 대해 동일한 租稅休日制度를 적용하는 것은 고도기술 수반산업에 비해 관광호텔업 및 종합휴양업에 대한 외

〈表 3〉 日本 企業의 對韓 投資에 대한 限界有效稅率：耐用年數 25% 短縮<sup>1)</sup>

(단위: %)

투자시기	원천지국 과세				총 세 부 담 <sup>4)</sup>			
	기 계	건 물	토 지 <sup>3)</sup>	가중평균	기 계	건 물	토 지 <sup>3)</sup>	가중평균
1차 연도	0.784	4.193	0.000	2.040	12.686	15.687	11.997	13.792
2차 연도	1.433	5.303	0.000	2.763	13.258	16.664	11.997	14.428
3차 연도 <sup>2)</sup>	2.605	6.687	0.000	3.810	14.289	17.881	11.997	15.350
4차 연도	4.691	8.398	0.000	5.363	16.125	19.388	11.997	16.717
5차 연도	8.306	10.499	0.000	7.710	19.306	21.236	11.997	18.782
6차 연도	14.287	13.051	0.000	11.284	24.570	23.482	11.997	21.927
7차 연도	23.474	16.111	0.000	16.672	32.654	26.175	11.997	26.669
8차 연도	55.966	35.928	15.400	43.504	61.249	43.614	25.549	50.281
9차 연도	20.246	18.912	15.400	18.792	29.814	28.640	25.549	28.534
10차 연도	28.393	21.061	15.400	23.192	36.984	30.531	25.549	32.407
11차 연도	70.672	41.490	30.800	57.205	74.191	48.509	39.102	62.339
정상상태	-3.528	21.670	30.800	15.657	8.892	31.067	39.102	25.775

주: 1. 우리나라의 減價償却 期間으로 법정 기준내용연수(기계 8년, 건물 20년)보다 25% 단축된 기계 6년, 건물 15년으로 가정.

2. 1998년 11월부터 시행된 「外國人投資促進法」 제정 이전의 제도를 적용하는 경우의 1차 연도와 限界有效稅率이 동일함.

3. 모든 非償却資產 포함.

4. 源泉地國에 대한 세부담과 居住地國에 대한 세부담의 합계. 일본 기업의 對韓 投資의 경우 투자자가 일본 정부에 납부하는 法人稅 有效稅率은 11.997%로 연도, 자산의 종류에 관계 없이 일정함.

국인 투자를 우대하는 결과를 초래한다.

마지막으로 <表 2>와 <表 3>을 비교하면 減價償却 期間을 단축할 경우 조세 휴일 기간이 종료되는 다음 해까지는 총세부담의 한계유효세율이 인상되며 휴일기간으로부터 2년이 지나 정상상태에 도달한 후의 限界有效稅率은 인하되는 효과가 나타난다는 것을 알 수 있다. 모든 상각대상 자산의 償却期間을 일률적으로 25% 단축한 경우의 효과를 보면 前者의 효과는 무시할 수 있을 정도로 작고, 後者の 크기는 3%포인트 정도 된다. 자산별로 보면 상각률이 비교적 높은 機械의 경우 租稅休日 初期에 투자한 자산을 휴일기간중에 전액 상각할 수 있는데, 이 경우 감가상각 기간의 단축은 조세휴일 초기의 한계유효세율을 인하하는 효과를 가져온다. 반면 建物은 상각기간이 길어 조세휴일 초기에 투자한 자산의 경우에도 휴일기간이 지난 후까지 계속 상각이 가능하다. 이 경우 償却率의 上昇, 즉 상각기간의 단축은 조세휴일 초기에 투자한 자산의 減價償却 潛在價値를 줄이는 효과가 있으므로 한계유효세율이 인상된다. 기계와 건물에 대한 상반된 효과를 종합하면 전체적으로 조세휴일 기간중의 투자에 대한 限界有效稅率을 인상하는 효과가 있으나 그 크기는 무시할 수 있을 정도로 작다. 한편 租稅休日이 적용되지 않는 경우 감가상각 기간의 단축은 모든 상각대상 자산의 한계유효세율을 인하하며, 償却率이 큰 자산일수록 그 효과가 크다. 이와 같은 결과는 조세휴일제도가 있는 경우 감가상각 기간의 단축은 租稅休日 制度가 적용되지 않는 기업을 상대적으로 우대하는 효과를 가져올 수도 있다는 것을 의미한다.

### 3. 美國 企業이 우리나라에 投資하는 경우의 限界有效稅率

본 절에서는 美國 企業이 우리나라에 투자하는 경우의 한계유효세율 추정결과를 요약해서 정리하였다. <表 4>~<表 6>은 기업들이 감가상각을 할 때 법정 기준내용연수를 그대로 적용하며, 經濟的 減價償却率을 공제한 후의 평균세전수익률이 10%라고 가정할 경우의 機械, 建物, 非償却資產의 한계유효세율을 정리한 것이다. 이들 有效稅率을 각 자산의 구성비를 가중치로 하여 加重平

均한 결과는 <表 7>에 정리하였다<sup>23)</sup>.

<表 4>~<表 7>에서는 居住地國의 物價上昇率이 2.3%인 경우<sup>24)</sup>와 0%인 경우의 두 가지 한계유효세율을 제시하였는데, 源泉地國 限界有效稅率은 거주지국의 물가상승률에 영향을 받지 않으므로 거주지국 물가상승률이 0%인 경우의 원천지국 한계유효세율은 생략하였다. 이 표들을 통해 알 수 있는 美國 企業이 우리나라에 투자하는 경우의 한계유효세율이 나타내는 특징은 다음과 같다.

첫째, 우리나라의 租稅休日制度는 조세가 감면되는 기간 동안에 외국인 투자기업의 源泉地國 實質稅負擔을 줄여주는 결과를 가져오며, 그 효과는 상각률에 따라 달라진다. 앞에서 살펴본 일본 기업이 우리나라에 투자하는 경우와 마찬가지로 비상각자산의 경우(<表 6> 참조) 정상상태의 源泉地國 限界有效稅率은 명목세율과 같은 30.8%이며, 조세휴일 기간중의 한계유효세율 역시 名目稅率과 같다<sup>25)</sup>. 한편 감가상각이 허용되는 機械와 建物の 경우 정상상태의 한계유효세율은 명목세율보다 낮으나, 租稅休日 初期의 한계유효세율은 명목세율인 0%보다 크다. 기계와 건물의 한계유효세율을 비교해 보면 正常狀態의 한계유효세율은 기계가 더 낮으며, 조세휴일 초기의 한계유효세율도 기계의 경우가 더 낮다. 그러나 기계의 경우 조세휴일 기간중의 限界有效稅率 增加速度가 빨라 조세휴일이 끝나갈 무렵에는 건물의 경우보다 유효세율이 높아진다. 이는 일본 기업이 우리나라에 투자하는 경우와 같다. 外國人 投資企業의 원천지국 한계유효세율은 美國 企業이 우리나라에 투자하는 경우가 日本 企業이 우리나라에 투자하는 경우보다 약간 높다.

둘째, 居住地國 限界有效稅率은 원천지국의 명목세율이 상승함에 따라 하락한다. 거주지국의 物價上昇率이 2.3%인 경우 원천지국 명목세율이 0%인 기간 중에는 모든 자산의 거주지국 한계유효세율이 46.254%로 일정하나 源泉地國

23) 減價償却 期間을 25% 단축시킨 경우의 한계유효세율은 <附錄 3>의 <附表 1>에, 經濟的 減價償却率을 공제한 후의 평균 세전수익률이 12%, 8%인 경우의 한계유효세율은 <附表 2>와 <附表 3>에 수록하였다.

24) 미국의 1997년 消費者 物價上昇率은 2.3%였다.

25) 名目稅率이 변한 직후(8차 연도 및 11차 연도)는 제외.

〈表 4〉 美國 企業의 對韓 投資에 대한 限界有效稅率 : 標準模型<sup>1)</sup> - 機械

(단위 : %)

	$\pi^*$ (미국 물가상승률)=2.3%			$\pi^*=0\%$	
	원천지국 과 세	거주지국 과 세	총세부담 <sup>3)</sup>	거주지국 과 세	총세부담 <sup>3)</sup>
1차 연도	1.581	46.254	47.104	35.000	36.028
2차 연도	2.469	46.254	47.581	35.000	36.605
3차 연도 <sup>2)</sup>	3.836	46.254	48.316	35.000	37.494
4차 연도	5.917	46.254	49.434	35.000	38.846
5차 연도	9.021	46.254	51.102	35.000	40.864
6차 연도	13.523	46.254	53.522	35.000	43.790
7차 연도	19.787	46.254	56.888	35.000	47.861
8차 연도	237.449	31.072	194.741	23.512	205.133
9차 연도	17.959	31.026	43.413	23.477	37.220
10차 연도	22.018	30.990	46.185	23.450	40.305
11차 연도	6003.819	20.161	4813.527	15.256	5103.131
12차 연도	14.551	20.151	31.770	15.248	27.580
정상상태	15.385	20.096	32.390	15.207	28.253

주 : 1. 우리나라 減價償却 資産의 내용연수로 법정 기준내용연수(기계 8년, 건물 20년)를 그대로 적용.

2. 1998년 11월부터 시행된 「外國人投資促進法」 제정 이전의 제도를 적용하는 경우의 1차 연도와 限界有效稅率이 동일함.

3. 源泉地國 稅負擔과 居住地國 稅負擔을 합한 總稅負擔.

의 名目稅率이 15.4%, 30.8%로 상승하면 거주지국의 유효세율은 점차 낮아지는 것을 볼 수 있다. 減價償却率이 높을수록 원천지국의 세율 상승에 따른 거주지국의 有效稅率 下落速度가 느리다. 이와 같은 거주지국 한계유효세율의 변화는 거주지국인 미국이 해외소득에 대해 과세할 때 看做 外國納付稅額 控除를 허용하지 않기 때문에 나타나는 현상이다. 이 경우 원천지국에서 稅額減免을 해주면 그만큼 거주지국의 海外所得에 대한 외국납부세액 공제가 줄어들게 되어 거주지국 정부에 납부하는 세액이 증가하게 된다. 源泉地國 名目稅率이 30.8%

〈表 5〉 美國 企業의 對韓 投資에 대한 限界有效稅率：標準模型<sup>1)</sup> - 建物

(단위: %)

	$\pi^*(\text{미국 물가상승률})=2.3\%$			$\pi^*=0\%$	
	원천지국 과 세	거주지국 과 세	총세부담 <sup>3)</sup>	거주지국 과 세	총세부담 <sup>3)</sup>
1차 연도	4.464	46.254	48.653	35.000	37.902
2차 연도	5.386	46.254	49.149	35.000	38.501
3차 연도 <sup>2)</sup>	6.485	46.254	49.739	35.000	39.215
4차 연도	7.790	46.254	50.441	35.000	40.064
5차 연도	9.332	46.254	51.269	35.000	41.066
6차 연도	11.143	46.254	52.243	35.000	42.243
7차 연도	13.254	46.254	53.377	35.000	43.615
8차 연도	178.150	30.926	153.981	23.402	159.861
9차 연도	19.627	30.932	44.488	23.406	38.439
10차 연도	21.014	30.935	45.448	23.408	39.503
11차 연도	144.564	8.969	140.567	6.787	141.539
12차 연도	25.715	8.967	32.377	6.785	30.756
정상상태	25.989	8.694	32.424	6.579	30.858

- 주: 1. 우리나라 減價却 資産의 내용연수로 법정 기준내용연수(기계 8년, 건물 20년)를 그대로 적용.  
 2. 1998년 11월부터 시행된 「外國人投資促進法」 제정 이전의 제도를 적용하는 경우의 1차 연도와 限界有效稅率이 동일함.  
 3. 源泉地國 稅負擔과 居住地國 稅負擔을 합한 總稅負擔.

이고 조세휴일이 적용되지 않는 정상상태의 거주지국 유효세율은 非償却資産이 8% 수준으로 가장 낮고 그 다음이 건물, 기계의 순이다.

셋째, 租稅休일은 원천지국과 거주지국 과세를 합한 總稅負擔의 限界有效稅率을 인상시키는 효과를 가져온다. 〈表 4〉~〈表 7〉을 보면 거주지국의 物價上昇率이 2.3%일 때 원천지국 명목세율이 0%인 조세휴일 초기의 총세부담의 한계유효세율은 46% 이상으로 居住地國 名目稅率 35%보다 높다. 반면 원천지국 명목세율이 30.8%인 정상상태에서의 總稅負擔의 限界有效稅率은 기계와 건물의 경우 거주지국의 명목세율보다 낮은 것으로 나타났다. 이처럼 정상상태

의 한계유효세율이 명목세율보다 낮은 이유는 減價償却 惠澤에서 기인한다. 감가상각이 허용되지 않는 非償却資産의 경우 거주지국 물가상승률이 2.3%일 때 정상상태의 한계유효세율은 36.350%로 거주지국의 명목세율보다 높으며, 거주지국 물가상승률이 0%인 경우의 한계유효세율은 거주지국 명목세율과 같다. 이는 正常狀態일 때 거주지국의 물가상승은 限界稅負擔을 증가시키는 결과를 초래하며 원천지국 및 거주지국의 減價償却은 한계세부담을 줄여주는 효과를 가져오는데 후자가 전자를 압도하기 때문에 나타난 결과이다.

〈表 6〉 美國 企業의 對韓 投資에 대한 限界有效稅率: 標準模型<sup>1)</sup> - 非償却資産

(단위: %)

	$\pi^*(\text{미국 물가상승률})=2.3\%$			$\pi^*=0\%$	
	원천지국 과 세	거주지국 과 세	총세부담 <sup>3)</sup>	거주지국 과 세	총세부담 <sup>3)</sup>
1차 연도	0.000	46.254	46.254	35.000	35.000
2차 연도	0.000	46.254	46.254	35.000	35.000
3차 연도 <sup>2)</sup>	0.000	46.254	46.254	35.000	35.000
4차 연도	0.000	46.254	46.254	35.000	35.000
5차 연도	0.000	46.254	46.254	35.000	35.000
6차 연도	0.000	46.254	46.254	35.000	35.000
7차 연도	0.000	46.254	46.254	35.000	35.000
8차 연도	162.370	30.617	143.274	23.168	147.921
9차 연도	15.400	30.617	41.302	23.168	35.000
10차 연도	15.400	30.617	41.302	23.168	35.000
11차 연도	138.760	8.021	135.651	6.069	136.407
12차 연도	30.800	8.021	36.350	6.069	35.000
정상상태	30.800	8.021	36.350	6.069	35.000

주: 1. 우리나라 減價償却 資産의 내용연수로 법정 기준내용연수(기계 8년, 건물 20년)를 그대로 적용.

2. 1998년 11월부터 시행된 「外國人投資促進法」 제정 이전의 제도를 적용하는 경우의 1차 연도와 限界有效稅率이 동일함.

3. 源泉地國 稅負擔과 居住地國 稅負擔을 합한 總稅負擔.

〈表 7〉 美國 企業의 對韓 投資에 대한 限界有效稅率：標準模型<sup>1)</sup> - 加重平均<sup>4)</sup>

(단위 : %)

	$\pi^*$ (미국 물가상승률)=2.3%			$\pi^*=0\%$	
	원천지국 과 세	거주지국 과 세	총세부담 <sup>3)</sup>	거주지국 과 세	총세부담 <sup>3)</sup>
1차 연도	2.466	46.254	47.579	35.000	36.603
2차 연도	3.203	46.254	47.975	35.000	37.082
3차 연도 <sup>2)</sup>	4.208	46.254	48.515	35.000	37.735
4차 연도	5.591	46.254	49.259	35.000	38.634
5차 연도	7.507	46.254	50.289	35.000	39.880
6차 연도	10.161	46.254	51.715	35.000	41.605
7차 연도	13.811	46.254	53.677	35.000	43.977
8차 연도	189.071	30.924	161.527	23.400	168.228
9차 연도	18.157	30.908	43.453	23.388	37.298
10차 연도	20.384	30.894	44.981	23.378	38.996
11차 연도	170.414	13.255	161.080	10.030	163.351
12차 연도	22.801	13.250	33.030	10.026	30.541
정상상태	23.194	13.118	33.269	9.926	30.818

주 : 1. 우리나라 減價償却 資産의 내용연수로 법정 기준내용연수(기계 8년, 건물 20년)를 그대로 적용.

2. 1998년 11월부터 시행된 「外國人投資促進法」 제정 이전의 제도를 적용하는 경우의 1차 연도와 限界有效稅率이 동일함.

3. 源泉地國 稅負擔과 居住地國 稅負擔을 합한 總稅負擔.

4. 기계, 건물, 비상각자산의 限界有效稅率을 각 자산의 비중을 가중치로 加重平均한 것임.

租稅休日이 적용되는 경우에도 거주지국의 물가인상이 한계유효세율을 인상시키는 효과를 가져오는 것은 정상상태의 경우와 마찬가지로이다. 이에 반해 減價償却制度는 조세휴일 초기에 거주지국의 세부담에는 영향을 주지 않으나 앞의 일본 기업이 우리나라에 투자하는 경우에서 본 바와 같이 源泉地國 稅率을 명목세율(0%)보다 높게 하는 효과를 가져온다. 租稅休日에 의한 명목세율 인하, 居住地國의 物價上昇에 따른 실질세부담 인상, 減價償却의 潛在價值 減少에

따른 추가적인 비용을 종합한 결과 조세휴일 초기의 한계유효세율이 정상상태의 한계유효세율은 물론 居住地國의 名目稅率보다도 높은 것으로 나타났다. 만약 減價償却이 허용되지 않고 거주지국의 물가상승률이 0%라면 원천지국과 거주지국 과세를 합한 總稅負擔의 限界有效稅率은 원천지국 세율의 변화와 상관 없이 거주지국 명목세율인 35%와 같게 된다<sup>26)</sup>.

마지막으로 減價償却 期間을 25% 단축한 경우와 경제적 감가상각률을 공제한 후의 평균 세전수익률이 12% 및 8%인 경우의 한계유효세율을 구하여 〈附錄 3〉에 수록하였다. 감가상각 기간의 단축과 稅前收益率의 하락은 모두 조세휴일 초기와 정상상태의 限界有效稅率 格差를 줄여주는 효과를 가져오는 것으로 나타났는데, 이 효과의 크기는 미미한 수준이다.

## V. 要約 및 結論

본 연구에서는 최근 확대된 外國人 直接投資에 대한 租稅減免이 외국인 투자자의 실질적인 세부담에 미치는 효과를 측정하였다. 第三章에서는 일정기간 동안 정상적인 상태보다 낮은 세율을 적용하는 租稅休日制度가 있는 경우의 외국인 직접투자자에 대한 한계유효세율을 측정한 Mintz and Tsiopoulos(1994)의 연구를 바탕으로 우리나라의 실정에 맞게 변형한 모형을 제시하였다. 그리고 第四章에서는 우리나라와 우리나라에 대한 主要 投資國인 미국과 일본의 자료를 이용하여 이 두 국가의 기업이 우리나라에 투자하는 경우의 限界有效稅率을 추정하였다.

추정 결과에 의하면 우리나라의 외국인 투자에 대한 租稅減免制度는 외국인 투자기업의 우리나라에 대한 세부담을 크게 줄여주는 효과가 있는 것으로 나타났다. 그러나 名目稅率이 0%인 경우의 한계유효세율은 0보다 크며 명목세율이

26) 역시 源泉地國 名目稅率이 변한 직후(8차 연도 및 11차 연도)는 제외. 〈表 6〉의 오른쪽 두 개의 열 참조.

30.8%로서 조세감면이 적용되지 않는 경우에는 限界有效稅率이 명목세율보다 낮은 것으로 나타났는데, 이는 조세감면이 實質稅負擔에 미치는 효과가 명목세율의 변화 폭보다는 작다는 것을 의미한다. 명목세율이 0%인 경우에도 한계유효세율이 0보다 큰 것은 조세감면 기간중에도 減價償却額을 비용으로 계상해야 하기 때문에 감가상각 공제 혜택이 줄어들는 데서 기인하는 것이다. 따라서 減價償却率이 낮은 자산을 많이 사용하는 업종일수록 조세휴일제도의 源泉地國稅負擔 緩和效果도 크다.

미국, 일본과 같이 외국인 투자자 거주지국이 居住地國 課稅原則에 따라 자국민의 해외투자소득에 대해 과세할 때 외국인 투자에 대한 總稅負擔의 限界有效稅率은 거주지국 과세제도에 따라 달라지게 된다. 源泉地國에서 감면해 준 세액을 원천지국에 납부한 것으로 간주하여 看做 外國納付稅額 控除를 허용하는 일본의 기업이 우리나라에 투자하는 경우 거주지국에 대한 한계유효세율은 租稅休日의 적용여부와 상관없이 일정하다. 그러므로 우리나라의 租稅減免 惠澤은 모두 일본인 투자자에게 귀속된다.

그러나 미국은 看做 外國納付稅額 控除를 허용하지 않는다. 이 경우 미국 기업이 우리나라에 투자하여 얻은 소득에 대한 우리나라의 租稅減免 惠澤은 모두 미국 정부에 귀속되며, 미국인 투자자에게는 전혀 돌아가지 않는다. 반면 미국인 투자자는 조세감면에 따른 減價償却 控除 惠澤의 감소라는 비용을 부담하여야 하기 때문에 일정기간 동안만 조세를 감면해 주며 감면기간 동안에도 減價償却額을 비용으로 계상하여야 하는 우리나라의 租稅休日制度는 오히려 우리나라에 투자한 미국 기업의 限界有效稅率을 인상하는 결과를 초래한다.

이와 같은 분석 결과를 통해 정책 시사점을 도출하는 데 있어서 다음과 같은 점들에 유의하여야 한다. 첫째, 본 연구는 우리나라의 외국인 투자에 대한 租稅減免制度가 외국인 투자에 대한 限界有效稅負擔에 미치는 효과를 측정하는 것으로서 이 분석만 가지고는 租稅制度의 변화가 외국인 투자에 미치는 효과에 대해 단언하기 어렵다. 外國人 投資는 세부담 이외에도 많은 다른 요소들에 의해서 영향을 받는다. 그 중에서 限界有效稅負擔의 변화가 어느 정도의 영향력을 발휘하는지에 따라 租稅制度의 변화가 투자에 미치는 효과가 달라질 것이다.

만약 外國人 投資가 세부담의 변화에 민감하게 반응하지 않는다면 조세제도의 변화를 통해서 限界有效稅負擔을 크게 줄여주더라도 외국인 투자를 촉진하는 효과는 그다지 크지 않을 것이다. 둘째, 限界有效稅負擔을 추정하는 데 있어 여러 가지 가정을 하였는데, 이 가정들이 현실과 다를 경우 본 연구에서 제시한 한계유효세부담이 실제의 한계유효세부담과 다를 수 있다. 예를 들면, 減價償却制度和 投資稅額 控除를 제외한 다른 租稅支援制度는 전혀 고려하지 않았으며, 이 두 가지 제도의 경우에도 복잡 다양한 제도를 단순화시켜 적용하였다. 뿐만 아니라 實證分析에 사용된 자료의 선정에 있어서도 여러 가지 가능성을 모두 반영하지 못하고 몇 가지 대표적인 경우만을 분석대상으로 하였다. 이러한 문제들은 限界有效稅率을 추정한 대부분의 다른 연구에도 적용되는 것으로서 추정된 한계유효세율의 의미를 반감시키는 것이다.

## 參 考 文 獻

- 곽태원, 『감가상각제도와 자본소득과세』, 한국개발연구원, 1985.
- 김유찬, 『외국자본에 대한 과세제도의 현황 및 개편방안』, 연구보고서 94-10, 한국조세연구원, 1994.
- 원윤희, 「유효한계세율의 측정을 통한 우리나라 자본소득과세 분석」, 『한국조세연구』, 제11권, 한국조세학회, 1996.
- 윤건영·김종웅, 「한국의 법인투자 유효한계세율」, 『공공경제』, 제2권, 한국공공경제학회, 1997.
- 이연호, 『법인세』, (주)광고아카데미, 1998.
- 재정경제부, 『재정금융통계』, 3/4분기, 1998.
- 한국은행, 『기업경영분석』, 1998.
- 현진권, 『유형고정자산의 경제적 감가상각 추정』, 연구보고서 96-04, 한국조세연구원, 1996.
- Auerbach, Alan, "The Cost of Capital and Investment in Developing Countries," in Anwar Shah(ed.), *Fiscal Incentives for Investment and Innovation*, Oxford University Press, 1995, pp. 137~164.
- Boadway, R. W. and Anwar Shah, "Perspectives on the Role of Investment Incentives in Developing Countries," in Anwar Shah(ed.), *Fiscal Incentives for Investment and Innovation*, Oxford University Press, 1995, pp. 31~136.
- Boadway, R. W., Dale Chua, and Frank Flatters, "Investment Incentives and the Corporate Tax System in Malaysia," in Anwar Shah (ed.), *Fiscal Incentives for Investment and Innovation*, Oxford University Press, 1995, pp. 341~374.
- Estache, Antonio and Vitor Gaspar, "Why Tax Incentives Do Not Promote

- Investment in Brazil," in Anwar Shah(ed.), *Fiscal Incentives for Investment and Innovation*, Oxford University Press, 1995, pp. 309~340.
- IMF, *International Financial Statistics*, 1998. 7.
- Jorgenson, Dale W. and Kun-Young Yun, *Tax Reform and the Cost of Capital*, Oxford University Press, 1991.
- King, Mervyn A. and Don Fullerton, *The Taxation of Income from Capital*, University of Chicago Press, 1984.
- Leechor, C. and J. Mintz, "On the Taxation of Multinational Corporate Investment When the Deferral Method Is Used by the Capital Exporting Country," *Journal of Public Economics*, Vol. 51, 1993, pp. 75~96.
- \_\_\_\_\_, "Taxation of International Income by a Capital Importing Country: The Perspective of Thailand," in J. Khalilzadeh-Shirazi and A. Shah(eds.), *Tax Policy in Developing Countries*, The World Bank, 1991, pp. 100~124.
- Lipton, D. and J. Sachs, "Privatization in Eastern Europe: The Case of Poland," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2, 1990, pp. 293~341.
- Mintz, J. M., "Corporate Tax Holidays and Investment," *The World Bank Economic Review*, Vol. 4, 1990, pp. 81~102.
- Mintz, J. M. and T. Tsiopoulos, "The Effectiveness of Corporate Tax Incentives for Foreign Investment in the Presence of Tax Crediting", *Journal of Public Economics*, Vol. 55, 1994, pp. 233~255.
- OECD, *Taxation and Foreign Direct Investment: The Experience of the Economies in Transition*, 1995.
- \_\_\_\_\_, *Taxing Profits in a Global Economy: Domestic and International Issues*. 1991.

\_\_\_\_\_, "Tax Policy Analysis and Tax Statistics," DAFFE/CFA/WP2 (96)28, 1997.

Shah, Anwar and Joel Slemrod, "Do Taxes Matter for Foreign Direct Investment?," in Anwar Shah(ed.), *Fiscal Incentives for Investment and Innovation*, Oxford University Press, 1995, pp. 481~501.

Slemrod, Joel, "Tax Policy toward Foreign Direct Investment in Developing Countries in Light of Recent International Tax Changes," in Anwar Shah(ed.), *Fiscal Incentives for Investment and Innovation*, Oxford University Press, 1995, pp. 289~307.

〈附錄 1〉 居住地國이 看做 外國納付稅額 控除를 허용하는  
경우 資本의 限界生産性 도출 과정

$D_t^* = x_t D_t$ 이므로 식 (1), (2)와 投資의 定義式( $I_t = K_{t+1} - K_t + \delta K_t$ )을 목적 함수 (8)에 대입하면 식 (4)를 制約條件으로 하는 극대화 문제의 라그랑제 (Lagrange)함수를 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$L = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{(1-\sigma_t)x_t}{(1+\rho^*)^t} [(1+\pi)^t F[K_t](1-u_t) - (1+\pi)^t \{K_{t+1} - (1-\delta)K_t\} (1-\phi_t u_t) + \alpha u_t \widehat{K}_t] \quad (A1)$$

$$+ \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\lambda_t x_t}{(1+\rho^*)^t} [(1+\pi)^t \{K_{t+1} - (1-\delta)K_t\} + (1-\alpha)\widehat{K}_{t-1} - \widehat{K}_t]$$

看做 外國納付稅額 控除가 허용되므로  $\sigma_t = \frac{u^* - u}{1-u}$ 로 항상 일정하다. 그러므로  $\sigma_t = \sigma$ 로 놓고 라그랑제함수를  $K_t$ 와  $\widehat{K}_t$ 로 미분하면 다음과 같다.

$$K_t : \frac{(1-\sigma)x_t}{(1+\rho^*)^t} \{(1+\pi)^t F_t'(1-u_t) + (1+\pi)^t (1-\delta)(1-\phi_t u_t)\} + \frac{(1-\sigma)x_{t-1}}{(1+\rho^*)^{t-1}} \{-(1+\pi)^{t-1}\} (1-\phi_{t-1} u_{t-1}) \quad (A2)$$

$$+ \frac{\lambda_t x_t}{(1+\rho^*)^t} \{-(1+\pi)^t (1-\delta)\} + \frac{\lambda_{t-1} x_{t-1}}{(1+\rho^*)^{t-1}} (1+\pi)^{t-1} = 0$$

$$\widehat{K}_t : \frac{(1-\sigma)x_t}{(1+\rho^*)^t} \alpha u_t - \frac{\lambda_t x_t}{(1+\rho^*)^t} + \frac{\lambda_{t+1} x_{t+1}}{(1+\rho^*)^{t+1}} (1-\alpha) = 0 \quad (A3)$$

여기서  $F'_t$ 은  $F[K_t]$ 를  $K_t$ 로 1次 微分한 값이다.  $x_t = (1+\pi)^t / (1+\pi)^t$ ,  $(1+r^*) = (1+i)/(1+\pi)$ ,  $(1+\rho^*) = (1+r^*)(1+\pi)$ 이므로 다음과 같은 관계가 성립된다.

$$\frac{x_{t-1}(1+\pi)^{t-1}}{(1+\rho^*)^{t-1}} = \frac{x_t(1+\pi)^t(1+r^*)}{(1+\rho^*)^t}$$

그러므로 식 (A2)의 양변을 각각  $\frac{x_t(1+\pi)^t}{(1+\rho^*)^t}$ 로 나누어 정리하면 본문의 식 (10)과 같게 된다. 또한 식 (A3)을  $x_t/(1+\rho^*)^t$ 로 나누어 정리하면 본문의 식 (13)을 도출할 수 있다. 이를 다시 쓰면 다음과 같다.

$$\lambda_t = (1-\sigma)au_t + \lambda_{t+1}\left(\frac{1-\alpha}{1+i}\right) \quad (\text{A4})$$

조세휴일이 없는 경우에는  $u_t = u$ 가 될 것이며, 正常狀態(steady state)를 가정하여  $\lambda_t$ 의 값을  $\lambda$ 라고 하면  $\lambda$ 는 본문의 식 (14)에 표현된 것과 같게 된다. 租稅休日 期間이 지난 후, 즉  $t \geq t_2$ 일 때  $\lambda_t = \lambda$ 라고 가정하고 식 (A4)를 이용하여  $t = t_2 - 1$ 인 경우부터 시작하여 後進 歸納法(backward induction)으로 조세휴일 기간의  $\lambda_t$ 를 구하면 본문의 식 (15), (16)과 같은 결과를 도출할 수 있다.

〈附錄 2〉 居住地國이 看做 外國納付稅額 控除를 허용하지 않는 경우 資本의 限界生産性 도출 과정

이 경우 제약조건은 식 (4)와 (7)이 되며, 라그랑제함수는 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned}
 L = & \sum_{t=0}^{\infty} \frac{(1-\sigma_t)x_t}{(1+\rho)^t} [(1+\pi)^t F[K_t] (1-u_t) \\
 & - (1+\pi)^t \{K_{t+1} - (1-\delta)K_t\} (1-\phi_t u_t) + au_t \widehat{K}_t] \quad (A5) \\
 & + \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\lambda_t x_t}{(1+\rho)^t} [(1+\pi)^t \{K_{t+1} - (1-\delta)K_t\} + (1-\alpha)\widehat{K}_{t-1} - \widehat{K}_t] \\
 & + \sum_{t=0}^{\infty} \frac{\lambda_t^* x_t}{(1+\rho)^t} [(1+\pi)^t \{K_{t+1} - (1-\delta)K_t\} + (1-\alpha^*)\widehat{K}_{t-1}^* - \widehat{K}_t^*]
 \end{aligned}$$

여기서  $\sigma_t$ 는 식 (5)에서 정의된 바와 같으며  $u_t^f = u_t$ 이다. 위 식을  $K_t$ ,  $\widehat{K}_t$ ,  $\widehat{K}_t^*$ 로 미분하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 K_t : & \frac{(1-\sigma_t)x_t}{(1+\rho)^t} \{(1+\pi)^t F_t'(1-u_t) + (1+\pi)^t (1-\delta)(1-\phi_t u_t)\} \\
 & + \frac{(1-\sigma_{t-1})x_{t-1}}{(1+\rho)^{t-1}} \{-(1+\pi)^{t-1}\} (1-\phi_{t-1} u_{t-1}) \\
 & + \frac{\lambda_t x_t}{(1+\rho)^t} \{-(1+\pi)^t (1-\delta)\} + \frac{\lambda_{t-1} x_{t-1}}{(1+\rho)^{t-1}} (1+\pi)^{t-1}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \frac{\dot{D}_t}{(1+\rho^*)^t} \frac{(-1)}{(Y_t^* - u_t Y_t x_t)} \{x_t (1+\pi)^t F_t'(u^* - u_t) \\
& \quad - \phi_t (1+\pi)^t (1-\delta) u_t x_t\} \\
& + \frac{\dot{D}_t}{(1+\rho^*)^t} \frac{(u^* Y_t^* - u_t Y_t x_t)}{(Y_t^* - u_t Y_t x_t)^2} \{x_t (1+\pi)^t F_t'(1 - u_t) \\
& \quad - \phi_t (1+\pi)^t (1-\delta) u_t x_t\} \\
& + \frac{\dot{D}_{t-1}}{(1+\rho^*)^{t-1}} \frac{(-1)}{(Y_{t-1}^* - u_{t-1} Y_{t-1} x_{t-1})} \{\phi_{t-1} (1+\pi)^{t-1} u_{t-1} x_{t-1}\} \\
& + \frac{\dot{D}_{t-1}}{(1+\rho^*)^{t-1}} \frac{(u^* Y_{t-1}^* - u_{t-1} Y_{t-1} x_{t-1})}{(Y_{t-1}^* - u_{t-1} Y_{t-1} x_{t-1})^2} \{\phi_{t-1} (1+\pi)^{t-1} u_{t-1} x_{t-1}\}
\end{aligned} \tag{A6}$$

$$\begin{aligned}
& + \frac{\dot{\lambda}_t^* x_t}{(1+\rho^*)^t} \{-(1+\pi)^t (1-\delta)\} + \frac{\dot{\lambda}_{t-1}^* x_{t-1}}{(1+\rho^*)^{t-1}} (1+\pi)^{t-1} = 0 \\
\widehat{K}_t : & \frac{(1-\sigma_t) x_t}{(1+\rho^*)^t} \alpha u_t - \frac{\dot{\lambda}_t^* x_t}{(1+\rho^*)^t} + \frac{\dot{\lambda}_{t+1}^* x_{t+1}}{(1+\rho^*)^{t+1}} (1-\alpha) \\
& + \frac{\dot{D}_t}{(1+\rho^*)^t} \frac{(-1)}{(Y_t^* - u_t Y_t x_t)} x_t u_t \alpha
\end{aligned} \tag{A7}$$

$$\begin{aligned}
& + \frac{\dot{D}_t}{(1+\rho)^t} \frac{(u^* Y_t^* - u_t Y_t x_t)}{(Y_t^* - u_t Y_t x_t)^2} x_t u_t a = 0 \\
\widehat{K}_t & : \frac{-\dot{\lambda}_t^* x_t}{(1+\rho)^t} + \frac{\dot{\lambda}_{t+1}^* x_{t+1}}{(1+\rho)^{t+1}} (1-a) \\
& + \frac{\dot{D}_t}{(1+\rho)^t} \frac{(-1)}{(Y_t^* - u_t Y_t x_t)} (-x_t u^* a) \tag{A8} \\
& + \frac{\dot{D}_t}{(1+\rho)^t} \frac{(u^* Y_t^* - u_t Y_t x_t)}{(Y_t^* - u_t Y_t x_t)^2} (-x_t a) = 0
\end{aligned}$$

看做 外國納付稅額 控除를 허용하는 경우와 마찬가지로 식 (A6)을  $x_t(1+\pi)^t / (1+\rho)^t$ 로 나누고 식 (A7)과 (A8)은  $x_t/(1+\rho)^t$ 로 나눈 후  $\dot{d}_t^* = \dot{D}_t^*/(Y_t^* - u_t Y_t x_t)$ 를 이용하여 정리하면 각각 본문의 식 (17), (18), (19)가 된다.

본문의 식 (22)~(25)는 다음과 같은 과정을 통해서 도출된다. 먼저 식 (3)을 이용하여  $\widehat{K}_t$ 를 구하면 다음과 같다.

$$\widehat{K}_t = (1+\pi)^t \sum_{s=0}^t I_{t-s} \left( \frac{1-a}{1+\pi} \right)^s$$

여기에  $I_t = \delta K_t$ 를 대입하면 식 (A9)를 도출할 수 있다.

$$\widehat{K}_t = (1+\pi)^t \delta K_t \sum_{s=0}^t \left( \frac{1-a}{1+\pi} \right)^s = (1+\pi)^{t+1} \delta K_t B_t$$

$$B_t = \frac{\alpha \left\{ 1 - \left( \frac{1-\alpha}{1+\pi} \right)^{t+1} \right\}}{\alpha + \pi} \quad (\text{A9})$$

이와 같은 방법으로  $\widehat{K}_t$ 를 구하면 다음과 같다.

$$\widehat{K}_t = (1+\pi)^{t+1} \delta K_t^* B_t^*$$

$$B_t^* = \frac{\alpha^* \left\{ 1 - \left( \frac{1-\alpha^*}{1+\pi} \right)^{t+1} \right\}}{\alpha^* + \pi} \quad (\text{A10})$$

$\sigma_t$ 의 정의식 (5)에 식 (2), (6), (A9), (A10)을 대입하고  $I_t = \delta K_t$ 라고 가정하여 정리하면 식 (22)를 구할 수 있다. 또한  $d_t^* = D_t^*/(Y_t^* - u_t Y_t x_t)$ 를 같은 방법으로 정리하면 식 (23)이 도출된다.

### 〈附錄 3〉 減價償却 期間 및 平均 稅前收益率 이 變換 경우의 限界有效稅率 變化

〈附表 1〉 美國 企業의 對韓 投資에 대한 限界有效稅率 : 耐用年數 25% 短縮<sup>1)</sup>

(단위 : %)

	원천지국 과세			총 세 부담 <sup>4)</sup>		
	기 계	건 물	가중평균 <sup>3)</sup>	기 계	건 물	가중평균 <sup>3)</sup>
1차 연도	1.384	4.442	2.379	46.998	48.641	47.532
2차 연도	2.196	5.403	3.103	47.434	49.158	47.921
3차 연도 <sup>2)</sup>	3.477	6.561	4.098	48.122	49.780	48.456
4차 연도	5.482	7.950	5.485	49.200	50.527	49.202
5차 연도	8.575	9.608	7.440	50.862	51.418	50.252
6차 연도	13.219	11.573	10.209	53.359	52.474	51.741
7차 연도	19.912	13.885	14.121	56.956	53.716	53.843
8차 연도	273.887	184.741	197.885	218.232	158.073	167.034
9차 연도	16.084	19.442	17.343	42.826	44.798	43.350
10차 연도	21.146	21.012	20.022	46.192	45.873	45.152
11차 연도	-624.136	148.100	177.421	-465.418	143.034	166.126
12차 연도	11.927	24.103	21.253	31.148	32.075	32.701
정상상태	13.888	25.113	22.323	32.478	32.391	33.297

주 : 1. 우리나라 減價償却 資産의 내용연수로 법정 기준내용연수(기계 8년, 건물 20년)보다 25% 단축된 기간 적용. 平均 稅前收益率은 표준모형의 10%를 그대로 적용하고 居住地國 物價 上昇率은 2.3%로 가정.

2. 1998년 11월부터 시행된 「外國人投資促進法」 제정 이전의 제도를 적용하는 경우의 1차 연도와 限界有效稅率이 동일함.

3. 기계, 건물, 비상각자산의 限界有效稅率을 각 자산의 비중을 가중치로 加重平均한 것임. 非償却資産의 한계유효세율은 기준 감가상각률을 적용한 경우(본문의 〈表 6〉)와 같음.

4. 源泉地國에 대한 稅負擔과 居住地國에 대한 稅負擔을 합한 總稅負擔.

〈附表 2〉 美國 企業의 對韓 投資에 대한 限界有效稅率 : 機械 및 建物<sup>1)</sup>

(단위 : %)

	평균 세전수익률 <sup>3)</sup> 12%			평균 세전수익률 <sup>3)</sup> 8%		
	원천지국 과 세	거주지국 과 세	총세부담 <sup>4)</sup>	원천지국 과 세	거주지국 과 세	총세부담 <sup>4)</sup>
(기계)						
1차 연도	1.616	46.254	47.122	1.536	46.254	47.079
2차 연도	2.520	46.254	47.608	2.402	46.254	47.545
3차 연도 <sup>2)</sup>	3.911	46.254	48.356	3.740	46.254	48.264
4차 연도	6.022	46.254	49.490	5.780	46.254	49.360
5차 연도	9.167	46.254	51.181	8.833	46.254	51.001
6차 연도	13.716	46.254	53.626	13.275	46.254	53.388
7차 연도	20.029	46.254	57.019	19.476	46.254	56.721
8차 연도	236.713	31.007	194.322	238.650	31.162	195.444
9차 연도	18.709	30.968	43.883	16.958	31.109	42.792
10차 연도	22.995	30.936	46.817	20.707	31.066	45.340
11차 연도	531.783	18.539	451.736	-254.904	22.376	-175.490
12차 연도	15.664	18.523	31.286	13.082	22.375	32.530
정상 상태	16.427	18.463	31.857	13.985	22.336	33.197
(건물)						
1차 연도	4.461	46.254	48.651	4.470	46.254	48.656
2차 연도	5.379	46.254	49.145	5.396	46.254	49.154
3차 연도 <sup>2)</sup>	6.474	46.254	49.733	6.501	46.254	49.748
4차 연도	7.774	46.254	50.432	7.814	46.254	50.454
5차 연도	9.309	46.254	51.257	9.367	46.254	51.288
6차 연도	11.111	46.254	52.225	11.190	46.254	52.268
7차 연도	13.211	46.254	53.354	13.317	46.254	53.411
8차 연도	177.673	30.882	153.686	178.830	30.989	154.402
9차 연도	19.633	30.886	44.455	19.625	30.996	44.538
10차 연도	21.012	30.889	45.410	21.022	31.000	45.506
11차 연도	144.287	8.831	140.376	144.957	9.165	140.837
12차 연도	25.818	8.828	32.367	25.580	9.163	32.399
정상 상태	26.065	8.592	32.418	25.884	8.841	32.437

주 : 1. 減價償却 期間의 경우 法定 基準耐用年數(기계 8년, 건물 20년)를 적용. 居住地國 物價上 昇率은 2.3%.

2. 1998년 11월부터 시행된 「外國人投資促進法」 제정 이전의 제도를 적용하는 경우의 1차 연도와 限界有效稅率이 동일함.

3. 경제적 감가상각률 공제 후의 平均 稅前收益率을 의미함.

4. 源泉地國 및 居住地國 稅負擔을 합한 總稅負擔.

