

기업의 배당개시결정에 관한 실증적 연구

신민식* · 송준협**

〈요 약〉

본 연구는 1997년 1월 1일부터 2006년 12월 31일까지 한국증권선물거래소의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 IPO 기업을 대상으로 배당개시결정의 3가지 측면, 즉, 배당개시 여부, 배당수준 및 배당개시시점의 결정요인을 실증분석 하였으며, 주요한 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 주요 배당이론, 즉, 잔여배당이론, 배당신호이론, 대리인이론, 케이터링이론, 거래비용이론 등에서 제시된 배당결정요인들은 IPO 기업의 배당개시결정에도 유의한 영향을 미친다. 성장기회 변수인 M/B 비율과 R&D지출 비율이 낮을수록, 수익성 변수인 EBITDA 비율이 높을수록, 거래량회전율이 낮을수록, 그리고 배당프리미엄이 높을수록 배당개시확률은 높아진다.

둘째, 주요 배당이론에서 제시된 배당결정요인 중에서 성장기회 변수와 수익성 변수는 IPO 기업의 배당수준결정에도 유의한 영향을 미친다. 즉, 성장기회 변수인 R&D지출 비율이 낮을수록, 그리고 수익성 변수인 EBITDA 비율이 높을수록 배당수준이 증가한다.

셋째, 배당개시확률을 증가시키는 요인들은 배당개시시점을 단축시키는 요인으로 작용한다. 즉, 성장기회 변수인 R&D지출이 낮을수록, 수익성 변수인 EBITDA 비율이 높을수록, 그리고 거래량회전율이 낮을수록, 배당개시확률은 증가하고 배당개시시점은 단축된다. 특히, 수익성 변수인 EBITDA 비율 및 거래량회전율은 배당개시시점과 배당지급/연기 결정에 모두 유의한 영향을 미친다. 즉, EBITDA 비율이 높을수록 배당개시시점이 단축되고, 거래량회전율이 높을수록 배당개시시점이 연기된다. 또한 배당개시기업의 대부분은 IPO 후 2년 이내에 배당개시 여부를 결정한다. 따라서 기업이 IPO 후 2년 이내에 배당개시를 하지 않으면 그 이후에는 배당개시를 하지 않을 가능성이 많다.

주제어 : 배당이론, 배당결정요인, 배당개시결정, 배당수준결정, 배당개시시점결정

논문접수일 : 2007년 05월 27일 논문게재확정일 : 2007년 11월 09일

* 경북대학교 경영학부 교수

** 안동대학교 경영학과 조교수

*** 이 논문을 위하여 유익한 논평을 해주신 두 분의 심사자께 깊이 감사드립니다.

I. 서 론

경영자들은 배당정책이 자사주매입정책보다 융통성이 부족하다고 생각하기 때문에 배당정책에 대하여 보수적으로 접근하며, 특히 배당개시결정을 매우 신중하게 하는 경향이 있다. 실제로 IPO(initial public offerings) 기업이 배당을 개시하면 배당지급을 지속하는 경향이 있기 때문에 배당개시는 기업의 수명주기를 나타내는 이정표로 간주되기도 한다.

배당개시결정에 관한 이론적 배경은 기존의 배당이론에서 찾아볼 수 있다. 기존의 배당이론은 잔여배당이론, 배당신호이론, 대리인이론, 고객이론, 케이터링이론, 거래비용이론 등으로 분류된다. Kale et al.(2006)은 배당개시결정요인을 기존의 배당이론으로 설명하였으며, Brav et al.(2005)은 배당개시결정 시 배당수준결정도 기존의 배당이론으로 설명할 수 있다고 하였다.

잔여배당이론에서는 기업이 투자수요를 충족하고도 현금잔고가 있는 경우에 배당을 지급한다고 주장한다. 이는 투자지출이 많은 성장기에 있는 기업일수록 배당개시확률이 낮을 수 있음을 암시한다. 배당신호이론에서는 비대칭정보 하에서 기업의 미래 가치에 관한 우월한 정보를 시장에 전달하기 위한 수단으로 배당을 사용한다고 주장하고, 대리인이론에서는 비대칭정보 하에서 주주와 경영자간의 대리인문제를 완화시키기 위한 수단으로 배당을 지급한다고 주장한다. Allen et al.(2000)은 기업의 질적 수준에 관한 평가능력이 우월한 기관투자자를 유인하기 위한 수단으로 배당을 지급한다는 고객이론과 일치하는 연구결과를 발표하였다. Baker and Wurgler(2004)는 시장참가자의 배당요구에 따라 배당지급을 결정한다는 케이터링이론을 주장하였으며, Miller and Modigliani(1961)는 투자자들이 주식거래를 통해 무비용으로 자기배당(homemade dividend)을 복제할 수 있으므로 배당정책은 기업가치와 무관하다는 거래비용이론을 주장하였다.

배당에 관한 국내 연구는 배당결정요인과 배당공시효과에 관한 연구가 주류를 이루고 있다. 배당결정요인에 관한 연구 중에서, 육근호(1989)는 매출액성장률, 대주주지분율 및 베타계수가 배당성향에 음(-)의 영향을 미친다고 하였고, 주상용(1993)은 내부자지분율이 배당성향에 음(-)의 영향을 미친다고 하였으며, 김철중(1996)은 내부자지분율이 배당비율에 음(-)의 영향을 미친다고 하였다. 원정연·김성민(1999)은 배당결정요인에 관한 설문조사를 통해, 당기순이익, 회계상 배당가능이익, 향후 필요한 현금흐름, 미

래 예상이익, 과거 배당성향, 동종업계 배당지급관행, 시중금리 등이 중요하다고 하였다. 설원식·김수정(2006)은 외국인투자자비용이 배당수익률에 유의한 양(+)의 영향을 미친다고 하였고, 최종범·서정원(2005)은 세계 24개국의 기업을 대상으로 배당결정요인을 분석한 결과, 내부자지분율의 영향은 약하고 매출액성장률은 유의하지 않으며 주가변동성은 유의한 음(-)의 영향을 미친다고 하였다. 배당공시효과에 관한 연구 중에서, 남명수·우춘식(1987)은 현금배당공시일을 사건일로 할 경우 유의한 양(+)의 초과수익률이 발생한다고 하였고, 김동욱(1989)은 주주총회일을 사건일로 할 경우 배당증가와 배당감소가 모두 유의한 초과수익률을 발생시킨다고 하였다. 그러나 국내 연구에서는 배당결정요인에 관한 분석모형의 설명력이 약하거나 변수간의 인과관계가 명확하지 않고, 아직 배당개시결정에 관한 연구는 발표되지 않은 것 같다.

본 연구는 이상과 같은 선행연구를 바탕으로 하여 1997년 1월 1일부터 2006년 12월 31일까지 한국증권선물거래소의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 IPO 기업을 대상으로 배당개시결정에 관하여 실증분석 하고자 한다. 연구방법은 기존의 배당이론을 배당개시결정에 적용한 Brav et al.(2005), Kale et al.(2006) 등의 방법론에 따르되, 분석모형과 변수를 우리나라의 실정에 맞추어 수정하였다. 또한 유가증권시장과 코스닥시장으로 나누어 분석한 다음 전체적인 분석과 비교하는 방법을 사용한다. 세부적인 분석내용으로, 배당개시결정의 3가지 측면, 즉, 배당개시 여부, 배당수준 및 배당개시시점에 관한 결정요인을 실증분석 한다. 다시 말해, 기업이 배당개시결정을 할 때 영향을 미치는 요인은 무엇인가, 배당개시결정과 동시에 배당수준결정에 영향을 미치는 요인은 무엇인가, 그리고 배당개시시점을 결정할 때 영향을 미치는 요인은 무엇인가를 분석 한다. 특히, 코스닥시장에는 혁신적인 신생기업들이 많기 때문에 배당개시결정이 어떻게 이루어지는가를 살펴보는 것은 매우 중요하다고 생각한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 I장 서론에 이어, 제 II장에서는 선행연구에 대하여 검토하고, 제 III장에서는 자료수집, 분석모형과 변수의 정의 등 연구 설계를 설명한다. 제 IV장에서는 변수에 대한 기초 통계량 분석과 다양한 회귀분석 결과를 제시하고, 제 V장에서는 결론과 더불어 연구의 한계점을 제시한다.

II. 선행 연구

배당개시결정에 관한 이론적 배경은 기존의 배당이론에서 찾아볼 수 있다. Kale et al.(2006)은 배당개시결정요인을 기존의 배당이론으로 설명하였고, Brav et al.(2005)은

배당수준결정도 기존의 배당이론으로 설명할 수 있다고 하였다. 기존의 배당이론은 잔여배당이론, 배당신호이론, 대리인이론, 고객이론, 케이터링이론, 거래비용이론 등으로 분류된다.

