

# 財政研究

## *Review of Fiscal Studies*

---

第10卷 第1號(通卷 18號)

2003年 12月

---

### 目 次

|            |   |            |
|------------|---|------------|
| 論文         | 직접세와 간접세 인하의 지역경제 성장효과 비교:<br>CGE모형의 정태·동태분석 .....              | 지해명 ... 1  |
|            | 표본선택모형을 이용한 이중경계 양분선택형 조건부<br>가치측정모형의 분석 .....                  | 유승훈 ... 45 |
|            | 國際的 租稅 非中立性 測定에 관한 研究<br>- 우리나라와 G7 國家의 個人 포트폴리오 投資를 중심으로 ..... | 이경근 ... 79 |
| 英文抄錄 ..... |   | 133        |

## 직접세와 간접세 인하의 지역경제 성장효과 비교: CGE모형의 정태·동태분석

지 해 명\*

### 요 약

본 연구에서는 다지역 CGE모형 분석을 통하여 직접세보다는 간접세의 변화가 지역경제 성장에 미치는 효과가 크다는 의태분석 결과를 제시하였다. 즉 소득세·법인세 인하는 수요측면에는 효과적인 정책수단으로 평가되지만 지역의 생산기반의 확충에는 기여하는 바가 작은 것으로 나타나고 있다. 반면 부가가치세의 인하는 단기·중기적으로 소득세·법인세의 인하에 비해 지역의 생산기반을 보다 확충함으로써 지역경제 성장에 기여하게 된다. 이러한 연구결과는 조세의 조합이 경제성장에 미치는 효과가 거의 없다는 중립성 가설이 우리나라의 지역경제에는 타당하지 않다는 것을 제시하는 것이다. 연구결과에 근거하여 첫째, 직접세와 간접세의 조합이 지역경제성장을 위한 수단으로 가능할 수 있다. 둘째, 낙후지역의 생산기반을 보호하기 위하여 자동안정장치로서 공급측면에 영향을 주는 부가가치세 등을 이용하는 것이 바람직하다. 셋째, 현 지역발전 수단이 지역경제 성장에 미치는 효과는 미미하므로 부가가치세와 같은 간접세를 그 수단에 포함하는 제도적 보완이 필요하다는 논점을 제시하였다.

JEL Classification Number: R1, H2

\* 서울시정개발연구원 연구위원(전화: 2149-1233, E-mail: hmj@sdi.re.kr). 이 글은 연구보고서(지해명·민경휘·정준호, 『지역발전 인센티브구조와 효과 분석』, 산업연구원, 2002)의 본인 집필 부분인 5장의 일부를 발전시킨 논문입니다.

핵심주제어: 직접세, 간접세, 경제성장효과, 다지역 CGE모형

## I. 서론

재정정책이 경제성장에 기여하는 효과와 관련하여 Harberger는 ‘성장은 조세구조에 의하여 큰 영향을 받지 않으므로 직접세와 간접세의 조합은 경제성장에 큰 영향을 미치지 못한다’는 가설(super-neutrality conjecture: Mendoza et al.(1997) 참조)을 제기하였다. 추후 이러한 중립성을 확인하는 이론·실증 작업이 재정정책 연구의 한 편향을 형성하였으며, 재정정책에 관한 연구는 주로 정부지출의 경제성장 효과를 실증하는 형태로 진전되었다.<sup>1)</sup> 이러한 연구편향에 대하여 Kneller et al.(1999)은 정부의 예산제약을 감안하지 않은 정식화 오류를 지적하였고, 이를 포함하여 분석하면 다른 결과가 도출됨을 실증하였다.<sup>1)</sup> 동 연구에서는 정부의 예산제약을 감안한 모형을 이용하여 1970~95까지 26년간의 OECD 국가의 자료를 분석하였다. 그 결과 소득세, 법인세, 사회보장 분담금, 재산세를 포함한 직접세군이 국내총생산의 성장에 부정적인 영향을 미치며, 상품세, 관세 등을 포함한 간접세군이 성장에 정의 효과를 주는 것으로 평가하였다. Crafts(2001)는 소득세로 실업수당기금을 조성하는 것보다는 부가가치세를 통한 자금지원이 경제성장에 유의할 것이라고 간접세의 유효성을 피력하였다.

국내에서는 신동천(2001)이 간접세의 인하가 국내총생산을 증가시킨다는 시뮬레이션 결과를 제시하였으며<sup>2)</sup>, 전영준(2003)은 법인세의 폐지가 투자 및 국

---

1)) Mendoza et al.(1997), Devarajan et al.(1997), Mofidi et al.(1990), Barro(1990), Aschauer and Greenwood(1985) 등 참조.

1) 동 연구에서는 Mendoza et al.(1997)의 모형이 정부지출을 정식화하지 않았기 때문에 그러한 결과가 나타났다고 평가하고 있으며, 실증분석을 위한 모형이 정부의 예산 제약과 지출 등을 포괄해야함을 제안하고 있다.

2) 신동천(2002)의 초록 및 결론에서는 간접세율을 산업별로 동일하게 인하하면 국내총생산이 증가한다고 명기하고 있으나 논문에서 확인할 수 있는 바는 모든 산업의 간접세율 10% 인하시 대표적인 산업을 위주로 하면 건설(10.5%), 요업(5.5%), 일반기계(4.5%), 금속제품(4.2%) 등의 산업에서 산출이 크게 증가하는 반면 섬유 및

민소득의 대폭적인 상승을 유발할 가능성이 높지 않음을 보였다. 직접세와 간접세의 성장효과를 비교한 연구가 아니라는 한계를 갖지만 두 연구를 종합하면 간접적으로 간접세가 경제성장에 더 유효하다고 추론할 수 있을 것이다.<sup>3)</sup> 그러나 각 세금군의 효과를 직접 비교할 수 있는 실증연구가 없으므로 국내에서 조세조합의 중립성이 유지되는지 평가할 근거는 없는 상황이다.

1995년부터 2001년간의 경향을 보면 모든 권역에서 부가가치 대비 소비지출 비율은 상승한 반면 부가가치율과 부가가치 대비 투자비율이 동반 하락하는 양상을 보여 중장기적인 지역경제의 성장전망 역시 불투명한 상황이다. 또한 이윤이 부가가치에서 차지하는 비중이 증가하는 경향을 보이는데도 불구하고 부가가치 대비 투자율이 감소하는 경향을 보이고 있다. 따라서 법인세 감면, 소득세 감면 등을 통한 경기부양보다 투자활성화를 유도하는 재정정책이 필요하다고 판단하지만 지역개발을 위한 핵심사안인 지역산업육성 정책은 정부의 재정지출에 주로 의존하고 있는 실정이다. 낙후지역개발, 수도권기업의 이전촉진 등 지역개발 인센티브제도 역시 직접세 위주로 구성되어 있다. 그러나 정책의 실효성이 낮고, 지역간 균형발전이 침해한 사안으로 대두되자 간접세인 지방소비세의 도입이 적극 검토되고 있는 것이 현재의 상황이다.<sup>4)</sup> 따라서 국내에서도 조세조합이 지역경제 성장에 미치는 효과를 평가하고 관련 정책의 변화를 모색하는 것이 필요하다고 보며, 그 일환으로 본 연구에서는 직접세와 간접세의 지역경제 성장효과를 비교하고자 한다.

본 연구에서는 다지역 CGE모형을 이용하여 직접세와 간접세의 지역경제 성장효과, 특히 지역경제의 순환구조에 미치는 효과를 규명하게 된다. 분석에서는 CGE 모형의 단기분석뿐만 아니라 다기간 분석(동태분석: multi-period

---

가죽(-15.2%), 전자전기(-8.6%) 등에서는 산출의 감소가 나타나고 있다(동 논문외 <표 3> 참조). 그렇지만 총량의 변화를 알 수 없었으며, 또한 그것이 총생산의 의미인지, GDP의 의미인지 판단하기 어렵다.

3) 심사자는 직접세와 간접세 구분보다는 소득세, 법인세, 부가가치세를 쓸 것을 권고하였다. 물론 법인세의 경우 간접세의 성격도 일부 있을 수 있으나 이전 연구의 논지를 이어 받는 차원에서 직접세와 간접세란 용어를 사용하였다.

4) 김정훈(2001) 참조.

simulation)모형을 구축하고 중기(medium-term)의 효과도 평가하였으며, 본문의 분석에서는 각 시뮬레이션의 결과를 단기( $t_0$ ), 중기(1) : ( $t_1$ ), 중기(2) : ( $t_2$ )로 제시하고 있다. 단기와 중기(1)의 차이는 단기의 경우 유량변수의 변화만을 제시하지만(즉 투자는 단순히 최종수요를 증가시키는 요인) 중기는 전기에 이루어진 유량변수의 변화(투자 등)가 저량변수(고정자본 등)로 변환·고용되어 생산과정에 영향을 미치는 경제상황을 의미한다. 중기에서는 고정자본 등 저량변수가 생산과정에 고용되므로 목적함수의 최적해가 단기에서의 변화와는 달리 큰 폭의 변화를 수반하게 된다. 또한 동일한 외생변수의 변화가 시간이 경과하면서 어떠한 차이를 보이는가를 평가하기 위하여 중기(1)과 중기(2)를 분석에 포함하였다.<sup>5)</sup> 모형은 6개 권역 즉, 수도권(서울, 인천, 경기도), 강원권, 충청권(대전, 충청남북도), 전라제주권(광주, 전라남북도, 제주도), 대구권(대구, 경상북도), 부산권(부산, 울산, 경상남도)으로 구성되어 있다.<sup>6)</sup>

제2장에서는 현 분석에서 이용될 정책수단을 설정하고 분석구도를 정립한다. 제3장에서는 분석에 이용되는 모형의 구조, 가정, 외생적 충격의 전달경로 등을 살펴보고, 제4장에서는 권역별로 소득세, 법인세, 부가가치세의 인하가 지역경제성장애 미치는 효과와 메카니즘에 대하여 분석하게 된다. 제5장에서는 결론과 함께 본 논문의 한계와 향후 연구방향에 관하여 논의할 것이다.

## II. 분석수단 및 분석구도의 설정

- 
- 5) 중기(1)과 중기(2)의 구분은 시간이 경과하면서 직접세와 간접세간의 경제성장효과가 어떤 추이를 가지고 변화되는지를 평가하기 위한 방안이다. 모형에서는 연간 외생변수의 변화를 시뮬레이션의 충격(shock)으로 정의하고 있으므로 단기, 중기(1), 중기(2)의 시차는 1년으로 간주할 수 있으며, 파라메타의 안정성과 성장경로에 대한 일관된 기준, 장기에 대한 정의 등 이점이 개입될 수 있으므로 장기분석은 제외하였다.
- 6) 본 장에서 전국을 6개의 포괄적인 경제권으로 구분한 것은 동 접근방식이 행정구역별 구분에 비하여 지역간 교역구조와 합치하며, 지역간 연계개발 등 발전정책 수립에 의미가 있다고 판단했기 때문이다.

1990년대를 경과하면서 권역별로는 수도권, 강원권, 충청권, 전라제주권, 대구권, 부산권이 각각 4.6%, 4.4%, 7.1%, 6.0%, 5.2%, 5.2%의 성장률을 보이면서 지역간 경제력 격차의 확대<sup>7)</sup>와 경제규모의 성장을 경험하였다. 그렇지만 이러한 양적인 성장과는 달리 지역경제의 부문간 순환구조가 매우 취약해지는 양상을 보이고 있다.

통계청이 지역별 지출내역을 발표한 1995~2001년간의 통계를 보면 지역경제의 구조적인 취약성이 노정된다. <표 1>에서 모든 지역의 부가가치율(부가가치/생산액)이 감소하였는바 지역별로는 전라제주권이 5.5% point로 감소폭이 가장 크며, 가장 낮은 강원권도 1.2% point 정도 감소하였다. 부가가치에서 피용자보수가 차지하는 비중은 전국적으로 2.8% point 정도 감소하였으며, 강원권과 충청권의 감소폭이 가장 큰 것으로 나타나고 있다. 전라제주권과 부산권을 제외한 지역에서 부가가치에서 이윤이 차지하는 비중은 전국적으로 1.2% point 정도 증가하였다.

<표 1> 권역별 생산·지출구조의 변화: 1995~2001년간

|       | 부가가치율 | 피용자보수/<br>부가가치 | 이윤/<br>부가가치 | 소비지출/<br>부가가치 | 투자/<br>부가가치 |
|-------|-------|----------------|-------------|---------------|-------------|
| 수도권   | -3.1  | -2.7           | 2.2         | 2.1           | -10.5       |
| 강원권   | -1.2  | -4.9           | 5.2         | 9.9           | -12.2       |
| 충청권   | -3.7  | -4.9           | 2.4         | 1.0           | -14.8       |
| 전라제주권 | -5.5  | -1.3           | -1.6        | 5.8           | -10.4       |
| 대구권   | -4.5  | -3.3           | 1.0         | 5.1           | -13.9       |
| 부산권   | -3.3  | -2.1           | -0.5        | 5.1           | -13.3       |
| 전국    | -3.6  | -2.8           | 1.2         | 3.5           | -11.8       |

주: 1995~2001년간의 차이를 % point로 나타낸 것임.

자료: 통계청

7) 1인당 GRDP의 지니계수는 1990년 0.077, 1995년 0.090, 2001년 0.125로 증가되었으며, 산업별로 보면 제조업이 지역간 경제력 격차를 주로 발생시키는 산업으로서 그 불균등 기여율은 43%, 54%, 104%로 증가되었다. 지해명(2003) 참조.

지출측면에서는 부가가치에서 소비지출이 차지하는 비중은 모든 지역에서 증가되었으며, 전국적으로는 약 3.5% point가 증가되었다. 소비지출 비중이 가장 큰 폭으로 증가된 지역은 강원권으로 증가폭은 9.9% point이며, 기타 전라, 제주권, 대구권, 부산권 등도 각각 5.8, 5.1, 5.1% point가 상승하였다. 그렇지만 투자가 부가가치에서 차지하는 비중은 전국적으로는 11.8% point가 감소하였다. 지역별로 보면 충청권의 감소폭이 14.8% point로 가장 크며, 대구권, 부산권, 강원권, 수도권, 전라제주권 순으로 감소폭이 큰 것으로 나타나고 있으며, 감소폭은 10% point를 상회하고 있다.

지적해야 할 점은 모든 지역에서 부가가치율과 투자율이 동반 하락하는 경향을 보인다는 것이다. 특히 이윤율은 전반적으로 증가하는 경향을 보이고 있는데도 불구하고 투자율이 하락하는 점은 경제정책을 재고해야 한다는 시사점을 제공하는바 첫째, 전영준(2003)에서 지적된 바와 같이 법인세의 성장 무효가설이 다시금 검토되어야 한다는 점이다. 둘째, 부가가치율과 투자율의 동반 하락에서 보이듯이 부가가치율을 높일 수 있는 정책, 특히 수요측면보다는 공급측면에서의 재정정책의 구사 역시 필요하다는 측면을 부각시킨다.

이러한 논지에 따라서 처음 경제적 충격이 주어지는 출발점을 기준으로 하여 수요측면에 주로 영향을 미치는 직접세 중 소득세와 법인세, 그리고 공급측면에 영향을 주는 부가가치세를 분석 대상으로 설정하였다. 소득세는 지역에서 생산된 부가가치 중 가계에 귀속되는 가처분소득에 영향을 미치는 수단으로 소득세의 인하는 가계의 소득, 따라서 저축과 소비를 증가시킨다. 소비는 국내수요와 수입수요로 구분되며 국내수요는 고정된 교역비중에 따라서 지역내 수요와 지역의 수요로 구분된다.<sup>8)</sup> 수요는 다시 지역내 공급 및 수출에 영향을 미치며, 수요 및 물가에 의하여 노동시장의 조건이 변화되고, 임금, 고용, 생산이 동시에 결정된다. 법인세는 가계의 이윤소득에 영향을 미치게 되며, 사내유보 비율은 법인세와는 별도로 설정된 사내유보비율에 의하여 결정되므로

8) 지역간 교역비율이 고정되어 있다고 해도 산업별 수요·공급조건이 변화되므로 지역간 교역규모의 총량은 변화된다.

법인세의 변화가 사내유보이윤의 규모에 직접적인 영향을 미치지 않는다는 현 분석에서는 지역별로 법인세의 과세표준이 다르므로 소득세와의 수요부양 효과 격차를 평가하기 위하여 분석에 포함하였다.<sup>9)</sup> 소득세 및 법인세의 경우 수요측면의 수단으로서 분류되어 있지만 중기에는 투자가 고정자본으로 생산 과정에 고용되며, 이 경우 총공급에 영향을 주게 된다. 소득세 및 법인세와 관련하여 첫째, 소득의 증가분 중 저축으로 누출되는 부분과 가계소비 유발 정도, 둘째, 저축 및 수요부양에 따른 투자유발 효과의 정량화에 초점을 맞추고 있는바 저축과 사내유보가 공급부문에 영향을 주는 실물부문의 투자로 연결되는 것은 아니기 때문이다.

부가가치세<sup>10)</sup>는 부가가치율에 영향을 주는 수단으로 설정되어 있다. 부가가치세의 변화는 기업의 입장에서 보면 생산규모 결정에 영향을 미치는 주요한 변수로서 기능하게 되며, 본 모형에서는 투자가 부가가치와 이자율의 함수로 설정되어 있으므로<sup>11)</sup> 부가가치율의 변화는 기업의 투자행위에 영향을 주게 된다. 부가가치세의 변화는 부가가치가격의 변화를 초래하여 임금과 함께 기업의 노동수요를 결정하게 되므로, 생산에 직접적인 영향을 미치는 공급측면의 수단으로서 간주할 수 있다.

나아가 정책이 실효성을 갖기 위해서는 각각의 세금균이 지역경제의 순환구조에 미치는 영향 역시 평가해야 할 것이다. 즉 생산기반은 충실하여 소득은

9) 법인세율의 변화는 사내유보의 변동에 초래하게 되며, 이는 기업의 투자, 따라서 자본비용에 영향을 주게 된다. 현 모형에서 기업의 투자는 별도로 설정되어 있는 투자 함수에 의거하여 그 규모가 결정되지만 기업이 자금을 조달하는 과정에서 외생적으로 결정되는 사내유보 비율만큼 상업은행의 신용을 줄이는 역할을 하므로 분석대상 변수로서 포함되지는 않았지만 심사자가 지적한 법인세제가 자본비용에 미치는 효과를 감안하고 있다.

10) 1993년의 경우 특별소비세도 내국세의 11%에 달할 만큼 큰 비중을 차지하고 있으나 현 분석에서는 부가가치세만을 분석의 대상으로 하고 있으므로 그 의미가 제한적이라고 할 수 있다.

11) 부가가치율의 변화가 직접 투자에 영향을 미치는 것은 아니며, 생산, 노동시장조건, 수요조건, 타지역·타산업의 생산자가격 등이 부가가치율에 영향을 미치며, 이러한 부가가치율과 생산의 곱인 부가가치와 이자율에 근거하여 산업별 투자규모가 결정되면 금융시장에서의 신용규모가 다시금 투자를 제약하는 형태로 모형이 구축되어 있다.

높은 수준이지만 소비수준의 열위가 경제의 확대재생산을 저해한다면, 소비수준을 높일 수 있는 세제의 변화를 모색하던가, 역으로 소비 등은 생산기반에 비하여 높은 수준이지만 투자의 부족이 경제성장의 장애로 나타난다면 투자의 유인을 강화하는 등 조세정책에서도 지역별·부문별 타겟팅이 필요하다고 보며,<sup>12)</sup> 이러한 측면에서 분석변수를 생산, 부가가치, 가처분소득, 총수요, 투자, 노동수요로 설정하였다.

### III. 다지역 CGE 모형의 구조

모형은 상향식 방법론(bottom-up approach)에 따라 구축되었으므로 지역경제의 합이 국가경제로 정의되었으며, 하향식 접근방법(top-down approach)에서 흔히 간과되는 지역변수의 독립성<sup>13)</sup>을 수용하였다. 다른 특징은 Lewis(1992) 등에서 시도된 바 있는 중립적 모형완결규칙(neutral closure rule)을 적용하였으므로 신고전과 및 신케인지안의 모형완결규칙과는 달리 저축 및 투자 함수가 모형내에 포함되어 있으며, 이자율이 저축과 투자의 균형을 달성하게 하는 변수라는 점이다.<sup>14)</sup> 모형은 <그림 1>에 제시되어 있는 바와 같이 상품시장, 노동시장, 화폐시장, 대부자금시장으로 구성되어 있으며, 재화가격, 이자율, 자금(funds)이 실물부분과 금융부분을 연계하여, 저축과 투자가 균형을 이

12) 경제의 순환구조를 고려한 발전전략은 대체로 1960년대 이전에 이미 정립되었다. 저발전의 늪에 있는 경제가 성장하기 위해서는 공공부문의 역할이 필요하며, 사회적으로 바람직한 수준의 투자를 유발할 수 있는 동인이 필요함으로 제시하고 있다. 이러한 전략을 구사하기 위해서도 지역경제 각 부문에 대한 분석이 필요하다. 이와 관련된 연구가 부문간 균형발전·불균형발전논리로 전개되었는바, 균형발전에 관해서는 Rosenstein-Rodan(1943), Nurkse (1953), Scitovsky(1954)를 참조할 수 있으며, 불균형발전전략으로는 Hirshman(1961)을 참조할 수 있다. Krugman(1993)은 이러한 부류의 경제발전론을 성장론과 구분하는 의미에서 high development theory라고 명명하고 있다.

13) Harrigan and McGreger(1989) 참조.

14) 본고에서 이용하고 있는 모형은 필자의 학위논문 작성시 이용된 모형을 세율변화의 효과분석에 적합하도록 수정한 것이다.

루도록 하는 구조를 갖는다.

## 1. 생산, 상품의 수요·공급<sup>15)</sup>

한 산업은 하나의 상품만을 생산하며, 결합생산 (joint production)은 없다고 가정하고 있으므로 한 산업은 하나의 생산기술만을 가지게 된다. 각 산업은 주어진 자본스톡을 기반으로 하여 지역별 부가가치를 극대화하는 수준에 필요한 복합노동을 고용하며, 이는 콤퍼글러스 생산함수 형태로 정식화되어 있다 (식 (1)). 지역별·산업별 생산( $X_i^R$ )은 복합노동(composite labor:  $LA_i^R$ )과 자본( $\bar{K}_i^R$ )의 생산탄력성에 따라 달라지게 되는바 이 생산탄력성이 지역별 현행 기술수준을 나타낸다. 외생적인 인적자본( $\bar{H}_i^R$ )은 생산에 정(+의 외부효과를 주게된다.<sup>16)</sup>

Armington(1969)에 의거하여 지역별 상품수요( $Q_i^R$ )에서는 국내상품( $XD_i^R$ )과 수입재( $IM_i^R$ , 식 (3) 참조)간에 불완전한 대체관계가 존재하는 것으로 분석하고 모형을 구축하였으며(식 (2)), 지역별 수출( $EX_i^R$ )과 수입에서는 연산일반균형모형에서 일반적으로 적용하고 있는 소국가가정을 수용하였다. 지역별 국내상품에 대한 수요는 역내수요와 역외수요로 구성되어 있다. 역내수요는 국가간 수·출입과 마찬가지로 해당지역에 대한 주입으로 작용하며, 역외수요는 타지역으로의 누출이 된다. 국내상품에 대한 수요 중 생산과정에 투입되는 중간수요는 리온티에프 기술구조를 적용하였으므로 지역별·산업별 완전보완관계가 유지되고 있다. 반면 최종수요는 지역별 교역계수<sup>17)</sup>와 지역별 복합상품

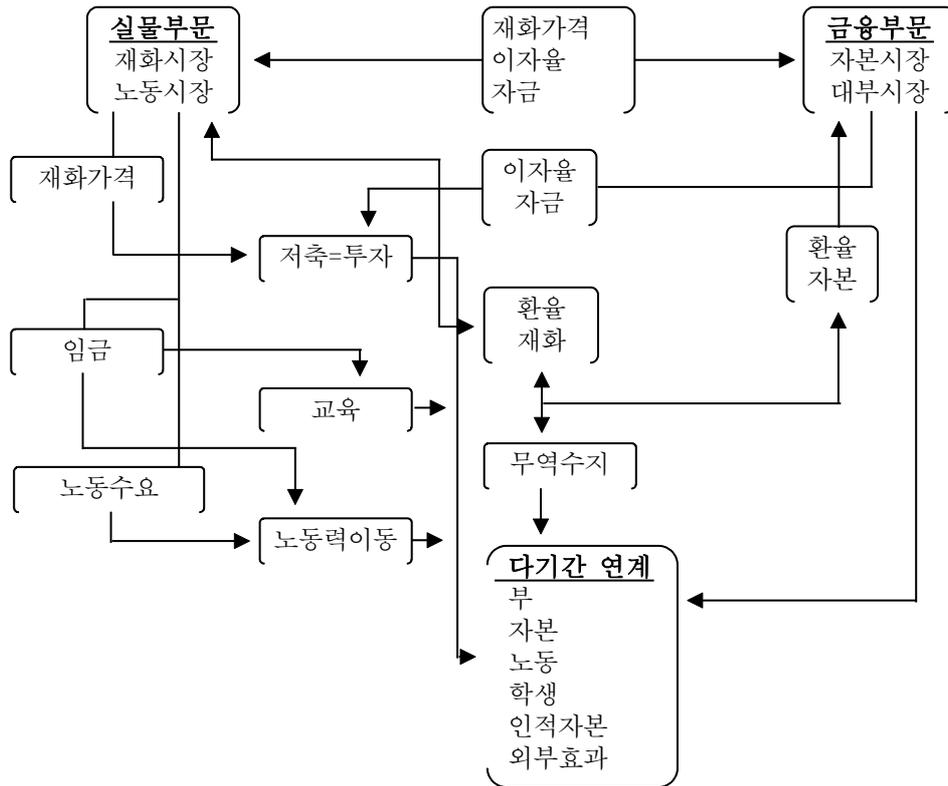
15) 외생변수 및 파라메타의 정의는 부록을 참조할 것.

16) Henderson(1986)과 Gemmel(1996)참조.

17) 본 모형에서 이용된 지역간 교역계수는 Moses(1955)의 안정성 조건을 이론적인 근거로 하여 농림어업광업, 제조업의 경우 통계개발연구원의 물동량 자료(1994년)를 이용하였으며, 서비스업은 entropy maximization model을 이용하여 추정하였다. 지역간 교역에서는 동일한 재화가 지역간에 거래되는 현상(cross-hauling)이 나타나게 된다. 이 현상은 상품대산업(U표 혹은 V표)분류가 아닌 산업대산업(industry by industry)분류에 의

가격에 의해서 결정된다.<sup>18)</sup>

<그림 1> 다지역 CGE 모형의 구조



지역별 생산량은 국내공급재화와 수출로 나누어지며, 이러한 두 범주의 상품군은 주어진 대체탄력성과 쉬프트 파라메타에 기반하여 CET 함수에 의해서

해 세세분류의 산업을 통합(aggregation)하는 과정에서 일반적으로 발생하는 문제이다. 그렇지만 세세분류상의 상품별 분류를 기준으로 한다고 해도 상품의 질의 차이, 생산과 소비시점의 차이 등에 의해서 크로스호링이 나타날 수 있다. Harrigan & McGreger (1988), Jones & Whalley(1989), Round(1985)를 참조할 것.

18) 최종수요가 변화되었을 때 지역간 교역계수가 안정적인 관계를 유지하는 조건에 관해서는 Moses (1955), pp. 811-813을 참조.

구분된다(식 (4)). 즉, 생산자는 국내상품가격과 외생적으로 주어지는 수출가격 등의 제약조건하에서 이윤극대화를 추구하며, 이 과정에서 수출함수가 도출되며(식 (5)), 수출은 지역별 공급량, 국내가격, 외생적 수출가격에 따라서 결정된다. 지역산업별 수출과 수입은 식 (6)과 (7)에 의하여 국가의 산업별 수출입으로 총화된다.

$$\begin{aligned}
 (1) \quad X_i^R &= ax_i^R \cdot e^{\bar{H}^R} LA_i^R \rho_i^R \bar{K}_i^R \rho_i^{2R} \\
 (2) \quad Q_i^R &= aq_i^R [dq_i^R IM_i^R^{-\rho_i} + (1 - dq_i^R) XD_i^R^{-\rho_i}]^{-1/\rho_i} \\
 (3) \quad IM_i^R &= \left[ \frac{PD_i^R \cdot dq_i^R}{PM_i^R \cdot (1 - dq_i^R)} \right]^{1/(dq_i+1)} \cdot XD_i^R \\
 (4) \quad X_i^R &= at_i^R [bt_i^R EX_i^R \rho_i + (1 - bt_i^R) XD_i^R \rho_i]^{1/\rho_i} \\
 (5) \quad EX_i^R &= \left[ \frac{PE^R \cdot (1 - bt_i^R)}{PD_i^R \cdot bt_i^R} \right]^{1/(\rho_i-1)} \cdot XD_i^R \\
 (6) \quad TOTEX_i &= \sum_R EX_i^R \\
 (7) \quad TOTIM_i &= \sum_R IM_i^R
 \end{aligned}$$

## 2. 가격체계

지역별 복합상품가격(composite price:  $PR_i$ )은 국내상품가격( $PD_i^R$ )과 수입가격( $PM_i$ )의 가중평균으로서(식 (9)) 생산자 및 소비자가 다른 생산자로부터 상품을 구매할 때 지불하는 가격이며, 복합상품가격( $P_i$ )은 지역별 생산량으로 가중평균한 가격으로(식 (8)), 이는 물가지수를 계산하는데 이용된다. 생산자가 가격( $PXR_i^R$ )은 국내상품가격과 수출가격( $PE_i$ )의 가중평균으로서(식 (12)) 생산자가 소비자 및 다른 생산자에게 판매할 때 적용되는 가격이다. 수입가격은 외생적인 세계가격, 환율 및 관세율에 의해서 결정되며(식 (10)), 수출가격은

외생적인 세계가격, 환율, 보조율에 의해서 결정된다(식 (11)). 부가가치가격 (value-added price,  $PVA_i^R$ )은 생산자가격에서 부가가치세와 중간투입비용을 공제한 가격으로 부가가치가격과 생산물의 곱이 부가가치가 되며, 부가가치는 생산에 투입된 요소, 즉 복합노동과 자본에 대한 요소소득으로 귀속된다. 식 (13)에서 ( $ind_{ji}^{GR}$ ) 지역산업별 중간투입계수로서 고정 지역간 교역계수와 지역 내 교역계수로 구성된다. 자본재가격( $PK_i^R$ )은 각 산업에서 보유하고 있는 자본재 복합상품가격을 각 산업으로부터 공급받은 자본재가치로 가중평균한 가격이다. 지역별·산업별 자본재가격은 감가상각을 계산하는 경우와 다음기의 자본스톡을 도출하는 과정에서 활용된다. 동 모형에서는 원천투자(investment by sector of origin)별 복합상품가격, 지역교역계수, 자본계수에 의거하여 자본재가격이 도출된다(식 (14)).

지역별 물가지수( $PIND^R$ )·전국 물가지수( $PINDEX$ )는 외생적으로 주어지는 산업별 가중치와 복합상품가격의 곱으로 정의되며(식 (15)와 (17)), 지역별 물가상승률( $PIND^R$ )은 일반물가지수와 외생적으로 주어진 이전 기간의 물가로부터 계산된다(식 (16)). 동 모형에서는 화폐를 금융자산에 포함시켰기 때문에 화폐가 단위가격재화(numeraire)로 기능하므로 모든 가격은 전형적인 왈라지안 경제에서의 상대가격뿐만 아니라 절대가격을 가지게 된다.<sup>19)</sup> 지역별 국내 가격 결정은 Devarajan, Lewis and Robinson(1994)의 방식을 적용하였으며, 부가가치세( $\overline{tind}_i^R$ )가 정책수단으로 설정되었다.

$$(8) \quad P_i = \sum_R (PR_i^R \cdot Q_i^R) / \sum_R Q_i^R$$

$$(9) \quad PR_i = (PD_i^R \cdot XD_i^R + PM_i^R \cdot IM_i^R) / Q_i^R$$

$$(10) \quad PM_{i,R} = \overline{PRIM}_i^R \cdot EXR(1 + imt_i^R)$$

19) 이 모형에서는 화폐의 중립성이 성립하지 않으며, 화폐수요가 변화되면 실물부문이 영향을 받게 된다. 가격체계의 구조, 실물부문과 금융부문과의 관련성 및 파급효과에 관해서는 Adelman and Robinson(1978)과 Lewis(1992)를 참조할 것.

- (11)  $PE_i = \overline{PREX}_i \cdot EXR$
- (12)  $PXR_i = (PD_i^R \cdot XD_i^R + PE_i \cdot EX_i^R) / X_i^R$
- (13)  $PXR_i^R \cdot (1 - \overline{tind}_i^R) = \sum_G \sum_j ind_{ji}^{GR} \cdot PR_j^G + PVA_i^R$
- (14)  $PK_i^R = \sum_G \sum_j (b_{j,i} \cdot ivec_j^{GR} \cdot PR_j^G)$
- (15)  $PIND^R = \sum_i \mu_i PR_i^R$
- (16)  $PIND^R = (1 + INF^R) \cdot \overline{LAGPIND}^R$
- (17)  $PINDEX = \sum_i \mu_i P_i$

### 3. 노동시장, 가격 및 정부

지역별·산업별·학력별 노동수요( $LD_{im}^R$ )는 기업 이윤극대화의 일차조건으로부터 도출된다. 학력별 노동수요( $LD_{im}^R$ )는 외생적인 학력별·산업별 임금왜곡지수(wage distortion factor), 산업의 학력별 노동자 비율, 노동보수 등에 의해서 결정된다(식 (18)). 학력별 3가지 노동력은 콕더글러스 함수에 의해서 복합노동(composite labor)으로 변환되며(식 (20)) 노동력간 대체성은 1이 된다.<sup>20)</sup> 산업별 복합노동에 대한 임금( $WA_i^R$ )은 물가수준과 노동생산성의 증가율에 따라서 내생적으로 결정된다(식 (21)). 현 모형에서는 근로자계층과 자영업자가 통합되어 있으며, 산업별·학력별 임금( $SWAGE_{im}^R$ )은 임금왜곡지수와 산업별 임금의 곱으로 정의된다(식 (22)). 학력별 임금은 식 (23)과 (24)에서와 같이 지역별 학력별 임금( $AWAGE_m^R$ )과 국가 전체의 학력별 임금( $AWAGE_m$ )으로 종합되어 인구이동 모듈 등에서 이용된다.

20) 노동력을 복합노동력으로 변환시키는 방식은 Bowles(1970)의 aggregation method를 적용하였다.

$$(18) \quad LD_{im}^R = \frac{PVA_i^R \cdot X_i^R \cdot ld_{im}^R \cdot \rho l_i^R}{wdist_{im}^R \cdot WA_i^R}$$

$$(19) \quad TLD_m^R = \sum_i LD_{im}^R$$

$$(20) \quad LA_i^R = \prod LD_{im}^R id_{im}^R$$

$$(21) \quad WA_i^R = \pi l_i^R \cdot (PIND^R)^{\pi 2_i^R} ((X_i^R/LA_i^R)/(LAGX_i^R/LAGLA_i^R))^{\pi 3_i^R}$$

$$(22) \quad SWAGE_{im}^R = WA_i^R \cdot wdist_{im}^R$$

$$(23) \quad AWAGE_m^R = \frac{\sum_i LD_{im}^R \cdot SWAGE_{im}^R}{\sum_i LD_{im}^R}$$

$$(24) \quad AAWAGE_m = \frac{\sum_i AWAGE_m^R \cdot TLD_m^R}{\sum_i TLD_m^R}$$

기초의 노동자( $LS_m^R$ )는 식 (25)에서 정의되고 있다. 노동력의 지역간 이동을 감안하기 위하여 기대임금 평준화함수를 모형내에 설정하였으며,<sup>21)</sup> 모든 지역의 기대임금이 같아지는 수준에서 지역간 인구이동 규모가 결정된다. 기대임금 평준화함수는 식(26)에서 정의되고 있다. 이주자수( $MIG_m^R$ )는 인구이동후의 노동자수( $LSS_m^R$ )와 기초의 노동자수의 차로서 정의된다(식 (27) 참조). 따라서 인구이동 모듈이 포함됨으로써 임금수준이 높거나 노동수요가 많은 지역으로 노동력이 유입되는 결과가 나타나게 된다. 노동력의 이입지역에서는 지역의 인적자본을 확충하는 효과를 유발하여 차기 인적자본의 외부성에 영향을 주게 된다.

$$(25) \quad \overline{LS}_m^R = \sum_i LD_{im}^R + LU_m^R$$

---

21) Harris and Todaro(1970) 참조.

$$(26) \quad LSS_m^{SE} = maj_m^R \cdot \frac{TLSS_m}{\left(1 + \sum_R \left( \frac{AWAGE_m^R \cdot TLD_m^R}{AWAGE_m^{SE} \cdot TLD_m^{SE}} \right)\right)}, R \neq SE$$

$$LSS_m^R = maj_m^R LSS_m^{SE} \frac{AWAGE_m^R \cdot TLD_m^R}{AWAGE_m^{SE} \cdot TLD_m^{SE}}, R \neq SE$$

$$(27) \quad MIG_m^R = LSS_m^R - LS_m^R$$

정태분석에서 CGE모형에서 준용하는 바대로 기초의 노동공급은 주어져 있으며(식 (25) 참조)<sup>22)</sup>, 수요(식 (18))에 따라서 고용이 결정된다. 동태분석의 노동공급은 Galor and Zeira(1993)의 모형을 원용한 인적자본투자 이론에 근간을 두고 있다. 즉 학력별 평균임금, 사교육비, 공교육비, 대부이자율의 함수<sup>23)</sup>로 설정되어 있는 고등학교, 대학교의 진학률이 결정되면(식 (28)) 진학하지 않는 중졸자, 고졸자는 중졸노동자, 고졸노동자로서 신규로 노동시장에 진입하게 되며, 대졸자의 경우 대졸이상의 근로자로서 노동시장에 진입하게 된다(식 (33) 참조). 진학하는 학생의 경우에는 학생으로서 교육부문에 남게 된다. 따라서 가계의 소득이 노동공급에 직접적으로 영향을 미치지 않는지만 가계의 사교육비를 변화시킴으로써 차기의 노동공급에 영향을 미치게 된다.<sup>24)</sup>

$$(28) \quad hsl_h^R = entl_{st,h}^R \cdot AAWDEF_2^{entl_{st,h}} \cdot (EPILA_{2,h}^R + EPULA1_{2,h}^R)^{entl_{st,h}} \cdot BR^{-entl_{st,h}}$$

22) 적정 조세조합과 관련하여 심사자는 그 결과에 중요한 영향을 미칠 것으로 생각되는 모수인 노동공급탄력성(혹은 효용함수에서 여가와 다른 재화간의 대체탄력성)에 대한 명확한 논의와 민감도분석이 없음을 지적하였다. 본 모형에서 기초의 노동공급은 주어져 있으며, 소득에 완전비탄력적인 관계를 가정하고 있다(Sen(1963) 참조). 소비자의 효용극대화의 일차조건이 모형내에 포함되어 있지만 여가는 고려되지 않고 있으며, 여가와 노동의 대체관계를 수용하지 못하고 있다. 따라서 분석에 이용된 모형은 여가와 노동간의 대체관계를 설정하지 못하는 한계를 갖는다. 그렇지만 투자된 자본이 생산에 고용되는 중기에는 노동수요 및 소득이 교육부문에 영향을 미치고, 따라서 노동공급을 변화시키게 된다.

23) Galor and Zeira(1993) 참조.

