한국증권학회지 제47권 5호 (2018) 779-821 https://doi.org/10.26845/KJFS.2018.10.47.5.779

# 국민연금의 배당압력과 기업의 투자효율성*

노 정 희 (울산대학교 박사 후 연구원)**

〈 요 약 〉

본 연구에서는 최근 이슈화되고 있는 국민연금의 배당압력이 기업에 미치는 영향에 대해 투자효율성을 중심으로 검증한다. 본 연구는 2011년부터 2016년까지 국내 상장사를 대상으로 하였으며, 성향점수매칭법(Propensity Score Matching)을 이용하여 검증표본을 구성하였다. 국민연금의 배당압력은 국민연금의 대량지분보유 여부와 다양한 현금배당 수준과의 교차항 및 국민연금이 저배당을 사유로 주주총회에서 반대의결권을 행사한 여부로 측정하였으며, 투자효율성은 McNichols and Stubben (2008)에서 제시한 방법을 이용하여 측정하였다. 분석결과, 국민연금의 배당압력은 투자효율성을 저해하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 특히 과잉투자 가능성이 높은 기업들에게 국민연금의 배당압력은 투자억제를 통한 투자효율성 개선의 효과가 없었으며, 오히려 국민연금의 배당압력에도 불구하고 기업들은 투자를 늘려 비적정투자 수준은 높은 것이 확인되었다. 다만 잉여현금흐름이 높을수록 국민연금의 배당압력은 투자효율성 개선에 효과가 있었으며, 재무보고의 질이 낮을수록 성장성이 높을수록, 자본시장법 시행령의 개정 및 사내유보금에 대한 과세제도가 적용된 2014년 이후에 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 부정적인 효과는 더욱 강화됨을 보였다. 본 연구는 국민연금의 배당압력에 대한 직접적인 효과를 검증함으로써 향후 국민연금의 배당과 관련된 의결권 행사 및 국민연금으로부터 투자를 받고 있는 기업들의 배당정책에 대한 가이드라인을 제시하는 데 도움을 줄 것으로 기대된다.

핵심 단어 : 국민연금투자, 배당정책, 투자효율성, 투자의사결정, 국민연금 의결권행사

JEL 분류기호: M41, H75

* 본 연구는 2017년 한국증권학회 미래에셋자산운용 신진학자 연구지원사업의 연구지원을 받아 수행되었습니다.

** 연락담당 저자. 주소: 울산광역시 남구 대학로 93 울산대학교 회계학과, 44610;
E-mail: hot4207@naver.com; Tel: 052-259-2450; Fax: 052-259-1713.

투고일 2018-04-03; 수정일 2018-07-20; 게재확정일 2018-08-06

# 1. 서론

본 연구의 목적은 최근 국민연금의 국내 기업에 대한 배당압력이 기업의 투자효율성에 어떠한 영향을 미치는 지를 분석하고자 하는 것이다. 국민연금은 총자산 기준으로 세계 3대 연기금 중 하나이면서 동시에 세계에서 가장 빠르게 성장하는 연기금 중 하나이다.[1] 국민연금의 기금 운용 규모는 2017년 1분기 기준 578조 원으로 2005년에 비해 3.5배 이상 증가하였고 2025년이 되면 1,290조 원으로 성장할 전망이다. 국민연금은 안정적인 성과 제고와 위험 분산을 위하여 채권투자비중을 축소하고, 국내외 주식과 대체투자를 확대하는 등 투자포트폴리오의 다변화를 추진하고 있다. 국민연금의 투자 포트폴리오를 살펴보면, 2017년 1분기 기준 채권투자비중은 53.3%, 주식투자비중은 35.1%이며, 이 중 국내 주식투자비중은 전체 자산 대비 19.6%로 규모로는 111.8조이며 전체 시가총액의 약 6.83%에 달한다. 2017년 2분기 기준 현재 국민연금은 삼성전자와 네이버, 현대차, 현대모비스 등 국내 주요대기업의 1대 혹은 2대 주주이며 10대 그룹 상장사 중 20% 이상의 기업에 대해 5% 이상의 지분을 보유하고 있다.

국민연금의 기금 운용 규모가 커짐에 따라 연금운용수익률에 대한 사회의 관심도 높아지고 있다. 국민연금의 운용수익률이 곧 국민들의 복지수준과 미래 노후와 연결되기 때문이다. 금융위기 이후 저금리 정책과 저성장 기조가 장기화됨에 따라 연금운용수익률 제고를 위해 국민연금은 국내 주요기업들에게 배당을 확대할 것을 꾸준히 요구해 왔다. 더욱이 2014년 말에 자본시장법 시행령이 개정되면서 연기금은 지분을 보유하는 목적이 경영참여가 아니더라도 투자한 회사에 배당확대를 요구할 수 있게 되었다. 국민연금이 국내 기업들에게 배당확대를 요청할 수 있도록 정부가 법적 근거를 제공한 것이다. 이와 더불어 정부 역시 가계소득증대와 기업의 투자활성화를 위해 2014년부터 한시적으로 기업의 사내유보금에 대한 과세 제도를 도입함으로써 기업들의 배당확대를 촉진시켰다. 여전히 배당성향이나 배당률은 세계적인 수준에 미치지 못하지만 실제 2014년부터 국내 상장기업들의 현금배당 규모가 급증[2]하였다. 자산관리전문가를 대상으로 한 최근의 설문조사에 따르면, 응답자의 과반수 이상이 최근 국민연금이 상장사들에게 배당확대 요구를 강화하고 있지만 현재 국내 상장기업들의 배당률을 감안하면 배당 압력 수위를 이보다 더 높여야 한다고 답하였다.[3] 또한 일부 기업들 사이에서는 배당이 기업 이미지 개선과 투자확대

1) 국민연금은 일본의 공적연금펀드와 노르웨이 국부펀드 다음으로 자산규모가 크며, 세계에서 3번째로 성장속도가 빠르다(출처: P&I/TW 3000 analysis(2015. 09)).

2) 2014년에서 2015년 사이의 유가증권시장의 현금 배당 법인 수는 355사에서 384사로 8.2% 증가하였고, 배당금 총액은 133,058억 원에서 171,340억 원으로 28.8% 증가하였다. 코스피시장의 현금배당 법인 수는 348사에서 371사로 6.6% 증가하였으며, 배당금총액은 8,109억 원에서 9,059억 원으로 11.7% 증가하였다. 배당금 규모가 급증한 원인은 국민연금 등 주주들의 배당확대 요구가 커진데다, 정부의 배당확대 정책이 작용했기 때문으로 풀이된다. 중소기업들의 경우에는 정부의 배당확대 대상은 아니지만 배당확대를 요구하는 주주의 요구에 응하고 배당이 기업의 이미지를 개선하고 투자확대에도 효과적이라는 인식 때문인 것으로 보인다(출처: 상장사 현금배당 확 늘어난 이유는? 목소리 커진 주주들 & 기업 이미지 제고, 뉴시스, 2016년 12월 28일자).

3) 연기금 배당 확대 압박 강화해야, 64%, 증권연재, 2016년 7월 24일자.

에도 효과적이라는 인식이 자리 잡고 있어 향후 기업들의 추가적인 배당확대 참여도 기대되는 상황이다.[4)]

그 동안 국내 기업들은 낮은 배당성향으로 주주들에게 많은 비판을 받아왔다. 2017년 전 세계 예상 배당수익률은 2.48%로 선진국은 2.46%, 신흥국은 2.6%이다. 하지만 우리나라의 경우 2016년 12월 결산법인 중 현금배당을 한 522개사의 평균 배당수익률은 1.8%에 불과하다. 또한 시장조사기관 톰슨로이터에 따르면 2016년 상반기 한국 상장사의 배당수준은 주요 17개국 중 16위로 최하위권을 차지하였다.[5)] 이러한 국내 기업들의 인색한 배당성향은 글로벌 시장에서 한국시장에 대한 투자심리를 저해하여 '코리아 디스카운트'를 초래하고 있다는 지적이 꾸준히 제기되어 왔다. 이러한 배경 하에 국민연금의 주요기업들에 대한 배당압박은 코리아디스카운트를 해소하는 데 기여하며 적극적인 의결권 행사와 주주권 행사를 통해 주주환원이라는 높은 가치를 실현하는 것이라 볼 수 있다.

더욱이 2017년 기준 30대 그룹 상장사들의 사내유보금은 역대최고수준으로 700조 원에 육박하며 비상장 계열사까지 포함하면 1,000조 원이 넘을 것으로 추정한다.[6)] 잉여현금흐름이 높은 기업에서는 경영자의 사적이익추구를 억제하고 자본시장의 감시기능을 강화할 수 있다는 점에서 적극적인 현금배분이 주주에게 유리한 것으로 알려져 있다(Easterbrook, 1984; Jensen, 1986). 이런 상황에서 국내 기업들의 배당 확대는 기업의 대리인비용을 감소시키고 이익의 분배기능을 강화하는 데 기여할 수 있다. 또한 장기화되고 있는 저금리 기조에서 기업들의 배당확대는 단기투자를 했던 투자자들을 장기투자자로 전환시켜, 기업들의 투자자산은 오히려 늘어나며 투자확대를 통한 일자리 창출의 효과까지도 기대할 수 있다.

