

세무와회계저널
제9권 제4호 2008년 12월 pp.141~170
한국세무학회

배당소득세불이익과 기관지분율이 내재자본비용에 미치는 영향

고종권* · 조문희**

<요 약>

배당소득세가 자산가격에 영향을 미치는지 여부는 오랜 연구과제이나 선행연구의 결과는 일치하지 않는다. 최근 회계연구에서는 장단기수익률을 이용한 수익률분석을 통해 투자자 단계에서 납부하는 세금이 주가에 반영된다는 증거를 제시하였다. 그러나 투자자 세금이 주가에 반영된다는 증거를 제시한 선행연구의 대부분은 수익률로 사후수익률을 사용하였다는 단점이 있다. 본 연구는 배당소득세 자본화에 대해 보다 신뢰성이 있는 검증을 하기 위해 Dhaliwal et al.(2005)과 같이 사전 자본비용 추정치인 내재자본비용을 추정하여 배당수익률과 내재자본비용간의 관계를 검토하였다. 장단기수익률을 이용한 선행연구는 대부분 사후수익률을 종속변수로 하여 배당수익률과 사후수익률간의 관계를 검토하였으나 본 연구는 배당수익률과 내재자본비용간의 관계를 분석함으로써 자본비용이 주가(수익률)에 미치는 영향을 분석한다는 점에서 다르다.

본 연구의 분석기간은 자본비용의 측정과 배당소득세불이익 측정치를 고려하여 2001년과 2002년에 국한하였고 총 281개 자료를 사용하였다. 배당의 정보효과와 대리인효과로부터 세금효과를 분리하기 위해 배당소득세불이익의 시계열 변동을 이용하였다. 기관지분율은 배당소득세 불이익이 없는 투자자에 대한 대응치로 세금효과를 반영하는 변수로 사용하였다. 본 연구에서는 추가적으로 기관투자자를 세분하여 분석하였다. 기관투자자의 유형에 따라 정부·정부관리업체 지분율, 금융기관·증권회사·보험회사 지분율, 그리고 기타법인 지분율로 구분하여 분석하였다.

분석결과는 배당소득세불이익이 클수록 배당소득세 프리미엄이 존재한다는 가설을 지지하는 것으로 나타났다. 첫째 내재자본비용과 배당수익률의 관계는 세금불이익이 클수록 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 둘째, 내재자본비용과 배당수익률의 관계는 세금불이익이 클수록 증가하지만 세금측면에서 유리한 기관지분율이 증가할수록 양의 관계가 감소하는 것으로 나타났다. 셋째, 세금측면에서 유리한 기관지분율이 증가할수록 양의 관계가 감소하는 현상은 기관지분율을 세분하는 경우 금융기관·증권회사·보험회사 지분율, 그리고 기타법인 지분율이 증가할수록 명확하게 나타나 이들이 한계투자자로서의 역할을 수행하고 있음을 시사한다. 이상의 결과는 배당소득세 세금불이익이 큰 경우 자본비용이 증가하며 이

* 한양대학교 경영학부 교수, jkko@hanyang.ac.kr, 02-2220-1042, 제1저자
** 한양대학교 경영학부 박사과정, jmh429@hanyang.ac.kr, 공동저자

논문접수일 2008년 7월

게재확정일 2008년 11월

에 따라 주가에는 부정적인 영향을 미친다는 것을 시사하는 것으로 배당소득세 자본화 가설과 일치하는 결과이다.

본 연구는 배당소득세와 주식수익률간의 관계를 사전자본비용을 이용하여 검증함으로써 신뢰성 있는 배당소득세자본화 연구 결과를 제시한 것으로 본 연구의 증거는 세금이 주가가치평가에 미치는 영향을 이해하는데 도움이 되는 것으로 보인다.

<주제어> 배당수익률, 배당소득세불이익, 기관지분율, 내재자본비용, 배당소득세자본화

I. 서 론

개인투자자의 배당소득은 자본이득보다 높은 세율로 과세되므로 기업의 이익을 배당으로 분배받는 경우 배당소득세에 따른 세금불이익이 존재한다. 배당소득세 불이익이 주가에 반영되는지 여부는 Miller and Modigliani(1961) 이후 재무분야에서 오래된 연구과제 중의 하나이나 사후수익률과 배당수익률간의 관계를 분석한 연구들은 배당소득세가 기업의 요구수익률을 증가시키고 이로 인해 배당수익률이 증가할 것이라는 가설을 설정하였으나 실증결과는 일관되게 나타나지 않았다(Black and Scholes, 1974; Litzenger and Ramaswamy, 1979, 1980, 1982; Blume, 1980; Miller and Scholes, 1982). 이에 대해 Fama and French(1998)는 배당소득세 세금불이익이 주식수익률에 반영되는지 여부에 대해 연구 결과가 일치하지 않는다고 지적하였다. 그러나 Naranjo et al(1998), Ayers et al.(2002), Dhaliwal et al.(2003)을 비롯한 최근 연구들은 선행연구가 지니는 방법론상의 문제점을 보완한 결과 배당소득세 세금불이익이 주식수익률에 자본화된다는 배당소득세 자본화 가설과 일치하는 결과를 제시하였다.¹⁾

이상의 배당소득세 자본화와 관련된 연구들은 주로 배당수익률과 주식수익률간의 관계를 직접 분석하는 연구로 배당자본화 가설을 지지하는 결과를 제시한 Dhaliwal et al.(2003) 등의 연구들 역시 중요한 결점의 하나는 기업의 사전요구수익률을 파악할 수 없으므로 배당소득세가 주식수익률에 미치는 영향을 분석하기 위해 실현된 사후수익률을 사용하였다는 점이다. 이와 같은 결점을 극복하기 위해 Dhaliwal et al.(2005)은 배당수익률과 사후적인 주식수익률 관계를 파악하는 대신 배당수익률과 내재자본비용간의 관계를 분석하였다. 투자자단계의 배당소득세불이익이 주가에 적절하게 반영하는지 여부는 다른 한편으로는 배당소득세불이익이 기업의 자본비용에 영향을 미치는지를 분석함으로써 파악할 수 있기 때문이다. 무엇보다도 내재자본비용을 추정하고 배당과 내재자본비용간의 관계를 분석하는 주된 이유는 주가결정의 기본이론은 기업의 자본비용으로 사후적인 측정치가 아니라

1) 배당소득세 자본화를 검증하기 위해 방법으로는 이외에도 Elton and Gruber(1970), Kalay(1982)와 같은 배당락일 연구와 Erickson and Maydew(1998)과 같이 배당소득공제로 인한 배당세율과 주식수익률을 분석한 연구 그리고 Fama and French(1998)와 같이 기업가치와 장부가치의 차이에 미치는 영향을 분석한 연구가 존재한다. 그러나 이 분야의 많은 연구에도 불구하고 Fama and French(1998)는 일관된 결과가 없다고 지적한 바 있다. 그러나 배당소득세와 주식수익률간의 관계를 단기수익률과 장기수익률을 이용하여 분석한 Ayers et al.(2002), Dhaliwal et al.(2003)의 연구는 배당소득세가 부분적으로 주가에 자본화된다는 결론을 제시하였다.

사전적인 측정치를 요구하고 있으며, 아울러 Fama and French(1997), Claus and Thomas(2001, 이하 CT), Gebhardt et al.(2001, 이하 GLS)의 연구는 기대수익률을 추정하기 위해 과거의 실현수익률을 사용하는 경우 위험 추정이 불완전하게 되는 결과를 초래한다는 것을 시사한다. GLS는 1979년부터 1995년까지 사후수익률을 이용한 평균 연간 위험프리미엄이 6.2%이지만 평균 내재 위험프리미엄은 동일 기간에 2~3% 수준이라고 추정하였다. 기존 연구에서는 사전 위험프리미엄과 사후수익률을 이용한 위험프리미엄간에 차이가 크다는 결과를 제시하였고, 사전 필수수익률이 배당소득세 자본화에 이론적으로 적절한 변수이므로 요구수익률(자본비용)로 사전수익률을 사용하지 못하는 경우 연구결과의 신뢰성을 낮추는 결과가 된다.²⁾

주가가 배당소득세를 반영하여 조정된다는 것은 배당소득세불이익이 기업의 자본비용에 영향을 미친다는 것을 의미한다. 최근 연구에서는 내재자본비용을 추정하는 방법들이 개발되었다(Botosan 1997; Botosan and Plumlee 2002; Gebhardt et al. 2001). 본 연구는 Dhaliwal et al.(2005)과 같이 배당소득세 자본화에 대해 보다 신뢰성 있는 검증을 위해 사후적인 수익률을 사용하지 않고 사전적인 요구수익률인 내재자본비용을 추정하고 내재자본비용과 배당수익률간의 관계를 검토하였다. 이와 같이 이론적으로 타당한 자본비용 측정치를 사용함으로써 국내 자료를 이용하여 이루어진 배당소득세 자본화 연구에 대한 재검증이 가능하고 아울러 보다 신뢰성이 높은 결과를 제공할 수 있을 것으로 판단된다. 본 연구는 내재자본비용 측정치로 국내자료의 한계를 고려하여 Easton(2004)에서 사용된 PEG모형과 MPEG 모형, 그리고 Gode and Mohanram(2003; 이하 GM)을 이용하여 내재자본비용을 추정하였다.³⁾

배당소득세 자본화 연구의 주장과 같이 배당소득세가 기업의 자본비용에 영향을 미친다면 그 다음으로 중요한 질문은 배당소득세가 자본비용에 미치는 영향의 크기가 기업 특성에 따라 다른가 하는 점이다. 본 연구는 먼저 국내 자료를 이용하여 내재자본비용을 추정하고 배당수익률이 내재자본비용에 미치는 영향을 분석함으로써 배당소득세 자본화에 대한 결과를 재검증하였다.⁴⁾ 배당의 세금효과만을 고려하는 경우 이론적으로는 배당세율이 높을수록 요구수익률(자본비용)이 높지만 배당의 정보효과는 반대로 요구수익률을 감소시키는 역할을 한다. 배당의 세금효과를 분리하기 위해 내재자본비용과 배당수익률의 세금불이익부분간의 관계를 분석하였다. 배당수익률의 세금불이익부분은

2) CT, GLS의 연구는 현금흐름할인모형을 이용하여 미래 주당순이익의 흐름(현금흐름의 대용치)을 현재 주가로 대응하게 하는 수익률을 추정하고 있는데, 이와 같은 요구수익률(자본비용)은 미래예측치를 사용하므로 해당 모형에 내재된 사전적인 의미의 수익률로 내재자본비용(implied cost of capital)이라고 표현하고 있다.

3) Dhaliwal et al.(2005)은 GLS에서 사용된 잔여이익모형(Ohlson 1995; Feltham and Ohlson 1995)를 이용한 자본비용 추정치를 주된 분석으로 사용하였다.

4) 미국을 비롯한 많은 나라에서 개인투자자의 배당소득은 자본이득에 비해 세금면에서 불리하다. 미국의 경우 배당소득에 대해서는 이중과세 조정 없이 소득세율로 과세하는데 소득세율이 자본이득세율보다 높다. 우리나라의 경우 배당소득에 대해 배당소득 이중과세 배제(imputation)제도를 통해 이중과세를 완화하고 있으나, 상장기업의 주식양도차익에 대해서는 대주주 지분을 제외하고는 과세하지 않기 때문에 배당소득이 자본이득(양도소득)에 비해 세금면에서 불리하다.

배당수익률과 배당소득세불이익의 상호작용변수를 이용하여 측정하였다. 다음으로 배당소득세가 내재자본비용에 미치는 효과가 투자자 세금속성의 횡단면 차이에 따라 다른지를 분석하기 위해 배당소득세 프리미엄(배당소득세에 따른 요구수익률의 증가를 말한다)이 기관지분율에 따라 감소하는지를 분석하였다. 기관투자자들은 평균적으로 배당소득세가 상대적으로 낮기 때문에 Ayers et al. (2002)과 Dhaliwal et al.(2003)은 배당소득세 프리미엄이 기관지분율의 증가에 따라 감소하는지를 분석한 결과 가설을 지지하는 결과를 나타냈다. 선행연구에서는 배당소득세불이익이 낮은 한계투자자를 대용하는 변수로 기관지분율을 사용하고 있는데, 본 연구는 기업의 소유지분과 관련하여 기관지분율을 세분화하여 세금속성을 분석함으로써 선행연구를 확장하였다.