〈附表 3〉 美國 企業의 對韓 投資에 대한 限界有效稅率: 加重平均<sup>1)</sup>

(단위: %)

	평균 세전수익률 <sup>3)</sup> 12%			평균 세전수익률 <sup>3)</sup> 8%		
	원천지국 과 세	거주지국 과 세	총세부담 <sup>4)</sup>	원천지국 과 세	거주지국 과 세	총세부담 <sup>4)</sup>
1차 연도	2.478	46.254	47.586	2.450	46.254	47.571
2차 연도	3.220	46.254	47.985	3.181	46.254	47.964
3차 연도 <sup>2)</sup>	4.233	46.254	48.529	4.177	46.254	48.499
4차 연도	5.627	46.254	49.278	5.547	46.254	49.235
5차 연도	7.557	46.254	50.316	7.444	46.254	50.255
6차 연도	10.231	46.254	51.753	10.073	46.254	51.668
7차 연도	13.906	46.254	53.727	13.693	46.254	53.613
8차 연도	188.697	30.880	161.307	189.628	30.985	161.856
9차 연도	18.460	30.866	43.628	17.761	30.967	43.228
10차 연도	20.793	30.854	45.232	19.847	30.951	44.655
11차 연도	166.155	12.551	157.852	177.346	14.219	166.348
12차 연도	23.212	12.544	32.844	22.267	14.218	33.319
정상상태	23.572	12.424	33.068	22.691	14.072	33.570

주: 1. 기계, 건물, 비상각자산의 限界有效稅率을 각 자산의 비중에 따라 加重平均한 것이며, 非償却資產의 한계유효세율은 본문의 <表 6>에 나타난  $\pi^* = 2.3\%$ 인 경우와 같음. 減價償却期間의 경우 법정 기준내용연수(기계 8년, 건물 20년)를 적용.

2. 1998년 11월부터 시행된 「外國人投資促進法」 제정 이전의 제도를 적용하는 경우의 1차 연도와 限界有效稅率이 동일함.

3. 경제적 감가상각을 공제 후의 平均 稅前收益率을 의미함.

4. 源泉地國 및 居住地國 稅負擔을 합한 總稅負擔.

# 資本費用의 推定 : 上場企業을 對象으로

尹 鍾 仁\*

## 要 約

자금조달의 비용으로 알려져 있는 資本費用은 투자를 결정할 때 유력한 판단기준으로 받아들여져 왔으며 투자 및 조세분야의 실증연구에서 필수적인 기초자료로 이용된다. 국내에서도 자본비용 추정에 대한 관심은 높은 편이었지만 신뢰할 만한 추정치가 제시되지는 못하였던 것으로 보인다. 이는 기존의 연구가 財務諸表 등 관련자료의 장부 가치를 그대로 이용하였기 때문인데 이에 본 논문은 개별기업의 재무제표 및 관련된 기초자료를 이용하여 시장가치에 근거한 자본비용을 추정하고자 한다. 본 논문은 몇 가지 점에서 기존의 연구가 보여 주었던 한계를 극복하였다. 첫째로 지나치게 낮게 보고 되어 왔던 자기자본비용이 타인자본비용을 상회하는 높은 수준을 유지하여 왔음이 확인되었다. 둘째로 장부가치에 근거하여 계산된 자본비용과 시장가치에 근거하여 추정된 자본비용의 차이는 대단히 큰 편이었는데 이 차이가 주로 감가상각비와 장기부채에 대한 자본이득에 기인한 것이었음이 확인되었다.

## I. 序 論

자금조달의 비용으로 알려져 있는 資本費用은 자본 투입에 따른 향후 산출의 흐름을 현재 자본의 투입가치로 환산하여 주는 割引率에 해당된다. 따라서 자

\* 天安大學校 정경학부 전임강사.

이 논문은 박사학위 논문의 일부를 다시 정리한 것이며 이에 대해 서울대학교의 김신행, 이창용, 이근 교수님, 경희대학교 이우현 교수님, 한양대학교 박대근 교수님께 감사드립니다. 아울러 익명의 심사자에게도 감사드립니다.

본비용은 투자를 결정할 때 유력한 판단기준으로 받아들여져 왔으며 투자 및 조세 등 여러 분야에서 이를 이용한 많은 실증연구가 진행되어 왔다.

이와 같은 중요성에도 불구하고 실증연구에서 이용 가능한 자본비용을 측정하는 것은 결코 쉬운 일이 아니다. 이자율을 타인자본비용으로 보았을 때 이에 대응하는 자기자본비용의 측정치를 구하기가 쉽지 않은 탓이다. 결국 자기자본비용에 대한 적절한 측정수단이 필요하게 되었는데 실증연구에서 가장 많이 이용되는 것은 利益株價比率를 이용하는 방식이다. 이 定義가 안고 있는 문제점에도 불구하고 본 논문은 이익주가비율을 자기자본비용으로 정의하고 타인자본비용도 이와 일치하는 정의를 이용하기로 한다.

국내에서도 자본비용에 대한 관심은 높은 편이어서 김성민(1991)과 남주하, 조장욱(1996) 등 여러 연구가 있었던 것이 사실이다. 하지만 기존의 연구가 다양한 방법에 의해 자기비용을 정의하고 개별기업의 財務諸表를 이용하는 등 바람직한 시도를 하였음에도 불구하고 실용적으로 이용될 만한 자본비용의 추정치를 제시하였다고 보기는 힘들다. 기존의 연구 결과에 따르면 일반적인 예상과는 다르게 자기자본비용이 지나치게 낮은 것으로 나타났으며 기업간 비교에서도 오히려 30대 재벌의 자본비용이 비재벌 자본비용보다 더 높은 것으로 나타났던 것이다.

이와 같은 문제점이 발생하는 이유는 첫째로 자본비용을 계산할 때 이용되었던 기초자료가 시장가치가 아니라 장부가치였다는 데 있다. 즉 企業會計基準에 따른 財務諸表는 몇 가지 예외적인 경우를 제외하면 대부분 原價(historical cost)를 기준으로 작성되기 때문에 인플레이션이 있을 때 장부가치에 의해 계산된 자본비용이란 신뢰하기 힘든 점이 많다. 하지만 자본비용 추정에 관한 국내의 연구나 혹은 토빈 q를 추정하였던 김경수 외(1995)의 연구도 財務諸表 항목에 대한 시장가치를 추정하지 않고 장부가치를 그대로 이용함으로써 연구 결과의 신뢰성을 그만큼 상실하였던 것이다. 이에 본 논문은 개별기업의 재무제표를 이용하되 우선 각 항목의 시장가치를 추정하여 이에 기초한 자본비용을 측정하고자 한다.

둘째로 우리나라 기업의 재무제표 자체가 신뢰를 받지 못하는 형편이므로 이

자료를 그대로 이용하여 얻은 추정결과가 양호한 것이기를 기대하기는 힘들 것이다. 따라서 근본적으로 자본비용 추정의 신뢰도를 높이는 것은 어려운 일이지만 그럼에도 불구하고 개선의 여지는 있다고 본다. 예를 들어 우리나라 비금융법인의 當期純利益이 작아지는 중요한 이유는 감가상각비를 계산할 때 경제적 감가상각률이 아니라 이보다 훨씬 더 높은 법정감가상각률을 적용하였기 때문인데 이 문제는 경제적 감가상각률에 의해 감가상각비를 다시 계산하기만 하면 상당한 정도로 개선될 수 있다.

따라서 본 논문은 증권거래소에 상장된 285개 비금융법인의 회계자료 및 관련된 기초자료를 이용하여 1981~96년 기간 동안 우리나라 비금융법인의 자본비용을 추정하고자 한다. 자본비용을 구하기 위해서 가장 중요한 작업은 재무제표 주요 항목의 시장가치를 추정하는 일이다. 시장가치 추정의 기법에 대해서는 이미 많은 연구가 있었지만 이를 우리나라에 적용하기 위해서는 적절한 수정이 필요하였다. 우리나라에는 資產再評價 등과 같은 특수한 제도가 있기 때문인데 이를 반영하지 않는다면 과대추정의 오류가 발생하게 될 것이다. 따라서 본 논문은 資產再評價를 반영한 기법을 개발함으로써 연구의 1차적인 목적을 달성하고자 하였다.

자본비용의 추정에서 기초자료의 중요성은 실로 크다. 여기에서 가장 중요한 자료는 재무제표인데 이 자료는 가급적 개별기업의 것을 직접 이용하였다. 또한 개별기업의 재무제표 각 항목의 시장가치를 추정할 때에도 가급적 상세하게 구분된 자료를 이용함으로써 집계된 자료에 의존하여 잃어버리게 되는 정보를 최소화하고자 노력하였다. 아울러 추정과정에서 필요한 관련 정보도 불가피한 것을 제외하고는 대부분 개별기업의 것을 이용하였다.

재무제표 주요 항목의 시장가치를 추정하고 이에 따라 자본비용을 구한 결과 몇 가지 점에서 기존의 연구가 보여 주었던 한계를 극복하였다. 첫째로 기존의 연구에 따르면 타인자본비용에 비해 자기자본비용은 낮은 편이었으며 오히려 마이너스의 값을 보이는 경우도 흔하였다. 하지만 본 논문의 결과에 따르면 자기자본비용은 1990년대에도 일정한 수준을 유지하였으며 타인자본비용에 비해 분명히 더 높았다는 사실이 확인되었다. 둘째로 장부가치에 근거하여 계산된

자본비용과 시장가치에 근거하여 추정된 자본비용의 차이는 대단히 큰 편이었다. 그리고 이 차이는 주로 감가상각비와 장기부채에 대한 자본이득 혹은 자본 손실에 기인한 것이었음이 확인되었다. 셋째로 기존의 연구 결과와는 달리 30대 재벌의 자본비용은 기타 기업의 자본비용에 비해 분명히 더 낮았다는 점이 확인되었다.

## II. 資本費用의 定義와 資料

### 1. 資本費用의 定義

資本費用(cost of capital)은 자본 투입에 따른 향후 산출의 현재할인가치를 구하고자 할 때 이용되는 할인율로 정의된다. 따라서 투자자금을 조달하고자 하는 기업의 입장에서 볼 때 자본비용은 자금조달의 비용이다. 한편 자금조달의 원천은 크게 자기자본과 타인자본으로 구분되므로 자본비용은 自己資本費用(cost of equity capital)과 他人資本費用(cost of debt capital)으로 나누어지고 總資本費用은 두 자본비용의 가중평균이다.

타인자본비용의 측정치로는 이자율을 이용하는 것이 적절하지만 자기자본비용으로는 이에 상응하는 적절한 측정치를 구하기가 쉽지 않다. 따라서 자기자본비용의 측정치로는 몇 가지 대용 수단들이 시도되었다. 예를 들면 Gordon의 配當成長模型(dividend growth model)이나 資本資產價格決定模型(capital asset pricing model)을 이용하는 방법, 혹은 株式에 대한 投資收益率(rate of return) 등이 이용되었다. 하지만 이 방법들은 단순화된 가정을 전제로 하고 있거나 혹은 측정치의 변동이 대단히 심하다는 점 때문에 실증연구에서의 적용 가능성은 그다지 크지 않은 것으로 보인다.

오히려 조세 분야 등의 실증연구에서 광범위하게 이용되는 자기자본비용의 측정치로는 利益株價比率(earnings-price ratio)을 들 수 있다[예를 들면 Auerbach and Hassett(1990)]. 물론 이익주가비율은 - Auerbach(1983)도

지적하고 있듯이 - 자기자본비용의 정의에 비추어 볼 때 다음과 같은 한계를 가지고 있는 것이 사실이다. 첫째로 이익주가비율은 事前的(ex ante)인 개념인 자기자본비용과는 달리 事後的(ex post)으로 실현된 값이라는 점이다. 둘째로 할인율 개념에 해당되는 자기자본비용과는 달리 이익주가비율은 - 미래 수익의 흐름이 무시되고 - 당기의 수익만으로 계산되는 經常收益率(current yield rate)에 해당된다는 점이다.

그럼에도 불구하고 본 논문에서는 실증연구에의 적용 가능성에 비추어 이익주가비율을 자기자본비용의 측정치로 이용한다. 아울러 자기자본비용과의 일관성을 위해서 타인자본비용도 같은 방식의 정의를 이용한다. 이를 간단히 정리하면 식 (1)과 같다.

〈表 1〉 標本企業의 分類

(단위 : 개, %)

구 분		기업수	비 중
산 업 별	어업	2	0.7
	광업	2	0.7
	제조업	229	80.4
	전기·가스 및 증기업	2	0.7
	건설업	17	6.0
	자동차판매 및 수리업	2	0.7
	도소매업	19	6.7
	운수, 창고, 통신업	11	3.9
	오락, 문화, 서비스업	1	0.4
	합계	285	100.0
	기업 집 단 별	5대 재벌	18
6~30대 재벌		60	21.1
기타		207	72.6
합계		285	100.0

주 : 1. 자료의 출처는 Kis-Fas 데이터베이스이며 표본기업은 285개 비금융법인임.

2. 산업별 분류기준은 『기업경영분석』에 따른 것이며 30대 재벌의 분류기준은 1997년 공정거래위원회의 발표에 따른 것임. 단 표본기간중에 30대 재벌로 분류되었던 기아, 벽산, 한일을 포함시켰고 한보는 제외하였으며 포항제철과 한국전력공사는 재벌 계열사가 아니지만 5대 재벌에 포함시켰음.

$$\begin{aligned}
 \text{자기자본비용} &= (1 - \text{유효법인세율}) \times \frac{\text{자기자본의 조정된 수익}}{\text{자기자본의 시장가치}} \\
 \text{타인자본비용} &= (1 - \text{유효법인세율}) \times \frac{\text{타인자본의 조정된 수익}}{\text{타인자본의 시장가치}} \\
 \text{총자본비용} &= (1 - \text{유효법인세율}) \\
 &\quad \times \frac{\text{자기자본의 조정된 수익} + \text{타인자본의 조정된 수익}}{\text{자기자본의 시장가치} + \text{타인자본의 시장가치}} \quad (1)
 \end{aligned}$$

자기자본의 조정된 수익은 수익의 장부가치에서 감가상각비 장부가치를 시장가치로 대치하고 인플레이션에 따른 재고비용 증가를 추가로 차감하며 장기부채에 대한 자본이득을 더한 것이다. 한편 타인자본의 조정된 수익은 이자비용에서 장기부채에 대한 자본손실을 차감하여 준 것이다. 자기자본과 타인자본의 시장가치는 증권시장에서 거래되는 시장가격에 의해 구한다. 또한 자본비용은 모두 稅後(after tax) 개념으로 정의하되 조세는 法人所得稅만을 고려하기로 한다. 여기에서 언급된 변수는 대부분 추정되어야 할 것인 만큼 방법론에서 다시 설명하기로 한다.

## 2. 資料의 說明

본 논문에서 이용된 표본기업은 총 285개 상장 비금융법인으로 표본기간은 1980~1996년이다. 표본기업은 결산일이 12월인 기업으로 국한하였으며 추정작업의 신뢰성을 위해 적어도 1986년 이후에는 재무제표가 입수된 기업만을 대상으로 하였다. 하지만 이들 기업 중 상당수의 기업들은 재무제표가 입수된 이후 증권거래소에 상장되었기 때문에 자본비용 추정결과는 증권거래소에 상장된 이후부터 제시하게 될 것이다. 한편 추정작업을 위해서는 資產再評價年度를 반드시 확인하여야 하는데 표본기업은 이것이 모두 확인된 기업으로 1980년대에 1번만 資產再評價를 실시한 기업으로 한정한다.

자본비용의 추정에서 가장 중요한 자료는 개별기업의 財務諸表와 株式價格이다. 재무제표는 한국신용평가가 제공하는 'Kis-Fas 데이터베이스'를 이용하였

으며 주식가격은 증권거래소에서 제공하는 'KSE 데이터베이스' 및 '증권시장'을 이용하였다. 추정작업에 필요한 기초자료는 가급적 이들 개별기업의 것을 직접 이용하였지만 불가피한 경우 총자료를 이용할 수밖에 없었다. 이에 대해서는 각 부분에서 언급하기로 한다.

언급해야 할 것은 표본기업이 1996년 현재 증권거래소에 상장된 기업만을 포함하고 있으므로 1980~96년 기간중에 破産했거나 引受合併된 기업이 제외되어 있다는 점이다. 따라서 표본기업에 의한 결과가 성장성을 과대평가하는 편향(bias)을 가질 수 있지만 그 차이는 크지 않은 것으로 보인다. 예를 들어 한국은행에서 발간되는 '기업경영분석'에 따라 자산을 기준으로 기업의 성장률을 계산하면 17.8%였지만 표본기업의 자산증가율은 17.6%로 오히려 더 낮았다<sup>1)</sup>.

### III. 資本費用 推定의 方法

앞에서 정의된 바에 따라 자본비용을 추정하고자 할 때 가장 중요한 것은 財務諸表의 장부가치를 시장가치로 전환하는 일이다. 예를 들면 감가상각비의 장부가치는 경제적 감가상각률을 적용하고 인플레이션을 반영하였을 때 시장가치와는 큰 괴리를 보이게 될 것이다. 따라서 시장가치와 장부가치의 차이를 반영하지 않는다면 장부가치로부터 계산된 기업수익은 가공의 수치에 불과한 것일 수도 있다.

자본비용의 추정에서 필요한 주요 조항목은 첫째로 減價償却費와 在庫費用(賣出原價)을 들 수 있으며 둘째로는 손익계산서에 반영되지 않는 장기부채에 대한 자본이득이 있다. 이 두 가지는 인플레이션에 대해 조정된 수익을 구하기 위해서 기본적으로 추정해야 할 항목들이다. 다음으로는 주식과 토지의 시장가치를 추정할 것인데 이는 주식과 토지를 제거한 자본비용을 구하기 위해서 필

1) 이는 나중에 진입한 비금융법인의 자산증가율이 그만큼 더 높았다는 것을 의미한다. Kis-Fas 데이터베이스에 따르면 1987년 이후 상장된 비금융법인의 자산증가율은 평균 22%로 1980년에 이미 상장된 비금융법인의 자산증가율 평균 14.7%보다 훨씬 더 높았다.

요한 항목들이다<sup>2)</sup>.

본 논문이 취하고 있는 방법은 주로 Salinger and Summers(1983)와 Rhee and Rhee(1994)를 참고로 하여 고안된 것이다<sup>3)</sup>. 이들이 인플레이션 회계(inflation accounting)의 표준적인 것이기는 하지만 우리나라 기업의 자료에 적용하기 위해서는 다소간의 수정이 필요하다.

수정이 필요한 중요한 이유는 우리나라의 경우 資産再評價라는 독특한 제도가 있기 때문이다<sup>4)</sup>. 資産再評價가 실시된 연도의 고정자산가치는 原價가 아니라 시장가치를 보고하도록 되어 있다. 즉 資産再評價年度の 財務諸表 장부가치는 原價가 아니라 시장가치이기 때문에 장부가치를 모두 原價로 간주하는 기존의 방법은 과대추정의 오류를 발생시키게 될 것이다. 따라서 본 논문에서 시도된 방법은 資産再評價를 고려하여 각 항목을 추정하도록 고안된 것이다. 여기에서는 필요한 가정과 이용되었던 자료, 기법상의 특징을 중심으로 하여 재무제표 조정의 기법을 간략하게 설명한다.

## 1. 減價償却費 市場價値의 推定

Kis-Fas 데이터베이스는 고정자본 자료를 건물, 구축물, 기계장치, 선박 및 항공기, 차량, 공구와 기구, 비품으로 나누어 제공하고 있다. 따라서 고정자본의 각 항목별로 감가상각비 시장가치를 추정하는 것이 가능하다. 이는 각 항목

- 
- 2) 이외에도 기존의 연구에서는 구속성 양건예금(compensating balance)이 자본비용에 큰 영향을 미칠 것으로 판단한 바 있다. 구속성 양건예금으로는 유동자산 중 '현금'과 '기타 제예금', 투자자산 중 '특정 현금과 예금'을 지적하고 있지만 '현금'과 '기타 제예금'을 모두 구속성 양건예금이라고 판단하는 것은 무리가 있으며 '특정 현금과 예금'도 부채 총계에 대한 비중은 1980~96년의 기간 동안 평균 1.2% 정도에 불과하였다. 윤종인(1998)은 자산 중 예금과 채권으로 분류될 수 있는 항목 - 예를 들면 장기성 받을 어음, 퇴직보험 예치금, 장기성 예금 등 - 을 최대한 포함하여 이들로부터 발생하는 자본손실을 계산하고 그것이 자기자본수익률에 미치는 영향을 추정하였지만 그 크기는 1% 이하에 불과하였다.
- 3) 이 외에 재무제표 조정의 방법을 체계적으로 정리한 연구로는 Shoven and Bulow(1975, 1976)와 Brainard, Shoven and Weiss(1980)를 들 수 있으며 본 논문에서 이용된 재무제표 조정의 방법은 윤종인(1998)에서 상세하게 언급되고 있다.
- 4) 자산재평가제도에 관한 자세한 사항은 현진권(1995)을 참조할 것.

별 감가상각률과 耐用年數 및 관련된 정보를 이용할 수 있다는 점에서 대단히 유용한 것이다. 최종적으로 감가상각비의 시장가치는 각 항목에 대한 감가상각비 시장가치를 각각 추정한 후 이를 합산하여 계산한다.

모든 고정자본의 가격상승률은 생산자물가 상승률과 같다고 가정하여 이를 적용한다. 한편 감가상각률은 경제적 감가상각률을 적용하여야 하는데 <표 2>에 나타난 바와 같이 현진권(1996)의 것을 이용하며 여기에서 보고되지 않은 건물 및 구축물, 선박, 항공기의 감가상각률은 Hulten and Wykoff(1980)의 것을 이용한다.

<表 2> 經濟的 減價償却率과 平均耐用年數

구 분	경제적 감가상각률	평균내용연수
건물 및 구축물	0.059	30년
기계장치	0.162	9년
선박	0.061	27년
항공기	0.183	16년
차량 운반구	0.243	6년
공구와 기구, 비품	0.256	5.7년

주 : 경제적 감가상각률은 현진권(1996)의 것이며 여기에서 보고되지 않은 건물 및 구축물, 선박, 항공기의 감가상각률은 Hulten and Wykoff(1980)의 것임.

감가상각비 시장가치를 구하기 위해서는 가장 먼저 고정자본의 年數構造(vintage structure)를 추정하여야 한다. 年數構造를 추정한다는 것은 각 연도 고정자본의 장부가치 총액을 구입연도별로 - 바꾸어 말하면 잔존연수별로 - 구분한다는 것을 의미한다. 만약 시작연도의 年數構造를 알고 있다면 시작연도 이후의 年數構造는 계속해서 이어지는 것이므로 약간의 조정을 거치면 구할 수 있다<sup>5)</sup>. 따라서 이 작업은 1차적으로 시작연도 年數構造에 대한 가정을 필요로

5) 예를 들면 고정자본의 早期廢棄(early retirements)가 있는 경우 이에 대해 조정해 주어야 한다. 조기폐기는 전년도에 비해 - 물론 감가상각이 완료되어 폐기되는 것을 제외하고 - 고정자본의 장부가치가 감소한 경우로 정의하며 이는 모든 잔존연수에 대해 같은 비율로 이루어진다고 가정한다. 따라서 조기폐기가 있었다면 전년도의 고정자본은 일정한 비율만큼 줄어든 것으로 가정하고 금년도의 고정자본 연수구조를 추정한다.

한다. 이는 시작연도 이전의 고정자본 증가율을 가정하는 것과 같은 의미인데 본 논문에서는 이 증가율이 「기업경영분석」에 발표되는 시작연도 이전의 산업별 고정자본 증가율과 같다고 가정한다. 이 가정에 따라 시작연도의 고정자본年數構造를 구하고 나면 이후의 작업은 순차적으로 진행된다. 다만 資產再評價가 있는 연도에는 장부가치가 시장가치와 같다고 가정하였으므로 이를 고려하면 된다.

고정자본의 年數構造가 추정되고 나면 구입연도별 장부가치에 물가상승률과 감가상각률을 적용하여 고정자본 및 이에 대한 감가상각비의 시장가치를 구할 수 있다. 단 시작연도의 경우 물가상승률을 적용할 때에 적어도 1975년에 資產再評價가 1번 있었다고 가정한다<sup>6)</sup>. 즉 1975년 이전에 구입된 고정자본의 장부가치는 모두 1975년 가격으로 재무제표에 보고되어 있다는 의미이며 그렇기 때문에 물가상승률도 1975년 물가를 기준으로 계산하여 적용한다.

이와 같은 방법으로 고정자본 각 항목의 모든 年數에 대해 감가상각비 시장가치를 구하고 이를 합산하면 고정자본 각 항목의 감가상각비를 구할 수 있다. 이어서 고정자본 각 항목에 대해 추정된 감가상각비 시장가치를 모두 합산하면 각 연도의 감가상각비 시장가치 총액을 얻게 된다. 최종적으로 인플레이션이 조정된 기업수익은 감가상각비 장부가치를 더하고 대신에 감가상각비 시장가치를 비용으로 처리하여 빼주면 된다. 여기에서 감가상각비 장부가치는 損益計算書의 販賣 및 一般管理費에 포함된 減價償却費와 特別損失에 포함된 特別償却, 製造原價 明細書에 포함된 減價償却費를 모두 더한 것이다.

## 2. 在庫費用(賣出原價)의 推定

인플레이션하에서는 先入先出法(FIFO : First-in, First-out)을 이용하여 재

6) 만약 1980년 이전 단 한 번도 자산재평가가 실시되지 않았다고 가정한다면 결과는 엄청난 과대추정 - 특히 토지나 건물의 경우가 그러한데 - 을 초래하게 될 것이므로 1980년 이전에 자산재평가가 이루어졌다고 가정하는 것은 반드시 필요하다. 한편 현진권(1995)에 따르면 전체 법인수 대비 자산재평가 법인수의 비율은 1975년에 가장 높았던 것으로 보고되어 있다.

고자산을 관리하는 기업의 경우 賣出原價(cost of goods sold)가 구입 당시의 가격으로 계산되기 때문에 비용은 당연히 과소평가된다. 따라서 수익의 시장가치를 구하기 위해서는 매출원가에 포함된 재고비용을 인플레이션에 대해 조정해 주어야 한다<sup>7)</sup>. 즉 전년도에 구입된 재고가 금년도에 판매되었을 때 그 가치를 전년도의 가격이 아니라 금년도의 가격으로 다시 계산하고 이를 비용으로 처리하여야 한다.

Kis-Fas 데이터베이스는 재고자산의 항목별로 單價算定方法을 제공하고 있으므로 재고비용을 추정할 때 각 기업의 재고자산별로 재고비용의 증가를 계산할 수 있다. <표 3>에서는 1996년의 경우 표본기업의 재고자산 단가산정방법을 요약하고 있다. 가장 많이 이용되는 방법은 總平均法과 移動平均法인데 이는 先入先出法과 後入先出法(LIFO : Last-in, First-out)의 중간 방식에 해당

<表 3> 在庫의 單價算定方法(1996년)

구 분	합 계	상품	제품	재공품	원재료	저장품	미착상품
總平均法	800 (0.48)	155 (0.58)	176 (0.64)	171 (0.62)	143 (0.52)	124 (0.44)	31 (0.11)
移動平均法	351 (0.21)	51 (0.19)	50 (0.18)	50 (0.18)	82 (0.30)	97 (0.34)	21 (0.07)
個別法	266 (0.16)	17 (0.06)	15 (0.05)	19 (0.07)	5 (0.02)	4 (0.01)	206 (0.72)
先入先出法	221 (0.13)	33 (0.12)	28 (0.10)	31 (0.11)	42 (0.15)	60 (0.21)	27 (0.09)
後入先出法	6 (0.00)	1 (0.00)	2 (0.01)	2 (0.01)	1 (0.00)		

주 : 1. 자료의 출처는 Kis-Fas 데이터베이스이며 표본기업은 285개 비금융법인임.

2. 괄호 안은 전체에서 차지하는 비중임.

7) 이는 토빈 q를 구할 때와는 정반대이다. 토빈 q를 구할 때는 재고자산의 시장가치를 구하여야 하므로 선입선출법을 이용하는 경우 재고자산의 장부가치는 곧 시장가치를 의미한다.

된다. 따라서 先入先出法과 後入先出法 이외의 방법을 이용하는 경우 - 인플레이션에 따른 재고비용 증가가 부분적으로 반영되므로 - 재고비용의 증가는 先入先出法을 이용하는 경우의 2분의 1만을 반영하기로 한다. 後入先出法을 이용하는 경우 재고비용의 증가는 없으며 先入先出法을 이용하는 경우 재고비용의 증가를 추정하는 방식은 다음과 같다.

先入先出法을 이용하는 경우 재고비용의 추정을 위해서는 몇 가지 가정이 필요하다. 첫째로 전년도에 구입된 재고는 모두 금년도에 매출된다고 가정한다. 이는 전년도 재고의 가치가 모두 전년도 가격을 기준으로 작성되었다는 것을 의미하며 따라서 재고의 가치 상승은 전년도와 금년도간의 물가 상승만을 적용하면 된다<sup>8)</sup>. 둘째로 전년도 재고의 매출 시점은 「기업경영분석」에서 발표되는 産業別 在庫資産 回轉率에 의해 결정된다고 가정한다. 따라서 재고의 가격 상승은 구입시점과 재고자산 회전율에 의해 계산된 시점간의 물가 상승만을 반영하는 것으로 한다. 셋째로 재고자산의 가격 상승은 생산자 물가지수에 의해 결정된다고 가정한다.

$INV_t$ 를  $t$ 기의 재고,  $PPI_t$ 를  $t$ 기의 생산자 물가지수라 하고 재고자산 회전율을  $ICrate_t$ 라고 할 때 인플레이션에 따른 재고비용의 증가는

$$\left(\frac{PPI_t - PPI_{t-1}}{PPI_{t-1}}\right) INV_{t-1} \times \frac{1}{ICrate_t} \times Method_t \quad (2)$$

가 된다. 여기에서  $Method_t$ 는 先入先出法을 이용하는 경우 1이고 後入先出法을 이용하는 경우는 0이며 기타 방법을 이용하는 경우에는 0.5이다.

재고비용의 증가는 재고의 각 항목에 대해 별도로 추정하며 결과를 모든 항목에 대해 합산하면 각 연도의 재고비용 증가 총액을 구하게 된다. 최종적으로는 이와 같이 계산된 재고비용의 증가를 비용으로 처리하여 수익에서 추가로 차감하면 된다.

8) 이 가정은 Auerbach(1984)에서도 이용되고 있는데 우리나라 기업의 경험에도 부합된다. 「기업경영분석」에 따르면 재고자산 회전율이 가장 낮은 산업은 광업인데 광업의 경우에도 1996년의 재고자산 회전율은 3.48회에 이르고 있다.

### 3. 長期負債 市場價值 및 이에 대한 資本利得의 推定

타인자본비용의 추정을 위해서는 우선 부채의 시장가치를 구해야 한다. 우선 단기부채는 장부가치가 시장가치와 같다고 가정하며 장기부채는 이하에서 설명되는 방법에 따라 이자율의 변동을 반영하여 시장가치를 추정한다. 한편 인플레이션과 이자율 변동이 있을 때 장기부채에 대해서는 자본이득이 발생하게 되므로 이를 구하여 타인자본과 자기자본의 수익에 반영해 주어야 한다. 물론 '장기부채에 대한 자본이득'이란 자기자본에 대해서는 자본이득이 되지만 타인자본에 대해서는 반대로 자본손실이 되며 그 크기는 같은 것이므로 총자본비용을 계산할 때는 서로 상쇄되어 아무런 효과를 갖지 않게 된다.

우리나라 비금융법인의 경우 부채비율은 높은 편으로 알려져 있지만 부채의 구성을 볼 때 단기부채의 비중이 크고 장기부채라고 하더라도 만기가 짧은 편이기 때문에 장기부채에 대한 자본이득의 규모는 그다지 크지 않을 것으로 보는 시각도 있다<sup>9)</sup>. 하지만 결과는 그렇지 않았는데 이를 명확히 하기 위하여 장기부채에 대한 자본이득은 상세하게 구분된 자료에 근거하여 신중하게 추정해야 할 것이다.

비금융법인의 경우 장기부채는 固定負債 중 長期借入金, 社債, 外貨 長期借入金과 流動負債 중 流動性 長期借入金, 流動性 社債, 流動性 外貨 長期借入金만을 포함시킨다. 장기부채의 각 항목은 이자율과 발행 만기가 다르므로 각각 구분하여 시장가치와 자본이득을 추정하는 것이 더 정확할 것이다. 다행히도 Kis-Fas의 데이터베이스는 장기부채의 3항목에 관한 자료를 모두 구분하여 제공하고 있다. 마지막으로 장기부채 3항목에 대한 시장가치와 자본이득을 각각 구하고 나서 이를 합산하면 장기부채 시장가치 총액과 자본이득 총액을 얻을 수 있다<sup>10)</sup>.

9) 단기부채에 단기차입금과 지급어음만을 포함시키더라도 총부채에서 장기부채가 차지하는 비중은 1981~1996년의 기간 평균 59.4%에 불과하였다. 한편 기간을 나누어 비교하면 이 비율은 1981~1985년에 평균 49.9%, 1986~1990년에 평균 66.2%, 1991~1996년에는 평균 61.6%에 이른다.

10) 기존의 연구 중에는 장기금융부채와 장기금융자산의 차이에 대해서만 자본이득을 추정하는 것이 많았다. 하지만 본 논문은 장기금융부채에 대한 자본이득과 주식 시장가치만을 별도로 추정하고자 하는데 이는 첫째로 윤종인(1998)에 따르면 주식을 제외한 장기금융자산에 대한 자본이득 혹은 자본손실의 규모가 무시할 수 있을 만큼 작았기 때문이다. 둘째로 비금융법인이 보유한 장기금융자산 중 주식에 대한 자본이득 혹은 자본손실이 장기금융부채에 대한 것과 비슷한 패턴을 보인다고 판단하기 힘들기 때문이다.

한편 단기부채에는 短期借入金과 지급어음만을 포함시키고 단기부채와 장기부채 시장가치 총액을 더하면 부채의 시장가치가 된다<sup>11)</sup>.

장기차입금과 사채의 만기는 3년, 외화 장기차입금의 만기는 5년이라고 가정한다. 인플레이션 조정에 이용되는 물가지수는 소비자 물가지수이며 명목이자율은 각 항목에 적합한 이자율을 적용한다<sup>12)</sup>. 장기차입금, 사채, 외화 장기차입금에 적용되는 이자율은 '기업경영분석'의 차입금 평균금리, 3년 만기 銀行保證 會社債 收益率, 그리고 만기 5년인 LIBOR에 1.5%의 프리미엄을 추가한 이자율이며 장기부채의 위험 등급(risk class)은 변하지 않는다고 가정한다.

장기부채의 시장가치와 이에 대한 자본이득을 구하기 위해서는 가장 먼저 장기부채의 滿期構造(maturity structure)를 추정해야 한다. 이는 잔여 만기별로 - 바꾸어 말하면 발행연도별로 - 장기부채의 총액을 구분하는 것을 말하며 이 작업이 완료되고 나면 2단계로 발행연도별 장기부채에 명목이자율의 변동과 물가상승률을 적용하여 각각의 시장가치 및 자본이득을 구하여 이를 모두 합산한다.

여기에서 실제로 어려운 작업은 장기부채의 滿期構造를 구하는 일이다. 이와 관련하여 재무제표로부터는 몇 가지 유용한 정보를 얻을 수 있는데 예를 들어 잔여만기가 1년 이하가 된 장기부채는 유동부채로 분류된 유동성 장기부채로부터 구할 수 있다. 하지만 나머지 만기별 장기부채는 최소한의 가정에 근거하여 추정하는 수밖에 없다. 우선 시작연도 장기부채의 滿期構造는 시작연도 이전에

11) 단기부채 중에는 이자를 지급하지 않는 항목이 많기 때문에 이를 모두 제외해야 한다. 이는 '기업경영분석'에서 발표되는 차입금 평균금리의 계산방식과 같다. 하지만 차입금 평균금리와는 엄밀하게 차이가 있는데 '기업경영분석'에서 이용하는 지급어음은 總(gross)지급어음이지만 본 논문에서 이용하는 지급어음은 純(net)지급어음-지급어음에서 받을어음을 차감한 것-이다. 이는 자료의 한계로 인한 불가피한 것이지만 본 논문의 결과가 부채의 크기를 과소평가하여 타인자본비용을 과대평가하는 한계를 피하는 힘들다.

12) 금융부채의 제공자, 즉 투자자는 최종적으로 가계(household)일 것이므로 금융부채에 대한 자본이득을 추정할 때 소비자 물가지수를 이용하는 것이 타당하다고 판단된다. 이와 같이 금융자산/부채에 대한 자본이득 혹은 자본손실을 계산할 때 소비자 물가지수를 적용하는 것은 기존의 여러 문헌에서도 일반적으로 채택되고 있다.

발행된 장기부채가 일정한 비율로 증가하여 왔다고 가정하여 구할 수 있다. 이때 시작연도 이전의 장기부채 발행 증가율은 각 기업 자료의 시작연도 초 5년간의 장기부채 발행의 증가율과 같다고 가정한다. 시작연도 장기부채의 滿期構造를 구하고 나면 이후의 장기부채 滿期構造는 연속적으로 이어지는 것이므로 쉽게 구할 수 있다<sup>13)</sup>.

다음으로 장기부채의 시장가치를 구하는 과정은 다음과 같다.  $N_{t-j, t}$ 를  $t$ 기에 발행되어  $t$ 기에 남아 있는 장기부채의 장부가치라고 하고  $MVN_{t-j, t}$ 를 그것의 시장가치라고 하자. 이 장기부채의 만기가  $n$ 년,  $t$ 기의 이자율을  $r_t$ 라 하면 장기부채의 시장가치는 다음과 같다.

$$MVN_{t-j, t} = N_{t-j, t} \left[ \frac{r_{t-j}}{(1+r_t)} + \frac{r_{t-j}}{(1+r_t)^2} + \dots + \frac{(1+r_{t-j})}{(1+r_t)^{n-j}} \right],$$

for  $j=1, \dots, n-1$  (3)

즉  $N_{t-j, t}$ 는  $t-j$ 기에 발행되었으므로 이자는  $r_{t-j}$ 만큼 지급된다. 하지만  $t$ 기에는 이자율이 변하여  $r_t$ 가 되었으므로 이 장기부채의 현재할인가치를 구하기 위해서는  $r_t$ 로 할인해 주어야 할 것이다. 이와 같이 만기별로 장기부채의 시장가치를 구하고 나서 이를 모든 만기에 대해 합산하면 각 연도의 장기부채 시장가치를 구할 수 있다.

한편 장기부채에 대한 자본이득을 구하는 과정은 만기별 장기부채의 시장가치 변동을 구하고 나서 이에 인플레이션을 반영하여 구하면 된다. 역시 만기별 장기부채에 대한 자본이득을 모든 만기에 대해 합산하면 각 연도 장기부채에 대한 자본이득의 총액을 구할 수 있다.

이 과정은 장기차입금, 사채, 외화 장기차입금 각각에 대해 진행될 것이므로 각각의 추정된 시장가치와 자본이득을 모두 합산하면 장기부채의 시장가치와

13) 이때 감가상각비를 추정할 때와 마찬가지로 장기부채의 早期償還에 따른 조정을 해주어야 한다. 早期償還은 전년도에 비해 - 물론 만기가 도래하여 상환되는 것을 제외하고 - 장기부채의 장부가치가 감소한 경우로 정의하며 이는 모든 만기에 대해 같은 비율로 이루어진다고 가정한다.

자본이득의 총액을 구할 수 있다.

#### 4. 土地 및 相互所有된 株式의 市場價値 推定

1980년대 초 이후 일본 비금융법인의 자본비용이 미국의 것보다 더 낮다는 주장이 제기되면서 자본비용의 국가별 비교 연구에서 가장 주목을 받았던 것은 相互所有(cross holding)된 주식과 토지의 효과였다[Ando and Auerbach (1988a, 1988b, 1990), French and Poterba(1991)]. 즉 일본 비금융법인은 상대적으로 토지와 주식을 많이 보유하고 있는데 토지와 주식에 대해 발생하는 자본이득은 손익계산서에 보고되지 않기 때문에 수익이 과소평가된다는 것이다. 따라서 토지와 주식을 제거하여 이익주가비율을 계산하면 그 값은 당연히 더 높아지게 되는데 그 효과는 일본 기업의 경우가 훨씬 더 클 것이라는 주장이다<sup>14)</sup>.

그럼에도 불구하고 토지와 주식이 미국과 일본의 자본비용 차이를 충분히 설명한다고 보기는 힘들 뿐만 아니라 이 방식은 토지와 주식을 생산활동과 무관한 것으로 간주하는 접근법이기 때문에 방법론상의 타당성에도 의문이 제기되는 것이 사실이다. 특히 토지의 경우 그 비중이 크다고 하더라도 순수하게 투자 목적으로 보유한 것은 많지 않아 보이므로 토지를 모두 제거한 자본비용이란 적절한 것으로 보기 힘들다<sup>15)</sup>.

따라서 본 논문은 토지와 주식을 제거한 자본비용 모두의 추정치를 제시할 것이지만 토지를 제거한 자본비용이 개념적으로 타당하다는 것은 아니라는 점을 지적해 두고자 한다. 또한 기존의 연구가 토지와 주식을 제거하면서 총자료를

14) 토지와 주식 제거의 효과는 자기자본 대비로 토지와 주식을 더 많이 보유할수록, 그리고 토지와 주식에 대해 발생하는 소득 중 자본이득의 비중이 클수록 - 바꾸어 말하면 토지의 경우 賃賃料收益率(rent-price ratio), 주식의 경우 配當收益率(dividend-price ratio)이 낮을수록- 더 커진다.

15) 이렇게 판단할 수 있는 근거는 수입임대료를 토지시가로 나누어 준 임대료수익률이 1980년 이후 1% 이하의 아주 낮은 값을 보여 주었기 때문이다. 이는 임대료를 받지 않는 - 바꾸어 말하면 비금융법인이 스스로 이용하는 - 토지가 거의 대부분을 차지한다는 것을 의미한다. 특히 수입임대료가 토지만이 아니라 건물에 대한 임대료를 포함한 것이므로 실제로 대부분의 토지는 생산활동과 관련된 것으로 보아야 할 것이다.

이용하는 방식을 취하였지만 본 논문은 개별기업의 재무제표 자료를 직접 이용하여 그 효과를 보다 정확하게 추정하고자 하였다. 다만 비교를 위하여 총자료를 이용한 결과를 같이 제시하기로 한다.

우선 토지는 유형고정자산 중 토지만을 고려하며 주식의 경우는 투자자산 중 투자유가증권, 관계회사 주식과 출자금을 포함시키되 투자유가증권의 경우 3분의 1만이 주식이라고 가정한다<sup>16)</sup>. 토지의 경우 가격지수는 건설교통부에서 발간되는 『지가동향』의 토지가격지수를, 주식의 경우 종합주가지수를 각각 이용한다.

토지와 상호소유된 주식의 시장가치는 資産再評價에 의한 정보를 이용하여 추정할 수 있다. 즉 資産再評價年度의 경우 토지 및 주식의 장부가치는 시장가치와 같다고 가정한다. 따라서 토지가격 및 주식이격의 변동을 반영하면 資産再評價年度 이전과 이후의 토지 및 주식의 시장가치를 구할 수 있을 것이다. 다만 토지 및 주식을 신규로 매입하거나 혹은 매도하는 경우가 있을 것이므로 이를 고려해 주는 것이 필요한데 이를 위해서는 매입과 매도가 시장가치로 이루어진다고 가정한다.

## 5. 自己資本 및 他人資本의 市場價值 推定

먼저 자기자본의 시장가치는 보통주와 우선주 모두 발행주식수와 주식이격을 곱함으로써 구한다. 단 표본기업이 모두 12월 결산기업인 점을 감안하여 주식이격은 배당일 이후 첫째 날의 것을 이용한다. 한편 타인자본의 시장가치는 단기부채와 장기부채의 시장가치를 더함으로써 구한다. 이때 단기부채는 장부가치와 시장가치가 일치한다고 가정하여 재무제표에 보고된 장부가치를 그대로 이용하지만 장기부채의 시장가치는 장기부채에 대한 자본이득을 추정하였던 것

16) 기업회계기준에 따르면 관계회사 주식과 출자금의 요건은 비교적 까다롭기 때문에 사실상 상호소유된 주식이라고 하더라도 이들이 투자유가증권으로 분류되는 경우가 적지 않다. 하지만 이에 관한 통계는 현재 알려져 있지 않으므로 본 논문에서는 투자유가증권의 일부만이 상호소유된 주식이라고 가정한 것이다.

