

외국인투자자가 기업의 배당에 미치는 영향에 관한 연구

정성창¹⁾, 김영환²⁾

2007. 05. 25

1) 전남대학교 경영대학 교수, BK21 @비즈 컨버전스 사업단
2) 전남대학교 대학원 경영학과 박사과정 수료

<요약>

외국인투자자가 기업의 배당에 영향을 미치는 가를 분석한 선행연구들에서 배당 수준에 대한 종속변수와 분석표본의 시기 및 분석방법에 따라서 상이한 결과들을 제시하고 있다. 따라서, 본 연구에서는 1998년부터 2005년까지 유가증권시장에 계속 상장된 기업을 대상으로 다중회귀분석, 패널분석, 패널 VAR 분석을 실시하여 외국인 투자자가 기업의 배당에 영향을 미치고 있는가를 실증 분석하여 다음과 같은 결과를 얻었다.

첫째, 배당성향의 관점에서 보면, 외국인 지분율이 다중회귀분석과 정태적 패널분석에서는 영향을 미치고 있지 않으나, 동태적 패널분석에서는 유의한 부(-)의 값을 제시하고 있어 외국인 투자자가 기업의 배당과 자기주식취득 의사결정에 영향을 주어 과도한 배당성향을 요구하고 있다고 볼 수 없다는 것이다.

둘째, 배당률(현금배당/총자산)의 관점에서 보면, 외국인 투자자가 기업의 배당에는 정(+)의 영향력을 주고 있으나, 배당을 포함한 자기주식취득 의사결정에는 영향을 주고 있지 않음을 알 수 있었다.

셋째, 주당배당금과 자사주순매입액을 포함한 확장된 주당배당금을 종속변수로 사용하여 panel VAR 분석을 실시한 결과, 전기의 외국인 지분율이 주당배당금과 확장된 주당배당금에 일관된 통계적 유의성을 보여주지 않았으며, 전기의 주당배당금과 확장된 주당배당금이 외국인 지분율에 통계적으로 유의한 영향을 주지 않아, 외국인 지분율과 배당과는 그랜저 인과관계가 없다는 결과를 얻었다. 따라서 외국인 투자자가 기업의 배당과 자기주식취득에 영향력을 행사하여 과도한 배당과 자기주식을 유도한다고 보기 어려울 것이다.

I. 서론

우리나라 주식에 대한 외국인의 직접투자가 허용된 1992년에 시가총액기준으로 4.90% 이었던 외국인의 국내 주식보유 비중이 2005년 말에는 39.70%를 차지하고 있다. <표 1-1>은 최근 5년 동안의 유가증권시장에서 외국인 지분율 추이와 현금배당현황을 보여주고 있다. 2001년부터 2004년까지 외국인 지분율과 배당금총액에서 외국인 배당금이 차지하는 비중도 지속적으로 증가하다가 2005년에는 감소하고 있는 모습을 보여주고 있다. 배당성향은 2003년도에 가장 높게 나타나고 있으며, 2004년의 외국인 지분율은 전년대비 증가하였으나 배당성향은 감소하는 모습을 보여주고 있다.

<표 1-1> 유가증권시장에서 외국인 지분율 추이 및 배당현황
(단위:억원,%)

| 연도 | 유가증권시장 전체 | | | 유가증권시장 12월 결산법인 유배당사 | | | | |
|------|-----------|------------|-------------|----------------------|---------|-----------|---------|---------------|
| | 전체 시가총액 | 외국인보유 시가총액 | 외국인 지분율 (%) | 당기 순이익 | 배당금 총액 | 배당 성향 (%) | 외국인 배당금 | 외국인 배당금 비중(%) |
| 2001 | 2,557,963 | 913,580 | 35.71 | 178,259 | 38,477 | 21.6 | 12,051 | 31.3 |
| 2002 | 2,586,808 | 930,904 | 35.98 | 307,819 | 58,846 | 19.1 | 21,038 | 35.8 |
| 2003 | 3,553,626 | 1,424,876 | 40.09 | 294,104 | 72,266 | 24.6 | 27,044 | 37.4 |
| 2004 | 4,125,881 | 1,731,953 | 41.97 | 429,925 | 101,409 | 20.6 | 48,322 | 47.7 |
| 2005 | 6,550,746 | 2,600,744 | 39.70 | 426,622 | 85,878 | 20.1 | 36,860 | 42.9 |

주) 증권선물거래소의 외국인 상장주식 보유현황 및 12월 결산법인 현금배당현황 자료를 이용하여 재구성하였으며, 배당성향은 배당금총액/당기순이익으로 계산되었음.

이러한 외국인투자자의 국내 주식에 대한 비중 증가에 대하여 상이한 견해가 제시되고 있다. 외국인투자자의 국내 주식에 대한 비중이 증가할수록 경영진 및 기존 대주주에 의한 독단적인 경영에 대한 직·간접적 견제가 가능하게 되었다는 것이다. 이를 통하여 기업의 지배구조가 개선되어 기업의 투명성과 효율성이 증대된다는 것이다. 즉, 외국인투자자가 증대할수록 기업의 지배구조와 기업성장에 긍정적인 영향을 준다는 것이다. 또한, 외국인투자자에 의하여 주주중심의 경영원칙을 확립함으로써 기업가치의 극대화가 달성된다고 보는 긍정적인 견해가 있다.³⁾

3) 한국은행(2003)의 외국인 투자기업에 대한 경영성과에 대한 보도자료에 의하면, 2002년중 제조업 경영성과는 외국인 투자기업이 순수내국법인보다 높은 수익성과 안정적인 재무구조를 가지고 있는 것으로 나타났다.

반면에, 외국인 투자자의 대부분은 기업의 장기적인 가치에는 관심이 없고 단기적인 매매 차익을 노리는 단기 투기자본(헤지펀드 및 사모주식펀드 등)으로 단기적 투자수익의 극대화를 위한 무리한 구조조정과 고율배당, 유상감자 등으로 국내기업의 장기적인 성장성을 약화시키고 적대적 M&A 위협을 통해 기업의 경영안정성을 저해하는 한편 위험회피 성향으로 금융부문의 산업자금 공급기능을 위축시키는 등의 여러 가지 문제점을 노출시키고 있다는 부정적인 견해가 있다.⁴⁾

양두용(2005)은 외국자본의 국내유입이 거시적 관점에서, 경제성장에 대한 평가는 유보적이지만 국내주식시장의 유동성과 수익성을 증가시키는 긍정적인 영향을 미치고, 국내 원화 환율의 변동성과 무관한 것으로 분석하고 있다. 미시적 관점에서 외국인의 주식 보유는 매출 규모와 총자산이 큰 대기업에 집중되고 있으며, 외국인 주식 비중이 높은 기업일수록 수익성이 좋으며, 배당성향이 높은 것은 아니며, 투자가 감소하는 것은 아니며, 기업의 지배구조가 개선되는 긍정적인 경향이 있는 것으로 보고하고 있다. 박현수(2004)는 외국인투자자의 영향력 증대가 산업구조조정에 기여하는 것으로 볼만한 증거를 발견하지 못하였으며, 외국인 주식보유비중이 높은 기업일수록 배당이 많아지고 설비투자는 감소하는 부정적인 경향이 있는 것으로 보고하고 있다.

이처럼, 외국인투자자가 긍정적인 역할을 하는지 부정적인 역할을 수행하는지를 분석하기 위하여 기업의 배당정책에 외국인투자자가 영향을 미치고 있는지에 대한 분석이 이루어지고 있다. 외국인투자자가 기업의 배당정책에 유의한 정(+)의 관계를 가지고 있다면 고율 배당으로 국내기업의 장기적인 성장성을 약화시키고 있는 부정적인 역할을 수행한다고 할 수 있으며, 기업의 배당정책에 유의한 정(+)의 관계가 없다면 고율의 배당을 요구하지 않고 있음을 보여주고 있는 것이다.

외국인투자자가 기업의 배당정책에 미치는 영향을 분석한 선행연구에서도 상반된 결과를 제시하고 있다. 설원식, 김수정(2006)은 2001년부터 2003년까지 유가증권시장에 계속 상장된 12월 결산법인 중에서 외국인지분율이 5% 이상인 기업을 대상으로 Tobit 회귀분석 실시하여 외국인 중 5% 이상 보유한 지분율의 합이 배당성향과 배당

4) 대한상공회의소(2004)의 KOSPI200 기업을 대상으로 경영권 불안 및 대응실태 조사에 의하면, 응답기업의 12.9%가 외국인투자자의 경영간섭으로 애로를 겪은 적이 있다고 응답했으며, 이들 기업의 47.6%는 외국인투자자들로부터 설비투자 대신 주주배당이나 자사주 매입 등을 요구받았던 것으로 나타났으며, 이들 기업의 56.1%가 적대적 M&A는 경영차질 등 부작용이 크다고 응답하였다. 또한, 한국경제신문 2006년 3월 20일 기사에 의하면 S-Oil 경우 2005년 대주주인 사우디국영회사인 아람코는 2004년 대비 영업이익, 순이익이 감소했지만 배당총액은 증가하였다.

수익률에 통계적으로 유의한 정(+)의 관계를 가지고 있으며, 이익소각을 포함한 경우에도 통계적으로 유의한 정(+)의 값을 보여 외국인투자자가 고율배당을 요구하고 있는 것으로 분석하고 있다.

박경서, 이은정(2006)은 1992년부터 2003년까지의 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 확률모형을 고려한 패널분석을 실시하여 외국인지분율이 높을수록 배당성향은 증가하지만, 외국인지분율과 총자산영업이익률의 상호작용변수는 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 보여 수익성이 좋은 기업의 경우 외국인지분율의 증가는 오히려 배당을 줄이는 효과를 보여주고 있어, 외국인투자자가 기업의 배당정책에 있어 자원배분의 효율성을 증가시키는 역할을 하고 있다고 하였다.

이처럼 선행연구에서 상이한 결과들을 제시하고 있어, 외국인투자자가 기업의 배당에 영향을 미치는가에 대한 종합적인 분석이 필요하다고 여겨진다. 본 논문은 II장에서는 선행연구들에 대해 검토하고, III장에서는 연구방법에 대해 서술하였다. IV장에서는 실증분석에 대해 정리하였으며 V장에서는 본 연구의 결과를 정리한다.

II. 선행연구

1. 배당이론과 선행연구

배당정책이란 일정 기간 동안의 기업의 이익 중에서 자본제공의 대가로 얼마만큼을 주주에게 배당으로 나누어 주고, 얼마만큼을 재투자를 위한 내부유보로 나누는 재무적 의사결정을 말한다. 밀러-모딜리어니(Miller-Modigliani;MM(1961))이 가정한 완전자본시장에 있어서는 기업 가치와 배당정책과는 아무런 관련이 없지만, 현실적으로는 배당과 자본이득에 대한 세금(taxes) 차이의 존재, 경영자와 투자자간의 정보비대칭성(asymmetric information), 계약의 불충분성과 계약의 불완전한 이행에 의한 계약의 불완전성(incomplete contracts), 배당을 선호하는 기관투자자의 압력(institutional constraints), 배당지급의 거래비용(transaction costs)등의 불완전성 등이 배당정책에 영향을 주고 있다(Allen and Michaely(2002)).

Farrar and Selwyn(1967)은 세금효과(tax effect)에 의해 배당소득세율이 자본소득세율보다 높은 경우 투자자들은 그의 수입을 배당 보다는 자본이득을 얻는 것이

유리할 것이며 기업도 배당을 지급하지 않는 것이 가장 유리하다고 제시하고 있다.

경영자와 일반투자자간의 정보의 비대칭성이 존재하는 정보신호이론(signalling theory)에서는 경영자가 일반투자자보다 우월한 정보를 가지고 있어 경영자는 미래 영업전망이 좋다는 것을 일반투자자에게 알리기 위하여 배당을 사용하기 때문에 배당이 증가할수록 좋은 신호로 받아들인다는 것이다(Bhattacharya(1979), Miller and Rock(1985), John and Williams(1985)).

Jensen and Meckling(1976)의 대리인이론(agency theory)에서는 경영자와 주주간의 이해상충이 발생하는 경우에 경영자는 자신의 이익을 추구하는 방향으로 의사결정을 할 가능성이 있음을 제시하고 있으며, 기업에 너무 많은 현금이 존재하는 경우 과잉투자(overinvestment)을 야기하는 대리인 문제가 발생한다는 것이다. 따라서, 이러한 여유현금(free cash flow)을 줄이기 위해서는 배당을 증가시켜야 한다는 것이다(Grossman and Hart(1980), Easterbrook(1984), Jensen (1986)).

배당결정에 관한 외국의 선행연구로 Lintner(1956)는 미국시장에서 600여개의 상장회사 중에서 28개 기업의 경영자 또는 재무담당자와의 면담을 통하여 안정배당을 추구하는 경영자의 태도를 발견하였으며, 기업의 이익이 배당결정에 영향을 미치는 주요한 변수라고 하였다. Baker, Farelly and Edelman(1985)은 뉴욕증권거래소에 상장된 318개 기업을 대상으로 설문조사를 통하여 미래예상이익 수준, 과거의 배당지급형태, 현금의 이용가능성, 추가유지 및 추가상승 등이 배당결정에 영향을 미치는 것으로 조사되고 있다. Brav, Graham and Harvey(2005)은 384개 기업을 대상으로 인터뷰 및 설문조사를 통하여 배당수준의 유지는 투자결정과 연관이 있으며 기업의 이익이 배당결정에 미치는 영향이 감소하고 있음을 보여주고 있으며 현금, 주식가격, 스탁옵션(stock option)등은 배당결정에 주요한 요인이 아님을 보여주고 있다.

Rozeff(1982), Crutchley and Hansen(1989), Jensen, Solberg and Zorn(1992) 등은 대리인이론의 관점에서 내부지분율이 낮을수록(대리인비용이 클수록) 주주는 많은 배당을 통하여 대리인비용을 낮추려고 할 것이기 때문에 내부지분율과 배당수준과는 부(-)의 관계가 성립하는 실증적 결과를 제시하고 있다. 또한, 기업규모가 클수록 대리인문제가 발생하기 때문에 기업규모가 큰 기업일수록 배당을 많이 지급함으로써 기업규모와 배당성향과 정(+)의 관계가 있음을 제시하고 있다(Lloyd, Jahera and Page(1985), Crutchley and Hansen(1989), Jensen, Solberg and Zorn(1992)).

또한, Rozeff(1982)은 배당성향과 매출액증가율, 베타와는 부(-)의 관계, 주가와는 정(+)의 관계가 있음을 제시하고 있으며, Crutchley and Hansen(1989)은 배당성향과 광고비, 연구개발비(R&D)와는 부(-)의 관계가 있으며, 이익변동성과는 정(+)의 관계가 있음을 제시하고 있다. Jensen, Solberg and Zorn(1992)은 재무레버리지와 성장기회와는 부(-)의 관계를 보이지만 수익성과는 정(+)의 관계가 있음을 보여주고 있다.

Fenn and Liang(2001)은 Tobit 분석을 통하여 경영자 스탁옵션과 배당과는 부(-)의 관계가 있으며, 여유현금흐름(free cash flow)의 대용변수인 영업활동현금흐름/총자산과 배당과는 정(+)의 관계, 투자기회의 대용변수인 시장가치 대 장부가치는 배당과 부(-)의 관계, 외부자금 조달비용의 대용변수인 부채비율과 부(-)의 관계가 있음을 보여주고 있다.