이에 반해 불투명한 경영환경으로 국내 기업들의 경영 리스크가 높은 시점에 국민연금까지 의결권을 무기로 배당압력을 행사하는 것은 옳지 못하다는 산업계의 의견도 적지 않다. 배당률의 결정은 기업의 경영의사결정의 핵심 중 하나이다. 국내 주요기업들에게 국민연금이 고배당을 직접적으로 요구하면 기업들은 재무전략에 큰 제약을 받게 된다. 기업의 미래가치에 투자해야 하는 국민연금이 연금수익률[7)]을 관리하기 위해 기업의 배당결정에 압력을 넣는 것은 기업의 장기적 이익을 통한 미래가치의 제고에도 상반된다고 주장한다. 선행연구에 따르면 불완전자본시장에서 기업의 배당정책은 투자에 영향을 미치며, 배당수준과 기업의 투자수준은 역의 관계인 것으로 알려져 있다(Lintner, 1956; Brav et al., 2005; Daniel et al., 2010). 현재 한국기업의

4) 대형주의 고배당정책으로 인해 눈높이가 높아진 주주들이 중소형주의 배당 수준도 끌어올리면서 중소형주의 배당성향도 점차 높아지고 있다. 또한 일부 주식을 중심으로 금리보다 배당수익률이 높아지는 역전 현상이 나타남에 따라 증권사들이 배당주 투자를 적극 권하고 있다(출처: 상장사 현금배당 확 늘어난 이유는?, 뉴시스, 2016년 3월 7일자).

5) 유가증권시장, 상장기업 배당확대 방안 모색, 주주 환원책 강구(뉴데일리 경제, 2017년 6월 21일자).

6) 사내유보금이 쌓이는 이유(브릿지경제, 2017년 6월 21일자).

7) 2009년부터 2013년까지 세계주요연기금의 5년간 평균 운용수익률을 살펴보면, 미국의 캘리포니아 공무원연금이 13.1%, 노르웨이 국부펀드 12.0%, 캐나다연금투자위원회가 11.9%, 네덜란드 공적연금은 11.2%이다. 이 기간의 국민연금은 6.9%의 수익률을 거두었으며, 세계주요연기금 중 국민연금보다 수익률이 낮은 곳은 일본공적연금펀드로 수익률은 5.7%이다(기금 여유자금 운용실태 평가, 국회예산정책처).

투자성향은 선진국과 비교하였을 때 상당히 높은 편이며, 설비투자 역시 금융위기 때 잠시 주춤하였지만 2002년 이후 꾸준히 증가하였다. 따라서 국민연금의 외압에 의한 기업의 배당증가는 기업들의 투자의욕을 저감하여 투자 감소로 이어질 수 있다.

또한 한국의 산업구조는 일반적으로 배당성향이 낮은 IT, 자동차와 같은 경기소비재, 산업재의 기여도가 매우 높고, 배당성향이 높은 금융, 유틸리티, 필수소비재의 비율이 상대적으로 낮다. 또한 배당성향이 높은 선진국에 비해 세계경기에 매우 민감한 산업구조를 가지고 있기 때문에, 산업구조를 무시한 국가 간 배당성향의 단순 비교는 적절치 않다는 의견도 있다(신정순, 2015). 더욱이 기업이 영업활동으로 창출한 현금흐름에서 투자에 사용되고 남은 잉여현금흐름을 배당 가능한 현금이라고 본다면, 국내 상장사의 잉여현금흐름은 평균적으로 꾸준히 증가하고 있긴 하지만 상위 10개사를 제외한 나머지 기업들의 경우에는 실질적으로 배당을 줄 여력이 없는 상황이다(신정순, 2015). 따라서 국민연금과 같이 장기적 관점에서 투자의사결정을 해야 하는 연기금이 단기간의 고배당에 의한 단기적 평가를 추구하는 것은 비합리적이며, 투자수익률을 제고하기 위해서는 기업들에게 고배당을 요구하는 것이 아니라 기금을 여러 개로 분할하여 상호 경쟁을 하거나 투자운용을 민영화하는 것이 올바른 해법[8]이라는 의견도 있다.

이처럼 국민연금의 배당압력에 대한 기대와 우려가 공존하고 있는 가운데, 본 연구에서는 과연 국민연금의 배당압력으로 인한 국내 기업들의 배당증가가 기업에 어떠한 영향을 미치는지를 기업의 의사결정 중 중요한 투자효율성 관점에서 실증적으로 검증해보고자 한다. 구체적으로 McNichols and Stubben(2008)의 방법론을 참고하여 비적정투자 수준을 이용하여 투자효율성을 측정한 후 국민연금의 지분율 및 배당수준과의 관계를 통해 국민연금의 배당압력과 기업의 투자효율성과의 관계를 분석한다. 또한 국민연금의 배당압력에 대한 추가적인 측정치로 국민연금이 저배당을 사유로 주주총회에서 반대의결권을 행사한 여부를 사용하여 결과의 강건성을 확인한다. 나아가 비적정투자 수준을 기준으로 과잉투자와 과소투자로 나누어 국민연금의 배당압력 효과를 세부적으로 분석할 것이다.

분석결과 국민연금의 배당압력은 투자효율성 개선에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 국민연금의 배당압력은 일부 분석에서 과소투자 가능성이 높은 기업의 투자수준을 낮추어 투자비효율성을 초래하는 것으로 나타났다. 또한 과잉투자 가능성이 높은 기업의 경우, 국민연금의 배당압력 행사는 기업의 투자수준을 오히려 증가시켰으며, 이로 인해 비적정투자 수준이 늘어나 투자비효율성을 초래하는 것이 확인되었다. 추가분석에서는 재무보고의 질이 낮을수록, 성장성이 높을수록, 국민연금의 배당압력에 대한 법적 토대가 마련된 2014년 이후에 국민연금의 배당압력이 미치는 부정적인 효과가 강화됨을 보였다. 반면, 잉여현금흐름이 높을수록 국민연금의 배당압력은 투자효율성에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나 기업의 특성에 따라 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향은 상이할 수 있음을 확인하였다.

본 연구는 국민연금의 배당압력에 대한 직접적인 효과를 검증함으로써 향후 국민연금의 배당과 관련된 의결권 행사 및 국민연금으로부터 투자를 받고 있는 기업들의 배당정책에 대한 가이드라인을 제시하는 데 도움을 줄 것으로 기대된다. 또한 최근 몇 년 사이에 한국 기업들의 사내

8) 국민연금 고배당 요구, 거위의 배 가르는 바보짓이다(한국경제, 2016년 3월 2일자).

유보금이 급격하게 증가함에 따라 발생 가능한 대리인문제에 있어 국민연금의 역할에 관심이 있는 투자자와 경영자들에게도 유용한 정보를 제공할 것으로 기대되며, 기업이 국민연금의 배당확대요구를 충족하면서 동시에 기업의 투자효율성을 제고하는 방안을 모색하는 데에도 도움이 될 것으로 생각된다.

## 2. 선행연구 및 가설의 설정

Miller and Modigliani(1961)는 미래이익과 현금흐름을 발생시키는 투자만이 기업 가치에 영향을 주고 투자는 배당에 독립적이기 때문에 완전자본시장에서 배당정책은 기업 가치와 무관하다고 주장하였다. 이러한 배당무관련이론은 많은 선행연구를 통해 검증되어 왔다. 관련 선행연구는 크게 두 가지로 나눌 수가 있는데 (1) 배당 발표일에 따른 주가반응에 대한 검증과 (2) 배당이 투자에 미치는 효과에 대한 검증이다(Ramalingegowda et al., 2013). 본 연구에서는 국민연금의 배당압력을 통해 배당이 투자에 미치는 효과를 검증하기 때문에 후자에 초점을 맞춘다.