실증결과는 배당소득세 세금불이익이 클수록 배당소득세 프리미엄이 존재한다는 결과와 일치하였다.⁵⁾ 그리고 배당소득세 불이익이 자본비용에 미치는 효과는 기관지분율에 따라 감소하는 것으로 나타났다. 기관지분율 효과는 기관투자자를 세분하는 경우 금융기관·증권회사·보험회사 지분율, 그리고 기타법인 지분율이 증가할수록 명확하게 나타나 이들이 한계투자자로서의 역할을 수행하고 있음을 시사한다.

이 연구는 다음과 같이 구성된다. 2절에서는 가설을 설정하고 3절에서는 회귀모형과 자본비용 추정치를 포함한 연구방법론을 기술하며 4절은 실증결과를, 5절에서는 연구의 결론에 대해 기술한다.

II. 연구가설

1. 연구의 이론적 배경

배당소득세불이익이 주식수익률에 반영되는지를 분석하기 위해 Poterba and Summers(1985), Dhaliwal et al.(2005)에서 사용된 다음과 같은 모형을 이용하였다. $t+1$ 기에 배당 D_{t+1} 을 지급하고 $t+1$ 기말에 주식의 기대가치가 P_{t+1} 인 비과세주식이 t 시점에 존재한다고 가정하자. t 시점의 주식의 가치는 D_{t+1} 과 P_{t+1} 의 할인된 가치로 표시할 수 있다.

$$P_t = \frac{D_{t+1} + P_{t+1}}{1 + R_t} \quad (1)$$

여기서 R_t 는 t 기의 할인율을 의미한다. 배당소득과 자본이득에 대해 세금이 과세되지 않으므로 R_t 는 비과세 할인율이 된다. 투자자의 배당소득과 자본이득에 대해 과세된다면 등식(1)은 다음과 같이 표시된다.

5) 배당소득세 세금불이익은 배당세율과 자본이득세율간의 차이가 아니라 $(td - tg)/(1 - tg)$ 와 같이 계산된다. 여기서 td 는 배당세율, tg 는 자본이득세율을 말한다. 이 연구에서 배당소득세 세금불이익은 설명의 편의를 위해 배당소득세 세금불이익을 배당세율과 자본이득세율간의 차이라고 언급한다.

$$P_t = \frac{D_{t+1}(1-t_d) + P_t + (P_{t+1} - P_t)(1-t_g)}{1+r_t} \quad (2)$$

여기서 t_d 와 t_g 는 각각 배당세율과 자본이득세율이고 r_t 는 t 기의 세후할인율을 의미한다. 등식(2)는 세후배당소득과 세후자본이득이 세후할인율로 할인된다는 것을 의미한다. 등식(2)를 재정리하면 다음과 같다.

$$r_t = \frac{D_{t+1}(1-t_d) + (P_{t+1} - P_t)(1-t_g)}{P_t} = d_t(1-t_d) + g_t(1-t_g) \quad (3)$$

여기서, $d_t = D_{t+1}/P_t$ 는 배당수익률을, $g_t = (P_{t+1} - P_t)/P_t$ 는 자본이득수익률을 의미한다. 한계투자자가 비과세주식과 과세주식에 투자하는 대안에 대해 무차별하기 위해서는 과세주식의 세후할인율이 위험이 동일한 비과세주식의 할인율과 동일해야 한다.

$$r_t = d_t(1-t_d) + g_t(1-t_g) = R_t \quad (4)$$

등식(4)를 재정리하면 다음과 같다.

$$g_t = \frac{R_t}{1-t_g} - \frac{1-t_d}{1-t_g} d_t \quad (5)$$

R_{kt} 를 과세주식의 세전기대수익률이라고 할 때, g_t 를 $R_{kt} = d_t + g_t$ 로 대체하면 다음과 같다.

$$R_{kt} = \frac{R_t}{(1-t_g)} + \frac{t_d - t_g}{1-t_g} d_t \quad (6)$$

정보비대칭과 같은 시장불완전성이 존재하지 않는다고 가정하면 등식(6)으로부터 다음과 같은 추론이 가능하다. $t_d < t_g$ 이면 배당수익률에 따라 세전요구수익률이 감소하고, $t_d = t_g$ 이면 배당은 지분 평가와 관련이 없으며, $t_d > t_g$ 이면 배당수익률에 따라 세전요구수익률이 증가한다. 우리나라의 경우 역사적으로 배당세율은 자본이득세율보다 높은 상황이므로 등식(6)의 추론은 배당수익률에 따라 세전요구수익률이 증가할 것으로 예측된다. 식(6)의 오른쪽 항인 $(t_d - t_g)/(1 - t_g)$ 는 배당소득세 불이익으로 불리며 배당소득세가 요구수익률에 미치는 영향의 크기를 나타낸다.

등식(6)이 갖는 의미는 다음과 같다. 배당지급 주식의 경우 배당세율이 자본이득세율보다 높으면 한계투자자는 배당지급 주식에 투자함으로써 세금관련 불이익이 발생한다. 한계투자자에 대해 보상하기 위해서는 이 주식은 더 높은 수익률을 제공해야 한다. 이는 균형상태에서 배당지급 주식의 가치가 낮거나, 또는 동일한 표현으로, 요구수익률에 세금관련 프리미엄을 제공해야 한다는 것을 의미한다. 이와 같은 프리미엄은 선행연구에서 배당소득세불이익의 자본화로 알려져 있다.

2. 선행연구

배당소득세 자본화 연구들은 미래배당에 대해 세금이 부과된다면 미래현금흐름은 감소하고 자산 가치(주가)는 감소한다고 주장한다. 이는 세금으로 인하여 투자자들에게 보상하기 위한 차원에서 자본비용이 증가한다는 것을 시사한다.

배당소득세 자본화 연구의 한 가지 흐름은 수익률과 배당수익률간의 관계를 분석하는 것으로 선행연구들의 실증분석 결과 일관된 결과를 제시하지 않았다. Black and Scholes(1974)는 기대수익률과 배당수익률간의 관계를 발견하지 못하였는데, 이 결과를 상이한 투자자들의 선호를 만족하기 위해 기업이 공급자 입장에서 조정을 행하기 때문으로 보았다.⁶⁾ Litzenberger and Ramaswamy(1979, 1980, 1982)는 Brennan(1970)과 Miller and Modigliani(1961)의 선행연구를 연결하고 이론적인 측면에서 공매와 차입에 대한 제약이 있고 세율이 상이한 투자자집단을 가정하는 세금고객 자본자산결정모형을 제시하였다. 실증결과 기대수익률과 배당수익률간에 양의 관계를 발견하였는데 배당수익률이 증가함에 따라 양자간의 관계의 크기는 감소하였다. 이 결과는 배당소득세 자본화 및 배당소득세 고객효과와 일치하는 것이다. 그러나 Miller and Scholes(1982)는 배당변화에 따른 정보효과를 통제하면 기대수익률과 배당수익률간의 관계는 나타나지 않는다는 결과를 토대로 한계투자자가 세금면제자라고 주장하였다. Blume(1980)은 배당지급주식에서 주식수익률과 배당수익률간에 양의 관계를 발견하였다. 그러나 배당주식보다 무배당지급주식이 더 높은 수익률을 보인다는 점에서 세금효과와는 상반되는 결과를 제시하였다.

이와 같이 선행연구의 결과가 일치하지 않는 것은 적절하지 못한 위험통제, 배당변화의 정보효과, 배당고객의 존재와 같은 방법론상 문제에 기인하는 것으로 보인다. 보다 최근의 연구는 이와 같은 문제들을 극복하려고 노력하였다. Chen et al.(1990), Naranjo et al.(1998)의 연구는 배당수익률과 주식수익률간의 관계가 위험조정 방법에 따라 민감하게 나타난다는 결과를 제시하였다. Chen et al.(1990)은 주식수익률과 배당수익률간에 양의 관계를 발견하였으나 채무불이행위험을 통제한 후에는 결과가 유의하게 나타나지 않았다. Naranjo et al.(1998)은 배당변화의 정보효과를 통제하기 위해 기대배당수익률을 측정하고 기대배당수익률과 주식수익률간에 양의 관계가 있음을 보였다. Ayers et al.(2002), Dhaliwal et al.(2003)은 세금면에서 유리한(또는 상대적인 불이익이 작은) 한계투자자가 배당에 미치는 효과를 다루었다. Ayers et al.(2002)은 RRA93의 시행으로 개인투자자의 배당소득세율이 31.0%에서 39.6%로 증가함에 따른 주가변화를 이용하여 주주단계의 배당소득세가 주가에 미치는 영향을 분석하였다. 개인소득세율이 증가한 1993년 8월의 사건기간인 5일간 초과수익률은 예상과 같이 기업의

6) Black and Scholes(1974)는 배당수익률이 높은 주식은 저세율 투자자들이 선호하고 배당수익률이 낮은 주식은 고세율 투자자들이 선호하는데, 그 결과 배당의 세금효과가 완화되거나 유의하지 않게 된다고 주장한다. 그들의 연구에서 양의 관계가 나타나지 않는 것은 부분적으로 과거의 주식수익률과 보통주의 베타를 이용하여 25개의 집단을 구성하고 횡단면 회귀분석을 행하는 과정에서 나타난 추정상의 비효율성에서 기인하는 것일 수도 있다. 집단을 구성하는 것은 변수가 갖는 오류를 감소시키지만 추정의 효율성 측면에서는 손실이 된다.

배당수익률이 높을수록 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 기관지분율이 높을수록 부정적인 관계가 감소하는 것으로 나타났다. Dhaliwal et al.(2003)은 장기(연간)수익률을 이용하여 배당지급기업의 수익률이 높은 지를 분석하였다. 기관투자자는 평균적으로 개인투자자에 비해 배당소득 세율이 낮으므로 기관지분율을 한계투자자의 세금특성에 대한 대리변수로 이용하였다. 분석결과 배당수익률이 장기주식수익률과 양(+)의 관계에 있으며, 기관지분율이 높을수록 배당수익률과 주식수익률간의 양의 관계는 감소한다는 결과를 제시하였다.

배당소득세 자본화의 최근 연구들이 초기 선행연구의 문제점을 제시하고 배당소득세의 자본화와 일치하는 결과를 제시하고 있지만 이 연구들 역시 자본비용(요구수익률)의 대용치로 실현된 수익률을 사용하였다. 자산의 가치는 자산으로부터 나타나는 미래 현금흐름의 현재가치로 표현되는데 주식의 경우 등식(1)과 같이 변형하여 표현할 수 있다. 이는 기업가치를 할인하는 이론적인 할인율은 사후수익률이 아니라 사전 자본비용이라는 점을 시사하고 있으며, Fama and French(1997), Gebhardt et al.(2001), Claus and Thomas(2001)의 연구는 사후수익률이 자본비용에 대한 부정확한 대용치라는 증거를 제시하고 있다. 예를 들면 Gebhardt et al.(2001)은 1979년부터 1995년의 연간평균위험프리미엄이 사후수익률을 사용하는 경우 6.2%인 반면 내재자본비용을 사용하는 경우 2.7%임을 보고하였다. Claus and Thomas(2001)는 내재자본비용이 3.4%라고 보고하였다.

Dhaliwal et al.(2005)은 사후수익률을 분석한 선행연구의 문제점을 극복하기 위해 서로 다른 3가지의 내재자본비용 추정치를 이용하여 배당소득세가 내재자본비용에 미치는 효과를 분석한 결과 내재자본비용과 세금불이익이 존재하는 배당수익률간에 양의 관계를 보임으로써 배당소득세의 자본화와 일치하는 결과를 제시하였다.