배당결정요인에 대한 국내 설문연구는 우춘식(1988), 오유선, 최운열(1992) 원정연, 김성민(1999)이 있다. 우춘식(1988)은 업계의 배당지급 관행, 시중의 공금리 수준 등의 기업외적인 요소가 기업 내적인 요소보다 더 중요한 요인으로 제시하고 있다. 원정연, 김성민(1999)은 당기순이익의 규모, 회계상 배당가능이익 등 기업의 내적인 요소가 더 중요한 요인임을 보여주고 있다.

육근효(1989)는 평균배당성향을 종속변수로 한 횡단면 다중회귀분석 결과 매출액성장율, 최대주주의 지분율, 베타계수와는 부(-)의 관계를 보이고, 주주의 수는 정(+)의 관계가 있음을 제시하고 있다. 이정도, 공정택(1994)은 현금배당율(주당배당금/액면가)과 재무적 요인과의 관계를 분석하여 위하여 요인분석과 회귀분석을 실시하여 성장성, 수익성, 기업규모, 재무유동성은 현금배당율과 정(+)의 관계를 보여주고 있으며, 경영위험, 채무불이행위험은 부(-)의 관계가 있음을 보여주고 있지만 배당성향과는 유의적 변수를 발견하지 못하고 있다.

주상용(1993)은 Lintner(1956)모델을 이용하여 대리인비용이 배당성향과 배당조정계수속도에 미치는 영향을 분석하기 위하여 대리인비용의 대용변수인 내부자소유지분율을 사용하여 분석하여 배당성향과 배당조정계수 모두 부(-)의 관계가 있음을 보여주고 있다. 양채열(1997)은 배당정책의 신호이론모형(dividend signaling model)인 Miller and Rock(1985) 모형에 경영자지분을 index로 추가한 신호균형모형으로 경영자지분이 높은 기업은 배당이라는 신호를 사용한 유인이 적기 때문에 배당성향이 낮을 것이라 하였으며, 기업이 배당을 증가하면 좋은 소식이므로 경영자지

분이 높은 기업일수록 주식가격 상승 분이 더 클 것이라고 하였다.

박경서, 이은정, 이인무(2003)은 국내기업의 배당행태를 적절하게 설명하기 위해서는 배당성향보다는 규모대비 현금배당액(배당금/총자산)의 비율을 종속변수로 사용하는 것이 보다 적절한 것으로 제시하고 있으며, 부채비율과는 부(-)의 관계를 보였으며 영업이익 및 현금흐름은 정(+)의 관계가 있음을 제시하고 있다. 대주주지분율과 외국인지분율은 외환위기 이전에는 유의한 정(+)의 관계가 있었으나 외환위기 이후에는 유의하지 않음을 제시하고 있다. 최종범, 서정원(2005)은 24개국의 기업들을 대상으로 대리인비용(내부지분율), 투자기회(매출액성장율), 영업/재무위험 등이 배당성향에 미치는 영향을 분석한 결과, 한국의 경우 배당성향과 주가변동성(영업/재무위험)만 유의한 부(-)의 관계가 있음을 제시하고 있다.

2. 외국인투자자와 배당

기관투자자의 보유비중이 높은 주식일수록 상대적으로 많은 배당을 한다는 주장은 Zeckhauser and Pound(1990), Eckbo and Verma(1994) 등에 의해 제기되었다.⁵⁾ Zeckhauser and Pound(1990)는 기관투자자가 대체적인 감시기구로 행동할 수 있지만, 기관투자자는 감시하는데 소요되는 비용을 절감하기 위하여 그들 스스로 감시를 하는 대신에, 보유현금의 상당부분을 배당으로 지급하게 하고, 새로운 투자를 위하여 외부자본시장에서 미래자금을 확보하도록 하여 외부자금원이 경영자를 감시하도록 압력을 가한다고 주장하였다. Eckbo and Verma(1994)는 Jensen(1986)이 제시한 경영자와 주주의 대리인문제에 의해 배당을 지급하지 않고 내부유보 하려는 경향이 있는데 이러한 현금흐름의 대리인비용을 감소시키기 위하여 기관투자자는 배당의 형태로 현금흐름이 배분되는 것을 선호한다고 주장하였다.

Binay(2001)는 배당생략 후 기관투자자 지분율이 유의적으로 감소하였으며, 배당개시 후에는 기관투자자 지분율이 유의적으로 증가하는 것을 발견하여, 기관투자자는 배당을 선호하는 것으로 나타났으며, Kumar(2003)는 인도기업에 대한 배당정책을 분석한 결과 외국인투자자와 기관투자자의 지분율 증가는 배당을 감소시키는 것으

5) 배재수, 황문우(2006)에 의하면, 우리나라의 외국인투자자에서 기관투자자가 전체 외국인보유 주식 총액의 절대 다수를 차지하는 것으로 보고되고 있어, 기관투자자가 배당에 미치는 선행연구를 살펴 보고자 한다.

로 나타났으며, Grinstein, Michaely(2005)은 무배당기업에 비하여 배당기업의 기관 투자자 지분이 많지만, 기관투자자의 지분이 배당에 유의한 영향을 미치고 있지 않았으며, 배당이 기관투자자의 지분에 영향을 미치지 않음을 제시하고 있다.

외국인투자자의 보유비중 증가가 투자대상 기업의 배당에 미치는 영향에 대한 실증연구로 박경서, 이은정, 이인무(2003)은 1993년부터 1999년 유가증권 상장기업을 대상으로 다중회귀분석을 통하여 외국인지분율은 현금배당/총자산에 유의적인 정(+)의 관계를 현금배당성향(현금배당/당기순이익)과는 유의적인 부(-)의 관계를 보이고 있다고 분석하였다. 박현수(2004)는 유가증권시장의 KOSPI200 기업 중에서 1998년부터 2003년 까지 계속 상장된 150개 기업을 대상으로 다중회귀분석을 실시한 결과 외국인지분율이 배당성향, 주당배당금, 배당총액에 정(+)의 영향을 주고 있어 외국인 주식 투자의 부정적 효과를 있음을 주장하고 있다. 이만우, 노준화(2005)는 1995-2003년 제조업을 대상으로 다중 회귀분석을 실시한 결과 외국인지분율과 배당률과는 정(+)의 관계가 있지만 배당성향과는 무관한 결과를 얻었으며, 외국인지분율과 자기주식과 무관한 결과를 제시하고 있다.

설원식, 김수정(2006)은 유가증권시장을 대상으로 2001년부터 2003년까지 연속 상장된 12월 결산법인 중에서 외국인지분율이 5% 이상인 기업을 대상으로 Tobit 분석을 실시하여 외국인이 5% 이상 보유한 지분율의 합이 배당성향과 배당수익률에 정(+)의 영향을 미치고 있는 것으로 분석하고 있으며 자사주 순매입까지 포함한 경우에는 외국인지분율이 영향을 미치지 않음을 보여주고 있다. 박경서, 이은정(2006)은 유가증권시장에 1999년부터 2003년까지 상장된 제조업 기업을 대상으로 확률모형의 패널 회귀분석을 실시하여 외국인지분율이 높을수록 배당성향이 증가하는 결과를 얻었으나, 외국인지분율과 수익성(총자산영업이익률)의 상호작용변수는 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 보여, 수익성이 좋은 기업의 경우 외국인지분율의 증가는 오히려 배당을 줄이는 효과가 있음을 제시하고 있다.

이병운(2005)은 1998년부터 2004년까지 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 기업 중에서 금융업을 제외한 기업을 대상으로 패널분석을 실시하여 외국인지분율이 배당성향에 통계적으로 유의한 영향을 주지 않고 있음을 보여주고 있다. 빈기범, 조성훈(2005)은 유가증권시장에 상장된 기업을 대상으로 1999년부터 2003년까지의 불균형 패널자료로 일반화적률법(Generalized Method of Moments;GMM)인 Arellano-Bond 2 step GMM 방식을 이용하여 분석한 결과 외국인지분율이 배당성

향에 영향을 주지 않고 있음을 보여주고 있다. 또한, 박창균(2005)은 Holtz-Eakin et al.(1988)이 제시한 Panel VAR(vector autoregressive regressions) 분석을 통하여 외국인투자자의 보유비중과 배당성향 간에 그랜저 인과관계가 존재하는지 분석하였는데, 배당에 자사주 매입을 포함하는지 여부에 관계없이 외국인 보유와 배당성향 간에는 그랜저 인과관계가 존재하지 않음을 보이고 있으며, 고정효과모형을 이용한 패널분석에서도 외국인지분율과 배당성향과는 무관하다는 결과를 제시하고 있으며 5%이상 외국인 주주 더미는 배당성향과 통계적으로 유의한 부(-)관계가 있음을 제시하고 있다. 또한 배당률(배당금/총자산)의 경우 외국인지분율이 배당에 유의한 정(+)의 관계가 있음을 제시하고 있다.

이처럼, 배당에 대한 종속변수의 사용과 분석표본의 시기 및 분석방법에 따라서 외국인지분율이 배당에 영향을 주는지에 대한 상이한 결과들을 제시하고 있다. 따라서, 본 연구에서는 한 가지의 통계적 분석방법을 사용하지 않고 다양한 분석방법을 사용하여 외국인투자자가 배당에 영향을 미치는지 분석하고자 한다.

Ⅲ. 연구방법론

1. 표본

본 연구의 분석 대상이 되는 표본기업은 유가증권시장에 상장된 12월 결산법인 중에서 회계연도 1998년부터 2005년까지 8개년 동안 연속 상장된 제조업 기업만을 대상으로 분석하였다. 당기순손실이 발생했음에도 배당을 실시한 기업은 제외하였으며, 분석에 필요한 자료가 없는 경우, 자기자본이 음수인 경우에도 표본에서 제외하였다. 분석에 사용한 표본은 251개 기업의 8개년 자료로 구성된 기업별-연도별 균형패널자료(balanced panel data) 자료로 총 2,008개의 관찰치로 분석하였다. 본 연구에 필요한 재무제표 한국신용평가정보의 Kis-Value을 이용하여 추출하였다.

2. 연구가설

박경서, 이은정(2006)은 외국인 투자자와 국내투자자간의 가장 주된 차이는 이들이 국내기업에 대한 정보접근상의 차이로 인하여 보다 큰 정보비대칭 문제에 직면해 있다는 것이다. 이러한 정보비대칭 때문에 외국인투자자는 내국인투자자에 비해 보다 높은 배당을 요구할 가능성이 높으며, 국내기업의 경영에 대한 감시와 견제가 용이하지 않은 상황에서 이익의 내부유보와 이로 인한 잉여현금흐름의 축적보다는 배당을 통한 수익확보전략을 선호할 가능성이 크다고 하였다. 또한 설원식, 김수정(2006)도 외국인투자자들의 배당확대요구가 시간이 지날수록 강화되고 있다고 하였다.

반면에, 박창균(2005)은 외국인투자자는 투자주체가 한국 국적을 가지고 있지 않다는 공통점을 제외하고는 별다른 동질성을 찾을 수 없는 극히 이질적인 투자주체로 구성된 집단으로 볼 수 있으며, 외국인투자자의 투자대상 선택이나 거래행태는 국내 기관투자자나 특히 개인투자자에 비하여 오히려 장기적이라는 사실을 발견할 수 있으므로 외국인투자자가 단기 이익 추구에만 관심을 기울여 높은 배당을 요구하지 않을 수 있다는 것이다.

따라서, 본 연구에서는 외국인투자자가 기업의 배당에 어떤 영향을 미칠 것인가에 대하여 다음과 같은 가설을 설정하였다.

[귀무가설 1] 외국인투자자는 해당 기업의 배당에 영향을 주지 않을 것이다.

외국인투자자가 기업의 장기적 성장에 필수적인 투자 등의 활동에 소요되는 자금의 확보를 어렵게 만들 정도로 높은 수준의 배당을 강제하는지에 대하여 검증하기 위해서는 배당수준을 결정하여야 한다. 배당결정에 대한 선행연구들은 일반적으로 배당성향(현금배당금/당기순이익)이나 배당률(현금배당금/총자산)을 사용하였다.⁶⁾ 또한, Grullon and Michaely(2002)은 기업이 현금배당 대신에 자기주식을 취득하는 자기주식이 배당을 대체한다는 배당대체가설을 제시하고 있다. 설원식, 김수정, 장호운(2004)은 배당대체가설을 지지할 만한 증거를 발견하지는 못하였으나, 선행연구들에서 자기주식 취득까지를 포함한 확장된 배당개념을 사용하여 분석하고 있다.⁷⁾ 따라

6) 박경서, 이은정(2006), 빈기범, 조성훈(2005)은 배당성향을 사용하였으며 박현수(2004), 박창균(2005)은 배당성향과 배당률(현금배당금/총자산)을 모두 사용하여 분석하였다.

7) 박창균(2005), 빈기범, 조성훈(2005), 설원식, 김수정(2006)은 자기주식 순매입액을 포함한 확장된 배

서, 본 연구에서는 상이한 배당수준에 따라서 외국인투자자가 어떤 영향을 미치는 분석함으로써 외국인투자자가 기업의 배당에 어떤 영향을 주고 있는지를 살펴보고자 한다.

3. 연구방법론

패널데이터(panel data)는 하나의 특정한 시점 상에 있는 다수의 개인이나 기업의 자료로 구성되는 횡단면 데이터(cross-section data)와 하나의 특정한 주체의 자료를 여러 기간에 걸쳐 기록한 시계열 데이터(time-series data)를 모두 가지고 있는 데이터 형태이다. 패널데이터의 장점은 시계열데이터와 횡단면 데이터와는 달리 개별 대상의 이질성(individual heterogeneity)을 통제할 수 있어 추정량의 편의(bias)를 감소시킬 수 있다는 것이다. 또한, 상대적으로 많은 관측치를 가지고 있으며 시계열이나 횡단면 데이터가 가지고 있는 다중공선성(multicollinearity) 문제를 줄일 수 있으며 충분한 자유도(degrees of freedom)를 제공하여 추정의 정확도를 높일 수 있으며 동태 분석(dynamic analysis)이 용이하다는 것이다(Baltagi(2005)).

3.1 정태적 패널모형(static panel model)

시점고유 오차항(time-specific error)을 제외하면 정태적 패널데이터 분석의 기본 모형은 식 (1)과 같다.⁸⁾

$$y_{it} = \alpha + X_{it}'\beta + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T, \quad u_{it} = u_i + v_{it} \quad (1)$$

식 (1)에서 u_i 는 횡단면 개체의 이질성을 통제하는 시간에 따라 변화하지 않고 관찰되지 않는 개별단위의 특성을 나타낸다. 만약 u_i 가 다른 설명변수들과 상관관계 가능성을 고려할 경우를 고정효과모형(fixed effects model)이라고 하고 그렇지 않을

당개념을 포함하여 외국인투자자가 배당에 미치는 영향을 분석하고 있다.

8) 오차항을 개별효과와 나머지 오차항의 합으로 분해하여 고려하는 패널자료모형을 일요인오차분해 모형(one-way error component model)이라고 한다.

경우를 확률효과모형(random effects model)이라고 한다. 고정효과모형을 추정하기 위하여 동일한 개별단위에 대해서 서로 다른 연도의 관측치를 전혀 다른 개체로 간주하여 분석하는 통합 OLS(pooled Ordinary least squares)추정방법으로 추정량을 구할 수 있다. 그러나, 개별 단위에 대해서 서로 다른 시점에서 관찰된 두 자료를 서로 다른 개별 단위에 대해서 관찰된 두 자료보다 더욱 동질적으로 보는 것이 더 타당하다고 할 수 있으며, u_{it} 와 설명변수 간에 공분산이 존재할 가능성을 배제하지 못하기 때문에 일치추정량을 구할 수 없다. 따라서, 고정효과모형에서는 관찰 불가능한 요인 u_i 을 제거하기 위하여 일반적으로 가변수최소자승법(least squares dummy variable)을 모수추정방법으로 활용하고 있다.