먼저 기업의 배당이 과소투자를 유발하여 기업의 투자의사결정에 부정적인 영향을 미친다는 연구결과들이 있다. Brav et al.(2005)은 384명의 기업의 재무책임자를 대상으로 설문조사를 하였는데 배당의사결정은 투자의사결정에 유의한 제약 혹은 부정적인 영향을 미칠 수 있다고 하였다. Lintner(1956)에 따르면 경영자는 배당을 줄이는 것을 극단적으로 싫어하며 배당수준을 유지하는 것을 우선적인 목표로 둔다고 하였다. 이는 경영자가 현재의 배당수준을 유지하기 위하여 기꺼이 가치 있는 투자안을 포기할 수도 있음을 의미한다. Daniel et al.(2010)은 기업이 투자와 배당의 기대수준을 충족하기 어려울 정도의 현금부족에 직면할 경우 기업이 배당을 줄이는지 투자를 줄이는지 아니면 외부자금을 조달하는지에 대해 검증하였다. 분석 결과 극소의 기업(6%)만이 배당을 줄이며, 대다수의 기업(68%)이 기대수준 대비 투자를 줄이는 것으로 나타났다. Ramalingegowda et al.(2013)은 배당과 투자사이의 역의 관계를 완화하는 데 있어 재무보고의 질의 중요성을 강조하였다. 불완전시장 하에서 기업들은 외부로부터 자금조달시 정보비대칭에서 비롯된 제약을 받는다. 따라서 기업들은 배당지급을 위하여 순현가가 양인 투자안을 포기하는 상황도 발생할 수 있다. Ramalingegowda et al.(2013)은 양질의 재무보고가 이러한 배당이 투자에 미치는 부정적인 영향을 완화하는데 기여하는 것을 발견하였다. 이러한 경향은 자본적 지출보다는 불확실성이 높은 연구개발비투자에서 그리고 성장성이 높은 기업들과 배당을 감소시킨 기업들에서 두드러지는 것으로 나타났다.

반면 대리인이론의 관점에서 본다면 배당은 과잉투자를 제한하여 투자효율성을 높일 수도 있다. 현금을 적정 수준으로 보유하는 것은 재무자원의 효율적 배분이며 이는 투자효율성을 향상시키는 데 기여한다. 정보비대칭 하에서 경영자의 사적효익추구는 잉여현금흐름이 높은 기업에서 심화된다(Jensen, 1986). 경영자는 외부에서 조달된 자금보다는 자본시장의 감시가 낮은 내부자금을 사적효용을 위해 이용하기가 쉽기 때문이다. 최근의 연구에서는 기업의 현금 및 현금성자산의 보유가 전적으로 기업 가치로 전환되지 않음을 밝혔다. Almeida et al.(2004)은 외부자금조달이 어려운 기업일수록 더 많은 현금을 보유하며, Faulkender and Wang(2006)과

Pinkowitz et al.(2006)은 재무적으로 제약받는 기업에서 현금의 가치가 높다고 주장하였다. 이와는 반대로 Dittmar et al.(2003)은 주주권리가 잘 보호되는 국가에서 현금보유의 가치가 높고, Dittmar and Mahrt-Smith(2007)는 지배구조와 소유지분의 구조가 높은 기업들의 현금보유가치가 높음을 보였다.

Berle and Means(1932)와 Jensen and Meckling(1976)은 경영자는 자신의 사적효용을 극대화하기 위하여 주주이익의 극대화에 부합하지 않는 투자의사결정을 내리기도 한다고 주장하였다. 주주와 경영자의 이해관계가 불일치하는 경우 경영자는 가용자본의 크기에 따라 과잉 혹은 과소투자의 유인을 가질 수 있는데 일반적으로 기업의 과도한 현금보유는 경영자의 과잉투자를 위한 여지를 준다. Jensen(1986)에 의하면 경영자는 특권을 누리고자 하며, 제국건설의 성향으로 인해 기업을 적정규모 이상으로 확장하려는 동기를 가진다. 따라서 배당을 통한 현금보유의 감소는 경영자가 기업의 부를 편취(Jensen, 1986; Jensen et al., 1992)하거나 경영자의 잠재적인 사적효용의 추구(Dyck and Zingales, 2001; Nenova, 2003) 혹은 제국건설(Hope and Thomas, 2008)을 방지하는 효과가 있다고 볼 수 있다.

대리인문제는 비단 경영자와 주주만의 문제가 아니라 대주주와 소액주주사이의 갈등도 야기한다. 오너중심의 경영이 만연한 한국기업들의 경우처럼, 개인이나 친족으로 구성된 대주주가 기업에 대한 실질적인 통제권을 행사하는 경우에는 경영자와 주주간의 대리인문제가 대주주와 소액주주간의 문제로 이동하는 경향이 있다(Claessens and Fan, 2002). 대주주는 경영을 통제하는 기업의 내부자이므로 자신의 사적효용을 극대화하기 위해 기업의 자원을 이전하거나 자원의 배분과 관련된 의사결정을 할 유인을 가지며 그 결과 소액주주의 이익을 편취하거나 침해하는 결과가 발생한다(La Porta et al., 2000). 잉여현금흐름이 높은 기업에서는 경영자의 사적이익추구를 억제하고 자본시장의 감시기능을 강화할 수 있다는 점에서 적극적인 배당정책이 소액주주에게 유리한 반면(Jensen, 1986; Easterbrook, 1984), 사내유보금은 효율적인 성장재원이므로 성장성이 높은 기업의 경우 상대적으로 소극적인 현금배분정책이 소액주주들에게 유리할 수도 있다(Rozeff, 1982). 지금까지 기술한 선행연구를 요약하면, 배당은 투자에 유의한 부정적인 영향을 미치며 과소투자를 유발할 수 있지만 대리인문제의 관점에서 본다면 배당은 잉여현금흐름의 수준을 낮추어 경영자의 과잉투자를 억제할 수도 있다.

국민연금의 배당압력에 관한 국내연구는 아직까지는 없지만, 본 연구와 가장 관련 있는 연구로 김문태, 이선화(2016)가 있다. 저자들은 국민연금과 배당 그리고 이익조정 이 세 가지 요인을 연계하여 국민연금 소유지분의 영향력 정도에 따른 이익조정 통제효과와 경영자가 국민연금에 대한 배당지급을 위하여 이익조정을 수행하였는지의 여부를 분석하였다. 분석 결과 국민연금 지분비중이 많을수록 재량적 발생액이 유의하게 낮은 것으로 나타났으며, 이러한 결과에 대해 저자들은 경영자가 국민연금을 영향력 있는 투자자로 인식하여 기회주의적이고 과도한 이익조정을 구사하는데 제약을 받는 것으로 해석하였다. 또한 영향력 있는 소유자로 인식되는 국민연금이 경영자의 배당 관련 의사결정에 영향을 주었으며, 경영자가 국민연금의 투자를 유지하기 위하여 배당여력이 없는 상황에 당면하면 배당을 위한 이익의 상향조정을 수행할 여지가 있는 것으로 나타났다. 김창수 외 2인(2015)은 국민연금이 5% 이상 지분을 취득한

기업의 회계적 특성을 그렇지 않는 기업과 비교분석하였다. 국민연금이 대량으로 지분을 취득한 기업들은 그렇지 않는 기업에 비해 수익성 및 성장성이 높고 PER가 낮은 것이 확인되었다. 안정성의 경우 국민연금이 대량으로 지분을 취득한 후 부채비율이 축소한 것으로 나타나 국민연금이 기업에게 재무구조 개선을 요구하는 것으로 나타났다. 배당성향의 경우, 대량지분취득 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 낮은 것으로 나타나 배당과 관련하여 국민연금의 의결권을 강화해야 한다는 정부의 주장을 뒷받침하는 것으로 나타났다.

국내 기업들의 낮은 배당성향은 주요국에서 최하위를 차지할 만큼 낮으며, 낮은 배당성향은 글로벌 시장에서 한국기업에 대한 투자심리를 저해하여 '코리아 디스카운트'를 초래하고 있다. 더욱이 최근 국내 주요그룹 상장사들의 사내유보금은 역대최고수준이며, 잉여현금흐름이 높은 기업에서는 경영자의 사적이익추구를 억제하고 자본시장의 감시기능을 강화할 수 있다는 점에서 적극적인 현금배분이 주주에게 유리한 것으로 알려져 있다(Easterbrook, 1984; Jensen, 1986). 이러한 배경 하에 국민연금의 배당압력은 코리아디스카운트를 해소하며 기업의 대리인비용을 감소시키고 이익의 분배기능을 강화하는데 기여할 수 있다. 또한 장기화되고 있는 저금리 기조에서 기업들의 배당확대는 단기투자를 했던 투자자들을 장기투자자로 전환시킴으로써, 기업들의 투자자산은 오히려 늘어나며 투자확대를 통한 일자리 창출의 효과까지도 기대할 수 있다. 즉 국민연금의 배당확대를 위한 적극적인 의결권 행사는 코리아디스카운트 해소 및 잉여 현금흐름의 증대에 따라 발생할 수 있는 대리인 비용을 감소시켜 기업의 투자효율성에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다.

