

財政研究

Review of Fiscal Studies

第9卷 第1號(通卷 16號)

2002年 12月

目 次

論文	우리나라 도시가구의 지니계수 추정에 관한 연구 성명재 ...	1
	금융부문 발전과 기업투자 신선우·이훈현 ...	39
	배당이 주식수익률에 미치는 영향..... 윤종인 ...	77
	최적정부조달을 위한 이론적 고찰 주노중 ...	105
英文抄錄	137

우리나라 도시가구의 지니계수 추정에 관한 연구: 편익검정과 편익교정 전후의 지니계수 비교를 중심으로

성 명 재*

요 약

우리나라에서 미시서베이자료로는 통계청의 도시가계조사자료가 대표적이다. 이 자료는 오랜 기간에 걸쳐 축적되고 소득·소비 관련 정보가 자세히 수록되어 있어 실증 연구에 많이 활용되고 있다. 본 연구의 결과, 이 자료는 계절편의와 선택편의를 지니는 것으로 나타났다. 따라서 계절편의와 선택편의를 적절히 제거하지 않는다면 편익추정치를 얻게 되어 연구결과의 신뢰성을 보장할 수 없다. 일례로 계절편의와 선택편의를 조정하지 않은 통계청의 연구에 따르면 경제위기로부터 벗어나기 시작한 1999년의 지니계수가 1998년보다 높은 반면, 이들 편의를 제거한 후에 추정된 지니계수는 통계청과 반대로 다소 하락하였다. 1999년에 실업률이 하락하였으므로 지니계수도 하락하였다고 보는 것이 상식에 부합된다. 이러한 차이는 바로 계절편의와 선택편의에 기인한다. 특히 경제위기처럼 경제구조가 급변하는 시점에서는 계절편의와 선택편의가 분석결과에 미치는 영향이 커지는 특성을 지니는 것으로 판단된다.

* 한국조세연구원 연구위원

I. 서 론

경제위기 이후 소득분배에 대한 관심이 높아지면서 각종 미시자료를 활용한 소득분배와 조세귀착 등에 관한 연구가 많이 이루어지고 있다. 그런데 분석에 사용된 자료의 특성에 대한 편의(bias) 검정이 제대로 이루어지지 않아 추정결과와 일치성 여부가 문제시되는 경우가 비일비재하다. 만약 자료의 특성상 계절성(seasonality)이나 표본선택편의(sample selection bias)가 존재한다면 분석결과가 편의를 가지게 되므로 추정결과와의 해석에 있어 신중한 주의가 요청된다¹⁾.

예를 들면, 통계청에서 1991년, 1996년, 2001년 세 차례에 걸쳐 전가구를 대상으로 표본조사한 가계소비실태조사자료의 경우, 피조사대상자(가구)로 하여금 2개월 동안 가계부 형식의 조사서를 작성하도록 하여 소득·소비 관련 사항을 조사하여 보고하고 있다. 이 자료는 표본의 포괄범위가 전가구를 대상으로 하고 있을 뿐만 아니라 표본도 상당히 많다는 점에서 유용성이 크다. 그렇지만 극히 단기간을 대상으로 하여 조사되기 때문에 자료 자체가 계절성을 지닐 수밖에 없는 개연성이 높다²⁾. 조사대상기간이 연간통계의 평균치를 나타내는 시점이라면 나름대로의 의미를 가질 수 있겠지만 만약 그렇지 않다면 문제는 상당히 심각하다. 계절성에 의한 오차를 무시하고 연간단위로 소득·소비를 환산하여 연간 세부담이나 소득분배 문제를 분석한다면 이는 필연적으로 계절성으로 인한 분석의 편의를 지니게 된다. 만약 그러하다면 상기 자료는 자료 자체가 지니는 가치에 비해 그만큼 활용도가 제한될 수밖에 없다는 한계

-
- 1) 물론 편의가 존재하더라도 절대수준이 무시할 수 있을 정도로 매우 작으며, 접근적으로도 무시할 수 있는 경우라면 별문제가 아닐 수 있지만 일반적으로 편의는 접근적으로도 0에 수렴하지 않는 경우가 많아 문제가 될 수 있다.
 - 2) 가계소비실태조사자료가 계절성을 가지는지의 여부에 대해서는 가계소비실태조사자료의 원시자료가 조사·수집되는 4~5월경의 소득·소비패턴이 그외의 계절에서 나타나는 소득·소비패턴과 동일한지의 여부를 검정해보아야 한다. 그런데 가계소비실태조사보고는 여타의 월에 대한 정보를 가지고 있지 않기 때문에 계절성 검정을 위해서는 다른 자료를 활용할 수밖에 없음에 유의할 필요가 있다.

를 지니게 된다.

본 연구에서는 바로 이러한 점에 초점을 맞추어 대부분의 기존 연구에서 간과하였던 계절성과 선택편의를 점검하여 분석편의의 원천을 파악해보고 계절편의와 표본선택편의가 분석결과에 미치는 영향을 살펴본다. 그리고 최종적으로 도시가계조사 원시자료를 사용하여 지니계수를 추정하여 지난 20년간의 우리나라 소득분배구조의 변화를 살펴본다.

II. 우리나라 미시자료의 종류와 검정방법

1. 자료의 종류

가. 자료의 종류

도시가계조사자료는 우리나라 도시가구의 소득분배 및 세부담 분포, 소득·소비지출 패턴 등을 연구하는 데 있어 매우 중요한 정보를 제공해주고 있다. 통계청에서는 도시가구를 대상으로 층화무작위추출 방법으로 표본을 추출하여 매월 가계부 형식의 자료를 조사·수집하고 분기별로 자료를 작성하여 발표·제공하고 있다. 이 자료는 1960년대부터 집계자료의 형태로 기초자료가 제공되고 있으며 1982년도분부터 원시자료가 제공되고 있다. 이 자료는 현재 실증연구에서 가장 널리 사용되고 있다.

그 밖에 이와 유사한 자료로는 통계청이 1991년부터 5년 주기로 조사·발표하는 가계소비실태조사자료가 있으며, 흔히 대우패널로 지칭되는 한국가구경제활동조사자료(Korean Household Panel Study, 이하 KHPS로 칭함), 한국노동연구원에서 1998년부터 비농촌지역에 거주하는 가구를 대상으로 구축하고 있는 한국노동패널 등이 있다.

가계소비실태조사자료의 경우 조사대상이 전국민으로 매우 광범위하다는 장점을 지니고 있다. 그렇지만 조사대상 기간이 2개월에 불과하므로 이를 연간

으로 환산할 경우 자료의 계절성(seasonality)이 의심된다. 이에 따라 계절 편 의가 예상될 뿐만 아니라 현재까지 1991년, 1996년 2001년의 세 자료만이 이 용가능하여 자료활용에 다소 제약이 있다. 한편 KHPS는 패널자료로서 상당히 큰 의미를 지니면서 수집·조사가 이루어졌으나 현재 해당 자료는 단종됨에 따라 최신자료를 입수할 수 없어 활용도가 제한되고 있다. 한국노동패널도 패 널자료로서 상당히 큰 의미를 지니고 있다. 그렇지만 조사가 시작된 기간이 일천하기 때문에 과거의 추세를 분석할 수 없다는 단점이 있다.

도시가계조사자료의 경우에는 매년 일정 비율만큼 표본가구를 새로이 개편 한다. 따라서 도시가계조사자료는 형식상 패널자료의 형태를 취하고 있지만 사실상 횡단면자료를 여러 해에 걸쳐 축적해 놓은 것과 크게 다르지 않다. 도 시가계조사자료는 형식상 패널자료의 형태를 취하였지만 실질적으로는 횡단면 자료라고 할 수 있다. 도시가계조사의 원시자료는 1982년도분부터 이용가능하 기 때문에 과거의 추세분석시에도 상당히 풍부한 정보를 제공해준다는 점에서 자료의 이용가능성과 가치가 상당히 높다. 물론 한국노동패널의 자료 축적기 간이 현재보다 현저히 길어지게 되면 상기 자료보다 효용성이 더 높아지겠지 만 현 시점에서는 도시가계조사자료만큼 풍부한 자료를 제공해주는 것이 별로 없다고 하겠다³⁾.

나. 계절성 및 표본선택편의

계절성이나 선택편의란 모두 모집단의 분포와 표본분포가 서로 일치하지 않 음으로써 분석결과와 일치성을 보장하지 못하게 되는 문제점을 발생시킨다는 점에서 중요성을 가진다. 이는 모집단의 특성을 대표할 수 있도록 표본이 무 작위적으로 추출되지 않았거나 자료의 가공 또는 수집 과정에서 특정한 집단 이나 부류로부터의 표본추출률이 실제의 비중보다 과다 또는 과소하게 됨으로 써, 전체 표본의 특성과 분포가 모집단과 상이해지게 되는 경우를 의미한다.

3) 그렇다고 이러한 논의가 반드시 도시가계조사자료가 최선임을 의미하는 것은 아님 에 유의하기 바란다.

계절성은 흔히 소득·소비의 흐름이 연중 균등하지 않게 발생하기 때문에 나타나는 현상이라고 할 수 있다. 이를테면 설날이나 추석 직전에 소비지출이 급격히 증가한다거나 또는 연말에 성과급여가 집중적으로 지급되면서 연말이 속한 4/4분기의 소득흐름이 여타 분기에 비해 현저히 높아지게 되는 경우 등을 예로 들 수 있다. 계절성은 평균과 같은 집계변수(aggregate variable)의 값이 계절별로 차이가 나는 형태로 나타나기도 하지만, 평균값은 같더라도 개별 자료의 분포도가 계절별로 상이해지는 경우에도 계절성이 나타난다.

선택편의에 의한 오류는 여러 요인에 의해 초래되지만 자료수집·조정 과정에서 나타나는 경우가 상당히 많다. 자료수집을 위한 조사서를 배포하여 수거할 때 배포한 수만큼 자료가 모두 수집되는 것은 아니다. 조사서가 수거되지 않는 경우가 무작위성을 띠다면 자료수집 과정에서 선택편의가 발생하지 않는다고 할 수 있다. 그렇지만 만약 조사서가 미수거되는 패턴이 특정 지역이나 특정 소득계층에서 현저히 많이 나타나거나 또는 특정 산업이나 직종 등에 집중되어 있다면, 수거된 조사서에 의거한 표본자료는 모집단의 특성을 제대로 반영한다고 보기 어렵다.

우리나라에서는 도시가계조사자료, 가구소비실태조사자료 등 무수히 많은 미시자료를 사용하여 소득분배나 세부담 분석, 소비지출, 저축 행태 등의 상당히 많은 연구를 축적하여 왔다. 그러나 그러한 연구 중 계절성이나 선택편의의 문제를 명시적으로 고려하여 분석한 연구는 별로 없다.

만약 다행히도 분석에 사용되는 자료에서 계절성이나 선택편의가 나타나지 않는다면 이를 고려하지 않은 기존의 연구방법과 결론들이 타당성을 가질 것이다. 그렇지만 반대의 경우라면 분석에 앞서 자료의 계절성을 제거 또는 연간단위로 합산하거나, 선택편의가 발생하지 않도록 적절히 자료를 가공·조정해 주어야 한다.

상기의 자료 가운데 가계소비실태조사자료의 경우에는 조사대상기간이 특정 시점에 국한⁴⁾되어 있다. 따라서 이 자료는 여타 계절에 대한 정보를 전혀 담

4) 이를테면 2001년 자료의 경우 2001년 4~5월을 대상으로 하고 있다.

고 있지 않기 때문에 계절성이 의심되더라도 해당자료로부터 직접 계절성 검정을 하는 것 자체가 불가능하다⁵⁾.

그 밖에 KHPS와 한국노동패널은 나름대로 각기 가치가 높은 정보를 담고 있기 때문에 선택편의와 계절성 검정에 있어 유용한 정보를 제공해줄 수 있을 것이다. 다만 KHPS는 이미 단종이 되어 최근 정보 활용에 문제가 있고 한국노동패널은 시계열이 짧기 때문에 장기적인 관점에서 지니계수의 변화추이를 살펴보는 데 있어서는 한계가 있다. 따라서 선택편의 및 계절성 검정과 지니계수의 추이변화를 동시에 추구하는 본 연구에서는 후자의 목적 충족에 다소 어려움이 있기 때문에 이들 자료를 분석하지 않기로 하며 추후의 연구에서 각종 미시자료의 비교·통합(merge) 가능성을 연구하는 등의 보완연구를 통해 수행하도록 한다.

도시가계조사자료의 경우에는 비교적 자료의 축적기간도 길고 분기별로 분류한 월별조사자료로 구성되어 있기 때문에 계절성이나 선택편의의 오류를 점검하는 것이 용이하다. 본 연구에서는 도시가계조사자료를 대상으로 상기의 문제를 점검한다⁶⁾.

2. 검정통계량 : Q지수

가. 개 요

본 연구에서는 Yitzahki and Lerman(1991)이 제안한 Q지수를 원용하여 계절성이나 선택편의를 검정하기 위한 검정통계량(test statistic)으로 사용한다.

분석에 사용되는 자료의 분포가 선형적으로 연구자(researcher)에게 알려져 있다면 계절성이나 선택편의의 존재 여부를 파악하는 것이 매우 용이하다. 이

5) 다음 장의 도시가계조사자료의 연구결과를 원용해볼 때 계절성이 심각할 것으로 추정된다.

6) 한국노동패널자료의 경우에도 본 연구에서 채택하는 방법을 이용하여 도시가계조사자료를 대상으로 수행하는 검정방법을 그대로 원용하여 분석할 수 있다.

경우 표본분포가 모집단 분포에 얼마나 근사(近似)한지를 검정하면 계절성과 선택편의의 존재 여부를 추론할 수 있다. 이를 위한 방법은 매우 많은데 그 가운데 대표적인 것의 하나는 표본자료로부터 추정된 경험누적확률분포(empirical cumulative probability distribution)를 비교하는 방법이다.

그러나 현실에서는 분포에 대한 정보를 사전적으로 알기 어려운 경우가 대부분이다. 도시가계조사를 비롯하여 거의 모든 미시자료 역시 모분포(population distribution)에 대해서는 거의 알려진 바가 없다. 따라서 이론적인 우월성에도 불구하고 미시자료의 분포를 활용하여 직접 계절성 및 선택편의를 검정하는 것은 불가능하다. 그러므로 모집단의 분포에 대한 정보를 사용하지 않는 비모수적(nonparametric)인 방법을 이용하여 검정하는 방법을 고안할 필요가 있다.

본 연구에서 제안하는 검정방법은 지니계수의 분해과정(decomposition of Gini coefficients)에서 나타나는 Q지수(index)를 응용하여 bootstrap의 방법으로 검정통계량을 설정하거나 또는 신뢰구간을 추정하여 가설검정을 실시하는 것이다. Q지수는 본래 어떤 집단의 자료구성이 얼마나 계층화(degree of stratification)되어 있는지를 측정(measure)하는 지수이다. 아래에서는 지니계수의 분해와 Q지수의 특성에 대해 소개하면서 검정통계량으로서의 특성을 살펴본다.

나. 지니계수의 분해와 Q지수

지니계수를 특성별료, 또는 그룹간·그룹내의 소득불평등도를 중심으로 분해할 수 있다. 분해방법은 연구에 따라 매우 다양한데 Pyatt(1980)의 방법이 대표적이며 그 밖에도 Yitzahki and Lerman(1991)과 Yitzahki(1994)의 방법이 있다.

전자의 방법에 기초한 지니계수의 분해방법은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 G &= \sum_{s=1}^k G_s p_s \pi_s + \sum_{s=1}^k \sum_{t>s}^k \left(\frac{y_t - y_s}{y_s} \right) \pi_s p_t + L \\
 &= \sum_{s=1}^k G_s p_s \pi_s + \frac{1}{\mu} \sum_{s=1}^k \sum_{t>s}^k (y_t - y_s) p_s p_t + L
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

여기서, y 는 소득, G_s 는 s 번째 집단($s=1, 2, \dots, k$)의 지니계수, π_s 는 s 번째 집단의 소득비중, p_s 는 s 번째 집단의 인구비중, μ 는 소득의 전체 평균을 나타낸다.

위의 식에서 첫째, 둘째, 셋째 항은 각각 집단내 요소(within-group component), 집단간 요소(between-group component), 중복요소(overlapping component)라고 한다. 집단내 요소는 소득비중을 가중치로 계산한 각 소집단 지니계수의 가중평균, 집단간 요소는 집단간 평균소득 격차에 따른 지니계수를 의미한다. 중복요소는, 지니계수가 앞의 두 가지 요소로 정확히 분해되지 않는 나머지(residual)의 성격을 지니는 것으로 집단간의 중복성 또는 동질성을 나타낸다고 할 수 있다.

후자의 방법에 의한 지니계수의 분해방법은 흔히 Yitzahki 분해(Yitzahki decomposition)라고도 불리기도 한다⁷⁾. 아래의 식 (2)는 Yitzahki 분해를 보여 주는데, 지니계수를 구성하는 우변의 세 항은 각각 순서대로 집단내 요소, 집단간 요소, 계층화 요소(stratification component)의 세 가지를 나타낸다. Yitzahki 분해에서의 집단내 요소와 집단간 요소는 Pyatt 분해의 그것과 다름에 유의할 필요가 있다.

$$G = \sum_{s=1}^k G_s \pi_s + \frac{2\text{cov}(\bar{y}, \bar{F})}{\mu} + \sum_{s=1}^k \pi_s G_s Q_s (p_s - 1) \quad (2)$$

$$\text{단, } Q_s = \frac{\text{cov}_s[(F_s - F_{N_s}), y]}{\text{cov}_s(F_s, y)} \quad (3)$$

F_s 는 s 번째 집단내에서 소득을 기준으로 분류한 위계수(rank)를 정상화(normalization)한 것으로 누적비의 형태로 나타내어 0과 1 사이의 값을 가지는 상대위계수를 나타낸다. F_{N_s} 는 s 번째 집단내의 한 개인을 대상으로 s 번째 집단을 제외한 나머지 모든 집단 내에서 소득을 기준으로 분류한 상대위계수, \bar{F} 는

7) 이에 대한 보다 자세한 설명은 Milanovic(1998)를 참조하기 바란다.

각 집단의 평균소득을 기준으로 분류한 s 번째 집단의 상대위계수, \bar{y} 는 s 번째 집단의 소득평균을 나타낸다.

위의 식에서 첫째, 둘째, 셋째 항은 각각 집단내 요소, 집단간 요소, 계층화 요소에 의한 지니계수 구성요소를 나타낸다. Pyatt분해에서와 마찬가지로 Yitzahki분해의 집단내 요소는 소득비중 기준의 각 소집단 지니계수의 가중평균, 집단간 요소는 집단간 평균소득 격차의 지니계수를 의미한다. 단, Yitzahki분해의 집단간 요소는 Pyatt분해의 집단간 요소보다 그 값이 작음에 유의할 필요가 있다. 계층화 요소는 모집단 가운데 각 집단의 계층화 정도를 나타내는 것으로 집단내 요소와 인구비를 가중치로 사용한 Q지수(Q index)의 가중평균값이다.

다. Q지수의 특성

Q지수는 어떤 한 집단이 전체 모집단에서 계층(stratum)을 이루는지의 여부를 나타내주는 지수(index)의 역할을 한다. Yitzahki and Lerman(1991)은 Q지수의 특성을 다음과 같이 설명하고 있다.

첫째, Q_s 지수는 -1과 1 사이의 값을 가진다; $-1 \leq Q \leq 1$.

둘째, s 번째 집단 외의 어떠한 관측치도 소득이나 기타 기준이 되는 변수(variate)를 기준으로 할 때 s 번째 집단의 범주 내에 들어오지 않는다면 s 번째 집단의 Q_s 는 1의 값을 가진다. 즉, s 번째 집단의 범주(domain)와 기타 범주 간에 아무런 중복(overlap)도 없는 경우를 말한다. 이는 s 번째 집단이 그 자체로서 순수하게 완전히 동질적(homogeneous)인 계층을 형성함을 의미한다. 즉, s 번째 집단과 여타 집단은 각각 100% 이질적인 범주에서 추출되었다고 할 수 있다.

셋째, 다른 집단의 범주와 중복되는 정도가 증가할수록 Q_s 의 값은 하락한다.

넷째, 다른 집단에 속한 관측치 중 s 번째 집단의 범주와 겹치는 관측치의 총수가 일정(고정)하다고 할 때, s 번째 집단의 범주 내에 있는 여타 집단에 속한 관측치가 지니는 변수의 값이 s 번째 집단의 평균값에 가까울수록 Q_s 의 값

은 작아진다. 이는 Q_s 의 값이 여타 집단과의 중복 여부에도 민감하게 변하지만 중복되는 수준의 차이에 의해서도 영향을 받음을 의미한다.

다섯째, s 번째 집단의 범주 및 구성이 여타 집단과 완전히 동질적인 경우에는 Q_s 가 0의 값을 가진다. 이를 달리 표현하면 s 번째 집단이 모집단으로 완전 무작위적으로 추출된 경우와 마찬가지로 볼 수 있다.

여섯째, s 번째 집단의 분산도(divergence)가 여타 집단의 분산도보다 더 큰 경우에는 Q_s 가 음(-)의 값을 가진다. 이는 더 이상 s 번째 집단이 동질적인 집단이 아님을 시사한다.

일곱째, s 번째 집단이 각각 순수하게 동질적인 두 개의 소집단으로 구성되어 있고 두 집단은 각각 아무런 중복 없이 모집단의 양쪽 끝에 위치하게 되는 경우 Q_s 는 -1의 값을 가지게 된다.

Q 지수는 기본적으로 각 집단의 계층화 정도를 나타내는 지수이므로 Q 가 -1에서 1 사이의 값을 가진다고 하더라도 각 집단에 대응되는 Q 지수의 합은 반드시 0이 되지 않는다는 유의할 필요가 있다. 예를 들어 두 집단이 일정한 값을 경계로 분할을 이루면서 범주가 전혀 중복되지 않는다면 두 집단의 Q 지수는 모두 1이며, 따라서 Q 의 합은 2가 된다.

라. Q 지수를 이용한 가설검정의 가능성

이상의 특성을 기초로 할 때 계층화 요소 중 Q 는 양(+)의 값을 가질 경우 동질성이 약한 집단으로 구성되어 있음을 의미하고 반대로 음(-)의 값을 가지는 경우에는 각 집단이 각기 동질성을 많이 지니고 있다고 볼 수 있다⁸⁾. 만약 계층화 요소가 0이라면 각 집단의 구성이 완전히 동일하여 집단간의 특성 차이가 없음을 의미한다.

본래 Q 지수는 특정 집단의 계층화 정도를 나타내는 지표이다. 그런데 이상

8) Q 지수의 특성을 설명할 때와 달리 부호를 반대로 설명한 이유는 계층화 요소를 계산함에 있어 가중치 중 하나인 인구구성비 항목이 음(-)의 값을 가지기 때문임에 유의하기 바란다.

과 같이 Q지수의 특성을 고찰해본 결과, Q지수를 응용하여 계절성이나 선택편의를 검정하는 지표로서 활용할 수 있다. 전절에서 소개한 다섯째 특성으로부터 계절성과 선택편의를 검정할 수 있다. 만약 계절성이나 선택편의가 존재한다면, 이는 표본이 모집단의 특성이나 분포와 다르다는 것을 의미한다. 따라서 특정 분기의 자료가 계절성을 지녔는지의 여부나, 분기자료로부터 연간자료를 생성할 때 제외되었던 가구자료를 한 집단으로 보고, 전체 (표본)자료를 모집단으로 간주한다면 해당 집단이 모집단의 특성과 유사할수록 Q지수의 절대값이 0에 가까워지는 반면 그렇지 않다면 Q지수의 절대값은 1에 가까워지는 것이다. 바로 이 특성을 이용하여 계절성과 선택편의의 존재 여부를 모의실험을 통해 검정할 수 있다. 이는 특정 분기의 자료 또는 특정한 그룹의 자료가 계절성이나 선택편의를 가지는 경우에는 일종의 계층화를 이룬다고 볼 수 있는 반면 계절성이나 선택편의가 존재하지 않는다면 계층화를 이루지 않는다고 볼 수 있기 때문이다. 도시가계조사자료 등과 같이 분기자료로 구성된 자료로부터 연간자료를 유추함에 있어서도 이러한 방법을 통해 계절성과 선택편의를 검정할 수 있다.

Q지수를 이용하여 계절성이나 선택편의에 대해 가설검정을 실시한다고 할 때 Q의 분포 또는 해당 자료의 본래 분포를 알지 못하기 때문에 Q의 분포로부터 직접 가설검정을 실시할 수는 없다. Q의 분포를 모르기 때문에 비모수적으로 Q의 경험분포(empirical distribution)를 추정하여 가설검정을 실시하는 방법을 하나의 대안으로 제시할 수 있다. 그 방법 중 하나가 bootstrapping 방법이다. 이는 모집단의 분포를 모르기 때문에 표본이 모집단의 성격을 그대로 반영한다고 보고 이로부터 일정 비율의 소표본을 반복 추출하여 각각의 소표본을 기준으로 Q지수의 값을 추정함으로써 Q지수의 분포를 간접적으로 추정해 보는 것이다. 반복적인 모의실험 과정을 거쳐 Q지수에 대한 신뢰구간을 설정하고 표본으로부터 추정한 Q지수의 값과 신뢰구간을 비교하여 계절성이나 선택편의를 검정할 수 있다.

이론적으로는 2차원 이상의 결합분포에 대해서도 결합분포를 활용하여 Q지수를 추정할 수 있다. 그렇지만 2차원 이상의 결합분포를 대상으로 Q의 경험

분포를 구하기 위해서는 무수히 많은 수의 조건부 기대치를 포함하여야 하므로 모의실험의 횟수가 무한대로 확대되어야 할 뿐만 아니라 일치추정치를 얻기 위해 표본의 크기도 매우 커야 하는데 현실적으로 그러한 것은 실현가능하지 않다. 따라서 본 연구에서는 실증연구의 현실성을 감안하여 하나의 변수만을 대상으로 Q지수의 경험분포 구축 및 가설검정을 시행하도록 한다.

3. 검정방법

가. 계절성·선택편의와 자료가공

분석에 사용하는 도시가계조사자료는 기본적으로 분기자료를 기초로 구성되어 있다⁹⁾. 서베이조사자료의 특성상 도시가계조사자료는 매월 조사자가 피조사자를 방문하여 조사지를 수거하는 방법으로 수집되는데 대체로 회수율은 80% 수준이다.

통계청에서는 미회수된 가구의 자료에 대해 대체가구의 자료를 해당 가구의 자료인 것처럼 대체·복사하여 사용하고 있다. 그러나 누락가구와 대체가구 간의 상관관계가 밝혀져 있지 않은 상황에서 선택편의의 문제가 발생할 여지가 있다. 불행히도 자료수집 과정에서 나타나는 선택편의의 가능성은 원천적으로 자료가 단절(truncated)되어 버리기 때문에 선택편의를 검정하는 것이 현실적으로 불가능하다는 점에 유념할 필요가 있다. 물론 이론적으로 단절토빗(truncated Tobit) 모형을 사용하여 이를 보완할 수 있기는 하지만 자료단절 메커니즘이 전혀 알려져 있지 않을 뿐만 아니라 도시가계조사자료 내에도 자료단절을 유추할 수 있는 정보가 전혀 담겨 있지 않기 때문에 현실적으로는 분석이 불가능하다. 이 요인에 의한 선택편의의 검정은 본 연구의 범위를 벗어나므로 논의하지 않기로 한다.

분기자료를 연간자료로 전환함에 있어서는 조사누락 가구의 자료가 담고 있

9) 도시가계조사자료의 기본자료는 월별조사자료이지만 분기별로만 구분되어 자료가 제공되기 때문에 분기자료로 보는 것이 타당하다.

는 본래의 특성이 다른 분기의 특성과 다를 가능성이 있기 때문에 계절성이 문제가 될 수 있다. 따라서 계절성을 회피하기 위해 연간자료를 생성함에 있어 어느 한 분기라도 자료가 누락된 가구를 제외하고 네 개 분기 모두 조사자료가 확보된 가구만을 대상으로 각각의 분기자료를 합산함으로써 연간자료를 생성하는 방법을 생각할 수 있다. 이때 두 가지 문제가 제기된다. 하나는 과연 계절성이 존재하느냐의 여부이고 둘째는 계절성을 염려하여 연간자료를 생성하는 과정에서 1개 분기 또는 그 이상의 분기에서 자료가 누락된 가구가 각 분기 내에서 선택편의를 가지는지의 여부이다¹⁰⁾.

만약 네 개의 분기 중에서 최소 1개 이상의 분기자료에서 여타 자료와 다른 특성, 또는 계층화 현상을 보인다면 이는 도시가계조사자료가 계절성을 가진다는 것을 시사해준다. 이는 단순히 각 네 개 분기자료의 평균치가 일정한 범위 내에 있느냐의 여부를 따지는 것이 아니라 전체 분포 자체를 따진다는 점에서 단순히 평균이나 분산을 비교하는 가설검정과 는 상이하다.

선택편의의 경우에는 각 분기 내에서 연간자료 환산시에 제외된 가구의 자료가 그렇지 않은 가구의 자료와 분포면에서 확연히 차이가 나는지의 여부를 따지는 것으로서, 네 개 분기자료 중 최소 1개 이상의 분기자료에서, 또한 최소 1개 이상의 변수에서 선택편의의 특성을 띤다면, 계절성 제거를 위해 시도한 표본자료의 취사선택이 표본선택편의라는 또다른 오류를 나타내게 됨에 따라 그러한 방법을 이용한 자료환산은 적절한 방법이라고 할 수 없다.

본 연구에서는 1982~2000년의 분기별 도시가계조사자료를 대상으로 계절성·선택편의를 검정한다. 표본 가운데 12개월치 자료를 모두 가지고 있는 가구자료는 계절성이 없다고 할 수 있다. 그러나 그런 가구의 비중은 거의 대부분 피조사대상가구 전체의 50%에 미달하며 일부 연도의 경우에는 그런 가구의 수가 수십 가구 정도에 불과하다. 표본선택편의와 계절성 검정시에는 분기별 자료 대신 월별자료를 사용할 수 있다. 후자의 경우가 이론적·논리적으로

10) 이 경우 표본을 재구성하는 과정에서 일부의 자료가 제외되는데 이 과정에서 무작위성이 의심된다는 의미에서 표본선택편의(sample selection bias)라고도 한다.

타당함은 물론이다. 그렇지만 월별자료를 사용하여 편의를 검정하면 최소한 절반 이상 또는 거의 대부분의 표본자료가 계절조정시에 탈락됨으로써 정보유실로 인해 편의검정의 현실적인 유의성을 잃게 된다. 즉, 월별자료를 이용하여 편의검정을 하면 점근적 편의(asymptotic bias)를 제거할 수 있다는 점에서 일치성(consistency)을 보장할 수 있기는 하지만 반대로 소표본 추정오차(small sample estimation error)가 지나치게 커지기 때문에 한정표본(finite sample)에서의 검정력(power)은 그만큼 낮아진다.

실제로 월별자료로 검정하게 되면 계절조정 후의 관측치 자료가 수십개에서 수백개밖에는 남지 않는 경우가 비일비재하여 원천적으로 검정 자체가 무의미해진다. 따라서 본 연구에서는 이론과 현실을 절충하여 월별자료 대신 분기자료를 선택·사용하였다.

다만 1982~1989년과 1993년 자료의 경우에는 연도 중간에 피조사대상가구가 대폭 개편됨에 따라 분기별로 자료를 묶어서 연간자료를 환산하는 경우 최종적으로 얻게 되는 가구의 수가 모집단 대비 10~30%에 불과하며, 특히 1988년의 경우에는 1%에도 미달하는 등 표본자료로서의 의미가 거의 없어져 버린다. 따라서 불가피하게 이 기간에 대해서는 상·하반기별로 구분하여 각 반기별로 2개월치 이상 조사된 가구의 자료를 대상으로 연간자료를 생성하도록 조정하였다.

나. Q지수의 추정방법

본 연구에서 제안·검정하고자 하는 Q지수를 이용한 계절성 및 선택편의 검정방법은 모의실험에 기초한 Bootstrap방법을 토대로 하고 있다. 즉, 표본을 모집단인 것처럼 가정하고 N개의 관측치를 가진 표본으로부터 무작위로 n개의 관측치를 추출하여 각각 크기가 (N-n)과 n인 두 개의 소표본(subsamples)을 구성한다. 단, n은 추정하고자 하는 집단의 관측치의 수와 일치시킨다. 여기서 관측치가 n개인 소표본에 대해 Q지수를 추정하고 이를 별도로 기록한다. 이러한 과정을 T번 반복하면 모두 T개의 Q지수 추정치를 추정할 수 있다. 이

때 T개의 추정치를 순차적으로 재정리하여 Q지수의 검험분포를 도출할 수 있다. 이를 토대로 하위 $\alpha/2$ 및 상위 $\alpha/2$ 의 범위 내에 속하는 추정치를 제외한 나머지 구간은 귀무가설하에서의 Q의 신뢰구간으로 볼 수 있다. 위와 같은 방법을 통해 Q지수의 신뢰구간을 추정하고 만약 어떤 소그룹에 대한 Q지수 추정치의 값이 신뢰구간을 벗어나 있다면 신뢰수준 α 에서 귀무가설을 기각할 수 있다.

다. 선택편의 검정방법

1990~2000년(1993년 제외) 자료의 경우에는 각 분기자료, 그 밖의 자료연도에 해당되는 자료는 각 반기자료를 대상으로 연간자료 생성시에 포함된 가구의 자료와 그렇지 않은 가구의 자료를 구분하여 표시한다. 각 기별자료 전체를 대상으로 연간자료 생성시에 제외된 가구를 소집단으로 분류하여 해당되는 Q지수를 추정하여 별도로 기록한다.

연간자료 생성시에 포함된 관측치(가구)와 그렇지 않은 관측치를 모두 포함한 분기별(또는 반기별) 표본을 마치 모집단인 것처럼 가정하고, 이로부터 연간자료 생성시에 제외된 가구의 수만큼 무작위로 소표본을 추출하고 이에 대응되는 Q지수를 추정한다. 이 과정을 일정 수준, 이를테면 1천회 또는 5천회 반복하는 모의실험을 시행한다¹¹⁾. 모의실험을 통해 추정된 Q지수는 무작위적으로 추출된 소표본을 대상으로 추정된 수치인 만큼 확률적으로 0에 가까운 값을 가진다고 할 수 있다. 모의실험을 통해 추정된 Q지수는 선택편의가 없다는 전제(귀무가설)하에서 해당 표본에 대응되는 Q지수의 분포도를 나타낸다고 할 수 있다. 여기서 무작위로 소표본을 추출하여 모의실험을 실행하는 이유는

11) 모의실험을 1천회 이상 실시한 경우에는 모의실험 횟수와 결과의 차이 간에는 별다른 상관관계가 없었다. 본 연구는 모의실험 5천회를 기준으로 결과를 보고하였다. 참고로 2000년 자료의 경우 계절성 및 선택편의 검정을 위한 모의실험을 각각 5천회 실시함에 있어 Pentium-3 866MHz를 기준으로 각각 약 60시간 및 40여시간이 소요될 정도로 시간이 많이 소요되었다.

모집단의 분포를 모르기 때문에 선택편의가 없다는 귀무가설하에서 모의실험을 통해 모집단의 분포를 경험적으로 되살려내기 위해서다.

이러한 과정을 거쳐 실제로 연간자료 생성시에 사용된 가구의 자료를 제외한 나머지 가구를 대상으로 추정된 Q지수가 계층화 현상, 즉 무작위적으로 추출된 것이 아니라면, 모의실험을 통해 추정된 Q지수 값의 꼬리 끝부분, 즉 0에서 먼 곳에 위치하게 될 것이다. 반대로 무작위성을 띠다면 일정한 유의수준 하에서 해당 자료집단에 대응되는 Q값이 모의실험을 통해 구축한 Q의 신뢰구간 안에 위치하게 될 것이다. 귀무가설하에서 구축한 Q의 신뢰구간을 이용하여 가설검정을 시행할 수 있다.

라. 계절성 검정방법

계절성에 대한 검정방법 역시 기본적으로 선택편의의 검정방법과 동일하다. 1990~2000년(1993년 제외) 자료의 경우에는 분기자료를 대상으로, 그 외 연도의 자료에 대해서는 반기자료를 병렬적으로 모아 하나의 표본(이하 통합표본이라 칭함)으로 묶는다. 이 단계에서는 표본선택편의를 제거한 후에 계절성 존재 여부를 검정해야 한다. 그렇지 않으면 표본선택편의로 인해 계절성 검정결과를 신뢰할 수 없게 되기 때문이다.

먼저 각 분기자료(또는 반기자료)를 소집단으로 간주하여 각각에 대해 Q지수를 추정하여 검정통계치로 한다. 통합표본에 대해 각 분기자료가 무작위성을 띠는 가상적인 진제(귀무가설)하에 통합표본으로부터 각 분기별 자료의 수만큼 무작위로 자료를 추출하고 이를 소표본으로 간주하여 Q지수를 추정한 후 이 과정을 충분히 많이 반복한다¹²⁾. 무수히 많은 모의실험을 통해 얻은 Q지수의 값을 오름차순으로 정리하여 각각에 대해 동일한 상대도수(relative frequency)를 부여한다. 이러한 과정을 거쳐 귀무가설하에서 Q지수의 경험분

12) 선택편의의 경우와 마찬가지로 모의실험을 1천회 이상 실시하게 되면 추정된 신뢰구간이 모의실험 횟수에 별로 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 본 연구에서는 모의실험을 5천회한 경우를 보고하였다.

포를 얻는다. 신뢰수준을 설정하고 각 신뢰수준에 적합하도록 유의수준을 설정하고 경험분포로부터 Q지수의 신뢰구간을 구축한다.

실제의 각 분기자료를 대상으로 추정된 Q지수의 값, 즉 검정통계치가 신뢰구간에 포함되는지의 여부를 확인한다. 만약 1개 분기라도 신뢰구간에서 벗어나는 경우가 발생한다면 이는 해당 연도의 자료가 계절성을 지닌다고 할 수 있다.

III. Q지수의 신뢰구간 추정 및 가설검정¹³⁾

도시가계조사자료의 특성상 소득관련 자료의 경우에는 취업근로자가구에 대해서만 정보가 제공되고, 무직가구와 자영업자가구의 경우에는 정보가 제공되지 않는다. 반면에 소비지출자료는 가구유형에 관계없이 모두 제공되므로 선택편의와 계절성을 검정함에 있어서는 이 자료가 유리하다. 본 연구에서는 선택편의 및 계절성 검정시의 기준변수로 소득 또는 소비지출의 단일변수를 선택하였다. 물론 기준변수의 수를 늘리면 그만큼 검정결과의 신뢰도 및 검정력(power)을 높일 수 있는 장점이 있다. 그러나 본 연구의 검정결과를 미리 예기한다면 대부분의 경우 편의가 없다는 귀무가설을 기각한다. 귀무가설을 기각하는 상황하에서는 단일변수로도 충분함에 유의할 필요가 있다. 하나의 기준변수에서 귀무가설이 기각되어 선택편의 또는 계절성이 존재한다면 2개 이상의 변수에서 귀무가설이 기각되는 것은 너무도 당연하기 때문이다.

13) 본 연구는 도시가계조사자료를 대상으로 하고 있다. 그러므로 분석대상 모집단은 2인 이상의 도시가구이다.