우리나라의 경우 배당소득 및 자본이득에 대한 과세가 미국과 다르므로 우리 자료를 이용하여 자본비용과 배당수익률간의 관계에 미치는 영향을 분석하는 것은 세법규정과 세율의 차이가 존재하는 각국의 상황에서도 세금이 자산가격(주가)에 영향을 미치는가라는 연구문제에 대해 추가적인 증거를 제시할 수 있을 것이다. 배당소득세 자본화와 관련된 국내연구로는 고종권(2004)이 연간수익률을 이용하여 배당정책과 기관지분율이 배당소득으로 인한 세금불이익의 크기에 영향을 미친다는 결과를 제시하였고, 고종권(2005)은 배당의 변화에 대한 자료를 분석한 결과 배당소득세 불이익이 주가에 반영된다는 배당소득세 자본화와 일치하는 결과를 제시하였다. 그러나 이 연구들 역시 사후 실현된 수익률을 분석하였다는 연구상의 한계점을 지니고 있다.

Ⅲ. 연구설계

1. 연구가설

우리나라의 경우 일반적으로 배당소득에 대해 일반소득세율로 과세되지만 자본이득에 대해서는 저율로 과세되어 왔다. <표 1>은 1981년 이후의 배당 및 자본이득세율을 나타낸 것이다.

<표 1> 연도별 배당세율과 자본이득세율에 따른 세금불이익

연도	소득세율	배당가산율	배당세액공제 ¹⁾	배당세율 ²⁾	자본이득세율 ³⁾	세금불이익 ⁴⁾
1981	62%	—	15%	47%	—	47%
1982	60	—	15	45	—	45
1983~88	55	—	4	51	—	51
1989~90	50	—	6	44	—	44
1991	50	17	17	41.5	—	41.5
1992	50	17	17	41.5	—	41.5
1993	50	17	17	41.5	—	41.5
1994	45	22	22	32.9	—	32.9
1995	45	22	22	32.9	—	32.9
1996	40	22	22	26.8	—	26.8
1997	40	19	19	28.6	—	28.6
1998	40	19	19	28.6	—	28.6
1999	40	19	19	28.6	—(20%)	28.6
2000	40	19	19	28.6	—(20%)	28.6
2001	40	19	19	28.6	—(20%)	28.6
2002	36	19	19	23.8	—(20%)	23.8
2003	36	19	19	23.8	—(20%)	23.8
2004	36	19	19	23.8	—(20%)	23.8
2005	35%	19	19	22.6	—(20%)	22.6

주 : 1. 1981 - 1990년은 배당소득금액에 대해 세액공제비율을 적용하고, 1991년 이후는 배당가산액을 소득금액에 합산한 후 배당가산액을 세액공제함.

2. 배당가산제도가 적용된 91년 이후 : $(1 + \text{배당가산율}) \times \text{세율} - \text{세액공제}$

3. 상장법인의 대주주가 1년 이상 보유시 세율임(1991년 이후 비상장주식에 대해서는 양도세율 20%를 과세)

4. 세금불이익 = $(td - tg) / (1 - tg)$. 99년 이후 자본이득세율(20%)은 대주주에게만 적용된다.

그러나 대주주는 기업소유를 목적으로 장기보유할 것으로 기대되고 따라서 유효자본이득세율은 20%보다 낮게 된다. 처분목적이 아닌 경우 지속적으로 보유할 것으로 가정하고 자본이득세율을 별도로 고려하지 않았다.

<표 1>에 나타난 것처럼 1981년의 소득세율은 62%에서 점차 감소하는 추세를 보이면서 2005년도의 소득세율은 35%이다. 배당소득에 대한 이중과세조정제도가 없는 미국과는 달리 우리나라는 배당가산과 배당세액공제를 통해 배당소득세 불이익으로 인한 이중과세를 조정하는데 이중과세조정을 고려하면 배당세율은 1981년의 47%에서 2005년에는 22.6%로 감소하는 모습을 보였다. 상장주식의 자본이득에 대해서는 1999년 이후 대주주에 대해서는 과세하고 있으나 소액주주의 이득에 대해서는 과세하지 않으므로 배당세율 만큼의 세금불이익이 존재하는 것으로 추정된다.

배당소득으로 인한 세금불이익이 자본이득에 비해 크므로 배당소득세 자본화를 검증하는 것은 배당수익률과 내재자본비용간에 양의 관계가 있는 지를 분석하는 것이다. 그러나, 배당에는 세금효과 뿐만 아니라 자본비용이 미치는 효과가 정반대인 정보효과와 대리인비용효과가 존재하므로 배당소득세가 내재자본비용에 미치는 세금효과는 명확히 탐지되지 않을 수도 있다. Bhattacharya(1979), Miller and Rock(1985), John and Williams(1985)는 배당의 정보효과가 정보비대칭을 감소시켜 기업의 자본비용을 감소시킨다는 결과를 제시하였다. Jensen(1986)은 배당은 잉여현금흐름에 따른 대리인비용을 감소시키며 이에 따라 자본비용도 감소한다고 주장한다. Fama and French(1998)는 배당소득세 불이익 이론과는 상반되게 기업가치와 배당간에 양의 관계를 보고하였다. 이들은 배당이 다양한 통제변수에 의해서도 완전하게 반영되지 않는 수익성 정보를 전달하며 수익성 정보가 배당의 세금효과를 별도로 분리되기 어렵게 한다고 추론하였다.

이와 같은 이유로 단순히 배당수익률과 주식수익률간의 관계를 분석하는 것은 배당소득세효과를 적절하게 분리하지 못할 수 있다. 본 연구는 정보효과와 대리인효과로부터 세금효과를 적절하게 분리하기 위해 Dhaliwal et al.(2005)과 같이 배당세율과 자본이득세율의 함수인 배당소득세 세금불이익의 시계열 변동을 이용하였다. <표 1>의 마지막 열은 각 연도별 배당소득세 세금불이익의 값을 보고한 것이다.⁷⁾ 배당의 정보효과와 대리인비용효과가 배당수익률과 자본비용간의 관계에 영향을 미치더라도 이와 같은 관계의 크기는 배당소득세 세금불이익의 크기에 따라 다를 것으로 기대한다. 그러므로 배당소득세 프리미엄의 크기는 배당수익률의 세금불이익 부분에 따라 다른지를 분석하였다. 본 연구는 배당수익률이 자본비용에 미치는 효과는 배당소득세 세금불이익이 커질수록 증가할 것으로 예측한다.

<가설 1> 내재자본비용과 배당수익률간의 관계는 배당소득세 세금불이익이 커질수록 증가한다.

7) <표 1>의 세금불이익은 개인투자자가 종합과세대상이 되는 경우를 가정한 것이다. 분리과세되는 경우 원천징수세율을 고려하면 배당소득세 불이익은 1998~2000년 20%, 2001~2004년 15%, 2005년 이후는 14%이다. 후술하는 바와 같이 본 연구의 대상연도로 2001년과 2002년을 선정하였으므로 분리과세대상인 개인투자자가 한계투자자라면 기간간 배당소득세 불이익의 차이가 존재하지 않으므로 가설에서 설정한 결과와는 다른 결과가 제시될 것이다. 따라서 연구가설에 대한 검증은 한계투자자가 종합과세대상인지 아니면 분리과세대상인지를 검증하는 것이기도 하다.

투자자 단계의 배당소득세율은 투자자별로 다르다. Dhaliwal et al.(1999), Allen et al.(2000)에서 논의된 바와 같이 대부분의 기관투자자는 배당에 대한 세금부담이 낮다. Miller and Scholes(1982)는 지분에 대한 한계투자자는 세금면제기관이며 따라서 주주에 대한 배당소득 과세가 주가에 영향을 미치지 않는다고 주장하였다. 그러나 Sias and Starks(1997)는 가격을 설정하는 투자자는 기업의 기관지분율이 증가할수록 기관투자자가 될 가능성이 높다는 증거를 제시하였다. 이와 같은 증거는 한계투자자의 세율에 횡단면 변동이 존재한다는 것을 시사한다. 그러므로 Dhaliwal et al.(2005), Dhaliwal et al.(2003)과 Ayers et al.(2002)은 기관지분율을 한계투자자의 배당세율에 대한 대리변수로 사용하였다. 이들은 기관지분율이 증가할수록 배당에 대한 한계투자자의 세금부담은 낮아지므로 배당소득세 프리미엄도 감소할 것이라고 예측하고 가설을 지지하는 결과를 얻었다. 우리나라의 경우에도 기관투자자는 배당소득 익금불산입 조항으로 인해 배당소득세 부담이 낮으므로 배당소득세 프리미엄은 기관지분율이 증가할수록 감소한다고 예측한다.

<가설 2> 내재자본비용과 배당수익률 세금불이익간의 양의 관계는 기관지분율이 커질수록 감소한다.

기관투자자는 유형별로 배당소득에 대한 세금부담에 차이가 있다. 우리나라의 경우 미국과는 달리 기관투자자 집단은 정도의 차이가 있으나 배당소득에 대한 불이익이 완화된다. 정부와 정부관리업체의 경우 면세기관이 되고 금융기관, 증권회사 및 보험회사는 기관투자자로 배당소득의 90%를 익금불산입하며⁸⁾, 기타법인은 면세기관이나 기관투자자가 아닌 법인으로 일반법인이 대체로 여기에 속한다. 일반법인의 배당소득에 대해서는 연구기간인 2001년부터 수입배당금에 대한 익금불산입 조항이 신설되어 주식의 지분율에 따라 수입배당금의 30% 또는 50%에 해당하는 금액을 익금불산입하고 있어서 배당소득세불이익이 완화된다.⁹⁾ 특정 집단의 기관투자자 비율이 증가할수록 한계투자자가 해당 집단에 속할 가능성은 증가한다. 따라서 가설2에서 예상한 결과는 기관투자자 집단별로도 나타날 것으로 예상된다. 즉 특정 집단의 기관투자자 비율이 증가할수록 내재자본비용과 배당수익률 세금불이익간의 양의 관계는 완화될 것으로 예측된다.

<가설 3> 내재자본비용과 배당수익률 세금불이익간의 양의 관계는 기관투자자 집단별로 지분율이 커질수록 감소한다.

-
- 8) 기관투자자에 대한 수입배당금 익금불산입 특례는 연구기간 중 90% 수준을 유지했으나 2006년말 세법 개정을 통해 일반법인과의 형평성 제고를 위해 일반법인 수준으로 축소되었다.
- 9) 지주회사에 해당하는 경우에는 익금불산입 비율이 증가하여 지분율에 따라 60%에서 100%까지 익금불산입된다.

2. 실증모형

가설1과 가설2를 검증하기 위해 다음과 같은 회귀식(7)을 추정하였다.¹⁰⁾

$$\begin{aligned} r - r_{ft} = & \beta_0 + \beta_1 YIELD + \beta_2 YIELD^2 + \beta_3 PENALTY + \beta_4 INST \\ & + \beta_5 YIELD * PENALTY + \beta_6 YIELD * PENALTY * INST \\ & + \beta_7 BM + \beta_8 BETAMKT + \beta_9 BETASMB + \beta_{10} BETAHML \\ & + \beta_{11} \sum IND + \epsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

여기서, $r_{it} - r_{ft}$ 는 기업 i 의 t 연도 내재자본비용에서 해당연도의 무위험이자율에 대한 대응치인 1년 만기 동안증권수익률을 차감한 것으로 자본비용프리미엄이 된다. Elton and Gruber(1970), Litzenger and Ramaswamy(1979, 1980, 1982), Dhaliwal et al.(2003) 등과 같은 선행연구에서는 배당수익률과 자본비용의 관계가 선형관계가 아니라 비선형관계로 나타나며 배당수익률과 사후수익률(자본비용)간의 관계가 증가하는 오목함수임을 제시하였다.¹¹⁾ 이와 같은 선행연구를 반영하여 YIELD 뿐만 아니라 YIELD²도 모형에 포함하였다. YIELD는 기초의 보통주 주당배당을 기초의 지분시장가치로 나눈 것으로 배당수익률을 나타낸다. PENALTY는 배당소득세 불이익을 나타내며 $(t_d - t_g)/(1 - t_g)$ 와 같이 계산된다. 본 연구는 배당의 정보효과와 대리인효과로부터 세금효과를 적절하게 분리하기 위해 Dhaliwal et al.(2005)과 같이 PENALTY 변수의 시계열 변동을 이용하였다. INST는 기초의 기관지분율을 나타내며 기관지분율이 증가할수록 한계투자자는 기관투자자가 될 것이라는 점을 반영하기 위해 모형에 포함하였다. Sias and Starks(1997)는 기관지분율이 증가할수록 한계투자자는 개인투자자가 아니라 기관투자자가 될 것이라는 증거를 제시하였고, Ayers et al.(2002), Dhaliwal et al.(2003), 고종권(2004) 등에서 이와 같은 논리로 기관지분율을 사용하였다. 기관지분율 자료는 KIS-FAS를 이용하였으며 구체적으로 정부, 정부관리업체, 금융기관, 증권회사, 보험회사, 기타법인이 보유한 지분율을 말한다.

