

기업의 배당스무딩이 주식수익률에 미치는 영향*

신민식(주저자)
경북대학교 경영학부 교수
(msshin@knu.ac.kr)
김수은(교신저자)
상명대학교 금융경영학과 조교수
(sekim@smu.ac.kr)

본 연구는 1992년 1월 1일부터 2011년 12월 31일까지 20년 동안 한국거래소의 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 배당스무딩이 주식수익률에 미치는 영향을 실증분석 하였으며, 주요한 분석결과는 다음과 같다.

먼저, Fama and MacBeth(1973)의 횡단면 회귀분석의 결과, 투자자들이 배당스무딩을 선호하고 배당스무딩 기업의 위험을 낮게 평가하기 때문에 주식수익률이 하락하는 것으로 나타났다. 따라서 배당스무딩을 많이 하는 기업은 투자자의 기대수익률이 하락하고, 기업의 측면에서는 자본비용이 그만큼 절감될 수 있음을 시사한다. 그리고 배당스무딩 요인은 Fama and French(1993)의 3요인 모형의 기업규모나 BM 요인과 같은 차원에서 새로운 공통위험 요인으로 설정할 수 있는 것으로 나타났다. 즉, 배당스무딩이 많은 기업일수록 배당스무딩 요인 민감도가 작게 나타났으며, 이는 배당스무딩이 많은 기업일수록 체계적 위험이 더 낮고 포트폴리오 초과수익률도 더 낮음을 의미한다. 나아가, 기관투자자가 배당스무딩을 선호하며, 특정한 유형의 기관투자자가 배당스무딩을 더 선호하는 것으로 나타났다. 기관투자자가 배당스무딩 기업을 선호하는 고객이라면, 이는 소매투자자가 배당스무딩 기업을 선호한다는 행위론적 선호이론과 배치되지만, 기관투자자의 외부감시 역할이 강화될수록 대리인 비용이 감소한다는 주장과 일치한다. 그리고 국내 기관투자자 중에서 은행과 금융투자회사가 배당스무딩 기업을 선호하는 것으로 나타났다. 외부감시 활동이 강한 기관투자자가 배당스무딩 기업을 선호하게 되면, 배당스무딩은 그 자체적으로 대리인 비용의 감소를 통해 자본비용을 절감하는 효과를 발생시킬 수 있다.

결론적으로, 투자자들이 배당스무딩을 선호하고 배당스무딩 기업의 위험을 낮게 평가하므로 주식수익률은 하락한다. 따라서 배당스무딩 요인은 Fama and French(1993)의 3요인 모형의 기업규모나 BM 요인과 같은 차원에서 새로운 공통위험 요인으로 주식수익률에 영향을 미친다는 점을 인식할 필요가 있다. 그리고 기관투자자들이 배당스무딩 기업을 선호하기 때문에 배당스무딩은 그 자체적으로 대리인 비용의 감소를 통해 기업의 자본비용을 절감하는 효과를 발생시킬 수 있다. 이러한 분석결과를 토대로 하여, 배당스무딩은 투자자의 기대수익률에 미치는 영향뿐만 아니라 기업의 자본비용에 미치는 영향에 관한 배당정책적 시사점을 갖는다.

주제어: 배당스무딩, 주식수익률, 기업규모, 자본비용, 기관투자자

1. 서론

Lintner(1956)는 배당조정모형을 사용하여 배당 조정속도를 처음으로 측정하였으며, 배당지급은 평균회귀 속성을 가지고 있기 때문에 목표 배당성향에

서 이탈하면 배당지급을 부분적으로 조정한다고 하였다. 또한, 전기 주당배당이 당기 주당이익보다 당기 주당배당에 더 큰 영향을 미친다고 하였다. 그 후의 많은 후속연구에서도 배당변화가 이익변화보다 더 천천히 안정적으로 변화하는 배당스무딩(dividend smoothing) 현상이 존재한다고 하였으며, 경영자

최초투고일: 2013. 10. 4 수정일: (1차: 2014. 2. 9) 게재확정일: 2014. 4. 28

* 본 논문은 2014학년도 상명대학교 교내연구비를 지원받아 수행하였으며, 논문심사 과정에서 유익한 조언을 해 주신 두 분의 익명의 심사위원님께 감사드립니다.

들은 배당감소나 배당중단을 피하기 위하여 상당한 비용을 감수한다고 하였다. 또한, 투자자들은 배당스무딩을 실시하는 기업을 위험이 낮은 안정적인 기업으로 평가하기 때문에 경영자들은 배당스무딩에 따른 비용을 기꺼이 감수한다고 하였다. 그리고 경영자들은 주주들이 안정적인 배당정책을 더 선호하고 시장에서 그러한 기업을 안정적인 기업으로 평가한다는 점을 충분히 인식할 필요가 있다고 하였다. Brav, Graham, Harvey, and Michaely(2005)는 경영자들이 자본시장에서 배당증가에 대한 보상은 적은 반면에 배당감소에 대한 처벌은 가혹하다는 배당증가와 배당감소간의 비대칭성을 잘 인식하고 있다고 하였다. Leary and Michaely(2011)는 전기 주당배당을 참고하여 당기 주당배당의 변화를 당기 주당이익의 변화보다 더 천천히 안정적으로 변화시키는 것을 배당스무딩이라 하였고, 배당스무딩은 배당조정속도와 반대방향으로 변동한다고 하였다. 즉, 배당조정속도가 빠르면 배당스무딩이 감소하고, 배당조정속도가 느리면 배당스무딩이 증가한다고 하였다.

배당에 관한 국내 연구 중에서, 육근효(1989), 원정연·김성민(1999), 최종범·서정원(2005), 설원식·김수정(2006) 등이 배당결정요인을 연구하였고, 신민식(2008)은 Lintner(1956)의 배당조정모형을 사용하여 배당조정속도를 측정하였으며, 남명수·우춘식(1987), 김동욱(1989) 등은 배당공시효과를 분석하였다. 그러나 국내에서는 배당스무딩이 주식수익률에 미치는 영향에 관한 연구는 아직까지 발표되지 않고 있다. 그리고 오늘날 배당정책은 Lintner(1956)의 연구가 발표된 50년 전과 많이 다르기 때문에, 배당스무딩이 투자자의 기대수익률을 낮추고, 기업의 자본비용을 절감시키는 메커니즘으로 작용할 수 있는가에 대한 연구가 필요하다.

본 연구에서는 이상과 같은 동기에서 1992년 1월 1일부터 2011년 12월 31일까지 20년 동안 한국거래소의 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 배당스무딩이 주식수익률에 미치는 영향을 실증분석한다. 배당스무딩은 Leary and Michaely(2011)의 방법을 원용하여 배당조정속도로 측정하고, 배당스무딩 요인(dividend smoothing factor)은 Fama and French(1993)의 3요인 모형의 기업규모나 BM(book-to-market) 요인과 같은 차원에서 새로운 공통위험 요인으로 설정한다. 먼저, 배당스무딩이 주식수익률에 미치는 영향을 분석함으로써 투자자들이 배당스무딩을 선호하는 이유를 분석하고, 배당스무딩 요인이 새로운 공통위험 요인으로서 주식수익률에 미치는 영향을 분석한다. 그리고 배당스무딩 그 자체가 기업의 자본비용을 절감시키는 효과를 발생시키는가를 분석하고, 기관투자자가 배당스무딩 기업을 선호하는가를 분석한다. 나아가, 이러한 분석결과를 토대로 하여 배당스무딩이 투자자의 기대수익률과 기업의 자본비용에 미치는 영향에 관한 배당정책적 시사점을 제시한다.

본 연구에서는 다음과 같은 연구 결과를 발견하였다. 첫째, Fama and MacBeth(1973)의 횡단면 회귀분석의 결과, 투자자들이 배당스무딩을 선호하고 배당스무딩 기업의 위험을 낮게 평가하기 때문에 주식수익률이 하락하는 것으로 나타났다. 따라서 배당스무딩을 많이 하는 기업은 투자자의 기대수익률이 하락하고, 기업의 측면에서는 자본비용이 그만큼 절감될 수 있음을 시사한다. 둘째, 배당스무딩 요인은 Fama and French(1993)의 3요인 모형의 기업규모나 BM 요인과 같은 차원에서 새로운 공통위험 요인으로 설정할 수 있는 것으로 나타났다. 즉, 배당스무딩이 많은 기업일수록 배당스무딩 요인 민감도가 작게 나타났으며, 이는 배당스무딩이 많은

기업일수록 체계적 위험이 더 낮고 포트폴리오 초과 수익률도 더 낮음을 의미한다. 셋째, 기관투자가가 배당스무딩을 선호하며, 특정한 유형의 기관투자가가 배당스무딩을 더 선호하는 것으로 나타났다. 기관투자가가 배당스무딩 기업을 선호하는 고객이라면, 이는 소액투자자가 배당스무딩 기업을 선호한다는 행위론적 선호이론과 배치되지만, 기관투자가의 외부감시 역할이 강화될수록 대리인 비용이 감소한다는 주장과 일치한다. 그리고 국내 기관투자가 중에서 은행과 금융투자회사가 배당스무딩 기업을 선호하는 것으로 나타났다. 외부감시 활동이 강한 기관투자가가 배당스무딩 기업을 선호하게 되면, 배당스무딩은 그 자체적으로 대리인 비용의 감소를 통해 자본비용을 절감하는 효과를 발생시킬 수 있다.

본 연구는 선행연구를 확장하거나 부분적으로 차별화시킴으로써 다음과 같은 공헌점을 갖는다. 첫째, 배당스무딩이 주식수익률에 미치는 영향을 국내 기업을 대상으로 실증분석 하여, 투자자들이 배당스무딩 기업의 위험을 낮게 평가함으로써 기대수익률이 낮아지기 때문에, 기업의 자본비용이 절감되는 효과가 발생한다는 실증적 증거를 제시하였다. 둘째, 배당스무딩 요인은 기업규모나 BM 요인과 같은 차원에서, 체계적 위험을 감소시키고 위험프리미엄을 감소시키는 새로운 공통위험 요인으로 설정할 수 있는 실증적 증거를 제시하였다. 즉, 배당스무딩 요인은 Fama and French(1993)의 3요인 모형에서 포착하지 못한 새로운 공통위험 요인이라고 할 수 있다. 셋째, 기관투자가가 배당스무딩을 선호하며, 특정한 유형의 기관투자가가 배당스무딩을 더 선호하기 때문에 배당스무딩은 대리인 비용의 감소를 통해 자본비용을 절감하는 효과를 발생시킨다는 실증적 증거를 제시하였다. 즉, 기관투자가는 배당스무딩 기업의 고객이라는 점에서, 배당스무딩이 대

리인 갈등과 관련된 외부 자본조달비용을 최소화하여 자본비용을 절감할 수 있다. 이러한 실증적 연구를 통하여, 배당스무딩은 투자자의 기대수익률을 낮추고 기업의 자본비용을 절감할 수 있다는 점을 실증적으로 분석한 것이 중요한 공헌점이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제I장 서론에 이어, 제II장에서는 선행연구에 대하여 살펴보고, 제III장에서는 자료수집, 분석모형과 변수의 정의 등 연구 설계를 설명한다. 제IV장에서는 실증분석 결과를 제시하고, 제V장에서는 결론과 함께 한계점과 향후 연구 과제를 제시한다.

II. 선행 연구

본 절에서는 배당스무딩과 주식수익률에 관한 선행연구를 살펴보고, 이와 관련한 국내 연구 동향을 살펴본다. 이러한 선행연구를 통하여, 제3절에서 분석모형의 설계와 변수의 정의에 필요한 실증적 근거를 모색한다.

Lintner(1956)는 50년 전에 28개 표본기업을 대상으로 부분조정모형을 사용하여 배당조정속도를 처음으로 측정하였다. 그는 전기 주당배당과 당기 주당이익이 배당조정속도에 중요한 영향을 미치며, 배당지급은 평균회귀 속성을 가지기 때문에, 배당지급이 목표 배당성향에서 이탈하면 배당지급을 부분적으로 조정한다고 주장하였다. 그 후에, Fama and Babiak(1968), Behm and Zimmerman(1993), Goergen, Renneboog, and Correia da Silva(2005), Adoaglu(2000), Aivazian, Booth, and Cleary(2003) 등은 미국, 독일, 신흥시장 등을 대상으로 배당조정속도를 측정하였다. Leary

and Michaely(2011)는 미국 기업을 대상으로 배당조정속도의 결정요인을 분석하였으며, 배당조정속도가 증가하면 배당스무딩이 감소하고, 배당조정속도가 감소하면 배당스무딩이 증가한다고 주장하였다.

정보비대칭 이론에서는 정보비대칭 하에서 기업의 미래 가치에 관한 우월한 정보를 시장에 전달하기 위한 수단으로 배당을 사용한다고 주장한다. Kumar(1988), Kumar and Lee(2001), Guttman, Kadan, and Kandel(2010) 등은 정보비대칭 이론의 관점에서, 기업은 미래 현금흐름에 관한 경영자의 사적 정보를 전달하기 위한 수단으로 배당을 사용한다고 하였다. 그리고 대리인 이론에서는 주주와 경영자간의 대리인 문제를 완화시키기 위한 수단으로 배당을 지급한다고 주장한다. Lintner(1956), Rozeff(1982), Smith and Watts(1992), Benartzi, Michaely, and Thaler(1997) 등은 주주와 경영자간의 대리인 문제를 완화시키기 위한 수단으로 배당을 지급한다고 하였다. Fudenberg and Tirole(1995)와 DeMarzo and Sannikov(2008)는 대리인 이론의 관점에서, 주주와 경영자간의 대리인 비용이 클수록 배당스무딩을 많이 한다고 하였다. Allen, Bernardo, and Welch(2000)는 기관투자가가 기업에 대한 외부감시 능력을 가지고 있기 때문에 기관투자가 지분율이 배당스무딩에 영향을 미칠 수 있다고 하였다. 경영자들은 고객이론의 관점에서 기관투자자를 유치하기 위하여 배당을 사용할 수 있다. 그러나 기관투자자가 유치된 후에는 배당감소나 배당중단에 대하여 기관투자자의 외부감시가 강화되므로, 경영자들은 배당스무딩을 하지 않을 수 없다. Easterbrook(1984)과 Jensen(1986)은 배당스무딩을 많이 하는 기업은 부족한 투자자본을 충족하기 위하여 외부 자본조달에 의존하는 경향이 있다고 하였다. 그러나 기업이 기관투자자의 외부감시

를 많이 받을수록 대리인 비용이 감소한다.

대리인 이론의 관점에서 보면, 배당스무딩은 높은 배당 수준뿐만 아니라 잉여현금흐름 문제와도 관련이 있다. Allen et al.(2000)은 기관투자가 지분율이 배당스무딩에 영향을 미친다고 하였으나, La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer, and Vishny(2000)는 기관투자가 지분율과 배당스무딩은 대리인 문제를 통제하기 위한 대체적인 수단으로 사용될 수 있다고 하였다. 그리고 Lambrecht and Myers(2010)는 경영자의 사적 이익추구 행동이 배당스무딩에 영향을 미칠 수 있다고 하였다.