24) 본 모형의 정태분석에서는 가계의 소득(세후 임금)이 노동공급에 아무런 영향을 미치지 못하지만 동태분석에서는 가계의 소득(세후임금)이 진학률에 영향을 미치며, 이를 통하여 노동공급에 영향을 미치게 된다.

$$hs2_h^R = en0_{st,h}^R \cdot AAWDEF_3^{en1_{st,h}} \cdot (EPILA_{3,h}^R + EPULA1_{3,h}^R)^{en2_{st,h}} \cdot BR^{-en3_{st,h}}$$

$$(29) \quad EPILA_{st,h}^R = (epir_{st}^R \cdot TST_{st,h}^R) / TEPI_h^R \cdot CON_{i,h}^R \quad \text{where } i = educ$$

$$, \text{ where } TEPI_h^R = \sum_{st} epir_{st}^R TST_{st,h}^R$$

$$(30) \quad CGC_{edcua}^R = \overline{CPEC_1}^R + \overline{CPEC_2}^R$$

$$(31) \quad EPULA1_{st,h}^R = (epur_{st}^R \cdot TST_{st,h}^R) / TEPU^R \cdot (\overline{RGCE}_i^R + CPEC1^R)$$

$$\text{where } i = educ$$

$$TEPU^R = \sum_{st} epur_{st}^R TST_{st,h}^R$$

$$(32) \quad EPULA2_{st,h}^R = (TST_{st,h}^R / \sum_h TST_{st,h}^R) \cdot \overline{CPEC2}^R$$

$$LSI_1^R = \sum_h (1 - hs1_h^R) \cdot \overline{TST_{1,h}}^R \cdot (1/avs_1)$$

$$(33) \quad LSI_2^R = \sum_h (1 - hs2_h^R) \cdot \overline{TST_{2,h}}^R \cdot (1/avs_2)$$

$$LSI_3^R = \sum_h \overline{TST_{3,h}}^R \cdot (1/avs_3)$$

가계는 가구주의 학력에 따라서 중졸이하 가구, 고졸자 가구, 대졸이상 가구로 구분되며, 가구주는 본인이 체화하고 있는 학력의 노동을 생산부문에 제공한다. 즉 중졸이하 학력을 가진 가구주는 중졸이하 학력을 가진 노동자로 분류되어 있다. 생산과정에서 창출되는 부가가치중 노동소득은 생산과정에 고용된 노동자에게 모두 배분되며, 이윤에서 기업의 유보이윤( $RETP_i^R$ )과 법인세( $CORP$ )를 공제한 부분이 일반가구에게 주어지는 자본소득이 된다. 학력별 가구의 소득은 지역별로 구분되는 가구주 학력별 노동소득(wage bill) 배분계수( $flu_{ih}^R$ ) 및 자본소득 배분계수( $fk_{ih}^R$ )에 의거하여 배분되는 산업별 노동소득( $YSEC_i^R$ ), 자본소득(이윤)( $YK_i^R$ ), 중앙·지방정부로부터의 이전소득( $CTRSH_h^R$ ,  $RTRSH_h^R$ )으로 구성되어 있다(식 (34), (35), (36) 참조). 가계는 중앙정부에 대해서 소득세( $NDT$ )를, 지방정부에 대해서는 지방세( $RDT$ )를 납부하며 총소득에서 세금을 공제한 부분이 가치분소득( $YD_h^R$ )이 된다(식 (40) 참조). 가치분소

득은 다시 소비기금과 저축으로 나누어진다. 가계의 저축성향은 외생적인 저축이자율과 이자율탄력성에 의해서 내생적으로 결정되며, 저축성향과 가처분소득에 의해서 가계의 저축( $SAV_h^R$ )이 결정된다.<sup>25)</sup> 가처분소득에서 저축을 제외한 부분이 소비기금( $CONT_h^R$ )이 되며, 캅더글러스 효용함수와 예산제약식에 의해서 가계의 부문별 소비규모( $CON_{ih}^R$ )가 결정된다(식 (42) 및 (43) 참조).

$$(34) Y_h^R = \sum_i fl_{ih}^R \cdot YSEC_i^R + \sum_i fk_{ih}^R \cdot YK_i^R + RTRSH_h^R + CTRSH_h^R$$

$$(35) RTRSH_h^R = ftra_h \cdot \overline{RTRS}^R$$

$$(36) CTRSH_h^R = ftra_h \cdot \overline{CTRS}^R$$

$$(37) YSEC_i^R = \sum_m SWAGE_{im}^R \cdot LD_{im}^R$$

$$(38) YK_i^R = (PVA_i^R \cdot X_i^R - YSEC_i^R - DEP_i^R) \cdot (1 - re_i^R - cort_i^R)$$

$$(39) RETP_i^R = (PVA_i^R \cdot X_i^R - YSEC_i^R - DEP_i^R) \cdot re_i^R$$

$$(40) YD_h^R = (1 - ndt_h^R - rdt_h^R) \cdot Y_h^R$$

$$(41) SV_h^R = kappal_h + kappal_h \cdot (\overline{TDR})$$

$$(42) CONT_h^R = YD_h^R \cdot (1 - SV_h^R)$$

$$(43) CON_{ih}^R = conh_{ih}^R \cdot CONT_h^R$$

중앙정부의 수입은 가계로부터의 소득세( $NDT$ ), 기업으로부터의 부가가치세( $NIT$ )와 법인세( $CORP$ ), 해외부문으로부터의 수입세( $NIM$ )로 구성된다(식 (44) 및 (48)~(51) 참조). 중앙정부는 이 세수를 지방정부에 대한 보조금(광의의 보

25) 저축은 소득과 이자율의 함수로서 정의되고 있으나 저축성향은 이자율의 함수로서만 정의되는 고전학파와는 달리 케인지언의 경우와 유사한 형태를 가지고 있다. 본 모형의 저축성향은 이자율만을 그 설명변수로 포함하고 있으나 저축규모는 가계의 가처분소득에 연동된다. 심사자의 지적과도 같이 이 부분은 정식화(specification) 오류를 점검해야 할 필요성이 있다.

조금  $\overline{SUBRG}$ ), 소비지출( $\overline{CGC}_i^R$ ), 가계에 대한 이전지출( $\overline{CTRS}^R$ ), 투자지출( $\overline{CGI}^R$ )에 사용한다(식 (45) 및 (46) 참조). 중앙정부의 재정잉여( $CEND$ )는 중앙은행에 예치되며, 적자는 중앙은행을 통해서 지원을 받는 형식을 모형내에 수용하였다(식 (47) 참조). 여기에서 소득세율( $ndt_h^R$ )과 법인세율( $cort_i^R$ )이 정책수단으로 설정되었다.

$$(44) \quad NGR = NDT + NIT + NIM + CORP$$

$$(45) \quad NGE = \overline{SUBRG} + \sum_R \sum_i CGCE_i^R + \sum_R \overline{CTRS}^R + \sum_R \overline{CGI}^R + SPE^R$$

$$(46) \quad CGCE_i^R = \overline{CGC}_i^R, \text{ where } CGC_{servs}^R = \overline{TCGC}^R - \overline{CPEC1}^R - \overline{CPEC2}^R$$

$$(47) \quad CEND = NGR - NGE$$

$$(48) \quad NDT = \sum_R \sum_h ndt_h^R \cdot Y_h^R$$

$$(49) \quad NIT = \sum_R \sum_i tind_i^R \cdot PXR_i^R \cdot X_i^R$$

$$(50) \quad NIM = \sum_R \sum_i imt_i^R \cdot \overline{PRIM}_i^R \cdot EXR \cdot IM_i^R$$

$$(51) \quad CORP = \sum_R \sum_i (PVA_i^R \cdot X_i^R - YSEC_i^R - DEP_i^R) * cort_i^R$$

지방정부의 수입( $RGR^R$ )은 지역별 가계로부터 징수하는 지방세( $RDT^R$ )와 중앙정부로부터의 보조금으로 구성되며, 이 수입은 지방정부 소비지출( $\overline{RGC}_i^R$ ), 가계에 대한 이전지출( $\overline{RTRS}^R$ ), 투자  $GI^R$ 로 지출된다. 동 모형에서 지방정부의 투자는 수입과 지방정부 소비 및 이전지출의 차이로 정의된다(식 (52)~(55) 참조).

$$(52) \quad RGR^R = RDT^R + srg^R \cdot \overline{SUBRG}$$

$$(53) \quad RGE^R = \sum_i RGCE_i^R + \overline{RTRS}^R$$

$$(54) \quad RGCE_i^R = \overline{RGC}_i^R$$

$$(55) \quad GI^R = RGR^R - RGE^R + SPE^R$$

$$(56) \quad RDT^R = \sum_h rdt_h^R \cdot Y_h^R$$

#### 4. 금융시장

금융부문은 Lewis(1992)의 시장구조 예를 수용하여 화폐시장과 대부자금시장만이 있는 것으로 단순화하였다. 금융시장에서는 가계, 기업, 지방정부, 중앙은행, 하나의 예금은행이 상호 기능하게 되며, 화폐는 가계만이 소유하는 것으로 가정하였다. 전체적인 자산조정방식은 과대평가될 가능성을 가지고 있으므로 Fargeix and Sadoulet(1994)의 접근방식에 따라서 부분적으로 자산이 조정되는 방식을 채택하였다. 모형내에서 기업은 생산부문을 대표하며, 투자와 운전자금(working capital:  $WC_i^R$ , 식 (57) 및 (58) 참조) 용도로 자금을 필요로 한다. 운전자본은 한 기간의 생산에 필요한 노동 및 중간재를 구입하기 위해서 사전에 지불하는 기금이다. 총운전자본은 예금은행에 예치되며, 현기 운전자본수요는 전기생산량의 일정액으로 정의된다. 신용(기업의 부채:  $CR_i^R$ )은 기업의 운용투자수요와 운전자본수요에서 기업유보이윤, 정부투자, 감가상각비를 제외한 부분이며(식 (59) 및 (60) 참조), 기업의 총부채( $FBOR_i^R$ )는 현기의 신용과 전기의 총부채의 합으로 정의되고 있다(식 (61) 참조).

$$(57) \quad WC_i^R = worc \cdot \overline{LAGX}_i^R$$

$$(58) \quad WCB = \sum_R \sum_i WC_i^R \cdot \chi_i^R$$

$$(59) \quad CR_i^R = ((INV_i^R - RGINV_i^R - CGINV_i^R - DEP_i^R) + WC_i^R) \cdot \chi_i^R$$

$$(60) \quad TCR = \sum_R \sum_i CR_i^R$$

$$(61) \quad FBOR_i^R = CR_i^R + \overline{LAGFBOR}_i^R$$

가계의 금융자산은 화폐( $CD$ )와 예금( $TD$ )으로 구성된다. 가계의 저축(실물 부문에서의 저축)은 가계 총자산( $FW_h^R$ )의 증가로 나타나며, 현금과 예금의 형태로 축적된다(식 (62)~(66) 참조). 현기 가계의 화폐수요는 케인지안 화폐수요함수(식 (63) 참조), 즉 거래수요와 유동성선호로 구성되어 있으며, 현금수요 규모는 화폐수요의 소득탄력성과 이자탄력성에 의해서 결정된다. 저축에서 현금수요를 공제한 부분이 예금으로 예금은행에 예입된다. 중앙은행은 지급준비금( $RR$ )을 수단으로 하여 예금은행을 통제하며, 예금은행에 자금을 대여하는 기능을 수행하게 된다(식 (67) 및 (68) 참조). 중앙은행대부금 규모( $Tcomloan$ )는 예금은행의 지급준비금, 예금, 그리고 운전자본 규모에 의해서 결정된다(식 (67)~식 (72) 참조). 모형에서는 가계의 현금수요 만큼 중앙은행이 화폐를 공급하는 체계를 가정하고 있다(식 (73) 참조). 중앙은행은 중앙정부의 적자를 보전하거나 외환의 증가를 수용하기 위하여 통화공급, 기준율, 외채규모를 조정하는 것이 일반적인 모형정식화 선례이지만 현 모형에서는 화폐공급은 가계의 화폐수요에 의해서 결정되기 때문에 중앙은행의 정책변수로서 기능하지 못한다.

$$(62) \quad FW_h^R = SAV_h^R + \overline{LAGFW}_h^R$$

$$(63) \quad CD_h^R = curk0_h^R \cdot YD_h^R \cdot curk1_h^R \cdot (1 + \overline{TDR})^{-curk2_h^R}$$

$$(64) \quad TD_h^R = SAV_h^R - CD_h^R$$

$$(65) \quad TTD_h^R = TD_h^R + \overline{LAGTD}_h^R$$

$$(66) \quad TOTTD = \sum_R \sum_h TD_i^R$$

$$(67) \quad RR = rrt \cdot (TOTTD + WCB + Comloan)$$

$$(68) \quad TRR = RR + \overline{LAGRR}$$

$$(69) \quad TComloan = Comloan + \overline{LAGLOAN}$$

$$(70) \quad TFR = FR + \overline{LAGFR}$$

$$(71) \quad TFLB = \overline{FLB} + \overline{LAGFLB}$$

$$(72) \quad BR \cdot TCR = \overline{tdr} \cdot (TOTTD + WCB + Comloan)$$

$$(73) \quad CU = \sum_R \sum_h CD_h^R$$

$$(74) \quad Comloan = CU + RR - FR \cdot EXR - \overline{FLB} \cdot EXR + CEND$$

## 5. 저축·투자, 외환 및 상품시장의 균형

저축은 가계저축, 기업저축, 감가상각비, 중앙 및 지방정부의 투자( $CGINV_i^R$ ,  $RGINV_i^R$ ), 해외부문의 저축( $FLB \cdot EXR$ )으로 구성되어 있다(식 (75)~(82) 참조). 지역별·산업별 투자수요는 산업별 부가가치와 대부이자율의 함수인 투자 함수에 의해서 결정되며(식 (79) 참조), 이 투자는 지역별·산업별 운용투자( $INV_i^R$ )로서 자본계수행렬을 통해서 원천투자( $ID_i^R$ )로 변환된다. 현기의 외환 보유( $FR$ )는 상품흐름(수출과 수입의 차이)과 외국으로부터의 차입의 차이로 정의된다(식 (84) 참조). 외환시장의 균형은 기본적으로 상품이동과 외국으로부터의 차입, 환율에 의해서 달성될 수 있지만, 동 모형에서는 환율이 외환시장의 균형을 가져오는 변수로서 설정되었다. 지역별·산업별 상품공급량이 총 상품수요, 즉 자가지역 및 다른 지역으로부터의 중간재수요, 가계, 중앙정부 및 지방정부의 소비지출의 합과 같을 때, 즉 상품별 초과수요가 없어질 때 상품시장의 균형이 이루어진다(식 (85) 참조).

$$(75) \quad SAV_h^R = SV_h^R \cdot YD_h^R$$

$$(76) \quad DEP_i^R = deprec_i^R \cdot PK_i^R \cdot LAGKS_i^R$$

$$(77) \quad RGINV_i^R = gin_i^R \cdot GI^R$$

$$(78) \quad CGINV_i^R = cgin_i^R \cdot \overline{CGI}^R$$

$$(79) \quad INV_i^R = inv1_i^R \cdot (PVA_i^R \cdot X_i^R)^{inv2_i} \cdot (1 + BR)^{inv3_i}$$

$$(80) \quad RINV_i^R = (RGINV_i^R + CGINV_i^R + RETP_i^R + DEP_i^R \\ + (INV_i^R - RGINV_i^R - CGINV_i^R - RETP_i^R - DEP_i^R) \cdot \chi_i^R)$$

$$(81) \quad ID_i^R = \sum_j b_{ij}^R \cdot RINV_j^R$$

$$(82) \quad TSAV = \sum_R \sum_h SAV_h^R + \sum_R \sum_i RETP_i^R + \sum_R GI^R + \sum_R \overline{CGI}^R$$

$$+ \overline{FLB} \cdot EXR + \sum_R \sum_t DEP_i^R + CEND - FR \cdot EXR$$

$$(83) \quad TINV = \sum_R \sum_t RINV_i^R$$

$$(84) \quad FR = \sum_t \overline{PREX}_i \cdot TOTEX_i + \overline{FLB} - \sum_R \sum_t \overline{PRIM}_i^R \cdot IM_i^R$$

$$(85) \quad Q_i^R = \sum_G (\sum_j ind_{ij}^{RG} \cdot X_j^G + \sum_n \frac{cvec_{in}^{RG} \cdot CON_{in}^G}{PR_i^R} + \frac{ivec_i^{RG} \cdot ID_i^G}{PR_i^R} \\ - \frac{gcvec_i^{RG} \cdot RGCE_i^G}{PR_i^R} + \frac{gcvec_i^{RG} \cdot CGCE_i^G}{PR_i^R})$$

## 6. 동태모형

동태분석(다기간분석)에서는 전기의 저장변수(stock variable)들은 기간내의 유량변수(flow variable)를 통해서 새로운 저장변수로 변환되어 다음기의 생산 과정에 고용된다. 즉 현기의 자본저량( $K_{i,t}^R$  운용투자)은 현기의 투자와 감가 상각으로 보정되어 다음기의 자본저량( $K_{i,(t+1)}^R$ )으로(식 (86) 참조), 현기의 인적자본( $LS_{m,t}^R$ )은 신규진입자( $LSI_{m,t}^R$ )와 퇴직률( $depreh_m^R$ )로 보정되어 다음기의 인적자본( $LS_{m,(t+1)}^R$ )으로 변환된다(식 (87) 참조).

인적자본의 외부성계수( $H_{m,(t+1)}^R$ )는 현기의 평균임금, 다음기의 노동자군, 지역별 인구밀도( $den^R$ )에 의해서 조정되며(식 (88)), 마지막으로 가계의 부( $FW_{h,(t+1)}^R$ )는 저축에 의해서 보정되고 다음기의 부로 변환되어 차기의 경제 활동에 영향을 미치게 된다(식 (89) 참조).

$$(86) \quad K_{i,(t+1)}^R = \overline{K}_{i,t}^R (1 - deprec_i^R) + RINV_{i,t}^R / PK_i^R$$

$$(87) \quad LS_{m,(t+1)}^R = LSS_{m,t}^R (1 - depreh_m^R) + LSI_{m,t}^R$$

$$(88) \quad H_{(t+1)}^R = \frac{\sum_m AAWAGE_{m,t} \cdot LS_{m,(t+1)}^R}{den^R}$$

$$, den^R = TPOP^R / area^R$$

$$(89) FW_{h,(t+1)}^R = SAV_{h,t}^R + FW_{h,t}^R$$

## 7. 내적 정합성 · 캘리브레이션 · 최적해

모형의 내적 정합성은 왈라스법칙이 충족되는지를 점검함으로써 검증할 수 있으며, 이 법칙의 충족여부가 모형의 최적해를 도출하는 기본적인 조건이 된다(Devarjan, Lewis and Robinson(1994)). 본 모형에는 상품시장, 노동시장, 화폐시장, 대부자금시장이 있다. 노동시장은 노동수요와 지역간 노동력이동에 의해서 청산되며, 실업율이 그 나머지(residual)로 결정된다. 상품시장에서 가계·정부의 소비수요 및 투자수요, 생산부문의 중간수요는 지역별 배분계수에 의해서 각 지역별로 배분되며, 가계 및 정부의 예산제약이 충족되고 또한 외환시장이 균형을 이루게 되면 총저축과 총투자는 자동적으로 일치하게 된다. 실물부문에서 왈라스법칙이 충족되고 화폐시장이 균형을 이루게 되면 중앙은행의 균형식은 충족되며, 예금은행의 균형조건, 즉 대부자금시장의 균형은 자동적으로 달성된다.

1993년 지역간 사회계정행렬(Socoal Accounting Matrix: SAM), 그리고 1992년 금융사회계정행렬(financial SAM), 1993년 자금순환표가 CGE모델의 초기 균형값을 제공하게 되는데 일부 파라메타의 값은 위의 데이터 셋에서 제공되지 않으며, 모형 내에서 초기 균형값을 재생산하기 위해서는 몇몇 변수들의 기울기(slope)가 부가되어야 한다. 식 (1)~(5)까지의 파라메타는 <부록 1>에서와 같이 농림어업광업, 경공업, 중공업, 서비스업, 교육업 등 5개 산업으로 제시되고 있다. 우선 식 (1)의 생산함수에서의 파라메타는 1993년 SAM 및 인적자본의 외부성계수(학력별 평균임금과 지역별 인적자본의 스톡을 이용하여 계산)를 이용하여 계산되었다. 국내재와 수출입 관련 파라메타 중 농림어업광업, 경공업, 중공업 분야의 계수는 Bell(1963) 및 Arrow, Chenery, Minhas and Solow(1961)의 방식을 이용하여 추정하였으며, 서비스업의 경우 관련자료가 없었으므로 김의준(1994)에서의 수치를 이용하였다. 파라메타값들이 주어질 경

우에 GAMS calibration procedure를 통해서 기울기와 절편이 재조정되며, 이 경우에 CGE모형은 모든 일관성 조건이 충족되는 초기 균형점(SAM point)위에 놓이게 된다.

모형에서는 다른 모형의 예와 같이 개별소비자의 효용극대화를 목적함수로 하여 최적해를 도출하는 것이 아니라 지역별 총부가가치(GRDP)가 목적함수로 설정되었다. 기업 이윤극대화의 일차조건, 소비자 효용극대화의 일차조건, 중앙정부, 지방정부, 가게, 중앙은행, 예금은행 등의 예산제약을 감안하여 최적화된 부가가치를 산출하게 된다. 가게의 미시적 경제행위인 현재와 미래소비, 여가와 소득간의 대체관계를 포함하지 못한 한계를 지니지만 본 모형은 투자를 통한 고정자본, 교육부문을 통한 노동공급, 가게 화폐자산이 현기의 유량변화를 통하여 다음기의 저량으로 변환되고, 인적자본의 외부성도 변화된 조건 하에서 동태모형으로 확장되며, 다음 기의 최적해 역시 부가가치 극대화 함수를 통하여 최적 부가가치 및 내생변수의 균형값을 도출하게 된다. 이와 같이 동태모형(multi-period simulation: 다기간 분석)은 누적적으로 변환되는 저량변수를 근간으로 하여 최적해를 도출하게 되는 모형(recursive model)이다<sup>26)</sup>.

#### IV. 직접세와 간접세의 경제성장효과 비교

상이한 경제구조를 가지고 있는 지역별 과급효과를 평가하기 위하여 각 지역에 대하여 소득세 10% 인하를 기준으로 설정하였다.<sup>27)</sup> 즉 지역별 소득세 10%에 해당하는 금액을 지역별 법인세총액과 부가가치세총액에 대비하여 그 비율을 설정하고, 산업별로 동일한 비율로 감액하였다.<sup>28)</sup> 그 결과는 <표 2>에

26) 동태모형에 관하여 심사자는 recursive model, 즉 '고정적 기대'를 상정하는 것으로 평가하였다. 속성장 그에 준하는 것으로 판단하지만, 좀더 엄밀한 의미에서 현재 이용하고 있는 CGE 모형의 경우 기대, 시차 등은 포괄할 수 없는 한계를 가지고 있다. 이에 대해서는 Taylor(1991)를 참조할 수 있다.

27) 외생적 정책수단의 변화는 설정된 비율이 바뀔 경우 사인(sign)은 일정하였으며, 효과의 양적인 격차는 비교적 비례하는 것으로 나타났다.

제시되어 있다.

<표 2> 정책수단의 변화

|             | 수도권  | 강원권  | 충청권  | 전라제주권 | 대구권  | 부산권  |
|-------------|------|------|------|-------|------|------|
| 소득세 인하(%)   | 10.0 | 10.0 | 10.0 | 10.0  | 10.0 | 10.0 |
| 법인세 인하(%)   | 15.8 | 20.2 | 15.8 | 14.9  | 16.4 | 17.2 |
| 부가가치세 인하(%) | 3.2  | 4.1  | 3.2  | 3.1   | 3.6  | 3.0  |

### 1. 직접세의 경제성장 효과<sup>29)</sup>

모든 지역에서 소득세율 및 법인세율의 인하는 중앙정부의 세입을 감소시켜 중앙정부의 수지를 악화시키는 반면 중기의 부산권을 제외한 모든 지방자치단체에서는 부가가치의 증가에 따른 세수의 증가, 따라서 지방자치단체의 세수 증가와 지출증가가 나타나게 된다. 지역별로 먼저 수도권에 미치는 효과를 보면(<표 3>과 <표 4> 참조) 소득세 및 법인세는 가처분소득의 증가에는 큰 영향을 미치지 않지만 소득의 증가에도 불구하고 증가된 소득 중 일부가 저축으로 누출되어 총수요가 크게 증가되지 않고 있다. 노동수요(각각 0.4%, 0.3%) 및 투자(각각 0.15~17%, 0.13~0.15% 정도) 역시 미미한 증가세만을 보이고 있으며, 생산은 베이스에 비하여 변화하지 않는 현상이 나타난다. 중기에는 중앙정

28) 소득세의 인하폭을 10%로 설정한 것은 이에 대한 명백한 증거를 식별하지 못했기 때문이다. 그 기준을 10%로 설정한 것은 분명히 자의적인 기준이지만 직접세와 간접세의 경제성장효과를 식별하는 데에는 무리가 없을 것으로 판단하고 있다.

29) 모형의 기준년으로 설정된 데이터셋은 1993년의 SAM과 1985~1995년을 대상으로 추정된 파라메타군이다. 현 시점에서 최근년의 중간투입계수로는 1998년의 산업연관표를 이용할 수 있으므로 1998년의 SAM을 구축하고 분석에 이용해야 하나 1998년의 경제상황은 이전과는 너무 다른 경향을 보이고 있으므로 기술구조에도 편향(bias)이 있을 것으로 평가하고 이를 이용하지 않았다. 차선으로 1995년의 산업연관표를 이용하여 1995년의 SAM을 구축할 수 있으나 1993년의 데이터셋과 큰 차이를 보이지 않는다고 판단하여 1993년의 SAM을 분석에 이용하였다. 이와 같이 데이터셋이 현재의 경제구조와 유사하다고 판단하고 상이한 경제구조를 가진 지역에 대하여 정책을 구사함으로써 나타나게 되는 효과를 비교하게 되었다. 파라메타군은 1995년의 일반 통계를 포함하고 있으므로 모형이 산출한 결과에 대한 오류가 있다면 중간투입계수에서 발생하는 것으로 추론할 수 있지만 연구결과의 편향(bias)은 크지 않을 것으로 판단하고 있다.

부가 세율을 변경하지 않는 상황에 비하여 경제에 유효한 영향을 주지 못하는 것으로 평가된다. 즉 총수요가 증가된다고 해도 역내의 물가와 임금수준을 상승시키는 반면 역내의 수요는 타지역 및 수입수요로 많이 누출되기 때문이다.

<표 3> 소득세 인하의 지역별 파급효과: 단기·중기분석

(단위: 정태·동태모형 기준년에서의 변화: %)

|       |       | 생산    | 부가가치  | 가치분소득 | 총수요   | 투자    | 노동수요  |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 수도권   | 단기    | 0.00  | 0.10  | 0.60  | 0.13  | 0.15  | 0.04  |
|       | 중기(1) | 0.01  | 0.11  | 0.61  | 0.14  | 0.17  | 0.05  |
|       | 중기(2) | 0.00  | 0.11  | 0.61  | 0.13  | 0.17  | 0.04  |
| 강원권   | 단기    | 0.02  | 0.04  | 0.55  | 0.03  | 0.04  | 0.04  |
|       | 중기(1) | 0.02  | 0.03  | 0.55  | 0.03  | 0.04  | 0.03  |
|       | 중기(2) | -0.02 | 0.03  | 0.55  | 0.01  | 0.04  | 0.03  |
| 충청권   | 단기    | 0.01  | 0.04  | 0.52  | 0.03  | 0.04  | 0.02  |
|       | 중기(1) | 0.01  | 0.04  | 0.57  | 0.03  | 0.04  | 0.02  |
|       | 중기(2) | 0.00  | 0.04  | 0.57  | 0.02  | 0.04  | 0.02  |
| 전라제주권 | 단기    | -0.06 | 0.05  | 0.52  | 0.00  | 0.06  | -0.16 |
|       | 중기(1) | -0.05 | 0.05  | 0.51  | 0.01  | 0.05  | -0.14 |
|       | 중기(2) | -0.12 | 0.02  | 0.48  | -0.04 | 0.03  | -0.25 |
| 대구권   | 단기    | -0.04 | 0.05  | 0.55  | 0.01  | 0.06  | -0.04 |
|       | 중기(1) | -0.04 | 0.04  | 0.54  | 0.01  | 0.06  | -0.04 |
|       | 중기(2) | -0.08 | 0.03  | 0.53  | -0.01 | 0.05  | -0.08 |
| 부산권   | 단기    | -0.03 | 0.03  | 0.53  | 0.02  | 0.03  | -0.02 |
|       | 중기(1) | -0.03 | -0.04 | 0.46  | 0.02  | -0.04 | -0.02 |
|       | 중기(2) | -0.05 | -0.07 | 0.43  | 0.00  | -0.06 | -0.05 |

<표 4> 법인세 인하의 지역별 파급효과: 단기·중기분석

(단위: 정태·동태모형 기준년에서의 변화: %)

|     |       | 생산   | 부가가치 | 가처분소득 | 총수요  | 투자   | 노동수요 |
|-----|-------|------|------|-------|------|------|------|
| 수도권 | 단기    | 0.00 | 0.08 | 0.53  | 0.11 | 0.13 | 0.03 |
|     | 중기(1) | 0.00 | 0.10 | 0.55  | 0.12 | 0.15 | 0.04 |
|     | 중기(2) | 0.00 | 0.09 | 0.55  | 0.12 | 0.14 | 0.03 |

&lt;표 4&gt;의 계속

|       |       | 생산    | 부가가치  | 가처분소득 | 총수요   | 투자    | 노동수요  |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 강원권   | 단기    | 0.02  | 0.04  | 0.52  | 0.03  | 0.05  | 0.04  |
|       | 중기(1) | 0.02  | 0.03  | 0.49  | 0.03  | 0.04  | 0.03  |
|       | 중기(2) | -0.02 | 0.03  | 0.46  | 0.00  | 0.04  | 0.03  |
| 충청권   | 단기    | 0.01  | 0.04  | 0.50  | 0.03  | 0.05  | 0.03  |
|       | 중기(1) | 0.01  | 0.04  | 0.50  | 0.03  | 0.05  | 0.03  |
|       | 중기(2) | 0.00  | 0.04  | 0.50  | 0.02  | 0.05  | 0.02  |
| 전라제주권 | 단기    | -0.08 | 0.06  | 0.50  | 0.00  | 0.07  | -0.21 |
|       | 중기(1) | -0.07 | 0.06  | 0.50  | 0.01  | 0.06  | -0.18 |
|       | 중기(2) | -0.16 | 0.02  | 0.47  | -0.06 | 0.03  | -0.32 |
| 대구권   | 단기    | -0.04 | 0.04  | 0.51  | 0.01  | 0.06  | -0.04 |
|       | 중기(1) | -0.04 | 0.04  | 0.51  | 0.01  | 0.06  | -0.04 |
|       | 중기(2) | -0.08 | 0.03  | 0.50  | -0.02 | 0.05  | -0.08 |
| 부산권   | 단기    | -0.03 | 0.03  | 0.49  | 0.02  | 0.03  | -0.02 |
|       | 중기(1) | -0.03 | -0.02 | 0.46  | 0.01  | -0.01 | -0.02 |
|       | 중기(2) | -0.05 | -0.04 | 0.44  | 0.00  | -0.03 | -0.05 |

한편 부가가치의 증가는 나타나고 있으나 이는 상대적인 타지역의 물가하락 및 수입물가의 하락에 의하여 유발된 부가가치 가격의 상승에 의하여 나타난 결과이다. 이와 같이 소득세 및 법인세의 인하는 거의 동일한 수준의 효과를 보이고 있으나 소득세가 법인세에 비하여 수요측면의 효과, 부가가치 증대효과가 크며, 중기적으로도 이러한 효과가 유지됨을 볼 수 있다. 이와 같이 수도

권의 경우 타지역에 비해서 높은 수준의 수요부양효과를 유발하며, 소득의 증가가 지역주민의 소비수준 향상에 기여하겠으나 이러한 수단의 효과가 수요 측면에 국한되는 단점을 가지고 있다.

강원권에서는 수도권과 마찬가지로 소득세와 법인세의 효과는 사인(sign) 및 강도에서 거의 같은 수준을 보이고 있는바 단기적으로 소득은 수도권에 육박하는 높은 수준(약 0.5% 정도)이지만 생산(약 0.02% 정도), 부가가치(약 0.04%), 총수요(약 0.03% 정도)의 미미한 증가세가 유발되며, 투자는 약 0.04%, 노동수요는 약 0.03%의 파급효과가 있는 것으로 나타나고 있다. 소득세 및 법인세의 인하는 물가수준과 임금수준의 상승을 초래하게 되지만 물가수준의 상승폭이 상대적으로 작아 증가된 총수요 중 수입수요로 누출되는 부분이 타지역에 비하여 작으며, 자체수요의 유발 효과가 상대적으로 크게 나타난다. 따라서 생산의 증가와 동시에 노동수요와 부가가치의 증가가 유발되는 것이다. 부가가치의 증가율이 매우 낮게 나타나고 있는 이유는 강원지역에 주어진 외생적 충격이 타지역 공급증가에 미치는 효과가 작아 타지역의 복합가격을 많이 낮추지 못하였기 때문이다. 부가가치의 상승폭이 낮기 때문에 투자 유발 효과 역시 낮은 수준에 있는 것으로 보인다. 이러한 수요측면의 제도가 단기에는 미약하나마 정의 효과를 유발하지만 중기(2)에는 역내 물가수준의 상승과 함께 자체수요가 감소하게 되므로 소득세 및 법인세의 변화가 없는 경우에 비하여 생산이 약 0.02% 정도 감소하는 결과가 초래되었다.

충청권에서는 소득세의 인하효과와 법인세의 인하효과가 거의 같은 수준인 것으로 나타나고 있다. 양 수단이 집행되었을 경우 소득은 0.5% 정도 증가되는 것으로 나타나고 있으며, 총수요는 그 보다 작은 0.3% 정도 증가하게 된다. 이는 역내 물가수준의 상승이 초래되며, 증가된 수요 중 일부는 수입수요 및 타지역의 수요로 누출되기 때문이다. 그렇지만 타지역에 비하여 수요의 누출 규모가 작으며, 물가수준·임금의 상승폭 또한 다소 낮아 0.02%대의 노동수요 증가가 나타나며, 미약하지만 생산증가가 유발된다. 생산은 단기적으로 0.01% 정도의 성장효과를 보이지만 중기적으로 그 효과가 소멸되는 것으로 나타난다. 부가가치 역시 0.04% 대의 미미한 증가세를 보이는데 이는 강원권의 사례와

마찬가지로 타지역의 복합상품가격을 낮출 수 있을 만큼 타지역으로 수요가 누출되지 않고 있음을 나타내는 것이다. 결과적으로 충청권에서 소득세 혹은 법인세의 인하로 인하여 역내 소득은 증가되지만 충분한 수요증가로 순환되지 않으며, 또한 장기의 공급능력을 확충하는 투자유발효과도 낮은 것으로 평가된다.

전라제주권에서는 10%의 소득세 인하는 약 0.5%의 소득증가, 법인세의 인하는 이 보다 다소 높은 수준의 소득증대 효과를 유발하여 지역 주민들의 후생수준 제고에는 기여하게 된다. 총수요에서는 미미한 증가세만이 나타나고 있으나 그럼에도 불구하고 역내 물가수준은 상승하게 된다. 물가수준의 상승으로 인하여 역내 수요가 감소하는 한편 해외수요 및 타지역수요가 증가하여 수요가 역외로 누출되는 현상이 나타난다. 물가수준의 상승에 따라서 임금도 상승하게 되는데 이 결과 생산은 0.1%, 노동수요는 0.2% 정도 감소하게 된다. 부가가치의 경우에는 타지역의 복합가격 하락이 나타나 전라제주권 생산부문의 부가가치가격을 높임으로써 0.05% 정도의 성장효과가 수반되며, 이 효과가 투자부문에 파급되어 0.06%대의 투자를 유발하게 된다. 중기적으로는 물가·임금이 더욱 상승하여 생산, 부가가치, 투자, 고용 측면에서 부의 파급효과를 미치게 된다. 전라제주권은 지역의 수입비중이 타지역에 비하여 매우 높으며, 지역의 물가가 수요변화에 대하여 매우 민감하게 반응하기 때문에 이러한 결과가 초래되는 것이다.

대구권은 소득세 및 법인세의 인하는 매우 유사한 파급효과를 가지게 되는바 동 세율의 인하는 0.5% 정도의 소득증가를 유발하게 된다. 총수요의 성장에 미치는 효과는 0.01% 정도로 매우 낮은 수준으로 나타나고 있는바 저축으로 누출되는 부분이 크기 때문이다. 수요의 변동은 미미하지만 지역의 가격에 대한 파급효과는 크므로 물가수준 및 임금의 상승이 초래되며, 따라서 역외 및 수입수요로의 대체가 큰 폭으로 나타나게 된다. 결국 역내수요의 하락으로 이어지고, 따라서 생산 및 노동수요가 0.04% 정도 감소하는 결과가 초래되었다. 생산의 감소에도 불구하고 타지역 및 수입재화의 가격변화에 따라서 부가가치가격의 상승이 나타나 부가가치는 0.04% 정도 증가되었으며, 부가가치가

격의 상승에 따라서 투자수요는 0.06% 정도 성장하게 된다. 중기적으로도 이와 같은 미약한 효과가 지속되는 것으로 분석되므로 투자유인이 부족한 지역 경제의 성장에는 크게 기여하지 못하는 것으로 평가된다.

부산권에서 소득세율 인하는 단기에는 0.5%에 이르는 소득의 증가를 유발하였으나 소득의 증가가 초래하는 총수요의 증대효과는 0.02% 정도로 전라제주권이나 대구권보다는 높지만 기타 지역보다는 낮은 것으로 나타나고 있다. 그럼에도 불구하고 물가의 반응은 민감하여 물가수준의 상승을 초래하게 된다. 결과적으로 지역내 수요는 감소하는 반면 해외수요는 증가하여 역내생산에 대한 부정적인 효과를 미치게 된다. 물가수준이 상승에 따른 임금의 상승이 수반되어 0.02%의 노동수요의 감소와 0.03%에 달하는 생산감소가 나타나게 된다. 중기에는 소득의 증가에도 불구하고 기준년에 비하여 총수요가 감소하는 현상이 나타나게 되며, 역내 물가수준 및 임금상승으로 인해 생산 및 노동수요의 감소폭이 더욱 커지게 된다. 타지역과는 달리 부가가치 및 투자의 감소세가 점차 증가되는 현상을 보여 부가가치율의 제고와 유발투자의 증가가 필요한 부산지역의 경제성장에는 적합하지 않은 수단으로 평가할 수 있다.

## 2. 부가가치세 인하의 성장효과

모든 지역에서 부가가치세율을 낮추면 중앙정부의 세입은 감소하여, 수지를 악화시키는 반면 지방자치단체에서는 부가가치의 증가에 따른 세수의 증가, 따라서 지방자치단체의 세수증가와 지출증가가 나타나게 된다. 이 경우 지역별 경제성장효과가 크기 때문에 소득세 및 법인세를 인하할 경우보다 정부의 세수 감소폭은 작아지게 되며, 지자체의 세수증가폭도 커져 지자체의 예산운용규모가 커지게 된다. 지역별로 보면 수도권에서 부가가치세의 인하(3.2%)는 생산부문의 이윤을 증대시키는 효과를 주므로 생산의 증가를 동반하게 된다. 투자를 부가가치와 이자율의 함수로 설정한 현재의 모형에서는 생산 및 부가가치의 증가는 투자유인의 강화로 나타나며, 수요부문이 변화되어 환류되는 유발투자 부분을 포괄하게 된다. 특히 소득세 및 법인세의 경우와는 달리 생

산증가는 역내 생산자물가의 하락을 초래하며, 상대적인 역내 물가수준의 하락을 통하여 수입으로 누출되는 부분을 감소시키는 효과를 보이게 된다. 이 수단에 근거하면 물가수준의 상승이 아니라 생산성의 증가에서 유도되는 임금의 상승이 나타나게 되며, 따라서 소득세와 법인세의 인하와는 달리 생산, 소득, 투자, 수요, 고용 등 각 부분에 고른 효과를 유발하고 있다. 이러한 효과는 중기적으로도 그대로 유지되어 경제에 매우 유효한 수단으로서 기능하게 된다.

〈표 5〉 부가가치세 인하의 지역별 파급효과: 단기·중기분석

(단위: 정태·동태모형 기준년에서의 변화: %)

|       |       | 생산   | 부가가치 | 가치분소득 | 총수요  | 투자   | 노동수요 |
|-------|-------|------|------|-------|------|------|------|
| 수도권   | 단기    | 0.60 | 0.79 | 0.85  | 0.66 | 0.84 | 1.17 |
|       | 중기(1) | 0.61 | 0.81 | 0.87  | 0.66 | 0.86 | 1.18 |
|       | 중기(2) | 0.61 | 0.80 | 0.86  | 0.66 | 0.85 | 1.17 |
| 강원권   | 단기    | 0.41 | 0.40 | 0.40  | 0.31 | 0.41 | 0.61 |
|       | 중기(1) | 0.43 | 0.44 | 0.44  | 0.30 | 0.46 | 0.64 |
|       | 중기(2) | 0.43 | 0.49 | 0.50  | 0.29 | 0.54 | 0.70 |
| 충청권   | 단기    | 0.37 | 0.34 | 0.35  | 0.27 | 0.35 | 0.71 |
|       | 중기(1) | 0.38 | 0.35 | 0.36  | 0.27 | 0.36 | 0.73 |
|       | 중기(2) | 0.38 | 0.35 | 0.36  | 0.27 | 0.37 | 0.72 |
| 전라제주권 | 단기    | 1.07 | 0.80 | 0.85  | 0.80 | 0.94 | 2.36 |
|       | 중기(1) | 1.01 | 0.81 | 0.85  | 0.76 | 0.96 | 2.21 |
|       | 중기(2) | 0.99 | 0.80 | 0.84  | 0.73 | 0.95 | 2.19 |
| 대구권   | 단기    | 0.38 | 0.44 | 0.47  | 0.29 | 0.48 | 0.73 |
|       | 중기(1) | 0.38 | 0.46 | 0.49  | 0.29 | 0.49 | 0.74 |
|       | 중기(2) | 0.34 | 0.46 | 0.49  | 0.27 | 0.50 | 0.72 |
| 부산권   | 단기    | 0.52 | 0.65 | 0.71  | 0.46 | 0.68 | 0.98 |
|       | 중기(1) | 0.52 | 0.66 | 0.72  | 0.46 | 0.70 | 1.00 |
|       | 중기(2) | 0.50 | 0.63 | 0.68  | 0.44 | 0.67 | 0.97 |

강원권에서 부가가치세의 인하(4.1%)는 단기·중기적으로 매우 고른 정도의 효과를 보이고 있다. 베이스에 비하여 생산 0.4%, 부가가치 및 소득 0.4%, 총

수요 0.3%, 투자 0.4% 정도 성장시키는 효과를 유발하였으며, 노동수요에는 이보다 강한 0.6~0.7%의 성장효과를 나타낸다. 그 원인은 수입수요의 감소와 함께 내수가 증가되어 생산증가를 유도하며, 생산·고용의 증가와 함께 생산자 물가가 하락하여 해외수요가 내수로 흡수되기 때문이다. 또한 부가가치와 함께 생산이 증가되고 따라서 투자가 증가하게 된다. 이러한 수단이 계속해서 집행될 경우 중기적으로 그 효과가 점차 증가되는 경향을 보이고 있으므로 실효성이 높은 제도로 평가된다.