이상과 같은 세금변수 이외에 배당의 사전수익률에 영향을 미치는 기업특성변수들을 통제하였는데 특성변수로써는 장부가치-시장가치, 성장성, 산업프리미엄을 포함한다. 장부가치-시장가치 BM은 기초의 장부가치/시장가치 비율로 이상치를 통제하기 위해 자연로그값을 이용하였다. 산업더미변수 IND는 산업코드에 따른 산업별더미로 산업별위험프리미엄을 통제하기 위한 변수이다. 추가적으로 Fama and French(1993)의 위험요인을 통제하기 위해 BETAMKT, BETASMB, BETAHML을 모형에 추가하

10) 상호작용변수를 사용한 모형에서는 관련성있는 누락변수 문제(omitted correlated variable problems)를 해소하기 위해 개별변수 뿐만 아니라 상호작용항 모두를 연구모형에 포함하여 통제할 필요가 있다. 이 경우 상호작용변수로 인한 다중공선성의 문제가 발생된다. 본 연구도 YIELD×INST, PENALTY×INST를 추가로 고려하는 경우 다중공선성 문제가 발생하고 있다. 다중공선성이 미치는 결과의 차이를 확인하기 위해 상호작용항을 각각 별도로 모형에 포함하여 분석하였으나 결과의 차이가 없으므로 본 모형에서는 별도의 독립변수로 포함하지 않았다.

11) 곡선상의 두 점 M과 N을 잇는 직선을 가정하면 선분 MN이 곡선 위에 위치하면 볼록함수(convex function), 선분 MN이 곡선 아래에 위치하면 오목함수(concave function)이다.

였는데 매년도초를 기준으로 5년(60개월)간의 자료를 이용하여 추정된 값을 사용하였다. BETAMKT는 CAPM모형을 이용하여 계산된 시장수익률에 대한 기업수익률의 민감도에 대한 추정치인 베타를 나타내고, BETASMB는 자본규모(시장가치)가 작은 포트폴리오의 월별수익률에서 자본규모가 큰 포트폴리오의 월별수익률을 차감한 값이며, BETAHML은 장부가치-시장가치 비율이 높은 포트폴리오의 월별수익률에서 장부가치-시장가치 비율이 낮은 포트폴리오의 월별수익률을 차감한 값이다.

가설1은 배당수익률의 세금불이익 부분이 커짐에 따라 내재자본비용이 증가한다고 예측한다. 배당소득세불이익이 증가에 자본화된다면 배당수익률과 자본비용간의 관계는 배당소득세불이익의 크기에 따라 증가할 것이다. 그러므로 $YIELD*PENALTY$ 의 계수는 양(+)으로 예측한다. 가설2는 내재자본비용과 $YIELD*PENALTY$ 간의 양(+)의 관계는 기관지분율에 따라 감소할 것으로 예측한다. 따라서 $YIELD*PENALTY*INST$ 의 계수는 음(-)으로 예측한다. 연구모형에서 $YIELD$ 변수는 배당의 정보효과와 대리비용효과를 통제하기 위해 독립적으로 포함되었다. $PENALTY$ 변수가 배당의 세금효과를 포착하고, $INST$ 변수가 한계투자자의 세금속성을 포착한다면 내재자본비용과 배당수익률간의 관계는 정보효과 또는 잉여현금흐름효과를 반영하므로 음의 관계를 나타낼 것이다. 그러나 $PENALTY$ 와 $INST$ 변수가 배당의 세금효과와 한계투자자의 세금속성을 완전하게 포착하지 못하면 배당수익률이 내재자본비용에 미치는 직접효과에는 세금효과를 일부 반영하게 될 것이고 이에 따라 배당수익률과 자본비용간에는 양의 관계가 나타날 수 있다. 그러므로 $YIELD$ 변수에 대해서는 부호를 예측하지 않았다.

가설3을 검증하기 위해서 기관지분율을 세분하여 다음과 같은 회귀식(8)을 추정하였다.

$$\begin{aligned} r - r_{ft} = & \beta_0 + \beta_1 YIELD + \beta_2 YIELD^2 + \beta_3 PENALTY + \beta_4 INSTA + \beta_5 INSTB \\ & + \beta_6 INSTC + \beta_7 YIELD * PENALTY + \beta_8 YIELD * PENALTY * INSTA \\ & + \beta_9 YIELD * PENALTY * INSTB + \beta_{10} YIELD * PENALTY * INSTC \\ & + \beta_{11} BM + \beta_{12} BETAMKT + \beta_{13} BETASMB + \beta_{14} BETAHML \\ & + \beta_{15} \sum IND + \epsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

여기서, $INSTA$ 는 정부와 정부관리업체 지분율, $INSTB$ 는 금융기관, 증권회사 그리고 보험회사가 보유한 지분율, $INSTC$ 는 기타법인이 보유한 지분율을 의미한다. 가설2에서 내재자본비용과 $YIELD*PENALTY$ 간의 양의 관계는 기관지분율에 따라 감소할 것으로 예측한다. 가설3은 이런 관계가 기관투자자 집단별로 동일하게 나타날 것으로 예측하므로 $YIELD*PENALTY*INSTA$, $YIELD*PENALTY*INSTB$, $YIELD*PENALTY*INSTC$ 의 계수는 모두 음으로 예상된다.

3. 내재자본비용

본 연구는 내재자본비용을 계산하기 위한 방법으로 Easton(2004)이 제시한 2개의 자본비용 추정치(PEG 모형과 MPEG모형)와 GM의 추정치를 이용하였다. 내재자본비용을 추정하기 위한 방법은 이의

에도 Gebhardt et al.(2001; 이하 GLS)과 Claus and Thomas(2001; 이하 CT)의 모형이 자주 사용되고 있으나 국내 자료를 이용하는 경우 추정에 필요한 자료의 부족으로 본 연구에서는 고려하지 않았다.¹²⁾

Easton(2004)이 제시한 PEG 비율은 주가이익비율(price-earnings ratio)을 이익성장율로 나눈 값을 의미한다. PEG 모형에 따른 자본비용 추정치는 다음 식(9)와 같다.

$$r_{peg} = \sqrt{(FEPS_{t+2} - FEPS_{t+1}) / P_t} \quad (9)$$

여기서, $FEPS_{t+1}$, $FEPS_{t+2}$ 는 각각 1년과 2년 후 주당순이익 예측치이고 P_t 는 현재시점의 1주당 가격을 의미한다. 이 모형은 회계이익의 비기대성장률이 0이고 1기후 주당배당금이 0라는 가정하에서 제시된 자본비용 추정치이다.

다음은 위의 PEG 모형에 기대배당을 포함하여 수정한 MPEG 모형으로 MPEG 모형에 따른 자본비용 추정치는 다음 식(10)과 같다. MPEG모형에서 주당배당금이 0인 경우 PEG 모형의 추정치와 같게 됨을 알 수 있다.

$$r_{mpeg} = (DPS_{t+1} + \sqrt{DPS_{t+1}^2 + 4 * P_t^* (FEPS_{t+2} - FEPS_{t+1})}) / 2P_t \quad (10)$$

여기서, DPS_{t+1} 은 1년후의 주당배당 예측치로 본 연구에서는 $t=0$ 시점의 주당배당을 대용치로 사용하였다.

GM은 다음 식(11)과 같이 Ohlson and Juettner - Nauroth(2003)모형을 이용한 자본비용 추정치를 사용하였다. GM은 영구적인 경우 단기성장률이 무위험이자율에서 3%를 차감한 값으로 수렴한다고 가정한다.

$$r_{GM} = A + \sqrt{A^2 + \left(\frac{FEPS_{t+1}}{P_{t+1}}\right)(g_2 - (r_f - 0.03))} \quad (11)$$

여기서, $A = 1/2 ((r_f - 0.03) + DPS_{t+1} / P_t)$

g_2 = 단기성장률 ($FEPS_{t+2} / FEPS_{t+1} - 1$)

$DPS_{t+1} = DPS_t$ (t 시점의 주당배당)

r_f = 무위험이자율(1년만기 동안증권 수익률)

4. 한계투자자의 세금특성

개인투자자는 배당소득 이중과세조정제도(imputation system)를 통해 이중과세가 조정되지만 주주 차원의 배당소득세를 부담하고 상장주식의 양도소득(자본이득)에 대해서는 1999년 이후에도 대주주

12) Gebhardt et al.(2001)의 경우 잔여가치(terminal value)에 12년 후까지의 주당순이익 예측치를 사용하고 있는데 이 예측치를 계산하기 위해서는 장기성장률 예측치가 필요하다. 잔여가치를 0으로 하고 Gebhardt et al.(2001)의 방법을 이용하여 자본비용을 추정하고자 하였으나 자본비용의 평균이 음의 값으로 나타나 자본비용을 적절하게 추정해 주지 못하는 것으로 나타났다. Claus and Thomas(2001)의 추정치도 5년치의 비기대이익과 장기성장률 예측치가 필요하다.

지분을 제외하고는 과세되지 않으므로 자본이득과 비교할 때 여전히 세금불이익이 존재한다. 반면에 법인 등 기관투자자는 배당소득의 30% 내지 100%에 해당하는 배당소득 손금불산입 제도를 통하여 배당소득에 대한 과세가 완화되지만 상장주식의 양도소득에 대해서는 전액 과세되므로 배당소득이 자본이득보다 낮은 유효세율로 과세되는 결과가 된다. 따라서 기관투자자에 대한 배당소득세 불이익은 존재하지 않는다.

우리나라의 경우 한계투자자의 세금특성을 파악하기 위해서는 외국인 투자자가 미치는 영향을 추가로 고려할 필요가 있다. 금융감독원 자료를 보면 외국인의 주식보유비중은 1992년 증시개방 이후 1998년까지는 보유비율이 5% 수준이었으나, 2003년 10월 중 종가기준으로 처음으로 40%를 돌파한 것으로 나타나 외국인이 한계투자자의 역할을 할 가능성이 높아지는 것으로 나타났다.¹³⁾

외국인 투자자는 거주자와 비거주자, 개인과 법인으로 나누어 다양하게 분포될 것으로 보이나 국내사업장이 없는 외국법인(증권투자회사 포함)이 높은 비중을 차지하는 것으로 보인다. 국내사업장이 없는 외국법인의 경우 배당에 대한 원천징수세율은 25%, 유가증권양도소득에 대한 원천징수세율은 지급액의 10%와 양도차익의 25% 중 적은 금액으로 규정하고 있다(법인세법 98조 1항). 그러나 조세조약에 따라 배당소득은 제한세율로 원천징수를 통해 과세되는 반면¹⁴⁾, 유가증권양도소득에 대해서는 유가증권시장을 통해 양도하는 경우 양도일이 속하는 연도와 직전 5년의 기간 중 발행주식 총수의 25% 미만을 보유하다가 양도하는 때에는 국내에서 과세되지 않도록 규정하고 있으므로(법인세법령 132조 8항) 자본이득에 대해서는 실질적으로 과세 대상이 되는 경우가 극히 제한적임을 알 수 있다. 따라서 외국인 투자자의 경우 배당에 대해서는 제한세율로 원천징수되지만 자본이득에 대해 과세되지 않으므로 배당소득으로 인한 세금불이익이 존재한다.¹⁵⁾

본 연구는 투자자의 세금특성을 구분하는 방법으로 개인과 외국인 투자자를 자본이득에 비해 배당소득으로 인한 세금불이익이 있는 투자자, 개인과 외국인 투자자를 제외한 기관투자자를 배당소득으로 인한 세금불이익이 없는 투자자로 분류하였다. Sias and Starks(1997)와 같이 개인투자자(또는 외국인투자자)가 한계투자자의 역할을 수행하고 기관지분율이 증가할수록 기관투자자가 한계투자자가 될 가능성이 높은 것으로 보였다. 개별기업의 투자자별 소유지분율은 KIS-FAS 자료를 이용하였는데 투자자의 세금특성에 따라 분류된 것은 아니므로 투자자의 세금특성을 정확히 반영하지 못한다는 한계가 있으나 대체적인 투자자의 세금특성을 파악하는 데는 문제가 없는 것으로 보인다.