과 같은 방법으로 구한다.

이미 언급한 바와 같이 타인자본비용의 계산에 포함되는 단기부채는 유동부채 중 단기차입금, 지급어음을 포함시키며 장기부채는 유동부채 중 유동성 장기부채와 고정부채 중 부채성 총당금을 제외한 장기차입금, 외화장기차입금, 사채만을 포함시킨다. 왜냐하면 회계적으로는 부채로 처리되지만 이자비용을 발생시키지 않는 것이 많이 포함되어 있으므로 이를 모두 제외하여야 하기 때문이다<sup>17)</sup>.

## 6. 有效法人稅率

법인세 후 자본비용을 구하기 위해서는 有效法人稅率의 자료가 필요하다. <표 4>에 나타나 있듯이 企業會計基準에는 法人稅 差減前 純利益과 法人稅 등, 그리고 當期純利益만을 보고하도록 되어 있으며 稅務會計에 의해 계산되는 법인세 등에 관한 자료는 공개되지 않고 있다. 여기에서는 총 565개 비금융법인의 법인세 차감 전 순이익과 법인세 등의 자료를 이용하여 유효법인세율을 구하고 이를 적용하기로 한다. 즉 유효법인세율은 법인세 등을 법인세 차감 전 순이익으로 나누어 계산된 것이다.

<표 4>에 따르면 유효법인세율은 시간이 지남에 따라 서서히 하락하여 왔음을 알 수 있다. 그리고 유효법인세율에서 나타나는 변동은 주로 법인세 차감 전 순이익의 증감에 의한 것으로 보이는데 이러한 현상은 1993년 이후 훨씬 더 뚜렷하게 나타난다. 요컨대 이 시기의 유효법인세율이 경기조절적인 역할을 하였다고 보기는 힘들 것이다.

17) 부채의 포함 범위에 관한 자세한 언급은 Copeland and Weston(1992)을 참조할 것.

〈表 4〉 有效法人稅率의 推移

(단위：10억원)

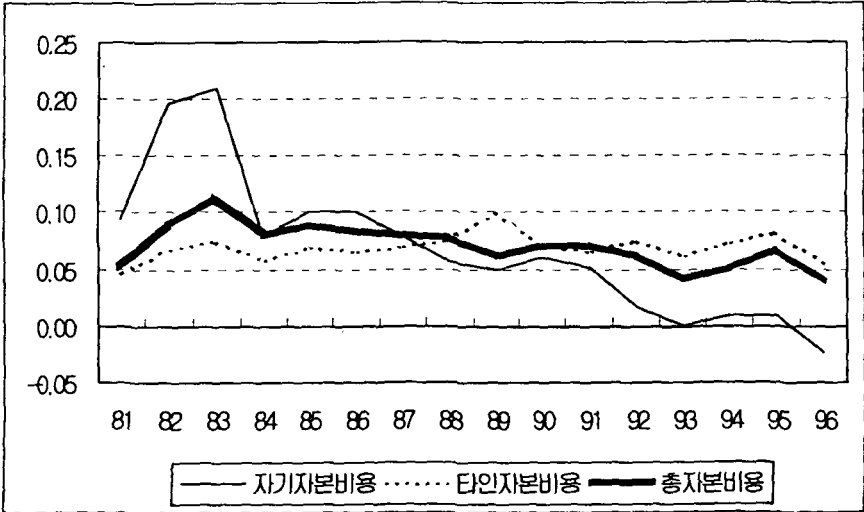
구 분	법인세 차감 전 순이익(A)	법인세 등 (B)	당기순이익 (C)	유효법인세율 (B/A)
1981	260	197	64	0.755
1982	247	232	14	0.942
1983	956	365	591	0.382
1984	773	461	311	0.597
1985	1,058	559	499	0.528
1986	1,663	771	892	0.464
1987	1,999	990	1,009	0.495
1988	4,009	1,328	2,681	0.331
1989	3,822	1,494	2,328	0.391
1990	3,806	1,415	2,392	0.372
1991	3,980	1,436	2,544	0.361
1992	3,953	1,418	2,534	0.359
1993	3,620	1,580	2,040	0.437
1994	6,746	2,173	4,573	0.322
1995	9,807	2,616	7,191	0.267
1996	2,502	1,554	948	0.621
1981~85년	659	363	296	0.641
1986~90년	3,060	1,200	1,860	0.411
1991~96년	5,101	1,796	3,305	0.394
전기간	3,075	1,162	1,913	0.476

주：1. 자료의 출처는 Kis-Fas 데이터베이스이며 표본기업은 565개 비금융법인임.  
 2. 유효법인세율은 법인세 등을 법인세 차감 전 순이익으로 나누어 계산된 것임.

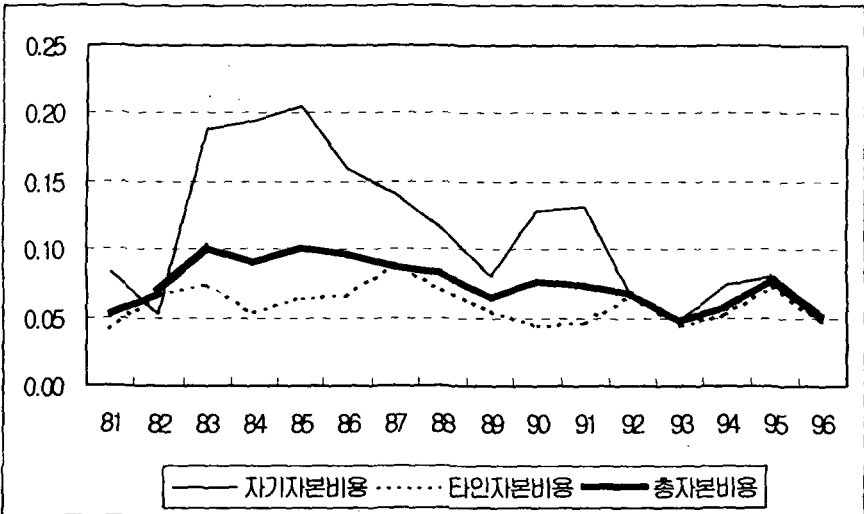
#### IV. 資本費用의 推定 結果

이상의 추정과정을 통해 구한 자본비용을 이용하여 자본비용과 관련된 두 가지 기본적인 의문, 첫째로 자기자본비용은 타인자본비용보다 더 낮았는가 그리

[그림 1] 帳簿價値에 의한 資本費用



[그림 2] 인플레이션 調整에 의한 資本費用



고 둘째로, 1980년대 중반 이후 자기자본비용의 급격한 하락과 1990년대의 낮은 수준은 과연 타당한 것인가를 살펴보기로 한다. 이어서 상호소유된 주식 및 토지가 자본비용에 미치는 효과와 소속 기업집단의 차이가 지니는 효과를 살펴보기로 한다.

한편 이하에서 제시되는 모든 결과는 개별 기업의 것을 단순평균한 것이다. 이는 총자료가 아닌 개별 기업의 자료를 이용한다는 취지에 부합되는 것으로 가중평균된 결과와는 큰 차이를 보이지 않아야 한다. 하지만 특정 기업의 결과

〈表 5〉 帳簿價値에 의한 資本費用

구 분	자기자본비용	타인자본비용	총자본비용
1981	0.094	0.045	0.051
1982	0.196	0.067	0.090
1983	0.209	0.075	0.114
1984	0.080	0.059	0.081
1985	0.100	0.069	0.090
1986	0.101	0.066	0.085
1987	0.079	0.070	0.080
1988	0.057	0.075	0.078
1989	0.050	0.101	0.063
1990	0.060	0.072	0.071
1991	0.051	0.066	0.071
1992	0.015	0.075	0.062
1993	-0.001	0.062	0.042
1994	0.009	0.072	0.051
1995	0.009	0.083	0.068
1996	-0.024	0.056	0.039
1981~85년	0.136	0.063	0.085
1986~90년	0.069	0.077	0.075
1991~96년	0.010	0.069	0.055
전기간	0.068	0.070	0.071

주 : 1. 표본기업은 모두 285개 비금융법인이며 제시된 결과는 모두 단순평균된 것임.

2. 자기자본비용의 측정치로는 이익주가비용을 이용하였으며 타인자본비용은 이자비용을 부채의 가치로 나누어 계산된 것임.

가 극단적인 값을 가질 경우 단순평균과 가중평균은 큰 괴리를 보일 수 있는데 이러한 문제를 해결하기 위해서 단순평균을 계산할 때 자본비용이 100% 이상 혹은 -100% 이하인 경우는 제외하였다.

## 1. 인플레이션 調整의 效果

우선 비교를 위하여 [그림 1]과 <표 5>에는 장부가치에 의해 계산된 자본비용이 제시되어 있다. 이에 따르면 적어도 1980년대 후반 이후에는 자기자본비용이 타인자본비용보다 더 낮았으며 특히 1990년대에는 1% 내외의 대단히 낮은 수준에 머물러 있었던 것으로 보인다.

하지만 이러한 결과는 인플레이션에 대한 조정을 통해 추정된 자본비용과는 큰 차이를 보인다<sup>18)</sup>. <표 6>에서는 인플레이션 조정에 의한 자본비용을 보여주고 있는데 이는 감가상각비와 재고비용의 시장가치를 반영하고 장기부채에 대한 자본이득을 자기자본비용에 추가하며 타인자본비용에서 차감하여 구한 것이다. 이 결과에 따르면 첫째로 거의 전기간에 걸쳐 자기자본비용은 타인자본비용을 상회하고 있다. 둘째로 자기자본비용은 1990년대에 들어 하락한 것이 사실이지만 그럼에도 불구하고 1991~96년 기간 동안 평균 7.5% 수준을 유지하였다.

장부가치에 의한 자본비용과 인플레이션 조정에 의한 자본비용이 큰 차이를 보이는 것은 주로 감가상각비와 장기부채에 의한 자본이득 때문이다. 이를 명확히 하기 위하여 <표 7>에서 두 자기자본비용의 차이를 분해하여 보여주고 있는데 우선 감가상각비 조정의 효과는 감가상각비 장부가치에서 감가상각비 시장가치를 차감한 후 이를 자기자본 시장가치로 나눈 값이다. 재고비용 조정의 효과와 장기부채 자본이득 조정의 효과도 재고비용 증가와 장기부채에 대한 자

18) 이미 언급한 바와 같이 <표 6>에 제시된 타인자본비용의 추정치는 할인율이 아니다. 할인율에 해당되는 회사채 수익률-물론 차입금에 대해서는 적용할 만한 할인율 자료가 없다-을 이용하여 다시 타인자본비용을 계산하고 두 결과를 비교하면 본 논문의 결과를 간접적으로 평가할 수 있을 것이다. 회사채 수익률만을 이용할 경우 타인자본비용은 1981~85년 평균 5.4%, 1986~90년 평균 5.6%, 1991~96년 평균 5.4%로 본 논문의 결과와는 큰 차이를 보이지 않았다.

〈表 6〉 인플레이션 調整에 의한 資本費用

구 분	자기자본비용	타인자본비용	총자본비용
1981	0.083	0.042	0.052
1982	0.052	0.068	0.067
1983	0.188	0.074	0.102
1984	0.195	0.055	0.092
1985	0.205	0.065	0.102
1986	0.160	0.067	0.097
1987	0.141	0.089	0.088
1988	0.115	0.072	0.084
1989	0.080	0.056	0.064
1990	0.128	0.044	0.077
1991	0.131	0.046	0.075
1992	0.065	0.067	0.068
1993	0.049	0.045	0.047
1994	0.074	0.052	0.059
1995	0.080	0.074	0.078
1996	0.052	0.044	0.049
1981~85년	0.144	0.061	0.083
1986~90년	0.125	0.066	0.082
1991~96년	0.075	0.055	0.063
전기간	0.112	0.060	0.075

주 : 1. 표본기업은 모두 285개 비금융법인이며 제시된 결과는 모두 단순평균된 것임.  
 2. 인플레이션 조정은 감가상각비, 재고비용의 시장가치를 반영하고 장기부채에 대한 자본이득을 자기자본비용에 추가하고 타인자본비용에서 차감한 것임.

본이득을 각각 자기자본 시장가치로 나누어 계산된 값이다.

감가상각비 조정의 효과가 陽(+)의 값을 보인다는 것은 이례적인 일이다. 감가상각비 시장가치는 인플레이션에 따른 고정자본의 가치 상승을 반영하여 감가상각비를 추정했기므로 인플레이션이 있을 때 이 값은 당연히 감가상각비 장부가치보다 더 커야 한다. 그럼에도 불구하고 오히려 감가상각비 장부가치가 더 크다는 것은 우리나라의 비금융법인이 감가상각비를 과다하게 계산하

여 왔음을 의미한다. 이는 감가상각비를 계산할 때 적용되는 법정감가상각률이 경제적 감가상각률을 훨씬 더 초과하기 때문에 가능한 일인데 이로 인해 비금융법인의 수익은 크게 과소평가되어 왔던 것이다.

반면에 재고비용 조정의 효과는 그렇게 크지 않은 것으로 나타났다. 이는 우

〈表 7〉 인플레이션 調整의 效果

구 분	감가상각비 조정	재고비용 조정	장기부채 자본이득 조정
1981	-0.0313	0.0010	0.0400
1982	-0.2473	0.0006	0.0024
1983	-0.0993	-0.0002	0.0191
1984	0.1131	0.0004	0.0320
1985	0.1019	0.0004	0.0211
1986	0.0781	-0.0006	0.0041
1987	0.0515	0.0001	0.0284
1988	0.0221	0.0000	0.0278
1989	0.0174	0.0000	0.0158
1990	0.0333	0.0005	0.0377
1991	0.0379	0.0004	0.0479
1992	0.0379	0.0001	0.0104
1993	0.0309	0.0001	0.0204
1994	0.0270	0.0002	0.0334
1995	0.0487	0.0003	0.0163
1996	0.0512	0.0004	0.0265
1981~85년	-0.0326	0.0004	0.0229
1986~90년	0.0405	0.0000	0.0228
1991~96년	0.0389	0.0002	0.0258
전기간	0.0171	0.0002	0.0240

주 : 1. 표본기업은 모두 285개 비금융법인이며 제시된 결과는 모두 단순평균된 것임.

2. 감가상각비 조정효과는 '(감가상각비 장부가치 - 감각상각비 시장가치)/자기자본 시장가치'이며, 재고비용 조정효과는 '재고비용 증가/자기자본 시장가치', 장기부채 자본이득 조정효과는 '장기부채 자본이득/자기자본 시장가치'임.

리나라 비금융법인이 첫째로 先入先出法과 後入先出法의 중간 방식에 의해 재고자산의 단가를 산정하여 왔고 둘째로 재고자산 회전율이 높은 편이었기 때문이다. 하지만 장기부채에 대한 자본이득의 효과는 대단히 큰 편이다. 이는 부채의 만기가 짧은 편임에도 불구하고 부채비율이 높아서 자기자본의 시장가치가 그만큼 작은 탓이다.

결국 감가상각비의 과다 계산을 제거하고 나면 1980년대 중반 이후 비금융법인의 이익주가비율은 평균 4% 정도 상승한다. 한편 장기부채에 대한 자본이득의 크기도 대단히 큰 편인데 이를 반영한다면 이익주가비율은 평균 2.4%나 상승하는 것으로 나타났다. 따라서 이를 모두 반영한다면 1991~96년의 기간 동안 이익주가비율은 평균 6.5%나 상승하여 같은 기간 동안 평균 7.5%에 이르는 것으로 나타났다.

## 2. 相互所有된 株式 및 土地의 效果

相互所有(cross holding)된 주식과 토지는 자기자본비용, 즉 利益株價比率이 과소평가되도록 하는 요인이다. 즉 토지와 주식에 대해 발생하는 자본이득은 손익계산서에 보고되지 않기 때문에 토지와 주식을 많이 보유하는 기업일수록 수익이 과소평가되므로 이익주가비율도 과소평가되게 마련이다. 따라서 토지와 주식을 제거하여 이익주가비율을 계산하면 그 값은 당연히 더 높아지게 된다.

토지와 주식을 제거하는 방법은 개별기업 이익주가비율의 분자에서 보유토지의 임대료수익과 보유주식의 배당수익을 차감하고 이익주가비율의 분모에서 토지와 주식의 시장가치를 차감하면 된다. <표 8>은 개별기업의 조정된 자기자본비용을 단순평균한 것이다. <표>에서 '인플레이션 조정'이란 인플레이션에 대해 조정하여 추정된 자기자본비용이며 '주식 조정'이란 인플레이션 조정된 자기자본비용에서 주식만을 제거하여 추정된 자기자본비용이고 '주식 및 토지 조정'이란 인플레이션 조정된 자기자본비용에서 주식과 토지를 제거하여 추정된 자기자본비용이다.

이 결과에 따르면 상호소유된 주식과 토지의 효과는 대단히 크다. 우선 1991~

96년의 기간 동안 인플레이션이 조정된 자기자본비용은 평균 7.5%였지만 상호소유된 주식을 제거하여 구한 자기자본비용은 평균 9%로 약 1.5%포인트가 더 높았다. 조정의 효과는 토지의 경우가 훨씬 더 큰 편이었는데 토지와 상호소유된 주식을 함께 제거하여 구한 자기자본비용은 1991~96년의 기간 동안 평균 13.6%로 상호소유된 주식만이 제거된 자기자본비용보다 무려 4.6%포인트나 더 높아졌다. 따라서 이 두 가지 요인의 효과를 모두 합치면 1991~96년 기간 동안 자기자본비

〈表 8〉 相互所有된 株式 및 土地 調整에 의한 自己資本費用

구 분	인플레이션 조정	주식 조정	주식 및 토지 조정
1981	0.083	0.083	0.093
1982	0.052	0.081	0.069
1983	0.188	0.185	0.199
1984	0.195	0.202	0.174
1985	0.205	0.230	0.252
1986	0.160	0.174	0.199
1987	0.141	0.172	0.159
1988	0.115	0.139	0.166
1989	0.080	0.090	0.107
1990	0.128	0.143	0.185
1991	0.131	0.149	0.210
1992	0.065	0.072	0.118
1993	0.049	0.062	0.094
1994	0.074	0.086	0.127
1995	0.080	0.098	0.177
1996	0.052	0.072	0.088
1981~85년	0.144	0.156	0.157
1986~90년	0.125	0.144	0.163
1991~96년	0.075	0.090	0.136
전기간	0.112	0.127	0.151

주 : 1. 표본기업은 모두 285개 비금융법인이며 제시된 결과는 모두 단순평균된 것임.

2. 인플레이션 조정이란 인플레이션에 대해 조정하여 추정된 자기자본비용이며 주식 조정이란 인플레이션 조정된 자기자본비용에서 주식만을 제거하여 추정된 자기자본비용이고 주식 및 토지 조정이란 인플레이션 조정된 자기자본비용에서 주식과 토지를 제거하여 추정된 자기자본비용임.

용은 7.5%에서 13.6%로 거의 두 배 가까이 증가하는 것으로 나타났다<sup>19)</sup>.

〈표 8〉에서 제시된 결과는 토지가격지수와 종합주가지수를 이용하였다는 것을 제외하면 철저하게 개별기업의 자료를 이용한 결과이다. 기존의 연구 중 Ando and Auerbach(1990)와 French and poterba(1991)는 總資料(aggregate data)를 이용하여 주식과 토지를 제거하는 방식을 이용하였다. 이들은 배당수익률 혹은 임대료수익률의 총자료, 비금융기업의 주식 시장가치 총액과 비금융기업이 보유하고 있는 주식 및 토지의 시장가치 총액을 이용하였다.

상호소유된 주식의 경우 총자료를 이용하는 방식은 상호소유된 주식의 경우 ( $E/P$ )를 이익주가비율,  $Equity$ 를 상호소유된 주식,  $Div$ 를 상호소유된 주식의 배당,  $d$ 를 배당수익률,  $f$ 를 자기자본 시장가치 대비 상호소유된 주식의 시장가치라 하면 상호소유된 주식을 제거하여 조정된 이익주가비율은

$$\left(\frac{E}{P}\right)^a = \frac{E - Div}{P - Equity} = \frac{E - dfP}{P - fP} = \frac{(E/P) - df}{1 - f} \quad (4)$$

가 된다. 따라서 비금융기업의 배당수익률 총자료와 비금융기업의 주식 시장가치 총액, 비금융기업이 보유하고 있는 주식 시장가치 총액을 알면 상호소유된 주식이 제거된 이익주가비율을 구할 수 있다.

이와 같이 총자료를 이용하여 상호소유된 주식을 제거한 자기자본비용의 추정 결과는 〈표 9〉에 제시되어 있다. 주식의 상호소유비율은 ‘자금순환’의 ‘금융자산/부채 잔액표’를 이용하여 계산한 것인데 이는 비금융기업이 보유한 주식 총액을 비금융기업의 발행주식 총액으로 나누어 계산된 것이다<sup>20)</sup>. 한편 배당수익률은 『경제통계연보』에 발표되는 가중평균 배당수익률을 이용하였다. 이 결과

19) Ando and Auerbach(1990)의 결과에 따르면 일본 비금융법인의 경우도 상호소유된 주식을 제거하였을 때 1970~88년의 기간 동안 1% 이상 이익주가비율이 상승하는 것으로 나타났다. 하지만 토지를 함께 제거하였을 때의 이익주가비율은 일본 비금융법인의 경우가 훨씬 더 상승하는 것으로 나타났다. 예를 들어 1988년 일본 비금융법인의 기본 조정된 이익주가비율은 4.6%였지만 주식과 토지를 제거하였을 때 이익주가비율은 최저 11.6%로 나타났다.

20) 이 비율은 일본의 비금융법인보다 현저하게 낮은 수치이다. Ando and Auerbach(1990)의 결과에 따르면 일본 비금융법인의 주식 상호소유비율은 1970~89년의 기간 동안 33~38%에 이르고 있다.

〈表 9〉 相互所有된 株式 調整에 의한 自己資本費用(총자료 이용의 경우)

구 분	주식의 상호소유비율	배당수익률	조정된 자기자본비용
1981	0.150	0.100	0.080
1982	0.205	0.082	0.044
1983	0.256	0.059	0.232
1984	0.274	0.042	0.252
1985	0.285	0.049	0.267
1986	0.297	0.035	0.212
1987	0.266	0.021	0.184
1988	0.215	0.014	0.143
1989	0.259	0.012	0.104
1990	0.230	0.015	0.161
1991	0.233	0.018	0.166
1992	0.227	0.019	0.078
1993	0.234	0.014	0.059
1994	0.218	0.012	0.091
1995	0.218	0.011	0.099
1996	0.232	0.015	0.063
1981~85년	0.234	0.066	0.175
1986~90년	0.253	0.019	0.161
1991~96년	0.227	0.015	0.093
전기간	0.237	0.032	0.140

주 : 1. 주식의 상호소유비율은 비금융기업이 보유한 주식의 총액을 비금융기업의 발행주식 총액으로 나눈 값이며 자료는 '자금순환'의 '금융자산/부채 잔액표'를 이용하였음.

2. 배당수익률은 배당금 총액을 주식 시장가치 총액으로 나눈 가중평균이며 자료는 '경제통계연보'를 이용하였음.

를 〈표 8〉과 비교하면 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

이상의 결과는 우리나라 비금융법인의 자기자본비용이 주식의 상호소유 및 토지 보유로 인한 효과를 감안할 때 일반적으로 알려져 있는 것보다는 현저히 높다는 것을 확인하여 주고 있다. 그럼에도 불구하고 이미 언급한 바와 같이 비금융법인이 보유하고 있는 토지가 기업활동과 무관한 것으로 볼 수는 없기 때문에 이 결과를 유효한 자기자본비용의 측정치로 활용하는 데에는 신중해야 할 것이다.

### 3. 所屬 企業集團의 效果

자본비용은 기업의 규모 혹은 소속된 기업집단에 따라 차이를 보일 수 있다. 특히 우리나라의 경우 소속 기업집단별 차이는 많은 주목을 받아 왔다. 하지만 기존의 연구결과에 따르면 일반적으로 이해되고 있는 바와는 다르게 30대 재벌의 자본비용이 기타 기업의 것보다 더 높게 나타나 해석에 어려움이 있었던 것이 사실이다. 이에 대해 본 논문의 결과는 소속집단별 자본비용의 차이를 훨씬 더 명확하게 보여 주고 있다.

〈表 10〉 企業集團別 自己資本費用

구 분	5대 재벌	6~30대 재벌	기 타
장부가치에 의한 자기자본비용			
1981~85년	0.055	0.037	0.085
1986~90년	0.034	0.028	0.051
1991~96년	0.003	-0.003	0.010
전기간	0.029	0.019	0.046
인플레이션 조정에 의한 자기자본비용			
1981~85년	0.077	0.100	0.170
1986~90년	0.089	0.117	0.132
1991~96년	0.071	0.076	0.075
전기간	0.079	0.096	0.122
주식 조정에 의한 자기자본비용			
1981~85년	0.115	0.175	0.204
1986~90년	0.092	0.133	0.163
1991~96년	0.129	0.130	0.099
전기간	0.113	0.145	0.152

주 : 1. 자료의 출처는 Kis-Fas 데이터베이스이며 표본기업은 285개 비금융법인임.  
 2. 기업집단의 분류기준은 〈표 1〉의 주 2를 참조할 것.

우선 <표 10>은 소속집단별 자기자본비용을 보여 주고 있는데 이에 따르면 인플레이션에 대해 조정하였을 때 5대 재벌의 자기자본비용은 6~30대 재벌과 기타 기업의 것보다 더 낮은 것으로 나타났다. 또한 소속집단별 타인자본비용을 보여 주는 <표 11>에 따르면 인플레이션에 대해 조정하였을 때 5대 재벌과 6~30대 재벌의 타인자본비용은 기타 기업의 것보다 현저하게 낮은 것으로 나타났다<sup>21)</sup>. 따라서 소속집단별로 자본비용을 비교하였을 때 5대 재벌의 것이 가장 낮으며 기타 기업의 자본비용이 가장 높음을 알 수 있다.

흥미로운 것은 자기자본비용을 상호소유된 주식에 대해 조정하였을 때 나타

<表 11> 企業集團別 他人資本費用

구 분	5대 재벌	6~30대 재벌	기 타
장부가치에 의한 타인자본비용			
1981~85년	0.056	0.064	0.058
1986~90년	0.066	0.061	0.080
1991~96년	0.062	0.064	0.083
전기간	0.062	0.063	0.074
인플레이션 조정에 의한 타인자본비용			
1981~85년	0.048	0.057	0.052
1986~90년	0.047	0.047	0.067
1991~96년	0.044	0.046	0.060
전기간	0.046	0.049	0.060

주 : 1. 자료의 출처는 Kis-Fas 데이터베이스이며 표본기업은 285개 비금융법인임.

2. 기업집단의 분류기준은 <표 1>의 주 2를 참조할 것.

21) 물론 1981~85년의 경우에는 기타 기업의 타인자본비용이 6~30대 재벌의 것보다 높은 것으로 나타났다. 하지만 이미 언급한 바와 같이 1980년 초반의 추정결과는 가정에 크게 의존하고 있기 때문에 이 결과가 어느 정도 신뢰할 수 있는 것인지를 판단하기는 힘들다. 따라서 본 논문에서는 적어도 1980년대 중반 이후의 추정결과를 중심으로 논의하고자 한다.

나는 결과이다. 1991~96년의 기간을 대상으로 하였을 때 상호소유된 주식을 제거하면 5대 재벌의 자기자본비용은 7.1%에서 12.9%로 무려 5.8%나 상승하였다. 이는 6~30대 재벌의 경우도 비슷하여 자기자본비용은 7.6%에서 13%로 5.4%나 상승하였지만 기타 기업의 경우 자기자본비용은 7.5%에서 9.9%로 2.2% 정도 상승하는 데 그쳤다. 상호소유된 주식의 제거 효과가 30대 재벌에서 더 크게 나타났다는 것은 이들이 그만큼 주식을 많이 보유하고 있다는 사실에 비추어 볼 때 당연한 것이지만 주목할 만한 것은 30대 재벌의 자기자본비용이 오히려 더 높아졌다는 점이다. 즉 상호소유된 주식을 제거하고 나면 기타 기업의 자기자본비용이 가장 낮으며 5대 재벌과 6~30대 재벌이 이들보다 더 높은 자본비용을 지불하고 있는 셈이다.

요약하면 인플레이션에 대해 조정된 자본비용을 기준으로 할 때 30대 재벌은 상대적으로 더 낮은 자기자본비용과 타인자본비용을 지불하여 왔으며 기타 기업은 상대적으로 더 높은 자기자본비용과 타인자본비용을 지불하여 왔다. 하지만 1990년대의 경우 상호소유된 주식을 제거하였을 때 30대 재벌은 상대적으로 더 높은 자기자본비용과 더 낮은 타인자본비용을 지불하여 왔으며 반면에 기타 기업은 상대적으로 더 낮은 자기자본비용과 더 높은 타인자본비용을 지불하여 왔다<sup>22)</sup>.

## V. 結 論

자본비용의 측정치는 여러 분야의 실증연구에서 광범위하게 활용되는 만큼 본 논문은 자본비용의 정확한 추정을 1차적인 목표로 삼았다. 따라서 가급적 개별기

22) 본 논문에서는 토지를 제거한 자본비용의 개념이 무의미하다고 판단했기 때문에 자본비용에 대한 토지의 효과를 기업집단별로 비교하지는 않는다. 참고로 표본기업을 대상으로 할 때 자산 대비 토지의 비율을 기업집단별로 비교하면 기타의 기업이 상대적으로 더 많은 토지를 보유하여 왔으며, 이 비율을 규모별로 비교하면 규모가 작은 기업일수록 토지보유가 더 많았다. 이는 '기업경영분석'의 자료와도 일치하는데 이에 따르면 중소기업의 토지보유비율이 대기업의 것보다 더 높았던 것이다. 이에 대한 자세한 것은 윤종인(1998)을 참조할 것.

업의 기초자료를 이용하였고 동시에 보다 상세하게 구분된 자료에 근거하였으며 추정과 관련된 기초통계도 최대한 개별 기업의 자료에 적합한 것을 수집·이용하였다. 아울러 우리나라의 경우 資産再評價와 같은 독특한 제도와 회계기준이 있기 때문에 이러한 특성을 고려하여 재무제표 각 항목의 시장가치를 추정하였다.

자본비용 추정의 결과로부터 기존의 연구가 설명할 수 없었던 몇 가지 문제를 해결할 수 있었다. 첫째로, 우리나라 비금융법인의 자기자본비용은 1990년대에 들어 낮아지기는 하였지만 타인자본비용보다는 항상 더 높았으며 평균 7.5% 수준을 꾸준히 유지하였다. 이와 같이 자기자본비용이 타인자본비용보다 더 높았다는 결과는 표본기업을 5대 재벌, 6~30대 재벌과 기타 기업으로 구분하더라도 마찬가지였다.

둘째로, 장부가치에 의한 자본비용과 비교할 때 실제의 자기자본비용은 더 높고 타인자본비용이 더 낮은 이유는 거의 대부분 감가상각비와 장기부채에 대한 자본이득 혹은 자본손실 때문이었다. 즉 경제적 감가상각을 훨씬 더 상회하는 감가상각비 산정으로 인해 자기자본의 수익은 훨씬 더 과소평가되었고 따라서 자기자본비용은 아주 낮은 것처럼 보였던 것이다. 또한 장기부채를 이용함으로써 자기자본의 제공자는 상당한 크기의 자본이득을 얻었으며 반면에 타인자본의 제공자는 동일한 크기의 자본손실을 겪어야 했는데 이로 인해 자기자본비용은 아주 낮고 타인자본비용은 높은 것처럼 보였던 것이다. 따라서 이들을 반영한다면 실제의 자기자본비용은 알려진 것보다 훨씬 더 높은 편이었으며 타인자본비용은 훨씬 더 낮은 편이었던 것이다.

셋째로, 인플레이션에 대해 조정된 자본비용을 기준으로 할 때 30대 재벌은 기타 기업에 비해 자기자본과 타인자본 모두에 대해 상대적으로 더 낮은 자본비용을 지불하여 왔다. 하지만 1990년대의 경우 상호소유된 주식을 제거하였을 때 결과는 뒤바뀌었는데 이 결과에 따르면 30대 재벌은 기타 기업에 비해 상대적으로 더 높은 자기자본비용을 지불하여 왔던 것으로 밝혀졌다. 따라서 1990년대에는 상호소유된 주식에 대해 조정된 자본비용을 기준으로 할 때 30대 재벌은 타인자본을 조달하는 데 우위가 있었던 셈이고 기타의 기업은 자기자본을 조달하는 데 우위가 있었던 셈이다.

## 參 考 文 獻

건설교통부, 『지가동향』, 각호.

김경수·김우택·박상수·장대홍, 『한국 상장기업을 위한 토빈 Q의 추정』, 한국  
금융연구원, 1995.

김성민, 「우리나라 기업의 자본비용 분석」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1991.  
7.

남주하·조장욱, 『한국 상장기업의 자본비용 추정과 국제비교』, 한국경제연구  
원, 1996.

윤종인, 「우리나라 기업의 자기자본수익률에 관한 연구」, 서울대학교 경제 학부  
박사학위논문, 1998.

증권거래소, 『증권시장』, 각호.

\_\_\_\_\_, 『KSE SMAT 데이터베이스』, 1996.

한국신용평가, 『Kis-Fas 데이터베이스』, 1998.

한국은행, 『기업경영분석』, 각호.

\_\_\_\_\_, 『조사통계월보』, 각호.

현진권, 『자산재평가제도의 평가와 개선방향』, 한국조세연구원, 1995.

\_\_\_\_\_, 『유형고정자산의 경제적 감가상각 추정』, 한국조세연구원, 1996.

Ando, Albert and Alan J. Auerbach, "The Corporate Costs of Capital in  
Japan and the U.S. : Recent Evidence and Further Results," John  
B. Shoven(ed.), *Government Policy towards Industry in the United  
States and Japan*, Cambridge University Press, 1988a.

\_\_\_\_\_, "The Cost of Capital in the United States and Japan : A Com-  
parison," *Journal of the Japanese and International Economies*,  
1988b.

\_\_\_\_\_, "The Cost of Capital In Japan : Recent Evidence and Further

- Results," *Journal of the Japanese and International Economies*, 1990.
- Auerbach, Alan J., "Taxation, Corporate Financial Policy and the Cost of Capital," *Journal of Economic Literature*, 1983.
- \_\_\_\_\_, "Taxation, Firm Financial Policy and the Cost of Capital: An Empirical Analysis," *Journal of Public Economics*, 1984.
- Auerbach, Alan J. and Kevin Hassett, "Investment, Tax Policy, and the Tax Reform Act of 1986," Joel Slemrod(ed.), *Do Taxes Matter?*, The MIT Press, 1990.
- Brainard, William C., John B. Shoven and Laurence Weiss, "The Financial Value of the Return to Capital," *Brookings Papers on Economic Activities*, 1980.
- Copeland, Thomas E., and J. Fred Weston, *Financial Theory and Corporate Policy*, Addison-Wesley Publishing Company, 1992.
- French, Kenneth R. and James M. Poterba, "Were Japanese Stock Prices Too High?," *Journal of Financial Economics*, 1991.
- Hulten, Charles R. and Frank C. Wykoff, "Economic Depreciation and the Taxation of Structures in the United States Manufacturing Industries: An Empirical Analysis," Usher Dan(ed.), *The Measure of Capital*, The University of Chicago Press, 1980.
- Jorgenson, Dale and Kun-Young Yun, *Tax Reform and the Cost of Capital*, Oxford University Press, 1991.
- Rhee, Changyong and Wooheon Rhee, "Fundamental Stock Price and Investment," Working paper 9407, Institute of Economic Research, Seoul National University, 1994.
- Salinger Michael A. and Lawrence H. Summers, "Tax Reform and Corporate Investment: A Microeconomic Simulation Study," Martin Feldstein(ed.), *Behavioral Simulation Methods in Tax Policy Anal-*

ysis, The University of Chicago Press, 1983.

Shoven, Jone B. and Jeremy I. Bulow, "Inflation Accounting and Nonfinancial Corporate Profits : Physical Assets," *Brookings Papers on Economic Activities*, 1975.

\_\_\_\_\_, "Inflation Accounting and Nonfinancial Corporate Profits : Financial a.Assets and Liabilities," *Brookings Papers on Economic Acitivities*. 1976.

# 通貨政策의 株價에 대한 效果分析

李 相 燮\*

## 要 約

기업의 투자를 조달하는 창구로서 주식시장의 중요성을 살펴볼 때, 통화정책의 충격이 주가에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하고 이해하는 것은 중요한 과제라고 할 수 있다. 그러나 지금까지 통화정책이 금리나 환율에 미치는 영향에 대한 분석은 많았으나 통화정책의 주식가격 효과에 대한 관심은 미미했다고 할 수 있다. 통화정책충격의 주가에 대한 영향을 분석하는 본 논문은 통화정책의 효과에 대한 이러한 연구의 괴리를 해소하려는 하나의 시도라고 볼 수 있다. 본 논문에서는 두 개의 구조적 VAR모형을 이용하여 통화정책의 충격을 식별한 후 식별된 통화정책충격이 주가에 어떠한 효과를 미치는지를 살펴보았으며 주식수익률과 인플레이션간의 상관관계에서 통화정책의 역할 또한 살펴보고 있다.

## I. 序 論

통화정책의 충격(monetary policy shock)이 여러 자산 특히 금융자산가격에 어떻게 영향을 미치는가를 파악하는 것은 통화정책의 파급경로에 대한 이해, 여러 경기변동이론들의 신빙성에 대한 검증, 그리고 궁극적으로는 보다 현

\* 본원 연구위원.

실적인 계량적 화폐거시경제모형의 개발 등 여러 차원에서 중요한 의미를 가지고 있다. 따라서 통화정책 충격에 따른 금융자산 특히 이자율과 환율의 반응은 이론적으로, 실증적으로 오랫동안 화폐이론의 중요한 분석대상이 되어왔다<sup>1)</sup>. 그러나 근래에 들어 균형거시모형의 발전과 보다 신뢰성 있는 실증분석 방법의 개발로 이 문제에 대한 새로운 시각과 증거가 발표되면서 이 분야에 대한 관심이 다시 고조되고 있다(이 분야에 대한 근래의 논문으로 이론분야는 Christiano and Eichenbaum (1995), Lucas (1990), Fuerst (1992); 실증부문은, Gali (1992), Gordon and Leeper (1994), Lastrapes and Selgin (1994), Pagan and Robertson (1995), Leeper, Sims and Zha (1996); 종합적인 서베이 논문으로 Christiano, Eichenbaum and Evans (1998) 참조). 본 논문에서는 통화정책의 충격이 실질 주식수익률에 어떠한 동태적 영향을 미치는가를 실증적으로 살펴보고 있다. 이자율과 환율에 대한 통화정책의 효과는 폭넓게 실증분석되어온 반면 통화정책의 주가에 대한 영향은 극히 최근까지 거시 화폐경제학자들의 관심에서 도외시되어 왔다<sup>2)</sup>. 이러한 무관심은 Tobin(1969)의 공헌에도 불구하고 화폐시장과 채권시장 위주로 거시경제모형을 개발해온 거시경제학의 전통에 기인한다고 볼 수 있다(이에 대한 논의로 Fischer and Merton(1984)를 참조). 그러나 기업투자와 소비 등에 있어서 주식시장의 중요성(e.g., Barro(1990), 신동석(1991))과 주식과 채권의 이질성을 고려할 때 통화정책의 충격이 주식시장에 어떻게 영향을 미치는가를 이해하는 것은 중요한 문제라 할 수 있으며 따라서 이에 대한 심도 있는 분석이 필

1) 이와는 다른 관점에서 통화정책의 수립에 있어서 자산가격의 유용성과 역할을 논의한 논문으로는 Smets (1997), Kennedy, Palerm, Pigott and Terribile (1998)이 있다.

2) 예상치 못한 통화공급의 충격이 주가에 어떠한 영향을 미치는가에 대한 논문은 다수가 있다(Rozeff(1974), Pearce and Roley(1983, 1985)). 그러나 대부분의 논문들은 통화공급의 충격에서 통화당국에 의해서 외생적으로 결정된 통화공급의 충격을 분리식별하지 않았기 때문에 그들의 결과가 외생적인 통화정책의 충격이 주가에 어떠한 영향을 미치는가에 대한 명확한 증거를 제공한다고 할 수 없다. 예외적으로 Thorbecke (1997)과 Petelis(1997)는 최근의 논문에서 외생적인 통화정책의 충격지표로서 자주 사용되는 federal funds rate(Bernanke and Blinder(1992), Bernanke and Milhov (1996)), non-borrowed reserve(Strongin 1992) 등을 이용하여 통화정책의 충격이 주식 수익률에 미치는 영향을 살펴보고 있다.

요하다 하겠다.

한편 최근 일련의 연구(e.g. Pagan and Robertson(1995))에서 강조되었듯이 통화정책의 효과 분석을 위해서는 적절한 식별제약조건을 통하여 외생적으로 결정된 통화정책의 충격을 올바르게 식별하고 측정하는 것이 무엇보다도 중요하다. 통화정책의 충격이 잘못 측정될 경우 이는 결론의 오류뿐만 아니라 비현실적인 파급형태를 유발할 수 있다. 본 논문에서는 장단기 식별조건을 각기 이용한 두 가지 종류의 구조적 VAR(Structural VAR)모형을 이용하여 외생적인 통화정책의 충격을 식별하고 이의 주가 및 주식수익률에 대한 동태적 파급효과를 살펴보고 있다.

실증분석에서 사용된 구조적 VAR모형을 통해 살펴볼 수 있는 또 하나의 중요한 사항은 주식수익률과 인플레이션의 상관관계에 있어서 통화당국에 의하여 외생적으로 유발된 통화공급 충격의 역할이다. 주식은 실물자산에 대한 소유권을 의미하므로 인플레이션 헤지로서의 역할을 한다는 기존의 통념과는 상반되게 제2차 세계대전 이후로 미국을 포함한 여러 국가에서 예상인플레이션(expected inflation)과 예상치 못한 인플레이션 모두가 실질주식수익률과 負(-)의 관계에 있음이 그 동안 여러 연구들(e.g., Fama and Schwert(1977), Fama (1981))에 의해서 밝혀져 왔다<sup>3)</sup>. 이에 대한 설명으로써 제시된 여러 가설들을 살펴볼 때 주식수익률과 인플레이션의 관계가 실물부문의 충격에 의해 형성될 경우 두 변수는 부(-)의 상관관계를 갖는다는 사실에 대해서는 여러 가설들이 의견을 같이하고 있지만 통화정책의 충격에 의해서 발생하는 주식수익률과 인플레이션과의 상관관계에 대해서는 이론에 따라 다른 결론을 내고 있다.

통화공급의 증가율이 正(+)의 자기상관관계를 가질 때 화폐를 포함한 균형 자산가격모형들에(monetary equilibrium asset pricing models)(e.g., Marshall(1992)) 의하면 통화공급의 충격은 주식수익률과 예상치 못한 인플레이션 간에 正(+)의 상관관계를 유발하는 반면 인플레이션 중립적이지 못한 조세체

3) Boudoukh and Richardson(1993)은 주식수익률과 인플레이션의 관계가 기간단위에 따라 다름을 보여주고 있다.

계(Feldstein(1980)), 투자가의 비합리성(Modigliani and Cohn(1979)), 상대 가격의 변화(Kaul and Seyhun(1990)) 등을 강조하는 설명들에서는 통화공급의 충격은 주식수익률과 예상치 못한 인플레이션간에 負(-)의 상관관계를 의미한다. 따라서 외생적인 통화공급의 충격이 주식수익률과 인플레이션간에 어떠한 상관관계를 유발시키냐는 사전적으로 명확하지 않은 실증적인 문제라고 하겠다. 본 논문은 통화정책 충격을 식별 분리하고 이의 주식수익률과 인플레이션에 대한 동태적 효과를 동시에 추적함으로써 주식수익률과 인플레이션간 상관관계에 있어서 통화공급 충격의 역할을 살펴보고 이에 관한 여러 가설들의 실증적 타당성을 검증해 보고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제2절에서는 통화정책의 충격이 주가에 영향을 미칠 수 있는 이론적 경로에 대해서 고찰해 보고 제3절에서는 본 논문에서 사용된 실증적 모형들을 제시하고 모형의 특성, 식별 및 추정에 관한 여러 문제에 대해서 논의하고 있다. 실증분석의 결과와 이에 대한 해석은 제4절에서, 마지막 절은 논문의 요약과 결론부분이다.