Baker and Wurgler(2011)의 전망이론(prospect theory)이나 Shefrin and Statman(1984)과 Baker, Nagel, and Wurgler(2007)의 소비스무딩(consumption smoothing)의 관점에서 보면, 투자자들은 재무행위론적으로 배당스무딩을 선호할 수 있다고 하였다. 또한, 배당스무딩은 대리인 갈등이나 정보비대칭 문제로 인하여 야기되는 외부 자본 조달비용을 낮춤으로써 자본비용을 절감하는 효과를 발생시킨다. 이와 관련하여, Myers(2000)와 Fluck(1999)는 배당지급을 일정 수준 이상으로 안정적으로 지급할 수 있는 기업만이 외부 자기자본조달을 지속적으로 추진할 수 있다고 주장하였고, Shleifer and Vishny(1997), Gomes(2000), DeAngelo and DeAngelo(2007) 등은 자본시장에 대한 미래의 접근 가능성을 확보하고 소액주주에 대한 안정적인 배당지급을 통한 명성을 얻기 위하여, 경영자들이 배당감소나 배당중단을 최대한 억제한다고 주장하였다. 나아가, Allen et al.(2000)은 안정적인 배당정책은 외부감시와 정보생산 기능을 가진 기관투자자를 유치하는데 매우 중요한 유인책이 된다고 하였다. Larkin, Leary, and Michaely(2013)는 뮤추얼 펀드가 유일하게 배당스무딩 기업을 선호한

다고 하였는데, 실제로 대형 뮤추얼 펀드는 외부 감시 능력을 충분히 갖추고 있다. Brickley, Lease, and Smith(1988)는 뮤추얼 펀드와 독립 투자자문사는 경영자에 대한 외부감시 능력을 충분히 갖추고 있다고 하였고, Chen, Harford, and Li(2007)는 기관투자자는 외부감시 활동에 전문성을 가지고 있다고 하였다. Leary and Michaely(2011)는 외부감시 활동이 강한 기관투자자일수록 배당스무딩 기업을 선호하기 때문에 배당스무딩은 대리인 비용의 감소를 통해 자본비용을 절감하는 효과를 발생시킨다고 하였다.

Sharpe(1964), Lintner(1956), Mossin(1966) 등은 베타계수가 유일한 체계적 위험의 지표가 될 수 있다는 자본자산가격결정모형(capital asset pricing model: CAPM)을 발표하였으며, 그 동안 재무학계와 실무계에서도 CAPM을 체계적 위험과 주식수익률간의 관계를 잘 설명해 주는 유용한 모형으로 평가해 왔다. 그러나 1980년대 이후의 많은 후속연구에서는 CAPM이 주식수익률을 현실적으로 잘 설명하지 못하는 것으로 나타났으며, 주식수익률은 베타계수 외에 기업규모, BM 비율, 배당수익률, 주식거래량 등과도 관계가 있는 것으로 나타났다. Fama and French(1992)는 베타계수 외에 기업규모와 BM 비율도 주식수익률에 영향을 미친다고 주장하였다. 이러한 결과를 바탕으로, Fama and French(1993)는 소규모기업을 매수하고 대규모기업을 매도하는 모방 포트폴리오(mimicking portfolio)와 BM 비율이 높은 기업을 매수하고 BM 비율이 낮은 기업을 매도하는 모방 포트폴리오를 구성할 수 있으며, 이에 따른 기업규모 프리미엄((return of small portfolio minus return of big portfolio: SMB)과 가치 프리미엄(return of high book-to-market ratio portfolio minus return of low

book-to-market ratio portfolio: HML)이 포트폴리오 초과수익률에 추가적으로 영향을 미칠 수 있다고 하였다. 즉, 이 두 가지 프리미엄은 시장요인만을 고려한 표준형 CAPM에서는 포착할 수 없는 체계적 위험을 추가적으로 설명한다고 하였다. 결론적으로, Fama and French(1993)는 시장요인, 기업규모 및 BM 비율 요인을 포함한 3요인이 주식수익률의 공통적인 시계열적 변동과 평균수익률의 횡단면적 차이를 유의하게 설명한다고 하였다. Lakonishok and Shapiro(1984, 1986)와 Kothari and Shanken(1997)도 기업규모와 BM 비율이 주식수익률의 횡단면 차이를 설명한다고 하였다.

나아가, Fama and French(1993)의 3요인 모형이 발표된 이후에도 새로운 공통위험 요인에 대한 연구가 계속되고 있다. Carhart(1997)는 3요인 외에 모멘텀 요인이 주식수익률을 추가로 설명한다고 하였고, Brennan, Chordia, and Subrahmanyam(1998), Chordia, Subrahmanyam, and Anshuman(2001), Lee and Swaminathan(2000), Lo and Wang(2006) 등은 유동성 요인이 추가로 존재한다고 하였으며, Boudoukh, Michaely, Richardson, and Roberts(2007)은 배당수익률이 주식수익률을 추가로 설명할 수 있는 새로운 공통위험 요인이라고 주장하였다.

국내에서도 감형규(1997)는 베타계수 외에 기업규모와 BM 비율이 주식수익률을 유의하게 설명한다고 하였으나, 송영출·이진근(1997)은 기업규모는 베타계수가 설명하지 못하는 수익률 차이를 설명하지만 BM 비율은 추가적인 설명력이 없다고 하였다. 윤상용·구본일·엄영호·한재훈(2009)은 유동성 요인을 포함한 3요인 모형이 Fama and French(1993)의 3요인 모형보다 우월한 설명력을 갖는다고 하였다. 그러나 국내에서는 아직까지 배당스무딩

요인이 Fama and French(1993)의 3요인 모형의 기업규모나 BM 요인과 같은 차원의 새로운 공통 위험 요인으로서 주식수익률에 미치는 영향을 분석한 연구는 발표되지 않고 있다.

III. 연구 설계

3.1 자료수집과 표본기업 분류

본 연구에서는 1992년 1월 1일부터 2011년 12월 31일까지 20년 동안 한국거래소의 유가증권시장에 상장된 기업 중에서 다음과 같은 기준에 따라 표본기업을 선정한다. 먼저, KIS Value Library와 FnGuide에서 1992년 1월 1일부터 2011년 12월 31일까지 재무 및 추가 자료를 구할 수 없는 기업은 제외하고, 은행, 증권, 보험 등 금융업종은 자본구조, 영업방법, 정부의 규제감독 등의 측면에서 일반 제조업과 차이가 있으므로 표본기업에서 제외하며, 자산총계가 10억원 미만인 기업, 시가총액이 누락된 기업, 영업이익이 적자인 기업은 표본기업에서 제외한다. 그리고 배당조정속도가 0이하거나 1이상인 기업은 이상치로 간주하여 제거하며, 무위험수익률의 대용변수로 사용할 CD유통수익률(91일물)은 한국은행 경제통계시스템(<http://ecos.bok.or.kr>)을 통해 수집한다.

이상의 조건을 충족하는 표본기업의 기업-년 현황은 <표 1>의 <패널A>와 같다. <패널A>에서는 전체 표본기업을 배당지급 여부에 따라 배당기업과 무배당기업으로 분류한 다음, 각 하위표본별로 표본기업의 기업-년 현황을 나타낸다. 전체 표본기업의 기업-년 수는 10,507개이며, 배당기업의 기업-년 수는

7,077개이고 무배당기업의 기업-년 수는 3,430개이다.

<패널B>에서는 배당기업의 기업-년 현황만을 나타낸다. 왜냐하면 배당조정속도를 측정하기 위해서는 배당기업을 대상으로 해야 하고, 배당지급에 관한 시계열 자료가 충분히 확보되어야 하기 때문이다. 본 연구에서는 Leary and Michaely(2011)의 기준을 원용하여, 전체 표본기간(1992~2011년)을 10년 기준으로 두 개의 하위기간(1992~2001년과 2002~2011년)으로 분류한 다음, 각 하위기간별로 10년 중에서 최소한 8년 이상 배당을 지급한 기업을 대상으로 배당조정속도를 측정한다.

<패널B>에서 첫째 하위기간(1992~2001년) 동안 8년 이상 배당기업의 기업-년 수는 3,408개이고 2년 이하 배당기업의 기업-년 수는 98개이며, 둘째 하위기간(2002~2011년) 동안 8년 이상 배당기업의 기업-년 수는 3,486개이고 2년 이하 배당기업의 기업-년 수는 85개이다. 그리고 전체 표본기간(1992~2011년) 동안 8년 이상 배당기업의 기업-년 수는 6,894개이고 2년 이하 배당기업의 기업-년 수는 183개이다. 따라서 본 연구에서는 전체 표본기간(1992~2011년) 동안 8년 이상 배당을 지급한 6,894개 기업-년 수를 대상으로 배당조정속도를 측정한다.

3.2 분석모형과 변수의 정의

본 절에서는 Leary and Michaely(2011)의 방법을 원용하여 배당스무딩의 대용변수로 사용할 배당조정속도를 추정하는 방법을 설명한 다음, Fama and MacBeth(1973)의 횡단면 회귀모형, Fama and French(1993)의 3요인 모형, 기관투자가 지분을 결정모형 등을 차례로 설명한다.

〈표 1〉 표본기업과 배당(지급) 기업의 기업-년 현황

〈패널A〉는 전체 표본기업을 배당기업과 무배당기업으로 분류한 다음, 각 하위표본별로 표본기업의 기업-년 현황을 나타낸다. 1992년 1월 1일부터 2011년 12월 31일까지 20년 동안 전체 표본기업의 기업-년 수는 10,507개이고, 배당기업의 기업-년 수는 7,077개이고, 무배당기업의 기업-년 수는 3,430개이다. 〈패널B〉는 배당기업의 현황을 나타내고, 전체 표본기간을 10년 기준으로 2개의 하위기간으로 분류하며, 각 하위기간별로 8년 이상 배당기업의 기업-년 수는 6,894개이고, 2년 미만 배당기업의 기업-년 수는 183개이다.

〈패널A〉 표본기업의 기업-년 현황

연도	전체표본기업	배당기업		무배당기업	
		배당·자사주	배당·비자사주		계
1992	524	64	280	344	180
1993	524	65	287	352	172
1994	523	65	280	345	178
1995	512	78	258	336	176
1996	533	72	276	348	185
1997	532	73	277	350	182
1998	532	71	286	357	175
1999	528	87	273	360	168
2000	519	69	289	358	161
2001	520	75	274	349	171
2002	518	79	272	351	167
2003	524	75	275	350	174
2004	523	73	278	351	172
2005	530	78	280	358	172
2006	527	86	273	359	168
2007	528	70	290	360	168
2008	527	73	291	364	163
2009	529	80	295	375	154
2010	520	83	273	356	164
2011	534	82	272	354	180
합계	10,507	1,498	5,579	7,077	3,430

〈패널B〉 배당기업의 기업-년 현황

분석기간	배당지급		계
	8년 이상 지급	2년 미만 지급	
1992~2001	3,408	98	3,506
2002~2011	3,486	85	3,571
계	6,894	183	7,077

Lintner(1956)가 배당조정속도를 측정하는 방법을 처음으로 제시하였으나, Fama and Babiak (1968), Dewenter and Warther(1998), Brav et al.(2005), Skinner(2008) 등 수많은 학자들도 Lintner(1956)의 배당조정모형을 사용하여 배당조정속도를 측정하였다. Brealey and Myers (2005)는 Lintner(1956)의 배당조정모형이 배당정책을 매우 직관적으로 설명할 수 있는 장점이 있다고 하였다.

Lintner(1956)는 기업이 안정적인 목표 배당성향을 유지한다는 가정 하에서, 당기 주당이익에 대한 일정한 비율로 당기 주당배당을 지급한다고 하였다. 다시 말해, 기업의 목표 주당배당은 식(1)과 같이 주당이익에 목표 배당성향을 곱한 값으로 지급하는데, 이는 당기 주당이익이 변화하면 당기 주당배당도 변화함을 의미한다.

$$DPS_{i,t}^* = \Omega_i \times EPS_{i,t} \quad (1)$$

단, $DPS_{i,t}^*$ = i기업의 t년 목표 주당배당
 $EPS_{i,t}$ = i기업의 t년 주당이익
 Ω_i = i기업의 목표 배당성향

Lintner(1956)는 식(2)와 같은 배당조정모형을 통해, 기업의 실제 주당배당이 목표 주당배당에서 이탈하면, 경영자들은 목표 주당배당을 향하여 실제 주당배당을 부분적으로 조정한다고 하였다.

$$\begin{aligned} \Delta DPS_{i,t} &= DPS_{i,t} - DPS_{i,t-1} \\ &= SOA_i \times (DPS_{i,t}^* - DPS_{i,t-1}) \end{aligned} \quad (2)$$

식(2)에서 배당조정을 통한 실제 주당배당 변화 ($\Delta DPS_{i,t} = DPS_{i,t} - DPS_{i,t-1}$)는 목표 주당배당 변

화($DPS_{i,t}^* - DPS_{i,t-1}$)에 배당조정속도(speed of adjustment: SOA_i)를 곱한 값과 같다. 만일 조정속도가 1이면 목표 주당배당을 향하여 실제 주당배당을 신속하게 완전히 조정함을 의미하고, 조정속도가 0에 가까우면 실제 주당배당을 거의 조정하지 않음을 의미한다. 그러나 현실적으로는 배당조정속도가 $0 < SOA_i \leq 1$ 의 범위에서 움직이는데, 이는 시간이 경과함($t \rightarrow \infty$)에 따라 실제 주당배당이 목표 주당배당을 향하여 부분적으로 조정함($DPS_{i,t-1} \rightarrow DPS_{i,t}^*$)을 의미한다.

Leary and Michaely(2011)는 식(2)를 식(3)과 같은 회귀모형으로 배당스무딩의 대응변수로 사용할 배당조정속도를 추정하기 위한 대체적인 방법을 제시하였다.

$$\Delta DPS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 dev_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

식(3)에서 편차($dev_{i,t}$)는 목표 주당배당과 실제 주당배당 간의 편차로서 ($DPS_{i,t}^* - DPS_{i,t-1}$)으로 측정하며, 목표 주당배당은 식(1)과 같이 ($\Omega_i \times EPS_{i,t}$)로 측정한다. 주당이익($EPS_{i,t}$)은 [(i기업의 t년 당 기준이익)/(i기업의 t년 주식발행수)]로 측정하고, 1시차 주당배당($DPS_{i,t-1}$)은 [(i기업의 t-1년 현금 배당액)/(i기업의 t-1년 주식발행수)]로 측정한다.