반면, 국민연금이 의결권을 무기로 기업의 경영의사결정의 핵심 중 하나인 배당정책에 관여하는 것은 옳지 못하다는 산업계의 의견도 적지 않다. 만약 국민연금이 고배당을 직접적으로 요구하면 기업들은 투자전략에 큰 제약을 받게 된다. 기업의 미래가치에 투자해야 하는 국민연금이 기업에 배당압력을 가하는 것은 장기적 관점에서 미래 기업가치의 제고에도 상반될 수 있다. 불완전자본시장에서 배당수준과 기업의 투자수준은 역의 관계인 것으로 알려져 있다(Lintner, 1956; Brav et al., 2005; Daniel et al., 2010). 현재 한국기업의 투자성향은 선진국과 비교하였을 때 상당히 높은 편이며, 산업구조 역시 배당성향이 낮은 IT, 자동차와 같은 경기소비재와 산업재의 기여도가 높은 편이다. 따라서 국민연금의 외압에 의한 기업의 배당증가는 기업들의 투자의욕을 저감하여 투자 감소로 이어져 투자효율성에 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

이처럼 국민연금의 배당압력에 대한 상반된 효과가 기대되는 가운데, 본 연구에서는 과연 국민연금의 배당압력이 기업에 어떠한 영향을 미치는 지를 투자효율성을 중심으로 검증하고자 한다.

# 3. 연구설계

## 3.1 변수 측정

### 3.1.1 투자효율성

많은 선행연구에서는 전통적인 Tobin's Q 투자함수모형을 이용하여 최적의 투자수준에 대한 기대치를 추정한 후 잔차를 이용하여 투자비효율성을 측정하였다(Richardson, 2006; McNichols

and Stubben, 2008; Biddle et al., 2009; Chen et al., 2011). 구체적으로 아래의 모형 (1)을 산업-연도별로 추정하여 최적의 투자수준에 대한 기대치(a)를 구한 다음, 실제투자수준(b)과의 차이로 비정상투자수준(b-a) 즉 투자비효율성을 측정하였다.

$$INV_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Q_{i,t-1} + \alpha_2 CFO_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

여기서, $INV_{i,t}$: t기의 자본적지출
= t기 현금흐름표상 유형자산 순투자금액/(t-1)기 유형자산
$Q_{i,t-1}$: (t-1)기의 토빈큐
= [(t-1)기 보통주 시장가치+(t-1)기말 부채의 장부가치]
/(t-1)기의 총자산 장부가치
$CFO_{i,t}$: t기의 영업현금흐름/(t-1)기 유형자산

모형 (1)에 따르면 투자는 Tobin's Q로 측정되는 투자기회와 내부자금 이용능력에 대한 대용치인 영업현금흐름으로 설명된다(Modigliani and Miller, 1958; Tobin, 1969; Hayashi, 1982). 그런데 전통적인 Tobin's Q 투자함수는 생략변수문제와 Tobin's Q가 기업의 성장성을 완전하게 통제하지 못한다는 주장이 제기되어 왔다(Poterba, 1988; Kaplan and Zingales, 1997; Alti, 2003; McNichols and Stubben, 2008). 이에 따라 본 연구에서는 모형 (1)의 한계점을 보완한 McNichols and Stubben(2008)이 제안한 모형을 이용하여 투자비효율성을 측정하며 구체적인 형태는 다음과 같다.

$$INV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Q_{i,t-1} + \beta_2 Q_{i,t-1} \times Qrt2_{i,t-1} + \beta_3 Q_{i,t-1} \times Qrt3_{i,t-1} + \beta_4 Q_{i,t-1} \times Qrt4_{i,t-1} + \beta_5 CFO_{i,t} + \beta_6 Growth_{i,t-1} + \beta_7 INV_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

여기서, $INV_{i,t}$ = t기 현금흐름표상 유형자산 순투자금액/(t-1)기 유형자산
$Q_{i,t-1}$ = [(t-1)기 보통주 시장가치+(t-1)기말 부채의 장부가치]/(t-1)기의 총자산
$Qrt2(3,4)_{i,t-1}$ = (t-1)기 $Q_{i,t-1}$가 산업-연도별로 2(3, 4)분위에 속하면 1 아니면 0
$CFO_{i,t}$ = t기의 영업현금흐름/(t-1)기 유형자산
$Growth_{i,t-1}$ = ln[(t-1)기 총자산/(t-2)기 총자산]

McNichols and Stubben(2008)은 Tobin's Q 투자함수에 기업의 성장기회와 생략변수의 영향을 통제하기 위하여 전기 투자수준변수와 자산의 성장성 변수를 추가하였다. 또한 Tobin's Q의 계수 값에 대한 산업-연도 내의 변동성을 허용하기 위하여 Q 사분위수에 대한 증분계수를 추가하였다. 마찬가지로 산업 내 관측치가 20개 이상인 산업에 대하여 모형 (2)를 산업-연도별로 추정하여 최적투자수준을 구하고, 실제투자수준과의 차이인 잔차(AINV)의 절댓값을 이용하여 비정상투자수준을 측정한다(최종서, 곽영민, 2010; 최승욱, 배길수, 2014).

### 3.1.2 국민연금 배당압력 가능성

본 연구에서는 국민연금의 배당압력을 크게 두 가지 방법으로 측정한다. 먼저, 국민연금공단은 저배당기업 명단을 직접적으로 공개하지 않기 때문에 국민연금이 기업에 대해 배당압력을 행사할

가능성을 국민연금이 5% 이상의 지분을 보유하는 지의 여부와 현금배당수준을 이용하여 정의한다(김문태, 이선화, 2016). 왜냐하면 해당기업에 대해 경영권을 통제하고 주요사안에 대해 영향력을 행사할 수 있는 기준 지분율을 일반적으로 5%로 보고 있기 때문이다(박경서, 이은정, 2006; 설원식, 김수정, 2006; 김성혜 외 2인, 2012; 김문태, 이선화, 2016). 게다가 증권거래법에 따르면, 상장법인의 주식을 5% 이상 보유하게 되는 경우 혹은 5% 이상 보유한 자의 보유비율이 발행주식 총수의 1% 이상 변동한 경우에 관련내용을 보고하도록 의무화되어 있으므로 국민연금의 투자비중에 대한 정보를 입수할 수 있다. 이에 본 연구에서는 국민연금이 5% 이상 지분에 투자하는 기업을 구분하는 더미변수(NPF)를 고려한다. 배당수준은 총자산 대비 현금배당률(DIVTA), 당기순이익 대비 현금배당률(DIVOUT), 자본금 대비 현금배당률(DIVRATE)로 측정하며, 국민연금의 지분율이 높은 기업이 차기에 현금배당수준이 증가한 경우, 배당압력을 행사했을 가능성이 높은 것으로 판단될 수 있으므로 전기 대비 배당수준의 차이(△DIVTA, △DIVOUT, △DIVRATE)도 함께 고려한다. 이 두 변수의 교차항을 이용하여 국민연금 배당압력 가능성을 측정한다.

국민연금 배당압력에 대한 두 번째 측정치로는 국민연금이 주주총회에서 저배당을 사유로 반대 의결권을 행사한 여부(D_LOW)를 이용한다. 분석 시에는 더미변수의 형태로 투입되며, D_LOW는 국민연금이 주주총회에서 저배당을 사유로 반대 의결권을 행사한 경우에는 1, 그 외에는 0의 값을 가진다. 두 번째 변수의 경우에는 첫 번째 변수에 비해 배당압력을 직접적으로 측정하였다는 장점이 있는 반면, 반대 의결권을 행사한 경우가 전체 상장사에서 극소한 비중을 차지하기 때문에 분석이 가능한 표본 확보에 어려움이 있다는 단점이 있다. 이상에 기술한 두 가지 방법으로 국민연금의 배당압력 가능성을 측정한다.

## 3.2 연구모형

본 연구에서는 국민연금의 배당압력이 기업의 투자효율성에 미치는 영향에 대해 검증한다. 분석에 앞서 먼저 국민연금의 배당압력 행사여부를 기준으로 성향점수 매칭법(Propensity Score Matching, PSM)을 이용하여 검증표본을 구성한다. 성향점수 매칭법은 특정 변수로 인한 영향을 줄이며, 집단 간 분석 시 보다 정확한 통계치를 제공한다는 장점이 있다(Li and Probhala, 2007; 최승욱, 배길수, 2014). 특히 본 연구에서는 국민연금의 배당압력을 국민연금의 대량지분 투자여부를 이용하여 측정하며, 국민연금의 대량지분투자여부에 영향을 미치는 요인들이 본 연구의 결과에 결정적인 영향을 미칠 수 있다. 이러한 자기선택편의를 통제하고자 본 연구에서는 PSM을 이용하여 검증표본을 구성한다.