## II. 理論的 背景

통화정책의 충격이 실질주식수익률에 어떠한 영향을 미치는가에 대해서 몇 가지의 이론들이 존재한다. 먼저 팽창적인 통화정책의 충격은 미래의 예상인플레이션을 높인다. 이는 화폐로부터 주식과 같은 실물자산으로 자산구성의 대체를 유발시켜 주식의 예상실질수익률(expected real stock returns)을 하락시키는 반면 실현된 주식수익률(realized stock returns)은 증가시켜 인플레이션과 주식수익률간에 正(+)의 관계를 형성케 한다. 이것이 거시경제학에서 흔히 거론되는 'Mundell-Tobin' 효과이다<sup>4)</sup>. 한편 이와 같은 결과는 Stulz(1986), Marshall(1992)과 같은 화폐균형자산가격모형에서도 도출될 수 있다.

4) Mundell(1963)은 예상인플레이션 변화의 단기적 효과를 고려한 반면 Tobin은 장기적인 균형상태(steady-state)에서의 자본형성의 영향에 초점을 맞추고 있다.

통화정책의 충격과 실질주식수익률간에 정(+)의 관계를 유발할 수 있는 또 하나의 경로로서 유동성 효과를 들 수 있다<sup>5)</sup>. 유동성 효과를 유발하는 근본원인이 케인지안 모형에서와 같이 가격의 경직성이든지 또는 거래에 있어서 존재하는 여러 형태의 부분적 제약(limited-participation)이든지(e.g., Lucas(1990), Fuerst(1992), Christiano and Eichenbaum(1995)) 간에, 유동성 효과에 의한 실질이자율의 하락은 주가와 실질주식수익률의 증가를 초래한다.

통화정책의 충격으로 인한 예상인플레이션의 증가가 인플레이션의 왜곡적인 효과로 인하여 위의 견해들과는 반대로 주가를 하락시킬 수도 있다. Feldstein(1980)은 인플레이션 중립적이지 못한 재고가치와 감가상각 평가체제로 인하여 인플레이션의 증가는 기업의 세후 순익(after-tax earnings)을 줄이고 따라서 통화정책의 충격으로 인한 예상인플레이션의 증가는 주가를 하락시킨다는 이론을 제시하고 있다. 반면에 Modigliani and Cohn(1979)은 투자자들이 화폐환상(money illusion)으로 인하여 기업의 실질순익을 실질이자율이 아닌 명목이자율로 할인하고 따라서 예상인플레이션의 증가로 인한 명목이자율의 증가는 주가를 하락시킨다고 주장하고 있다.

인플레이션이 주식시장에 영향을 미칠 수 있는 또 하나의 경로로서 Friedman(1977)이 제시한 인플레이션과 인플레이션의 불확실성과의 관계(inflation-inflation uncertainty mechanism)를 통한 효과를 들 수 있다. 잘 알려진 바와 같이 인플레이션의 변동성은 인플레이션의 수준에 비례하는 경향이 있다. Friedman은 높은 인플레이션은 가격변동의 불확실성을 높이고 이는 가격 및 시장체계의 효율적인 자원배분기능을 저하시켜 생산활동을 저해한다는 주장을 펴고 있다. 이 경우 통화정책의 충격으로 인한 예상인플레이션의 증가는 미래 인플레이션에 대한 불확실성 및 예상 변동성을 높이고 이는 첫째로 예상미래생산활동의 감소와 둘째로 인플레이션 프리미엄의 증가로 인해 주가를 하락시킬 수 있다<sup>6)</sup>.

본절에서 논의된 사항을 간략히 요약해 보면 다음과 같다. 통화정책의 충격이 주가 및 주식수익률에 어떠한 영향을 미치는가에 대하여 몇 가지의 다른 이

5) 여기서 유동성 효과라 함은 논쟁의 소지가 더 큰 명목이자율이 아닌 실질이자율에의 효과를 의미한다.

론들이 존재한다. 먼저 Mundell-Tobin 효과나 유동성 효과와 같이 전통적인 거시모형을 기반으로 한 설명이나 보다 최근의 화폐균형자산가격모형들은 통화정책의 충격과 주식수익률간에 정(+)의 관계를 제시하고 있지만 조세체계, 시장의 불완전성, 투자가의 비합리적 사고 등을 고려한 가설들은 이들 변수간에 부(-)의 관계를 제시하고 있다. 따라서 통화정책의 충격이 주식수익률에 어떠한 영향을 미치는가는 이론적으로 볼 때 사전적으로 명확히 단정하기 힘든 실증적인 문제라고 하겠다. 다음 절에서는 위의 문제를 실증적으로 분석하기 위해 사용된 모형을 제시하고 이에 대한 간략한 설명을 하고자 한다.

### III. 實證模型과 模型의 識別(identification)

#### 1. 기본구조

다음에 주어진  $n$ -변수 VAR(Vector Autoregression)모형이 완전한 구조적 동태모형을 나타낸다고 가정하자:

$$A(L)X_t = \varepsilon_t \quad (1)$$

위의 식에서  $A(L) = A_0 + A_1L + \dots + A_pL^p$ 는  $n \times n$  時差多項式 行列,  $X_t$ 는 주식수익률을 포함하는  $n \times 1$  변수벡터,  $\varepsilon_t$ 는 자기시차상관관계가 0 이고  $E(\varepsilon\varepsilon') = \Omega = I_n$ 인 통화정책 충격을 포함하는  $n \times 1$  구조적 충격항(structural shock)들의 벡터이다.

위의 구조적 VAR 모형의 moving average(MA) 표현이 존재한다고 가정하면, VAR 모형의 MA 표현을 다음 식으로 나타낼 수 있다<sup>6)</sup>.

$$X_t = B(L)\varepsilon_t \quad (2)$$

6) 이와 관련된 실증연구로 Kaul and Seyhun(1990) 참조.

7) MA표현의 존재가 다음에서 필요한 충격반응함수(impulse response function)를 유도하는 데 있어서 필요조건은 아니다. 그러나 MA표현이 존재하게 되면 그것이 곧 충격반응함수가 된다.

$$B(L) = B_0 + B_1 L^1 + \dots = A(L)^{-1}$$

수식 (1)에  $A_0^{-1}$ 을 앞에서부터 곱하면, 구조적 VAR모형에서 축약형 VAR모형(reduced form VAR model)과 그것의 MA표현을 다음과 같이 구할 수 있다:

$$C(L)X_t = e_t, \quad X_t = D(L)e_t \tag{3}$$

여기서  $C(L) = I_n + C_1 L^1 + \dots + C_p L^p = A_0^{-1} A(L)$ ,  $e_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$ 는  $E(ee') = A_0^{-1} A_0^{-1'} = \Sigma$ 인  $n \times 1$  축약형 오차항(reduced form errors)들의 벡터, 그리고  $D(L) = C(L)^{-1} = I_n + D_1 L^1 + \dots = B(L) A_0$ .

구조적 충격항 벡터의  $\varepsilon_t$ 의  $j$ 번째 항목이 통화정책 충격이라 할 때  $x^i$ ( $X$  벡터의  $i$ 번째 항목)의 이에 대한 반응  $\frac{\partial x_{t+k}^i}{\partial \varepsilon_t^j} = B_k^{ij}$ ( $B_k^{ij}$ 는  $B_k$ 의  $(i, j)$ 번째 요소)로 주어진다.

주식수익률의 통화정책 충격에 대한 동태적 반응에 있어서 그 반응의 방향과 크기는 구조적 VAR모형의 모수,  $A(L)$ 과  $B(L)$ 에 달려 있다. 그러나 시계열 자료 자체만으로 추정할 수 있는 것은 축약형 VAR모형이다. 따라서 주식수익률의 통화정책 충격에 대한 동태적 반응을 정확히 분석하기 위해서는 시계열 자료로부터 얻어진 축약형 VAR모형으로부터 수식 (3)에서 주어진 관계를 이용하여 구조적 VAR모형을 추정하여야 한다. 즉 간단히 말해서 축약형 VAR모형으로부터  $A_0$ 를 식별하여야 한다. 그러나 수식 (3)에서 볼 수 있는 바와 같이 축약형의 오차항 ( $e_t$ )과 구조적 충격항 ( $\varepsilon_t$ )을 연결시켜 주는 함수관계 ( $A_0$ )는 유일하지가 않다. 따라서  $A_0$ 를 축약형 VAR로부터 유일하게 회복하기 위해서는 충분한 식별조건이 주어져야 한다. 공분산 행렬  $\Sigma$ 가  $\frac{n(n+1)}{2}$ 개의 독립적인 모먼트(moment)를 가지고 있으므로 구조적 VAR모형을 식별하기 위해서는  $A_0$ 와  $\Sigma$ 행렬에 충분한 제약조건을 부여하여 추정해야 할 모수가  $\frac{n(n+1)}{2}$ 보다 크지 않도록 해야 한다.

본 논문에서는 구조적 VAR모형을 식별하기 위하여 Bernanke(1986), Sims(1987), Shapiro and Watson(1988), Blanchard and Quah(1989) 등

에 의해 개발된 구조적 VAR방법론을 사용하였다. 첫 번째 모형에서는 통화정책 충격의 인플레이션에 관한 장기적 효과를 이용하여 모형 식별을 하고 있으며 두 번째 모형에서는 Gordon and Leeper(1994) 등의 방법론을 따라 적절한 제약을 구조적 모형의 초단기 반응계수(contemporaneous coefficients)에 가하여 통화정책의 충격을 식별하였다.

## 2. 모형 1

첫 번째 모형은 3변수 VAR모형으로 3변수는 다음과 같다.

$$X_t = [\Delta \pi_t, \Delta s_t, dp_t]'$$

여기서  $\Delta = (1-L)$ 은 1차 시차차분 연산자,  $\Delta s_t = \Delta \log(P_t^s + D_t) =$ 실질주식수익률,  $P_t^s = t$ 기말 실질주가지수,  $D_t = t$ 기말에 지불된 실질배당금,  $\pi_t = \Delta \log(P_t) =$ 인플레이션을, 그리고  $dp_t = \log(D_t) - \log(P_t^s) = d_t - P_t^s = \log(\text{배당금/주가})(\text{또는 } \log(\text{배당수익률}))$

$t$ 기간의 실질주식수익률을  $h_t = \log(P_t^s + D_t) - \log(P_{t-1}^s)$ 로 정의할 때  $t-1$ 기말에 예상치 못한 실질주식수익률의 충격(innovation)은 다음과 같이 주어진다.

$$\begin{aligned} h_t - E_{t-1}(h_t) &= \log(P_t^s + D_t) - E_{t-1} \log(P_t^s + D_t) \\ &= \Delta \log(P_t^s + D_t) - E_{t-1} \Delta \log(P_t^s + D_t) = \Delta s_t - E_{t-1}(\Delta s_t) \end{aligned}$$

위의 식에서  $E_{t-1}(\cdot)$ 는  $t-1$ 기말 정보를 이용한 조건부 기대치를 의미한다. 따라서 예상치 못한 실질주식수익률( $h_t$ )에의 충격은  $\Delta s_t$ 에의 충격과 동일하고 여러 충격에 의한  $\Delta s_t$ 의 반응은  $h_t$ 의 반응과 동일한 정보를 함유하고 있다. 따라서 본 분석에서  $\Delta s_t$ 를 실질주식수익률로 해석하는 데 큰 문제가 없으리라 사료된다.

$\Delta s_t$ 는 다음과 같이 log선형화를 시켜 표현할 수 있다.

$$\Delta s_t = \Delta \log(P_t^s + D_t) \approx \rho \Delta P_t^s + (1-\rho) \Delta d_t \quad (4)$$

여기서  $\rho$ 는 실질주가와 실질주가와 실질배당금 합간의 평균적 비율이다.

Taylor 1차 접근법(1st order Taylor approximation)을  $h_t = \log(P_t^s + D_t) - \log(P_{t-1}^s)$ 에 적용하면 Campbell and Shiller(1989)의 log-linear dividend ratio 모형을 도출하게 된다.

$$d_t - p_t^s \approx \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i [h_{t+1+i} - \Delta d_{t+1+i}] - \frac{k}{1-\rho} \quad (5)$$

위에서  $k$ 는  $\rho$ 의 비선형함수이다.

수식 (5)를 이용하여  $P_t^s$ 를 푼 다음 이의 1차 차분을 구하면 다음과 같다.

$$\Delta P_t^s \approx \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i [(1-\rho)\Delta d_{t+1+i} - \Delta h_{t+1+i}] \quad (6)$$

수식 (6)을 수식 (4)에 대입하면 다음 식을 얻게 된다.

$$\Delta s_t \approx \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i [(1-\rho)\Delta d_{t+i} - \rho\Delta h_{t+1+i}] \quad (7)$$

수식 (5)와 (7)로부터  $dp_t$ 와  $\Delta s_t$ 는 미래 실질주식배당 성장률 ( $\Delta d_{t+i}$ )과 실질주식수익률의 할인가치라는 것을 알 수 있다. 또한  $\log$  배당금( $d$ )의 1차 차분 변수와 실질주식수익률( $h$ )이 안정적(stationary)이면  $dp$ 와  $\Delta s$ 도 안정적임을 알 수 있다. 마지막으로 인플레이션을 1차차분 안정적(difference stationary)이라고 가정하면  $X_t = [\Delta \pi_t, \Delta s_t, dp_t]'$ 는 안정적 다변수 시계열로 모형화할 수 있다. 각 시계열에 대한 가정의 실증적인 증거는 다음 항에서 제시하도록 하겠다.

첫 번째 구조적 VAR모형에서는 인플레이션, 실질주식수익률, 그리고 배당수익률<sup>8)</sup>에 영향을 미치는 충격들로서 3종류의 근본적인 구조적 충격들을 가정하고 있다. 그중 첫 번째 충격은 인플레이션에 장기적인 영향을 미치는 충격(permanent inflation shock:  $\epsilon^p$ )으로서 본 분석에서는 장기적으로 볼 때 인플레이션은 언제 어디서나 화폐적 현상이고 통화당국의 통제하에 있다는 Friedman(1968)의 주장에 따라 이를 통화정책의 충격으로 해석한다. Friedman

8) 지금부터  $\log$ (배당금/주가지수)를 단순히 배당수익률로 칭한다.

의 견해에 의하면 통화당국의 정책기조의 변화만이 인플레이션에 장기적인 영향을 미치고 따라서 장기적 인플레이션 충격을 통화정책의 충격으로 해석할 수 있다<sup>9)</sup>. 한가지 유의할 점은 장기 인플레이션 충격의 실질배당금이나 실질주가에 대한 장기적 효과에 대해서는 제약을 하고 있지 않다는 점이다. 따라서 화폐의 초중립성(superneutrality)의 성립 여부는 데이터에 의해 결정되도록 되어 있다.

두 번째 충격은 인플레이션에는 장기적인 영향을 미치지 않으나 실질배당 및 주식가격에 장기적인 영향을 미치는 실질충격(real shock)으로서 본 분석에서는 이를 주식배당충격(permanent dividend shock :  $\epsilon^d$ )이라고 칭한다. 그러나 화폐의 초중립성이 가정되지 않았기 때문에 주식배당충격  $\epsilon^d$ 만이 주식배당 및 주식가격에 장기적인 영향을 미치는 충격이라고 사전적으로 단정할 수는 없다. 한편 주식배당충격에 보다 구체적인 거시경제 구조적인 해석을 내리지는 않았지만 거시경제가 주식시장에 의해 어느 정도 대표될 수 있다면 주식배당 충격은 장기적인 공급충격(permanent supply shock)과 같이 거시경제문헌에서 흔히 사용하는 장기생산충격(permanent output shock)으로 볼 수도 있을 것이다<sup>10)</sup>. 첫 번째 모형에서의 마지막 충격은 인플레이션과 주식배당 모두에 장기적 영향을 미치지 않는 충격으로서 편의상 이를 배당수익률충격(dividend yield shock :  $\epsilon^y$ )이라 칭한다.

첫 번째 모형의 구조를 수식으로 요약하면 다음과 같다.

$$A(L)X_t = A(L) \begin{bmatrix} \Delta \pi_t \\ \Delta s_t \\ dp_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \epsilon_t^p \\ \epsilon_t^d \\ \epsilon_t^y \end{bmatrix} \quad (8)$$

앞에서 설명한  $\epsilon_t^p$ ,  $\epsilon_t^d$ ,  $\epsilon_t^y$ 의 특성은 장기승수행렬(long-run multiplier matrix)  $B(1)$ 에 다음과 같은 0의 제약으로 나타낼 수 있다.

9) 이와 같은 방법으로 통화정책의 충격을 식별한 연구로 Roberts(1993), Bullard and Keating(1995)이 있다. 인플레이션에서 단위근 존재의 근본적인 원인에 대한 또 다른 견해로 Gali(1992)를 참조하라.

10) 규모의 경제(constant return to scale)의 생산기술을 사용하는 균형자산가격모형들에서 주식배당은 생산량의 선형함수이기 때문에 주식배당의 성장률과 생산량의 성장률은 같게 된다. 비생산 균형모형(endowed economy)에서는 배당과 생산량이 같게 된다.

$$B^{12}(1) = B^{13}(1) = 0 \text{ and } B^{23}(1) = 0 \quad (9)$$

위에서는  $B^{ij}(1)$ 은  $B(1)$  행렬의  $ij$ 번째 항목이다.

수식 (9)에서 첫 번째 두 제약조건은  $\epsilon^d, \epsilon^s$  모두가 인플레이션에 장기적으로 영향을 미치지 않는다는 제약을 나타낸 것이며 마지막 제약조건은  $\epsilon^s$ 가 실질배당과 주식가격에 장기적으로 영향을 미치지 않는다는 가정을 의미한다.

위의 3가지 장기제약조건과 공분산 행렬을 통한 모멘트 제약  $\Sigma = A_0^{-1} A_0^{-1'}$ 은 총 9개의 제약식을 제공하여 위의 구조적 VAR모형은 正識別(just-identified)이 되게 된다. 계산상으로  $A_0$ 는 다음과 같이 추정할 수 있다. 첫 번째 단계에서 축약형 VAR모형으로부터  $C(L)$ 과  $\Sigma$ 의 추정치를 얻은 후 이로부터 장기충격행렬  $D(1)$ 의 추정치  $\widehat{D}(1) = \widehat{D}(1)^{-1}$ 을 구한다. 공분산 행렬의 제약식으로부터 다음의 관계를 성립시킬 수 있다.

$$\widehat{D}(1)\Sigma\widehat{D}(1)' = \widehat{D}(1)\widehat{A}_0^{-1}\widehat{A}_0^{-1'}\widehat{D}(1)' = \widehat{B}(1)\widehat{B}(1)'$$

위의 관계식으로부터 Cholesky 분해법을 이용하여 수식 (9)에 주어진 장기제약조건을 만족시키는  $\widehat{B}(1)$ 을 구할 수 있으며  $\widehat{B}(1)$ 과  $\widehat{D}(1)$ 을 이용하여  $\widehat{A}_0$ 을 구할 수 있다(*i.e.*,  $\widehat{A}_0 = \widehat{B}^{-1}\widehat{D}(1)$ ).

### 3. 모형 2

두 번째의 구조적 VAR모형은 전통적인 거시경제모형 틀에 보다 충실한 구조로 형성되어 있다. 통화정책의 충격을 식별하기 위하여 이 모형에서는 Bernanke(1986), Blanchard and Watson(1986), Sims(1986) 등에 의해 처음 사용된 동기제약조건(contemporaneous restrictions)을 이용한 방식, 즉 충격이 발생한 기간중 변수간의 관계에 제약을 부과하는 방식을 사용하고 있다. 보다 구체적으로 본 분석에서 사용된 동기제약조건은 Gordon and Leeper (1994), Leeper(1995), Lee(1996)에서와 같이 전통적인 IS-LM 부분균형모형에 기초한 제외조건(exclusion restrictions)과 정책당국이 현재 진행되고 있

는 경제상황을 파악하는 데 걸리는 시차에 대한 적절한 가정에 근거하고 있다. 유사한 방법을 이용한 우리나라의 연구로는 안세일·오수남(1998)이 있다.

변수 벡터  $X$ 를 다음과 같이 정의한다.

$$X = [m, r, p, y, r^s, e]$$

여기서  $m = \log(\text{총통화})$ ,  $r = \text{풀금리}$ ,  $p = \log(\text{소비자 물가지수})$ ,  $y = \log(\text{산업생산지수})$ ,  $r^s = \text{명목주식수익률}$ ,  $e = \text{원/달러 환율}$ .

다음에 주어진 식은 두 번째 구조적 VAR모형을 현재의 충격만을 포함하는 형태로 표현한 것이다.

$$A_0 X_t = \begin{bmatrix} a_0^{11} & a_0^{12} & a_0^{13} & a_0^{14} & 0 & 0 \\ a_0^{21} & a_0^{22} & 0 & 0 & 0 & a_0^{26} \\ 0 & 0 & a_0^{33} & a_0^{34} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & a_0^{44} & 0 & 0 \\ a_0^{51} & a_0^{52} & a_0^{53} & a_0^{54} & a_0^{55} & 0 \\ a_0^{61} & a_0^{62} & a_0^{63} & a_0^{64} & a_0^{65} & a_0^{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} m \\ r \\ p \\ y \\ r^s \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \epsilon_t^1 \\ \epsilon_t^2 \\ \epsilon_t^3 \\ \epsilon_t^4 \\ \epsilon_t^5 \\ \epsilon_t^6 \end{bmatrix} \quad (10)$$

수식 (10)에서 첫 번째 식은 통상적인 화폐수요함수를 나타내고 있으며  $\epsilon^1$ 은 화폐 수요충격이다. 두 번째 식은 통화당국의 정책반응함수(policy reaction function)로서 화폐부문의 공급측면을 나타내고 있으며  $\epsilon^2$ 은 예상하지 못한 통화정책충격이다. 통화당국의 정책반응함수와 통화정책충격의 식별은 통화당국이 현재 진행되고 있는 경제상황을 파악하는 데 걸리는 시차에 대한 가정에 근거하고 있다.

중앙은행은 현재의 경제상황에 대한 여러 정보를 수집하고 이를 분석하여 통화정책을 조정한다. 그러나 금융시장과는 달리 실물 재화시장에 대한 정보는 수집하는 데 시간이 걸리므로 중앙은행이 산업생산지수나 물가지수와 같은 재화시장변수들에 발생한 충격에 대해 충격이 일어난 같은 기간에 정책적 대응을 할 수 없다고 가정하였다. 통화정책반응의 시차에 관한 위의 가정은 통화정책

반응식(두 번째 식)에서  $p$ 와  $y$ 의 계수를 0으로 제약한 것으로 나타난다.

반면에 중앙은행은 금융자산시장 변수들의 동향을 즉각적으로 파악할 수 있고 따라서 이들 변수들 특히 이자율과 환율의 움직임에 신속히 대응할 수 있다. 한편 주식가격도 미래에 대한 예측을 내포하는 경기선행지수로서 통화정책 수립을 위한 정보변수로서의 역할을 할 수 있지만 단기 주가변화에는 경제의 기초 여건과 관련이 없는 착란부분(noise)이 많으므로 통화당국이 주가 또는 주식수익률의 충격에 즉각적인 정책반응을 하지는 않는다고 가정하였다. 이와 같이 두 번째의 실증모형에서는 중앙은행의 정책반응함수를 구체적으로 명시함으로써 경제상황의 변화에 따른 내생적인 통화량의 변화와 외생적인 통화정책의 충격을 식별하였다.

세 번째와 네 번째의 수식은 재화시장을 요약하는 식들이다. 화폐 및 기타 금융자산시장 여건의 변화가 재화시장에 영향을 미치는 데는 시간이 소요되므로 재화시장이 아닌 다른 시장에서 발생한 충격이 당기에 재화시장에 영향을 미치지 못한다는 가정을 사용하였는데 본 분석에서와 같이 월간 자료를 사용할 경우 이 가정의 현실성은 더욱 크다고 할 수 있다. 다른 부문으로부터의 충격이 당기 내에(즉 1개월 이내) 재화시장에 영향을 미치지 않는다는 가정은 재화시장과 다른 부문간에 逐次的 구조(block recursive system)의 형성을 의미한다. 반면에 재화시장을 대표하는 두 식은 경제적 또는 제도적 논리로 이들을 식별하여 각 식에 경제적인 의미를 부여하는 대신 이들간에 단순한 축차적인 구조를 가정하였다. 그러나  $A_0$ 의 블록 축차적인 구조로 인하여 재화시장의 구조는 주식수익률의 통화정책충격에 대한 동태적 반응에 영향을 미치지 않는다.

수식 (10)에서 마지막 두 식은 금융시장(주식 및 외환시장)의 변수들과 다른 부문의 변수들간의 當期關係를 나타내고 있다. 수식 (10)에서 살펴볼 수 있는 바와 같이 금융자산변수들은 다른 부문 변수들의 충격에 즉각적인 반응을 보인다고 가정하였고 주식시장과 외환시장간에는 단순히 축차적인 구조를 가정하였다<sup>11)</sup>.

11) Gordon and Leeper(1994)는 금융시장변수들이 화폐시장의 충격에 즉각적인 반응을 보이지 않는다고 가정하였으나 Cushman and Zha(1997), Leeper(1995) 등은 이를 완화하고 있다.

$A_0$  행렬에 부과된 제외조건과 구조적 충격들의 공분산에 대한 제약(*i.e.*,  $\Omega = I$ )을 사용하면 변수들간의 당기간 관계를 정식별(just-identify)할 수 있다. 반면 변수들간의 시차관계는 아무런 제약을 가하지 않고 데이터에 의해 결정되도록 하였다. 그러므로 본 모형에서 사용된 식별제약들은 축약형 VAR의 계수행렬  $C(L)$ 에는 아무런 제약을 주지 않고 따라서 통상적인 최우도추정법(maximum likelihood estimation) (Leeper(1995)의 부록 참조)으로 추정 및 검증을 할 수 있다.

## IV. 實證分析의 結果

제3절에서 설명된 실증모형 중 첫 번째 모형은 1981년 1월에서 1997년 7월까지의 한국은행 월별통계자료를 이용하여 추정하였다. 주가는 월말 종합주가지수, 주식배당자료는 배당수익률을 이용하여 산정한 배당액, 물가자료로는 소비자 물가지수를 각각 사용했다. 두 번째 모형은 1985년 1월에서 1997년 7월까지의 한국은행 월별통계자료를 이용하여 추정하였다. 주가관련 시계열과 환율을 제외한 모든 시계열 자료는 X-11 ARIMA방법에 의해 계절 조정된 자료를 사용하였다.

### 1. 모형 1

#### 가. 예비분석결과

첫 번째 모형은 인플레이션과 실질배당액을 포함한 실질주식가격의  $\log$ 치(즉  $s$ )가 1차 차분 안정적(difference stationary)이고 이들간에 공적분(cointegration)의 관계가 없으며  $\log(\text{배당/주가})(dp)$ 가 안정적 시계열이라는 것을 전제하고 있다. 이들 제 가정들의 타당성을 검증하기 위하여 통상적인 단위근과 공적분 검정을 시도하였다.

단위근을 검정하기 위하여 통상적인 Dickey-Fuller(DF) 검정법을 사용하였고 보완적으로 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS) 검정법도 시도하

여 보았다.  $D-F$  augmented regression에서 시차항의 결정은 Ng and Perron(1995)의 연구결과를 따라 최대허용 시차항(18항)을 시작으로 마지막 시차항의  $t$ -검정 수치가 5%의 유의수준에서 유의할 때까지 축차적으로 시차항을 1차씩 줄이는 방법을 사용하였다<sup>12)13)</sup>.

〈표 1〉은  $D-F$  augmented regression에서 사용된 시차항의 수와 augmented regression으로부터 산출된  $D-F$  검정치(즉  $\tau_\mu$ 와  $\tau_c$ )를 각 변수별로 KPSS 검정치와 함께 보여주고 있다. 그 결과를 살펴보면 배당수익률( $dp$ )을 제외하고는 수식 (8)의 VAR모형이 함축하고 있는 각 시계열에 대한 가정과 일치함을 볼 수 있다. 먼저 인플레이션의 경우를 살펴보면 추세항의 모형에 관계없이 단위근이 존재한다는 귀무가설을 5%의 유의수준에서 기각할 수 없으나 KPSS 검정치에 의한 안정적 또는 추세 안정적(trend-stationary)이라는 귀무가설은 5%의 유의수준에서 기각되었다. 반면 인플레이션의 변화( $\Delta\pi$ )에 단위근이 존재한다는 귀무가설은 1%의 유의수준에서 기각되어 인플레이션이 I(1)변수임을 나타내고 있다. 이와 마찬가지로  $\log$ 를 취한 실질주식가격지수(배당 포함)도  $D-F$  검정치에 의한 단위근의 존재의 귀무가설은 10% 수준에서 기각할 수 없지만 KPSS 검정치에 의한 안정적이라는 귀무가설은 1%에서 기각하고 있다.

끝으로 첫 번째 모형은 배당수익률( $dp$ )이 안정적이라는 가정에 의존하고 있다. 그러나 배당수익률의  $D-F$  검정치( $\tau_\mu$ ) 값은  $-2.45$ 로 10%의 유의수준( $-2.57$ )에서 단위근의 존재를 기각할 수 없다. 그러나 보다 근본적인 차원에서 살펴볼 때 실질이자율과 실질배당금의 증가율은 안정적 시계열의 성격을 가지고 있고 주가에 합리적 거품(rational bubble)이 존재하지 않는다고 가정하면 수식 (5)에서 볼 수 있는 바와 같이 배당수익률도 안정적인 시계열이어야 한

12) Ng and Perron(1995)은 augmented regression에서 시차항이 지나치게 짧게 결정될 경우 단위근 검정에 상당한 사이즈의 왜곡이 있음을 보이고 Akaike나 Bayesian Information Criterion보다  $t$ - 또는  $F$ -검정치를 이용한 시차항의 결정이 검정의 사이즈 측면에서 일반적으로 더 정확하다는 연구결과를 보여주고 있다.

13) 단위근 검정에 있어서 각 시계열 자료가 허용하는 최대한의 기간을 사용하였다. 따라서 소비자 물가지수의 경우 단위근 검정에 사용된 자료기간(1968년 1월~1997년 7월)이 VAR모형의 추정에 사용된 자료기간보다 길다.

다<sup>14)</sup>. 이와 함께 단위근 검정이 일반적으로 효과가 없음을 고려하여 본 분석에서는 배당수익률을 안정적인 시계열로 가정하였다<sup>15)</sup>.

마지막으로  $\log(\text{실질주가})(s)$ 와 인플레이션간에 공적분 관계가 존재하는지를 Johansen 검정방법(Johansen and Juselius(1990), Johansen(1991))을 사용하여 살펴보았다. Johansen 공적분 검정의 적용에 있어서 다음 두 가지 문제에 대한 주의가 필요하다. 먼저 Johansen 검정치의 점근적 확률분포(asymptotic distribution)는 모형의 비확률적 부분(deterministic part)의 구조에 따라 달라진다. 따라서 Johansen 방법에 의한 공적분의 존재 유무는 비확률적 부분을 어떻게 올바르게 결정하느냐에 달려 있다 하겠다. 본 분석에서는 이러한 문제점을 고려하여 공적분 벡터의 수와 모형의 비확률적 부분을 동시에 검정하는 Johansen 원칙(Johansen(1992))을 적용하였다<sup>16)</sup>. 두 번째 문제로서 Johansen 검정치의 점근적 확률분포를 소규모 표본에서 그대로 적용하는 것은 적절치 않다<sup>17)</sup>. 점근적 분포를 이용한 Johansen 검정의 소규모 표본편차를 고려하기 위하여 여기서는 Reinsel and Ahn(1988)의 제안을 따라 검정치를  $(T-nk)/T$  ( $T$ 는 표본의 관측치수,  $k$ 는 VAR의 시차항수,  $n$ 은 변수의 수를 각각 의미함) 인수만큼 비례적으로 하향조정하였다.

14) Craine(1993)은 이 사실을 이용하여 합리적 거품의 존재 여부에 대한 검정을 시도하고 있다.

15) 배당수익률에 단위근이 존재하더라도 이것이 본 분석의 초점인 통화정책 충격이 주가 및 주식수익률에 어떠한 영향을 미치는가에 대해서는 커다란 영향을 미치지 않을 것이다.

16) 공적분 벡터의 수와 비확률 부분을 동시에 검정·결정하는 Johansen의 원칙(Johansen Principle)을 간략히 설명하면 다음과 같다. 비확률 부분에 대한 여러 가정 중 가장 제약적인 가정하에서 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 먼저 검정한 후 이를 기각하면 같은 귀무가설을 이번에는 그 다음으로 제약적인 비확률 부분에 대한 가정하에서 검정을 계속한다. 비확률적 부분에 대한 모든 가정하에서 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하면 이번에는 하나의 공적분 벡터가 존재한다는 귀무가설하에서 같은 절차에 따라 귀무가설이 기각되지 않을 때까지 계속적으로 검정을 실시한다. 보다 자세한 내용은 Johansen(1993)을 참조. 본 논문에서 Johansen의 원칙을 적용함에 있어서 주가와 인플레이션에 시간 추세향(time trend)이 포함된 경우와 포함되지 않은 두 경우를 고려하였다.

17) Cheung and Lai(1993)는 Monte Carlo 연구에서 점근적 분포를 이용한 Johansen의 공적분 검정이 규모가 작은 표본에서 (공적분 관계를 인정하는 방향으로) 편차를 가지고 있음을 밝히고 있다.

〈表 1〉 單位根 檢定結果

변 수	D-F test <sup>1)</sup>			KPSS test <sup>2)</sup>		
	시차항	$\tau_\mu$	$\tau_\gamma$	시차항	$\hat{\eta}_\mu$	$\hat{\eta}_\tau$
$\log p$	15	-2.60	-1.44	8	3.86**	1.05**
$\pi$	14	-2.50	-3.37	8	1.26*	0.15*
$\Delta\pi$	13	-7.59**	-7.59**	8	0.02	0.02
$s$	10	-1.71	-1.73	8	1.53**	0.37**
$\Delta s$	9	-2.63	-2.74	8	0.29	0.14
$dp$	1	-2.45	-2.36	8	1.87**	0.42**

주: 1) 3열과 4열에 있는 수치는 Dickey-Fuller의 augmented regression으로부터 얻어진  $\tau_\mu$ ,  $\tau_\gamma$  검정치의 수치이며 2열의 시차항은 마지막 시차항의  $t$ -검정치를 사용하여 결정된 augmented regression의 시차항의 수임.

2) 6열과 7열의 수치는 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin(KPSS)의  $\hat{\eta}_\mu$ ,  $\hat{\eta}_\tau$  검정치로서 5열의 시차항은 장기분산(long-run variance)의 추정치를 구할 때 사용된 시차항의 수를 의미함.

3) \*, \*\*는 각각 5%와 1%의 유의수준에서 기각함을 의미함.

실질주가와 인플레이션에 시간추세가 포함되지 않은 경우에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설에 대한 소규모 표본편차가 조정된 trace 와 maximum eigenvalue 검정치는 각각 17.41과 13.17로서 실질주식가격과 인플레이션간에 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 10%의 유의수준(trace:17.96, max. eigenvalue:13.78, Johansen and Juselius(1990))에서 기각할 수 없다<sup>18)</sup>. 이러한 결과는 첫 번째 VAR모형의 형태와 이에 대한 구조적 해석이 논리적으로 큰 문제가 없음을 보여주고 있다.

18) trace 검정치의 경우 대립가설은 공추세가(common trend)가 0, 즉 실질주가와 인플레이션이 모두 안정적이라는 것이며 maximum eigenvalue 검정치의 경우 대립가설은 하나의 공분산 관계가 존재한다는 것이다.

### 나. 충격반응함수(impulse response function)와 분산분해(variance decomposition)의 분석

예비분석의 결과를 바탕으로 축약형 VAR(수식 (8))을 12개의 시차항을 포함하여 추정하였다. DeSerres and Guay(1995)에 의한 연구결과에 따라 VAR 모형의 시차항은 Sims(1980)가 제안한 우도비 검정(likelihood ratio test)을 순차적으로 적용하여 결정하였다<sup>19)</sup>.

〈표 2〉와 〈그림 1〉은 각 구조적 충격들의 표준오차 충격(one standard error impulse)에 대한 인플레이션( $\pi$ ), log(실질주가)( $s$ ), 배당수익률( $dp$ )의 1개월에서 120개월에 걸친 충격반응을 보여주고 있다. 영구적인 통화정책충격( $\epsilon^p$ )의 표준오차충격은 同期에 실질주가를 1.95% 가량 증가시키고 있다. 통화정책충격의 실질주가에 대한 효과는 2년 정도 후에 최고치를 달한 뒤 서서히 장기수준으로 접근하는 것을 볼 수 있다. 통화정책충격이 실질주가에 미치는 장기적인 효과는 正(+)이나 장기적 효과의 통계적 유의성은 5년 정도가 지난 후 사라지는 것을 볼 수 있으며 따라서 위의 결과는 통화의 초중립성에 대한 증거를 제시하고 있다고 하겠다<sup>20)</sup>.

반면에 陽(+)의 부호를 갖는 영구적인 배당충격( $\epsilon^d$ )의 표준오차충격은 초기에 실질주식가격을 3.58% 정도 증가시킨 후 약간 하락하나 충격 2개월 후부터 그 효과가 서서히 증가하여 30개월 후 정도에 최고점에 도달한 뒤 장기수준으로 수렴하는 형태를 나타내고 있다. 위의 결과에서 나타난 실질주식가격의 배당충격에 대한 반응형태는 두 변수 VAR모형을 이용하여 Cochrane(1994)이 분석한 미국 주식시장에 있어서의 영구적인 주식배당충격에 대한 실질주식

19) DeSerres and Guay(1995)는 장기제약(long-run restrictions)을 사용하는 구조적 VAR에서 시차항을 지나치게 짧게 결정할 경우 충격반응함수와 분산분해에 심각한 편차를 초래할 수 있다는 사실을 밝히고 있다. 단위근 검정과 관련하여 Ng and Perron(1995)이 보여준 결과와 같이 그들의 Monte Carlo 분석결과도 정보에 근거한(information-based) 검정보다 F-검정이나 우도비 검정과 같은 순차적 검정방법(sequence-based test)으로 시차항을 결정하는 방법이 신뢰있는 결과를 초래함을 시사하고 있다.

20) 여기서 충격반응의 통계적 유의성은 Sims and Zha(1995, 각주 15)를 따라 표준오차를 +/- 한 구간(one standard error intervals)을 사용하여 판단하였다.

〈表 2〉 模型 1의 衝擊反應<sup>1)</sup>

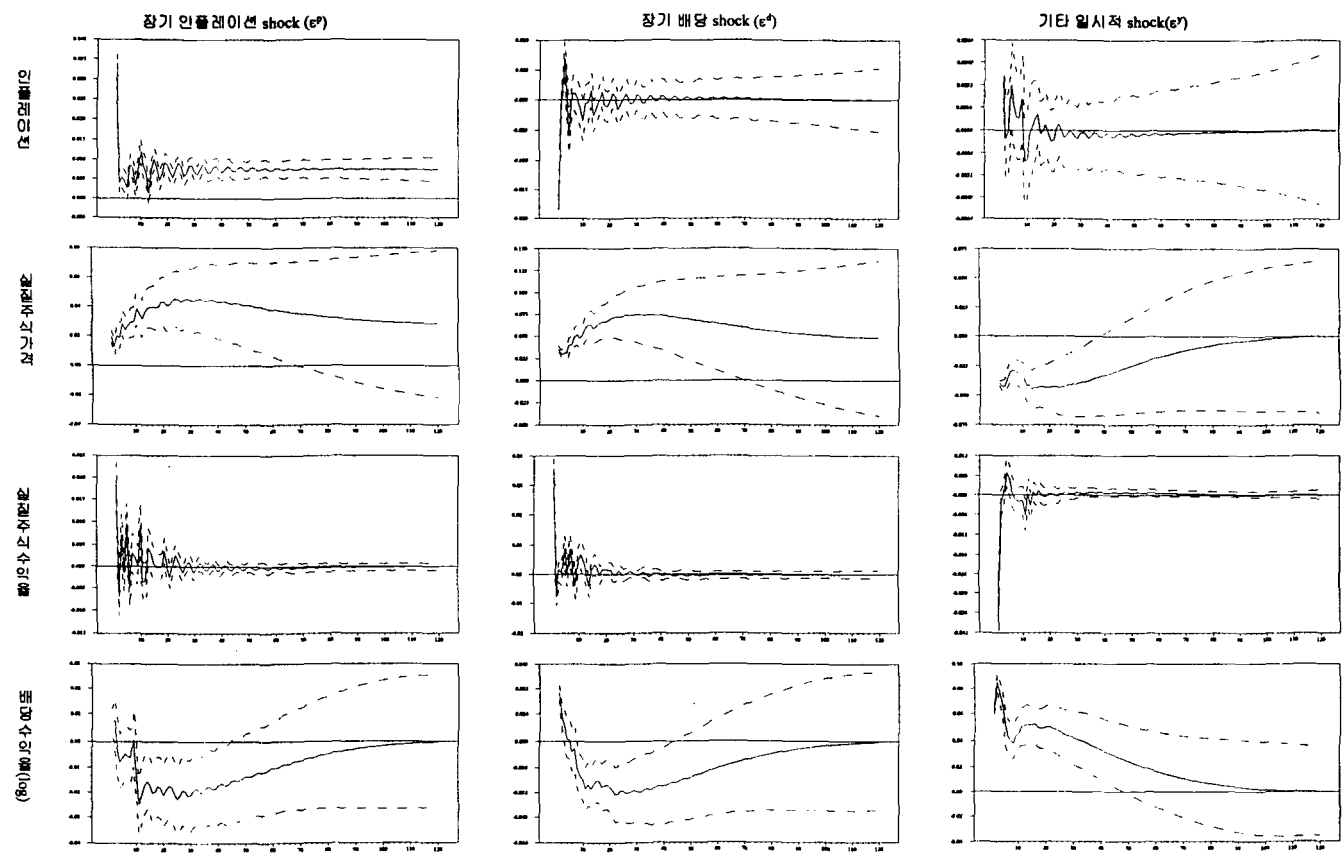
시 차 (개월)	인플레이션( $\pi$ )			log(실질-가)( $s$ )			log(배당/-가)( $dp$ )		
	$\epsilon_p$	$\epsilon_d$	$\epsilon_y$	$\epsilon_p$	$\epsilon_d$	$\epsilon_y$	$\epsilon_p$	$\epsilon_d$	$\epsilon_y$
1	3.4 (0.23)	-1.77 (0.1)	0.37 (0.02)	1.95 (0.40)	3.58 (0.33)	-3.94 (0.20)	0.68 (0.51)	2.95 (0.48)	6.29 (0.33)
3	0.55 (0.29)	0.69 (0.27)	0.01 (0.3)	1.98 (0.68)	3.06 (0.65)	-4.20 (0.62)	-0.17 (0.94)	0.85 (0.96)	7.65 (0.92)
6	0.86 (0.28)	0.11 (0.3)	0.09 (0.3)	2.37 (0.87)	3.99 (0.94)	-2.86 (0.92)	-0.46 (1.05)	-0.63 (1.17)	4.32 (1.19)
9	0.71 (0.29)	-0.12 (0.3)	-0.22 (0.3)	2.91 (1.05)	4.71 (1.25)	-3.35 (1.19)	0.07 (1.05)	-2.12 (1.34)	4.29 (1.27)
12	0.67 (0.31)	-0.05 (0.3)	0.02 (0.3)	3.16 (1.3)	6.26 (1.53)	-4.10 (1.52)	-2.1 (1.2)	-2.66 (1.39)	5.08 (1.47)
18	0.66 (0.24)	-0.08 (0.25)	-0.02 (0.21)	4.0 (1.6)	6.62 (2.07)	-4.30 (1.92)	-1.8 (1.2)	-2.77 (1.56)	4.87 (1.47)
24	0.9 (0.22)	-0.08 (0.25)	-0.05 (0.22)	4.51 (0.13)	7.22 (2.64)	-4.28 (2.40)	-2.05 (1.33)	-3.07 (1.83)	4.69 (1.76)
48	0.76 (0.21)	0.05 (0.3)	-0.03 (0.27)	4.16 (2.82)	6.99 (4.53)	-2.61 (3.94)	-1.52 (1.63)	-2.32 (2.68)	2.60 (2.58)
60	0.78 (0.21)	0.002 (0.33)	-0.03 (0.30)	3.81 (3.22)	6.38 (5.33)	-1.76 (4.6)	-1.02 (1.81)	-1.65 (3.01)	1.67 (2.94)
120	0.75 (0.32)	0.002 (0.54)	-0.002 (0.54)	2.80 (5.01)	4.81 (8.82)	0.02 (6.49)	-0.31 (2.58)	-0.50 (4.33)	-0.005 (3.50)

주 : 1) 충격반응은 구조적 충격(sturctural shock)들의 표준오차충격에 대한 각 변수들의 반응을 나타낸 것임. 충격반응 결과는 인플레이션과 log(실질주가)의 1차 차분변수들과 log(배당/주가)를 포함한 3변수, 12시차항으로 구성된 VAR모형에 근거한 것이다. 인플레이션의 반응은 원래의 반응에 1200을 곱하여 연간 %로 환원하였으며 log(실질주가)와 log(배당/주가)는 원래의 반응에 100을 곱하여 %로 환원한 값임.