잔여배당이론에서는 기업이 투자수요를 충족하고도 현금잔고가 있을 경우에 배당을 지급한다고 주장한다. 기업이 성장기에 있을 경우에는 투자수요가 증가하고 현금잔고가 감소하기 때문에 배당지급이 어려운 반면에 성장기를 지나 성숙기에 접어들면 투자수요가 감소하고 현금잔고가 증가하기 때문에 배당지급이 용이하게 된다. 이는 투자지출이 많은 성장기에 있는 기업일수록 배당개시확률이 낮을 수 있음을 암시한다. 따라서 잔여배당이론에서는 배당개시확률이 자본지출, R&D 지출 및 레버리지와 음(-)의 관계가 있고, 영업이익과는 양(+)의 관계가 있을 것으로 예상한다.

Pettit(1972), Bhattacharya(1979), Aharony and Swary(1980), Kalay(1980), Asquith and Mullins(1983), John and Williams(1985), Miller and Rock(1985), Healy and Palepu(1988), Eades(1982), Venkatesh(1989), Yoon and Starks(1985), Kale and Noe(1990) 등은 배당신호이론을 주장하였다. 이들은 비대칭정보 하에서 기업의 미래 가치에 관한 우월한 정보를 시장에 전달하기 위한 수단으로 배당을 사용한다고 주장한다. 기업이 배당개시를 하거나 배당을 증가시키면 기업의 미래 가치에 관한 호재로 전달되어 주가가 상승하고, 배당을 중단하거나 배당을 감소시키면 악재로 전달되어 주가가 하락한다. 따라서 주가는 배당지급 그 자체보다 기업의 미래 가치에 관한 신호효과에 따라 변화한다는 것이다. 또한 기업의 현금흐름의 변동성이 높을 것으로 예상되면 경영자들이 개인적으로 재무적 곤경비용을 감수해야 하므로 가급적이면 배당개시를 회피하려고 한다.

Bhattacharya(1979), John and Williams(1985), Miller and Rock(1985) 등은 배당은 기업의 현금흐름 수준에 관한 신호를 전달한다고 하였고, Kale and Noe(1990)는 배당을 기업의 현금흐름의 분산에 관한 신호로 사용된다고 하였다. 그러나 이러한 모형들은 배당수준을 예측하는 데는 효과적이지만 배당개시 여부를 예측하는 데는 효과적이지 않다는 비판이 있으나, Lipson et al.(1995)은 배당개시 여부와 배당수준 예측을 분리하는 것이 불가능하다고 하였다.

Shleifer and Vishny(1986)는 기업이 기관투자자를 유인하기 위하여 배당정책을 변화시킬 수 있다고 하였고, Del Guercio(1996)는 기관투자자 중에서도 연금기금과 은행은 '신중한 관리자 규칙'을 더 엄격히 준수하고, 연금기금은 배당세금혜택이 더 크기 때문에 배당지급을 더 선호한다고 하였다. Allen et al.(2000)은 배당지급과 기관투자자지

분율간의 관계를 비대칭정보하의 신호이론으로 설명하였다. 비대칭정보 하에서, 저평가 기업은 자신의 진정한 가치를 더 잘 평가해 줄 수 있는 기관투자자를 유인하기 위한 수단으로 배당지급을 사용한다고 하였다. 즉, 배당지급은 기업의 진정한 가치에 관한 정보신호를 기관투자자에게 전달하기 위한 수단이 된다는 것이다.

Lintner(1956), Rozeff(1982), Lang and Litztenberger(1989), Smith and Watts(1992), Benartzi et al.(1997) 등은 비대칭정보 하에서 주주와 경영자간의 대리인문제를 완화시키기 위한 수단으로 배당을 지급한다는 대리인이론을 주장하였다. 기업의 소유권이 분산될수록 주주와 경영자간의 대리인문제가 심각하게 발생하며 대리인비용도 증가한다. 특히, 기업이 성장기를 지나 성숙기에 접어들면 투자기회가 감소하는 반면에 잉여현금흐름은 증가하여 주주와 경영자간의 대리인문제가 심각하게 된다. 이러한 경우에 배당지급을 증가시키면 음(-)의 순현가를 갖는 투자안에 대한 경영자의 과잉투자를 사전에 예방할 수 있으므로 주주와 경영자간의 대리인문제를 완화시킬 수 있다. 따라서 배당개시확률은 기업의 미래성장기회와 음(-)의 관계가 있고, 잉여현금흐름 공급과 양(+)의 관계가 있다. 후자는 배당개시확률이 과거 자본지출, R&D지출 및 레버리지와 음(-)의 관계가 있고, 이익과 양(+)의 관계가 있음을 의미한다.

배당정책에 관한 고객이론에서는 기업의 주주 구성에 따라 배당정책도 달라져야 한다고 주장한다. 왜냐하면 투자자 마다 기업의 배당정책에 대한 선호도가 다르기 때문이다. 연금소득자나 저소득층에서는 현금배당을 선호하는 반면에 고소득층에서는 상대적으로 세금부담이 많은 배당소득보다 자본이득을 선호하는 경향이 있다. Allen et al.(2000)은 우량기업은 기업의 질적 수준에 관한 평가능력이 우월한 기관투자자를 유인하기 위한 수단으로 배당을 지급하는 반면에 불량기업은 자신의 진정한 모습이 드러나기를 원하지 않으므로 우량기업의 행동을 모방 할 수 없다고 하였다. 즉, 기업은 자신의 질적 수준에 관한 평가능력이 우월한 기관투자자를 유인하기 위한 수단으로 배당을 지급함으로써 자신이 우량기업이라는 신호를 전달하게 된다. 따라서 기관투자자지분율이 높으면 배당개시확률도 증가하게 된다. 이러한 논리는 배당정책에 관한 고객이론과 일치한다.

Baker and Wurgler(2004)는 시장참가자의 배당요구에 따라 배당지급을 결정한다는 케이터링이론(catering theory)을 주장하였다. 배당지급기업의 주가가 고평가되어 가격프리미엄이 존재할 경우에 경영자들은 투자자의 배당요구를 수용하여 배당을 지급하게 된다. 투자자의 배당요구에 대한 대응변수는 배당기업과 무배당기업간의 M/B 비율의 차이로 측정할 수 있다.

Miller and Modigliani(1961)는 투자자들이 주식거래를 통해 무비용으로 배당을 복제할 수 있으므로 배당정책은 기업가치와 무관하다는 거래비용이론을 주장하였다. 즉, 투자자들은 주식의 유동성이 클수록 주식거래를 통해 저렴한 거래비용으로 자신의 취향에 맞는 자기배당(homemade dividend)을 복제하기가 쉬워진다. 달리 말해, 주식의 유동성이 클수록 투자자들이 자기배당을 복제하기가 쉬워지므로 기업은 배당개시를 회피하는 경향이 있다. 주식의 유동성은 거래량으로 측정할 수 있으며, 거래량이 많을수록 거래비용이 감소한다고 본다.

배당과 관련된 국내 연구는 배당결정요인과 배당공시효과에 관한 연구가 주류를 이루고 있으나, 아직까지 모형의 설명력이 약하거나 변수간의 인과관계가 명확하게 확인되지 않고 있다. 배당결정요인에 관한 연구 중에서, 육근효(1989)는 매출액성장률, 대주주지분율 및 베타계수는 배당성향에 음(-)의 영향을 미친다고 하였고, 주상용(1993)은 내부자지분율이 배당성향에 음(-)의 영향을 미친다고 하였으며, 김철중(1996)은 내부자지분율이 배당비율에 음(-)의 영향을 미친다고 하였다. 원정연·김성민(1999)은 배당결정요인에 대한 설문조사를 통해, 당기순이익, 회계상 배당가능이익, 향후 필요한 현금흐름, 미래 예상이익, 과거 배당성향, 동종업계 배당지급관행, 시중금리 등이 중요하다고 하였다. 설원식·김수정(2006)은 외국인투자자비율이 배당수익률에 유의한 양(+)의 영향을 미친다고 하였고, 최종범·서정원(2005)은 세계 24개국의 기업을 대상으로 배당결정요인을 분석한 결과, 내부자지분율의 영향은 약하고 매출액성장률은 유의하지 않으며 추가변동성은 유의한 음(-)의 영향을 미친다고 하였다. 배당공시효과에 관한 연구 중에서, 남명수·우춘식(1987)은 현금배당공시일을 사건일로 할 경우 유의한 양(+)의 초과수익률이 발생한다고 하였고, 김동욱(1989)은 주주총회일을 사건일로 할 경우 배당증가와 배당감소가 모두 유의한 초과수익률을 발생시킨다고 하였다.

Ⅲ. 연구 설계

1. 자료

본 연구에서는 1997년 1월 1부터 2006년 12월 31일까지의 분석기간 동안 다음과 같은 기준에 따라 표본기업을 선정한다.