각 기업의 목표 주당배당은 Leary and Michaely (2011)의 방법에 따라, 10년 기준으로 설정한 하위 기간별로 각 기업의 주당배당의 중위수를 사용한다. 본 연구에서는 전체 표본기간(1992~2011년)을 첫째 하위기간(1992~2001년)과 둘째 하위기간(2002~2011년)으로 분류하여 배당조정속도를 측정하며, 각 표본기간별로 식(3)을 통한 배당조정속도(SOA_i)는 회귀계수(β_1)로 측정하며 $0 < \beta_1 \leq 1$

의 범위에서 움직인다. 이러한 측정방법은 오늘날에는 목표 배당성향이 50년 전의 Lintner(1956) 시절만큼 유용하지 않을 수 있다는 주장을 반영한다. Brav et al.(2005)은 미국의 CFO 중에서 약 28%만이 목표 배당성향을 선호하지만 40% 정도가 목표 주당배당을 더 선호한다고 하였다. 이러한 결과는 오늘날에는 배당정책 목표로서 목표 주당배당을 목표 배당성향보다 더 선호함을 시사한다. 그리고 Leary and Michaely(2011)는 미국 기업을 대상으로 분석한 결과, 배당조정속도가 증가하면 배당스무딩이 감소하고, 배당조정속도가 감소하면 배당스무딩이 증가한다고 하였다.

본 연구에서는 배당스무딩 요인을 사용한 모방 포트폴리오를 구축하기 전에, 배당스무딩이 주식수익률을 유의하게 설명할 수 있는가를 분석하기 위하여, 식(4)와 같은 Fama and MacBeth(1973)의 횡단면 회귀모형을 설정한다. 배당스무딩 요인이 주식수익률에 횡단면적으로 유의한 영향을 미친다면, 배당스무딩 요인을 새로운 공통위험 요인으로 간주하여 모방 포트폴리오를 구축할 수 있다. 따라서 Fama and MacBeth(1973)의 횡단면 회귀모형의 설명변수로서 배당스무딩 요인을 추가로 투입하는 방법은 배당스무딩 요인 모방 포트폴리오를 구축하기 위한 실증적인 준비작업이라 할 수 있다. 식(4)에서는 배당스무딩 요인 외에 Fama and French(1993)의 3요인에 속하는 베타계수, 기업규모 및 BM 비율과 배당수익률을 설명변수로 사용한다.

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha + \gamma_1 \beta_{i,t} + \gamma_2 \ln(ME)_{i,t} + \gamma_3 \ln(BM)_{i,t} + \gamma_4 Div Yield_{i,t} + \gamma_5 Div Smooth_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

단, $r_{i,t}$ = i기업의 t월 주식수익률

- $r_{f,t}$ = t월 무위험수익률
- $\beta_{i,t}$ = i기업의 t월 베타계수
- $\ln(ME)_{i,t}$ = i기업의 t월 기업규모
- $\ln(BM)_{i,t}$ = i기업의 t월 BM 비율
- $Div Yield_{i,t}$ = i기업의 t월 배당수익률
- $Div Smooth_{i,t}$ = i기업의 t월 배당스무딩
- $\epsilon_{i,t}$ = 오차항

식(4)에서 종속변수로 사용되는 주식초과수익률($r_{i,t} - r_{f,t}$)은 1992년 1월부터 2011년 12월까지의 분석기간 동안 매월별로 [i기업의 t월 주식수익률($r_{i,t}$) - t월 무위험수익률($r_{f,t}$)]로 측정하며, 주식수익률($r_{i,t}$)은 월별 보유기간수익률의 방법으로 (i기업의 t월 증가 - i기업의 t-1월 증가)/(i기업의 t-1월 증가)로 측정하고, 무위험수익률($r_{f,t}$)은 [t월말 CD유통수익률(91일물)]로 측정한다.

설명변수 중에서, 베타계수($\beta_{i,t}$)는 t-61월부터 t-1월까지 과거 60개월 동안의 월별 주식수익률과 시장포트폴리오 수익률(종합주가지수 수익률)을 Sharpe(1963)의 시장모형(market model)에 적용하여 매월 추정하며, 주식초과수익률에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 베타계수는 시장위험 또는 체계적 위험을 반영하기 때문에 그 위험프리미엄만큼 주식수익률이 증가할 것으로 기대한다. 기업규모 [$\ln(ME)_{i,t}$]는 ln(i기업의 t-1년 12월말 시가총액)으로 산출하여 t년에 매월 적용하며, 규모효과를 반영하여 주식초과수익률에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 기업규모가 클수록 안정적이고 경영위험이 감소한다. 그러나 배당기업은 대체로 대기업이기 때문에 배당수익률과 배당스무딩 변수를 동시에 투입하면 규모효과의 일부가 상쇄될 수 있다. BM 비율 [$\ln(BM)_{i,t}$]은 [(i기업의 t-1년 12월 자본총계 - i기업의 t-1년 12월 우선주 자본금)/(i기업의 t-1

년 12월 시가총액))으로 산출하여 t년에 매월 적용하며, 저평가효과를 반영하여 주식초과수익률에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 기대한다. 배당수익률 ($Div Yield_{i,t}$)은 (i기업의 t-1년 현금배당)/(i기업의 t-1년 시가총액))으로 산출하여 t년에 매월 적용하며, 주식초과수익률에 양(+) 또는 (-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 즉, 배당수익률이 주식수익률에 미치는 영향은 예측하기가 쉽지 않다. 배당수익률은 배당스무딩과 상관관계가 높을 뿐만 아니라, 배당수준 변수로서 주식수익률에 직접적인 영향을 미치지만, 배당스무딩 변수는 주식수익률에 간접적인 영향을 미칠 수 있다. 따라서 베타계수, 기업규모, BM 비율 외에 배당수익률을 추가시킨 이유는 베타계수, 기업규모, BM 비율 및 배당수익률이 주식초과수익률에 미치는 영향을 모두 통제 한 후에 배당스무딩 요인이 주식초과수익률에 미치는 영향을 순수하게 분석하기 위함이다. 배당스무딩($DivSmooth_{i,t}$)은 Leary and Michaely(2011)의 방법에 따라 식(3)과 같은 회귀모형으로 배당조정속도(SOA_t)를 대응변수로 추정하여 두 가지 하위기간별로 매월 적용하며, 배당스무딩이 클수록(배당조정속도가 느릴수록) 주식초과수익률이 감소할 것으로 예상된다. 달리 말해, 배당스무딩을 많이 하는 기업은 경영위험이 감소하여 그 위험프리미엄만큼 주식초과수익률이 감소하고, 기업의 측면에서는 자본비용이 그만큼 절감될 것으로 예상된다.

본 연구에서는 배당스무딩 요인이 새로운 공통위험 요인으로 사용될 수 있는가, 배당스무딩 요인을 사용하여 새로운 위험요인 모방 포트폴리오를 구축할 수 있는가, 그리고 배당스무딩 요인은 Fama and French(1993)의 3요인 모형에서 포착하지 못한 포트폴리오 수익률의 변동을 추가로 설명할 수 있는가를 분석하기 위하여, 식(5)와 같은 시계열 회귀모

형을 설정한다.

그리고 본 연구에서는 Fama and French(1993)의 3요인 모형에서 사용한 방법을 원용하여, 전체 표본기업을 16개의 하위 포트폴리오로 구성한다. Fama and French(1993)는 기업규모와 BM 비율을 각각 5등급으로 나누어 총 25개의 하위 포트폴리오를 구성하였으나, 본 연구에서는 배당기업 표본만을 대상으로 하기 때문에 표본기업 수가 많지 않으므로 배당수익률과 배당스무딩(배당조정속도)을 각각 4등급으로 나누어 총 16개의 하위 포트폴리오를 구성한다. 1992년 1월에 16개 하위 포트폴리오를 처음으로 구성하고 매년 1월마다 포트폴리오를 재구성한다. 따라서 전체 표본기간(1992~2011년)의 20년 동안 총 320개 하위 포트폴리오가 구성되며, 첫째 하위기간(1992~2001년)의 10년 동안 160개와 둘째 하위기간(2002~2011년)의 10년 동안 160개 포트폴리오가 각각 구성된다. 그리고 각 하위 포트폴리오를 대상으로 기업규모와 BM 요인 모방 포트폴리오뿐만 아니라 배당수익률과 배당스무딩 요인 모방 포트폴리오를 추가적으로 구성하여 각각의 수익률 프리미엄을 측정한 다음, 식(5)를 적용하여 기업규모와 BM 요인뿐만 아니라 배당수익률과 배당스무딩 요인이 포트폴리오 초과수익률에 미치는 영향을 분석한다.

$$r_{p,t} - r_{f,t} = \alpha_p + m_p(r_{m,t} - r_{f,t}) + s_p SMB_t + h_p HML_t + dy_p Div Yield HML_t + ds_p Div Smooth HML_t + \epsilon_{p,t} \quad (5)$$

- 단, $r_{p,t}$ = t월 포트폴리오 수익률
- $r_{f,t}$ = t월 무위험수익률
- $r_{m,t}$ = t월 시장포트폴리오 수익률
- SMB_t = t월 기업규모 모방 포트폴리오 수익률 프

리미엄

$HML_t = t$ 월 BM 비율 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄

$DivYieldHML_t = t$ 월 배당수익률 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄

$DivSmoothHML_t = t$ 월 배당스무딩 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄

$m_p =$ 시장요인 민감도

$s_p =$ 기업규모 요인 민감도

$h_p =$ BM 비율 요인 민감도

$dy_p =$ 배당수익률 요인 민감도

$ds_p =$ 배당스무딩 요인 민감도

$\epsilon_{p,t} =$ 오차항

식(5)에서 종속변수로 사용되는 포트폴리오 초과수익률($r_{p,t} - r_{f,t}$)은 1992년 1월부터 2011년 12월까지의 표본기간 동안 매월 [t월 포트폴리오 수익률($r_{p,t}$) - t월 무위험수익률($r_{f,t}$)]로 측정하며, 포트폴리오 수익률은 표본기간 동안 매월 16개 하위 포트폴리오별로 가치가중수익률(value-weighted return)로 측정한다. 그리고 설명변수 중에서, 시장포트폴리오 초과수익률($r_{m,t} - r_{f,t}$)은 [t월 시장포트폴리오 수익률($r_{m,t}$) - t월 무위험수익률($r_{f,t}$)]로 측정하며, 시장포트폴리오 수익률($r_{m,t}$)은 종합주가지수의 월별 보유기간수익률의 방법으로 (t월 종합주가지수 - t-1월 종합주가지수)/(t-1월 종합주가지수)로 측정한다. 위험요인 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄은 Fama and French(1993)와 Boudoukh et al.(2007)의 방법에 따라, 기업규모, BM 비율, 배당수익률 및 배당스무딩 요인을 위험요인으로 사용하여 4가지 모방 포트폴리오를 구성한 다음, 각 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄을 측정한다. 먼저, 기업규모 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄(SMB_t)은 표본기간 동안 매월 16개 하위 포트폴리오별로

기업규모 중위수를 기준으로 소기업 포트폴리오를 매수하고 대기업 포트폴리오를 매도하는 방법 [t월 소기업 포트폴리오 수익률 평균 - t월 대기업 포트폴리오 수익률 평균]으로 측정하고, BM 비율 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄(HML_t)은 BM 비율 중위수를 기준으로 고-BM 비율 포트폴리오를 매수하고 저-BM 비율 포트폴리오를 매도하는 방법 [t월 고-BM 비율 포트폴리오 수익률 평균 - t월 저-BM 비율 포트폴리오 수익률 평균]으로 측정한다. 배당수익률 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄($DivYieldHML_t$)은 표본기간 동안 매월 16개 하위 포트폴리오별로 배당수익률 중위수를 기준으로 고-배당수익률 포트폴리오를 매수하고 저-배당수익률 포트폴리오를 매도하는 방법 [t월 고-배당수익률 포트폴리오 수익률 평균 - t월 저-배당수익률 포트폴리오 수익률 평균]으로 측정하고, 배당스무딩 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄($DivSmoothHML_t$)은 배당스무딩 중위수를 기준으로 고-배당스무딩(저-배당조정속도) 포트폴리오를 매수하고 저-배당스무딩(고-배당조정속도) 포트폴리오를 매도하는 방법 [t월 고-배당스무딩(저-배당조정속도) 포트폴리오 수익률 평균 - t월 저-배당스무딩(고-배당조정속도) 포트폴리오 수익률 평균]으로 측정하며, 포트폴리오 수익률 평균은 표본기간 동안 매월 16개 하위 포트폴리오의 각 모방 포트폴리오 별로 가중평균수익률로 측정한다.

본 연구에서는 식(5)의 1단계 시계열 회귀분석에서 추정된 위험요인 민감도(risk factor loading)를 식(6)의 2단계 횡단면 회귀모형에 적용하여 위험요인별 위험프리미엄을 추정한다.

$$r_p - r_f = \alpha + \delta_{MKT}m_p + \delta_{SMB}s_p + \delta_{HML}h_p + \delta_{DivSmoothHML}ds_p + \epsilon_p \quad (6)$$

$$\begin{aligned}
 \text{단, } \delta_{MKT} &= \text{시장요인 위험프리미엄} & + \gamma_7 \text{Turnover}_{i,t} + \gamma_8 \text{Div Yield}_{i,t} \\
 \delta_{SMB} &= \text{기업규모 요인 위험프리미엄} & + \epsilon_{i,t} \quad (8) \\
 \delta_{HML} &= \text{BM 비율 요인 위험프리미엄} \\
 \delta_{Div\ Yield\ HML} &= \text{배당수익률 요인 위험프리미엄} \\
 \delta_{Div\ Smooth\ HML} &= \text{배당스무딩 요인 위험프리미엄} \\
 \epsilon_p &= \text{오차항}
 \end{aligned}$$

식(6)에서 종속변수는 포트폴리오 초과수익률이고, 설명변수는 식(5)의 시계열 회귀분석에서 추정된 시장요인 민감도(m_p), 기업규모 요인 민감도(s_p), BM 요인 민감도(h_p), 배당수익률 요인 민감도(dy_p) 및 배당스무딩 요인 민감도(ds_p)에 대한 추정치들이다. 그리고 이러한 위험요인 민감도의 회귀계수들은 5가지 위험요인별 위험프리미엄으로 시장요인, 기업규모, BM 비율 및 배당수익률 요인 민감도는 양(+)의 값으로 예상되고, 배당스무딩 요인 민감도는 음(-)의 값으로 예상된다. 따라서 식(6)의 횡단면 회귀모형은 식(5)의 시계열 회귀모형의 추정결과를 강건성 검정의 차원에서 재확인하는 의미가 있다.