본 연구의 주요검증변수가 국민연금의 배당압력이므로, PSM의 기준은 국민연금의 배당압력 행사여부(D_NPF×DIV)로 설정한다. 국민연금의 배당압력을 국민연금의 대량지분투자여부(NPF)와 배당수준(DIV)의 교차항으로 측정하기 때문에 이 교차항이 양의 값을 가진다면, 국민연금이 배당압력을 행사한 것으로 간주한다. 따라서 PSM을 위한 logit 모형의 종속변수로는 국민연금의 배당압력 행사 여부를 나타내는 더미변수(D_NPF×DIV)를 사용한다. PSM을 위한 Logit 모형의 독립변수로는 기업규모, 한국표준산업분류의 중분류기준의 산업더미와 연도더미 외에도 국민

연금의 대량 지분취득기업의 회계적 특성을 연구한 김창수 외 2인(2015)의 연구를 참고하여, 국민연금이 5% 이상 지분을 취득하는 데 영향을 미치는 변수들을 사용한다. 김창수 외 2인(2015)에서는 연구방법에 따라 차이는 있지만 대체로 수익성(ROA)과 재무건전성을 나타내는 부채비율(LEV), 주가수익비율(PER), 성장성을 나타내는 순이익증가율(NIR), 배당성향(DIVOUT), 소속시장(Market) 등이 국민연금의 대량지분취득 기업과 그렇지 않는 기업 사이에 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서도 이들 변수와 기업규모, 산업 및 연도더미를 이용하여 성향점수매칭을 하며, 구체적인 모형은 다음과 같다.

1st logistics model for Propensity score matching:

$$D_NPFxDIV_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SIZE_{i,t} + \alpha_2 LEV_{i,t} + \alpha_3 ROA_{i,t} + \alpha_4 NIR_{i,t} + \alpha_5 Market_{i,t} + \alpha_6 PER_{i,t} + \alpha_7 DIVOUT_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

여기서, $D_NPFxDIV_{i,t}$: 국민연금이 배당압력을 행사하면 1, 아니면 0인 더미변수, 국민연금의 대량지분투자여부(NPF)와 현금배당수준(DIV)의 교차항이 양의 값을 가지면, 국민연금이 배당압력을 행사한 것으로 간주

$SIZE_{i,t}$: 총자산의 자연로그

$LEV_{i,t}$: 부채비율(총부채/총자산)

$ROA_{i,t}$: 당기순이익/평균총자산

$NIR_{i,t}$: 당기순이익 증가율

$Market_{i,t}$: 소속시장을 나타내는 변수로 KOSPI = 1, KOSDAQ = 2

$PER_{i,t}$: 수정주가/주당순이익

$DIVOUT_{i,t}$: 현금배당액/당기순이익

$Industry, Year$: 한국표준산업분류의 중분류 기준의 더미변수 및 연도 더미변수

아래의 모형 (4)는 본 연구의 주요 분석인 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향을 분석하기 위한 것으로 위의 모형 (3)에서 매칭한 표본을 대상으로 모형 (4)를 추정한다.

2nd OLS Regression model for main analysis:

$$|AINV_{i,t}| = \beta_0 + \beta_1 DIV_{i,t} + \beta_2 DIV_{i,t} \times NPF_{i,t-1} + \beta_3 NPF_{i,t-1} + \sum \beta_j controls_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

여기서, $|AINV_{i,t}|$: McNichols and Stubben(2008)의 방법에 따라 추정된 비적정투자 수준로 잔차의 절댓값

$DIV_{i,t}$: 현금배당수준을 나타내는 것으로 현금배당액/당기순이익(DIVOUT)과 그 변동변수(△DIVOUT), 현금배당액/총자산(DIVTA)과 그 변동변수(△DIVTA), 현금배당액/자본금(DIVRATE)과 그 변동변수(△DIVRATE)를 의미

$NPF_{i,t-1}$: 국민연금이 5% 이상 지분을 투자하면 1 아니면 0인 더미변수

모형 (4)의 $|AINV_{i,t}|$는 모형 (2) 잔차의 절대값으로 McNichols and Stubben(2008)의 방법에 따라 추정된 비정상투자수준(투자비효율성)을 의미한다. 먼저, 비정상투자수준을 이용하여 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 전반적인 영향을 검토한다. 추가적으로 잔차의 부호를 기준으로 두 개의 집단으로 나누어 국민연금의 배당압력이 과잉투자($\epsilon_{i,t} > 0$)와 과소투자($\epsilon_{i,t} < 0$)에 미치는 영향도 검증한다.

$DIV_{i,t}$는 t기의 현금배당수준을 의미하는 것으로 전기총자산 대비 현금배당액(DIVTA), 당기순이익 대비 현금배당액(DIVOUT), 자본금 대비 현금배당액(DIVRATE) 등 3개의 변수를 의미한다. $NPF_{i,t-1}$는 t-1기에 국민연금이 5% 이상 투자하는 기업이면 1 아니면 0인 더미변수를 나타낸다. 여기서 국민연금의 배당압력은 기업의 주요사안에 대해 영향력을 행사할 수 있는 기준 지분율인 5% 이상 투자여부와 현금배당수준과의 교차항($DIV_{i,t} \times NPF_{i,t-1}$)으로 측정한다. 뿐만 아니라 국민연금의 배당압력은 국민연금이 5% 이상 지분을 보유한 기업들의 전기 대비 현금배당수준의 증가로도 볼 수 있으므로, 현금배당수준을 나타내는 DIVTA, DIVOUT, DIVRATE의 변동변수(△DIVTA, △DIVOUT, △DIVRATE )와의 교차항도 추가적으로 검토한다.

한편, 본 연구에서는 국민연금의 배당압력에 대한 추가적인 측정치로 국민연금이 저배당을 사유로 주주총회에서 반대의결권을 행사한 여부를 이용한다. 이 경우에도 PSM을 이용하여 검증표본을 구성한다. PSM을 위한 로짓모형의 종속변수는 국민연금이 저배당을 사유로 주주총회에서 반대의결권을 행사하면 1, 아니면 0인 더미변수(D_LOW)이며, 독립변수는 식 (3)과 동일하다. PSM을 위한 구체적인 로짓모형은 아래와 같다.

1st logistics model for Propensity score matching:

$$D_LOW_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 SIZE_{i,t} + \gamma_2 LEV_{i,t} + \gamma_3 ROA_{i,t} + \gamma_4 NIR_{i,t} + \gamma_5 Market_{i,t} + \gamma_6 PER_{i,t} + \gamma_7 DIVOUT_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

여기서, $D_LOW_{i,t}$: 국민연금이 배당압력을 행사하면 1, 아니면 0인 더미변수로 국민연금이 저배당을 사유로 주주총회에서 반대의결권을 행사하면 국민연금이 배당압력을 행사한 것으로 간주

$SIZE_{i,t}$: 총자산의 자연로그

$LEV_{i,t}$: 부채비율(총부채/총자산)

$ROA_{i,t}$: 당기순이익/평균총자산

$NIR_{i,t}$: 당기순이익 증가율

$Market_{i,t}$: 소속시장을 나타내는 변수로 KOSPI = 1, KOSDAQ = 2

$PER_{i,t}$: 수정주가/주당순이익

$DIVOUT_{i,t}$: 현금배당액/당기순이익

$Industry, Year$: 한국표준산업분류의 중분류 기준의 더미변수 및 연도 더미변수

다음은 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향을 분석하기 위한 것으로 위의 모형 (5)에서 매칭한 표본을 이용하여 아래의 모형 (6)을 추정한다. 식 (4)와 식 (6)은 동일한 통제변수를 가진다.

2nd OLS Regression model for main analysis:

$$|AINV_{i,t}| = \delta_0 + \delta_1 D_LOW_{i,t} + \sum \delta_j controls_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

여기서, $|AINV_{i,t}|$: McNichols and Stubben(2008)의 방법에 따라 추정된 비적정투자 수준
$D_LOW_{i,t}$: 국민연금이 저배당을 사유로 주주총회에서 반대의결권을 행사하면 1, 아니면 0인 더미변수

본 연구에서는 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향을 검토하고자 한다. 따라서 주요관심변수는 국민연금의 배당압력을 나타내는 변수로 모형 (4)의 교차항의 계수인 $\beta_2$와 모형 (6)의 $\delta_1$이다. 모형의 종속변수가 투자비효율성을 나타내는 것으로 만약 $\beta_2$와 $\delta_1$이 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가진다면 국민연금의 배당압력은 비정상투자수준을 증가시키는 것이므로, 투자효율성을 저해한다고 볼 수 있다. 반면 $\beta_2$와 $\delta_1$가 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가진다면 국민연금의 배당압력은 비정상투자수준을 감소시키는 것이므로, 투자효율성을 향상시킨다고 볼 수 있다.