1. 선택편의 검정

본 연구에서는 선택편의 검정시 기준변수로 소비지출을 사용하였다. 일견 소득이 소비지출보다 더 우월한 기본변수임에는 틀림없지만, 자영업자가구 중 일부는 소득추정이 불가능한 가구가 포함되어 있기 때문에 원천적으로 소득 정보를 이용할 수 없어 불가피하게 소비지출을 대리변수로 사용하였다. 왜냐 하면 자료의 신고누락이 매우 빈번하여 월별자료의 수가 몇 개밖에 되지 않는 가구의 경우에는 계절성으로 인해 사실상 소득추정이 불가능하거나 또는 소표본추정오차가 지나치게 확대되기 때문에 그렇지 않은 가구에 대한 소득추정 결과를 그대로 원용하여 사용하는 것이 적절하지 않기 때문이다.

가. 선택편의의 원천

선택편의는 자료 수집·정리단계에서 모집단의 일부가 표본공간에서 실제로 다 과소 또는 과다하게 추출되는 경우와, 계절성 제거 등을 위해 불가피하게 표본에서 탈락되는 표본으로 인해 과생되는 이차적인 경우의 두 가지가 대표적이다. 이 가운데 전자와 같이 자료 자체가 단절(truncated)되어 버리는 경우에는 직접적으로 선택편의의 존재 여부를 검정하는 것이 매우 어렵거나 불가능한 경우가 많다¹⁴⁾.

계절성 제거 또는 계절조정을 위해 각 분기(또는 상·하반기)의 자료 중 어느 하나라도 누락(missing)된 관측치를 불가피하게 탈락시킨다. 이때 후자와 같은 선택편의의 문제가 야기될 수 있다. 계절조정 과정에서 탈락되는 자료가 표본으로부터 무작위적으로 추출된다고 하면 선택편의가 발생하지 않는다. 만약 그렇지 않다면, 점근적(asymptotically)으로도 사라지지(degenerate) 않는 표본선택편의를 과생시켜 일치추정치(consistent estimates)를 얻을 수 없다.

본장에서는 상기의 두 가지 선택편의 가운데 후자를 중심으로 논의한다.

14) 다만 상기의 예 중 두 번째 경우를 통해 선택편의가 존재하는지를 간접적으로 추론할 수 있을 뿐이다.

나. 신뢰구간

표본선택편의에 대한 검정은 Sung(2002)의 연구에서 시도된 바 있다. 그의 연구에서는 선택편의가 없다는 귀무가설하에서 전체 표본으로부터 계절조정시에 표본에서 탈락된 표본의 수만큼 소표본(subsample)을 무작위로 추출하여 해당 소표본을 대상으로 Q지수를 계산하고 이 과정을 5,000회 반복시행하여 얻은 Q지수의 값을 오름차순으로 정리하여 Q지수의 경험분포(empirical distribution)를 추정하였다. 그의 연구로부터 <표 1>과 같이 95% 신뢰구간에 대한 결과를 인용하였다. 95% 신뢰구간은 오름차순으로 정리된 5,000회 모의 실험결과의 경험분포도에서 하위 2.5%째 추정치(125번째)와 상위 2.5%째 추정치(4,876번째)를 각각 하한과 상한으로 하였다.

그의 연구결과에 따르면 대부분의 연도와 분기, 또는 반기에서 상하한의 절대값은 0.03 내외인 것으로 추정되었다. 다만 1980년대 중반에는 0.025 정도로 다소 더 낮게 나타났다. Q지수의 값이 연도별·분기별·반기별로 차이가 나타나는 것은 기간별로 서로 다른 원시자료를 사용할 뿐만 아니라 표본의 수와 표본에서 탈락하는 표본자료의 수도 서로 다르기 때문이다.

다. 가설검정

각 분기별·반기별 검정통계치(<표 2> 참조)를 <표 1>의 95% 신뢰구간에 견주어 보았을 때 1982~2000년 자료 모두 최소 1개 이상의 분기 또는 반기에서 검정통계치가 신뢰구간을 벗어나는 것으로 추정되었다. 이는 통계적인 관점에서 볼 때, 분기 또는 반기 도시가계조사자료의 연간화 과정에서 표본선택편의가 나타나는 것이라고 해석할 수 있다.

일례로 2000년의 경우에는 4개 분기 모두에서 검정통계치가, 선택편의가 없다는 귀무가설하에서 구축한 95% 신뢰구간 밖에 위치하는 것으로 나타났다. 1997년 자료의 경우에는 1, 2, 4분기에서 검정통계치가 95% 신뢰구간 내에 존재하고 3분기에서만 신뢰구간에서 벗어나 유의수준 5%에서 귀무가설을 기각

하는 것으로 나타났다.

위의 두 가지 경우 모두 선택편의가 존재하는 분기에 대한 편의를 조정해 주지 않는다면, 이를 토대로 생성한 연간자료 역시 선택편의를 가지게 됨을 의미한다¹⁵⁾.

<표 1> 귀무가설하에서의 Q지수의 95% 신뢰구간

	하 한				상 한			
	상반기		하반기		상반기		하반기	
	1/4분기	2/4분기	3/4분기	4/4분기	1/4분기	2/4분기	3/4분기	4/4분기
1982	-0.03301		-0.03231		0.03413		0.03477	
1983	-0.02974		-0.02944		0.03166		0.02898	
1984	-0.02584		-0.02500		0.02615		0.02542	
1985	-0.02552		-0.02392		0.02555		0.02476	
1986	-0.02372		-0.02415		0.02373		0.02501	
1987	-0.02325		-0.02324		0.02541		0.02441	
1988	-0.02931		-0.01924		0.03039		0.02072	
1989	-0.03097		-0.03287		0.03179		0.03670	
1990	-0.02895	-0.02885	-0.03054	-0.02919	0.03079	0.02874	0.02970	0.02947
1991	-0.03119	-0.03068	-0.03178	-0.03050	0.03189	0.03084	0.03070	0.03130
1992	-0.03007	-0.02927	-0.03036	-0.03142	0.03142	0.03012	0.03111	0.03335
1993	-0.02006		-0.03113		0.02038		0.03329	
1994	-0.03058	-0.02947	-0.02906	-0.02765	0.03101	0.02903	0.02948	0.02759
1995	-0.02987	-0.02907	-0.02843	-0.02927	0.03123	0.02931	0.02995	0.02985
1996	-0.02932	-0.02896	-0.03091	-0.02866	0.03077	0.03095	0.03164	0.03005
1997	-0.02773	-0.02562	-0.02978	-0.02911	0.03657	0.03804	0.03754	0.03980
1998	-0.03128	-0.03194	-0.03150	-0.03144	0.03380	0.03147	0.03404	0.03181
1999	-0.03055	-0.02922	-0.03169	-0.03138	0.03478	0.03095	0.03209	0.03239
2000	-0.03107	-0.02886	-0.03132	-0.03135	0.03198	0.03147	0.03316	0.03190

주: Q지수의 신뢰구간은 소비지출 기준의 5,000회 반복 모의실험 추정치임.
 자료: Sung(2002) 중 Table III-2.

15) 표본선택편의의 제거방법에 대해서는 Sung(2002)에 구체적으로 소개되어 있다.

<표 2> 표본선택편의 검정을 위한 Q지수의 검정통계치

	Q지수			
	상반기		하반기	
	1/4분기	2/4분기	3/4분기	4/4분기
1982	-0.04635***		-0.00078	
1983	-0.04310***		-0.00561	
1984	-0.04095***		-0.00745	
1985	-0.03308***		0.03364***	
1986	-0.04189***		0.01081	
1987	-0.02795**		0.00293	
1988	-0.02367		0.06186***	
1989	-0.05512***		-0.01420	
1990	-0.06789***	-0.05058***	-0.07894***	-0.04546***
1991	0.02273	-0.05029***	-0.07127***	-0.04299***
1992	-0.03774**	-0.04918***	-0.06423***	-0.03142*
1993	-0.02039**		-0.02853	
1994	-0.05385***	-0.04494***	-0.05429***	-0.00164
1995	-0.06545***	-0.07217***	-0.09454***	-0.04821***
1996	-0.03428**	-0.04679***	-0.08537***	-0.03172**
1997	0.01932	-0.01638	-0.05573***	-0.01832
1998	-0.05265***	-0.04605***	-0.04846***	-0.03767**
1999	-0.05375***	-0.03763**	-0.05652***	-0.02535*
2000	-0.03650**	-0.05104***	-0.04808***	-0.04106***

주: *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 귀무가설을 기각하는 것을 나타냄.
 자료: Sung(2002) 중 Table III-4.

2. 계절성 검정

가. 계절성의 원천

계절성이란 계절별로 주기적·반복적 또는 비주기적·비반복적으로 나타나는 현상 등으로 인해 자료 특성이 서로 상이해지는 것을 일컫는다. 일례로 설날이나 추석 등과 같은 명절이나 연휴, 휴가철 등과 같이 특정 시점에서의 휴무일이나 행사 등으로 인해 경제주체의 생산·소비활동이 다른 패턴을 보이게 됨에 따라 많이 발생한다.

흔히 조세정책이나 각종 재분배정책, 임금결정 등은 연간단위를 기본단위로 이루어지는 경우가 많다. 따라서 합리적인 정책의 수립·집행을 위해서는 연간단위의 자료를 사용하여 정책효과분석을 하여야 한다. 그런데 실증분석에서 가장 널리 사용되는 도시기계조사자료의 경우 분기별로 자료가 제공되기 때문에 이를 토대로 연간자료를 생성하여야 한다. 이 경우 계절적 요인에 의한 분기자료의 계절성이 일치추정(consistent estimation)의 관건이 된다.

나. 신뢰구간

선택편의의 경우와 마찬가지로 각 분기별·반기별 자료가 계절성을 띠지 않는다는 가상적인 귀무가설하에서 각 분기(반기)자료를 한 데 묶어(pooling) 각 분기(반기)의 표본수만큼 무작위로 추출하는 방법을 통해 소표본을 추출하여 Q지수를 계산하고 이를 5,000회 반복하여 경험분포를 얻는다.

신뢰수준 99% 신뢰구간의 상하한은 대체로 ± 0.03 , 신뢰수준 95%와 90%의 경우에는 각각 ± 0.025 , ± 0.02 정도이다. 자료연도에 따라 다소 차이가 있는데 1990년대 중반 이후의 기간이 다른 기간에 비해 대체로 신뢰구간의 폭이 좁은 편이다.

<표 3> Yitzahki의 Q지수를 이용한 도시가계자료의 계절성 검정
(소비지출 기준)

	Q지수의 신뢰구간						Q지수 추정치			
	신뢰수준 99%		신뢰수준 95%		신뢰수준 90%		상반기		하반기	
	하한	상한	하한	상한	하한	상한	1분기	2분기	3분기	4분기
1982	-0.03000	0.03054	-0.02250	0.02304	-0.01890	0.01929	-0.02609**		0.04417***	
1983	-0.02990	0.03011	-0.02296	0.02310	-0.01896	0.01941	-0.02571**		0.03119***	
1984	-0.03313	0.03450	-0.02616	0.02589	-0.02200	0.02201	-0.02387		0.03074**	
1985	-0.03399	0.03609	-0.02570	0.02607	-0.02164	0.02221	-0.00781		0.01406	
1986	-0.03031	0.03272	-0.02410	0.02381	-0.02013	0.02035	-0.00480		0.00792	
1987	-0.03011	0.03193	-0.02374	0.02445	-0.02015	0.02071	-0.02255*		0.03282***	
1988	-0.02931	0.02986	-0.02209	0.02199	-0.01819	0.01837	0.00233		0.00469	
1989	-0.02841	0.02863	-0.02102	0.02164	-0.01755	0.01793	-0.03842***		0.06755***	
1990	-0.02401	0.02401	-0.01882	0.01900	-0.01589	0.01720	-0.04570***	-0.01651*	0.00424	0.09544***
1991	-0.02484	0.02204	-0.01686	0.01842	-0.01458	0.01650	-0.02805***	-0.00982	0.01417	0.06115***
1992	-0.02322	0.02244	-0.01831	0.01654	-0.01506	0.01426	-0.01644*	-0.00148	0.00062	0.02717***
1993	-0.02770	0.02654	-0.02089	0.02037	-0.01741	0.01708	-0.03664***		0.05078***	
1994	-0.02511	0.02376	-0.01673	0.01626	-0.01385	0.01334	-0.00329	-0.00380	0.00615	0.01862**
1995	-0.01974	0.02003	-0.01623	0.01537	-0.01415	0.01234	-0.02718***	-0.01100	0.00780	0.03968***
1996	-0.01861	0.02220	-0.01405	0.01771	-0.01163	0.01297	-0.00455	-0.01830**	0.00244	0.02929***
1997	-0.01646	0.02762	-0.01206	0.02018	-0.00924	0.01742	-0.03023***	0.04262***	0.08253***	0.02125**
1998	-0.02462	0.02104	-0.01870	0.01575	-0.01593	0.01276	0.01434*	-0.00044	-0.05368***	0.07044***
1999	-0.02251	0.02096	-0.01710	0.01525	-0.01461	0.01359	-0.00904	-0.01006	-0.01577*	0.05263***
2000	-0.01851	0.02176	-0.01408	0.01556	-0.01184	0.01258	0.00159	-0.00215	-0.00315	0.01677**

주: *, **, *** 표시한 것은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 계절성이 없다는 귀무가설을 기각하는 것을 나타냄.

다. 가설검정

계절성이 존재하지 않는다면 각 분기(반기)자료로부터 추정된 Q지수, 즉 검정통계치가 신뢰구간 안에 위치할 것이고 그렇지 않다면 해당 분기(반기)의 자료가 포함된 연도의 자료는 계절성을 띤다고 하겠다.

1982~2000년의 도시가계조사자료에 대해 계절성을 점검해본 결과 1985, 1986년, 1988년의 3개 연도를 제외하고는 계절성이 있는 것으로 추정되었다. 보다 구체적으로는 분기자료를 대상으로 분석한 1990~2000년(1993년 제외)의 경우 대체로 1/4분기와 4/4분기, 특히 그 가운데 4/4분기에서 계절성이 있는 것으로 나타났으며 반기별 자료를 분석한 1982~1989년 및 1993년의 경우에는 대체로 하반기에 계절성이 나타나는 것으로 추정되었다.

이는 대체로 4/4분기(또는 하반기)의 소비지출 분포가 여타 분기(또는 상반기)와 다르다는 것을 시사해주는 것으로서 분기자료를 연간자료로 환산함에 있어 최소한 1개 이상의 분기(반기)에서 자료가 누락된 가구를 연간자료의 표본에 포함시키게 되면 계절성으로 인해 그만큼 편의가 발생한다고 할 수 있다.

IV. 지니계수의 추정결과

도시가계자료는 거의 대부분의 경우 계절성과 선택편의를 가지므로 일치추정치를 얻기 위해 표본조정이 필요하다. 본장에서는 계절조정 및 표본선택편의조정에 따른 추정치의 변화효과도 함께 살펴보면서 지니계수의 추정결과를 분석해본다.

1. 계절조정과 선택편의의 조정

분기자료에 계절성이 존재하는 경우 이를 무시하고 연간자료로 환산된 자료를 바탕으로 소득분배를 논하거나 조세부담 분포를 분석한다면 필연적으로 편의(계절편의)로 인해 추정결과의 일치성(consistency)을 보장할 수 없다. 따라서 계절편의를 제거하게 되면 그렇지 않은 경우와 다른 결과를 보여줄 수 있다. 본 연구에서는 계절성을 제거하고자 4개 분기 또는 상·하반기 자료가 모두 존재하는 가구만을 대상으로 연간자료를 생성하여 분석에 사용하였다. 반

면에 통계청에서 발표하는 자료를 비롯하여 상당수의 연구는 계절성 문제를 명시적으로 고려하지 않고 있다.

물론 자료 자체에 계절성이 존재하지 않는다면 아무런 문제가 되지 않는다. 그렇지만 위에서 살펴보았듯이 도시가계조사자료를 검정한 결과 계절성이 존재하는 것으로 나타났다. 그러므로 계절성을 고려한 것과 그렇지 않은 연구 간에는 분명히 연구결과의 차이가 발생하게 되며, 일치추정치를 얻기 위해서는 계절성을 제거(또는 계절조정)하여야 한다.

물론 이러한 논의는 계절성 제거 과정상에 나타날 수 있는 선택편의의 문제가 발생하지 않는다는 전제하에 타당하다. 만약 선택편의의 문제가 발생한다면 표본을 사전에 조정하여 본래의 표본분포와 동일한 특성을 갖도록 분포를 회복시키는 작업이 필요하다. 여타 분기(또는 반기)의 자료수집 단계에서 자료가 누락된 표본자료는 자료의 연간화 과정에서 불가피하게 제외되기 때문이 이 과정에서 표본선택편의가 발생한다. 그러므로 선택편의를 제거하기 위해서는, 본래의 표본분포의 형태가 보존되도록 누락된 자료의 표본추출가중치를 그렇지 않은 표본자료에 일정한 기준을 적용하여 배분하여 본래의 표본특성을 회복시키는 과정이 필수적이다.

분포 회복을 위한 표본추출가중치의 배분방법은 매우 다양한데 한 가지 예를 들자면, 기준이 되는 변수를 일정한 구간으로 구분하여 각 구간별로 누락된 표본자료의 가중치를 그렇지 않은 표본자료에 균등하게 배분해주는 방법을 생각할 수 있다. 이 방법은 흔히 토빗모형에서 사용하는 방법과 상당히 유사하다. 이 방법은 구간별로 자료누락으로 인해 초래되는 분포편의를 gross-up 시켜주는 방법으로 볼 수 있다. 다만 이 방법은 구간의 수와 구간의 범위를 선정하는 데 연구자의 자의성이 개입될 수 있다는 단점이 있다.

그 밖에도 누락자료와 그렇지 않은 자료간의 거리 등을 기준으로 전자의 가중치를 후자에 배분해주는 방법이 있다. 대표적인 예로는 근방표본추정법(nearest neighbor estimation method)을 들 수 있다¹⁶⁾. 이 방법은 소득이나 소비지출 등

16) 이 방법은 Sung(2002)에서 채택한 바 있다.

과 같은 대표성을 가진 단수 또는 복수의 자료를 기준으로 누락표본자료로부터 가장 근거리에서 있는 누락되지 않는 표본자료 또는 그 근방의 표본자료를 대상으로 표본추출가중치를 배분해주는 방법이다.

위의 두 가지 방법 모두 자료의 연간화 과정에서 누락된 표본자료로 인한 분포편의를 교정해준다는 점에서 일치추정량을 얻게 해준다.

2. 지니계수의 추정결과¹⁷⁾

아래에서는 계절성 제거(계절조정) 전후의 자료를 이용하여 지니계수를 추정한 결과를 비교한다. 자료의 연간화 과정에서 야기된 선택편의의 조정 전후의 연구결과도 함께 비교하였다. 그리고 통계청의 지니계수 추정치와도 상호 비교하였다. 통계청에서 도시가계조사자료를 토대로 지니계수를 추정·발표할 때 취업근로자가구만을 대상으로 하기 때문에 본 연구에서도 취업근로자가구, 무직가구를 포함한 가상적인 근로자가구, 추정소득을 기준으로 추정한 자영업자가구의 지니계수도 함께 제시하였다.

가. 계절성 조정 후·선택편의 조정 전후의 지니계수

<표 4>에서 보듯이 계절조정을 거친 경우 선택편의 조정 여부에 따라 지니계수는 다소 차이가 나타난다. 그러나 지니계수의 변화방향은 극히 일부를 제외하고는 거의 일치된 모습을 보이고 있다. 양자간의 특징을 요약하면 다음과 같다.

17) 성명재(2001B)의 연구에서는 지니계수의 산식으로 $Gini = (cw'w - cv'w)/cw'w$ 를 사용하였다. 그런데 이 정의에 의하면 45도선과 로렌츠 곡선 사이의 면적을 산출함에 있어 격자형의 형태로 추정함에 따라 불가피하게 미소하나마 추정오차를 나타낸다. 따라서 본 연구에서는 지니계수의 기하학적 정의를 수용하여 $Gini = 1 - \sum_{i=1}^N (cv_{i-1} + cv_i)w_i$ 를 사용하였다. w 와 cw 는 각각 가중치 벡터와 누적가중치 벡터를 나타내며, cv 는 누적소득점유비 벡터를 나타낸다. 단, $cv_0 = 0$ 이다. 양자간의 차이는 기술적인 차이로서 무시할 수 있을 정도로 매우 작다.

먼저 선택편의를 조정하지 않은 경우(A)와 조정한 경우(B~D)의 지니계수 차이는 대체로 크지 않다. 다만 1997년부터는 그 차이가 다소 커지는 것을 볼 수 있다. 선택편의를 조정한 경우의 지니계수가 그렇지 않은 경우와 비교하여 1982년을 제외하고는 일관되게 높은 수치를 보이고 있음에 주목할 필요가 있다. 이는 그만큼 선택편의가 지니계수를 저평가하는 요인으로 작용하였을 개연성을 시사해준다.

지니계수의 변화폭은 조정 정도에 따라 다소 다르게 나타나지만 지니계수의 변화방향은 대체로 일치한다. 변화방향이 서로 일치하지 않는 경우라고 하더라도 지니계수의 변화폭이 매우 미미하기 때문에 본질적으로 지니계수의 변화가 자료처리 방법에 따라 근본적인 차이를 보인다고 하기는 어렵다.

일례로 1995년의 경우 A, B와 C, D는 1994년 대비 지니계수의 변화방향이 반대로 나타나고 있다. 그러나 변화량은 각각 -0.00246 , -0.00013 , $+0.00057$, $+0.00113$ 으로 앞의 두 개와 뒤의 두 개가 서로 반대의 부호를 지녀 외견상 마치 본질적인 차이를 나타내고 있는 듯이 보이지만 실제로는 변화폭이 매우 작아 본질적인 차이가 있다고 보기 어렵다.

선택편의의 조정과 관련하여 한 가지 특기할 만한 점은 선택편의를 조정하기 위해 사용한 근방관측치의 개수가 1인 경우(B)처럼 관측치의 수가 적은 경우에는 2000년의 지니계수가 0.27988로, 선택편의를 조정하지 않은 경우(A)의 0.27666과 비교하여 지니계수의 차이가 0.00322로 미미하다는 점이다. 그러나 전자(B)의 추정치는 일치성을 가지지만 후자의 경우(A)에는 일치성을 가지지 않는다는 점에서 본질적인 차이가 있다.

반면에 선택편의의 조정을 통해 추정결과가 일치성을 가지는 경우라고 하더라도 선택편의 조정을 위해 사용된 근방관측치의 개수에 따라 지니계수 추정치가 상당한 차이를 보인다. 예를 들어 2000년 자료의 분석결과를 놓고 볼 때, 근방관측치의 수가 5 또는 10인 경우(C, D)에는 지니계수가 각각 0.29145, 0.29008인데 근방관측치의 수를 1로 한 경우(B)에는 0.27988로 나타나 양자간의 차이가 각각 0.01157과 0.01020으로 비교적 상당히 큰 차이를 보인다.

그러면 위와 같은 차이가 발생하는 원인은 무엇인가?

첫째, 평균적으로 계절조정을 위해 불가피하게 탈락되는 자료의 비율이 분기자료의 경우 20% 정도에 이르고 반기자료의 경우에는 40~60% 정도로 매우 높기 때문에 선택편의 조정을 위해 사용되는 근방추정치¹⁸⁾의 수를 4~5개 이상으로 확대하면 과다조정(oversmoothing)이 되어 추정결과의 차이가 점점 더 확대되는 경향이 나타난다.

둘째, Q지수를 이용한 선택편의에 대한 가설검정 결과 선택편의가 없다는 귀무가설은 통계적으로 기각되었으나 Q검정통계치의 절대값은 0에 매우 가깝기 때문에 실제로 선택편의가 있다고 하더라도 소표본에서의 편의(small sample bias)의 크기 자체가 매우 작다고 할 수 있다. 따라서 B의 경우에서 보듯이 선택편의를 조정해주어 일치추정량을 구하더라도 선택편의를 제거하지 않은 경우(A)와 별다른 차이를 보이지 않을 수 있다는 점에 주목할 필요가 있다.

일반적으로 편의추정량(biased estimator)보다 일치추정량(consistent estimator)을 더 선호한다. 그런데 두 추정량 중 하나는 편의추정량이지만 주어진 표본하에서 편이의 절대값이 매우 작다고 하자. 이와 반대로 다른 하나는 일치추정량이지만 소표본편의가 매우 큰 경우라고 상정하자. 그러면 일반적으로 후자가 전자보다 선호되지만 주어진 표본에서의 추정성과(small sample performance)는 이와 반대로 전자가 더 우월할 수 있다. 즉, 선택편의가 통계적으로 유의하여 이의 제거를 위해 과다조정을 한 경우에도 소표본편의는 존재한다. 이 편의는 점근적으로는 사라지지만 한정표본(finite sample)에서는 일정한 크기를 갖는다. 그런데 위에서 보았듯이 도시가계조사자료는 선택편의를 가지지만 Q의 절대값이 매우 작으므로 선택편의의 절대값 또한 매우 작을 수 있다. 경우에 따라서는 점근적으로 0에 수렴하는 과다조정¹⁸⁾에 의한 소표본편의가 오히려 선택편의보다 더 클 수도 있다.

따라서 본 연구에서 선택편의를 조정하고 추정한 지니계수의 값이 편의를 제거함에 있어 나타나는 소표본편의보다 오히려 일치추정량 가운데 과다조정에 의한 소표본편의가 더 클 수 있다는 점이 흥미롭다¹⁸⁾.

18) 그러나 이런 결과는 일반적인 결론은 아니며 상기의 특정 자료를 사용하여 분석한 경우에만 국한됨에 유의하기 바란다.

이와 반대로 선택편의 조정을 위한 근방추정치(neighborhood estimate)의 수가 일정 수준을 초과하게 되면 역조정(reverse smoothing) 현상이 발생하게 된다. 극단적으로 근방추정치(neighborhood estimate)의 수가 최대화되어 탈락되지 않는 자료의 수까지 확대된다면 이는 선택편의(neighborhood estimate)를 전혀 조정하지 않은 경우와 일치하게 됨에 유의할 필요가 있다.

<표 4> 지니계수 추정치 1 (총소득 기준)

	계절조정후·선택편의 조정전(A)	계절조정후·선택편의 조정후			통계청 (취업근로자·계절조정전)	
		NN			E	F
		1(B)	5(C)	10(D)		
1982	0.28715	0.28678	0.28211	0.28292	-	-
1983	0.27989	0.28270	0.28382	0.28504	-	-
1984	0.27891	0.28109	0.28125	0.28263	-	-
1985	0.27214	0.27563	0.27676	0.27629	-	0.3449
1986	0.27269	0.27368	0.27407	0.27305	-	-
1987	0.27892	0.27986	0.28309	0.28043	-	-
1988	0.26937	0.27082	0.27230	0.27298	-	0.3355
1989	0.26900	0.26957	0.26953	0.26949	0.3039	-
1990	0.24862	0.25236	0.25286	0.25327	0.2948	-
1991	0.23895	0.24189	0.24251	0.24286	0.2869	-
1992	0.23883	0.24147	0.24196	0.24235	0.2836	-
1993	0.23704	0.24242	0.24246	0.24250	0.2817	0.3097
1994	0.23998	0.24293	0.24323	0.24353	0.2845	-
1995	0.23752	0.24280	0.24380	0.24466	0.2837	-
1996	0.24351	0.24685	0.24748	0.24800	0.2907	0.2954
1997	0.27648	0.28102	0.29035	0.29127	0.2830	-
1998	0.30886	0.31121	0.32595	0.32656	0.3157	-
1999	0.26619	0.26726	0.27223	0.27211	0.3204	-
2000	0.27666	0.27988	0.29145	0.29008	0.317	-

주: 1. 통계청 E는 도시가계조사자료의 (취업)근로자가구에 대한 10분위 소득점유비율 기초로 산출한 추정치, 통계청 F 중 1985년, 1988년, 1993년은 사회통계조사, 1996년은 가구소비실태조사 자료에 나타난 전국의 10분위 소득점유비율 기초로 한 추정치임.

2. NN은 선택편의 제거과정에서 밀도조정(density smoothing)에 사용된 표본의 수임.

나. 계절조정 전후의 지니계수 : 통계청 분석결과와의 비교

추정결과의 일치성은 차치하고 통계청과 본 연구의 지니계수 추정결과를 요약해보자면, 대체로 1980년대를 거쳐 1990년대초에 이르는 기간 동안에는 대체로 지니계수가 하락하여 상대적인 소득분배 격차가 축소되는 경향을 보였던 반면 1990년대 중반에는 지니계수가 정체상태를 보였으며, 그 이후에는 상승 추세로 반전되었다고 할 수 있다.

또한 계절조정을 하지 않은 통계청의 추정치가 계절조정을 한 경우의 추정치보다 월등히 높다. 절대수준의 차이는 계절성의 존재 유무에 따른 편이의 차이에 기인하는 것으로 보인다. 그 밖에도 지니계수의 산식 차이와 소득계층 분류의 차이를 들 수 있다. 이 가운데 특히 소득계층 분류의 차이에 의한 차이가 매우 큰 것으로 추측된다. 본 연구에서는 지니계수 산출시 원시개별자료를 사용한 반면 통계청에서는 10개 분위별 평균소득, 즉 집계변수를 기준으로 하였다는 점에서 차이가 있다. 또한 본 연구에서는 동일 가구의 자료를 하나로 묶어 연간자료로 전환한 데 반해 통계청에서는 동일 가구자료에 대한 확인 작업 없이 각 분기별 분위소득을 가감없이 동일 분위끼리만 짝지어 합산하여 연간소득분위를 구분하였다는 점에서도 양자간의 차이가 발생한다. 즉, 계절성으로 인해 각 가구의 분기별 소득분위는 달라지는 것이 일반적인데 통계청에서는 그러한 가능성을 무시하고 4개 분기의 소득분위는 아무런 변화없이 모두 각각 동일한 구성원으로 이루어졌다고 가정하고 있다는 점에서도 지니계수 추정치의 차이가 발생하고 있음에 유의할 필요가 있다.

본 연구와 통계청의 지니계수 추정치의 절대수준 차이를 무시한다면, 상기와 같이 변화방향이 매우 유사한 모습을 보이는 가운데에서도 양자간에는 자료처리방법에 따라 다음과 같은 근본적인 차이를 보이고 있음에 유의할 필요가 있다.

통계청의 도시가계조사자료를 근거로 추정된 1989~2000년간의 지니계수 추정치와 본 연구에서 추정된 계절성 및 선택편의 조정 후의 지니계수 추정치를 비교해보면, 1989~1996년 기간과 1998년에는 변화방향이 서로 같지만, 1997년

과 1999년, 2000년에는 서로 반대방향으로 변화하여 명백한 차이를 보인다. 이러한 차이를 발생시킨 원인은 무엇인가? 가장 중요한 요인은 선택편의와 계절성에 따른 편의에 의한 것으로 판단된다. 즉, 통계청 분석결과는 계절성이나 선택편의에 대한 검정이 제대로 이루어지지 않은 상태에서 분석이 이루어졌다는 점에서 근본적인 차이가 나타난 것으로 보인다.

1997~2000년은 경제위기 기간으로 경제 전반에 걸쳐 급진적으로 구조변화가 이루어졌다. 따라서 이 기간에는 계층간 상하이동이 빈번해졌을 뿐만 아니라 변화의 방향도 계층별로 비대칭적으로 나타남으로써 이전 기간과 매우 상이한 모습을 나타낸 것으로 추정된다. 이 기간 동안 실업률 변동이 2.6% → 6.8% → 6.3% → 4.1%로 매우 극심하게 변화하였던 것이 한 예이다. 이러한 급진적인 요소가 선택편의 및 계절편의와 어우러져 그 이전 기간과 상이한 형태의 지니계수 변화추이를 초래한 것으로 보인다. 즉, 경제위기 기간에는 경제주체들의 경제·사회적 이동이 빈번해지면서 취업·주거·소비활동 등 경제 전반에 걸친 생산·소비패턴이 급변하고 계절적인 변동뿐만 아니라 도시가계 조사자료의 신고누락 형태도 종전과 상이해진 것도 일부 그러한 결과의 원인이 된 것으로 추측된다.

또한 통계청의 분석결과는 취업근로자가구만을 대상으로 하고 있는 반면에 본 연구에서는 근로자가구, 자영업자가구, 무직가구를 모두 포괄하고 있기 때문에 통계청과 자료의 포괄범위가 상이하다는 점을 들 수 있다. 그 외에도 주요한 요인이 많겠으나 본 연구에서 그러한 요인을 다 밝히지는 못하였으며 추후의 연구에서 보다 명확하게 분석할 수 있기를 기대한다.

1999년에는 경제도 전년의 마이너스 성장($\Delta 6.7\%$)에서 10.9%로 급반전되었으며 실업률도 6.8%에서 6.3%로 하락하면서 급격히 경제가 회복되었다. 뿐만 아니라 실업보험 등을 비롯하여 각종 사회안전망도 크게 확충되었다. 이러했던 1999년에, 경제위기가 가장 극심하여 소득분배 격차가 극단적으로 확대되었던 1998년보다 오히려 분배격차가 더 크게 나타난 것은 상식적으로도 이해하기 어렵다. 물론 1999년에 증시가 활황세를 나타내고 벤처붐에 따라 고액연봉자가 속출하였음을 고려할 때 상층으로의 분배격차 확대가 크게 나타났을

가능성도 제기할 수 있다. 그렇지만 최소한 도시가계조사자료에는 그와 같이 극단적인 고액연봉자가 과거는 물론이고 최근에도, 표본자료에 전혀 포함되지 않았다는 점을 고려하면 그러한 요인에 의해 통계청이 분석한 분배격차 확대, 즉 1999년의 지니계수 상승의 가능성은 그만큼 설득력이 약해진다고 할 수 있다. 이는 반대로 계절성과 선택편의에 의한 편의로 인해 그러한 결과가 나타났을 개연성이 있음을 간접적으로 시사해준다고 할 수 있다.

그 밖에도 성명재(2000B, 2001A)에서 논의하였듯이 통계청의 지니계수 추정치와 본 연구의 추정치가 차이를 보이는 대표적인 요인을 들면 다음과 같다.

먼저 본 연구의 경우 원시자료를 토대로 각 가구별로 구분하여 지니계수를 추정한 반면 통계청의 경우에는 10분위별 소득점유비라는 집계변수를 사용하였다는 점에서 차이가 있다. 둘째, 통계청에서는 분기자료의 토대가 되는 월별 자료를 조사·수집함에 있어 조사 누락가구의 정보를 대체하기 위해 대체가구의 자료를 마치 누락가구의 자료인 것처럼 가정하여 일부 자료를 복수로 사용하고 있다. 이는 선택편의의 가능성을 내포하고 있다. 셋째, 통계청에서는 연간 분위별 소득점유비를 산출함에 있어 각 분기의 해당 분위의 소득을 단순합산하여 해당 분위의 상대비를 산출하는 방법을 사용하였다. 이는 어떤 가구가 일단 1/4분기에 어떤 분위에 귀속되면 이 가구는 4/4분기까지 그 분위에 계속 귀속된다는 것을 가정하고 있다. 그러나 현실은 그렇지 않다. 각 가구는 계절적으로 소득의 흐름과 패턴이 서로 다르기 때문에 비록 1/4분기는 저소득층으로 분류되었더라도 2/4분기 또는 다른 분기에서는 중소득층으로 분류될 가능성이 얼마든지 있다. 그러나 통계청에서는 그러한 것을 고려하지 않고 마치 매분기의 동일 분위는 모두 동일한 가구로 구성되어 있는 것처럼 가정하고 지니계수를 추정하는 오류를 내포하고 있다.

그러므로 통계자료를 분석함에 있어서는 자료의 계절성과 선택편의 등을 종합적으로 고려하여 소득분배 정도를 살펴보아야 하며 지니계수를 추정함에 있어서도 그러한 요인을 반영하여 편의가 발생하지 않도록 하여야 한다.

<표 5> 지니계수 추정치 II(총소득 기준)

	계절조정후·선택편의 조정전(NN=0)				계절·선택편의 조정후(NN=1)			
	전체	근로자가구		자영업자	전체	근로자가구		자영업자
		전체	취업근로자			전체	취업근로자	
1982	0.28715	0.28563	0.28062	0.28769	0.28678	0.28444	0.27920	0.28937
1983	0.27989	0.28219	0.27654	0.27155	0.28270	0.28463	0.27879	0.27512
1984	0.27891	0.28591	0.28280	0.25738	0.28109	0.28539	0.28276	0.26641
1985	0.27214	0.27779	0.27153	0.25485	0.27563	0.28258	0.27683	0.25639
1986	0.27269	0.27770	0.27691	0.25824	0.27368	0.27732	0.27678	0.26253
1987	0.27892	0.27679	0.27204	0.27965	0.27986	0.27383	0.27181	0.28886
1988	0.26937	0.26796	0.26411	0.26573	0.27082	0.27034	0.26569	0.26583
1989	0.26900	0.26888	0.26189	0.26514	0.26957	0.27185	0.26503	0.26058
1990	0.24862	0.25360	0.24606	0.23354	0.25236	0.25693	0.24819	0.23780
1991	0.23895	0.24382	0.23910	0.22618	0.24189	0.24609	0.24042	0.22973
1992	0.23883	0.24122	0.23711	0.23237	0.24147	0.24379	0.23900	0.23529
1993	0.23704	0.23943	0.23338	0.22862	0.24242	0.24698	0.23922	0.22883
1994	0.23998	0.24508	0.23679	0.22842	0.24293	0.24869	0.23947	0.22901
1995	0.23752	0.24050	0.23143	0.23029	0.24280	0.24674	0.23579	0.23308
1996	0.24351	0.24878	0.24150	0.23273	0.24685	0.25258	0.24448	0.23473
1997	0.27648	0.29064	0.23802	0.24547	0.28102	0.29621	0.24209	0.24737
1998	0.30886	0.33430	0.25221	0.25861	0.31121	0.33777	0.25163	0.25824
1999	0.26619	0.27474	0.25438	0.24849	0.26726	0.27731	0.25700	0.24630
2000	0.27666	0.28445	0.26783	0.25985	0.27988	0.28718	0.26878	0.26323

주 : NN은 선택편의 제거과정에서 밀도조정(density smoothing)에 사용된 표본의 수임.