- ① 1997년 1월 1일 이후 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 IPO 기업을 대상으로

한다. 다만, 유가증권시장에 상장된 IPO 기업 중에서 자산규모가 5조원 이상인 대기업은 기업규모 변수에서 통계적 이상치를 나타내므로 표본기업에서 제외한다.

- ② 분석기간 동안 www.krx.co.kr과 KIS Value II에서 분석에 필요한 재무 자료를 구할 수 없는 기업은 제외한다.
- ③ 은행, 증권, 보험 등 금융업종은 자본구조와 영업방법 등이 제조기업과 다른 특성이 있으므로, Fama and French(2001), 최종범·서정원(2005) 등 선행연구에 따라 표본기업에서 제외한다.

이상의 조건을 충족하는 표본기업의 연도별 현황은 <표 1>과 같다. 유가증권시장의 연도별 누계는 143개이고, 코스닥시장의 연도별 누계는 251개이며, 전체 표본기업의 연도별 누계는 394개이다. 유가증권시장의 표본기업은 1998년과 2000년을 제외하면 연도별로 고른 분포를 이루고 있으나, 코스닥시장의 표본기업은 1999년 이후 급격히 증가하고 있다. 이는 IT, 생명공학 등 신기술 분야의 신생기업들이 대거 코스닥시장에 상장한 결과라고 할 수 있다.

<표 1> 표본기업의 연도별 현황

연도	표본기업 수			IPO 후 연도별 배당개시기업 수						
	유가증권시장	코스닥시장	계	IPO+0	IPO+1	IPO+2	IPO+3	IPO+4	IPO+5	계
1997	21	21	42	27	8	1	2	1	1	40
1998	3	2	5	3				1		4
1999	15	21	36	29	5					34
2000	4	50	54	43	3	2	2			50
2001	12	44	56	38	4	1	2	2		47
2002	22	38	60	41	5	1				47
2003	15	26	41	34	1	1	1			37
2004	16	17	33	26		1				27
2005	15	23	38	23	2					25
2006	20	9	29	21						21
합계	143	251	394	295	28	7	7	4	1	342

표본기업은 배당개시(dividend initiation : DI)기업과 비배당개시(non-dividend initiation : NDI) 기업으로 구분할 수 있다. 배당개시 연도는 IPO 후 첫 번째 현금배당을 지급한 연도로 한다. 전체 394개 표본기업 중에서 342개 DI 기업은 IPO+5년 이내에 배당

개시를 하였고, 나머지 52개 NDI 기업은 배당개시를 하지 않은 것으로 나타났다. 또한 342개 DI 기업 중에서 295개(86.5%) 기업은 IPO+0년에 배당개시를 하였고 28개(8.2%) 기업은 IPO+1년에 배당개시를 하여 IPO 후 2년 내에 배당개시를 할 확률이 가장 높음을 알 수 있다.

본 연구에서는 Warner et al.(1988), Weisbach(1988), Kale et al.(2006) 등의 방법론에 따라 전체 표본기업을 DI 기업표본과 NDI 기업표본으로 구분한다. 이를 위해 전체 표본기업에 대하여 IPO+0년부터 IPO+5년까지 배당개시 여부를 추적한다. IPO 후에 배당개시를 연기할수록 추적기간은 길어진다. 예를 들어, <표 1>에서 1997년에 IPO를 실시한 42개 IPO 표본기업 중에서 40개 기업은 IPO 후 5년 이내에 배당개시를 한 DI 기업이고, 나머지 2개 기업은 배당개시를 하지 않은 NDI 기업이다. 40개 DI 기업 중에서 27개 기업은 IPO+0년인 1997년에 배당개시를 곧바로 하였고, IPO+1년인 1998년에 8개, IPO+2년인 1999년에 1개, IPO+3년인 2000년에 2개, IPO+4년인 2001년에 1개, IPO+5년인 2002년에 1개 기업이 각각 배당개시를 하였다. 따라서 IPO+0년인 1997년에는 42개 IPO 기업표본 중에서 27개 기업은 DI 기업으로, 나머지 15개 기업은 NDI 기업으로 분류하고, IPO+1년인 1998년에는 전년도에의 나머지 15개 NDI 기업표본 중에서 8개 기업은 DI 기업으로, 나머지 7개 기업은 NDI 기업으로 분류한다. IPO+2년인 1999년에는 전년도에의 나머지 7개 NDI 기업표본 중에서 1개 기업은 DI 기업으로, 나머지 6개 기업은 NDI 기업으로 분류한다. IPO+3년인 2000년에는 전년도에의 나머지 6개 NDI 기업표본 중에서 2개 기업은 DI 기업으로, 나머지 4개 기업은 NDI 기업으로 분류하고, IPO+4년인 2001년에는 전년도에의 나머지 4개 NDI 기업표본 중에서 1개 기업은 DI 기업으로, 나머지 3개 기업은 NDI 기업으로 분류한다. IPO+5년인 2002년에는 전년도에의 나머지 3개 NDI 기업표본 중에서 1개 기업은 DI 기업으로, 나머지 2개 기업은 NDI 기업으로 분류한다. 따라서 1997년에 IPO를 실시한 42개 IPO 표본기업 중에서 40개 기업은 연차적으로 DI 관측치를 제공하고, NDI 표본기업은 연차적으로 47(15+7+6+4+3+2+2×5)개의 NDI 관측치를 제공한다. 이러한 절차를 모든 IPO 기업에 반복적으로 매년 적용하여 DI 기업표본과 NDI 기업표본을 구축한다.

본 연구에서 독립변수는 1년 단위로 측정하고, 모든 IPO 기업을 배당개시 전년까지는 NDI 기업으로 분류하여 독립변수를 측정하고, 배당개시 연도에만 DI 기업으로 분류하여 독립변수를 측정하며, 그 이후에는 DI 기업표본에서 그 DI 기업을 제외시킨다. 예를 들어, IPO+0년이 1997년이고 배당개시 연도가 2000년이라고 하면, IPO+0년인 1997년부터 IPO+1년인 1998년, IPO+2년인 1999년까지 NDI 기업으로 분류하여 각 연도의

독립변수를 측정하고, IPO+3년인 2000년에는 배당개시 연도이므로 DI 기업으로 분류하여 독립변수를 측정하며, 2001년 이후에는 DI 기업표본에서 제외시킨다. 따라서 IPO 기업은 배당개시 연도까지 여러 번 NDI 기업표본에 포함되는 반면에 배당개시를 하면 배당개시 연도에만 DI 기업표본에 포함되고 그 이후에는 DI 기업표본에서 제외된다. 이러한 절차를 모든 다른 IPO 기업에 적용하여 독립변수를 측정한다.

이상과 같은 표본구축방법은 시간의 경과에 따라 기업의 실체와 특성변수의 변화를 잘 포착할 수 있다. 또한 IPO 기업이 특정 연도에 배당개시를 하는 이유를 효과적으로 포착할 수 있다. 예를 들어, 1997년에 기업공개를 한 42개 IPO 기업이 모두 당해 연도에 배당개시를 실시할 수 있는 데도 불구하고 27개 기업만이 배당개시를 하여 DI 기업이 되고, 나머지 15개 기업은 배당개시를 하지 않아 NDI 기업이 된 이유를 포착할 수 있다. IPO 기업 중에서 배당개시를 하지 않은 NDI 기업은 매년마다 배당개시 여부를 새롭게 결정해야 한다.

2. 분석모형과 변수의 정의

본 연구에서는 IPO 기업의 배당개시결정요인을 분석하기 위하여 식 (1)과 같은 로지스틱 회귀모형을 설정한다.

$$\ln\left[\frac{\Pr(DI_t)}{1-\Pr(DI_t)}\right] = \beta_0 + \beta_1 M/B_t + \beta_2 RDA_t + \beta_3 CEA_t + \beta_4 LTDA_t + \beta_5 BH_t + \beta_6 ORS_t + \beta_7 IOWN_t + \beta_8 TURN_t + \beta_9 DPREM_t + \beta_{10} AGE_t + \epsilon_t \quad (1)$$

단, $\Pr(DI_t)$ = t년의 배당개시확률

M/B_t = t년의 M/B 비율[(자기자본 시장가치+부채 장부가치)/자산 장부가치]

RDA_t = t년의 R&D지출/총자산

CEA_t = t년의 자본지출/총자산

$LTDA_t$ = t년의 장기부채/총자산

BH_t = t년의 [주식베타계수/(1+부채/자기자본)]

ORS_t = t년의 EBITDA/매출액

$IOWN_t$ = t년의 IPO 기업의 기관투자자지분율

$TURN_t$ = t년의 연간주식거래량/총주식발행수

$DPREM_t$ = t년의 [ln(DI 기업의 M/B 비율)-ln(NDI 기업의 M/B 비율)]

AGE_t = [1+(IPO 연도부터 관측연도까지 경과된 연도수)]

ϵ_t = 오차항

식 (1)에서 종속변수 $Pr(DI)$ 는 IPO 기업의 배당개시확률을 나타내고, DI 는 배당개시를 하면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 가지며, DI 의 분포는 로지스틱 함수(logistic function)를 따른다.¹⁾

<표 2> 배당개시결정변수의 명칭과 이론적 배경

변수 기호	변수 명칭	배당이론별 변수와 예측 부호					
		잔여배당이론	배당신호이론	대리인이론	고객이론	케이팅이론	거래비용이론
M/B	M/B 비율	-		-			
RDA	R&D지출 비율	-		-			
CEA	자본지출 비율	-		-			
LTDA	장기부채 비율	-		-			
BETA	베타계수		-				
ORS	EBITDA 비율	+	+	+			
IOWN	기관투자자지분율		+	+	+		
TURN	거래량회전율						-
DPREM	배당프리미엄					+	

주) 변수에 대한 조작적 정의는 식 (1)을 참고하기 바람.