본 연구에서는 기관투자가가 배당스무딩 기업을 선호하는가를 분석하기 위하여 식(7)과 같은 회귀모형을 설정하고, 어떤 기관투자가 유형이 배당스무딩 기업을 선호하는가를 분석하기 위하여 식(8)과 같은 회귀모형을 설정한다.

$$\begin{aligned}
 \text{InstHold}_{i,t} &= \gamma_0 + \gamma_1 \text{DivSmooth}_{i,t} + \gamma_2 \text{Size}_{i,t} \\
 &+ \gamma_3 \text{Age}_{i,t} + \gamma_4 \text{ROA}_{i,t} + \gamma_5 \text{MTB}_{i,t} \\
 &+ \gamma_6 \text{Leverage}_{i,t} + \gamma_7 \text{Turnover}_{i,t} \\
 &+ \gamma_8 \text{Div Yield}_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (7)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{InstType Weight}_{i,t} &= \gamma_0 + \gamma_1 \text{DivSmooth}_{i,t} \\
 &+ \gamma_2 \text{Size}_{i,t} + \gamma_3 \text{Age}_{i,t} + \gamma_4 \text{ROA}_{i,t} \\
 &+ \gamma_5 \text{MTB}_{i,t} + \gamma_6 \text{Leverage}_{i,t}
 \end{aligned}$$

단, $\text{InstHold}_{i,t}$ = i기업의 t년 기관투자가 지분율
 $\text{InstType Weight}_{i,t}$ = i기업의 t년 기관투자가 유형별 지분율 비중
 $\text{DivSmooth}_{i,t}$ = i기업의 t년 배당스무딩
 $\text{Size}_{i,t}$ = i기업의 t년 기업규모
 $\text{Age}_{i,t}$ = i기업의 t년 기업연령
 $\text{ROA}_{i,t}$ = i기업의 t년 수익성 비율
 $\text{MTB}_{i,t}$ = i기업의 t년 MTB 비율
 $\text{Leverage}_{i,t}$ = i기업의 t년 레버리지 비율
 $\text{Turnover}_{i,t}$ = i기업의 t년 거래량 회전을
 $\text{Div Yield}_{i,t}$ = i기업의 t년 배당수익률
 $\epsilon_{i,t}$ = 오차항

식(7)에서 종속변수는 기관투자가 지분율($\text{InstHold}_{i,t}$)로 (i기업의 t년 기관투자가 지분율)로 측정한다.

설명변수인 배당스무딩($\text{DivSmooth}_{i,t}$)은 앞에서 설명한 Leary and Michaely(2011)의 방법에 따라 측정하며, 기관투자가 지분율에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 즉, 기관투자가는 배당스무딩을 많이 하는 기업(배당조정속도가 느린 기업)을 선호할 것으로 예상된다. Allen et al.(2000)은 기관투자가 지분율이 증가할수록 기관투자가의 외부감시능력이 증가하기 때문에 배당스무딩이 증가한다고 하였고, La Porta et al.(2000)은 기관투자가 지분율과 배당스무딩은 대리인 문제를 통제하기 위한 대체적인 수단으로 사용될 수 있다고 하였다.

통제변수 중에서, 기업규모($\text{Size}_{i,t}$)는 ln(i기업의 t년 자산총계)로 측정하고, 기업연령($\text{Age}_{i,t}$)은 ln(t년도 - i기업의 상장 또는 설립연도)로 측정하며, 기관투자가 지분율에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 기관투자가는 기업규모가 크거나 기업연령

이 긴 기업을 선호할 것으로 예상된다. 수익성 비율 ($ROA_{i,t}$)은 [(기업의 t년 EBIT)/(기업의 t년 자산총계)]로 측정하며, 기관투자가 지분율에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 수익성이 높은 기업은 내부유보와 함께 현금잔고도 증가하기 때문에, 기관투자자가 선호할 것으로 예상된다. MTB 비율 ($MTB_{i,t}$)은 성장기회 변수로서 [(기업의 t년 부채총계 + i기업의 t년 자기자본 시가총액)/(기업의 t년 자산총계)]로 측정하며, 기관투자가 지분율에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 성장성이 증가할수록 성장기회와 관련된 정보비대칭과 대리인 문제가 증가하기 때문에, 기관투자자는 성장성이 높은 기업을 기피할 것으로 예상된다. 레버리지 비율 ($Leverage_{i,t}$)은 [(기업의 t년 부채총계)/(기업의 t년 자산총계)]로 측정하며, 기관투자가 지분율에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 레버리지가 증가하면 이자비용이 증가하고 현금잔고가 감소하여 배당지급이 감소하므로, 기관투자자는 레버리지 비율이 높은 기업을 기피할 것으로 예상된다. 거래량 회전율 ($Turnover_{i,t}$)은 [(기업의 t년 연간주식거래량)/(기업의 t년 총주식발행수)]로 측정하며, 기관투자가 지분율에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 거래량 회전율이 높은 주식은 유동성이 풍부하여 대량거래가 용이하므로, 기관투자자는 거래량 회전율이 높은 주식을 선호할 것으로 예상된다. 끝으로, 배당수익률 ($DivYield_{i,t}$)은 (기업의 t년 현금배당)/(기업의 t년 시가총액)으로 측정하며, 기관투자가 지분율에 양(+) 또는 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 기관투자자는 배당에 대한 세금 요인을 고려하기 때문에 배당수익률이 높은 주식을 반드시 선호한다고 할 수 없다.

그리고 식(8)에서 종속변수는 기관투자가 유형별 지분율 비중 ($InstTypeWeight_{i,t}$)으로 [(기업의 t년

기관투자가 유형별 지분율)/(기업의 t년 5가지 기관투자가 지분율 합계)]로 측정한다. 기관투자가 유형은 KIS Value Library와 FnGuide에서 제공되는 5가지 기관투자자로서 은행, 보험회사, 금융투자회사, 정부관리업, 기타법인으로 구분한다. 설명변수는 식(7)과 동일한 변수를 사용한다.

IV. 실증분석

4.1 기초 통계량, 차이검정 및 상관관계 분석

본 절에서는 Boudoukh et al.(2007)의 방법에 따라 Fama and French(1993)의 3요인 모형을 확장하여 배당스무딩이 주식수익률에 미치는 영향을 분석하기 위하여, 하위표본별로 포트폴리오 초과수익률 외에 시장포트폴리오 초과수익률, 그리고 기업 규모, BM 비율, 배당수익률 및 배당스무딩 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄에 대한 기초 통계량 분석과 차이 검정을 실시한다. 또한, 전체 배당기업 표본을 대상으로 배당스무딩의 크기별로 월간 주식수익률의 분포를 분석하고 차이 검정을 실시한다. 그리고 이러한 변수들 간의 상관관계 분석을 통하여 변수들의 확률분포 특성과 이상치 여부를 파악한다.

〈표 2〉는 전체 표본기간(1992~2011년)을 두 개의 하위표본기간(1992~2001년과 2002~2011년)으로 나누어, 하위기간별로 포트폴리오 초과수익률 외에 시장포트폴리오 초과수익률, 그리고 기업규모, BM 비율, 배당수익률 및 배당스무딩 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄에 대한 기초 통계량 분석과 하위기간간의 변수들에 대한 차이 검정의 결과를 나타낸다.

〈표 2〉 기초 통계량 분석과 차이 검정

전체 표본기간을 두 개의 하위표본기간으로 나누어, 하위기간별로 포트폴리오 초과수익률 외에 시장포트폴리오 초과수익률, 그리고 기업규모, BM 비율, 배당수익률 및 배당스무딩 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄에 대한 기초 통계량 분석과 차이 검정을 실시한다. 표본기간 동안 매년 16개 하위표본별로 포트폴리오 초과수익률($r_{p,t} - r_{f,t}$)은 매월 별로 [t월 포트폴리오 수익률($r_{p,t}$) - t월 무위험수익률($r_{f,t}$)]로 측정한다. 그리고 설명변수 중에서, 시장포트폴리오 초과수익률($r_{m,t} - r_{f,t}$)은 [t월 시장포트폴리오 수익률($r_{m,t}$) - t월 무위험수익률($r_{f,t}$)]로 측정하고, 시장포트폴리오 수익률($r_{m,t}$)은 종합주가지수의 월별 보유기간수익률의 측정 방법으로 (t월 종합주가지수 - t-1월 종합주가지수)/(t-1월 종합주가지수)로 측정한다. 기업규모 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄(SMB_t)은 표본기간 동안 매월 16개 하위 포트폴리오별로 기업규모 중위수를 기준으로 소기업 포트폴리오를 매수하고 대기업 포트폴리오를 매도하는 방법[t월 소기업 포트폴리오 수익률 평균 - t월 대기업 포트폴리오 수익률 평균]으로 측정하고, BM 비율 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄(HML_t)은 BM 비율 중위수를 기준으로 고-BM 비율 포트폴리오를 매수하고 저-BM 비율 포트폴리오를 매도하는 방법[t월 고-BM 비율 포트폴리오 수익률 평균 - t월 저-BM 비율 포트폴리오 수익률 평균]으로 측정한다. 배당수익률 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄($DivYieldHML_t$)은 표본기간 동안 매월 16개 하위포트폴리오별로 배당수익률 중위수를 기준으로 고-배당수익률 포트폴리오를 매수하고 저-배당수익률 포트폴리오를 매도하는 방법[t월 고-배당수익률 포트폴리오 수익률 평균 - t월 저-배당수익률 포트폴리오 수익률 평균]으로 측정하고, 배당스무딩 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄($DivSmoothMML_t$)은 배당스무딩 중위수를 기준으로 고-배당스무딩(저-배당조정속도) 포트폴리오를 매수하고 저-배당스무딩(고-배당조정속도) 포트폴리오를 매도하는 방법[t월 고-배당스무딩(저-배당조정속도) 포트폴리오 수익률 평균 - t월 저-배당스무딩(고-배당조정속도) 포트폴리오 수익률 평균]으로 측정하며, 포트폴리오 수익률 평균은 가중평균수익률로 측정한다. 하위기간별로 변수들에 대한 평균 차이 검정의 결과를 나타내는 () 안은 t-값을 나타내고, **, *는 각각 5%, 10% 수준(양쪽)에서 유의함을 나타낸다.

변수	전체 표본기간 (1992~2011)			첫째 하위기간 (1992~2001)		둘째 하위기간 (2002~2011)		차이 검정
	평균	표준편차	중위수	평균	중위수	평균	중위수	
$r_{p,t} - r_{f,t}$	0.0198	0.0446	0.0247	0.0010	0.0023	0.0375	0.0392	-2.071**
$r_{m,t} - r_{f,t}$	0.0275	0.0470	0.0290	0.0076	0.0084	0.0428	0.0417	-1.853*
SMB_t	0.0096	0.0502	0.1001	0.0086	0.0090	0.0095	0.0099	-1.947*
HML_t	0.0089	0.0793	0.0096	0.0078	0.0083	0.0087	0.0092	-1.508
$DivYieldHML_t$	0.0102	0.0448	0.0118	0.0096	0.0126	0.0107	0.0114	-1.656*
$DivSmoothMML_t$	-0.0120	-0.0450	-0.0116	-0.0114	-0.0120	-0.0126	-0.0113	1.195

먼저, 포트폴리오 초과수익률($r_{p,t} - r_{f,t}$)의 평균은 전체 표본기간, 첫째 및 둘째 하위기간의 경우에 각각 1.98%, 0.10% 및 3.75%로 나타났으며, 첫째 하위기간이 둘째 하위기간의 경우보다 5% 수준에서 유의하게 낮다. 이는 첫째 하위기간은 1997년 IMF 금융위기를 포함하여 전반적으로 시장 침체에 속한 반면에, 둘째 하위기간은 상대적으로 시장상승기

에 속함을 의미한다. 시장포트폴리오 초과수익률($r_{m,t} - r_{f,t}$)의 평균은 전체 표본기간, 첫째 및 둘째 하위기간의 경우에 각각 2.75%, 0.76% 및 4.28%로 나타났으며, 첫째 하위기간이 둘째 하위기간의 경우보다 10% 수준에서 유의하게 낮다. 기업규모 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄(SMB_t)의 평균은 전체 표본기간, 첫째 및 둘째 하위기간의 경우에 각

각 0.96%, 0.86% 및 0.95%로 나타났으며, 첫째 하위기간이 둘째 하위기간의 경우보다 10% 수준에서 유의하게 낮다. 그리고 BM 비율 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄(HML_t)의 평균은 전체 표본기간, 첫째 및 둘째 하위기간의 경우에 각각 0.89%, 0.78% 및 0.87%로 나타났으며, 첫째 하위기간이 둘째 하위기간의 경우보다 10% 수준에서 유의하게 낮다.

배당수익률 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄($DivYieldHML_t$)의 평균은 전체 표본기간, 첫째 및 둘째 하위기간의 경우에 각각 1.02%, 0.96% 및 1.07%로 나타났으며, 첫째 하위기간이 둘째 하위기간의 경우보다 10% 수준에서 유의하게 낮다. 그리고 배당스무딩 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄($DivSmoothHML_t$)의 평균은 전체 표본기간, 첫째 및 둘째 하위기간의 경우에 각각 -1.20%, -1.14% 및 -1.26%로 나타났으며, 첫째 하위기간이 둘째 하위기간과 유의한 차이가 없다. 이러한 결과를 종합

하면, 시간의 경과에 따라 표본기간이 변화함에 따라 포트폴리오 수익률의 구성요소들이 변화할 수 있음을 시사한다.

〈표 3〉은 전체 배당기업 표본을 대상으로 배당스무딩의 순위별로 월간 개별주식수익률의 분포를 분석하고, 하위기간간의 차이 검정의 결과를 나타낸다.

전체 표본기간에 대한 분석 결과, 배당스무딩이 높은 기업(배당조정속도가 느린 기업)과 배당스무딩이 낮은 기업(배당조정속도가 빠른 기업)의 월간 수익률의 평균은 각각 0.97%와 0.99%로 나타났고, 전자가 후자보다 5% 수준에서 유의하게 낮게 나타났다. 즉, 배당스무딩이 높은 기업의 월간 주식수익률은 배당스무딩이 낮은 기업보다 평균적으로 낮다고 할 수 있다. 그리고 하위기간별로 차이 검정을 실시한 결과, 첫째 하위기간의 배당스무딩 순위별 월간 주식수익률의 평균이 둘째 하위기간의 경우보다 1~10% 수준에서 유의하게 낮게 나타났다.

〈표 4〉는 배당수익률과 배당스무딩 기준 16개 하

〈표 3〉 배당스무딩과 월간 주식수익률에 대한 기초 통계량 분석과 차이 검정

전체 표본기간을 두 개의 하위기간으로 나누고, 각 하위기간별로 배당스무딩 척도인 배당조정속도를 4등급으로 나눈 다음, 각 등급별로 월간 주식수익률의 분포를 분석하고, 하위기간 간의 차이 검정을 실시한다. 월간 주식수익률($r_{i,t}$)은 월별 보유기간수익률의 방법으로 $(t\text{월 주가} - t-1\text{월 주가}) / (t-1\text{월 주가})$ 로 측정한다. 월간 주식수익률에 대한 평균 차이 검정의 결과는 t-값으로 나타내며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준(양쪽)에서 유의함을 나타낸다.