또한, 확률효과모형은 관찰 불가능한 요인효과인 u_i 가 매 시기에 따른 설명변수들과 상관되어 있지 않다고 가정할 경우에 사용하는 모형이다. 고정효과모형에서처럼 u_i 가 다른 설명변수들과 상관되어 있지 않은 상태에서 u_i 를 제거하기 위하여 자료를 변환하는 것은 비효율적인 추정량을 계산하게 되며, u_{it} 는 자기상관을 가지고 있기 때문에 자기상관이 없다고 가정해서 도출한 통합 OLS는 편이를 발생시키기 때문에 일반적인 패널자료의 추정방법으로 일반화최소자승법(general least squares; GLS)을 활용하고 있다.

정태적 패널모형은 고정효과모형과 확률효과모형이 있다. 따라서, 두 모형 중에서 어떤 모형으로 분석할지를 결정하여야 한다. 즉 설명변수와 개별효과간 상관관계가 존재하는지 여부를 판단하여 상관관계가 존재하면 고정효과모형으로, 상관관계가 존재하지 않으면 확률효과모형으로 추정하여야 한다. 고정효과모형과 확률효과모형을 선택하기 위하여 Hausman Test(1978)를 사용하였다. Hausman 검정은 설명변수와 개별효과 간에 상관관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 설정하고 귀무가설을 기각하면 고정효과모형을, 귀무가설을 채택하면 확률효과모형을 사용하여 분석한다.

3.2 동태적 패널모형(dynamic panel model)

정태적 패널모형에서는 설명변수와 개별효과의 영향이 모형에 포함되므로 개별 관측치의 이질성을 반영하지만, 종속변수의 시계열적인 영향력은 배제되어 정보의 활

용도가 상대적으로 낮게 된다. 이러한 한계를 고려하여 종속변수 자체의 내생적 요인들을 반영한 패널모형이 동태적 패널모형이다. 일반적인 동태적 패널모형은 식 (2)와 같다.

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + X_{it}'\beta + u_{it}, \quad i=1, \dots, N; t=1, \dots, T, \quad u_{it} = u_i + v_{it} \quad (2)$$

식 (2)은 종속변수의 시차변수가 설명변수로 이용된 모형으로 시차종속변수가 설명변수로 사용되는 모형이다. 종속변수 y_{it} 은 μ_i 의 함수이고, 종속변수의 시차설명변수 $y_{i,t-1}$ 역시 μ_i 의 함수이기 때문에 $y_{i,t-1}$ 은 잔차항과 상관관계를 가지게 된다. 즉, v_{it} 가 상관관계가 없을 지라도 OLS 추정량은 편의와 비일치성(biased and inconsistent) 추정량이 된다. 또한 시차종속변수가 설명변수로 이용될 때 설명변수들이 강 외생적(strictly exogenous)인 변수라 할지라도 고정효과모형과 확률효과모형 추정량도 편의와 비일치성을 가지게 된다.⁹⁾ 따라서, 최소자승법을 이용하는 모형은 시차종속변수를 포함해서 분석하게 되면 추정량이 편의와 비일치성이 발생하게 된다.

따라서, 동태적 패널모형에서 편의가 없는 일치추정량을 얻기 위해서는 Anderson and Hsiao(1982)의 도구변수(instrumental variable method)를 갖는 1차 차분된 2SLS(two-state least squares) 방법을 이용할 수 있으며, Arellano and Bond(1991)의 일반화적률법(Generalized Method of Moments;GMM)를 이용할 수 있다. Arellano and Bond(1991)은 일반화적률법(GMM)이 Anderson and Hsiao(1982)의 추정량보다 훨씬 작은 분산을 제공한다는 것이 증명되어 1차 차분된 2SLS 추정량보다 더 효율적이라고 하였다. GMM 추정량은 설명변수들의 내생성 문제와 관측되지 않은 개별효과에 대한 조정이 가능하고, 설명변수 및 종속변수의 과거 시차변수를 포함함으로써 내생성의 지속성을 허용하여 변수들의 내생성 문제를 조정해 주는 장점이 있지만, 모형을 추출하기 위한 자료의 설계 및 관리가 어렵고 시계열 기간이 짧은 경우 개별효과에 대한 편의가 존재할 수 단점이 있다.

또한, Panel GMM을 사용하여 추정하기 위해서는 도구변수와 잔차항간에 적률조

9) 고정효과모형에서는 u_i 를 제거한 모형에서 시차설명변수 $y_{i,t-1}$ 와 잔차항 $v_{i,t-1}$ 간에 상관관계가 존재하고 되어 T가 무한대가 되어야만 일치추정량이 될 수 있다. 또한 확률과정모형에서는 일반화최소자승법(GLS)을 적용하면 $(y_{i,t-1} - \theta \bar{y}_{i,t-1})$ 와 $(u_{i,t} - \theta \bar{u}_{i,t-1})$ 이 상관관계를 가지게 되어 추정량이 편의와 비일치성을 가지게 된다.

건(moment condition)에 대한 가정이 포함되어 있는데, 잔차항이 계열상관을 보이지 않거나 최소한 MA(1) 과정을 갖아야 하며 t 기의 설명변수가 종속변수의 현재 또는 과거 실현치(realization)에 의해서는 영향을 받을지라도 종속변수의 미래 충격(innovation)에 의해서는 영향을 받지 않아야 한다. 적률조건(moment condition)의 타당성을 검증하기 위하여 Sargan의 과도식별제약(over-identification) 검증방법을 통하여 검정하고, 만약 잔차항이 자기상관을 갖지 않으면 1차 차분된 오차항은 MA(1) 과정을 따르게 되어 1차의 자기 상관을 갖지만 2차 또는 그 이상의 자기 상관을 갖지 않아야 한다.¹⁰⁾

3.3 Panel VAR(Vector autoregressions)

Ho.ltz-Eakin, et al.(1988)은 원래 시계열(time series) 자료에 대하여 정의되었던 그랜저 인과관계의 개념을 패널자료에 적용할 수 있도록 개인효과와 시간에 따라 불안정성(nonstationarities)을 가정한 이변수 모형을 일반화 하였다.

$$y_{it} = \alpha_{0t} + \sum_{l=1}^m \alpha_{lt} y_{it-l} + \sum_{l=1}^m \delta_{lt} x_{it-l} + \psi_t f_i + u_{it} \quad (3)$$

$$(i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T)$$

식 (3)에서 f_i 는 관찰되지 않은 개인효과(unobserved individual effect)이고 l 은 시차(time lag)의 수 이다. 개인효과를 제거하기 $r_t = \frac{\psi_t}{\psi_{t-1}}$ 을 식 (3) 양변에 곱한 후 그 결과를 식 (3)에서 빼주고 정리하면 식 (4)와 같은 식을 도출할 수 있다.

$$y_{it} = \alpha_t + \sum_{l=1}^{m+1} c_{lt} y_{it-l} + \sum_{l=1}^{m+1} d_{lt} x_{it-l} + v_{it}, \quad (t = (m+2), \dots, T) \quad (4)$$

식 (4)에 주어진 추정식은 다음과 같은 직교조건(orthogonality condition)을 이

10) Sargan test는 과도식별제약에 대한 검정으로 점근적으로 χ^2 분포를 따르며 도구변수가 타당하다는 귀무가설을 갖는다. 차분 방정식의 추정에 따라 Arellano-Bond의 AR(1)과 AR(2)의 통계량은 $N(0,1)$ 의 분포를 갖고 AR(1)의 경우에는 자기상관이 없다는 귀무가설을 기각해야 되고 AR(2)의 경우에는 귀무가설을 기각하지 말아야 한다.

용하여 일반화적률법(generalized method of Moments)을 적용함으로써 계수를 추정할 수 있다. 직교조건은 $E[y_{it}v_{it}] = E[x_{it}v_{it}] = 0 (s < (t-1))$ 이며 이러한 직교조건을 충족시키는 도구변수로 $Z_{it} = [1, y_{it-2}, \dots, y_{it-1}, x_{it-2}, \dots, x_{it-1}]$ 을 이용한다.¹¹⁾

또한 x가 y를 그랜저 인과관계(granger causality) 하는지를 검정하기 위해서는 각각의 시차와 시간에 대해서 $d_{it} = 0$ 을 검정하는 것과 동일함을 보였으며, 식(4)의 비제약 모형(unrestricted model)의 잔차와 $d_{it} = 0$ 의 가설 성립을 가정하고 추정한 제약모형(restricted model)의 잔차 차이에 기반하는 왈드형(Wald type) 검정 통계량을 제시하였다.

4. 변수의 정의

본 연구에서는 종속변수인 배당수준을 나타내는 변수로 일반적인 배당성향과 배당률에 자사주순매입액까지 확장한 배당수준을 사용하고자 한다. 즉, 배당성향(현금배당금/당기순이익)과 확장된 배당성향((현금배당금+ 자사주순매입액)/당기순이익), 배당률(현금배당금/총자산)과 확장된 배당률((현금배당금+ 자사주순매입액)/총자산)을 사용한다. 설명변수로 연도 말 외국인지분율을 사용하였으며, 통제변수로 경영위험, 유동성, 자본구조, 기업규모, 수익성, 성장성을 사용하였다.

경영위험이 높은 기업일수록 안정적인 현금흐름으로 요구되는 배당에 대한 압력이 낮을 가능성이 존재한다. 이러한 경영위험의 대응변수로 연말기준 1년간 베타계수를 사용하였다. 유동성이 좋은 기업은 회계연도 기초에 유보이익을 통하여 현금을 많이 가지고 있는 기업과 영업활동을 통하여 여유현금흐름을 많이 발생한 기업일 것이다. 이러한 기업일수록 배당을 많이 지급할 가능성이 있다. 유동성의 대응변수로 기초 현금/총자산, 영업활동현금흐름/총자산 변수를 사용하였다.

기업의 자본구조에 대한 대응변수로 부채비율(총부채/자기자본)을 사용하였으며 부채비율이 높을수록 추가적인 자금 조달이 어렵기 때문에 배당을 기피할 것으로 예상되어진다. 기업의 규모를 나타내는 변수로는 총자산에 자연로그를 취한 값을 사용하였다. 기업규모가 큰 대기업 일수록 기업지배구조 개선 및 주주권 강화로 인하여

11) 도구변수로 변환하여 추정하기 때문에 $T \geq 3m + 2$ 가 충족되어야만 original parameters를 얻을 수 있다. 만약 $m=1$ 인 경우 패널표본의 시계열은 5년이 필요하다는 것이다.

배당을 많이 지급할 가능성이 높으며, 기업규모가 클수록 배당에 필요한 자금을 조달하기에 용이하므로 기업규모가 클수록 배당이 증가할 것이다.

기업의 수익성 변수로는 자기자본수익률(당기순이익/자기자본;ROE)을 사용하였다. 수익성이 높은 기업은 배당을 증가할 수도 있고, 투자를 늘리고 배당을 적게 할 수도 있을 것이다. 대체적으로 수익성 변수는 배당에 정(+)의 영향을 주는 것으로 나타나고 있다.¹²⁾ 마지막으로 투자기회와 미래성장성을 나타낼 수 있는 성장성의 대응 변수로 토빈 q를 사용하였다. 성장성이 높은 기업은 투자의 증가로 인하여 배당이 감소하게 되며, 투자자들도 성장성이 높은 기업에 대해서는 배당을 많이 요구하지 않을 수 있으므로 성장성과 배당과는 부(-)의 관계가 성립할 것이다. 분석에 포함된 변수 및 변수의 계산방식에 대하여 <표 3-1>에 정리하였다.

<표 3-1> 분석에 고려된 변수 및 계산방법

| 구분 | 변수명 | 계산방법 | 기대 부호 |
|-------|-------------|------------------------------------|-------|
| 종속 변수 | 배당성향 | 현금배당 / 당기순이익 | |
| | 확장된 배당성향 | (현금배당+자사주순매입액) / 당기순이익 | |
| | 배당률 | 현금배당 / 총자산 | |
| | 확장된 배당률 | (현금배당+자사주순매입액) / 총자산 | |
| 설명 변수 | 외국인지분율 | (외국인 보유주식 / 총발행주식수) | (?) |
| 통제 변수 | 베타 | 경영위험 대응변수 : 연말기준 1년간 베타계수 | (-) |
| | 기초현금/총자산 | 유동성 대응변수 : 기초현금/ 총자산 | (+) |
| | 영업현금흐름 /총자산 | 여유현금흐름 대응변수 : 영업활동으로 인한 현금흐름 / 총자산 | (+) |
| | 부채비율 | 자본구조 대응변수 : (총부채 / 자기자본) | (-) |
| | LN(총자산) | 기업규모 대응변수 : 총자산에 자연로그 | (+) |
| | 토빈Q | 성장성 대응변수 : (시가총액+총부채) / 총자산 | (-) |

주) 모든 변수는 당해 연도 자료를 이용하여 계산하였음.

12) 박경서, 이은정, 이인무(2003), 설원식, 김수정(2005)은 수익성변수가 통계적으로 유의한 정(+)의 관계가 있음을 제시하고 있다.

IV. 실증분석

1. 기초통계량

<표 4-1>은 분석기간에 배당을 실시한 기업과 배당을 실시하지 않은 기업에 대한 기본통계량을 제시하고 있다. 무배당기업의 외국인지분율을 평균 3.82% 이고 배당기업의 외국인지분율은 평균 11.95%으로 통계적으로 유의하게 배당기업의 외국인지분율이 무배당기업의 외국인지분율 보다 높게 나타나고 있다. 베타계수, 부채비율, 토빈-q 비율은 배당기업이 무배당기업에 비하여 더 작은 값을 보여주고 있다. 이는, 경영위험이 작을수록, 자본구조가 양호할수록, 성장기회가 작을수록 배당을 실시하고 있음을 보여주고 있다. 또한, 영업활동현금흐름/총자산, LN(총자산), 자기자본이익률(ROE) 변수는 배당기업이 무배당기업보다 더 높게 나타나고 있어 현금흐름이 양호할수록, 기업규모가 클수록, 수익성이 좋을수록 배당을 지급하고 있음을 보여주고 있으며, 유동성의 대용변수인 기초현금/총자산은 통계적으로 유의한 차이가 없음을 보여주고 있다.

<표 4-1> 무배당기업과 유배당기업의 비교¹³⁾

| | 무배당기업(N=547) | | | | 배당기업(N=1461) | | | | 차이 검정 |
|------------|--------------|----------|----------|---------|--------------|----------|---------|-------|-----------|
| | 평균 | 표준 편차 | 최대값 | 최소값 | 평균 | 표준 편차 | 최대값 | 최소값 | |
| 배당성향 | 0 | 0 | 0 | 0 | 36.42 | 176.66 | 6109.04 | 0.48 | -7.88*** |
| 배당률 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1.13 | 1.16 | 28.07 | 0.02 | -37.01*** |
| 외국인지분율(%) | 3.34 | 8.19 | 68.60 | 0.00 | 11.88 | 16.67 | 92.97 | 0.00 | -15.26*** |
| 베타 | 0.74 | 0.47 | 2.10 | -6.92 | 0.65 | 0.29 | 1.64 | -0.45 | 4.13*** |
| 기초현금/총자산 | 0.05 | 0.07 | 0.86 | 0.00 | 0.05 | 0.06 | 0.43 | 0.00 | 0.11 |
| 현금흐름/총자산 | 0.03 | 0.11 | 0.54 | -0.64 | 0.08 | 0.08 | 0.61 | -0.20 | -10.83*** |
| 부채비율(%) | 405.14 | 1957.38 | 40990.72 | 9.11 | 101.20 | 68.13 | 523.89 | 6.53 | 3.63*** |
| LN(총자산) | 25.95 | 1.53 | 30.65 | 22.72 | 26.45 | 1.44 | 31.80 | 23.70 | -6.69*** |
| 자기자본이익률(%) | -16.13 | 69.66 | 968.05 | -579.42 | 10.76 | 7.83 | 73.19 | 0.02 | -9.01*** |
| 토빈Q | 0.92 | 0.55 | 9.68 | 0.32 | 0.87 | 0.42 | 5.86 | 0.29 | 1.94* |

주) 1998년부터 2005년까지 유가증권시장에서 계속 상장된 251개 기업에 대한 8개년 자료로 동 기간에 한 번도 배당을 실시하지 않은 기업은 무배당기업으로, 한 번 이라도 배당을 실시한 경우에는 배당기업으로 구분하였음. *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함을 나타냄.