그리고 식 (1)에서 설명변수는 <표 2>와 같은 기존의 배당이론에서 제시된 다양한 변수들로 구성된다. 설명변수 중에서 M/B 비율(M/B), R&D지출 비율(RDA), 자본지출 비율(CEA) 및 장기부채 비율(LTDA)은 잔여배당이론과 대리인 이론을 검정하기 위한 대응변수로서, 모두 배당개시확률에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 경영위험을 나타내는 주식의 베타계수(BETA)는 배당신호이론을 검정하기 위한 대응변수로서 배당개시확률에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상되며, EBITDA 비율(ORS)은 잔여배당이론, 배당신호이론 및 대리인이론을 검정하기 위한 대응변수로서 배당개시확률에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 기관투자자지분율(IOWN)은 배당신호이론, 대리인이론 및 고객이론을 검정하기 위한 대응변수로서 배당개시확률에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 거래량회전율(TURN)은 거래비용이론을 검정하기 위한 대응변수로서 배당개시확률에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상되고, 배당프리미엄(DPREM)은 케이팅이론을 검정하기 위한 대응변수로서 배당개시확률에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 그리고 연도변수(AGE)는 통제변수로 사용한다. 연도변수(AGE)는 배당개시시점을 추적할 수 있는 통제변수로서 배당개시확률에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다.

1) 모형을 설명하는 과정에서 시각적인 단순화를 위해 변수에 대한 첨자를 생략한다.

본 연구에서는 IPO 기업의 배당수준결정요인을 분석하기 위하여 식 (2)와 같은 토빗 회귀모형을 설정한다. Barclay et al.(1995)은 배당수익률이 한쪽으로 절단된 확률분포를 이루고 있기 때문에 토빗 회귀모형이 선형회귀모형보다 더 적합하다고 하였다.

$$DY_t = \beta_0 + \beta_1 M/B_t + \beta_2 RDA_t + \beta_3 CEA_t + \beta_4 LTDA_t + \beta_5 B_t + \beta_6 ORS_t + \beta_7 IOWN_t + \beta_8 TURN_t + \beta_9 DPREM_t + \beta_{10} AGE_t + \epsilon_t \quad (2)$$

단, DY_t = t년의 배당수익률

식 (2)에서 종속변수 DY 는 IPO 기업의 배당수익률을 나타내며, 무배당기업의 배당수익률은 0의 값을 부여한다. IPO 기업이 배당개시를 하기 전에는 무배당기업으로 처리하고, 배당개시 연도에만 배당기업으로 처리하며, 그 이후에는 표본에서 제외한다.

IPO 기업이 배당개시결정을 할 때는 배당수준결정도 동시에 한다. 따라서 본 연구에서는 배당개시와 배당수준의 결정요인을 동시에 분석하기 위하여 토빗 회귀모형을 설정하며, 종속변수를 제외한 독립변수는 식 (1)의 로지스틱 회귀모형과 동일하다. 즉, IPO 기업의 배당개시결정에 영향을 미치는 변수들이 배당수준결정에도 동일한 영향을 미친다고 가정한다.

그리고 본 연구에서는 기업이 배당개시 여부와 배당개시시점을 동시에 결정한다는 가정 하에서 로지스틱 회귀분석과 생존분석을 결합한 Cox의 비례적 위험(Cox proportional hazard : CPH) 모형을 적용하고자 한다. CPH 모형은 사건의 발생여부와 사건의 발생시점을 동시에 결합적으로 분석할 수 있는 장점이 있다. Shumway(2001)는 CPH 모형이 배당개시라는 사건의 발생여부와 사건의 발생시점에 해당하는 배당개시시점을 동시에 모형화 할 수 있다는 점에서 로지스틱 회귀모형보다 장점이 있다고 하였다. 표본은 앞서 로지스틱 회귀분석에서 사용한 표본과 유사한 방법으로 구성한다. 본 연구에서는 IPO 기업의 배당개시 여부와 배당개시시점을 동시에 결합적으로 분석하기 위하여 식 (3)과 같이 CPH 회귀모형을 설정한다.

$$\begin{cases} S(TI_t) = [S_{IPO}(TI_t)]^{\Pr(NDI_t)} \\ \Pr(NDI_t) = e^{(\beta_1 M/B_t + \beta_2 RDA_t + \beta_3 CEA_t + \beta_4 LTDA_t + \beta_5 B_t + \beta_6 ORS_t + \dots + \beta_{10} AGE_t)} \end{cases} \quad (3)$$

단, TI_t = t년부터 배당개시시점까지의 월수

$\Pr(NDI_t)$ = t년부터 배당개시시점까지 배당개시를 하지 않을 확률

본 연구에서는 IPO 기업이 IPO 후에 배당개시를 하면 그 이후에는 표본에서 제외된다. 따라서 식 (3)에서 $S(TI_t)$ 는 IPO 기업이 배당개시를 하지 않은 상태로 배당개시시점까지 표본에 생존해 있을 가능성을 나타내는 생존함수이고, $S_{IPO}(TI_t)$ 는 기준시점이라고 할 수 있는 IPO 시점의 생존함수이며, $\Pr(NDI_t)$ 는 IPO 기업이 배당개시시점까지 배당개시를 하지 않을 확률을 나타내며, NDI_t 는 배당개시를 하지 않으면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. TI_t 는 IPO 기업의 배당개시 여부를 매년 추적하여 t년부터 배당개시시점까지의 월수를 나타낸다. 예를 들어, 어떤 기업이 1997년 3월에 IPO를 하여 1999년 12월에 배당개시를 하였다면, 1997년의 TI_t 는 34개월, 1998년의 TI_t 는 24개월, 1999년의 TI_t 는 12개월로 계산한다.

그리고 본 연구에서는 IPO 기업의 배당지급/연기 결정요인을 분석하기 위하여 식 (4)와 같은 로지스틱 회귀모형을 설정한다.

$$\ln\left[\frac{\Pr(DPOST_t)}{1 - \Pr(DPOST_t)}\right] = \beta_0 + \beta_1 M/B_t + \beta_2 RDA_t + \beta_3 CEA_t + \beta_4 LTDA_t + \beta_5 B_t + \beta_6 ORS_t + \beta_7 IOWN_t + \beta_8 TURN_t + \beta_9 DPREM_t + \beta_{10} AGE_t + \epsilon_t \quad (4)$$

단, $\Pr(DPOST_t)$ = t년의 배당연기확률

식 (4)에서 종속변수 $\Pr(DPOST)$ 는 IPO 기업의 배당연기확률을 나타내고, $DPOST$ 는 관측연도에 배당지급을 연기하면 1, 그렇지 않고 배당지급을 개시하면 0의 값을 가지며, $DPOST$ 의 분포는 로지스틱 함수(logistic function)를 따른다. 표본은 분석기간(1997~2006년) 동안 배당개시를 한 DI 기업표본만을 대상으로 하며, $DPOST$ 를 측정하는 방법은 다음과 같다. 먼저, DI 기업표본 중에서 IPO+0년에 배당지급을 연기한 기업은 1의 값을 부여하고, 그렇지 않고 배당지급을 개시한 기업은 0의 값을 부여한다. 그리고 IPO+1년에는 전년(IPO+0년)에 배당지급을 연기하여 $DPOST=1$ 의 값을 부여받은 기업 중에서 또다시 배당지급을 연기한 기업은 1의 값을 부여하고, 그렇지 않고 배당지급을 개시한 기업은 0의 값을 부여한다. 이러한 방법을 DI 기업표본에 속한 모든 기업의 IPO+0년부터 배당개시 연도까지 적용한다.

IV. 실증분석

1. 기초 통계량 분석

<표 3>은 기업의 특성변수에 대한 기초 통계량과 DI 기업과 NDI 기업간의 차이 검정 결과를 나타낸다. 기업의 다양한 특성변수들은 분석모형 (1)~(4)를 검정하기 위한 설명변수와 통제변수로 사용된다. 전체 IPO 기업표본은 DI 기업표본과 NDI 기업표본으로 구분하고, 각 표본에 대하여 관측수, 평균 및 표준편차를 측정하였다. 마지막 열은 DI 기업표본과 NDI 기업표본의 각 변수에 대한 차이 검정 결과를 나타낸다.