본 연구의 통제변수는 SIZE, ROA, LEV, CFO, TANG, OPCYCLE, MB, Z, LOSS로 일반적으로 선행연구에서 투자의사결정에 영향을 미치는 것으로 알려진 변수들을 투입한다(McNichols and Stubben, 2008; Chaudhry et al., 2017; 최종서, 곽영민, 2010; 박진하, 권대현, 2012; 최승욱, 배길수, 2014). 기업의 규모가 클수록 수익성이 높을수록 안정적이고 보수적인 경영형태를 선호하기 때문에 경영자의 과잉투자행위가 견제된다고 하여(Biddle and Hilary, 2006) 총자산의 자연로그인 SIZE와 수익성을 나타내는 ROA를 포함한다. 부채비율이 높은 기업은 과잉채무로 인한 파산위험으로 인해 투자활동을 축소하기 때문에(Myers, 1977) 부채비율을 나타내는 LEV와 기업의 파산위험을 Altman의 z-score로 측정한 Z를 추가하였다. CFO는 영업활동현금흐름을 전기총자산으로 나눈 것으로 영업활동을 통해 창출되는 현금이 많을수록 투자를 하고자 하는 유인이 더 강할 것으로 예상된다. TANG은 총자산에서 유형자산이 차지하는 비율로, 과거의 투자규모는 미래의 투자활동에 영향을 미칠 것으로 예상되어 감가상각 대상인 유형자산비중을 모형에 포함하였다. 손실발생기업의 경우에는 차기에 투자활동이 위축될 가능성이 높으므로, 당기순손실 여부를 나타내는 LOSS를 포함한다. 그 밖에도 투자기회(MB), 기업의 영업주기(OPCYCLE) 등이 투자에 미치는 영향을 통제한다. 마지막으로 산업 및 연도별 특성이 연구결과에 미치는 영향을 통제하기 위하여 산업더미와 연도더미를 포함한다.

### 3.3 표본선택

본 연구의 목적은 국민연금의 배당압력이 기업의 투자효율성에 미치는 영향을 분석하는데

있다. 이를 위하여 아래의 조건에 따라 기초표본을 선정하였다.

(1) 2011년부터 2016년까지 KOSPI나 KOSDAQ에 상장된 기업
(2) 금융업이 아닌 기업
(3) 자본잠식 기업 제외
(4) Dataguide나 TS-2000으로부터 관련 재무정보의 입수가 가능한 기업

분석기간의 시작시점을 2011년으로 설정한 이유는 다음과 같다. 먼저, 국민연금이 5% 이상 지분을 소유한 기업표본과 국민연금이 저배당을 사유로 주주총회에서 반대의결권을 행사한 기업표본이 2011년 이후에야 실증분석이 가능한 수로 확보되기 때문이다. 또한 한국은 2011년에 한국채택국제회계기준을 전면 도입하였기 때문에 회계기준의 차이가 연구결과에 영향을 미칠 가능성을 최소화할 수 있다. 국민연금이 5% 이상 지분을 투자한 기업에 관한 정보와 국민연금이 저배당을 사유로 주주총회에서 반대 의결권을 행사한 여부에 대한 정보는 국민연금기금 홈페이지에서 수작업으로 추출하였다.[9)]

2011년부터 2016년까지 국내 상장기업의 연도-기업 관찰치는 총 11,350건이었으며, 이 중 금융업이 616건, 자본잠식기업은 182건이었다. 이들을 제외한 후 국민연금이 배당압력을 행사한 여부를 기준으로 PSM을 이용하여 1:2로 매칭한 표본이 최종 검증표본이 된다.[10)] 극단치의 영향을 배제하기 위해 상하위 1%에 해당하는 값은 조정(winzorization)하며, 산업분류는 통계청의 한국표준산업분류 중분류에 따라 나눈다.

# 4. 실증분석 결과

## 4.1 기술통계 및 상관관계 분석

<표 1>의 Panel A에서는 국민연금이 5% 이상 지분을 소유한 기업의 연도별 분포와 지분율을 나타낸다. 2000년에는 5% 이상 지분을 소유한 기업은 1개사에 불과하였지만 이후 점차 증가하여 2008년 금융위기 이후에는 급격하게 증가하는 양상이 확인된다. 2016년에 231개사에 대해 5% 이상 지분을 소유하고 있으며 평균 지분율은 8.46%, 최대지분율은 13.5%에 달한다. Panel B는 국민연금이 저배당을 사유로 주주총회에서 반대의견을 제시한 건에 대해 연도별로 제시되어 있다. 국민연금의 의결권 행사내역은 2005년부터 국민연금기금운용본부 홈페이지에서 개별기업

9) 개별 기업들의 의결권 행사내역은 국민연금기금운용본부 홈페이지나 금융감독원 전자공시시스템(DART)에 공시되어 있다. 본 연구에서는 저배당을 사유로 의결권을 행사한 여부를 국민연금기금운용본부 홈페이지에서 개별기업단위로 전수 확인하여 관련 데이터를 확보하였다.

10) 국민연금의 배당압력은 국민연금이 5% 이상 지분 투자에 참여한 여부(NPF)와 현금배당수준(현금배당액/총자산, 현금배당액/당기순이익, 현금배당액/자본금, △현금배당액/총자산, △현금배당액/당기순이익, △현금배당액/자본금)과의 교차항 및 국민연금이 주주총회에서 저배당을 사유로 반대의결권을 행사한 여부를 이용하여 측정된다. 따라서 총 7개의 측정치가 국민연금의 배당압력 변수로 사용되며, 국민연금 배당압력 변수의 정의에 따라 PSM의 로짓모형의 종속변수도 달라지므로 PSM에 의해 구성되는 표본은 차이가 난다.

단위로 조회가 가능하다. 국민연금이 저배당을 사유로 반대의결권을 행사한 경우[11]는 2010년 이전에는 1~2건에 불과하다가 2011년에 16건으로 급증하며, 다시 급감하였다가 2014년에 다시 26건으로 급증한 것을 알 수 있다. 이는 2014년 말에 자본시장법시행령이 개정되면서 국민연금이 투자한 회사에 배당확대를 요구할 수 있는 법적 토대가 마련되었기 때문으로 보인다.

<표 1> 국민연금 지분소유(5% 이상)와 의결권 행사(저배당사유) 분포

Panel A: 국민연금이 5% 이상 지분을 소유한 기업 분포

| Year | n | 지분율 | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | mean | min | median | max |
| 2000 | 1 | 6.47 | 6.47 | 6.47 | 6.47 |
| 2001 | 4 | 6.78 | 5.37 | 6.56 | 8.63 |
| 2002 | 4 | 7.01 | 5.37 | 6.89 | 8.89 |
| 2003 | 12 | 6.46 | 5.04 | 6.23 | 8.75 |
| 2004 | 18 | 7.56 | 5.18 | 6.89 | 12.21 |
| 2005 | 19 | 8.16 | 5.73 | 8.20 | 11.28 |
| 2006 | 29 | 7.53 | 5.02 | 6.35 | 15.67 |
| 2007 | 30 | 7.65 | 5.06 | 6.60 | 15.81 |
| 2008 | 53 | 7.61 | 5.01 | 6.71 | 15.73 |
| 2009 | 65 | 6.67 | 5.01 | 6.40 | 12.20 |
| 2010 | 97 | 6.65 | 5.00 | 6.30 | 9.66 |
| 2011 | 117 | 7.55 | 5.00 | 7.50 | 11.02 |
| 2012 | 159 | 7.66 | 5.02 | 7.89 | 11.08 |
| 2013 | 195 | 8.01 | 5.03 | 7.71 | 13.41 |
| 2014 | 210 | 8.35 | 5.00 | 8.10 | 14.82 |
| 2015 | 225 | 8.65 | 5.00 | 8.06 | 14.20 |
| 2016 | 231 | 8.46 | 5.00 | 8.04 | 13.50 |

Panel B: 국민연금이 저배당을 사유로 주주총회에서 반대의결권을 행사한 기업 수

| Year | 2006 | 2008 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Obs. | 2 | 1 | 1 | 18 | 1 | 7 | 26 | 16 | 21 | 18 |

<표 2>에서는 2011년부터 2016년까지 KOSPI와 KOSDAQ에 상장된 기업을 대상으로 주요분석 및 PSM을 위한 로지스틱 회귀분석에 사용되는 변수들에 대한 기술통계치가 제시되어 있다. 투자비효율성을 측정하는 AINV는 적정투자수준을 추정하는 모형의 잔차이므로 평균이 0인 것이 확인된다. 분석에서는 AINV의 절대값이 사용된다. 국민연금이 5% 이상 지분투자에 참여한 기업-연도 관찰치(NPF)는 전체표본의 약 10% 정도인 것으로 나타났으며, 국민연금이 저배당을 사유로 주주총회에서 반대 의결권을 행사한 기업-연도 관찰치(D_LOW)는 전체표본의 1% 미만인 것으로 나타난다. 앞서, D_LOW는 국민연금 대량지분보유여부와 배당수준과의

11) 본 연구에서는 국민연금이 주주총회에서 반대 의결권을 행사한 사유 중 '적정배당 미실시'를 '과소배당'이나 '낮은 배당성향', '배당금 과소지급'과 동일하게 간주하였다.