13) 배당성향의 경우 최대값이 6,109% 인 기업은 동부정밀화학으로 2005년 회계연도의 당기순이익은 3천 2백만원이며, 배당금은 19억 8천만원을 지급하였다. 외국인지분율의 최대값이 92.97% 인 기업은 한라공조이다. 부채비율의 최대값이 40,990%인 기업은 대유디엠씨이다.

<표 4-1>에서 유배당기업의 외국인지분율이 무배당기업의 외국인지분율보다 높다고 하여, 외국인투자자가 기업의 배당에 영향을 미치고 있다고 할 수 있으나, 배당기업이 무배당기업에 비하여 기업규모도 크고, 수익성도 양호하고, 현금흐름도 양호하고, 부채비율도 낮고 경영위험도 작아 재무적 특성이 양호한 기업이기 때문에 배당을 지급한 것으로 볼 수도 있다. 따라서, 추가적으로 배당을 지급한 기업 중에서 외국인지분율이 과도한 배당성향을 요구하지는 확인할 필요가 있을 것이다. <표 4-2>에서는 배당을 지급한 기업 중에서 배당성향이 낮은 기업과 배당성향이 높은 기업으로 구분하여 기본통계량을 제시하고 있다. 배당성향이 낮은 기업의 외국인지분율은 13.39%이고, 배당성향이 높은 기업의 외국인지분율은 10.52%으로 통계적으로 유의하게 배당성향이 낮은 기업의 외국인지분율이 높게 나타나고 있어 외국인투자자가 과도한 배당성향을 요구하고 있다고 할 수 없을 것이다. 또한, 재무적 특성에 있어서 배당성향이 높은 기업이 낮은 기업에 비하여 상대적으로 경영위험도 높고, 현금흐름도 양호하지 못하며, 부채비율도 높게 나타나고 있으며, 수익성도 양호하지 않으며, 성장기회도 낮은 것으로 나타나고 있다.¹⁴⁾ 따라서, 외국인투자자는 현금흐름이 양호하고, 부채비율도 낮으며, 수익성이 양호한 기업에 투자하여 적절한 수준의 배당을 받고 있다고 할 수 있을 것이다.

<표 4-2> 유배당기업의 비교 : 저배당기업과 고배당기업의 비교

| | 배당성향이 낮은 기업(N=730) | | | | 배당성향이 높은 기업(N=731) | | | | 차이검정 |
|------------|--------------------|-------|--------|-------|--------------------|-------|--------|-------|----------|
| | 평균 | 표준편차 | 최대값 | 최소값 | 평균 | 표준편차 | 최대값 | 최소값 | |
| 외국인지분율(%) | 13.24 | 17.24 | 86.06 | 0.00 | 10.51 | 15.97 | 92.97 | 0.00 | 3.14*** |
| 베타 | 0.64 | 0.28 | 1.64 | -0.02 | 0.67 | 0.30 | 1.58 | -0.45 | -2.05** |
| 기초현금/총자산 | 0.05 | 0.06 | 0.42 | 0.000 | 0.05 | 0.06 | 0.43 | 0.000 | -0.36 |
| 현금흐름/총자산 | 0.09 | 0.08 | 0.61 | -0.19 | 0.07 | 0.08 | 0.35 | -0.20 | 5.33*** |
| 부채비율(%) | 97.61 | 67.35 | 501.57 | 6.530 | 104.78 | 68.75 | 523.89 | 6.530 | -2.01*** |
| LN(총자산) | 26.50 | 1.43 | 31.80 | 23.83 | 26.41 | 1.45 | 31.75 | 23.70 | 1.15 |
| 자기자본이익률(%) | 14.05 | 8.48 | 73.19 | 0.860 | 7.48 | 5.40 | 32.91 | 0.020 | 17.67*** |
| 토빈Q | 0.90 | 0.46 | 5.86 | 0.32 | 0.85 | 0.37 | 5.61 | 0.29 | 2.18** |

주) 1998년부터 2005년까지 유가증권시장에서 계속 상장된 251개 기업 중에서 배당을 한 번 이상 실시한 기업을 대상으로 연도별로 배당성향의 중간값을 기준으로 낮은 집단과 높은 집단으로 구분하여 분석함. *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함을 나타냄.

14) 양두용(2005)은 외국인 지분이 높은 기업이 그렇지 않은 기업에 비하여 수익성, 안정성이 좋은 반면에 성장성은 다소 낮다는 결과를 제시하고 있다.

2. 다중회귀분석

정태적 패널 분석에 앞서, 다중회귀분석을 통하여 외국인 투자자가 기업의 배당에 영향을 미치는 가를 분석하였다. 그 결과는 <표 4-3>에 정리하였다. 먼저, 외국인 지분율이 배당성향(현금배당/당기순이익)에 정(+)의 영향을 미치고 있지만, 통계적으로 유의한 결과를 보여주지 못하고 있어, 외국인투자자가 기업의 배당에 영향을 미쳐서 과도한 배당성향을 요구하고 있다고 보기 어려울 것이다. 또한, 기초현금/총자산, 영업활동현금흐름/총자산 변수는 기대했던 부호와 다르게 부(-)의 값을 보여주고 있으나 통계적으로 유의하지 않았으며, 베타(beta)와 토빈q는 기대했던 부(-)의 값을, 자기자본수익률(ROE)은 정(+)의 값을 보여주고 있으나 통계적으로 유의하지 않았다.¹⁵⁾

자사주순매입액(자기주식 취득금액-자기주식 처분금액)을 포함한 배당성향의 다중회귀분석결과도 배당성향을 분석한 것과 동일하게 외국인투자자가 자사주순매입을 포함한 배당성향에 통계적으로 유의한 영향을 주지 못하고 있어, 외국인 투자자가 기업의 자기주식 의사결정에 영향을 주고 있지 않음을 볼 수 있다. 배당성향의 결과와 다른 것은 기초현금/총자산이 통계적으로 유의하지는 않지만 정(+)의 값을 보이고 있다.

외국인 지분율이 배당률(현금배당/총자산)에는 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 이는 외국인지분율이 높을수록 자산 대비 현금배당이 증가하고 있음을 보여주고 있다. 배당률에 미치는 영향의 기대부호에 있어서, 경영위험의 대용변수인 베타계수는 부(-)의 값으로, 유동성의 대용변수인 기초현금/총자산은 정(+)의 값으로, 여유현금흐름의 대용변수인 영업활동현금흐름/총자산은 정(+)의 값으로, 수익성의 대용변수인 자기자본수익률(ROE)은 정(+)의 값으로 통계적으로 유의한 값을 보여주고 있다. 다만, 성장성의 대용변수인 토빈-q 는 기대했던 부호와 다르게 정(+)의 값을 보여주고 있다. 이는, 성장기회가 있는 기업들이 마땅한 투자처가 존재하지 않아서 배당금이 증가하였을 수도 있으며, 높은 수익성으로 인하여 투자에 필요한 금액 이상의 현금흐름이 발생하여 배당을 늘렸을 가능성이 존재할 수 있

15) 박창균(2005)은 배당성향을 설명하는 유의한 변수가 나타나지 않는 이유로, 최근에 주주들로부터 배당에 대한 요구가 발생하고 있어, 배당 관련 의사결정과정의 형성되어 가는 과정에서 발생하는 과도기적 현상이라고 제시하고 있다. Tobit 분석을 실시한 경우에 자기자본수익률(ROE)은 통계적으로 유의한 정(+)의 값을, 부채비율과 토빈q 는 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 보였다.

다. 또한, 외국인 투자자가 기업의 투자 의사결정에 영향을 미쳐서 성장성이 높음에도 불구하고, 투자를 줄이고 배당을 늘리도록 하였을 수도 있을 것이다. 자사주순매입액(자기주식 취득금액-자기주식 처분금액)을 포함한 배당률의 다중회귀분석결과도 배당률을 분석한 것과 동일하게 외국인투자자가 자사주순매입을 포함한 배당률에 통계적으로 유의한 영향을 주고 있음을 보여주고 있다.

<표 4-3> 배당결정요인 분석 : 다중회귀분석

| | 배당성향(현금배당/당기순이익) | | | | 배당률(현금배당/총자산) | | | |
|------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| | 모형1 | 모형2 | 모형3 | 모형4 | 모형5 | 모형6 | 모형7 | 모형8 |
| C | -17.9909 (-0.22) | 30.8052 (1.1) | 37.4888 (0.41) | 31.7749 (1.02) | 2.7006*** (5.54) | 0.2736** (2.69) | -0.1127 (-0.13) | 0.1061 (0.57) |
| 외국인 지분율 | 0.0847 (0.32) | 0.1608 (0.68) | -0.016 (-0.05) | -0.0249 (-0.1) | 0.0203*** (11.56) | 0.0165*** (10.31) | 0.0198*** (6.15) | 0.0201*** (6.92) |
| BETA | -8.6917 (-0.81) | -6.4451 (-0.64) | -12.9907 (-1.1) | -13.2537 (-1.19) | -0.2672*** (-3.78) | -0.379*** (-5.6) | -0.4648*** (-3.6) | -0.4547*** (-3.71) |
| 기초현금 /총자산 | 0.1412 (0.003) | -6.8185 (-0.13) | 6.8611 (0.12) | 7.6761 (0.13) | 1.5047*** (4.02) | 1.9363*** (5.28) | 3.1752*** (4.65) | 3.1363*** (4.72) |
| CF/TA | -42.2603 (-1.05) | -40.875 (-1.02) | -34.7852 (-0.78) | -34.9474 (-0.79) | 1.9159*** (7.16) | 1.8155*** (6.76) | 3.0859*** (6.31) | 3.0949*** (6.35) |
| DEBT | -0.0014 (-0.38) | -0.0013 (-0.36) | -0.001 (-0.25) | -0.001 (-0.25) | -0.00002 (-0.76) | -0.00003 (-1.01) | -0.00002 (-0.39) | -0.00002 (-0.37) |
| LN(TA) | 1.9033 (0.62) | | -0.2229 (-0.07) | | -0.095*** (-5.09) | | 0.0086 (0.25) | |
| ROE | 0.0372 (0.38) | 0.0381 (0.39) | 0.0677 (0.62) | 0.0676 (0.62) | 0.0033*** (5.01) | 0.0032*** (4.86) | 0.0034*** (2.87) | 0.0034*** (2.88) |
| 토빈-Q | -7.3484 (-0.89) | -7.9467 (-0.97) | -10.1778 (-1.12) | -10.1077 (-1.12) | 0.0742 (1.37) | 0.0962* (1.77) | 0.1961** (1.98) | 0.1941** (1.97) |
| R-square (adj R-sq) | 0.0027 (-0.0068) | 0.0025 (-0.0065) | 0.0039 (-0.0056) | 0.0039 (-0.0050) | 0.1773 (0.1711) | 0.1666 (0.1607) | 0.0979 (0.0911) | 0.0979 (0.0915) |

주 : 모형3,4,7,8은 현금배당에 자사주순매입(자기주식취득-자기주식처분)을 포함한 모형이며, 배당성향은 산업더미, 배당률은 연도더미를 추가하여 분석하였음. ()은 t-값이고, *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함을 나타냄.

3. 정태적 패널분석

패널자료에 관찰 불가능한 개별효과(unobserved individual effect)가 존재하는 경우에 회귀분석을 통한 추정량은 편의(bias)를 가질 수 있다. 따라서, 이러한 관찰 불

가능한 개별효과가 존재하는 경우에 외국인투자자가 기업의 배당에 영향을 미치는지를 살펴보기 위하여 정태적 패널분석을 이용하여 분석하였다. 배당수준은 다중회귀분석과 동일하게 배당성향과 배당률을 사용하였다.

<표 4-4>은 배당성향과 자사주순매입액(자기주식취득금액-자기주식처분금액)을 포함한 확장된 배당성향을 종속변수로 하여 패널분석을 실시한 결과이다. Hausman test 결과 모든 모형이 확률효과모형(random effect model)이 타당하다는 귀무가설을 기각하지 않고 있어, 확률효과모형으로 추정하였다. 모형 1과 모형 4는 외국인 지분율과 배당성향 간의 단순 상관관계수에 대한 정보를 제공하고 있으며, 다른 모형은 통제변수를 추가하여 추정한 결과이다. 모형 3과 모형 6은 기업규모와 외국인지분율과 상관관계가 높아서 기업규모를 제외하고 추정한 결과이다.

패널 확률효과모형으로 추정한 결과도 다중회귀모형의 결과와 같이 모형 1, 모형 2, 모형 3의 경우 외국인 지분율이 배당성향에 정(+)의 영향을 주고 있으나, 통계적으로 유의한 영향을 주지 못하고 있으며, 기타통제변수들도 통계적으로 유의한 값을 보여주고 있는 변수가 없었다.¹⁶⁾ 통제변수의 기대부호만 살펴보면 베타계수, 부채비율, 토빈-Q은 예상했던 부(-)의 값을 보여주고 있으며, 기업규모와 자기자본수익률은 예상했던 정(+)의 값을 보여주고 있으나, 기초현금/총자산, 영업활동현금흐름/총자산(CF/TA)은 예상과 다르게 부(-)의 값을 제시하고 있다.

모형 4, 모형 5, 모형 6은 자사주순매입액을 포함한 배당성향에 대한 분석의 결과이다. 통계적으로 유의하지는 않지만, 배당성향의 부호와 다르게 외국인 지분율이 확장된 배당성향에 부(-)의 영향을 주고 있다. 이는 외국인투자자가 자기주식에 별다른 관심을 가지고 있지 않거나 영향력을 행사하지 않고 있기 때문일 수 있으며, 자기주식 취득의사결정보다는 자기주식 처분의사결정을 하고 있을 수 있을 것이다. 기타 통제변수도 통계적으로 유의한 영향을 주고 있지 않음을 보여주고 있다. 베타계수와 영업활동현금흐름/총자산(CF/TA), 부채비율(debt), 기업규모, 토빈 q 의 부호는 부(-)의 값을 보여주고 있으며, 기초현금/총자산, 자기자본수익률(ROE)은 정(+)의 값을 제시하고 있다. 확률효과모형으로 패널분석을 실시한 결과, 외국인 지분율이 배당성향 및 자사주순매입액까지 포함한 확장한 배당성향에 통계적으로 유의한 영향력을 미치

16) 박경서, 이은정(2006)은 유가증권시장에 1999년부터 2003년까지 상장된 기업을 대상으로 당기순이익이 0보다 큰 기업을 대상으로 확률효과모형으로 패널 분석한 결과 외국인지분율이 배당성향에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 주고 있음을 보여주고 있으며, 기업규모가 클수록, 내부지분율이 높을수록, 기관투자자 지분율이 낮을수록 배당성향이 높은 것으로 나타난다.

고 있지 않아, 외국인 투자자가 기업에게 과도한 배당성향을 요구하여 단기적 이익만을 추구하고 있다고 할 수 없을 것이다.