<표 5>의 계속

	계절·선택편의 조정후(NN=5)				계절·선택편의 조정후(NN=10)			
	전체가구	근로자가구		자영업자	전체가구	근로자가구		자영업자
		전체	취업근로자			전체	취업근로자	
1982	0.28211	0.27753	0.27310	0.28771	0.28292	0.28066	0.27544	0.28511
1983	0.28382	0.28382	0.27677	0.27832	0.28504	0.28532	0.27985	0.28036
1984	0.28125	0.28731	0.28588	0.26108	0.28263	0.29012	0.28753	0.25945
1985	0.27676	0.27858	0.27501	0.26843	0.27629	0.27943	0.27460	0.26534
1986	0.27407	0.27982	0.27811	0.25706	0.27305	0.27918	0.27703	0.25472
1987	0.28309	0.27995	0.27652	0.28543	0.28043	0.27707	0.27413	0.28388
1988	0.27230	0.27098	0.26643	0.26989	0.27298	0.27360	0.26958	0.26576
1989	0.26953	0.27177	0.26483	0.26053	0.26949	0.27175	0.26477	0.26036
1990	0.25286	0.25725	0.24853	0.23867	0.25327	0.25754	0.24887	0.23931
1991	0.24251	0.24669	0.24099	0.23025	0.24286	0.24702	0.24131	0.23054
1992	0.24196	0.24435	0.23943	0.23560	0.24235	0.24478	0.23976	0.23585
1993	0.24246	0.24698	0.23938	0.22875	0.24250	0.24702	0.23952	0.22858
1994	0.24323	0.24899	0.23970	0.22926	0.24353	0.24935	0.24010	0.22939
1995	0.24380	0.24788	0.23661	0.23368	0.24466	0.24890	0.23738	0.23412
1996	0.24748	0.25327	0.24499	0.23516	0.24800	0.25382	0.24543	0.23552
1997	0.29035	0.31048	0.24628	0.24443	0.29127	0.31168	0.24693	0.24459
1998	0.32595	0.35704	0.26197	0.26059	0.32656	0.35785	0.26442	0.26052
1999	0.27223	0.28542	0.26582	0.24303	0.27211	0.28636	0.26627	0.24087
2000	0.29145	0.30014	0.28266	0.27161	0.29008	0.30008	0.28315	0.26763

주 : NN은 선택편의 제거과정에서 밀도조정(density smoothing)에 사용된 표본의 수임.

V. 맺 음 말

계절성이나 선택편의의 특성을 갖는 자료를 이용하여 도출한 연구결과는 그만큼 편의를 가지게 된다. 더욱이 최근과 같이 경제위기 이후 경제구조가 급격히 변화하는 시점에 이르러서는 계절성이나 선택편의로 인해 야기되는 분석 오차의 가능성이 그만큼 커진다. <표 4>에서 보듯이 도시가계조사자료라는 동일한 자료를 사용하고서도 자료처리 및 분석방법에 따라 질적으로 전혀 다른 연구결과가 나타나는데, 그 차이는 바로 이러한 패널자료가 지니는 계절성과 자료의 누락 등으로 인해 야기되는 표본선택편의에 기인하는 측면이 크다.

특히 분기별자료(또는 월별자료)를 연간자료로 환산하여 분석할 경우에는 계절성 문제가 심각해질 수 있다. 단순히 양적인 측면에서의 오차(예: 1989~1996, 1998)가 아니라 질적 측면에서 지니계수의 변화방향이 뒤바뀌는 현상(예: 1997, 1999~2000)도 발생할 수 있다. 이는 동일한 자료를 사용하여 연구하더라도 정반대의 결과를 얻게 됨으로써 이로부터 도출되는 정책시사점 또한 정반대의 결과를 가져다줄 수 있는 만큼 매우 중요한 문제라고 하지 않을 수 없다.

일례로 극심한 경제위기 상황에서 벗어나 전년의 $\Delta 6.7\%$ 에서 10.9% 로 경제성장률이 기록적으로 반전되었으며, 실업률도 6.8% 에서 6.3% 로 하락하고 고용보험을 포함하여 각종 공적부조의 적용대상이 급격히 증대된 1999년의 경우 대체로 소득분배 격차가 축소되었다고 보는 것이 상식적임에도 불구하고, 계절성과 선택편의를 조정하지 않고 취업근로자가구만을 대상으로 분석한 통계청의 연구에 따르면 그와 정반대의 결과가 나타났다. 반면에 본 연구와 같이 통계청과 동일한 자료를 사용하였지만 계절성과 선택편의를 제거하고 분석대상도 전가구로 확대하였더니 일반적인 상식에 부합되는 결과, 즉 지니계수가 하락한 결과가 나타났음은 우리에게 시사해주는 바가 크다고 하겠다.

1990년대 중반 이후 지니계수는 대체적으로 상승추세로 전환되었다. 1998년을 예외적인 경우라고 보아 분배구조의 추세적 변화 흐름에서 제외시키고 본

다면 1999년의 지니계수 하락도 1990년대 중반 이후의 지속적인 지니계수의 상승추세선 위에서 벗어나지 않고 있다고 할 수 있다. 그렇지만 매우 극단적인 경제상황을 나타내는 1998년에 대비시켜 본다면 1999년에는 지니계수가 하락하였다고 보는 것이 적절하다. 그러나 통계청에서는 분석방법과 자료처리 방법상의 문제, 즉 계절성과 선택편의의 문제를 명시적으로 고려하지 않았기 때문에 그러한 결과를 보여주지 못하고 있는 것으로 사료된다. 이러한 차이는 비단 1999년에만 국한되는 것이 아니라 경제위기의 조짐이 보이기 시작하였던 1997년과 경제위기 극복 이후의 2000년에도 마찬가지로의 결과를 보이고 있다.

위에서 보듯이 기본적으로 패널자료는 특성상 필연적으로 계절성과 선택편의의 문제가 내포된다고 보아도 무방하다. 그런데 이를 명시적으로 고려하지 않는다면 점근적으로도 사라지지 않는 편의를 야기시킴으로써 분석결과의 일치성을 해치게 되고 그릇된 결론에 도달하게 될 수 있음에 유의하여야 한다.

참 고 문 헌

- 성명재(2001(A)), 「세법개정효과 및 소득·소비패턴 변화에 따른 세부담 효과의 분리 추정에 관한 연구」, 『재정연구』, 제7권 제2호, 한국조세연구원, pp. 1~48.
- _____ (2001(B)), 『소득분배 변화추이와 결정요인 분석 : 도시가구를 중심으로』, 연구보고서 01-01, 한국조세연구원.
- 현진권(1996(B)), 「동등화 소비단위를 사용한 조세의 형평성 측정」, 『공공경제』 창간호, 한국공공경제학회, pp. 3~26.
- _____ (2001), 「우리나라 소득세 부담의 형평성-1996년 통계청 자료를 통한 실증분석」, 『세무학연구』, 제17호, 한국세무학회, pp. 191~209.
- 현진권·강석훈(1998), 「한국 소득분배의 국제비교」, 『경제학연구』, 제46집 제3호, 한국경제학회, pp. 145~167.
- 현진권·임병인(2000), 「소득종류에 따른 소득불균형 유발효과의 국제비교」,

『공공경제』, 제5권 제2호, 한국공공경제학회, pp. 95~114.

Burniaux, Jean-Marc, Thai-Thanh Dang, Douglas Fore, and Michael Förster(1998), "Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries," Economic Department Working Paper No. 189, ECO/WKP (98)2.

Förster, Michael F. (Assisted by Michelle Pellizzari)(2000), "Trends and Driving Factors in Income Distribution and Poverty in the OECD Area," Labour Market and Social Policy-Occasional Papers No. 42, DEELSA/ELSA/WD(2000)3, OECD.

Khetan, C. P. and S. N. Poddar(1976.11), "Measurement of Income Tax Progression in a Growing Economy: The Canadian Experience," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 9, No. 4, pp. 613~629.

Litchfield, Julie A.(1999), "Inequality: Methods and Tools," World Bank.

Milanovic, Branko and Slomo Yitzhaki(2001), "Decomposing World Income Distribution: Does the World Have a Middle Class?," mimeo.

Pyatt, Graham, Chau-nan Chen, and John Fei(1980), "The Distribution of Income by Components," *Quarterly Journal of Economics*, pp. 451~473.

Smeeding, Timothy and Daniel H. Weinberg(2001), "Toward a Uniform Definition of Household Income," *Review of Income and Wealth*, Series 47, No. 1, pp. 1~24.

Suits, Daniel B(1977.9), "Measurement of Tax Progressivity," *American Economic Review*, Vol. 67, pp. 734~752.

Sung, Myung Jae(2001), "Changes in Tax Burden of Urban Households in Korea: 1982~1999," Working Paper 01-01, Korea Institute of Public Finance.

_____(2002), "Test of Sample Selection Bias and Identification of Income and Consumption Distributions Using Nearest Neighbor Estimation

Method,” mimeo.

Yitzhaki, Shlomo(1994), “Economic Distance and Overlapping of Distributions,” *Journal of Econometrics*, 61, pp. 147~159.

Yitzhaki, Shlomo and Robert I. Lerman(1991.9), “Income Stratification and Income Inequality,” *Review of Income and Wealth*, Series 37, Number 3, pp. 313~329.

금융부문 발전과 기업투자

신선우* 이훈현**

요 약

본 논문에서는 한국금융시장의 자유화조치에 따른 금융부문의 발전이 기업투자에 미친 영향을 분석하였다. 먼저 거시적 관점에서 금융시장의 발전 정도를 분석하고 금융시장 발전이 기업의 투자활동에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하였다. 그 결과 금융자유화가 본격적으로 시행된 1990년대에 금융부문 구조가 은행중심에서 시장중심 형태로 변화되는 것을 알 수 있었다. 두 번째로 금융부문의 양적인 성장과 금융구조 변화가 기업의 투자행태에 미친 영향을 분석하였다. 주요 연구결과는 1990년대에는 1980년대에 비해 기업투자에 현금흐름이 중요하지 않았던 것으로 나타났다. 분석한 기업 전체의 투자행태가 1980년대에는 토빈q보다는 현금흐름과 부채에 크게 의존하였으나 1990년에는 현금흐름이나 부채의 의존성이 상대적으로 약화되었음을 알 수 있었다. 그러나 중소기업의 경우에는 오히려 1990년대 들어와서 투자가 현금흐름에 훨씬 민감하였던 것으로 나타났다. 또한 금융발전지표가 기업투자에 미치는 영향은 대기업의 경우에 두 부문의 발전지표, 즉 크기와 활동력이 모두 기업투자에 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있으나 중소기업의 경우에는 금융부문의 크기가 영향을 미치지 못하고 있고 금융부문의 활동력은 오히려 중소기업의 투자에 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다.

* 전남대학교 경제학과 강사

** 한국기초과학지원연구원

I. 서 론

Schumpeter(1911) 이래 금융시장이 실물경제의 성장과 밀접한 관련성이 있다는 주장이 끊임없이 제기되고 있다. 금융시장은 저축 동원, 투자계획 평가, 위험 관리, 경영감시, 거래 원활화 등의 서비스를 제공하여 실물경제의 성장을 유도한다. McKinnon(1973)과 Shaw(1973)는 금융억압가설(financial repression hypothesis)을 통해 저개발국이 금융억압으로 인해 금융발달이 지연되고 있으며 금융규제를 완화함으로써 경제성장을 촉진할 수 있다는 주장을 하였다. 이외에 내생적 성장이론(endogenous growth theory)에서도 금융발달이 경제성장에 큰 기여를 한다는 견해를 찾아볼 수 있다. 이와 같이 금융의 발달이 경제 성장에 핵심적인 역할을 하며 저개발국의 성장을 위해 금융발달이 필수적이라는 인식은 대부분의 경제학자가 동의하고 있다.

금융의 양적 증가와 효율적 배분을 의미하는 금융발달이 경제성장에 긍정적인 효과를 미친다는 점에 대해서는 이의가 거의 없다. Demetriades and Luintel(1997)은 인도의 경우 금융억압이 금융발달을 저해하였음을 시계열 자료의 분석을 통해 밝히고 있다. 그러나 사실상 대부분의 개발도상국이 1980년대 이후 진행된 금융자유화 조치 이후에 금융위기를 경험한 경우가 많아 금융자유화에 대한 부정적인 시각이 존재한다. Stiglitz(1994)는 금융규제가 불완전 경쟁 및 정보 비대칭성에 따른 시장실패를 줄임으로써 금융시장의 안정화에 도움이 된다는 견해를 피력한 바 있다. 특히 Demetriades, Devereux, and Luintel(1998)은 한국의 경제성장 과정에서 금융규제가 자본의 평균생산성을 제고하는 등 긍정적인 역할을 하였다는 견해를 표명하였다. 이와 같이 금융자유화가 금융발달에 미친 영향은 각국의 고유한 금융제도, 거시경제 환경에 따라 상이하게 나타날 수 있다.

그러나 총량변수의 분석만으로는 금융자유화가 금융발달 및 경제성장에 미친 효과를 제대로 평가하기 어렵다. 금융자유화가 미치는 영향이 경제주체별로 다르게 나타나는 배분적 효과를 갖는다면 금융자유화가 실물경제에 미친

효과를 심도 있게 분석하기 위해서 개별 기업의 행태 변화에 주목할 필요가 있다.

본 연구는 한국금융시장의 자유화조치에 따른 금융부문의 발전이 기업투자에 미친 영향을 분석하는 데에 주목적이 있다. 금융자유화에 따라 금융시장이 발달하여 기업이 직면한 금융제약을 완화하였다면 기업의 투자행태에 유의한 변화가 있어야 할 것이다.

이를 위해 먼저 거시적 관점에서 Demircuc-Kunt and Levine(1999)이 제안한 방법을 기초로 금융시장의 발전 정도를 분석하고 이러한 금융시장 발전이 기업의 투자활동에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하였다. 그 결과 금융자유화가 본격적으로 시행된 1990년대에 금융부문 구조가 은행중심에서 시장중심 형태로 변화되는 것을 알 수 있었다. 따라서 이러한 금융부문의 양적인 성장과 금융구조 변화가 기업의 투자행태에 미친 영향을 분석하였다.

주요 연구결과는 전체 기간 동안에는 모든 기업이 투자에 대한 현금흐름 민감성이 상당히 큰 것으로 나타났다. 1980년대와 1990년대를 비교한 결과 1990년대에는 1980년대에 비해 기업투자에 현금흐름이 많은 영향을 미쳤다는 의미 있는 결과를 나타내지 못했다. 전반적으로 대기업이나 중소기업 구분없이 전체 기업의 투자행태가 1980년대에는 토빈q보다는 현금흐름과 부채에 크게 의존하였으나, 1990년에는 현금흐름이나 부채의 의존성이 상대적으로 약화되었음을 알 수 있었다. 그러나 중소기업의 경우에는 오히려 1990년대 들어와서 투자가 현금흐름에 훨씬 민감하게 나타났다. 이러한 결과는 1990년대 이후 금융부문 구조가 은행중심에서 시장중심으로 변화되면서 대기업의 경우에는 상대적으로 회사채시장이나 주식발행을 통한 자금조달이 용이해졌으나 중소기업은 상대적으로 금융의 혜택을 받지 못하고 있다고 판단할 수 있다. 또한 금융발전 지표를 포함하여 분석한 결과에서도 금융부문이 기업투자에 미치는 영향은 대기업과 중소기업에 있어서 큰 차이를 보였다. 대기업의 경우에는 발전지표가 모두가 기업투자에 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있으나 중소기업의 경우에는 금융부문의 크기가 영향을 미치지 못하고 있고 금융부문의 활동력은 오히려 중소기업의 투자에 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있다. 이러한 결과는 우리나라

라의 경우에 금융자유화와 금융발전 기간을 거치는 동안에 은행의 대출이나 주식시장이 주로 대기업 중심으로 편재되는 경향이 있어 오히려 금융부문이 발전함에 따라 중소기업들에게는 시장접근이 더욱 어려움을 시사한다.

본 연구는 다음의 순서로 구성되어 있다. 제Ⅱ절에서는 한국의 거시적 금융 발전을 시기별로 파악한 후 금융부문의 발전 정도를 측정하였다. 제Ⅲ절에는 금융제약, 금융발전과 기업투자에 관한 국내외의 주요 연구가 요약되어 있다. 제Ⅳ절에서는 모형을 제시하고 제Ⅴ절은 자료 및 추정방법, 그리고 실증분석 결과를 해석하고 있다. 마지막 절은 결론이다.

Ⅱ. 한국의 거시적 금융발전

1. 금융부문 정책

정부는 1960년대에 들어 정부주도하에 경제적 빈곤문제를 해결하기 위해 적극적인 경제발전전략을 추진하였다. 그러나 경제개발 초기단계에서 겪은 가장 큰 애로 중의 하나는 국내에 축적된 자본이 절대적으로 부족하였다는 점이다. 이에 따라 정부는 부족한 자금을 동원하고 이를 전략산업에 집중적으로 배분하기 위해 금융산업에 크게 의존하였다. 정부는 금융산업을 실물경제의 성장을 지원하기 위한 주요 정책수단으로 활용하였다. 경제발전전략을 지원하기 위해 각종 금융제도 및 규제장치를 정비하고 금융산업과 금융시장을 통제하였다. 또한 경제발전전략산업에 대해서는 자금의 가용성(availability), 금리 및 기간 등 직접적인 형태의 금융우대를 제공하였다. 금융은 1970년대에도 정부주도하의 경제정책수단으로서 경제발전전략을 위한 보조적 역할을 수행하였다. 오히려 대규모 자본이 소요되는 중화학공업을 육성하거나 당면한 경제위기를 극복하는 과정에서 정부의 금융개입과 금융억압(financial repression)이 심화되기도 하였다. 1970년대의 중화학 공업화정책은 정책금융이 본격화되는 계기가 되었다. 정책금융은 정부의 육성우선순위에 따라 수출산업, 중화학공업, 대기업

중심으로 집중 배정되었고, 재원조달은 은행의 금융자금, 국민투자기금 및 한국은행의 금융지원으로 이루어졌다.

금융부문의 경쟁력을 강화하고 금융억압에 따른 왜곡된 자원배분 등의 부작용을 방지하기 위해 자유화에 대한 필요성이 증대됨에 따라 1980년대에 들어 점차 금융자유화 및 개방화를 추진하였다. 대외적 금융자유화 및 개방화 압력으로 인해 시장기능을 중시하는 금융자유화정책을 단계적으로 추진하였다. 은행법의 개정을 통한 시중은행의 민영화 추진, 정책금융에 대한 금리우대 축소·폐지, 금융기관의 업무영역 확대를 통해 시장경쟁을 촉진시켰다. 그러나 1980년대는 외형상의 다양한 변화에도 불구하고 1970년대의 상황이 유지되고 있었다. 기업의 과다차입과 과잉투자, 은행의 비효율성으로 인해 정부의 재개입이 초래되는 악순환이 반복되었다.

1990년대 들어서는 금융자유화와 국제화가 본격적으로 시행되었다. 주된 내용은 금리자유화, 금융기관 진입제한 완화, 소유구조에 대한 규제개편, 업무영역 확대 및 책임경영체제 확립 등이다. 1991년 금리자유화 4단계 계획을 마련하고 체계적으로 금리자유화를 실행하여 1996년까지 대부분의 금리자유화 계획을 실천하였다. 1997년 말 외환·금융위기 전까지의 1990년대는 본격적으로 금리 및 업무영역 자유화가 시행되었다. 그러나 한편으로 과도한 자유화는 은행들의 자회사를 통한 무분별한 타업종 진출 및 해외진출 등의 방만한 경영을 초래하였다.

그러나 전반적으로 우리나라 금융산업은 양적인 성장과 질적인 구조변화를 겪으면서 경제발전에 기여하였다. 경제구조가 성숙됨에 따라 금융시장의 구조도 다원화되어 단기금융시장, 자본시장, 보험시장이 발달하였으며 보다 전문화된 형태의 금융기관이 설립되면서 다양한 형태의 금융상품 및 서비스가 개발되어 금융이용자에게 공급되었다. 결론적으로 금융산업은 양적인 측면에서 실물경제보다 빠른 속도로 성장하였다.

2. 한국 금융부문의 발전

1970년 이후 한국 금융부문의 발전 지표인 금융시스템 크기(size), 활동(activity)을 Demirguc-Kunt and Levine(1999)이 제안한 방법을 이용하여 측정하였다. 또한 금융시장의 상대적 발전을 비교함으로써 한국 경제가 은행의 존형인지 시장의존형인지를 조사하였다.

가. 예금은행의 발전

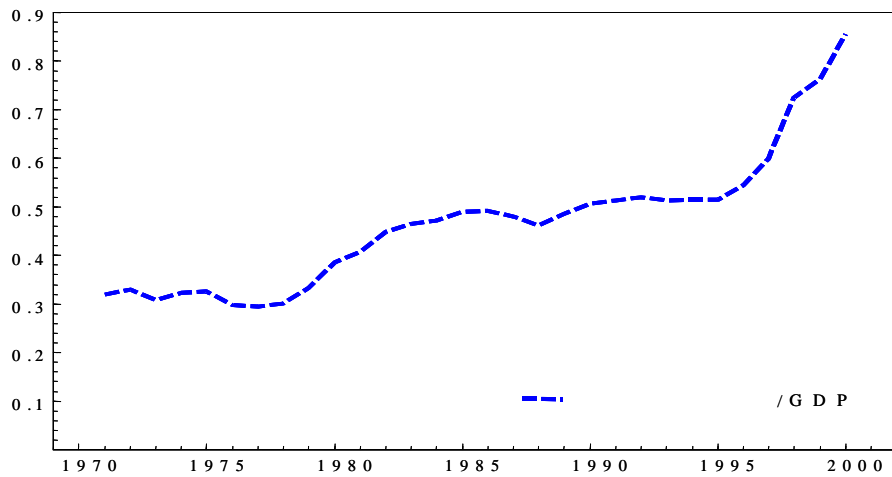
예금은행(deposit money banks)의 크기, 활동을 GDP에서 차지하는 절대적 지표로 측정하였다. 지표를 구성하기 위해 이용된 자료는 IFS 2000 자료이며 분석기간은 1970년부터 2000년까지다. 크가지표는 예금은행자산/GDP다. 이러한 지표는 총 경제규모에 대한 금융서비스의 중요성을 나타낸다. 지표를 구성하는 데 있어서 고려해야 될 문제점은 금융기관 자산은 저장(stock)변수이고 GDP는 유량(flow)변수이기 때문에 단순히 두 변수간의 비율로만 측정하면 오류가 발생하게 된다. 따라서 Beck, Demirguc-Kunt and Levine(1999)이 제안한 다음과 같은 방법을 이용하여 측정하였다. 기말 금융자산(FD)은 기말 소비자물가지수(CPI)로 환가하고 GDP는 해당 연도 소비자물가지수로 환가하였다. 그리고 실질 금융자산은 t 기와 $t-1$ 기의 평균값으로 나타내고 이를 t 기에 측정된 실질 GDP의 평균으로 나누어 계산하였다. 즉,

$$\frac{\frac{1}{2} * \left(\frac{FD_t}{CPI_{e,t}} + \frac{FD_{t-1}}{CPI_{e,t-1}} \right)}{\frac{GDP_t}{CPI_{a,t}}}, \quad e \text{는 기말, } a \text{는 기간 평균.}$$

위와 같은 방법을 이용하여 측정된 예금은행의 절대적 크기를 [그림 1]에 제시하였다. 예금은행의 크기는 1980년부터 1995년까지 GDP의 45% 정도를 차지하다가 금융위기 이후에 급격히 증가하여 2000년에는 GDP의 89% 정도를

차지하고 있다¹⁾. 이로써 금융산업에서 은행권의 비중이 급격히 커졌음을 알 수 있다. 한국의 은행산업 규모는 총자산규모를 기준으로 볼 때 1990년대 연평균 16.3%의 성장세를 보였다. 이는 선진국에 비해 훨씬 빠른 속도로 성장하였음을 나타낸다²⁾.

[그림 1] 예금은행의 절대적 크기

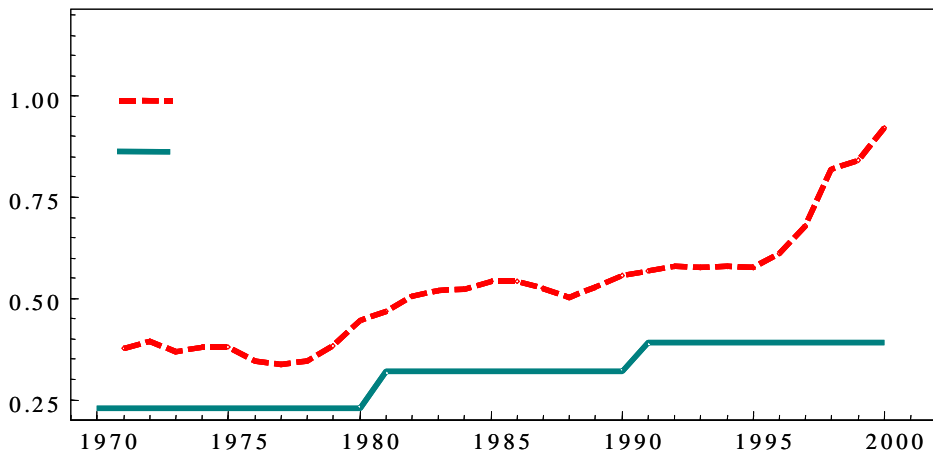


예금은행의 활동은 예금은행의 민간신용/GDP를 이용하였다³⁾. 이러한 지표는 기존에 대부분의 연구자들에 의해서 이용되었던 지표이다⁴⁾. [그림 2]는 금융중개기관의 활동을 나타낸다. 1980년대 이후 완만한 성장세를 유지하다가 1995년 이후 신용 붐(credit boom)으로 인해 활동력이 급격히 증가하였다. 이러한 추세는 1990년대 들어 종합적인 금융자유화와 국제화가 본격적으로 추진된 이후 양적인 측면에서 실물경제보다 빠른 속도로 성장하였음을 의미한다.

1) 은행부문 크기의 세계평균은 대략 32%(1960~1997년), 58%(1990~1995년)다.(Beck, Demirguc-Kunt and Levine(2000), Demirguc-Kunt and Levine(1999))
 2) 독일(연평균 11.8%), 캐나다(10.9%), 영국(10.8%) 등
 3) 예금은행의 활동을 나타내는 변수 또한 환가지수를 이용하여 실질 변수화하였다.
 4) Levine and Zervos(1998), Levine, Loayza and Beck(2000), Beck, Levine, and Loayza(2000) 등

발전 선(development line)은 Demirguc-Kunt and Levine(1999)이 제시한 은행 활동에 대한 세계평균을 나타낸다. 이들의 기준에 따르면 은행활동이 발전 선 위에 있으면 한 국가의 은행부문이 발전되었다고 본다. 한국의 경우에는 은행부문이 상당히 발전되었음을 알 수 있다.

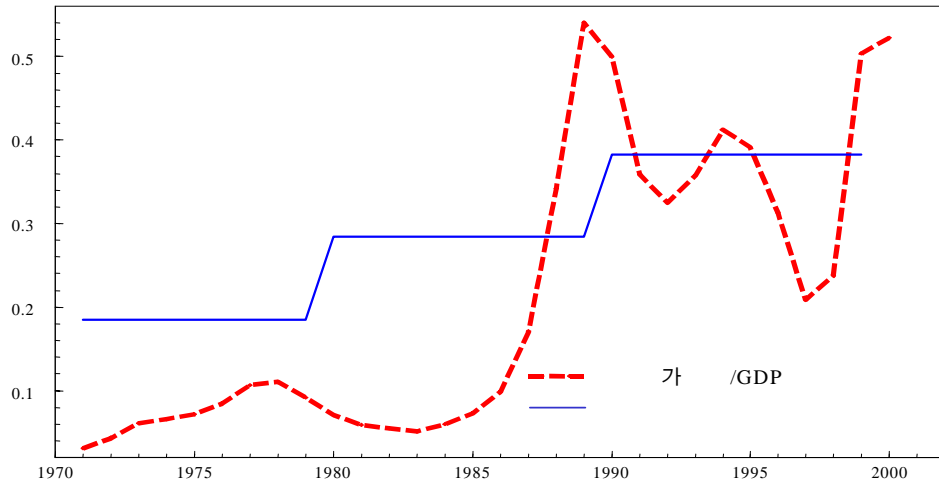
[그림 2] 금융중개기관의 활동



나. 주식시장의 발전

자본시장은 금융시장의 일부로서 자본주의 경제에서 핵심적인 역할을 수행한다. 자본시장에서 자금의 수요자인 정부, 기업 및 금융기관 등은 자금의 공급자인 투자자들로부터 직접 자금을 조달하게 된다. 주식시장의 크기, 활동에 대한 지표를 만들어 한국 주식시장의 발전 정도를 분석하였다. 주식시장의 크기를 나타내는 지표는 GDP 대비 주식시장 자본화 비율(stock market capitalization)로 상장된 주식의 시가총액을 GDP로 나누어 계산하였다. 주식의 시가총액은 저장(stock) 변수이고 GDP는 유량(flow)변수이기 때문에 금융중개기관의 절대적 크기 및 활동을 측정하는 방법과 같은 절차를 이용하였다.

[그림 3] 주식시장의 크기



[그림 3]을 살펴보면 1970년대 말 2차 석유파동과 국내정치 불안 등으로 인플레이션, 성장둔화, 국제수지 악화라는 어려움을 겪게 됨에 따라 1980년대 초 주식시장도 침체되었다. 그러나 1983년 이후 경제가 고도의 성장기를 맞이하면서 주식시장이 GDP의 5% 수준에서 1989년 54% 수준까지 급속히 성장하였다. 1986년 이후 지속적인 수출호조와 설비투자의 증가 등으로 급속한 성장을 기록하였다⁵⁾. 그러나 1993년에는 GDP 대비 32%, 금융위기 시점인 1997년에는 20.8%까지 감소하였다. 이와 같은 주식시장 침체원인으로는 경기 부진이라는 요인 이외에 주식공급물량 확대라는 원인도 있었다. 즉 정부의 직접금융 확충 정책은 주식의 과다한 물량공급을 초래하였는데 이것이 경상수지 적자로 반전됨에 따라 주식시장의 침체를 가중시키는 요인이 되었다⁶⁾. 1997년 금융위기 이후 점차 경제가 안정되면서 1999년 말 종합주가지수가 98년 대비 82.8% 상

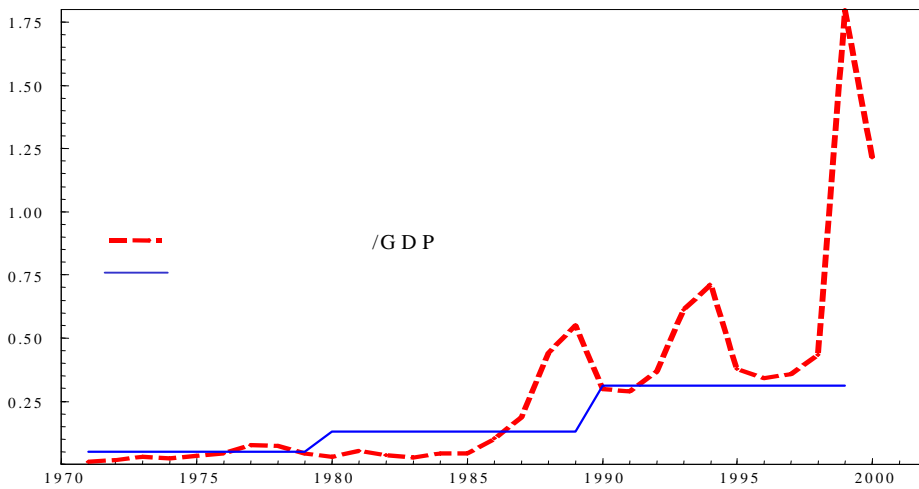
5) 종합주가지수 상승률을 보면 1986년에 68%, 1987년에 98%, 1988년에 70.5%의 상승률을 나타내었다.

6) 1992~94년 동안의 성장은 외국인 투자허용 이후에 회복세를 보인 것이다. 그러나 사상최대의 무역수지적자를 기록하는 등 경제여건이 악화되면서 다시 하락세로 반전되었다.

승을 기록하였다. 이와 같은 특징은 경기회복에 대한 기대와 외국인투자자금의 증시 유입이 확대되었기 때문이다. 또한 위기 발생시에 폭등하였던 금리가 하락하면서 안정화 추세를 보임에 따라 주식시장에 자금유입이 확대되었기 때문이다. 세계평균(1970년대 18.5%, 1980년대 28.4%, 1990년대 38.2%)과 비교해 볼 때 크기면에서 한국의 주식시장은 1992~94년과 1999년 이후 경기 호황기를 제외하고는 세계 수준보다 낮음을 알 수 있다.

주식시장의 활동을 측정하는 데에는 총주식거래대금이 GDP에서 차지하는 비중을 이용하였다. 총주식거래대금과 GDP는 모두 유량변수이므로 동일 시점에서 측정하였다. 이 지표는 경제활동에 대한 거래(trading)를 측정하기 때문에 시장 유동성을 측정할 때에도 이용된다⁷⁾.

[그림 4] 주식시장의 활동



[그림 4]는 주식시장 활동지표를 나타내고 있다. 1985년 이전까지는 큰 변화를 보이지 않았으나 1985년 주식시장의 폭등에 따라 거래규모도 크게 확대되었다. 1985년 3조 6,210억원에서 1987년에는 81조 2,000억원으로 20배 이상 증

7) Levine and Zervos(1998)을 참조.

가하였다. 그러나 1980년대 말부터 시작된 주식시장 침체로 거래규모가 감소하였으나 1991년과 1992년에는 주가 하락에도 불구하고 신규 증권사의 참여로 증가세를 나타냈다. 1993년부터 경기가 회복세로 돌아서면서 주식시장을 통한 기업의 자금조달도 확대되기 시작하였다. 1997년 위기 이후 경제가 점차 안정되면서 총거래대금은 1999년 GDP 대비 175%까지 성장하였다. 한국증권시장의 활동을 세계평균과 비교해 보면 1990년대 초반 이후에 세계평균을 상회하고 있다.

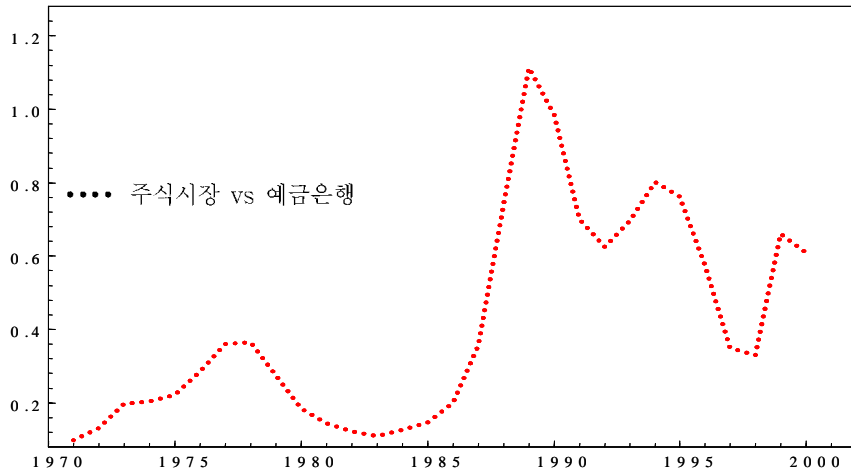
다. 한국의 금융구조 : Bank-based vs. Market-based

Demirguc-Kunt and Levine(1999)은 은행중심의 금융구조를 가진 국가와 시장중심의 금융구조를 가진 국가를 비교하여 선진국일수록 은행보다는 비은행 금융기관 및 주식시장이 상대적으로 더 발달하고 효율적으로 작동한다고 제시하였다. 따라서 지금까지 측정된 지표를 이용하여 한국의 금융구조가 은행중심인지 시장중심인지를 분석한다. 이를 위해서 주식시장과 은행부문의 크기, 활동을 측정한다. 금융구조의 상대적 크기를 측정하는 지표로는 국내 주식시가총액을 예금은행의 국내자산으로 나누어 계산하였다. 이것을 주식시장 vs 예금은행(Stock Market vs. Money Banks)으로 표시하였다. 이 크기가 증가할수록 주식시장이 예금은행에 비해 상대적으로 크다고 할 수 있다. [그림 5]를 살펴보면 주식시장의 상대적 크기가 1980년대 중반 이후 급격한 성장세를 보이고 있다. 그러나 1988년 이후 주가 폭락으로 인해 주식시장 시가총액이 감소함으로써 하락추세를 나타낸다. 그러나 전체적으로 1980년대 중반 이후에 금융구조가 시장중심의 형태로 변화되고 있음을 알 수 있다.

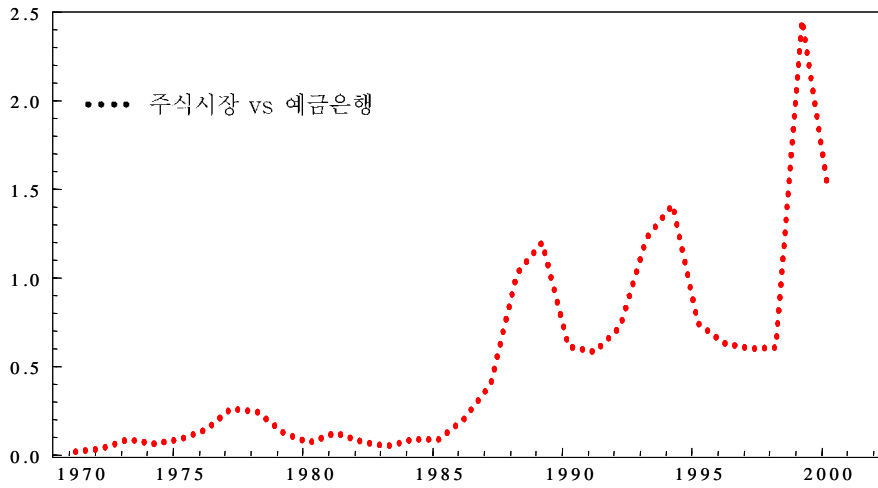
상대적 활동을 나타내는 지표는 주식시장 거래대금을 예금은행의 민간 대출금으로 나누어 측정하였다. [그림 6]을 살펴보면, 은행의 활동 대비 주식시장의 활동은 1985년 이후 두 번의 주가 폭락기간을 거쳤지만 활동면에서 상승하는 추세를 나타내고 있다. 1987년과 1994년에는 은행활동의 1.2배 정도, 1999년에는 2.5배 정도로 주식시장의 활동력이 강해졌음을 알 수 있다. 전반적으로 은행

활동보다는 주식시장활동이 더 활발하게 일어나고 있음을 알 수 있다.

[그림 5] 금융구조 : 크기



[그림 6] 금융구조 : 활동



Ⅲ. 금융제약이 기업투자에 미치는 영향

기존의 투자이론은 대개 완전자본시장(perfect capital market)을 가정하고 있다. 일찍이 Modigliani와 Miller(MM정리)가 주장했듯이 완전자본시장이 존재하면 기업의 실질투자는 금융구조나 금융정책의 영향을 받지 않는다. 기업의 투자활동은 기업이 판단하는 투자의 수익성에만 영향을 받는다는 것이다. 투자자금을 어떤 원천에서 조달했는가는 문제가 되지 않게 된다. 따라서 기업이 풍부한 유동성을 갖고 있느냐의 여부도 별로 중요한 요인이 될 수 없다. 그러나 내부자금(internal finance)과 외부자금(external finance)이 완전한 대체관계에 있지 않으면 기업의 투자행위는 금융적 요인(financial factors)들의 영향을 받게 된다. 현실적으로 자금조달시장에는 여러 가지 형태의 마찰요인들이 있어 자금조달을 어떻게 하는가가 투자결정의 변수가 될 수 있다. 가장 중요한 마찰요인으로 정보의 비대칭성(asymmetric information)을 들 수 있다.