13) 본 연구의 표본기간인 2001년과 2002년 평균 개인지분율과 외국인지분율은 각각 50.49%와 13.7%로 나타났다. 종가기준으로 본 외국인지분율은 이 보다 높은 것으로 예상되므로 외국인 투자가 높은 종목의 경우 한계투자자로서의 역할을 수행할 수 있는 것으로 판단된다.

14) 국내사업장이 없는 외국법인에 대한 배당 원천징수세율은 25%이지만 미국 등 주요국과의 조세협약에 따른 배당에 대한 제한세율은 5%에서 15% 정도이다.

15) 외국인 투자자의 경우에도 자국에서 배당소득에 대한 외국납부세액을 전액 공제받을 수 있다면 배당 과세여부에 관계없이 세금불이익이 존재하지 않을 수 있다. 그러나 외국납부세액은 일반적으로 한도가 존재하므로 전액 공제받기 어려울 것으로 예상되며 따라서 본국에서의 외국납부세액공제가 영향을 미치지 않는 것으로 간주하였다.

5. 연구표본의 선정

본 연구에서 분석을 위해 사용된 재무제표와 주당순이익 예측치, 그리고 수익률자료는 KIS - VALUE를 이용하였다. 연구표본으로는 2003년도말 KIS 자료에 포함된 상장기업 중에서 금융업을 제외한 12월 결산법인 554개를 대상으로 하였다.

연구표본은 다음과 같은 절차를 이용하여 선정하였다.

- ① 표본기업에서 분석에 필요한 변수값을 계산할 수 없거나 자본비용 추정치를 구할 수 없는 기업·연 자료를 제외하였다.
- ② 자본비용 추정치의 신뢰성이 낮은 표본을 제외하였다. 자본비용 추정치를 계산하는 PEG모형과 MPEG모형의 경우 주당순이익 예측치와 당기 주당배당, 그리고 당기 주가만을 사용하게 된다. 표본을 이용하여 내재자본비용을 추정하는 과정에서 이와 같은 자본비용 추정치는 분모인 주가의 변화에 따라 민감하게 변화하는 것으로 나타나 주가의 변화에 민감한 표본은 제외하여 분석하였다.¹⁶⁾
- ③ 분석기간은 자본비용 추정치의 신뢰성과 배당소득세 불이익(PENALTY) 변수의 이용가능성을 고려하여 2001년과 2002년 자료만을 사용하였다. 자본비용 추정치는 주당순이익에 대한 예측치가 자료화되어 있는 2000년 이후의 자료를 사용하는 것이 가능하지만 2000년 자료인 경우 ②에서 기술한 바와 같이 추정치의 신뢰성에 문제가 있는 것으로 나타나 2000년을 분석대상에서 제외하였다. 2000년 이후에 PENALTY 변수는 2002년과 2005년에 변화하는 것으로 나타났으나 배당소득세 불이익이 상대적으로 크게 변하는 시기는 2001년과 2002년이므로 2년만을 표본으로 사용하였다. 2003년 이후의 기간을 포함하여 분석표본을 확대하는 경우 PENALTY 변수의 변동이 작아지므로 PENALTY 변수가 포착할 수 있는 효과를 적절하게 분리하지 못할 수 있기 때문이다.
- ④ 이상치가 회귀분석에 미치는 영향을 회피하기 위해 이상치로 판단되는 표본을 제외하였다. 이상치를 제외하기 위해 Belsley et al.(1980)과 같이 표준화된 잔차(studentized residual)의 절대값이 2를 초과하는 기업·연 자료를 이상치로 보고 이를 제거한 후의 자료를 이용하였다.

이 결과 최종적으로 분석에 이용된 표본수는 2001년 151개와 2002년 130개로 총 281개이다.

16) 예를 들면 기말주가가 아닌 기초주가를 사용하는 경우 자본비용의 추정치가 5배 이상 차이가 나는 표본이 관찰되었다. 따라서 PEG 모형을 기준으로 기말주가를 사용한 자본비용 추정치 CC1과 기초주가를 사용한 자본비용 추정치 CC2의 비율 CC1/CC2을 계산하여 이 값이 1.5를 초과하거나 0.5보다 작은 경우에는 자본비용 추정치가 신뢰성이 낮은 것으로 판단하여 표본에서 제외하여 분석하였다. 34개의 표본이 이 과정에서 제외되었다.

IV. 실증분석

1. 기술통계량과 상관관계 분석

<표 2>는 본 연구에 사용된 자본비용 추정치에 대한 연도별 내재자본비용 프리미엄을 나타낸 것이다. PEG모형 자본비용 프리미엄의 전체 평균과 중간값은 0.127(0.117)이며, MPEG모형 자본비용 프리미엄의 전체 평균과 중간값은 0.148(0.135)로 나타났다. GM모형 자본비용 프리미엄의 전체 평균과 중간값은 0.147(0.133)로 MPEG 모형의 평균(중간값)과 유사한 모습을 나타냈으며 PEG 모형에 비해서는 다소 높은 것으로 나타났다.¹⁷⁾ 3가지 자본비용 추정치 모두 자본비용 프리미엄이 2001년에 비해 2002년에 감소하는 것으로 나타났다. 또한 각 연도별로 평균이 중간값보다 큰 것으로 나타나 분포가 오른쪽으로 왜곡된 모습을 나타냈다.

〈표 2〉 내재자본비용 프리미엄과 기관투자자별 지분율의 연도별 분포

1부 : 내재자본비용 프리미엄									
연 도	$r_{peg} - r_f$			$r_{mpeg} - r_f$			$r_{GM} - r_f$		
	표본수	평균	중간값	표본수	평균	중간값	표본수	평균	중간값
2001년	151	0.134	0.114	149	0.154	0.139	148	0.155	0.141
2002년	130	0.118	0.106	129	0.142	0.129	129	0.138	0.129
전체	281	0.127	0.117	278	0.148	0.135	277	0.147	0.133
2부 : 기관투자자별 지분율									
연 도	INSTA			INSTB			INSTC		
	표본수	평균	중간값	표본수	평균	중간값	표본수	평균	중간값
2001년	151	0.020	0.000	151	0.093	0.057	151	0.231	0.169
2002년	130	0.024	0.000	130	0.067	0.038	130	0.277	0.265
전체	281	0.022	0.000	281	0.081	0.044	281	0.252	0.231

주 1. 변수설명

r_{peg} , r_{mpeg} , r_{GM} : PEG 모형, MPEG모형, GM을 이용한 내재자본비용 추정치

r_f : 무위험이자율(통안증권 1년만기 수익률)

INSTA : 정부와 정부관리업체 지분율

INSTB : 금융기관, 증권회사, 보험회사 지분율

INSTC : 기타법인 지분율

17) 표본기간 중 무위험이자율을 차감하기 전 PEG모형과 MPEG모형, 그리고 GM모형을 이용한 내재자본비용의 평균은 각각 0.181, 0.202, 0.200으로 나타났다. 이는 국내시장의 내재자본비용 추정치를 보고한 Hwang et al.(2008)에서 MPEG모형과 GM모형을 이용한 내재자본비용의 평균이 2001년과 2002년 중 0.21에서 0.22의 값을 갖는 것과 유사한 결과이다. 무위험이자율인 통안증권수익률은 2001년과 2002년에 각각 월별평균치인 5.541%와 5.191%를 적용하였다.

본 연구의 자료를 이용한 내재자본비용 프리미엄의 추정치의 평균은 0.127에서 0.147의 값으로 미국시장에서 보고된 자본비용 프리미엄에 비해 매우 높게 나타났다. 예를 들면 Dhaliwal et al.(2005)에 보고된 미국시장의 내재자본비용 프리미엄은 자본비용 측정치에 따라 2.8에서 4.7%까지의 값을 가지는 것으로 보고한 바 있다. 국내 자료를 이용한 경우 자본비용 프리미엄이 모든 자본비용 측정치에서 일관성있게 약 10% 정도 높은 것으로 나타나 우리나라 기업의 신용도가 미국시장에 상장된 기업에 비해 낮다는 것을 고려하더라도 높은 값으로 판단된다.

기관지분율을 기관투자자별로 구분한 경우 정부와 정부관리업체 지분율(INSTA), 금융기관·증권회사·보험회사 지분율(INSTB), 기타법인지분율(INSTO)은 각각 0.022, 0.081, 0.231로 나타나 기타법인의 지분율이 가장 높고 따라서 한계투자자로서의 역할도 가장 적극적으로 수행할 수 있는 것으로 판단된다.

<표 3>은 본 연구에 사용된 주요 변수들에 대한 기술통계량과 상관관계를 나타낸 것이다. 먼저 내재자본비용 프리미엄간의 상관계수는 0.973에서 0.991로 매우 높게 나타났다. PEG모형과 MPEG모형을 이용한 자본비용 프리미엄간의 상관계수 0.973보다 MPEG 모형과 GM을 이용한 자본비용 프리미엄간의 상관계수 0.991이 더 높은 것으로 나타났는데 <표 2>에서 나타난 분포와 일치하는 결과이다.

배당수익률(YIELD)의 평균은 0.036이고, 기관지분율(INST)의 평균은 0.356으로 나타났다. Dhaliwal et al.(2005)에 보고된 미국시장(표본수 18,416개)의 배당수익률 평균과 중간값은 각각 0.025와 0.216으로 기업규모를 고려할 때 배당의 전체 금액은 작더라도 국내 상장기업의 배당수익률은 낮지 않은 것으로 나타났다. 기관지분율은 미국시장의 0.457에 비해 다소 낮은 것으로 나타났다.

Fama and French(1993)의 3요인 모형에서 위험을 나타내는 추정치인 BETAMKT의 평균은 0.874로 1에 근접한 값을 나타낸 반면 BETASMB는 0.209, BETAHML은 0.031로 나타났다.

내재자본비용 프리미엄의 추정치는 MPEG모형과 GM모형을 이용한 경우 배당수익률(YIELD)과 비교적 높은 상관관계를 나타냈고 배당소득세 불이익(PENALTY)과 배당수익률(YIELD)간에도 유의적인 양의 상관관계로 나타났다. 위험추정치인 BETAMKT, BETASMB, BETAHML간에도 예상대로 높은 상관관계가 존재하는 것으로 나타났고, 장부가치-시장가치비율(BM)도 자본비용 프리미엄과 높은 상관관계가 있는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 주요변수의 기술통계량과 상관관계

1부 : 기술통계량					
변 수	평균	표준편차	최소값	중간값	최대값
$r_{peg}-r_f$	0.127	0.071	0.010	0.117	0.406
$r_{mpeg}-r_f$	0.148	0.070	0.033	0.135	0.406
$r_{GM}-r_f$	0.147	0.075	-0.012	0.133	0.393
YIELD	0.036	0.030	0.000	0.034	0.166
PENALTY	0.263	0.023	0.238	0.286	0.286
INST	0.356	0.192	0.000	0.347	0.891
BETAMKT	0.874	0.393	-0.115	0.851	2.306
BETASMB	0.209	0.940	-2.170	0.190	3.309
BETAHML	0.031	0.617	-1.816	-0.041	2.525
BM	-1.075	1.159	-6.284	-0.985	1.807

2부 : 상관관계									
변 수	$r_{peg}-r_f$	$r_{mpeg}-r_f$	$r_{GM}-r_f$	YIELD	PENALTY	INST	BETAMKT	BETASMB	BETAHML
$r_{mpeg}-r_f$	0.973								
$r_{GM}-r_f$	0.976	0.991							
YIELD	0.053	0.195	0.159						
PENALTY	0.113	0.085	0.113	0.176					
INST	0.014	0.017	0.017	0.045	-0.061				
BETAMKT	0.139	0.078	0.112	-0.209	0.173	-0.143			
BETASMB	-0.001	-0.017	-0.000	-0.121	0.210	-0.267	0.452		
BETAHML	0.090	0.107	0.085	0.117	-0.163	0.177	-0.402	-0.875	
BM	0.463	0.525	0.502	0.327	0.201	0.097	-0.016	-0.272	0.388

주 1. 변수설명

 r_{peg} , r_{mpeg} , r_{GM} : PEG 모형, MPEG모형, GM을 이용한 내재자본비용 추정치 r_f : 무위험이자율(통안증권 1년만기 수익률)

YIELD : 기초의 배당수익률

PENALTY : 배당소득세불이익

INST : 기초의 기관지분율

BM : 기초의 장부가치 / 시장가치 비율

BETARM, BETASMB, BETAHML : Fama and French의 3요인모형을 이용한 추정된 개별기업의 beta 추정

치로 각 연도초를 기준으로 이전 60개월의 자료를 이용하여 추정한 것임.