<표 4-4> 배당결정요인 분석 : 배당성향을 종속변수로 한 정태적 패널분석

| | 배당성향 (현금배당/당기순이익) | | | (현금배당+자사주순매입액) /당기순이익 | | |
|-----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|--------------------------|---------------------|---------------------|
| | 모형1 | 모형2 | 모형3 | 모형4 | 모형5 | 모형6 |
| C | 25.9045*** (6.31) | -15.9225 (-0.19) | 34.084 (1.16) | 30.5461*** (6.72) | 38.8876 (0.41) | 35.408 (1.1) |
| 외국인 지분율 | 0.0613 (0.27) | 0.0327 (0.12) | 0.109 (0.44) | -0.1036 (-0.42) | -0.0464 (-0.15) | -0.0515 (-0.19) |
| BETA | | -9.0346 (-0.82) | -6.8188 (-0.66) | | -14.5994 (-1.2) | -14.7724 (-1.28) |
| 기초현금 /총자산 | | 3.2284 (0.06) | -3.6587 (-0.07) | | 1.8651 (0.03) | 2.4087 (0.04) |
| CF/TA | | -34.2213 (-0.84) | -32.904 (-0.81) | | -28.6393 (-0.64) | -28.7278 (-0.64) |
| DEBT | | -0.0011 (-0.3) | -0.001 (-0.28) | | -0.0005 (-0.12) | -0.0005 (-0.12) |
| LN(TA) | | 1.9501 (0.62) | | | -0.1362 (-0.04) | |
| ROE | | 0.0222 (0.23) | 0.023 (0.23) | | 0.0635 (0.58) | 0.0637 (0.58) |
| 토빈-Q | | -12.2616 (-1.43) | -12.8367 (-1.51) | | -14.0372 (-1.48) | -14.0108 (-1.49) |
| 산업더미 | N | Y | Y | N | Y | Y |
| Hausman Test | 0.07 (0.78) | 11.36 (0.18) | 9.85 (0.19) | 0.001 (0.26) | 9.43 (0.30) | 9.19 (0.23) |
| R-squre (adj R-sq) | 0.00003 (-0.0004) | 0.0076 (-0.0053) | 0.0074 (-0.0050) | 0.00009 (-0.0004) | 0.0017 (-0.0022) | 0.0071 (-0.0053) |

주 : Hausman test의 p값이 0.1 이상이면 확률효과모형(random effect)으로 추정하며, p값이 0.1보다 작으면 고정효과모형(fixed effect)으로 추정한 결과이다. ()은 t-값이고, *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함을 나타냄.

<표 4-5>는 배당성향을 종속변수로 하여 다중회귀분석(OLS)을 실시한 결과와 확률효과모형으로 패널 분석한 결과를 나타내고 있다. 배당성향(현금배당/총자산)의 경우 다중회귀분석의 결과와 확률효과모형으로 분석한 결과에 별 차이가 없으나, 외국인 지분율의 경우 다중회귀분석으로 추정한 계수값이 0.1608 이나, 확률효과모형으로 추정한 경우의 계수값은 0.109으로 더 작음을 보여주고 있다. 다른 변수들도 대체적으로 OLS의 추정치보다 작은 값을 보여주고 있어, OLS 추정량은 패널분석에 비하여 과잉 추정되는(over-estimated) 경향이 있음을 보여주고 있다. 자사주순매입액을 포함한 확장된 배당성향에서는 이러한 경향이 뚜렷하게 나타나고 있지는 않지만 유사한 경향을 보여주고 있다. 따라서, 패널데이터의 분석에서 OLS에 의한 추정보다는 패널분석을 실시하여 분석하는 것이 바람직하다고 할 수 있을 것이다.

<표 4-5> 다중회귀분석과 패널분석의 비교 : 배당성향

| | 기대부호 | 배당성향 (현금배당/당기순이익) | | 확장된 배당성향 (현금배당+자사주순매입액)/당기순이익 | |
|------------------------|------|----------------------|---------------------|----------------------------------|---------------------|
| | | OLS | 확률효과 | OLS | 확률효과 |
| C | | 30.8052 (1.1) | 34.084 (1.16) | 31.7749 (1.02) | 35.408 (1.1) |
| 외국인 지분율 | | 0.1608 (0.68) | 0.109 (0.44) | -0.0249 (-0.1) | -0.0515 (-0.19) |
| BETA | (-) | -6.4451 (-0.64) | -6.8188 (-0.66) | -13.2537 (-1.19) | -14.7724 (-1.28) |
| 기초현금 /총자산 | (+) | -6.8185 (-0.13) | -3.6587 (-0.07) | 7.6761 (0.13) | 2.4087 (0.04) |
| CF/TA | (+) | -40.875 (-1.02) | -32.904 (-0.81) | -34.9474 (-0.79) | -28.7278 (-0.64) |
| DEBT | (-) | -0.0013 (-0.36) | -0.001 (-0.28) | -0.001 (-0.25) | -0.0005 (-0.12) |
| ROE | (+) | 0.0381 (0.39) | 0.023 (0.23) | 0.0676 (0.62) | 0.0637 (0.58) |
| 토빈-Q | (-) | -7.9467 (-0.97) | -12.8367 (-1.51) | -10.1077 (-1.12) | -14.0108 (-1.49) |
| R-square (adj R-sq) | | 0.0025 (-0.0065) | 0.0074 (-0.0050) | 0.0039 (-0.0050) | 0.0071 (-0.0053) |

주 : ()은 t-값이고, *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함을 나타냄.

<표 4-6>은 배당률(현금배당/총자산)과 자사주순매입액(자기주식취득금액-자기주식처분금액)을 포함한 확장된 배당률을 종속변수로 하여 패널분석을 실시한 결과이다. 배당성향을 종속변수로 분석한 것과 동일하게 Hausman test로 확률효과모형으로 추정할 것인지, 고정효과모형으로 추정할 것인지를 결정하여 분석하였다. 모형 1은 확률효과모형(random effect model)이 타당하다는 귀무가설을 기각하지 않고 있어 확률효과모형으로 추정한 값이며, 나머지 모형은 귀무가설을 기각하여 고정효과모형(fixed effect model)으로 추정한 값이다. 모형 1과 모형 4는 외국인 지분율과 배당률 간의 단순 상관관계수에 대한 정보를 제공하고 있으며, 다른 모형은 통제변수를 추가하여 추정한 결과이며 모형 3과 모형 6은 기업규모와 외국인 지분율과 상관관계가 높아서 기업규모를 제외하고 추정한 결과이다.

배당성향을 종속변수로 분석한 결과와 다르게 외국인 지분율이 통계적으로 유의하게 배당률에 정(+)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타나고 있어, 외국인 지분율이 높을수록 단위 자산당 배당액을 늘리고 있음을 보여주고 있다. 이는, 외국인 지분율이 당기순이익 중 배당되는 금액의 비중인 배당성향에는 영향을 주지 못하고 있지만, 단위 자산당 배당액을 늘리고 있다고 할 수 있을 것이다. 이는 외국인투자자가 기업규

모가 큰 기업에 투자하여¹⁷⁾ 경영진에 대한 감시의 강화로 말미암아 기업의 투명성이 증대되고 지배구조가 개선되는 등 기업의 성과에 긍정적인 영향을 줌으로써 당기순이익이 증가하여 배당금의 규모가 증가하였다고 할 수 있을 것이다. 즉, 당기순이익이 커짐에 따라서 전체 이익 중 배당이 차지하는 비중을 증가시키지 않으면서도 더 많은 배당을 실시할 수 있게 되어, 자산 대비 배당액은 증가하였으나 이익 대비 배당액은 증가하지 않았다고 할 수 있을 것이다. 기업규모, 영업활동현금흐름/총자산(CF/TA)과 자기자본수익률(ROE)은 모형 2와 3에서 통계적으로 유의한 정(+)의 값을 제시하고 있어 기업규모가 크고, 현금흐름이 양호하고, 수익성이 좋은 기업일수록 자산 대비 배당액을 늘리고 있음을 보여주고 있다. 부채비율(debt)과 토빈q는 기대했던 부호는 부(-)이지만 정(+)의 값을 보여주고 있으나, 통계적으로 유의한 값을 제시하고 있지 않으며, 베타계수와 기초현금/총자산은 각각 기대했던 부호인 부(-), 정(+)의 값을 나타내고 있으나 통계적으로 유의한 영향력을 미치고 있지는 않고 있다.

자사주순매입액을 포함한 확장된 배당률인 모형 4, 모형 5, 모형 6에서는 자사주순매입액을 포함한 배당성향과 다르게 외국인지분율의 부호는 정(+)의 값을 가지고 있으나, 통계적으로 유의한 값을 보여주지 못하고 있다. 이는, 외국인 투자자가 자산 대비 배당액을 늘리는데 영향을 주고 있지만, 자기주식취득의 의사결정에는 별다른 영향력을 미치고 있지 않을 수 있으며, 설령 영향을 미치고 있다고 할지라도 자산 대비 배당액에 미치는 영향 만큼 크지는 않다고 할 수 있을 것이다.

배당률(현금배당/총자산)과 다르게 확장된 배당률에서는 기초현금/총자산이 통계적으로 유의한 정(+)의 값을 보여주고 있으며, 토빈q는 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 제시하고 있다. 또한, 영업활동현금흐름/총자산(CF/TA)도 통계적으로 유의한 정(+)의 값을 보여주고 있다. 따라서, 현금흐름이 양호하고, 성장성이 낮은 기업일수록 자사주순매입액이 증가한다고 할 수 있을 것이다.

정태적 패널분석을 통하여 외국인 투자자는 이익 대비 배당액에는 영향을 주지 않고 있지만, 자산 대비 배당액에는 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타나고 있다. 또한, 기업규모가 크고, 현금흐름이 양호하고, 수익성이 좋은 기업일수록 자산 대비 배당액을 늘리고 있음을 보여주고 있다. 양두용(2005)은 매출액 규모가 크고 수익성이 좋은 기업일수록 외국인 지분율이 높다고 하였으므로, 외국

17) Choe et al.(1999)은 한국주식시장에 투자하는 외국인 투자자들의 포트폴리오 구성이 정보비대칭이 적은 대기업에 편중되어 있다고 하였다.

인 지분율이 높아서 자산대비 배당액이 증가하였을 수 있지만, 현금흐름이 양호하고 수익성이 좋은 기업이므로 자산 대비 배당금이 증가하였고, 이러한 현금흐름이 양호하고 수익성이 좋은 기업에 외국인 지분의 비중이 높기 때문일 수도 있을 것이다.

<표 4-6> 배당결정요인 분석 : 배당률을 종속변수로 한 정태적 패널분석

| | 현금배당/총자산 | | | (현금배당+자사주순매입액) /총자산 | | |
|---------------------------|----------------------|---------------------|---------------------|------------------------|---------------------|----------------------|
| | 모형1 | 모형2 | 모형3 | 모형4 | 모형5 | 모형6 |
| C | 0.6389*** (25.65) | -3.2894* (-1.69) | 0.6193*** (8.81) | 0.9456*** (16.63) | -7.1706 (-1.62) | 1.1534*** (7.2) |
| 외국인 지분율 | 0.0185*** (9.14) | 0.0132*** (6.54) | 0.0137*** (6.9) | 0.0061 (1.40) | 0.0045 (0.98) | 0.0057 (1.27) |
| BETA | | -0.0315 (-0.48) | -0.0334 (-0.51) | | -0.2442 (-1.64) | -0.2482* (-1.66) |
| 기초현금 /총자산 | | 0.4768 (1.37) | 0.367 (1.06) | | 2.0909*** (2.63) | 1.8571** (2.36) |
| CF/TA | | 0.732*** (3.2) | 0.6689*** (2.95) | | 1.0351** (1.99) | 0.9007* (1.74) |
| DEBT | | 0.000007 (0.38) | 0.000006 (0.32) | | 0.000013 (0.29) | 0.00001 (0.23) |
| LN(TA) | | 0.148** (2.01) | | | 0.3153* (1.88) | |
| ROE | | 0.0012** (2.41) | 0.0012** (2.38) | | 0.0013 (1.08) | 0.0012 (1.05) |
| 토빈-Q | | 0.0311 (0.63) | 0.0231 (0.47) | | -0.2073* (-1.83) | -0.2242** (-1.98) |
| 연도더미 | N | Y | Y | N | Y | Y |
| Hausman Test (p-value) | 1.23 (0.26) | 69.30 (0.00) | 63.42 (0.00) | 19.96 (0.00) | 91.04 (0.00) | 88.41 (0.00) |
| R-square (adj R-sq) | 0.0548 (0.0543) | 0.6135 (0.5547) | 0.6126 (0.5539) | 0.3235 (0.2268) | 0.3397 (0.2393) | 0.3384 (0.2382) |

주 : Hausman test의 p값이 0.1 이상이면 확률효과모형(random effect)으로 추정하며, p값이 0.1보다 작으면 고정효과모형(fixed effect)으로 추정한 결과이다. ()은 t-값이고, *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함을 나타냄.

<표 4-7>는 배당률을 종속변수로 하여 다중회귀분석(OLS)을 실시한 결과와 고정효과모형으로 패널 분석한 결과를 나타내고 있다. 외국인 지분율은 다중회귀분석이나 고정효과모형으로 추정한 경우의 부호는 모두 통계적으로 유의한 정(+)의 값을 보여주고 있다. 다중회귀분석으로 추정한 경우의 계수값은 0.0165 이나, 고정효과모형으로 추정한 경우는 0.0137로 더 작은 값을 보여주고 있다. 배당성향의 비교분석과 마찬가지로 OLS 추정량은 패널분석에 비하여 과잉 추정되는(over-estimated) 경향이 있음을 보여주고 있다.

또한, 다중회귀분석을 한 경우에 베타계수는 부(-)의 값으로, 기초현금/총자산은

정(+)²의 값으로, 토빈-q는 정(+)²의 값으로 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있으나, 고정효과모형으로 추정된 경우에는 변수들의 부호는 동일하지만, 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있지 않음을 보여주고 있으며, t-통계량도 다중회귀분석에 비하여 고정효과모형이 더 작은 값을 보여주고 있다. 반면에, R-square의 경우에는 다중회귀분석으로 추정하였을 때는 R-square가 약 16% 정도 되나, 고정효과모형으로 추정된 경우에는 약 61%로 나타나고 있다. 따라서, 패널데이터에 관측되지 않은 개별효과가 다른 설명변수와 상관관계가 존재하는 경우, 즉 고정효과가 있을 때에는 다중회귀분석을 실시하여 분석하는 것 보다는 고정효과모형으로 패널분석하는 것이 바람직한 결과를 얻을 수 있을 것이다.

자사주순매입액을 포함한 배당률을 종속변수로 한 다중회귀분석에서는 외국인지분율이 통계적으로 유의한 정(+)²의 값을 보여주고 있으나, 고정효과모형에서는 정(+)²의 값을 보여주고 있으나, 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있지 않음을 보여주고 있다. 마찬가지로 자기자본수익률(ROE)도 다중회귀분석에서는 통계적으로 유의한 정(+)²의 값을 제시하고 있으나, 고정효과모형에서는 통계적으로 유의하지 않은 결과를 보여주고 있다. 계수값에 있어서 다중회귀분석을 실시한 경우의 외국인 지분율은 토빈-q의 경우에는 다중회귀분석에서는 통계적으로 유의한 정(+)²의 값을 제시하고 있으나, 고정효과모형에서는 통계적으로 유의한 부(-)²의 값을 제시하고 있다. 이처럼, 다중회귀분석과 고정효과모형의 패널분석의 결과가 상이한 결과를 보여주고 있는데, 패널데이터가 고정효과가 존재하는 경우에는 다중회귀분석을 실시하는 것보다는 패널분석을 실시하는 것이 바람직하다고 보여진다. 따라서, 외국인 투자자가 자사주순매입액을 포함한 배당에 영향을 미치고 있지 않다고 할 수 있을 것이다.