1. 정보 비대칭이론

정보 비대칭이론에서는 내부자금과 외부자금 간의 비용차이가 발생하는 것은 외부자금 프리미엄이 존재하는 증거로 해석된다. Myers & Majluf(1984)의 모형에 의하면, 기업이 자금을 조달할 경우 외부 투자자들과 기업의 내부자 사이에 투자내용에 대한 정보의 불균형이 존재할 때 기업은 자신의 원래가치에 비해서 불리한 조건으로 자금을 조달할 수밖에 없어 기업은 투자자금으로 외부자금보다 내부자금을 선호하게 된다. 정보의 불균형문제 외에도 외부자금 조달 특히 주식에 의한 자금조달에서 주주와 경영자 사이의 이해갈등 문제도 자금조달비용을 상승시킬 수 있다. 이러한 금융시장의 마찰요인이 기업에게 내부자금을 선호하도록 유도한다면 기업투자의 상당부분이 내부자금의 확보 여부 및 규모에 따라 영향을 받을 수 있다. 다른 조건이 동일하다면 내부자금

이 풍부한 기업은 투자를 원활하게 수행할 수 있을 것이고 그렇지 못한 기업은 투자의 수익성이 높음에도 불구하고 투자를 하지 못하는 경우가 생길 수 있다⁸⁾.

특히 한국은 금융자유화 이전에 금융시장의 미성숙으로 인하여 금융기관의 자율성이 부족하였기 때문에 전반적인 자금배분이 시장원리가 아닌 정부의 인위적 할당에 의해 이루어졌다고 할 수 있다. 따라서 좋은 투자 안(investment project)을 갖고 있어도 자금을 조달할 수 없다면 그만큼 내부자금의 확보여부가 중요한 문제가 될 수 있다는 것이다. 시장의 불완전성과 관련하여 유동성이 투자에 얼마나 영향을 미치는가를 실증분석하는 데는 여러 가지 어려움이 따른다. 가장 큰 문제는 유동성 자체가 투자의 수익성을 결정하는 관측할 수 없는 여러 변수들의 대용변수가 될 수 있어 기업의 유동성이 풍부하다는 것이 과거의 기업활동이 성과가 좋았고 앞으로도 계속 좋아 투자가 활발할 것이라는 것을 나타낼 수 있다. 이러한 문제를 극복하기 위해서는 투자의 수익성을 충분히 설명하는 변수를 포함시킨 다음 유동성과 투자와의 관계를 살펴보아야 한다. 정보 비대칭이론의 관점에 따르면 현금흐름(cash flow)과 기업투자 간에는 양(+)의 관계가 존재한다. 현금흐름과 기업투자 간의 양의 관계는 기업이 금융제약에 직면한다는 증거로 간주될 수 있다. Fazzari, Hubbard, Petersen (1988)의 『금융제약과 기업투자』를 시초로 기업투자와 현금흐름 간의 연계에 관한 연구를 통하여 금융제약의 존재와 그것의 중요성을 실증하는 많은 논문들이 등장하였다. 이들은 금융제약에 관한 사전적 측정에 따라 기업을 분할하여 분석하였으며, 다른 표본들과의 투자-현금흐름 민감도를 비교하였다. 대부분 이들은 더 제약되기 쉬운 기업이 매우 큰 투자-현금흐름 민감도를 갖는다는 것을 발견하였다. 이러한 발견은 자금의 내부 금융비용과 외부 금융비용 간의 커다란 차이(wedge)의 증거로서 해석할 수 있다. 이론에 따르면 이러한

8) 선진국에서도 기업들은 투자활동에 유동성제약을 많이 받는 것으로 나타났다. 미국 기업의 경우는 Fazzari, Hubbard, Peterson(1988), 영국기업의 경우는 Blundell et al(1992), 일본기업의 경우는 Hoshi, Kashyap, Scharfstein(1991)의 연구 등이 예라고 할 수 있다.

차이는 외부 자본시장에서의 정보문제 때문에 발생하게 된다. 내부자금이 부족한 기업의 과소투자(underinvestment)를 유발하게 된다⁹⁾.

보편적으로 외부금융이 내부금융보다 비용이 더 많이 든다. 즉, 발행비용(flotation cost), 파산비용(bankruptcy cost), 왜곡적인 세금(distortionary taxes) 등이 그러한 차이를 나타내는 제약요인으로서 작용한다. 이론적인 이러한 문제들은 외부금융과 내부금융 간의 차이를 형성하게 되며 이러한 차이는 매우 크게 나타날 것이다. 그리고 몇몇 이론적 논문에서 거시경제적 금융제약의 중요성을 강조하고 있으며¹⁰⁾ 그러한 제약이 경기순환에 중요한 역할을 할 수 있다고 주장한다.

2. 기업의 특성과 금융제약

Chirinko and Schaller(1995)는 정보 비대칭성 이론을 실증적으로 검증하기는 상당히 어렵다는 점을 인식하고 표본기업을 정보열위기업(an inferior information)과 정보우위기업(an superior information)으로 구분하여 두 기업 집단간의 투자-현금흐름 민감성을 나타내는 계수(coefficient)의 크기를 비교하였다. 즉 정보이용상의 위치가 다른 기업을 대비시키는 방법을 이용하여 금융제약의 증거를 검증하였다. 그 결과 정보열위기업에 속한 경우에 투자의 현금흐름 민감성이 큰 것으로 나타나 정보열위기업이 정보문제를 가지고 있는 것으로 판단하였다¹¹⁾.

Audretsch and Elston(2002)은 소규모기업은 대기업에 비해 금융제약이 더 크다고 주장하였다. 소기업은 시장이자율로 자금을 조달하는 데 어렵고 신용할당(credit rationing)에 직면한다. Galeotti, Schiantarelli and Jaramillo(1994)는 소기업이 외부금융에 접근하는 데 심한 제약에 직면한다는 연구결과를 제

9) Bernanke and Gertler(1989)

10) Oliner and Rudebusch(1992), Myers and Majluf(1984)를 참조.

11) Hoshi, Kashyap and Scharfstein(1991)은 일본에서 계열(keiretsu) 기업과 독립기업을 구분하여 분석하였다.

시하였다. 대조적으로 대기업이 더 금융제약에 직면한다는 주장으로는 Devereux and Schiantarelli(1990), Samuel(1996)을 들 수 있다. 이들의 연구 결과는 투자에 미치는 현금흐름의 영향이 소기업보다는 대기업에 더욱 큰 것으로 나타나는데 그 이유는 대기업의 소유구조가 분산되어 대리인 비용을 증가시키는 경향이 있다는 것이다.

또한 내부금융의 이용가능성이 기업의 투자에 미치는 영향은 선진국에 비해 개발도상국이 현저할 것이라는 견해가 있다. 즉, 선진국의 경우는 신용할당이나 주식할당이 존재하더라도 기업의 규모가 커서 기업내부의 각 부분에 자금을 재분배할 수 있는 내부자본시장(internal capital market)을 가지고 있으며 기업관련정보를 수집·분석·전달할 수 있는 제도적 장치가 마련되어 있으므로 이 문제를 어느 정도 완화할 수 있다. 개발도상국의 내부자금과 투자 간의 연계를 최초로 조사한 Bilborrow(1977)와 Tybout(1983)는 콜롬비아의 개별 제조기업을 이용하여 내부자금이 투자지출의 중요한 요인이며, 특히 소기업에서 중요함을 발견하였다. 그리고 Nabi(1989)는 파키스탄의 농기계를 제조하는 기업을 이용하여 금융제약이 심한 기업일수록 투자에 대한 현금흐름의 민감도가 크게 나타난다는 것을 제시하였다¹²⁾.

한국의 기업자료를 이용하여 현금흐름-투자지출 민감성을 조사한 연구결과로는 공명재(1992), 신동령(1992), 김규형(1993), 윤봉한(1994), 한진희(1998), 이병기(2000) 등을 들 수 있다.

공명재(1992)는 1982~1989년 동안 171개 제조업체를 대상으로 q모형을 이용하여 분석한 결과 대규모 기업집단 소속 기업들의 유동성제약의 크기가 비소속 기업들과 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 그러나 신동령(1992)은 1987~1990년 동안 횡단면 회귀분석을 행한 결과 독립기업군의 경우가 재벌기업보다 현금흐름에 대한 투자의 민감도가 높다는 결과를 제시하고 있다. 김규형(1993)은 1980~1990년 동안 현금흐름이 증가할수록 투자는 증가하며, 이러한 정도

12) Athey와 Laumas(1994)는 인도의 제조기업을 이용한 분석에서 내부자금이 소기업에 비해 상대적으로 대기업에서 중요함을 발견하였다. 이러한 결과는 인도정부의 소규모 산업을 촉진시키기 위한 정부의 공업화 정책에서 나타났다.

는 호황기에 더 크다고 제시하였다. 윤봉한(1994)은 1983~1990년 동안 150개 기업을 보통최소자승법(OLS) 분석을 함으로써 대주주 지분율이 작은 기업이 대주주 지분율이 높은 기업보다 현금흐름-투자 민감성이 크다고 제시하였다. 한진희(1998)는 5대 재벌은 다른 재벌과 달리 불확실성이 증가할 때 투자를 증대시켰으며 상위재벌이 고위험사업에 과다투자하였다는 분석결과를 제시하였다. 이와 같이 한국의 기업투자의 유동성 제약에 관한 연구결과는 표본기간과 추정방법에 따라 다양하게 나타나 앞으로도 지속적인 연구가 요구된다.

3. 금융발전이 기업투자에 미치는 영향

그동안 발표된 수많은 국가간 연구들은 실물자본의 축적률이 경제성장에 있어서 중요한 결정요인임을 일관되게 제시하고 있다. 또한 개발도상국의 경우에 민간투자가 정부투자보다 성장에 더 큰 영향을 미친다는 증거들이 존재한다. 그러나 투자함수에 금융자유화 또는 금융개혁과 같은 구조변화를 명백히 도입한 연구는 많지 않다. 금융자유화는 신용제약의 완화, 투자를 위한 차입비용의 증가를 야기하여 투자함수의 추정계수를 변화시킬 것으로 예상할 수 있다.

먼저 다수 국가의 기업패널 자료를 이용한 연구로 Galindo, Schiantarelli and Weiss(2001)는 12개 국가의 기업패널자료를 이용하여 금융자유화 이후에 자본의 한계수익률이 높은 기업 쪽으로 유입된 자금의 비중이 증가하였는지를 조사한 결과 금융자유화가 투자자금을 배분하는 효율성을 향상시켰다는 결과를 발표했다. Jaramillo, Schiantarelli and Weiss(1996)는 에콰도르의 기업자료를 이용하여 자본시장 불완전성이 투자결정에 미친 효과를 분석하였다. 실증분석결과는 소규모기업과 신생기업에 대해서는 자본시장 불완전성이 중요하나 대규모 기업과 기존 기업에게는 중요하지 않았다는 것이다. 또한 에콰도르의 금융개혁이 소규모 기업의 금융제약을 완화시키는 데 도움이 되었다는 증거를 발견하지 못하였다. Guncavdi, Bleaney and McKay(1998)는 1980년대 초반에

실시된 금융자유화로 인해 티키의 총투자함수가 변화하였는지를 조사하였다. 투자의 단기동학을 고려한 오차수정모형의 추정결과를 보면 금융자유화에 따라 투자함수가 변화하였음을 알 수 있다. 즉 신용 가용성에 대한 투자의 민감성은 줄어들었으나 자본비용에 대한 투자의 민감성은 증가하지 않았다. 추정된 오일러 방정식 모형은 금융자유화 이후에도 신용제약이 여전히 존재하고 있음을 나타낸다. 따라서 금융자유화 이후에 투자함수에 대한 구조변화가 있었지만 신용제약은 계속해서 존재하고 있다고 주장하였다. Harris, Schiantarelli and Siregar(1994) 역시 인도네시아 제조업체의 패널자료를 이용하여 분석한 결과 소기업에서 내부자금(internal fund)이 더 중요하다는 - 즉 소기업의 유동성이 더 제약되었다는 - 증거를 제시하며 정부에 의한 신용배분에서 시장에 의한 신용배분으로 변화함에 따라 차입비용이 증가하였다는 것이다. 소기업의 경우에 금융자유화 이후 차입비용이 증가하였으나 동시에 자금에의 접근 용이성이 훨씬 커져 투자에 유리한 환경이 조성되었음을 밝혔다. 즉 시장분할(market segmentation)의 정도가 금융자유화 이후에 줄어들었다는 것이다. Hermes and Lensink(1996)는 1980년대 칠레의 금융개혁이 1980년대 후반과 1990년대 초반에 금융시장의 불완전성을 줄이는 데 기여하였는가를 조사하기 위해 1982~1992년 동안 70개 기업을 이용하여 분석한 결과 금융개혁이 소기업과 신생기업의 외부금융 접근성을 개선시켰다는 증거를 찾지 못하였다. Demetriades, Devereux, and Luintel(1998)의 동남아시아 5개국에 대한 연구 중에는 한국의 사례가 포함되어 있다. 실증분석 결과 한국의 경우에는 예외적으로 금융억압정책이 강화되면 자본의 평균생산성이 감소하였다. 이는 정부 규제가 시장불완전성에 따른 문제 해결에 효과적이어서 사회적 수익률이 높은 부문에 투자가 이루어졌음을 의미하는 것으로 해석하였다. Love(2001)는 금융시장 발전지표와 내부자금 이용가능성에 대한 투자 민감성 사이에 음(-)의 관계가 있음을 40개 국가의 기업자료를 이용하여 제시하였다. 이러한 결과는 금융발전이 금융시장에서의 정보의 비대칭성을 줄여줌으로써 자본분배의 효율성을 개선시키고 나아가 높은 수준의 성장을 가져온다는 것을 알려준다.

이상에서 개관한 각국의 사례를 보면 금융시장 자유화 또는 금융개혁이 투

자에 미친 효과는 국가에 따라 다양하게 나타났음을 알 수 있다. 즉 금융자유화가 투자자금 배분의 효율성을 개선하는지에 관해서는 명확한 결론을 내리기 어렵다.

IV. 모형 설정

기업의 금융제약을 추정하기 위해 Gilchrist and Himmelberg(1998)가 분석에 이용한 모형을 이용한다. 이들 모형은 자본시장의 불완전성을 허용한다. 자본시장의 불완전성을 고려하면 내부자금과 외부자금조달비용이 비대칭적인 정보(informational asymmetries), 감시비용(costly monitoring), 계약이행(contract enforcement), 유인문제(incentive problem) 등으로 인해 차이가 발생하게 되어 내부자금과 외부자금 사이에 완전 대체관계가 성립하지 않는다. 그 외에 정보의 비대칭성은 기업의 순자산(net worth), 외부자금조달 비용, 투자 사이에 연관성을 제공한다.

1. 최적화 문제

기업이 자본축적제약과 외부자금조달제약하에서 기업의 현재가치(미래 배당의 기대가치)를 극대화한다고 가정한다. 이때 K_t 를 t 기간 초 자본량, ξ_t 는 기업의 자본량에 대한 생산성충격, B_t 는 기업의 순금융부채라고 하자. 금융마찰(financial frictions)은 부채가 외부자금조달의 원천이라는 가정을 통해 구체화되고, 위험 중립적인 부채 보유자는 외부자금조달 프리미엄($\eta_t = \eta(K_t, B_t, \xi_t)$)을 요구하게 된다. 이것은 대리인비용으로 인해 차입량의 증가함수로 나타난다. 즉, $\partial\eta/\partial B > 0$ 이다. 즉 높은 레버리지(leverage)를 갖는 기업들은 정보의 비대칭성으로 인해 추가적인 프리미엄을 지불해야 된다는 것이다. 부채에 대한 총요구 수익률이 $(1 + \gamma)(1 + \eta(K_t, B_t, \xi_t))$ 라고 가정¹³⁾하고 $\Pi(K_t, \xi_t)$ 는 이윤함수로 정의한다. 자본스톡 축적은 투자지출(I_t)과 감가상각률(δ)에 의존한다. $C(I_t, K_t)$ 는

조정비용을 나타내며, 주주에게 제공되는 배당은 D_t 로 정의한다.

기업의 자금조달시 주식발행보다 부채가 더 중요하다면 배당에 대한 비음제약(non-negativity)을 가정하거나 주식보유자가 재투자하는 것보다 배당을 얻는 것을 더 선호한다는 가정이 필요하다. 따라서 본 연구는 Gilchrist and Himmelberg(1998)처럼 배당에 대한 비음제약을 도입하였다. 배당에 대한 비음제약은 정보 비대칭성에 기인한 신주 발행(new equity)과 관련된 잠재비용(shadow cost)이 존재한다는 것을 함축한다.

목적함수 :

$$V(K_t, B_t, \xi_t) = \max_{\{I_{t+s}, B_{t+s+1}\}_{s=0}^{\infty}} D_t + E_t \sum_{s=1}^{\infty} \prod_{k=1}^s \left(\frac{1}{1+r_{t+k}} \right) D_{t+s} \quad (1)$$

제약조건 :

$$D_t = \Pi(K_t, \xi_t) - C(I_t, K_t) - I_t + B_{t+1} - (1+r_t)(1+\eta(B_t, K_t, \xi_t))B_t \quad (2)$$

$$K_{t+1} = (1-\delta)K_t + I_t \quad (3)$$

$$D_t \geq 0 \quad (4)$$

$\prod_{k=1}^s (1+r_{t+k})^{-1}$ 은 s -기간 할인요소(discount factor)이다. 비음제약에 대한 라그랑지 승수(multiplier)를 λ_t 라고 정의하면, λ_t 는 내부자금의 잠재비용으로 해석될 수 있으며 금융제약을 정의하는 데 이용된다.

2. Euler 방정식

위의 극대화 문제로부터 유도된 오일러 방정식은 다음과 같이 주어진다.

$$1 + \frac{\partial C(I_t, K_t)}{\partial I_t} = E_t \left[\left(\frac{1}{1+r_{t+1}} \right) \left(\frac{1+\lambda_{t+1}}{1+\lambda_t} \right) \left(\frac{\partial \Pi(K_{t+1}, \xi_{t+1})}{\partial K_{t+1}} + (1-\delta) \right) \right]$$

13) 이때 r 은 무위험수익률이다.

$$\left(1 + \frac{\partial C(I_{t+1}, K_{t+1})}{\partial I_{t+1}}\right) \Bigg]_{14} \tag{5}$$

여기서, $\frac{\partial C}{\partial I}$ 는 투자의 한계 조정비용이고, $\frac{\partial \Pi}{\partial K}$ 는 자본의 한계 이윤을 나타낸다. $\left(\frac{1+\lambda_{t+1}}{1+\lambda_t}\right)$ 는 상대적 잠재가격이며 금융제약을 나타내는 요인으로 간주된다.

부채의 1계조건은 식(6)과 같다.

$$E_t \left[\left(\frac{1+\lambda_{t+1}}{1+\lambda_t} \right) \left(1 + \eta(K_{t+1}, B_{t+1}) + \frac{\partial \eta(K_{t+1}, B_{t+1})}{\partial B_{t+1}} B_{t+1} \right) \right] = 1 \tag{6}$$

부채의 1계조건은 오일러 투자 방정식과 직접적인 관련이 없기 때문에 여기서는 부채선택을 암묵적으로 가정한 투자결정에 초점을 맞추어 분석한다.

위 식(5)는 금기 투자의 한계비용이 다음 기까지 투자를 연기하는 할인된 한계비용과 같다는 것이다. 실증분석을 위한 모형을 설정하기 위해서는 금융제약과 MPK에 대한 수단을 식별해야 하고, 조정비용의 함수형태를 설정해야 한다. 또한 오일러 방정식을 선형형태로 표현하고 기대연산자를 제거해야 한다.

3. 금융제약

만일 내부자금에 대한 잠재비용(shadow cost)이 $t+1$ 기간보다 t 기간에 더 높다면(즉, $\lambda_t > \lambda_{t+1}$), $\left(\frac{1+\lambda_{t+1}}{1+\lambda_t}\right)$ 이 1보다 작게 된다. 현재 기간 자금을 이용하는 것이 다음 기간 자금을 이용하는 것보다 더 많은 비용이 발생한다. 이러한 경우 기업이 금융제약에 직면했다고 하며, $\left(\frac{1+\lambda_{t+1}}{1+\lambda_t}\right)$ 이 금융제약의 정도를 나타낸다. 완전자본시장에서는 모든 t 시점에 대해서 $\lambda_t = \lambda_{t+1} = 0$ 이므

14) $(\partial D/\partial K)_{t+1} = (\partial \Pi/\partial K)_{t+1} - (\partial C/\partial K)_{t+1}$ 이다 그러나 $(\partial C/\partial K)_{t+1}$ 가 $(\partial \Pi/\partial K)_{t+1}$ 에 비해 상대적으로 매우 작기 때문에 자본스톡에 관한 조정비용함수의 미분을 무시해도 좋을 것이다. (Laeven 2000, Himmelberg, Hubbard and Love 2000)

로 $\left(\frac{1+\lambda_{t+1}}{1+\lambda_t}\right)$ 이 1이 된다. 이러한 상황에서는 기업이 금융제약에 직면하지 않는다. 자본시장이 불완전할 경우에는 λ_t 가 상태변수들에 의존하게 된다. 그러므로 λ_t 는 시변(time-varying)하며 관측 가능한 기업의 특성을 통해 식별될 수 있다. 대부분의 이전 연구들이 공통적으로 금융제약에 대한 대리변수로서 현금흐름(cash flow) 변수를 이용하고 있다.

MPK_t 를 한계이윤함수라고 정의하고 1기간 할인율 β_{t+1} 이 일정하다고 가정하면 투자에 대한 1계조건식은 식(7)과 같다.

$$1 + \frac{\partial C(I_t, K_t)}{\partial I_t} = E_t \left[\sum_{s=1}^{\infty} \left(\frac{1-\delta}{1+r_{t+1}} \right)^s \left(\prod_{k=1}^s \left(\frac{1+\lambda_{t+k}}{1+\lambda_{t+k-1}} \right) \right) MPK_{t+s} \right] \quad (7)$$

1계 테일러 근사를 이용하면¹⁵⁾,

$$1 + \frac{\partial C(I_t, K_t)}{\partial I_t} = E_t \left[\sum_{s=1}^{\infty} \left(\frac{1-\delta}{1+r_{t+1}} \right)^s MPK_{t+s} \right] + \phi E_t \left[\sum_{s=1}^{\infty} \sum_{k=1}^s \left(\frac{1-\delta}{1+r_{t+1}} \right)^s FIN_{t+k} \right] \quad (8)$$

FIN_t 는 잠재비용에 영향을 미치는 금융변수(즉, 현금흐름)다.

조정비용은 $C(I_t, K_t) = \frac{\alpha}{2} \left(\frac{I_t}{K_t} - \nu \right)^2 K_t$ 를 이용한다. 조정비용을 고려하면 식(9)와 같다.

$$\frac{I_t}{K_t} = c + \frac{1}{\alpha} E_t \left[\sum_{s=1}^{\infty} \left(\frac{1-\delta}{1+r_{t+1}} \right)^s MPK_{t+s} \right] + \frac{\phi}{\alpha} E_t \left[\sum_{s=1}^{\infty} \sum_{k=1}^s \left(\frac{1-\delta}{1+r_{t+1}} \right)^s FIN_{t+k} \right] \quad (9)$$

일반적인 q투자모형은 식(9)에서 $\phi=0$ 인 특수한 경우이며 미래 한계이윤의 현재가치에 대한 대리변수로서 토빈 q를 이용하여 추정한다. MPK 와 FIN 은 선형 조합으로 표현되어 있기 때문에 유도형 모형으로 식(10)처럼 선형화될

15) 식(8)에서는 1계 테일러 근사에 따른 상수항이 포함되어야 하지만, 대부분의 논문들에서 계수의 추정과 해석을 단순화하기 위하여 상수항을 무시한다.(Harrison, Love and McMillan, 2001)

수 있고, 이러한 조건하에서 기업투자는 한계이윤(MPK), 현금흐름(CF/K)의 함수로 표현된다. MPK 는 일반적으로 토빈 q 와 매출비중(S/K)을 이용한다¹⁶⁾.

따라서 본 논문에서는 토빈 q 와 현금흐름 이외에 기업의 레버리지 정도를 나타내는 부채비율(B/K), 그리고 제II절에서 측정한 금융발전 변수(FD)를 추가하여 다음과 같은 모형을 추정한다.

$$\frac{I_{it}}{K_{it}} = c + \beta_1 MPK_{it} + \beta_2 \frac{CF}{K_{it}} + \beta_3 \frac{B}{K_{it}} + \beta_4 FD_t + f_i + d_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

f_i 는 개별기업효과(firm-specific effect), d_t 는 시간효과(time-specific effect), $\varepsilon_{i,t}$ 는 순수오차항을 나타낸다.

V. 실증분석 결과

1. 자료 및 변수

기업의 투자함수를 추정하기 위해서는 기업의 재무관련 데이터베이스를 이용하여야 한다. 따라서 제조업 투자행태의 실증분석을 위해 한국신용평가(주)의 재무자료를 이용하였으며 토빈 q 변수를 추정하기 위해서는 기업의 주가자료를 이용해야 하므로 상장제조기업만을 분석대상으로 선정하였다. 추정기간은 금융자유화가 시행된 1982년부터 금융위기 이전기간인 1996년이다. 전체 상장제조기업 자료는 기업별로 상장기간이 상이하다. 따라서 분석에 이용한 기업패널자료는 불균형패널자료(unbalanced panel data)다. 관측기간 내내 상장한 기업만을 이용하는 균형패널자료(balanced panel data)를 이용할 경우 절반 이상의 기업이 실증분석에서 제외되어 이용 가능한 정보를 과소 이용하는

16) 토빈 q 를 이용할 경우 기업투자가 미래 MPK 에 대한 정보를 포함하기 마련인 현금흐름에 민감해질 가능성이 있다는 심사자의 제안에 따라 Love(2001), Laeven(2000)에서 이용하고 있는 매출비중을 포함하여 분석하였다.

결과를 초래한다. 그러므로 본 논문에서는 1982~1996년 기간 동안 4년 연속 상장되고 12월 결산을 하는 309개 제조업의 불균형패널자료를 이용하였다. 전체표본의 기업자료 수는 4,123개다. 대기업과 소기업의 구분은 전체 분석기간 동안 평균 종업원 수가 300명 이상인 경우는 대기업, 300명 이하인 경우는 소기업으로 분류하였다.

토빈 q 를 포함하는 투자함수를 추정하기 위해서 이용된 변수는 다음과 같다.

자본의 대체가치인 K_t 는 (($t-1$ 기말 유형고정자산)-($t-1$ 기간 동안의 자본지출¹⁷⁾)+($t-1$ 기까지의 누적감가상각액))을 이용하였으며, 투자변수인 I_t 는 $K_{t+1} + \delta_t - K_t(1 + \pi_t)$ ¹⁸⁾로 계산하였다. 토빈의 q_t 는 $\frac{B_t + MV_t}{K_t}$ 다¹⁹⁾. 현금흐름(CF_t)은 세후 당기순이익과 감가상각비의 합계다. 1980년대와 1990년대의 기업투자지출 변화 효과를 나타내기 위해 각각의 변수에 1990년대 터미를 곱하여 추정하였다. 이 변수 외에 실제 추정에서는 기업고유효과와 연도고유효과를 나타내는 가변수들을 추가하였다. 거시적 금융발전 지표(FD)는 크기변수(예금은행자산/GDP, 주식시장시가총액/GDP)와 활동변수(민간신용/GDP, 주식시장 거래대금/GDP)를 이용하였다.

2. 추정방법

본 논문에서 이용하는 자료는 불균형패널자료이고 GMM(Generalized Methods of Moments)을 이용하여 분석하였다. Hayashi and Inoue(1991)는 기업의 산출량과 현금흐름 같은 변수들 또한 기술충격에 의존하고 내생적이라고 주장한다. 즉 모형 내 대부분의 설명변수들이 종속변수와 연립적으로 결정되

17) 자본지출은 회계기준 변경으로 인해 1994년까지는 재무상태변동표의 '고정자산의 감소-무형고정자산의 감소', 1995년부터는 현금흐름표의 '유무형리스자산의 증가-무형자산증가'를 사용하였다.

18) δ_t : t 기 동안 감가상각액, π_t : 인플레이션을

19) $B_t = t$ 기간 초 총부채의 장부가치, $MV_t = t-1$ 기 말 발행주식수 \times $t-1$ 기 말 주식가격

든지 또는 종속변수와 양방향(two-way) 인과관계를 갖게 된다. 따라서 이러한 설명변수의 내생성을 통제하고 일치추정량을 얻기 위해 도구변수추정법(IV)을 이용하게 된다. OLS는 변수의 수준을 추정하는 것으로 관찰되지 않는 기업특정효과를 통제하지 못한다. 따라서 기업특정효과가 중요하다면 자기회귀계수의 추정치가 상향편의를 가져올 가능성이 존재한다. 부연하면, 패널자료의 분석에서는 내생성이 고려되어야 하는데 OLS는 외생변수를 가정하고 있기 때문이다. GMM 추정량은 도구변수로 설명변수와 종속변수의 시차 관측치를 이용한다. 도구변수는 다음과 같은 조건하에서 적절히 선택될 수 있다. 첫째, 오차항이 계열상관을 보이지 않거나 최소한 MA(1)과정을 거쳐야 한다. 둘째, t 기의 설명변수가 종속변수의 현재 또는 과거 실현치(realization)에 의해서는 영향을 받을지라도 종속변수의 미래 충격(innovation)에 의해서는 영향을 받지 않아야 한다. 이러한 가정의 타당성은 두 가지 분석을 통해 통계적으로 검증될 수 있다.

첫째, 과도식별제약(overidentifying restrictions)에 대한 Sargan 검정으로서 도구변수가 적합하게 도입되었는가를 검정하는 방법이다. 둘째, 회귀 잔차(regression residuals)에 대한 계열상관(serial correlation)검정이다. 계열상관이 없다는 것은 모든 시차설명변수가 도구변수로 이용될 수 있다는 것을 가리킨다. 또한 구조모형을 추정할 때 개별 기업간의 투자행태 차이는 관찰되지 않는 기업특정효과(unobserved individual effect)의 존재에 의해 반영되는 이질성 문제를 초래하게 된다. Hsiao and Tahmiscioglu(1997)는 횡단면 자료와 시계열 자료를 결합한(pooling) 자료는 적합한 추정기법을 이용하고 사전 분류기준에 따라 기업을 분류(grouping)하면 이러한 이질성 문제를 제거하는 데 도움이 된다고 주장하였다. 만약 관찰되지 않는 기업특정효과가 회귀식에 나타난다면 잔차항은 지속적인(persistent) 계열상관을 갖게 된다. 이러한 형태의 모형설정오류는 Arellano and Bond(1991)에 의해 개발된 방법을 이용하여 관측 불가능한 기업특정효과를 통제할 수 있다. 이들의 방법은 수준(level) 회귀식과 1차 차분(first difference) 회귀식을 하나의 시스템으로 결합하여 구성된

다. 1차 차분 회귀식에는 설명변수의 수준시차변수를 도구변수로 이용하고 수준 회귀식에서는 설명변수의 차분시차변수를 도구변수로 이용한다. 적절한 도구변수가 채택된다면 설명변수와 기업특정효과 간의 상관관계가 시간의 변화에도 불변이다. 이러한 방법을 GMM 시스템(GMM-SYS) 추정량이라고 한다.

GMM-SYS는 기업특정효과를 1차 차분에 의해 제거하고 오차항의 시간가변요소에서 시계열 자기상관이 존재하지 않는다면 2기 혹은 그 이상의 시차를 갖는 내생변수를 도구변수로 이용한다. 이것은 1차 차분된 잔차항의 계열자기상관을 검토함으로써 검증할 수 있다. 잔차항이 1차 차분된 회귀식에서 조사되기 때문에 MA(2) 이상의 계열상관만이 판단의 근거가 된다.

3. 실증분석결과

가. 전체 분석결과

본 논문에서는 1982~1996년 기간 동안의 309개 제조기업의 불균형 패널 자료를 이용하여 OLS와 GMM 추정방법으로 식(9)를 추정하였다. <표 1>에서 보는 바와 같이 OLS 추정치와 GMM 추정치가 보고되어 있다. 투자모형을 추정하는 과정에서 많은 도구변수를 이용하여 보았으나 수준변수에서는 각 변수에 대한 $t-2$, $t-3$ 시차의 도구변수, 차분변수에서는 $t-3$ 까지의 도구변수가 적합한 것으로 나타났다. 이를 통계분석한 결과 Sargan검정을 통과함으로써 모형설정과 도구변수가 타당하다는 것을 보여준다. 잔차에서 2차 계열상관의 여부를 나타내는 m_2 의 p값이 0.05보다 크므로 추정치들이 통계적인 유의성을 갖는다고 판단할 수 있다.

기업의 투자기회를 나타내는 q 변수 또한 양(+)의 값으로 유의함을 알 수 있었다. 현금흐름은 투자함수를 설명하는 데 상당히 영향이 큰 것으로 나타났다. 이로써 한국의 기업이 금융제약에 직면하고 있다고 판단할 수 있다. 즉, 기업투자가 내부자금의 영향을 받고 있다는 점을 시사한다. 특히 한국은 금융자유화 이전에는 금융시장의 미성숙으로 인하여 금융기관의 자율성이 부족했기

때문에 전반적인 자금배분이 시장원리가 아닌 정부의 인위적 할당에 의해 이루어졌다고 할 수 있다. 따라서 좋은 투자 안을 가지고 있어도 자금을 조달할 수 없는 경우가 발생할 수 있어 내부자금의 확보 여부가 투자결정에 중요한 요소가 될 수 있었다²⁰⁾.

<표 1>에서 보듯이 대기업의 투자에 대한 현금흐름 민감성은 0.518, 중소기업의 현금흐름 민감성은 0.541로서 대기업보다 중소기업이 자금제약에 더욱 직면하고 있음을 알 수 있다. 그러나 차이가 크지는 않다. 그러나 부채비율의 계수 값은 이론과 달리 양(+)의 유의한 영향을 미치고 있다. 이것은 한국의

<표 1> 기업투자와 금융제약

변 수	전체기업			대기업		중소기업	
	OLS	GMM-SYS		GMM-SYS		GMM-SYS	
상수항	0.035 ^{***} (0.012)	-0.226 ^{***} (0.056)	-0.191 ^{***} (0.051)	-0.144 ^{***} (0.045)	-0.105 ^{***} (0.039)	-0.017 (0.243)	0.227 (0.247)
$(CF/K)_t$	0.572 ^{***} (0.038)	0.627 ^{***} (0.108)	0.546 ^{***} (0.124)	0.518 ^{***} (0.143)	0.513 ^{***} (0.142)	0.541 ^{**} (0.210)	0.569 ^{**} (0.233)
Q_t	0.010 ^{***} (0.002)	0.020 ^{***} (0.005)	-	0.016 ^{***} (0.005)	-	0.045 [*] (0.024)	-
$(SALE/K)_t$	-	-	0.032 ^{***} (0.011)	-	0.032 ^{**} (0.013)	-	0.015 (0.019)
$(B/K)_t$	0.086 ^{***} (0.007)	0.169 ^{***} (0.022)	0.138 ^{***} (0.022)	0.135 ^{***} (0.015)	0.102 ^{***} (0.021)	0.130 ^{***} (0.034)	0.142 ^{***} (0.037)
m1(p-값)	0.004	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.000
m2(p-값)	0.000	0.145	0.160	0.284	0.319	0.215	0.222
Sargan(p-값)	-	0.160	0.079	0.211	0.000	0.188	0.201

- 주 : 1. ()은 표준오차 값임. ***, **, * 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준.
 2. 모든 방정식에 연도더미를 포함시킴.
 3. m2는 잔차의 2차 시계열상관 검증치이며 시계열자기상관이 없다는 귀무가설하

20) 신선우(1997)는 1982~1993년 기간 동안 149개 기업의 균형패널자료를 이용하여 q 투자함수를 추정한 결과 현금흐름이 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있음을 보고하였다.

에서 $N(0, 1)$ 의 정규분포를 함.

4. Sargan은 과도식별제약에 대한 검증치이며 $\chi^2(k)$ 분포를 따름.

대출관행으로 볼 때 부채의 누적이 외부자금조달에 대한 제약요인으로 작용하고 있지 않음을 나타낸다고 할 수 있다²¹⁾. 토빈 q 대신에 매출비중(S/K)을 이용한 분석에서도 현금흐름의 민감성이 거의 차이가 나타나지 않고 있다. 그러나 대기업의 경우에 도구변수의 과도식별제약을 검정하는 Sargan통계량이 귀무가설을 기각하고 있다. 전체적으로 회귀계수의 결과는 토빈 q 와 매출변수 모두에서 유의한 추정결과를 제시하고 있다.

나. 금융발전과 기업투자 추정결과

<표 2>는 금융자유화가 본격적으로 진행된 1990년대와 이전기간인 1980년대의 기업투자행태가 어떤 요인에 의해서 설명될 수 있는가를 비교하고 있다. 1990년대 회귀계수 크기는 변수와 변수에 1990년대 터미를 곱한 값을 합하면 된다(예: $Q + Q \cdot 90D$). 전체기업의 추정결과는 1980년대 현금흐름 계수가 0.51로 유의하지만 1990년대에는 0.78의 값을 나타내, 1980년대보다 1990년대에 현금흐름 민감성이 더 커졌으나 통계적으로 유의하지 않음을 알 수 있다. 즉 현금흐름이 투자에 미치는 영향이 1990년대에는 중요하지 않음을 나타낸다. 기업의 투자 기회를 나타내는 q 변수는 1990년대에 통계적으로 유의한 0.071을 보임으로써 투자결정에 기업의 가치가 중요시되고 있다고 판단할 수 있다. 부채의 경우는 0.171에서 0.108로 감소하고 있다. 전체적으로 기업의 투자행태가 1980년대에는 토빈 q 보다는 현금흐름과 부채에 크게 의존하였으나 1990년대에는 현금흐름이나 부채의 의존성이 상대적으로 약화되고 있음을 시사하고 있다.

대기업과 중소기업을 비교해 보면, 대기업의 경우 현금흐름 민감성이 1990년대에는 중요하지 않게 나타나나 중소기업의 경우에는 오히려 이 기간에 투자가 현금흐름에 훨씬 민감함을 알 수 있다. 이러한 결과로 1990년대 이후 금융부문 구조가 은행중심에서 시장중심으로 변화되면서 대기업의 경우에는 상

21) Driffield and Pal(2001)은 한국의 경우에 (장기부채/자본)가 투자에 유의한 양(+)의 영향을 미침을 제시하였다.

대적으로 회사채시장이나 주식발행을 통한 자금조달이 용이해졌으나 중소기업은 상대적으로 금융의 혜택을 받지 못하고 있다고 판단할 수 있다.

매출비중(S/K)을 이용한 결과에서도 큰 차이가 나타나지 않아서 본 논문의 결과를 뒷받침하고 있다. 단지 대기업의 경우 도구변수의 Sargan통계량이 귀무가설을 기각하고 있다. 따라서 금융발전지표가 미치는 영향을 분석하는 <표 3>에서는 토빈q 변수와 관련된 결과만을 제시하였다.

<표 3>에서는 1990년대 효과를 고려한 상태에서 금융발전 지표가 기업투자에 어떤 영향을 미치는가를 분석하고 있다. 추정에 이용한 금융발전 지표는 크기변수(예금은행자산/GDP, 주식시장 시가총액/GDP)와 활동변수(민간신용/GDP, 주식시장 거래대금/GDP)였다. 전체기업 추정결과를 보면 은행부문 발전지표는 투자에 영향을 미치지 못하고 있으나 주식시장의 발전지표는 유의하여 양(+)의 영향을 미침을 알 수 있다. 즉 금융구조가 은행중심에서 시장중심으로 바뀔에 따라 기업들의 투자행태가 주식시장을 통한 자금조달에 의존하는 형태로 변화하고 있음을 나타낸다고 할 수 있다. 금융부문 발전이 기업투자에 미치는 영향은 대기업과 중소기업에 있어서 큰 차이를 보이고 있다. 대기업의 경우에는 두 부문의 발전지표가 모두 기업투자에 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있으나 중소기업의 경우에는 금융부문의 크기는 영향을 미치지 못하고 있고 금융부문의 활동력은 오히려 중소기업의 투자에 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있다. 이러한 결과는 우리나라의 경우 금융자유화와 금융발전 기간을 거치는 동안에 은행의 대출이나 주식시장이 주로 대기업 중심으로 편재되는 경향이 있어 오히려 금융부문이 발전함에 따라 중소기업들에게는 시장접근이 더욱 어려움을 시사한다.