2) 괄호 안에 제시된 수치는 Doan(1992)에 설명되어 있는 Monte Carlo simulation(1000번의 시행)을 통하여 구한 표준오차임.



[그림 1]



가격의 반응과 상당한 유사함을 보이고 있다. 마지막으로 주식가격의 배당수익률 충격에 대한 반응은 평균으로 회귀하는(mean-reversion) 형태를 보이고 있다. 그러나 평균으로의 회귀는 장기에 걸쳐 서서히 일어나는 것을 볼 수 있다. 표준오차 주식배당수익률 충격의 실질주식가격에 대한 負(-)의 효과는 40여 개월 정도까지 유의한 것으로 나타나고 있다<sup>21)</sup>.

〈表 3〉 預測 誤差의 分散分解 : 模型 1<sup>1)</sup>

시 차 (개월)	인플레이션( $\pi$ )			log(실질주가)( $s$ )			log(배당/주가)( $dp$ )		
	$\epsilon_p$	$\epsilon_d$	$\epsilon_y$	$\epsilon_p$	$\epsilon_d$	$\epsilon_y$	$\epsilon_p$	$\epsilon_d$	$\epsilon_y$
1	0.78	0.21	0.01	0.12	0.40	0.48	0.01	0.18	0.81
3	0.76	0.23	0.01	0.10	0.34	0.56	0.01	0.06	0.93
6	0.76	0.23	0.01	0.15	0.40	0.45	0.01	0.04	0.95
9	0.77	0.21	0.02	0.17	0.47	0.36	0.01	0.06	0.93
12	0.79	0.19	0.02	0.18	0.50	0.32	0.03	0.09	0.87
18	0.81	0.17	0.02	0.19	0.52	0.29	0.05	0.13	0.82
24	0.83	0.15	0.02	0.20	0.54	0.26	0.06	0.16	0.77
48	0.88	0.10	0.01	0.22	0.59	0.19	0.09	0.23	0.68
60	0.90	0.09	0.01	0.22	0.61	0.17	0.10	0.24	0.66
120	0.94	0.05	0.01	0.23	0.65	0.12	0.10	0.25	0.65

주: 1) 예측오차의 분산분해는 구조적 충격항들이 각 변수들의  $i$ 기 후 예측오차에 기여하는 정도를 측정하는 것임.

〈표 3〉은 각 변수들의 변동에 있어서 개별 구조적 충격들의 상대적 기여도를 알아보기 위하여 여러 구간에 걸쳐 구한 인플레이션, log 실질주식가격, 주식배당률 각각의 분산분해(variance decomposition)를 보여주고 있다. 분산분해는 특정예측구간에서 변수의 예측오차분산에 대한 각 충격의 기여도를 측정하는 하나의 척도이다. 〈표 3〉에 나타난 결과에 의하면 1개월과 3개월 후 실질주가 예측오차

21) Fama and French(1989), Cochrane(1994)은 주식배당수익률이 장기주식수익률을 설명하는 데 유의함을 보여주고 있다.

의 분산 중 배당수익률 충격이 차지하는 비중은 각각 48%, 56%로서 단기에 있어서 실질주가 변동의 가장 중요한 요인은 배당수익률 충격임을 보여주고 있으나 장기적인 주식배당 충격도 각각 40%, 34%를 설명함으로써 중요한 요인임을 알 수 있다. 반면에 장·단기 모두에 걸쳐 인플레이션은 통화정책충격에 의해, 배당수익률은 배당수익률충격에 의해 대부분이 설명되고 있음을 보여주고 있다.

또 한편으로 <표 4>는 각 예측구간에 있어서 실질주식수익률( $\Delta s$ )과 인플레이션간의 조건부 상관계수(conditional correlation)와 이를 각 구조적 충격별로 분해한 결과를 보여주고 있다. 통화정책충격에 의한 실질주식수익률과 인플레이션간의 조건부 상관계수는 다음 수식에 의해 주어진다.

$$\text{corr}_t^{ep}(\pi_{t+k}, \Delta s_{t+k}) = \frac{[\sum_{i=0}^{k-1} (\sum_{j=0}^i B_j^1) B_j^{21}]}{\sqrt{\sum_{i=0}^{k-1} \sum_{j=0}^i \{(B_j^1)^2 + (B_j^{12})^2 + (B_j^{13})^2\}} \sqrt{\sum_{i=0}^{k-1} \{(B_i^{21})^2 + (B_i^{22})^2 + (B_i^{23})^2\}}}$$

위에서  $B_i^{mn}$ 은 時差多項式 行列  $B(L)$ 의 (m,n)번째 요소에서  $L^i$  항의 계수이다. 다른 구조적 충격에 의한 실질주식수익률과 인플레이션간의 조건부 상관계수도 같은 방식으로 구해진다.

<표 4>에서는 주식수익률과 인플레이션의 상관관계는 이들의 상관관계를 유도하는 근본적인 원인이 무엇이나에 달려 있다는 것을 보여주고 있다. 통화정책충격은 인플레이션과 실질주식수익률간에 통계적으로 유의한 正(+)의 상관관계를 유도하고 있다. 반면에 장기적인 주식배당충격과 상대적으로 그 영향은 적지만 배당수익률충격에 의한 실질주식수익률과 인플레이션간의 상관관계는 陰(-)의 부호를 나타내고 있다. 한편 주식배당과 배당수익률 충격에 의한 陰의 상관관계가 통화정책충격으로 인한 陽의 상관관계보다 크므로 여타 선진국의 경우와 같이<sup>22)</sup> 전체적으로 실질주식수익률과 인플레이션간에 부(-)의 상

22) 주식수익률과 인플레이션의 관계에 대한 실증적 연구로는 Fama(1981), Kaul(1986, 1987), Boudoukh and Richardson (1992), Lee(1996, 1998) 등을 들 수 있다.

관관계가 존재함을 볼 수 있으나 실질주식수익률과 인플레이션간의 조건부 상관계수는 미국의 경우보다 그 절대값이 훨씬 낮음을 볼 수 있다(Lee(1996)<sup>23)</sup>).

통화정책충격과 공급충격에 의한다고 해석할 수 있는 장기적인 주식배당충격이 실질주식수익률과 인플레이션의 상관관계에 미치는 이러한 영향은 통화를 포함하는 일반균형자산가격모형(general equilibrium monetary asset pricing model) (e.g., Marshall(1992))과 Fama의 대리가설(proxy hypothesis)이 주장하는 바와 일치한다고 하겠다. 반면에 배당수익률 충격이 실질주식수익률과 인플레이션간에 부의 상관관계를 유도하는 경로는 명확한 구조적 해석을 내리기 힘들다고 하겠다. 이는 일시적인 공급측면의 충격이 배당수익률에 반대방향의 영향을 미치는 동시에 인플레이션과 실질주식수익률간에 負의 상관관계를 초래함으로써 발생하는 현상이라고도 해석할 수 있겠으나 또 한편으로 미래에 인플레이션이 상승할 것이라는 정보에 근거하여 중앙은행이 이를 상쇄하기 위해 금리를 올릴 것이라는 기대하에 주식가격이 陰의 반응을 보인 결과라고도 해석할 수 있을 것이다.

마지막으로 한 가지 주지할 만한 사실은 인플레이션 변동이 장·단기 모두에 걸쳐 통화정책의 충격에 의해 대부분 설명되고 있음에도 불구하고 실질주식수익률과 인플레이션간에 負의 상관관계가 존재한다는 것이다. 위에서 살펴본 바와 같이 실질주식수익률과 인플레이션간에 負의 상관관계가 주로 장기적인주식배당충격에 의해 발생되고 장기적인 주식배당충격을 장기적인 공급측면의 충격으로 해석할 경우 인플레이션의 변동이 주로 공급측면의 충격에 의해 설명됨을 의미하는 것으로 해석할 수도 있다<sup>24)</sup>. 그러나 위의 결과에서 볼 수 있는 바와

23) Lee(1996)는 유사한 모형을 이용하여 통화정책충격의 주식수익률에 미치는 영향을 미국의 자료를 이용하여 분석하고 있다. 분석의 결과에 의하면 미국에서 통화정책의 충격은 실질주식가격에 상당히 유의한 정(+ )의 효과를 가지며 통화정책충격에 의한 예상치 못한 인플레이션과 실질주식수익률은 정 또는 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다.

24) 그의 모형의 시뮬레이션을 통하여 Marshall(1992)은 명목충격(통화충격)은 주식수익률과 인플레이션에 같은 방향으로 영향을 미치는 반면 실질충격(real shock)은 두 변수간에 負의 상관관계를 유도한다는 것을 밝히고 따라서 데이터에서 발견되는 주식수익률과 인플레이션간에 負의 상관관계는 전통적 사고와는 달리 인플레이션의 변동이 실질충격에 의해 대부분 설명된다는 것을 의미함을 주장하고 있다.

같이 실질주식수익률과 인플레이션과의 상관관계가 인플레이션 변동에 있어서 각 충격들의 상대적 중요성을 평가할 수 있는 절대적인 기준을 제공하는 것은 아님을 알 수 있다<sup>25)</sup>.

〈表 4〉 條件附 相關關係의 分解: 模型 1<sup>1)</sup>

시 차 (개월)	$Corr_t(\pi_{t+i}, \Delta s_{t+i})$			$Corr(dp_{t+i}, \Delta s_{t+i})$		
	$\epsilon_p$	$\epsilon_d$	$\epsilon_y$	$\epsilon_p$	$\epsilon_d$	$\epsilon_y$
1	0.30 (0.06) <sup>2)</sup>	-0.29 (0.03)	-0.07 (0.01)	0.03 (0.02)	0.27 (0.04)	-0.63 (0.04)
3	0.29 (0.06)	-0.27 (0.03)	-0.06 (0.01)	0.01 (0.01)	0.12 (0.02)	-0.34 (0.05)
6	0.26 (0.05)	-0.27 (0.04)	-0.04 (0.02)	0.004 (0.02)	0.10 (0.02)	-0.19 (0.05)
9	0.26 (0.05)	-0.25 (0.04)	0.04 (0.02)	0.0005 (0.02)	0.09 (0.03)	-0.19 (0.05)
12	0.26 (0.05)	-0.23 (0.04)	-0.04 (0.02)	0.004 (0.02)	0.04 (0.03)	-0.19 (0.05)
18	0.25 (0.05)	-0.21 (0.04)	-0.03 (0.02)	-0.005 (0.02)	0.03 (0.04)	-0.16 (0.05)
24	0.24 (0.05)	-0.20 (0.04)	-0.03 (0.02)	-0.01 (0.02)	0.02 (0.04)	-0.13 (0.05)
48	0.19 (0.04)	-0.16 (0.04)	-0.03 (0.02)	-0.004 (0.02)	0.015 (0.05)	-0.08 (0.04)
60	0.17 (0.04)	-0.15 (0.04)	-0.03 (0.02)	-0.003 (0.02)	0.02 (0.05)	-0.07 (0.04)
120	0.12 (0.03)	-0.11 (0.05)	-0.02 (0.03)	-0.0005 (0.02)	0.02 (0.05)	-0.06 (0.03)

주: 1) 이 표에서는 주어진 조건부 공분산의 분해는 각 구조충격항에 의해 발생하는 인플레이션과 주식수익률, 주식수익률과 배당수익률과의 조건부 공분산임.

2) 괄호 안에 제시된 수치는 Doan(1992)에 설명되어 있는 Monte Carlo simulation(1000번의 시행)을 통하여 구한 표준오차임.

25) 유사한 맥락에서 Judd and Trehan(1995)은 물가와 생산과의 상관관계가 경기변동에 있어서 수요측면의 충격과 공급측면의 충격의 중요성을 평가하는 데 유용한 지표가 아님을 보여주고 있다.

## 2. 모형 2

〈표 5〉에 제시된 수치는 두 번째 모형에서 최우도 추정법에 의하여 추정된 초단기 반응행렬( $A_0$ , contemporaneous matrix)의 추정치와 그에 대한 표준오차이다. 전체적으로 추정된 當期關係는 적절한 것으로 보이며 거시경제의 전통적인 사고와 일치하고 있다. 추정된 화폐수요함수는 이자율과 생산지수에 대해 각각 陰과 陽의 탄성치를 보이고 있으나 생산지수에 대한 탄성치의 추정치는 부정확함을 보이고 있다. 반면에 중앙은행의 화폐공급은 이자율에는 正의 반응을, 원/달러 환율에는 負의 반응을 보이는 것으로 나타나 경기 역행적인 통화정책의 양상을 보여주고 있다. 한편 원/달러 환율도 여러 변수들에 대해 대체적으로 예상된 반응을 보이고 있지만 추정된 계수들의 표준오차를 고려할 때 계수들이 정확히 추정되지 못했음을 알 수 있으며 주식시장을 나타내는 수식의 추정에서도 마찬가지로의 결과를 보이고 있다.

〈表 5〉 模型 2에 있는 當期係數(contemporaneous coefficient)의 最尤度 推定值

화폐수요함수 :	0.08m	+1.19r	-0.04p	+0.01y		= $\epsilon_1$
	(0.85) <sup>1)</sup>	(0.50)	(0.028)	(0.015)		
화폐공급 :	-0.1m	+0.71r			-0.08e	= $\epsilon_2$
	(0.07)	(0.67)			(0.06)	
재화시장 :			0.33p	-0.006y		= $\epsilon_3$
			(0.02)	(0.01)		
재화시장 :				0.13y		= $\epsilon_4$
				(0.008)		
주식시장 :	0.0014m	+0.33r	+0.008p	+0.021y	+0.016r <sup>s</sup>	= $\epsilon_5$
	(0.014) <sup>1)</sup>	(0.13)	(0.03)	(0.01)	(0.001)	
외환시장 :	-0.078m	+0.18r	+0.01p	+0.03y	-0.001r <sup>s</sup>	+0.15e = $\epsilon_6$
	(0.04) <sup>1)</sup>	(0.6)	(0.03)	(0.01)	(0.002)	(0.04)

주 : 1) 표준오차.

〈표 6〉과 〈그림 2〉는 陰의 표준오차 통화정책(또는 통화공급)충격에 대한 제 변수들의 동태적 반응을 보여주고 있다<sup>26)</sup>. 통화정책충격에 대한 각 변수들의 반응은 통화정책의 효과에 대한 전통적인 사고와 크게 다르지 않음을 알 수 있다. 음의 통화정책충격은 콜금리를 증가시키는(유동성 효과) 반면 총통화, 원/달러환율, 그리고 실질주식수익률을 즉각적으로 감소시킨다. 긴축적인 통화정책충격에 의한 콜금리의 상승은 4개월 정도 지속되다가 그 이후로 금리변화의 통계적 유의성은 사라지고 있다. 실질주식수익률과 원/달러 환율에 대한 陰의 효과도 각각 4개월, 5개월 이후부터는 통계적 유의성이 없다.

한편 총통화는 초기충격으로 감소하나 3개월 이후부터 감소 폭이 급격히 줄어든 후 서서히 증가하여 충격 이전의 추세로 복귀하는 모습을 보여주고 있다. 긴축적인 통화정책의 충격은 생산지수와 물가에 음의 영향을 미치나 특히 생산에 대한 효과에 있어서 시차와 효과의 지속성이 상당히 짧음을 볼 수 있다. 이러한 경향은 긴축통화정책의 효과가 통상적인 금리의 상승을 통한 경로보다는 신용경로(credit channel)를 통한 운전자금의 가용성에 주로 영향을 미침으로써 경기에 영향을 미치는 결과로 해석해 볼 수도 있을 것이다. 한편 VAR을 이용한 통화정책의 효과분석에서 종종 볼 수 있는 가격의 이상반응(price puzzle)이 본 분석에서는 나타나고 있지 않음을 볼 수 있다.

26) 〈표 6〉에 제시되어 있는 표준오차는 Sims and Zha(1995)에 의해 개발된 Bayesian Monte Carlo 시뮬레이션(1000번의 시행) 방법을 사용하여 구한 표준오차로서 이 방법은 과다식별(over-identified)된 체계와 정식별(just-identified)된 체계에 모두 적용될 수 있다.

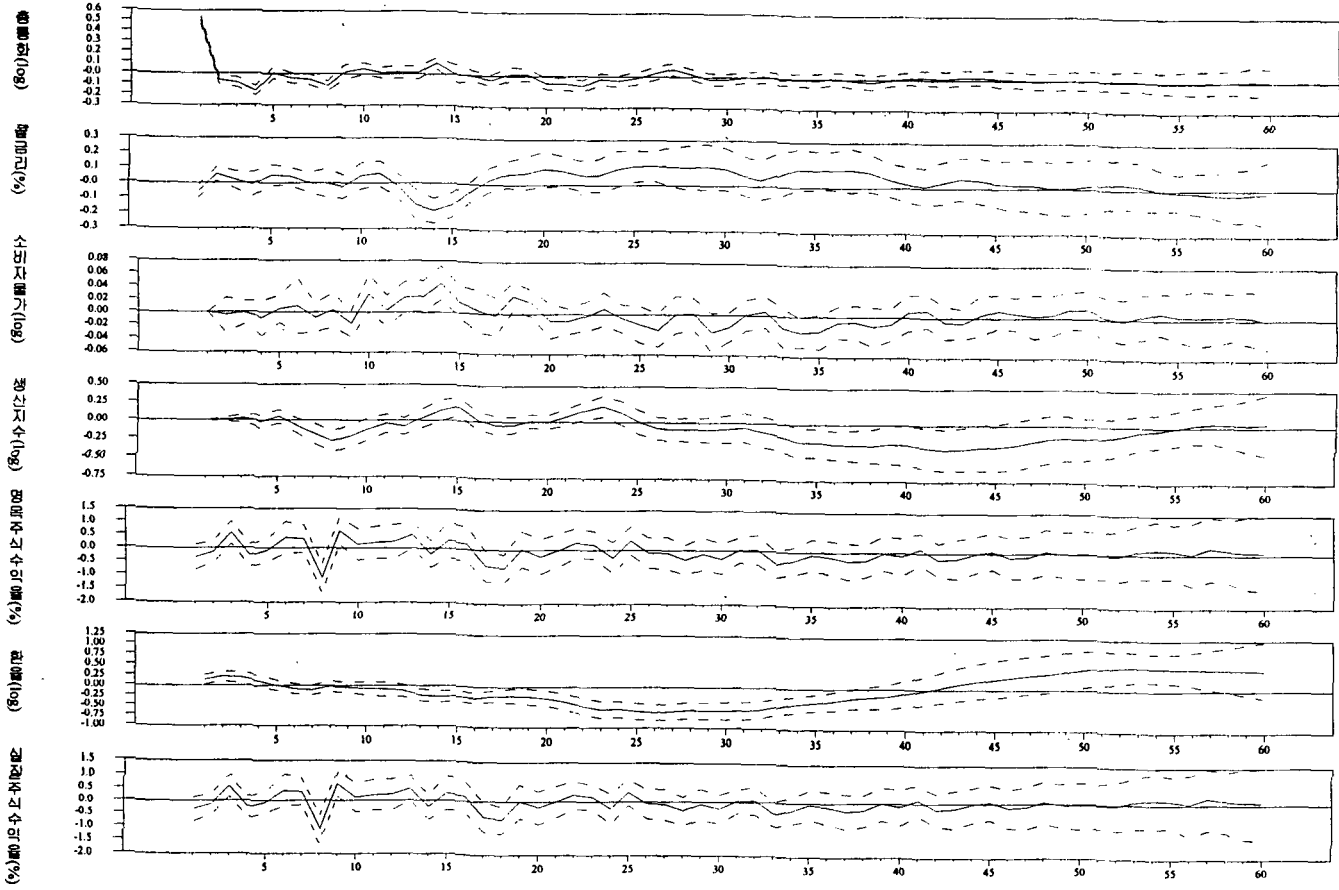
〈表 6〉 通貨政策의 衝擊反應: 模型 2<sup>1)</sup>

시차(개월)	$m$	$r$	$p$	$y$	$r^s - \pi$	$e$
1	-4.98 (1.07)	0.35 (0.11)	0.0 (0.0)	0.0 (0.0)	-6.74 (5.58)	-3.08 (1.06)
3	-4.40 (1.1)	0.16 (0.11)	-0.73 (0.33)	-1.15 (1.0)	-6.30 (6.14)	-3.68 (1.17)
6	-1.30 (1.30)	0.02 (0.11)	-0.49 (0.46)	0.28 (1.68)	-3.50 (5.79)	-0.25 (1.70)
9	0.43 (1.09)	0.03 (0.10)	-0.13 (0.57)	3.14 (1.75)	-11.18 (0.643)	1.25 (1.97)
12	-0.05 (1.18)	0.04 (0.11)	-0.52 (0.66)	0.40 (2.10)	-0.1 (6.37)	-0.12 (2.64)
18	-0.83 (1.15)	-0.07 (0.11)	-0.57 (0.80)	2.02 (1.83)	5.18 (6.43)	2.5 (3.03)
24	1.14 (1.17)	-0.05 (0.12)	-0.67 (0.95)	-0.14 (1.89)	2.06 (5.30)	5.12 (3.49)
48	-0.12 (1.48)	0.014 (0.12)	0.21 (1.08)	1.06 (2.84)	-1.39 (6.87)	-3.49 (4.56)
60	-0.51 (1.69)	0.05 (0.14)	-0.10 (1.28)	-0.20 (3.31)	-0.81 (10.73)	-4.11 (5.66)
120	-0.33 (9.43)	0.01 (0.99)	-0.15 (4.78)	-0.08 (31.58)	-0.59 (127.4)	-1.68 (19.56)

주: 1) 충격반응은 구조적 충격(structural shock)들의 표준오차충격에 대한 각 변수들의 반응을 나타낸 것임. 충격반응결과는 인수식 (10)에 있는 VAR 모형에서 10시차항을 포함하여 얻은 결과임. VAR에서 사용된 모든 변수들은 원래의 변수에 1200을 곱하여 연간 %로 환원된 수치임.

2) 괄호 안에 제시된 수치는 Sim and Zha (1995)에 의해 개발된 Bayesian Monte Carlo simulation(1000번의 시행)을 통하여 구한 표준오차임.

(그림 2)



〈표 7〉과 〈표 8〉은 생산지수와 실질주식수익률의 분산분해를 각 기간에 걸쳐 제시하고 있다. 생산지수의 변동은 장·단기 모두에 걸쳐 재화(실물)시장의 충격에 의하여 설명되나 화폐수요충격과 원/달러 환율의 충격도 중·장기에 있어서 생산지수 변동의 중요요인으로 작용하고 있다. 반면에 실질주식수익률의 변동 특히 초단기변동을 설명하는 데 있어서 거시경제변수의 유용성은 상당히 제한적임을 실질주식수익률의 분산분해에서 볼 수 있으나 예측구간이 길어짐에 따라 거시경제변수들의 중요성이 점차 증가함을 또한 볼 수 있다.

〈表 7〉 生産의 分散分解 : 模型 2

시 차 (개월)	화 폐 시 장		재 화 시 장		금 융 시 장	
	$m^d$ shk	$m^s$ shk	$p$ shk	$y$ shk	$r^s$ shk	$e$ shk
1	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0	0.0
3	0.001	0.01	0.02	0.97	0.00	0.003
6	0.04	0.03	0.04	0.87	0.000	0.02
9	0.05	0.07	0.08	0.77	0.01	0.03
12	0.07	0.07	0.08	0.75	0.01	0.03
24	0.14	0.07	0.10	0.63	0.01	0.05
48	0.20	0.09	0.14	0.43	0.02	0.12
60	0.24	0.08	0.14	0.39	0.03	0.11
120	0.25	0.09	0.14	0.38	0.04	0.11

〈表 8〉 實質株式收益率의 分散分解 : 模型 2

시 차 (개월)	화 폐 시 장		재 화 시 장		금 융 시 장	
	$m^d$ shk	$m^s$ shk	$p$ shk	$y$ shk	$r^s$ shk	$e$ shk
1	0.04	0.01	0.01	0.02	0.92	0.00
3	0.05	0.04	0.02	0.02	0.86	0.01
6	0.05	0.05	0.03	0.03	0.82	0.02
9	0.05	0.09	0.03	0.04	0.76	0.04
12	0.05	0.09	0.05	0.04	0.70	0.07
24	0.06	0.10	0.05	0.05	0.64	0.10
48	0.07	0.11	0.05	0.05	0.60	0.11
60	0.07	0.11	0.05	0.06	0.60	0.11
120	0.07	0.11	0.05	0.05	0.59	0.12

마지막으로 〈표 9〉는 실질주식수익률과 인플레이션과의 조건부 상관관계를 각 예측구간별로 제시하고 있다. 모형 1을 이용한 실증분석의 결과와는 달리 통화정책의 충격은 두 변수간에 약간의 負의 상관관계(-0.01~-0.03)를 유도하나 상관계수의 통계적 유의성은 없는 것으로 나타나고 있다. 그러나 한편 〈표 9〉의 결과는 실질주식수익률과 예상치 못한 인플레이션간에 존재하는 負의 상관관계의 주요원인은 화폐부분이 아닌 실물부분임을 보여주고 있어 주식수익률과 인플레이션간의 負의 상관관계는 실질충격에 의한다는 가설들을 뒷받침 해주고 있다.

〈表 9〉 實質株式收益率과 인플레이션의 條件附 相關關係分解: 模型 2

개 월	화 폐 시 장		재 화 시 장		금 융 시 장	
	$m^d$ shk	$m^s$ shk	$p$ shk	$y$ shk	$r^s$ shk	$e$ shk
1	0.0	0.0	-0.09	-0.01	0.0	0.0
3	-0.03	-0.03	-0.08	-0.02	-0.03	-0.01
6	-0.03	-0.02	-0.06	-0.02	-0.02	-0.01
9	-0.02	-0.02	-0.06	-0.02	-0.03	0.01
12	-0.02	-0.01	-0.03	-0.01	-0.02	0.03
24	-0.01	-0.01	-0.03	-0.01	-0.01	0.03
48	0.002	0.002	-0.02	-0.003	-0.01	0.03
60	0.003	0.003	-0.02	-0.01	-0.01	0.03
120	-0.0	0.002	-0.02	-0.01	-0.01	0.03

## V. 結 論

기업의 투자를 조달하는 창구로서 주식시장의 중요성을 살펴볼 때, 통화정책의 충격이 주가에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하고 이해하는 것은 중요한 과제라고 할 수 있다. 그러나 지금까지 통화정책이 금리나 환율에 미치는 영향에 대한 분석은 많았으나 통화정책의 주식가격 효과에 대한 관심은 미미했다고 할 수 있다. 통화정책충격의 주가에 대한 영향을 분석하는 본 논문은 통화정책의 효과에 대한 이러한 연구의 괴리를 해소하려는 하나의 시도라고 볼 수 있다.

통화정책충격에 대한 주가의 반응에 대해서는 여러 가설이 존재한다. 거시모형(전통적인 거시모형이나 여러 마찰요인들을 반영한 균형모형(equilibrium based models with friction)) 또는 화폐균형자산모형(equilibrium monetary

asset pricing models)에 근거한 설명들은 주가가 통화정책의 충격에 대해 陽(+ )의 반응을 보일 것을 주장하는 반면, 조세나 시장의 불완전성, 그리고 투자자의 비합리성에 근거한 가설들은 陰(-)의 반응을 예측하고 있다. 따라서 주가가 통화정책에 어떤 반응을 보일 것인가는 이론적으로는 의견의 일치가 이루어지지 않은 실증적인 문제라고 하겠다. 이를 실증적으로 살펴보기 위하여 본 논문은 두 개의 구조적 VAR모형을 이용하여 통화정책의 충격을 식별한 후 식별된 통화정책충격이 주가에 어떠한 효과를 미치는지를 살펴보았으며 주식수익률과 인플레이션간의 상관관계에서 통화정책의 역할 또한 살펴보고 있다. 통화정책의 주가에 대한 영향을 분석함에 있어서 최근의 연구(Lee(1996), Thorbecke(1997), Patelis(1997))와 예측하지 못한 통화공급(money supply)의 충격이 주식가격을 하락시킨다는 결과를 발견한 기존의 연구(e.g. Pearce and Roley(1983))의 상반된 결과는 구체적이고 적절한 식별조건의 부과를 통하여 중앙은행에 의해서 외생적으로 발생한 통화정책의 충격을 식별하는 것이 특히 중요함을 시사하고 있다.

본 연구에 의하면 팽창적인 통화정책의 충격은 실질주가를 증가시키나 그 효과는 일시적인 것으로 분석되었다. 또한 주식수익률과 인플레이션간의 상관관계는 그 상관관계를 초래하는 근본적인 원인에 따라 달라짐을 보이고 있다. 실질주식수익률과 인플레이션간에 존재하는 陰의 상관관계는 실물부분의 충격에 의한 것이며 통화정책의 충격에 의한 실질주식수익률과 인플레이션간의 조건부 상관계수는 陽이거나 또는 통계적으로 유의하지 않음을 분석결과는 제시하고 있다.

## 參 考 文 獻

- 신동영, 「주가변화와 경기 및 실물경제간의 관계」, 『금융연구』, 제5권 제1호, 1991, pp. 83~115.
- 안세일·오수남, 「정통적 통화정책 수행을 위한 금리활용방안」, 『경제분석』, 제4권 제1호, 1998, pp. 1~30.
- Barro, Robert, “The Stock Market and Investment,” *Review of Financial Study* 3, 1990, pp. 115~131.
- Bernanke, Ben, “Alternative Explanations of the Money-Income Causality,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 1986, pp. 49~100.
- Blanchard, Olivier and Danny Quah, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply Disturbances,” *American Economic Review*, 79, 1989, pp. 655~673.
- \_\_\_\_\_, and Mark Watson, “Are Business Cycles All Alike?,” Robert Gordon(ed.), *The American Business Cycle: Continuity and Change*, Chicago: NBER and University of Chicago Press, 1986.
- Boudoukh, Jacob and Matthew Richardson, “Stock Returns and Inflation: A Long Horizon Perspective,” *American Economic Review* 83, 1993, pp. 1346~1355.
- Bullard, James and John Keating, “Superneutrality in Postwar Economies,” *Journal of Monetary Economics*, 1996.
- Campbell, John Y. and Robert Shiller, “The Dividend Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors,” *Review of Financial Studies* 1, 1989, pp. 195~228.
- Cheung, Yin-Wong and Kon S. Lai, “Finite-Sample Sizes of Johansen’s

- Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 55, 1993, pp. 313~328.
- Choi, Sangmok, Bruce D. Smith and John H. Boyd, "Inflation, Financial Markets, and Capital Formulation," Working Paper 556, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1995.
- Christiano, Lawrence J. and Martin Eichenbaum, "Liquidity Effects, Monetary Policy, and the Business Cycle," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1995.
- \_\_\_\_\_, Charles Evans, "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and To What End?," *NBER Working Paper* # 6400, 1998.
- Cochrane, John H., "Permanent and Transitory Components of GNP and Stock Prices," *Quarterly Journal of Economics*, 1994, pp. 241~265.
- Craine, Roger, "Rational Bubbles: A Test," *Journal of Economic Dynamics and Control* 17, 1993, pp. 829~846.
- Cushman, David O. and Tao Zha, "Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy under Flexible Exchange Rates," Working Paper, Federal Reserve Bank of Atlanta, 1995.
- Deserres, Alain and Alain Guay, "Selection of the Truncation Lag in Structural VARs(or VECMs) with Long-Run Restrictions," Working Paper 95-9, Bank of Canada, 1995.
- Doan, Thomas A., *User's Manual, RATS version 4.2 VAR Econometrics*, Evanston, Illinois, 1995.
- Engle, Robert E. and Clive W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica* 55, March 1987, pp. 251~276.
- Fama, Eugene F., "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money,"

- American Economic Review* 71, 1981, pp. 545~565.
- \_\_\_\_\_, and Kenneth R. French, "Dividend Yields and Expected Stock Returns," *Journal of Financial Economics* 22, 1988, pp. 3~25.
- \_\_\_\_\_, "Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics* 25, 1989, pp. 23~49.
- \_\_\_\_\_, and G. William Schwert, "Asset Returns and Inflation," *Journal of Financial Economics* 5, 1977, pp. 115~146.
- Feldstein, Martin, "Inflation and the Stock Market," *American Economic Review* 70, 1980, pp. 837~847.
- Fischer, Stanley and Robert C. Merton, *Macroeconomics and Finance: The Role of Stock Market*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 21, 1984, pp. 57~108.
- Friedman, Milton, "The Role of Monetary Policy," *American Economic Review* 58, 1968, pp. 1~17.
- \_\_\_\_\_, "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment," *Journal of Political Economy* 85, 1977, pp. 451~472.
- Fuerst, Timothy, "Liquidity, Loanable Funds, and Real Activity," *Journal of Monetary Economics*, 1992, pp. 3~24.
- Gali, Jordi, "How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar US Data?," *Quarterly Journal of Economics*, 1992, pp. 709~738.
- Gordon, David B. and Eric M. Leeper, "The Dynamic Impacts of Monetary Policy: An Exercise in Tentative Identification," *Journal of Political Economy* 102, 1994, pp. 1228~1247.
- Hamilton, James D., *Time Series Analysis*, Princeton University press, 1994.
- Ibbotson Associates, *Stocks, Bonds, Bills, and Inflation: 1995 Yearbook*, Ibbotson Associates, Chicago, 1995.
- Johansen, Soren, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregression Models," *Econometrica*

- 59, 1991, pp. 1551~1580.
- \_\_\_\_\_, "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 1992, pp. 383~397.
- \_\_\_\_\_, and Katarina Juselius, "Hypothesis Testing for Cointegration Vectors with an Application to the Demand for Money in Denmark and Finland," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 1990, pp. 169~210.
- Judd, John P. and Bharat Trehan, "The Cyclical Behavior of Prices : Interpreting the Evidence," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 27, No. 3, pp. 789~797.
- Kaul, Gautam and H. Nejat Seyhun, "Relative Price Variability, Real Shocks, and the Stock Market," *Journal of Finance* 45, 1990, pp. 479~496.
- Kennedy, Mike, Angel Palerm, Charles Pigott, and Flavia Terribile, "Asset Prices and Monetary Policy," *OECD Economics Dept Working Papers* No. 188, 1998.
- Lastrapes, William D. and George Selgin, "The Liquidity Effect: Identifying Short-Run Interest Rate Dynamics Using Log-Run Restrictions," *Journal of Macroeconomics* 17, 1994, pp. 387~404.
- Lee, Bong-Soo, "The Responses of Stock Prices to Permanent and Temporary Shocks to Dividends," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, 1995, pp. 1~21.
- Lee, Sang-Sub, "Stock Returns and Inflation Correlation: Evidence from Structural VAR Model," Working Paper, University of South Florida, 1998.
- \_\_\_\_\_, "The Effects of Monetary Policy Shocks on Stock Returns," Working Paper, University of South Florida, 1996.

- Leeper, Eric C., "Reducing Our Ignorance about Monetary Policy Effects," *Economic Review* 80, No. 4, Federal Reserve Bank of Atlanta, 1995, pp. 1~38.
- \_\_\_\_\_, Sims and R. Zha, "What Does Monetary Policy Do?," *Brooking Papers on Economic Activity* 2, 1996, pp. 1~63.
- Lucas, Robert E. Jr., "Liquidity and Interest Rates," *Journal of Economic Theory*, 50, 1990, pp. 237~264.
- Marshall, David, "Inflation and Asset Returns in a Monetary Economy," *Journal of Finance*, 1992, pp. 1315~1342.
- Modigliani, Franco, and Richard A. Cohn, "Inflation and the Stock Market," *Financial Analyst Journal* 35, 1979, pp. 24~44.
- Mundell, Robert A., "Inflation and Real Interest," *Journal of Political Economy* 71, 1963, pp. 280~283.
- Ng, Serena and Pierre Perron, "Unit Root Tests in ARMA Models with Data Dependent Methods for the Selection on the Truncation Lag," *Journal of American Statistical Assoc.*, Vol. 90, No. 429, 1995, pp. 268~281.
- Pagan, Adrian R. and John C. Robertson, "Structural Models of the Liquidity Effect," Working Paper, 1995.
- Patelis, Alex D., "Stock Return Predictability and the Role of Monetary Policy," *Journal of Finance*, Vol. 52. No. 5, December 1997.
- Pearce, Douglas K. and V. Vance Roley, "Reaction of Stock Prices to Unanticipated Change in Money: A Note," *Journal of Finance* 38, 1983, pp. 1323~1333.
- \_\_\_\_\_, "Stock Prices and Economic News," *Journal of Business*, 58, 1985, pp. 49~67.
- Reinsel, Gregory C. and Sung K. Ahn, "Asymptotic Distribution of the Likelihood Ratio Test for Cointegration in the Nonstationary Vec-

- tor AR Model," Working Paper, University of Wisconsin, 1988.
- Roberts, John M., "The Sources of Business Cycles: A Monetarist Interpretation," *International Economic Review*, 34, 1993, pp. 923~934.
- Rozeff, Michael, "Money and Stock Prices," *Journal of Financial Economics*, 1, 1974, pp. 245~302.
- Shapiro, Matthew and Mark Watson, "Sources of Business Cycle Fluctuations," *NBER Macroeconomic Annual*, 1988.
- Sims, Christopher., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48, 1980, pp. 1~46.
- \_\_\_\_\_, "Are Policy Models Usable for Policy Analysis?," *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Winter 1986, pp. 2~16.
- \_\_\_\_\_, and Tao Zha, "Error Bands for Impulse Responses," Working Paper 95-6, Federal Reserve Bank of Atlanta, 1995.
- Smets, Frank, "Financial Asset Prices and Monetary Policy: Theory and Evidence," BIS Working Papers No. 47, 1997.
- Stulz, Rene, "Asset Pricing and Expected Inflation," *Journal of Finance*, 41, 1986, pp. 209~223.
- Thorbecke, Willem, "On Stock Market Returns and Monetary Policy," *Journal of Finance* 52, 1997, pp. 635~654.
- Tobin, James, "Money and Economic Growth," *Econometrica*, 33, 1995, pp. 671~684.
- \_\_\_\_\_, "A General Equilibrium Approach to Monetary Policy," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1, 1969, pp. 15~29.

# 우리나라 家計資産의 蓄積過程에서의 遺産의 役割과 行態 分析

裴垞皓\*·金珍洙\*\*

## 要 約

본 논문에서는 우리나라의 가계자산에서 접하는 移轉資産과 生涯貯蓄資産의 비율을 파악함으로써 우리나라 가계의 저축과 유산행동이 라이프사이클 모형(life-cycle model)과 왕조 모형(dynasty model)의 어느 유형에 유사한지를 짐작해 보려고 한다. 1996년의 대우패널 조사자료를 이용하여 실증분석한 결과에 의하면 우리나라의 가계자산에서 접하는 移轉資産의 비율은 최소 11.6%, 최고 45.6%에 달할 것으로 추정되었다.

이같은 결과는 우리 경제의 자본축적 역사가 일천하며 기존의 자본축적도 기업과 정부 부문 위주로 이루어져 가계 부문의 富의 축적이 충분하지 못한 것을 반영한 것으로 해석될 수 있다. 또한 이 결과는 우리 경제가 왕조 모형보다 라이프사이클 모형이 더 잘 들어맞는 경제라는 추론을 가능하게 한다.

## I. 序 論

본 논문에서 분석하려는 사항은 다음의 세 가지이다. 첫째, 우리나라의 가계자산에서 접하는 移轉資産과 生涯貯蓄資産의 비율을 파악하는 작업이다. 여기서 이전

\* 한신대 국제사회학부 교수.

\*\* 본원 연구위원.

자산은 상속과 증여를 통해 부모·형제로부터 물려받은 자산을 가리키며, 생애저축 자산은 수입 중 당대에 저축하여 모은 자산을 지칭한다. 이같은 분석을 통해 우리는 우리나라 가계의 저축과 유산행동이 라이프사이클 모형(life-cycle model)과 왕조 모형(dynasty model)의 어느 유형에 유사한지를 짐작해 볼 수 있다.

라이프사이클 모형이라 함은 젊어서 일을 해서 번 돈 중에서 일부를 노후에 대비하여 저축하였다가 은퇴한 다음 이를 조금씩 지출하면서 생활해가는 부의 축적과 붕괴방식을 말한다. 라이프사이클 모형은 Modigliani와 Brumberg (1954) 등에 의해 제시된 후 의도적으로 남기지 않는 유산과 교환동기(exchange motive), 전략적 유산동기(strategic bequest motive) 등을 포함하는 모형으로 발전해가고 있다. 한편 왕조 모형은 부모가 의도적으로 生前 증여나 유산상속을 통해 자기 가문의 부의 축적과 이전이 지속적으로 이루어지도록 하는 방식을 가리킨다. 이같은 행위가 가능한 것은 부모가 자신의 생애중의 소비와 여가에 만족을 느낄 뿐 아니라 대대로 이어지는 자손들의 소비와 여가로부터도 만족을 얻는다고 가정하기 때문이다. 왕조 모형은 Barro(1974) 등에 의해 제시된 이후 주요국에서 실증분석이 활발하게 행해지고 있으며 비순수이타주의 모형 등으로 분화해가면서 발전하고 있다.

둘째, 가계를 소득계층별로 구분하여 富의 분포를 살펴 보고 상속이 계층간의 資産不平等에 미치는 영향의 정도를 파악하는 작업이다.

셋째, 상속경험자를 대상으로 상속자산의 분배결정 요인과 분배방식, 앞으로 상속을 준비하고 있는 이들의 상속에 대한 자세, 그리고 상속경험의 유무에 따른 가구별 소비특성을 분석하는 작업이다.

미국에서는 가계자산 중 얼마만큼이 상속과 증여에 의한 자산이고 또 가계의 당대 저축자산인지를 분석해 보려는 시도가 많았다. 대부분은 이같은 분석을 통해 두 모형 중 어느 쪽이 미국의 가계경제를 보다 잘 설명할 수 있는지를 실증해 보려는 시도였다. 대표적인 연구결과는 아주 다른 분석결과를 제시하고 있는데 Modigliani(1988)는 가계자산에서 접하는 移轉資産이 20%, 생애저축 자산이 80% 정도라고 단정하는 데 비해 Kotlikoff와 Summers(1981)는 같은 비율이 80%와 20% 정도라고 정반대의 결론을 내리고 있다. 이같은 차이는

분석방법상의 몇 가지 차이점에 기인하는데 가장 큰 차이는 상속, 증여 등으로 이전받은 자산의 증식분을 Kotlikoff와 Summers가 이전자산으로 구분한 데 비해 Modigliani는 생애저축자산으로 구분했다는 점이다. 이 후 진행된 연구에서는 양자의 다른 결론이 가정과 분석방법상의 차이에 기인하고 있는 점을 감안하여 다른 접근방법을 시도하는 연구가 많다. 이 중 주목할 연구로 소비행태, 특히 식료품의 소비행태를 집중분석하여 가족간 이타동기에 입각한 왕조모형의 성립을 부정하는 Altonji(1992), Hayashi(1995) 등이 있다.