충청권에서 부가가치세 인하(3.2%)는 0.4%대의 생산, 부가가치, 소득, 투자의 증가를 유발하며, 총수요의 경우 다소 작은 0.3%, 노동수요의 경우에는 0.7% 대의 성장세가 나타나게 된다. 이러한 효과가 나타나는 것은 수요증가와 동시에 생산증가가 나타나며, 이에 따른 역내 상품의 가격하락으로 인하여 해외 및 타지역 수요가 내수로 전환되기 때문이다. 이러한 효과가 생산부문으로 환류되어 생산과 노동수요의 성장을 유발하게 된다. 부가가치세의 인하로 인하여 투자를 포함한 다른 변수들의 성장을 유도하지만 그 효과는 다른 지역에 비하여 낮은 수준이며, 특히 단기·중기의 투자에서도 비교적 미약한 반응을 보이는 점이 이 지역의 특성으로 평가된다.

전라제주권에서 부가가치세의 인하(3.1%)는 1% 정도의 생산과 2%대의 노동수요 증가를 유발하며, 부가가치 및 소득 역시 0.8% 정도 성장시키게 된다. 부가가치의 성장은 생산증가와 생산성 증가와 함께 1% 정도의 역내 투자수요를 유발하게 되며, 이러한 효과는 중기적으로도 지속된다. 성장효과를 보이는 이유는 부가가치가격의 상승, 고용증대, 생산증가가 나타나 물가수준의 하락을 유발했기 때문이다. 물가수준의 하락에 따라서 국내재와 수입재간의 대체효과가 크게 나타나 증가된 수요가 모두 역내수요로 흡수되고 이러한 정의 효과가 생산부문으로 환류된다. 전라제주권에서 부가가치세의 인하에 따른 물가수준의 하락폭, 생산부문 성장효과, 투자유발효과가 다른 지역에 비하여 높게 나타나는 이유는 가격변화에 따른 대체효과가 타지역에 비하여 크기 때문이다.

대구권에서 부가가치세의 인하(3.6%)는 부가가치율을 상승시킴으로써 0.4%의 생산, 0.7% 정도의 노동수요를 증가시키며, 지역내 물가의 하락을 유발하게

된다. 부가가치는 0.4% 정도 증가되며, 생산성이 증가하여 0.7%에 달하는 투자수요를 유발하게 된다. 한편 역내물가의 하락으로 인하여 대체관계에 있는 수입재에 비하여 역내수요가 큰 폭으로 증가되는 결과가 나타나 생산부문으로 환류되었기 때문에 다른 수단에 비해 큰 정의 효과를 미치는 것이다. 중기적으로도 부가가치세의 인하효과는 지속되는 것으로 나타나고 있다.

부산권에서 부가가치세의 인하(3%)는 0.5%의 생산증가, 0.7%대의 부가가치 및 소득의 증가를 유발하며, 수도권 및 전라제주권에서와 같이 소득세 및 법인세 인하보다 우월한 소득증대효과를 나타내고 있다. 총수요에 미치는 효과 역시 큰 폭으로 나타나게 된다(0.5% 증가). 부가가치의 증가 및 생산성의 증가로 인하여 0.7%대의 투자유발 효과가 나타나게 된다. 부가가치세의 인하는 생산증가와 동시에 역내 물가수준의 하락을 초래하게 되며, 따라서 해외수요도 증가하게되지만 대체관계에 있는 지역내 수요를 더욱 증가시켜 생산에 정의 파급효과를 미치게 된다.

### 3. 직접세 · 간접세의 효과비교

중앙정부의 수단에서 수요측면에 영향을 미치는 직접세 중 소득세와 법인세의 인하는 지역주민의 소득은 증가시키지만 생산, 투자 등 지역의 공급능력을 확충하는 데에는 기여하는 바가 작은 것으로 분석되었다. 수도권과 충청권에 상대적으로 긍정적인 효과가 나타나고 있는바 두 지역은 역내 수요변화에 따른 물가의 반응, 임금상승률, 역내수요와 타지역 및 해외수요간의 대체 등에서 타지역에 비하여 역내에 미치는 부정적인 효과가 비교적 작기 때문에 그러한 결과가 나타났다.

공급측면에 영향을 주는 수단인 부가가치세의 인하는 모든 지역에서 효과적인 수단으로 분석되고 있다. 부가가치세의 인하는 부가가치율의 제고 혹은 중간투입의 비율을 인하하는 효과를 주는 수단으로서, 이러한 부분이 생산부문에 대한 유인으로 작용하여 경제성장에 기여하는 것으로 나타나고 있다. 시뮬레이션을 통하여 본 결과 지역경제의 성장측면에서는 직접세인 소득세와 법인

세의 인하보다는 간접세인 부가가치세의 인하가 더욱 효과가 큰 것으로 나타나고 있다. 이는 앞서 제기한 바대로 신동천(2001)과 전영준(2003)의 연구를 지지하는 결과이다.

## V. 결 론

조세의 조합이 경제활동에 미치는 영향과 관련해서는 중립성 가설이 지배적인 상황이지만 다지역 CGE모형을 이용한 현재의 분석에서는 Kneller et al.(1999), 신동천(2001), 전영준(2003)의 분석에서와 같이 지역경제의 성장측면에서는 직접세보다는 간접세가 유리한 것으로 나타나고 있다. 소득세와 법인세의 인하는 지역주민의 소득은 증가시키지만 생산, 투자 등 생산기반의 확충에 기여하는 바가 작기 때문이다. 이와 같이 수요부양정책이 공급능력 확충으로 이어지지 못하는 상황에서는 직접적인 공급부문에 대한 정책집행이 타당함을 보여주는 것인데, 이는 부가가치세의 인하가 모든 지역에서 직접세에 비하여 상대적으로 효과적인 수단으로 분석된 사실에서도 확인할 수 있다.

이러한 시뮬레이션의 결과에 근거할 때 첫째, 직접세보다는 간접세가 지역경제성장에 유효한 효과를 주므로 동일한 조건 하에서는 탄력적인 조세의 조합 역시 지역경제의 성장을 위한 정책수단으로 이용이 가능하다고 할 수 있다. 두 번째로는 경제침체로 인하여 지역간 경제력 격차가 심화되는 상황에서는 낙후지역의 생산기반을 보호하기 위하여 자동안정장치로서 공급측면에 영향을 주는 부가가치세 등을 이용할 수 있을 것이다. 셋째, 현 지역발전 인센티브제도의 주요한 수단인 직접세의 인하 등이 지역의 생산기반 확충에 기여하는 효과는 미미하므로 생산부문에 유인이 될 수 있는 부가가치세와 같은 간접세를 현 제도에 일부 포함하는 제도적 보완도 가능하리라고 판단한다. 기업은 이윤의 창출시 세금을 감면하는 불확실한 인센티브보다는 이윤의 창출을 보조하는 수단을 선호할 것이라는 직관과도 합치하는 결과이다. 이러한 제도가 도입되면 현재 진행되고 있는 부가가치율과 부가가치 대비 투자비율의 동반 하락 양상을 다소 완화시킬 가능성도 있을 것이다.

본 연구에서는 다지역 일반균형모형의 시뮬레이션 방법을 적용하였는바 이러한 방법론을 적용하면서 직면하게 되는 점은 자료의 제약이다. 동 모형에서는 국내수요와 해외수요간의 대체성은 감안하고 있으나 지역간 상품의 대체성을 추정할 충분한 지역간 시계열자료가 없었기 때문에 역내수요와 역외수요간

에는 고정된 교역계수를 이용하였다. 따라서 지역별 수요의 역외누출, 역내생산, 부가가치가격 등에 미치는 효과에 대한 편의는 나타날 수 있다. 이러한 부분을 본 연구의 한계로서 지적할 수 있으며, 추후 자료가 구비되면 이러한 한계는 보완될 수 있을 것이다. 나아가 다지역 일반균형모형을 이용하여 본 논문의 논지를 확인하는 연구와 분석에서 포함하지 못한 장기 효과에 대한 연구가 추후 진행되어야 할 것으로 판단한다.

## 참 고 문 헌

- 김의준, 『수도권 지역경제모형: 공공투자의 파급효과분석』, 한국지역개발학회지, 제6권, 제2호, pp.57~72, 1994.
- 김정훈, 『국세와 지방세의 조정방안』, 한국조세연구원, 2001.
- 신동천, 「간접세 인하가 산업과 소득분배에 미치는 효과: CGE모형을 이용한 의태분석」, 『경제분석』, 제7권 제2호, 한국은행, 2001, pp. 121~141.
- 전영준, 「CGE 모형을 이용한 법인세의 성장 및 분배효과 분석」, 『경제분석』, 제9권, 제2호, 한국은행, 2003, pp. 135~182.
- 지해명, 『지역의 산업구조와 경제력 격차 완화방안』, 산업연구원, 2001.
- 지해명·민경휘·정준호, 『지역발전 인센티브 구조와 효과분석』, 산업연구원, 2002.
- 지해명, 「지역균형발전정책의 패러다임 전환필요」, 『서울경제브리프』, 제13호, 서울시정개발연구원, 2003. 8.
- Adelman, I. and S. Robinson, *Income Distribution Policy in Developing Countries: A Case Study of Korea*, Stanford Univ. Press, 1978.
- Armington, P., "A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production," *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol.16, 1969, pp. 159~178.
- Aschauer and Greenwood, "Macroeconomic Effects of Fiscal Policy," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.23, 1985, pp.91~138.
- Barro, R., "Government spending in a simple model of endogenous model," *Journal of Political Economy*, Vol.98(5), 1990, s103~s125.
- Bowles, S., "Aggregation of Labor Inputs in the Economics of Growth and Planning: Experiment with a Two-level CES Function," *Journal of Political Economy*, Vol.78, 1970, pp. 68~81.

- Crafts, N., *Supply-side Policy and British Relative Economic Decline*, London School of Economics, 2001, pp. 23~30.
- Devarajan, S., V. Swaroop, and H. Zou, "The composition of public expenditure and economic growth, *Journal of Monetary Economics*, Vol.37, No.3, 1996, pp. 313~344.
- Devarjan, S., J. Lewis and S. Robinson, *Getting the Model Right: The General Equilibrium Approach to Adjustment Policy*, mimeo, World Bank, 1994.
- Easterly, W. and S. Rebelo, "Fiscal Policy and economic growth," *Journal of Monetary Economics*, Vol.32, No.3, 1993, pp. 417~458.
- Fargeix, A. and E. Sadoulet, "A Financial Computable General Equilibrium Models for the Analysis of Stabilization Programs," *Applied General Equilibrium and Economic Development*, ed. by Mercenier, J. and T. Stinivasan, The University of Michigan Press, 1994. pp. 147~187.
- Feenstra, R., "Trade policy with several goods and market linkages", *Journal of International Economics*, Vol.20, 1986, pp. 249~267.
- Galor, O. and J. Zeira, "Income Distribution and Macroeconomics," *Review of Economic Studies*, Vol.60, 1993, pp. 35~52.
- Gemmel, N., "Evaluating the Imports of Human Capital Stocks and Accumulation and Economic Growth," *Oxford Bulletin Of Economics and Statistics*, Vol.58.1, 1996, pp. 9~28.
- Glomm, G. and B. Ravikumar, "Productive government expenditures and long-run growth," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 21, No.1, 1997, pp. 183~204.
- Harberger, C., *Taxation, Resource Allocation and Welfare in The Role of Direct and Indirect Taxes in The Federal Reserve System*, Pincseton Univ, 1964.

- Harberger, C., "The Measurement of Waste," *American Economic Review*, Vol.LIV, 1964, pp. 58~76.
- Harrigan, F. and P. McGreger, "Price and Quantity Interactions in Regional Economic Modeling: The Importance of Openness and Closures," *Recent Advances in Regional Economic Modeling*, ed. by F. Harrigan and P. McGreger, Pion Press, 1989, pp. 178~205.
- Harris, J. and M. Todaro, "Migration, Unemployment, and Development," *American Economic Review*, Vol.60 (March), 1970, pp. 126~142.
- Henderson, V., "Efficiency of Resources Usage and City Size," *Journal of Urban Economics*, Vol.19, 1986, pp. 47~70.
- Hirshman, A., A. *The Strategy of Economic Development*, Yale Univ. Press, 1961.
- Jones, R. and J. Whally, "A Canadian Regional General Equilibrium Model," *Journal of Urban Economics*, Vol.25, 1988, pp. 368~404.
- Kneller, Bleaney, and Gemmell, "Fiscal Policy and Growth," *Journal of Public Economics*, Vol.74, 1999, pp. 171~190.
- Krugman, P., "Toward a Counter-Counterrevolution in Development Theory", *Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics*, 1993, pp. 15~38.
- Lewis, J., "Financial Repression and Liberalization in a General Equilibrium Model with Financial Markets," *Journal of Policy Modeling*, Vol.14(2), 1992, pp. 135~166.
- Mendoza, E., G. Milesi-Ferretti and P. Asea, "On the effectiveness of tax policy in altering long-run growth: Harberger's superneutrality conjecture," *Journal of Public Economics*, Vol.66, No. 1, 1997, pp. 99~126.
- Mofidi, A. and J. Stone, "Do the state and local taxes affect economic growth?", *Review of Economics and Statistics*, Vol.72, No. 4, 1990, pp. 686~691.

- Moses, L., "The Stability of Interregional Trading Patterns and Input-Output Analysis," *American Economic Review*, Vol.45, 1995, pp. 803~832.
- Musgrave, R.A. and P.B. Musgrave, *Public Finance in Theory and Practice*, 3rd edition, McGraw-Hill, 1980.
- Nechyba, T., "A Computable General Equilibrium Model of Intergovernmental Aid," *Journal of Public Economics*, Vol.62, 1996, pp. 363~397.
- Nurkse, R., *Problems of Capital Formation in Underdeveloped Countries*, Blackwell, Chap.1, 1953, pp. 4~31.
- Robinson, S., M. Burfisher, R. Hinojosa-Ojeda and K. Thiefelder, "Agricultural Policies and Migration in an US-Mexico Free Trade Area: A CGE Analysis," *Journal of Policy Modeling*, Vol.15, 1993, pp. 673~701.
- Rosenstein-Rodan P.N., "Problems of industrialization of East and South-Eastern Europe," *Economic Journal*, Vol.53, 1943, pp. 202~211.
- Round, J., "Decomposing Multipliers for Economic Systems Involving Regional and World Trade," *The Economic Journal*, Vol.95(June), 1985, pp. 383~399.
- Scitovsky, *Two concepts of External economies*, *Journal of Political Economy*, Vol.62. 1954, pp. 143~151.
- Sen, A., "Neo-Classical and Neo-Keynesian Theories of Distribution," *The Economic Record*, Vol.39, 1963, pp. 53~64.
- Taylor, L., *Socially Relevant Policy Analysis*, The MIT Press, 1990, pp.1~70.

<부록 1> 파라미터값

|                     |         | 수도권    | 강원권    | 충청권    | 전라제주권  | 대구권    | 부산권    |
|---------------------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 생산함수<br>쉬프트파라메타     | 농림어업광업  | 0.792  | 0.650  | 0.612  | 0.613  | 0.569  | 0.753  |
|                     | 경공업     | 16.244 | 8.137  | 13.311 | 15.389 | 10.463 | 15.269 |
|                     | 중공업     | 10.941 | 2.305  | 6.346  | 6.467  | 8.254  | 15.947 |
|                     | 서비스     | 4.966  | 5.732  | 7.778  | 7.591  | 5.870  | 5.486  |
|                     | 연구교육서비스 | 20.356 | 22.428 | 36.386 | 29.097 | 25.962 | 23.960 |
| 생산함수<br>노동보수파라메타    | 농림어업광업  | 0.208  | 0.303  | 0.152  | 0.173  | 0.164  | 0.245  |
|                     | 경공업     | 0.616  | 0.573  | 0.552  | 0.551  | 0.612  | 0.643  |
|                     | 중공업     | 0.494  | 0.438  | 0.432  | 0.405  | 0.453  | 0.505  |
|                     | 서비스     | 0.493  | 0.627  | 0.574  | 0.576  | 0.535  | 0.501  |
|                     | 연구교육서비스 | 0.946  | 0.964  | 0.948  | 0.964  | 0.962  | 0.959  |
| CES(아밍톤)<br>쉬프트파라메타 | 농림어업광업  | 1.973  | 1.514  | 1.690  | 1.826  | 1.630  | 1.990  |
|                     | 경공업     | 1.601  | 1.492  | 1.476  | 1.483  | 1.626  | 1.583  |
|                     | 중공업     | 1.776  | 1.868  | 1.734  | 1.654  | 1.743  | 1.604  |
|                     | 서비스     | 1.182  | 1.173  | 1.178  | 1.187  | 1.196  | 1.203  |
|                     | 연구교육서비스 | 1.246  | 1.134  | 1.125  | 1.147  | 1.182  | 1.193  |
| CES(아밍톤)<br>쉐어파라메타  | 농림어업광업  | 0.420  | 0.153  | 0.225  | 0.296  | 0.199  | 0.548  |
|                     | 경공업     | 0.208  | 0.166  | 0.159  | 0.162  | 0.218  | 0.201  |
|                     | 중공업     | 0.268  | 0.323  | 0.246  | 0.210  | 0.251  | 0.188  |
|                     | 서비스     | 0.057  | 0.054  | 0.056  | 0.059  | 0.061  | 0.064  |
|                     | 연구교육서비스 | 0.078  | 0.041  | 0.038  | 0.045  | 0.057  | 0.061  |
| CET함수<br>쉬프트파라메타    | 농림어업광업  | 6.476  | 6.825  | 6.298  | 6.192  | 6.300  | 6.259  |
|                     | 경공업     | 2.748  | 5.176  | 3.647  | 4.078  | 2.230  | 2.518  |
|                     | 중공업     | 2.259  | 2.565  | 2.429  | 2.628  | 2.303  | 2.522  |
|                     | 서비스     | 2.703  | 2.730  | 2.804  | 2.664  | 2.718  | 2.601  |
|                     | 연구교육서비스 | 7.806  | 7.893  | 7.779  | 7.839  | 7.723  | 7.756  |
| CET함수<br>쉐어파라메타     | 농림어업광업  | 0.978  | 0.981  | 0.977  | 0.976  | 0.977  | 0.977  |
|                     | 경공업     | 0.913  | 0.990  | 0.968  | 0.978  | 0.788  | 0.877  |
|                     | 중공업     | 0.721  | 0.800  | 0.771  | 0.811  | 0.736  | 0.791  |
|                     | 서비스     | 0.732  | 0.735  | 0.745  | 0.726  | 0.734  | 0.716  |
|                     | 연구교육서비스 | 0.936  | 0.937  | 0.936  | 0.937  | 0.935  | 0.936  |

<부표 1> 계속: 저축성향

|            |      | 수도권   | 강원권   | 충청권   | 전라제주권  | 대구권   | 부산권   |
|------------|------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|
| 저축함수<br>절편 | 중졸이하 | 0.053 | 0.028 | 0.027 | -0.008 | 0.003 | 0.086 |
|            | 고졸   | 0.043 | 0.361 | 0.417 | 0.355  | 0.221 | 0.340 |
|            | 대졸이상 | 0.005 | 0.476 | 0.516 | 0.490  | 0.156 | 0.254 |
| 평균<br>저축성향 | 중졸이하 | 0.066 | 0.041 | 0.040 | 0.005  | 0.016 | 0.099 |
|            | 고졸   | 0.055 | 0.374 | 0.430 | 0.368  | 0.234 | 0.353 |
|            | 대졸이상 | 0.018 | 0.489 | 0.528 | 0.502  | 0.169 | 0.267 |

주: 노동 및 자본소득 기준(금융소득은 포함되지 않음), 이자율탄력성(공통) = 0.15

## &lt;부록 2&gt; 내생 및 외생변수

생산, 상품의 수요와 공급 $\overline{H}_i^R$ : 인적자본 스톡 $\overline{K}_i^R$ : 자본스톡 $Q_i^R$ : 상품수요 $\overline{LAGX}_i^R$ : 전기 생산량 $X_i^R$ : 생산량 $EX_i^R$ : 수출 $IM_i^R$ : 수입 $XD_i^R$ : 국내상품 공급 $TIM_i$ : 총수입 $\overline{den}^R$ : 인구밀도가격체계 $EXR$ : 환율 $P_i$ : 복합상품가격 $\overline{PRIM}_i$ : 세계시장 수입가격 $\overline{PREX}_i$ : 세계시장 수출가격 $PD_i^R$ : 국내상품가격 $PXR_i^R$ : 생산자가격 $PVA_i^R$ : 부가가치가격 $PE_i$ : 수출가격 $PM_i$ : 수입가격 $PK_i^R$ : 자본재가격 $PINDEX$ : 전국 물가지수 $PIND^R$ : 지역물가지수 $PINF^R$ : 지역 물가상승율 $LAGPXR_i^R$ : 전기의 생산자가격노동시장, 가계 및 정부 $LA_i^R$ : 복합노동 $LD_{im}^R$ : 학력별 노동수요 $TLD_m^R$ : 학력별 총노동수요 $WA_i^R$ : 복합노동에 대한 임금 $SWAGE_{im}^R$ : 산업별 학력별 임금 $YSEC_i^R$ : 총노동보수 $\overline{LS}_m^R$ : 학력별 기초 노동자수 $LU_m^R$ : 학력별 실업자수 $AWAGE_m^R$ : 학력별 지역별 평균임금 $AAWAGE_m$ : 학력별 전국평균임금 $MIG_m^R$ : 학력별 이주자수 $LSS_m^R$ : 이주후 노동자수 $LSI_m^R$ : 신규노동자 $Y_h^R$ : 총소득 $YL_m^R$ : 근로소득 $YSEC_i^R$ : 산업별 노동보수 $YK^R$ : 총자본소득 $YD_h^R$ : 가처분소득 $RTRSH_h^R$ : 지방정부 이전소득 $SAV_h^R$ : 가계저축 $SV_h^R$ : 가계저축율 $CONT_h^R$ : 가계 총소비 $CON_{ih}^R$ : 가계의 산업부문별 소비 $RETP_i^R$ : 유보이윤 $NGR$ : 중앙정부 총수입 $NGE$ : 중앙정부 총지출 $NDT$ : 총직접세 $NIT$ : 총부가가치세 $NIM$ : 총수입세

$CORP$ : 총법인세  
 $\overline{SUBRG}$ : 중앙정부 보조금총액  
 $\overline{CGC}_i^R$ : 중앙정부 소비  
 $\overline{CGI}^R$ : 중앙정부 투자  
 $\overline{CTRS}^R$ : 중앙정부 가계이전지출  
 $\overline{SPE}^R$ : 중앙정부 투자보조  
 $\overline{CEND}$ : 중앙정부 경상수지  
 $\overline{RGR}^R$ : 지방정부 총수입  
 $\overline{RDT}^R$ : 지방세  
 $\overline{RGE}^R$ : 지방정부 총지출  
 $\overline{RGC}_i^R$ : 지방정부 소비  
 $\overline{RTRS}^R$ : 지방정부 가계 이전지출  
 $\overline{GI}^R$ : 지방정부 총투자

금융시장

$\overline{WC}_i^R$ : 운전자본  
 $\overline{WCB}$ : 총기업예금  
 $\overline{CR}_i^R$ : 현기 자금수요  
 $\overline{TCR}$ : 총자금수요  
 $\overline{FBOR}_i^R$ : 기업대출  
 $\overline{LAGFBOR}_i^R$ : 전기의 기업대출금 총액  
 $\overline{TFBOR}$ : 총기업대출  
 $\overline{LAGWCB}$ : 전기의 기업총예금  
 $\overline{FW}_h^R$ : 가계의 부  
 $\overline{LAGFW}_h^R$ : 전기 가계의 부  
 $\overline{CD}_h^R$ : 화폐수요  
 $\overline{TD}_h^R$ : 가계예금  
 $\overline{LAGTD}_h^R$ : 전기 가계예금  
 $\overline{TTD}_h^R$ : 가계의 총저축  
 $\overline{TOTTD}$ : 현기 총저축  
 $\overline{RR}$ : 지급준비금

$\overline{LAGRR}$ : 전기의 지급준비금  
 $\overline{TRR}$ : 총지급준비금  
 $\overline{FR}$ : 외환  
 $\overline{LAGFR}$ : 전기의 총외환보유  
 $\overline{TFR}$ : 총외환보유  
 $\overline{FLB}$ : 현기 해외저축  
 $\overline{LAGFLB}$ : 전기의 외채총액  
 $\overline{TFLB}$ : 총외채  
 $\overline{Comloan}$ : 예금은행 대출  
 $\overline{LAGLOAN}$ : 전기 예금은행 대출  
 $\overline{TComloan}$ : 총예금은행 대출  
 $\overline{CU}$ : 화폐공급  
 $\overline{br}$ : 대부이자율

노동공급 및 교육모듈

$hs_{m,h}^R$ : 학력별 진학률,  $m=1, 2$   
 $EPILA_{m,h}^R$ : 사교육비,  $m=1, 2$   
 $EPULA_{m,h}^R$ : 정부 교육비지출,  $m=1, 2$   
 $TST_{st,h}^R$ : 학력별 총학생수,  $st=1, 2, 3$   
 $TEPI_h^R$ : 학력별 사교육비  
 $TEPU^R$ : 지역별 정부 교육비지출  
 $CPEC_1^R$ : 중앙정부 고교이하 교육비지출  
 $CPEC_2^R$ : 중앙정부 대학이상 교육비지출  
 $LSI_m^R$ : 학력별 신규노동자,  $m=1, 2, 3$

저축, 투자

$\overline{DEP}_i^R$ : 감가상각비  
 $\overline{INV}_i^R$ : 운용투자  
 $\overline{RGINV}_i^R$ : 지자체 산업별 투자  
 $\overline{CGINV}_i^R$ : 중앙정부 산업별 투자  
 $\overline{ID}_i^R$ : 산업별 원천투자

<부록 1> 계속: 파라미터

|                                |                                  |
|--------------------------------|----------------------------------|
| $ax_i^R$ : 생산함수 쉬프트 파라미터       | $fl_m^R$ : 노동보수 배분계수             |
| $\rho 1_i^R$ : 생산함수 노동보수 파라미터  | $fk_m^R$ : 자본보수 배분계수             |
| $\rho 2_i^R$ : 생산함수 자본보수 파라미터  | $ftra_h$ : 정부이전지출 배분계수           |
| $\overline{area}^R$ : 지역별 면적   | $re_i^R$ : 사내유보율                 |
| $aa_i^R$ : 아밍톤함수 쉬프트 파라미터      | $cort_i^R$ : 법인세율                |
| $\delta_i^R$ : 아밍톤함수 웨어 파라미터   | $rdt_h^R$ : 지방세율                 |
| $\rho c_i^R$ : 아밍톤함수 대체탄력성 계수  | $ndt_h^R$ : 직접세율                 |
| $at_i^R$ : CET 함수 쉬프트 파라미터     | $kappa 0_h^R$ : 저축율함수 상수항        |
| $\beta_i^R$ : CET 함수 웨어 파라미터   | $kappa 1_h^R$ : 저축율함수 기울기        |
| $\rho t_i^R$ : CET 함수 대체탄력성 계수 | $conh_{in}^R$ : 민간소비 산업별 웨어 파라미터 |
| $tim_i$ : 관세율(수입세 및 상품세)       | $gin_i^R$ : 지방정부 투자 배분계수         |
| $ind_{ij}^{RG}$ : 중간투입계수       | $cgin_i^R$ : 중앙정부 투자 배분계수        |
| $cvec_i^{RG}$ : 민간소비지출 배분계수    | $b_{ij}^R$ : 자본계수                |
| $gvec_i^{RG}$ : 정부소비지출 배분계수    | $inv 1_i^R$ : 투자함수 상수항           |
| $ivec_i^{RG}$ : 원천투자 배분계수      | $inv 2_i$ : 투자함수 생산성 탄력성         |
| $tind_i^R$ : 부가가치세율            | $inv 3_i$ : 투자함수 이자탄력성           |
| $\mu_i$ : 물가지수 가중치             | $curh 0_h^R$ : 현금수요함수 상수항        |
| $ld_{im}^R$ : 학력별 노동배분비율계수     | $curh 1_h^R$ : 현금수요함수 소득탄력성      |
| $wdist_{im}^R$ : 임금왜곡지수        | $curh 2_h^R$ : 현금수요함수 이자탄력성      |
| $\pi 1_i^R$ : 임금함수 상수항         | $\overline{tdr}$ : 저축이자율         |
| $\pi 2_i^R$ : 임금함수 가격탄력성       | $rrt$ : 지급준비율                    |
| $wc_i^R$ : 운전자본 계수             | $deprec_i^R$ : 감가상각률             |
| $epur_{st}^R$ : 공교육비 배분계수      | $epir_{st}^R$ : 사교육비 배분계수        |
| $\pi 3_i^R$ : 임금함수 노동생산성 탄력성   |                                  |

## 표본선택모형을 이용한 이중경계 양분선택형 조건부 가치추정모형의 분석\*

유 승 훈(劉昇勳)\*\*

### 요 약

조건부 가치추정법(CVM, contingent valuation method)은 공공재의 가치추정에 있어서 가장 널리 사용되는 기법이다. CVM 서베이로부터 얻게되는 자료를 이용하여 가구의 행동을 모형화할 때, 모수 추정치를 비일치적으로 만들어 평균 지불의사액 추정치를 왜곡하는 무응답 편의와 표본선택 편의의 문제 때문에 종종 어려움을 겪게 된다. 이 두 편의는 표본 내에서의 무응답 때문에 발생한다.

본 논문의 목적은 CVM을 적용하여 수집된 이중경계 양분선택형(DBDC, double-bounded dichotomous choice) 지불의사액(WTP, willingness-to-pay) 방정식을 추정하는 데 있어서, 일치적인 모수 추정치와 불편 WTP 추정치를 얻을 수 있는 모형을 검토하는 것이다. 이를 위해 본 연구에서는 표본선택모형을 이용하여 WTP 방정식을 추정하며 이 결과를 무응답 편의와 표본선택 편의가 없다고 가정한 모형으로부터의 결과와 비교한다. 표본선택모형은 무응답 편의와 표본선택 편의가 존재할 때도 일치적이므로, 두 결과 사이의 차이는 무응답 편의 또는 표본선택 편의가 문제를 일으키고 있다는 증거로 해석될 수 있다.

본 연구에서는 수돗물 수질 개선정책의 편익추정과 관련된 DBDC-CVM 서베이에서 수집된 가구자료를 이용하여 두 가지 편의에 대해 실증적으로 검정한 결과를 보고한다. 검정결과, 무응답 편의와 표본선택 편의가 모두 발견되었다. 이 두 가지 편의의 문제를 해결하기 위해 표본선택모형을 적용한 결과, 두 편의를 보정하지 못하게 되면 제안된 공공재에 대한 편익을 무려 54.64%나 과대추정하는 왜곡현상이 발생하였다. 이는 무응답 편의 혹은 표본선택 편의가 존재할 때 본 연구에서 제안한 DBDC-CVM 표본선택모형이 일치적인 모수추정치와 편의없는 후생 추정치를 제공하면서 유용하게 적용될 수 있음을 시사한다.

\* 이 논문은 2002년도 성곡학술문화재단의 연구비 지원을 받아 이루어졌다. 유익한 심사평을 제공해 준 익명의 심사위원 두 분께 감사드린다.

\*\* 호서대학교 경상학부 조교수

## I. 서론

본 연구의 목적은 공공재의 가치를 측정하기 위해 조건부 가치측정법(CVM, contingent valuation method)을 적용하여 수집된 자료에 근거하여 지불의사액(WTP, willingness-to-pay) 방정식을 추정하는 데 있어서, 일치적인(consistent) 모수 추정치와 불편 WTP 추정치를 얻을 수 있는 모형을 제안하고 검토하는 것이다.

무응답은 실증 CVM 연구에서 흔히 관측되는 것으로 이러한 무응답은 두 가지 측면에서 CVM 연구의 결과를 왜곡할 수 있으므로 상당한 주의가 요망된다. 첫째, 무응답 편익은 모집단의 특성이 전부 혹은 일부가 관측되지 않을 때 발생할 수 있다. 평균 WTP와 같은 모집단의 특성은 표본으로부터 추정되어야 하는 바, 추정치에 영향을 미칠 수 있는 관측가능한 특성에 있어서 무응답자의 그것과 응답자의 그것의 다르다면 무응답은 후생 추정치를 왜곡시킬 수 있다. 예를 들어, Whitehead et al.(1993)의 연구에서는 무응답이 습지에 대한 보존가치를 무려 33%나 왜곡시킴을 발견하였다. 이러한 영향은 보통 무응답 편익이라 불린다. 따라서 본 연구에서는 무응답 편익을 검정한다.

둘째, 무응답은 개인의 실제 WTP와 체계적으로 결부되어 있을 수 있다. 다시 말해서, 무응답자들은 관측가능한 특성에 있어서 응답자와 유사하더라도 관측불가능한 특성 때문에 공공재에 대한 WTP가 응답자의 그것과 다를 수 있다. 이것은 흔히 표본선택 편익(sample selection bias)라 불리며 비일치적인 모수 추정치를 가져온다. 따라서 본 연구에서는 두 개의 검정절차를 운용함으로써 표본선택 편익을 검정한다. 만약 표본선택 편익이 감지된다면 표본선택 편익이 없다고 가정한 모형은 잘못된 것이기 때문이다.

표본선택 편익의 문제를 다루기 위해서, 많은 노력이 이루어져 왔다. Heckman (1979)에 의해 제안된 표본선택모형(sample selection model)이 표본선택 편익으로부터 발생하는 문제를 처리하기 위해 흔히 이용된다. 하지만 CVM 연구에 표본선택모형이 실증적으로 적용된 사례는 별로 없다. 있다해도 대부분의 연

구들은 WTP 방정식의 추정에 있어서 비교적 단순한 통상적 최소자승법을 적용할 수 있는 개방형 WTP 질문 자료를 주로 이용하였다. 최근에는 본 연구와 문제의식을 공유하고 있는 몇 개의 연구들이 비교적 단순한 모형인 단일경계 CVM 모형에서 표본선택 편의를 다뤘다.<sup>1)</sup>

예를 들어, Whitehead et al.(1993)는 이변량 모형을 이용하여 표본선택 편의를 검정하였으며, Whitehead et al.(1994)는 검색 프로빗 모형을 이용하여 편의를 검정하였고, Eklöf and Karlsson(1997)는 편의 검정법의 성격을 살펴보면서 편의가 없다고 가정할 때 발생하는 문제들에 대해 논의했다. 하지만 이중경계 양분선택형 CVM 연구에서 표본선택 편의를 다룬 연구는 전무하다. 본 연구는 WTP 방정식을 추정하는 데 있어서 표본선택모형을 적용하고 그 적용결과와 표본선택 편의가 없다고 가정한 모형으로부터의 결과를 비교한다. 표본선택모형은 표본선택 편의가 있을 때 일치성을 가지므로, 두 모형 간의 차이는 표본선택 편의의 문제가 얼마나 심각할 수 있는 지를 보여주는 것으로 해석될 수 있다.

따라서 본 연구는 이중경계 양분선택형 CVM 모형에서의 무응답 편의와 표본선택 편의에 대해 분석을 함으로써 관련 문헌에 기여하고자 한다. 특히 저자가 알고 있는 범위 내에서, 본 연구는 이중경계 양분선택형 CVM 자료에 표본선택모형을 처음으로 적용했다는 점에 있어서 의의가 있다고 판단된다.

본 논문의 나머지 부분은 다음과 같이 구성된다. 먼저 제Ⅱ장에서는 CVM, 단일경계 CVM 모형, 이중경계 CVM 모형, 표본의 설계, 서베이, 연구에 사용된 자료에 대해 설명한다. 또한 표본선택모형의 운용을 위한 자료 수집방법을 제안한다. 제Ⅲ장에서는 기본적 WTP 모형을 설명할 뿐만 아니라 본 연구의 핵심내용인 이중경계 양분선택형 CVM 구도에서의 표본선택모형에 대해 자세하게 논의한다. 아울러 우도함수 등의 계량경제학적 추정모형도 제시한다. 게다가 표본선택 편의에 대한 몇 가지 검정방법을 자세하게 설명하면서, 본 연구에서 운용할 편의 검정방법을 결정하여 그 절차를 소개한다. 제Ⅳ장에서는

---

1) 단일경계 및 이중경계 CVM 모형에 대해서는 제Ⅱ장에서 보다 자세하게 설명한다.

무응답 편익과 표본선택 편익에 대한 검증결과를 설명하면서 표본선택 편익을 제대로 처리하지 못하는 것이 후생의 값을 얼마나 왜곡할 수 있는 지를 본 연구에서 사용한 자료를 예로 들어 설명한다. 마지막 장은 연구의 결과를 요약하면서 결론을 제시하고 연구결과의 정책적 시사점과 향후 연구전망에 대해 논의한다.

## II. 연구방법론

### 1. 가치측정방법론 : CVM

제안된 특정한 공공정책으로부터 발생하는 편익을 측정하는 데 있어서의 기본적인 원칙은 그 정책에 대한 소비자의 WTP, 보상잉여를 측정하는 것이다(Brent, 1995; 김동권, 1997). WTP의 개념은 사람들이 특정 환경질의 개선이나 특정 공공재를 공급받기 위해 또는 특정 환경피해를 막기 위해 지불할 의사가 있는 최대금액을 의미한다. 이러한 WTP의 개념은 편익을 측정하는 데 있어 적절하면서 직관적인 의미를 가지고 있다(Rowe et al., 1995; Yoo and Chae, 2001). 더군다나 WTP의 개념은 현대 후생경제학의 기본이론과 일맥 상통할 뿐만 아니라 제안된 정책의 시행으로 발생하는 실제 편익과도 직접적으로 결부되어 있다(Desvousges et al., 1995).

WTP를 구하는 방법론 중에서 가장 널리 사용되는 것은 CVM이라 불리는 서베이 접근방법이다. CVM은 경제학자와 정책평가자들 사이에서 가장 널리 사용되고 있는 공공재 또는 환경재의 가치측정방법으로 가치를 측정하고자 하는 공공재 또는 환경재와 관련된 최대 지불의사액을 직접 이끌어내는 것이 그 특징이다(Mitchell and Carson, 1989; Arrow et al., 1993). CVM은 서베이를 할 때 가상시나리오를 통해 가상시장(hypothetical market)을 만든다. 특별하게 고안된 설문지는 공공재의 공급수준 변화 또는 환경질 변화에 대한 가상적인 상황을 설정하고 여러 조건을 달아 사람들을 가상적인 상황에 결합시킨다. 이

런 조건하에서 응답자들은 환경질의 가상적인 변화에 대해서 어느 정도 지불 의사가 있는 지를 대답하게 된다. CVM은 그 적용에 있어서도 응용사례가 대단히 많으며, 연구절차는 상당 수준 표준화되어 있다.<sup>2)</sup>

서베이로부터 얻은 응답자가 진술한 가치를 WTP의 추정치로 사용하는 CVM 기법에 대해 비판이 전혀 없는 것은 아니다. 우선 가장 중요한 것은 타당성(validity), 즉 응답자들이 서베이에서 진술한 금액을 실제로 지불할 것인가의 문제이다. 진술된 WTP의 타당성을 검증하는 데에는 여러 가지 접근방법이 있었는데 주로 CVM 서베이로부터 얻은 가치와 실제 행동에 근거한 자료를 이용하는 기법, 즉 현시선호기법(revealed preference method)으로부터 얻은 가치를 비교하는 방식을 취한다. 대표적인 연구로는 여행비용 접근법(travel cost method)과 CVM의 결과를 비교한 Bishop and Heberlein(1979), 헤도닉 가격기법(hedonic price technique)과 CVM의 결과를 비교한 Brookshire et al.(1982), 실제 지출과 CVM의 결과를 비교한 Bishop and Heberlein(1979) 등이 있다.