<표 3> 기초 통계량 분석과 차이 검정

변 수	전체 IPO 기업표본			DI 기업표본			NDI 기업표본			t-검정
	관측수	평균	표준편차	관측수	평균	표준편차	관측수	평균	표준편차	
TA	636	28,000	120,000	393	40,000	151,000	243	8,420	18,800	3.251***
M/B	637	1.3508	1.1535	394	1.2251	0.7545	243	1.5546	1.5827	-3.533***
RDA	537	0.0219	0.0350	340	0.0157	0.0228	197	0.0324	0.0404	-6.126***
CEA	637	0.0766	0.4368	394	0.1164	0.1919	243	0.0120	0.6595	2.948***
LTDA	640	0.1386	0.1354	394	0.1374	0.1345	246	0.1404	0.1373	-0.269
BETA	577	0.4382	0.3497	351	0.4112	0.3414	226	0.4803	0.3590	-2.319**
ORS	631	0.0624	0.1888	388	0.1277	0.0775	243	-0.0420	0.2558	12.213***
IOWN	640	0.0389	0.0835	394	0.0549	0.0964	246	0.0134	0.0472	6.293***
TURN	640	0.7840	3.7106	394	0.4721	1.0641	246	1.2836	5.8042	-2.704***
DPREM	597	-0.0105	0.1632	394	-0.0123	0.1582	203	-0.0071	0.1729	-0.370
AGE	640	2.0400	1.6680	394	1.2800	0.7160	246	3.2600	2.0020	-17.912***

주) 1. TA는 100만원 단위이고, AGE는 연 단위임.

2. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

분석 결과, DI 기업은 NDI 기업보다 총자산 장부가치로 측정된 기업규모(TA)가 1% 수준에서 유의하게 크다. 성장기회를 나타내는 M/B 비율(M/B)과 R&D지출 비율(RDA)이 1% 수준에서 유의하게 낮은 것은 잔여배당이론 및 대리인이론과 일치하지만, 투자지출 비율(CEA)이 1% 수준에서 유의하게 높은 것은 잔여배당이론 및 대리인이론과 불일치한다. 경영위험을 나타내는 주식의 베타계수(BETA)는 1% 수준에서 유의하게 낮은 것은 배당신호이론과 일치한다. 수익성을 나타내는 EBITDA 비율(ORS)이 1%

수준에서 유의하게 높은 것은 잔여배당이론, 배당신호이론 및 대리인이론과 일치한다. 기관투자자지분율(IOWN)이 1% 수준에서 유의하게 높은 것은 배당신호이론, 대리인이론 및 고객이론과 일치하고, 주식의 거래량회전율(TURN)이 1% 수준에서 유의하게 낮은 것은 거래비용이론과 일치한다. 그러나 장기부채비율(LTDA)과 배당프리미엄(DPREM)은 두 표본간에 유의한 차이가 없다.

2. 배당개시결정요인에 관한 로지스틱 회귀분석

<표 4>는 배당개시결정요인에 관한 로지스틱 회귀분석 결과를 나타낸다. 분석 결과, 기존의 배당이론들이 배당개시결정에도 유의한 설명력을 갖는 것으로 나타났으며, 전체 표본기업에 대한 분석결과를 세부적으로 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 성장기회를 나타내는 M/B 비율(M/B), 장기부채비율(LTDA) 및 R&D지출 비율(RDA)이 각각 배당개시확률에 5%, 1%, 5% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치고, 수익성을 나타내는 EBITDA 비율(ORS)이 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것은 잔여배당이론과 일치한다. 즉, 현금잔고가 많을수록 배당개시확률도 높아진다고 할 수 있다. M/B 비율(M/B)이 증가하면 성장을 위한 투자수요가 증가하고, 장기부채비율(LTDA)이 증가하면 이자비용이 증가하며, R&D지출 비율(RDA)이 증가하면 연구개발비 지출이 증가하여 현금잔고는 감소하므로 배당개시확률도 감소하게 된다. 그러나 EBITDA 비율(ORS)이 증가하면 수익성이 개선되어 현금잔고도 증가하므로 배당개시확률도 증가하게 된다.

둘째, 수익성을 나타내는 EBITDA 비율(ORS)이 배당개시확률에 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것은 Kale and Noe(1990), John and Williams(1985) 등의 배당신호이론과 일치한다. 즉, 배당개시는 비대칭정보 하에서 기업의 미래 가치에 관한 우월한 정보를 시장에 전달하기 위한 신호가 될 수 있다. EBITDA 비율(ORS)이 증가하면 수익성이 개선된다는 신호로 전달되어 배당개시확률이 증가하며, 이는 기업의 미래 가치에 관한 호재로 전달되어 주가가 상승하게 된다.

셋째, 성장기회를 나타내는 M/B 비율(M/B)과 R&D지출 비율(RDA)이 각각 배당개시확률에 5%와 1% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치고, 수익성을 나타내는 EBITDA 비율(ORS)이 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것은 대리인이론과 일치한다. 즉, 배당개시는 비대칭정보 하에서 주주와 경영자간의 대리인문제를 완화시키기 위한 수단으로 사용될 수 있다. 기업이 성장기를 지나 성숙기에 접어들면 투자기회

〈표 4〉 배당개시결정요인에 관한 로지스틱 회귀분석 결과

변 수	전체 표본기업		유가증권시장 표본기업		코스닥시장 표본기업	
	계수	Exp(계수)	계수	Exp(계수)	계수	Exp(계수)
상수	1.441*** (10.001)	4.226	2.036*** (8.247)	7.663	0.069	1.071
M/B	-0.355** (3.722)	0.701	-0.794** (5.299)	0.452	-0.122 (0.253)	0.885
RDA	-17.436*** (9.082)	0.001	-17.358* (3.246)	0.001	-14.701** (3.915)	0.001
CEA	0.781 (1.538)	2.184	0.896	2.450	0.565 (0.168)	1.760
LTDA	-2.155** (3.942)	0.116	-3.922** (5.704)	0.020	-0.133 (0.007)	0.876
BETA	-0.318 (0.585)	0.728	-0.806	0.446	0.539 (0.838)	1.715
ORS	16.176*** (50.563)	10591243	23.759*** (24.156)	20800000	14.303*** (29.828)	1628700
IOWN	0.011 (0.640)	1.011	-0.006	0.994	0.048 (1.999)	1.049
TURN	-0.264** (6.185)	0.768	0.117	1.124	-0.240** (4.021)	0.787
DPREM	1.635** (5.155)	5.129	2.698** (4.507)	14.846	4.485*** (8.216)	88.675
AGE	-0.957*** (39.091)	0.384	-0.922*** (9.400)	0.398	-0.947*** (22.761)	0.388
관측수(n)	647		194		453	
χ^2	248.758***		91.555***		159.235***	
Pseudo R ² (%)	55.2		51.9		59.1	

주) 1. ()는 Wald 통계량을 나타내고, ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.
 2. Exp(계수)는 승산비율(odds ratio)을 나타냄.

가 감소하는 반면에 잉여현금흐름은 증가하여 주주와 경영자간의 대리인문제가 악화된다. 이러한 경우에 배당개시는 음(-)의 순현가를 갖는 투자안에 대한 경영자의 과잉투자를 사전에 예방할 수 있으므로 주주와 경영자간의 대리인문제를 완화시킬 수 있다. 따라서 M/B 비율(M/B)과 R&D지출 비율(RDA)이 증가하면 과도한 투자와 연구개발비 지출이 증가하여 배당개시확률이 감소하고 대리인 문제는 악화될 수 있으며, EBITDA 비율(ORS)이 증가하여 수익성이 개선되면 배당개시확률이 증가하여 대리인 문제는 완화될 수 있다.

넷째, 배당프리미엄(DPREM)이 5% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 투자자들이 배당기업의 주식에 더 높은 프리미엄을 지급하려 할 때,

배당지급확률도 증가한다는 Baker and Wurgler(2004)의 케이터링이론과 일치한다. 배당기업의 주가가 고평가되어 가격프리미엄이 발생할 경우에, 비배당기업의 경영자들은 투자자의 배당개시 요구를 수용하여 배당을 개시할 가능성이 높아진다. 따라서 배당프리미엄(DPREM)이 증가하면 투자자들의 배당개시 요구에 부응하여 비배당기업의 배당개시확률도 증가한다.

다섯째, 거래량회전율(TURN)이 5% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것은 주식의 유동성이 큰 기업이 배당개시확률이 낮음을 의미한다. 이는 투자자들이 주식거래를 통해 저렴한 거래비용으로 자기배당을 쉽게 복제할 수 있으므로 배당지급은 기업가치와 무관하다는 Miller and Modigliani(1961)의 거래비용이론과 일치한다. 또한 주식의 유동성이 풍부하여 거래비용이 감소하면 자기배당을 복제하기가 쉬워지므로 배당지급확률은 감소한다는 Banerjee et al.(2006)의 연구와 일치한다.