이 같은 이론분석과 실증분석이 의미를 지니는 것은 한 나라의 가계경제가 왕조모형에 유사하면 정부가 공적연금 등의 사회보장정책과 조세와 공채 등의 재원조달정책을 써서 世代間的 부담을 조정하면서 소비진작이나 저축증대 정책을 시행하더라도 소기의 효과가 나타나지 않을 가능성이 있기 때문이다. 가계 내에서 소득을 이전받는 계층인 부모세대가 부담을 안게 될 자녀세대에 증여나 상속을 통해 재산을 넘겨줌으로써 정부가 노리는 정책 효과가 무효화될 수 있기 때문이다.

본 논문에서는 가계자산에서 접하는 상속, 증여에 의한 자산의 규모가 최소 11.6%, 최고 45.6%에 달할 것으로 추정하였다. 최소라 함은 상속, 증여 자산의 가치를 현재가치로 환산한 값만 고려하고 상속, 증여 후 이들 자산의 운영에서 얻어질 수 있는 수익을 자산의 가치에 포함시키지 않은 값이다. 최고라 함은 상속, 증여 자산의 현재가치에 상속, 증여 후 얻어질 이들 자산의 운영수익까지를 포함시킨 값이다. 이 값들을 위에서 논의한 두 그룹의 주장에 비추어 보면 최소치는 Modigliani 방식에 입각한 것이고 최고치는 Kotlikoff와 Summers 방식에 의한 것이라고 할 수 있다.

이상의 결과에서 우리는 우리나라의 경우 가계자산에서 이전자산이 차지하는 비율이 미국 등 선진국에 비해 낮은 수준이며 가계경제가 라이프사이클 모형에 가까운 형태라고 유추해 볼 수 있다. 따라서 세대간 부담의 차별화가 수반되는 일련의 정부 정책이 무효화될 여지는 그만큼 낮다고 볼 수 있을 것이다.

라이프사이클 모형이라 하더라도 몇 가지 변종이 관측되고 있다. 가령 순수 라이프사이클 모형에서는 사망시까지 저축을 모두 써버리고 유산을 남기지 않지만 위험회피적인 대부분의 사람들은 長壽에 대비하여 조금 더 저축해두므로 사망시

점에 따라 크고 작은 유산을 남긴다. 장수 리스크 외에 질병 리스크, 노후 고독 등에 직면할 가능성이 있는 부모들은 저축을 늘려 자녀들로부터 유사시 뒷바라지, 위로 방문 등 각종 도움을 받고자 한다. 이같은 동기에서 행해지는 가계 내의 자산이전을 설명하는 이론들로는 가족내 암묵적인 年金 契約(intra-family implicit annuity contract), 교환동기, 전략적 유산동기 등이 있다. 대우패널조사에서 드러난 설문조사 결과는 이같은 유형의 상속행동이 현재의 우리 사회에서 관찰되고 있으며 앞으로 더 일반화할 수 있음을 암시하고 있다.

본 논문에서는 홍영립(1997)이 사용한 대우패널조사 자료를 사용하여 보다 체계적인 분석을 시도함으로써 그와 꽤 다른 분석결과가 얻어짐을 보이고, 그가 시도하지 않은 상속경험의 유무에 따른 가구별 소비특성과 전체 분석결과가 지니는 경제적 함의에 대한 검토를 추가하고 있다. 논의의 순서는 II절에서 기존 연구를 살펴 보고, III절에서 이용자료를 설명하며, IV절에서 우리나라 가계 자산의 축적과 世代間 移轉資產의 역할을 분석한다. V절에서는 우리나라 가계의 移轉資產과 富의 분포를 정리하고, VI절에서 우리나라 가계의 상속·증여 행태를 분석하며, VII절에서 결론을 정리한다.

## II. 既存 研究

우리가 분석하려는 주제와 관련한 국내의 既存 研究로 홍영립(1997)을 들 수 있다. 그는 상속과 증여(이하 줄여 상속으로 표기함) 자산의 규모와 상속경험이 있는 가구를 대상으로 한 상속행태, 그리고 상속준비여부에 따른 가구특성을 분석하고 있다. 주된 결론의 하나로 전체 가계자산 중 상속에 의한 자산이 접하는 비중이 25%라고 제시하고 있는데, 아쉽게도 학술논문으로서 필수적이라고 할 수 있는 자료의 가공처리와 이후 분석과정에 사용한 가정 및 몇 가지 필수적인 정보를 제시하지 않고 있다. 따라서 분석결과가 어느 정도의 신뢰성을 지니고 있는지를 가늠해 보기 어렵게 되어 있다. 또 분석결과에서 유추해 볼 수 있는 경제적 함의의 도출에도 별다른 관심을 보이지 않고 있다.

배희선(1998)은 상속행동에 관한 설문조사를 통해 우리 사회에서 행해지는 상속행동의 다양한 유형과 실태, 그리고 그 배경에 대해 나름대로 유용한 정보를 제공하고 있다. 다만 조사대상 표본의 설정이 체계적이지 못하고 표본수가 적어 표본의 대표성이 약하며 우리의 분석작업과는 목표와 방법론 측면에서 관련도가 낮다.

미국을 대상으로 하는 분석은 수없이 많지만 대표적인 것이 앞에서 얘기한 두 연구이다. Modigliani와 Brumberg(1954) 이후 비교적 설득력있게 받아들여져 오던 라이프사이클 가설을 부정한 것이 Kotlikoff와 Summers(1981)의 연구였다. 그들은 미국의 전체 富 중 상속에 의한 世代間 移轉資産의 역할이 절대적으로 크다고 주장하였다. 인구, 노동소득, 소비, 세금, 자산이전 등에 관한 미국의 역사적 데이터를 사용하여 연령에 따른 소득과 소비의 변화치를 추정하고, 여기에 利率를 적용하여 일생 동안 富를 얼마나 축적할 것인가를 추정하였다. 이 값이 전체 부와 일치할 때는 세대간 부의 이전이 없는 것으로, 두 값이 차이가 날 때는 그 값의 차이를 세대간에 이전된 부로 간주하였다. 이렇게 하여 계산한 상속에 의한 富가 전체 부에서 차지하는 비율은 적게는 45%, 많게는 80%에 달한다고 결론지었다.

이에 대해 Modigliani(1988)는 富의 축적에 있어서 생애저축자산의 역할이 훨씬 더 크다고 주장하였다. 그는 이 분야의 연구를 연구방법에 따라 세 가지로 나누었다. 첫째가 현재의 富 중에서 유산에 의한 富가 차지하는 비중을 직접 설문조사하는 방법, 둘째는 유산의 변화치를 추정하는 방법, 셋째는 평생의 저축과 富를 추정하여 이전된 富를 계산하는 방법이다. 그는 각 방법에 의해 추정된 기존의 연구결과를 조사하는 한편 여러 요인을 감안하여 Kotlikoff와 Summers의 연구를 다시 추정함으로써 유산 및 증여에 의한 이전자산이 전체 富에서 차지하는 비율이 20%를 넘지 않는다는 결론을 얻었다.

Blinder(1988)에 따르면 이러한 상반된 연구결과는 주로 가계형성연령, 은퇴연령, 사망연령, 연령에 따른 소득 및 소비의 변화, 소비와 투자로써의 내구재의 정의 등에 대한 가정의 차이에서 오지만, 가장 큰 차이는 상속자산의 운영수익을 전자는 상속자산으로 간주하는 데 비해 후자는 생애저축자산으로 간주한다는 점이다.

Barthold와 Ito(1992)는 日本을 대상으로 가계 富의 적어도 30~40%와 토지의 40~60%가 세대간 移轉資産에 의해 형성된 것이라고 결론지었다. 이러한 결과는 일본 전체 부의 45%가 세대간 移轉資産에 의해 형성된 것이라는 Tachibanaki와 Takata(1992)의 연구결과와 비슷하다.

Kessler와 Masson(1989)의 기존연구 조사에 의하면 영국의 경우 遺産이나 증여에 의한 富가 영국 전체 부에서 차지하는 비중은 적게는 22%에서 많게는 35%에 달하며, 캐나다의 경우는 이 비율이 적게는 35%에서 많게는 53%에 달한다는 것이다.

각국을 대상으로 행해진 이 분야의 연구를 종합해 보면 Tachibanaki(1994)의 주장대로 나라마다 차이는 있지만 대체로 遺産이 총 富에서 차지하는 비율은 30%에서 60% 사이에 있는 것으로 결론내릴 수 있다. 이는 Kotlikoff와 Summers(1981)의 결과와 Modigliani(1988)의 결과의 중간값으로서 富의 축적에 있어서 상속 또는 증여에 의한 世代間 移轉資産의 역할과 생애저축자산의 역할 중 그 어느 것도 무시될 수 없다는 것을 의미한다.

### III. 利用資料

本 論文이 이용한 자료는 大宇經濟研究所가 조사하여 공표하는 대우패널의 제 4차 한국가구패널조사(KHPS)의 기초자료이다. 이 자료는 1996년의 1년간 해당 가구와 개인들의 관련 정보를 면접원이 직접 질문하여 기록하는 형태로 작성되었다. 이 조사는 1993년부터 시작되었으므로 1996년은 4차년도에 해당한다. 조사 첫해인 1993년의 調査標本은 4,547가구, 18세 이상 성인 10,460명으로 구성되어 있었으나, 해가 거듭됨에 따라 일부 표본이 탈락하고 신규 표본이 진입하여 1996년의 조사표본은 2,833가구, 6,729명이었다. 이는 1995년과 비교해서 333가구, 810명이 탈락하고 69가구, 100명이 신규로 들어온 것이다.

조사된 표본 중 가구주가 응답을 안한 가구(53가구, 개인 68명)와 급여구성 항목에서 기본급과 고정상여금을 '모르겠음'으로 응답한 가구(36가구, 개인 81

명)는 分析對象에서 제외했다.

個人所得은 근로자의 경우 세금포함 월평균 고정급여와 변동급여, 월평균 고정상여, 현물급여, 기타소득, 부업소득의 합계로 정의하였으며, 자영업자의 경우에는 세금포함 월평균 순수입과 부업소득의 합계로 정의하였다. 한편 가구소득은 근로자 가구의 경우 가구원 전체의 근로소득에 (월)부업소득, (월)금융소득, (월)임대소득, (월)기타소득을 더한 값으로, 자영업자 가구는 가구원 전체의 자영업자 사업소득에 (월)부업소득 이하의 소득을 더한 값으로 정의하였다. 讓渡所得은 부정기 소득으로 간주하여 대상에서 제외하였다.

教育水準은 분석이 용이하도록 초등졸, 중졸, 고졸, 대졸, 대학원졸로 5분하고 재학과 중퇴는 한 단계씩 낮추었다. 따라서 무학, 서당, 초등학교 재학·중퇴·졸업 및 중학교 재학과 중퇴는 초등졸로 처리하고, 중졸 및 인문고, 상업고, 공업고, 농업고, 기타실업고 재학과 중퇴는 중졸로, 고교 졸업 및 초급대, 전문대, 대학 재학과 중퇴는 고졸로, 대학 졸업 및 대학원 재학과 중퇴는 대졸로 간주하였다.

이와 관련하여 教育年數는 무학은 零(0), 서당과 초등학교 졸업(재학, 중퇴, 모름)은 6(3), 중학교 졸업은 9(7.5), 고등학교 졸업은 12(10.5), 초급대와 전문대 졸업은 14(13), 대학교 졸업은 16(14), 대학원 졸업은 18(17)로 처리하였다.

또한 상속·증여 자산의 종류에 따라 現在價値로 환산하는 방법을 달리 적용하였다. 자산을 거주용부동산, 거주용부동산 외의 부동산, 공장과 빌딩, 현금과 보석, 기타의 다섯 가지로 분류할 때, 앞의 세 가지 자산에 대해서는 지가변동률의 시계열 자료를 지수화하여 이들의 가치를 현재가치화하고, 뒤의 두 가지 자산은 GNP 디플레이터를 이용하여 현재가치화한다. 다만 1962년 이전의 상속·증여 자산에 대해서는 연도에 관계없이 1962년도 디플레이터를 적용하였으며, 지가변동률의 경우에도 1973년 이전에 대해서는 공식적으로 공표된 자료가 없기 때문에 GNP 디플레이터를 사용하여 지수화 작업을 연장시켰다.

아울러 상속·증여받은 자산의 일부는 시간이 경과하면서 운영수익을 창출한다는 점을 감안하여 이들 자산에서 얻어지는 수익을 고려해주기 위해서는 資本收益率을 이용해야 하는데, 우리는 이 값으로 회사채수익률(3년만기, 연간수익률)을 사용하였다. 이 역시 1972년 이전에 대해서는 회사채수익률이 공표되지

않았으므로 일반은행의 상업어음할인율을 이용하여 지수화 작업을 연장하였다. 우리가 상속·증여 자산 중 자산가치의 상승분 외에 창출된 운영수익까지를 고려하여 現在價値를 평가하는 것이 바람직하다고 여긴 자산은 거주용부동산 외의 부동산(토지, 임야, 농지 등), 공장과 빌딩, 현금과 보석(금융기관 저축, 유가증권, 현금, 금괴, 보석 등을 포함), 기타자산(서화골동품, 기타) 등이다.

상속·증여 자산의 현재가치화 작업을 추진하면서 해당자산의 기록이 특이치 이거나 명백한 기재 오류라고 판단되는 표본(77가구, 개인 90명)은 분석대상에서 제외시켰다. 즉, 현재가치화 작업의 결과 자산가치가 1,000억원을 넘는 표본과 현재화가치가 10억원을 넘는데 1996년도 조사시점의 자산가치가 5억원을 밑도는 표본, 즉 순자산(조사시점의 자산가치 - 상속·증여받은 자산의 현재가치)이 마이너스 5억원을 초과하는 표본은 제외시켰다.

大宇패널의 1996년 調査標本 2,833가구, 6,729명 중에서 이상과 같은 이유로 166가구, 239명을 제외하고 최종적으로 本 論文에서 사용한 표본은 2,667가구, 6,490명이었다. 대우패널 자료는 조사표본이 2천8백여 가구에 불과하므로 표본의 대표성에 일정한 제약이 있다. 더구나 최종표본 중에서 상속 경험이 있는 가구는 233가구(284명)로 전체의 8.8%(4.4%)에 불과하며, 고액자산 계층이 조사대상에 거의 포함되지 않아 얻어낼 수 있는 정보 또한 매우 제한적이다. 이같은 상황에서 행해진 본고의 시도는 우리나라의 상속과 증여에 대한 엄밀한 의미의 실태 파악이라고 보기는 어렵다는 한계를 가지고 있다.

#### IV. 우리나라 家計資産의 蓄積과 世代間 移轉資産의 役割

##### 1. 相續經驗者의 比率

조사대상 개인 6,490명 중 재산 상속을 받은 경험이 있는 이들은 284명으로 전체의 4.4%를 점하고 있다. 예상외로 낮은 비율이 나온 것은 질문 내용이 증여를 배제하고 상속만을 한정하여 묻고 있기 때문이었을 가능성이 있다. 증여

를 포함하면 이보다 훨씬 더 많은 이들이 포함되었을 것으로 짐작된다. 왜냐하면 조사대상자 중 30대 이하가 3,255명으로 전체의 50.1%를 점하고 있는데 이들 중 기혼자의 상당수는 결혼시 혼수 및 지참금 등의 형태로 증여를 받았을 것이고 미혼자들의 경우도 대학교육비, 어학연수, 각종 학원비, 국내외여행비 등 여러 가지 형태로 부모로부터 광의의 증여를 받았을 것이기 때문이다. 실제로 응답자 중 일부가 상속 외에 증여까지를 포함하여 답했을 가능성이 없지 않지만, 이하의 논의에서는 調査紙의 질문 내용대로 응답자가 상속만을 염두에 두고 답한 것으로 가정하여 논의를 전개한다.

〈表 1〉은 1996년 시점에서 상속을 경험한 개인을 거주지역별, 개인 소득수준별, 연령별, 교육수준별로 제시하고 있다. 거주지역별로 살펴보면 서울의 상속경험자 비율이 가장 낮고 5대 도시, 중소도시, 읍면지역의 순으로 상속경험자의 비율이 높아진다. 또한 개인 소득수준별로 구분해 보면 2분위를 제외하고 所得水準이 높은 가구의 가구원일수록 상속경험이 높아지며, 年齡別로는 20대, 60대 이상, 30대, 40대, 50대의 순으로 상속경험이 높아진다. 그리고 教育水準別로는 중졸을 제외하고는 교육수준이 높을수록 상속경험이 높아지고 있다.

〈表 1〉 相續經驗者 比率(個人<sup>1)</sup>基準)

(단위 : %)

거주지역별		개인 소득수준별		연 령 별		교육수준별	
서울 <sup>2)</sup>	2.9(16.5)	1분위	2.0( 9.2)	29세 이하	0.8( 3.5)	대학원졸	13.3( 2.1)
5대도시	4.1(22.9)	2분위	1.8( 8.5)	39세 이하	4.7(33.1)	대 졸	6.0(20.8)
중소도시	4.9(33.8)	3분위	3.9(17.6)	49세 이하	6.3(25.7)	고 졸	4.1(38.9)
읍면지역	5.7(26.8)	4분위	5.5(25.0)	59세 이하	7.1(21.8)	중 졸	3.8(13.8)
		5분위	8.7(39.8)	60세 이상	3.7(15.8)	초 등 졸	3.9(24.4)

주 : 1) 조사대상 6,490명 중 경험자가 284명, 무경험자가 6,206명임. 단, 교육수준별로 구분할 경우 결혼값을 갖는 4명(경험자 1명, 무경험자 3명)이 제외됨.

2) 값은 서울거주자 중 상속경험자 비율을 나타내며, ( )안은 전체 상속경험자 중 서울거주자 비율을 나타냄.

자료 : 대우패널(1996).

## 2. 家計資産中 世代間 移轉資産의 占有比率 推定

우리나라 가계가 보유하고 있는 자산규모는 1996년 시점에서 평균 9,790만원으로 조사되었다. 물론 이는 大宇패널의 조사대상 표본가구인 2,667가구를 대상으로 한 조사에서 얻어진 것으로 最高 자산보유규모가 17억 6,599만원에 불과해 극소수의 최고위 자산가 계층이 조사대상에 포함되지 않았음을 알 수 있다. 평균 자산보유규모의 내역을 살펴보면 거주용부동산이 5,964만원, 거주용 외의 부동산이 2,394만원, 금융자산이 1,812만원이다.

〈表 2〉 家計資産 中 相續資産의 占有比率(家口主 基準)

(단위 : 만원, %)

자산별	전 체			상속경험 유무별				
				상속경험 유			상속경험 무	
	가계자산 규모	상속자산규모		가계자산 규모	상속자산규모		가계자산 규모	상속자산 규모
	최 저	최 고		최 저	최 고			
합 계	9,790 (100.0)	1,134 (11.6, 100.0)	4,466 (45.6, 100.0)	16,503 (100.0)	12,106 (73.4, 100.0)	50,053 (303.3, 100.0)	9,147 (100.0)	0
거주용 부동산	5,964 (60.9)	682 (11.4, 60.1)	682 (11.4, 15.3)	7,824 (47.4)	7,232 (92.4, 59.7)	7,232 (92.4, 14.4)	5,786 (63.3)	0
거주용외 부동산	2,394 (24.5)	413 (17.3, 36.4)	3,706 (154.8, 83.0)	6,922 (41.9)	4,494 (64.9, 37.1)	41,998 (606.7, 83.9)	1,961 (21.4)	0
금융자산	1,812 (18.5)	38 (2.1, 3.4)	77 (4.2, 1.7)	2,161 (13.1)	381 (17.6, 3.1)	823 (38.1, 1.6)	1,779 (19.4)	0

주 : 1. ( )안의 숫자는 비율로서 앞 숫자는 상속자산/가계자산 비율이고 뒷 숫자는 해당자산 내의 점유비임.

2. 상속자산은 1996년 시점의 가치로 현재화한 값임.

3. 거주용외 부동산은 거주용외 부동산 이외에도 공장과 빌딩을 포함함.

4. 금융자산은 금융자산 이외에도 현금과 보석, 기타자산을 포함함.

자료 : 대우패널(1996).

상속자산의 平均規模는 상속 당시 가격으로 평균 594만원이며 상속가구(233가구)로 한정하면 6,082만원이다. 最高 상속액은 9억 9,999만원으로 이를 1996년 시점의 가치로 환산하면 최소 123억원, 최고 760억원에 해당된다. 전체 가구의 평균적인 상속자산규모인 594만원을 1996년 시점의 가격으로 환산하면 <表 2>에 제시되어 있듯이 최소 1,134만원, 최대 4,466만원에 상당한다. 최소값은 각 자산을 해당 디플레이터<sup>1)</sup>를 사용하여 현재가치화한 값의 합계이고, 최고값은 여기에 이들 자산을 적절히 활용하여 거둔 運營收益을 더한 금액이다. 거주용부동산, 현금과 보석, 기타자산의 경우는 운영수익을 고려하지 않으며<sup>2)</sup> 거주용 외의 부동산, 공장과 건물 등은 운영수익이 발생하는 것으로 가정하여 會社債收益率을 적용하였다<sup>3)</sup>.

현재 보유중인 가계자산은 상속경험이 있는 가구라면 상속자산과 가구주의 그간의 저축에 의해 축적된 자산(이하 생애저축자산)의 합계로 구성되어 있을 것이고, 상속경험이 없는 가구라면 가계자산의 전부가 가구주의 생애저축자산 일 것이다.

먼저 상속경험이 있는 家口를 고려해 보자. 이들 家口의 가계자산규모는 1996년 시점에서 1억 6,503만원으로 거주용부동산 7,824만원, 거주용 외의

- 1) 거주용부동산, 거주용 외의 부동산, 공장과 빌딩은 지가상승률을 적용하고 현금과 보석, 기타자산은 GNP 디플레이터를 적용하였다. 해당 디플레이터는 <부표 3> 참조.
- 2) 거주용부동산의 경우 '하우징 서비스'라는 운영수익을 창출하는 것이 분명하며, 이 때문에 자가거주자라면 주택임차료를 부담하지 않아 저축여력을 갖출 수 있다. 그러나 전세, 월세 등의 경우에는 이같은 기술이 적용되지 않는다. 이밖에 현실적으로 자가거주자들이 자가평가액 상당액을 수익으로 고려하지 않는 경향이 있는 점을 감안하여 여기서는 거주용부동산의 경우 운영수익이 발생하지 않는 것으로 가정하였다.
- 3) 이 수익률을 사용하여 얻어지는 상속자산의 값은 가능한 최대치라고 간주할 수 있을 것이다. 이유는 회사채수익률은 지가상승률과 GNP 디플레이터에 비해 다소 높는데 거주용 외의 부동산 및 공장과 건물에서 자본이득 외에 이 정도의 운영수익률을 지속적으로 실현하는 것은 쉽지 않기 때문이다. 가능한 대안으로 세후수익률을 사용하거나 다른 낮은 수익률을 사용할 수 있겠으나 이에 적합한 수치를 찾아내기 어렵고 찾아낸 수치가 오히려 자의적일 수 있다는 점에서 본고에서는 회사채수익률을 사용하고 있다. 그렇지만 투자수익률 재정식인 자본이득(지가상승률)+자산운영수익률=회사채수익률에서 장기적으로 보아 회사채수익률이 지가상승률보다 약간 높은 수준임을 감안할 때 자산운영수익률로 회사채수익률과 같은 높은 수익률을 가정하는 것이 무리한 가정일 수 있다. 물론 이는 이론적인 재정식에서 얻어지는 함의로 현실에서는 오랫동안 좌변값이 우변값보다 크게 유지되어 왔었다.

부동산 6,922만원, 금융자산 2,161만원으로 구성되어 있다. 이들 가구의 상속 자산은 현재가치로 최소 1억 2,106만원, 최대 5억 53만원으로 추정되므로 가구주의 생애저축자산은 최대 4,397만원에서 최소 마이너스 3억 3,550만원으로 파악할 수 있다. 상속경험이 있는 가구의 보유자산은 일부가 상속자산, 일부가 생애저축자산일 것으로 추측되는데, 여기서 상속자산이 그대로 보존되어 있다고 가정하면 이들 가구에서는 생애저축자산이 전체 보유자산의 26.6%에 불과하고 나머지 73.4%가 상속자산이다. 이같은 수치는 상속자산의 규모를 최소로 가정했을 경우로 상속자산의 규모를 최대로 가정하면 이들 가구에 있어서 상속자산의 67%에 해당하는 3억 3,550만원이 소비되거나 감가상각되고 그 일부인 33%, 즉 1억 6,503만원만이 보유하고 있는 것으로 볼 수 있다. 즉, 가구주의 생애저축자산은 전혀 없는 것으로 간주된다. 이같은 숫자를 토대로 현실적인 상황을 짐작해 보면 상속 경험에 있는 가구의 경우 현 보유자산의 대부분이 상속자산임은 물론 상속자산의 상당부분을 그간의 생활비, 사업비 등으로 지출했을 것으로 미루어 짐작된다.

다음으로 상속경험이 없는 家口의 경우를 살펴보자. 이들 가구의 가계자산규모는 1996년 시점에서 9,147만원이며 거주용부동산 5,786만원, 거주용 외의 부동산 1,961만원, 금융자산 1,779만원으로 구성되어 있다. 이들 가구의 보유자산 전부는 가구주의 생애저축자산이다.

이상의 통계를 토대로 우리나라 가계가 보유하고 있는 資産 중에서 상속자산의 비율을 추정해 보자. 가계의 평균 보유자산규모가 9,790만원이고 상속자산의 현재가치가 가구당 평균 최소 1,134만원, 최고 4,466만원인데, 여기서 상속자산이 전혀 소비되지도 않고 감가상각되지도 않았다고 간주해 보자. 이같은 상황에서 상속자산이 전체 가계자산에서 접하는 비중은 최소 11.6%에서 최고 45.6%에 달한다(〈表 2〉 참조).

최소의 경우, 資産構成은 거주용부동산 682만원, 거주용 외의 부동산 387만원, 공장과 빌딩 26만원, 현금과 보석 34만원, 기타자산 4만원이며, 최고의 경우 자산구성은 거주용부동산 682만원, 거주용 외의 부동산 3,655만원, 공장과 빌딩 51만원, 현금과 보석 73만원, 기타자산 4만원이다.

한편 상속자산도 선대의 생애저축자산과 앞 선대로부터 이어받은 자산으로 나누어 볼 수 있다는 점에 주목하면 토지·임야 등과 같은 거주용 외의 부동산은 선대의 생애저축자산으로 간주하기도 힘들다. 이 점을 고려하여 거주용 외의 부동산을 제외하고 가계자산규모와 상속자산을 파악해 보면 좀더 흥미있는 결과가 얻어질 수 있다. 거주용 외의 부동산을 제외한 가계자산의 평균 규모는 7,776만원이고 이는 거주용부동산 5,964만원과 금융자산 1,812만원으로 구성된다. 그리고 최고 수준을 가정하면 상속자산 중 거주용부동산이 682만원, 금융자산이 77만원이므로 상속자산이 모두 남아 있다고 하더라도 점유비율은 9.8%에 지나지 않는다.

종합하면 상속자산이 우리나라 가계의 전체 보유자산에서 점하는 비율은 최소 11.6%, 최대 45.6%에 달할 것으로 추정된다. 또 토지·임야와 같은 선조 대대로 내려오는 자산을 제외하고 선대 생애저축자산의 상속분으로 한정하면 상속자산이 家計 保有資産에서 점하는 비율이 최고 수준이라는 가정하에 9.8% 정도에 머물 것으로 추정되고 있다. 즉 1996년 시점에서 우리나라 가계가 보유하고 있는 자산 중 토지와 임야를 제외한 자산으로 한정하면 90% 정도가 현 세대의 가구주와 가구원에 의해 축적된 생애저축자산이라고 간주해 볼 수 있다.

따라서 우리나라에서는 Barro(1974) 등이 전개한 왕조 모형보다는 Modigliani와 Brumberg(1954) 등이 전개한 라이프사이클 모형이 성립한다고 보는 것이 타당할 것이다. 이러한 결과를 얻게 된 가장 큰 이유는 아직 우리나라 資本主義의 역사가 짧아 가계에 있어서 富의 축적이 장기간에 걸쳐 이루어지지 못했기 때문일 것으로 추측된다.

## V. 우리나라 家計의 移轉資産과 富의 分布

앞 절에서 가계가 보유하고 있는 자산 중 상속자산의 비율이 최고 45.6%에서 최소 11.6%라고 기술하였다. 그러나 이 비율도 계층에 따라 상이한 분포를 보일 것이 분명하다. 여기서는 이 비율이 소득계층별로 어떻게 다른지를 살펴

보자. <表 3>은 소득계층을 5분위로 구분하여 階層別 保有資産과 상속자산의 구성분포를 보여주고 있다. 상속자산은 資本收益率을 고려한 최대 평가액으로 환산되고 있다.

最高 소득계층인 제5분위의 자산보유액이 1억 6,976만원이라는 사실에서 유추할 수 있듯이 우리 사회의 高所得 자산가 계층이 조사대상에 포함되지 않았다. 당연히 선대로부터 高價의 자산을 증여, 상속받은 가계도 조사대상에 포함되지 않은 것으로 보아야 할 것이다.

이같은 제약을 인식하고 <表 3>에서 얻을 수 있는 示唆點을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 가계 보유자산의 가치는 거주용부동산, 거주용 외의 부동산, 금융자산의 순서로 작아진다. 물론 이는 평균적인 의미이므로 개별 가구에서는 그 순서가 달라질 것이다. 아마도 거주용 외의 부동산을 보유하고 있는 가구라면 거주용 외의 부동산, 거주용부동산, 금융자산의 순서로 낮아질 것이다.

<表 3> 所得 5分位 階層別 保有資産과 相續資産의 構成

(단위: 만원)

자 산 별	제1분위	제2분위	제3분위	제4분위	제5분위
보유자산 합계(a)	5,942	7,787	8,722	9,433	16,976
거주용부동산	4,180	5,091	5,067	5,885	9,593
거주용외부동산	1,427	1,826	1,826	1,977	4,897
금 융 자 산	587	1,134	2,127	1,966	3,237
상속자산 합계(b)	973(622)	1,877(1,198)	1,093(850)	1,260(695)	17,109(2,301)
거주용부동산	272(272)	976(976)	420(420)	419(419)	1,324(1,324)
거주용외부동산	690(339)	875(202)	553(347)	710(256)	15,688(921)
금 융 자 산	11(11)	25(19)	120(83)	131(19)	97(56)
b/a (%)	16.4(10.5)	24.1(15.4)	12.5(9.7)	13.4(7.4)	100.8(13.6)
거주용부동산	6.5(6.5)	19.2(19.2)	8.3(8.3)	7.1(7.1)	13.8(13.8)
거주용외부동산	48.4(23.8)	47.9(11.1)	30.3(19.0)	35.9(12.9)	320.4(18.8)
금 융 자 산	1.9(1.9)	2.2(1.7)	5.6(3.9)	6.7(1.0)	3.0(1.7)

주: 상속자산은 최대 기준임(괄호안은 최소 기준임).  
자료: 대우패널(1996).

둘째, 상속자산을 최대 기준(최소 기준)으로 평가할 경우 상속자산이 가계 보유자산에서 점하는 비율은 하위 80%의 가계에서 16.3%(10.6%)이며 상위 20% 계층에서는 보유자산의 전부(13.6%)가 상속자산으로 파악되고 있다. 資産種類別로 보면 거주용부동산은 동 비율이 하위 80%의 가계에서 10.3%이며 상위 20% 계층에서는 13.8%로 조금 높은 편이다. 거주용 외의 부동산은 동 비율이 하위 80%의 가계에서 40.1%(16.2%)이며 상위 20% 계층에서는 100%(18.8%)를 넘고 있다.

셋째, 金融資産은 최대 기준으로 평가할 경우에도 전계층이 3.1% 수준을 보이고 최소 기준에서는 2.1%를 보이고 있다. 금융자산은 세 가지 자산 중 가구의 생애저축이 점하는 비율이 가장 높은 자산이다.

〈表 4〉 所得 5分位 階層別 保有資産과 純資産 規模

(단위 : 만원)

자 산 별	제1분위	제2분위	제3분위	제4분위	제5분위
보유자산 합계(a)	5,942	7,787	8,722	9,433	16,976
거주용부동산	4,180	5,091	5,067	5,885	9,593
거주용외부동산	1,427	1,826	1,826	1,977	4,897
금 용 자 산	587	1,134	2,127	1,966	3,237
상속자산 합계(b)	973(622)	1,877(1,198)	1,093(850)	1,260(695)	17,109(2,301)
거주용부동산	272(272)	976(976)	420(420)	419(419)	1,324(1,324)
거주용외부동산	690(339)	875(202)	553(347)	710(256)	15,688(921)
금 용 자 산	11(11)	25(19)	120(83)	131(19)	97(56)
순 자 산 (a - b)	4,969(5,320)	5,910(6,589)	7,629(7,872)	8,173(8,738)	-133(14,675)
거주용부동산	3,908(3,908)	4,115(4,115)	4,647(4,647)	5,466(5,466)	8,269(8,269)
거주용외부동산	737(1,088)	951(1,624)	1,273(1,479)	1,267(1,721)	-10,791(3,976)
금 용 자 산	576(576)	1,109(1,115)	2,007(2,044)	1,835(1,947)	3,140(3,181)

주 : 상속자산은 최대 기준임(괄호안은 최소 기준임).  
 자료 : 대우패널(1996).

〈表 4〉로부터 所得階層別 資産保有 상태를 지수화하여 상속 전후의 불공평을 계측할 수 있다. 물론 소득계층 대신 보유자산을 기준으로 계층화하여 불공평도를 측정할 수도 있다. 여기서는 지금까지의 계층별 논의의 연장선상에서 소득계층별 5분위에 기준하여 자산보유 실태의 不公平度를 계측한다.

지니계수는 상속이 없었을 경우,  $-0.1188$ (최소 기준시  $0.1931$ )에서 상속 이후  $0.1941$ 로 높아져 자산보유의 불평등도가 더욱 심화되고 있다. 자산구성별로는 거주용부동산의 경우 상속 이전  $0.1526$ 에서 상속 이후  $0.1558$ 로 조금 높아지고, 거주용 외의 부동산은 상속 이전  $0.2376$ (최소 기준시  $0.2373$ )에서 상속 이후  $0.2573$ 으로 조금 낮아지며, 금융자산은 상속 이전  $0.2702$ (최소 기준시  $0.2727$ )에서 상속 이후  $0.2710$ 으로 조금 높아(조금 낮아)지고 있다.

자산 전체로 살펴 보면 최대 기준시에만 자산보유 실태가 累進的인 분포로 바뀌어 불평등도가 높아질 뿐, 최소 기준시에는 자산 전체로나 자산구성별로나 상속 전과 상속 후의 지니계수의 변화는 극히 적다. 이는 상속이 家口間의 資産不公平에 미친 영향이 크지 않았다는 것을 의미한다고 할 수 있다. 물론 이 같은 해석은 본 분석에서 사용한 자료의 제약상 고액 자산을 상속받은 자산가들이 표본에서 제외되었다는 점을 감안할 때 신중해야 할 것이다.

## VI. 우리나라 家計의 相續·贈與 行態 分析

### 1. 相續資産의 分配決定 要因과 分配方式

여기서는 상속·증여를 경험한 개인 284명(조사대상 개인 6,490명의 4.4%)을 대상으로 年代別로 이들이 상속자산을 분배받는 데 가장 영향을 많이 끼친 요인이 무엇인지를 살펴 보고, 또한 家族內에서 실제로 행해진 상속자산의 分配方式이 어떠한지를 살펴 본다. 〈表 5〉에서 보는 바와 같이 가장 널리 행해지는 패턴은 가족내 협의와 유언이고 민법이 규정하는 법정상속분 상속은 그 비율이 훨씬 낮다. 이같은 수치는 부모가 교통사고 등으로 급작스럽게 사망하

는 경우에도 유가족간의 협의에 의해 실질적인 재산 상속이 발생하고 있는 것을 짐작케 한다.

한 가지 의외의 結果는 시간이 흐르면서 유언 의존도가 오히려 낮아지고 있는 점이다. 서구사회의 전형적인 상속 패턴이 遺言에 의한 것이라는 점과 우리 사회에서도 이같은 경향이 서서히 강해지고 있다고 알려지고 있는 점을 감안할 때 조사된 자료가 이와 상치되는 결과를 제시하고 있는 것은 특기할 만하다.

〈表 5〉 相續資産 分配의 決定 要因

(단위 : %)

연 대	유 언	민법의 법정 상속분 규정	가족회의 등의 협의	기 타
70년대 이전	36.4	6.1	42.4	15.2
70년대	37.9	13.8	44.8	3.4
80년대	28.0	12.9	52.7	6.5
90년대	23.3	17.8	43.4	15.5
평 균	27.8	14.4	46.5	11.3

자료 : 대우패널(1996).

〈表 6〉은 상속자산의 구체적인 分配方式에 대해 정리하고 있다. 첫 번째 특징은 1980년대까지만 해도 배우자는 상속자산의 분배에서 배제되는 경향이 많은데 1990년대에 들어서면서 配偶者가 상속을 받는 경향이 강하게 드러나고 있는 점이다. 배우자가 일단 상속을 받았다가 다시 子女에게 상속하는 일이 있더라도 피상속인으로부터 일정한 몫을 상속받는 경향이 두드러지고 있는 것이다. 1990년대 들어 배우자 상속분에 대한 '配偶者 控除' 조항이 확대 운영되면서 결과적으로 稅制上的 혜택이 크게 늘어난 것도 사실이다.

두 번째 특징은 자녀들이 공평하게 상속을 받기보다 長子 등 일부 자녀가 집중적으로 재산을 상속받는 경향은 기본적으로 1970년대 이전부터 최근까지 바뀌지 않고 있다. 최근 들어 상속자산 가액이 커지고 가족간의 유대가 과거만큼

〈表 6〉 相續資産의 分配 方式

(단위 : %)

연 도	배우자 상속 유				배우자 상속 무		등기후 장래 분배	기 타
	대부분 배우자	대부분 배우자, 자녀공평	배우자 장자 등 일부집중	배우자 자녀 공 평	장자 등 일부 집 중	자녀 공 평		
70년대 이전	0.0	3.2	12.9	12.9	38.7	16.1	0.0	16.1
70년대	6.9	6.9	13.8	6.9	31.0	13.8	3.4	17.2
80년대	8.6	1.1	12.9	17.2	25.8	17.2	3.2	14.0
90년대	7.8	6.3	10.2	11.7	26.6	7.8	10.9	18.8
평 균	7.1	4.3	11.7	13.2	28.1	12.5	6.4	16.7
	36.3(35.9)				40.6(34.4)			

주 : ( )안은 90년대의 평균임.

자료 : 대우패널(1996).

끈끈하지 않아 民法이 자녀들의 상속상 지위를 평등하게 보장하는 형태로 개정되면서 법정상속분을 고집하는 이들이 크게 늘어나는 등 일부에서 均分相續 주장이 거세지고 있는 것도 사실이다.

그런데 조만간 老齡化로 자녀들의 신체적인 지원을 필요로 하는 부모들이 늘어나고 이와 동시에 소수 자녀들이 성장하여 상속인으로 등장할 것이다. 이같은 상황하에서는 父母의 노후를 돌보아준 子女들이 거주용부동산과 금융자산을 중심으로 집중 상속받는 사례가 늘어날 가능성이 크다. 즉, 앞으로 장자 등이 상속자산의 상당분을 집중 상속받는 사례는 줄어들지 모르지만 노후를 부양하는 자녀 등 일부 자녀와 친인척들이 피상속인의 재산을 집중 상속받는 사례는 크게 늘어날 것으로 전망해 볼 수 있다.

## 2. 相續·贈與의 準備 與否

여기서는 앞으로 상속과 증여를 염두에 두고 준비하고 있는 이들이 어떤 이들이며, 이들이 보여주는 特徵이 어떤 것인지를 살펴 보자.

〈表 7〉은 상속과 증여를 준비중인 가구주들의 특징을 네 가지 사항별로 정리하고 있다. 약간의 차이지만 서울보다 다른 지역 거주자들이 다소 높은 준비성을 보여준다. 그 이유는 이들의 상속경험이 상대적으로 많기 때문에 준비도 그만큼 치밀하게 하는 것으로 판단된다. 또한 최고 소득계층을 제외하면 所得水準과 準備性은 오히려 역의 상관관계를 보이고 있으며, 나이가 들면서 매우 빠른 속도로 상속과 증여를 생각하게 되는 것으로 나타났다. 반면 학력은 대학원생을 제외하면 준비성과 큰 상관이 없는 것으로 판단된다.

〈表 7〉 相續·贈與를 準備中인 家口 比率(家口主<sup>1)</sup> 基準)

거주지역별		가구 소득수준별		연 령 별		교육수준별	
서울 <sup>2)</sup>	5.8(21.2)	1분위	7.3(21.2)	29세 이하	2.8( 1.6)	대학원졸	15.2( 2.7)
5대도시	7.4(25.5)	2분위	6.8(19.6)	39세 이하	4.5(21.2)	대 졸	6.6(17.9)
중소도시	7.3(32.6)	3분위	6.0(17.4)	49세 이하	7.0(23.9)	고 졸	5.9(32.6)
읍면지역	7.0(20.7)	4분위	5.1(14.7)	59세 이하	8.3(21.2)	중 졸	6.6(14.7)
		5분위	9.4(27.2)	60세 이상	9.8(32.1)	초 등 졸	8.3(32.1)

주 : 1) 조사대상 가구주 2,667명 중 184명이 상속준비중이고 2,483명이 준비하지 않고 있음. 단, 교육수준별로 구분할 경우 결손값을 갖는 상속을 준비하고 있지 않은 가구주 1명이 제외됨.

2) 은 서울거주자 중 상속준비자 비율을 나타내며, ( )안은 전체 상속준비자 중 서울거주자 비율을 나타냄.

자료 : 대우패널(1996).

〈表 8〉은 家口主의 상속·증여 준비 여부와 자신의 노후를 부양해주는 자녀를 상속·증여에서 우대해줄 것인지의 여부에 대한 Probit 分析의 결과를 제시하고 있다. 특징적인 結果를 정리해 보면 다음과 같다.

첫째, 나이가 많고 건강에 자신이 없으며 상속을 받은 경험이 있고 가계소득 수준이 높은 이들이 자녀에 대한 상속·증여에 높은 관심을 가지고 있음이 입증되고 있다. 거주지역, 학력, 자녀수, 보유자산규모, 소비성향 등은 有意한 相關關係를 보이지 않고 있다. 무엇보다 상속받은 경험과 연령이 자녀에 대한 상속·증여에 관한 관심도를 크게 끌어 올리고 있다.

둘째, 자신의 老後를 부양해주는 자녀를 다른 자녀보다 상속·증여에서 크게 우대하겠다고 답한 이들은 상속·증여를 준비중인 이들의 23.5%에 불과했으며, 이들이 상속·증여와 관련하여 보이는 행태적인 특징은 상속·증여를 준비중인 전체 집단의 그것과 별반 차이가 없었다. 그런데 이같은 자녀들을 약간이라도 우대하겠다는 이들까지 포함하면 이들의 숫자는 상속·증여를 준비중인 이들의 92.9%에 달한다.