<표 2> 기업투자와 금융제약 : 1990년대 효과

변 수	전체기업		대기업		중소기업	
	GMM-SYS		GMM-SYS		GMM-SYS	
상수항	-0.195*** (0.063)	-0.157** (0.062)	-0.156*** (0.049)	-0.140*** (0.046)	-0.233 (0.244)	0.015 (0.023)
$(CF/K)_t$	0.510*** (0.114)	0.385*** (0.120)	0.566*** (0.151)	0.438*** (0.150)	0.258** (0.129)	0.233** (0.117)
Q_t	0.016*** (0.005)	-	0.011** (0.005)	-	0.026 (0.021)	-
$(SALE/K)_t$	-	0.040*** (0.012)	-	0.041*** (0.014)	-	0.027 (0.024)
$(B/K)_t$	0.171*** (0.026)	0.132*** (0.028)	0.148*** (0.020)	0.110*** (0.024)	0.203*** (0.028)	0.164*** (0.050)
$(CF/K)_t*90D$	0.280 (0.190)	0.508*** (0.186)	0.090 (0.258)	0.312 (0.277)	0.602** (0.251)	0.693*** (0.185)
Q_t*90D	0.054** (0.026)	-	0.021 (0.022)	-	0.052 (0.055)	-
$(SALE/K)_t*90D$	-	-0.028* (0.016)	-	-0.045* (0.023)	-	-0.009 (0.028)
$(B/K)_t*90D$	-0.063** (0.031)	0.004 (0.036)	-0.059** (0.024)	0.005 (0.034)	-0.197** (0.050)	-0.102* (0.161)
m1(p-값)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.001
m2(p-값)	0.170	0.221	0.325	0.404	0.237	0.181
Sargan test(p-값)	0.393	0.236	0.159	0.000	0.593	0.998

- 주: 1. ()은 표준오차 값임. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준
 2. 모든 방정식에 연도더미를 포함시킴.
 3. m2는 잔차의 2차 시계열상관 검증치이며 시계열자기상관이 없다는 귀무가설 하에서 $N(0, 1)$ 의 정규분포를 함.
 4. Sargan은 과도식별제약에 대한 검증치이며 $\chi^2(k)$ 분포를 따름.

<표 3> 기업투자와 금융제약 : 거시적 금융발전의 영향

변 수	전체기업		대기업		중소기업	
	GMM-SYS		GMM-SYS		GMM-SYS	
상수항	-0.234*** (0.071)	-0.230*** (0.070)	-0.203*** (0.056)	-0.200*** (0.055)	-0.040 (0.031)	-0.129** (0.059)
$(CF/K)_t$	0.549*** (0.114)	0.538*** (0.113)	0.546*** (0.144)	0.542*** (0.143)	0.378*** (0.149)	0.478*** (0.150)
Q_t	0.014** (0.005)	0.014** (0.005)	0.013*** (0.005)	0.014*** (0.005)	0.038 (0.023)	0.027 (0.016)
$(B/K)_t$	0.189*** (0.028)	0.187*** (0.028)	0.149*** (0.020)	0.149*** (0.020)	0.183*** (0.029)	0.185*** (0.030)
$(CF/K)_t*90D$	0.219 (0.188)	0.243 (0.185)	0.115 (0.237)	0.126 (0.238)	0.508** (0.259)	0.305** (0.154)
Q_t*90D	0.041* (0.024)	0.041* (0.024)	0.027 (0.020)	0.027 (0.019)	0.061 (0.060)	0.075 (0.051)
$(B/K)_t*90D$	-0.075** (0.032)	-0.069** (0.031)	-0.074*** (0.024)	-0.072*** (0.023)	-0.176*** (0.057)	-0.170*** (0.053)
$DMBA/GDP$	-0.004 (0.017)	-	0.030** (0.012)	-	0.005 (0.009)	-
$MCAP/GDP$	0.182** (0.079)	-	0.222*** (0.063)	-	-0.042 (0.040)	-
$DMPC/GDP$	-	-0.007 (0.016)	-	0.028** (0.011)	-	-0.016** (0.011)
TVT/GDP	-	0.147** (0.072)	-	0.197*** (0.060)	-	-0.165** (0.070)
m1(p-값)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002
m2(p-값)	0.177	0.178	0.323	0.319	0.276	0.244
Sargan test(p-값)	0.117	0.125	0.159	0.159	0.061	0.141

주: 1. ()은 표준오차 값임. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준.

2. 모든 방정식에 연도더미를 포함시킴.

3. m2는 잔차의 2차 시계열상관 검증치이며 시계열자기상관이 없다는 귀무가설 하에서 $N(0,1)$ 의 정규분포를 함.

4. Sargan은 과도식별제약에 대한 검증치이며 $\chi^2(k)$ 분포를 따름.

5. 크기변수 - $DMBA/GDP$: 예금은행자산/GDP,
 $MCAP/GDP$: 주식시장시가총액/GDP

활동변수 - $DMPC/GDP$: 민간신용/GDP,

TVT/GDP : 주식시장 거래대금/GDP

VI. 결 론

본 논문에서는 1982~1996년 기간 중 한국상장제조기업의 불균형 패널자료를 구성하여 투자행태를 분석하였다. 우리나라 금융부문의 발전에 있어서 구조적 변화가 존재하는가를 Demircuc-Kunt and Levine(1999)이 제안한 방법을 기초로 분석하고 이러한 금융시장 발전이 기업의 투자활동에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하였다. 즉, 전체기간 동안에 전체기업의 투자가 현금흐름에 민감한가? 그리고 대기업과 중소기업 간에 그 차이가 있는가?, 금융발전이 기업투자에 영향을 미치는가?, 금융발전이 기업투자에 미치는 영향이 대기업과 중소기업에 있어서 차이가 발생하는가? 등이다.

먼저 금융부문의 발전을 은행부문과 주식시장부문으로 구분하여 크기, 활동을 측정하였다. 그 결과 1980년대 후반 이후에 금융부문이 상당히 발전했음을 알 수 있었으며, 나아가 두 부문간의 상대적 크기와 활동으로 1980년대 중반 이후에 금융구조가 은행중심에서 시장중심의 형태로 변화되고 있음을 알 수 있었다. 전체기업을 대상으로 분석해볼 때, 투자행태가 1980년에는 토빈q보다는 현금흐름과 부채에 크게 의존하였으나 1990년대에는 현금흐름이나 부채의 의존성이 상대적으로 약화되었다. 대기업과 중소기업을 분리해서 비교해 보면, 대기업의 경우 현금흐름 민감성이 1990년대에 중요하지 않게 나타났으나 중소기업의 경우에는 오히려 이 기간에 투자가 현금흐름에 훨씬 민감하게 나타났다. 이러한 결과로 1990년대 이후 금융부문 구조가 은행중심에서 시장중심으로 변화되면서 대기업의 경우에는 상대적으로 회사채시장이나 주식발행을 통한 자금조달이 용이해졌으나 중소기업은 상대적으로 금융발전의 혜택을 받지 못하고 여전히 유동성 제약에 처해 있다고 판단된다.

그러나 금융부문 발전이 기업투자에 미치는 영향은 대기업과 중소기업에 있어서 큰 차이를 보였다. 대기업의 경우에는 두 부문의 발전지표, 즉, 크기와 활동력이 모두 기업투자에 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있으나 중소기업의 경우에는 금융부문의 크기가 기업투자에 거의 영향을 미치지 못하고 있고 금

용부문의 활동력은 오히려 중소기업의 투자에 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있다. 이러한 결과가 나타난 이유는 자금의 대부자들이 금융부분이 발전함에 따라 중소기업보다 대기업의 기업관련 정보를 더 많이 용이하게 수집할 수 있기 때문이다. 따라서 대기업의 경우는 정보의 비대칭성에 의한 역선택 문제가 과거에 비해 훨씬 완화될 수 있었던 반면, 중소기업은 여전히 많은 정보의 비대칭성이 존재하고 있다고 해석할 수 있다.

본 연구의 한계는 금융발전의 총량변수만을 이용하여 기업투자에 미치는 현금흐름의 영향만을 분석하고 있다는 것이다. 그러나 금융발전의 양적 지표뿐만 아니라 질적 지표가 경제주체의 기대를 형성하는 데 이용될 수 있다. 따라서 미래연구로서 우리나라의 질적 지표변수를 고려한 時變하는 금융자유화 지수를 측정하여 분석한다면 보다 나은 결과를 도출할 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 공명재·진태홍(1992), 『유동성과 기업투자』, 한국경제연구원.
- 김규형(1993), 『자본조달이 자본구조와 투자행태에 미치는 영향』, 한국금융연구원.
- 신동령(1992), 「정보불균형이 한국기업의 투자지출에 미치는 영향에 관한 연구」, 『재무연구』 5.
- 신선우(1997), 「금융제약하에서 한국기업의 투자분석」, 『지역개발연구』 29, pp. 141~171.
- 윤봉한(1994), 「기업투자의 재무적 결정요인에 관한 연구」, 『재무연구』 7, pp. 57~80.
- 이병기(2000), 「기업투자의 현금흐름 민감성에 대한 실증분석: 기업규모를 중심으로」, 『산업조직연구』 8, pp. 75~101.
- 한진희(1998), 『재벌기업의 과잉투자 및 그 원인에 관한 연구』, 한국개발연구원.
- 한국은행, 『조사통계월보』, 각호.

- Arellano, M. and S.R. Bond(1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies* 58, pp. 277~297.
- Athey, M.J. and P. Laumas(1994), "Internal Funds and Corporate Investment in India," *Journal of Development Economics* 45, pp. 287~303.
- Audretsch, D.B. and J. A. Elston(2002), "Does Firm Size Matter? Evidence on the Impact of Liquidity Constraints on Firm Investment Behavior in Germany," *International Journal of Industrial Organization* 20, pp. 1~17.
- Beck, T., A. Demirguc-Kunt and R. Levine(2000), "A New Database on the Structure and Development of the Financial Sector," *World Bank Economic Review* 14.
- Bernanke, B. and M. Gertler(1989), "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuation," *American Economic Review* 79, pp. 14~31.
- Bilsborrow, R. E. (1977), "The Determinants of Fixed Investment by Manufacturing Firms in a Developing Country," *International Economic Review* 18, pp. 697~718.
- Blundell, R., S. Bond, M. Devereux and F. Schiantarelli(1992), "Investment and Tobin's Q," *Journal of Econometrics* 51, pp. 233~257.
- Chirinko, R.S. and H. Schaller(1995), "Why Does Liquidity Matter in Investment Equations?," *Journal of Money, Credit, and Banking* 27, pp. 527~548.
- Demetriades, P., M. P. Devereux and K. Luintel(1998), "Productivity and Financial Sector Policies: Evidence from South East Asia," *Journal of Economic Behaviour and Organization* 35, pp. 61~82.
- Demetriades, P. O. and K. B. Luintel(1997), "The Direct Costs of Financial Repression: Evidence from India," *Review of Economics and*

Statistics 79, pp. 311~320.

Demirguc-Kunt, A. and R. Levine(1999), "Bank-Based and Market-Based Financial Systems: Cross-Country Comparison," *Working Papers* 2143, World Bank.

Devereux, M. and F. Schiantarelli(1990), "Investment, Financial Factors, and Cash Flow: Evidence from U. K. Panel Data," R. G. Hubbard ed., *Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment*, pp. 39~105.

Driffield, N. and S. Pal(2001), "The East Asian Crisis and Financing Corporate Investment : Is There a Cause for Concern?," *Journal of Asian Economics* 12, pp. 507~527.

Fazzari, S.M., R. G. Hubbard and B. C. Petersen(1988), "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 141~195.

Galeotti, M., F. Schiantarelli and F. Jaramillo(1994), "Investment Decisions and the Role of Debt, Liquid Assets, and Cash Flow: Evidence from Panel Data," *Applied Financial Economics* 4, pp. 121~132.

Gilchrist, S. and P. C. Himmelberg(1998), "Investment, Fundamentals and Finance," *The NBER Macroeconomics Annual*.

Guncavdi, O., M. Bleaney and A. McKay(1998), "Financial Liberalization and Private Investment: Evidence from Turkey," *Journal of Development Economics* 57, pp. 443~455.

Harris, J., F. Schiantarelli and M. Siregar(1994), "The Effect of Financial Liberalization on Firms' Capital Structure and Investment Decisions: Evidence from a Panel of Indonesian Manufacturing Establishments, 1981~1988," *World Bank Economic Review* 8, pp. 17~47.

Harrison, A. E., I. Love and M. S. McMillan(2001), "Foreign Investment and Financing Constraints," *World Bank Working Paper*.

- Hayashi, F. and T. Inoue(1991), "The Relationship Between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods : Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firm," *Econometrica* 59, pp. 731~753.
- Hermes, N. and R. Lensink(1996), "Financial Reform and Financial Intermediation in Chile, 1983~1992," *Financial Development and Economic Growth: Theory and Experiences from Developing Countries*, London, Routledge, pp. 310~335.
- Himmelberg, P.C., R.G. Hubbard and I. Love(2000), "Investor Protection, Ownership, and the Cost of Capital," *World Bank Working Paper*.
- Hoshi, T., A. Kashyap and D. Scharfstein(1991), "Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Panel Data," *Quarterly Journal of Economics* 106, pp. 33~60.
- Hsiao, C. and K. Tahmiscioglu(1997), "A Panel Data Analysis of Liquidity Constraints and Firm Investment," *Journal of the American Statistical Association* 92, pp. 455~465.
- Jaramillo, F., F. Schiantarelli and A. Weiss(1996), "Capital Market Imperfections Before and After Financial Liberalization: An Euler Equation Approach to Panel Data for Ecuadorian Firms," *Journal of Development Economics* 51, pp. 367~386.
- Laeven, L. (2000), "Does Financial Liberalization Reduce Financial Constraints?," mimeo, The World Bank.
- Levine, R. and S. Zervos(1998), "Stock Markets, Banks, and Economic Growth," *American Economic Review* 88, pp. 537~558.
- Levine, R.(2000), "Bank-Based of Market-Based Financial System: Which Is Better?," *Journal of Financial Intermediation*.
- Levine, R., N. Loayza and T. Beck(2000), "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes," *Journal of Monetary Economics* 46, pp. 31~77.

- Love, I.(2001), "Financial Development and Financing Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model," World Bank Working Paper, 2694.
- McKinnon, R.(1973), "*Money and Capital in Economic Development*," Washington, D.C. Brookings Institution.
- Modigliani, F. and M.H. Miller(1958), "The Cost of Capital, Corporate Finance and the Theory of Investment," *American Economic Review* 48, pp. 261~297.
- Myers, S. C. and N. S. Majluf(1984), "Corporate Financing Decisions When Firms Have Investment Information That Investor Do Not," *Journal of Financial Economics* 13, pp. 182~221.
- Nabi, I.(1989), "Investment in Segmented Capital Markets," *The Quarterly Journal of Economics* 104, pp. 453~462.
- Oliner, S.D. and G. D. Rudebusch(1992), "Sources of the Financial Hierarchy for Business Investment," *The Review of Economics and Statistics* 74, pp. 643~654.
- Samuel, C.(1996), "Internal Finance and Investment: Another Look," World Bank Working Paper 1663.
- Schumpeter, J. A.(1911), "*The Theory of Economic Development*," Cambridge, Harvard University Press.
- Shaw, E.(1973), "*Financial Deepening in Economic Development*," Oxford University Press.
- Stiglitz, J. E. and A. Weiss(1981), "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information," *American Economic Review* 71, pp. 393~410.
- Stiglitz, J. E.(1994), "The Role of the State in Financial Market," In *Proceedings of the World Bank Annual Bank Conference on Development Economics 1993*, Edited by Michael Bruno and Boris Pleskovic, Washington, D.C. : World Bank, pp. 19~52.

배당이 주식수익률에 미치는 영향

윤 종 인*

요 약

자본이득에 비해 배당에 대한 세율이 높다는 점을 고려하면 주식수익률에서 차지하는 배당수익의 비중은 주식수익률과 양(+)의 관계를 가질 것으로 기대된다. 이와 같은 배당의 가치평가는 투자자들에게 큰 관심사임에도 불구하고 이에 대한 실증분석결과가 그다지 명확한 것은 아니다.

배당의 조세효과 검증은 세전수익성(before-tax profitability)을 통제하기 위한 방법론에 크게 의존한다. 주식수익률에 관한 기존 연구성과에 따라 유용할 것으로 판단되는 설명변수를 도입하였는데 여기에는 CAPM 베타와 기업규모, 자기자본의 시장가치/장부가치, 전기배당수익률 등이 포함되었다.

횡단면분석결과에 따르면 배당수익률은 주식수익률에 대해 유의한 양(+)의 영향을 미쳐왔던 것으로 나타났다. 이는 관리대상종목 포함 및 자산재평가연도에 따른 종목의 구분에 관계없이, 그리고 여러 통제변수의 포함에 관계없이 강건하게 관찰되었다. 하지만 기존 연구에서 주식수익률을 설명하였다고 알려진 변수들의 경우 연도별·표본별로 다른 결과를 보여주었다. 또한 해외 연구에서 알려진 무배당퍼즐은 1998년의 경우에만 약한 지지근거가 관찰되었을 뿐이며 전체적으로는 그 존재를 받아들이기는 어려웠다.

물론 배당의 조세효과 검증은 세전수익성 통제에 크게 의존하는 것이므로 결과의 해석에는 신중해야 한다. 이를 위해 설명변수에 대한 요인분석을 실시하였는데 이 결과에 따르면 배당수익률은 단일한 요인과 관련이 있으며 이 요인과 다른 설명변수 간에는 관련 정도가 높지 않은 것으로 나타났다. 따라서 배당수익률의 영향이 조세효과 이외에 세전수익성에 관한 정보와 관련이 있을 것이라는 해석은 그만큼 어려워진 셈이다.

* 천안대학교 경상학부 교수

I. 문제제기

배당은 주식수익의 한 구성 요소이므로 투자자의 중요 관심사일 뿐만 아니라 자금조달정책 및 기업가치의 극대화를 추구하는 기업재무의 관점에서 중요한 과제임에 틀림없다. 따라서 배당에 대한 가치평가는 많은 논란에도 불구하고 여전히 현안으로 인식되고 있다.

배당은 자본이득에 비해 높게 과세되기 때문에 주식수익 중 배당으로 지급되는 비중이 클수록 주식가격에는 부정적인(negative) 영향을 미칠 것으로 알려져 있다. 하지만 오랜 역사를 가진 실증연구에도 불구하고, 배당의 조세효과에 대한 합의는 쉽지 않아 보인다. 오히려 최근에 연구된 Fama and French (1998)에 따르면 배당이 기업가치에 대해 미치는 영향은 긍정적인(positive) 것으로 나타나기도 하였다.

특히 우리나라의 경우 자본이득이 과세되지 않고 배당만이 과세되기 때문에 그 자체로만 본다면 조세효과의 가능성은 높아 보인다. 하지만 배당이 지닌 정보의 효과와 배당이 위험에 미치는 영향 등을 감안하였을 때 조세효과가 유의하게 관찰될 것인지는 실증적인 판단을 기다려야 하는 문제이다. 만약 배당이 세전수익성을 예측하기 위한 유용한 정보를 가지고 있거나 위험을 현저하게 감소시키는 역할을 한다면 오히려 조세효과를 압도하고도 남는 긍정적인 효과를 볼 수 있기 때문이다.

배당이 주식가격에 미치는 영향은 배당과 주식수익률의 관계를 검정함으로써 다루어진다. 즉 조세에 따른 배당의 불리함이 크다면 배당은 주식수익률에 대해 음(-)의 영향을 미쳐야 할 것이다. 다만 이 문제의 연구가 어려운 것은 배당의 조세효과를 이외의 다른 효과와 식별할 수 있도록 모형을 설정하고 추정하는 데 있다. 결국 기존 연구는 세전수익성을 통제하는 변수를 적절히 도입함으로써 배당변수가 조세효과만을 포착할 수 있도록 추정모형을 고안하는데 노력을 기울여온 셈이다.

1970년대의 초기 연구는 주식수익률에 대한 회귀분석에 (체계적) 위험의 효

과를 도입함으로써 배당효과를 검증하였다. 하지만 이후 여러 연구는 위험을 의미하는 CAPM 베타의 설명력에 의문을 제기하여 왔고 그 외의 여러 변수들이 유의한 설명력을 가진다는 결과를 보고하였기 때문에 이들의 연구성과를 수용하는 것은 배당효과를 검증하는 데 있어 중요한 고려사항이 되었다. 게다가 세전주식수익률에 대한 설명력을 높일 수 있는 모형의 발전은 배당효과를 검증하기 위한 유용한 검증방법을 제공한다는 점에서 배당연구의 가능성을 높여준 것이기도 하다.

본 연구는 주식수익률 설명에 관한 최근까지의 연구성과를 수용하여 이를 설명하기 위한 모형을 설정하고 이를 기초로 하여 배당의 효과를 분석하는 데 초점을 맞추고자 한다. 이는 기존의 주식수익률 연구성과와 배당효과 연구성과를 결합시킨 것으로, 이를 통하여 배당연구의 진일보에 기여할 수 있을 것으로 기대된다. CAPM 베타 이외에 주식수익률에 대한 설명력을 지닌 변수로는 기업의 규모, 자기자본의 시장가치/장부가치 비율, 전기배당 등이 있다. 이 변수들이 세전주식수익률을 적절히 통제한다면 배당변수의 추정결과는 조세효과만을 의미하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

물론 이러한 해석이 쉬운 것은 아니다. 따라서 본 연구는 회귀분석에 포함된 설명변수에 대한 요인분석(factor analysis)을 통하여 각 변수들이 지닌 정보간의 상관관계를 살펴보고자 한다. 만약 여러 통제변수와 배당수익률을 모두 포함시킨 요인분석에서 배당수익률이 다른 변수와는 다른 패턴의 요인부하(factor loading)를 보인다면 조세효과를 가질 것이라고 해석되고 있는 배당수익률이 세전수익성에 관한 또 다른 정보를 가지고 있다고 해석할 수 있는 여지는 작아지는 셈이다.

이하의 제II절에서는 기존 연구성과를 정리하고 이를 기초로 하여 제III절에서는 연구방법과 자료에 대해 설명한다. 제IV절에서는 회귀분석결과를, 제V절에서는 요인분석결과를 제시한다. 끝으로 제VI절에서 연구결과로부터 얻은 시사점과 향후 과제에 대해 논하고자 한다.

II. 문헌고찰

Miller and Modigliani(1961)에 의해 배당의 가치평가를 위한 기본관점이 정립되었고 이후 이에 대한 많은 연구가 있었다. 하지만 시장의 효율성을 의심케 하는 여러 결과들이 보고되었는데 Elton and Gruber(1970) 이후 배당락에 관한 문헌들은 조세효과를 감안하더라도 배당에 비해 적은 배당락이 이루어져 왔음을 보이고 있다. 결국 배당의 가치평가는 여전히 어려운 문제로 남았으며, 배당이 주식가격에 미치는 영향도 지속적인 관심의 대상이 될 수밖에 없었다.

이론적인 관점에서 볼 때 현금배당이 주식가격에 미치는 영향은 부정적인 것으로 알려져 있다. 이는 현금배당이 자본이득에 비해 높게 과세되기 때문인데, 결국 배당수익률과 주식수익률이 양(+)의 관계를 가져야 함을 의미한다. 이에 대해 Black and Scholes(1974)가 자본자산가격결정모형(capital asset pricing model)을 이용하여 위험을 통제한 후 얻은 회귀분석결과에 따르면 배당수익률은 세전주식수익률에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 반면에 Litzenberger and Ramaswamy(1979, 1982)는 배당수익률이 높을수록 주식수익률이 높다는 결과를 얻었는데, 조세효과가 유의함을 보인 것이다. 하지만 Miller and Scholes(1982)는 이들의 결과를 비판하면서 배당수익률과 주식수익률이 유의한 관계를 갖지 않는다는 Black and Scholes의 결론을 재확인하였다¹⁾.

한편 이들의 연구를 통해서 특이한 현상이 관찰되었다. 무배당퍼즐(zero dividend puzzle)로 알려진 것인데 배당수익률이 증가함에 따라 주식수익률이 증가할 뿐만 아니라 배당수익률이 0인 경우에도 주식수익률이 높다는 것이다.

1) 이들 비판의 초점은 Litzenberger and Ramaswamy(1979)가 월별자료를 이용하면서 현금배당을 공시한 기업과 공시하지 않은 기업 등을 구분하지 않았던 데 있었다. 즉 종목별로 정보의 차이가 있다는 것인데 이에 따른 정보효과(information effect)를 조세효과와 혼동할 수 있다는 것이었다. 하지만 이 비판을 수용한 Litzenberger and Ramaswamy(1982)는 이전의 연구결과를 재확인하였다. 우리나라의 경우 현금배당은 배당락 이후에 공시되는데 연간자료를 이용한다면 이와 같은 정보효과의 차이는 없으리라고 본다.

즉 배당수익률과 주식수익률의 관계를 그림으로 나타내면 U자형 관계가 있다는 것이다. Litzenberger and Ramaswamy(1982)와 Blume(1980) 등에 의해 관찰된 사실에 대해 Christie(1990)는 배당수익률이 0인 기업의 경우 위험이 더 크기 때문일 수 있음을 주장하고 CAPM 베타 이외에 위험의 측정치로 기업규모를 고려하여 무배당퍼즐이 없음을 보였다.

이와 함께 미래 주식수익률에 대한 과거배당수익률의 예측력도 중요하게 다루어졌다. 과거배당의 예측력은 시장의 효율성에 의문을 제기하는 것으로 Kothari and Shanken(1992, 1997) 등에 의해 실증적으로 확인되었다. 이와 같은 결과는 Fama and French(1998)에 의해서도 실증적 근거가 있는 것으로 나타났다. 이들은 미래 세전주식수익률의 예측변수와 함께 배당을 설명변수로 포함시키면 배당변수는 조세효과만을 포착하는 것으로 보았다. 하지만 기업가치에 대해 회귀분석을 시행한 결과 배당은 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 미래 세전주식수익률에 대해 통제하였음에도 불구하고, 배당이 주식가격에 양(+)의 영향을 미친다는 것을 의미한다. 따라서 배당이 지니는 불리한 조세효과에도 불구하고 이를 압도할 만한 배당의 미래 수익성 예측력이 있으며 배당은 그러한 결과를 나타내는 것이다.

과거배당수익률의 주식수익률 예측력은 효율적 시장가설 검정의 한 부분이기도 하다. 즉 개별기업의 체계적 위험을 의미하는 CAPM 베타의 설명력이 의문시되는 가운데 과거배당수익률, 기업규모, 시장가치/장부가치 비율(market equity/book equity ratio) 등이 설명력을 지닌다는 연구결과가 보고되어 왔다. Kothari and Shanken(1997)은 배당수익률과 시장가치/장부가치 비율이 유의한 설명력을 가짐을 보인 바 있으며, Banz(1981)는 기업규모와 주식수익률이 음(-)의 관계를 가짐을 보인 바 있다. 규모효과에 대해서는 여러 연구가 비슷한 결과를 얻었으며 이에 대해 Berk(1995)는 기업규모가 체계적 위험의 측정치가 될 수 있기 때문임을 주장하였다. 또한 Fama & French(1992)는 기업규모, 시장가치/장부가치 비율, 베타를 모두 포함시킨 횡단면분석의 결과, 베타의 설명력이 유의하지 않은 반면에 기업규모와 시장가치/장부가치 비율의 설명력이 유의하다는 결과를 얻었다.

배당의 가치평가에 관한 국내의 연구는 배당락을 중심으로 진행되어 왔다. 우춘식(1993)과 윤평식 외(1998)를 들 수 있는데 최근에 진행된 윤종인(2001)에 따르면 우리나라 증권거래소의 경우 배당락은 현금배당 1원에 대해 약 0.23원 정도 이루어지는 것으로 나타나 과소한 배당락이 미국의 경우와 다르지 않음을 보였다. 특이한 것은 무배당종목을 제외한 표본에서는 현금배당 1원에 대해 약 0.5원 이상의 배당락이 이루어진다는 결과를 얻은 점인데, 이 값은 할인율과 배당소득세율을 감안한 이론적 배당락 0.76원과 통계적으로 유의하게 다르지 않았다. 이 결과는 무배당폐질의 가능성을 시사하는 것으로 본 연구의 목적과도 연계되어 있다.

CAPM 베타와 기업규모, 시장가치/장부가치 비율의 설명력에 대한 국내 연구는 적지 않은 편이지만 최근의 것으로 감형규(1997)는 시장가치/장부가치 비율과 기업규모가 주식수익률에 대해 설명력을 지님을 보인 바 있다. 한편 김규영 외(1998)는 기업규모와 시장가치/장부가치 비율이 유의한 설명력을 보인 반면 베타는 그렇지 못하였음을 보였고, 김석진 외(2000)는 기업규모와 시장가치/장부가치 비율이 주식수익률에 대한 설명력을 지님을 보인 바 있다. 따라서 주식수익률에 대한 국내의 실증연구에서도 베타뿐만 아니라 기업규모와 시장가치/장부가치 비율이 기업간 주식수익률 차이를 설명하는 데 있어 포함되어야 함을 알 수 있다.

결국 본 연구는 기업간 주식수익률 차이에 대한 기존의 연구성과를 수용하여 적절한 주식수익률 설명모형을 설정하고 이에 기초하여 배당이 주식수익률에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 실증연구를 시도한다. 이는 기존의 주식수익률 연구성과에 크게 의존하고 있는 것으로서 이를 통하여 배당효과 연구의 방법론 향상이 기대된다. 즉 기존의 주식수익률 연구성과와 배당효과 연구성과를 결합시키는 것이 본 연구의 방법론적 특징인데 이를 통하여 주식수익률 연구모형을 검토하고 배당효과 연구의 발전에 기여할 수 있을 것이다.

Ⅲ. 연구방법 및 자료

1. 표본 및 설명변수의 설명

표본종목은 1998년과 1999년 한국증권거래소에 상장된 497개 종목으로 모두 12월 결산법인의 보통주만을 대상으로 하였다. 1997년 이전의 자료를 포함시키지 않았는데 이는 첫째로 외환위기 이전과 이후의 차이가 적지 않을 것으로 판단되었으며, 둘째 1998년부터 배당락 기준가격 산정제도가 변경되었기 때문이다. 이하에서 보고하지는 않았지만 1997년 이전 자료에 대해 얻은 회귀분석 결과는 1998~1999년과는 비교하기 어려울 정도로 유의하지 못했다. 이 차이가 외환위기 이후 우리나라 주식시장의 변화를 의미하는 것인지는 판단하기 어려우므로 최근 자료인 1998~1999년 자료만을 이용하는 것이 좋으리라고 판단하였다.

497개 종목 중에 관리대상종목은 90개였는데 회귀분석에는 이들을 제외한 407개 종목을 주로 이용하였다. 이 중 회계자료의 연속성이 의심되는 기업도 적지 않았는데 회계자료를 이용하는 회귀분석방정식에서는 표본수가 차이를 보이게 된다. 407개 종목 중 회계자료 등 자료의 누락이 없는 종목은 모두 373개였다. 한편 상장기업의 경우 1998년에 집중적으로 자산재평가가 이루어졌는데 회계자료를 이용하는 경우 이를 고려하는 것이 필요할 것이다. 표본 373개 종목 중 47.7%인 178개 기업이 1998년중에 자산재평가를 실시하였다.

자료의 형태로 보아 패널회귀분석이 가능하기는 하지만 본 연구는 횡단면분석만을 시도하기로 한다. 연도별로 차이가 작지 않았고 횡단면분석결과가 패널회귀분석결과보다 양호한 편이었기 때문이다. 한편 주식가격자료는 증권거래소의 종목별 매매정보 데이터베이스를 이용하였으며 재무제표자료는 한국신용평가의 KISFAS를 이용하였다²⁾.

2) 주당현금배당(dividend per share)의 통계는 WISE Financial Network의 데이터베이스를 이용하였는데 이를 제공해준 전해원 씨에게 감사한다.

<표 1>에는 회귀분석에 이용된 변수들의 기술적 통계가 요약되어 있다. 우선 주식수익률은 연중 첫 거래일의 종가와 마지막 거래일의 종가에 의해 계산된 연수익률이며, 배당수익률과 이익주가비율은 현금배당과 당기순이익을 첫 거래일의 종가로 나누어 계산한 것이다. 또한 베타는 주간주식수익률을 이용하여 종합주가지수에 대해 계산하였으며 $\ln(\text{자산})$ 과 자기자본의 시장가치/장부가치는 전년도 마지막 거래일 기준으로 계산된 것이다. 자산은 대차대조표의 자산총계를 이용하였으며 자기자본의 시장가치는 보통주와 우선주를 합하여 주식수와 주식가격의 곱으로 구한 것이다.

<표 1>에 따르면 주식수익률은 1998년 평균 35.1%나 되었던 반면에 1999년에는 0.5%에 그쳤다. 특히 배당종목과 무배당종목으로 구분한 주식수익률 평균은 배당종목의 경우가 더 높았는데 배당종목의 경우 1998년과 1999년 각각 37.7%와 6.5%였던 반면에 무배당종목은 30.5%와 16.0%였다. 주목할 만한 것은 주식가격이 하락하는 시기였던 1999년의 경우에도 배당종목의 주식수익률은 양(+)의 값을 나타냈다는 점이다.

배당수익률의 경우 1998년과 1999년 각각 1.4%와 2.3%였는데 무배당종목을 제외하면 3.8%와 3.4%였다. 배당종목만을 대상으로 한다면 배당수익이 주식수익에서 차지하는 비중은 1998년의 경우 1/10에 불과하였지만 1999년의 경우 1/2이나 되었다. 1999년의 경우 주식시장에서 평가된 주식수익 중 배당수익이 차지하는 비중은 결코 무시할 수 있는 것이 아님을 알 수 있다.

한편 CAPM 베타는 1998년과 1999년 평균 0.941과 0.841이었는데 평균적으로 1보다 작은 편이다. 배당종목과 무배당종목을 비교하면 무배당종목의 베타가 큰 편인데 1998년의 경우 무배당종목의 평균은 1.067인 반면 배당종목의 평균은 0.868이었다.

이익주가비율의 평균은 1998년의 경우 84.1%, 1999년의 경우 137.7%이었다. 대규모 적자를 보인 기업이 있었기 때문인데 이는 중앙값이 1998년과 1999년에 각각 6%와 10%였던 점에서도 알 수 있다. 특히 대규모의 적자는 무배당기업에게서 나타나는데 이를 제외한 배당종목의 경우 이익주가비율은 1998년과 1999년 각각 21.4%와 20.9%로 낮은 편이 아니었다. 또한 배당종목의 배당수익

<표 1> 기술적 통계

	1998년				1999년			
	평균	중앙값	최대값	최소값	평균	중앙값	최대값	최소값
주식수익률								
전체	0.351	0.370	1.667	-1.212	-0.005	-0.095	2.944	-2.244
배당종목	0.377	0.390	1.667	-0.812	0.065	-0.034	2.944	-1.292
무배당종목	0.305	0.323	1.650	-1.212	-0.160	-0.264	2.456	-2.244
배당수익률								
전체	0.014	0.009	0.395	0	0.023	0.015	0.140	0
배당종목	0.038	0.029	0.395	0.001	0.034	0.030	0.140	0.001
베타								
전체	0.941	0.925	2.031	-0.309	0.841	0.837	1.801	-0.132
배당종목	0.868	0.863	1.657	-0.309	0.837	0.833	1.801	-0.132
무배당종목	1.067	1.089	2.031	-0.018	0.850	0.844	1.788	-0.013
이익주가비율								
전체	-0.841	0.060	5.340	-54.69	-1.377	0.100	2.878	-34.70
배당종목	0.214	0.123	5.340	-0.261	0.209	0.147	2.878	-0.149
무배당종목	-2.711	-0.421	3.726	-54.69	-1.269	-0.106	1.456	-34.70
ln(자산)								
전체	19.36	19.09	24.57	15.84	19.46	19.18	24.62	15.90
배당종목	19.31	18.92	24.57	16.66	19.37	19.05	24.62	16.92
무배당종목	19.35	19.24	23.03	15.84	19.36	19.13	24.01	15.90
시장가치/장부가치								
전체	0.715	0.513	131.1	-5.048	0.857	0.530	19.45	-5.573
배당종목	0.679	0.521	8.818	0.078	0.677	0.567	3.939	0.115
무배당종목	1.367	0.308	131.1	-5.048	0.796	0.443	19.45	-5.573

주 1. 배당종목과 무배당종목은 1998년에 297개와 200개, 1999년에는 330개와 167개이며 전체종목은 497개임.
 2. 주식수익률은 연중 첫 거래일의 종가와 마지막 거래일의 종가에 의해 계산된 것이며, 배당수익률과 이익주가비율은 현금배당과 당기순이익을 첫 거래일의 종가로 나누어 계산한 것임. 또한 베타는 주간주식수익률을 이용하여 계산하였으며 ln(자산)과 자기자본의 시장가치/장부가치는 전년도 마지막 거래일 기준임.

률과 이익주가비율을 비교하면 1998년의 경우 3.8%와 21.4%, 1999년의 경우 3.4%와 20.9%다. 배당수익률을 이익주가비율로 나눈 값은 결국 배당성향(dividend payout ratio)을 의미하는데 이 값은 1998년과 1999년 각각 17.8%와 16.3%로 그다지 큰 변화가 없는 편이다.

자산 규모는 배당종목과 무배당종목 간에 큰 차이가 없는 편이며 오히려 무배당종목의 규모가 더 큰 것으로 나타나고 있다. 한편 시장가치/장부가치 비율의 평균은 1998년과 1999년 각각 71.5%와 85.7%로 나타나고 있는데 1보다 작다는 점이 주목할 만하다. 무배당종목의 평균이 배당종목의 것보다 큰 것이 특이하지만 이는 일부 종목에 따른 것일 뿐 중앙값은 배당종목의 경우가 더 크다³⁾.

2. 연구방법

본 연구는 배당수익률이 주식가격, 즉 주식수익률에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 실증연구에 초점을 맞춘다. Black and Scholes(1974) 이래 이에 관한 고전적인 회귀분석방법은 아래의 횡단면분석 방정식을 추정하는 것이었다.

$$r_i = a_0 + a_1 \text{beta}_i + a_2 \left(\frac{d}{p} \right)_i + a_3 \left(\frac{E}{p} \right)_i + u_i \quad (1)$$

여기에서 r 은 주식수익률이며 beta 는 체계적 위험, d 와 p 는 각각 배당과 주식가격을 의미하므로 d/p 는 배당수익률이 된다. 주식수익률과 배당수익률은 연초 첫 거래일의 종가로 나누어 측정된 것이므로 회귀분석결과에 따르면 주식수익률이 배당소득과 어떤 관계가 있는지를 판단할 수 있을 것이다. 즉 배당소득이 자본이득에 비해 높게 과세되므로 배당수익률의 추정계수는 음(-)의 값을 가질 것으로 기대된다.

beta 는 위험을 통제하기 위한 설명변수이며 기존의 연구와 차이가 있는 것

3) 표본의 경우 극단적인 값을 가지는 종목이 적지 않았는데, 주요 변수에 대한 추정결과의 차이가 크지 않은 경우에는 이들을 제외하였을 때의 결과를 보고하지 않았다.