그러나 고객이론을 뒷받침하는데 필요한 기관투자자지분율(IOWN)은 유의하지 않다. 그리고 연도더미변수(AGE)는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값으로 나타났는데, 이는 IPO 후 배당개시까지의 소요기간이 길수록 배당개시확률이 감소함을 의미한다. 달리 말해, IPO 후 배당개시까지의 소요기간이 짧을수록 배당개시확률이 증가함을 의미한다. 실제로 IPO 기업은 IPO 후 2년 이내에 배당개시를 가장 많이 하는 것으로 나타났다.

그리고 기존의 배당이론들이 배당개시결정에 미치는 영향을 추가적으로 확인하기 위하여, 각 설명변수의 한계효과를 승산비율(odds ratio)로 평가하였다.²⁾ 즉, 각 설명변수의 승산비율은 다른 설명변수들을 일정하게 유지한 상태에서 각 설명변수가 배당개시 여부에 미치는 한계효과를 나타낸다. <표 4>에서 유의적인 설명변수 중에서 승산비율이 1보다 큰 설명변수는 EBITDA 비율(ORS)과 배당프리미엄(DPREM)이고, 1보다 적은 설명변수는 M/B 비율(M/B), R&D지출 비율(RDA), 장기부채비율(LTDA), 거래량회전율(TURN)이다. 따라서 M/B 비율(M/B), R&D지출 비율(RDA), 장기부채비율(LTDA) 및 EBITDA 비율(ORS)을 통해 잔여배당이론이 지지되고, EBITDA 비율(ORS)을 통해 배당신호이론이 지지되고, M/B 비율(M/B), R&D지출 비율(RDA), 장기부채비율(LTDA) 및 EBITDA 비율(ORS)을 통해 대리인이론이 지지되며, 거래량회전율(TURN)을 통해 거래비용이론이 지지된다고 재확인 할 수 있다.

그리고 <표 4>에서는 유가증권시장과 코스닥시장 표본기업에 대한 분석결과도 별도

2) 승산비율은 설명변수가 종속변수에 미치는 한계효과를 측정하기 위한 보조지표로 활용된다. 승산비율은 지수값으로 측정하기 때문에 1보다 클수록 양(+)의 효과가 크게 되고, 0에 접근할수록 음(-)의 효과가 크게 된다.

로 제시하고 있다. 전반적으로 볼 때, 유가증권시장과 코스닥시장 표본기업에 대한 분석결과는 M/B 비율(M/B), 장기부채비율(LTDA), 거래량회전율(TURN) 등 일부 변수를 제외하면 전체 표본기업에 대한 분석결과와 유사하게 나왔다. 특히, R&D지출 비율(RDA)은 모든 표본에서 배당개시확률에 유의한 음(-)의 영향을 미치고, EBITDA 비율(ORS)과 배당프리미엄(DPREM)은 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다시 말해, 유가증권시장과 코스닥시장 표본기업은 어느 경우나 성장기회 변수인 R&D지출 비율(RDA)이 증가하면 연구개발비 지출이 증가하여 현금잔고는 감소하고 주주와 경영자간의 대리인문제는 악화될 수 있으므로 배당개시확률은 감소한다. 그러나 수익성 변수인 EBITDA 비율(ORS)이 증가하면 현금잔고가 증가하고 대리인 문제도 완화되므로 배당개시확률이 증가하며, 배당프리미엄(DPREM)이 증가하면 투자자들의 배당개시 요구에 부응하여 비배당기업의 배당개시확률이 증가한다.

3. 배당수준결정요인에 관한 토빗 회귀분석

<표 5>는 배당수준결정요인에 관한 토빗 회귀분석의 결과를 나타낸다. IPO 기업이 배당개시결정을 할 때는 배당수준결정도 동시에 하게 되므로, 종속변수를 제외하면 표본구성방법과 독립변수는 <표 4>의 로지스틱 회귀분석과 동일하다.

토빗 분석 결과는 <표 4>의 로지스틱 회귀분석과 거의 일치한다. M/B 비율(M/B)과 R&D지출 비율(RDA)은 배당수준에 유의한 음(-)의 영향을 미쳐 기업에서 이들의 값이 클수록 배당개시시점에서 배당수익률이 더 낮은 반면에, 수익성 변수인 EBITDA 비율(ORS)은 유의한 양(+)의 영향을 미쳐 기업의 수익성이 높을수록 배당개시시점에서의 배당수익률이 높은 것으로 나타났다. 다시 말해, 성장기회 변수인 M/B 비율(M/B)과 R&D지출 비율(RDA)이 증가하면 성장을 위한 투자수요와 연구개발비 지출이 증가하여 현금잔고가 감소하므로 배당개시기업의 배당수준도 감소하지만, EBITDA 비율(ORS)이 증가하면 수익성이 개선되어 현금잔고도 증가하므로 배당수준도 증가한다.

그러나 배당개시결정에서 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난 거래량회전율(TURN)과 배당프리미엄(DPREM)은 유가증권시장에서만 배당수준에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 변수들을 제외하고는 배당개시에 영향을 미치는 변수들이 대체적으로 배당수준에도 동일한 영향을 미침을 알 수 있다. 결론적으로, IPO 기업이 배당개시와 더불어 배당수준을 결정할 때, M/B 비율(M/B)과 R&D지출 비율(RDA)은 유의한 음(-)의 영향을 미치고, EBITDA 비율(ORS)은 유의한 양(+)의 영향을 미친다고 할 수 있다.

<표 5> 배당수준결정요인에 관한 토빗분석 결과

변 수	전체 표본기업	유가증권시장 표본기업	코스닥시장 표본기업
상수	4.225*** (2.36)	6.048** (2.16)	-0.824 (-0.30)
M/B	-2.417*** (-3.06)	-4.144*** (-3.18)	-1.783* (-1.81)
RDA	-85.341*** (-3.43)	-91.008** (-2.07)	-51.175* (-1.72)
CEA	0.620 (0.28)	4.915* (1.67)	-7.430 (-1.29)
LTDA	-4.497 (-0.97)	-11.441 (-1.66)	7.996 (1.15)
BETA	-1.557 (-0.91)	-2.199 (-0.82)	1.759 (0.76)
ORS	50.194*** (6.72)	61.343*** (4.17)	49.604*** (5.23)
IOWN	0.056 (0.99)	-0.001 (-0.02)	0.065 (0.56)
TURN	0.335 (1.02)	1.171** (2.38)	0.416 (0.91)
DPREM	3.638 (1.16)	14.889*** (2.89)	10.479 (1.70)
AGE	-3.751*** (-6.00)	-1.685 (-1.32)	-3.551*** (-4.64)
관측수(n)	647	194	453
Log Likelihood	1160	504	502

주) ()는 t-통계량을 나타내고, ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

4. 배당개시시점 결정요인에 관한 CPH 회귀분석

<표 6>은 배당개시시점 결정요인에 관한 CPH 회귀분석의 결과를 나타낸다. CPH 회귀분석은 사건의 발생여부와 사건의 발생시점을 동시에 결합적으로 분석할 수 있는 장점이 있다. 즉, CPH 회귀분석을 이용하면, IPO 기업의 배당개시 여부와 배당개시시점을 동시에 결합적으로 분석할 수 있다. 분석 결과, 회귀계수는 각 설명변수가 배당개시확률과 배당개시시점에 미치는 영향을 나타내며, 계수가 양(+)인 설명변수는 배당개시확률을 증가시키고 배당개시시점을 단축시키는 작용을 하는 반면에, 계수가 음(-)인 설명변수는 배당개시확률을 감소시키고 배당개시시점을 연기시키는 작용을 한다.

<표 6>의 계수 중에서, R&D지출 비율(RDA)은 10% 수준에서 유의한 음(-)의 값으

<표 6> 배당개시시점 결정요인에 관한 CPH 회귀분석 결과

변 수	전체 표본기업		유가증권시장 표본기업		코스닥시장 표본기업	
	계수	Exp(계수)	계수	Exp(계수)	계수	EXP(계수)
M/B	-0.101 (1.182)	0.904	-0.197 (1.577)	0.784	-0.067 (0.294)	0.935
RDA	-5.649* (3.637)	0.004	-6.840 (1.822)	0.001	-5.969 (1.291)	0.003
CEA	0.197 (0.371)	1.218	0.154 (0.160)	1.166	0.189 (0.208)	0.780
LTDA	-0.747 (1.738)	0.474	-0.986 (1.498)	0.373	0.312 (0.098)	1.366
BETA	-0.131 (0.479)	0.877	-0.152 (0.263)	0.859	0.111 (0.144)	1.117
ORS	4.220*** (28.073)	68.057	4.548*** (9.222)	94.455	4.739*** (16.586)	114.275
IOWN	0.004 (0.506)	1.004	0.000 (0.004)	1.000	0.010 (0.463)	1.010
TURN	-0.080* (1.755)	0.923	-0.007 (0.005)	0.993	-0.080 (1.304)	0.923
DPREM	0.323 (0.754)	1.382	0.577 (0.969)	1.780	1.332* (2.689)	3.790
AGE	-0.473*** (25.968)	0.623	-0.357* (3.808)	0.700	-0.487 (14.322)	0.615
관측수(n)	647		194		453	
χ^2	79.744***		18.627**		51.401***	

주) ()는 Wald 통계량을 나타내고, ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.