배당스무딩 순위	월간 주식수익률						차이 검정
	전체 표본기간 (1992~2011)		첫째 하위기간 (1992~2001)		둘째 하위기간 (2002~2011)		
	평균	중위수	평균	중위수	평균	중위수	
Low	0.0099	0.0095	0.0084	0.0089	0.0105	0.0102	-1.82*
2	0.0098	0.0096	0.0088	0.0091	0.0106	0.0100	-1.75*
3	0.0092	0.0087	0.0083	0.0085	0.0102	0.0095	-2.16**
High	0.0097	0.0090	0.0081	0.0084	0.0101	0.0098	-2.87***
차이 검정 (High-Low)	-2.05**	-1.98**	-1.08	-1.17	-1.72*	-1.80*	

위 포트폴리오의 구성요소별로 포트폴리오 초과수익률, 시장포트폴리오 초과수익률, 그리고 기업규모, BM 비율, 배당수익률 및 배당수익률 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄에 대한 기초통계량과 차이 검정을 실시한 결과를 나타낸다. 본 연구에서는 배당수익률과 배당스무딩 기준으로 각각 4등급으로 나누어 16개 하위 포트폴리오를 구성한다. 세로 축은 배당수익률의 크기별로 4등급으로 구분하고, 가로 축은 배당스무딩의 크기별로 4등급으로 구분하여 16개 하위 포트폴리오를 구성한 다음, 포트폴리오의 구성요소별로 포트폴리오 초과수익률, 시장포트폴리오 초과수익률, 그리고 기업규모, BM 비율, 배당수익률 및 배당스무딩 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄과 그 평균 값을 제시하고 차이 검정을 실시한다.

먼저, [패널A]의 16개 하위 포트폴리오별 포트폴리오 초과수익률에 대한 차이 검정 중에서, 배당수익률 크기별 차이 검정에서는 4가지 중에서 2가지가 10% 수준에서 유의한 차이가 있고, 배당스무딩 크기별 차이 검정에서는 4가지 중에서 2가지가 10% 수준에서 유의한 차이가 있다. 이러한 결과는 회귀 모형에서 종속변수로 사용할 포트폴리오 초과수익률은 배당수익률과 배당스무딩에 따라 차이가 발생할 수 있음을 시사한다. [패널B]의 16개 하위 포트폴리오별 시장포트폴리오 초과수익률에 대한 차이 검정 중에서, 배당수익률 크기별 차이 검정에서는 4가지 중에서 3가지가 5~10% 수준에서 유의한 차이가 있고, 배당스무딩 크기별 차이 검정에서는 4가지 중에서 3가지가 5~10% 수준에서 유의한 차이가 있다. 이러한 결과는 시장포트폴리오 초과수익률은 배당수익률과 배당스무딩에 따라 차이가 발생할 수 있음을 시사한다.

[패널C]의 16개 하위 포트폴리오별 기업규모 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄에 대한 차이 검정

중에서, 배당수익률 크기별 차이 검정에서는 4가지 중에서 3가지가 5~10% 수준에서 유의한 차이가 있고, 배당스무딩 크기별 차이 검정에서는 4가지 중에서 3가지가 5~10% 수준에서 유의한 차이가 있다. 이러한 결과는 기업규모 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄은 배당수익률과 배당스무딩에 따라 차이가 발생할 수 있음을 시사한다. [패널D]의 16개 하위 포트폴리오별 BM 비율 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄에 대한 차이 검정 중에서, 배당수익률 크기별 차이 검정에서는 4가지 중에서 2가지가 10% 수준에서 유의한 차이가 있고, 배당스무딩 크기별 차이 검정에서는 4가지 중에서 2가지가 10% 수준에서 유의한 차이가 있다. 이러한 결과는 BM 비율 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄은 배당수익률과 배당스무딩에 따라 차이가 발생할 수 있음을 시사한다. [패널E]의 16개 하위 포트폴리오별 배당수익률 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄에 대한 차이 검정 중에서, 배당수익률 크기별 차이 검정에서는 4가지 중에서 2가지가 10% 수준에서 유의한 차이가 있고, 배당스무딩 크기별 차이 검정에서는 4가지 중에서 2가지가 10% 수준에서 유의한 차이가 있다. 이러한 결과는 배당수익률 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄은 배당수익률과 배당스무딩에 따라 차이가 발생할 수 있음을 시사한다.

[패널F]의 16개 하위 포트폴리오별 배당스무딩 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄에 대한 차이 검정 중에서, 배당수익률 크기별 차이 검정에서는 4가지 중에서 2가지가 10% 수준에서 유의한 차이가 있고, 배당스무딩 크기별 차이 검정에서는 4가지 중에서 1가지가 10% 수준에서 유의한 차이가 있다. 이러한 결과는 배당스무딩 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄은 배당수익률과 배당스무딩에 따라 차이가 발생할 수 있음을 시사한다. 이러한 결과를 종합하

(표 4) 배당수익률-배당스무딩 16개 하위 포트폴리오의 기초통계량 분석

전체 표본기업을 대상으로 배당수익률과 배당스무딩 기준으로 각각 4등급으로 나누어 16개 하위 포트폴리오를 구성한 다음, 각 하위 포트폴리오의 구성요소별로 포트폴리오 초과수익률, 시장포트폴리오 초과수익률, 그리고 기업규모, BM 비율, 배당수익률 및 배당수익률 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄에 대한 기초통계량과 차이 검정을 실시한다. 차이 검정의 결과를 나타내는 () 안은 t-값을 나타내고, **, *는 각각 5%, 10% 수준(양쪽)에서 유의함을 나타낸다.

		배당스무딩				평균	차이 검정 (High-Low)
		Low	2	3	High		
패널 A: 16개 하위 포트폴리오별 포트폴리오 초과수익률($r_{p,t} - r_{f,t}$)							
배당 수익률	Low	0.0156	0.0163	0.0184	0.0207	0.0177	1.15
	2	0.0149	0.0166	0.0188	0.0201	0.0176	1.34
	3	0.0157	0.0169	0.0186	0.0204	0.0179	1.66*
	High	0.0159	0.0164	0.0189	0.0208	0.0179	1.73*
	평균	0.0155	0.0165	0.0186	0.0205	0.0178	
차이 검정(High-Low)		1.92*	1.75*	1.63	1.42		
패널 B: 16개 하위 포트폴리오별 시장포트폴리오 초과수익률($r_{m,t} - r_{f,t}$)							
배당 수익률	Low	0.0183	0.0194	0.0242	0.0253	0.0218	1.57
	2	0.0185	0.0191	0.0246	0.0257	0.0219	1.88*
	3	0.0181	0.0198	0.0239	0.0251	0.0217	2.06**
	High	0.0189	0.0195	0.0244	0.0254	0.0220	2.26**
	평균	0.0184	0.0194	0.0242	0.0253	0.0218	
차이 검정(High-Low)		2.34**	2.07**	1.92*	1.43		
패널 C: 16개 하위 포트폴리오별 기업규모 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄(SMB_t)							
배당 수익률	Low	0.0064	0.0079	0.0095	0.0107	0.0086	1.39
	2	0.0065	0.0081	0.0097	0.0109	0.0088	1.67*
	3	0.0068	0.0083	0.0101	0.0112	0.0091	1.83*
	High	0.0068	0.0086	0.0103	0.0114	0.0092	2.05**
	평균	0.0066	0.0082	0.0099	0.0110	0.0089	
차이 검정(High-Low)		2.06**	1.94*	1.67*	1.35		
패널 D: 16개 하위 포트폴리오별 BM 비율 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄(HML_t)							
배당 수익률	Low	0.0057	0.0068	0.0084	0.0096	0.0076	1.49
	2	0.0056	0.0067	0.0086	0.0094	0.0075	1.63
	3	0.0058	0.0069	0.0085	0.0098	0.0077	1.78*
	High	0.0060	0.0071	0.0088	0.0101	0.0080	1.94*
	평균	0.0057	0.0068	0.0085	0.0097	0.0077	
차이 검정(High-Low)		1.92*	1.70*	1.59	1.46		
패널 E: 16개 하위 포트폴리오별 배당수익률 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄($DivYieldHML_t$)							
배당 수익률	Low	0.0108	0.0108	0.0111	0.0111	0.0109	1.19
	2	0.0111	0.0104	0.0109	0.0112	0.0109	1.76*
	3	0.0107	0.0106	0.0107	0.0109	0.0107	1.69*
	High	0.0110	0.0111	0.0113	0.0108	0.0110	-1.63
	평균	0.0109	0.0107	0.0110	0.0110	0.0109	
차이 검정(High-Low)		1.69*	1.61*	1.48	-0.91		
패널 F: 16개 하위 포트폴리오별 배당스무딩 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄($DivSmoothHML_t$)							
배당 수익률	Low	-0.0120	-0.0123	-0.0123	-0.0122	-0.0121	-1.25
	2	-0.0119	-0.0122	-0.0122	-0.0120	-0.0121	-1.76*
	3	-0.0117	-0.0116	-0.0117	-0.0119	-0.0117	1.49
	High	-0.0123	-0.0119	-0.0121	-0.0123	-0.0121	1.63
	평균	-0.0119	-0.0119	-0.0120	-0.0120	-0.0120	
차이 검정(High-Low)		-1.83*	1.68*	1.51	0.96		

면, 회귀모형에서 위험요인 변수로 사용할 시장포트폴리오 초과수익률, 그리고 기업규모, BM 비율, 배당수익률 및 배당스무딩 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄은 배당수익률과 배당스무딩에 따라 차이가 발생할 수 있음을 시사한다.

〈표 5〉는 전체 표본기업을 대상으로 포트폴리오 초과수익률, 시장포트폴리오 초과수익률, 그리고 기업규모, BM 비율, 배당수익률 및 배당스무딩 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄 간의 상관관계를 피어슨 상관계수로 나타낸 것이다.

먼저, 시장포트폴리오 초과수익률은 하위표본별 포트폴리오 초과수익률과 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계가 있다. 기업규모, BM 비율 및 배당수익률 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄은 포트폴리오 초과수익률과 각각 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계가 있고, 배당스무딩 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄은 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계가 있다.

그리고 독립변수들 간에는 대체로 1~5% 수준에서 유의한 상관관계가 있으나, 상관계수의 절대 값이 0.5를 초과하지 않아 다중공선성은 우려되지 않

는다(Kennedy, 1992). 그리고 회귀계수에 대하여 개별적으로 분산팽창계수(variance inflation factors: VIFs)를 측정한 결과, 최대치가 2.77로 통계학적으로 허용되는 범위 내에 분포한다. 따라서 본 연구에서는 재무변수를 사용한 회귀분석에서 자주 발생하는 다중공선성 문제는 우려되지 않는다.

4.2 기업의 배당스무딩이 주식수익률에 미치는 영향 분석

본 절에서는 배당스무딩이 주식수익률에 미치는 영향을 실증분석 한다. 먼저, Fama and McBeth (1973)의 횡단면 회귀모형을 적용하여 배당스무딩이 주식수익률에 미치는 영향을 분석한 다음, Fama and French(1973)의 3요인 모형을 확장하여 배당스무딩 요인이 새로운 공통위험 요인으로서 주식수익률에 미치는 영향을 분석한다. 그리고 기관투자가 배당스무딩을 선호하는가를 분석하고, 어떤 기관투자가 유형이 배당스무딩을 선호하는가를 추가적으로 분석한다.

〈표 6〉은 Fama and McBeth(1973)의 횡단면

〈표 5〉 상관관계와 다중공선성 분석

전체 표본기업을 대상으로 포트폴리오 초과수익률, 시장포트폴리오 초과수익률, 그리고 기업규모, BM 비율, 배당수익률 및 배당스무딩 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄 간의 상관관계 분석을 통하여 상관관계의 방향과 크기 및 다중공선성 가능성을 점검한다. **, *는 각각 1%, 5% 수준(양쪽)에서 유의함을 나타낸다.

변수	$r_{p,t} - r_{f,t}$	$r_{m,t} - r_{f,t}$	SMB_t	HML_t	$DivYieldHML_t$	$DivSmoothHML_t$	VIFs
$r_{p,t} - r_{f,t}$	1						
$r_{m,t} - r_{f,t}$	0.122**	1					1.02
SMB_t	0.148**	0.113**	1				2.08
HML_t	0.169**	0.128*	0.476**	1			2.35
$DivYieldHML_t$	0.172**	0.104**	0.328*	-0.386*	1		2.49
$DivSmoothHML_t$	-0.196**	-0.110	0.295*	-0.317*	-0.217**	1	2.77

회귀모형을 적용하여 배당스무딩이 주식수익률에 미치는 영향을 회귀분석 한 결과를 나타낸다. 전체 표본기간(1992~2011년)에 대한 횡단면 회귀분석에서, [모형1]은 베타계수 외에 기업규모와 BM 비율을 설명변수로 사용한 회귀모형이고, [모형2]는 배당수익률과 배당스무딩을 설명변수로 사용한 회귀모형이며, [모형3]은 설명변수를 모두 투입한 회귀모형이다. 만일 Fama and MacBeth(1973)의 횡단면 회귀분석에서 배당스무딩이 주식초과수익률에 유의한 영향을 미치는 변수로 확인되면, 배당스무딩

요인이 Fama and French(1993)의 3요인 모형의 기업규모나 BM 요인과 같은 차원에서 새로운 공통위험 요인으로 설정할 수 있음을 시사한다.

전체 표본기간에 대한 분석 결과, [모형1]과 [모형3]의 설명변수 중에서, 베타계수는 주식초과수익률에 10% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미친다. 베타계수는 CAPM에서 시장위험 또는 체계적 위험을 반영하기 때문에 주식수익률에 유의한 양(+)의 영향을 미칠 것이라는 기대와 같이 나왔으며, Fama and McBeth(1973)의 횡단면 회귀분

〈표 6〉 배당스무딩이 월간 주식수익률에 미치는 영향

전체 배당기업 표본을 대상으로 배당스무딩이 개별기업의 월간 주식수익률에 미치는 영향을 Fama and McBeth(1973)의 횡단면 회귀모형을 적용하여 회귀분석 한다. 종속변수는 개별기업의 월간 주식초과수익률이고, 독립변수는 베타계수, 기업규모, BM 비율, 배당수익률 및 배당스무딩이다. ()안은 오차항의 이분산성을 고려한 White(1980)의 수정표준오차(corrected standard errors)를 적용한 t-값을 나타내며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준(양쪽)에서 유의함을 나타낸다.