은 (E/P) 가 포함되어 있다는 점이다. 이 변수는 이익주가비율(earningsprice ratio)로 볼 수 있는데 당기순이익을 연초 첫 거래일의 종가로 나누어 계산한 것이다. Fama and French(1998)는 배당 및 자본구조의 조세효과에 관한 실증 연구에서 세전주식수익률을 통제하기 위한 변수와 배당 및 자본구조 관련 변수를 포함시킨 횡단면분석을 시행하였다. 이는 세전주식수익률을 통제하기 위한 변수가 적절하게 선택되기만 하였다면 배당 및 자본구조 관련 변수는 조세효과를 의미하는 것으로 해석할 수 있기 때문이다. 이 논리에 따라 이익주가비율은 세전주식수익률을 통제하기 위한 변수로 설정되었으며 배당수익률은 조세효과를 포착하는 것으로 이해해야 할 것이다⁴⁾.

Litzenberger and Ramaswamy(1982) 등은 배당수익률의 추정계수가 음(-)의 값을 가진다는 결과와 함께, 무배당종목의 경우 배당종목에 비해 주식수익률이 높다는 무배당퍼즐을 발견하기에 이른다. 이는 아래의 식(2)와 같이 무배당종목에 대해 1의 값을, 배당종목에 대해 0의 값을 주는 가변수(dummy variable) D 를 회귀분석에 포함시켰을 때 추정계수가 유의한 양(+의 값을 가짐으로써 확인된 것이다.

$$r_i = a_0 + a_1 \text{beta}_i + a_2 \left(\frac{d}{p}\right)_i + a_3 \left(\frac{E}{p}\right)_i + a_4 \left(\frac{d}{p}\right)_i^{-1} + a_5 D_i + u_i \quad (2)$$

$$r_i = a_0 + \begin{pmatrix} a_1^d & a_1^n \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \text{beta}_i^d & 0 \\ 0 & \text{beta}_i^n \end{pmatrix} + a_2 \left(\frac{d}{p}\right)_i + a_3 \left(\frac{E}{p}\right)_i + a_4 \left(\frac{d}{p}\right)_i^{-1} + a_5 D_i + u_i \quad (3)$$

한편 본 연구는 무배당퍼즐에 대한 검정을 위하여 방정식 (3)의 추정을 시

4) 원래 Fama and French(1998)는 기업가치에 대한 배당 및 자본구조의 조세효과를 분석한 것이었다. 따라서 종속변수는 기업가치를 의미하는 시장가치/장부가치 비율이었으며, 세전수익률을 통제하기 위한 변수로는 총자산수익률, 연구개발투자/총자산 등이 포함되었다. 이에 더하여 배당/총자산과 이자지급/총자산이 포함되었는데 이 변수가 조세효과를 의미할 것으로 해석하였다. 이들의 방법을 본 연구의 표본에도 그대로 적용하여 회귀분석을 시행하였는데 결과는 유의하지 못했다. 이에 대해 이들의 방법이 주로 회계자료에 의존하는 것이었기 때문일 것으로 판단하여 여기에서는 그들의 논리만을 이용하기로 한다.

도하기도 하였다. 식(3)에서 β 의 상첨자(superscript)인 d 와 n 은 각각 배당종목과 무배당종목을 의미한다. 즉 이 식의 추정결과에 따르면 배당종목과 무배당종목의 β 를 분리(partition)하여 두 종목집단에 대해 β 의 설명력이 차이를 보였는가를 검정할 수 있게 될 것이다⁵⁾. 또한 방정식 (2)와 (3)에는 전기배당수익률이 포함되어 있다. 상첨자 1이 전기를 의미하는 것인데 이는 전기배당수익률이 주식수익률을 설명한다는 Kothari and Shanken(1997)의 주장에 따른 것이다. 이들에 따르면 전기배당수익률의 추정계수는 양(+)⁶⁾의 값을 가져야 한다.

기존 국내의 연구에서는 β 의 설명력이 유의하지 않은 경우가 많았다. 이러한 결과는 관리대상종목을 포함하였기 때문일 수 있기 때문에 본 연구에서는 표본에 관리대상종목을 포함하고 이를 통제하기 위한 가변수를 설명변수를 도입한 방정식 (4)에 대한 회귀분석을 시행하여 결과의 차이가 있는가를 검정하기로 한다.

$$r_i = a_0 + a_1 \beta_{i,d} + a_2 \left(\frac{d}{p}\right)_i + a_3 \left(\frac{E}{p}\right)_i + a_4 \left(\frac{d}{p}\right)_i^{-1} + a_5 D_i + a_6 New_i + a_7 Long_i + a_8 Exit_i + u_i \quad (4)$$

여기에서 New 는 관리대상종목에 신규로 지정된 경우에 1, $Long$ 은 전년도에 이어 계속해서 관리대상종목에 지정된 경우에 1, $Exit$ 는 관리대상종목에서 해제된 경우에 1의 값을 가지고 그렇지 않은 경우 0의 값을 가지는 가변수이다. New 는 음(-)의 추정계수를 $Exit$ 는 양(+)⁷⁾의 추정계수를 가질 것으로 기대된다.

여러 국내의 연구에 따르면 수익률의 기업간 차이는 기업규모 및 시장가치/장부가치 비율에 의해 설명되어 왔던 것으로 알려져 있다. 따라서 이들 변수를 추가로 도입하였을 때 결과의 차이가 있는가를 검정하기로 한다.

5) 본 연구에서는 이하의 모든 설명변수를 배당종목과 무배당종목으로 분리하여 종목집단별로 추정계수가 다른가를 검정하였다. 다만 β 를 제외하면 차이가 없었기 때문에 이하에서는 β 에 대한 결과만을 보고한다.

$$r_i = a_0 + a_1 \text{beta}_i + a_2 \left(\frac{d}{p}\right)_i + a_3 \left(\frac{E}{p}\right)_i + a_4 \left(\frac{d}{p}\right)_i^{-1} + a_5 D_i + a_6 \text{Size}_i + a_7 \left(\frac{ME}{BE}\right)_i + u_i \quad (5)$$

방정식 (5)의 *Size*와 (*ME/BE*)는 전년도 말의 측정치로 자산총계의 로그와 자기자본의 시장가치를 장부가치로 나눈 값이다. 기존의 연구에 따르면 *Size*는 CAPM 베타가 측정하지 못하는 체계적 위험의 (역의) 측정치이므로 추정계수는 음(-)의 값을 가져야 할 것이며, 또한 (*ME/BE*)도 음(-)의 추정계수를 가져야 할 것으로 기대된다.

IV. 실증분석결과

실증분석결과는 <표 2>~<표 5>까지 제시되어 있으며 각각은 앞에서 설명된 방정식 (1)~(5)에 대한 추정결과이다. <표 2>는 방정식 (1)에 대한 예비적 추정결과이며 <표 3>은 무배당종목에 대한 가변수를 포함하여 무배당퍼즐이 국내에서도 관찰되는지를 검정하기 위한 것이다. 아울러 <표 3>에서는 배당종

<표 2> 예비적 회귀분석결과 (관리대상종목 제외)

구 분	1998년	1999년
상수항	-0.041 (0.53)	-0.267 (2.78)**
베타	0.237 (3.22)***	0.185 (1.74)*
배당수익률	5.578 (4.94)***	4.853 (3.53)***
이익주가비율	0.007 (0.96)	0.061 (4.52)***
<i>Adjusted R</i> ²	0.164	0.089
F statistics	20.98	10.89

주: 1. 배당종목과 무배당종목은 각각 1998년에 257개와 150개, 1999년에는 280개와 127개임.
 2. 변수에 대한 정의는 <표 1>의 주2)와 같음.
 3. 괄호 안은 t-value이며 ***와 **, *는 각각 99%, 95%, 90% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

목과 무배당종목의 경우 베타의 추정계수가 다를 수 있다는 가설하에 추정된 결과를 함께 보여주고 있다. <표 4>는 관리대상종목을 포함하여 시도된 것인데 이 경우 결과의 차이가 있는지를 검정하기 위한 것이며, <표 5>는 기업규모 및 시장가치/장부가치 비율을 포함하여 회귀분석한 결과이다. <표 5>에는 1998년 자산재평가를 실시한 종목에 대한 결과를 제시함으로써 이에 따른 결과의 차이가 있었는지도 살펴볼 수 있을 것이다.

우선 <표 2>는 배당효과에 관한 고전적인 회귀분석 방정식의 추정결과를 보여주고 있다. 물론 여기에 이익주가비율이 설명변수로 추가된 점이 다르기는 하지만 이익주가비율을 제외하더라도 이 결과는 크게 달라지지 않는다. 또한 이익주가비율이 세전수익성을 통제하는 변수로 적절하다면 이 결과는 논리적으로 Fama and French(1998)의 것에 가장 가까운 것이다.

어쨌든 회귀분석결과에 따르면 베타의 추정계수는 1998년과 1999년 모두 유의한 양(+)¹⁾의 값을 가지는 것으로 나타났다. 한편 배당수익률의 추정계수는 1998년과 1999년 모두 유의한 양(+)²⁾의 값을 가지는 것으로 나타났고, 이익주가비율의 추정계수는 1999년의 경우에만 유의한 양(+)³⁾의 값을 가지는 것으로 나타났다.

가장 중요한 것은 배당수익률의 추정계수가 1998년과 1999년 모두 유의한 양(+)⁴⁾의 값을 가졌다는 점이다. 이 결과는 배당이 주식수익률에 대해 양(+)⁵⁾의 영향을, 즉 주식가격에 음(-)⁶⁾의 영향을 미친다는 것을 의미한다. 한편 세전수익성을 통제하는 변수는 베타와 이익주가비율인데, 1998년과 1999년의 경우 베타 그리고 1999년의 경우 이익주가비율이 유의한 설명력을 보인 셈이다. 이들이 적절하게 세전수익성을 통제한다면, 배당수익률의 추정계수는 조세효과를 의미하는 것으로 받아들일 수 있을 것이다.

<표 3>은 무배당종목에 대한 가변수를 포함한 회귀분석결과를 보여주고 있는데 베타의 계수가 같은 경우와 베타의 계수가 배당종목과 무배당종목에서 다를 경우의 결과가 모두 나타나 있다. 우선 베타의 계수가 같은 경우, 모든 변수의 추정계수는 <표 2>의 결과와 거의 차이가 없었다. 다만 무배당종목 가변수는 1998년의 경우에만 유의한 것으로 나타나 부분적으로 무배당종목 퍼즐

이 존재함을 시사하고 있다.

하지만 이 결과에 대해서는 논쟁의 여지가 있다. 베타의 계수가 배당종목과 무배당종목에서 다를 경우의 결과에 따르면 1998년의 경우에도 무배당종목 가변수는 유의하지 않은 것으로 나타났기 때문이다. 다만 배당종목과 무배당종목의 베타 계수가 다른가에 관한 Wald test 결과 F통계량이 1998년의 경우

<표 3> 회귀분석결과 (관리대상종목 제외)

구 분	1998년	1999년
베타의 계수가 같을 경우		
상수항	-0.046 (0.60)	-0.221 (2.25)**
베타	0.231 (3.12)***	0.174 (1.63)
전기배당수익률	0.339 (1.09)	-4.216 (1.62)
배당수익률	5.542 (4.91)***	6.164 (3.52)***
이익주가비율	0.007 (0.95)	0.060 (4.52)***
가변수-무배당종목	0.120 (1.73)*	0.002 (0.02)
Adjusted R ²	0.165	0.094
F statistics	17.08	9.39
베타의 계수가 다를 경우		
상수항	-0.033 (0.43)	-0.160 (1.61)
베타-배당종목	0.216 (2.78)***	0.100 (0.87)
베타-무배당종목	0.246 (1.95)*	0.351 (1.45)
전기배당수익률	0.341 (1.10)	-4.526 (1.72)*
배당수익률	5.550 (4.91)***	6.434 (3.62)***
이익주가비율	0.007 (0.95)	0.057 (4.23)***
가변수-무배당종목	0.091 (0.58)	-0.210 (0.89)
Adjusted R ²	0.176	0.094
F statistics	14.21	8.05

주: 1. 배당종목과 무배당종목은 각각 1998년에 257개와 150개, 1999년에는 280개와 127개임.
 2. 변수에 대한 정의는 <표 1>의 주2)와 같음.
 3. 괄호 안은 t-value이며 ***와 **, *는 각각 99%, 95%, 90% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

0.042로, 1999년의 경우 0.869로 나타나 추정계수가 같다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 따라서 배당종목과 무배당종목의 베타 계수가 다르다고 보기는 어려운데 이에 따라 베타의 계수가 같을 경우의 결과를 신뢰한다면 1998년의 경우에만 무배당퍼즐의 가능성을 찾을 수 있을 것이다.

<표 3>의 결과에서 주목할 만한 것은 1999년에는 베타의 계수가 배당종목과 무배당종목에서 다를 경우, 배당종목의 베타 추정계수도 유의하지 못했다는 점이다. 오히려 무배당종목의 베타 추정계수보다도 유의도가 떨어지는 편이었는데 주식수익률에 대한 베타의 설명력이 1999년에는 대단히 약했다는 것을 의미한다. 또한 전기배당수익률의 추정계수는 1998년의 경우 유의하지 못했고 1999년의 경우 오히려 유의한 음(-)의 값을 가져 예상과는 다른 결과를 얻었다.

한편 주식수익률에 대한 회귀분석에서 관리대상종목을 포함하는 경우 결과의 차이가 있었는가를 검정하기 위한 회귀분석결과가 <표 4>에 제시되어 있다. 이 결과는 <표 3>과 많이 다른 것이지만 그럼에도 불구하고 배당수익률의 추정계수에 대해서는 동일한 결과를 얻었다. 즉 <표 4>에도 베타의 계수가 같은 경우와 다른 경우의 결과가 모두 제시되어 있는데, 모든 경우에서 배당수익률의 추정계수는 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 배당이 주식수익률에 미치는 양(+)의 영향이 그만큼 강하다는 것을 의미한다.

하지만 다른 설명변수의 경우 추정결과는 크게 다른 편이다. 베타의 추정계수는 베타의 계수가 같은 경우 1998년과 1999년 모두 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났는데 <표 3>에서 1999년의 경우 그렇지 못했던 것과는 다른 것이다. 한편 베타의 계수가 배당종목, 관리대상이 아닌 무배당종목, 관리대상종목에 따라 다른 경우 1998년에는 관리대상종목의 베타 추정계수만이 유의하지 않은 것으로 나타났지만 1999년에는 오히려 배당종목의 베타 추정계수만이 유의하지 않은 것으로 나타났다.

베타 이외의 설명변수도 마찬가지로다. 우선 베타의 계수가 같은 경우 1998년 전기배당수익률의 추정계수가 유의한 음(-)의 값을 가졌고, 1999년 이익주가 비율의 추정계수는 유의한 음(-)의 값을 가졌다. 이 변수는 미래 주식수익률

<표 4> 회귀분석결과 (관리종목 포함)

구 분	1998년	1999년
베타의 계수가 같을 경우		
표본수	497	497
상수항	-0.205 (2.70)***	0.006 (0.08)
베타	0.146 (2.30)**	0.173 (2.54)**
전기배당수익률	-4.440 (1.73)*	0.357 (1.13)
배당수익률	6.734 (4.01)***	5.614 (4.94)***
이익주가비율	0.014 (3.93)***	-0.003 (8.62)***
가변수-무배당종목	-0.056 (0.59)	0.111 (1.65)*
가변수-관리대상지속	-0.410 (3.45)***	-0.179 (1.73)*
가변수-관리대상지정	-1.395 (4.34)***	-1.057 (7.20)***
가변수-관리대상해제	-0.074 (0.24)	0.285 (2.90)***
Adjusted R ²	0.158	0.304
F statistics	12.62	28.09
베타의 계수가 다를 경우		
표본수	497	497
상수항	-0.048 (0.60)	-0.164 (1.65)*
베타-배당종목	0.236 (3.01)***	0.097 (0.86)
베타-무배당종목(비관리)	0.211 (1.74)*	0.400 (1.81)*
베타-관리종목	0.024 (0.16)	0.103 (2.20)**
전기배당수익률	0.304 (1.08)	-4.561 (1.77)*
배당수익률	5.577 (4.98)***	6.754 (3.98)***
이익주가비율	-0.003 (8.10)***	0.014 (3.90)***
가변수-무배당종목	0.123 (0.76)	-0.309 (1.46)
가변수-관리대상지속	-0.030 (0.14)	0.638 (3.02)***
가변수-관리대상지정	-0.877 (3.74)***	-1.169 (3.20)***
가변수-관리대상해제	0.296 (2.70)**	0.099 (0.28)
Adjusted R ²	0.304	0.159
F statistics	22.65	10.34

- 주: 1. 배당종목과 무배당종목은 각각 1998년에 297개와 200개, 1999년에는 330개와 167개임.
2. 변수에 대한 정의는 <표 1>의 주2)와 같음. 단, 가변수관리대상지속, 가변수관리대상지정 가변수관리대상해제는 각각 전년도에 이어 계속 관리대상으로 지정된 종목, 신규로 지정된 종목, 해제된 종목에 대해 1의 값을 가지는 변수임.
3. 괄호 안은 t-value이며 ***와 **, *는 각각 99%, 95%, 90% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

의 예측변수라는 점에서 가설과는 배치되는 결과를 얻은 셈이다. 이 결과는 베타의 계수가 다른 경우에 조금 바뀌기는 했지만 이 경우에도 역시 의외의 결과가 나타났다. 1998년 이익주가비율의 추정계수가 음(-)의 값을 가졌으며 1999년 전기배당수익률이 음(-)의 값을 가졌다.

한편 무배당종목 가변수의 추정계수는 베타의 계수가 같은 경우 1999년에만 유의한 양(+)의 값을 가졌는데 베타의 계수가 다른 경우 무배당종목 가변수의 추정계수는 오히려 음(-)의 값을 가졌고 유의하지도 않았다. 결국 무배당 퍼즐에 대해 지지근거가 있다고 보기는 어려울 것 같다. 반면에 관리대상에 관한 가변수는 대체로 예상한 것과 같은 결과가 나왔다. 관리종목대상에 신규로 지정된 경우 음(-)의 값을, 관리종목대상에 해제된 경우 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다.

결국 관리대상종목을 포함하더라도 배당수익률의 추정계수는 여전히 유의한 양(+)의 값을 가졌으므로 배당과 주식수익률의 양(+)의 관계는 다시 한번 확인된 셈이다. 또한 무배당퍼즐의 근거는 발견되지 않았으며 세전수익성을 통제할 것으로 기대된 베타, 전기배당수익률과 이익주가비율의 추정계수는 예상과 다른 것으로 나타났다. 따라서 이 결과는 배당과 주식수익률의 양(+)의 관계를 확인함과 아울러, 베타를 포함하여 주식수익률을 설명하는 것으로 알려진 설명변수의 예측력이 관리대상종목을 포함하는가에 따라 달라진다는 것을 시사한다.

세전수익성을 통제하는 변수로 기업규모와 자기자본의 시장가치/장부가치 비율을 포함시킨 경우의 회귀분석결과가 <표 5>에 제시되어 있다. 또한 <표 5>는 두 가지 결과를 각각 제시하고 있는데 첫째는 관리종목을 제외한 407개 종목 중 회계자료의 연속성이 의심되는 기업을 제외한 373개 종목을 대상으로 한 것이고 둘째는 373개 종목 중 1998년에 자산재평가를 실시한 기업만을 대상으로 한 것이다. 회계자료를 이용하는 경우 자산재평가연도의 일치하는 기업 간 비교에 있어서 필요할 것으로 판단되었기 때문이다.

<표 5>에 따르더라도 배당수익률의 추정계수는 모든 경우에 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 한편 베타의 추정계수는 373개 종목 전체를

이용하였을 때 1998년과 1999년 모두 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 하지만 표본의 자산재평가연도를 1998년으로 제한했을 때 유의도는 현저하게 하락하였고 특히 99년의 경우 더 심하였다. 이익주가비율의 추정계수는 1999년의 경우 유의한 양(+)의 값을 가졌으나 1998년의 경우 그렇지 못

<표 5> 회귀분석결과 (관리대상종목 제외)

구 분	1998년	1999년
전체 (373개 종목)		
상수항	-0.119 (0.42)	0.205 (0.40)
베타	0.198 (2.36)**	0.226 (1.70)*
전기배당수익률	1.356 (2.44)**	-3.201 (1.20)
배당수익률	4.890 (4.78)***	6.219 (3.40)***
이익주가비율	0.008 (1.00)	0.058 (4.18)***
가변수-무배당종목	0.132 (1.91)*	0.041 (0.40)
ln(자산)	0.006 (0.38)	-0.026 (0.92)
시장가치/장부가치	-0.008 (2.87)***	0.000 (0.00)
Adjusted R ²	0.171	0.03
F statistics	11.98	6.42
자산재평가연도가 1998년인 종목 (178개 종목)		
상수항	0.377 (0.85)	-0.131 (0.16)
베타	0.161 (1.62)	0.168 (0.89)
전기배당수익률	1.506 (2.43)**	-5.949 (2.17)**
배당수익률	4.933 (7.00)***	6.702 (3.56)***
이익주가비율	-0.004 (1.32)	0.066 (3.80)***
가변수-무배당종목	0.141 (1.72)*	-0.239 (1.59)
ln(자산)	-0.013 (0.58)	-0.007 (0.17)
시장가치/장부가치	-0.180 (2.06)**	0.121 (1.06)
Adjusted R ²	0.237	0.226
F statistics	8.84	8.39

주: 1. 배당종목과 무배당종목은 각각 1998년에 235개와 138개, 1999년에는 256개와 117개임. 자산재평가연도가 1998년인 종목은 총 178개로 이 중 배당종목과 무배당종목은 각각 1998년의 경우 112개와 66개, 1999년의 경우 122개와 56개임.
 2. 변수에 대한 정의는 <표 1>의 주2)와 같음.
 3. 괄호 안은 t-value이며 ***와 **, *는 각각 99%, 95%, 90% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

하였다. 또한 전기배당수익률은 1998년의 경우 유의한 양(+)¹의 값을 가졌으나 1999년의 경우 음(-)²의 값을 가지는 것으로 나타났고, 무배당종목 가변수는 1998년의 경우에만 유의한 양(+)³의 값을 가지는 것으로 나타나 부분적으로 무배당폐율을 지지하는 것으로 보인다.

<표 5>에서 중요한 것은 기업규모의 추정계수가 모든 경우에 유의하지 못했다는 점과 시장가치/장부가치 비율이 1998년의 경우에만 유의한 음(-)⁴의 값을 가졌다는 점이다. 이는 기업규모와 시장가치/장부가치 비율이 주식수익률에 대한 설명력을 지닌다는 기존의 연구결과에 비추어 주목할 만한 점이다. 하지만 자산재평가연도에 따른 차이는 베타의 경우에만 유의하게 관찰되었으며 그 외의 변수들에서 질적인 차이를 찾기는 어렵다. 그럼에도 불구하고 베타의 설명력이 표본 선택에 따라 차이를 보인다는 점은 중요하게 인식할 필요가 있다.

요약하면 세전수익성을 통제할 것으로 기대되었던 기업규모와 시장가치/장부가치 비율도 베타, 이익주가비율과 전기배당수익률과 마찬가지로 일관성있는 추정결과를 보이지는 못했다. 그럼에도 불구하고 배당수익률의 추정계수는 여전히 유의한 양(+)⁵의 값을 가졌으므로 배당과 주식수익률의 양(+)⁶의 관계는 강건하게 확인된 셈이다. 또한 무배당폐율의 근거는 1998년의 경우에만 부분적으로 발견되었으므로 보다 긴 기간 동안에 걸친 실증분석노력이 필요할 것으로 보인다.

V. 설명변수에 대한 요인분석

여기에서는 앞에서 이용된 설명변수들이 어떠한 정보를 가진 변수인가를 살펴보기 위하여 요인분석(factor analysis)을 실시한다. 특히 배당수익률이 지닌 조세효과를 살펴보기 위해서는 이 변수와 다른 설명변수가 지닌 정보의 상관관계에 주목할 필요가 있다.

표본은 관리대상종목을 제외한 373개 종목을 이용하였고 각 연도의 횡단면 자료를 포함시켰다. 가장 먼저 Kaiser-Meyer-Olkin의 표본적합도(measure of

sampling adequacy)가 0.524이고 Bartlett의 Sphericity검정 결과 근사 카이제곱값이 1917.9로 나타나 요인분석의 적용 가능성은 99% 수준에서 유의한 것으로 나타났다.

요인추출에는 Generalized least squares를 이용하였고 요인회전에는 Kaiser 정규화가 있는 Direct Oblimin을 이용하였다. 한편 적합도(goodness-of-fit) 검정 결과 요인의 수가 5개인 경우 카이제곱값이 16.1로 95% 수준에서 유의하지 않았으나 요인의 수가 4개인 경우 카이제곱값이 38.9로 99% 수준에서 유의한 것으로 나타나 적합한 요인은 4개가 추출되었다.

<표 6>에는 요인분석의 결과 얻은 구조행렬(structure matrix)이 나타나 있다. 가장 먼저 지적할 것은 동일한 변수의 경우 연도별로 결과가 비슷한 것으로 나타났다는 점이다. 따라서 변수별로 요인분석결과가 안정적이므로 변수별 결과의 해석이 가능한 셈이다.

이제 각 변수와 추출된 요인간의 관계를 살펴보기로 한다. 가장 먼저 배당수익률은 1997, 1998년과 1999년 각각 요인3으로부터 0.371, 0.683과 0.683의 회전된 요인부하(factor loading)를 보였으므로 배당수익률은 요인3과 관련된 변수라고 해석할 수 있다. 한편 베타는 1998년과 1999년 각각 요인4로부터 0.643과 0.532의 요인부하를 보였으므로 요인4와 관련된 변수라고 해석해야 할 것이다. 다음으로 이익주가비율은 1998년과 1999년 각각 요인2로부터 0.891과 0.463의 요인부하를 보였으므로 요인2와 관련된 변수로 볼 수 있다. 반면에 기업규모는 1998년과 1999년 각각 요인1로부터 0.985와 0.994의 요인부하를 보였고 요인4로부터 0.518과 0.475의 요인부하를 보였으므로 이 변수는 요인1 및 요인4와 이중으로 관련된 것으로 해석해야 할 것이다. 끝으로 '시장가치/장부가치'는 4개의 요인과 관련되어 있다고 보기는 어려웠다⁶⁾.

6) 요인의 수를 5개로 제약하고 구조행렬을 구하면 '시장가치/장부가치'도 하나의 요인과 관련이 있는 것으로 나타났다. 하지만 '시장가치/장부가치'가 관련되어 있을 것으로 보이는 요인에 대해 다른 변수들은 대단히 낮은 상관관계를 보였다.

<표 6> 구조행렬

구 분	요 인			
	1	2	3	4
배당수익률97	0.074	0.090	0.371	0.033
배당수익률98	0.050	0.160	0.683	0.023
배당수익률99	-0.010	0.213	0.683	0.088
베타98	0.355	-0.260	0.189	0.643
베타99	0.229	0.156	0.190	0.532
이익주가비율98	-0.133	0.891	-0.053	-0.042
이익주가비율99	-0.230	0.463	0.172	0.027
ln(자산)98	0.985	-0.253	0.167	0.518
ln(자산)99	0.994	-0.207	0.182	0.475
(시장가치/장부가치)98	-0.092	0.034	-0.105	-0.093
(시장가치/장부가치)99	-0.181	0.124	-0.148	-0.083

주: 1. 표본은 <표 5>와 같으며 변수에 대한 정의는 <표 1>의 주2)와 같음.

2. Kaiser-Meyer-Olkin의 표본적합도(measure of sampling adequacy)는 0.524이고 Bartlett의 Sphericity검정 결과 근사 카이제곱값이 1917.9로 99% 수준에서 유의한 것으로 나타나 요인분석의 적용 가능성이 있음.

3. 요인추출에는 Generalized least squares를 이용하였고 요인회전에는 Kaiser 정규화가 있는 Direct Oblimin을 이용하였으며 적합도(goodness-of-fit) 검정 결과 요인의 수가 5개인 경우 카이제곱값이 16.1로 95% 수준에서 유의하지 않았으나 요인의 수가 4개인 경우 카이제곱값이 38.9로 99% 수준에서 유의한 것으로 나타나 요인은 4개 추출됨.

따라서 이 결과로부터 첫째 베타와 기업규모는 요인1 및 요인4의 동일한 요인과 높은 관련성을 가진 변수이므로 비슷한 정보를 공유하고 있을 것이라고 해석할 수 있다. 이 두 변수가 위험에 대한 측정치로 해석되어 왔던 기존의 연구에 비추어 이 결과는 설득력이 있는 셈이다. 반면에 ‘시장가치/장부가치’는 다른 요인부하를 보임으로써 이 두 변수와는 다른 성격의 정보를 가진 변수라고 해석해야 할 것이다.

둘째 배당수익률은 요인3과 관련되어 있지만 다른 변수들은 그렇지 않은 것으로 나타났다. 이 결과는 배당수익률이 가진 정보가 이외의 다른 변수의 것

과는 상당히 다르다는 해석을 시사하는 것이다. 즉 배당수익률은 세전수익성을 통제할 것으로 보았던 이익주가비용 등 다른 변수들과 비슷한 요인부하를 보이지 않았던 것이다.

이러한 해석은 <표 7>의 요인간의 상관계수를 살펴보았을 때에도 가능하다. 즉 요인상관행렬(factor correlation matrix)에 의하면 배당수익률과 관련이 높은 요인3은 다른 요인들과 대단히 낮은 상관계수를 보이고 있다. 즉 배당수익률이 가진 정보를 요인3이 포착하고 있다면 그러한 정보를 다른 변수가 제공할 가능성은 높지 않다고 보아야 할 것이다.

게다가 배당수익률이 요인3 이외의 다른 요인과 높은 관련을 보이지 않았다는 데에도 주목할 필요가 있다⁷⁾. 따라서 위의 요인분석결과를 종합하면 다음과 같은 해석이 가능하다. 배당수익률은 단일한 요인과 관련이 있는 것으로 보이며 이 요인과 다른 설명변수는 관련이 높지 않은 편이다.

물론 요인분석의 경우 신중한 해석이 요구되므로 그 결과를 해석할 때 시사점을 찾는 데 국한해야 한다는 전제는 필요하다. 즉 요인분석은 앞의 회귀분석결과를 해석하는 데 이용될 수 있는 것이어야 한다. 어쨌든 제한된 해석을 전제하더라도 위의 요인분석결과는 세전수익성을 통제할 경우 배당수익률이 조세효과를 포착한다는 본 연구의 결과 해석을 그만큼 용이하게 만드는 것으로 볼 수 있다.

<표 7> 요인상관행렬

	요 인 1	요 인 2	요 인 3	요 인 4
요 인 1	1.000			
요 인 2	-0.296	1.000		
요 인 3	0.176	0.163	1.000	
요 인 4	0.420	-0.000	0.152	1.000

주: 요인추출에는 Generalized least squares를 이용하였고 요인회전에는 Kaiser 정규화가 있는 Direct Oblimin을 이용하였음.

7) 이 결과는 요인의 수를 5개로 제약한 경우에도 같았다. 즉 요인의 수를 늘려도 배당수익률이 2개 이상의 요인과 관련되어 있다고 보기는 어려울 것이다.

VI. 시사점 및 향후 과제

우리나라의 경우 자본이득이 과세되지 않기 때문에 배당의 조세효과 가능성은 높은 편이며 주식수익률에서 차지하는 배당수익의 비중은 주식수익률과 양(+)의 관계를 가질 것으로 기대된다. 하지만 이를 검증하기 위해서는 배당이 지닌 정보의 효과와 배당이 위험에 미치는 영향 등을 고려해야 하기 때문에 배당의 조세효과 검증은 세전수익성을 통제하기 위한 방법에 크게 의존한다. 주식수익률에 관한 기존 연구성과에 따라 유용할 것으로 판단되는 설명변수를 도입하였는데 여기에는 CAPM 베타와 기업규모, 자기자본의 시장가치/장부가치, 전기배당수익률 등이 포함되었다.

횡단면분석결과에 따르면 첫째 배당수익률은 주식수익률에 대해 유의한 양(+)의 영향을 미쳐왔던 것으로 나타났다. 이는 관리대상종목 포함 및 자산재평가연도에 따른 종목의 구분에 관계없이, 그리고 여러 통제변수의 포함에 관계없이 강건하게 관찰되었다.

둘째로 기존의 연구에서 무배당퍼즐로 알려진 무배당종목의 높은 주식수익률은 1998년의 경우에만 약한 지지근거가 관찰되었을 뿐이며 전체적으로는 그 존재를 받아들이기는 어려웠다. 이는 위험 및 세전수익률을 통제하기 위한 변수를 포함시키지 않는 경우에도 그러하였으므로 우리나라의 경우 무배당퍼즐의 가능성은 낮은 편이다.

셋째로 주식수익률에 대한 설명력을 가진 것으로 알려진 전기배당수익률은 1998년의 경우 양(+)의 값을 보였지만 1999년의 경우 오히려 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 전기배당수익률이 세전주식수익률의 예측변수가 된다는 기존의 연구에 비추어 1999년의 결과는 의외의 것이다.

넷째로 CAPM 베타의 설명력은 유의한 것으로 나타났다. 하지만 1998년에 비해 1999년의 설명력이 작은 편이었으며 자산재평가연도가 1998년이었던 기업만을 대상으로 한 회귀분석에서는 추정계수가 유의하지 않은 것으로 나타나 CAPM 베타의 설명력에는 일정한 한계가 있는 것으로 보인다.

다섯째로 기업규모는 주식수익률에 대한 설명력을 갖고 있다고 보기 어려웠으며, 자기자본의 시장가치/장부가치 비율은 1998년의 경우에만 유의한 음(-)의 추정계수를 보여주었다. 1998년 자기자본의 시장가치/장부가치 비율의 설명력은 자산재평가연도에 따른 표본선택에 상관없이 유의하게 관찰되었는데 이는 기존 연구에 부합되는 결과이다.

결국 기존 연구에서 주식수익률을 설명한다고 알려진 변수들의 경우 연도별·표본별로 다른 결과를 보여 주었다. 따라서 이들 변수가 세전주식수익률을 충분히 통제하였는가에 관하여는 여전히 논란이 있을 수 있다. 하지만 이 변수들의 세전주식수익률 통제가 충분하지 않다고 하더라도 배당수익률과 주식수익률의 강건한 양(+의 관계는 주목할 만한 것이다. 설령 배당수익률이 세전주식수익률 예측을 위한 정보효과를 가진다고 하더라도 조세효과가 이를 압도한다는 것을 의미하기 때문이다.

게다가 배당수익률과 세전수익성에 대한 통제변수를 포함한 요인분석의 결과를 이용한다면 배당수익률이 세전수익성 예측을 위한 정보효과를 가진다는 해석은 더 어려워진다. 요인분석결과에 따르면 배당수익률은 단일한 하나의 요인과 높은 관련을 가졌을 뿐이며 이 요인과 다른 설명변수간의 관련도 높지 않았다. 게다가 배당수익률이 높은 관련을 보인 요인은 다른 설명변수들이 높은 관련을 보인 요인들과 상관관계가 낮은 편이기도 하다. 따라서 배당수익률이 세전수익성을 통제하기 위한 설명변수들과 비슷한 성격의 정보를 가지고 있다고 해석하기는 더욱 더 어려워진다.

참 고 문 헌

- 김형규(1997), 「기본적 변수와 주식수익률의 관계에 관한 실증적 연구」, 『재무관리연구』, 제14권 제2호, pp. 21~55.
- 김규영·김영빈(1998), 「한국주식시장에서 기대수익률의 결정요인은 무엇인가?」, 한국재무학회 추계학술연구 발표 논문집(I).

- 김석진·김지영(2000), 「기업규모와 장부가/시가 비율과 주식수익률의 관계」, 『재무연구』.
- 송영출·이진근(1997), 「자기자본비용의 추정에 관한 연구」, 『재무관리연구』, 제 14권 제3호, pp. 157~181.
- 우춘식(1993), 「배당락일의 주가조정행위에 관한 실증적 연구」, 『증권학회지』, 제15집, pp. 215~240.
- 윤종인(2001), 『현금배당락에 관한 실증연구』, 미발표 논문.
- 윤평식·김정국·정기호(1998), 「배당락일의 주가조정에 관한 연구」, 『증권학회지』, 제22집, pp. 111~136
- 이영준(2002), 『요인분석의 이해』, 석정.
- 한국신용평가(2001), 『KIS-FAS 데이터베이스』.
- 한국증권거래소(2001), 『종목별 매매정보 데이터베이스』.
- Banz, R. W.(1981), "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stock," *Journal of Financial Economics* 9, pp. 3~18.
- Berk, J.(1995), "A Critique of Size-Related Anomalies," *Review of Financial Studies* 8, pp. 275~286.
- Black, F. and M. Scholes(1974), "The effects of dividend yield and dividend policy on common stock prices and returns," *Journal of Financial Economics* 2, p. 122.
- Blume, M. E.(1980), "Stock returns and dividend yield : Some more evidence," *Review of Economics and Statistics* 62, pp. 567~577.
- Christie W. G.(1990), "Dividend yield and expected returns," *Journal of Financial Economics* 28, pp. 95~125.
- Eades, K., P. Hess and E. H. Kim(1984), "On interpreting security returns during the exdividend period," *Review of Economics and Statistics*, p. 334.
- Elton, E. J. and M. J. Gruber(1970), "Marginal stockholder tax rates and the clientele effect," *Review of Economics and Statistics*, pp. 68~74.

- Fama, E. (1974), "The empirical relationship between the dividend and investment decisions of firms," *American Economic Review*, pp. 304~318.
- Fama, E. F. (1990), "Stock returns, expected returns and real activity," *Journal of Finance* 45, pp. 1089~1109.
- Fama, E. F. and K. R. French (1992), "The Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance* 47, pp. 427~465.
- Fama, E. F. and K. R. French (1998), "Taxes, financing decisions, and firm value," *Journal of Finance* 53, pp. 819~843.
- Fama, E. F. and J. D. Macbeth (1973), "Risk, returns and equilibrium : Empirical tests," *Journal of Political Economy* 81, pp. 607~636.
- Kalay, A. (1982), "The exdividend day behavior of stock prices : A reexamination of the clientele effect," *Journal of Finance* 39, pp. 557~561.
- Kothari, S. P. and J. Shanken (1992), "Stock return variation and expected dividends," *Journal of Financial Economics* 31, pp. 177~210.
- Kothari, S. P. and J. Shanken (1997), "Book-to-market, dividend yield, and expected market returns : A time-series analysis," *Journal of Financial Economics* 44, pp. 169~203.
- Litzenberger, R. H. and K. Ramaswamy (1979), "The effects of personal taxes and dividends on capital asset prices : Theory and Empirical evidence," *Journal of Financial Economics* 7, pp. 163~169.
- Litzenberger, R. H. and K. Ramaswamy (1982), "The effects of dividends on common stock prices : tax effects or information effects?," *Journal of Finance* 37, pp. 429~443.
- Long, J., Jr. (1978), "The market valuation of cash dividends : A case to consider," *Journal of Financial Economics* 6, pp. 235~264.
- Miller, M. and F. Modigliani (1961), "Dividend policy, growth and the valuation of shares," *Journal of Business*, pp. 411~433.