로 나타났다. R&D지출 비율(RDA)이 낮을수록 연구개발비 지출이 감소하여 현금잔고가 증가하므로 배당개시확률은 증가하고 배당개시시점은 단축된다고 할 수 있다. EBITDA 비율(ORS)은 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값으로 나타났으므로, 수익성이 좋을수록 현금잔고가 증가하므로 배당개시확률이 증가하고 배당개시시점이 단축된다고 할 수 있다. 그리고 거래량회전율(TURN)은 10% 수준에서 유의한 음(-)의 값으로 나타났으므로, 주식의 유동성이 부족하여 거래비용이 증가할수록 자가배당을 복제하기가 어려워지므로 배당개시확률은 증가하고 배당개시시점은 단축된다고 할 수 있다. 그리고 EBITDA 비율(ORS)에 대한 승산비율은 1보다 크게 나타났고, R&D지출 비율(RDA) 및 거래량회전율(TURN)에 대한 승산비율은 각각 1보다 작게 나타났다. 따라서

음(-)의 R&D지출 비율(RDA)과 양(+의 EBITDA 비율(ORS)을 통해 잔여배당이론과 대리인이론이 지지되고, 음(-)의 거래량회전율(TURN)을 통해 거래비용이론이 지지된다고 할 수 있다.

그리고 유가증권시장과 코스닥시장 표본기업에 대한 CPH 회귀분석의 결과는 전체 표본기업에 대한 분석결과와 같이 EBITDA 비율(ORS)의 영향이 가장 큰 것으로 나타났다. 즉, EBITDA 비율(ORS)이 높을수록 배당개시확률은 증가하고 배당개시시점은 단축된다고 할 수 있다.

5. 배당지급/연기 결정요인에 관한 로지스틱 회귀분석

<표 7>은 배당지급/연기 결정요인에 관한 로지스틱 회귀분석 결과를 나타낸다. 분석 결과, 장기부채비율(LTDA)과 거래량회전율(TURN)은 각각 배당연기확률에 1%와 5% 수준에서 유의한 양(+의 영향을 미치고, EBITDA 비율(ORS)은 1% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다시 말해, 장기부채비율(LTDA)이 증가하면 이자비용의 증가로 현금잔고가 감소하여 배당연기확률이 증가하고, 거래량회전율(TURN)이 증가하면 주식의 유동성이 증가하여 투자자들이 자기배당을 복제하기가 쉬워져서 배당개시를 회피하므로 배당연기확률이 증가하며, EBITDA 비율(ORS)이 증가하면 수익성이 개선되어 현금잔고가 증가하므로 배당연기확률이 감소한다.

그리고 승산비율을 이용하여 각 설명변수의 경제적 유의성을 추가적으로 평가해 보면, 장기부채비율(LTDA)과 거래량회전율(TURN)은 각각 승산비율이 1이상으로 배당연기확률에 양(+의 영향을 미치고, EBITDA 비율(ORS)은 승산비율이 0에 근접하여 배당연기확률에 음(-)의 영향을 미친다고 할 수 있다. 그리고 코스닥시장 표본기업에 대한 분석 결과, EBITDA 비율(ORS)은 배당연기확률에 5% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치고, 거래량회전율(TURN)은 5% 수준에서 유의한 양(+의 영향을 미치는 것으로 나타났다.³⁾

<표 7>의 로지스틱 분석결과를 <표 6>의 CPH 회귀분석결과와 비교해 보면, EBITDA 비율(ORS), 장기부채비율(LTDA) 및 거래량회전율(TURN)은 배당개시시점과 배당지급/연기 결정에 모두 유의한 영향을 미침을 알 수 있다. EBITDA 비율(ORS)은 1% 수준에서 유의하게 배당개시시점을 단축시키고, 장기부채비율(LTDA)과 거래량

3) 유가증권시장 표본기업에 대한 관측수(n)는 너무 적어 분석이 불가하다.

<표 7> 배당지급/연기 결정요인에 관한 로지스틱 회귀분석 결과

변 수	전체 표본기업		코스닥시장 표본기업	
	계수	Exp(계수)	계수	Exp(계수)
상수	-1.689*** (8.913)	0.185	-2.874*** (16.304)	0.056
M/B	0.197 (0.705)	1.217	0.360 (2.379)	1.434
RDA	8.766 (1.229)	6410.180	11.767 (1.848)	128863.8
CEA	-0.884 (1.148)	0.413	-1.340 (0.946)	0.262
LTDA	3.280*** (6.601)	26.587	1.608 (0.743)	4.995
BETA	-0.391 (0.443)	0.676	0.058 (0.007)	1.060
ORS	-11.371*** (17.105)	0.001	-7.115** (5.931)	0.001
IOWN	0.012 (0.677)	1.012	-0.030 (0.976)	0.971
TURN	0.273** (4.625)	1.314	0.321** (6.027)	1.378
DPREM	-1.220 (1.467)	0.295	1.108 (0.665)	3.028
AGE	0.385** (3.994)	1.470	0.535 (6.301)	1.708
관측수(n)	394		372	
χ^2	44.399***		30.196***	
Pseudo R ² (%)	22.3		20.0	

주) 1. ()는 Wald 통계량을 나타내고, ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄.
2. Exp(계수)는 승산비율(odds ratio)을 나타냄.

회전율(TURN)은 각각 1%와 5% 수준에서 유의하게 배당개시시점을 연기시킨다고 할 수 있다. 그러나 R&D지출 비율(RDA)은 배당개시시점에는 5% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치지 않지만, 배당지급/연기 결정에는 유의하지 않다.

V. 결론

본 연구는 1981년 1월 1일부터 2006년 12월 31일까지 한국증권선물거래소의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 IPO 기업을 대상으로 배당개시결정의 3가지 측면, 즉,

배당개시 여부, 배당수준 및 배당개시시점의 결정요인을 실증분석 하였으며, 주요한 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 주요 배당이론, 즉, 잔여배당이론, 배당신호이론, 대리인이론, 케이터링이론, 거래비용이론 등에서 제시된 배당결정요인들은 IPO 기업의 배당개시결정에도 유의한 영향을 미친다. M/B 비율과 R&D지출 비율이 배당개시확률에 유의한 음(-)의 영향을 미치고, EBITDA 비율이 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것은 잔여배당이론과 일치하고, EBITDA 비율이 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것은 Kale and Noe(1990), John and Williams(1985) 등의 배당신호이론과 일치한다. M/B 비율과 R&D지출 비율이 유의한 음(-)의 영향을 미치고, EBITDA 비율이 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것은 대리인이론과 일치하고, 배당프리미엄이 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것은 Baker and Wurgler(2004)의 케이터링이론과 일치하며, 거래량회전율이 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것은 Miller and Modigliani(1961)의 거래비용이론과 일치한다. 그러나 고객이론을 뒷받침하는데 필요한 기관투자자지분율은 유의하지 않다. 따라서 성장기회 변수인 M/B 비율과 R&D지출 비율이 낮을수록, 수익성 변수인 EBITDA 비율이 높을수록, 거래량회전율이 낮을수록, 그리고 배당프리미엄이 높을수록 배당개시확률이 높아진다.

둘째, 주요 배당이론에서 제시된 배당결정요인 중에서 성장기회 변수와 수익성 변수는 IPO 기업의 배당수준결정에도 유의한 영향을 미친다. 즉, 성장기회 변수인 R&D지출 비율이 낮을수록, 그리고 수익성 변수인 EBITDA 비율이 높을수록 배당수준이 증가한다.

셋째, 배당개시확률을 증가시키는 요인들은 배당개시시점을 단축시키는 요인으로 작용한다. 즉, 성장기회 변수인 R&D지출 비율이 낮을수록, 수익성 변수인 EBITDA 비율이 높을수록, 그리고 거래량회전율이 낮을수록, 배당개시확률은 증가하고 배당개시시점은 단축된다. 특히, 수익성 변수인 EBITDA 비율 및 거래량회전율은 배당개시시점과 배당지급/연기 결정에 모두 유의한 영향을 미친다. 즉, EBITDA 비율이 높을수록 배당개시시점이 단축되고, 거래량회전율이 높을수록 배당개시시점이 연기된다. 또한 배당개시기업의 대부분은 IPO 후 2년 이내에 배당개시 여부를 결정한다. 따라서 IPO 기업이 2년 이내에 배당개시를 하지 않으면 그 이후에는 배당개시를 하지 않을 가능성이 많다.