교차항에 비해 국민연금의 배당압력을 보다 직접적으로 측정한다는 장점이 있는 반면, 국민연금이 저배당을 사유로 주주총회에서 반대의결권을 행사한 여부가 전체 표본에서 극소한 비중을 차지한다는 단점이 있음을 언급한 바 있으며, 이는 <표 2>의 결과에서도 확인된다. 당기순이익 1원당 대비 평균현금배당액은 0.125원이며, 일부 표본에서 DIVOUT이 음의 값을 가지는 것이 확인되어 당기순손실이 났음에도 불구하고 현금배당을 지급하는 기업이 존재함을 알 수 있다. 총자산 1원당 평균 현금배당액은 0.0065원, 자본금 1원당 평균 현금배당액은 0.15원이다. 국내 상장기업들의 평균 부채비율이 44%이며, ROA는 1%이고 순이익성장률은 (-)값을 가지는 것으로 나타난다. 또한 평균 PER는 14.8배이고 평균 배당성향은 12.5%이다.

〈표 2〉 기술통계치

아래의 표는 주요분석 및 PSM을 위한 로지스틱 회귀분석에 사용되는 변수들의 기술통계치를 제시한다. AINV는 투자함수에서 추정된 잔차로 투자비효율성을 의미하며, NPF는 국민연금이 5% 이상 지분을 소유한 여부를 나타내는 더미변수이다. Divout는 당기순이익대비 현금배당률(%)이며 Divta는 총자산 대비 현금배당률(%), Divrate는 자본금 대비 현금배당률(%)이다. D_LOW는 국민연금이 저배당을 사유로 주주총회에서 반대의결권을 행사한 여부를 나타내는 더미변수이다. SIZE는 총자산의 자연로그, LEV는 부채비율, ROA는 총자산이익률, CFO는 총자산 대비 영업현금흐름의 비율이며, Z는 Altman의 파산위험, OPCYCLE은 영업주기의 자연로그이다. MB는 자기자본의 시장가치 대 장부가치의 비율, TANG는 총자산 대비 유형자산의 비율, LOSS는 당기순손실 여부를 나타내는 더미변수이며, NIR은 순이익증가율, PER은 주가 대 주당순이익 비율이다.

| Type | n | mean | std | a1 | a25 | a50 | a75 | a99 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| AINV | 7,997 | 0.00 | 0.28 | -0.54 | -0.11 | -0.03 | 0.05 | 1.08 |
| NPF | 10,552 | 0.10 | 0.30 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 1.00 |
| Divout | 10,550 | 12.50 | 23.63 | -31.82 | 0.00 | 0.00 | 18.46 | 125.05 |
| △Divout | 10,480 | 0.34 | 30.90 | -143.57 | -0.53 | 0.00 | 1.97 | 134.10 |
| Divta | 10,482 | 0.65 | 1.09 | 0.00 | 0.00 | 0.16 | 0.91 | 5.87 |
| △Divta | 10,396 | -0.03 | 0.65 | -2.51 | -0.06 | 0.00 | 0.00 | 2.58 |
| Divrate | 10,552 | 14.76 | 26.90 | 0.00 | 0.00 | 3.18 | 19.29 | 150.00 |
| △Divrate | 10,482 | 10.19 | 10.19 | -35.59 | 0.00 | 0.00 | 0.01 | 50.36 |
| D_LOW | 10,552 | 0.01 | 0.09 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| SIZE | 10,115 | 25.93 | 1.51 | 23.24 | 24.92 | 25.63 | 26.68 | 30.82 |
| LEV | 10,115 | 0.44 | 0.21 | 0.06 | 0.28 | 0.44 | 0.60 | 0.89 |
| ROA | 10,036 | 0.01 | 0.12 | -0.43 | -0.01 | 0.03 | 0.07 | 0.26 |
| CFO | 10,036 | 0.05 | 0.11 | -0.28 | 0.00 | 0.05 | 0.10 | 0.38 |
| Z | 9,812 | 3.50 | 3.57 | -0.94 | 1.60 | 2.58 | 4.18 | 22.59 |
| OPCYCLE | 8,513 | 4.62 | 0.64 | 2.63 | 4.28 | 4.67 | 5.03 | 6.14 |
| MB | 9,822 | 2.60 | 12.53 | 0.04 | 0.56 | 0.97 | 1.77 | 28.21 |
| TANG | 10,115 | 0.31 | 0.19 | 0.00 | 0.17 | 0.30 | 0.44 | 0.79 |
| LOSS | 10,115 | 0.28 | 0.45 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 1.00 |
| NIR | 10,480 | -0.39 | 4.67 | -26.93 | -0.84 | -0.17 | 0.38 | 16.78 |
| PER | 10,223 | 14.80 | 106.96 | -240.76 | -2.79 | 8.42 | 19.17 | 442.48 |

<표 3>은 주요 분석에 사용되는 변수들 간의 피어슨 상관관계를 분석한 결과이다. 비정상 투자수준의 절댓값($|AINV|$)은 국민연금의 대량지분여부와는 상관관계가 양이지만 0.01로 매우 낮은 것으로 나타난다. 또한 $|AINV|$와 배당수준을 나타내는 변수들과는 상관관계가 일관되지 않다.

<표 3> 피어슨 상관관계 분석

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) | (13) | (14) | (15) | (16) | (17) | (18) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| (1) \|AINV\| | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| (2) NPF | 0.01 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | | | |
| (3) Divout | 0.00 | 0.11 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | | |
| (4) △Divout | -0.01 | 0.02 | 0.53 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | | |
| (5) Divta | 0.04 | 0.11 | 0.51 | 0.08 | 1.00 | | | | | | | | | | | | | |
| (6) △Divta | -0.02 | 0.00 | 0.07 | 0.17 | 0.23 | 1.00 | | | | | | | | | | | | |
| (7) Divrate | 0.03 | 0.28 | 0.37 | 0.06 | 0.69 | 0.11 | 1.00 | | | | | | | | | | | |
| (8) △Divrate | 0.00 | 0.09 | 0.12 | 0.15 | 0.34 | 0.72 | 0.40 | 1.00 | | | | | | | | | | |
| (9) D_LOW | 0.01 | 0.04 | -0.01 | 0.01 | 0.00 | 0.03 | 0.03 | 0.03 | 1.00 | | | | | | | | | |
| (10) SIZE | -0.02 | 0.45 | 0.11 | 0.01 | 0.03 | -0.01 | 0.30 | 0.05 | 0.05 | 1.00 | | | | | | | | |
| (11) LEV | -0.07 | 0.01 | -0.16 | 0.00 | -0.33 | 0.03 | -0.22 | -0.02 | -0.06 | 0.28 | 1.00 | | | | | | | |
| (12) ROA | 0.08 | 0.13 | 0.19 | 0.02 | 0.35 | -0.09 | 0.31 | 0.02 | 0.05 | 0.18 | -0.29 | 1.00 | | | | | | |
| (13) CFO | 0.05 | 0.09 | 0.14 | 0.02 | 0.32 | -0.07 | 0.29 | 0.05 | 0.05 | 0.10 | -0.20 | 0.50 | 1.00 | | | | | |
| (14) Z | 0.09 | 0.03 | 0.10 | 0.00 | 0.35 | -0.05 | 0.26 | 0.05 | 0.04 | -0.18 | -0.62 | 0.33 | 0.25 | 1.00 | | | | |
| (15) OPCYCLE | -0.06 | -0.08 | -0.08 | -0.02 | -0.16 | 0.03 | -0.17 | -0.03 | -0.01 | -0.13 | 0.03 | -0.17 | -0.23 | -0.13 | 1.00 | | | |
| (16) MB | -0.02 | -0.03 | -0.06 | 0.00 | -0.04 | 0.01 | -0.04 | 0.00 | -0.01 | -0.07 | 0.13 | -0.26 | -0.10 | -0.01 | 0.00 | 1.00 | | |
| (17) TANG | -0.14 | 0.04 | 0.02 | -0.01 | -0.08 | 0.02 | -0.02 | 0.00 | -0.03 | 0.19 | 0.25 | -0.02 | 0.06 | -0.28 | -0.01 | -0.03 | 1.00 | |
| (18) LOSS | -0.07 | -0.16 | -0.24 | 0.13 | -0.31 | 0.07 | -0.30 | -0.01 | -0.05 | -0.16 | 0.27 | -0.66 | -0.38 | -0.24 | 0.14 | 0.14 | 0.03 | 1.00 |

국민연금이 저배당을 사유로 반대 의결권을 행사하는 기업의 경우 비정상투자수준이 높은 경향이 있으나 상관계수는 0.01로 낮다. 규모가 클수록 부채비율이 높을수록 영업주기가 길수록 성장성이 높을수록 유형 자산의 비중이 클수록 손실기업일수록 비정상투자수준은 낮은 경향이 있다. 반대로 수익성이 높을수록 자산대비 영업현금흐름 비중이 클수록 파산위험이 높을수록 비정상투자수준은 큰 경향이 있는 것으로 나타난다. 하지만 단순상관관계는 두 변수 사이의 관계에 영향을 미칠 수 있는 다른 변수들을 고려하지 않으므로 후술하는 회귀분석을 통해 결론을 내리는 것이 보다 적절하다.