Miller, M. and M. Scholes (1982), "Dividends and taxes : empirical evidence," *Journal of Political Economy* 90, pp. 1118~1141.

Smith, Jr. C. W., and R. L. Watts (1992), "The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies," *Journal of Financial Economics* 32, pp. 263~292.

최적정부조달을 위한 이론적 고찰

주 노 종*

요 약

우리나라의 정부조달시스템은 제도와 법률 등이 일본에서 도입되었으며, 일본식의 '관치정부조달시스템'과 '정경유착의 정부조달시스템'이 그대로 통용되면서 많은 경제적·비경제적인 문제점 등을 유발시켰다. 특히 정부조달시스템의 행정은 무엇보다도 호송선단식의 '형평화전략'으로 인해 많은 부패와 부조리의 문제를 낳고 말았다.

그러나 현재 일본은 정부조달시스템을 미국식 정부조달시스템인 '효율화전략'의 정부조달시스템으로 변경하려는 근본적인 개혁을 지속적으로 수행하고 있다. 또한 많은 정부조달시스템의 개혁론자와 경제학자들이 정부조달의 제도, 법률, 이론 등을 연구하고 있다. 우선, 경제학자들은 William Vickrey의 수입등가정리가 가능한 정부조달의 회계제도에 의한 제1가격입찰방식(=네덜란드형 입찰방식)과 제2가격입찰방식(=영국형 입찰방식)이 의뢰인과 대리인의 관점에서 볼 때, 가격, 비용, 품질조건 등의 조달조건과 결과에서 동일하다는 최적정부조달이론을 연구하고 있다. 다음으로, 일본의 정부조달시스템의 개혁론자들은 '관치정부조달시스템'과 '정경유착의 정부조달시스템'에 의한 '형평화전략'에서 문제점을 찾으며 제도와 법률적인 대안을 연구하고 있다. 궁극적으로 볼 때, 일본은 정부조달시스템이 '형평화'와 '효율화'의 조화를 이루도록 시장경제논리의 선진화를 추구하고 있다.

본 연구에서는 우리나라의 정부조달시스템이 일본을 본뜬다는 인식하에서 '형평화전략'과 함께, 시장경제논리인 '효율화전략'으로의 조화로운 이행과 21세기 세계무역기구(WTO)의 무한경쟁시대에 국제경쟁력을 갖출 수 있는 정부조달의 선진화추구전략을 동시에 응용할 수 있는 최적정부조달을 위한 이론적인 연구를 고찰하였다.

* 한국체육과학연구원 선임연구원, 경제학박사

I. 서 론

정부조달의 기본모델은 정부가 의도하고 있는 자원배분, 소득분배의 공정성(equity) 및 효율성(efficiency)을 실현하기 위하여 기술적 이유로부터 독점이 불가피한 산업을 공적규제하에 놓는 것보다는 독점이윤추구 유인을 박탈하고 궁극적으로 최적사회후생을 달성함에 목적이 있다.

실제로 중앙정부와 지방정부 등 공공단체가 공급하는 재화나 서비스 중 그들이 직접 생산하는 것은 거의 없고, 해외를 포함한 민간부문으로부터 조달하는 것이 거의 대부분을 차지하고 있다. 때문에 공공단체는 어떻게 하면 양질의 물품과 서비스를 저렴한 가격으로 조달할 수 있을까? 하는 문제에 직면하게 된다. 이와 같은 공공단체의 조달방법이 세계경제환경질서를 담당할 세계무역기구(WTO)¹⁾, 즉 글로벌 경제환경체제에 맞는 입찰수단을 사용하지 않으면 안 되는 경쟁적 대안으로써 입찰방법의 형성과정, 가격, 비용, 품질 등 각 경제주체가 소유하는 정보의 비대칭성에서 발생하는 많은 문제점을 사회후생 측면에서 이론적으로 분석하였다.

정부조달부문을 계열거래 또는 하청거래와 지명입찰거래 또는 수의입찰거래가 지배적으로 이루어지고 있다. 이때 형성되는 가격메커니즘은 시장가격메커니즘으로는 설명하기 어려운 현상이 나타난다. 때문에 정부조달의 거래가 시장가격메커니즘이 아닌, 즉 시장의 조직이라고 하는 이율배반적인 접근이 아닌, 오히려 시장가격메커니즘과 조직의 중간형태로 형성되어지고 있는 것에 주목해야 할 것이다. 이와 같은 정부조달부문의 문제점에 대해서 공정성과 효율성 측면으로 다양하게 고려하여 분석하고자 한다.

본 연구는 최적사회후생을 위한 정부조달에서 Laffon & Tirole(1987, 1991)

1) 세계무역기구는 국제비즈니스의 질서 확립과 자유로운 국제유통의 체제 설정, 생산량의 지속적인 증가를 통한 생산자의 이윤극대화, 소비자의 효용최대화에 의한 각국의 예산균형을 달성하고, 세계사회후생 최대화를 위하여 모든 국가에게 정부조달 부문을 시장경제원리에 입각하여 운영할 것을 권고하고 있다.

등의 정부, 소비자와 생산자 등 각 경제주체의 효용최대화에 의한 사회후생최대화를 설정하는 유인공여시스템(incentive scheme system)적 모델과 周魯鍾의 정부조달이론과 정책적인 연구물(1996, 1998)을 기초로 하면서 (기본정리)을 설정하여 최적정부조달을 위한 이론을 연구하였다.

본 논문의 구성은 이하와 같다. 제Ⅱ절에서는 정부조달의 기본모형을 분석하고, 제Ⅲ절에서는 경쟁입찰의 계약조건과 입찰방식을 분석하였다. 제Ⅳ절에서는 양 당사자의 정부조달계약에의 참가계약조건인 개인합리성계약조건하에서 수입등가정리를 통한 경쟁입찰의 최적화이론을 이론적으로 분석하였다. 그리고 제Ⅴ절에서는 이상의 결론 및 시사점을 정리하였다.

우선, 기본모형분석에서 정부조달프로젝트 의뢰인의 정부조달과정 및 시기, 대리인의 투자 및 입찰과정과 시기를 분석하고 정부조달의 가격설정방식을 세 가지 유형으로 고찰하였다.

Ⅱ. 정부조달의 기본모형

정부조달의 궁극적인 목적은 사회후생 최대화의 달성이라고 할 수 있다. 때문에 정부조달은 일정한 세수(예산)에 의해, 어떠한 방법으로 공공프로젝트를 설정할 것인가 라고 하는 의문에서 유인공여메커니즘(incentive scheme mechanism)을 계획하게 된다. 이 유인공여메커니즘의 경제에서는 의뢰인(principal : 중앙정부, 지방정부 등 공공기관)과 대리인(agency : 기업의 소유자인 주주, 경영자 등 기업), 대표적 소비자(representative consumer : 국민, 주민 등)의 관계처럼 세 계층으로 경제주체를 구별한다.

이와 같은 정부조달의 기본모형은 의뢰인-대리인이론(principal-agent theory) 관계의 모델하에서 분석된다. 그 기본도식은 1인의 의뢰인과 다수의 대리인의 거래관계에 의해 표현될 수 있다. 의뢰인은 정부조달에 참여하는 다수의 대리인을 통한 경쟁입찰에 의해, 한 대리인과 입찰계약을 하고 정부조달 문제를 해결하려 한다. 이때에 비대칭정보의 경제환경하에서 역선택(adverse

selection)²⁾, 즉 의뢰인이 잠재적인 대리인의 생산기술, 비용절약의 노력 등 생산비용에 관해 어떠한 선호를 하고 있는지 관찰할 수 없으며, 도덕적해이(moral hazard)³⁾, 즉 입찰에 선택된 대리인의 행동을 관찰할 수 없는 문제에 직면하게 된다. 이와 같은 경제환경의 상황하에서 의뢰인은 반드시 그들이 의도한 기대의 결과를 달성하기가 어려운 것이다. 사적기업의 사적유인⁴⁾과 정부조달정책에 의한 사회적유인⁵⁾과는 괴리가 발생하고, 차선(second-best)의 자원배분과 소득분배밖에 실현할 수 없는 것이다. 다시 말해서 역선택과 도덕적해이의 경제환경하에서 정부조달은 효율성과 공정성에 의한 최적사회후생이 실현불가능하다고 하겠다.

따라서 최적정부조달에 대해서 아래의 (기본정리)에서 분석하였다.

(기본정리) 최적정부조달은 수입등가정리인 ‘제1가격입찰방식’과 ‘제2가격입찰방식’이 일치하는 조건에서 달성된다.

우선, 위와 같은 기본정리를 이론적으로 증명하기 위하여 비대칭적인 정보구조하에서 의뢰인과 대리인의 보수가격체제를 연구하였다. 이때 의뢰인은 대리인의 생산비용을 파악할 수 없는 경우 어떠한 가격을 설정하고, 사회후생을 최대화할 수 있을까 하는 의문이 제기된다. 이때 의뢰인은 소비자잉여와 대리인의 이익함수를 통해서 선형사회후생함수를 최대화하려 할 것이다. 따라서 국가의 경제활동을 수행하는 데 중요한 재화와 서비스의 가격형성은 자원배분과 소득분배에 큰 역할을 하고 있다. 또한, 의뢰인과 대리인과의 입찰에서 대

2) 역선택(adverse selection)은 조달자는 잠재적인 입찰자가 어떠한 타입인지에 대한 정보를 관찰할 수 없는 상태에서 이루어지는 선택이다.

3) 도덕적해이(moral hazard)은 선택된 입찰자의 행동을 대한 정보를 관찰할 수 없는 상태에서 이루어지는 선택이다.

4) 사적기업의 사적유인은 모든 기업활동이 시장경제원리를 통한 이윤극대화의 경영추구에 있다고 할 수 있겠다.

5) 의뢰인의 사회적유인은 정부의 궁극적인 목적인 최적사회후생, 즉 사회적 편익에 있기 때문에 시장경제원리에 의한 사적유인과는 달리 무임승차자문제(free-rider problem) 때문에 시장실패에 직면한다.

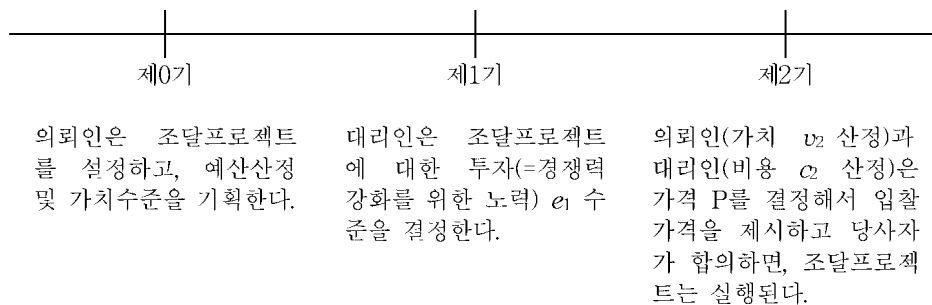
리인의 재화와 서비스에 대한 생산비용의 기초하에서 결정되고, 이때의 가격은 대리인의 경영활동에 큰 영향을 미치게 된다.

예를 들면, 의뢰인이 공공산업정책에서 보수가격계약을 설정할 때에는 대리인의 사후적(expost)인 생산비용도 고려하지 않으면 안 되므로 생산비용의 정확한 파악이 반드시 요구되는 것이다.

다시 말해서 생산비용은 대리인의 사적정보가 되기 때문에 독점적인 경제요인을 법적조치와 제도에 의해서 해결하려고 하는 의뢰인이 감사(auditing)나 감찰(monitoring)을 통해서 생산비용함수의 정보를 얻고자하는 노력은 당연지사다. 그러나 의뢰인의 이러한 사적기업에 대한 정보파악은 반드시 한계에 직면하게 된다.

이때 분석의 단순화를 위해 정부조달 입찰가격은 대리인의 수입이라고 가정하겠다. 이 모델에서 의뢰인의 정부조달 시기와 대리인의 투자 및 입찰시기의 설정은 아래 [그림 1]과 같다.

[그림 1] 입찰시기의 설정



위 [그림 1]에서 대리인의 비용함수 c_2 는 아래와 같다.

$$c_2 = C_2(e_1) \tag{1}$$

여기서 비용함수 c_2 는 비용절약의 노력수준, 즉 경쟁력 강화 변수인 투자 e_1 에 관해서 미분가능한 감소함수이다. 단순화 때문에 비용의 분포는 투자수준

과 독립적이고, 선택된 투자수준은 항상 正(+)이라고 가정하겠다. 비용절약의 노력수준이 제로($e_1=0$)에서 한계비용절약수준은 마이너스 무한대라고 가정한다. 이와 같은 가정은 아래 식(2)와 같이 표현된다.

$$\lim_{e_1 \rightarrow 0} \frac{\partial C_2(e_1)}{\partial e_1} = -\infty \quad (2)$$

또한, 제2기 초에, 의뢰인은 대리인과 입찰계약을 체결하고 조달프로젝트의 계량화된 가치 v_2 를 파악할 수 있다고 가정하면, 이와 같은 조달프로젝트를 통해서 설정하는 가치함수 v_2 는 아래와 같다.

$$v_2 = V_2(\eta) \quad (3)$$

v_2 는 V_2 의 현실화된 값이며, V_2 는 조달프로젝트의 편익(=효과)의 노력수준인 확률변수 η 의 증가함수이며, η 의 확률분포는 공유지식(common knowledge)이라고 가정했다. 또한 의뢰인의 가치 v_2 와 대리인의 생산비용 c_2 에 관한 정보는 사적정보로서 비대칭성을 가정했다.

다음은 [그림 1]에서와 같은 정부조달의 시기구조와 비용함수, 가치함수로부터 평균비용체감산업, 가치제 등의 시장실패 잠재산업의 재화와 서비스에 대한 가격설정방식을 세 가지 유형(=입찰방식)으로 나누어서 최선가격(first best pricing)에 접근할 수 있는 이론을 분석했다.

우선, 의뢰인과 대리인과의 보수계약체제의 가격 P 는 아래와 같이 표현된다.

$$P = \rho + \sigma c_2 \quad (4)$$

위 식(4)에서 c_2 는 사후적 생산비용이고, ρ 와 σ 는 계수이다.

무엇보다도 중요한 것은 이 입찰게임에서 의뢰인은 가치함수 v_2 를 고려하면서 대리인이 제시하는 가격 P 를 상정하게 되며, 물론 대리인은 보수계약체제

의 가격 P 를 고려하면서 의뢰인의 가치함수 u_2 를 상정하면서 입찰전략을 수립할 것이다.

1. 고정가격입찰방식

만약 식(4)에서 $\sigma=0$ 인 경우 아래와 같이 변형될 것이다.

$$P=p \quad (5)$$

이때의 가격설정을 고정가격(fixed-price)입찰방식이라 명명하였다. 고정가격 입찰방식은 사적기업의 보수계약에 사후적인 생산비용 c_2 가 포함되지 않는 계약방식으로 낙찰대리인은 일정한 보수액 p 만을 가격 즉, 수입으로 얻게 된다. 고정가격입찰방식 체제하의 입찰게임에서 낙찰 대리인은 오로지 사전적(ex ante)인 생산비용만을 절약해서 독점이윤을 증가시키는 인센티브(incentive)를 유발시키는 것이다. 이와 같은 가격설정은 대형 국책사업과 장기간 공사가 진행되는 댐, 운하, 항만, 공항, 월드컵축구장, 종합경기장, 대형 공공스포츠몰, 도시고속화 도로, 인공위성산업 등 거액의 평균비용체감산업, 준공공재, 가치재 등에서 주로 이용되고 있다.

2. 원가가산입찰방식

만약 식(4)에서 $\sigma=1$ 인 경우, 아래와 같이 변형될 것이다.

$$P=p+c_2 \quad (6)$$

이때의 가격설정을 원가가산(cost-plus)입찰방식이라 명명하였다. 원가가산 입찰방식에서의 사적기업의 대리인은 사후적인 생산비용 c_2 를 가산해서, 일정 수준의 프리미엄(premium)을 얻게 되는 보수계약입찰방식이다. 원가가산입찰

방식의 경우 대리인은 사후적인 생산비용이 어느 수준에서 발생하든 그 전액이 의뢰인의 부담 즉, 소비자의 부담이 됨으로써 낙찰 대리인에게는 비용절약 등 경쟁력 강화를 위한 노력의 인센티브가 발생되지 않는다. 이와 같은 원가가산입찰방식의 가격설정은 대형 국책 보호육성사업인 체신우편, 정보통신, 도시고속화 도로, 국방산업, 항공우주산업 등 사전적(ex ante)인 비용과 더불어 사후적(ex post)인 비용이 부가적으로 가산되는 평균비용체감산업, 가치제 등에서 주로 이용되고 있다.

3. 인센티브가격입찰방식

만약 위 식(4)에서 σ 가 $0 < \sigma < 1$ 인 경우에는 아래와 같이 될 것이다.

$$P = p + \sigma c_2 \quad (7)$$

이때의 가격설정을 인센티브가격(incentive-price)입찰방식이라 명명하였다. 인센티브가격입찰방식은 고정가격입찰방식과 원가가산입찰방식의 중간형태인 보수계약방식이다. 인센티브가격입찰방식하에서의 가격설정은 일정수준의 프리미엄이 가산됨으로써, 사후적인 생산비용의 일부가 의뢰인으로부터 지불됨으로써 낙찰 대리인은 비용절약 등 경쟁력 강화를 위한 인센티브를 어느 정도 가질 수 있다. 인센티브가격입찰방식은 사후적인 생산비용의 일부가 낙찰 대리인의 수익이 되며, 그 일부는 비용부담이 되는 것으로써, 다기간 입찰계약인 경우 국내산업의 경쟁력 강화를 유인할 수 있는 입찰방식이다. 현재 많은 나라에서 인센티브가격입찰방식을 선호하고 있으며 일반적 상품조달뿐만 아니라 대형국책사업 전반에 이용하고 있다. 규제철폐와 시장경제원리를 권고하고 있는 21세기 신통상환경질서인 WTO체제하에서 국가산업을 국제산업으로 발전시킬 수 있는 정부조달 입찰방식이다.

다음은 경쟁입찰하에서 정부조달에 참여하는 당사자들의 계약 참가계약조건, 입찰방식과 입찰의 효율성에 관한 문제와 공정성에 관한 문제를 고찰하였다.

Ⅲ. 경쟁입찰의 계약조건과 입찰방식

본 제Ⅲ절에서는 제Ⅱ절의 내용을 기초로 하여 계약조건과 입찰방식을 분석하기로 하겠다.

1. 인센티브가격입찰하에서의 입찰계약조건

정부조달을 설정하는 의뢰인은 재화나 서비스의 정부조달프로젝트에서 민간조달과는 달리, 역선택과 도덕적해이 때문에 최선책(first-best policy)의 자원배분과 소득분배를 기대하기는 어려운 상황이므로, 차선책(second-best policy)을 위하여 정부조달프로젝트 가치 v_2 와 입찰가격 P 에 의해 조달계획을 수립할 것이다. 아래와 같은 경우에는 차선책이 아닌 최선책에 의해 조달도 가능할 것이다.

- ① 재화나 서비스가 표준화된 제품일 경우
- ② 조달에 참여할 때 어느 정도 경쟁적 업자가 존재하는 경우
- ③ 규모의 불변이나 규모의 경제가 있는 경우
- ④ 수직적 통합기업이 여타의 관련성이 전혀 없는 사업활동 부문에 투자하는 것처럼 범위의 경제(economies of scope)가 존재하고 있는 경우
- ⑤ 판매자 또는 구매자 양측에 특수한 투자가 없는 경우
- ⑥ 민간기업의 조달자처럼 정부조달자에게도 충분하고, 완전한 인센티브(승진, 경제적 보상, 훈·포상 등)를 주는 경우

그러나 현실적으로 정부조달은 일부분을 제외하고 위 여섯 가지 부분을 충족하는 경우가 거의 없다. 여기서 정부조달의 개념을 명확히하기 위해 입찰과 경매를 정의할 필요가 있겠다. 입찰이라고 하는 것은 일반적으로 경매와 동일하게 사용하는 실례가 많으나, 본 논문에서는 정부조달과 같이 1인의 구매자

가 다수의 판매자들과 경쟁과정을 거쳐서 판매자를 결정하는 경우를 ‘입찰’이라고 하고, 역으로 1인의 판매자가 다수의 구매자들과 경쟁과정을 거쳐서 구매자를 결정하는 경우를 ‘경매’라고 구별하였다.

다음의 분석은 위와 같은 기본가정하에서 의뢰인과 대리인의 정부조달프로젝트에 대한 경쟁입찰에의 참가제약조건을 분석했다.

가. 의뢰인이 입찰에의 개인합리성제약조건

여기서의 의뢰인과 대리인의 경쟁입찰에의 참가제약조건은 제II절의 기본모델에서 분석했듯이 의뢰인은 자신이 설정한 정부조달프로젝트의 가치와 대리인들이 제시한 입찰가격 제약조건하에서 낙찰을 결정하고, 대리인은 생산비용과 의뢰인이 제시한 입찰가격제약조건하에서 낙찰을 결정한다고 가정하고, 또한 국가산업의 경쟁력 강화를 위해서 정부조달 가격은 인센티브가격입찰방식하에서 계약을 결정한다고 가정했다. 한편, 대리인은 제1기에 투자 e_1 을 수행하고, 제2기에 인센티브가격 P_i 를 의뢰인에게 제시할 것이다. 만약 의뢰인은 자신의 가치 $v_2(=V_2(\eta))$ 에서 대리인 i 가 제시한 인센티브가격 P_i 가 적절하다고 판단하면, 낙찰을 결정할 것이다. 이때에 의뢰인이 입찰가격을 수락할 확률조건은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} v_2 &\geq P_i(c_2, e_1) \\ &\geq 0 \\ &\forall i \in [1, n] \end{aligned} \quad (8)$$

위 식(8)은 의뢰인이 입찰계약의 조건을 거부하는 경우와 비교해서 가치 또는 렌트가 0보다 적게 되는 것을 허락하지 않는다. 즉, 식(8)은 유보가치수준(reservation value level)을 0으로 한다면, 의뢰인이 계약에의 참가제약조건 또는 개인합리성제약조건 IR(individual rationality)이 되는 것이다. 의뢰인의 IR조건은 정부조달의 입찰계약에 중요한 요건이 된다. 이때에 입찰계약

게임에서 승리한 대리인 i 는 제2기 말에 기대이익함수 $E\pi$ 를 아래와 같이 설정할 것이다.

$$E\pi = \max_{P_i} [(P_i(c_2, e_1) - c_2)pr(v_2 \geq P_i(c_2, e_1))] \quad (9)$$

$$\forall P_i(c_2, e_1) \geq c_2$$

위 식(9)에서 pr 은 확률을 표현한 것이다. 대리인 i 의 입찰게임에서 이윤최대화 1차 조건은 제2기 말에 기대이익함수 $E\pi$ 를 인센티브가격 P_i 로 미분하면, 아래와 같이 도출할 수 있다.

$$\frac{\partial E\pi}{\partial P_i} = pr[v_2 \geq P_i(c_2, e_1)] + [(P_i(c_2, e_1) - c_2)] \frac{dpr}{dP_i} = 0 \quad (10)$$

한편, $\frac{\partial E\pi}{\partial c_2}$ 를 구한 다음, 포락선정리(包絡線定理, envelop theorem)를 이용한 후, 식(10)을 대입하면, 아래와 같이 변형된다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial E\pi}{\partial c_2} &= \frac{dP_i}{dc_2} - 1]pr[v_2 \geq P_i(c_2, e_1)] + [(P_i(c_2, e_1) - c_2)] \left(\frac{dpr}{dP_i} \right) \left(\frac{dP_i}{dc_2} \right) \\ &= -pr[v_2 \geq P_i(c_2, e_1)] + pr[v_2 \geq P_i(c_2, e_1)] \\ &\quad + [P_i(c_2, e_1) - c_2] \left(\frac{dpr}{dP_i} \right) \\ &= -pr[v_2 \geq P_i(c_2, e_1)] \end{aligned} \quad (11)$$

즉,

$$\therefore \left| \frac{\partial E\pi}{\partial c_2} \right| = pr[v_2 \geq P_i(c_2, e_1)] \quad (12)$$

여기서 의뢰인이 정부조달 입찰과정에서 개인합리성제약조건 IR인 식(8)을 만족하는 것을 증명할 수 있다.

$$v_2 \geq P_i(c_2, e_1) \quad (13)$$

즉, 대리인은 의뢰인의 개인합리성제약조건 IR조건하에서 자기의 기대이윤 최대화를 달성시키고 있는 것을 증명할 수 있다. 이와 같은 조건은 의뢰인의 IR조건을 만족시키는 가치기준은 대리인들에게는 경쟁균형을 통해서 인센티브 가격을 제시할 것이기 때문에 가능한 것이다.

나. 대리인의 입찰에의 개인합리성제약조건

대리인이 제1기에 투자 e_1 을 수행하고, 제2기에 의뢰인이 제시한 인센티브가격 P_b 를 수락한다면, 정부조달프로젝트는 낙찰될 것이다. 이때에 대리인이 입찰교섭을 수락할 확률조건은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} P_b(v_2) &\geq c_2 \\ &\geq 0 \end{aligned} \quad (14)$$

위 식(14)는 대리인이 정부조달의 입찰계약조건을 거부하는 경우와 비교해서 효용(utility) 또는 렌트(rent)가 0보다 적게 되는 것을 허락하지 않는다. 다시 말해서 식(14)은 유보효용수준(reservation utility level)을 0으로 한다면, 대리인의 IR조건이 되며, 정부조달의 입찰계약에 중요한 요건이 된다. 이때 입찰계약게임에서 승리한 대리인은 제2기 말에 기대이익함수 $E\pi$ 를 아래와 같이 설정할 수 있다.

$$E\pi = \int_{[v_2 | P_b(v_2) \geq c_2]} [P_b(v_2) - c_2] \quad (15)$$

대리인의 이윤최대화 1차 조건은 제2기 말에 기대이익함수 $E\pi$ 를 c_2 로 미분하면, 아래와 같이 구할 수 있다.

$$\frac{\partial E\pi}{\partial c_2} = [v_2 \mid P_p(v_2) \geq c_2] = 0 \quad (16)$$

즉,

$$\therefore \left| \frac{\partial E\pi}{\partial c_2} \right| = pr[P_p(v_2) \geq c_2] \quad (17)$$

여기서 대리인이 정부조달 입찰과정에서 개인합리성제약조건 IR을 만족하는 것을 증명할 수 있다.

$$P_p(v_2) \geq c_2 \quad (18)$$

즉, 대리인은 자기의 개인합리성제약조건 IR조건하에서 입찰할 때 기대이윤 최대화가 달성되는 것을 증명하였다. 이것은 대리인에게는 의뢰인의 IR조건인 가치기준 v 보다는 자신의 비용이 중요하다는 의미로서, 인센티브입찰방식을 보장해 준다면 경쟁균형을 통해 비용절약에 의한 가격하락을 이룸으로써 시장 경제논리로 내부화(internalization)할 수 있다는 논리이다.

다음은 IR조건하에서 성립하는 네덜란드형 입찰방식과 영국형 입찰방식에 대해 분석하겠다.

2. 네덜란드형 입찰방식과 영국형 입찰방식의 최적화

제III절 1항에서는 정부조달의 인센티브가격입찰방식하에서 양 당사자의 입찰계약 참가제약조건에 대해서 분석하였다. 즉, 의뢰인과 대리인은 경쟁입찰에서의 개인합리성제약조건 범위 내에서 입찰가격을 제시하고 당사자들의 가치와 효용을 최대화하는 것을 증명하였다.

본 항에서는 앞에서의 분석을 기초로 하여 양 당사자가 개인합리성제약조건하에서 제시하는 입찰현상에 대한 두 가지 입찰방식에 대해서 분석하기로 한다. 또한 1인의 의뢰인과 다수의 대리인의 가정하에서 분석했다. 이와 같은 입찰환경질서하에서는 의뢰인이 독점적 입장을 이용해서 자신에게 유리한 입찰

제도를 선택하기 때문에 구매자 독점시장과 유사성을 가진다. 정부조달의 입찰형태는 거래자와 낙찰가격을 결정하는 수단으로서 그 대표적인 방법으로는 ‘제1가격입찰방식’과 ‘제2가격입찰방식’이 있다. 이때 ‘제1가격입찰방식’은 가장 높은 가격으로부터 시작하여 가장 최저가격을 제시하는 대리인이 그 가격으로 낙찰하는 게임이고, ‘제2가격입찰방식’은 가장 낮은 가격으로부터 시작하여 입찰최저가격을 제시하는 대리인이 낙찰하고, 낙찰가격은 낙찰 대리인을 제외한 대리인들 중에서 최저가격 즉, 두 번째로 낮은 가격에서 입찰가격이 결정되는 게임방식이다. 물론 양 당사자의 낙찰조건의 기준점(bench-mark)으로서는 개인합리성제약조건 IR이 이용된다.

정부조달입찰방식의 경우 한국과 일본 등 많은 나라에서 ‘제1가격입찰방식’의 이용도가 높다. 그러나 실제적으로는 ‘봉인입찰’의 형태로 하는 경우가 많다. ‘봉인입찰방식’은 각 대리인이 입찰가격을 봉인해서 제시하는 것이다. ‘봉인입찰’은 각 대리인이 입찰가격을 결정할 때 다른 대리인이 어떠한 가격을 제시하는가에 대해서 전혀 알 수 없다. 물론 이때에 자신의 개인합리성제약조건하에서 입찰가격을 제시한다면 최적조달조건에 문제가 없으나, 정보의 비대칭성과 불확실성 및 지명입찰, 수의입찰, 담합입찰의 경우는 많은 문제를 발생시킨다. 현실적으로 정부조달은 후자의 경우가 많이 발생하고 있다.

우선, 아래 그림과 같은 조건에서 ‘제1가격입찰방식’인 ‘네덜란드형 입찰방식’과 ‘제2가격입찰방식’인 ‘영국형 입찰방식’을 분석했다.

[그림 2] 유보가격수준과 네덜란드형·영국형 입찰방식의 최적낙찰

대리인(입찰자)	네덜란드형 입찰방식	영국형 입찰방식
대리인 1(500억원 설정)	2,500억원 ↓ (출발점)	2,500억원 ↑
대리인 2(2,200억원 설정)	2,400억원 ↓	2,400억원 ↑
	⋮ ↓	⋮ ↑
대리인 3(1,000억원 설정)	1,000억원(낙찰)	1,000억원(낙찰)
대리인 4(1,100억원 설정)	⋮ ↓	⋮ ↑
대리인 5(1,500억원 설정)	400억원 ↓	300억원 ↑ (출발점)

가. 네덜란드형 입찰방식

위 [그림 2]에서와 같이 ‘네덜란드형 입찰방식’은 ‘제1가격입찰방식’으로서, 의뢰인이 처음에는 충분히 높은 가격을 제시하고, 그 후에 서서히 가격을 낮추는 방식으로 도중에 낙찰할 의사를 의뢰인이 표명하면 낙찰이 되는 입찰방식이다. 예를 들면, ‘네덜란드형 입찰방식’이 ‘제1가격입찰방식’으로서 대리인 5인이 참여하는 입찰방식에서 각 대리인은 정부조달에 참여하는 유보가격수준, 즉 개인합리성제약조건 IR 을 [그림 2]에서와 같이 가정했다. 유보가격수준은 대리인이 정부조달에 대한 자기의 투자와 생산비용 그리고 의뢰인이 제시하려는 예상가격 등의 정보에 의해 설정한 입찰평가액을 나타낸 것이다. 이와 같은 입찰평가액인 유보가격수준은 의뢰인의 입장에서 보면, 유보가치수준이 된다.

입찰과정을 보면, 의뢰인은 최초의 입찰가격을 2,500억원부터 제시하고, 그 후 100억원씩 낮추어가는 입찰방식이다. 이때 의뢰인은 정부조달 프로젝트의 유보가격수준의 가치기준 v 와 비용, 품질, 공정성과 효율성 등에 의해 입찰가격(P_1)을 결정한다고 가정하고, 이때 의뢰인의 유보가치수준이 1,000억원($=v$)이라고 가정하면, 정부조달의 입찰은 대리인 3이 제시한 입찰가격(P_3)에서 낙찰($v \geq P_3=1,000$)이 결정될 것이고, 이때 양 당사자는 이 입찰게임에서 최적 효용수준이 달성된다.

나. 영국형 입찰방식

[그림 2]에서와 같이 ‘영국형 입찰방식’은 ‘제2가격입찰방식’으로서, 의뢰인이 처음에는 충분히 낮은 가격을 제시하고, 그 후 서서히 입찰가격을 높여나가는 게임방식으로서, 그 도중에 처음으로 만족할 의사를 표명하는 의뢰인에게 낙찰이 결정되는 입찰방식이다.

입찰과정을 보면, 의뢰인은 최초의 입찰가격을 300억원부터 제시하고, 그 후 100억원씩 높여가는 방식이다. 이때 의뢰인의 유보가격수준이 1,000억원($=v$)

이라 가정하면, [그림 2]에서 두 번째로 낮은 가격 1,000억원을 제시한 대리인 3이 제시한 입찰가격(P_3)에서 낙찰($v \geq P_3=1,000$)이 결정될 것이고, 이때 양 당사자에게는 최적효용수준이 달성된다.

결과적으로 개인합리성제약조건 IR하에서 ‘네덜란드형 입찰방식’과 ‘영국형 입찰방식’은 같은 가격에서 낙찰이 형성되어 수입등가정리를 만족하는 것이 증명되었다. 즉, 계약에의 지속적인 참가조건인 IR조건전략과 모색과정에서 결정되는 도형조건(刀形條件, Knife-edge condition)에 의해서 최적정부조달조건인 기본정리를 증명할 수 있었다. 기본정리는 제IV절에서 다시 증명하기로 하겠다.

3. 정보의 비대칭성과 불확실성하에서의 입찰

본항과 다음 항에서는 제III절 1, 2항에서와 같이 개인합리성제약조건 IR 조건에 의한 입찰방식이 아닌, IR조건하에서 입찰이 불가능한 입찰방식을 분석하였다.

정부조달에 있어서 특히 대규모 공공프로젝트의 입찰게임에서는 의뢰인과 대리인 모두 경제환경변수에 대해서 ‘정보의 비대칭성’과 ‘불확실성(uncertainty)’에 직면하는 경우가 많다. 즉, 이 분석은 입찰방식에서의 ‘효율성’에 관한 문제이다.

우선, ‘정보의 비대칭성’에 관한 문제는 의뢰인과 입찰 대리인 및 다른 입찰 대리인에게 모두 존재하게 된다. 이것은 어떤 입찰 대리인의 생산기술수준과 비용구조에 관해서 의뢰인과 다른 입찰 대리인이 그것을 정확히 파악할 수가 없기 때문에 발생하게 된다. 또한 그 대리인의 연구개발(R&D), 기업인수합병(M&A), 전사적 자원관리(ERP) 등의 투자활동과 비용절약을 위한 노력, 경쟁력 강화 행동을 수행하는 것에 대해 관찰이 불가능한 것을 의미한다. 이점은 정부조달 입찰에 관한 계획설정 과정과 정책수립을 하는 데 결정적으로 중요하게 된다.

만약 의뢰인과 입찰 대리인 간에 정보의 비대칭성이 존재하지 않는다면, 의뢰인은 생산기술수준과 비용구조면에서 보다 좋은 대리인에게서 낙찰을 하게

되며, 낙찰가격은 그 대리인의 비용수준과 동일하게 결정되어질 것이다. 이 경우에 의뢰인은 각 입찰 대리인에게 입찰가격을 제시시킬 필요성이 없게 되며, 이에 따라서 정부조달을 위한 입찰은 최적입찰이 달성된다. 결과적으로 의뢰인은 최적입찰을 통해서 국가의 생산기술과 비용구조의 측면을 국제경쟁력 수준으로 향상시킬 수 있다.

궁극적으로 정부조달에서 '정보의 비대칭성'은 '효율성'에 관한 문제로서 입찰시기가 사전적 단계에서 주로 발생하고 있으며 경제적으로 불요불급한 정보 비용(information cost) 등 사회적 비용(social cost)을 유발시킨다.

다음으로, '불확실성'에 관한 문제는 정부조달에서 댐, 항만, 운하, 대형스포츠물, 대형 도시고속화 도로, 항공우주산업 등의 경우, 낙찰 대리인의 시공기간을 포함한 공사기간이 장기적으로 소요되는 경우에 주로 발생한다. 즉, 공사기간 중에 낙찰 대리인이 운영하는 기업의 주가변동과 자금사정의 여러 문제, 기술수준, 노동단체의 행동, 노동자의 교육과 비용절약의 노력효과, 국내외 경제의 예측불가능성 등 경제환경이 크게 변화하고, 공사 견적비용의 수정을 요하는 경우에 발생하게 된다.

만약, 의뢰인이 입찰계약의 책정단계에서 경제환경변수에 대한 미래예측을 완전하게 할 수 있다면 그 예측을 계약게임에 반영함으로써 '불확실성'의 문제를 해결할 수 있다. 그러나 이것은 일반적으로 불가능한 일로서 의뢰인과 입찰 대리인 모두는 경제환경의 불확실성에 직면하게 되는 것이다. 이 때문에 '불확실성'하의 입찰게임에서는 의뢰인과 대리인들 간의 위험분담(=위험률, hazard rate) 문제가 발생하고, 위험에 대한 당사자의 태도가 중요하게 된다.

궁극적으로 정부조달에서 '불확실성'은 '효율성'에 관한 문제로서 입찰시기가 사후적(expost) 단계에서 주로 이루어지며 경제적으로 불요불급한 유착비용(collusion cost)과 불확실성비용(uncertainty cost) 등 사회적 비용(social cost)을 유발시킨다.

4. 담합입찰

본항에서는 제3의 입찰인 ‘담합입찰’로서 ‘공정성’에 관한 문제에 대해 다룬다. ‘담합입찰’은 의뢰인과 입찰 대리인의 경우와 입찰 대리인 상호간의 경우로 나누어서 분석하였다.

우선, 의뢰인과 입찰 대리인의 ‘담합입찰’은 통상적으로 입찰 대리인이 의뢰인과의 공모에 의해 입찰교섭권을 획득한다거나, 자신의 기업이 입찰의 참가 자격을 획득하기 위하여 의뢰인들에게 뇌물 등의 이익기여행동 등 렌트추구 행동을 수행하는 방식이다. 예를 들면, ‘지명경쟁입찰’, ‘제한경쟁입찰’에 있어서 의뢰인은 입찰참가자격의 조건을 공표한다거나, 입찰예정가격을 유출하는 방식으로 이루어지고 있으며, 그 밖에 입찰방식에서는 비공개로 수행하는 경우와 수의경쟁입찰방식에서와 같이 입찰참가조건이 봉쇄되어 있는 경우 입찰 대리인과 의뢰인과의 ‘담합입찰’의 인센티브는 더욱 강력하게 나타날 것이다.