<표 4-7> 다중회귀분석과 패널분석의 비교 : 배당률

| | 기대부호 | 배당률 (현금배당/총자산) | | 확장된 배당률 (현금배당+자사주순매입액)/총자산 | |
|------------------------|------|----------------------|---------------------|-------------------------------|----------------------|
| | | OLS | 고정효과모형 | OLS | 고정효과모형 |
| C | | 0.2736** (2.69) | 0.6193*** (8.81) | 0.1061 (0.57) | 1.1534*** (7.2) |
| 외국인 지분율 | | 0.0165*** (10.31) | 0.0137*** (6.9) | 0.0201*** (6.92) | 0.0057 (1.27) |
| BETA | (-) | -0.379*** (-5.6) | -0.0334 (-0.51) | -0.4547*** (-3.71) | -0.2482* (-1.66) |
| 기초현금 /총자산 | (+) | 1.9363*** (5.28) | 0.367 (1.06) | 3.1363*** (4.72) | 1.8571** (2.36) |
| CF/TA | (+) | 1.8155*** (6.76) | 0.6689*** (2.95) | 3.0949*** (6.35) | 0.9007* (1.74) |
| DEBT | (-) | -0.00003 (-1.01) | 0.000006 (0.32) | -0.00002 (-0.37) | 0.00001 (0.23) |
| ROE | (+) | 0.0032*** (4.86) | 0.0012** (2.38) | 0.0034*** (2.88) | 0.0012 (1.05) |
| 토빈-Q | (-) | 0.0962* (1.77) | 0.0231 (0.47) | 0.1941** (1.97) | -0.2242** (-1.98) |
| R-square (adj R-sq) | | 0.1666 (0.1607) | 0.6126 (0.5539) | 0.0979 (0.0915) | 0.3384 (0.2382) |

주 : ()은 t-값이고, *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함을 나타냄.

4. 동태적 패널분석

원정연, 김성민(1999)은 설문조사를 통하여 과거의 배당성향이 배당결정에 영향을 미친다고 하였으며 박경서, 이은정, 이인무(2003)도 전기의 배당성향이 당해연도의 배당성향에 영향을 주고 있음을 실증적으로 분석하였다. 즉, 배당에 일정한 관성(inertia)이 존재할 수 있다는 전제하에 시차종속변수(lagged dependent variable)을 설명변수로 추가한 분석을 실시하고자 한다. 또한, 자산대비 배당액과 외국인 지분율이 자료의 관측기간 동안 동시에 증가하여 두 변수 사이에 정의 관계가 존재하는 것을 나타낼 수도 있고, 외국인 지분율이 외생적으로 주어진 변수가 아니라 내생적인 변수일 경우 발생하는 내생성의 문제가 존재할 수 있을 것이다. 이러한 문제를 통제하기 위하여 동태적 패널분석을 실시하였다. 동태적 패널분석모형 중에서 Arellano and Bond(1991)의 일반화적률추정법(Generalized Method of Moment; GMM)을 사용하여 분석하였다.

<표 4-8>은 배당성향과 자사주순매입액(자기주식취득금액-자기주식처분금액)을 포함한 확장된 배당성향을 종속변수로 하여 동태적 패널분석을 실시한 결과이다. 동

태적 패널분석은 도구변수의 타당성이 검증되어야 하는데, sargan test 결과 도구변수의 선택이 옳다는 귀무가설을 유의 수준 10%에서 채택하고 있으며, 잔차의 경우 유의 수준 10%에서 2차 시계열 자기상관성을 가지고 있지 않다는 귀무가설을 채택하고 있다. 따라서, 일반화적률추정법에 의한 도구변수의 선택이 타당함을 보여주고 있다.

<표 4-8>에서 모형 1과 모형 4는 시차종속변수와 외국인 지분율 설명변수만 포함한 모형이며, 다른 모형은 통제변수를 추가하였으며 기업규모와 외국인 지분율과 상관관계가 높아서 모형 3과 모형 6은 기업규모를 제외하고 추정한 결과이다. 모형 1에서는 직년 연도의 배당성향과 당해 연도의 배당성향과는 정(+)의 관계를 보이고 있으며, 외국인 지분율이 당해 연도의 배당성향에 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 보여주고 있지만, 모형 2에서는 외국인 지분율이 당해 연도의 배당성향에 통계적으로 유의한 정(+)의 값을 보여주고 있으며, 모형 3에서는 외국인 지분율이 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 제시하고 있다. 다중회귀분석과 확률효과모형의 패널분석과 다르게 동태적 패널분석의 경우에는, 모형의 일관성을 보여주지 못하지만 외국인 지분율이 높을수록 배당성향에는 부(-)의 영향을 미치고 있다고 할 수 있을 것이다. 통제변수들의 부호는 예상했던 부호와 상이하게 나타나는 결과를 제시하고 있다. 기초현금/총자산, 영업활동현금흐름/총자산, 자기자본수익률(ROE)¹⁸⁾은 배당성향과 정(+)의 관계를 기대하였으나, 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 제시하고 있으며, 부채비율, 토빈Q는 배당성향과 부(-)의 값을 예상하였으나, 통계적으로 유의한 정(+)의 값을 제시하고 있다. 전기배당성향이 통제변수를 포함하지 않은 경우에는 통계적으로 유의한 정(+)의 값을 보여주고 있으나, 통제변수를 포함한 경우에는 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 제시하고 있다.

현금배당과 자사주순매입액을 포함한 배당성향의 경우에는 모형 4에서는 외국인 지분율이 확장된 배당성향에 통계적으로 유의하지 않지만 부(-)의 값을 보여주고 있으며, 모형 5에서는 외국인 지분율이 통계적으로 유의한 정(+)의 값을 제시하고 있으며, 모형 6에서는 외국인 지분율이 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 보여주고 있다. 모형 5는 기업규모가 다른 변수들과 상관관계가 높기 때문에 다른 모형에 의하여 외국인투자자가 확장된 배당성향에 미치는 영향은 부(-)의 영향을 미치고 있다고 할 수

18) 빈기범, 조성훈(2005), 이병운(2005)의 연구에서도 자기자본수익률(ROE)와 배당성향간에는 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 보여주고 있다.

있을 것이며, 이는 외국인 지분율이 높을수록 자기주식취득보다는 자기주식을 처분하는 경향이 있다고 할 수 있을 것이다. 통제변수들도 배당성향의 경우와 마찬가지로 기초현금/총자산, 영업활동현금흐름/총자산, 자기자본수익률(ROE)은 정(+)의 관계를 기대하였으나, 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 제시하고 있으며, 부채비율, 토빈-q는 부(-)의 값을 예상하였으나, 통계적으로 유의한 정(+)의 값을 제시하고 있다. 전기 확장된 배당성향이 통제변수를 포함하지 않은 경우에는 통계적으로 유의한 정(+)의 값을 보여주고 있으나, 통제변수를 포함한 경우에는 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 제시하고 있다.

<표 4-9>은 배당률(현금배당/총자산)과 자사주순매입액(자기주식취득금액-자기주식처분금액)을 포함한 확장된 배당률을 종속변수로 하여 동태적 패널분석을 실시한 결과이다. 동태적 패널분석은 도구변수의 타당성이 검증되어야 하는데, 모형 1, 모형 2, 모형 3은 sargan test 결과, 도구변수의 선택이 옳다는 귀무가설을유의수준 10%에서 채택하고 있으며, 잔차의 경우도 마찬가지로 2차 시계열 자기상관성을 가지고 있지 않다는 귀무가설을 유의 수준 10%에서 채택하고 있다. 따라서 도구변수의 선택이 타당함을 보여주고 있다. 그러나, 확장된 배당률을 종속변수로 하여 분석한 모형 4, 모형 5, 모형 6은 sargan test는 만족하고 있으나 잔차의 경우에는 2차 시계열자기상관이 존재하여 적률조건(moment condition)을 만족하지 못하고 있다.¹⁹⁾

19) 시차종속변수를 제외한 변수들이 강외생성(strict exogeneity), 선결성(predeterminedness)을 가정하여 분석하여도 확장된 배당률((현금배당+ 자사주순매입액)/총자산)의 잔차가 2차 시계열 자기상관을 나타내고 있다.

<표 4-8> 배당결정요인 분석 : 배당성향을 종속변수로 한 동태적 패널 분석

| | 현금배당/당기순이익 | | | (현금배당+자사주순매입액) /당기순이익 | | |
|--------------------------|----------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|------------------------|-------------------------|
| | 모형1 | 모형2 | 모형3 | 모형4 | 모형5 | 모형6 |
| 종속변수의 직전연도 | 0.1110*** (7.64) | -0.1006*** (-15.9) | -0.1014*** (-12.08) | 0.0268* (1.96) | -0.0276*** (-7.58) | -0.0319*** (-8.92) |
| 외국인 지분율 | -0.3099** (-2.06) | 0.5253*** (6.83) | -0.129* (-1.68) | -0.0682 (-0.16) | 0.3615*** (3.58) | -0.2844** (-2.4) |
| BETA | | 7.6374*** (7.95) | 0.5706 (0.67) | | 10.843*** (4.39) | 5.8521*** (5.41) |
| 기초현금 /총자산 | | -256.356*** (-13.95) | -79.4318*** (-7.43) | | -440.63*** (-15.18) | -315.87*** (-12.59) |
| CF/TA | | -51.0947*** (-10.01) | -65.9435*** (-11.68) | | -56.055*** (-9.91) | -83.6476*** (-13.01) |
| DEBT | | 0.0033*** (5.84) | 0.0005** (2.09) | | 0.0087*** (15.33) | 0.0079*** (11.73) |
| LN(TA) | | -7.5439*** (-4.29) | | | 2.8194 (1.38) | |
| ROE | | 0.0137 (1.5) | -0.0396*** (-7.81) | | 0.0038 (0.69) | -0.0343*** (-6.44) |
| 토빈-Q | | 44.4697*** (10.81) | 16.9261*** (5.44) | | 41.6928*** (11.77) | 18.87*** (7.3) |
| wald test (p-value) | 73.01 (0.00) | 449.02 (0.00) | 585.62 (0.00) | 1.92 (0.14) | 382.26 (0.04) | 268.09 (0.00) |
| m1 (p-value) | -0.8636 (0.00) | -0.7320 (0.00) | -0.7339 (0.00) | -0.5887 (0.00) | -0.5708 (0.00) | -0.5723 (0.00) |
| m2 (p-value) | -0.0839 (0.59) | 0.0122 (0.93) | -0.0932 (0.58) | -0.0614 (0.36) | -0.0545 (0.42) | -0.0639 (0.35) |
| Sargan test (p-value) | 42.40 (0.36) | 178.35 (0.52) | 159.93 (0.46) | 42.52 (0.12) | 176.85 (0.55) | 174.33 (0.19) |

- 주 : a) 모든 모형은 연도더미를 포함한 Arellano-Bond 2 step GMM 방법으로 추정하였음.
 b) ()은 t-값이고, *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함을 나타냄.
 c) 모든 모형은 설명변수의 내생성(endogeneity) 가정한 도구변수(instrumental variable)를 사용함(즉, 설명변수의 t-2 이상의 시차를 도구변수로 사용하였음).
 d) Wald 검정의 귀무가설은 '모형 내 모든 계수가 0이다'로 귀무가설을 기각하여야 한다.
 e) m1, m2의 귀무가설은 각각 '잔차가 1차 자기상관, 2차 자기상관이 없다'로 m1은 귀무가설을 기각하여야 하며, m2는 귀무가설을 채택하여야 한다. 즉 잔차의 2차 시계열자기상관이 없어야 한다.
 f) sargan 검정은 과도식별제약에 대한 검정으로 귀무가설은 '도구변수의 선택이 옳다'이므로 귀무가설을 기각하지 않아야 한다.

<표 4-9>에서 모형 1은 시차종속변수와 외국인 지분율만 포함한 모형이며, 모형 2는 통제변수를 추가하였으며 모형 3은 기업규모와 외국인 지분율과 상관관계가 높아서 기업규모를 제외하고 추정한 결과이다. 모형 1, 모형 2, 모형 3에서 직년 연도의 배당률이 당해 연도의 배당률에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치고 있으며, 외국인지분율 역시 당해 연도의 배당률에 통계적으로 유의한 정(+)의 값을 보여주고 있다. 다중회귀분석과 정태적 모형의 분석결과와 일치하게 외국인지분율이 높을수록 자산 대비 배당액이 증가함을 보여주고 있다. 통제변수들의 부호는 예상했던 부호와 대부분 일치하는 결과를 제시하고 있다. 기초현금/총자산, 영업활동현금흐름/총자산(CF/TA)은 배당률과 통계적으로 유의한 정(+)의 관계를 보이고 있으며, 부채비율은 통계적으로 유의한 부(-)의 관계를 보이고 있다. 자산 대비 배당액의 증가는 외국인 지분율이 높을수록, 유동성과 현금흐름이 양호하고, 부채비율이 낮을수록 자산 대비 배당액이 증가한다고 할 수 있을 것이다. 반면에, 토빈 q의 경우에는 부(-)의 값을 기대하였으나, 통계적으로 유의하지 않지만 정(+)의 값을 나타내고 있으며, 자기자본수익률(ROE)은 배당률과 정(+)의 값을 예상하였으나, 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 제시하고 있다. 수익성이 높은 기업의 경우에 그 수익성을 유지하기 위하여 투자를 늘리고 위하여 자산 대비 배당을 줄일 수 있으며, 수익성의 향상에 비하여 상대적으로 자산 대비 배당액은 많이 증가하지 않아서 자기자본수익률이 배당률에 부(-)의 영향을 미치고 있다고 할 수 있을 것이다.

<표 4-9> 배당결정요인 분석 : 배당률을 종속변수 한 동태적 패널분석

| | 현금배당/총자산 | | | (현금배당+자사주순매입액) /총자산 | | |
|--------------------------|---------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 모형1 | 모형2 | 모형3 | 모형4 | 모형5 | 모형6 |
| 종속변수의 직전연도 | 0.7771*** (9.40) | 0.7044*** (50.73) | 0.73*** (38.71) | 0.1179*** (4.69) | 0.0473*** (14.53) | 0.0456*** (10.46) |
| 외국인 지분율 | 0.0375*** (3.83) | 0.0249*** (21.3) | 0.0235*** (15.56) | 0.0509*** (4.31) | 0.0208*** (12.63) | 0.0169*** (7.44) |
| BETA | | 0.012 (1.52) | -0.015*** (-1.43) | | 0.2252*** (5.88) | 0.1798*** (4.61) |
| 기초현금 /총자산 | | 0.3697*** (2.83) | 0.9055*** (4.84) | | 0.0212 (0.09) | -0.1175 (-0.43) |
| CF/TA | | 0.3671*** (9.64) | 0.2133*** (4.66) | | 1.2038*** (12.47) | 1.4152*** (9.6) |
| DEBT | | -0.00002*** (-5.18) | -0.00004*** (-5.07) | | 0.000005 (0.95) | 0.000015 (1.38) |
| LN(TA) | | -0.1312*** (-8.08) | | | -0.2416*** (-6.69) | |
| ROE | | -0.0003*** (-4.36) | -0.0004*** (-4.91) | | 0.0003*** (2.81) | 0.0003** (2.49) |
| 토빈-Q | | 0.0698*** (3.37) | 0.0156 (0.66) | | -0.5032*** (-9.02) | -0.3719*** (-5.32) |
| wald test (p-value) | 88.56813 (0.00) | 4428.44 (0.00) | 2931.47 (0.00) | 30.47 (0.00) | 607.70 (0.00) | 319.50 (0.00) |
| m1 (p-value) | -0.5703 (0.00) | -0.5866 (0.00) | -0.5914 (0.00) | -0.5079 (0.00) | -0.4806 (0.00) | -0.4814 (0.00) |
| m2 (p-value) | 0.0340 (0.47) | 0.0519 (0.30) | 0.0522 (0.30) | 0.1108 (0.0002) | 0.0911 (0.0026) | 0.0923 (0.0023) |
| Sargan test (p-value) | 40.63 (0.16) | 192.79 (0.24) | 169.19 (0.27) | 46.21 (0.06) | 175.69 (0.57) | 154.66 (0.58) |

- 주 : a) 모든 모형은 연도더미를 포함한 Arellano-Bond 2 step GMM 방법으로 추정하였음.
 b) ()은 t-값이고, *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함을 나타냄.
 c) 모든 모형은 설명변수의 내생성(endogeneity) 가정한 도구변수(instrumental variable)를 사용함(즉, 설명변수의 t-2 이상의 시차를 도구변수로 사용하였음).
 d) Wald 검정의 귀무가설은 '모형 내 모든 계수가 0이다'로 귀무가설을 기각하여야 한다.
 e) m1, m2의 귀무가설은 각각 '잔차가 1차 자기상관, 2차 자기상관이 없다'로 m1은 귀무가설을 기각하여야 하며, m2는 귀무가설을 채택하여야 한다. 즉 잔차의 2차 시계열자기상관이 없어야 한다.
 f) sargan 검정은 과도식별제약에 대한 검정으로 귀무가설은 '도구변수의 선택이 옳다'이므로 귀무가설을 기각하지 않아야 한다.