2. 볼드체의 경우 5%수준에서 유의한 것을 나타낸다.

2. 회귀분석 결과

<표 4>는 연구가설을 검증하기 위해 선행연구와의 비교를 위해 배당수익률과 기본적인 통제 변수만을 이용하여 배당수익률이 내재자본비용에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 이하의 회귀분석에는 산업별 더미변수가 이용되었으나 보고의 편의를 위해 산업더미변수에 대한 결과는 제시하지 않았다. 추가적으로 이분산성과 기업내 시계열상관 문제를 해소하기 위해 Huber-White 표준오차를 이용하여 t값을 계산하였다.

<표 4> 배당수익률이 내재자본비용에 미치는 영향

변 수	예상부호	모형1	모형2
		계수(t값)	계수(t값)
절편		0.173 (9.70)**	0.189 (10.83)**
YIELD		-0.100 (-0.73)	-1.064 (-3.34)**
YIELD ²			9.425 (2.85)**
BETAMKT	+	0.005 (0.46)	-0.002 (-0.02)
BETASMB	+	0.006 (0.80)	0.006 (0.72)
BETAHML	+	0.001 (0.13)	-0.005 (-0.38)
BM	+	0.034 (7.26)**	0.033 (7.74)**
수정 R ²		0.308	0.334

주 1. 변수설명

YIELD : 기초의 배당수익률

BM : 기초의 장부가치 / 시장가치 비율

BETARM, BETASMB, BETAHML : Fama and French의 3요인모형을 이용한 추정된 개별기업의 beta 추정치로 각 연도초를 기준으로 이전 60개월의 자료를 이용하여 추정한 것임.

- † 유의수준 10%, * 유의수준 5%, ** 유의수준 1%
- 산업별 더미변수의 결과는 편의상 제시하지 않았음.

모형1은 배당수익률과 내재자본비용간의 관계를 선형관계로 추정한 것이고 모형2는 선행연구와 같이 배당수익률과 내재자본비용간의 관계를 비선형으로 추정한 것이다. YIELD의 계수는 모형1에서 유의하지 않은 음의 값으로 나타났으나 모형2에서는 1% 수준에서 유의적인 음의 값으로 나타났다. YIELD²의 계수는 모형2에서 1% 수준에서 유의적인 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 모형2에 나타난 YIELD와 YIELD²의 계수는 미국자료를 이용한 Dhaliwal et al.(2005)과 일치하는 것이다. 이들은 YIELD의 계수가 유의적인 음의 값으로 나타난데 대해 배당으로 인한 정보효과나 대리효과가 세금효과를 압도하는 것으로 해석하였다. 즉 배당이 주는 양(+)의 효과가 음(-)의 효과보다 크므로 자본비용이 감소하는 것으로 해석하였다. 그리고 YIELD²의 계수가 유의적인 양의 값으로 나타났는데 이에 대해 배당수익률과 자본비용간의 관계가 감소하는 볼록함수(decreasing and convex)임을 시사하는 것으로 해석하였다.

<표 4>의 모형2에 나타난 결과를 토대로 보면 YIELD²의 계수가 양의 값이므로 자본비용프리미엄과 배당수익률간의 관계가 볼록함수임을 알 수 있다. 그리고 YIELD와 YIELD²의 계수를 토대로 배당수익률이 증가할수록 자본비용프리미엄이 감소하는 구간의 기준점을 살펴보면 배당수익률이 0.056이라는 점을 알 수 있다.¹⁸⁾ 기술통계량에서 배당수익률의 평균이 0.036이고 별도로 보고되지 않았지만 배당수익률의 75분위수가 0.055이므로 평균적으로 배당수익률이 증가할수록 자본비용프리미엄은 감소한다는 것을 알 수 있다. 이 결과는 배당수익률과 자본비용간의 관계가 대체로 감소하는 볼록함수임을 시사하는 것으로 보인다. 이와 같이 배당수익률과 자본비용간의 관계는 Dhaliwal et al.(2005)과 일치하는 결과이지만¹⁹⁾ 배당수익률과 사후수익률간의 관계가 증가하는 오목함수임을 제시한 Elton and Gruber(1970), Litzenberger and Ramaswamy(1979, 1980, 1982), Dhaliwal et al.(2003)의 연구와는 일치하지 않는 것이다. 이와 같이 배당수익률과 자본비용간의 관계가 Dhaliwal et al.(2005)과 동일한 반면 Elton and Gruber(1970) 등의 연구와는 상반되게 나타나는 것은 Dhaliwal et al.(2005)은 사전수익률 개념인 내재자본비용을 사용하고 있는 반면 Elton and Gruber(1970) 등의 연구에서는 사후수익률을 사용하고 있는 차이에서 기인하는 것으로 보인다. 이하의 분석에서는 선행연구와 같이 모형 2를 기본모형으로 사용하였다.

18) 심사과정에서 지적된 내용을 반영한 것으로 적절한 보완이 가능하도록 지적해 주신 심사자께 감사드립니다. 본 연구는 자본비용프리미엄과 배당과의 관계를 선형적으로 분석하기 위해 YIELD²을 모형에 반영하고 있는데 이를 수리적으로 풀어보면 다음과 같다.

$$RP(\text{자본비용프리미엄}) = \beta_2 \left(YIELD + \frac{\beta_1}{2\beta_2} \right)^2 + \gamma$$

이는 배당수익률이 자본비용프리미엄에 미치는 영향은 선형이 아니라 2차함수(또는 볼록·오목함수)임을 가정하고 있다. Elton and Gruber(1970) 등의 선행연구에서 오목함수라고 제시한 것은 β_2 가 음수(-)를 의미하고 이는 배당수익률이 기준점(위 모형에서는 $-\frac{\beta_1}{2\beta_2}$)를 넘어서면 배당수익률이 증가할수록 자본비용프리미엄이 감소한다는 것을 의미한다. <표 4>의 실증결과를 이용하면 YIELD의 계수는 -1.064, YIELD²의 계수는 9.525이므로 계수값을 위 모형에 대입하면 다음과 같다.

$$9.525 \left(YIELD - \frac{1.064}{19.05} \right)^2 + \gamma = 9.525 (YIELD - 0.056)^2 + \gamma$$

즉, 배당수익률 0.056보다 작은 구간에서는 배당수익률이 증가함에 따라 자본비용프리미엄이 감소하고, 이보다 큰 구간에서는 배당수익률이 증가함에 따라 자본비용프리미엄이 증가한다고 해석된다.

19) Dhaliwal et al.(2005)의 경우 YIELD의 계수는 -0.194, YIELD²의 계수는 1.951이므로 기준점은 0.050이며 배당수익률의 평균은 0.025, 75분위수는 0.038로 보고하였다.

〈표 5〉 배당소득세가 내재자본비용에 미치는 영향

변 수	예상부호	$r_{peg}-r_f$	$r_{mpeg}-r_f$	$r_{GM}-r_f$
		계수 (t값)	계수 (t값)	계수 (t값)
절편		0.301 (3.96)**	0.374 (5.01)**	0.375 (4.65)**
YIELD		-3.557 (-2.52)*	-3.102 (-2.24)*	-3.659 (-2.44)*
YIELD ²		8.479 (3.17)**	6.633 (2.52)*	7.072 (2.48)*
PENALTY		-0.448 (-1.81)*	-0.629 (-2.58)*	-0.609 (-2.32)*
INST		0.056 (2.00)*	0.044 (1.61)	0.048 (1.61)
YIELD*PENALTY	+	11.898 (2.24)*	11.675 (2.24)*	13.470 (2.39)*
YIELD*PENALTY*INST	-	-5.632 (-2.52)*	-4.898 (-2.23)*	-5.042 (-2.12)*
BETAMKT	+	-0.003 (-0.31)	-0.010 (-0.92)	-0.008 (-0.70)
BETASMB	+	0.010 (1.14)	0.011 (1.27)	0.009 (1.03)
BETAHML	+	-0.002 (-0.16)	-0.004 (-0.32)	-0.007 (-0.48)
BM	+	0.035 (8.22)**	0.037 (8.90)**	0.039 (8.65)**
수정 R ²		0.350	0.365	0.345

주 1. 변수설명

r_{peg} , r_{mpeg} , r_{GM} : PEG 모형, MPEG모형, GM을 이용한 내재자본비용 추정치

r_f : 무위험이자율(통안증권 1년만기 수익률)

YIELD : 기초의 배당수익률

PENALTY : 배당소득세불이익

INST : 기초의 기관지분율

BM : 기초의 장부가치 / 시장가치 비율

BETARM, BETASMB, BETAHML : Fama and French의 3요인모형을 이용한 추정된 개별기업의 beta 추정치로 각 연도초를 기준으로 이전 60개월의 자료를 이용하여 추정한 것임.

2. † 유의수준 10%, * 유의수준 5%, ** 유의수준 1%

3. 산업별 더미변수의 결과는 편의상 제시하지 않았음.

〈표 5〉는 연구가설1과 2를 검증하기 위해 3가지 자본비용 추정치를 이용하여 자본비용 프리미엄을 계산하고 배당소득세가 내재자본비용에 미치는 영향을 분석한 결과이다.

가설을 검증하기 위해 YIELD*PENALTY와 YIELD*PENALTY*INST 변수에 중점을 두었다. YIELD*PENALTY는 세금관련 배당프리미엄이 존재하는지를 분석하기 위한 변수이고 YIELD*PENALTY*INST는 세금측면에서 유리한 한계투자자가 존재하는 경우 배당소득세프리미엄에 영향을 미치는지를 분석하기 위한 변수이다. 가설1을 검증하기 위한 변수인 YIELD*PENALTY는 PEG모형, MPEG모형, 그리고 GM을 사용한 경우 모두 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값으로 나타났다. 이 결과는 내재자본비용과 배당수익률의 관계는 세금불이익이 클수록 증가한다는 가설1을 지지하는 결과이다. 가설2를 검증하기 위한 변수 YIELD*PENALTY*INST 역시 PEG모형, MPEG모형, 그리고 GM을 사용한 경우 모두 5% 수준에서 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 이 결과는 내재자본비용과 배당수익률의 관계는 세금불이익이 클수록 증가하지만 배당소득세불이익이 상대적으로 작은 한계투자자가 존재하는 경우 이와 같은 양의 관계가 감소한다는 것으로 가설2를 지지하는 결과이다.

YIELD와 YIELD²의 계수는 <표 5>에서도 <표 4>의 결과와 일치하는 방향으로 나타났다. <표 5>에서는 PENALTY와 INST 변수를 통해 배당의 세금효과를 추가로 통제하게 됨으로써 배당의 세금효과가 분리되어 YIELD는 배당의 정보효과와 대리효과를 반영하게 되는데 유의적인 음의 값으로 나타나 <표 4>의 결과를 지지하는 것으로 나타났다. YIELD²의 계수 역시 5% 수준에서 유의적인 양의 값으로 배당수익률과 자본비용간의 관계가 감소하는 볼록함수임을 시사하는 것으로 나타났다. 이 결과는 Dhaliwal et al.(2005)에서 GM을 사용하는 경우의 결과와 일치하는 것이다. 그러나 Dhaliwal et al.(2005)에서도 자본비용의 측정치로 GLS와 CT를 사용하는 경우 배당수익률(YIELD)은 증가하는 오목함수로 나타나고 있는데 이와 같이 결과가 상이하게 나타나는데 대해 가능한 해석은 자본비용 측정치들이 잔여이익의 최종가치(terminal value)를 계산하는 과정에서 성장(growth)에 대한 가정을 달리 한다는 것이다. 배당수익률은 성장과 상관관계가 있으므로 측정치간의 서로 다른 가정이 배당수익률과 자본비용간에 서로 다른 관계를 나타내는 원인이 되는 것으로 보인다.