변수	예상 부호	전체 표본기간 (1992~2011)			첫째 하위기간 (1992~2001)	둘째 하위기간 (2002~2011)
		모형1	모형2	모형3		
상수	α	0.004 (0.37)	-0.011 (-1.15)	0.004 (0.35)	-0.011 (-1.00)	0.027 (0.94)
$\beta_{i,t}$	γ_1 +	0.021* (1.89)	0.020* (1.81)	0.021* (1.85)	0.005 (0.52)	0.047** (2.39)
$\ln(ME)_{i,t}$	γ_2 -	-0.012*** (-2.77)		-0.011** (-2.43)	-0.031*** (-7.41)	-0.011 (-0.53)
$\ln(BM)_{i,t}$	γ_3 +	0.013** (2.16)		0.010* (1.94)	0.012 (1.62)	0.010 (0.21)
$DivYield_{i,t}$	γ_4 +, -		0.748*** (3.38)	0.588** (2.47)	0.403* (1.71)	0.689* (1.86)
$DivSmooth_{i,t}$	γ_5 -		-0.012*** (-2.99)	-0.011** (-2.32)	-0.012* (-1.69)	-0.033* (-1.73)
관측수(n)		6,894	6,894	6,894	3,408	3,486
Adjusted R ²		0.0748	0.0756	0.0868	0.0765	0.0783
F-test		17.04***	17.96***	19.15***	18.30***	19.76***
회귀계수 동등성 검정 (t-test)		H_0 : 첫째하위기간(γ_4)-둘째하위기간(γ_4)=0: -0.286(-1.73)* H_0 : 첫째하위기간(γ_5)-둘째하위기간(γ_5)=0: 0.021(1.69)*				

석에서 발견된 많은 선행연구와 일치한다. 기업규모는 규모효과를 반영하여 주식초과수익률에 1~5% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치고, BM 비율은 저평가효과를 반영하여 주식초과수익률에 5~10% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미친다. 그리고 [모형2]와 [모형3]의 설명변수 중에서, 배당수익률은 주식초과수익률에 1%와 5% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는데, 이는 배당수익률이 주식수익률에 양(+)의 영향을 미친다는 Boudoukh et al.(2007)의 연구와 일치한다. 그리고 배당스무딩은 주식초과수익률에 1%와 5% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치는데, 이는 배당스무딩이 클수록(배당조정속도가 느릴수록) 주식수익률이 감소함을 의미한다. 즉, 투자자들이 배당스무딩을 선호하고 배당스무딩 기업의 위험을 낮게 평가하므로 주식수익률이 하락하게 된다. 따라서 배당스무딩을 많이 하는 기업은 투자자의 기대수익률이 하락하고, 기업의 측면에서는 자본비용이 그 만큼 절감될 수 있음을 시사한다.

그리고 두 가지 하위표본기간에 대한 회귀계수간의 동등성 검정을 실시한 결과, 첫째 하위기간(1992~2001년)의 배당수익률의 계수($\gamma_4=0.403$)는 둘째 하위기간(1992~2001년)의 배당수익률의 계수($\gamma_4=0.689$)보다 10% 수준에서 유의하게 작고, 첫째 하위기간(1992~2001년)의 배당스무딩의 계수($\gamma_5=-0.012$)는 둘째 하위기간(1992~2001년)의 배당스무딩의 계수($\gamma_5=-0.033$)보다 10% 수준에서 유의하게 크다. 이러한 결과는 첫째 하위기간보다 둘째 하위표본기간 동안에는 배당수익률이 주식수익률에 미치는 직접적인 영향력이 더 크지만, 배당스무딩이 주식수익률에 미치는 간접적인 영향력은 더 작음을 의미한다. 또한, 배당수익률이 나 배당스무딩과 같은 배당정책이 주식수익률에 미

치는 영향은 시간의 경과에 따라 표본기간이 변화함에 따라 변화할 수 있음을 시사한다.

〈표 7〉은 배당스무딩 요인이 새로운 공통위험 요인으로서 포트폴리오 수익률에 미치는 영향을 회귀분석 한 결과를 나타낸다. [패널A]에서는 전체 배당기업 표본을 대상으로 연도별로 배당수익률과 배당스무딩 기준으로 각각 4등급으로 나누어 16개 하위 포트폴리오를 구성한 다음, 각 하위 포트폴리오별로 배당스무딩 요인이 포트폴리오 수익률에 미치는 영향을 1단계로 시계열 회귀분석을 실시하고, [패널B]에서는 2단계로 횡단면 회귀분석을 실시한다.

[패널A]의 분석 결과, 시장요인 민감도(factor loading: m_p)는 16개 하위 포트폴리오가 모두 1~10% 수준에서 유의한 양(+)의 값으로 나타났고, 기업규모 요인 민감도(s_p)는 16개 하위 포트폴리오 중에서 14개가 1~5% 수준에서 유의한 양(+)의 값으로 나타났으며, BM 비율 요인 민감도(h_p)는 13개가 1~10% 수준에서 유의한 양(+)의 값으로 나타났다. 따라서 시장요인, 기업규모 및 BM 비율 요인 위험프리미엄은 Fama and French(1973)의 3요인 모형의 예상과 같이 포트폴리오 초과수익률에 유의한 양(+)의 영향을 미친다고 할 수 있다. 그리고 배당수익률 요인 민감도(dy_p)는 16개 하위 포트폴리오 중에서 12개가 포트폴리오 초과수익률에 1~10% 수준에서 유의한 양(+)의 값으로 나타났다. 따라서 배당수익률 요인 위험프리미엄은 Boudoukh et al.(2007)의 연구와 같이 포트폴리오 초과수익률에 유의한 양(+)의 영향을 미친다고 할 수 있다.

그리고 본 연구에서 새로운 공통위험 요인으로 설정한 배당스무딩 요인 민감도(ds_p)는 16개 하위 포트폴리오 중에서 13개가 1~10% 수준에서 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 먼저, 저-배당수익률 포트폴리오의 경우 배당스무딩이 증가할수록(Low →

〈표 7〉 배당수익률-배당스무딩 16개 하위 포트폴리오에서 배당스무딩 요인이 포트폴리오 수익률에 미치는 영향

[패널A]에서는 전체 표본기업을 대상으로 연도별로 배당수익률과 배당스무딩 기준으로 각각 4등급으로 나누어 16개 하위 포트폴리오를 구성한 다음, 각 하위 포트폴리오별로 배당스무딩 요인이 포트폴리오 수익률에 미치는 영향을 1단계로 시계열 회귀분석을 실시하며, 종속변수는 16개 하위 포트폴리오별 월간 포트폴리오 초과수익률이고, 독립변수는 위험요인별로 시장포트폴리오 초과수익률, 그리고 기업규모, BM 비율, 배당수익률 및 배당스무딩 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄이다. [패널B]에서는 2단계로 횡단면 회귀분석을 실시하며, 종속변수는 포트폴리오 초과수익률이고, 설명변수는 시장요인, 기업규모, BM 비율, 배당수익률 및 배당스무딩 요인 민감도이다. t-값은 오차항의 이분산성을 고려한 White(1980)의 수정표준오차를 적용하여 산출하며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준(양쪽)에서 유의함을 나타낸다.

		배당스무딩				배당스무딩			
		Low	2	3	High	Low	2	3	High
		α_p				$t(\alpha_p)$			
배당 수익률	Low	-0.012***	-0.019***	-0.020***	-0.040***	-9.28	-9.59	-10.55	-14.09
	2	-0.035***	-0.029***	-0.028***	-0.031***	-14.72	-12.40	-12.37	-13.86
	3	-0.040***	-0.032***	-0.044***	-0.035***	-19.18	-18.96	-18.67	-19.50
	High	-0.016***	-0.030***	-0.039***	-0.041***	-8.33	-12.82	-13.34	-13.74
		m_p				$t(m_p)$			
배당 수익률	Low	0.080***	0.126***	0.090***	0.060*	2.64	4.99	3.08	1.66
	2	0.139***	0.217***	0.158***	0.172***	4.92	7.49	5.63	6.29
	3	0.258***	0.255***	0.243***	0.249***	10.88	10.54	9.72	11.01
	High	0.266***	0.229***	0.231***	0.212***	9.97	9.10	8.86	9.05
		s_p				$t(s_p)$			
배당 수익률	Low	1.516***	1.494***	1.317***	1.208***	7.96	10.88	10.92	11.70
	2	1.158***	1.007***	0.996***	0.815***	9.48	8.05	7.62	6.96
	3	0.745***	0.618***	0.463**	0.120	6.63	4.87	2.54	1.28
	High	0.307**	0.042	0.175**	1.483***	2.49	1.53	2.85	5.27
		h_p				$t(h_p)$			
배당 수익률	Low	0.718***	0.397***	0.053	0.643***	3.78	3.42	0.48	7.88
	2	0.793***	0.355**	0.188	0.802***	6.86	2.25	0.11	8.21
	3	0.580***	0.172	0.296*	0.971***	5.53	0.53	1.69	9.06
	High	0.385***	0.097*	0.586***	0.925***	4.25	1.78	5.40	9.28
		dy_p				$t(dy_p)$			
배당 수익률	Low	1.453	1.426***	0.940***	1.186***	1.31	3.14	4.66	2.58
	2	2.059***	2.120	0.803	0.251	4.08	1.46	1.25	0.15
	3	3.508***	3.317***	2.969***	2.204***	10.76	8.65	5.49	6.88
	High	1.691***	2.435***	1.582***	1.287*	13.85	3.97	3.31	1.74
		ds_p				$t(ds_p)$			
배당 수익률	Low	-1.201***	-1.352***	-1.927***	-2.070***	-9.50	-10.08	-8.96	-2.86
	2	-1.669***	-2.246***	-2.456***	-3.126***	-3.93	-4.06	-4.98	-3.97
	3	-0.243	-0.991*	-1.092	-0.115	-0.52	-1.92	-0.55	-0.26
	High	-1.325***	-2.028***	-2.152***	-2.593***	-4.63	-9.18	-7.24	-8.12
		$adj-R^2$							
배당 수익률	Low	0.2852	0.2818	0.2897	0.2786				
	2	0.2243	0.2383	0.2184	0.2453				
	3	0.2286	0.2396	0.2025	0.2209				
	High	0.2351	0.2490	0.2243	0.2347				
패널 B: 2단계 횡단면 회귀모형									
변수	상수	m_p	s_p	h_p	dy_p	ds_p	$adj-R^2$		
계수 값	-0.027***	0.119***	0.317***	1.296***	1.682***	-2.179***	0.2729		
t-value	-49.08	22.86	15.86	12.49	17.46	-20.81			

High) 요인 민감도가 감소하는 것(-1.201 → -2.070)으로 나타났는데, 이는 배당수익률이 낮은 하위포트폴리오의 경우에는 배당스무딩이 증가할수록 배당스무딩 요인 위험프리미엄의 민감도가 감소하여 포트폴리오 초과수익률이 감소함을 의미한다. 그리고 고-배당수익률 포트폴리오의 경우에도 배당스무딩이 증가할수록(*Low* → *High*) 요인 민감도가 감소하는 것(-1.325 → -2.593)으로 나타났는데, 이는 배당수익률이 높은 하위포트폴리오의 경우에도 배당스무딩이 증가할수록 배당스무딩 요인 위험프리미엄의 민감도가 감소하여 포트폴리오 초과수익률이 감소함을 의미한다. 종합하면, 기업규모와 BM 비율 외에, 배당스무딩과 상관관계가 있는 배당수익률 변수를 통제할 경우에, 배당스무딩이 증가할수록 배당스무딩 요인 위험프리미엄의 민감도가 감소하여 포트폴리오 초과수익률이 감소한다고 할 수 있다. 이러한 결과는 배당스무딩 요인이 Fama and French(1993)의 3요인 모형의 기업규모나 BM 요인과 같은 차원에서 새로운 공통위험 요인으로 설정할 수 있다는 증거가 된다. 즉, 배당스무딩이 많은 기업일수록 배당스무딩 요인 민감도가 작게 나타났는데, 이는 배당스무딩이 많은 기업일수록 체계적 위험이 낮고 포트폴리오 초과수익률도 낮음을 의미하며, 기업의 측면에서는 자본비용이 그 만큼 절감될 수 있음을 시사한다.

[패널B]의 분석 결과, 시장요인 민감도(m_p), 기업규모 요인 민감도(s_p), BM 비율 요인 민감도(h_p) 및 배당수익률 요인 민감도(dy_p)의 회귀계수는 각각 1% 수준에서 유의한 양(+의 값)으로 나타났으나, 배당스무딩 요인 민감도(ds_p)의 회귀계수는 1% 수준에서 유의한 음(-의 값)으로 나타났다. 이러한 결과는 [패널A]와 일치하는 결과로서, 배당스무딩 요인이 Fama and French(1993)의 3요인 모형에

서 고려하지 못한 새로운 공통위험 요인이라는 증거가 된다.

〈표 8〉은 배당스무딩 요인이 새로운 공통위험 요인으로서 포트폴리오 수익률에 미치는 영향을 2개의 하위기간을 대상으로 회귀분석 한 결과를 나타낸다. 전체 표본기간(1992~2011년)은 첫째 하위기간(1992~2001년)과 둘째 하위기간(2002~2011년)으로 구분한다.

[패널A]의 분석 결과, 시장요인 민감도(m_p)는 첫째와 둘째 하위기간에서 각각 13개와 16개가 1~5% 수준에서 유의한 양(+의 값)으로 나타났고, 기업규모 요인 민감도(s_p)는 첫째와 둘째 하위기간에서 각각 14개와 13개가 1~10% 수준에서 유의한 양(+의 값)으로 나타났으며, BM 비율 요인 민감도(h_p)는 첫째와 둘째 하위기간에서 각각 14개와 16개가 1~10% 수준에서 유의한 양(+의 값)으로 나타났다. 따라서 시장요인, 기업규모 및 BM 비율 요인 위험프리미엄은 각 하위기간에서도 Fama and French(1973)의 3요인 모형의 예상과 같이 포트폴리오 초과수익률에 유의한 양(+의 영향)을 미친다고 할 수 있다. 그리고 배당수익률 요인 민감도(dy_p)는 첫째와 둘째 하위기간에서 각각 13개와 15개가 포트폴리오 초과수익률에 1~10% 수준에서 유의한 양(+의 값)으로 나타났다. 따라서 배당수익률 요인 위험프리미엄은 각 하위기간에서도 Boudoukh et al.(2007)의 연구와 같이 포트폴리오 초과수익률에 유의한 양(+의 영향)을 미친다고 할 수 있다.

그리고 본 연구에서 새로운 공통위험 요인으로 설정한 배당스무딩 요인 민감도(ds_p)는 첫째와 둘째 하위기간에서 각각 13개와 14개가 1~10% 수준에서 유의한 음(-의 값)으로 나타났다. 이러한 결과는, 기업규모와 BM 비율 외에, 배당스무딩과 상관관계가 있는 배당수익률 변수를 통제할 경우에, 각

〈표 8〉 하위기간별 배당수익률-배당스무딩 16개 하위 포트폴리오에서 배당스무딩 요인이 포트폴리오 수익률에 미치는 영향

[패널A]에서는 하위기간별 배당수익률-배당스무딩 16개 하위 표본에서 배당스무딩 요인이 포트폴리오 수익률에 미치는 영향을 2개의 하위기간을 대상으로 1단계로 시계열 회귀분석을 실시하며, 종속변수는 16개 하위 포트폴리오별 월간 포트폴리오 초과수익률이고, 독립변수는 위험요인별로 시장포트폴리오 초과수익률, 그리고 기업규모, BM 비율, 배당수익률 및 배당스무딩 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄이다. [패널B]에서는 2개의 하위기간을 대상으로 2단계로 횡단면 회귀분석을 실시하며, 종속변수는 포트폴리오 초과수익률이고, 설명변수는 시장요인, 기업규모, BM 비율, 배당수익률 및 배당스무딩 요인 민감도이다. ()안은 오차항의 이분산성을 고려한 White(1980)의 수정표준오차를 적용한 t-값을 나타내며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준(양쪽)에서 유의함을 나타낸다.