이 연구들은 가치를 측정하고자 하는 공공재 또는 환경재의 사용자를 대상으로 서베이를 할 때 CVM으로부터 얻은 가치는 실제 WTP 값과 같거나 25% 이내의 범위에서 더 크다는 결론을 얻었다. 따라서 CVM의 타당성은 어느 정도 검증되었다고 할 수 있을 것이다. 다음으로 현시선호기법을 적용할 수 없는 경우에도 CVM 적용으로 얻은 응답에 대한 타당성을 검증해야 하는데 이 작업은 대단히 어렵다. 사람들에게 친숙하지 않은 공공재 또는 환경재에 대한 CVM의 WTP 추정치가 얼마나 정확한(accurate)가라는 문제에 대해 여러 실증 연구가 이루어졌는데, CVM으로부터 얻게 되는 응답은 대체적으로 믿을 만하다는 결론을 얻었다(Kealy et al., 1988; Loomis, 1990). CVM 결과의 정확성은 서베이에서 포함된 정보와 서베이 시행의 정확성에 부분적으로 근거하고 있는 것이다(Gonzalez-Caban and Loomis, 1997). 이렇게 CVM은 그 타당성과 정확성이 입증되어 각종 문헌에서 자주 등장하고 있다.

---

2) 물론 Hausman(1993)과 같이 CVM에 대해 비판적인 입장을 취하는 학자들도 있다.

## 2. 이중경계 CVM 모형

CVM의 실증연구에서 사용되는 지불의사 유도방법으로는 개방형 질문법(open-ended question), 경매법(bidding game), 지불카드법(payment card), 양분선택형(DC, dichotomous choice) 질문법 등이 있다. 최근의 대부분의 연구들은 이 중에서 Hanemann(1984)에 의해 알려진 후 널리 사용되어 온 DC 질문을 주로 사용한다. DC 질문은 모집단에서 무작위로 추출된 표본의 응답자에게 공공재의 공급을 위해 미리 정해진 특정 금액을 기꺼이 낼 의사가 있는 지 없는지를 물어보는 형태를 취한다. 이 방법의 가장 큰 장점은 지불의사 유도가 유인 일치적이며(incentive-compatible) 저항적 지불의사(protest bids)를 사전에 방지할 수 있다는 것이다(Mitchell and Carson, 1989).

DC 질문은 단 1회에 걸쳐서 미리 설정된 금액을 “공공재 공급의 대가로 지불할 용의가 있는가”라고 물어보면, 응답자가 “예/아니오”로 한번만 대답하는 방식이다. 이 때 사전에 개방형 질문법으로 조사된 예상되는 평균 WTP에 의거하여 설문하고자 하는 금액들이 결정되며, 이들 중 임의로 한 가지 금액을 각 응답자에게 제시한다. 다만 각 금액들은 비슷한 수의 응답자들에게 배당된다. 응답자는 제시된 금액이 본인의 WTP보다 같거나 작으면 “예”라고 대답하고, 높으면 “아니오”라고 대답하게 된다. 이렇게 얻어진 자료를 이용하여 제시된 금액과 “예”라고 대답한 응답자의 비율을 분석함으로써 평균 WTP를 측정하게 된다.

특히 DC 질문유형 중에서 한번의 질문만 하는 단일경계 양분선택형(SBDC, single-bounded dichotomous choice) 질문유형보다는 Hanemann(1985)에 의해 제안된 이중경계 양분선택형(DBDC, double-bounded dichotomous choice) 질문유형이 실제 CVM 연구에서 널리 사용되고 있다. 이는 DBDC 질문으로부터 얻은 응답을 분석하는 것이 SBDC 질문으로부터 얻은 응답을 분석하는 것보다 훨씬 효율적이기 때문이다(Hanemann et al., 1991). DBDC 질문은 각 응답자에게 두 개의 금액을 제시하여 자신의 WTP가 제시된 금액보다 크거나 같은 지에 대해 “예” 또는 “아니오”의 응답을 요구한다. 두 번째 제시되는 금액

은 첫 번째 제시되는 금액에 따라 달라지는데, 첫 번째 제시금액에 대한 응답이 “예”이면 이보다 큰 금액을 제시하고 “아니오”이면 이보다 작은 금액을 제시한다.

서론에서 언급하였듯이, 본 연구에서는 DBDC 질문법을 사용한다. DBDC 질문의 사용과 관련되어 2개의 중요한 측면에 대해 논의할 필요가 있다. 첫 번째 측면은 삼중경계(triple-bounded) 양분선택형 모형과 같은 다중경계 모형을 왜 사용하지 않느냐에 관한 것이다. 두 번째 제시금액에 대해 지불의사 여부를 질문한 후에 응답자의 응답이 “예”라면 보다 높은 금액에 대한, “아니오”라면 보다 낮은 금액에 대한 지불의사를 묻는 세 번째 혹은 네 번째 질문을 할 수 있을 것이다. 실제로 Langford et al.(1996)는 삼중경계 모형을 적용한 바 있다.

추가적인 질문은 응답자의 WTP에 대해 보다 많은 정보를 제공하여 WTP의 범위를 좁히므로, 다중경계 모형이 DBDC 모형에 비해 보다 효율적인 결과를 가져다 주는 것은 당연하다. 그러나 Cooper and Hanemann(1995)의 몬테카를로 모의실험(Monte Carlo simulation) 결과에 따르면, DBDC 모형과 비교할 때 세 번째 질문을 추가함으로써 인해 발생하는 효율성의 개선은 상대적으로 크지 않다. 추가적인 질문을 통해 얻을 수 있는 대부분의 통계적 혜택은 SBDC 모형 대신에 DBDC 모형을 사용할 때 이미 충분히 얻어진다. 더군다나 삼중경계 모형의 사용으로 내적 일관성을 해치는 반응효과(response effects)가 발생할 가능성은 매우 커지는 반면에 통계적 효율성은 조금만 증진된다(Hanemann and Kanninen, 1999). 따라서 본 연구에서는 삼중경계 모형과 같은 다중경계 모형을 사용하지 않는다.

DBDC 모형의 사용과 관련된 두 번째 문제는 SBDC 모형 대신에 DBDC 모형을 사용할 때, 상당한 정도의 통계적 효율성 증진이 있다 하더라도 어느 정도의 편의를 초래할 가능성도 커진다는 것이다. 이것은 두 번째 질문에 대한 응답이 첫 번째 질문에 대한 응답과 일관성을 유지하지 못한다는 실증적 증거가 있기 때문이다.<sup>3)</sup> 다시 말해서, 첫 번째 질문에 대한 응답이 시사하는 선호의 분포가 첫 번째 질문에 대한 대답과 두 번째 질문에 대한 응답이 함께 시

사하는 분포와 같지 않을 수 있다는 것이다. 이 문제를 다루기 위해 많은 연구들이 있었다.

예를 들어, Cameron and Quiggin(1994)은 첫 번째 질문에 대한 응답이 시사하는 값과 두 번째 질문에 대한 응답이 시사하는 값의 상관관계가 매우 크고 동일한 분포로부터 나올 수 있지만 서로 동일하지는 않음을 발견하였다. McFadden(1994)은 DBDC 모형에서 첫 번째 응답과 두 번째 응답이 동일한 분포로부터 나왔다는 가설이 유의수준 1%에서 기각될 수 있다는 점에서, DBDC 지불의사 유도방법의 내적 일관성이 결여된다고 결론을 내렸다. Carson et al.(1999)은 DBDC 모형으로부터의 WTP 추정치가 SBDC 모형으로부터의 WTP 추정치보다 작음을 보였다. 즉, DBDC 모형을 사용함으로써 통계적 효율성은 증진되지만 WTP 추정치는 과소추정되는 편이가 발생한다. 보다 최근에는 Bateman et al.(2000)이 이러한 비일치성의 다양한 잠재적인 원인을 설명하면서 WTP 추정치의 계산에 있어서 두 번째 질문에 대한 응답을 사용하지 말 것, 즉 SBDC 모형만 사용할 것을 제안하였다. 따라서 본 연구에서는 DBDC 모형을 사용한 결과뿐만 아니라 첫 번째 질문에 대한 응답만을 이용한 SBDC 모형의 주요 적용결과도 함께 제시한다.

### 3. 표본의 설계와 서베이

서론에서도 논의했듯이, 무응답 편이와 표본선택 편이의 문제는 CVM 연구자에게 잘 알려져 있는 문제이다. 그러나 이 두 가지 편이의 존재 여부를 검정하면서 표본선택모형을 적용한 CVM 연구는 거의 없는 편이다. 왜냐하면 검

---

3) 예를 들어, Cameron and Quiggin(1994)은 이중경계 모형의 비일관성과 관련하여 두 가지 가능성을 제기하였다. 첫째, 본인의 진실된 지불의사액으로 볼 때 두 번째 질문에 대해 “아니오”라고 응답해야 함에도 불구하고, 설문조사원이 한 번 더 질문을 하는 것에 대해 응답자가 미안하게 느껴 “예”라고 거짓으로 응답할 가능성이 있다. 둘째, 본인의 진실된 지불의사액으로 볼 때 두 번째 질문에 “예”라고 응답해야 함에도 불구하고, 설문조사원이 한 번 더 질문을 하는 것에 대해 응답자가 귀찮고 짜증나게 여겨 “아니오”라고 거짓으로 응답할 가능성이 있다.

정을 수행하고 모형을 운용하는 데 필요한 무응답자에 대한 자료를 구하는 것이 대단히 어렵기 때문이다. 이러한 어려움을 극복하기 위해, Whitehead et al.(1993)는 전화설문과 우편설문을 결합한 2단계 절차를 제안했다. 먼저 1단계에서는 전화설문을 통해 사회경제적 변수에 대한 정보를 수집한 후에 우편설문에 참여할 의사가 있는 지 여부에 대해 질문을 한다. 2단계에서는 우편설문 참여에 동의한 응답자에 대해서만 설문지를 우편으로 보내 공공재의 가치에 대한 자료를 수집한다. 한편 Mattsson and Li(1994)은 우편설문과 보충적인 우편설문을 결합한 2단계 절차를 사용했다. 먼저 1단계에서는 우편설문을 보내 공공재의 가치에 대한 자료를 수집했다. 다음으로 2단계에서는 1단계에서 응답하지 않은 응답자에게 사회경제적 변수에 대한 정보를 묻는 설문지를 추가적으로 발송하여 우편으로 필요한 정보를 취득했다.

본 연구에서는 문화적인 그리고 실용적인 관점에서 이 두 가지 2단계 절차에 대해 살펴본 후, 우리나라의 상황에서 이 절차를 적용하기 위해 조정이 필요한 내용을 검토하여 실제 설문에서 주의해야 할 세 가지 측면을 도출하였다. 첫째, 무작위로 추출된 우리나라의 시민들이 전화설문이나 우편설문에 직면했을 때 공공재의 공급이라는 개념에 대해 익숙하지 않아 이를 받아들여 설문에 응답하기에는 어려움이 있을 것이다(Kwak and Russell, 1994). 그러나 잘 숙련된 조사원을 이용한 일대일 개별면접 조사는 CVM 설문에서 필요한 질문들을 제대로 전달하면서 응답을 효과적으로 이끌어낼 수 있을 것이다. 둘째, 전화면접을 통해서도 충분한 정보를 제공할 수 없기 때문에 조사 전체에 전화면접을 적용하는 것은 그리 바람직하지 않다. 마지막으로, 우편조사는 응답율이 지나치게 낮아 심각한 무응답 편위의 문제가 발생할 수 있으므로 마찬가지로 바람직하지 않다.

따라서 본 연구에서는 일대일 개별면접설문과 보충적인 전화설문을 결합하는 2단계 절차를 제안하고 이용한다. 먼저 1단계에서는 무작위로 추출된 표본에 대해 일대일 개별면접을 이용하여 공공재인 수돗물 수질의 개선을 위한 가치측정 설문에 참여할지 여부에 대해 질문(payment principle question)을 한 후, 이에 동의하면 설문을 수행하고 거부하면 이름과 전화번호만 묻고 설문을

끝낸다.<sup>4)</sup> 즉 본격적인 WTP 질문 이전에 지불원칙에 관한 질문을 하여 “예”라고 응답하는 응답자에 대해서만 WTP를 묻는 질문을 하며, 이때 “아니오”라고 응답하는 응답자에 대해서는 WTP 질문을 하지 않는다. 다음으로 2단계에서는 설문을 거부했던 응답자들에 대해 설문조사 전문가가 며칠 뒤에 전화를 하여 사회경제적 변수들에 대한 정보를 수집한다. 이러한 2단계 접근방법을 이용함으로써 일대일 개별면접 조사에 참여했던 모든 응답자들로부터 WTP에 관한 정보를 얻을 수 있었을 뿐만 아니라 거의 모든 설문조사대상자에 대해 사회경제적 변수에 대한 정보를 얻을 수 있었다.

#### 4. 자료

본 연구에서 사용된 수도물 수질개선정책에 대한 가구의 WTP 및 가구특성에 관한 자료는 1998년에 부산에서 시행된 가구 서베이로부터 수집되었으며, 연구대상지역은 부산으로 한정되었다.<sup>5)</sup> 설문은 4월에서 5월 사이에 가구 방문을 통해 시행되었으며, 설문대상은 만 20세 이상 만 65세 미만의 가구주 혹은 주부를 대상으로 하였다. 이것은 본 설문이 WTP에 관한 질문을 다루는 것이라 가구주 혹은 주부를 대상으로 해야 신뢰할만한 의사결정이 가능할 것이라 판단되었기 때문이다. 설문전문회사에 소속된 전문가의 도움으로 설문지를 가능한 한 이해하기 쉽도록 만들고자 하였으며, 사람들이 얼마나 이해하는지를 확인하기 위해 실험가구를 선택하여 설문지의 내용을 검증하였다. 최종 설문지에는 실사를 맡은 실사회사 전문가들로부터 들은 조언과 실험가구의 운영 결과를 반영했다.

부산시에 거주하고 있는 설문조사원 30명을 선발하였으며, 이들을 대상으로 2회에 걸쳐 설문조사에 대한 2시간 정도의 집중적인 교육을 진행하였다. 조사

4) 지불원칙에 관한 질문은 CVM 서베이에서 중요하다. 왜냐하면 설문에 참여하기를 원하지 않는 응답자들이 WTP에 대해 바로 질문을 받는다면 당혹해 하거나 설문불참 의사를 밝히기 어렵기 때문이다(Bateman and Langford, 1997).

5) 본 연구는 부산에서의 수도물의 수질적 가치를 다룬 반면에, 황영순 등(1999)에서는 부산에서의 수도물 공급에 있어서 공급신뢰도라는 수량적 가치를 다룬 바 있다.

대상 가구의 선정은 조사대상 지역을 할당받은 설문조사원이 해당 지역 내에서 가구를 임의로 선택하여 방문하는 식으로 이루어졌다. 만약 선택된 가구에 아무도 없으면 오른쪽으로 다섯 번째 집을 방문하였다. 조사결과 총 427개의 이용가능한 자료를 얻을 수 있었다. 이 중에서 74%인 316개 가구는 일대일 개별면접조사에서 필요한 정보를 모두 제공하였다. 따라서 전체의 26%인 111개의 가구는 일대일 개별면접을 끝내지 않았다. 그러나 이 가구들은 2단계의 전화조사에서 사회경제적 변수에 대한 정보를 제공하였다. 분석에 사용된 변수에 대한 정의는 <표 2>에 제시되어 있다.<sup>6)</sup>

<표 2> 변수의 정의

| 변수명                 | 변수의 정의   |
|---------------------|--|
| <i>Interest</i>     | 수돗물 수질 문제에 대한 응답자의 관심 정도<br>(1 = 매우 작음; 2 = 작음; 3 = 보통; 4 = 큼; 5 = 매우 큼)   |
| <i>Satisfaction</i> | 현재의 수돗물 수질에 대한 응답자의 만족 정도<br>(1 = 매우 작음; 2 = 작음; 3 = 보통; 4 = 큼; 5 = 매우 큼)  |
| <i>Importance</i>   | 수돗물 수질이 응답자 가구에 중요한 정도<br>(1 = 매우 작음; 2 = 작음; 3 = 보통; 4 = 큼; 5 = 매우 큼)   |
| <i>Reliability</i>  | 제안된 수돗물 수질개선 정책에 대한 응답자의 신뢰도<br>(1 = 전혀 신뢰없음; 2 = 신뢰없음; 3 = 보통; 4 = 신뢰함; 5 = 매우 신뢰함)   |
| <i>Quality</i>      | 수돗물에서 녹이나 양금을 경험했는지 여부<br>(0 = 아니오; 1 = 예)   |
| <i>Water</i>        | 정수기 사용이나 생수소비 여부<br>(0 = 아니오; 1 = 예)   |
| <i>Age</i>          | 응답자의 연령<br>(1 = 30세미만; 2 = 30대; 3 = 40대; 4 = 50대; 5 = 60세이상)   |
| <i>Education</i>    | 응답자의 교육수준<br>(1 = 초등학교 중퇴이하; 2 = 초등학교 졸업; 3 = 중학교 중퇴; 4 = 중학교 졸업; 5 = 고등학교 중퇴; 6 = 고등학교 졸업; 7 = 대학 중퇴; 8 = 대학교 졸업; 9 = 대학원 이상) |
| <i>Income</i>       | 세후 월 가구소득<br>(단위 : 10만원)   |

6) 성별에 대한 자료도 수집하여 성별변수를 포함하여 분석을 하였으나 추정계수의 통계적 유의도가 크게 낮아 최종 분석대상 변수집합에서 제외하였다.

제시금액은 최종적으로 얻고자 하는 WTP의 평균값에도 민감한 영향을 미칠 수 있으므로 본 조사 못지 않게 세심한 주의를 기울여 결정해야 한다. 본 연구에서는 2,000원부터 10,000원까지 2,000원 간격으로 총 5개의 첫 번째 제시금액을 결정했다. 이렇게 결정된 금액을 각각 전체 응답자를 무작위로 분류한 5개 그룹에 할당하였다. 두 번째 제시금액은 첫 번째 제시금액에 대한 응답이 “예”이면 첫 번째 제시금액의 2배이며, “아니오”이면 첫 번째 제시금액의 절반이다.

### III. 연구모형 및 표본선택편의 검정법

#### 1. 기본적 WTP 모형

CVM 연구에서는 종종 내적 일관성(internal consistency) 또는 이론적 타당성(theoretical validity)을 검증하기 WTP 방정식을 추정한다. 각 개인의 지불의사를 설명하는 이론적인 배경은 Willig(1976)의 소득보상함수(income compensating function)가 된다. WTP를 바람직한 편익의 단위로 받아들일 때, 소득보상함수는 WTP 함수로 일컬어지며 각 개인의 지불의사는 응답자들이 처한 환경과 경제적 상황에 의해서 영향을 받을 뿐만 아니라 개인적 특성이나 선호에 의해서도 달라질 것이므로 WTP 함수에 다음과 같이 여러 가지 변수를 반영할 수 있다.

$$WTP(q_1) = f(P_0, q_1, q_0, Q, Y_0, T) \quad (1)$$

여기서  $P_0$ 는 사적재화의 가격수준,  $q_i$ 는 공공재의 공급수준( $i=0,1$ ),  $Q$ 는 다른 공공재 벡터,  $Y_0$ 는 소득,  $T$ 는 응답자의 기호나 특성에 대한 벡터가 된다.

공공재의 추가적인 공급에 대한 지불의사를 물어볼 때, 현재의 공공재 공급

수준을  $q_0$ , 목표로 하는 변화된 상태의 공공재 공급수준을  $q_1$ 으로 정의했다. 또  $P, Q, q_1$ 는 모든 응답자에게 일정하게 주어진 상태라고 가정한다. 식 (1)은  $q_1$ 의 변화에 대해 발생하는 경제적 후생변화의 화폐적 가치를 나타내는 가치함수(valuation function)를 추정하는 데 대한 기초를 이룬다. 이제 WTP의 결정요소들을 벡터  $x$ 라고 하고 WTP 방정식에 대해 선형관계를 가정하면 표본 내의 각 응답자  $i=1, \dots, N$ 에 대해 최적 WTP,  $y_i^*$ 는 다음과 같이 표현된다.

$$y_i^* = x_i' \beta + u_i \tag{2}$$

여기서  $\beta$ 는 추정해야 할 모수벡터이며  $u_i$ 는 교란항으로 평균이 0이고 표준편차가  $\sigma$ 인 정규분포를 따른다고 가정한다.<sup>7)</sup>

이제 우도함수를 나타낼 수 있도록 표기를 간단히 하기 위해,  $\Phi(\cdot)$ 를 표준 정규 누적분포함수라 하자. 또한  $B_i$ 를 첫 번째 제시금액,  $B_i^H (B_i < B_i^H)$ 를 응답자가 첫 번째 금액에 대해 “예”라고 응답할 때 보다 높게 제시되는 두 번째 제시금액,  $B_i^L (B_i > B_i^L)$ 를 첫 번째 제시금액에 대해 “아니오”라고 응답할 때 보다 낮게 제시되는 두 번째 제시금액이라고 하자. 그러면 SBDC 모형에 대한 로그우도함수는 다음과 같은 형태를 취한다.

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \ln \left\{ I_i^Y \left[ 1 - \Phi \left( \frac{B_i - x_i' \beta}{\sigma} \right) \right] + (1 - I_i^Y) \Phi \left( \frac{B_i - x_i' \beta}{\sigma} \right) \right\} \tag{3}$$

---

7) 이 접근방법은 Cameron and James(1987)에 의해 제안된 양분선택형 CVM 모형에 대한 WTP 함수 접근법에 근거하고 있다. 반면에 Hanemann(1984)은 효용격차 (utility-difference) 접근법을 제안하였다. 이 두 가지 접근법은 쌍대(duality)의 관계에 있으며 어느 방법을 사용하느냐 하는 것은 옳고 그름의 문제가 아니라 단지 연구자의 스타일의 문제이다(McConnell, 1990). 따라서 본 연구에서는 WTP 함수 접근법만을 고려한다.

여기서  $I_i^Y = 1$  ( $i$ 번째 응답자의 응답이 “예”)이며  $1(\cdot)$ 는 지시함수(indicator function)로서 괄호 안의 조건이 만족되면 1의 값을 취하고 만족되지 않으면 0의 값을 갖는 성질을 가지고 있다. 즉,  $I_i^Y$ 는  $i$ 번째 응답자의 응답이 “예”이면 1이고 아니면 0의 값을 취한다.

한편, DBDC 모형의 경우 응답자는 2개의 제시금액에 직면해 있으며, 이에 따라 4개의 결과를 얻을 수 있다. 첫째, 2개의 응답이 모두 “예”(예-예)인 경우, 둘째, “예”라고 응답한 다음에 “아니오”라고 응답(예-아니오)하는 경우, 셋째, “아니오”라고 응답한 다음에 “예”라고 응답(아니오-예)하는 경우, 넷째, 2개의 응답이 모두 “아니오”(아니오-아니오)인 경우이다. 이와 관련된 지시변수(indicator variables)는 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{cases} I_i^{YY} = 1 \text{ (} i \text{번째 응답자의 응답이 “예-예”)} \\ I_i^{YN} = 1 \text{ (} i \text{번째 응답자의 응답이 “예-아니오”)} \\ I_i^{NY} = 1 \text{ (} i \text{번째 응답자의 응답이 “아니오-예”)} \\ I_i^{NN} = 1 \text{ (} i \text{번째 응답자의 응답이 “아니오-아니오”)} \end{cases} \quad (4)$$

DBDC-CVM 모형의 로그우도함수는 다음과 같다.<sup>8)</sup>

8) 본 논문에서 사용된 모형은 구간자료 모형(interval data model)이다. 이에 대한 대안으로 Cameron and Quiggin(1994)은 첫 번째 제시금액에 대한 응답과 두 번째 제시금액에 대한 응답을 두 개의 분리된 응답으로 간주하여 분석하되 이변량 정규분포의 틀을 운용하여 상관관계를 허용하는 분석방법을 제안하였으며 이 모형을 이변량 모형이라 한다. Alberini(1995)는 이변량 모형과 구간자료 모형에 대한 몬테칼로 모의실험을 하여 구간자료 모형으로부터 도출된 평균값 및 중앙값 WTP 추정치가 낮은 값의 상관계수에 대해서도 놀라울 정도로 강건함(robust)을 발견하였다. 즉, 구간자료 모형이 정형오류(misspecification error)를 가지는 경우조차도 평균자승오차(mean squares error)의 관점에서 구간자료 모형이 이변량 모형보다 우수하였다. 따라서 본 연구에서는 구간자료 모형만을 운용한다.

$$\begin{aligned}
 \ln L = \sum_{i=1}^N \ln \{ & I_i^{YY} \left[ 1 - \Phi \left( \frac{B_i^H - x_i' \beta}{\sigma} \right) \right] \\
 & + I_i^{YN} \left[ \Phi \left( \frac{B_i^H - x_i' \beta}{\sigma} \right) - \Phi \left( \frac{B_i - x_i' \beta}{\sigma} \right) \right] \\
 & + I_i^{NY} \left[ \Phi \left( \frac{B_i - x_i' \beta}{\sigma} \right) - \Phi \left( \frac{B_i^L - x_i' \beta}{\sigma} \right) \right] \\
 & + I_i^{NN} \Phi \left( \frac{B_i^L - x_i' \beta}{\sigma} \right) \}
 \end{aligned} \tag{5}$$

## 2. 표본선택모형

본 논문의 초점인 표본선택모형은 CVM 서베이의 참여여부와 제안된 공공재 공급정책에 대한 WTP 수준의 이변량으로(bivariate) 정형화된다. 따라서 이변량모형은 독립변수가 미치는 영향이 CVM 서베이의 참여 여부와 WTP 수준에서 서로 다를 수 있도록 허용한다. 즉, 이 모형은 전체 표본에 대해 CVM 서베이에 참여할 확률을 모형화하고 선택된 표본에 대해 서베이 참여자의 조건부(conditional) WTP 수준을 모형화하는 두 개의 분리된 확률과정을 갖도록 구조화된 모형이다.

각 응답자에 대해,  $y_{1i}^*$ 와  $y_{2i}^*$ 를 각각  $i$ 번째 응답자가 일대일 개별면접에 참여할 확률과 일대일 개별면접에 참여한  $i$ 번째 응답자의 조건부 WTP 수준이라 하자. 그러면 표본선택을 결정하는 방정식과 WTP의 수준을 결정하는 방정식을 각각 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$y_{1i}^* = x_{1i}' \beta_1 + u_{1i} \tag{6}$$

$$y_{2i}^* = x_{2i}' \beta_2 + u_{2i} \tag{7}$$

여기서,  $\beta_1$  및  $\beta_2$ 는 추정해야 할 모수벡터,  $u_{1i}$  및  $u_{2i}$ 는 교란항,  $x_{1i}$  및  $x_{2i}$ 는 설명변수 벡터이다. 또한  $y_{1i}^*$ 의 값은 관측되지 않고  $y_{1i}^*$ 이 0보다 크지 아닌지만 관측된다. 따라서 CVM 서베이에 참여하는지 여부만 관측된다.  $i$ 번째 개

인이 서베이에 참여하는지 여부를 나타내는 변수  $y_{1i}$ 는 다음과 같이 정의한다.

$$y_{1i} = \mathbf{1}(y_{1i}^* > 0) \quad (8)$$

여기서,  $y_{1i}$ 는  $i$ 번째 응답자가 일대일 면접조사에 참여하면 1이고 아니면 0의 값을 갖는다. 더군다나,  $y_{1i}^*$ 이 0보다 큰 경우에 한해 응답자의 WTP( $y_{2i}^*$ )가 속하는 구간이 관측된다.  $A_i^L$ 와  $A_i^U$ 를 각각 WTP의 하한과 상한이라 하면, 우도함수는 다음과 같다.<sup>9)</sup>

$$L = \prod_{\{i|y_{1i}=0\}} \Pr(y_{1i}^* \leq 0) \prod_{\{i|y_{1i}=1\}} \Pr(y_{1i}^* > 0, A_i^L < y_{2i}^* < A_i^U) \quad (9)$$

이제  $(y_{1i}^*, y_{2i}^*)$ 이 이변량 정규분포  $BVN(x_{1i}'\beta_1, x_{2i}'\beta_2, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \rho)$ 를 따른다고 가정하면서 이 모형을 결합분포의 형태로 나타낼 수 있다. 여기서  $\sigma_1$ ,  $\sigma_2$ ,  $\rho$ 는 각각  $y_{1i}^*$ 와  $y_{2i}^*$ 의 한계분포(marginal distribution)의 표준편차와 이 둘의 상관계수를 의미한다. 교란항의 상관계수( $\rho$ )는 CVM 서베이 참여여부 결정과 WTP 수준 결정 사이의 상호작용을 반영한다. 만약 모수에 별다른 제약이 없다면, 일반성의 상실 없이(without any loss of generality) 식별을 위해  $\sigma_1 = 1$ ,  $\sigma_2 = \sigma$ 로 놓을 수 있다(Amemiya, 1984). 즉, 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{bmatrix} u_{1i} \\ u_{2i} \end{bmatrix} \sim N\left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & \sigma^2 \end{bmatrix}\right) \quad (10)$$

9) 계량경제학적 관점에서, Amemiya(1984)의 용어를 사용한다면 이 모형은 Type-II Tobit 모형과 유사하다. 유일한 차이는  $y_{2i}^*$ 에 관한 정보가 관측되는 방식이다. 또한 이 모형은 영의 관측치를 가진 DBDC-CVM 서베이 자료를 다루기 위해 유승훈 등(1999) 및 Yoo et al.(2001)이 제안하고 적용한 모형과 형태가 유사하다. 하지만 이 변량 모형이란 점에서 형태만 유사할 뿐이며, 사용된 모형의 근간이 되는 근본적인 문제의식, 자료수집방법, 사용된 자료의 성격 등은 완전히 다르다.

표준정규분포를 따르게 되는  $u_{1i}$ 와  $u_{2i}/\sigma$ 를 각각  $z_{1i}$ 과  $z_{2i}$ 라고 놓으면 이변량 표준정규분포의 관점에서 분석을 할 수 있게 된다. 즉  $(z_{1i}, z_{2i})$ 는 표준 이변량 정규분포  $BVN(0, 0, 1, 1, \rho)$ 를 따른다. 이 모형에 대한 우도함수를 간단하게 나타내기 위해,  $\Psi(z_{1i}, z_{2i}, \rho)$ 를 이변량 표준정규 확률밀도함수라 정의하자. 그러면 DBDC-CVM 표본선택모형의 로그우도함수는 다음과 같은 형태를 취한다.

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_{i=1}^N (1 - y_{1i}) \ln [1 - \Phi(x_{1i}' \beta_1)] \\ & + \sum_{i=1}^N y_{1i} \left\{ I_i^{YY} \ln \left[ \Phi(x_{1i}' \beta_1) - \Psi \left( x_{1i}' \beta_1, \frac{B_i^H - x_{2i}' \beta_2}{\sigma}, -\rho \right) \right] \right. \\ & + I_i^{YN} \ln \left[ \Psi \left( x_{1i}' \beta_1, \frac{B_i^H - x_{2i}' \beta_2}{\sigma}, -\rho \right) - \Psi \left( x_{1i}' \beta_1, \frac{B_i - x_{2i}' \beta_2}{\sigma}, -\rho \right) \right] \quad (11) \\ & + I_i^{NY} \ln \left[ \Psi \left( x_{1i}' \beta_1, \frac{B_i - x_{2i}' \beta_2}{\sigma}, -\rho \right) - \Psi \left( x_{1i}' \beta_1, \frac{B_i^L - x_{2i}' \beta_2}{\sigma}, -\rho \right) \right] \\ & \left. + I_i^{NN} \ln \Psi \left( x_{1i}' \beta_1, \frac{B_i^L - x_{2i}' \beta_2}{\sigma}, -\rho \right) \right\} \end{aligned}$$

한편 SBDC-CVM 표본선택모형의 로그우도함수는 보다 간단하게 다음의 형태를 가진다.

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_{i=1}^N (1 - y_{1i}) \ln [1 - \Phi(x_{1i}' \beta_1)] \\ & + \sum_{i=1}^N y_{1i} \left\{ I_i^Y \ln \left[ \Phi(x_{1i}' \beta_1) - \Psi \left( x_{1i}' \beta_1, \frac{B_i - x_{2i}' \beta_2}{\sigma}, -\rho \right) \right] \right. \quad (12) \\ & \left. + (1 - I_i^Y) \ln \Psi \left( x_{1i}' \beta_1, \frac{B_i - x_{2i}' \beta_2}{\sigma}, -\rho \right) \right\} \end{aligned}$$

### 3. 표본선택 편의에 대한 검정

자료에 표본선택 편의가 있는 지 여부를 검정하기 위해서는, 단변량 모형도

추정되어야 한다. 단변량 모형에서는 식 (6)을 통상적인 프로빗 모형으로, 식 (7)을 식 (5)의 통상적 구간자료 모형으로 각각 분리하여 추정한다. 다시 말해서,  $\rho=0$ 을 가정하면서 2회의 최우추정을 해야 한다. 즉, 표본선택 방정식인 식 (6)은 전체 표본에 대해 추정되며, WTP 방정식인 식 (7)은 선택된(CVM 서베이에 참여한) 표본에 대해 추정된다. 이러한 분리된 추정은 직관적이며 두 개의 식 (6)과 (7)의 교란항들이 서로 상관되어 있지 않을 때, 즉  $\rho=0$ 일 때 적절하게 된다. 표본선택 편이가 존재하여 두 식간의 교란항들이 상관되어 있다면, 즉  $\rho \neq 0$ 이면 문제가 발생한다. 이 경우에, 앞서 제시된 표본선택모형은 이 편이로부터 발생하는 문제를 처치하도록 적용될 수 있다.

이산선택(discrete choice) 모형이나 제한종속변수(limited dependent variable) 모형에 대해서는 다양한 형태의 표본선택 편이 검정방법이 개발되었다. 예를 들어, Dubin and Rivers(1989)는 우도비(the likelihood ratio) 검정, Wald-검정, 라르랑지 승수(Lagrange multiplier) 검정에 대해 논의했으며, Vella(1992)는 조건부 적률(conditional moment) 검정과 누락변수(omitted variable) 검정을 제안했다. 한편 Eklöf and Karlsson(1997)는 SBDC-CVM 모형에 대해 몇 개의 검정법을 제안했다. 본 연구에서는 우도비 검정과 t-검정을 적용한다. 두 검정 모두, 단변량 모형들만 사용할 경우 표본선택 방정식인 식 (6)의 교란항과 WTP 방정식인 식 (7)에서의 교란항 사이의 상관계수( $\rho$ )가 0으로 제약된다는 사실을 이용한다.

## IV. 실증연구결과

### 1. 무응답 편이에 대한 검정결과

일대일 개별면접조사에 참여한 응답자들의 특성과 무응답자의 특성을 비교함으로써 무응답 편이를 검정할 수 있다. 응답자와 무응답자가 특성에 있어서

유의하게 다른 지를 검정하기 위해, 본 연구에서는 개별 특성에 대한 검정을 이용한다. 귀무가설은 특정 특성변수의 평균에 있어서 응답자와 무응답자 간에 차이가 없다는 것이다. 다시 말해서,  $\bar{x}_{yes}$  및  $\bar{x}_{no}$ 를 각각 응답자 특성변수의 평균 및 무응답자 특성변수의 평균이라고 할 때  $\bar{x}_{yes} - \bar{x}_{no} = 0$ 이란 귀무가설을 검정할 수 있는 Z-통계량은 식 (12)와 같이 구성된다. 다만 Quality 및 Water 변수는 더미변수라서 평균검정이 아닌 비율검정이므로 식 (13)과 같이 구성된다.

$$Z = \frac{\bar{x}_{yes} - \bar{x}_{no}}{\sqrt{\frac{s_{yes}^2}{n_{yes}} + \frac{s_{no}^2}{n_{no}}}} \quad (12)$$

$$Z = \frac{\hat{p}_{yes} - \hat{p}_{no}}{\sqrt{\frac{\hat{p}_{yes}(1 - \hat{p}_{yes})}{n_{yes}} + \frac{\hat{p}_{no}(1 - \hat{p}_{no})}{n_{no}}}} \quad (13)$$

여기서  $s_{yes}$ 와  $s_{no}$ 은 각각 응답자 특성의 표준편차 및 무응답자 특성의 표준편차이며,  $n_{yes}$ 와  $n_{no}$ 는 각각 응답자의 명수와 무응답자의 명수이고,  $\hat{p}_{yes}$ 와  $\hat{p}_{no}$ 는 각각 응답자 내에서의 무응답 내에서의 해당 특성의 표본비율이다. 검정통계량 Z은 귀무가설 하에서 표준정규분포를 따른다.

<표 3> 변수의 표본통계량과 응답자와 무응답자 간의 특성변수 차이 검정

| 변 수                 | 응답자    |        | 무응답자   |        | Z-통계량               |
|---------------------|--------|--------|--------|--------|---------------------|
|                     | 평균     | 표준편차   | 평균     | 표준편차   |                     |
| <i>Interest</i>     | 3.959  | 0.786  | 3.703  | 0.770  | 3.000 <sup>#</sup>  |
| <i>Satisfaction</i> | 3.310  | 0.721  | 3.468  | 0.772  | -1.890              |
| <i>Importance</i>   | 2.513  | 0.875  | 2.730  | 0.841  | -2.314 <sup>#</sup> |
| <i>Reliability</i>  | 3.680  | 0.593  | 2.928  | 0.567  | 11.877 <sup>#</sup> |
| <i>Quality</i>      | 56.0%  |        | 43.2%  |        | 2.341 <sup>#</sup>  |
| <i>Water</i>        | 15.5%  |        | 2.7%   |        | 5.016 <sup>#</sup>  |
| <i>Age</i>          | 2.737  | 0.742  | 2.802  | 0.658  | -0.858              |
| <i>Education</i>    | 6.146  | 1.427  | 6.108  | 1.310  | 0.253               |
| <i>Income</i>       | 21.807 | 24.330 | 22.577 | 37.716 | -0.201              |
| 표본의 크기              | 316    |        | 111    |        |                     |

주: 변수는 <표 2>에 정의되어 있다. Z-통계량에 대한 귀무가설은 '응답자와 무응답자 간에 개별 특성변수의 평균에서 차이가 없다'이며, #는 이 귀무가설이 유의수준 5%에서 기각됨을 의미한다.

CVM 서베이 응답자 특성과 무응답자의 특성은 <표 3>에 요약되어 있다.<sup>10)</sup> 이 표는 <표 2>에서 정의된 변수들에 대해 응답자 표본과 무응답자 표본 각각에 대한 표본평균 및 표본표준편차를 제시하고 있을 뿐만 아니라 두 평균의 차이에 대한 Z-통계량도 제시하고 있다. 총 9개의 변수 중에서 절반이 조금 넘는 5개 변수의 경우, Z-통계량의 절대값이 유의수준 5%에서의 임계치 1.96을 넘으므로, 응답자 특성과 무응답자 특성 사이에 차이가 없다는 귀무가설은 유의수준 5%에서 기각된다. 다시 말해서, CVM 설문에 참여한 응답자의 특성과 참여하지 않은 무응답자의 특성 사이에서 유의한 차이가 발견된다. 따라서 본 연구에서 사용된 WTP 자료에 근거하여 제안된 공공재의 가치를 유도하는 것은 무응답 편이의 문제를 야기할 수 있기 때문에 적절한 처치가 필요하다.

## 2. 표본선택모형의 추정 및 표본선택 편이의 검정

10) 자료에 대한 보다 자세한 정보를 필요시 저자에게 요청할 수 있다.

DBDC 모형에 단변량 모형과 표본선택모형을 적용하여 최우추정법으로 추정한 결과는 <표 4>에 제시되어 있다.<sup>11)</sup> 추정의 용이함을 위해 제시금액은 1,000원 단위로 하였다. 앞서 언급하였듯이, 선택방정식은 CVM 서베이 참여 여부를 모형화한 것이며, WTP 방정식은 CVM 서베이에 참여한 응답자들의 WTP를 모형화한 것이다. 또한 단변량 모형은 선택방정식의 교란항과 WTP 방정식의 교란항이 서로 상관되어 있지 않다고 가정하고 분리하여 추정한 것이며, 표본선택모형은 두 교란항이 서로 상관되어 있음을 허용하고 함께 추정한 것이다. 따라서 두 모형의 추정결과에 있어서 차이가 있다면 이는 두 교란항이 어느 정도 상관되어 있음을 의미하고 아울러 표본선택 편의의 가능성이 있음을 시사한다.