5. 패널 VAR 분석

다중회귀분석과 확률효과모형의 정태적 패널모형으로 배당성향을 종속변수로 하여 분석한 경우에는 외국인지분율이 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있지 않았지만, Arellano-Bond(1991)의 GMM을 이용한 동태적 패널모형으로 분석한 경우에는 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 제시하고 있다. 자사주순매입액을 포함한 확장된 배

당성향에서도 다중회귀분석과 정태적 패널분석에서는 외국인지분율이 통계적으로 유의하지 않지만 부(-)의 값을 보여주고 있으며, 동태적 패널분석에 의하면 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 보여주고 있다.

배당률(현금배당/총자산)을 종속변수로 하여 다중회귀분석, 고정효과모형의 정태적 패널모형과 동태적 패널모형으로 분석한 결과 모두 외국인지분율이 배당률에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 주고 있다. 반면에, 자사주순매입액을 포함한 배당률의 경우에는 다중회귀분석에서는 외국인 지분율이 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 주고 있으나, 고정효과모형의 정태적 패널모형에서는 부호는 정(+)의 값을 보여주나, 통계적으로 유의한 결과를 제시하지 못하고 있다. 확장된 배당률의 경우에는 동태적 패널모형으로 추정하는 것이 타당하지 않은 결과를 제시하고 있는 바, 외국인 지분율이 확장된 배당률에는 통계적으로 유의한 영향을 주고 있지 않다고 할 수 있다. 또한, 배당에 관한 종속변수의 시차변수가 통계적으로 유의한 결과를 제시하고 있어, 정태적 패널분석 보다는 동태적 패널모형으로 분석하는 것이 타당하다고 할 수 있을 것이다.

동태적 패널모형이 관측되지 않은 개별효과와 변수간의 내생성을 고려하여 분석하지만, 직접적으로 종속변수와 설명변수간의 인과관계를 검증한 것은 아니다. 따라서, 외국인 투자자가 배당에 영향을 주는지, 배당을 주는 기업에 외국인 투자자가 투자를 하는지의 인과관계에 대한 검증을 하기 위하여 Holtz-Eakin, et al.(1988)의 패널 벡터자기회귀모형(panel vector autoregression model)을 이용하였다.²⁰⁾

<표 4-10>에서는 배당성향 및 배당률을 사용하지 않고 주당배당금을 사용하여 분석하였다. f_i , g_i 는 관찰되지 않은 고정효과를 나타내고 있으며, ψ_i , θ_i 은 관찰되지 않은 시간 계수(latent time coefficients)이다. Panel A에서는 주당배당금을 종속변수로 한 것이며, Panel B에서는 주당배당금에 주당 자사주순매입액을 포함하여 분석한 결과이다.

Panel A에서 모형 1은 2002년부터 2005년까지의 주당배당금에 전기의 외국인 지분율이 영향을 주는 지를 살펴본 것이며, 모형 2는 2002년부터 2005년까지의 외국인 지분율에 전기의 주당배당금이 영향을 주는 지를 살펴본 것이다. 모형 1에서는

20) Grinstein, Michaely(2005)은 기관투자자와 배당의 인과관계를 분석하기 위하여 Holtz-Eakin, et al.(1988)의 방법을 사용하였으며, panel VAR 분석을 위하여는 최소 5개년의 자료가 필요로 하는데 5개년 후부터 연도별로 순차적으로 추정하여 인과관계를 검정하였으며, 종속변수로는 주당배당금을 사용하였다.

2004년의 주당배당금에는 전기의 외국인 지분율이 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 주고 있지만, 나머지 연도에서는 통계적으로 유의한 값을 보여주지 못하고 있다. 2003년의 주당배당금에는 전기의 외국인 지분율이 부(-)의 영향을 주고 있으나, 통계적으로는 유의한 값을 제시하지 않고 있다. 2002년과 2005년의 주당배당금에 전기의 외국인 지분율이 정(+)의 영향을 주고 있으나, 통계적으로 유의한 영향을 주고 있지 않다. 따라서, 분석기간 동안 외국인 투자자가 지속적으로 기업에 영향력을 행사하여 높은 배당을 추구하고 있다고 보기 어려울 것이다.

모형 2에서는 2002년부터 2005년까지의 외국인 지분율에 전기의 주당배당금이 영향을 주는지를 분석한 것이다. 2002년부터 2004년까지의 외국인 지분율에 전기의 주당배당금이 정(+)의 영향을 주고 있으나, 통계적으로 유의한 결과를 제시하지 못하고 있으며, 2005년의 외국인 지분율에 전기의 주당배당금이 부(-)의 영향을 주고 있으나, 통계적으로 유의한 결과를 나타내지 못하고 있다. Panel A의 결과는, 외국인 투자자의 지분율의 증가가 기업의 배당을 증가시키고 있지 않으며, 기업의 배당이 증가할수록 외국인 투자자의 지분율이 증가하지 않는다는 결과를 제시하고 있다.

Panel B에서 모형 3은 2002년부터 2005년까지의 주당배당금과 주당 자사주순매입액의 합계에 전기의 외국인 지분율이 영향을 주는지를 살펴본 것이며, 모형 4는 2002년부터 2005년까지의 외국인 지분율에 전기의 주당배당금과 주당 자사주순매입액의 합계에 영향을 주는지를 살펴본 것이다.

모형 3에서는 2003년도의 주당배당금과 주당 자사주순매입액의 합계에 전기의 외국인 지분율이 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 주고 있지만, 2002년과 2005년에는 전기의 외국인 지분율이 정(+)의 영향을 주고 있으나, 통계적으로 유의한 결과를 제시하지 않고 있다. 2003년과 2004년에는 전기의 외국인 지분율이 부(-)의 영향을 주고 있으나, 통계적으로 유의하지는 않았다. 따라서, 외국인 투자자가 자사주순매입을 포함한 주당배당금에 영향을 미치고 있지 않다고 할 수 있을 것이다.

모형 4에서는 2002년부터 2005년까지의 외국인 지분율에 전기의 주당배당금과 주당 자사주순매입액의 합계가 영향을 주는지를 분석한 것이다. 2002년부터 2004년까지의 외국인 지분율에 전기의 확장된 주당배당금이 정(+)의 영향을 주고 있으나, 통계적으로 유의한 결과를 제시하지 못하고 있으며, 2005년의 외국인 지분율에 전기의 확장된 주당배당금이 부(-)의 영향을 주고 있으나, 통계적으로 유의한 결과를 나타내지 못하고 있다. Panel B의 결과는, 외국인 투자자의 지분율의 증가가 기업의 확장된

배당을 증가시키고 있지 않으며, 기업의 확장된 배당이 증가할수록 외국인 투자자의 지분율이 증가하지 않는다는 결과를 제시하고 있다.

<표 4-10> VAR 분석

$$Div_{i,t} = a_{0t} + a_{1,t}foreign_{i,t-1} + b_{1,t-1}Div_{i,t-1} + \psi_i f_i + u_{it}$$

$$foreign_{i,t} = c_{0t} + c_{1,t}foreign_{i,t-1} + d_{1,t}Div_{i,t-1} + \Theta_i g_i + v_{it}$$

| Panel A: 주당배당금 | | | | | | |
|---------------------------|------------------------------------|-------|--------|-------------------------------------|-------|--------|
| | 모형 1 | | | 모형 2 | | |
| | 외국인지분율이 주당배당금에 영향 ($a_{1,t}$) | | | 주당배당금이 외국인 지분율에 영향 ($d_{1,t}$) | | |
| 연도 | 계수 | t-값 | p-값 | 계수 | t-값 | p-값 |
| 2002 | 35.0270 | 1.23 | 0.218 | 0.0024 | 0.20 | 0.839 |
| 2003 | -63.2113 | -1.33 | 0.182 | 0.0035 | 0.26 | 0.793 |
| 2004 | 35.9094** | 2.23 | 0.026 | 0.0076 | 1.26 | 0.208 |
| 2005 | 63.7080 | 0.89 | 0.371 | -0.0013 | -0.83 | 0.403 |
| Panel B: 주당배당금+주당 자사주순매입액 | | | | | | |
| | 모형 3 | | | 모형 4 | | |
| | 외국인지분율이 확장배당금에 영향 $a_{1,t}$ | | | 확장배당금이 외국인 지분율에 영향 $d_{1,t}$ | | |
| 2002 | 115.2986 | 1.28 | 0.199 | 0.0041 | 0.52 | 0.5991 |
| 2003 | -103.5236*** | -3.10 | 0.0022 | 0.0027 | 0.97 | 0.3284 |
| 2004 | -69.3330 | -0.57 | 0.5636 | 0.0010 | 0.37 | 0.7116 |
| 2005 | 83.4859 | 0.74 | 0.4556 | -0.0004 | -1.08 | 0.2777 |

주) 인과관계의 검정에 있어 설명변수의 전기 값을 사용한다. *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함을 나타냄.

6. 추가분석

분석표본 251개 기업 중에서 1998년부터 2005년까지 배당을 연속적으로 지급한 125개 기업을 대상으로 추가적인 분석을 실시하여 외국인 투자자가 배당수준에 영향을 미치는지 살펴보았다. <표 4-11>은 <표 4-1>의 배당기업에 대한 기초통계량과 분석기간 동안 배당을 지속적으로 실시한 125개 기업에 대한 기초통계량이다. <표 4-11>에서는 배당기업의 평균 배당성향(현금배당/당기순이익)은 36.42%, 외국인지분율의 평균은 11.95%을 보여주고 있으며, 계속배당기업의 평균배당성향(현금배당/

당기순이익)은 37.28%, 외국인지분율의 평균은 14.18%을 보여주고 있다. 계속배당 기업의 외국인지분율은 배당기업의 외국인지분율보다 통계적으로 유의하게 높지만, 배당성향은 통계적으로 유의한 차이를 보이고 있지 않고 있으나, 배당률(현금배당/총자산)은 계속배당기업이 배당기업에 비하여 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타나고 있다. 또한, 계속배당기업은 배당기업에 비하여 통계적으로 유의하게 베타계수와 부채비율이 낮게 나타나고 있어 경영위험이 낮을수록, 부채비율이 낮을수록 지속적으로 배당을 실시하고 있음을 보여주고 있다.

<표 4-11> 유배당기업과 계속배당기업의 기초통계량

| 변수 | 배당기업(N=1461) | | | | 계속배당기업(N=1000) | | | | 차이검정 |
|------------|--------------|--------|---------|-------|----------------|--------|---------|---------|----------|
| | 평균 | 표준편차 | 최대값 | 최소값 | 평균 | 표준편차 | 최대값 | 최소값 | |
| 배당성향(%) | 36.42 | 176.66 | 6109.04 | 0.48 | 37.28 | 201.67 | 6109.04 | 0.76 | -0.11 |
| 배당률(%) | 1.13 | 1.16 | 28.07 | 0.02 | 1.22 | 1.32 | 28.07 | 0.02 | -1.73* |
| 외국인지분율(%) | 11.95 | 16.82 | 99.30 | 0.00 | 14.18 | 18.23 | 99.3 | 0 | -3.08*** |
| 베타 | 0.65 | 0.29 | 1.64 | -0.45 | 0.63 | 0.28 | 1.57 | -0.45 | 1.94* |
| 기초현금/총자산 | 0.05 | 0.06 | 0.43 | 0.00 | 0.06 | 0.07 | 0.42 | 0.00004 | -1.53 |
| CF/TA | 0.08 | 0.08 | 0.61 | -0.20 | 0.09 | 0.08 | 0.35 | -0.15 | -1.56 |
| 부채비율(%) | 101.20 | 68.13 | 523.89 | 6.53 | 86.68 | 58.67 | 523.89 | 6.53 | 5.64*** |
| LN(총자산) | 26.45 | 1.44 | 31.80 | 23.70 | 26.54 | 1.47 | 31.8 | 24.02 | -1.50 |
| 자기자본수익률(%) | 10.76 | 7.83 | 73.19 | 0.02 | 10.82 | 7.47 | 73.19 | 0.02 | -0.17 |
| 토빈-q | 0.87 | 0.42 | 5.86 | 0.29 | 0.87 | 0.41 | 5.86 | 0.29 | 0.42 |

주) *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함을 나타냄.

<표 4-12>에 배당성향(현금배당/당기순이익)과 배당률(현금배당/총자산)을 종속 변수로 하여 다중회귀분석, 고정효과모형의 정태적 패널분석, Arellano-Bond(1991)의 GMM 분석을 실시한 결과를 제시하고 하고 있다. <표 4-12>에서 다중회귀분석, 고정효과모형의 패널분석, 동태적 패널분석 모두 외국인 지분율이 배당성향에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치고 있지 않은 것으로 나타나고 있어, 외국인 투자자가 과도한 배당성향을 요구하고 있지 않음을 보여주고 있다. 모형 1, 모형 2, 모형 3에서 공통적으로 자기자본수익률(ROE)은 배당성향에 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 주고 있다. 이는, 수익성이 높은 기업의 경우에 그 수익성을 유지하기 위하여 투자를 늘리고 배당을 줄여서 발생할 수도 있으며, 배당성향을 유지하는 이상의 수익성을 보이고 있거나, 반대로 수익성이 낮음에도 불구하고 배당성향을 유지하기 위하여 배당을 지급하였기 때문일 것이다. <표 4-8>에서는 통제변수를 포함하는 경우에 전

기의 배당성향이 당해 연도 배당성향에 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 주고 있었으나, 모형 3에서 보면 전기배당성향이 당해 연도 배당성향에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 주고 있다. 즉, 정태적 패널모형보다는 동태적 패널모형에 의한 분석이 보다 적합하다는 것을 의미할 수 있다. 영업활동현금흐름/총자산(CF/TA)은 배당성향에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 주고 있는 것으로 나타나고 있다. 따라서, 현금흐름이 양호하고, 수익성이 낮을수록 배당성향이 증가한다고 할 수 있을 것이다.