다음으로, ‘담합입찰’은 입찰 대리인 상호간의 담합에 의해 입찰게임에서 승리하였을 때 ‘담합입찰’에 참여한 공모자(conspirator)들 간의 낙찰 후 ‘이윤분배규칙’이 확실히 결정되어야 한다는 전제조건이 필수적이다. 예를 들면, 공모자에 의한 ‘담합입찰’ 자체는 더욱이 당사자 상호간에 자기강제적인 제약이 필요충분조건으로 제기되며, 이 조건이 충족되면 필수록 ‘담합입찰’의 인센티브를 가지게 된다.

궁극적으로 정부조달에서 ‘담합입찰’은 ‘공정성’에 관한 문제로서 입찰시기가 사전 및 사후적 단계 모두에서 이루어지며 경제적으로 불요불급한 공모비용(conspiracy cost)과 렌트추구비용(rent seeking cost) 등 사회적 비용(social cost)을 유발시킨다.

이상에서 고찰한 것과 같이 정부조달이론은 다양한 입찰계약조건, 입찰방식과 다양한 입찰규칙을 상정할 때 나타나는 ‘효율성’, ‘공정성’ 등의 여러 가지 문제점에 대한 경제환경변화에 따른 최적정부조달이론의 연구에 많은 시사점을 주는 것이다. 결국, 의뢰인은 대리인들의 ‘정보의 비대칭성’과 ‘불확실성’, 그리고 ‘담합입찰’에서 나타나는 문제점에 대해서도 ‘효율성’, ‘공정성’으로 내부화

할 수 있는 제조적 입찰방식 설정으로 대리인들의 지불비용에 의한 입찰진실 전략(bid truthful strategies)을 유인하여 파레토지배균형(Pareto dominant equilibrium)의 해(solution)로서 입찰진실균형(bid truthful equilibrium)을 달성하여 기본정리를 보장할 수 있을 것이다.

IV. 경쟁입찰의 최적화이론

제IV절에서는 앞에서 분석한 ‘제1가격입찰방식’과 ‘제2가격입찰방식’이 의뢰인(구매자)의 관점에서는 같은 결과를 초래한다는 William Vickrey의 수입등가정리에 IR조건을 도입하여 기본정리를 이론적으로 증명했다. 이때 경쟁입찰의 최적정부조달조건인 기본정리의 증명은 제II절의 기본모델과 아래의 가정1 하에서 분석하였다⁶⁾.

(가정1)

- Ⓐ 의뢰인과 대리인은 위험중립적인 경제행동을 한다.
- Ⓑ 의뢰인은 입찰가격 만에 관심을 가지며, 비용절약 e_i , 품질, 납품기간 등의 비가격적 요인의 가치 차는 문제로 취급하지 않고 입찰거래를 한다.
- Ⓒ 각 대리인의 생산비용의 평가는 각각 독립적이고, 상관관계를 갖지 않는다.
- Ⓓ 각 대리인의 생산비용은 전부 동일한 확률분포로부터의 무작위 확률에 의해 도출되어진다.
- Ⓔ 정부조달에 참여하는 대리인은 무한수로 가정한다.

여기서 수입등가정리는 제III절에서 분석한 대리인이 가격을 제시하였을 때

6) 양 당사자가 자신의 IR조건하에서 독립적으로 계약가격을 제시하는 독자적인 유인 공여시스템을 통한 수입등가정리에 대한 연구는 본 연구자의 연구모델이므로 이론 구성의 타당성에 대한 책임은 모두 본 저자에게 있다.(周魯鍾, 「政府調達の社會厚生分析」, 日本九州大學 博士學位論文, 1996, p. 10)

의뢰인의 개인합리성제약조건 IR에 의한 제1가격입찰과 의뢰인이 가격을 제시하였을 때 대리인의 IR조건에 의한 제2가격입찰의 분석에 대해서 고찰했다.

1. 제1가격입찰방식의 최적화

이 프로젝트의 입찰에 참여하는 대리인의 수를 n 으로 가정하고, 제1가격입찰은 입찰과정에서 최저가격을 제시한 대리인이 그 가격에서 프로젝트를 낙찰한다. 대리인 i , $\forall i \in \{1, \dots, n\}$ 가 입찰게임에서 승리하였다고 하고, 대리인 i 의 프로젝트의 생산비용 즉, 사후적 생산비용을 c_{2i} 로 표시하면, 생산비용 c_{2i} 는 대리인 i 에게는 사적정보의 변수이고, 의뢰인과 그 밖의 대리인에게는 미지수가 될 것이다. 의뢰인과 그 밖의 대리인은 c_{2i} 의 가격과 구간 $[0, 1]$ 상의 동일분포에 있다고 할 때, 각각 독립적으로 그 변수를 예상하고 있는 것으로 가정했다.

그와 같은 예상정보를 대리인 i 는 잘 파악하고 있다고 가정하면, 입찰가격 P_i 는 대리인이 제시하며, 의뢰인은 자신의 개인합리성제약조건 IR의 규모에 의해 반응을 보인다고 가정된다. 이때 입찰가격을 P_i 라고 할 때 대리인 i 의 이윤 π_i 는 아래와 같다.

$$\pi_i = P_i - c_{2i} \quad (19)$$

입찰게임에 참여하는 각 대리인은 입찰가격제시에 대한 게임전략을 「대칭내쉬전략균형」(symmetric Nash strategy equilibrium)⁷⁾에 의해 결정한다. 「대칭내쉬전략균형」은 비용구조가 동일한 대리인은 동일한 입찰가격을 제시하는 형태의 균형전략게임이다. 이 게임에서는 대리인 i 의 입찰가격 P_i 를 아래와 같이 c_{2i} 의 함수로 해서 나타낼 수 있다.

$$P_i = F(c_{2i}) \quad (20)$$

7) 각 대리인이 상대의 입찰에 대한 행동을 예상해서 자기의 최적인 입찰행동을 결정한다고 가정한다. 이때 각 대리인들이 선택한 입찰행동이 예상한 것과 일치하는 경우의 입찰행동균형을 「대칭내쉬전략균형」이라고 한다.

이하의 분석에서는 모든 대리인의 입찰전략게임이 ‘대칭내쉬전략균형’에 의존한다고 가정하면, 정부조달 프로젝트의 생산비용이 높은 대리인일수록 높은 입찰가격을 제시하게 되는 것이다. 이와 같은 가정에 의해 대리인 i 의 정부조달프로젝트의 입찰가격은 최저가격이 형성되고, 의뢰인에게 제시하여 낙찰이 결정되는 것이다. 이때의 낙찰확률 BP 는 아래와 같이 계산 가능하다.

$$BP = [(1 - F(P_i))]^{n-1} \quad (21)$$

위 식(20)의 역함수는 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} c_{2i} &= F^{-1}(P_i) \\ &\equiv \frac{1}{F(P_i)} \\ &\equiv F'(P_i) \end{aligned} \quad (22)$$

여기서 $F(c_{2i})$ 는 대리인 i 가 자신의 비용함수를 고려한 가격의 누적분포함수라고 표현할 때, 위 식(22)는 아래와 같이 대리인 i 의 비용은 가격을 변수로 한 기본적 확률분포인 누적밀도함수 $f(P_i)$ 로 표시할 수 있다.

$$F'(P_i) = f(P_i) \quad (23)$$

이상으로부터 대리인 i 의 낙찰 전의 시점에서 예상수익, 즉 정태적 기대이윤함수 $E\pi_i$ 는 아래와 같이 설정할 수 있다.

$$E\pi_i = \max_{P_i} (P_i - c_{2i}) [(1 - F(P_i))]^{n-1} \quad (24)$$

이때 이 조달프로젝트의 ‘대칭내쉬전략균형’의 반응은 아래와 같이 얻을 수

있다. 즉, 대리인 i 의 기대이윤최대화의 1차 조건은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} \frac{\partial E\pi_i}{\partial P_i} &= [(1-F(P_i))]^{n-1} - (P_i - c_{2i})^{(n-1)} [(1-F(P-i))]^{n-2} f(P_i) = 0 \\ &= [(1-F(P_i))] - (P_i - c_{2i})(n-1)f(P_i) = 0 \\ \therefore \frac{f(P_i)}{[1-F(P_i)]} &= \frac{1}{(P_i - c_{2i})(n-1)} \end{aligned} \quad (25)$$

식(25)는 아래와 같이 변형된다.

$$\begin{aligned} \Rightarrow \frac{c_{2i}}{1 - \frac{1}{c_{2i}}} &= \frac{1}{(n-1)(P_i - c_{2i})} \\ \Rightarrow (c_{2i} - 1) &= (c_{2i})^2 (n-1)(P_i - c_{2i}) \\ \therefore P_i &= \frac{[(c_{2i})^3 (n-1) + c_{2i} - 1]}{(c_{2i})^2 (n-1)} \end{aligned} \quad (26)$$

식(25)는 대리인 i 의 이 조달프로젝트의 위험률(hazard rate)을 나타내고, 식(26)은 대리인 i 의 기대이윤최대화를 나타내는 ‘대칭내쉬전략균형’ 즉, 입찰가격 반응곡선(reaction curve)이 된다. 또한 의뢰인에게는 제1가격입찰에 의해 정부조달의 지불비용 즉, 낙찰비용 또는 낙찰가격이 되는 기대지불비용이 된다. 이때, 대리인 i 의 조달프로젝트에 대한 위험률은 그들이 어떠한 기업경영 전략을 추구하는가를 파악할 수 있다⁸⁾. 여기서는 대리인의 참가자가 무한수인 게임으로 가정하였으므로 낙찰비용 즉, 낙찰가격은 식(26)에서 아래와 같이 한계비용가격이 형성된다.

8) 대리인의 조달프로젝트에 대한 위험률은 위험에 대한 공격적인 경영전략, 수비적인 경영전략과 중립적인 경영전략 중에서 어떠한 입찰경영전략을 추구하는가를 파악하여 의뢰인은 자신이 대처할 수 있는 입찰전략을 수립할 수 있다.

$$P_i = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{[(c_{2i})^3(n-1) + c_{2i} - 1]}{(c_{2i})^2(n-1)} = c_{2i} \tag{27}$$

위 식(27)은 대리인의 참가자가 무한수게임이 되는 경우 입찰가격 P_i 는 생산비용 c_{2i} 와 일치($P_i=c_{2i}$)하게 되는 것을 증명할 수 있다. 즉, 이때의 사후적인 생산비용 c_{2i} 는 지불비용이며 한계비용의 개념과 대체할 수 있다. 의뢰인은 입찰에 참여하는 대리인이 많으면 많을수록 지불비용을 감소시키며, 궁극적으로 한계비용가격 P_i 와 지불비용 c_{2i} 가 일치($P_i=c_{2i}$)하는 낙찰가격이 형성됨으로써 최적사회후생수준인 파레토-최적화(Pareto-optimality)가 달성될 것이다.

2. 제2가격입찰방식의 최적화

제2가격입찰의 정식화된 모델은 낙찰가격이 두 번째로 낮은 입찰가격으로 결정되는 점을 제외하고, 앞 절에서의 제1가격입찰 모델과 동일했다. 또한 이 게임에서 입찰가격 P_i 는 의뢰인이 제시하며, 대리인은 자신의 생산비용 c_{2i} 의 규모에 의해 입찰반응전략(bid reaction strategy)을 세운다고 가정했다. 제2가격입찰에서는 각 대리인이 각각의 생산비용을 입찰가격으로 하는 게임전략을 갖게 되며 이 전략에 의해 ‘지배전략균형’(dominant strategy equilibrium)⁹⁾이 얻어진다. ‘지배전략균형’은 각 대리인의 입찰가격이 다른 대리인의 입찰가격에 관계 없이 항상 최적이 된다고 하는 입찰게임전략을 가질 때 균형이 되는 것이다.

본 분석에서도 대리인의 참가자는 무한수게임이라고 가정했다. 또한 대리인 i 의 입찰가격 P_i 에서 낙찰확률 즉, 이 게임에서 승리할 확률은 $F(P_i)$ 로 표현하

9) 다른 대리인이 입찰행동에서 B전략을 선택할 때, 어느 대리인이 A를 선택하면 최적입찰행동이 달성된다고 가정한다. 이때 다른 대리인이 B전략에서 C전략의 입찰행동전략을 선택해도 A전략이 최적상태로 변하지 않을 때, 즉, A전략은 다른 전략을 지배한다고 하고, 또한 다른 대리인도 마찬가지로 전략상태일 때, 그 전략을 ‘지배전략균형’이라고 한다.

고, 입찰가격을 낮추면 낮출수록 낙찰확률은 높게 되며, 입찰가격 P_i 에 관해서 단조감소함수가 된다. 대리인 i 의 낙찰 전 시점의 예상수익, 즉 동태적 기대이윤함수 $E\pi_i$ 는 식(24)로부터 아래와 같이 재설정할 수 있다.

$$E\pi_i = \max_{P_i} \int_{[P_i | (P_i - c_{2i}) \geq 0]}^0 (P_i - c_{2i}) dP_i [1 - F(P_i)]^{n-1} \quad (28)$$

이때 이 조달프로젝트의 '지배전략균형'의 반응은 아래와 같이 얻을 수 있다. 즉, 대리인 i 의 기대이윤최대화의 1차 조건은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} \frac{d E\pi_i}{d P_i} &= (P_i - c_{2i}) [1 - F(P_i)]^{n-1} \\ &\quad - (n-1) \int_{[P_i | (P_i - c_{2i}) \geq 0]}^0 (P_i - c_{2i}) dP_i [1 - F(P_i)]^{n-2} f(P_i) = 0 \\ &= (P_i - c_{2i}) [1 - F(P_i)] - (n-1) \int_{[P_i | (P_i - c_{2i}) \geq 0]}^0 (P_i - c_{2i}) dP_i f(P_i) = 0 \\ \therefore \frac{f(P_i)}{[1 - F(P_i)]} &= \frac{(P_i - c_{2i})}{\int_{[P_i | (P_i - c_{2i}) \geq 0]}^0 (P_i - c_{2i}) dP_i} \quad (29) \end{aligned}$$

위 식(29)는 아래와 같이 변형할 수 있다.

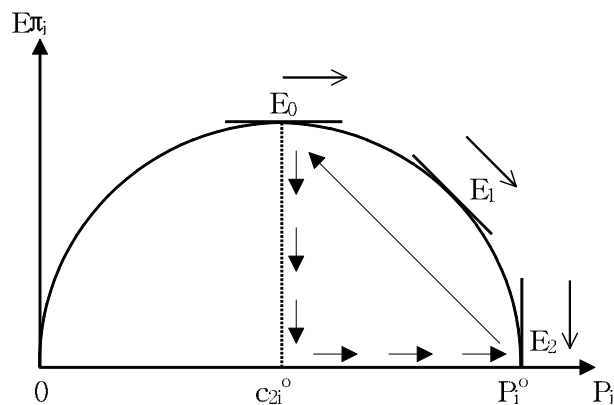
$$\begin{aligned} \Rightarrow \frac{c_{2i}}{1 - \frac{1}{c_{2i}}} &= \frac{(P_i - c_{2i})}{\int_{[P_i | (P_i - c_{2i}) \geq 0]}^0 (P_i - c_{2i}) dP_i} \\ &= \frac{2(P_i - c_{2i})}{(n-1)(P_i - c_{2i})^2} \\ \Rightarrow \frac{(c_{2i})^2}{c_{2i} - 1} &= \frac{2}{(n-1)(P_i - c_{2i})} \\ \Rightarrow 2(c_{2i} - 1) &= (c_{2i})^2 (n-1)(P_i - c_{2i}) \end{aligned}$$

$$\therefore P_i = \frac{[(c_{2i})^3(n-1) + 2(c_{2i} - 1)]}{(c_{2i})^2(n-1)} \quad (30)$$

여기서 식(29)는 대리인 i 의 조달프로젝트 게임전략에서의 위험률을 나타내고, 식(30)은 대리인 i 의 기대이윤최대화를 나타내는 ‘지배전략균형’, 즉 입찰가격의 전략에 대한 반응곡선이 된다. 여기서 주의할 점은 대리인은 적어도 부(-)의 이윤을 내지는 않는다는 것이다. 따라서 대리인 i 가 생각하는 최적의 입찰게임전략은 다른 대리인의 입찰가격에 관계없이 성립되며, 그들은 자기의 생산비용을 입찰가격으로 하는 입찰전략을 선택하게 된다. 이때의 게임전략이 ‘지배전략균형’이 되는 것이다.

이와 같은 ‘지배전략균형’에서는 어떤 대리인이 입찰가격을 조금 낮추었을 때, 그 대리인의 낙찰확률은 증가되고 기업의 기대이윤 $E\pi$ 은 높게 되는 것이다. [그림 3]처럼 입찰가격이 생산비용을 상회하는 한, 입찰가격을 낮추는 경우 메리트, 즉 인센티브가 발생하는 입찰게임인 것이다.

[그림 3] 입찰게임에서의 지배전략균형



[그림 3]에서 볼 때, c_{2i}° 점 우측에서 가격전략이 가능한 대리인은 이 입찰 게임에서 ‘지배전략균형’ $(P_1^{\circ}-c_{2i}^{\circ})=(E_2-E_0)$ 을 갖게 된다. 이와 같은 입찰게임에서 유인전략은 지배전략균형범위(=실행가능집합)에서 내부의 화살표와 같은 역학구조로서 E_0 점으로 최종 수렴하게 된다. 여기서 대리인의 참가자가 무한수인 게임으로 가정하였으므로 입찰비용, 즉 낙찰가격은 식(30)에서 아래와

같이 한계비용가격이 형성된다.

$$P_i = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{[(c_{2i})^3(n-1) + 2(c_{2i} - 1)]}{(c_{2i})^2(n-1)} = c_{2i} \quad (31)$$

식(31)은 대리인의 참가자가 무한수인 게임이 되는 경우 E_0 점에서 균형이 성립되어 입찰가격 P_i 는 생산비용 c_{2i} 와 일치($P_i = c_{2i}$)하는 것을 증명할 수 있다. 이 ‘지배전략균형’하에서 의뢰인은 입찰에 참여하는 대리인이 많으면 많을수록 지불비용이 감소되며, 궁극적으로 한계비용가격 P_i 와 지불비용 c_{2i} 가 일치($P_i = c_{2i}$)하는 낙찰가격이 형성됨으로써 최적사회후생수준인 파레토-최적화(Pareto-optimality)가 달성될 것이다.

따라서 제1가격입찰과 제2가격입찰에서 얻은 결과, 입찰가격은 $P_i = c_{2i}$ 임을 증명할 수 있었다. 즉, 수입등가정리가 성립함을 증명하였다. 본 논문에서 상정하고 있는 시장실패적 재화에 대해서도 수입등가정리는 ‘제1가격입찰방식’과 ‘제2가격입찰방식’, 그리고 ‘네덜란드형 경쟁입찰’과 ‘영국형 경쟁입찰’에 있어서 모든 적용이 가능하다는 논리가 되겠다. 결과적으로, 대리인의 참가 수가 무한인 경우의 입찰게임은 대리인의 생산비용과 입찰가격, 기대이윤 및 생산비용과 낙찰가격 그리고 의뢰인의 지불비용이 모두 일치하게 된다.

만약에 이와 같은 정부조달입찰게임 방식에서 각 대리인이 비용항목을 조작하는 비용패딩(cost-padding)¹⁰⁾이 실행되고, 의뢰인이 가치를 조작하는 가치패딩(value-padding)¹¹⁾을 하게 되면, 수입등가정리는 성립할 수 없을 것이다. 즉,

10) 비용패딩은 대리인이 정부조달프로젝트에 대한 모든 비용을 산정할 때에 IR조건에 의해 산정하는 것이 아니라 비용항목을 조작하여 자기의 독점적 소득을 획득하는 행위이다.

11) 가치패딩은 의뢰인이 정부조달 프로젝트의 입안과 기획단계에서부터 대리인과의 지대추구행동에 의해 IR조건에 의해 가치를 설정하는 것이 아니라, 가치를 조작하여 자기의 독점적 소득을 획득하는 행위이다. 가치패딩 용어는 저자의 박사학위 논문에서 처음 정의하였다.

역선택(adverse selection)과, 도덕적해이(moral hazard)의 존재 때문에 최적조달정책을 기대하기가 어렵게 된다.

결국, ‘제1가격입찰방식’과 ‘제2가격입찰방식’이 의뢰인(구매자)의 관점에서는 같은 결과를 초래한다는 수입등가정리는 이론적으로 대리인의 생산비용과 입찰가격, 기대이윤 및 생산비용과 낙찰가격 그리고 의뢰인의 지불비용이 모두 일치하게 되고, 사회적으로 볼 때는 사회후생을 파레토-최적(화)(Pareto-optimality) 조건으로 수렴시키고 있음을 보여주고 있다. 따라서 경쟁입찰을 통한 최적화는 파레토-최적화에 의한 수입등가정리의 달성이라고 할 수 있으며 최적정부조달조건인 (기본정리)를 증명시킨다고 할 수 있겠다.

V. 결론 및 정책시사점

정부조달구조는 매우 복잡하며 어려운 문제로서 단순히 논하기는 불가능하다. 정부조달시스템을 어떠한 방법과 방향으로 개선해야 하는가 하는 문제가 제기되고 있는데 이와 같은 의문은 현재와 같은 개방경제체제하에서의 글로벌 신경제환경질서인 WTO체제 출범으로 인해 더욱 복잡하고, 다양한 양상으로 전개되고 있다. 이와 같은 시대상황으로 정부조달이론의 연구는 필수적이 되었다. 즉, 최적의 정부조달을 위해서는 국내의 유통경제환경뿐만 아니라, 해외의 유통경제환경의 체제와 제도도 생각하지 않으면 안 된다. 더욱이 이론, 상황, 체제, 제도 등의 종합적인 정부조달연구는 21세기를 향하는 장기적인 시야와 관점에서 이루어져야 하는 국가적인 중요한 과제로서 제기되고 있다.

본 정부조달이론의 기본연구형태로서는 최적정부조달조건인 기본정리를 설정하여 아래와 같은 과정하에서 이론을 분석하였으며 각 과정은 최적정부조달을 위한 하나의 기준점을 제공하고 있다.

첫째, 정부조달부문의 가격메커니즘은 시장가격메커니즘으로는 설명하기 어려운 현상으로서 시장가격메커니즘과 조직의 중간형태로 형성되어지고 있는 것에 주목하여 ‘공정성’과 ‘효율성’ 등의 측면을 고려하여 다양한 형태의 최적

정부조달이론을 고려하여 분석하였다.

둘째, 의뢰인의 가치와 대리인의 생산비용에 관한 정보는 사적정보로서 비대칭성하에 있기 때문에 의뢰인은 감사(auditing)나 감찰(monitoring)을 통해서 대리인의 생산비용함수의 정보를 얻고자하나 반드시 한계에 직면하게 되므로 이와 같은 형태의 정보이론을 고려하여 분석하였다.

셋째, 의뢰인의 조달프로젝트 설정과 시기, 대리인의 투자시기와 입찰시기에서 민간조달과는 달리, 역선택과 도덕적해이 때문에 의뢰인은 최선책(first-best policy)의 자원배분과 소득배분을 기대하기는 어려운 상황이지만, 차선책(second-best policy)을 위하여 조달프로젝트의 가치와 입찰가격에 의해 입찰계약조건으로서 유보가치수준(reservation value level)의 계약에의 참가계약조건 또는 개인합리성계약 IR(individual rationality)을 통하여 조달계획을 수립하게 되기 때문에 이와 같은 형태의 계약이론을 고려하여 분석하였다.

넷째, 정부조달프로젝트는 차선책으로서 '제1가격입찰방식'과 '제2가격입찰방식'이 의뢰인의 관점에서는 같다는 조건하에서 William Vickrey의 수입등가정리를 통하여 생산비용과 입찰가격 및 생산비용과 낙찰가격 그리고 의뢰인의 지불비용이 모두 일치하게 되고, 사회적으로 파레토-최적화(Pareto-optimality) 조건에 수렴시키게 되기 때문에 이와 같은 형태의 계약이론을 고려하여 분석하였다.

다섯째, 위와 같은 과정적 단계의 연구하에서 궁극적으로는 최적정부조달조건인 기본정리를 증명하였으며, 이를 통하여 최적정부조달이론을 제시하였다.

위와 같은 기본연구형태에 의해서 현실적으로 최적정부조달조건을 달성할 수 있는 최적정부조달이론의 시사점으로서는 아래와 같다.

첫째, 현 시점에서 정부조달의 중요한 문제점은 제한경쟁입찰, 지명경쟁입찰과 일반 또는 단체수의경쟁입찰에 의한 담합입찰의 만연과 일반경쟁입찰의 운용상의 많은 비리 그리고 조달자와 입찰자, 입찰자와 의뢰인, 정치가와 의뢰인에서 발생하는 지하경제 출현의 문제, 입찰게임에서 대리인이 비용항목을 조작하는 비용패딩(cost-padding)이 실행되고, 의뢰인이 가치를 조작하는 가치패딩(value-padding)이 발생하는 문제라고 할 수 있겠다.

이를 차단하기 위해서는 수입등가정리가 가능한 조달제도를 만들어야 할 것이다. 특히, 감사원과 공정거래위원회 등 사정기관의 심사요건과 부정행위적발의 강화는 정부조달시스템 내에서의 많은 문제점을 개선하는 효과를 보여주고 있다. 그러나 이와 같은 제도도 정부조달 부조리와 비리 등을 완전히 해결할 수 없는 것이다. 정부조달은 현재와 같은 견고한 담합입찰 조직과 유착이 존재하고 있는 경우에는, 단순히 일반경쟁입찰제도로 이행된다고 해서 입찰부조리와 비리가 완전히 해결된다고 기대하기는 힘들 것이다. 이때 담합입찰의 폐해는 합리적이며 공정하고 객관적인 예정가격입찰제도와 지명경쟁입찰제도에 의해 조달자의 교섭력(bargaining power)을 강화하는 입찰게임방식에 의해 어느 정도는 억제 가능하고, 이에 따라서 합리적인 조건의 입찰경쟁균형상태에 도달될 것이다.

둘째, 정부조달이 담합입찰을 배제하고, 경쟁적인 입찰제도만에 의해 수행된다고 할 때에는 정부조달의 불량품과 불량공사 등이 증가할 가능성이 높아지는 것이 문제점이다.

이와 같은 문제를 해결하기 위해서는 수입등가정리가 가능한 입찰기업의 기술력수준, 비용절약 노력의 투자수준 및 품질과 공사의 내역을 종합적으로, 수치화·계량화하는 객관적이고, 통계화된 조달평가제도시스템을 확립하여야 할 것이다. 특히, 고품질의 재화 또는 서비스와 정교한 공공공사가 요구되는 조달 분야에 관해서는 일본식의 가격변수만을 보는 입찰방식¹²⁾이 아닌, 구미식의 가격과 품질변수 등을 동시에 고려하는 입찰방식 또는 미국식의 VE시스템(value engineering system)¹³⁾ 입찰방식으로 제도 자체를 개선하여야 할 것이다. 그러나 이와 같은 제도도 조달자가 품질, 기술력수준 및 비용절약 노력 수준을 평가하는 것은 그들의 재량권을 확대시키는 결과가 되고, 조달자 측의 부정행위와 정치가, 기업의 유착을 초래하는 위험성이 커지는 측면이 상존하

12) 일본식의 입찰에서 컴퓨터와 전투기, 정교한 공공공사가 요구되는 분야의 조달은 가격뿐만이 아니라 품질과 서비스 등의 변수도 고려하고 있다.

13) 미국식의 VE시스템(value engineering system)은 낙찰자의 사후비용절약분을 보상하는 인센티브 보수가격체제이다.

고 있다. 조달자의 자의성을 배제하기 위해서는 제도적 장치를 만드는 것이 필요불가결하며, 이것이 불가능할 때는 제3의 독립기구(가칭 정부조달위원회)를 만들어 그곳에서 유인공여시스템하에서의 수입등가정리를 기초로 한 조달이론과 현실조달상황, 조달행정 등의 전반에 관해 독립적으로 비교평가분석하여 심사와 감사를 하는 것도 고려해 볼 수 있겠다.

예를 들면, 전문가에 의한 제3의 독립기구는 정부조달과정에서 제기되는 중요한 두 가지 문제점인 역선택과 도덕적해이의 충격을 완화하고, 종합적인 감사에 대한 전문성, 공정성, 효율성과 합리성에 의해 정부조달행정의 선진화를 높이는 최적의 수단이 될 것이다. 이와 같은 제3의 독립기구 설립은 많은 예산을 필요로 하나 실질적으로 입찰비리에 의한 사회적 낭비(단, 예산액<입찰비리에 의한 사회적 낭비액)를 제거할 수만 있다면, 사회적 효율성은 높아질 것이다.

셋째, 정부조달의 궁극적인 목표는 현실적으로 볼 때, 비용(=지비용), 품질(=고품질), 부정·부패의 배제 등으로 요약할 수 있으며, 정부조달은 직접적으로 사회의 이익 즉, 국민의 후생 증진으로 볼 수 있기 때문에 조세(=예산)를 이용하는 것이 원칙으로 최적조세수준에 의한 최적정부조달수준 달성이 가능할까 하는 것이 의문점이라 할 수 있다.

정부조달은 어떻게 하면 우수한 품질을 저렴한 비용으로 적절한 시기에 확보할 수 있을까 하는 조달시스템의 설계에서부터 생각되어야 한다. 여기서 주의할 점은 조달비용을 어떠한 범위까지 해석하여야 할 것인가 하는 것이다. 이때 정부조달의 궁극적인 목표 중에서 최초로 인식되어지는 것이 적정예산, 비용과 품질인 것이다. 이와 같은 대안을 해결하는 문제점에서도 수입등가정리가 가능한 회계제도의 定立으로 해결하여야 할 것이다. 수입등가정리가 가능한 회계제도일 경우 ‘제1가격입찰방식’(=‘네덜란드형 입찰방식’)과 ‘제2가격입찰방식’(=‘영국형 입찰방식’)이 의뢰인과 대리인의 관점에서는 가격과 비용 및 품질조건면에서 같은 결과를 초래할 수 있을 것이다.

넷째, 고정가격입찰방식, 원가가산입찰방식과 인센티브가격입찰방식 등도 현실적으로 가격산정과 비용산정의 방식 등을 내부화할 수 있는 제도적인 장치

만 충분히 가동된다면 수입등가정리에 의해서 최적정부조달수준으로 유인할 수 있을까 하는 것이 의문점이라고 할 수 있다.

수입등가정리가 가능한 조달가격과 조달비용은 의뢰인 측면에서 부담하지 않아도 되는 사무비용도 포함하고, 인건비, 접대비, 정치활동비 등 포괄적으로 낙찰가격에 가산할 필요성이 없는 부분도 포함하고 있다. 이와 같은 가격과 비용구성은 고품질의 유지가 불가능하게 되고, 기술진보를 저해하기도 한다. 따라서 조달비용은 근시안적으로 고려하여야 할 것이다.

궁극적으로 많은 문제점을 유발하고 있는 정부조달시스템에 관한 최적정부조달이론은 그 최적해를 찾기에는 어려운 난제라고 할 수 있겠다. 따라서 최적정부조달시스템을 위한 이론연구는 현실적인 입찰운영의 상황, 제도, 법 등을 종합적으로 고려하여 고찰하여야 할 것이다. 특히 최적의 정부조달시스템을 구축하려면 국민 전체의 사회후생을 최적수준의 상태로 증진시키고 모든 입찰참여기업의 이윤극대화 조건을 충족시키면서 국제경쟁력 강화가 달성될 수 있는 효율적·합리적인 대안을 찾아야 할 것이다. 그리고 사람, 재화, 화폐의 자유왕립을 전제로 한 21세기 새 통상환경질서인 WTO조건에 맞는 최적의 개선책에 대한 연구를 중·장기적인 관점에서 범국가적으로 수행하여야 할 것이다.

참 고 문 헌

- 주노종(1998. 8), 「한국과 일본의 정부조달 선진화방안의 고찰」, 한국경제학회 국제학술발표대회.
- _____ (1998. 8), 「일본 경제·경제 개혁」, 협진문화인쇄사.
- 미래인력연구센터(1999), 「21세기 동아시아협력」, 넥서스.
- Hermalin, B.E. and M.L. Katz(1991), "Moral Hazard and Verifiability : The Effects of Renegotiation in Agency," *Econometrica* **59**, pp. 1735~1753.
- Laffont, J. J. and J. Tirole (1987), "Auctioning Incentive Contracts," *Journal*

- of Political Economy* **95**, pp. 921~937.
- _____(1991), "Privatization and Incentive," *Journal of Law Economics and Organization* **7**, pp. 84~105.
- _____(1991), "Auction Design and Favoritism," *International Journal of Industrial Organization* **9**, pp. 9~42.
- Kelman, S.(1990), "Procurement and Public Management," The AEI press, Washington D. C.
- McAfee, R. P. and J. McMillian(1986), "Bidding for Contacts : a principal-agent analysis," *RAND Journal of Economics* **17**, pp. 326~338.
- _____(1987), "Competition for Agency Contacts : a principal-agent analysis," *RAND Journal of Economics* **18**, pp. 296~307.
- Milgron, P. R. and R. J. Weber (1982), "A Theory of Auctions and Bidding," *Econometrica* **50**, pp. 1089~1122.
- Myerson, R.B.(1979), "Incentive Compatibility and Bargaining Problem," *Econometrica* **47**, pp. 61~73.
- Riley, J. G. and W. F. Samuelson(1981), "Optimal Auctions," *The American Economic Review* **3**, pp. 381~392.
- Tirole, J.(1986), "Procurement and Renegotiation," *Journal of Public Economics* **94**, pp. 235~259.
- Williamson, Oliver E., "*Market and Hierarchies : Analysis and Antitrust Implications*," New York.
- 周魯鍾(1996), 「政府調達の社會厚生分析」, 日本九州大學 博士學位 論文, p. 10.
- 大住圭介(2000), 「經濟計劃の理論」, 九州大學出版會.

Review of Fiscal Studies

A Biannual Journal Published by the Korea Institute of Public Finance

Vol. 9, No. 1

December 2002

Gini Coefficients of Urban Households: Comparison Between Before and After Adjusting Seasonality and Selection Bias

Myung-Jae Sung

This paper is to test seasonality and sample selection bias with the Household Income and Expenditure Survey (HIES) data. The test statistic is the Q index developed by Yitzahki and Lerman (1991). The HIES data provides income related information only for the wage and salary income earners excluding unemployment. Instead, consumption related information is available for all types of households, and therefore, used to calculate Q.

The HIES data turns out to have sample selection bias as well as seasonality. For consistent estimation, seasonality and selection bias adjustments have to be made. After adjusting seasonality and sample selection bias, we can obtain consistent estimates of Gini coefficients of urban households, which are different from the original statistics announced by the National Statistical Office without proper adjustments of seasonality and selection bias.

We can conclude from this result that seasonality and selection bias are sources of a persistent bias which hardly disappears asymptotically, at least for the special case of the HIES data.

Financial Development and Corporate Investments: Evidence from Korean Firm Data

Sun-woo Shin · Whon-hyeam Lee

The purpose of this study is to analyze the effects of firm investment which is taken the development of financial sector with relation to the deregulation of Korean financial markets.

First of all, at the macroeconomic level we examine historical development of size and activity of financial structure over 1970~2000 as the composition of the financial system in Korea has varied. We find that financial structure has changed from bank-based system to market-based one.

Secondly, we explore whether financial development relaxes financial constraints on firms. The cash flow has more influence on investment which is affected financial quantity growth and structure change in the 1980s than in the 1990s. In 1980s, investment behavior of both groups, large and small firm group, is much dependent on cash flow and debt than Tobin's q . And, the dependency of cash flow and debt on investment decreases in the 1990s comparing in the 1980s. However, the sensitivity of investment to cash flow is larger in small firm group than large one. The effect on firm investment caused by financial development index has significantly positive effect to large firm group, whereas, in small firm group, the size of financial sector has no significance and the activity of financial sector would rather affect the negative effect on investment.

The effects of the cash dividend on the stock returns

Jong-in Yoon

Because of the higher tax rate on the dividends than on the capital gains, it is expected that there is the positive correlation between the equity returns and the proportion of the dividends in the equity returns. Although the investors have much concern on the valuation of the dividends, the empirical results are controversial as yet.

Tests about the tax effects of the dividends depend highly on the methods controlling the before-tax profitability. Based on the earlier literatures, we utilize the several explanatory variables for the equity returns. For example, CAPM beta, firm size, market value/book value of the equity, the previous dividends yields are utilized.

The cross-sectional analysis shows that the dividend yields have the positive relation with the equity returns. This robust result is irrelevant to containing the issues for administration, the effect of the asset revaluation and other controlling explanatory variables. And the well-known 'No dividend puzzle' is weakly supported only in the 1998.

Because of the sensitivity of the results to the controlling the before-tax profitability, we should be prudent in concluding them. To improve understanding the empirical results, we tried the factor analysis of the explanatory variables. The results show that the dividend yields have the correlation with the unique factor and this factor does not have the significant correlation with the other explanatory variables. So it is difficult

to conclude that the dividend yields have the information about the before-tax profitability except the tax effects.

The Studying Theoretic Research for the Optimal Government Procurement

Ro-Jong Joo

Current Korean government procurement system was introduced from Japanese system and law of it. It is truly fact that it caused a lot of economic and non-economic problems by copying Japanese bureaucracy procurement system directly with government procurement system of politico-economic collusion. Especially, administration of government procurement system made a lot of injustice and irregularities by equity strategy of a fleet of vessels under due escort.

However, currently, Japan is renovating the government procurement system from the bottom-efficiency strategy which is American government procurement system. A lot of renovators and economists of government procurement system are still studying the system, law, and theory of government procurement system. Economists are studying the optimal government procurement theory in the result and procurement conditions in price, cost, and quality in the aspect of customer and agent by the first price auction method and the second price auction method by revenue equivalence theorem(William Vickrey) by possible government procurement system. Next, the renovators of Japanese government procurement system are trying to find problems in the equity strategy of bureaucracy procurement system and government procurement system of politico-economic collusion, and are also studying some alternatives in system and law. Ultimately, Japan is leading the government procurement system with equity strategy to efficiency strategy, and is seeking a new promotion by

market economy theory with combination with it.

Therefore, under the aspect that this research shows that our government procurement system is so similar to that of Japan, and efficiency strategy which is market economy theory with equity theory should have best combination. 21C world trade organization(WTO) are studying theoretic research for the optimal government procurement to achieve promotion strategy of government procurement reflecting world competition power in current eternal competition time.

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 분야의 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 300만원의 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 200만원과 100만원이 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.

◆『財政研究』編輯委員會◆

委員長 金正勳

委員 魯英勳, 李明憲, 朴炯秀

* 本誌에 실린 論文의 內容은 筆者 個人的 意見이며 本院의 公式意見이 아닙니다. 掲載된 論文의 內容은 出處 및 筆者를 明示하는 한 自由로이 引用할 수 있습니다.

◆韓國租稅研究院◆

韓國租稅研究院은 租稅, 財政을 위시한 관련 사항을 調查·研究·分析하여 國家의 經濟政策 樹立을 支援함으로써 國民經濟의 發展에 이바지함을 目的으로 하고 있습니다.

院長 宋大熙

副院長 全承勳

研究委員 金裁鎭, 金正勳, 金珍洙, 魯英勳, 朴寄白, 成明宰,
孫元翼, 安鍾錫, 崔潛旭, 韓相國, 玄鎭權, 洪範教

專門研究委員 權五盛, 金宗勉, 朴炯秀, 李明憲, 李哲印, 鄭在皓

招請研究委員 金顯娥, 田炳陸, 全澤勝