추정된 방정식의 통계적 유의도를 살피기 위해, ‘모든 추정계수는 0이다’라는 귀무가설을 상정하면 다음과 같이 Wald-통계량( $W$ )을 구성할 수 있다.

$$W = \beta' [\mathcal{V}(\beta)]^{-1} \beta \quad (14)$$

여기서  $\beta$ 은 추정계수이며,  $\chi^2$ -분포  $\mathcal{V}(\beta)$ 은  $\beta$ 의 분산에 대한 추정치이다. 검정통계량  $W$ 는 귀무가설 하에서  $\chi^2$ -분포를 따르며, 이때 자유도는  $\mathcal{V}(\beta)$ 의 위수(rank)이다.

#### <표 4> DBDC 모형에 대한 추정결과

11) 최우추정법으로 표본선택모형을 추정하기 위해 초기값은 식 (6)과 (7)을 분리하여 추정한 단변량 모형의 추정결과로 하였다. 최적화를 위한 반복계산의 과정에서,  $\rho$ 와  $\sigma$ 를 직접 추정하지 않고 대신에  $\gamma = \rho\sigma$ 와  $\delta = \sigma\sqrt{1-\rho^2}$ 를 추정하였다. 이러한 정형화는 표준편차  $\sigma$ 가 항상 양수가 됨을 보장해주며  $\rho$ 가 항상 -1부터 1사이의 범위에 놓이도록 하는 장점을 가진다. 일단  $\gamma$ 와  $\delta$ 를 먼저 추정한 다음에 델타법(delta method)를 사용하여  $\rho$ 와  $\sigma$ 를 추정하고 이의 표준오차를 계산하였다.

| 변수명 <sup>a</sup>               | 단변량 모형              |                     | 표본선택모형              |                      |
|--------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
|                                | 선택방정식               | WTP 방정식             | 선택방정식               | WTP 방정식              |
| <i>Constant</i>                | -2.490<br>(-2.96)** | -9.116<br>(-3.83)** | -2.340<br>(-2.75)** | -14.690<br>(-5.86)** |
| <i>Interest</i>                | 0.125<br>(1.18)     | 0.560<br>(1.98)**   | 0.117<br>(1.07)     | 0.721<br>(2.50)**    |
| <i>Satisfaction</i>            | -0.347<br>(-2.92)** | -0.392<br>(-1.29)   | -0.287<br>(-2.30)** | -0.637<br>(-1.99)**  |
| <i>Importance</i>              | -0.007<br>(-0.07)   | 0.601<br>(2.00)**   | 0.019<br>(0.18)     | 0.627<br>(2.04)**    |
| <i>Reliability</i>             | 1.376<br>(9.24)**   | 2.192<br>(6.14)**   | 1.241<br>(8.38)**   | 3.600<br>(9.71)**    |
| <i>Quality</i>                 | 0.154<br>(0.96)     | 0.126<br>(0.29)     | 0.165<br>(1.02)     | 0.402<br>(0.90)      |
| <i>Water</i>                   | 1.656<br>(4.07)**   | 0.935<br>(1.80)*    | 1.212<br>(2.95)**   | 1.980<br>(3.62)**    |
| <i>Age</i>                     | -0.157<br>(-1.38)   | 0.007<br>(0.02)     | -1.400<br>(-1.20)   | -0.082<br>(-0.27)    |
| <i>Education</i>               | -0.084<br>(-1.39)   | 0.452<br>(2.78)**   | -0.069<br>(-0.99)   | 0.364<br>(2.27)**    |
| <i>Income</i>                  | 0.001<br>(0.80)     | 0.003<br>(5.10)**   | 0.001<br>(0.84)     | 0.030<br>(4.99)**    |
| $\sigma$                       |                     | 3.280<br>(22.66)**  |                     | 3.577<br>(20.66)**   |
| $\rho$                         | 0                   |                     | 0.998<br>(6.25)**   |                      |
| 로그우도값                          | -168.93             | -396.81             | -556.31             |                      |
| 표본의 크기                         | 427                 | 316                 | 427                 |                      |
| Wald-통계량 <sup>b</sup><br>(p-값) | 131.86<br>(0.000)   | 746.30<br>(0.000)   | 1,033.08<br>(0.000) |                      |

주: <sup>a</sup> 변수는 <표 2>에 정의되어 있으며, 괄호 안에 있는 숫자들은 t-통계량이다. <sup>b</sup> 귀무가설은 모든 추정계수가 0이라는 것이며 괄호 안의 값은 대응하는 p-값이다. \* 및 \*\*은 각각 유의수준 10% 및 5%에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

계산된  $\mu$ 의 값에 근거하여 볼 때, 추정된 모든 방정식은 통계적으로 유의하게 0과 다르다. 대체적으로 응답자들은 조건부 시장을 잘 받아들였으며 수도물 수질개선에 대해 어느 정도의 금액을 지불하고자 하였다. 단변량 모형과 표본선택모형의 추정결과를 비교해보면, (WTP 방정식에서 *Age* 변수를 제외하고는) 부호의 차이가 없지만 유의성에 있어서는 두 가지 차이가 있다. 단변량 모형의 WTP 방정식에서 *Satisfaction* 변수와 *Water* 변수에 대한 추정계수는 둘 다 유의수준 5%에서 유의하지 않았지만 표본선택모형에서는 유의하다.

응답자들의 WTP는 공공재에 대한 관심사와 개인 또는 가구특성에 따라 변한다. 따라서 수도물 수질문제에 관심을 많이 가지고 있는 가구일수록 제안된 수질개선정책에 대한 WTP는 더 컸다. 현재의 수도물 수질에 만족하는 가구들은 덜 만족하는 가구보다 더 낮은 WTP를 가지고 있었다. 아울러 수도물 수질이 자신의 가족에게 중요하다고 생각하는 응답자는 그렇지 않은 응답자에 비해 높은 WTP를 보였다. 응답자들이 제안된 정책에 대해 가지고 있는 신뢰성이 더 클수록 WTP도 커졌다. 응답자의 연령은 WTP와 양의 상관관계를 가지고 있었다. 교육수준이 높은 사람은 교육수준이 낮은 사람에 비해 WTP가 더 높았다. 마지막으로 가구의 소득이 커지면 커질수록 WTP도 증가하였다.

우도비 검정 통계량은 표본선택 편이가 없다( $\rho=0$ )는 귀무가설 하에서 점근적으로 자유도 1의  $\chi^2$ -분포를 따른다. 검정통계량은 18.86으로 계산된다.  $\chi^2_{0.01}(1)=6.63$ 임을 감안할 때 귀무가설은 유의수준 1%에서 여유있게 기각된다. 한편 <표 4>의 표본선택모형 추정결과로부터  $\rho$ 의 추정치에 대한 t-통계량이 6.25임을 감안할 때, 이 값은 유의수준 1%에서의 임계치 2.58보다 크므로,  $\rho=0$ 라는 귀무가설은 마찬가지로 기각된다. 이렇게 본 연구에서 사용한 자료에는 표본선택 편이가 존재하여 비일치성의 문제를 일으킬 수 있음을 확인할 수 있다. 따라서 단변량 모형에 근거한 분석은 WTP 추정치를 계산하는데 적절하지 않았다.

### 3. WTP 추정치의 비교

CVM 연구를 수행하는 가장 중요한 목적은 WTP의 평균값과 같은 후생 추정치를 얻는 것이다. <표 3>에 있는 변수의 기초통계 값과 <표 4>의 WTP 방정식 추정결과를 이용하면 정책결정에 사용할 수 있는 평균값 WTP, 즉  $E(WTP)$ 를 계산할 수 있다. 즉, 추정된 각 계수에 각 변수의 표본 평균값을 곱하여 합하면 조건부 평균값이 계산되며, 보다 구체적으로는 다음 식으로 추정된다.<sup>12)</sup>

$$E(WTP | \bar{x}_2) = \bar{x}_2' \hat{\beta}_2 \quad (15)$$

여기서  $\bar{x}_2$ 는 설명변수벡터( $x_2$ )의 표본평균이며  $\hat{\beta}_2$ 는 모수벡터( $\beta_2$ )의 추정치이다. <표 5>는 각 편의의 처치에 따른 평균 WTP의 추정결과를 요약하고 있다. 모든 값은 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하다. Case I은 무응답 편의와 표본선택 편의를 모두 처치하지 않은 경우이다. 이때 추정계수는 <표 4>의 세 번째 열에 제시되어 있는 단변량 모형의 WTP 추정식을 이용하며, 응답자에 대해서만 계산된 변수의 표본평균값을 이용한다. Case II는 무응답 편의를 처치하지 않고 표본선택 편의만 처치한 경우이다. 이때 추정계수는 <표 4>의 다섯 번째 열에 제시되어 있는 표본선택모형의 WTP 추정식을 이용하며, 응답자에 대해서만 계산된 변수의 표본평균값을 이용한다. Case III은 무응답 편의와 표본선택 편의 모두를 처치한 경우이다. 이때 추정계수는 <표 4>의 다섯 번째 열에 제시되어 있는 표본선택모형의 WTP 추정식을 이용하며, 응답자 및 무응답자 전체에 대해서 계산된 변수의 표본평균값을 이용한다.

12) 종속변수가 구간형 변수라도 종속변수의 조건부 평균을 구하는 과정은 연속변수의 경우와 다르지 않는데, 이러한 계산방식은 Cameron and James(1987)에서 제시된 이후에 널리 사용되고 있다.

<표 5> 각 편의의 처치에 따른 평균 WTP 추정결과

| 구 분      | 무응답 편의 | 표본선택 편의 | 평균 WTP(원)         |
|----------|--------|---------|-------------------|
| Case I   | ×      | ×       | 5,063<br>(21.65)# |
| Case II  | ×      | ○       | 4,096<br>(14.50)# |
| Case III | ○      | ○       | 3,274<br>(10.31)# |

주: ○ 및 ×는 각각 각 편의를 처치했을 때와 처치하지 않았을 때를 의미한다. 괄호 안에 있는 숫자들은 델타법에 의해 계산된 t-통계량이며, #은 유의수준 1%에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

무응답 편의와 표본선택 편의 모두를 무시하고 추정된 수돗물 수질개선정책에 대한 가구당 월평균 WTP는 5,063원이다(Case I). 반면에 표본선택 편의만을 처치한 평균 WTP의 추정치는 월 4,096원이다(Case II). 이 값은 단변량 모형에서 계산된 값인 5,063원보다 약 1,000원 가량 작으므로 이 두 값 사이에는 유의한 차이가 있다고 할 수 있다. 또한 무응답 편의와 표본선택 편의 모두를 처치한 후에는, WTP의 평균값이 3,274원으로 추정되었다(Case III). 이 값은 첫 번째 경우와 두 번째 경우에 비해 유의하게 작다. 즉, 첫 번째 경우에 비해 1,800원 정도 작으며, 두 번째 경우에 비해서는 800원 가량 작다.

따라서 표본선택 편의의 처치는 월평균 WTP를 1,000원 정도 낮추는 효과를 가져오며, 여기다가 무응답 편의를 추가적으로 처치하면 월평균 WTP를 800원만큼 추가적으로 낮추는 것으로 판단된다. 표본선택모형은 표본선택 편의가 존재할 때도 일치적이므로, Case I의 결과 및 Case II의 결과 사이의 차이는 표본선택 편의가 문제를 일으키고 있다는 증거로 해석될 수 있다. 따라서 표본선택 편의를 무시하게 되면 평균 WTP 추정치는 23.61% 만큼 과대하게 왜곡한다. 마찬가지로 무응답 편의와 표본선택 편의 모두를 무시하게 되면 평균 WTP를 54.64% 만큼 과대하게 추정하게 된다.

연구대상 모집단에 대해 이 왜곡의 크기를 살펴보기 위해, 표본가구당 WTP 추정치를 부산시 전체로 확장할 수 있다. 서베이 시행연도인 1998년에 부산에

는 총 1,168,600가구가 있었으므로 이 값에다 가구당 월 WTP를 곱하게 되면, Case I, Case II, Case III의 경우 각각에 대해 59.2억원, 47.9억원, 38.3억원으로 계산된다. 제안된 공공재의 가치를 평가하는 데 있어서, 표본선택 편의를 제대로 보정하지 않는다면 11.3억원(=59.2억원-47.9억원)이나 후생값을 과대하게 왜곡하며, 무응답 편의와 표본선택 편의 모두를 제대로 보정하지 않으면 20.9억원(=59.2억원-38.3억원)이나 후생값을 왜곡하게 된다. 이러한 사실은 WTP 방정식을 추정하는 데 있어서 무응답 편이나 표본선택 편이의 보정이 미치는 영향을 보여주는 흥미있는 사례이다. 무응답 편이나 표본선택 편이는 비일치적인 모수 추정치를 가져오면서 평균 WTP를 왜곡할 수 있으므로, 단변량 모형으로부터의 WTP는 과대추정치로 해석될 수 있어 부적절하다. 총 후생값을 계산하는 데 사용될 WTP 추정치의 왜곡은 부적절한 정책분석을 유도하여 공공재 공급정책의 추진 여부를 결정하기 위한 타당성 평가에서 잘못된 결론에 이르게 할 수 있다.

#### 4. SBDC 모형의 추정결과

제IV장에서도 설명하였듯이, 본 연구에서는 첫 번째 제시금액에 대한 응답만을 사용한 SBDC-CVM 모형에 대한 추정도 하였다. SBDC 모형은 두 번째 제시금액에 대한 질문이 사용되지 않았다고 가정한다. SBDC 모형의 추정결과에 대한 해석은 DBDC 모형의 그것과 매우 유사하다. 아무래도 주된 관심사항은 표본선택 편이의 존재와 관련된 것이다. 우도비 검정을 한 결과, 표본선택 편이가 없다는 귀무가설에 대한 검정통계량은 10.66으로 계산되었는데,  $\chi^2_{0.01}(1) = 6.63$ 임을 감안하면 귀무가설은 유의수준 1%에서 기각된다.  $\rho$ 은 0.920으로 추정되었으며, 이에 대한 t-통계량은 3.36으로 이는 유의수준 1%에서의 임계치 2.58보다 크므로 귀무가설은 마찬가지로 기각된다. 표본선택 편이가 없다는 가정은 너무 강하여 만족되기 어려워 보인다. 이렇게 SBDC 표본선택모형의 추정결과에서 얻을 수 있는 시사점은 DBDC 표본선택모형의 추정결

과에서 얻을 수 있는 시사점과 일치한다. 따라서 DBDC 모형이나 아니면 SBDC 모형이나에 상관없이, 표본선택모형과 관련된 주요 정성적 결론은 변하지 않는다.<sup>13)</sup>

## V. 결 론

DBDC 모형은 CVM에서 선호를 이끌어내는 데 있어서 통계적 효율성을 증진시킬 수 있기 때문에 매우 매력적인 지불의사 유도방법이다(Hanemann et al., 1991). 하지만 많은 경우에 무응답 편익과 표본선택 편익이라는 바람직하지 못한 문제를 가질 수 있다. 본 연구에서는 부산에서의 수돗물 수질개선 정책에 대한 조사에서 일대일 개별면접조사와 전화조사를 결합한 2단계 조사방법을 제안하고 운용함으로써 이 두 가지 편익을 검정할 수 있었다. 분석결과, 응답자의 관측가능한 특성에 대해 무응답 편익을 발견했으며, 관측불가능한 특성에 대해서는 표본선택 편익을 발견했다. 즉 두 편익이 모두 탐지되었다.

특정한 자료를 이용한 본 연구에서, 이 두 가지 편익은 수질개선 정책에 대한 편익을 54.64%나 과대하게 왜곡하였다. 하지만 만약 다른 자료를 이용한다면 무응답 편익 혹은 표본선택 편익 혹은 두 편익 모두는 모수 추정치와 WTP 추정치에 더 큰 영향을 미칠 수도 있다. 물론 반대의 경우도 생길 수 있다. 따라서 앞으로의 CVM 실증연구에서는 무응답자들에 대한 자료를 수집하여 두 편익에 대해 검정을 한 후, 편익이 있다면 편익을 보정해야만 한다. 본 연구에서 제안한 일대일 개별면접과 차후의 전화조사를 결합한 2단계 조사절차는 우리나라와 같은 상황에서 그러한 보정을 피할 수 있는 한 가지 유용한 서베이 방법이다. 더군다나 표본무응답과 관련된 편익이 존재할 때 제안된 DBDC-CVM 표본선택모형은 이 편익을 효과적으로 보정하여 모수 및 모집단

13) 따라서 자세한 추정결과는 지면의 절약을 위해 생략하였다. 하지만 필요시 저자에게 요청할 수 있다.

WTP에 대한 불편 추정치를 얻을 수 있게 해 주었다.

본 논문은 수돗물 수질개선이란 공공재의 가치측정자료 분석과정에서 가질 수 있는 오류를 검정하고 극복하는 방법을 제시·실증함으로써 기존의 모형을 개선시키고자 하였다. 표본선택모형은 진정한 WTP를 왜곡할 수 있는 통상적인 CVM 모형이 가지는 오류의 존재여부를 검증하고 그 오류를 극복하는 데 효과적으로 사용될 수 있기 때문에 후생의 참값을 알고자 하는 정책분석가에 책임 있는 정보를 제공해 주는 장점을 가진다.

## 참 고 문 헌

- 김동권, 비용편익분석, 1997, 박영사.
- 유승훈·곽승준·김태유, 「양분선택형 조건부 가치측정 모형에서의 영(零)의 응답자료 처리 : 이변량 모형을 이용하여」, 『환경경제연구』, 제8권, 제1호, 1999, pp. 1~17.
- 황영순·엄미정·김태유, 「수돗물 공급신뢰도 개선의 가치측정 : 조건부 가치 측정법을 이용하여」, 『환경경제연구』, 제8권, 제1호, 1999, pp. 109~126.
- Alberini, A., "Efficiency vs Bias of Willingness-to-Pay Estimates: Bivariate and Interval-Data Models," *Journal of Environmental Economics and Management*, 29, 1995, pp. 169~180.
- Amemiya, T., "Tobit Models: A Survey," *Journal of Econometrics*, 24, 1984, pp. 3~61.
- Arrow, K., R. Solow, P. R. Portney, E. E. Leamer, R. Radner and H. Schuman, "Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation," *Federal Register*, 58, 1993, pp. 4601~4614.
- Bateman, I. J. and I. H. Langford, "Budget-Constraint, Temporal, and Question-Ordering Effects in Contingent Valuation Studies," *Environment and Planning A*, 29, 1997, pp. 1215~1228.
- Bateman, I. J., I. H. Langford, A. P. Jones and G. N. Kerr, "Bound and Path Effects in Double and Triple Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation," paper presented at Tenth Annual Conference of the European Association of Environmental and Resource Economists(EAERE), Rethymno, Greece, July 2000.
- Bishop, R. and Heberlein T, "Measuring Values of Extramarket Goods: Are Indirect Measures Biased?," *American Journal of Agricultural Economics*, 61, 1979, pp. 926~930.

- Brent, R. J., *Applied Cost-Benefit Analysis*, Cheltenham : Edward Elgar, 1995.
- Brookshire, D., Thayer, T., Schulze, W. and d'Arge, R. C., "Valuing Public Goods: A Comparison of Survey and Hedonic Approaches," *American Economic Review*, 72, 1982, pp. 165~176.
- Cameron, T. A. and D. James, "Efficient Estimation Methods for Closed-Ended Contingent Valuation Surveys," *Review of Economics and Statistics*, 69, 1987, pp. 269~276.
- Cameron, T. A. and J. Quiggin, "Estimation Using Contingent Valuation Data from a Dichotomous Choice with Follow-up Questionnaire," *Journal of Environmental Economics and Management*, 27, 1994, pp. 218~234.
- Carson, R. T., T. Groves and M. J. Machina, "Incentive and Informational Properties of Preference Questions," Plenary Address, Ninth Annual Conference of the European Association of Environmental and Resource Economists(EAERE), Oslo, Norway, June 1999.
- Cooper, J. and W. M. Hanemann, "Referendum Contingent Valuation: How Many Bounds Are Enough?", USDA Economic Research Service, Food and Consumer Economics Division, Working paper, May 1995.
- Desvousges, W. H, F. R. Johnson, H. S. Banzhaf, R. R., Russell, R. R., E. E. Fries, K. J. Dietz, and S. C. Helms, *Assessing Environmental Externality Costs for Electricity Generation*. Report to Northern States Power Company(Minnesota), Triangle Economic Research (Durham, North California), 1995.
- Dubin, J. A. and D. Rivers, "Selection Bias in Linear Regression, Logit and Probit Models," *Sociological Methods and Research*, 18, 1989, pp. 360~390.

- Edward, F. E. and G. D. Anderson, "Overlooked Biases in Contingent Valuation Surveys: Some Considerations," *Land Economics*, 63, 1987, pp. 168-178.
- Eklöf, J. and S. Karlsson, "Testing and Correcting for Sample Selection Bias in Discrete Choice Contingent Valuation Studies," *Working Paper No. 171*. Stockholm School of Economics, Sweden, 1997.
- Freeman III A. M., *The Measurement of Environmental and Resource Values*, Washington, D.C.: Resources for the Future, 1993.
- Gonzalez-Caban, A. and Loomis, J., "Economic Benefits of Maintaining Ecological Integrity of Rio Mameyes, in Puerto Rico," *Ecological Economics*, 21, 1997, pp. 63~75.
- Hanemann, W. M. and B. J. Kanninen, "The Statistical Analysis of Discrete-Response CV Data," in I. J. Bateman and K. E. Willis, ed., *Valuing Environmental Preferences: Theory and Practice of the Contingent Valuation Method in the US, EU, and Developing Countries*. Oxford: Oxford University Press, 1999.
- Hanemann, W. M., J. B. Loomis, and B. J. Kaninnen, "Statistical Efficiency of Double-Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation," *American Journal of Agricultural Economics*, 73, 1991, pp. 1255~1263.
- Hanemann, W. M., "Some Issues Continuous- and Discrete-Response Contingent Valuation Studies," *Northeastern Journal of Agricultural Economics*, 14, 1987, pp. 5~13.
- Hanemann, W. M., "Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses," *American Journal of Agricultural Economics*, 66, 1984, pp. 332~341.
- Hanley, N. and Spash, C. L., *Cost-Benefit Analysis and the Environment*, Aldershot : Edward Elgar, 1993.
- Hausman, J. A.(ed.), *Contingent Valuation: A Critical Assessment*. Amsterdam:

North-Holland, 1993.

- Heckman, J. J., "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47, 1979, pp. 153~161.
- Kealy, M., Dovidio, J. and Rockel, M., "Accuracy in Valuation is a Matter of Degree," *Land Economics*, 64, 1988, pp. 158~170.
- Kwak, S. J. and C. S. Russell, "Contingent Valuation in Korean Environmental Planning: A Pilot Application to the Protection of Drinking Water Quality," *Environmental and Resource Economics*, 4, 1994, pp. 511~526.
- Langford, I. H., I. J. Bateman and H. D. Langford, "A Multilevel Modelling Approach to Triple-Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation," *Environmental and Resource Economics*, 7, 1996, pp. 197~211.
- Loomis, J. B., "Expanding Contingent Value Sample Estimates to Aggregate Benefit Estimates: Current Practice and Proposed Solutions," *Land Economics*, 63, 1987, pp. 396~402.
- Loomis, J., "Comparative Reliability of the Dichotomous Choice and Open-Ended Contingent Valuation Techniques," *Journal of Environmental Economics and Management*, 18, 1990, pp. 78~85.
- Mattsson, L. and C. Z. Li, "Sample Nonresponse in a Mail CV Survey: an Empirical Test of the Effect on Value Inference," *Journal of Leisure Science*, 26, 1994, pp. 182~188.
- McConnell, K. E., "Models for Referendum Data: the Structure of Discrete Choice Models for Contingent Valuation," *Journal of Environmental Economics and Management*, 18, 1990, pp. 19~34.
- McFadden, D., "Contingent Valuation and Social Choice," *American Journal of Agricultural Economics*, 76, 1994, pp. 689~708.
- Mitchell, R. C. and R. T. Carson, *Using Surveys to Value Public Goods:*

- The Contingent Valuation Method*. Washington, D.C.: Resources for the Future, 1989.
- Randall, A., Total and Non-use Values, in J.B. Braden and C.D. Kolstad (ed) *Measuring the Demand for Environmental Quality*, North-Holland Press, 1992.
- Rowe, R. D., Lang, C. M., Latimer, D. A., Rae, D. A., Bernow, S. M. and White, D. E., *New York State Environmental Externalities Cost Study*. New York: Oceana Publications Inc, 1995.
- Schuman, H., "The Sensitivity of CV Outcomes to CV Survey Methods," in D. J. Bjornstad and J. R. Kahn, ed., *The Contingent Valuation of Environmental Resources*. Cheltenham, U.K.: Edward Elgar, 1996.
- State of Ohio versus U.S. Department of Interior(SO vs. US DOI), *U.S. District Court of Appeals*(for the District of Columbia), no. 86-1575, July 14, 1989.
- U.S. Department of Interior(US DOI), "Natural Resource Damage Assessments: Final Rule," *Federal Register*, 51(148), 1986, pp. 27614~27753.
- U.S. Water Resources Council(US WRC), *Economic and Environmental Principles for Water and Related Land Resources and Implementing Studies*, Washington, DC, 1983.
- Vella, F., "Simple Tests for Sample Selection Bias in Censored and Discrete Choice Models," *Journal of Applied Econometrics*, 7, 1992, pp. 413~421.
- Whitehead, J. C., P. A. Groothuis and G. C. Blomquist, "Testing for Non-Response and Sample Selection Bias in Contingent Valuation: Analysis of a Combination Phone/Mail Survey," *Economics Letters*, 41, 1993, pp. 215~220.
- Whitehead, J. C., P. A. Groothuis, T. J. Hoban and W. B. Clifford, "Sample Bias in Contingent Valuation: A Comparison of the Correction

- Methods,” *Leisure Science*, 16, 1994, pp. 249~258.
- Whitehead, J. C., “Item Nonresponse in Contingent Valuation: Should CV Researchers Impute Values for Missing Independent Variables?”, *Journal of Leisure Science*, 26, 1994, pp. 296~303.
- Willig, R. D., “Consumer Surplus without Apology,” *American Economic Review*, 66, 1976, pp. 587~597.
- Yoo, S. -H. and K. -S. Chae, “Measuring the Economic Benefits of the Ozone Pollution Control Policy in Seoul: Results of a Contingent Valuation Survey,” *Urban Studies*, 38, 2001, pp. 49~60.
- Yoo, S. -H., S. -J. Kwak and T. -Y. Kim, “Modeling Willingness to Pay Responses from Dichotomous Choice Contingent Valuation Surveys with Zero Observations,” *Applied Economics*, 33, 2001, pp. 523~529.

# 國際的 租稅 非中立性 測定에 관한 研究 - 우리나라와 G7 國家의 個人 포트폴리오 投資를 중심으로

이 경 근\*

## 요 약

「자본수출의 중립성(Capital Export Neutrality)」과 「자본수입의 중립성(Capital Import Neutrality)」은 국제조세정책의 중립성 및 효율성을 판정하는 중요한 기준으로 인식되고 있으나, 실제로 어느 국가의 조세제도나 정책이 그 국가 또는 다른 국가의 중립성과 효율성에 어느 정도나 영향을 미치는지를 계량화하는 연구는 그동안 활발하지 않았다.

본 연구는 King-Fullerton이 개발한 한계유효세율(Marginal Effective Tax Rates) 산정을 위한 경제학적 모델에 기초를 두고 국가별 자본수출의 비중립성과 자본수입의 비중립성의 크기를 측정하는 기법을 그 이론적 토대와 함께 제시해 보았다. 아울러 본 연구에서는 실제로 2000년도 말 현재 시점에서 우리나라와 G7국가의 개인 투자자들이 상호 포트폴리오 투자를 하는 경우의 국가별 자본수출 및 자본수입의 비중립성을 산출하였다. 그 결과를 보면, 독일·캐나다가 비중립성이 가장 높고, 일본·이태리·프랑스가 비중립성이 낮으며 우리나라의 비중립성은 이들 국가들중 평균치에 가까운 것으로 나타났다. 본 연구에서는 또한 2001년부터 재실시한 우리나라의 금융실명제가 우리나라의 자본수출 및 자본수입의 비중립성에 미친 영향도 살펴보았는바, 국공채 투자와 관련한 비중립성은 금융실명제 실시 이전보다 증대되었으나 주식투자에 관한 비중립성은 그 이전보다 감소한 사실을 확인하게 되었다.

한편 본 연구의 모델을 통한 시뮬레이션을 실시한 결과, 국가간의 조세정보교환비용의 변동이 국제적인 조세중립성에 매우 큰 영향을 미치는 요인임을 확인할 수 있게 되었다.

\* 재정경제부 국세심판원 제9조사관(경제학박사/프랑스 Sciences Politiques 대학)

## I. 서론

국제조세에 있어서 중요한 지도이념(guiding principle)들이라 할 수 있는 「자본수출의 중립성(Capital Export Neutrality)」과 「자본수입의 중립성(Capital Import Neutrality)」의 개념은 조세중립성을 국제조세의 맥락에서 발전시킨 것으로서 어느 국가의 국제조세정책을 평가할 때 종종 거론된다. 그런데 이와 같은 이념 또는 원칙은 경제적 효율성(efficiency)에 기반을 두고 개발된 것이므로 이러한 원칙에 충실한 조세제도를 두고 있는 국가는 당해 국가는 물론 전 세계의 경제적 후생을 증진시키는 데 기여를 하고 있는 국가라고 할 수 있다.

본 연구에서는 자본수출의 중립성 및 자본수입의 중립성 개념의 정책적 활용도를 제고하기 위해 이들에 대한 보다精緻한 ‘操作的 定義(operational definition)’를 시도하고 아울러 King과 Fullerton이 이미 개발한 한계유효세율(Marginal Effective Tax Rates) 산정을 위한 경제학적 모델에 기초를 두어 투자자산별·거주자별 한계유효세율 또는 이를 이용한 세전(세후) 투자수익율을 산출할 뿐 아니라 이를 토대로 국가들간의 조세 비중립성을 측정하는 기법을 개발·활용하고자 한다.

본 연구는 우리나라와 G7 국가의 조세제도를 기초로 하여 이들 국가의 한계유효세율을 도출할 수 있는 모델개발에 주안점을 두고 있는 바, 연구의 중요부분이 본인의 경제학 박사학위 논문<sup>1)</sup>의 내용에 기초를 두고 있음을 밝혀둔다. 즉, 본 연구에서는 본인의 전계 논문에서 다루는 핵심적 개념과 이론의 내용을 인용하였으며 전계 논문이 제시하는 G7 국가의 조세제도 및 조세 비중립성 산출 결과를 참고하였다. 그러나 본 연구는 전계 논문과는 달리 포트폴

---

1) Kyung Geun LEE, *Tax Policy Options for Enhancing Neutrality in the International Financial Markets - By using a method for measuring tax non-neutrality*, 2002, Institut d'Etudes Politiques de Paris, Fondation Nationale des Sciences Politiques.

리오 투자중 개인의 직접투자<sup>2)</sup>의 투자수익을 분석에 한정하여 논의를 진행하였으며<sup>3)</sup>, 한편으로 본 연구에서는 G7 국가뿐 아니라 우리나라도 분석 대상에 포함시켜 이들 거주자의 국제투자시 조세 비중립성 정도를 측정하는 시도를 하였다.

본 연구에서는 우선 조세정책의 지도원칙으로서의 조세중립성의 의의를 살펴본 후(II장), 조세 비중립성의 크기를 측정할 수 있는 연구방법론을 이론적으로 소개하였다(III장). 또한 조세 비중립성 측정을 위한 전 단계로서 투자수익을 계산방법을 살펴본 후(IV장), 실제 우리나라와 G7 국가의 투자할인을 산출을 위한 산식(모델)을 개발해 보았다(V장). 다음으로 이렇게 개발된 모델을 이용하여 실제로 각국의 거주자별·투자자별 투자할인율을 산출함으로써 이를 토대로 각국의 자본수출의 비중립성 및 자본수입의 비중립성의 크기를 측정하고 그 의미를 살펴보았다(VI장).

## II. 國際投資와 關連된 租稅中立性의 概念 檢討

일반적으로 조세중립성이란 어느 국가의 조세제도가 어느 특정 경제활동에 대하여 억제하지도 장려하지도 않는 중립적인 취급을 하는 것을 말하는데, 예를 들면 여러 형태의 투자대안 또는 기업형태의 선택을 위한 의사결정에 있어 어떤 선택을 해도 투자가가 부담하는 세액이 동일하여 결과적으로 조세가 투자 또는 경제적 의사결정에 영향을 미치는 변수로 작용하지 않는 상태가 조세중립성이 이루어진 상태라고 할 수 있다. 조세중립성은 조세가 경제주체의 경제적 의사결정에 역할을 미치지 않을 때 희소자원의 최적배분이 이루어진다는

---

2) 투자펀드 및 금융기관 등의 금융매개체를 활용한 간접투자가 아니고 개인이 직접 투자자산에 투자하는 것을 말한다.

3) 본인의 전계 논문에서는 투자가가 법인 형태의 금융기관이나 투자펀드(Investment Fund) 등을 이용할 뿐 아니라 역외 금융센터(Offshore Financial Centre)를 이용한 세부담 경감효과 등도 다양하게 분석하고 있으며 분석대상은 G7 국가에 한정하고 있다.

전제에 기초를 두고 있다. 따라서, 만일 금융시장의 참여자들이 투자대안을 선택함에 있어 조세를 고려하지 않아도 세후투자수익률에 차이가 없다면 금융소득에 있어서 조세 중립성이 달성되었다고 할 수 있고 따라서 조세상 효율성이 이 분야에서 달성된 상태라고 할 수 있는 것이다.

국제적 투자의 효율성을 판정하는 기준으로서 전통적으로 「자본수출의 중립성(Capital Export Neutrality: CEN)」과 「자본수입의 중립성(Capital Import Neutrality: CIN)」의 개념이 많이 사용되었는 바, 자본수출의 중립성(CEN)이란, 자본을 수출하는 국가의 투자가의 입장에서 볼 때 투자를 국내에 하든 국외에 하든 한계유효세율이 동일하게 되어 조세가 투자에 대해 중립적으로 작용하는 상황을 가리킨다. 자본수출의 중립성이 이루어진 것은 투자가의 투자대안간(즉, 국내투자와 해외투자간) 세후투자수익률이 동일하다는 것을 의미하는데 이 경우 만일 자본의 자유로운 이동이 보장된다면 투자대안간 세전투자수익율이 동일해지는 결과가 된다.<sup>4)</sup>

자본수입의 중립성(CIN)이란, 자본을 수입하는 국가의 입장에서 볼 때 국내에서 자금이 조달된 투자와 해외에서 자금이 조달된 투자간에 조세상 중립성이 이루어진 상황을 가리킨다. 다시 말해 자본수입의 중립성은 소득원천지국(즉, 자본수입국)에서 국내에서 자본 조달된 투자와 해외에서 자본 조달된 투자간에 차별을 두지 않고 아울러 거주지국(즉, 자본수출국)에서 해외원천소득에 대해 비과세하는 경우에 달성된다. 이러한 조세제도 하에서는 자본의 자유로운 국제적 이동을 가정하는 경우 각국에 소재 하는 저축가<sup>5)</sup>(즉, 이자소득을 기대하여 자본을 조달하는 자)의 세후투자수익율이 동일하게 되고 결국 전 세계 저축(또는 자본조달)의 효율적 배분이 이루어지게 된다. 이러한 상황에서는 현재소비와 미래소비간의 한계대체율이 전 세계적으로 동일하게 되는데 만

4) 이에 대한 자세한 논의는 다음 자료 참조하기 바람.

Jacob A. Frenkel, Assaf Razin and Efrain Sadka, *International Taxation in an Integrated World*, 1994, pp 25~31.

5) 포트폴리오 투자에 있어서는 저축과 투자는 동전의 양면으로 비유할 수 있는 바, 이자소득을 기대하여 자본을 조달하는 자는 결국 채권에의 투자가이므로 이 저축가는 일종의 포트폴리오 투자가라고 칭할 수 있다.

일 그렇지 않다면 현재소비에 대한 한계 선호도가 높은 국가의 거주자가 현재 소비에 대한 한계 선호도가 낮은 국가의 거주자로부터 자금을 차입함으로써<sup>6)</sup> 전 세계적으로 경제적 복지를 향상시킬 수 있다.<sup>7)</sup>

만일 금융소득<sup>8)</sup>(capital income)에 대한 한계유효세율이 모든 국가에 걸쳐 동일하다면 자본수출의 중립성과 자본수입의 중립성은 동시에 달성될 것이다. 그런데 금융소득의 한계유효세율이 국가마다 서로 다른 경우에는 비록 자본수출의 중립성의 달성되어 있고 이로 인해 자본비용<sup>9)</sup>(cost of capital)이 모든 국가에서 동일하게 되었다고 하더라도 각국마다 세후저축이자율이 서로 상이하게 될 것이므로 결과적으로 각국의 적정 저축량 결정에 왜곡을 초래하게 될 것이다. 한편, 금융소득의 한계 유효세율이 국가마다 서로 다른 상황에서 자본수입의 중립성이 달성되었다면 이는 각국의 세후저축이자율은 동일하게 됨을 의미하나 각국의 자본비용이 국가마다 서로 다르게 되어 결과적으로 국제투자 결정에 왜곡(distortion)을 초래할 수 있는 것이다. 결론적으로 세계각국의 한계유효세율이 모두 같을 수 없는 상황에서 세계각국은 자본수출의 중립성과 자본수입의 중립성 중 어느 것을 정책목표로 삼을지 선택해야 하는 문제에 직면하게 되는데 현재까지 이에 대해서 국제적으로 합의를 이루지는 못하고 있으며 많은 국가들은 그들의 국제조세제도에 두 개의 조세중립성 기준을 혼용하여 사용하고 있는 실정이다.

---

6) 결과적으로 A국의 저축은 감소하고 B국의 저축은 증가될 것이다.

7) Julian.S.Alworth, *Financial Markets and Capital Income Taxation in a Global Economy*, 1998, Elsevier Science B. V. p221.

8) 여기서 금융소득이란 이자소득, 배당소득 및 유가증권 양도소득을 총칭하는 개념이다.

9) 여기서 자본비용이란 자본조달에 소요되는 비용으로서 자본조달을 가능하게 하기 위해 필요한 최소한의 세전투자수익율을 가리킨다.

### Ⅲ. 租稅 非中立性 크기의 測定

#### 1. 租稅 非中立性 크기 測定の 必要性

자본수출의 중립성과 자본수입의 중립성이 어느 한 국가의 국제조세제도를 구축함에 있어 일종의 지도원리(guiding principles)를 제공하는 것은 사실이나 이러한 조세중립성을 실제 현실세계에서 완전히 달성한다는 것은 지극히 기대하기 어렵다. 우선 자본수출의 중립성의 경우를 보면, 자본수출의 중립성이 어느 한 국가에서 달성되기 위해서는 투자자들의 「전 세계 발생소득(accrued worldwide income)」에 대해서 과세를 해야 하는 한편 외국에서 부담한 세액 전부에 대해 외국납부세액공제를 허용해야 한다. 이를 위해서는 이 국가는 미 실현 해외원천소득에 대해서도 과세할 수 있는 세법상의 근거를 확보하고 있어야 할 뿐 아니라 모든 국가들은 상호간에 조세정보를 완전하게 교환해야 하고 해외원천소득에 대한 외국납부세액이 국내에 납부할 세액보다 큰 경우에는 그 차액만큼 세액을 투자자에게 환급해 주어야 하는데 실제의 세정현실은 이와 같은 이상적인 「거주지 과세제도」와 상당한 괴리를 보이고 있다. 자본수입의 중립성을 달성하기 위해서는 투자자의 거주지국에서 국외원천소득에 대하여 비과세 하는 제도를 두고 있어야 하는데 세계적으로 국외원천소득에 대해 비과세 하는 국가는 홍콩등 소수에 불과하다.

한편, 앞 節에서 논의한 자본수출의 중립성과 자본수입의 중립성은 세계적으로 오직 한가지 투자자산(즉, 이자소득을 창출하는 채권)만 존재한다는 가정 에 기초를 두고 있는데, 실제로는 각국에는 상당한 수의 서로 다른 종류의 투자 자산(예 : 주식, mutual fund 지분, 파생금융 상품등)이 존재하므로 이와 같이 다양한 투자자산을 모두 고려한 자본수출의 중립성과 자본수입의 중립성은 현실적으로 달성되기가 매우 어렵다고 할 것이다.

그러므로 「자본수출의 중립성」과 「자본수입의 중립성」의 개념을 현실의 조세정책수립과 관련하여 유용한 개념으로 활용하기 위해서는 「자본수출의 비중립성」 및 「자본수입의 비중립성」을 오히려 이미 주어진 현실 여건으로 인정하

고 이들의 크기를 파악하여 그 크기를 점차 감소시켜 나가는 조세정책방안을 모색하는 것이 합리적일 것이다. 그러나 이를 위해서는 세계의 각국이 현재 자국의 조세 비중립성의 크기를 측정할 수 있어야 할 뿐 아니라 어느 특정 조세정책을 도입·시행하는 경우 자국 및 여타국가의 조세 비중립성의 크기도 합리적으로 측정할 수 있어야 한다.