		첫째 하위기간(1992~2001)				둘째 하위기간(2002~2011)			
		Low	2	3	High	Low	2	3	High
배당 수익률		α_p				α_p			
	Low	-0.020*** (-6.65)	-0.021*** (-6.08)	-0.029*** (-7.18)	-0.033*** (-7.99)	-0.031*** (-14.86)	-0.027*** (-11.95)	-0.020*** (-11.23)	-0.028*** (-17.07)
	2	-0.025*** (-6.86)	-0.040*** (-8.02)	-0.021*** (-4.77)	-0.033*** (-6.35)	-0.025*** (-20.94)	-0.030*** (-20.16)	-0.028*** (-17.83)	-0.031*** (-22.53)
	3	-0.092*** (-38.05)	-0.086*** (-36.19)	-0.090*** (-42.55)	-0.091*** (-36.46)	-0.021*** (-19.52)	-0.020*** (-21.23)	-0.023*** (-23.08)	-0.027*** (-21.49)
	High	-0.063*** (-17.23)	-0.068*** (-19.53)	-0.076*** (-18.63)	-0.088*** (-19.63)	0.029*** (3.85)	-0.012*** (-4.19)	-0.019*** (-10.18)	-0.026*** (-12.65)
배당 수익률		m_p				m_p			
	Low	0.046 (1.52)	0.095*** (3.99)	0.080*** (2.68)	0.036 (1.08)	0.149*** (5.13)	0.196*** (6.83)	0.128*** (3.46)	0.154*** (3.86)
	2	0.044 (1.46)	0.133*** (4.12)	0.153*** (4.27)	0.166*** (3.83)	0.176*** (8.59)	0.203*** (10.52)	0.197*** (7.48)	0.175*** (6.29)
	3	0.133*** (7.05)	0.109*** (6.46)	0.118*** (7.17)	0.148*** (9.08)	0.156*** (7.80)	0.170*** (10.17)	0.163*** (11.41)	0.182*** (10.22)
	High	0.196*** (7.86)	0.228*** (10.95)	0.206*** (8.53)	0.172*** (8.36)	0.147*** (3.85)	0.128*** (4.36)	0.089** (2.86)	0.112*** (6.17)
배당 수익률		s_p				s_p			
	Low	2.176*** (4.85)	2.092** (2.53)	1.976*** (6.82)	1.805*** (7.53)	1.159*** (6.18)	1.689*** (8.26)	1.275*** (8.72)	0.997*** (7.66)
	2	1.758*** (5.19)	1.639*** (4.80)	1.426*** (7.55)	1.375*** (8.15)	0.988*** (6.97)	0.916*** (7.14)	0.964*** (5.63)	0.877 (1.60)
	3	1.356*** (3.42)	1.196** (2.48)	0.867* (1.68)	0.729 (1.25)	0.497** (2.53)	0.348** (2.13)	0.156 (1.38)	0.006* (1.68)
	High	0.976*** (5.19)	0.538** (2.17)	0.105* (1.70)	0.388 (1.04)	0.217** (2.16)	0.097* (1.85)	0.298 (1.26)	0.483* (1.95)
배당 수익률		h_p				h_p			
	Low	0.916*** (3.46)	0.506*** (3.12)	0.075* (1.70)	0.538*** (6.42)	0.108*** (4.16)	0.165*** (3.88)	0.323*** (4.81)	0.597*** (6.03)
	2	0.753*** (4.82)	0.483*** (3.92)	0.065 (1.34)	0.629*** (7.56)	0.242*** (5.58)	0.006*** (4.27)	0.369*** (4.88)	0.821*** (7.22)
	3	0.503*** (3.72)	0.088*** (3.06)	0.372 (1.24)	0.827*** (6.50)	0.006*** (3.97)	0.360*** (3.38)	0.528*** (2.86)	1.007*** (9.14)
	High	0.254*** (3.16)	0.167** (2.15)	0.628* (1.66)	0.962*** (7.49)	0.115*** (3.28)	0.435*** (4.83)	0.762*** (6.13)	1.188*** (10.08)

〈표 8〉 하위기간별 배당수익률-배당스무딩 16개 하위 포트폴리오에서 배당스무딩 요인이 포트폴리오 수익률에 미치는 영향 (계속)

		첫째 하위기간(1992~2001)				둘째 하위기간(2002~2011)			
		Low	2	3	High	Low	2	3	High
		dy_p				dy_p			
배당 수익률	Low	3.031*** (4.06)	1.028*** (5.99)	2.016*** (5.43)	2.294*** (3.88)	2.176*** (10.86)	1.862*** (4.97)	0.607 (0.88)	2.729*** (12.40)
	2	3.056 (1.49)	2.252* (1.94)	3.206*** (8.42)	3.076** (2.05)	3.175*** (29.52)	2.852*** (15.16)	2.209*** (8.63)	3.462*** (19.82)
	3	2.286*** (7.46)	1.286*** (7.86)	3.458*** (6.83)	3.386*** (5.34)	3.867*** (30.61)	3.596*** (26.73)	3.226*** (23.26)	2.817*** (18.94)
	High	1.086*** (4.52)	0.095 (0.21)	0.417 (0.39)	2.307** (1.99)	2.875*** (28.65)	1.691*** (13.86)	1.584*** (14.88)	1.507*** (11.67)
		ds_p				ds_p			
배당 수익률	Low	-1.682*** (-7.19)	-1.968*** (-8.07)	-2.069*** (-9.83)	-2.318*** (-5.77)	-2.496*** (-8.18)	-2.663*** (-8.96)	-2.675*** (-9.27)	-2.058** (-2.46)
	2	-1.254*** (-6.07)	-1.493*** (-6.99)	-1.518*** (-10.05)	-1.427*** (-4.75)	-1.023*** (-3.67)	-1.629*** (-5.14)	-2.362*** (-5.87)	-1.059* (-1.88)
	3	-1.007* (-1.77)	-0.423 (-0.28)	-0.768 (-0.85)	-1.196 (-0.83)	-0.729 (-1.07)	-0.628 (-1.64)	-0.792* (-1.86)	-1.406*** (-2.93)
	High	-1.275*** (-5.89)	-2.420*** (-9.75)	-2.461*** (-7.79)	-2.694*** (-9.68)	-1.946*** (-14.06)	-2.076*** (-8.07)	-2.228*** (-19.34)	-3.159*** (-20.86)
		$adj-R^2$				$adj-R^2$			
배당 수익률	Low	0.2853	0.2493	0.2743	0.2391	0.3048	0.3195	0.3164	0.3175
	2	0.2075	0.2283	0.2068	0.2579	0.2968	0.2923	0.2953	0.2968
	3	0.2718	0.2817	0.2519	0.2728	0.3075	0.3017	0.3023	0.3086
	High	0.2608	0.2695	0.2576	0.2574	0.2759	0.2982	0.2916	0.2967
패널 B: 2단계 횡단면 회귀모형									
하위기간		상수	m_p	s_p	h_p	dy_p	ds_p	$adj-R^2$	
1992~2001	계수 값	-0.059***	0.296***	0.275***	1.093***	1.486***	-3.086***	0.2973	
	t-value	-57.96	18.61	8.18	6.84	13.08	-20.84		
2002~2011	계수 값	-0.032***	0.318***	0.353***	1.897***	2.186***	-2.765***	0.3096	
	t-value	-54.17	23.68	16.84	37.51	55.89	-53.95		

하위기간에서도 배당스무딩이 증가할수록 배당스무딩 요인 위험프리미엄의 민감도가 감소하여 포트폴리오 초과수익률이 감소한다고 할 수 있다. 따라서 각 하위기간에서도 배당스무딩 요인이 Fama and French(1993)의 3요인 모형의 기업규모나 BM 요인과 같은 차원에서 새로운 공통위험 요인으로 설정할 수 있다는 증거가 된다.

[패널B]의 분석 결과, 시장요인 민감도(m_p), 기업규모 요인 민감도(s_p), BM 비율 요인 민감도(h_p) 및 배당수익률 요인 민감도(dy_p)의 회귀계수는 두 개의 하위기간에서도 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값으로 나타났으나, 배당스무딩 요인 민감도(ds_p)의 회귀계수는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 이러한 결과는 [패널A]와 일치하는 결과로

〈표 9〉 배당스무딩이 기관투자자 지분율과 유형별 지분율 비중에 미치는 영향

전체 배당기업을 대상으로 배당스무딩이 기관투자자 지분율과 유형별 지분율에 미치는 영향을 분석한다. 종속변수는 기관투자자 지분율과 유형별 지분율이고, 설명변수는 배당스무딩 변수이며, 통제변수는 기업규모, 기업연령, 수익성 비율, MTB 비율, 레버리지 비율, 거래량 회전을, 배당수익률이다. ()안은 오차항의 이분산성을 고려한 White (1980)의 조정표준오차를 적용한 t-값을 나타내며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준(양쪽)에서 유의함을 나타낸다.

변수	예상 부호	기관투자자 유형별 지분율 비중					
		기관투자자 지분율	은행	보험	금융투자	정부관리업	기타법인
상수		18.957*** (7.13)	3.316*** (3.55)	1.300*** (4.81)	1.668*** (2.82)	-0.071 (-0.20)	13.362*** (7.21)
<i>DivSmooth</i>	+	0.001** (2.38)	0.001** (2.07)	0.001 (0.55)	0.001* (1.79)	0.001 (0.89)	0.001 (0.79)
<i>Size</i>	+	0.003** (2.05)	0.001 (1.40)	0.001* (1.75)	0.008** (2.14)	0.001* (1.95)	0.001 (1.41)
<i>Age</i>	+	2.470*** (7.06)	0.429*** (3.49)	0.169*** (4.77)	0.214*** (2.76)	0.011 (0.24)	1.746*** (7.17)
<i>ROA</i>	+	0.181*** (3.25)	0.069*** (3.52)	0.003 (0.55)	0.023* (1.90)	0.004 (0.53)	0.106*** (2.72)
<i>MTB</i>	-	-0.007 (-1.20)	-0.003* (-1.79)	-0.001 (-1.56)	-0.001 (-1.03)	-0.002*** (-3.34)	0.002 (0.61)
<i>Leverage</i>	-	-0.004 (-0.32)	-0.007 (-1.57)	-0.002** (-2.14)	-0.003 (-1.26)	-0.002 (-1.32)	-0.002 (-0.28)
<i>Turnover</i>	+	0.001* (1.68)	0.001*** (3.47)	0.001 (0.32)	0.001 (1.48)	0.001 (0.10)	0.001 (0.22)
<i>DivYield</i>	+, -	1.564*** (13.15)	0.228*** (5.45)	0.057*** (4.78)	0.141*** (5.35)	0.026* (1.68)	1.092*** (13.17)
관측수(n)		6,894	2,517	1,665	2,667	1,030	3,098
<i>Adjusted R²</i>		0.0831	0.0784	0.0770	0.0766	0.0623	0.0829
<i>F-test</i>		31.25***	25.08***	23.64***	22.98***	13.79***	31.07***

서, 배당스무딩 요인이 Fama and French(1993)의 3요인 모형에서 고려하지 못한 새로운 공통위험 요인이라는 증거가 된다.

〈표 9〉는 배당스무딩이 기관투자자 지분율과 유형별 지분율 비중에 미치는 영향을 회귀분석 한 결과를 나타낸다.

먼저, 배당스무딩이 기관투자자 지분율에 미치는 영향을 분석한 결과, 배당스무딩은 기관투자자 지분

율에 5% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는데, 이는 기관투자자가 배당스무딩을 많이 하는 기업을 선호함을 의미한다. 기관투자자가 배당스무딩 기업을 선호하는 고객이라면, 이는 소액투자자가 배당스무딩 기업을 선호한다는 행위론적 선호이론과 배치되지만, 기관투자자의 외부감시 역할이 강화될수록 대리인 비용이 감소한다는 주장과 일치한다. 그리고 국내 기관투자자 중에서 은행과 금융투자회

사가 배당스무딩 기업을 선호하는 것으로 나타났다. 외부감시 활동이 강한 기관투자자가 배당스무딩 기업을 선호하게 되면, 배당스무딩은 그 자체적으로 대리인 비용의 감소를 통해 자본비용을 절감하는 효과를 발생시킬 수 있다(Allen et al., 2000; La Porta et al., 2000).

통제변수 중에서, 기업규모와 기업연령은 기관투자가 지분율에 각각 5%와 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는데, 이는 기관투자자가 기업규모가 크거나 기업연령이 긴 기업을 선호함을 의미한다. 수익성 비율은 기관투자가 지분율에 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는데, 수익성이 높은 기업은 내부유보와 함께 현금잔고도 증가하기 때문이다. 거래량 회전율은 기관투자가 지분율에 10% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는데, 거래량 회전율이 높은 주식은 유동성이 풍부하여 대량거래가 용이하기 때문에, 기관투자자는 거래량 회전율이 높은 주식을 선호함을 의미한다. 끝으로, 배당수익률은 기관투자가 지분율에 1% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

그리고 배당스무딩이 기관투자가 유형별 지분율 비중에서 미치는 영향을 분석한 결과, 배당스무딩은 5가지 기관투자가 유형 중에서 은행과 금융투자회사의 지분율에 각각 5%와 10% 수준에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 이는 은행과 금융투자회사가 배당스무딩을 많이 하는 기업을 선호함을 의미한다.

V. 결론

본 연구는 1992년 1월 1일부터 2011년 12월 31

일까지 20년 동안 한국거래소의 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 배당스무딩이 주식수익률에 미치는 영향을 실증분석 한다. 배당스무딩은 Leary and Michaely(2011)의 방법을 원용하여 배당조정속도로 측정하고, 배당스무딩 요인은 Fama and French(1993)의 3요인 모형의 기업규모나 BM 요인과 같은 차원에서 새로운 공통위험 요인으로 설정하며, 주요한 분석결과는 다음과 같다.

첫째, Fama and MacBeth(1973)의 횡단면 회귀분석의 결과, 배당스무딩은 주식수익률에 음(-)의 영향을 미치는데, 이는 배당스무딩이 많을수록 주식수익률이 하락하고, 배당스무딩이 적을수록 주식수익률이 상승함을 의미한다. 즉, 투자자들이 배당스무딩을 선호하고 배당스무딩 기업의 위험을 낮게 평가하므로 주식수익률이 하락하게 된다. 따라서 배당스무딩을 많이 하는 기업은 투자자의 기대수익률이 하락하고, 기업의 측면에서는 자본비용이 그 만큼 절감될 수 있음을 시사한다.