배당률(현금배당/총자산)을 종속변수로 하여, 다중회귀분석, 정태적 패널분석, 동태적 패널분석을 실시한 결과가 각각 모형4, 모형5, 모형 6이다. 모든 모형에서 외국인지분율이 배당률에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치고 있어, 자산 대비 배당금의 증가에는 영향을 미치고 있는 것으로 나타나고 있다. 통제변수들은 모형에 따라서 일관된 결과를 보여주지 못하고 있다. <표 4-9>에서는 부채비율이 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 보여주고 있으나, <표 4-12>의 모형 6의 경우에 부채비율(debt)은 통계적으로 유의한 정(+)의 보여주고 있다. 이는, 계속배당기업의 평균 부채비율이 86.67% 을 보이고 있어서, 추가적인 자본조달을 하는데 있어 어려움이 없기 때문일 수 있을 것이다.

<표 4-12> 1998년부터 2005년까지 계속배당기업의 분석

| | | 배당성향 (현금배당/당기순이익) | | | 배당률 (현금배당/총자산) | | |
|---------------------------|-------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | | 모형 1 | 모형 2 | 모형 3 | 모형 4 | 모형 5 | 모형 6 |
| | 기대 부호 | OLS | 고정효과 | GMM | OLS | 고정효과 | GMM |
| 시차종속변수 | (+) | | | 0.1122*** (3.0) | | | 0.9078*** (31.14) |
| 외국인 지분율 | | 0.0013 (0.3) | 0.002 (0.27) | 0.0029 (0.6) | 0.0001** (2.54) | 0.0002*** (4.59) | 0.0003*** (10.15) |
| BETA | (-) | -0.013 (-0.05) | -0.0916 (-0.27) | 0.0956 (0.93) | -0.0037** (-2.45) | 0.0002 (0.16) | -0.0022*** (-2.99) |
| 기초현금 /총자산 | (+) | -0.0108 (-0.01) | -0.4699 (-0.32) | 1.1771 (1.35) | 0.0143** (2.29) | 0.0029 (0.44) | 0.0141*** (2.81) |
| CF/TA | (+) | -0.2513 (-0.26) | 0.7823 (0.7) | 3.1648*** (3.66) | 0.0035 (0.6) | 0.0032 (0.63) | 0.0193*** (3.93) |
| DEBT | (-) | 0.0008 (0.68) | 0.0003 (0.13) | 0.0021 (1.05) | -0.00004*** (-5.77) | -0.00002*** (-2.49) | 0.0001*** (5.81) |
| ROE | (+) | -0.0322*** (-3.29) | -0.0579*** (-4.89) | -0.0329*** (-5.39) | 0.0003*** (5.05) | 0.0001** (2.17) | -0.00009*** (-2.07) |
| 토빈-Q | (-) | 0.0167 (0.09) | 0.1109 (0.4) | 0.1075 (0.88) | 0.0039*** (3.38) | -0.0004 (-0.3) | 0.0006 (0.61) |
| R-square (adj R-sq) | | 0.0248 (0.0109) | 0.1585 (0.0236) | | 0.1707 (0.1589) | 0.6006 (-0.0053) | |
| Hausman test (p-value) | | | 16.59 (0.02) | | | 0.5366 (0.0012) | |
| m2 (p-value) | | | | -0.1934 (0.4262) | | | 0.0114 (0.891) |
| sargan test (p-value) | | | | 23.62 (0.99) | | | 82.48 (0.40) |

주 : a) 모든 모형은 상수항과 연도더미를 포함하여 분석하였음.

b) ()은 t-값이고, *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의함을 나타냄.

c) Hausman test의 p값이 0.1 이하여서 고정효과모형(fixed effect)으로 추정하였음.

d) GMM은 설명변수의 내생성(endogeneity) 가정하여 t-2, t-3시차를 도구변수(instrumental variable)를 사용함.

e) m2의 귀무가설은 '잔차가 2차 자기상관이 없다'로 m2는 귀무가설을 채택하여야 한다.

f) sargan 검정은 과도식별제약에 대한 검정으로 귀무가설은 '도구변수의 선택이 옳다'이므로 귀무가설을 기각하지 않아야 한다.

V. 결론

박현수(2004), 설원식, 김수정(2006), 박경서, 이은정(2006), 등은 외국인 투자자가 기업의 배당에 통계적으로 유의한 정(+)의 관계를 미치고 있다고 하였으며, 박경서, 이은정(2006)은 수익성이 좋은 기업의 경우 외국인지분율의 증가는 오히려 배당을 줄이는 효과가 있음을 제시하고 있다. 박창균(2005), 이만우, 노준화(2006) 등

은 외국인지분율이 배당성향과는 통계적 유의하지 않지만, 배당률과는 통계적으로 유의한 정(+)의 관계를 보이고 있으며, 이는 배당성향의 유의적 증가가 없이 배당률이 증가하는 것은 외국인 투자자들이 기업의 성과를 향상시켰거나, 기업의 성과가 좋아서 배당률이 높아질 것으로 기대되는 기업에 투자하고 있기 때문이라고 하였다.

따라서, 본 연구의 목적은 외국인 투자자가 기업의 배당에 영향을 미치고 있는지 추가적인 분석을 실시하고자 한다. 본 연구가 선행연구와 차이점은 배당수준에 대하여 다양한 종속변수를 사용하였으며, 분석방법에 있어서도 다양한 패널분석을 실시하였으며, 기존의 패널분석보다 분석기간을 연장하여 분석하고 있다는 것이다. 또한, 추가적으로 Panel VAR 분석을 통하여 외국인 지분율과 배당과의 인과관계 분석을 하고 있다는 것이다. 분석 결과 다음과 같은 결론을 얻었다.

첫째, 배당성향은 다중회귀분석과 확률효과모형을 가정한 정태적 패널 모형에서는 외국인 지분율이 통계적으로 유의한 영향을 주지 않았지만, 패널 일반화적률법(panel GMM)을 이용한 동태적 분석에서는 외국인 지분율이 배당성향은 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 제시하고 있다. 현금배당에 자사주순매입액까지 포함한 확장된 배당성향도 유사한 결과를 제시하고 있다. 따라서, 배당성향의 관점에서 보면 외국인 투자자가 기업의 배당과 자기주식취득 의사결정에 영향을 주어 과도한 배당성향을 요구하고 있다고 볼 수 없다는 것이다.

둘째, 배당률(현금배당/총자산)은 다중회귀분석과 고정효과모형을 가정한 정태적 패널모형과 패널 일반화적률법을 이용한 동태적 분석에서 동일하게 외국인 지분율이 배당률에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 주고 있다는 것이다. 현금배당에 자사주순매입액까지 포함한 확장된 배당률의 분석결과, 정태적 모형에서는 외국인 지분율이 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있지 않으며, 다중회귀분석과 동태적 모형은 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 주고 있다. 그러나, 다중회귀분석과 동태적 패널분석의 경우에 분석의 기본가정을 충족하지 않았다. 따라서, 자산대비 배당(배당률)의 관점에서 보면 외국인 투자자가 기업의 배당에는 정(+)의 영향력을 주고 있으나, 배당을 포함한 자기주식취득 의사결정에는 영향을 주고 있지 않음을 알 수 있었다.

셋째, 주당배당금과 자사주순매입액을 포함한 확장된 주당배당금을 종속변수로 사용하여 panel VAR 분석을 실시한 결과, 전기의 외국인 지분율이 주당배당금과 확장된 주당배당금에 일관된 통계적 유의성을 보여주지 않았으며, 전기의 주당배당금과 확장된 주당배당금이 외국인 지분율에 통계적으로 유의한 영향을 주지 않아, 외국인

지분율과 배당과는 그랜저 인과관계가 없다는 결과를 얻었다. 따라서, 외국인 투자자가 기업의 배당과 자기주식취득에 영향력을 행사하여 과도한 배당과 자기주식을 유도한다고 보기 어려울 것이다.

참 고 문 헌

- 대한상공회의소, 「국내기업의 경영권 불안 및 대응실태 조사」, 2004. 04.
- 박경서, 이은정, “외국인투자자가 한국기업의 경영 및 지배구조에 미치는 영향”, 금융연구 제 20권 2호(2006), pp. 73-113.
- 박경서, 이은정, 이인무, "국내기업의 배당행태와 투자자의 반응에 관한 연구," 재무연구, 제 16권 2호(2003), pp. 195-226.
- 박창균, 「외국인투자자 비중 확대와 배당 및 투자」, 한국개발연구원, 2005.
- 박현수, 「외국인 주식투자가 국내기업의 성장에 미치는 영향」, 삼성경제연구소 Issue Paper, 2004.12.
- 배재수, 황문우, 「외국인의 주식보유 증가가 상장기업의 배당 및 투자에 미친 영향」, 한국은행, 2006.
- 빈기범, 조성훈, 「외국인 주주가 배당 및 투자 의사결정에 미치는 영향 분석」, Issue Paper 05-02, 한국증권연구원, 2005.
- 설원식, 김수정, “외국인투자자가 기업의 배당에 미치는 영향”, 증권학회지, 제 35권 1호(2006), pp. 1-40.
- 설원식, 김수정, 장호윤, “자사주 매입이 기업의 배당 및 장기성장에 미치는 영향”, 산업경제연구, 제17권 제4호(2004), pp. 1291-1315.
- 양두용, 「국내 기업 주주로서의 외국 자본 : 주요 쟁점 검토」, 대외경제정책연구원, 2005. 05.
- 양채열, “경영자지분과 배당정책”, 재무연구 14권(1997), pp. 125-144.
- 오운선, 최운열, 「한국 상장기업의 배당정책에 관한 연구」, 한국상장회사협의회, 1992.
- 우춘식, 「배당정책의 결정요인과 그 효과에 대한 경영자의 견해」, 신평저널 겨울호, 한국신용평가(주), 1988.
- 원정연, 김성민, “기업의 배당정책에 관한 경영자 인식에 관한 연구”, 증권, 금융연구(1999), pp. 131-158.

- 육근효, “주주-경영자간의 대리문제에 관한 실증연구 - 배당정책을 중심으로”, 증권학회지, 제 11집(1989), pp. 143-166.
- 이만우, 노준화, “외국인 투자자가 기업에 미친 영향 - 배당, 투자, 기부금 및 자기주식 취득을 중심으로 -”, 세무와회계저널, 제 7권 1호(2006), pp. 7-25.
- 이병윤, 「외국자본 진출 확대의 영향과 대응방안- 배당 및 투자에 대한 영향과 적대적 M&A 위협을 중심으로-」, 한국금융연구원, 2005. 12.
- 이정도, 공정택, "기업의 재무적 요인과 현금 배당을 수준의 관련성에 관한 연구", 증권학회지, 제 16권(1994), pp. 437-464.
- 주상용, “내부자 소유구조가 배당성향에 미치는 영향에 관한 실증적 연구”, 재무관리연구(1993), pp. 125-140.
- 최종범, 서정원, “세계 각국의 배당정책 결정요인 검증”, 증권학회지, 34권 4호(2005), pp. 69-110.
- 한국은행, 「외국인 투자기업에 대한 경영성과 분석」, 2003. 10. 13.

- Allen, Franklin, and Roni Michaely, 2002, "Payout Policy", *SSRN Working Paper*
- Anderson, T.W. and C. Hsiao, 1982, Formulation and estimation of dynamic models using panel data, *Journal of Econometrics* 18, pp. 83-114.
- Arellano, M. and S. Bond, 1991, Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies* 58, pp. 277-297.
- Baker, K., G. Farrelly, and R. Edelman, 1985, A Survey of Management Views on Dividend Policy, *Financial Management* 14, pp. 78-84.
- Baltagi, Badi H., 2005, *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons.
- Bhattacharya, Sudipto, 1979, “Imperfect Information, Dividend Policy, and 'The Bird In The Hand' Fallacy”, *Bell Journal of Economics*, 10(1), pp. 259-270.
- Binay, Murat, 2001, Do Dividend Clienteles Exist? Institutional Investor Reaction to Dividend Events, *Working Paper*, University of Texas, Austin.
- Brav, Alon, John R. Graham, and Campbell R. Harvey, 2005, Payout Policy in the 21st Century" *Journal of Financial Economics*, 77, pp. 483-527.

- Brennan, Michael J., 1970, Taxes, Market Valuation and Financial Policy, *National Tax Journal*, 23, pp. 417-429.
- Choe, H., Kho, B.C., and Stulz, R.M., 1999, Do Foreign Investors Destabilize Stock Market? : The Korean Experience in 1997, *Journal of Financial Economics*, 54, pp. 227-264.
- Crutchley, H. and R, Hansen, 1989, A Test of the Agency Theory of Managerial Ownership, Corporate Leverage and Corporate Dividend, *Financial Management*, pp. 36-46.
- Easterbrook, Frank H., 1984, Two Agency-Cost Explanations of Dividends, *American Economic Review*, 74(4), pp. 650-659.
- Eckbo, B. E., Verma, S., 1984, Managerial Share ownership, Voting Power, and Cash Dividend Policy, *Journal of Corporate Finance*, 1, pp. 33-62.
- Farrar, D., and L. Selwyn, 1967, Taxes, Corporate Financial Policy and Return to Investor, *National Tax Journal*
- Fenn, George and Nellie Liang, 2001, Corporate Payout Policy and Managerial Stock incentives, *Journal of Financial Economics*, 60, pp. 45-72.
- Gordon, Myron, 1959, Dividends, Earnings and Stock Prices, *Review of Economics and Statistics*, 41, pp. 99-105.
- Grinstein, Yaniv and R. Michaely, 2005, Institutional Holdings and Payout Policy, *The Journal of Finance* 60, pp. 1389-1426.
- Grossman, Sanford J. and Oliver D. Hart, 1980, Takeover Bids, the Free-rider Problem, and the Theory of the Corporation, *Bell Journal of Economics*, 11, pp. 42-54.
- Hausman, J. A., 1978, Specification Tests in Econometrics, *Econometrica* 46, pp. 1251-1271.
- Holtz-Eakin, D., W. Newey, and H.S. Rosen, 1988, Estimating Vector Autoregressions with Panel Data, *Econometrica*, 56(6), pp. 1371-1395.
- Jensen, M. C., Solberg, D. P. and T. S. Zorn, 1992, Simultaneous Determination of Insider Ownership, Debt and Dividend Policies, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pp. 517-529.
- Jensen, Michael C. and William H. Meckling, 1976, Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure, *Journal of Financial Economics*, 3(4), pp. 305-360.

- Jensen, Michael C., 1986, "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers, *American Economic Review*, 76(2), pp. 323-329.
- John, Kose, and Joseph Williams, 1985, Dividend, Dilution, and Taxes : A Signaling Equilibrium, *Journal of Finance*, 40, pp. 1053-1070.
- Kumar, Jayesh, 2003, Ownership Structure and Dividend Payout Policy in India, *SSRN Working Paper*
- Lintner, John, 1956, Distribution of Incomes of Corporations Among Dividends, Retained Earnings, and Taxes, *American Economic Review*, 46(2), pp. 97-113.
- Lloyd, W.P., John S. Jahera, and D.E. Page, 1985, Agency Costs and Dividend Pay out Ratios, *Quarterly Journal of Business and Economics*, 24(3), pp. 19-29.
- Miller, Merton and Franco Modigliani, 1961, Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares, *Journal of Business*, 34, pp. 411-433.
- Miller, Merton and Kevin Rock, 1985, Dividend Policy Under Asymmetric Information, *Journal of Finance*, 40(4), pp. 1031-1051.
- Miller, Merton and Myron Scholes, 1978, Dividends and Taxes, *Journal of Financial Economics*, 6, pp. 333-264.
- Rozeff, M.S., 1982, Growth, Beta, and Agency Costs as Determinants of Dividend Payout ratios, *Journal of Financial Research* 5, pp. 249-259.