이 연구에서는 위에서 언급한 바와 같은 조세정책적 목표를 염두에 두고 조세 비중립성의 크기를 측정할 수 있는 하나의 이론적 모델을 제시하고 이를 활용하여 우리나라와 G7 국가들의 개인 포트폴리오 투자의 조세 비중립성의 상대적 크기를 비교해 보고 더 나아가 우리나라의 조세정책변화가 조세 비중립성의 크기에 어떠한 영향을 주는지를 살펴보고자 한다. 이러한 접근방법은 궁극적으로는 어느 특정국가의 조세중립성 또는 전 세계 조세중립성을 향상시킬 수 있는 조세정책대안을 개발하는 데 있어 범용성이 있는 유용한 수단으로 활용될 수 있을 것이다.

## 2. 先行研究

1991년 OECD의 보고서 “Taxing Profits in a Global Economy”는 조세 비중립성의 상대적 크기를 측정하여 이를 조세제도 또는 정책의 효과성을 분석하는데 사용한 사례를 보여준다. 1991년 OECD 연구는 국제적으로 자본이동이 자유롭게 행해지고 그 결과 모든 OECD 국가들의 세후투자수익율이 동일하게 되었다는 가정 하에서 OECD 각국의 자본수출의 중립성 정도 및 국제자본의 효율성정도를 측정하고 각국의 「필요 세전투자수익율(required pre-tax rate of returns)」의 평균치의 차이를 이용하여 일련의 국제조세정책의 유효성을 설명하려는 시도를 하였다<sup>10)</sup>.

그러나 1991년의 OECD 보고서는 조세 비중립성에 대한 분명한 개념정립 및 그 크기를 측정하는데 필요한 이론적 틀을 제시하지 않은 채, OECD 국가

---

10) 1991년 OECD 보고서 pp 182~193 참조.

들의 「필요 세전투자수익율」의 평균치를 산출하고 이를 조세정책수단별로 적절히 그룹을 지운 후 그 평균치를 분석함으로써 자본수출의 비중립성을 논의하는 지극히 초보적인 단계의 분석만을 제시하고 있을 따름이다. 이러한 분석상의 한계로 말미암아 위 연구에서는 어느 한 국가의 조세 비중립성의 정도에 대하여 이론적으로 뒷받침되는 합리성이 높은 측정치를 제시하지 못하고 있을 뿐 아니라 조세정책을 변경할 때 그 정책이 당해 국가와 여타 국가들의 조세중립성에 미치는 영향의 정도를 객관적으로 제시하지 못하고 있다.

요컨대, 세계각국의 어느 특정시점의 조세 비중립성 정도 또는 어느 국가의 조세정책이 각국의 조세중립성에 미치는 영향을 定量的으로 파악하기 위해서는 조세 비중립성 측정을 위한 보다 이론적이고 체계적인 분석방법이 개발되어야 할 필요가 있는 것이다.

### 3. 租稅 非中立性 測定方法

#### 가. 接近方法

##### (1) 基本概念의 例示

우선 전 세계는 미국과 프랑스의 두 국가로 이루어져 있고 각국의 대표 투자자들은 각각 F와 U로 표기하기로 하자. 이들 투자자들은 국내·국외에서 각각 투자할 수 있으며 투자할 수 있는 투자자산은 채권과 주식에 한정되어 있다고 가정하자.

전 세계적으로 세전투자수익율이 8%로 고정되어 있다고 가정하는 경우 만일 전 세계적으로 조세가 존재하지 않는다고 한다면 프랑스에서의 자본비용이나 미국에서의 자본비용은 동일할 것이다. 그러나 프랑스와 미국이 각각 서로 다른 조세제도를 두고 있는 현실에서는 채권이나 주식으로부터의 세후투자수익율은 국가별로 각각 다를 것이다. 여기서 각국의 투자대안별 세후투자수익율이 아래 <표 III-1>과 같다고 가정하자.

<표 III-1> 투자대안별 세후투자수익율

(%)

| 구 분 | 프랑스 |     | 미 국 |     |
|-----|-----|-----|-----|-----|
|     | 채 권 | 주 식 | 채 권 | 주 식 |
| F   | 5.3 | 6.0 | 5.2 | 5.9 |
| U   | 5.5 | 6.1 | 5.5 | 6.1 |

우선 위 <표 III-1>을 자본수출의 중립성의 관점에서 분석해 보자. 프랑스 투자가의 국내채권투자의 세후투자수익율은 5.3%인 반면 해외채권투자(즉, 미국채권투자)의 세후투자수익율은 5.2%로서 그 차이는 0.1%이다. 이와 같이 국내와 해외에 있어 세후투자수익율의 차이가 존재한다는 것은 프랑스의 채권투자에 있어서는 자본수출의 중립성은 달성되지 못했고 그 비중립성의 크기는 0.1%라고 할 수 있다. 같은 방식으로 프랑스 투자가의 국내주식투자의 세후투자수익율은 6.0%인 반면 해외주식투자(즉, 미국에서의 주식투자)의 세후투자수익율은 5.9%로서 그 차이는 0.1%이다. 이는 프랑스의 주식투자에 있어서도 역시 자본수출의 중립성은 달성되지 못했고 그 비중립성의 크기는 0.1%라고 할 수 있다. 반면에 미국투자가의 경우에는 채권이든 주식이든 간에 자본수출의 중립성이 달성되고 있다.

아무튼 프랑스는 자본수출의 중립성을 달성하지 못했는데, 프랑스의 국가전체 차원의 자본수출의 비중립성의 크기는 얼마라고 하는 것이 합리적일 것인가? 그것은 두 투자대안 각각의 자본수출의 비중립성의 산술 평균치로 정하는 것이 합리적일 것이다<sup>11)</sup>. 따라서 프랑스의 자본수출의 비중립성은 0.1%라고 할 수 있다.

11) 채권의 해외투자실적치와 주식의 해외투자실적치를 구해 이들 수치로 가중평균을 하는 방안도 검토될 수 있으나, 이 경우 조세제도는 변경이 없는데 투자실적치의 상대적 비중의 변화로 말미암아 어느 국가의 조세중립성의 크기가 변동될 수 있다. 여기서는 '조세제도' 또는 '조세정책'의 조세 비중립성 정도를 살펴보는 것이 주목적이므로 투자실적을 이용한 가중평균보다는 단순평균이 더 적합성이 높은 방법이라고 하겠다.

이제 위 <표 III-1>을 자본수입의 중립성 관점에서 분석해 보자. 이 표에 따르면 프랑스의 채권에 대한 투자의 경우 프랑스 거주자에 의한 세후투자수익율이 5.3%이고 프랑스 비거주자(즉 미국 거주자)에 의한 투자의 세후투자수익율이 5.5%이므로 양자간의 차이는 0.2%에 해당하는데 이는 프랑스의 경우 채권투자에 대한 자본수입의 중립성은 달성되지 못한 것이라고 할 수 있다.

같은 방식으로 프랑스의 주식에 대한 투자의 경우 프랑스 거주자에 의한 투자의 세후투자수익율은 6.0% 프랑스 비거주자(즉, 미국 거주자)에 의한 투자의 세후투자수익율은 6.1% 이므로 양자간의 차이는 0.1%에 해당하는데 이 또한 프랑스의 경우 주식투자에 대한 자본수입의 중립성은 달성되지 않은 상태라고 할 수 있다. 또한, 위 두가지 경우를 종합하여 프랑스의 자본수입의 비중립성은 0.15%(채권투자의 자본수입 비중립성과 주식투자의 자본수입 비중립성의 평균)이라고 할 수 있을 것이다. 같은 방식으로 미국의 자본수입의 비중립성의 크기를 살펴보면 채권에 대하여는 0.3% 주식에 대하여는 0.2%라고 할 수 있고 국가전체의 자본수입의 비중립성은 0.25%(0.3%와 0.2%의 평균치)라고 할 수 있을 것이다.

이 연구의 주된 관심은 각국의 조세제도 또는 조세정책이 각국 또는 전 세계의 조세 비중립성에 미치는 영향인 점을 고려하면 각국의 조세 비중립성의 가중평균 보다는 단순평균이 오히려 연구목적에 좀더 부합하는 측정치라고 할 수 있을 것이다. 따라서 이에 따라 전 세계 조세의 비중립성의 크기를 구하면, 자본수출의 비중립성은 0.05%[프랑스의 자본수출의 비중립성(0.1%) 미국의 자본수출의 비중립성(0.1%)의 평균]이 되고 자본수입의 비중립성은 0.2%[프랑스의 자본수입의 비중립성(0.15%)과 미국의 자본수입의 비중립성(0.25%)의 평균]이 된다.

아무튼 위에서 예시된 수치를 기초로 평가를 한다면, 미국은 프랑스 보다 자본수출의 중립성 측면에서 보면 더 낫은 상태이나 자본수입의 중립성 측면에서 보면 더 못한 상태에 있다고 할 수 있다. 이제 어느 한 국가의 조세정책의 변화가 조세 비중립성의 크기에 미치는 영향을 이 표를 이용해 살펴보기로 하자. 예를 들어 미국이 비거주자의 국내원천소득의 원천징수세율을 인하하여

프랑스 투자가의 미국에서의 세후투자수익율이 <표 III-2>에서 보는 바와 같이 채권의 경우 당초 5.2%에서 5.4%로 주식의 경우는 당초 5.9%에서 6.0%로 각각 증가하였다고 가정하자.

<표 III-2> 투자대안별 세후투자수익율

| 구 분 | 프랑스 |     | 미 국 |     |
|-----|-----|-----|-----|-----|
|     | 채 권 | 주 식 | 채 권 | 주 식 |
| F   | 5.3 | 6.0 | 5.4 | 6.0 |
| U   | 5.5 | 6.1 | 5.5 | 6.1 |

(%)

이 경우 프랑스의 비중립성은 0.05%  $[(|5.3\% - 5.4\%| + |6.0\% - 6.0\%|)/2]$ 로 되는데, 이는 당초 0.1%에서 0.05%만큼이 감소된 수치이다. 또한, 미국의 자본수입의 비중립성은 0.1%  $[(|5.4\% - 5.5\%| + |6.0\% - 6.1\%|)/2]$ 로 되는 바, 이는 당초 0.25%에서 0.15%만큼이 감소된 수치이다. 결과적으로 세계전체의 자본수출의 비중립성은 당초 0.05%에서 0.025%  $[(0.05\% + 0\%)/2]$ 로 감소되고 세계전체의 자본수입의 비중립성은 당초 0.2%에서 0.0125%  $[(0.15\% + 0.1\%)/2]$ 로 감소된다. 이러한 수치상의 변화를 토대로 미국에서 취한 원천징수 세율인하 정책은 전 세계의 조세중립성 개선에 기여하였다는 결론을 내릴 수 있다.

## (2) 理論的 틀(Theoretical Framework)

앞에서 소개한 사례에서 본 바와 같이 투자대안별로 비교되는 투자수익율은 세전투자수익율이 전 세계적으로 동일하다는 전제하에서 구한 세후투자수익율이 될 수 있다. 한편 1991년 OECD의 선행연구에서와 같이 세후투자수익율이 전 세계적으로 동일하다는 전제하에서 투자대안별 「필요 세전투자수익율 (required pre-tax rate of returns)」을 구하여 이들을 서로 비교하는 것도 하나의 방법이다. King과 Fullerton의 연구에 따르면 전자의 접근방법을 「고정된

세전투자수익을 접근방법(fixed-p approach)」라고 칭하고 후자의 접근방법은 「고정된 세후투자수익을 접근방법(fixed-s approach)」라고 칭한다<sup>12)</sup>.

전자의 접근방법은 서로 다른 투자대안들 간에 차익거래이익(arbitrage)이 존재한다면 자본의 이동이 발생해 결국은 세계의 모든 투자대안은 동일한 세전투자수익율을 갖게 될 것이라는 가정에 기초한다. 이와 같은 가정하에서 King과 Fullerton이 제시한 방법에 따라 세후투자수익률을 구한다. 한편, 후자의 접근방법은 서로 다른 투자대안들 간에 차익거래이익이 존재한다면 세계의 모든 투자대안은 동일한 세후 투자수익율을 갖게 될 것이라는 가정에 기초한다. 이와 같은 가정하에서 역시 King과 Fullerton이 제시한 방법에 따라 필요 세전투자수익율을 구하는 것이다. 이에 대한 이론적 논의는 <부록1>을 참조하기 바란다.

### (3) 租稅 非中立性 測定の 意味

그런데 「고정된 세전투자수익을 접근방법(fixed-p approach)」에 따르면, 만일 세계의 자본시장이 균형상태라면 자본의 한계 생산성이 모든 국가에서 동일함을 의미하므로 각 국가의 효율적인 국제투자량의 결정은 이미 이루어진 상태라고 할 수 있다. 그러나 이러한 조건이 어느 특정시점에서 어느 국가(또는 세계전체)의 자본수출의 중립성이 달성됨을 반드시 담보하는 것은 아니다. 왜냐하면 현실적으로 보면 세율과 조세제도는 시장 메카니즘에 의해 시장참여자의 경제적 복지가 극대화되는 수준이나 방향으로 결정되는 것이 아니고 세수극대화 또는 기타 조세정책목표의 달성하는 방향으로 「정부」에 의해 결정되는 것이기 때문에 실제로는 거주자의 내국투자시의 유효세부담과 해외투자시의 유효세부담이 동일하지 않는 경우가 많고 따라서 자본수출의 중립성이 확보되지 않는 경우가 흔하기 때문이다. 이와 같이 국제적으로 세전투자수익율이 동일함에도 불구하고 어느 국가의 자본수출의 중립성이 달성되지 않은 상

12) King, M.A. and D.Fullerton, *Taxation of Income from Capital: a Comparative study of the United states, United Kingdom, Sweden and West Germany*, 1984, Chicago University Press, pp11~15.

태란 사실상 국제적인 자본이동을 통하여 차익거래이익(arbitrage)을 실현시킬 수 있는 상태이므로 세계경제의 자본 배분이 비효율적인 상태에 있음을 의미한다. 그러나 현실적으로 이 상태에서 대규모의 자본이동이 발생하지 않는 이유는 국제자본시장이 실제로 완전경쟁시장 상태에 놓여있지 않기 때문이다(예를 들어, 시장정보의 유통에 제약이 있거나 거래비용이 크다는 것 등). 아무튼 자본수출의 비중립성은 현실적으로 종종 발생하며 그 크기는 거주자의 국내투자자와 해외투자자 발생하는 세후투자수익율의 차이로 나타난다고 보아 이를 측정하는 것은 정책적인 측면에서 의미가 있다고 하겠다.

한편 「고정된 세전투자수익율 접근방법(fixed-p approach)」하에서는 비록 세계의 자본시장의 균형조건이 충족되어 각 국가의 효율적인 국제투자량의 결정이 이루어졌다고 하더라도 각국마다 세후저축이자율이 서로 상이할 수 있으므로 결과적으로 각 국가의 효율적인 저축량 결정이 항상 이루어지는 것은 아니다. 다시 말해 이론적 측면에서 살펴본다 해도 「고정된 세전투자수익율 접근방법」하에서는 자본수입의 중립성이 반드시 달성되는 것은 아니라는 것이며 그 비중립성이 클수록 자본조달 측면의 효율성은 저하된다고 하겠다. 더구나, 현실적으로 각국은 자국의 조세정책상의 이유로 인위적으로 거주자에 의한 투자와 비거주자에 의한 투자의 한계유효세율상의 차이를 두는 경우가 많아 결과적으로 각각의 세후투자수익율이 서로 다른 경우가 많으므로 자본수입의 비중립성은 종종 발생한다. 따라서 양자의 차이를 자본수입의 비중립성의 크기로 정의하고 이를 측정하는 것은 이론적 측면에서 뿐만 아니라 정책적인 측면에서도 의미가 있다고 하겠다.

이제 「고정된 세후투자수익율 접근방법 (fixed-s approach)」하에서 자본수입 및 자본수출의 비중립성의 의미를 살펴보자. 「고정된 세후투자수익율 접근방법(fixed-s approach)」하에서는 만일 세계의 자본시장이 균형상태라면 현재 소비와 미래 소비간 한계 대체율이 모든 국가에서의 동일한 수준에 이를 것이고 따라서 이론적으로는 경제적 효율성이 극대화 되는 각국의 적정 저축량이 이미 결정된 상태라고 할 수 있다.

그러나 이러한 조건이 어느 특정시점에서 어느 국가(또는 세계전체)의 자본

수입의 중립성이 달성됨을 반드시 담보하는 것은 아니다. 그 이유는 앞서 언급하였듯이 세율과 조세제도는 시장메카니즘에 의해 결정되는 것이 아니고 해당국가의 「정부」에 의해 독자적으로 결정되는 것이기 때문이다. 따라서 자본수입의 비중립성은 현실적으로 종종 발생하며 그 크기는 자국의 투자자산에 투자하는 거주자의 세전투자수익율과 비거주자의 세전투자수익율의 차이로 볼 수 있다. 또한, 자본수입의 비중립성이 클수록 자본조달의 비효율성이 증대된다고 하겠다.

한편 「고정된 세후투자수익율 접근방법」하에서는 세계의 자본시장의 균형조건이 충족되어 각 국가의 효율적인 저축량의 결정이 이루어졌다고 하더라도 각국마다 세전투자수익율이 서로 상이할 수 있으므로 결과적으로 각 국가의 효율적인 투자량 결정이 항상 이루어지는 것은 아니다. 이는 이론적으로 관점에서 살펴본다 해도 「고정된 세후투자수익율 접근방법」하에서는 반드시 자본수출의 중립성이 확보되는 것은 아님을 의미하고 아울러 자본수출의 비중립성이 클수록 투자의 비효율성이 커진다고 할 수 있을 것이다. 더구나 현실적으로 각국은 자국의 조세정책상 이유로 인위적으로 거주자의 국내투자과 국외투자에 대해 한계유효세율상의 차이를 두는 경우가 많아 자본수출의 비중립성이 종종 발생하므로 그 크기를 측정하는 작업은 이론적 측면에서나 정책적 측면에서나 의미가 있다고 하겠다.

#### IV. 投資收益率 計算을 위한 모델 構成

##### 1. 모델구성의 意義와 基礎概念<sup>13)</sup>

13) 이 절(節)에서 논의하는 내용은 대체로 King-Fullerton의 1984년 저서 *Taxation of Income from Capital : a Comparative Study of the United States, United Kingdom, Sweden, West Germany*의 제1장에서 소개하는 개념과 정의에 기초를 두었다.

한계유효세율은 어느 한 투자대안에 대한 실질 세전투자수익에서 자본을 조달하는 자본공급자의 실질 세후투자수익율을 차감한 것(즉, 세금으로 인한 투자수익률의 차이 발생분)을 다시 실질 세전투자수익율로 나눈 것을 의미한다.

$$\text{즉, 한계유효세율(METR)} = \frac{p-s}{p} \quad (1)$$

일반적으로 실질이자율( $\gamma$ )과 명목이자율( $i$ )의 관계는 다음과 같이 표현된다<sup>14)</sup>.

$$i=(1+v)(1+\pi)-1(\text{단, } v:\text{실질이자율, } \pi:\text{물가상승률}) \quad (2)$$

한편, 자본비용(cost of capital)이란, 고려되고 있는 투자대안에 대한 자본공급자가 자본공급을 위해 시장이자율로 자금을 융통한다고 할 때 동 이자율과 동일한 세후투자수익을 제공하기 위해 당해 투자대안이 창출해야 하는 필요최소한의 세전투자수익율을 가리키며 통상 다음과 같은 관계식으로 표현한다.

$$p=C(v) \quad (3)$$

세전투자수익율과 이자율과의 관계를 나타내는 이 자본비용 함수는 「고정된 세전투자수익율 접근방법(fixed-p approach)」에 의하면 세전투자수익율이 일정 수준으로 고정되어 있는 상황에서 자본수요자가 투자대안으로부터 수취한 세후투자수익율 수준을 고려할 때 자본공급자에게 지불할 수 있는 최대이자율을 의미한다고 볼 수 있다. 이러한 최대이자율은 세계저축의 효율적 배분(the allocation of the world saving)이 이루어지지 않은 상황에서는 그 수준이 국가마다 다를 수 있다.

14) 명목이자율( $i$ )은 간단히  $(r+\pi)$ 로 표현하기도 한다. 왜냐하면  $\gamma \cdot \pi$ 는 대체로 너무 작아 0(zero)에 근접하기 때문이다.

그런데 자본공급자가 자금을 조달할 때 스스로에게 적용하는 내부수익률은 본인의 기회비용(즉, 당해 투자대안에 투자함으로써 상실한 다른 투자대안 중 최대치)인 실질 세후투자수익율일 것이므로 관계식(3)을 응용하여 그 관계를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$p=C(s) \quad (3)'$$

그리고 이러한 내부수익율에 대한 명목가치(즉, 명목투자할인율)  $\rho$ 는 (2)의 관계식을 응용하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\rho=(1+s)(1+\pi)-1 \quad (2)'$$

1994년의 OECD 연구는 일반적으로 포트폴리오 투자의 경우에 한계유효세율을 구하기 위해서는 고정된 세전투자수익율 접근방법이 고정된 세후투자수익율 접근방법 보다 더 나은 접근방법이라고 입장을 취하고 있는데 그 이유는 금융거래 현실이 후자보다는 전자에 좀더 부합하기 때문이라고 한다. 즉, 어느 투자가의 특정 투자대안에 대한 유효세부담이 어떠한 자유로운 자본이동은 모든 투자대안의 세후투자수익율을 동일하게 만든다고 보는 후자의 접근방법은 투자가가 개별투자대안에 대한 특별한 選好는 없고 단지 기대수익율과 투자위험에 대해서만 관심을 갖고 있는 경우에만 타당성이 있다는 것이다.

다시 말해 투자가가 어느 특정 투자자산이 지닌 유동성(liquidity)의 차이 등의 고유한 성격에 대해 뚜렷한 선호를 가지고 있는 경우라면 세부담의 차이로 인해 투자선택이 달라지는 만큼 해당 투자자에게는 후생손실(welfare loss)이 발생하게 된다는 것이다.

그러므로 '자본이동의 자유화 및 경제의 균형조건은 금융시장에 존재하는 투자자산에 대한 세전투자수익율을 동일하게 한다'고 가정하는 「고정된 세전투자수익율 접근방법」이 투자자산 또는 투자매개체의 성격이 뚜렷이 구분되는 여러 투자대안들을 고려하는 경우에는 보다 합리적이라는 것이다<sup>15)</sup>. 본 연구

는 이와 같은 주장이 합리성이 있다고 보고 이러한 基調에서 「조정된 세전투자수익을 접근방법」을 채택하였다.

그런데 여기서 유념할 점은, 1994년 OECD 연구에서와 같이 「조정된 세전투자수익을 접근방법」을 취하는 경우 대다수의 기존 연구에서는 각 투자대안에 내재하는 위험(risk)을 무시한 채 세전투자수익율이 투자대안간에 차이가 없이 동일하다고 보는 반면에, 본 연구에서는 「위험보상치(risk-premium)에 의해 조정된 세전투자 수익율」이 모든 투자대안 간에 동일하다는 가정에 기초를 두고 모델을 세우고 있다는 것이다. 이를 수식으로 표현하면,

$$p^a = p_1^a = p_2^a \quad p_1^a = p_1 / (1 + \gamma s_1) \quad p_2^a = p_2 / (1 + \gamma s_2)$$

$p_i^a$  : 제 i 자산의 「위험보상치에 의해 조정된 세전투자수익율」

$P_i$  : 제 i 자산의 (위험보상치에 의해 조정되기 전의) 세전투자수익율

$\gamma s_i$  : 제 i 자산의 위험보상치(i = 1 또는 2)

## 2. 모델의 主要 構成要素 및 假定<sup>16)</sup>

### 가. 主要 構成要素

투자자가 어느 특정자산에 추가적으로 \$1을 투자할 것을 고려하고 있는 상황에서, 모든 현금흐름은 매 투자기간 종료일 현재에 발생하는 것으로 가정하면 이 투자의사 결정에 따른 기대현재가치 (Expected Present Value)는,

15) OECD(1994) 전게서 pp90~91.

16) 여기에서 사용할 모델은 1994년의 OECD의 연구(Taxation and Household Saving)에서 사용한 모델을 국제투자예 주안점을 두어 확장한 형태라 할 수 있다. 따라서, 모델의 주요 구성요소와 가정도 기본적으로 1994년 OECD 연구를 채택하고 필요한 부분을 일부 변형하여 사용하고 있다. 관련된 내용은 OECD 전게서 pp259~276 참조.

$$V = -1 + \sum_{u=0}^{\infty} \frac{R_u - T_u}{(1+\rho)^u} \quad (4)$$

여기서  $R_u$ 는 투자기간이 종료되는 연도( $u$ )에 예상되는 총 현금흐름을,  $T_u$ 는 투자기간이 종료되는 연도( $u$ )에 예상되는 조세지급액 흐름을,  $\rho$ 는 명목 세후투자수익률로서 할인율을 가리킨다.

상기 투자가 한계적인(marginal) 투자라면, 최적 투자는 위의  $V$ 의 값이 0이 되는 경우에 이루어 질 것이므로 다음식이 성립할 것이다.

$$\sum_{u=0}^{\infty} \frac{R_u - T_u}{(1+\rho)^u} = 1 \quad (5)$$

그런데 매년 투자자산은 각 기초 자산가치에서 일정한 세전투자수익율 만큼을 벌어들이는 데, 이 경우의 수익은 소득과 자산가치의 변동의 조합으로 표현될 수 있다. 즉,

$$p = \frac{y_u + g_u - \pi}{1 + \pi} \quad (6)$$

여기서  $y_u$ 는 현재 보유자산의 일정 비율로 표현되는 현금소득을,  $g_u$ 는  $u$ 기간 동안의 투자자산의 명목성장율을 가리킨다. 소득과 자본이득의 수준은 자산보유기간에 따라 달라진다. 예를 들면, 최초의 \$1의 가치는 4년말에는  $\$(1+g)^4$ 의 가치가 있다고 할 수 있는데, 이 경우 보유하고 있는 자산의 가치는  $g(1+g)^3$  만큼 증대하고 지급받는 현금소득은  $y(1+g)^3$ 이 된다.

앞의 節에서 「위험보상치로 조정된 세전투자수익율(the pre-tax rate of return adjusted by the risk-premium( $p^a$ ))」이 모든 투자대안에서 동일하다고 가정했으므로(즉,  $p^a = p_1/(1+rs_1) = p_2/(1+rs_2)$ ), 관계식 (6)은 다음과 같이 기술할 수 있다.

$$p = p^a(1 + rs) = \frac{y_u + g_u - \pi}{1 + \pi} \quad (6)'$$

여기서  $rs$ 는 위험보상치를 나타낸다. 이 연구에서는 국공채의 경우 위험보상치는 0, 주식의 경우 위험보상치는 0.5로 가정한다.

자산 보유기간은 확정되어 있지 않지만, 각 보유기간은 일정한 확률분포를 가진다고 가정된다. 즉, 어느 특정연도( $n$ ) 말에 자산이 판매될 확률은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P(n) = a(1 - a)^{n-1} \quad (7)$$

여기서  $a$ 는 자산회전율(turnover rate for the asset) 또는 자산 매각율을 가리킨다고 할 수 있다.

만일 어느 투자가가 특정 자산을  $n$ 년 동안 보유하다가  $n$ 년도 말에 매각하였다면, 그는 보유기간 동안 매년 현금 수입이 있었을 것이고 자산 매각시점에서 자산보유가치를 현금화 했을 것이며 한편으로는 보유 및 매각과정에서 발생하는 세금을 납부했을 것이므로, 이 경우의 순 현재가치는 다음과 같다.

$$V_n = \sum_{u=1}^n \frac{y(1+g)^{u-1}}{(1+\rho)^u} + \left[ \frac{1+g}{1+\rho} \right]^n - 1 - T_n \quad (8)$$

여기서  $T_n$ 은 납부해야 하는 모든 개인소득세 및 법인소득세의 기대현재가치이다. 최적투자시의 할인율을 구하기 위해 위  $V_n$ 을 0으로 놓으면

$$V = \sum_{n=1}^{\infty} a(1-a)^{n-1} \left[ \sum_{u=1}^n \frac{y(1+g)^{u-1}}{(1+\rho)^u} + \left( \frac{1+g}{1+\rho} \right)^n - 1 - T_n \right] = 0 \quad (9)$$

가 성립한다.

위 식에서 이제  $T_n$ (납부해야 하는 모든 개인소득세 및 법인소득세의 기대 현재가치)에 대해 살펴보자. 여기서 고려해야 할 소득세는 그 유형에 따라 크게 다음의 세가지 형태로 분류할 수가 있다.

1) 현금소득에 대한 소득세: 보유자산에 대해 매년도( $u$ ) 마다 지급받는 소득에 대해  $t_y$ 의 세율로 과세가 이루어진다고 할 때 소득세는  $t_y y(1+g)^{u-1}$ 이 된다.

2) 자본의 양도차익에 대한 소득세: 자산이  $n$ 년도에 매각된다고 할 때 보유자산의 양도차익에 대한 소득세는  $t_g((1+g)^n - (1+d\pi)^n)$ 이 된다. 여기서  $t_g$ 는 양도차익에 대해 부과되는 법정세율을 가리키고,  $d\pi$ 는 과세표준이 물가에 연동되는 경우에는 1 그렇지 않은 경우에는 0이 된다.

3) 저축에 대한 소득공제: 저축액 또는 포트폴리오 투자액 만큼 과세소득에서의 차감을 허용하는 경우 그 공제율은  $-t_c$ 이 된다. 여기서  $t_c$ 는 법정 공제율을 가리킨다.

관계식 (9)에서  $T_n$ 을 위에서 유형별로 세분한 조세로 대치하면 다음의 관계식으로 변환된다.

$$V = -(1+t_c) + \sum_{n=1}^{\infty} a(1-a)^{n-1} \left\{ \sum_{u=1}^n \frac{y(1-t_y)(1+g)^{u-1}}{(1+\rho)^u} + \left(\frac{1+g}{1+\rho}\right)^n - \frac{t_g \{(1+g)^n - (1+d\pi)^n\}}{(1+\rho)^n} \right\} \quad (10)$$

관계식 (10)에서  $V=0$ 로 놓고 이를 할인율( $\rho$ )에 대해서 풀면

$$\rho = y(1-t_y) + g - z_g(g-d\pi) + t_c(\rho - g + a(1+g)) \quad (11)$$

여기서  $z_g = \frac{t_g a(1+\rho)}{\rho + a - d\pi(1-a)}$  (단,  $t_g$ 의 값은 자산 보유기간 동안 변화하지

않는다고 가정한다). 이 식에서  $z_g$ 는 실제로 발생하는 양도소득에 대한 유효세율이라 할 수 있다<sup>17)</sup>.

---

17)  $z_g$ (실제로 발생하는 양도소득에 대한 유효세율)에 대한 자세한 논의는 King-Fullerton의 전계서(1984)의 p23 참조.

## 나. 모델의 主要 假定

### (1) 投資資產

앞의 項에서 이미 설명하였듯이 투자자산은 매년 일정한 세전 실질투자 수익률( $p$ )을 창출하되 그 수익의 내용은 현금수입 또는 자산가치의 증가로 나타난다. OECD 연구(1994)에서는 투자대상자산을 국공채와 주식외에도 「은행예금」, 「연금」 및 「소유자가 거주하는 주택구입(owner-occupied housing)」으로 가정하고 있으나 본 연구에서는 투자대상자산은 국공채와 주식으로 한정하되 OECD 연구(1994)의 경우처럼 국공채는 ①단기할인 발행채권(short-term bonds issued at a deep discount) ②장기할인 발행채권(long-term bonds issued at a deep discount) 그리고 ③단기액면발행 채권(short-term bonds issued at par)으로 구분하기로 한다.

또한, 국공채에 투자하는 투자가는 장기채권에 50% 단기채권에 50%를 투자하여 단기채권중 절반을 할인발행채권에 그리고 나머지 절반으로 액면발행채권에 투자한다고 가정한다.

이와 같이 투자대상자산을 국공채와 주식투자에 한정된 것은 본 연구의 주 연구대상이 국경을 넘나드는 국제적 투자에 있으므로 현실적으로 국제적 투자자에게는 투자자격이 제한되거나 투자할 유인을 갖추지 못한 나머지 투자대안들을 투자대상에서 배제했기 때문이다.

### (2) 資本調達

개인에 의한 직접적인 포트폴리오투자시 자금차입을 통한 자본조달은 없고 오직 개인이 보유하는 자금을 직접 활용하는 자본조달만을 상정한다. 따라서 이 모델에서 사용될 할인율로서 시장이자율( $\gamma$ )은 적절하지 않고, 어느 특정 투자자산에 자본조달을 함으로써 상실하게 되는 기회비용 즉, 다른 투자대안(자산)에 투자함으로써 얻을 수 있는 최대의 수익률( $\rho$ )을 할인율로 택해야 한다.

### (3) 물가상승율(Inflation Rate)과 換率(Foreign Exchange Rate)

변동환율제도하에서, 명목 세후투자수익율은 투자관련 국가의 조세정책의 변화뿐 아니라 환율의 변동에 의해서도 영향을 받게 되므로 조세정책이 국제투자의 중립성에 미치는 영향만을 제대로 파악하기 어렵다. 이러한 문제를 해결하기 이들 국가에 대해서는 고정된 환율이 적용된다고 가정한다. 또한 각국의 서로 다른 물가상승율이 조세의 중립성 측정에 주는 영향을 제거시키기 위해 투자관련 국가들의 물가상승율(즉, 인플레이션)의 평균치를 구해 동 평균물가상승율이 이들 국가에 동일하게 적용된다고 가정한다. 1994년 OECD 연구도 이와 같은 가정에 기초를 두고 있다.

### (4) 국제적으로 지급하는 이자에 대한 원천징수문제

1980년대 중반이후 OECD의 주요선진국들은 대부분 비거주자에 대한 이자지급시 원천징수하는 제도를 국내세법을 통해 일방적으로 또는 조세조약을 통해 쌍무적으로 폐기하였는 바, 문제는 원천지국에서 이러한 소득정보를 거주지국에 통보를 하지 않는 경우가 많아 결과적으로 국제투자자가 국외원천소득으로서 이자소득을 얻게 되면 이는 소득원천지국과 투자자의 거주지국에서 전부 비과세 되는 경우가 종종 발생한다<sup>18)</sup>.

### (5) 기타 주요가정들

모델의 단순화를 위해 다음과 같은 사항들이 가정된다.

첫째, 투자자는 투자 전에도 실질 세전 투자수익율의 크기 및 보유기간에 대한 확률분포를 정확히 인지하고 있다.

둘째, 조세제도가 투자기간 동안 변경되지 아니한다.

셋째, 투자자는 위험회피자이고 위험보상치의 수준( $r_S$ )에 대해서는 이미 알고 있으며 이 수준은 투자기간 동안 일정하다.

---

18) 이에 대한 상세한 배경과 국제적 과세노력에 대해서는 拙稿, 「국제금융시장의 구조적 변화에 따른 국제조세정책의 합리적 운용방안」, 월간조세, 2003.10월, pp64-67 참조.

넷째, 기본적으로 투자수익율은 1년을 단위로 하여 발생·실현·인식되고, 따라서 투자가 이루어진 시점으로부터 1년이 지나면 세후투자수익율을 구할 수 있다.

다섯째, 국외에 원천을 둔 소액주주의 주식양도소득은 원천지국에서는 과세되지 않고 거주지국에서만 과세된다<sup>19)</sup>.

#### (6) 모델의 상수값(parameter)에 대한 가정

본 연구의 모델에서 사용되는 대다수의 수치는 1994년 OECD 연구모델에서 사용되던 수치를 거의 대부분 원용하여 사용할 것이다. 왜냐하면 본 연구의 모델은 OECD 모델의 擴張的 성격이 있기 때문에 기초적 사항에 대해서는 가급적 OECD 모델과 동질성을 유지하는 것이 나중에 양 모델간의 비교 가능성을 높인다는 측면에서 바람직하기 때문이다.

가정이 필요한 모델의 주요수치는 다음과 같다. 우선 할인발행채권의 경우 동 채권의 명목 수익률은 80%의 이자와 20%의 채권양도소득으로 구성된다고 가정하고, 채권매각율(a)은 20%라고 가정한다. 액면발행채권의 경우는 1년 만에 처분하는 것을 전제로 하므로 명목수익율은 모두 이자소득으로만 구성되고 따라서 채권매각율(a)은 100%에 달한다고 가정한다. 주식의 경우 동 주식의 명목수익률은 33.3%의 배당과 66.7%의 주식양도차익으로 구성되고 주식매각율(a)은 15%에 달한다고 가정한다.

---

19) 이는 OECD 모델조세조약 뿐만 아니라 UN 모델조세조약에서도 인정되고 있는 원칙이므로 조세조약이 적용되는 국제거래에 관한 한 동 원칙이 대부분 적용된다고 할 수 있다

## V. 우리나라와 G7國家의 投資割引率 產出모델

### 1. 우리나라와 G7國家의 모델 構築의 意義

엄밀한 의미에서 전 세계의 조세 비중립성의 크기를 구하기 위해서는 세계의 모든 국가에 대하여 각국의 조세제도를 반영한 투자할인율 모델들을 각각 구축한 후, 이를 활용하여 주식 및 채권 투자에 있어서의 국가간 상호 투자할인율을 산출해야 할 것이다. 그러나 이와 같은 작업은 너무나 많은 비용이 소요되어 연구의 경제성을 상실하는 경우가 많을 것이다. 따라서 본 연구에서는 그 대안으로서 2000년 말 현재의 우리나라와 G7 국가의 각각의 투자할인율을 산출할 수 있는 식을 도출하고 실제로 각국 거주자별·투자대안별 투자할인율을 구해 보았다. 이와 같은 작업을 통해 우리나라와 G7국가의 조세 비중립성의 상대적인 크기를 알아보려고 한 것인데, 이러한 작업이 의미를 갖는 것은 비록 연구대상 국가의 수는 8개국에 한정되지만 우리나라와 G7국가의 조세 비중립성의 상대적 크기가 세계전체의 조세 비중립성의 상대적 크기를 논함에 있어 하나의 대표치로서 활용할 수도 있다고 보았기 때문이다.

실제로 캐나다, 프랑스, 독일, 이태리, 일본, 영국, 미국으로 구성되는 G7 국가의 경제 실적은 그 규모에 있어 세계전체의 실적의 상당부분을 차지하고 있다. 구체적인 예를 들면, 2001년 OECD 국가 전체의 GDP의 80.5%가 이들 G7 국가의 GDP이고<sup>20)</sup>, G7국가의 기관투자자가 보유한 금융자산의 가치는 1997년의 OECD 총국가의 금융자산의 88%에 달하고 있으며<sup>21)</sup>, 1994년말 현재 전 세계의 투자펀드중 그 수효기준으로는 65.75%가 그리고 금액기준으로는 83.25%가 G7국가의 펀드이다<sup>22)</sup>. 요컨대 이와 같은 통계치는 세계의 부(富)의 상당부분이 G7국가에 편중되어 있음을 의미하는 것이고 따라서 G7국가의 조세비중립

20) OECD의 주요경제지표(2002.3월 발표)에 따르면 2001년 중 OECD 전체국가의 GDP는 27조9318억불 인데 같은 기간 중 G7국가가 창출한 GDP는 22조4911억불이다.

21) Table S.1.(Financial Assets of Institutional Investors), Institutional Investors (Statistical Yearbook), OECD, 2000 참조.

22) Investment Funds, IBFD, *Statistics and Trends*, 2000.

성의 크기를 측정하게 되면 이는 전 세계의 조세비중립성의 크기와 크게 다를 바가 없다고 판단할 정도의 대표성이 있다는 것이다.

## 2. 한국과 G7국가의 모델

제IV장에서 언급하였듯이 본 연구에서는 1994년 OECD 연구에서와 같이 기본적으로 「고정된 세전투자수익율 접근방법」을 취한다. 다만, 본 연구와 OECD 연구와의 차이를 지적한다면 OECD 연구는 투자자산(또는 투자대안)간의 위험의 차이를 고려하지 않고 세전투자수익율을 일괄적으로 동일하다고 가정한 반면, 본 연구에서는 「위험보상치로 조정된 세전투자수익율이 투자자산 또는 투자대안간에 동일한 수준을 유지한다」라는 가정하에 위험보상치로 조정하기 前의 세전투자수익율을 투자대안별로 다를 수 있도록 모델의 조건을 완화하였다. 본 연구에서는 위험보상치로 조정된 세전투자수익율을 5%로 가정하였다.