통제변수로는 장부가치-시장가치 비율(BM)이 예측부호와 동일하게 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 자본비용 프리미엄을 상당부분 설명하는 것으로 나타났다.²⁰⁾ Fama and French의 3요인 중에는 기업규모에 대한 위험프리미엄 BETASMB만이 예상대로 양의 값을 나타냈으나 유의하지는 않았다.

이상의 결과를 요약하면, <표 5>의 결과는 자본이득에 비해 배당소득에 대한 세율이 높은 경우 배당소득세불이익에 따라 자본비용이 증가하며, 이와 같은 관계는 한계투자자의 세금속성의 함수임을 나타내는 것으로 본 연구의 가설1 및 가설2와 일치하는 결과이다.²¹⁾

20) BM과 산업터미변수만을 이용하는 경우에도 수정 결정계수는 0.308에서 0.325까지의 값을 갖는 것으로 나타났다.

21) 별도의 표로 제시하지는 않았지만 배당소득세 불이익이 존재하는 배당지급기업(N=231)만을 대상으로 <표 5>의 결과를 재분석하였다. 연구가설1을 검증하기 위한 변수인 YIELD*PENALTY의 계수는 PEG모형, MPEG모형, 그리고 GM에서 각각 10.878(t=1.74, p=0.084), 8.801(t=1.44, p=0.151), 10.185(t=1.51, p=0.133)로 나타나 양의 값이나 PEG모형을 제외하고는 10% 수준에서 유의하지 않았다. 연구가설2를 검증하기 위한 변수인 YIELD*PENALTY*INST의 계수는 PEG모형, MPEG모형, 그리고 GM에서 각각 -2.210(t=-0.83, p=0.405), -1.266(t=-0.49, p=0.622), -1.139(t=-0.40, p=0.689)로 나타나 부호는 음의 값이지만 통계적인 유의성은 나타나지 않았다. 이들 계수가 유의하지 않게 나온 결과는 PENALTY가 매년도별로 일정한 값을 가지는 변수이고 YIELD가 0인 표본에 제외되어 변수간의 변동성이 작아지고, 추가적으로 YIELD, PENALTY와 YIELD*PENALTY, YIELD*PENALTY*INST 변수간에 존재하는 다중공선성이 영향을 미치고 있기 때문으로 풀이된다.

<표 6> 배당소득세가 내재자본비용에 미치는 영향

변 수	예상부호	$r_{peg}-r_f$	$r_{mpeg}-r_f$	$r_{GM}-r_f$
		계수 (t값)	계수 (t값)	계수 (t값)
절편		0.306 (4.02)**	0.377 (5.00)**	0.378 (4.64)**
YIELD		-3.910 (-2.75)**	-2.770 (-1.97) [†]	-3.339 (-2.19)*
YIELD ²		6.718 (2.46)*	4.939 (1.83) [†]	5.294 (1.82) [†]
PENALTY		-0.460 (-1.85) [†]	-0.632 (-2.58)*	-0.614 (-2.32)*
INSTA		0.017 (0.21)	-0.012 (-0.16)	-0.009 (-0.11)
INSTB		0.076 (1.04)	0.052 (0.70)	0.056 (0.68)
INSTC		0.057 (1.93) [†]	0.052 (1.79) [†]	0.056 (1.76) [†]
YIELD*PENALTY	+	14.063 (2.60)**	11.419 (2.19)*	13.276 (2.35)*
YIELD*PENALTY*INSTA	-	3.939 (0.67)	1.597 (1.03)	1.863 (1.11)
YIELD*PENALTY*INSTB	-	-12.562 (-2.38)*	-2.806 (-1.90) [†]	-2.880 (-1.81) [†]
YIELD*PENALTY*INSTC	-	-5.270 (-2.25)*	-1.500 (-2.31)*	-1.551 (-2.21)*
BETAMKT	+	0.000 (0.05)	-0.006 (-0.55)	-0.004 (-0.34)
BETASMB	+	0.009 (1.06)	0.011 (1.29)	0.010 (1.06)
BETAHML	+	-0.001 (-0.07)	-0.002 (-0.17)	-0.004 (-0.33)
BM	+	0.035 (8.15)**	0.037 (8.72)**	0.038 (8.46)**
수정 R ²		0.363	0.379	0.360

주 1. 변수설명

r_{peg} , r_{mpeg} , r_{GM} : PEG 모형, MPEG모형, GM을 이용한 내재자본비용 추정치

r_f : 무위험이자율(통안증권 1년만기 수익률)

YIELD : 기초의 배당수익률

PENALTY : 배당소득세불이익

INSTA : 정부와 정부관리업체 지분율

INSTB : 금융기관, 증권회사, 보험회사 지분율

INSTC : 기타법인 지분율

BM : 기초의 장부가치 / 시장가치 비율

BETARM, BETASMB, BETAHML : Fama and French의 3요인모형을 이용한 추정된 개별기업의 beta 추정치로 각 연도초를 기준으로 이전 60개월의 자료를 이용하여 추정된 것임.

- † 유의수준 10%, * 유의수준 5%, ** 유의수준 1%
- 산업별 더미변수의 결과는 편의상 제시하지 않았음.

<표 6>은 가설3을 검증하기 위해 기관지분율을 세분하여 배당소득세가 내재자본비용에 미치는 영향을 분석한 결과이다. YIELD*PENALTY는 PEG모형, MPEG모형, 그리고 GM을 사용한 경우 모두 5% 이내에서 유의한 것으로 나타나 가설1을 지지하는 것으로 나타났다. 가설3을 검증하기 위한 상호작용변수들 중에는 YIELD*PENALTY*INSTB, YIELD*PENALTY*INSTC는 PEG모형, MPEG모형, 그리고 GM을 사용한 경우 모두 10% 수준에서 유의한 음의 값을 갖는 것으로 나타났으나 YIELD*PENALTY*INSTA는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이 결과는 <표 2>의 기술통계량에서도 나타난 바와 같이 정부와 정부관리업체 지분율이 상대적으로 낮으므로 정부와 정부관리업체 지분율의 증가는 자본비용에 영향을 미치지 못하는 반면, 금융기관·증권회사·보험회사 지분율이나 기타법인 지

분율이 증가하는 경우 자본비용에 영향을 미치는 것을 의미한다. 이것은 정부와 정부관리업체가 한계 투자자로서의 역할을 수행하지 않는 반면 금융기관·증권회사·보험회사와 법인은 한계투자자로서의 역할을 수행하는 것으로 판단된다. 이는 특정 집단의 기관투자자 비율이 증가할수록 내재자본비용과 배당수익률 세금불이익간의 양의 관계는 완화될 것이라는 가설3과 일치하는 결과이다. 이상의 결과는 기관지분율을 세분하여 분석한 <표 6>의 결과도 <표 5>의 결과를 지지하는 것으로 해석된다.

3. 추가적인 분석

Gompers and Metrick(2001)은 기관지분율과 기업규모간에 양의 상관관계가 있음을 보고하였다. 본 연구에서 기관지분율과 기업규모(총자산의 자연로그값)간의 상관계수는 0.443이다. 기관지분율과 기업규모간의 상관관계가 높기 때문에 기관지분율이 배당소득세프리미엄에 미치는 효과는 세금효과 보다는 규모효과를 포착한 것일 수 있다. 이와 같은 가능성을 검토하기 위해 식(7)에 기업규모(SIZE) 변수를 추가적인 통제변수로 포함하였다. 분석결과 PEG모형, MPEG모형, 그리고 GM을 사용한 경우 모두 가설1과 가설2를 검증하기 위한 $YIELD*PENALTY$ 와 $YIELD*PENALTY*INST$ 변수는 5% 수준에서 예상부호와 같이 유의한 값으로 나타났다. 따라서 기업규모를 통제하는 경우에도 결과는 변하지 않았다.

기관지분율이 규모효과를 포착한 것일 수 있다는 점을 검토하기 위해 추가로 식(7)에서 $INST$ 와 $YIELD*PENALTY*INST$ 변수를 $SIZE$ 와 $YIELD*PENALTY*SIZE$ 변수로 대체하여 분석을 실시하였다. 이 경우 PEG모형, MPEG모형, 그리고 GM을 사용한 경우 모두 $YIELD*PENALTY*SIZE$ 는 세금가설에서 예상하는 바와는 달리 유의하지 않은 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이 결과는 기관지분율이 규모효과가 아니라 세금효과를 포착하고 있음을 지지하는 증거이다.

Francis et al.(2005), Chen et al.(2006)은 발생액의 질(accrual quality)이 기업의 자본비용에 영향을 미친다는 결과를 제시하였다. 발생액의 질을 추가로 통제하기 위해 2가지 발생액의 질 측정치를 사용하였다. 하나는 Francis et al.(2005)과 같이 발생액의 질을 기준으로 한 포트폴리오(AQfactor - mimicking portfolio)의 위험프리미엄을 계산하였고²²⁾, 다른 하나는 수정Jones모형을 이용하여 계산된 재량적 발생액의 절대값을 사용하였다. 발생액의 질을 기준으로 한 포트폴리오의 위험프리미엄을 종속변수를 설명하는 개별변수로 사용된 경우 자본비용프리미엄과 10% 수준에서 유의적인 양의 관계로 나타나 선행연구와 일치하는 결과를 보였으나 식(7)에 추가적인 통제변수로 포함한 경우 계수는 유의하지 않게 나타났다. 발생액의 질 측정치를 통제하는 경우에도 $YIELD*PENALTY$ 와 $YIELD*PENALTY*INST$ 의 결과는 변하지 않았다. 이 결과는 발생액의 질을 통제하는 경우에도 연구가설이 지지되고 있음을 보여준다.

22) AQfactor - mimicking portfolio는 Francis et al.(2005)과 같이 AQ metric을 계산한 후 각 연도초를 기준으로 AQ를 5분위집단으로 구분하여 상위2개집단의 초기수익률과 하위2개집단의 초과수익률간의 차이로 계산하였다.

V. 결 론

배당소득세가 자산가격에 반영되는지 여부는 오랜 연구과제이다. 투자자의 세금이 주가에 미치는 영향과 관련하여 Fama and French(1998), Shackelford and Shevlin(2001)은 투자자 단계의 세금이 주가에 영향을 미치는지 여부에 대한 증거는 결과가 혼재되어 있고 논란의 여지가 있음을 지적하였다. 그러나 Ayers et al.(2002), Dhaliwal et al.(2003, 2005)과 같은 최근 연구는 투자자 단계에서 납부하는 세금이 주가에 반영된다는 증거를 제시하였다. 선행연구들은 Dhaliwal et al.(2005)을 제외하고는 자본비용의 대응치로 사후수익률을 사용하였다는 단점이 있다. 본 연구는 배당소득세 자본화에 대해 신뢰성 있는 검증을 하기 위해 사전자본비용에 해당하는 내재자본비용을 추정하여 배당수익률과의 관계를 검토하였다. 분석기간은 2001년과 2002년 자료를 사용하였고, 배당의 정보효과와 대리인효과로부터 세금효과를 분리하기 위해 배당소득세불이익의 시계열 변동을 이용하였다.