〈表 8〉 相續準備 및 老後扶養子女 優待 與否 : Probit 分析 1

설명 변수	상속준비 여부		노후부양자녀 우대 여부			
			약간이라도 우대		크게 우대	
	계수추정치	Pr>Chi	계수추정치	Pr>Chi	계수추정치	Pr>Chi
상 수	-2.4112	0.0001	-2.2860	0.0001	-2.7061	0.0001
거주 지역 (도시 = 1)	0.0530	0.6103	0.0899	0.4467	0.2427	0.1950
연령	0.0168	0.0001	0.0122	0.0085	0.0118	0.0763
학력 (교육년수)	0.0077	0.5511	-0.0066	0.6487	-0.0037	0.8582
자녀 수	-0.0149	0.7287	-0.0196	0.6834	-0.0707	0.3445
건강만족도	-0.1215	0.0025	-0.1156	0.0102	-0.1787	0.0106
상속경험여부(상속=1)	0.5275	0.0001	0.4192	0.0015	0.2805	0.1640
가계자산규모	0.0000	0.0667	0.0000	0.1342	0.0000	0.1703
가계소득수준(5분위)	0.0860	0.0193	0.0997	0.0168	0.1149	0.0653
소비성향(소비/소득)	-0.0013	0.7206	-0.0020	0.7244	-0.0004	0.9328
	Log Likelihood = -582.3		Log Likelihood = -451.6		Log Likelihood = -191.5	
	상속준비 170 미준비 2,258		약간이라도 우대 118 우대 않음 2,310		크게 우대 40 우대 않음 2,388	

〈表 9〉는 상속·증여 準備與否에 대한 다른 정식화 작업의 결과를 보여주고 있다. 〈表 8〉과 다른 점은 자산 변수(로그치)가 유의하다는 점이다. 또 가구를 근로자 가구, 자영업자 가구, 농림수산업자 가구, 기타 가구로 구분하였을 경우

〈表 9〉 相續準備 與否 : Probit 分析 2

설 명 변 수	상속준비 여부						설 명 변 수	계 수 추정치	Pr>Chi
	계 수 추정치	Pr>Chi	계 수 추정치	Pr>Chi	계 수 추정치	Pr>Chi			
상 수	-3.1959	0.0001	-3.2138	0.0001	-3.0391	0.0001	상 수	-3.4520	0.0001
거 주 지 역 (도 시 = 1)	0.0498	0.6308	0.0381	0.7140	-0.0420	0.7165	서 울	-0.1071	0.4446
연 령	0.0116	0.0050	0.0136	0.0014	0.0180	0.0001	5 대 도 시	-0.0380	0.7780
학 령(교육년수)	-0.0011	0.9320	-0.0074	0.5699	-0.0141	0.2869	중 소 도 시	-0.0093	0.9415
자 녀 수	-0.0159	0.7065	-0.0272	0.5268	-0.0296	0.4979	연 령	0.0175	0.0002
건 강 만 족 도	-0.1301	0.0011	-0.1401	0.0005	-0.1549	0.0002	학 령(교육년수)	-0.0135	0.3133
상 속 경 험 (상 속 = 1)	0.5073	0.0001	0.5173	0.0001	0.5432	0.0001	자 녀 수	-0.0330	0.4530
자 산 (로 그)	0.1674	0.0001	0.1437	0.0003	0.1549	0.0002	건 강 대 불 안	0.4837	0.0215
가 계 소 득 수 준 (5 분 위)			0.0794	0.0295	0.0367	0.3574	건 강 소 불 안	0.4303	0.0146
자 영 업 자					-0.1010	0.3261	건 강 보 통	0.2650	0.1087
농 립 수 산 업 자					-0.4470	0.0102	상 속 경 험 여 부	0.5323	0.0001
기 타					-0.4449	0.0027	자 산 (로 그)	0.1539	0.0002
							소 득 1 분 위	-0.1322	0.4503
							소 득 2 분 위	-0.1891	0.1796
							소 득 3 분 위	-0.1319	0.3031
							소 득 4 분 위	-0.2346	0.0702
							자 영 업 자	-0.1022	0.3287
							농 립 수 산 업 자	-0.4738	0.0076
							기 타	-0.4830	0.0019
	Log Likelihood=		Log Likelihood=		Log Likelihood=		Log Likelihood=		
	-584.4		-582.0		-576.6		-574.3		
	상속준비 172 미준비 2,298								

농림수산업자 가구와 기타 가구는 근로자 가구에 비해 상속·증여에 대한 준비성이 뒤지는 것으로 나타나고 있다. 地域을 서울, 5대도시, 중소도시, 읍면지역으로 구분하였을 경우 서울, 5대도시, 중소도시는 읍면지역에 비해 상속·증여에 대한 준비성이 뒤지는 것으로 나타나고 있다.

상속경험이 있는 가구와 그렇지 않은 가구의 소비에 서로 상이한 점이 있는지를 <表 10>에서 살펴 보자. 상속경험이 있는 가구일수록 낮은 소비지출을 보이고 있으며 따라서 소비의 所得彈力値는 오히려 더 크지만 소비의 資産彈力値는 상속경험이 없는 가구에 비해 낮다. 가구원수가 늘어남에 따른 消費支出의

<表 10> 相續經驗 有無別, 年齡基準別 消費函數 1

	전 체	상속경험 유무		50세 기준	
		유	무	미 만	이 상
상 수	2.6291(13.4)	2.6660(3.8)	2.6373(12.8)	1.9861(6.7)	6.8343(9.4)
소 득 (로 그)	0.1545(14.1)	0.2334(6.7)	0.1478(12.8)	0.1994(12.9)	0.1175(7.6)
자 산 (로 그)	0.1189(12.5)	0.0956(3.1)	0.1195(11.9)	0.0895(7.5)	0.1432(9.9)
연 령 (로 그)	-0.1401(-2.9)	-0.1183(-0.7)	-0.1411(-2.8)	0.2017(2.4)	-1.1826(-6.9)
가구원수(로그)	0.6452(24.1)	0.4388(4.8)	0.6576(23.4)	0.2442(5.9)	0.7366(18.4)
서울	0.1762(4.8)	0.0510(0.5)	0.1885(4.8)	0.0418(1.0)	0.2779(4.5)
5 대 도시	0.1598(4.4)	0.1029(1.0)	0.1674(4.3)	0.0735(1.7)	0.1870(3.2)
중 소 도시	0.1355(4.0)	-0.0109(-0.1)	0.1507(4.1)	0.0674(1.6)	0.1613(3.0)
자 영 업 자	0.0606(2.2)	0.0469(0.5)	0.0605(2.1)	0.1010(3.7)	-0.0928(-1.4)
농 립 수 산 업	-0.3172(-7.2)	-0.2410(-2.4)	-0.3245(-6.7)	-0.2615(-4.4)	-0.3707(-5.3)
기 타	-0.0942(-2.5)	0.0423(0.4)	-0.1072(-2.7)	0.0072(0.2)	-0.1605(-2.6)
상 속 경 험 유	-0.0439(-1.1)			-0.0168(-0.4)	-0.0920(-1.3)
표 본 수	2,467	216	2,251	1,487	980
R <sup>2</sup>	0.5061	0.4588	0.5104	0.2832	0.6148
Adj R <sup>2</sup>	0.5038	0.4324	0.5082	0.2778	0.6104

주: ( )안은 t값임.

〈表 11〉 相續經驗 有無別, 年齡基準別 消費函數 2

	상속경험 유		상속경험 무	
	50세 미만	50세 이상	50세 미만	50세 이상
상 수	2.8374(2.9)	6.2164(2.0)	1.9493(6.2)	6.9462(9.3)
소득 (로그)	0.2740(6.1)	0.1702(2.7)	0.1925(11.7)	0.1130(7.0)
자산 (로그)	0.0856(2.6)	0.1597(2.4)	0.0899(7.0)	0.1408(9.4)
연령 (로그)	-0.0646(-0.3)	-1.0382(-1.4)	0.2148(2.4)	-1.2083(-6.8)
가구원수(로그)	0.1044(0.7)	0.4939(3.4)	0.2500(5.7)	0.7587(18.2)
서울	-0.0623(-0.5)	0.0691(0.3)	0.0594(1.3)	0.2891(4.5)
5 대 도시	-0.0046(-0.0)	0.3097(1.6)	0.0923(1.9)	0.1730(2.8)
중 소 도시	-0.0690(-0.7)	-0.0000(-0.0)	0.0881(1.9)	0.1715(3.0)
자영업자	0.1047(1.2)	-0.1975(-0.9)	0.0996(3.5)	-0.0840(-1.2)
농림수산업	-0.1312(-1.1)	-0.4257(-2.0)	-0.2847(-4.1)	-0.3660(-4.9)
기타	0.2301(1.8)	-0.2861(-1.2)	-0.0188(-0.4)	-0.1525(-2.3)
표본 수	138	78	1,349	902
R <sup>2</sup>	0.3858	0.5314	0.2781	0.6220
Adj R <sup>2</sup>	0.3374	0.4615	0.2727	0.6177

주: ( )안은 t값임.

증가율은 상속경험이 없는 가구에 비해 낮고 가구주의 연령이 높아질수록 消費支出을 억제하는 경향도 상속경험이 있는 가구에서 더 낮게 나타난다. 한편 농림수산업자는 상속경험의 유무에 관계없이 같은 그룹의 근로자에 비해 소비지출을 억제하는 성향이 강하다.

## VII. 結 論

먼저 우리는 本 論文에서 대우패널의 1996년도 자료를 이용하여 우리나라의 전체 가계자산 중 상속과 증여(이하 증여 상속이라 함)에 의한 이전자산이 점차

는 비율을 추산해내었다. 분석 결과 이전자산의 비율은 최소 11.6%, 최고 45.6%에 달할 것으로 추정되었다. 그리고 상속자산에서 토지·임야와 같은 선조 대대로 내려오는 자산을 제외하고 선대 생애저축자산의 상속분으로 한정하면 상속자산이 가계자산에서 차지하는 비율은 최고 수준을 가정하더라도 9.8% 정도로 추정되었다. 즉, 1996년 시점에서 우리나라 가계가 보유하고 있는 자산 중 토지와 임야를 제외한 자산으로 한정할 경우 90% 정도가 현 세대의 가구주와 가구원에 의해 당대에 축적된 생애저축자산이라고 간주할 수 있다.

이같은 결과는 우리 경제의 자본축적 역사가 일천하며 기존의 자본축적도 기업과 정부 부문 위주로 이루어져 가계 부문의 富의 축적이 충분하지 못한 것을 반영한 것으로 추론해 볼 수 있다. 또 이 결과를 미국 등 선진국의 가계경제를 대상으로 전개되고 있는 라이프사이클 모형과 왕조 모형의 논쟁에 관련시켜 해석해 보면 우리의 경우 왕조 모형보다는 라이프사이클 모형이 더 잘 맞는 경제라고 말할 수 있을 것이다. 이는 우리나라 도시가계를 대상으로 1세대 가구와 2세대 가구의 식료품 소비지출패턴의 차이를 분석하여 부모세대와 자녀세대간의 이타적 연계도가 약하다는 분석 결과를 얻은 배준호(1996)의 결론과 맥을 같이하는 내용이다.

둘째, 상속이 가구간의 資産不公平을 유발시키는 정도를 계측한 결과 상속이 없었을 경우 자산 전체(최대 기준)의 지니계수가 상속 전의  $-0.1188$ 에서 상속 후  $0.1941$ 로 높아져 자산불공평이 심화되고 있지만 최소 기준에 의하면 자산 전체의 지니계수나 자산구성별 지니계수는 상속 전후에 별로 달라지지 않아 상속이 가구간의 資産不公平에 미친 영향이 크지 않은 것으로 나타나고 있다.

셋째, 과거 40여년간에 행해진 상속 실태는 우리 사회에서 가장 널리 행해지는 재산 분배의 유형이 가족내 협의와 유언이고 민법이 규정하는 法定相續分 상속은 소수임을 보여주고 있다. 유의할 점은 시간이 흐르면서 遺言에의 의존도가 오히려 낮아지고 있다는 사실이다. 서구사회의 전형적인 상속패턴이 유언이라는 점과 우리 사회에도 이같은 경향이 서서히 증가할 것이라는 전망을 감안할 때 조사 자료가 이와 상치되는 결과를 제시하고 있는 점은 특기할 만하다.

넷째, 나이가 많고 건강에 자신이 없으며 상속받은 경험이 있고 가계소득수

준이 높은 이들이 자녀에 대한 상속에 높은 관심을 가지고 있는 것으로 나타났다. 그리고 거주지역, 학력, 자녀수, 보유자산규모, 소비성향 등은 상속준비 여부와 유의한 상관관계를 갖지 않는 것으로 나타났다. 또한 자신의 노후를 부양해주는 자녀를 다른 자녀보다 상속에서 크게 우대하겠다고 답한 이들은 상속을 준비중인 이들의 23.5% 정도였으며 이들이 상속과 관련하여 보이는 행태적 특징은 상속을 준비중인 전체 집단과 별반 차이가 없었다.

다섯째, 상속경험이 있는 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 소비지출이 낮게 나타나고 있다. 상속경험이 있는 가구에서는 연령기준에 관계없이 나이가 많아짐에 따라 소비지출이 줄어드는 데 비해 상속경험이 없는 가구의 경우 50세 미만에서는 나이가 많아짐에 따라 소비지출이 늘지만 50세 이상에서는 줄어든다. 상속경험이 없는 가구에서 나타나는 특성이 일반적이라고 할 때 50세 미만의 상속경험 가구가 독특한 소비패턴을 보여주고 있다고 할 수 있다.

끝으로 이상에서 제시된 분석결과를 해석할 때는 상당한 주의가 필요하다는 점을 강조하고 싶다. 다시 말해 분석자료로 사용한 대우패널에는 상속경험이 있는 가구의 비율이 낮고 또 대규모 상속을 경험한 가구가 거의 포함되어 있지 않다는 점에서 이 자료가 우리나라의 상속 행태를 대표할 수 있는 표본을 담고 있는지에 대해 의문이 제기될 수 있기 때문이다. 따라서 우리의 분석결과는 대우패널이라는 하나의 조사자료에서 얻어진 해석치로 이해하는 것이 타당할 것이다. 향후 보다 광범위하고 포괄적인 분석결과와 정책함의를 얻기 위해서는 고액 상속가구를 포함하는 대표성있는 표본집단을 대상으로 분석을 시도해야 할 것이며 이를 장래의 과제로 남겨 둔다.

## 參 考 文 獻

- 배준호, 「노령사회의 소득격차와 상속세」, 『경제학연구』 제45집 제3호, 1997. 9.
- \_\_\_\_\_, 「우리나라 도시가계의 이타적 연계도 검증」, 『재정논집』, 제11집, 한국재정학회, 1996.
- 배희선, 「중노년기 가계의 성인자녀에 대한 경제적 자원이전」, 서울대 대학원 박사학위 논문, 1998. 8.
- 홍영립, 「우리나라의 상속행태와 상속자산 규모」, 『월간 대우경제』, 대우경제연구소, 1997. 7.
- Altonji, J. G., F. Hayashi and L. J. Kotlikoff, "Is the Extended Family Altruistically Linked? Direct Tests Using Micro Data," *The American Economic Review*, Vol 82, No. 5, 1992, pp. 1177~1198.
- Barro, R. J., "Are Government Bonds Net Wealth?," *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 6, 1974, pp. 1095~1117.
- Barthold, T. A. and T. Ito, "Bequest Taxes and Accumulation of Household Wealth: U.S.-Japan Comparison," in T. Ito and A. O. Krueger(eds.), *The Political Economy of Tax Reform*, Chicago: The University of Chicago Press, 1992, pp. 235~292.
- Blinder, A. S., "Comments on Ch.1 and Ch.2," in D. Kessler and A. Masson(eds.), *Modelling the Accumulation and Distribution of Wealth*, Oxford: Clarendon Press, 1988.
- Gale, W. G. and J. K. Scholz, "Intergenerational Transfers and the Accumulation of Wealth," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 8, No. 4, Fall 1994, pp. 145~160.
- Hayashi, Fumio, "Is the Japanese Extended Family Altruistically Linked? A Test Based on Engel Curses," *Journal of Political Economy*,

- Vol 103, No. 3, 1995, pp. 661~674.
- Kessler, D. and A. Masson, "Bequest and Wealth Accumulation: Are Some Pieces of the Puzzle Missing?," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 3, No. 3, Summer 1989, pp. 141~152.
- Kotlikoff, L. J., "Intergenerational Transfers and Savings," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 2, No. 2, Spring 1988, pp. 41~58.
- Kotlikoff, L. J. and L. H. Summers, "The Role of Intergenerational Transfer in Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 4, 1981, pp. 706~732.
- Modigliani, F., "The Role of Intergenerational Transfers and Life Cycle Saving in the Accumulation of Wealth," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 2, No. 2, Spring 1988, pp. 15~40.
- Modigliani, F. and R. Brumberg, "Utility Analysis and Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data," in K. K. Kurihara(ed.), *Post-Keynesian Economics*, N.J.: Rutgers University Press, 1954, pp. 388~436.
- Tachibanaki, T. (ed.), *Savings and Bequests*, Ann Arbor: The University of Michigan Press, 1994.

〈附表 1〉 相續經驗者 比率(家口主<sup>1)</sup>基準)

(단위 : %)

거주지역별		가구 소득수준별		연 령 별		교육수준별	
서울 <sup>2)</sup>	5.1(14.6)	1분위	6.0(13.7)	29세 이하	3.8( 1.7)	대학원졸	18.2( 2.6)
5대 도시	8.2(22.3)	2분위	10.3(23.6)	39세 이하	9.0(33.5)	대 졸	9.0(19.4)
중소도시	10.4(36.5)	3분위	7.5(17.2)	49세 이하	10.2(27.5)	고 졸	8.8(38.8)
읍면지역	11.4(26.6)	4분위	9.0(20.6)	59세 이하	11.1(22.3)	중 졸	8.1(14.2)
		5분위	10.9(24.9)	60세 이상	5.8(15.0)	초 등 졸	8.2(25.0)

주 : 1) 조사대상 가구주 2,667명 중 경험자가 233명, 무경험자가 2,434명임. 단, 교육수준별로 구분할 경우 결손값을 갖는 경험자 1명이 제외됨.

2) 값은 서울거주자 중 상속경험자 비율을 나타내며, ( )안은 전체 상속경험자 중 서울거주자 비율을 나타냄.

〈附表 2〉 相續準備 與否(個人<sup>1)</sup>基準)

(단위 : %)

거주지역별		개인 소득수준별		연 령 별		교육수준별	
서울 <sup>2)</sup>	4.2(22.3)	1분위	2.9(12.3)	29세 이하	1.3( 5.3)	대학원졸	11.1( 1.7)
5대 도시	4.3(22.9)	2분위	4.2(18.3)	39세 이하	3.3(21.9)	대 졸	4.7(15.3)
중소도시	5.2(33.6)	3분위	5.1(21.9)	49세 이하	5.4(20.6)	고 졸	3.5(30.9)
읍면지역	4.8(21.3)	4분위	3.9(16.6)	59세 이하	6.6(19.3)	중 졸	5.0(16.9)
		5분위	7.2(30.9)	60세 이상	8.2(32.9)	초 등 졸	6.0(35.2)

주 : 1) 조사대상 6,490명 중 상속준비중인 사람이 301명, 아닌 사람이 6,189명임. 단, 교육수준별로 구분할 경우 결손값을 갖는 4명(모두 상속을 준비하고 있지 않은 사람)이 제외됨.

2) 값은 서울거주자 중 상속준비자 비율을 나타내며, ( )안은 전체 상속준비자 중 서울거주자 비율을 나타냄.

〈附表 3〉 年度別 不動産 디플레이터와 資本 디플레이터

(단위: %)

연 도	지가상승률	GNP 디플레이터	회사채수익률
1996	104.1	142.0	223.6
1995	103.1	137.0	199.9
1994	102.5	129.6	175.6
1993	103.1	122.7	155.5
1992	111.4	116.9	138.1
1991	112.8	110.2	118.9
1990	100.0	100.0	100.0
1989	82.9	90.9	85.9
1988	62.8	86.3	74.6
1987	49.3	80.7	65.1
1986	43.0	76.8	57.7
1985	40.1	73.3	51.2
1984	37.5	70.0	44.8
1983	33.1	66.4	39.3
1982	27.9	62.9	34.4
1981	26.5	58.9	29.3
1980	24.6	50.2	23.6
1979	22.1	40.4	18.1
1978	18.9	33.6	14.3
1977	12.7	27.2	11.8
1976	9.5	23.4	9.8
1975	7.5	19.1	8.2
1974	5.9	15.2	6.7
1973	4.5	11.6	5.6
1972	4.0	10.2	4.8
1971	3.4	8.7	4.1
1970	3.0	7.7	3.4
1969	2.6	6.7	2.7
1968	2.3	5.8	2.2
1967	1.9	5.0	1.7
1966	1.7	4.3	1.4
1965	1.5	3.8	1.1
1964	1.4	3.6	0.9
1963	1.1	2.7	0.8
1962	0.8	2.1	0.7

주: 부동산 디플레이터는 1974년 이후는 연도별 지가변동률, 이전은 GNP 디플레이터이고, 자본 디플레이터는 1973년 이후는 회사채수익률, 이전은 일반은행의 연평균 상업어음할인률임.

# 公共財의 需要와 不確實性

李 哲 印\*

## 要 約

최근 경제환경이 점차 불확실해짐에 따라 정부의 역할을 강화·증대시켜야 한다는 주장이 제기되고 있다. 본 논문은 이러한 주장이 공공재 수요의 증가를 충족시키기 위한 공공재 공급의 증대에 그 기반을 두고 있는 것인지 아니면 그 외의 요인들에 의하여 주도되는 결론인지에 대하여 논의하려 한다.

먼저 불확실성의 주요 요인인 소득의 불확실성과 공공재 수요간의 관계를 알아보고, 다음으로 세율(조세부담)에 있어서의 불확실성과 공공재 수요를 분석한다. 마지막으로 두 가지 불확실성이 동시에 진행될 때 두 가지 불확실성간의 상호관계를 고려하면서, 불확실성이 공공재의 수요에 어떠한 영향을 미치는지 고전적 정태모형의 틀 속에서 분석한다.

일반적으로 소득의 불확실성이 증가할 경우에 (i) 공공재의 한계효용함수의 구조 및 사적재화의 한계효용의 구조가 성질상 서로 상이(즉 어느 하나가 오목하고 다른 하나는 볼록)하면 공공재 수요의 증감을 결정할 수 있으며 (ii) 성질상 동일하면(즉 둘 다 오목 또는 볼록) 명확히 공공재 수요의 증감을 결정할 수 없고 상대적 성격(Arrow-Pratt의 위험기피도의 변형된 공식에 의해 측정됨)에 따라 결정됨을 보였다. (iii) 흔히 가정되는 가법적으로 분리 가능한 효용함수의 경우에 있어서는 사적재화의 한계효용의 구조에만 의존하여 공공재 수요의 증감을 결정할 수 있음을 또한 확인하였다. (iv) 한편, 공공재에 대한 조세부담이 보다 불확실해질 경우, 그리고 소득과 조세부담의 불확실성이 보다 불확실해질 경우 이들 불확실성이 상호 어떠한 상관관계를 갖든지 간에, 사적재화의 한계효용함수가 볼록하고 공공재의 한계효용함수가 오목할 때 공공재 수요가 감소하는 결과를 보이는 경우를 제외하고는 한계효용함수의 형태에 따라 결과가 달라짐을 보였다.

결론적으로 소득의 불확실성 증가에 대한 정부의 역할 강화라는 명제가 보다 적극적인 공공재 수요의 충족으로부터 유도되려면, 효용함수의 구조에 있어서 사적재화의 한계효용함수가 적어도 공공재의 한계효용함수보다 더 오목한 형태를 지녀야만 가능하다. 그리고 흔히 가정하듯이 효용함수가 가법적으로 분리 가능한 경우에 있어서는 사적재화의 한계효용의 구조가 오목한 경우에만 공공재의 수요가 증가할 수 있다.

만약에 이러한 모형에 의거한 결론이 현실과 부합하지 않는다고 믿는다면 정부의 적극적인 역할에 대한 정당성을 공공재 수요의 충족이 아닌 유동성 제약의 완화 또는 사회보험기능의 강화에서 찾아야 할 것이다.

\* 본원 전문연구위원.

\*\* 두 익명의 심사자의 명확하고 사려 깊은 논평에 감사드린다. 특히 세부적 계산오류까지 발견해주신 데 대하여 고마움을 표한다.

## I. 序 論

최근 외환위기의 도래와 함께 경제의 불확실성이 점차 증가하고 있다. 불과 한달 전의 예측이 사후적으로 보면 얼마나 많은 오류를 가지는지 누구나 경험해 보았을 것이다. 특히, 외환위기에 대한 사전적 예측은 적어도 민간의 차원에서 거의 불가능했다고 보아야 할 것이다. 동시에 이것은 과거 민간에 의하여 이해되었던 불확실성의 구조가 그리 크지 않고 무시할 만한 성질이었음을 의미한다. 최근 경제환경이 점차 불확실해짐에 따라 정부의 역할에 대해 보다 많은 중요성을 부여하고 적극적인 정부서비스의 공급 및 경제 개입의 필요성이 주장되는 한편, 반대로 작은 정부와 시장원리를 정착시킴으로써 경제환경의 불확실성을 제거해야 한다는 주장이 제기되는 등 상반된 의견이 동시에 제기되는 아이러니한 상황이 계속되고 있다.

본 논문은 경제가 불확실하므로 정부 역할을 강화 내지 증대해야 한다는 주장이 과연 개인의 공공재 수요의 증대를 충족시키기 위한 공공재 공급의 증대에 그 기반을 두고 있는 것인지, 아니면 사실상 그 외의 요인들에 의하여 주도되는 결론인지에 대하여 논의하려 한다.

불확실성에 대한 대다수의 논문들은 불확실성과 저축간의 관계를 분석하면서 예비적 동기를 설명하기 위한 효용함수의 구조에 대하여 논의한다[예를 들어 Rothschild와 Stiglitz(1970, 1971), Kimball(1990)]. 불확실성에 대하여 소득 분배 측면에서의 중요성을 지적한 논문으로서 Varian(1980)은 개인의 부와 소득은 경제학적으로 확립된 변수 또는 쉽게 관측이 가능한 변수들에 의하여 설명되기보다는 순전히 확률적으로 랜덤한 요인들에 의하여 결정되는 부분이 크다고 기술하면서 최적 선행소득세의 구조에 대한 답을 제시한 바 있다. 그러나 위 논문에서는 공공재의 역할을 모형 내에 포함시키지 않았으며 조세의 역할에만 초점을 맞추어 분석하였다. 불확실성과 투자행위간의 함수관계를 지적한 글로서 Dixit과 Pindyck(1994)을 들 수 있다. 이들은 투자환경의 불확실성이 커질수록 기업의 투자가 위축됨을 이론적으로 검증하였다. 한편, 각종 연금, 실업

보험 등 사회보장제도에 관한 연구들은 사회보험이 소득의 흐름에 영향을 미친다는 점을 이용하여 사회후생 극대화 측면에서 정부의 역할을 규명하려 했다'. 그러나 기존 문헌은 '전통적 의미에서 정의되는 공공재'에 대한 수요가 불확실성에 대하여 어떻게 반응하며 어떠한 역할을 하는지에 대한 답을 주지는 못한다.

본 논문은 기존의 분석에서 논의되지 않은 불확실성에 대한 공공재의 수요를 분석한다. 과연 흔히 언급되듯이 불확실성의 증가로 인하여 정부서비스 및 공공재에 대한 수요 증대가 발생하는지를 알아보려 한다. 먼저 불확실성의 주요 요인으로서 소득의 불확실성과 공공재 수요간의 관계를 알아보고, 다음으로, 세율(조세부담)에 있어서의 불확실성과 공공재 수요간의 관계를 분석한다. 끝으로 두 가지 불확실성이 동시에 진행될 때 두 가지 불확실성의 상호관계를 고려하면서, 공공재의 수요에 어떠한 영향을 미치는지 표준적 정태모형의 틀 속에서 분석한다.

## II. 模 型

다수의 개인으로 구성된 경제를 상정한다. 소비에 이용되는 재화는 공공재와 사적재화로 대별된다. 개인은 공공재 생산비용의 일정부분을 조세로써 정부에 지불하고 그 대가로 공공재 소비가 가능하다. 개인은 불확실성이 소득, 조세부담부분, 또는 양자 모두에 존재할 수 있음을 고려하여 최적수요량을 결정하게 된다. 먼저 편의상 불확실성이 소득에만 존재할 경우를 다음과 같이 살펴보자.

개인  $i$ 의 효용 극대화 문제 :

$$\max_{x_i, Y_i} EU(X_i, Y_i) = \int_0^{+\infty} U(X_i, Y_i) f(\tilde{w}_i) d\tilde{w}_i$$

1) Gruber(1997)는 실업보험급여의 최적 수준을 소비의 스무딩(consumption smoothing)을 통한 효용극대화의 측면에서 규명하려 했다.

2) 즉, 비경합성, 비배재성 등.

$$s. t. (1) X_i + \tau_i Y_i = \bar{w}_i \quad (2) \tau_i = t_i C \quad (3) \bar{w}_i \sim f(\bar{w}_i) \quad (A)$$

여기서  $t_i$ 는 공공재  $Y$ 의 생산단위비용 중에 개인이 부담하는 비율, 그리고  $\tau_i$ 는 개인부담액을 의미하는 사적재화  $X$ 에 대한 상대가격이다. 예를 들어 공공재 한 단위의 가격이  $C$ 이고 동질적인 인구가  $N$ 인 경제를 상정하면  $\tau_i$ 는  $C/N$ 이고  $t_i$ 는  $1/N$ 이 될 수 있다. 그리고  $w$ 는 소득,  $\sim$ 는 확률변수를 의미하고 소득의 결정(realization)은 확률밀도함수  $f(\cdot)$ 를 따른다. 이와 함께 효용함수에 대한 표준적인 가정들,  $U_x > 0$ ,  $U_y > 0$ ,  $U_{xx} < 0$ ,  $U_{yy} < 0$ 가 성립하고 세 번 미분가능하다고 가정한다.

만약에 동질적인 대표적 개인(representative individual)이 아니라 개인별 소득에서의 이질성(heterogeneity)을 허용하면 문제의 해는 과반수투표균형으로 결정될 것이다. 즉, 효용함수가 동일하고 소득에서의 일정한 분포를 가정할 경우 중위투표자의 공공재 수요에 따라 사회 전체의 공공재의 수요가 결정될 것이다. 이렇게 중위투표자의 행위로부터 결과를 유도하거나 대표적 개인으로부터 결과를 유도하거나 定性的으로 수요의 증가 또는 감소의 방향은 동일하다. 그 이유는 공공재 수요의 증감은 개인의 동질성 또는 이질성의 가정에 의존하지 않고 효용함수의 구조에 따라 결정되기 때문이다. 본 논문에서는 이러한 이유로 분석의 편의를 위해 소득분배가 균등한 대표적 개인, 즉, 모든 개인이 중위투표자인 경우를 가정하고 문제를 분석한다.

대표적 개인을 가정하고 식 (A)에 대한 일차조건을 구하면

$$\int_0^{+\infty} [-\tau U_x(\bar{w} - \tau Y, Y) + U_y(\bar{w} - \tau Y, Y)] f(\bar{w}) d\bar{w} = 0 \quad (A-1)$$

를 얻는다.

이를 기대오퍼레이터를 적용하여 다시 표현하면,

$$E_{\bar{w}}(-\tau U_x + U_y) = E_{\bar{w}}(-\tau U_x) + E_{\bar{w}}(U_y) = 0 \quad (A-2)$$

이며, 보다 단순한 표현으로

$$E_{\tilde{w}}(U_Y)/E_{\tilde{w}}(U_X) = \tau \text{ 또는}$$

$$\int_0^{+\infty} U_Y(\tilde{w} - \tau Y, Y) f(\tilde{w}) d\tilde{w} = \tau \int_0^{+\infty} U_X(\tilde{w} - \tau Y, Y) f(\tilde{w}) d\tilde{w} \text{가 된다.}$$

문제의 충분조건은 아래와 같다.

$$\int_0^{+\infty} [\tau^2 U_{XX}(\tilde{w} - \tau Y, Y) - 2\tau U_{XY}(\tilde{w} - \tau Y, Y) + U_{YY}(\tilde{w} - \tau Y, Y)] f(\tilde{w}) d\tilde{w} < 0 \tag{A-3}$$

이를 다시 기대오퍼레이터를 적용하여 정리하여 보면,

$$E_{\tilde{w}}(T' \Omega T) < 0, \text{ 여기서 } T' = (\tau \ 1), \text{ 그리고}$$

$$\Omega = \begin{bmatrix} U_{XX} & -U_{XY} \\ -U_{XY} & U_{YY} \end{bmatrix} \text{로 정의된다.}$$

확실성하에서 충분조건은 행렬  $\Omega$ 가 陰反定부호를 지니면 즉,

$U_{XX} < 0, U_{YY} < 0$ , 그리고  $U_{XX}U_{YY} - U_{XY}^2 > 0$ 이면 만족된다. 본 문제에 대하여도  $\Omega$ 가 기대값에서 음반정부호를 지니는 것으로 충분조건  $E_{\tilde{w}}(T' \Omega T) < 0$  이 만족됨을 알 수 있다.

이로부터 공공재의 수요함수를  $Y^* = Y(\tau, \tilde{w}, f(\tilde{w}))$ 로 암시적으로(implicitly) 정의할 수 있다. 이해를 돕기 위하여 예를 들어 본다면, 소득의 가능한 경우가 두 가지인 離散 분포를 가정할 때  $Y^* = Y(\tau, w_1, w_2, f(w_1), f(w_2))$ 이고  $\tilde{w} \equiv (w_1, w_2), f(\tilde{w}) \equiv (f(w_1), f(w_2))$ 가 될 것이다.

이를 기대효용함수에 대입하면 다음과 같은 간접기대효용함수를 얻게 된다. 즉,

$$E_{\tilde{w}} V(\tau, \tilde{w}) = \int_0^{+\infty} U[\tilde{w} - \tau Y(\tau, \tilde{w}, f(\tilde{w})), Y(\tau, \tilde{w}, f(\tilde{w}))] f(\tilde{w}) d\tilde{w} \tag{A-4}$$

가 된다.

여기서 공공재에 대한 개인 부담부분  $\tau$ 가 결정되어 있다면 문제는 단순히 불확실소득의 함수로만 표현된다. 즉,

$E_{\tilde{w}} V(\tilde{w}) = \int_0^{+\infty} U[\tilde{w} - \tau Y(\tau, \tilde{w}, f(\tilde{w})), Y(\tau, \tilde{w}, f(\tilde{w}))] f(\tilde{w}) d\tilde{w}$ 의 형태가 된다.

소득의 평균을 고정한 채 불확실성이 증가하는 경우를 다음과 같이 새로운 분포  $\varepsilon$ 을 이용하여 묘사해 보자.  $\tilde{w}_2 = \tilde{w}_1 + \tilde{\varepsilon}$ 이며  $E_{\tilde{\varepsilon}}(\tilde{\varepsilon} | \tilde{w}_1) = 0$ 이라고 하자. 이때  $\tilde{w}_2$ 가  $\tilde{w}_1$ 보다 불확실성이 증가했다고 볼 수 있는바, 그 이유는  $var(\tilde{w}_2) = var(\tilde{w}_1) + var(\tilde{\varepsilon}) > var(\tilde{w}_1)$ 이기 때문이다. 효용함수가 표준적인 오목(concave)한 형태를 취한다면  $E_{\tilde{w}} V(\tilde{w}_1) > E_{\tilde{w}} V(\tilde{w}_2)$ <sup>3)</sup>임을 알 수 있는데 이는 동일평균하에서의 2차 확률적 우위(2nd order stochastic dominance)에 의한 결과이다. 본 논문이 살펴보려고 하는 문제는 과연 이 부등식이 공공재 수요에 대하여 어떤 의미를 지니는지를 파악하고자 하는 데 있다. 즉, 부등식  $E_{\tilde{w}} V(\tilde{w}_1) > E_{\tilde{w}} V(\tilde{w}_2)$ 가 각각의 불확실성하에서 정의되는 균형 공공재 수요간의 대소관계, 즉,  $Y(\tilde{w}_1) > \text{or } \leq Y(\tilde{w}_2)$ 를 의미하는가를 알아보려 한다. 이것은 곧 어떠한 조건하에서 불확실성과 공공재의 수요간의 함수관계가 성립하는가를 보이고자 하는 것과 같은 문제이다.

## 1. 소득이 불확실한 경우

### 1-a. 효용함수가 加法的으로 분리가능(additively separable)한 경우

가법적으로 분리가능한 경우란 예를 들어  $U(X, Y) \equiv V(X) + W(Y)$  형태의 효용함수를 의미한다.

3) 기대연산자는 조건부확률변수를 고려한 기대값을 의미한다. 따라서 엄밀히 표현하자면  $E_{\tilde{w}} V(\tilde{w}_i) \equiv E_{\tilde{w}} V(\tilde{w}_i)$ 이나 의미상의 혼란이 발생하지 않으므로 기호의 복잡성을 피하고자 기대연산자 다음의 확률변수의 하첨자를 생략하기로 한다.

[정리 1-1] 소득의 평균이 고정된 채 불확실성이 증가할 때(즉, mean-preserving spread), 사적재화의 한계효용함수(효용함수가 아님에 주의할 것)가 오목(concave) (볼록(convex))하면 공공재의 수요는 증가(감소)한다.

[증명] 소득의 평균을 고정한 채 불확실성이 증가하는 경우를 다음과 같은 분포로 묘사한다.  $\tilde{w}_2 = \tilde{w}_1 + \tilde{\varepsilon}$ 이며  $E_{\tilde{\varepsilon}}(\tilde{\varepsilon} | \tilde{w}_1) = 0$ 이라고 하자. 이때 앞서 보였듯이  $\tilde{w}_2$ 가  $\tilde{w}_1$ 보다 불확실성이 증가했다고 볼 수 있다. 먼저 불확실성이 증가하기 전의 일차조건은 위에서 본 바와 같이

$E_{\tilde{w}}(-\tau U_x + U_y) = -\tau E_{\tilde{w}}(U_x) + E_{\tilde{w}}(U_y) = 0$ 이다. 불확실성이 증가하는 경우에도 일차조건은 동일하나 단지  $\tilde{w}_1$ 대신에  $\tilde{w}_2$ 를 일차조건에 대입해야 한다는 점에서 차이가 있을 뿐이다. 효용함수의 가법성으로 인하여  $\tilde{w}_1$ 하에서의 균형점  $Y^*$ 에서 평가할 때  $E_{\tilde{w}}(U_y | \tilde{w}_2) = E_{\tilde{w}}(U_y | \tilde{w}_1)$ 이고<sup>4)</sup> 사적재화의 한계효용함수가 오목하면  $E_{\tilde{w}}(U_x | \tilde{w}_2) < E_{\tilde{w}}(U_x | \tilde{w}_1)$ 이고 한계효용의 감소분이 사적재화에서만 발생하므로

$\{-\tau E_{\tilde{w}}(U_x | \tilde{w}_2) + E_{\tilde{w}}(U_y | \tilde{w}_2)\} > \{-\tau E_{\tilde{w}}(U_x | \tilde{w}_1) + E_{\tilde{w}}(U_y | \tilde{w}_1)\} = 0$ 이 항상 성립한다. 즉, 보다 불확실한 새로운 균형점( $\tilde{w}_2$ 하에서의)에서는  $-\tau E_{\tilde{w}}(U_x) + E_{\tilde{w}}(U_y) > 0$ 을 의미한다. 따라서 균형을 유지하기 위하여 공공재  $Y$ 의 양을 늘려야 한다. 물론 사적재화의 한계효용함수가 볼록한 구조를 갖는다면  $-\tau E_{\tilde{w}}(U_x) + E_{\tilde{w}}(U_y) < 0$ 을 의미한다. 이때 균형을 유지하기 위해서는 공공재  $Y$ 의 수요를 줄여야 한다.

참고로 이는 불확실성의 증가시 예비적 동기에 의하여 저축이 증가하기 위한 조건인 한계효용함수의 볼록성(예를 들어, Kimball(1990))과 대비되는 결과이다. Kimball의 연구에서는 기간간 효용함수가 소비에만 의존하는 다음의 형태

4) 이것은 공공재 수요는 선택변수로서 그 양을 결정할 때 확률변수로 작용하지 않으며 또한 공공재의 한계효용함수에 공공재 수요량만이 의존하는 가법성이라는 특수성 때문이다.

를 취한다.

$$Max_s u(w_1 - s) + Ev(s + \bar{w}_2) \quad (A-5)$$

여기서  $s$ 는 저축,  $u(\cdot)$ 과  $v(\cdot)$ 은 제1, 2기의 효용함수, 그리고  $w_1$ 은 제1기의 초기소득과 富,  $w_2$ 는 제2기의 불확실소득을 나타낸다. 이와 대조적으로 본 논문에서는 효용함수에 사적재화와 공공재를 포함한 靜態的 문제를 논의하였다. 본 논문과 Kimball(1990)의 문제가 비록 선택변수와 관점에 있어 차이가 있으나 효용함수가 가법적인 경우에는 일차조건의 구조상 유사한 맥락에서 이해될 수 있다.

#### 1-b. 효용함수가 乘法的으로 분리가능(multiplicatively separable)한 경우

승법적으로 분리가능한 경우란 예를 들어  $U(X, Y) \equiv V(X) \cdot W(Y)$  형태의 효용함수를 의미한다. 이때 앞에서와 다른 몇 가지 결과를 얻을 수 있다.

[정리 1-2] 소득의 평균을 고정한 채 불확실성이 증가할 때, 사적재화의 한계 효용함수가 불특할수록 공공재의 수요는 감소한다.

[증명] 먼저 불확실성이 증가하기 전의 일차조건은  $-\tau E_{\bar{w}}(U_x) + E_{\bar{w}}(U_y) = 0$ 로서 불확실성이 증가하는 경우에도 일차조건은 동일하나 단지  $\bar{w}_1$ 대신에  $\bar{w}_2$ 를 일차조건에 대입해야 한다는 점에서 차이가 있을 뿐이다. 효용함수가 승법적으로 분리가능한 경우  $\bar{w}_1$ 하에서의 균형점에서 평가할 때  $E_{\bar{w}}(U_y | \bar{w}_2) < E_{\bar{w}}(U_y | \bar{w}_1)$ 이 항시 성립한다. 이는  $E_{\bar{w}}(U_y) \equiv V(\bar{w} - \tau Y) \cdot W'_y(Y)$ 로서 효용함수의 첫 번째 부분인  $V$ 가 오목하기 때문이다( $V_{xx} < 0$ ). 또한 사적재화의 한계효용함수가 불특하면  $E_{\bar{w}}(U_x | \bar{w}_2) > E_{\bar{w}}(U_x | \bar{w}_1)$ 이 되므로  $-\tau E_{\bar{w}}(U_x | \bar{w}_2) < -\tau E_{\bar{w}}(U_x | \bar{w}_1)$ 이 성립한다. 지금까지의 부등식을 결합하면 다음의 부등식을 얻게 된다. 즉,  $\{-\tau E_{\bar{w}}(U_x | \bar{w}_2) + E_{\bar{w}}(U_y | \bar{w}_2)\} < \{-\tau E_{\bar{w}}(U_x | \bar{w}_1) + E_{\bar{w}}(U_y | \bar{w}_1)\} = 0$ 이

항시 성립한다. 이는 보다 불확실한  $\tilde{w}_2$ 하에서의 새로운 균형점에서는  $-\tau E_{\tilde{w}}(U_x) + E_{\tilde{w}}(U_y) < 0$ 을 의미한다. 따라서 이때 균형을 유지하기 위해서는 공공재  $Y$ 의 양을 감소시켜야 한다.

만약에 사적재화의 한계효용이 오목하면  $E_{\tilde{w}}(U_x | \tilde{w}_2) < E_{\tilde{w}}(U_x | \tilde{w}_1)$ 이 되므로  $-\tau E_{\tilde{w}}(U_x | \tilde{w}_2) > -\tau E_{\tilde{w}}(U_x | \tilde{w}_1)$ 이 성립한다. 이는 곧 아래의 부등식  $\{-\tau E_{\tilde{w}}(U_x | \tilde{w}_2) + E_{\tilde{w}}(U_y | \tilde{w}_2)\} < \text{or } \geq \{-\tau E_{\tilde{w}}(U_x | \tilde{w}_1) + E_{\tilde{w}}(U_y | \tilde{w}_1)\} = 0$ 과 같이 상대적 크기를 확정지을 수 없는 형태로 나타난다. 따라서 이 경우 사적재화의 오목성이 공공재의 오목성보다 더 클 때에는

$\{E_{\tilde{w}}(U_y | \tilde{w}_2) - E_{\tilde{w}}(U_y | \tilde{w}_1)\} - \{-\tau E_{\tilde{w}}(U_x | \tilde{w}_2) + \tau E_{\tilde{w}}(U_x | \tilde{w}_1)\} > 0$ 가 성립한다. 이 결과는 보다 불확실한  $\tilde{w}_2$ 하에서의 새로운 균형점에서는  $-\tau E_{\tilde{w}}(U_x) + E_{\tilde{w}}(U_y) > 0$ 이라는 사실을 의미한다. 따라서 균형을 유지하기 위해서는 공공재  $Y$ 의 양을 증가시켜야 한다.