또한 제IV장에서 논의하였듯이 투자의 순현재가치와 할인율을 구하는 과정에서는 현금수입액이나 보유자산의 가치가 명목가치로 표현되고 따라서 할인율도 명목가치로 산출되도록 하고 있으므로 물가상승률(또는 인플레이션)에 대한 가정이 모델에서 중요한 의미를 갖는다. 여기에서는 2000년 말 현재 우리나라와 G7 국가에서 공통적으로 적용할 물가상승율로서 2.4%를 가정한다<sup>23)</sup>. 아래의 모델에 대입할 각국의 세율 및 배당합산율에 대해서는 <부록 2>를 참고하기 바란다.

### 가. 國內投資

#### (1) 國公債에 대한 投資

(가) 단기할인 발행채권(Short-term bonds at a deep discount)

□ 총 명목수익율

$$y=0.8(p(1+\pi)+\pi)=0.8(0.05(1+0.024)+0.024)=0.06016$$

23) 2001.4.24 유럽개발은행의 연차총회에서 영국의 財務相(Gordon Brown)은 그의 연설문에서 2001년 초기의 G7의 인플레이션을 2.4%라고 밝히고 있다.

$$g=0.2(p(1+\pi)+\pi)=0.2(0.05(1+0.024)+0.024)=0.01504$$

할인율 :  $\rho = y(1-ty) + g - tg(g-d\pi) + tc(\rho+1)$

(나) 장기할인 발행채권(Long-term bonds at a deep discount)

총 명목수익율:

$$y=0.8(p(1+\pi)+\pi)=0.06016, \quad g=0.2(p(1+\pi)+\pi)=0.01504$$

할인율 :  $\rho = y(1-ty) + g - Zg(g-d\pi) + tc(\rho-g+a(1+g))$

$$\text{여기서 } Z_g = \frac{t_g a(1+\rho)}{\rho + a - d\pi(1-a)}, \quad a=0.2$$

(다) 단기액면 발행채권

총 명목수익율 :  $y = p(1+\pi) + \pi = 0.05(1+0.024) + 0.024 = 0.0752$

할인율 :  $\rho = y(1-ty) + tc(\rho+1)$

## (2) 주식에 대한 투자

총 명목수익율

주식에 대한 위험 보상치가 0.5로 가정되었으므로, 주식의 세전 투자 수익율은 0.075 [=p×(1+r<sub>s</sub>)=0.05×1.5]가 된다. 따라서

$$y=0.333p(1+\pi)=0.025574 \quad g=p(1+\pi)+\pi-y=0.075226$$

할인율 :  $\rho = y\theta(1-ty) + g - Zg(g-d\pi) + tc(\rho-g+a(1+g))$

$$Z_g = \frac{t_g a(1+\rho)}{\rho + a - d\pi(1-a)} \quad \text{여기서 매각율 (a)=0.15,}$$

$\theta$ 는 배당세액 합산율(imputation credit rate)을 가리킨다<sup>24)</sup>.

### 나. 海外投資

개인투자자의 해외투자시 국내투자자와 비교하여 고려해야 할 사항은 외국에서 납부한 세금에 대하여는 국내에서 외국납부세액공제 또는 국외원천소득면제가 허용되어 이러한 특성을 반영한 산식으로 할인율을 구해야 한다.

24) 여기서 배당세액 합산율( $\theta$ )=1+(배당세액 공제액/순배당액)이다.

## (1) 國公債에 대한 投資

本稿 IV-2-나-(4)(국제적으로 지급하는 이자에 대한 원천징수문제)에서 지적하였듯이 현재 G7국가는 모두 비거주자가 자국에 국공채에 투자하여 발생한 이자소득에 대해서는 원천징수를 면제하고 있으며, 이에 대한 소득자료도 비거주자의 거주지국에 실효성 있게 통보해주지는 않고 있는 실정이다<sup>25)</sup>.

## (가) 단기할인 발행채권

총 명목수익율: 국내투자의 경우와 동일하다.

할인율

거주자가 외국에서 채권이자소득이 발생해도 원천징수가 되지 않고 따라서 이에 대해서는 외국납부세액공제를 고려할 필요가 없다. 다만, 정보교환이 유효하게 되지 않으면 거주지국에서 과세누락이 발생할 수 있으므로

$$\rho = y \{ \delta(1 - ty) + (1 - \delta) \} + g - tg(g - d\pi) + tc(\rho + 1)$$

여기서, 정보교환비율( $\delta$ )<sup>26)</sup>은 잠정적으로 0.5로 가정된다.

25) 우리나라의 경우는 '외화표시채권'에 대해서만 원천징수를 면제하고 있어 G7 국가들처럼 자국화표시 채권이자에 대해서도 폭넓게 원천징수면제를 허용하지는 않는다. 그러나 원화표시 국공채는 현재까지 국가신용도 등의 이유로 외국인투자자의 주요투자대상이 되지 못하였고 주로 외화표시채권인 외국환평형기금채권(외평채)가 외국인 투자자의 주요투자대상이 되어 왔으므로 여기서는 외평채를 위주로 할인율 산출모형을 구축하는 것이 타당할 것으로 보인다. 외국투자자에게 외평채를 통해 이자소득이 발생했을 경우 동 소득정보를 외국의 과세당국에 자동으로 통보하는 제도를 우리나라는 두고 있지 않으므로 동 소득에 대한 상대 거주지국 과세도 실효성이 적을 것으로 추정된다.

26) 탈세에 대한 전통적인 모형에 따르면, 탈세정도는 적발되었을 경우의 처벌수준까지를 감안하여 불확실성 하에서 기대효용을 최적화 하여 결정되는 것으로 보는 것이 일반적이다. 따라서 엄밀히 말한다면 실제로 과세정보가 교환되는 비율이 10% 정도 일지라도, 단지 10% 부분에 대해서만 과세가 되는 것은 아니다. 그러나 국제조세에 있어 국가간 과세정보교환의 수준이 조세중립성에 미치는 효과가 중요한 이슈가 되고 있고 本稿에서는 그 효과를 살펴보고자 하는 것이 주된 목표중의 하나이므로 여기서는 일단 정보교환이 된 사건에 대하여는 과세가 적정히 이루어진다고 가정한다. 사실 本稿에서는 제도적으로 정보교환이 100% 이루어진다고 보는 배당에 대한

(나) 장기할인 발행채권(Long-term bonds at a deep discount)

총 명목수익율 : 국내투자의 경우와 동일하다.

할인율 :  $\rho = y\{\delta(1 - ty) + (1 - \delta)\} + g - Z_g(g - d\pi) + tc(\rho - g + a(H_g))$

여기서  $Z_g = \frac{t_g a(1 + \rho)}{\rho + a - d\pi(1 - a)}$  여기서  $a = 0.2$

여기에 적용되는 소득세율, 공제율등은 국내투자의 경우와 동일하다.

(다) 단기액면 발행채권

총 명목수익율: 국내투자의 경우와 동일하다.

할인율 :  $\rho = \{\delta(1 - ty) + (1 - \delta)\}$

(2) 주식에 대한 투자 : 총 명목수익율 및 할인율이 국내투자의 경우와 동일하다.

## VI. 國際的 租稅 非中立性 測定結果

### 1. 租稅 非中立性 測定結果 및 分析

제V장에서 작업했던 바와 같이 각국의 투자할인율 산출모델을 세우고 이에 따라 전 세계적으로 일정한(5%) 세전투자수익율을 가정했을 때의 각 투자자산별·거주자별 세후투자수익율을 산출한 결과가 위 <표 VI-1>에 정리되어 있다.

---

과세와 기타 국내원천소득에 대한 과세에 있어서는 과세누락이 없다고 암묵적으로 가정하고 있으므로 국제적 이자소득에 대해서도 정보교환이 이루어진 자료에 대해서는 모두 적정히 과세가 이루어진다는 가정이 큰 무리가 있는 것은 아닐 것이다.

&lt;표 VI-1&gt; 投資資産別・居住者別 稅後投資收益率

(%)

| 국가<br>투자자 |              | 캐나다            | 프랑스            | 독 일            | 이태리            | 일 본            | 영 국            | 미 국            | 한 국            |
|-----------|--------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
|           |              | 캐나다            | 국공채<br>3.135   | 3.129<br>2.880 | 3.129<br>2.880 | 3.129<br>2.880 | 3.129<br>2.880 | 3.129<br>2.880 | 3.129<br>2.880 |
| 프랑스       | 국공채<br>3.055 | 2.905<br>3.395 | 3.187<br>3.055 | 2.905<br>3.055 | 2.905<br>3.454 | 2.905<br>3.055 | 2.905<br>3.055 | 2.905<br>3.055 | 2.905<br>3.055 |
| 독 일       | 국공채<br>4.104 | 3.321<br>4.489 | 3.321<br>4.489 | 3.321<br>4.828 | 3.321<br>4.104 | 3.321<br>4.104 | 3.321<br>4.104 | 3.321<br>4.104 | 3.321<br>4.104 |
| 이태리       | 국공채<br>4.153 | 4.220<br>4.785 | 4.220<br>4.785 | 4.220<br>4.153 | 4.220<br>4.376 | 4.220<br>4.153 | 4.220<br>4.153 | 4.220<br>4.153 | 4.220<br>4.153 |
| 일 본       | 국공채<br>3.252 | 3.788<br>3.689 | 3.788<br>3.689 | 3.788<br>3.252 | 3.788<br>3.252 | 3.788<br>3.252 | 3.788<br>3.252 | 3.788<br>3.252 | 3.788<br>3.252 |
| 영 국       | 국공채<br>2.897 | 3.752<br>3.438 | 3.752<br>3.438 | 3.752<br>2.897 | 3.752<br>3.533 | 3.752<br>2.897 | 2.503<br>3.168 | 3.752<br>2.897 | 3.752<br>2.897 |
| 미 국       | 국공채<br>3.540 | 3.275<br>4.006 | 3.275<br>4.006 | 3.275<br>3.540 | 3.275<br>3.540 | 3.275<br>3.540 | 3.275<br>3.540 | 1.833<br>3.540 | 3.275<br>3.540 |
| 한 국       | 국공채<br>3.575 | 3.627<br>4.058 | 3.627<br>4.058 | 3.627<br>3.575 | 3.627<br>3.575 | 3.627<br>3.575 | 3.627<br>3.575 | 3.627<br>3.575 | 3.752<br>4.667 |

예를 들면 독일 투자자가 일본국공채 및 주식에 투자하는 경우의 세후투자수익율은 각각 3.321%, 4.104%라는 것이다. 이와 같은 산출결과를 이용하여 제Ⅲ장에서 제시했던 방법으로 각 국가의 자본수출의 비중립성 및 자본수입의 비중립성의 크기를 계산하면, 다음 <표 VI-2> 및 <표 VI-3>으로 요약할 수 있다.

&lt;표 VI-2&gt; 자본수출의 비중립성

(%)

| 국가<br>투자자산 |       | 캐나다   | 프랑스   | 독일    | 이태리   | 일본    | 영국    | 미국    | 한국    | 세계<br>평균 |
|------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----------|
|            |       | 국공채   | 1.527 | 0.282 | 1.679 | 0.000 | 0.000 | 1.248 | 1.441 | 0.125    |
| 주식         | 0.255 | 0.300 | 0.669 | 0.250 | 0.062 | 0.284 | 0.067 | 1.023 | 0.364 |          |
| 평 균        | 0.891 | 0.291 | 1.174 | 0.125 | 0.031 | 0.766 | 0.754 | 0.574 | 0.576 |          |

먼저 국공채에 투자하는 경우의 각국의 자본수출의 비중립성을 살펴보면 독일이 1.679%로 가장 높고 캐나다(1.527%)와 미국(1.441%)이 대체로 같은 선두 그룹에 속해 있으며 이태리와 일본은 자본수출의 중립성이 실현되고 있음을 알 수 있다. 우리나라는 국공채투자자와 관련하여 자본수출의 중립성이 완전히 달성된 것은 아니나 그 비중립성 정도는 상대적으로 작은 0.125%로 나타나고 있다<sup>27)</sup>.

다음으로 주식에 투자하는 경우의 각국의 자본수출의 비중립성을 살펴보면, 우리나라가 1.023%로 단연 높게 나타나고 독일 0.669%이 그 다음 순위를 보이고 있으며 뒤를 이어 프랑스(0.3%), 영국(0.284%), 캐나다(0.255%), 이태리(0.250%)가 비슷한 수준을 나타내고 있고 일본(0.062%)과 미국(0.067%)의 경우가 비중립성이 가장 작은 것으로 나타났다.

위의 두 가지 투자자산에 대한 자본수출의 비중립성이 각국의 조세비중립성의 크기를 보여주는 대표치라고 가정하는 경우 각국의 자본수출의 비중립성은 위표의 맨 마지막 항목(즉, 평균)에 의해 평가될 수 있을 것이다. 전체적으로 보면 독일의 자본수출의 비중립성의 크기(1.174%)가 세계평균치(0.576%)의 두 배를 상회하는 수준을 보이면서 가장 큰 것으로 나타나고 있고, 우리나라는 평균을 약간 하회하는 정도로 나타나고 있으며 (0.574%), 프랑스(0.291%), 이태리(0.125%)의 자본수출의 비중립성이 비교적 낮고 비교대상 국가 중 일본이 가장 낮은(0.031%) 자본수출의 비중립성을 가지고 있는 것으로 나타났다.

또 한가지의 주목할 것은 캐나다, 독일, 미국, 영국, 우리나라에 있어서는 국공채의 경우와 주식의 경우간의 자본수출의 비중립성이 매우 큰 차이를 보이고 있는 반면 프랑스, 일본, 이태리는 양자 사이에 큰 차이가 없다는 점이다.

---

27) 그러나, 이와 같은 결과는 정보교환비율이 0.5로 가정된 상황에서 도출된 것임을 염두에 둘 필요가 있다. 후술하는 바와 같이  $\delta=0.5$ 일 때 자본수출 및 자본수입의 비중립성이 높았던 캐나다, 독일, 영국과 미국의 경우 정보교환비율( $\delta$ )이 증가함에 따라 그 크기가 점점 줄어들고, 반대로  $\delta=0.5$ 일 때 자본수출 및 자본수입의 비중립성이 상대적으로 낮았던 프랑스와 한국은  $\delta$ 가 증가함에 따라 자본수출 및 자본수입의 비중립성의 크기가 점차 증가함을 알 수 있다. p25 참조.

&lt;표 IV-3&gt; 자본수입의 비중립성

(단위 : %)

| 국가<br>투자자산 | 캐나다   | 프랑스   | 독일    | 이태리   | 일본    | 영국    | 미국    | 한국    | 세계<br>평균 |
|------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----------|
| 국공채        | 1.954 | 0.417 | 1.886 | 0.820 | 0.450 | 0.963 | 1.702 | 0.412 | 1.076    |
| 주식         | 0.467 | 0.659 | 1.492 | 0.899 | 0.470 | 0.455 | 0.470 | 1.255 | 0.771    |
| 평균         | 1.211 | 0.538 | 1.689 | 0.860 | 0.460 | 0.709 | 1.086 | 0.834 | 0.924    |

먼저 국공채에 투자하는 경우의 각국의 자본수입의 비중립성을 살펴보면 캐나다가 1.954%로 가장 높고 독일(1.886%)과 미국(1.702%)이 그 다음 순위를 보이고 있으나 그 크기가 비슷하여 이 세 국가들을 선두그룹으로 분류할 수 있는데 이는 자본수출의 비중립성의 경우와 그 결과가 같아 흥미롭다. 우리나라는 국공채의 자본수입의 비중립성이 G7의 어느 국가보다도 낮은 0.412%로 나타나고 있는바, 우리와 비슷한 정도로 자본수입의 비중립성이 낮은 국가는 프랑스(0.417%)와 일본(0.450%)이다<sup>28)</sup>.

다음으로 주식에 투자하는 경우의 각국의 자본수입의 비중립성을 살펴보면 독일이 세계 평균치(0.771%)의 2배에 육박하는 1.492%로 가장 높고 그 다음이 우리나라(1.255%)이며 나머지 국가들은 이들 보다는 훨씬 낮게 나타난다. 영국이 0.455%로 자본수입의 비중립성이 가장 낮게 나타나고 있으며 캐나다(0.467%), 일본(0.47%), 미국(0.47%)이 비슷한 수치를 보이는 국가들임을 알 수 있다.

한편 국공채와 주식 투자의 자본수입의 비중립성의 평균치를 살펴보면 독일이 1.689%로서 가장 높게 나타나고 캐나다(1.211%)와 미국(1.086%)이 세계평균인 0.924%를 상회하는 국가들로 나타나고 있으며 우리나라는 0.834%로서 세계평균치 보다 약간 미달하는 모습을 보여주고 있다.

또 한가지 지적하고 싶은 점은, 캐나다·미국·우리나라는 국공채와 주식간

28) 앞의 각주에서 언급했듯이, 이와 같은 결과는 정보교환비율이 0.5로 가정된 상황에서 도출된 것임을 염두에 둘 필요가 있다. p25 참조.

의 자본수입의 중립성의 격차가 상대적으로 크게 나타나는 국가들이고 일본·이태리·프랑스는 양자 사이에 큰 차이가 없음을 보여주는데 이러한 결론은 자본수출의 중립성의 경우와 대체로 일치한다.

특히, 우리나라의 경우에 있어서는 자본수출 및 자본수입의 비중립성 정도가 평균적으로는 세계평균치와 비슷한 수준임을 보여 주고 있으나 투자자산별로 살펴보면 국공채의 경우에는 조세 비중립성의 정도가 아주 낮으나 주식의 경우에는 조세 비중립성이 아주 높은 것으로 나타난다. 반면, 캐나다는 국공채의 경우에는 조세 비중립성의 정도가 아주 높게 나타나고 주식의 경우에는 조세 비중립성이 아주 낮게 나타나 우리나라와 캐나다는 뚜렷한 대조를 이룬다고 할 수 있다. 이제 일부국가에서 조세의 비중립성이 크게 나타나는 이유를 투자자산별로 나누어 분석해 보자.

먼저 주식의 조세 비중립성의 경우에는 우리나라와 독일이 다른 국가들보다 상대적으로 크게 나타나는 데, 그 이유는 우리나라와 독일의 거주자가 자국의 주식투자를 통해 얻게 되는 세전 투자수익율이 한편으로는 외국의 주식투자로부터 얻게 되는 세후투자수익율 보다도 크고 다른 한편으로는 외국의 거주자가 우리나라나 독일의 주식을 취득함으로써 얻게 되는 세후투자수익율 보다도 크기 때문이다. 다시 말해 <표 IV-1>에서 독일의 투자가가 독일의 주식에 투자함으로써 얻게 되는 세후투자수익율은 4.828%이고 우리나라의 투자가가 우리의 주식에 투자함으로써 얻게되는 세후투자수익율은 4.667%인바, 이는 다른 어떤 경우의 주식투자보다 단연 높은 투자수익율이므로 독일과 우리나라의 주식투자에 있어서의 자본수출의 비중립성 및 자본수입의 비중립성이 모두 높게 나타나게 되는 것이다.

독일거주자의 자국법인 주식에 대한 투자수익율이 높게 나타나는 이유는 첫째 주식양도차익에 대해서는 비과세가 되고, 둘째 비록 주식투자로부터 발생하는 배당소득에 대해서는 종합소득세율로 과세되며(53.8%) 배당을 지급하는 법인은 법인세 부담으로 인해 투자수익이 감소하나, 개인투자자인 독일거주자 차원에서는 「완전배당세액공제(full imputation)제도」에 의해 당초 법인세 부담이 없었던 것과 같은 효과가 나타나 투자수익이 증가하는 결과가 나타나기 때

문이다. 다음으로, 우리나라 거주자의 내국법인 주식에 대한 투자수익율이 높게 나타나는 이유는 우리나라 세제가 상장법인의 주식양도차익에 대해서는 비과세하고 배당소득에 대해서는 저율분리과세(20%)하도록 하고 있기 때문이다.

한편 국공채의 경우, 캐나다·독일 및 미국의 조세 비중립성이 다른 국가들의 경우 보다 높게 나타나는 이유는 <표 IV-1>에서 볼 수 있듯이 이들 국가의 자국의 국공채에 대한 세후투자수익율이 각각 1.601%, 1.641%, 1.833%로서 이들 국가의 거주자가 외국의 국공채에 투자함으로써 발생하는 세율투자수익율 또는 외국의 거주자가 이들 국가의 국공채에 투자함으로써 발생하는 세후투자수익율 보다 현저히 낮기 때문이다. 캐나다·독일·미국·영국에서는 국내에서 발생하는 이자소득에 대하여 다른 나라의 경우처럼 저율로 분리과세하는 제도를 두고 있지 않고 종합소득에 합산하여 누진과세하는 바, 이 연구에서는 해당투자자들이 고소득자라고 가정하므로<sup>29)</sup> 자연히 누진세율체계에서 가장 높은 세율이 적용되기 때문이다. 더구나 캐나다와 미국의 경우에는 채권양도차익에 양도소득과세가 적용되기 때문에 채권투자로 인한 세후투자수익율은 더욱 낮게 되는 것이다.

한편 이들 국가들의 거주자가 외국의 국공채에 투자를 하게 되면 외국에서 발생한 이자소득에 대해서는 원천지국에서 비과세 될 뿐 아니라 그 소득 정보는 거주지국의 과세당국에 적절히 통보되지도 않으므로 일부는 국제적으로 완전히 비과세되는 경우가 현실적으로 발생하고 따라서 자연히 관련 세후투자수익율은 자국의 국공채에 대한 투자수익률 보다 훨씬 높게 나타나게 된다. 이와 같이 국공채의 세후투자수익율의 수준 및 국공채에 대한 조세중립성은 국가간의 채권이자 소득에 대한 정보교환제도가 얼마나 실효성 있게 운영되느냐에 따라 크게 달라지게 되는데 이에 대한 분석을 좀더 심도있게 할 필요가 있다. <표 VI-4>과 <표 VI-5>는 각국의 정보교환비율이 변화하는 경우의 국공

29) 이와 같이 해당 투자자를 고소득자로 가정하는 이유는 투자자에게 초과이익이 발생하는 경우에 포트폴리오투자를 무제한적으로 할 수 있고 그 결과 투자자의 초과이익은 곧 사라지게 되어 경제는 균형으로 회귀한다는 투자수익율 산정 모델 구축의 기본가정에 충실하도록 하기 위해서이다.

채 투자와 관련한 자본수출의 비중립성과 자본수입의 비중립성의 크기의 변화를 요약한 것이다.

제Ⅳ장과 제Ⅴ장에서는 어느 한 국가가 외국의 투자자에게 지급하는 이자소득에 대한 정보를 국가간에 교환하는 비율을  $\delta$ 로 나타내고  $\delta=0.5$ 라고 가정하여 각 투자자의 세후투자수익율을 구하였으므로 이 장의 앞부분에서 살펴본 국공채투자자와 관련된 자본수출 및 자본수입의 비중립성의 크기는  $\delta=0.5$ 를 가정한 경우의 수치이다. 위 <표 IV-4>와 <표 IV-5>는 이 비율이 0에서 1로 0.1 단위씩 변화해 갈 때 각국의 국공채에 대한 자본수출 및 자본수입의 비중립성이 어떻게 변화하는지를 보여주고 있다. 여기서 주목할 점은  $\delta=0.5$ 일 때 자본수출 및 자본수입의 비중립성이 높았던 캐나다, 독일, 영국과 미국의 경우 정보교환비율( $\delta$ )이 증가함에 따라 그 크기가 점점 줄어들고(이들 국가들을 「제1그룹」이라 부르자) 반대로  $\delta=0.5$ 일 때 자본수출 및 자본수입의 비중립성이 상대적으로 낮았던 프랑스와 한국은  $\delta$ 가 증가함에 따라 자본수출 및 자본수입의 비중립성의 크기가 점차 증가함을 알 수 있다. 이탈리아와 일본의 경우도  $\delta$ 가 증대함에 따라 자본수입의 비중립성은 이에 비례하여 증대하는 모

<표 VI-4> 정보교환비율의 변화에 따른 국공채의 자본수출 비중립성의 변화 (%)

| 국가<br>비율 | 캐나다   | 프랑스   | 독일    | 이태리   | 일본    | 영국    | 미국    | 한국    | 세계<br>평균 |
|----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----------|
| 0        | 3.053 | 1.567 | 3.358 | 0.780 | 1.212 | 2.497 | 2.882 | 1.248 | 2.075    |
| 0.1      | 2.748 | 1.197 | 3.022 | 0.493 | 0.900 | 2.247 | 2.594 | 0.974 | 1.772    |
| 0.2      | 2.443 | 0.828 | 2.687 | 0.206 | 0.587 | 1.998 | 2.306 | 0.699 | 1.469    |
| 0.3      | 2.138 | 0.458 | 2.351 | 0.000 | 0.275 | 1.748 | 2.018 | 0.424 | 1.177    |
| 0.4      | 1.832 | 0.088 | 2.015 | 0.000 | 0.000 | 1.498 | 1.730 | 0.150 | 0.914    |
| 0.5      | 1.527 | 0.282 | 1.679 | 0.000 | 0.000 | 1.248 | 1.441 | 0.125 | 0.788    |
| 0.6      | 1.222 | 0.652 | 1.343 | 0.000 | 0.000 | 0.999 | 1.153 | 0.400 | 0.721    |
| 0.7      | 0.916 | 1.022 | 1.007 | 0.000 | 0.000 | 0.749 | 0.865 | 0.674 | 0.654    |
| 0.8      | 0.611 | 1.392 | 0.672 | 0.000 | 0.000 | 0.499 | 0.577 | 0.949 | 0.588    |
| 0.9      | 0.306 | 1.763 | 0.336 | 0.000 | 0.000 | 0.250 | 0.288 | 1.223 | 0.521    |
| 1        | 0.000 | 2.133 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 1.498 | 0.454    |

습을 보여준다(이들 프랑스·한국·일본·이태리를 「제2그룹」이라 부르자). 이와 같은 제1그룹 국가들과 제2그룹 국가들간의 조세 비중립성 변화 추세상의 차이는 양 그룹간의 이자소득에 대한 과세방식상의 차이에서 비롯된다.

<표 VI-5> 정보교환비율의 변화에 따른 국공채의 자본수입 비중립성의 변화 (%)

| 국가<br>비율 | 캐나다   | 프랑스   | 독일    | 이태리   | 일본    | 영국    | 미국    | 한국    | 세계<br>평균 |
|----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----------|
| 0        | 3.323 | 1.723 | 3.233 | 0.655 | 1.087 | 2.372 | 3.082 | 1.123 | 2.075    |
| 0.1      | 3.020 | 1.430 | 2.935 | 0.350 | 0.785 | 2.061 | 2.778 | 0.816 | 1.772    |
| 0.2      | 2.178 | 1.137 | 2.637 | 0.177 | 0.484 | 1.751 | 2.473 | 0.510 | 1.486    |
| 0.3      | 2.427 | 0.855 | 2.350 | 0.269 | 0.249 | 1.452 | 2.179 | 0.249 | 1.254    |
| 0.4      | 2.171 | 0.608 | 2.099 | 0.560 | 0.283 | 1.188 | 1.921 | 0.262 | 1.137    |
| 0.5      | 1.954 | 0.417 | 1.886 | 0.820 | 0.451 | 0.963 | 1.701 | 0.412 | 1.076    |
| 0.6      | 1.737 | 0.412 | 1.673 | 1.081 | 0.711 | 0.738 | 1.482 | 0.633 | 1.058    |
| 0.7      | 1.520 | 0.501 | 1.461 | 1.342 | 0.972 | 0.610 | 1.263 | 0.854 | 1.065    |
| 0.8      | 1.303 | 0.690 | 1.248 | 1.602 | 1.232 | 0.655 | 1.054 | 1.076 | 1.108    |
| 0.9      | 1.137 | 0.897 | 1.098 | 1.863 | 1.493 | 0.801 | 0.941 | 1.297 | 1.191    |
| 1        | 1.025 | 1.105 | 1.002 | 2.123 | 1.753 | 1.019 | 0.948 | 1.518 | 1.132    |

제1그룹 국가들의 공통적인 특징은 이들 국가들이 자국에서 발생하는 이자소득에 대하여는 다른 소득과 마찬가지로 종합소득에 합산하여 누진세율을 적용한다는 것이고, 제2그룹 국가들의 공통적인 특징은 이들 국가들이 자국에서 발생하는 이자소득에 대하여 저율분리과세를 하는 제도를 두고 있다는 것이다. 또한 제1그룹 국가이든 제2그룹 국가이든 간에 이자소득에 대한 국가간 정보교환비율이 낮은 상태에서는 투자자들의 외국원천 이자소득에 대한 유효세율이 낮을 것이므로 이 경우의 외국의 국공채에 대한 세후투자수익율은 정보교환비율이 높을 때보다 상대적으로 높아진다.

그런데 정보교환비율이 낮은 경우, 국내원천 이자소득이든 국외원천 소득이든 동일하게 과세하는 방식을 취하는 제1그룹 국가들에 있어서는 국내원천 이자소득은 과세당국에 모두 포착되어 과세되므로(따라서 정보교환 비율이 1인

경우와 다를 바가 없다고 하겠다) 국내원천 이자소득에 대한 세후투자수익율은 국외원천 이자소득의 그것 보다 매우 낮게 될 것이고 따라서 양자간의 차이(즉, 조세 비중립성의 크기)는 커지게 될 것이다. 한편 국내원천이자소득에 대해 저율 분리과세를 하는 제2그룹 국가들에 있어서는 그 국내원천 이자소득에 대한 세후투자수익율을 정책적으로 증대시킨 것과 결과적으로 동일한 효과가 나타나므로 국내원천이자소득과 국외원천이자소득간에 세후투자수익율 차이가 상대적으로 작게 나타나는 것이다.

그러나 국가간 정보교환비율이 점차 증대하여 1에 가까워질수록 제1그룹 국가와 제2그룹 국가들에 있어서 공히 국외원천 이자소득의 과세소득 포착율이 높아져 이에 대한 유효세율이 증대할 것이며 결국 외국 국공채에 대한 세후투자수익율은 점차 감소하게 될 것이다. 따라서 이 경우 제1그룹 국가들에 있어서는 국내원천 이자소득과 국외원천 이자소득간의 유효세부담의 차이가 점차 줄어들어 정보교환비율이 1이 되는 경우에 양자간 유효세율부담의 차이는 없어지게 되므로 결과적으로 양자간 조세 비중립성은 줄어들게 되는 것이다. 그러나 제2그룹 국가들의 경우에는 국내원천이자소득에 대해 저율분리과세를 하게 되면 이들을 국외원천 이자소득 보다 세부담면에서 계속적으로 우대를 해주는 효과가 발생 되므로 세후투자수익율은 국외원천이자소득의 경우보다 높아져 결과적으로 양자간의 조세 비중립성의 차이는 점점 크게 확대되어 가는 것이다.

여기서 특히 주목이 필요한 국가는 이태리와 일본인데, 이들 국가들은 비록 국외원천소득이라고 할지라도 국내의 사업장을 둔 금융기관을 매개로 하여 국외채권에 투자한 경우에는 국내원천 이자소득의 경우와 마찬가지로 동 금융기관이 당해 이자소득에 대하여 원천징수를 하는 제도를 보유하고 이를 적극 활용하고 있다는 점이다. 결과적으로 이태리와 일본의 경우는 국외원천 이자소득에 대하여도 국내원천 이자소득과 과세상 중립성을 도모할 수 있는 제도를 두고 있는 것인데 <표 VI-4>에서 보는 바와 같이 이태리의 경우  $\delta=0.2$ 때까지 그리고 일본의 경우는  $\delta=0.3$ 일 때까지 이들 국가의 거주자는 외국국공채를 직접 취득하거나 또는 국내사업장이 없는 외국 금융기관을 통해 취득하려

고 하겠지만  $\delta$ 가 0.3을 초과하게 되면 국내사업장이 있는 국내외 금융기관을 통해 외국의 국공채를 취득하는 것이 세부담 면에서 유리하고 결과적으로는 국내 국공채와 국외 국공채간의 세후투자수익율이 동일해져 조세 비중립성은 0이 되고 따라서 조세중립성이 달성되는 것이다.

한편 이와 같은 현상을 자본수입의 비중립성의 측면에서 보면, 정보교환비율( $\delta$ )이 증대됨에 따라 일본과 이태리가 외국과세당국에 통보하는 과세소득 정보가 증대될 것이므로 일본과 이태리의 국공채에 투자하는 외국거주자의 세후투자수익율은 감소하게 된다. 그러나 자국의 국공채에 투자하는 일본 또는 이태리의 거주자는 계속적으로 저율분리과세의 혜택을 볼 수 있으므로 이들 국가의 국공채에 투자하는 외국의 투자자들과 국내투자자들의 세후투자수익율은 점점 그 차이가 커지고 이에 따라 자본수입의 중립성도 증대하게 되는 것이다.

요컨대, 전 세계의 자본수출의 비중립성과 자본수입의 비중립성은 그 정도와 변화 행태에 있어 다소 차이를 보인다고 하겠다. 국제적으로 이자소득에 대한 정보교환이 완전히 이루어지는 경우에 자본수출의 비중립성 측면에서 보면 대부분의 국가들(8개국 중 6개국)에서는 자본수출의 중립성이 유지되므로 그 비중립성의 정도는 평균적으로는 낮은 반면, 자본수입의 비중립성의 측면에서 보면 대부분의 국가들이 비중립적인 모습을 보이고 있으며 그 비중립성의 정도는 정보교환 비율이 0%에서 60%에 이를 때까지는 감소하다가 60%를 초과하게 되면 다시 증대하게 되는 것이 위 8개국 평균치의 특성이라고 하겠다.

## 2. 우리나라의 金融實名制 導入이 國際的 租稅中立性에 미친 效果 分析

지금까지 2000년말 현재의 우리나라와 G7국가의 포트폴리오 투자관련 조세 제도를 전제로 하여 조세 비중립성의 크기를 측정하고 그 결과를 분석하였다. 제Ⅲ장에서 언급하였듯이 본 연구에서 개발한 조세 비중립성 측정기법을 활용하면 어느 국가의 조세정책의 변화 또는 국가간 국제협력의 결과 달라지는 조세환경의 변화가 당해 국가 및 여타 국가의 국제적 조세중립성이 미치는 영향

을 분석해 볼 수 있다. 그 한 例로서 여기서는 우리나라가 2001.1.1부터 實施 시한 金融실명제가 우리나라의 國際적 조세중립성에 어떠한 影響을 미쳤는지 살펴보기로 하자. 金融실명제가 도입됨으로 해서 우리나라의 거주자는 國內 國公채 및 주식에 투자함으로써 발생하는 소득의 경우 그 稅後 투자수익율이 달라지게 되는데, 앞에서와 같이 당해 투자가가 소득세 稅의 最高 누진세율을 적용받는 高소득자라고 가정하면(즉, 金融소득이 年間 4,000만원 이상인자로 가정하면) 이들 소득은 綜合과세대상이 되고 따라서 적용되는 세율은 44%가 된다(最高누진 소득세율 40% 및 이에 부가되는 주민세 4%). 그리고 배당소득의 경우에는 19.05%의 배당세액공제의 혜택을 받을 수 있다<sup>30)</sup>.

이와 같이 變化된 제도하에서는 우리나라 거주자의 國內國公채에 대한 稅後 투자수익율은 過去 3.752%에서 2.253%로 그리고 주식에 대한 稅後투자수익율을 過去 4.667%에서 4.445%로 각각 감소하게 된다. 이러한 變化된 狀況을 요약하면 <표 VI-6>과 같다.

<표 VI-6> 우리나라의 투자자산별 稅後투자수익율(金融실명제 實施 이후)

| (%) |       |       |       |       |       |       |       |                  |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------------------|
| 구 분 | 캐나다   | 프랑스   | 독일    | 이태리   | 일본    | 영국    | 미국    | 한국               |
| 國公채 | 3.627 | 3.627 | 3.627 | 3.627 | 3.627 | 3.627 | 3.627 | 2.253<br>(3.752) |
| 주 식 | 3.575 | 4.058 | 3.575 | 3.575 | 3.575 | 3.575 | 3.575 | 4.445<br>(4.667) |

\* ( )안은 金融실명제 實施 이전의 수치

또한 이러한 제도의 變化로 발생하는 우리나라의 자본수출의 비중립성과 자본수입의 비중립성의 變化는 아래의 <표 VI-7>과 <표 VI-8>에 각각 요약되어 있다.

30) 따라서  $\theta=1.1905$  (OECD Tax Database(2000) Table 5A 참조).

&lt;표 VI-7&gt; 자본수출의 비중립성(금융실명제 실시이후)

(%)

|     | 캐나다   | 프랑스   | 독일    | 이태리   | 일본    | 영국    | 미국    | 한국               | 세계<br>평균 |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------------------|----------|
| 국공채 | 1.527 | 0.282 | 1.679 | 0.000 | 0.000 | 1.248 | 1.441 | 1.373<br>(0.125) | 0.944    |
| 주 식 | 0.255 | 0.300 | 0.669 | 0.250 | 0.062 | 0.284 | 0.067 | 0.801<br>(1.023) | 0.336    |
| 평 균 | 0.891 | 0.291 | 1.174 | 0.125 | 0.031 | 0.766 | 0.754 | 1.087<br>(0.574) | 0.640    |

\* ( )안은 금융실명제 실시 이전의 수치

&lt;표 VI-8&gt; 자본수입의 비중립성(금융실명제 실시이후)

(%)

| 구 분 | 캐나다   | 프랑스   | 독일    | 이태리   | 일본    | 영국    | 미국    | 한국               | 세계<br>평균 |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------------------|----------|
| 국공채 | 1.954 | 0.417 | 1.886 | 0.820 | 0.451 | 0.963 | 1.701 | 1.231<br>(0.412) | 1.178    |
| 주 식 | 0.467 | 0.659 | 1.492 | 0.900 | 0.470 | 0.455 | 0.475 | 1.033<br>(1.255) | 0.743    |
| 평 균 | 1.211 | 0.538 | 1.689 | 0.860 | 0.461 | 0.709 | 1.086 | 1.132<br>(0.814) | 0.961    |

\* ( )안은 금융실명제 실시 이전의 수치

위 표들을 <표 VI-2> 및 <표 VI-3>와 각각 비교해 보면 우리나라의 국공채의 자본수출의 비중립성은 과거 0.125%에서 1.373%로 그리고 자본수입의 비중립성은 과거 0.412%에서 1.231%로 증대하여, 독일·캐나다·미국 다음으로 조세비중립성이 높은 국가로 변화하였다. 반면 주식의 경우는 자본수출의 비중립성은 과거 1.023%에서 0.801%로 그리고 자본수입의 비중립성은 과거 1.255%에서 1.033%로 각각 감소한 것으로 나타나고 있다.

이와 같이 주식의 경우 조세중립성이 개선된 것은 과거에는 배당에 대해 저율 분리과세 하였으나 금융실명제가 실시한 후에는 금융소득<sup>31)</sup>이 4,000만원이

상인 경우에는 최고 44%의 세율이 적용되고 한편으로 19.05%의 배당세액공제를 받게 되었다. 그러나 세율증가효과가 세액공제효과보다 더 크게 나타나 상대적으로 세부담이 증가하게 된 것이다.

그만큼 동 소득과 국외주식투자로부터 발생하는 소득의 격차가 줄게되었고(그 결과 자본수출의 비중립성 감소) 동 소득과 비거주자의 국내주식투자로 인한 소득의 격차도 줄게 되었다(그 결과 자본수입의 비중립성 감소). 금융실명제 실시 이후 국공채 투자에 대한 우리나라의 조세 비중립성이 높게 나타난 것은 앞서 설명한 바와 같이 국제적 과세소득 정보교환정도( $\delta$ )와 밀접한 연관성을 지니고 있다.

<표 VI-9>는 국제적 정보교환비율( $\delta$ )의 증감에 따른 우리나라의 자본수출 및 자본수입의 비중립성의 크기를 금융실명제 실시이전과 이후를 대비해 놓은 표이다.

여기서 주목해야 할 것은 정보교환비율이 0.5에서 1로 증대함에 따라 금융실명제 실시전에는 자본수출의 비중립성 및 자본수입의 비중립성이 모두 증가하였으나 금융실명제 실시이후에는 이들이 모두 감소하는 추세를 보이는데 자본수출의 비중립성의 경우에는 정보교환비율이 1이 될 때 자본수출의 비중립성이(0)이 되고 자본수입의 비중립성의 경우에는 정보교환비율이 0.8에 이를 때까지 감소하다가 그 이후도 다시 약간의 증가세로 돌아서는 것을 알 수 있다.