분석결과는 배당소득세불이익이 클수록 배당소득세 프리미엄이 존재한다는 가설을 지지하는 것으로 나타났다. 첫째 내재자본비용과 배당수익률의 관계는 세금불이익이 클수록 증가하는 것으로 나타났다. 둘째, 내재자본비용과 배당수익률의 관계는 세금불이익이 클수록 증가하지만 배당소득세 불이익이 작은 기관지분율이 증가하는 경우 이와 같은 양의 관계가 감소하는 것으로 나타났다. 셋째, 기관지분율이 증가하는 경우 내재자본비용과 배당수익률간의 양의 관계가 감소하는 것은 기관 투자자를 세분하여 분석하는 경우에도 나타났다. 금융기관·증권회사·보험회사 지분율, 그리고 기타법인 지분율이 증가할수록 명확하게 나타나 이들이 한계투자자로서의 역할을 수행하고 있음을 시사한다. 이상의 결과는 배당소득세 불이익이 큰 경우 자본비용이 증가하며 이에 따라 주가에 부정적인 영향을 미친다는 것을 시사한다. 이와 같은 결과는 규모효과나 발생액의 질을 통제하는 경우에도 변하지 않았다.

본 연구는 배당소득세와 주식수익률간의 관계를 사전자본비용을 이용하여 검증함으로써 사후자본비용을 사용한 선행연구에 비해 배당소득세 자본화와 관련하여 신뢰성 있는 연구 결과를 제시하였다. 본 연구의 증거는 세금이 주가가치평가에 미치는 영향을 이해하는데 도움이 되는 것으로 판단된다.

본 연구의 한계로는 배당소득세불이익의 시계열 변동을 측정하기 위해 2001년과 2002년에만 국한하고 있으므로 시계열변동이 증가하는 시점에 재분석할 필요가 있다. 그리고 기관지분율을 추가로 세분하여 세금속성을 파악하고 있는데 외국인 투자자의 경우 국내 세법 뿐만 아니라 본국의 세법이 세금속성을 파악하는데 영향을 미치게 된다. 투자자의 세금속성을 적절히 세분하는 경우 한계투자자의 역할을 이해하고 한계투자자를 파악하는데 도움이 될 것으로 보인다.

참고문헌

- Allen, F., A. E. Bernardo, and I. Welch. 2000. A theory of dividends based on tax – clienteles. *Journal of Finance* 55 : 2499 – 2536.
- Ayers, B. C., C. B. Cloyd, and J. R. Robinson. 2002. The effect of shareholder level dividend taxes on stock prices : Evidence from the revenue reconciliation act of 1993. *The Accounting Review* 77 : 933 – 947.
- Bell, L. and T. Jenkinson. 2002. New evidence of the impact of dividend taxation and on the identity of the marginal investor. *Journal of Finance* 57 : 1321 – 1346.
- Belsley, D. A., E. Kuh and R. E. Welsch. 1980. Regression diagnostics : Identifying influential data and sources of collinearity. New York, John Wiley & Sons.
- Bhattacharya, S. 1979. Imperfect information, dividend policy, and the ‘bird in the hand fallacy’. *Bell Journal of Economics and Management Science* 10 : 259 – 270.
- Black, F. and M. Scholes. 1974. The effect of dividend yield and dividend policy on common stock prices and returns. *Journal of Financial Economics* 1 : 1 – 22.
- Blume, M. 1980. Stock returns and dividend yields : Some more evidence. *Review of Economics and Statistics* 62 : 567 – 577.
- Botosan, C. 1997. Disclosure level and the cost of equity capital. *The Accounting Review* 72 : 323 – 349.
- Botosan, C. and M. Plumlee. 2002. A re – examination of disclosure level and expected cost of equity capital. *Journal of Accounting Research* 40 : 21 – 40.
- Brennan, M. 1970. Taxes, market valuation and corporate financial policy. *National Tax Journal* 23 : 417 – 427.
- Chen, K. A., B. Grundy and R. Stambaugh. 1990. Changing risk, changing risk premiums, and dividend yield effects. *Journal of Business* 63 : 51 – 70.
- Chen, S., T. Shevlin and Y. Tong. 2006. Does the pricing of financial reporting quality change around dividend changes? *Journal of Accounting Research* 45 : 1 – 40.
- Claus, J. and J. Thomas. 2001. Equity premia as low as three percent? Empirical evidence from analysts' earnings forecasts for domestic and international stock markets. *Journal of Finance* 56 : 1629 – 66.
- Dhaliwal, D., L. Krull, O.Z. Li. and W. Moser. 2005. Dividend taxes and implied cost of equity capital. *Journal of Accounting Research* 43 : 675 – 708.
- Dhaliwal, D., O. Li, and R. Trezevant. 2003. Is a dividend tax penalty incorporated into the return on a firm's common stock ? *Journal of Accounting and Economics* 35 : 155 – 178.
- Easton, P. 2004. PE ratios, PEG ratios, and estimating the implied expected rate of return on equity capital. *The Accounting Review* 79 : 73 – 95.
- Elton, E. J., and M. Gruber. 1970. Marginal stockholder tax rates and the clientele effect. *Review of Economics and Statistics* 52 : 68 – 74.

- Erickson, M. and E. Maydew. 1998. Implicit taxes in high dividend yield stocks. *The Accounting Review* 73 : 435 – 458.
- Fama, E. and K. French. 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33 : 3 – 56.
- Fama, E. and K. French. 1997. Industry cost of equity. *Journal of Financial Economics* 43 : 153 – 193.
- Fama, E. and K. French. 1998. Taxes, financing decisions, and firm value. *Journal of Finance* 53 : 819 – 843.
- Feltham, G. and J. Ohlson. 1995. Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. *Contemporary Accounting Research* 11 : 689 – 731.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 295 – 327.
- Gebhardt, L., C. Lee, and B. Swaminathan. 2001. Toward an implied cost of capital. *Journal of Accounting Research* 39 : 135 – 176.
- Gode, D. and P. Mohanram. 2003. Inferring the cost of capital using the Ohlson – Jeuttner model. *Review of Accounting Studies* 8 : 399 – 431.
- Gompers, P. and P. A. Metrick. 2001. Institutional investors and equity prices. *Quarterly Journal of Economics* 116 : 229 – 259.
- Guenther, D. and R. Sansing. 2003. Fundamentals of shareholder tax capitalization. Working paper. University of Colorado and Dartmouth College.
- Hwang, L., W. Lee, and S. Lim., 2008. Korean evidence on the implied cost of equity. *Korean Accounting Review* 33(1) : 97 – 125.
- Jain, R. 2000. Institutional investors do not prefer dividends : individual investors do. Working paper. Temple University.
- Jensen, M. 1986. Agency costs of free cash flows, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review* 76 : 323 – 329.
- John, K. and J. Williams. 1985. Dividends, dilution, and taxes : A signaling equilibrium. *Journal of Finance* 35 : 1053 – 1070.
- Kalay, A. 1982. The ex – dividend day behavior of stock prices : A re – examination of the clientele effect. *Journal of Finance* 37 : 1059 – 1070.
- Ko, Jong Kwon. 2004. The effect of dividend taxes and institutional ownership on stock returns. *Korean Accounting Review* 29(4) : 249 – 276. [Printed in Korean]
- Ko, Jong Kwon. 2005. Dividend change, dividend taxes and stock returns. *Korean Accounting Review* 30(1) : 189 – 216. [Printed in Korean]
- Lang, M. H., and D. A. Shackelford. 2000. Capitalization of capital gains taxes : evidence from stock price reactions to the 1997 rate reduction. *Journal of Public Economics* (April) : 69 – 85.

- Litzenberger, R.H. and K. Ramaswamy. 1979. The effect of personal taxes and dividends on capital asset prices. *Journal of Financial Economics* 7 : 163 – 195.
- Litzenberger, R.H. and K. Ramaswamy. 1980. Dividends, short selling restrictions, tax induced investor clienteles and market equilibrium. *Journal of Finance* 35 : 469 – 482.
- Litzenberger, R.H. and K. Ramaswamy. 1982. The effects of dividends on common stock prices : tax effects or information effects? *Journal of Finance* 37 : 429 – 443.
- Miller, M. 1977. Debt and taxes. *Journal of Finance* 32 : 261 – 276.
- Miller, M. and F. Modigliani. 1961. Dividend policy, growth, and the valuation of shares. *Journal of Business* 34 : 411 – 433.
- Miller, M. and K. Rock. 1985. Dividend policy under asymmetric information. *Journal of Finance* 40 : 1031 – 1051.
- Miller, M. and M. Scholes. 1982. Dividend and taxes : Some empirical evidence. *Journal of Political Economy* 90 : 1118 – 1141.
- Naranjo, A, M. Nimalendran and M. Ryngaert. 1998. Stock returns, dividend yields, and taxes. *Journal of Finance* 53 : 2029 – 2057.
- Ohlson, J. 1995. Earnings, book value, and dividends in security valuation. *Contemporary Accounting Research* 11 : 661 – 687.
- Ohlson, J. and B. Jeuttner – Nauroth. 2003. Expected EPS and EPS growth as a determinant of value. Working paper. New York University.
- Poterba, J. and L. Summers. 1985. The economic effects of dividend taxation in Recent Advances in Corporate Finance, edited by E. Altman and M. Subrahmanyam. Homewood, IL; Irwin : 321 – 387.
- Sias, R. and L. Starks. 1997. Return autocorrelation and institutional investors. *Journal of Financial Economics* 46 : 103 – 131.
- Shackelford, D. and T. Shevlin. 2001. Empirical tax research in accounting. *Journal of Accounting and Economics* 31 : 321 – 387.

The Effect of Dividend Tax Penalty and Institutional Ownership on Implied Cost of Equity Capital : Korean Evidence

Jong Kwon Ko* · Mun Hee Jo**

〈Abstract〉

Whether stock prices capitalize shareholder level dividend taxes has been long question, but still there is no consensus among researchers. This question is important because it provides information about the determinants of a firm's cost of equity capital. Recent accounting researches, specially in return studies, find evidence consistent with dividend tax capitalization using long-term and short-term returns. But, as Dhaliwal et al.(2005) pointed out, one important limitation in these studies is that they use realized returns to examine the effect of dividend taxes on stock returns because ex ante required returns are not readily available.

This paper extends the prior return research by estimating the implied cost of capital using Korean market data and investigate the effect of dividend taxes on these measures of the ex ante cost of equity capital to test for dividend tax capitalization. The ex ante cost of equity capital is recognized as the theoretically relevant measure in tests for dividend tax capitalization. As for the implied cost of capital, we estimate 3 different measures using the methods established by Gode and Mohanram(2003) and Easton(2004). Korea is different from the United States in that Korea has dividend imputation system to protect shareholders from double taxation whereas the United States has not. As a result, Korean market shareholders faces different dividend tax penalty than the United States market shareholders. Our use of the implied cost of capital and the Korean market data should provide an international evidence of dividend tax capitalization.

We also use institutional ownership to further investigate the question : if dividend taxes affect the cost of capital, how does the magnitude of this effect vary with this firm specific characteristics?

We limit the sample period for 2 years from 2001 to 2002 considering the estimation of implied cost of capital and the measurement of dividend tax penalty and use total 281 firm-year data. We use the methodology in Dhaliwal et al.(2005) by exploiting time-series variation in dividend tax penalty, which is a function of dividend and capital gain tax rates, to isolate the tax effect from the information and agency effects of dividends. A firm's dividend yield is used to capture the level of

* Professor, School of Business, Hanyang University

** Doctoral Student, School of Business, Hanyang University

tax disadvantaged dividend income and the level of institutional ownership is utilized as a proxy for marginal investors which have relatively low dividend tax penalty. We further disaggregate institutional ownership into 3 different groups that are more homogeneous with respect to their tax attributes : government, banking – securities – insurance company, and other corporations' ownership ratios.

The results generally support the dividend tax capitalization hypotheses. First, the relation between the implied cost of capital and dividend yield is increasing in the magnitude of dividend tax penalty. Second, the positive relation between the implied cost of capital and dividend yield is decreasing in the level of institutional ownership. Third, the positive relation between the implied cost of capital and dividend yield is decreasing in the level of banking – securities – insurance company, and other corporations' ownership ratios when we further disaggregate institutional ownership into 3 different groups. This result suggest that banking – securities – insurance company, and other firms can play their role as marginal investors in Korea. Overall, these results suggest that dividend tax penalty increases the dividend tax premium, in other words implied equity premium, and accordingly it has negative effect on stock prices. The evidence in this paper adds to the understanding of the effect of taxes on equity prices.

<Key words> dividend yield, dividend tax penalty, institutional ownership, implied cost of equity capital, dividend tax capitalization