둘째, 배당스무딩 요인을 새로운 공통위험 요인으로 설정하여 배당스무딩 요인 모방 포트폴리오를 구성한 다음, 배당스무딩 요인 모방 포트폴리오 수익률 프리미엄을 Fama and French(1993)의 3요인 모형을 확장한 모형의 설명변수로 투입하여 1단계 시계열 회귀분석과 2단계 횡단면 회귀분석을 실시한 결과, 배당스무딩 요인은 포트폴리오 수익률에 음(-)의 영향을 미친다. 이는 배당스무딩 요인이 Fama and French(1993)의 3요인 모형의 기업규모나 BM 요인과 같은 차원에서 새로운 공통위험 요인으로 설정할 수 있음을 시사한다. 즉, 배당스무딩이 많은 기업일수록 배당스무딩 요인 민감도가 작게 나타났는데, 이는 배당스무딩이 많은 기업일수록 체계적 위험이 낮고 포트폴리오 초과수익률도 낮음을 의미한다.

셋째, 배당스무딩이 기관투자가 지분율에 미치는 영향을 분석한 결과, 배당스무딩이 기관투자가 지분율에 양(+)의 영향을 미치는데, 이는 기관투자가가 배당스무딩을 많이 하는 기업을 선호함을 의미한다. 기관투자가가 배당스무딩 기업을 선호하는 고객이라면, 이는 소액투자자가 배당스무딩 기업을 선호한다는 행위론적 선호이론과 배치되지만, 기관투자가의 외부감시 역할이 강화될수록 대리인 비용이 감소한다는 주장과 일치한다. 그리고 국내 기관투자가 중에서 은행과 금융투자회사가 배당스무딩 기업을 선호하는 것으로 나타났다. 외부감시 활동이 강한 기관투자가가 배당스무딩 기업을 선호하게 되면, 배당스무딩은 그 자체적으로 대리인 비용의 감소를 통해 자본비용을 절감하는 효과를 발생시킬 수 있다.

결론적으로, 투자자들이 배당스무딩을 선호하고 배당스무딩 기업의 위험을 낮게 평가하므로 주식수익률은 하락한다. 따라서 배당스무딩 요인은 Fama and French(1993)의 3요인 모형의 기업규모나 BM 요인과 같은 차원에서 새로운 공통위험 요인으로 주식수익률에 영향을 미친다는 점을 인식할 필요가 있다. 그리고 기관투자자들이 배당스무딩 기업을 선호하기 때문에 배당스무딩은 그 자체적으로 대리인 비용의 감소를 통해 자본비용을 절감하는 효과를 발생시킬 수 있다. 이러한 분석결과를 토대로 하여, 배당스무딩은 투자자의 주식수익률에 미치는 영향뿐만 아니라 기업의 자본비용에 미치는 영향에 관한 배당정책적 시사점을 갖는다.

그러나 본 연구는 한국거래소의 유가증권시장에 상장된 기업만을 대상으로 하고, 엄격한 표본추출 기준에 적합한 기업에 한정하여 분석하였으므로, 분석 결과에 대한 해석을 일반화하는 데는 많은 한계가 있다. 또한, 본 연구는 기업의 배당스무딩이 주식수익률에 미치는 영향에 관한 초기 단계의 연구에

불과하므로, 앞으로 보다 정밀한 연구를 위해서는 표본기업을 더욱 확대하고, 목표 주당배당과 배당조정속도의 측정방법을 개선하며, 통제변수와 분석방법을 다양화 할 필요가 있다고 생각한다.

참고문헌

- 김형규(1997), "기본적 변수와 주식수익률의 관계에 관한 실증적 연구," **재무관리연구**, 제14권 제2호, 21-55.
- 김동욱(1989), "배당의 정보효과에 관한 실증적 연구," **재무관리연구**, 제6권 제2호, 97-112.
- 남명수, 우춘식(1987), "배당정책의 신호표시 내용에 관한 실증적 검증," **증권학회지**, 제9권 1호, 257-308.
- 설원식, 김수정(2006), "외국인투자자가 기업의 배당에 미치는 영향," **증권학회지**, 제35권 제1호, 1-40.
- 송영출, 이진근(1997), "자기자본비용의 추정에 관한 연구," **재무관리연구**, 제14권 제3호, 157-181.
- 신민식(2008), "린트너의 배당조정모형의 실증적 검증," **금융공학연구**, 제7권 2호, 97-110.
- 원정연, 김성민(1999), "기업의 배당정책에 관한 경영자의 인식에 관한 연구," **증권·금융연구**, 서울대학교, 131-158.
- 육근효(1989), "주주-경영자간의 대리문제에 관한 실증연구-배당정책을 중심으로," **증권학회지**, 제11권 제1호, 143-166.
- 윤상용, 구본일, 엄영호, 한재훈(2009), "한국주식시장에서 유동성 요인을 포함한 3요인 모형의 설명력에 관한 연구," **재무연구**, 제22권 제1호, 1-44.
- 최중범, 서정원(2005), "세계 각국의 배당정책 결정요인 검증," **증권학회지**, 제34권 제4호, 69-109.
- Adoaglu, C.(2000), "Instability in the Dividend Policy of the Istanbul Stock Exchange (ISE) Corporations: Evidence from an Emerging

- Market," *Emerging Markets Review*, 1(3), (2000) 252-270.
- Aivazian, V., L. Booth, and S. Cleary(2003), "Do Emerging Market Firms Follow Different Dividend Policies from U.S. Firms," *Journal of Financial Research*, 26(3), 371-387.
- Allen, F., A. E. Bernardo, and I. Welch(2000), "A Theory of Dividends Based on Tax Cli-entales," *Journal of Finance*, 55(6), 499-536.
- Baker, M. and J. Wurgler(2011), "Signaling with Reference Points: Behavioral Foundations for the Lintner Model of Dividends," *Working Paper*, New York University.
- Baker, M., S. Nagel, and J. Wurgler(2007), "The Effect of Dividends on Consumption," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1(4), 231-291.
- Behm, U. and H. Zimmermann(1993), "The Em-pirical Relationship between Dividends and Earnings in Germany," *Zeitschrift für Wirt-schafts und Sozialwissenschaften*, 113(2), 225-254.
- Benartzi, S., R. Michaely and R. H. Thaler(1997), "Do Changes in Dividends Signal the Future or the Past?" *Journal of Finance*, 52(3), 1007-1034.
- Boudoukh, J., R. Michaely, M. Richardson, and M. M. Roberts(2007), "On the Importance of Measuring Payout Yield: Implications for Empirical Asset Pricing," *Journal of Finance*, 62(2), 877-915.
- Brav, A., J. Graham, C. Harvey, and R. Michaely (2005), "Payout Policy in the 21st Cen-tury," *Journal of Financial Economics*, 77 (3), 483-527.
- Brealey, R. and S. Myers(2005), *Principles of Cor-porate Finance*, 8th ed., London: McGraw-Hill.
- Brennan, M. J., T. Chordia, and A. Subrahmanyam (1998), "Alternative Factor Specifications, Security Characteristics, and the Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of Financial Economics*, 49(3), 345-373.
- Brickley, J. A., R. C. Lease, and C. W. Smith Jr. (1988), "Ownership Structure and Voting on Antitakeover Amendments," *Journal of Financial Economics*, 20(1), 267-291.
- Carhart, M.(1997), "On Persistence of Mutual Fund Performance," *Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Chen, X., J. Harford, and K. Li(2007), "Moni-toring: Which Institutions Matter?" *Journal of Financial Economics*, 86(2), 279-305.
- Chordia, T., R. Roll, and A. Subrahmanyam(2001), "Market Liquidity and Trading Activity," *Journal of Finance*, 56(2), 501-530.
- DeAngelo, H. and L. DeAngelo(2007), "Capital St-structure, Payout Policy, and Financial Flexi-bility," *Working Paper*, University of Southern California.
- DeMarzo, P. and Y. Sannikov(2008), "Learning in Dynamic Incentive Contracts," *Working Paper*, Stanford University.
- Dewenter, K. L. and V. A. Warther(1998), "Dividends, Asymmetric Information, and Agency Con-flicts: Evidence from a Comparison of the Dividend Policies of Japanese and U.S. Firms," *Journal of Finance*, 53(3), 879-904.
- Easterbrook, F. H.(1984), "The Agency-Cost Ex-planations of Dividends," *American Econo-mic Review*, 74(4), 650-659.
- Fama, E. F. and H. Blasiak(1968), "Dividend Policy: An Empirical Analysis," *Journal of the American Statistical Association*, 63(324),

- 1132-1161.
- Fama, E. F. and K. R. French(1992), "The Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance* 47(2), 427-465.
- Fama, E. F. and K. R. French(1993), "Common Risk Factors in the Returns of Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth(1973), "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
- Fluck, Z.(1999), "The Dynamics of the Management-Shareholder Conflict," *Review of Financial Studies*, 12(2), 379-404.
- Fudenberg, D. and J. Tirole(1995), "A Theory of Income and Dividend Smoothing Based on Incumbency Rents," *Journal of Political Economy*, 13(1), 75-93.
- Gibbons, M. R., S. A. Ross, and J. Shanken(1989), "A Test of the Efficiency of a Given Portfolio," *Econometrica*, 57(5), 1121-1152.
- Goergen, M., L. Renneboog, and L. Correia da Silva (2005), "When Do German Firms Change their Dividends?" *Journal of Corporate Finance*, 11(1), 375-399.
- Gomes, A.(2000), "Going Public without Governance: Managerial Reputation Effects," *Journal of Finance*, 55(2), 615-646.
- Guttman, I., O. Kadan, and E. Kandel(2010), "Dividend Stickiness and Strategic Pooling," *Review of Financial Studies*, 23(12), 4455-4495.
- Jensen, M.(1986), "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeovers," *American Economic Review*, 76(2), 323-329.
- Kennedy, P.(1992), *A Guide to Econometrics*, 3rd ed., (Basil Blackwell, Oxford, UK).
- 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(2), 169-203.
- Kumar, P.(1988), "Shareholder-Manager Conflict and the Information Content of Dividends," *Review of Financial Studies*, 1(2), 111-136.
- Kumar, P. and B. Lee(2001), "Discrete Dividend Policy with Permanent Earnings," *Financial Management*, 30(3), 55-76.
- Lambrecht, B. M. and S. C. Myers(2010), "A Lintner Model of Dividends and Managerial Rents," *Working Paper*, MIT Sloan School.
- LaPorta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny(2000), "Agency Problems and Dividend Policies around the World," *Journal of Finance*, 55(1), 1-33.
- Larkin, Y., M. T. Leary, and R. Michaely(2013), "Do Investors Value Dividend Smoothing Stocks Differently?" *Working Paper*, Penn State University.
- Lakonishok, J. and A. Shapiro(1984), "Stock Returns, Beta, Variance and Size: An Empirical Analysis," *Financial Analysts Journal*, 40(4), 36-41.
- Lakonishok, J. and A. Shapiro(1986), "Systematic Risk, Total Risk and Size as Determinants of Stock Market Returns," *Journal of Banking and Finance*, 10(2), 115-132.
- Leary, M. T. and R. Michaely(2011), "Determinants of Dividend Smoothing: Empirical Evidence," *Review of Financial Studies*, 24(10), 3197-3249.
- Lee, C. M. C. and B. Swaminathan(2000), "Price Momentum and Trading Volume," *Journal of Finance*, 55(5), 2017-2069.
- Lintner, J.(1956), "Distribution of Incomes of Cor-

- porations among Dividends, Retained Earnings, and Taxes," *American Economic Review*, 46(2), 97-113.
- Lo, A. W. and J. Wang(2006), "Trading Volume," *Review of Financial Studies*, 13(2), 257-300.
- Myers, S.(2000), "Outside Equity," *Journal of Finance*, 55(3), 1005-1037.
- Mossin, J.(1966), "Equilibrium in a Capital Asset Market," *Econometrica*, 34(4), 768-783.
- Rozeff, M.(1982), "Growth, Beta and Agency Costs as Determinants of Dividend Payout Ratios," *Journal of Financial Research*, 5(4), 249-259.
- Sharpe, W. F.(1963), "A Simplified Model for Portfolio Analysis," *Management Science*, 9(2), 277-293.
- Sharpe, W. F.(1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Shefrin, H. M. and M. Statman(1984), "Explaining Investor Preference for Cash Dividends," *Journal of Financial Economics*, 13(2), 253-282.
- Shleifer, A. and R. Vishny(1997), "A Survey of Corporate Governance," *Journal of Finance*, 52(2), 737-783.
- Skinner, D. J.(2008), "The Evolving Relation between Earnings, Dividends, and Stock Repurchases," *Journal of Financial Economics*, 87(3), 582-609
- Smith, C. and R. Watts(1992), "The Investment Opportunity Set and Corporate Financing, Dividend, and Compensation Policies," *Journal of Financial Economics*, 32(3), 263-292.
- White, H. L.(1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48(4), 817-838.

The Effects of Dividend Smoothing on Stock Returns of Firms

MinShik Shin* · SooEun Kim**

Abstract

In this paper, we study empirically the effects of dividend smoothing on stock returns for firms listed on Korea Securities Market of Korea Exchange. Leary and Michaely's (2011) dividend adjustment model indicates that firms have long run target dividend per share, and that firms adjust partially the gap between actual and target dividend per share each year. The main results of this study can be summarized as follows.

The main finding is that firms that smooth more dividends earn lower abnormal returns than firms that smooth less. This finding suggests that investors place a lower risk on stocks that distribute smooth dividends, and are willing to sacrifice a portion of the expected returns for holding those stocks. From firm's perspective, this finding suggests that firms that smooth more dividends face lower cost of capital. The other result shows that differences in risk account for at least part of the return premium associated with low dividend smoothing stocks. We construct a dividend smoothing factor, similar to the way in which Fama and French(1993) construct mimicking portfolios using Size and Book-to-Market factors, and show that sensitivity to the dividend smoothing factor helps explain the cross-section of stock returns. Low smoothing firms exhibit greater sensitivity to this factor, indicating that they are systematically riskier and command higher returns. Therefore, dividend smoothing captures additional common risk factors, which are not incorporated in the Fama and French(1993) three factor model. New smoothing risk factor, constructed as the difference between low and high smoothing firms, is significant in pricing the time-series of stock portfolio. The results show that firms that do not smooth dividends bear additional risk, which is priced in the returns of their stocks. Moreover,

* Professor, School of Business Administration, Kyungpook National University

** Assistant Professor, Department of Finance and Management, Sangmyung University

this study shows that institutional investors, and especially bank and financial investment company, are more likely to hold dividend smoothing stocks. That is, institutional investors favor dividend smoothing firms. Allen, Bernardo, and Welch(2000) suggest that dividend smoothing is a mean of attracting and maintaining institutional investors, who minimize financing costs through their monitoring and information gathering roles.

In conclusion, investors place a lower risk on stocks that distribute smooth dividends, and are willing to sacrifice a portion of the expected returns for holding those stocks. From firm's perspective, firms that smooth more dividends face lower cost of capital. Moreover, dividend smoothing captures additional common risk factors, which are not incorporated in the Fama and French(1993) three factor model.

Key words: dividend smoothing, stock returns, firm size, cost of capital, institutional investors