<표 VI-9> 국제정보교환비율의 변화에 따른 우리나라의 조세비중립성의 변화  
(국공채투자 경우)

|            | (%)              |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
|------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 정보교환비율     | 0                | 0.1              | 0.2              | 0.3              | 0.4              | 0.5              | 0.6              | 0.7              | 0.8              | 0.9              | 1                |
| 자본수출의 비중립성 | 2.747<br>(1.248) | 2.472<br>(0.974) | 2.197<br>(0.679) | 1.923<br>(0.424) | 1.648<br>(0.150) | 1.373<br>(0.125) | 1.099<br>(0.400) | 0.824<br>(0.674) | 0.549<br>(0.949) | 0.275<br>(1.223) | 0.000<br>(1.498) |
| 자본수입의 비중립성 | 2.621<br>(1.213) | 2.315<br>(0.816) | 2.008<br>(0.510) | 1.712<br>(0.249) | 1.452<br>(0.262) | 1.231<br>(0.412) | 1.009<br>(0.633) | 0.813<br>(0.854) | 0.709<br>(1.076) | 0.798<br>(1.297) | 0.948<br>(1.518) |

31) 여기서 금융소득은 이자소득과 배당소득에 한정된다.

\* ( )안은 금융실명제 실시 이전의 수치

정보교환비율이 증가함에 따라 자본수출의 비중립성이 감소되다가 국가간 정보교환이 완벽하게 이루어질 때(즉  $\delta=1$ 일 때) 자본수출의 중립성이 달성되는 이유는 이 상태에서는 우리나라 거주자의 국외원천 이자소득도 모두 포착되고 또한 국내원천 이자소득과 동일한 방식으로 과세될 것이기 때문이다.

한편 자본수입의 비중립성의 경우에는  $\delta=0.5$ 일 때 우리나라 국공채에 투자하여 2.905%~4.220%의 세후투자수익율을 향유<sup>32)</sup>했던 외국의 투자가는 우리나라 과세당국이 외국에 통보하는 정보교환비율이 증대됨에 따라 그 세후투자수익율이 점차 줄어들게 되고 그 결과 우리나라 거주자가 국내 국공채에 투자하여 얻게 되는 세후투자수익률(2.253%)과의 격차가 줄어들게 된다. 이것은 정보교환비율이 증대됨에 따라 자본수입의 비중립성이 감소되는 것을 의미한다.

그러나  $\delta=0.9$ 이상이 되게 되면 캐나다, 독일, 미국 등의 거주자가 우리나라의 국공채에 투자하는 경우의 세후투자수익율이 자국의 국공채에 투자하는 경우의 세후투자수익율(즉 1.601%, 1.642%, 1.833%)에 가까워질 것이므로 이들의 세후투자수익율들이 우리나라 거주자가 국내 국공채에 투자하여 얻게되는 세후투자수익율(2.253%)보다 작아지게 되고 그 격차는 점차 커져감을 의미하는데, 이는  $\delta=0.9$  이상이 되는 경우 자본수입의 비중립성이 다시 증대함을 의미하는 것이다.

그러면 이와 같은 금융실명제 도입결과 조세비중립성의 변화가 가져온 정책적 함축성을 짚어보자. 국제적으로 비거주자의 이자소득에 대한 과세가 적정히 이루어지고 있지 않다는 것을 전제로 한다면, 국내 국공채에 대한 세후투자수익율은 과거에는 국외의 국공채투자의 세후투자수익율 보다 높았으나 금융실명제 이후에는 오히려 반대 현상이 나타나게 된 것이다. 따라서 우리나라의 외환자유화가 진전되어 자본의 국제적 이동이 거래비용을 무시할 정도로 자유스러워진다면 국공채에 투자하려는 국내투자자들의 국외국공채에 대한 투자수요는 더욱 증가하게 될 것이고 이에 따른 자본의 국외유출이 증대할 것으

32) <표 VI-1>의 '한국' 列 참조.

로 예상된다.

그러나 주식투자의 경우에는 비록 금융실명제 실시로 말미암아 우리나라 주식으로 부터의 세후투자수익율이 과거보다는 감소했으나 아직도 외국의 주식으로 부터의 세후투자수익율보다는 높은 것으로 나타나므로 주식투자를 위한 외국으로의 자본유출은 크게 증가하지는 않을 것으로 보인다.

## VII. 맺 음 말

지금까지 국제투자시 경제적 효율성의 척도가 되는 자본수출의 중립성과 자본수입의 중립성 개념에 터를 잡아 개인의 국제 포트폴리오투자시 발생하는 자본수출의 비중립성과 자본수입의 비중립성을 측정하는 방법을 개발하였고, 실제 우리나라와 G7국가의 조세제도로부터 세후투자수익율을 구하는 모델을 산출하였으며, 이들 모델을 활용하여 투자자산별·거주자별 세후투자수익율을 계산하고 아울러 각 경우의 조세 비중립성의 크기를 측정하여 그 의미를 분석해 보았다. 그런데 전체과정 중에서 본 연구의 가장 독창적인 부분을 제시하러 한다면 그것은 본 연구가 자본수출의 비중립성과 자본수입의 비중립성의 정도를 체계적으로 측정할 수 있도록 하는 이론적 기초를 제공하고 구체적으로 그 방법을 개발한 점이라고 할 수 있을 것이다.

그런데 본 연구는 제IV장에서 상세히 논의한 바와 같이 방법론상 King-Fullerton의 한계유효세율개념 및 그 산출기법에 많은 의존을 하고 있고 그 과정에서 이 방법론이 지니고 있는 「이론적 단순화를 위한 많은 경제변수의 가정」 등 한계점을 동시에 안고 있는 것도 사실이다. 예를 들면, 투자자산을 국공채와 주식에 한정할 점, 동일한 투자자산이 각국에 공히 존재한다는 가정, 각국의 외국납부세액공제액이 원천징수로 야기된 국제적 이중과세를 해소하기 위해 충분할 만큼 많이 허용된다는 가정, 기타 많은 거시경제변수들에 대한 가정 및 세후투자수익율 산출모델의 여러 상수값들에 대한 가정들을 본 연구는 하고 있는데<sup>33)</sup> 이러한 이론적 단순화의 과정은 연구의 결과를 해석할

때 오류에 빠지지 않도록 충분히 고려해야 할 사항이라고 할 것이다. 그러나 한편으로 King-Fullerton의 접근방법은 상황의 변화에 따라 변수를 추가하거나 수정함으로써 정책이나 환경의 변화를 융통성있게 모델 내에 담아낼 수 있는 장점도 보유하고 있음을 지적하고자 한다.

이 연구에서는 개인 투자자가 금융회사나 투자펀드 등의 금융매개체(financial intermediary)를 이용하지 않고 직접적인 국제 포트폴리오투자를 하는 경우에 한정하여 모델을 개발하고 조세 비중립성을 측정하는 방법을 제시해 보았다. 그러나 국제투자에 있어 실제로는 직접적인 투자보다는 금융회사나 투자펀드 등을 이용한 간접투자를 많이 활용하고 있고 한편으로 최근 번창하고 있는 국제금융센터가 세후투자수익율을 높이기 위한 조세피난처로 적극 활용되고 있는 것이 사실이므로 이러한 현상을 앞서 소개한 개인의 직접투자에 대해 분석한 것과 유사한 방법으로 분석해 보는 것도 의미있는 연구라고 하겠다<sup>34)</sup>.

이 연구에서 취한 접근방법은 사실상 세전투자수익율과 세후투자수익율 사이에 조세가 야기하는 썬기효과(wedge)를 파악하고 측정하는 데 주안점을 두는 접근방법이라고 할 수 있다. 국제투자에 조세가 미치는 영향을 파악하는 또 다른 접근방법은 국제투자의 흐름과 조세정책요소들을 변수별로 계량화하여 이들의 크기를 경험적으로 측정하고 이들 간의 관계를 각종 통계기법 또는 계량경제학적 기법을 통해 밝혀내는 것인데 이들 두 가지 접근방법은 사실상

33) 만일 모델의 상수값들이 현재 모델에서 채택한 값들과 현저히 다르게 채택된다면 연구 결과치는 상당히 달라질 수도 있을 것이다. 예를 들어 주식의 매각율은 현재의 모델에서 15%로 가정되어 있는데, 만일 이 값이 크게 증대된다면 주식양도차익에 대해 상대적으로 고율로 과세하는 국가(캐나다, 영국)의 세후투자수익율은 주식양도차익에 대해 비과세하는 국가(독일, 한국)들 보다 세후투자수익율이 현재보다 더 낮게 나타날 것이므로 이에 따른 조세 비중립성의 크기도 각국이 다르게 나타날 것이다. 한편 모델 상수값은 연구자에 따라 자의적으로 책정될 소지가 있어 연구결과의 신뢰성을 저하시킬 소지가 크므로 상수값의 선택에 있어 객관적 타당성을 확보해야 할 필요가 있다. 이 논문 제4장 제1절에서 언급하였듯이 본 연구에서는 1994년 OECD 연구에서 채택한 상수값을 그대로 사용함으로써 연구자의 자의성을 배제하는 한편 동 OECD연구 결과와도 비교가능성을 높일 수 있도록 하였다.

34) 이에 대해서는 앞의 서문에서 소개한 본인의 박사학위논문을 참고하기를 바란다.

배타적이라기보다는 오히려 보완적이라고 할 수 있다. 비록 본 연구는 성격상 전자의 접근방법을 택한 것이라고 하더라도 훗날 계량경제학적 접근방법을 통해 본 연구의 결과를 경험적으로 검증해보는 시도를 한다면 모델의 정치화와 결론의 타당성을 검증하는데 큰 도움이 될 수 있을 것이다.

## 〈附錄 1〉

### 租稅 非中立性의 크기 測定을 위한 方法에 대한 理論的 檢討

전 세계가 2개의 국가로 구성되어 있고, 자본이동이 완전히 자유로우며 국가 간의 투자는 채권에 대한 투자에 한정되어 있고 이 경우 각국의 이자율을  $\gamma^1$ ,  $\gamma^2$ 라고 할 때 제1국은 이자소득에 적용되는 세 가지 종류의 유효세율을 다음과 같이 표기할 수 있다.

- $\tau^1rd$  : 제1국에서 자국의 국내원천소득에 대해 거주자에게 과세하는 경우의 세율
- $\tau^1rf$  : 제2국에서 이미 원천징수된 조세에 추가하여 제1국 거주자의 국외원천소득에 대해 제1국에서 과세하는 경우의 세율<sup>35)</sup>
- $\tau^1nd$  : 제1국의 비거주자(즉, 제2국의 거주자)에게 적용되는 제1국의 원천징수세율

제2국의 경우도 제1국과 마찬가지로 세 가지 종류의 유효세율을 생각할 수 있다(즉,  $\tau^2rd$ ,  $\tau^2rf$ ,  $\tau^2nd$ ). 따라서  $\tau^1rf + \tau^2nd$ 는 제1국의 거주자의 국외원천소득에 대한 유효세율을, 그리고  $\tau^2rf + \tau^1nd$ 는 제2국의 거주자의 국외원천소득에 대한 유효세율을 가리킨다.

제1국과 제2국간의 완전한 자본시장의 통합이 이루어졌다고 가정하면<sup>36)</sup>, 다음과 같은 관계가 항상 성립한다고 할 수 있다.

$$\gamma^1(1 - \tau^1rd) = \gamma^2(1 - \tau^2nd - \tau^1rf) \quad (i)$$

$$\gamma^1(1 - \tau^1nd - \tau^2rf) = \gamma^2(1 - \tau^2rd) \quad (ii)$$

35) 세액산정결과 제1국에서 환급을 해야 한다면 이 세율은 負數(-)로 표현된다.

36) 이 상황은 어느 한 국가에 투자를 하기 위해 다른 국가에서 자금을 차입하는 것도 포함한다.

위 관계식(i)은 제1국 거주자의 세후투자수익율을 표현하고 있는데 좌변은 국내투자시(즉, 제1국에의 투자시) 세후투자수익율을 우변은 해외투자시(즉, 제2국에의 투자시) 세후투자수익율을 나타낸다. 한편 위 관계식(ii)는 제2국 거주자의 세후투자 수익율을 표현하고 있는데 좌변은 해외투자시(즉, 제1국에의 투자시) 세후투자수익율을 우변은 국내투자시(즉, 제2국에의 투자시) 세후투자 수익률을 나타낸다.

국제적으로 자본이동이 자유로운 상황에서 만일 위 식들의 좌변의 값이 우변의 값 보다 크다면 투자가는 제2국에서 무한대로 자금을 차입하여 제1국의 투자자산에 무한대로 투자함으로써 무한대의 소득을 창출할 수 있을 것이다. 그러나 자금이 제2국에서 제1국으로 이동됨에 따라 희소성의 원칙이 작용하여 제1국에서의 세후투자수익율은 감소하고 제2국에서의 세후투자수익율은 증가하게 되어 결과적으로 좌변과 우변의 값은 동일하게 될 것이다.

$$\text{관계식(i)(ii)에서 } \frac{\gamma^1}{\gamma^2} = \frac{1-\tau^2nd-\tau^1rf}{1-\tau^1rd} = \frac{1-\tau^2rd}{1-\tau^1nd-\tau^2rf}$$

$$\text{따라서 } (1-\tau^1rd)(1-\tau^2rd) = (1-\tau^2nd-\tau^1rf)(1-\tau^1nd-\tau^2rf) \quad (\text{iii})$$

이제 자본수입의 중립성의 조건과 시장균형(market equilibrium)과의 관계를 살펴보자. 만일 자본수입의 중립성이 제1국에서 달성되면

- (가) 제1국의 거주자에게 적용되는 유효세율은 제1국의 비거주자에게 적용되는 유효세율과 동일해야 할 것이며 제2국에서는 자국의 투자가(즉 제1국에 대해 비거주자 자격으로 투자한 투자가)의 국외원천소득에 대해 비과세 하거나<sup>37)</sup>
- (나) 제2국에서 자국의 투자가에 대해 과세를 어떻게 하느냐에 관계없이 제1국의 거주자에게 적용되는 유효세율은 제1국의 비거주자에게 적용되

37) 이러한 경우를 여기서는 「순수 자본수입의 중립성(pure CIN)」이라 칭한다.

는 유효세율과 동일해야 할 것이다<sup>38)</sup>.

여기서 중요한 것은 (가)의 경우나 (나)의 경우나 공통적으로 다음 관계식이 성립한다는 것이다.  $\tau^1rd = \tau^1nd + \tau^2rf \dots\dots$ ① 다만, (가)의 경우 즉, 순수자본 중립성이 성립하는 경우에는 다음의 조건이 추가된다.  $\tau^2rf = 0$ .

이와 같은 논리는 제2국에서도 마찬가지로 적용될 것이므로 자본수입의 중립성이 제2국에서 달성된다면 다음의 관계식이 성립한다.  $\tau^2rd = \tau^2nd + \tau^1rf \dots\dots$ ② 순수자본중립성이 성립하는 경우에는  $\tau^1rf = 0$ 의 조건이 추가된다.

□ 固定된 稅前投資收益率 接近方法(Fixed-p approach)

만일 세전투자수익율(또는 세전이자율)  $\gamma = \gamma^1 = \gamma^2$ 이라면 각 거주자별 세후 투자수익율은 <표 1>에 요약된 바와 같다.

<표 1> 거주자별 세후투자수익율

| (%)     |   |   |
|---------|---|---|
| 구 분     | 제 1 국   | 제 2 국   |
| 제1국 거주자 | $S(\gamma)_{R1}^{C1} = \gamma^1(1 - \tau^1rd)$            | $S(\gamma)_{R1}^{C2} = \gamma^2(1 - \tau^2nd - \tau^1rf)$ |
| 제2국 거주자 | $S(\gamma)_{R2}^{C1} = \gamma^1(1 - \tau^1nd - \tau^2rf)$ | $S(\gamma)_{R2}^{C2} = \gamma^2(1 - \tau^2rd)$            |

여기서  $S(\gamma)_{Ri}^{Ci}$ 은 제i국의 거주자가 제j국의 채권에 투자한 경우의 세후투자 수익율을 가리킨다.  $S(\gamma)_{R1}^{C1}$ 과  $S(\gamma)_{R1}^{C2}$ 의 차이를  $DS_{R1}^{C1,2}$ 로 표기하면

$$DS_{R1}^{C1,2} = |S(\gamma)_{R1}^{C1} - S(\gamma)_{R1}^{C2}| = \gamma |(\tau^2nd + \tau^1rf) - \tau^1rd| \quad (iv)$$

38) 이러한 경우를 여기서는 「확장된 자본의 중립성(extended CIN)」이라 칭한다. 예를 들면 제2국에서 거주자의 금융소득에 대하여 국내 발생소득이든 해외 발생소득이든 똑같이 완납적 원천징수 방식으로 20%로 과세하고 있고 제1국에서는 거주자의 금융소득에 대해 30%로 과세하되 비거주자의 금융소득에 대해서는 10%로 과세(원천징수)한다면 제1국에서 「확장된 자본수입의 중립성」이 달성된다.

왜냐하면 고정된 세전투자수익을 접근방법하에서는 가정에 따라  $\gamma = \gamma_1 = \gamma_2$  이기 때문이다.

만일 제1국에서 자본수출의 중립성이 달성된다면  $\tau^1rd = \tau^2nd + \tau^1rf$ 이므로, 관계식(iv)에서  $DS_{R1}^{C1,2} = 0$ 이 된다. 역으로  $DS_{R1}^{C1} = 0$ 이라면 관계식(iv)에서  $\tau^1rd = \tau^2nd + \tau^1rf$ 이 된다. 이는 제1국에서 자본수출의 중립성이 달성됨을 알 수 있다. 만일  $DS_{R1}^{C1,2} \neq 0$ 이라면 그 값은 바로 「제1국에서의 자본수출의 비중립성의 크기」를 나타낸다고 할 수 있다.

위에서 기술한 바와 같은 논리에 입각하여 제2국 거주자의 제1국에서의 세후투자수익율과 제2국에서의 세후투자수익율의 차이, 즉  $DS_{R2}^{C2,1} = |S(\gamma)_{R2}^{C2} - S(\gamma)_{R2}^{C1}| = |\gamma^2(1 - \tau^2rd) - \gamma^1(1 - \tau^1nd - \tau^2rf)| = \gamma |(\tau^1nd + \tau^2rf) - \tau^2rd|$ .

만약  $DS_{R2}^{C2,1} = 0$ 이라면  $\tau^2rd = \tau^1nd + \tau^2rf$ . 이는 제2국에서 자본수출의 중립성이 달성됨을 의미한다. 만일  $DS_{R2}^{C2,1} \neq 0$ 이라면 그 값은 「제2국에서의 자본수출의 비중립성의 크기」를 나타낸다고 할 수 있다.

이제  $S(\gamma)_{R1}^{C1}$ 과  $S(\gamma)_{R2}^{C1}$ 과의 차이( $DS_{R1,2}^{C1}$ )의 의미에 대해 살펴보자.

$$\begin{aligned} DS_{R1,2}^{C1} &= |S(\gamma)_{R1}^{C1} - S(\gamma)_{R2}^{C1}| = |\gamma^1(1 - \tau^1rd) - \gamma^1(1 - \tau^1nd - \tau^2rf)| \\ &= \gamma |(\tau^1nd + \tau^2rf) - \tau^1rd| \quad (\because \gamma = \gamma^1) \end{aligned} \quad (v)$$

만일 「순수 자본수입의 중립성」이 제1국에서 달성된다면, 관계식 (v)에서  $\tau^1nd = \tau^1rd$ 이고  $\tau^2rf = 0$ 이므로  $DS_{R1,2}^{C1} = 0$ 이 된다.

만일 「확장된 자본수입의 중립성」이 제1국에서 달성된다면  $\tau^2rd \neq 0$ 일지라도  $\tau^1rd = \tau^1nd + \tau^2rf$ 의 조건이 성립한다. 이 식을 관계식(v)에 대입하면 역시  $DS_{R1,2}^{C1} = 0$ 이 된다. 따라서 제1국에서 자본수입의 중립성이 성립하면  $DS_{R1,2}^{C1} = 0$ 이 항상 성립하는 것이다.

그렇다면 역으로  $DS_{R1,2}^{C1} = 0$ 이 성립하면 자본수입의 중립성은 항상 달성

될 것인가? (v)에서  $DS_{R1,2}^{C1} = \gamma | (\tau^1 nd + \tau^2 rf) - \tau^1 rd |$  이므로  $DS_{R1,2}^{C1} = 0$ 이면  $\gamma$ 이 0이 아닌 한,  $\tau^1 nd + \tau^2 rf - \tau^1 rd = 0$ 가 성립한다. 이는  $\tau^1 rd = \tau^1 nd + \tau^2 rf$ 이 성립한다는 것으로 적어도 「확장된 자본수입의 중립성」이 달성되는 것을 의미한다. 만일  $DS_{R1,2}^{C1} \neq 0$ 이라면 그 값은 「제1국에서의 자본수입의 비중립성의 크기」를 나타낸다고 할 수 있다.

위에서 전개한 논리를 제2국에 대해서 적용해도 적용논리상 차이가 없으므로

$$DS_{R1,2}^{C2} = | S(\gamma)_{R1}^{C2} - S(\gamma)_{R2}^{C2} | = \gamma | \tau^2 rd - (\tau^2 nd + \tau^1 rf) | (\because \gamma = \gamma^2)$$

여기서 만일  $DS_{R1,2}^{C2} = 0$ 이라면  $\tau^2 rd = \tau^2 nd + \tau^1 rf$  이는 적어도 확장된 자본수입의 중립성이 제2국에서 달성되고 있음을 의미한다. 만일  $DS_{R1,2}^{C2} \neq 0$ 이라면 그 값은 「제2국에서의 자본수입의 비중립성의 크기」를 나타낸다고 할 수 있다.

□ 고정된 세후투자수익을 접근방법(Fixed-s approach)

앞에서와는 달리 여기서는 세후투자수익률[S(v)]이 고정되어 있다고 가정하고 각 거주자별 세전투자수익을 [P(v)]을 사용하여 조세 비중립성의 크기를 측정하는 방법을 논하는 것인바, <표 2>는 각 세전투자수익율을 세후투자수익률과의 관계를 이용하여 정리한 것이다.

<표 III-4> 고정된 세후순투자수익율하에서의 세전투자수익율

(%)

| 구 분     | 제 1 국   | 제 2 국   |
|---------|---|---|
| 제1국 거주자 | $P(\gamma)_{R1}^{C1} = S(\gamma)/(1 - \tau^1 rd)$             | $P(\gamma)_{R2}^{C1} = S(\gamma)/(1 - \tau^2 nd - \tau^1 rf)$ |
| 제2국 거주자 | $P(\gamma)_{R2}^{C1} = S(\gamma)/(1 - \tau^1 nd - \tau^2 rf)$ | $P(\gamma)_{R2}^{C2} = S(\gamma)/(1 - \tau^2 rd)$             |

여기서  $P(\gamma)_{Ri}^{Ci}$ 는 i국의 거주자가 j국의 채권에 투자하는 경우의 세전투자수익율을 가리킨다. 이러한 수식을 이용하여 자본수출의 비중립성 및 자본수입의 비중립성의 크기를 앞의 경우에서와 같이 구해낼 수 있으나, 지면 관계

상 그 구체적인 논증은 생략하기로 한다.

□ 複數의 投資代案의 있는 경우의 조세 비중립성 측정방법

앞의 項에서는 오직 하나의 투자자산(즉, 채권)만이 선택 가능한 것으로 가정하여 논의를 하였으나, 실제로 투자자들은 다수의 투자대안들을 가지고 있고 때로는 여러 투자자산으로 구성된 포트폴리오 상품에 투자를 하는 경우도 있다. 이와 같이 복수의 투자대안이 있는 경우 조세 비중립성 측정은 어떻게 해야 할 것인가? 복수의 투자자산이 존재하는 경우의 조세 비중립성을 측정하는 방법은 기본원리에 있어서는 앞에서 언급한 투자자산이 한가지만 존재하는 경우와 다를 바 없으나, 「투자자산」들의 자본수출의 비중립성 또는 자본수입의 비중립성이 어느 한 「국가」의 자본수출의 비중립성 또는 자본수입의 비중립성과 연관을 맺도록 하기 위해서는 좀더 精緻한 「조작적 정의(operational definition)」가 필요하다고 하겠다.

이제 앞에서 논의했던 단순모델을 확장하여, 세계도 A, B, C 3국으로 구성 되어 있고 투자자산도 국공채(자산1), 주식(자산2) 및 「국공채와 주식이 아닌 포트폴리오자산(자산 3)」으로 구성되어 있다고 가정하자. A, B, C 국의 대표적 투자자를 a, b, c 로 표기하기로 하고 세전투자수익율이 전 세계적으로 동일하다는 가정하에 각 거주자별·투자대안별 세후투자수익율을 다음의 <표 3>으로 정리하였다<sup>39)</sup>.

<표 3> 확장모델에서의 세후투자수익율

39) 앞의 項에서 살펴보았듯이 자본수출의 비중립성과 자본수입의 비중립성의 크기를 구하는 방법은 「고정된 세전투자수익율 접근방법」을 취하든 「고정된 세후투자수익율 접근방법」을 취하든 동일하다. 비록 여기에서는 전자의 접근방법만을 전제로 논의를 할 것이나 동일한 논리로 후자의 접근방법하에서 논의를 전개할 수 있다.

| 구분 | A          |            |            | B          |            |            | C          |            |            |
|----|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
|    | 1          | 2          | 3          | 1          | 2          | 3          | 1          | 2          | 3          |
| a  | $S_a^{A1}$ | $S_a^{A2}$ | $S_a^{A3}$ | $S_a^{B1}$ | $S_a^{B2}$ | $S_a^{B3}$ | $S_a^{C1}$ | $S_a^{C2}$ | $S_a^{C3}$ |
| b  | $S_b^{A1}$ | $S_b^{A2}$ | $S_b^{A3}$ | $S_b^{B1}$ | $S_b^{B2}$ | $S_b^{B3}$ | $S_b^{C1}$ | $S_b^{C2}$ | $S_b^{C3}$ |
| c  | $S_c^{A1}$ | $S_c^{A2}$ | $S_c^{A3}$ | $S_c^{B1}$ | $S_c^{B2}$ | $S_c^{B3}$ | $S_c^{C1}$ | $S_c^{C2}$ | $S_c^{C3}$ |

위 표에서 예를 들어  $S_c^{A2}$ 는 C국의 거주자가 A국에서 발행·거래되고 있는 주식에 투자함으로써 발생하는 세후투자수익율을 나타낸다. 위 표에서 만일 A국에서 발행·거래되고 있는 국공채에 대해 a가 투자하여 얻은 세후투자 수익율이 b 또는 c가 투자하여 얻은 세후투자수익율과 동일하다면 “A국의 국공채에 대한 자본수입의 중립성은 달성되었다”고 말할 수 있을 것인 바, 이를  $S_a^{A1} = S_b^{A1} = S_c^{A1}$ 으로 표기할 수 있을 것이다. 같은 방식으로 주식 및 포트폴리오자산에 대한 자본수입의 중립성도 다음의 요건이 충족될 때 달성된다고 할 수 있을 것이다.

$$S_a^{A2} = S_b^{A2} = S_c^{A2} \quad S_a^{A3} = S_b^{A3} = S_c^{A3}$$

그러나, 만일  $S_a^{A1} = S_c^{A1}$ 은 성립하나  $S_a^{A1}$ 과  $S_b^{A1}$ 이 동일한 값이 아니라면 양자의 차이는 A국의 국공채에 대한 자본수입의 비중립성의 크기를 나타낸다고 할 수 있을 것이다. 이러한 논리에 기초로 두고 A국 국공채의 자본수입의 비중립성의 크기(DTNCI<sup>A1</sup>)를 「A국 국공채에 대한 국내투자자의 세후투자수익율과 해외투자자의 세후투자수익율의 차이의 평균값」으로 정의하기로 하자. 즉  $DTNCI^{A1} = (|S_a^{A1} - S_b^{A1}| + |S_a^{A1} - S_c^{A1}|)/2$  같은 방식으로 A국의 주식과 포트폴리오자산의 자본수입의 비중립성의 크기<sup>40)</sup> (즉, DTNCI<sup>A2</sup>와

40) 비중립성의 크기를 표준편차(standard deviation) 개념이 아닌 절대편차(absolute deviation)의 개념을 사용하여 정의하는 이유에 대한 이론적 설명은 본인의 박사학위논문 pp75~78 참조.

DTNIC<sup>A3</sup>)를 아래와 각각 표현할 수 있다.  $DTNIC^{A2} = (|S_a^{A2} - S_b^{A2}|) / 2$

$$DTNIC^{A3} = (|S_a^{A3} - S_b^{A3}| + |S_a^{A3} - S_c^{A3}|) / 2$$

또한 A국의 자본수입의 중립성은 국공채, 주식, 포트폴리오 자산에 대한 자본수입의 중립성의 산술평균으로 정의하기로 하자. 즉,  $DTNIC^A = (DTNIC^{A1} + DTNIC^{A2} + DTNIC^{A3}) / 3$

이러한 조작적 정의는 B국과 C국의 자본수입의 중립성에 대해서도 똑같이 적용될 수 있으므로 그 내용을 다음의 관계식으로 정리할 수 있다.

$$DTNIC^B = (|S_b^{B1} - S_a^{B1}| + |S_b^{B1} - S_c^{B1}| + |S_b^{B2} - S_a^{B2}| + |S_b^{B2} - S_c^{B2}| + |S_b^{B3} - S_a^{B3}| + |S_b^{B3} - S_c^{B3}|) / 6$$

$$DTNIC^C = (|S_c^{C1} - S_a^{C1}| + |S_c^{C1} - S_b^{C1}| + |S_c^{C2} - S_a^{C2}| + |S_c^{C2} - S_b^{C2}| + |S_c^{C3} - S_a^{C3}| + |S_c^{C3} - S_b^{C3}|) / 6$$

더 나아가 전세계의 자본수입의 중립성은 DTNIC<sup>A</sup>, DTNIC<sup>B</sup>와 DTNIC<sup>C</sup>의 평균값으로 정의할 수 있을 것이다. 여기서 한가지 유념할 것은 어느 국가의 자본수입의 중립성을 그 국가의 각 자산의 자본수입의 중립성의 평균으로 정의할 때 각 자산은 다른 자산의 일부를 포함한 포트폴리오 형태의 자산이 되지 않도록 하는 것이 바람직하다는 것이다. 다시 말해 <표 3>에서 만일 자산3이 자산1(국공채)과 자산2(주식)의 포트폴리오 형태의 자산일 때는 자산3은 각 국가의 자본수입의 중립성을 정의할 때 제외하는 것이 바람직하다는 것이다<sup>41)</sup>.

위에서 논의한 바와 같은 방식으로 <표 3>에서 자본수출의 중립성에 대한 개념 정의를 할 수 있을 것이다<sup>42)</sup>.

41) 그 이유에 대하여는 전개한 본인의 박사학위 논문 pp231~232 참조.

42) 이에 대한 자세한 논의는 전개한 본인의 박사학위 논문 pp74~75 참조.

## &lt;附錄 2&gt;

한국과 G7 국가의 투자할인율 산출모델에 사용된 주요 세율 등의 값

| 세율 등       | 한국  | 캐나다    | 프랑스  | 독일    | 이태리   | 일본            | 영국    | 미국     |
|------------|-----|--------|------|-------|-------|---------------|-------|--------|
| $t_y$      | 0.2 | 0.486  | 0.25 | 0.538 | 0.125 | 0.2<br>(0.5)* | 0.4   | 0.4602 |
| $t_g$ (채권) | 0   | 0.3645 | 0.26 | 0     | 0     | 0             | 0     | 0.4602 |
| $t_g$ (주식) | 0   | 0.3645 | 0.26 | 0     | 0.125 | 0.26          | 0.4   | 0.2    |
| $\theta$   | 1   | 1.276  | 1.5  | 1.941 | 1     | 1             | 1.111 | 1      |
| $t_c$      | 0   | 0      | 0    | 0     | 0     | 0             | 0     | 0      |

\*: 일본은 채권 이자소득에 대하여는 20%의 완납적 원천징수를 허용하나, 주식 배당소득은 종합과세 대상으로서 완납적 원천징수가 허용되지 않으므로 本稿의 가정상 개인 소득세의 최고 구간의 누진세율을 적용함.

## 참 고 문 헌

- 이경근, 「국제금융시장의 구조적 변화에 따른 국제조세정책의 합리적 운용방안」, 『월간조세』, 2003.10.
- 이준구, 「재정학」, 다산출판사, 2002.
- Alworth Julian S., Taxation and Globalisation of Financial Markets, In: Financial Markets and Capital Income Taxation in a Global Economy, London: Elsevier Science, 1998.
- Frenkel, Jacob A., RAZIN Assaf, SADKA Efraim, International Taxation in an Integrated World, Cambridge, Mass.: MIT Press, 1991.
- International Bureau of Fiscal Documentation, Investment Funds, Amsterdam: IBFD, 1990.
- King Mervyn A., Fullerton, Don, Taxation of Income from Capital: a Comparative Study of the United States, United Kingdom, Sweden and West Germany, Chicago, Ill: University of Chicago Press, 1984.
- Lee, Kyung Geun, *Tax Policy Options for Enhancing Neutrality in the International Financial Markets - By using a method for measuring tax non-neutrality*, 2002, Institut d'Etudes Politiques de Paris, Fondation, Nationale des Sciences Politiques.
- OECD, Taxing Profits in a Global Economy, Paris: OECD, 1991.
- OECD, Taxation and Household Saving, Paris: OECD, 1994.
- OECD, Tax Database, Paris: OECD, 2000.

# ***Review of Fiscal Studies***

A Biannual Journal Published by the Korea Institute of Public Finance

---

Vol. 10, No. 1

December 2003

---

## Direct or indirect tax instruments for regional economy: A multi-regional CGE analysis for Korea

Haemyoung Ji

It is well-known that the notion of Harberger's super-neutrality conjecture that tax policy may be not an effective government tool for economic growth. Nevertheless, this study provides the empirical ground that the conjecture is not consistent with the Korean economic situation by suggesting that changes in indirect tax rate have more impact on regional economic growth than those in direct tax rate. The result of this study is based on the static and dynamic CGE(computable general equilibrium) model simulation composed of six regional economies and the central government. The findings suggest that a flexible mix of direct and indirect taxation can be a plausible means to the regional economic growth. They also suggest the policy implication about the hot debate between the central government and regional governments on the delegation of tax. It is desirable that the Korean government delegates a part of authority for indirect taxation, not direct taxation, to the regional government for the regional economic growth. Particularly, this suggestion may be persuasive

because the current regional development instruments, mainly based on direct taxation, do not generate the balanced economic growth across regions.

## Analysis of the Double-bounded Contingent Valuation Model Using Sample Selection Model

Seung-Hoon Yoo

The contingent valuation (CV) method is the most widely employed technique in valuing public goods. Modeling households behavior with the data from a (CV) survey is often complicated by sample non-response, which can cause non-response bias and sample selection bias, leading to inconsistent parameter estimates and a distorted mean willingness-to-pay estimate.

The objective of this paper is to explore a model that produces consistent parameter estimates and unbiased population willingness-to-pay (WTP) estimates when estimating a WTP equation using double-bounded dichotomous choice (DBDC) data collected by a CV survey. To this end, this paper applies the sample selection model to estimating a WTP equation and compares the results with those from a model that assumes no sample selection bias. The model is consistent under the presence of sample selection bias, thus differences between estimates in the models can be interpreted as evidence of sample selection bias problems.

This study reports the results of empirical tests for both biases using household survey data in which the DBDC-CV question involved the benefit of a tap water quality improvement policy. The results indicate that both non-response bias and sample selection bias are detected in the sample. To correct for sample selection bias, a sample selection model is employed. In this specific case study, failure to correct for both non-response bias and sample selection bias would distort the aggregate

benefits of the proposed policy upward by 54.64%. This implies that the proposed DBDC-CV sample selection model performs well when non-response bias and sample selection bias are present, giving essentially unbiased estimates of the parameters in the model and of population WTP.

## A Study for Measuring International Tax Non-Neutrality: Focusing on Individual Portfolio Investment of Korea and G7 Countries

Kyung Geun LEE

Capital Export Neutrality(CEN) and Capital Import Neutrality(CIN) have been widely recognised as a pair of important criteria under which the neutrality or efficiency of a certain tax policy can be evaluated. However, the number of studies attempting to quantify CEN or CIN of a country(or some countries) with a view to identifying the degree of tax neutrality or efficiency of such a country(or countries) has been quite limited.

With a series of theoretical analyses and reasoning, this study, based on the King-Fullerton's methodology for obtaining Marginal Effective Tax Rates, has developed a method for measuring the degree of Capital Export Non-neutrality(Non-CEN) or Capital Import Non-neutrality(Non-CIN) of a country, and then actually computed the degree of Non-CEN and Non-CIN of G7 countries plus Korea as of the end of Year 2000 in case where individual investors of the above countries are involved in international portfolio investment.

The result showed that Germany and Canada have the biggest tax non-neutrality, whilst Japan, Italy and France have the least tax non-neutrality among countries compared. Korea is estimated to have the average value for tax non-neutrality.

This study was also intended to find the impact of Real Name Financial Transaction System(which was reintroduced in Korea in 2001) on Korea's Non-CEN or Non-CIN. It was found that the above system had increased Korea's tax non-neutrality of investment in public bonds. On the other

hand, it decreased Korea' s tax non-neutrality of investment in stocks.

The simulation result of this Study demonstrates that the degree of tax information exchange among countries is one of the factors giving significant impact on international tax neutrality.

## 원고작성 요령

1. 원고는 한글과 한자를 섞어서 작성한다. 한자는 원칙적으로 학술용어, 전문용어, 고유명사 및 문장의 중심어구를 표기할 때 또는 한글로 표기하였을 때 뜻이 분명하지 않거나 문맥을 빨리 이해할 수 없는 경우에 한하여 사용한다.
2. 외래어는 ‘외래어 표기법’에 따라 적는 것을 원칙으로 한다. 단 인명, 지명 등이 한자로 표시된 경우, 인용논문의 저자 이름을 표기할 경우 또는 적절히 국문으로 바꿀 수 없는 특수 학술용어 등은 외래어를 그대로 적을 수 있다.
3. 표와 그림의 내용은 본문이나 참고문헌 등을 참조하지 않고, 표나 그림만을 보고 이해할 수 있도록 작성하여야 한다.
4. 각주의 기입사항은 저자명, 서명, 발행지명, 발행연도, 페이지수 등의 순서대로 적는 것을 원칙으로 하나, 인용논문을 표기할 때 간단한 경우는 각주로 처리하지 않고 본문 중에서 ‘저자명(출판연도)’의 형태로 쓸 수 있다.
5. 본문과 각주에서 언급된 모든 문헌의 자세한 정보는 논문 말미의 참고문헌에서 밝힌다. 본문과 각주에서 언급되지 않은 문헌은 참고문헌에 포함하지 않는다. 참고문헌은 국내문헌 또는 한자로 표기한 외국문헌을 각각 저자명에 따라 가나다순으로 먼저 기재하고, 이어서 서양문헌을 저자의 성(last name) 또는 기관명에 따라 ABC순으로 기재한다.
6. 기타 세부 편집사항은 『재정연구』 편집위원회의 규정에 따른다.

## 『재정연구』 원고모집

1. 『재정연구』는 재정을 비롯하여 노동, 환경, 농업 등 **광범위한 분야**의 경제학 관련 학술논문을 모집하고 있습니다(『재정연구』에 제출하는 논문은 다른 국내외 학술지에 게재되었거나 심사중이지 않은 것이어야 합니다).
2. 『재정연구』는 ‘**연구논문**’과 ‘**정책논문**’ section으로 나뉘어지며, 매호 3~4편의 연구논문과 1~2편의 정책논문을 게재할 예정입니다(논문을 투고하실 때 연구논문, 또는 정책논문 여부를 알려주시기 바랍니다).
3. 제출되는 논문에 대해서는 전문 학술지가 요구하는 **referee** 과정을 거치게 되며, 채택된 원고에 대해서는 논문 1편당 **300만원**의 원고료를 지급합니다.
4. 저희 한국조세연구원에서는 『**東湖논문상**』을 제정하였습니다. 이 상은 『재정연구』에 실린 1년 동안의 논문 중 최우수논문 1편, 우수논문 1편에 수여되며 부상으로 각각 **200만원**과 **100만원**이 추가로 지급됩니다(최우수논문이 없을 경우 우수논문 2편을 선정합니다).
5. 『재정연구』에 투고하는 논문은 제목(국문, 영문), 저자명(국문, 영문, 한문), 본문, 국문초록(한글 400자 이내), 영문초록(영문 200단어 이내), 참고문헌으로 구성되어야 하며, ‘ ’ 또는 MS Word 파일(이외의 파일은 원고출력분 3부)로 제출하시기 바랍니다.
6. 『재정연구』는 연속간행물로서 원고는 특정 마감일 없이 **항시 모집**하고 있습니다.
7. 논문은 e-mail 또는 일반우편으로 받으며 주소는 아래와 같습니다.  
e-mail : junkim@kipf.re.kr  
팩 스 : (02) 2186-2066  
일반우편 : 서울특별시 송파구 가락동 79-6 한국조세연구원 ☎138-774  
김정훈(『재정연구』 편집위원장)
8. 기타 투고 및 편집에 관한 자세한 사항은 김정훈 박사(2186-2228, junkim@kipf.re.kr)에게 문의하여 주시기 바랍니다.