결론적으로, 한국증권시장에서 잔여배당이론, 배당신호이론, 대리인이론, 케이터링이론, 거래비용이론 등 주요 배당이론에서 제시된 배당결정요인들은 IPO 기업의 배당개시결정에도 유의한 영향을 미친다고 할 수 있다. 다시 말해, 주요 배당이론에서 제시된

배당결정요인들은 배당개시결정의 3가지 측면이라고 할 수 있는 배당개시 여부, 배당 수준 및 배당개시시점에 모두 유의한 영향을 미친다고 할 수 있다. 따라서 기업 경영자들은 주요 배당이론을 종합적으로 고려하여 배당개시 여부, 배당수준 및 배당개시시점을 결정함으로써 기업가치를 극대화시킬 수 있도록 해야 할 것이다.

그러나 본 연구는 한국증권선물거래소의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 IPO 기업만을 대상으로 하고, 엄격한 표본추출 기준에 적합한 기업에 한정하여 분석하였으므로, 분석 결과에 대한 해석을 일반화하는 데는 많은 한계가 있다. 또한 본 연구는 기업의 배당개시결정에 관한 초기 단계의 연구에 불과하므로, 앞으로 보다 정밀한 연구를 위해서는 표본기업을 더욱 확대하고 분석기법을 다양화할 필요가 있다고 생각한다.

참 고 문 헌

- 김동욱, “배당의 정보효과에 관한 실증적 연구”, 재무관리연구 6, 1989, 97-112.
- 김철중, “소유권구조, 자본조달정책 및 배당정책의 상호관련성에 관한 연구”, 재무관리연구 13, 1996, 51-78.
- 남명수, 우춘식, “배당정책의 신호표시 내용에 관한 실증적 검증”, 증권학회지 9, 1987, 257-308.
- 박경서, 이은정, 이인무, “국내투자기업의 배당행태와 투자자의 반응에 관한 연구”, 재무연구 16, 2003, 195-228.
- 설원식, 김수정, “외국인투자자가 기업의 배당에 미치는 영향”, 증권학회지 35, 2006, 1-40.
- 원정연, 김성민, “기업의 배당정책에 관한 경영자의 인식에 관한 연구”, 증권·금융연구, 서울대학교, 1999, 131-158.
- 육근효, “주주-경영자간의 대리문제에 관한 실증연구-배당정책을 중심으로”, 증권학회지 11, 1989, 143-166.
- 주상용, “내부자 소유구조가 배당성향에 미치는 영향에 관한 실증적 연구”, 재무관리연구 10, 1993, 125-140.
- 최종범, 서정원, “세계 각국의 배당정책 결정요인 검증”, 증권학회지 34, 2005, 69-109.
- Aharony, J. and I. Swary, “Quarterly dividend and earning announcements and stockholders’ return : An empirical analysis,” *Journal of Finance*, 35, 1980, 1-12.
- Allen, F., A. Bernardo, and I. Welch, “A theory of dividends based on tax clienteles,” *Journal of Finance*, 55, 2000, 2499-2536.
- Asquith, P. and D. Mullins, “The impact of initiating dividend payments on shareholders’ wealth,” *Journal of Business*, 56, 1983, 27-44.
- Swaminathan, B. and G. Gay, and J. Kale, “Patterns of institutional investments, prudence, and the managerial ‘safety-net’ hypothesis,” *Journal of Risk and Insurance*, 56, 1989, 605-629.
- Baker, M. and J. Wurgler, “A catering theory of dividends,” *Journal of Finance*, 59,

2004, 1125-1165.

- Banerjee, S., V. Gatchev, and P. Spindt, "Stock market liquidity and firm dividend policy," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, forthcoming, 2007.
- Barclay, M., Smith, C., and R. Watts, "The determinants of corporate leverage and dividend policies," *Journal of Applied Corporate Finance*, 7, 1995, 4-19.
- Brav, A., J. Graham, C. Harvey, and R. Michaely, "Payout policy in the 21st century," *Journal of Financial Economics*, 77, 2005, 483-527.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo, and D. Skinner, "Special dividends and the evolution of dividend signalling," *Journal of Financial Economics*, 57, 2002, 309-354.
- Del Guercio, D., "The distortion effect of prudent-man laws on institution equity investments," *Journal of Financial Economics*, 40, 1996, 31-62.
- Fama, E. and K. French, "Disappearing dividends : Changing firm characteristics or lower propensity to pay?" *Journal of Financial Economics*, 60, 2001, 3-43.
- Grinstein, Y. and R. Michaely, "Institutional holdings and payout policy," *Journal of Finance*, 60, 2005, 1389-1426.
- Grullon, G., R. Michaely, and B. Swaminathan, "Are dividend changes a sign of firm maturity," *Journal of Business*, 75, 2002, 387-424.
- Healy, P. and K. Palepu, "Earnings information conveyed by dividend initiations and omissions," *Journal of Financial Economics*, 21, 1988, 149-176.
- Huber, P., "The behavior of maximum likelihood estimator under non standard conditions," In *Procedures of the Fifth Annual Berkely Symposium on Mathematical Statistics and Probability* 1, 1967, 221-233.
- Jagannathan, M., C. Stephens, and M. Weisbach, "Financial flexibility and the choice between dividends and stock repurchases," *Journal of Financial Economics*, 57, 2002, 355-384.
- Jensen, M., "Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers," *American Economic Review*, 76, 1986, 323-329.
- John, K. and J. Williams, "Dividends, dilution and taxes : A signalling equilibrium," *Journal of Finance*, 40, 1985, 1053-1070.
- Kale, J. and T. Noe., "Dividends, uncertainty, and underwriting costs under asymmetric information," *Journal of Financial Research*, 4, 1990, 265-277.

- Kale, J., O. Kini, and J. Payne, "On the dividend initiation decisions of newly public firms," *Working Paper*, 2006.
- Lintner, J., "Distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings, and taxes," *American Economic Review*, 46, 1956, 97-113.
- Lipson, Marc, Carlos Maquiera, and William Megginson, "Dividend initiations and earnings surprise," *Financial Management*, 27, 1998, 36-45.
- Loughran, T. and J. Ritter, "Why has IPO underpricing changed over time?" *Financial Management*, 33, 2004, 5-37.
- Miller, M. and F. Modigliani, "Dividend policy, growth and the valuation of shares," *Journal of Business*, 1961, 11-33.
- Miller, M. and K. Rock, "Dividend policy under asymmetric information," *Journal of Finance*, 40, 1985, 1021-1051.
- Rozeff, M., "Growth, beta, and agency costs as determinants of dividend payout ratios," *Journal of Financial Research*, 5, 1982, 249-259.
- Shleifer, Andrei, and Robert W. Vishny, "Large shareholders and corporate control," *Journal of Political Economy*, 94, 1986, 461-488.
- Smith, C. and R. Watts, "The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies," *Journal of Financial Economics*, 32, 1992, 263-292.
- Warner, J., R. Watts, and K. Wruck, "Stock prices and top management changes," *Journal of Financial Economics*, 20, 1988, 461-492.
- Weisbach, M., "Outside directors and CEO turnover," *Journal of Financial Economics*, 20, 1988, 431-460.
- Wooldridge, J., "Econometric analysis of cross section and panel data," Cambridge, MA : MIT Press, 2002.

An Empirical Study on Dividend Initiation Decisions of Firms

Min-Shik Shin* · Joon-Hyup Song**

〈abstract〉

In this paper, we study empirically the dividend initiation decisions of IPO firms listed on Korea Securities Market and KOSDAQ Market. Specifically, we study three aspects of dividend initiation decision, (a) dividend initiation decision, (b) dividend level decision, (c) time-to-initiation decision. The main results of this study can be summarized as follows.

First, determinants suggested by the major theories of dividends, namely, residual dividend, dividend signaling, agency, catering, and transactions cost theory explain significantly the dividend initiation decision.

Second, determinants suggested by the major theories of dividends explain significantly the dividend level decision. So to speak, most of the findings for dividend initiation decision also hold for the dividend level decision.

Third, most of the factors that increase(decrease) the probability of dividend initiation reduce(increase) the time-to-initiation. Almost of the dividend initiation firms start paying dividends within two years of the IPO. Thus, if IPO firm does not initiate dividend early in the life of the firm, then it is highly likely that it will never initiate dividend.

Keywords : Dividend Theory, Dividend Initiation Decision, Dividend Level Decision, Time-to-initiation Decision, Dividend Signaling Theory

* Professor, Dept. of Business Administration, Kyungpook National University

** Assistant Professor, Dept. of Business Administration, Andong National University