이상의 논의로부터 보다 일반적인 경우에 대한 분석이 가능해진다. 앞서 승법적으로 분리가능한 경우는 결국 공공재의 한계효용함수가 오목한 경우로 한정되었으나 보다 일반적인 효용함수의 구조하에서는 공공재의 한계효용함수가 오목한 경우뿐만 아니라 볼록한 경우도 함께 존재할 것이다. 이를 동시에 고려하면 다음과 같은 일반화가 가능하다.

### 1-c. 일반적인 효용함수의 경우

[정리 1-3] 소득의 평균이 고정된 채 불확실성이 증가할 때, 공공재의 한계효용함수가 볼록(오목)하고 사적재화의 한계효용이 오목(볼록)하면 공공재의 수요는 증가(감소)한다.

[증명] 먼저 불확실성이 증가하기 전의 일차조건은 위에서 본 바와 같이  $-\tau E_{\tilde{w}}(U_x) + E_{\tilde{w}}(U_y) = 0$ 이다. 불확실성이 증가하는 경우에도 일차조건은 동

일하나 단지  $\tilde{w}_1$  대신에  $\tilde{w}_2$ 를 일차조건에 대입해야 한다는 차이가 있을 뿐이다. 만약에 공공재의 한계효용함수가 오목하다면  $\tilde{w}_1$ 하에서의 균형점에서 평가할 때  $E_{\tilde{w}}(U_Y|\tilde{w}_2) < E_{\tilde{w}}(U_Y|\tilde{w}_1)$ 이고, 사적재화의 한계효용함수가 볼록하면,  $E_{\tilde{w}}(U_X|\tilde{w}_2) > E_{\tilde{w}}(U_X|\tilde{w}_1)$ 이고, 이때  $\{E_{\tilde{w}}(U_Y|\tilde{w}_2) - E_{\tilde{w}}(U_Y|\tilde{w}_1)\} - \{\tau E_{\tilde{w}}(U_X|\tilde{w}_2) - \tau E_{\tilde{w}}(U_X|\tilde{w}_1)\} < 0$ 가 항상 성립한다. 이 결과는 보다 불확실한  $\tilde{w}_2$ 하에서의 새로운 균형점에서는  $-\tau E_{\tilde{w}}(U_X) + E_{\tilde{w}}(U_Y) < 0$ 을 의미한다. 따라서 균형을 유지하기 위해서는 공공재  $Y$ 의 양을 줄여야 한다.

만약에 두 재화의 한계효용함수가 모두 오목하거나 볼록하면 그 상대적 성향에 따라 공공재의 수요가 결정된다. 즉, 두 재화의 한계효용함수가 모두 오목하더라도 사적재화가 '더 오목'하면 아래와 같은 부등식이 성립한다.

$$\{E_{\tilde{w}}(U_Y|\tilde{w}_2) - E_{\tilde{w}}(U_Y|\tilde{w}_1)\} - \{\tau E_{\tilde{w}}(U_X|\tilde{w}_2) - \tau E_{\tilde{w}}(U_X|\tilde{w}_1)\} > 0$$

이때 공공재의 수요가 증가한다. 이러한 불분명한 경우에서의 효용함수  $U$ 의 구조에 대한 논의를 위해 효용함수에 있어서 정의되는 Arrow-Pratt(AP)의 절대적 위험기피도의 정의  $-\frac{U''(\cdot)}{U'(\cdot)}$ 를 응용해 보자. AP의 공식은 결국 효용함수가 얼마나 오목한가에 대한 측정도구이므로 이를 한계효용  $U'$ (즉 여기서는  $U_X, U_Y$ )의 오목성에 응용하여 보면 다음과 같은 정리를 얻는다<sup>5)</sup>.

[정리 1-4]  $\tilde{w}_1$ 하에서의 균형점에서  $-E_{\tilde{w}}\left(\frac{U_{YYY}}{U_{YY}}\right) > -E_{\tilde{w}}\left(\frac{\tau U_{XXX}}{U_{XX}}\right)$ 이면 불확실성이 증가할 때 공공재의 수요가 증가한다.

5) Kimball(1990)은 불확실성하에서 소비와 저축간의 관계에서의 3차 미분값이 양수이면 저축이 불확실성에 따라 증가함을 보였다.

## 2. 세율(조세부담)이 불확실한 경우

Baumal(1967)은 정부가 제공하는 대부분의 공공재란 사실상 기술진보가 발생하기 어려운 노동집약적인 투입을 바탕으로 생산된다고 주장한다. 이는 해외로부터의 충격이 전달되었을 경우 민간부문이 제공하는 재화와 비교하여 가격면에서 그 충격이 상이하게 반영됨을 의미한다. 즉, 소규모 개방경제를 가정할 때, 보다 해외 의존적인 원료를 사용하는 민간부문은 즉각적인 가격의 조정이 발생하지만 공공부문은 가격의 조정이 상대적으로 점진적으로 일어날 가능성이 높다. 이러한 근본적인 차이는 모형의 상대가격, 모형상의 용어로 조세부담에 있어서의 불확실성으로 나타날 것이다. 이 경우 예산제약식은  $X + \bar{\tau}Y = w$ 로 표현될 것이다.

이러한 외부적인 요인 이외에도 가격의 불확실성은 재화간 서로 달리 발생할 수 있으므로 불확실성간의 이질성(heterogeneity)은 상대가격의 불확실성으로 묘사되며 이는 이론적인 관심의 대상일 것이다. 본절에서는 이러한 상대가격의 불확실성에 대한 공공재 수요의 결정요인을 분석하려 한다.

세율에 불확실성이 존재할 경우를 다음의 식으로 나타내어 보자.

개인의 문제 :

$$\begin{aligned} \max_{x, y} E_{\bar{\tau}} U(X, Y) &= \int_0^{+\infty} U(X, Y) g(\bar{\tau}) d\bar{\tau} \\ \text{s. t. } (1) X + \bar{\tau}Y &= w \quad (2) \bar{\tau} \sim g(\bar{\tau}) \end{aligned} \quad (B)$$

문제 (B)에 대한 일차조건을 풀면

$$\int_0^{+\infty} [-\bar{\tau}U_x(w - \bar{\tau}Y, Y) + U_y(w - \bar{\tau}Y, Y)] g(\bar{\tau}) d\bar{\tau} = 0 \quad (B-1)$$

이 된다.

이를 기대오퍼레이터를 적용하여 다시 표현하면 소득에 불확실성이 있었을 경우와 유사한 구조를 지닌다.

$$E_{\bar{\tau}} (-\bar{\tau}U_x + U_y) = E_{\bar{\tau}} (-\bar{\tau}U_x) + E_{\bar{\tau}} (U_y) = 0 \quad (B-2)$$

여기서  $\tilde{\tau}$ 가 더이상 확정된 파라미터가 아니라 확률변수임을 감안할 때 식 (B-2)는 다음과 같이 상이한 수식으로 정리된다.

$$1 = \frac{\text{cov}(\tilde{\tau}, U_x)}{E_{\tilde{\tau}}(U_Y)} + \frac{E_{\tilde{\tau}}(\tilde{\tau})E_{\tilde{\tau}}(U_x)}{E_{\tilde{\tau}}(U_Y)} \quad \text{또는}$$

$$\int_0^{+\infty} U_2(w - \tilde{\tau}Y, Y)g(\tilde{\tau})d\tilde{\tau}$$

$$= \int_0^{+\infty} U_1(w - \tilde{\tau}Y, Y)g(\tilde{\tau})d\tilde{\tau}$$

문제의 충분조건은

$$\int_0^{+\infty} [\tilde{\tau}^2 U_{xx}(w - \tilde{\tau}Y, Y) - 2\tilde{\tau} U_{xy}(w - \tilde{\tau}Y, Y) + U_{yy}(w - \tilde{\tau}Y, Y)]g(\tilde{\tau})d\tilde{\tau} < 0 \quad (\text{B-3})$$

으로 나타내어질 수 있다.

이를 다시 기대오퍼레이터를 적용하여 정리하면

$$E_{\tilde{\tau}}(\tilde{T}' \Omega \tilde{T}) < 0, \quad \text{여기서 } \tilde{T}' = (\tilde{\tau} \ 1), \quad \text{그리고}$$

$$\Omega = \begin{bmatrix} U_{xx} & -U_{xy} \\ -U_{xy} & U_{yy} \end{bmatrix} \text{로 정의된다.}$$

본 문제에 대하여 행렬  $\Omega$ 가 기대값에 있어서 음반정부호를 지니고 즉,  $U_{xx} < 0$ ,  $U_{yy} < 0$ , 그리고  $U_{xx}U_{yy} - U_{xy}^2 > 0$  또한 확률변수  $\tilde{\tau} > 0$ 이므로  $E_{\tilde{\tau}}(\tilde{T}' \Omega \tilde{T}) < 0$ 이 만족된다.

## 2-a. 효용함수가 가법적으로 분리가능한(additively separable) 경우

[정리 2-1] 가격의 평균이 고정된 채 불확실성이 증가할 때, 사회적재화의 한계 효용함수가 불분할수록 공공재의 수요는 감소한다.

[증명] 가격의 평균을 고정한 채 불확실성이 증가하는 경우를 다음과 같은 분포로 묘사한다.  $\tilde{\tau}_2 = \tilde{\tau}_1 + \tilde{\varepsilon}_\tau$ 이며  $E_{\tilde{\tau}}(\tilde{\varepsilon}_\tau | \tilde{\tau}_1) = 0$ 이라고 하자. 이때  $\tilde{\tau}_2$ 가  $\tilde{\tau}_1$ 보다 불확실성이 증가했다고 볼 수 있는바 그 이유는

$var(\tilde{\tau}_2) = var(\tilde{\tau}_1) + var(\tilde{\varepsilon}_\tau) > var(\tilde{\tau}_1)$ 에 있다. 먼저 불확실성이 증가하기 전의 일차조건은 앞에서 본 바와 같이

$E_{\tilde{\tau}}(-\tilde{\tau}U_x + U_y) = E_{\tilde{\tau}}(-\tilde{\tau}U_x) + E_{\tilde{\tau}}(U_y) = 0$ 이다. 불확실성이 증가하는 경우에도 일차조건은 동일하나 단지  $\tilde{\tau}_1$  대신에  $\tilde{\tau}_2$ 를 일차조건에 대입해야 한다는 차이가 있을 뿐이다.

$$1 = \frac{cov(\tilde{\tau}, U_x)}{E_{\tilde{\tau}}(U_y)} + \frac{E_{\tilde{\tau}}(\tilde{\tau}) E_{\tilde{\tau}}(U_x)}{E_{\tilde{\tau}}(U_y)}$$

여기서  $cov(\tilde{\tau}, U_x)$ 는 확률변수  $\tilde{\tau}$ 의 움직임에 따라  $U_x$ 가 일대일로 변화하는 일정한 절대값을 지니는 양수이다. 효용함수가 가법적으로 분리된 형태이면,  $\tilde{\tau}_1$ 하에서의 균형점에서 평가할 때  $E_{\tilde{\tau}}(U_y | \tilde{\tau}_2) = E_{\tilde{\tau}}(U_y | \tilde{\tau}_1)$ 이고 위의 등식은 사적재화의 한계효용함수의 구조에 의해서만 결정된다. 이때 사적재화의 한계효용함수가 볼록하면  $E_{\tilde{\tau}}(U_x | \tilde{\tau}_2) > E_{\tilde{\tau}}(U_x | \tilde{\tau}_1)$ 이고 또한  $E_{\tilde{\tau}}(\tilde{\tau}U_x | \tilde{\tau}_2) > E_{\tilde{\tau}}(\tilde{\tau}U_x | \tilde{\tau}_1)$ 이 성립한다<sup>6)</sup>. 그러므로

$\{E_{\tilde{\tau}}(-\tilde{\tau}U_x | \tilde{\tau}_2) + E_{\tilde{\tau}}(U_y | \tilde{\tau}_2)\} < \{E_{\tilde{\tau}}(-\tilde{\tau}U_x | \tilde{\tau}_1) + E_{\tilde{\tau}}(U_y | \tilde{\tau}_1)\} = 0$ 이 항상 성립한다. 즉 보다 불확실한  $\tilde{\tau}_2$ 하에서의 새로운 균형점에서는  $E_{\tilde{\tau}}(-\tilde{\tau}U_x) + E_{\tilde{\tau}}(U_y) < 0$ 임을 의미한다. 따라서 균형을 유지하기 위해서는, 공공재  $Y$ 의 양을 감소시켜야 한다. 만약에 사적재화의 한계효용함수가 오목하면 소득의 불확실성과는 달리 다음의 부등식  $E_{\tilde{\tau}}(\tilde{\tau}U_x | \tilde{\tau}_2) > \text{or } \leq E_{\tilde{\tau}}(\tilde{\tau}U_x | \tilde{\tau}_1)$ 의 부호

6) 이것은  $\tilde{\tau}U_x(w - \tilde{\tau}Y)$ 의  $\tilde{\tau}$ 에 대한 2계 도함수가  $-2YU_{xx}(w - \tilde{\tau}Y) + \tilde{\tau}^2Y^2U_{xxx}(w - \tilde{\tau}Y)$ 로서 한계효용체감의 법칙  $U_{xx} < 0$ 과 볼록성의 가정  $U_{xxx} > 0$ 이 충족되면 도함수의 값은 항상 양이다.

가 일의적으로 결정되지 않아 불확실성에 따른 공공재 수요는 그 증감이 경우에 따라 달라진다.

## 2-b. 효용함수가 승법적으로 분리가능한(multiplicatively separable) 경우

[정리 2-2] 가격의 평균이 고정된 채 불확실성이 증가할 때, 사적재화의 한계 효용함수가 볼록할수록 공공재의 수요는 감소한다.

[증명] 불확실성이 증가하는 경우에도 일차조건은 동일하나 단지  $\bar{\tau}_1$  대신에  $\bar{\tau}_2$ 를 일차조건에 대입해야 한다는 차이가 있을 뿐이다. 즉,  $E_{\bar{\tau}_2}(-\bar{\tau}_2 U_x) + E_{\bar{\tau}_2}(U_y) = 0$ 이 성립한다. 효용함수가 승법적으로 분리가능한 경우  $\bar{\tau}_1$ 하에서의 균형점에서 평가할 때  $E_{\bar{\tau}_2}(U_y | \bar{\tau}_2) < E_{\bar{\tau}_1}(U_y | \bar{\tau}_1)$ 이 항상 성립한다<sup>7)</sup>. 또한 사적재화의 한계효용함수가 볼록하여  $E_{\bar{\tau}_2}(U_x | \bar{\tau}_2) > E_{\bar{\tau}_1}(U_x | \bar{\tau}_1)$ 이 되고  $E_{\bar{\tau}_2}(-\bar{\tau}_2 U_x | \bar{\tau}_2) < E_{\bar{\tau}_1}(-\bar{\tau}_1 U_x | \bar{\tau}_1)$ 이 성립한다<sup>8)</sup>. 이는 곧 다음의 부등식을 의미한다.

$$\{E_{\bar{\tau}_2}(-\bar{\tau}_2 U_x | \bar{\tau}_2) + E_{\bar{\tau}_2}(U_y | \bar{\tau}_2)\} < \{E_{\bar{\tau}_1}(-\bar{\tau}_1 U_x | \bar{\tau}_1) + E_{\bar{\tau}_1}(U_y | \bar{\tau}_1)\} = 0$$

즉, 보다 불확실한  $\bar{\tau}_2$ 하에서의 새로운 균형점에서는  $E_{\bar{\tau}_2}(-\bar{\tau}_2 U_x) + E_{\bar{\tau}_2}(U_y) < 0$ 을 의미한다. 따라서 균형을 유지하기 위하여 공공재 Y의 양을 감소시켜야 한다.

만약에 사적재화의 한계효용이 오목하면  $E_{\bar{\tau}_2}(U_x | \bar{\tau}_2) < E_{\bar{\tau}_1}(U_x | \bar{\tau}_1)$ 이 되나 부등식  $E_{\bar{\tau}_2}(-\bar{\tau}_2 U_x | \bar{\tau}_2) > \text{or} \leq E_{\bar{\tau}_1}(-\bar{\tau}_1 U_x | \bar{\tau}_1)$ 의 부호가 일의적으로 결정되지 않아 다음 식의 부호 또한 일의적으로 결정할 수 없다.

$$\{E_{\bar{\tau}_2}(-\bar{\tau}_2 U_x | \bar{\tau}_2) + E_{\bar{\tau}_2}(U_y | \bar{\tau}_2)\} < \text{or} \geq \{E_{\bar{\tau}_1}(-\bar{\tau}_1 U_x | \bar{\tau}_1) + E_{\bar{\tau}_1}(U_y | \bar{\tau}_1)\} = 0.$$

따라서 불확실성에 따른 공공재 수요가 경우에 따라 달라지며 증가 또는 감소 여부가 결정되지 않는다.

7) 제1-b목에서 그 이유를 밝혔으므로 참조할 것.

8) 이것은 승법적으로 분리가능한 효용함수의  $\bar{\tau}U_x$ 에 해당하는 부분은  $\bar{\tau}V_x(w - \bar{\tau}Y)W(Y)$ 로서  $\bar{\tau}$ 에 대한 2계 도함수가 앞에서 가법적인 경우와 한계효용체감의 법칙  $U_{xx} < 0$ 과 볼록성의 가정  $U_{xxx} > 0$ 이 충족되면 도함수의 값은 동일한  $\bar{\tau}$ 의 값을 갖는다.

이상의 논의로부터 보다 일반적인 경우에 대한 분석이 가능해졌다. 앞서 승법적으로 분리가능한 경우는 결국 공공재의 한계효용함수가 오목한 경우로 한정되었으나 보다 일반적인 효용함수의 구조하에서는 공공재의 한계효용함수가 오목한 경우뿐만 아니라 볼록한 경우도 함께 존재할 것이다. 이를 동시에 고려하면 다음과 같은 일반화가 가능하다.

2-c. 일반적인 효용함수의 경우

[정리 2-3] 소득의 평균을 고정한 채 불확실성이 증가할 때, 공공재의 한계효용함수가 오목하고 사적재화의 한계효용이 볼록하면 공공재의 수요는 감소한다.

[증명] 먼저 불확실성이 증가하기 전의 일차조건은 위에서 본 바와 같이  $E_{\tilde{\tau}}(-\tilde{\tau}U_x) + E_{\tilde{\tau}}(U_y) = 0$ 이다. 불확실성이 증가하는 경우에도 일차조건은 동일하나 단지  $\tilde{\tau}_1$  대신에  $\tilde{\tau}_2$ 를 일차조건에 대입해야 한다는 차이가 있을 뿐이다. 만약에 공공재의 한계효용함수가 오목하다면  $\tilde{\tau}_1$ 하에서의 균형점에서 평가할 때  $E_{\tilde{\tau}}(U_y|\tilde{\tau}_2) < E_{\tilde{\tau}}(U_y|\tilde{\tau}_1)$ 이고 사적재화의 한계효용함수가 볼록하면  $E_{\tilde{\tau}}(U_x|\tilde{\tau}_2) > E_{\tilde{\tau}}(U_x|\tilde{\tau}_1)$ 이며, 이때  $\{E_{\tilde{\tau}}(U_y|\tilde{\tau}_2) - E_{\tilde{\tau}}(U_y|\tilde{\tau}_1)\} + \{E_{\tilde{\tau}}(-\tilde{\tau}U_x|\tilde{\tau}_2) - E_{\tilde{\tau}}(-\tilde{\tau}U_x|\tilde{\tau}_1)\} < 0$ 이 항상 성립한다. 이 결과는 보다 불확실한 새로운 균형점( $\tilde{\tau}_2$ 하에서의)에서는  $E_{\tilde{\tau}}(-\tilde{\tau}U_x) + E_{\tilde{\tau}}(U_y) < 0$ 임을 의미한다. 따라서 균형을 유지하기 위하여 공재 Y의 양을 줄여야 한다.

반대로 소득의 평균을 고정한 채 불확실성이 증가할 때, 공공재의 한계효용함수(효용함수가 아님에 주의할 것)가 볼록하고 사적재화의 한계효용이 오목하면 공공재 수요의 증감을 결정할 수 없다. 이것은 앞서 보였듯이  $\tilde{\tau}U_x$ 의 볼록성 또는 오목성을 일의적으로 결정할 수 없기 때문이다. 따라서 앞서 소득의 불확실성하에서 Arrow-Pratt의 절대적 기피도를 응용한 [정리 1-4]의

$-E\left(\frac{U_{YY}}{U_{YY}}\right) > -E\left(\frac{\tilde{\tau}U_{XXX}}{U_{XX}}\right)$  표현은 더 이상 공공재의 수요 증감을 결정하는 공식이 되지 못한다.

이러한 결론은 곧 소득의 불확실성과 가격의 불확실성은 공공재의 수요 결정에 있어서 그 성질상 유사한 의미를 가지면서도 동시에 완전히 동일하지 않는 것을 보여준다. 이는 직관적으로 볼 때, 가격의 불확실성이 일종의 소득효과와 대체효과를 모두 보유하므로 그 효과가 소득효과만의 불확실성을 고려할 때 보다 좀더 복잡한 요인에 의존함을 의미한다.

### 3. 소득과 세율이 모두 불확실한 경우

정태적 모형에서 나타날 수 있는 모든 불확실성을 모형에 포함시켜 동시에 논의할 수 있다면 이는 보다 현실 분석에 용이한 틀을 제공할 것이다. 특히 여러 불확실성들간의 상호관계를 고려함으로써 경제의 불확실성을 보다 포괄적으로 고려한 공공재의 결정요인을 살펴볼 수가 있을 것이다. 예를 들어 해외부문에서의 충격은 앞서 언급하였듯이 세율과 소득의 불확실성을 동시에 가져올 수 있으며 이와 함께 국내적 불안요인은 소득의 불확실성을 의미할 수 있다. 앞서 대표적으로 논의한 소득의 불확실성과 상대가격(즉, 세율 또는 조세부담)의 불확실성을 동시에 고려하여 공공재의 수요에 대한 논의를 정리하기로 한다.

불확실성이 소득과 세율에 동시에 존재할 경우의 문제를 다음의 식으로 나타내어보자.

개인의 문제 :

$$\max_{x, y} E_{\tilde{w}, \tilde{\tau}} U(X, Y) = \int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} U(X, Y) h(\tilde{w}, \tilde{\tau}) d\tilde{w} d\tilde{\tau}$$

$$s. t. (1) X + \tilde{\tau}Y = \tilde{w} \quad (2) \tilde{w}, \tilde{\tau} \sim h(\tilde{w}, \tilde{\tau}) \quad (C)$$

문제 (C)에 대한 일차조건을 풀면

$$\int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} [-\tilde{\tau}U_x(\tilde{w}-\tilde{\tau}Y, Y) + U_Y(\tilde{w}-\tilde{\tau}Y, Y)]h(\tilde{w}, \tilde{\tau})d\tilde{w}d\tilde{\tau}=0 \quad (C-1)$$

이를 기대오퍼레이터를 적용하여 다시 표현하면 소득에 불확실성이 있었을 경우와 유사한 구조를 지닌다.

$$E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}(-\tilde{\tau}U_x + U_Y) = E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}(-\tilde{\tau}U_x) + E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}(U_Y) = 0 \quad (C-2)$$

여기서  $\tilde{\tau}$ 가 더이상 확정된 파라미터가 아니라 확률변수임을 가정할 때 위의 식은 다음과 같이 앞에서와는 달리 상이한 수식으로 정리된다.

$$1 = \frac{cov(\tilde{\tau}, U_x)}{E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}(U_Y)} + \frac{E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}(\tilde{\tau}) E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}(U_x)}{E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}(U_Y)} \quad \text{또는}$$

$$\begin{aligned} & \int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} U_2(\tilde{w}-\tilde{\tau}Y, Y)h(\tilde{w}, \tilde{\tau})d\tilde{w}d\tilde{\tau} \\ &= \int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} \tilde{\tau}U_1(\tilde{w}-\tilde{\tau}Y, Y)h(\tilde{w}, \tilde{\tau})d\tilde{w}d\tilde{\tau} \end{aligned}$$

문제의 충분조건은

$$\begin{aligned} & \int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} [\tilde{\tau}^2 U_{xx}(\tilde{w}-\tilde{\tau}Y, Y) - 2\tilde{\tau}U_{xy}(\tilde{w}-\tilde{\tau}Y, Y) \\ & + U_{yy}(\tilde{w}-\tilde{\tau}Y, Y)]h(\tilde{w}, \tilde{\tau})d\tilde{w}d\tilde{\tau} < 0 \end{aligned} \quad (C-3)$$

이를 다시 기대오퍼레이터를 적용하여 정리하여 보면

$$E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}(\tilde{T}' \Omega \tilde{T}) < 0, \text{ 여기서 } \tilde{T}' = (\tilde{\tau} \ 1), \text{ 그리고}$$

$$\Omega = \begin{bmatrix} U_{xx} & -U_{xy} \\ -U_{xy} & U_{yy} \end{bmatrix} \text{로 정의된다.}$$

본 문제에 대하여 행렬  $\Omega$ 가 기대값에 있어서 음반정부호를 지니고 즉,  $U_{xx} < 0, U_{yy} < 0$ , 그리고  $U_{xx} U_{yy} - U_{xy}^2 > 0$  또한 확률변수  $\tilde{\tau} > 0$  이므로

$$E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}(\tilde{T}' \Omega \tilde{T}) < 0 \text{이 만족된다.}$$

## 3-a. 추가적인 불확실성들간의 상호관계와 불확실성의 수준

[보조정리] 소득과 세율의 평균을 고정한 채 소득과 세율의 불확실성이 증가할 때 양자간의 공분산구조에 관계없이 전체적 불확실성은 항상 증가한다.

[증명] 소득과 세율의 평균을 고정한 채 소득과 세율의 불확실성을 증가시키는 구조를 상정해보자. 먼저,  $\tilde{w}_2 = \tilde{w}_1 + \tilde{\varepsilon}_w$  그리고  $\tilde{\tau}_2 = \tilde{\tau}_1 + \tilde{\varepsilon}_\tau$ 로 놓고 동시에 추가적 불확실성들이 기존의 확률변수들과 상관관계를 갖지 않는다고 하자. 즉, 다음 네 가지 기대값이  $E_{\tilde{\varepsilon}_w}(\tilde{\varepsilon}_w | \tilde{w}_1)$ ,  $E_{\tilde{\varepsilon}_w}(\tilde{\varepsilon}_w | \tilde{\tau}_1)$ ,  $E_{\tilde{\varepsilon}_\tau}(\tilde{\varepsilon}_\tau | \tilde{\tau}_1)$ ,  $E_{\tilde{\varepsilon}_\tau}(\tilde{\varepsilon}_\tau | \tilde{w}_1)$  모두 영이라고 하자. 이때 앞서 보였듯이  $\tilde{w}_2$ 가  $\tilde{w}_1$ 보다 불확실성이 증가했다고 볼 수 있다. 그리고 동시에 같은 이유로 조세정책의 가변성이 증가함을 알 수 있다. 이때의 새로이 추가된 불확실성하에서의 분산은

$Var(\tilde{w}_2 - \tilde{\tau}_2 Y) = Var(\tilde{w}_2) + Var(\tilde{\tau}_2) Y^2 - 2cov(\tilde{w}_2, \tilde{\tau}_2 Y)$ 이고 이는 곧 다음과 같이 불확실성이 변하기 이전상태와 새로 도입된 불확실성의 구조 및 상관관계로 표시된다.

$$\begin{aligned} & Var(\tilde{w}_1) + Var(\tilde{\tau}_1) Y^2 - 2cov(\tilde{w}_1, \tilde{\tau}_1 Y) + Var(\tilde{\varepsilon}_w) + Var(\tilde{\varepsilon}_\tau) Y^2 \\ & - 2cov(\tilde{\varepsilon}_w, \tilde{\varepsilon}_\tau Y) = Var(\tilde{w}_1 - \tilde{\tau}_1 Y) + Var(\tilde{\varepsilon}_w - \tilde{\varepsilon}_\tau Y) > Var(\tilde{w}_1 - \tilde{\tau}_1 Y) \end{aligned} \quad (C-4)$$

여기서 공분산항은 아래 식을 대신한다.

$$\begin{aligned} 2cov(\tilde{\varepsilon}_w, \tilde{\varepsilon}_\tau Y) &= E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}\{\tilde{\varepsilon}_w(\tilde{\tau}_1 Y + \tilde{\varepsilon}_\tau Y - E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}\tilde{\tau}_1 Y)\} \\ &+ E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}\{(\tilde{w}_1 + \tilde{\varepsilon}_w - E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}\tilde{w}_1)\tilde{\varepsilon}_\tau Y\} \end{aligned}$$

식 (C-4)의 기호 '=' 다음 식은 곧 두 가지 불확실성간의 상관관계에 관계없이 항상 원래의 상태보다 불확실성이 증가함을 뜻한다.

예를 들어 현재와 같은 구조조정기에는 소득과 세율에서의 불확실성이 증가하면서 추가적인 불확실성들(즉, 여기서는  $\tilde{\epsilon}_w$ 와  $\tilde{\epsilon}_\tau$ )간에 음의 공분산이 존재할 가능성이 크다. 즉, 소득의 감소가 재원조달을 위한 세율에서의 증가와 함께 발생하거나 또는 이와 반대가 되는 상황이 발생할 경우 이러한 현상들은 불확실성의 증가로 인식될 것이다. 반면, 일반적으로는 소득이 감소함에 따라 각종 조세부담이 완화되거나 또한 이와 반대되는 상황이 발생할 확률이 높다. 이렇게 일반적인 상황하에서 소득과 조세부담의 변화폭이 커지나 그 방향에서 상호 같은 방향으로 움직이는 경우에도 [보조정리]는 전체적 불확실성이 증가함을 예측한다. 이는 상대가격의 불확실성과 소득의 불확실성이 서로 같은 방향으로 작용할 때 결국 소득이 증가(감소)하면서 가격 또한 증가(감소)하여 소득의 증가(감소)효과를 상당부분 상쇄하지만 본래의 불확실성의 크기보다 더 낮은 정도로 불확실성을 줄일 수는 없음을 의미한다.

이하에서는 소득 또는 조세정책이 별개로 불확실한 경우에 비하여 두 가지 모두가 보다 불확실해진 경우가 공공재 수요면에서 어떠한 차이가 있는지를 검토해보기로 하자. 이러한 두 가지 불확실성의 증가에 대하여 다음과 같은 결과를 얻을 수 있다.

### 3-b. 효용함수가 가법적으로 분리가능한(additively separable) 경우

[정리 3-1] 소득과 가격의 평균을 고정한 채 두 가지 불확실성을 증가시킬 때, 사회적효용의 한계효용함수가 볼록하면 공공재의 수요는 감소한다.

[증명] 먼저 불확실성이 증가하기 전의 일차조건은 위에서 본 바와 같이

$E_{\tilde{w}, \tilde{\tau}}(-\tilde{\tau} U_x + U_y) = E_{\tilde{w}, \tilde{\tau}}(-\tilde{\tau} U_x) + E_{\tilde{w}, \tilde{\tau}}(U_y) = 0$ 이다. 변수  $\tilde{\tau}$ 는 확률 변수로서 개인이 부담하는 공공재의 비용이다. 이는 공공재의 생산비용  $C$ 에 의존하고 이와 함께 정부부문의 효율성 또는 조세정책의 가변성(variability)을 의미하는 확률변수  $\tilde{\epsilon}_\tau$ 를 더한 구조로 정의될 수 있다. 즉,  $\tilde{\tau}_2 = \tilde{\tau}_1 + \tilde{\epsilon}_\tau$ .

변수  $\tilde{\tau}$ 의 가변성을 고려하여 일차조건식을 다시 정리하면 아래와 같이 변형된다.

$$1 = \frac{cov(\tilde{\tau}, U_X)}{E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}(U_Y)} + \frac{E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}(\tilde{\tau})E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}(U_X)}{E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}(U_Y)} \quad (C-5)$$

다른 조건이 일정할 때 공분산항  $cov(\tilde{\tau}, U_X)$ 는  $X$ 에 대한 한계효용이 우상향하므로 항상 양의 값을 지니나 소득의 불확실성까지 함께 고려할 경우 그 크기가 가격이 불확실한 경우에 비하여 작게 나타날 것이다. 앞서와 마찬가지로 소득의 평균을 고정한 채 불확실성이 증가하는 경우, 일차조건의 식 자체는 동일하나 단지  $\tilde{w}_1$  대신에  $\tilde{w}_2$ 를, 그리고  $\tilde{\tau}_1$  대신에  $\tilde{\tau}_2$ 를 일차조건에 대입해야 한다는 차이가 있을 뿐이다. 만약에  $\tilde{w}_1$ 과  $\tilde{\tau}_1$ 하에서의 균형점에서 평가할 때 사회적 재화의 한계효용함수  $U_X$ 가 볼록하다면,

$E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}(\tilde{\tau}_2 U_X | \tilde{\tau}_2) > E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}(\tilde{\tau}_1 U_X | \tilde{\tau}_1)$ 이 성립한다<sup>9)</sup>. 또한 효용함수의 가법성을 이용하면  $E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}(U_Y | \tilde{w}_2) = E_{\tilde{w}\tilde{\tau}}(U_Y | \tilde{w}_1)$ 을 얻으므로 등식 (C-5)의 우변이 좌변보다 크게 되어 등식이 성립하지 않는다. 등식의 성립을 가능케 하기 위해서는 공공재의 수요를 증가시켜야 한다. 그리고 만약에  $U_X$ 가 오목하다면 세율의 불확실성에서와 마찬가지로 이유로 공공재 수요의 증감을 일의적으로 결정할 수 없게 된다.

이러한 결과는 앞서 세율의 불확실성에서 논의한 구조와 정성적으로 동일한 방식으로 (한계효용함수의 구조에 의존한다는 사실에 의해) 충분히 설명되므로 더 이상의 토론은 중복을 피하기 위하여 생략하기로 한다.

9) 이것은 가법적 효용함수의  $\tilde{\tau} U_X$ 는  $\tilde{\tau} U_X(\tilde{w} - \tilde{\tau} Y)$ 인 동시에  $\tilde{\tau}$ 에 대한 2계 도함수가  $-2 Y U_{XX}(\tilde{w} - \tilde{\tau} Y)$ 로서 한계효용체감의 법칙  $U_{XX} < 0$ 과 볼록성의 가정  $U_{XXX} > 0$ 이 충족되면 도함수의 값은 항상 양이다. 그리고  $\tilde{w}$ 에 대한 2계 도함수가  $\tilde{\tau} U_{XXX}$ 로서 여기서는 양의 값이다. 따라서 두 가지 확률변수에 대해 모두 볼록함을 알 수 있다.

### III. 要約 및 結論

최근 경제환경이 점차 불확실해짐에 따라 정부의 역할에 대한 중요성과 적극적인 경제 개입의 필요성을 강조하는 주장이 있는 반면, 작은 정부와 시장원리의 확립에 의한 경제환경의 불확실성 제거가 동시에 주장되는 아이러니한 상황이 계속해서 진행되고 있다.

본 논문은 과연 불확실성에 대한 정부 역할의 강화 내지 증대라는 주장이 개인의 공공재 수요의 증대를 충족시키기 위한 공공재 공급의 증대에 그 기반을 두고 있는 것인지 아니면 그 외의 요인들에 의하여 주도되는 결론인지에 대하여 토론하였다. 기존의 논문들은 불확실성하에서 소비와 저축의 결정 또는 정부의 사회보장제도의 최적상태에 대해 논의하였으나 전통적인 정의에서의 공공재가 불확실성하에서 어떻게 반응하는지 또는 어떠한 역할을 하는지에 대한 논의는 이루어지지 않았다.

본 논문은 먼저 불확실성의 주요 요인으로서 소득의 불확실성과 공공재의 수요간의 관계를 알아보았고 둘째로 세율에 있어서의 불확실성과 공공재의 수요간의 관계를 분석하였다. 셋째로 상기한 두 가지 불확실성이 동시에 진행될 때 두 가지 불확실성의 상호관계를 고려하면서, 공공재의 수요에 어떠한 영향을 미치는지 고전적 정태모형의 틀 속에서 분석하였다.

주요 결과로서 일반적으로 소득의 불확실성이 증가할 경우에 공공재의 한계효용함수구조 및 사적재화의 한계효용함수구조가 성질상 서로 상이(즉 어느 하나가 오목하고 다른 하나는 볼록)하면 공공재 수요의 증감을 결정할 수 있으며 성질상 동일하면(즉 둘다 오목 또는 볼록) 명확히 공공재 수요의 증감을 결정할 수 없고 상대적 성격(Arrow-Pratt의 위험기피도의 변형된 공식에 의해 측정됨)에 따라 결정됨을 보였다. 흔히 가정되는 가법적으로 분리가능한 경우에 있어서는 사적재화의 한계효용의 구조에만 의존하여 공공재 수요의 증감을 결정할 수 있음을 또한 확인하였다. 한편, 공공재에 대한 조세부담이 보다 불확실해질 경우, 그리고 소득과 조세부담의 불확실성이 보다 불확실해질 경우 상호

어떠한 상관관계를 갖든지 간에 사적재화의 한계효용함수가 볼록하고 공공재의 한계효용함수가 오목할 때 공공재 수요가 감소하는 결과를 보이는 경우를 제외하고는 한계효용함수의 형태에 따라 결과가 달라짐을 보였다.

결론적으로 최근 관심의 초점이 되고 있는 불확실성의 증가에 대한 정부의 역할 강화라는 명제가 보다 적극적인 공공재 수요의 충족으로부터 유도되려면 사적재화의 한계효용함수가 적어도 공공재의 한계효용함수보다 더 오목한 형태를 지녀야만 한다. 그리고 흔히 가정하듯이 효용함수가 가법적으로 분리 가능한 경우에 있어서는 사적재화 한계효용의 구조가 오목한 경우에만 공공재의 수요가 증가할 수 있다.

만약에 이러한 모형에 의거한 결론이 현실과 부합하지 않는다고 믿는다면 정부의 적극적인 역할에 대한 정당성을 공공재의 수요가 아닌 유동성 제약의 완화 또는 보험기능의 강화에서 찾아야 할 것이다.

## 參考文獻

- Baumall, William, "Macroeconomics of Unbalanced Growth : The Anatomy of Urban Crisis," *The American Economic Review*, Vol. 57, 1967, pp. 415~426.
- Dixit, Avinash and Robert Pindyck, *Investment under Uncertainty*, 1994.
- Gruber, Jonathan, "The Consumption Smoothing Benefits of Unemployment," *The American Economic Review*, Vol. 87, 1998, pp. 192~205.
- Kimball, Miles, "Precautionary Saving in the Small and in the Large," *Econometrica*, Vol. 58, 1990, pp. 53~73.
- Pratt, John, "Saving and Uncertainty: Risk Aversion in the Small and in the Large," *Econometrica*, Vol. 32, 1964, pp. 122~136.
- Ramanathan, Ramu, *Statistical Methods in Econometrics*, 1993.
- Rothschild, Michael and Joseph E. Stiglitz, "Increasing Risk I : A Definition," *Journal of Economic Theory*, Vol. 2, 1970, pp. 225~243.
- Varian, Hal R., *Microeconomic Analysis*, 1984.

# *Review of Fiscal Studies*

A Biannual Journal Published by the Korea Institute of Public Finance

---

Vol. 5, No. 2

December 1998

---

## ABSTRACT

### The Effectiveness of Corporate Tax Incentives on Foreign Direct Investment

Jongseok An

This paper investigates the effectiveness of corporate tax holidays in Korea for foreign direct investment (FDI). It incorporates tax holidays for FDI in Korea into the theoretical model of Mintz and Tsiopoulos (1994) and estimates marginal effective tax rates on FDI in Korea from the U.S. and Japan based on the results of theoretical analyses.

The results suggest that effects of tax holiday depend on depreciation allowances in the source country and the tax system of the residence country. In the case of FDI from Japan who provides tax sparing, the tax holiday in Korea is expected to reduce the marginal effective tax rate on income from investment in depreciable assets considerably. How-

ever, in the case of FDI from the U.S. who does not allow tax sparing, a tax holiday in the source country simply means a transfer of tax revenue from the government of source country to the government of residence country. Thus, the investors from the U.S. will not benefit by the tax holiday in Korea. The tax holiday in Korea could raise the marginal effective tax rate on the U.S. investment in depreciable assets in Korea because the deferral of depreciation allowances is prohibited in Korea.

## Measuring the cost of capital

Jong-In Yoon

Cost of capital – an essential data in empirical studies of investment and taxation – has been considered as an important criterion for investment decision-making. Despite widespread interest in the concept, past works do not present reliable estimates of the cost of capital because they use book values of financial statements. Instead, this study uses financial statements from Korea's nonfinancial firms to estimate their market-value-based cost of capital.

This research reveals errors in the existing works and presents an alternative estimate. First, contrary to the commonly held view that Korean firm's cost of equity capital is too low, the results show that it is actually considerably higher than the cost of debt capital. Second, the large difference between book-value-based measures and market-value-based measures is explained by two variables—depreciation and capital gain on the long-term debt.

## The Effects of Monetary Policy Shocks on Stock Returns

Sang-Sub Lee

While the investigation of monetary policy effects on interest rates and exchange rates has been extensive, the effects of monetary policy shocks on stock returns have not been carefully examined. There are several hypothesis regarding the effects of monetary policy shocks on stock prices. While equilibrium based models with friction or equilibrium monetary asset pricing models suggest a positive effect of a monetary policy shock, the hypothesis based on tax or money illusion predicts a negative impact on stock price. Thus, how a monetary policy shock affects stock price is an empirical issue. For an empirical investigation of this issue, we identify monetary policy shocks using two separate structural VAR models and investigate its effects on stock returns. Our study also sheds light on the role of monetary policy shocks on the stock returns and inflation correlation.

According to our results, a positive monetary policy shock increases real stock price, but its impact lasts only temporarily. Furthermore, the study also shows that the correlation between stock return and inflation varies depending on the source that creates the correlation. While real shocks cause negative relationship between real stock return and inflation, the conditional correlation between real stock return and inflation caused by monetary policy shocks either positive or insignificant.

## The Role of Intergenerational Transfers in the Accumulation of Wealth in Korea

Bae, Junho and Jinsoo Kim

The purpose of this paper is to attempt to estimate the relative importance of life-cycle wealth and intergenerational transfer wealth in Korean household wealth. Using Daewoo Panel for the year of 1996, the empirical results show that the intergenerational transfers account for between 11.6 percent and 45.6 percent of Korean household wealth.

The result may be due to the fact that the history of capital accumulation in Korea is relatively short. Futhermore, it also reflects the fact that most of the capital formation in Korea has been driven by the government and firm sectors with little contribution by the household sector through the accumulation of personal wealth. The evidence presented in this paper rules out intergenerational transfers as the major determinants of capital accumulation in the Korean economy. That is, the life-cycle model of savings rather than the dynasty model is appropriate to explain aggregate wealth accumulation.

## Demand for Public Goods and Uncertainty

Chul-In Lee

This paper addresses the question as to whether rising uncertainty these days necessarily means a greater demand for active government services. Three sources of uncertainty, income uncertainty, tax rate uncertainty, and a combination of these two uncertainties are examined in a standard local public goods setting.

The main results are that (a) under income uncertainty, a rise in income uncertainty gives rise to an increase (decrease) in the demand for public goods when the marginal utility of private goods is more (less) concave, when measured with a modified Arrow-Pratt formula to be discussed later, than that of public goods; (b) under tax rate uncertainty and under a combination of income and tax rate uncertainties, a rise in uncertainty(ies) results in a decrease in the demand for public goods when the marginal utility of private goods is more convex than that of public goods. However, definite answers are not derivable when the marginal utility of private goods is more concave than that of public goods.