## 4.2 주요 실증분석 결과

<표 4>에서는 앞에서 서술한 McNichols and Stubben(2008)의 투자함수 모형인 식 (2)를 연도-산업별로 Fama and Macbeth(1973) 회귀분석을 실시한 결과를 제시한다. 투자함수모형의 모든 계수는 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나며, 모형설명력(Adj. $R^2$)은 평균적으로 23%인 것이 확인한다. 투자수준은 영업현금흐름과 (+)의 값을 가지는 것으로 나타나 기업의 투자가 영업성과에 근거하여 이루어지고 있음을 알 수 있다. 또한 전기 Q와 Q의 분위수에 따라서도 유의한 차이를 보이며, 전기투자수준이 높을수록 당기투자수준도 높은 경향이 있음이 확인된다. 또한 우리나라 상장기업의 경우 성장성이 높을수록 자본투자가 높음을 알 수 있다.

〈표 4〉 비정상투자수준 추정 결과

아래는 비정상투자수준을 추정하기 위해 사용된 투자함수인 모형 (2)를 연도별-산업별로 추정한 Fama and Mecbeth(1973) 회귀분석의 결과이다. INV는 자본적 지출, Q는 Tobin's Q이며, Qrt2, Qrt3, Qrt4는 각각 Q의 2분위수, 3분위수, 4분위수를 의미한다. CFO는 유형자산 대비 영업현금흐름, Growth는 총자산 증가율이다. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

$$INV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Q_{i,t-1} + \beta_2 Q_{i,t-1} \times Qrt2_{i,t-1} + \beta_3 Q_{i,t-1} \times Qrt3_{i,t-1} + \beta_4 Q_{i,t-1} \times Qrt4_{i,t-1} + \beta_5 CFO_{i,t} + \beta_6 Growth_{i,t-1} + \beta_7 INV_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

| Variable | Coe. | t-statistic |
|---|---|---|
| Intercept | 0.18*** | 6.22 |
| $Q_{i,t-1}$ | -0.09*** | -2.51 |
| $Q_{i,t-1} \times Qrt2_{i,t-1}$ | 0.04*** | 2.51 |
| $Q_{i,t-1} \times Qrt3_{i,t-1}$ | 0.06*** | 3.16 |
| $Q_{i,t-1} \times Qrt4_{i,t-1}$ | 0.08*** | 3.26 |
| $CFO_{i,t}$ | 0.07*** | 6.80 |
| $GROWTH_{i,t-1}$ | 0.21*** | 3.87 |
| $INV_{i,t-1}$ | 0.21*** | 11.28 |
| Adj. $R^2$ | 0.23*** | 16.94 |
| Obs. | 57.66 | 23.03 |

<표 5>에서는 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향을 분석하기 위해 모형 (4)를 추정한 결과이다. 국민연금의 배당압력은 현금배당수준과 국민연금의 대량지분 투자여부와의

〈표 5〉 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향 1

<표 5>는 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향에 대해 검증한 모형 (4)의 분석결과이다. (1)에서 (6)열의 모든 분석은 국민연금이 배당압력을 행사한 여부(D_DIV×NPF)를 기준으로 성향점수 매칭법(PSM)을 이용하여 구성한 표본을 대상으로 한다. DIV의 정의가 (1)에서 (6)열이 모두 다르므로, PSM으로 구성한 (1)에서 (6)열의 표본 역시 다르다. 본 분석의 종속변수는 비적정투자 수준의 절댓값이며, 주요검증변수는 국민연금의 배당압력을 의미하는 DIV×NPF이다. 변수정의는 <표 2>와 동일하다. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

| Var. | Divout (1) | | △Divout (2) | | Divta (3) | | △Divta (4) | | Divrate (5) | | △divrate (6) | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T |
| Intercept | 0.80*** | 7.95 | 0.70*** | 6.36 | 0.67*** | 7.63 | 0.58*** | 4.16 | 0.69*** | 7.76 | 0.53*** | 4.79 |
| DIV | 0.00*** | -3.47 | 0.00 | -0.98 | 0.00 | 0.79 | -0.02 | -1.63 | 0.00 | -0.15 | -0.02 | -0.53 |
| DIV×NPF | 0.00*** | 2.53 | 0.00 | 0.48 | 0.00 | 0.80 | 0.05*** | 2.75 | 0.02 | 1.20 | 0.18*** | 3.13 |
| NPF | -0.02 | -1.69 | 0.00 | 0.02 | 0.00 | 0.06 | -0.01 | -0.75 | 0.00 | -0.19 | -0.01 | -1.26 |
| SIZE | -0.02*** | -6.59 | -0.01*** | -4.90 | -0.01*** | -5.55 | -0.01*** | -2.51 | -0.01*** | -5.69 | -0.01*** | -4.00 |
| LEV | 0.04 | 1.62 | 0.02 | 0.63 | 0.03 | 1.52 | -0.04 | -1.23 | 0.03 | 1.55 | 0.10*** | 3.55 |
| ROA | 0.31*** | 3.48 | 0.26*** | 2.52 | 0.16* | 1.91 | 0.01 | 0.05 | 0.16** | 1.97 | 0.22*** | 2.16 |
| CFO | -0.05 | -0.83 | 0.10 | 1.45 | -0.10* | -1.94 | 0.06 | 0.74 | -0.10* | -1.89 | -0.03 | -0.40 |
| Z | 0.00 | 0.44 | 0.00 | -1.55 | 0.00* | 1.87 | 0.00 | -0.08 | 0.00** | 2.27 | 0.01*** | 3.31 |
| OPCYCLE | -0.02*** | -3.13 | -0.03*** | -3.10 | -0.04*** | -5.23 | -0.04*** | -3.62 | -0.04*** | -5.23 | -0.02** | -2.02 |
| MB | 0.01*** | 2.75 | 0.00 | -0.14 | 0.00 | 0.66 | 0.01*** | 2.48 | 0.00 | 0.65 | 0.00 | 0.27 |
| TANG | -0.13*** | -5.07 | -0.15*** | -5.14 | -0.11*** | -4.89 | -0.14*** | -4.12 | -0.11*** | -4.94 | -0.11*** | -3.72 |
| LOSS | 0.03*** | 2.27 | 0.03** | 2.19 | 0.02 | 1.57 | 0.03* | 1.88 | 0.02 | 1.50 | 0.01 | 0.82 |
| Adj.$R^2$ | 0.15 | | 0.10 | | 0.12 | | 0.12 | | 0.12 | | 0.14 | |
| Year/Industry Dummy | Included | | Included | | Included | | Included | | Included | | Included | |
| Obs. | 1,652 | | 1,026 | | 1,749 | | 831 | | 1,749 | | 968 | |
| Treated Obs. | 770 | | 463 | | 814 | | 354 | | 814 | | 440 | |
| Matched Obs. | 1,540 | | 926 | | 1,628 | | 708 | | 1,628 | | 880 | |

교차항(DIV×NPF)으로 측정하며, (1)열에서 (6)열은 현금배당수준(DIV) 측정치의 차이에 따른 것으로, 각각의 정의는 당기순이익 대비 현금배당액(DIVOUT)과 그 변동액(△DIVOUT), 총자산 대비 현금배당액(DIVTA)과 그 변동액(△DIVTA), 자본금 대비 현금배당액(DIVRATE)과 그 변동액(△DIVRATE) 등이다. 본 연구에서는 자기선택편의를 통제하기 위하여 PSM을 이용하여 매칭한 표본을 대상으로 검증한다. PSM의 기준은 국민연금의 배당압력 행사여부이며, DIV×NPF항이 양의 값을 가지는 경우(D_DIV×NPF = 1)를 국민연금이 배당압력을 행사하였다고 간주한다. 따라서 (1)열에서 (6)열의 PSM 매칭에 사용되는 로짓모형의 종속변수의 정의가 다르며, 그로 인해 PSM 매칭된 분석표본 역시 다르다. 각 열의 종속변수는 비정상투자수준의 절댓값이며, 주요검증변수는 국민연금의 배당압력을 의미하는 DIV×NPF이다.

국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향을 분석한 결과 (1), (4), (6)열의 DIV×NPF의 추정계수가 통계적으로 유의한 양의 값을 가지는 것이 나타난다. 이는 국민연금이 대량지분투자를 하고 있는 기업의 현금배당수준이나 현금배당수준의 변화가 클수록 비정상투자수준이 높음을 의미한다. 따라서 국민연금의 배당압력은 기업의 투자효율성을 저해한다고 볼 수 있다. 반면, 배당수준을 △Divout, Divta, Divrate로 측정한 경우 국민연금의 배당압력은 비적정투자 수준과 통계적으로 유의한 관련성이 없는 것으로 나타났다. 또한 배당수준변수보다는 배당의 변화량 변수로 국민연금의 배당압력을 측정한 경우, 비적정투자 수준과의 통계적 유의성이 높은 것으로 나타났다. 추가적으로 국민연금의 대량지분투자는 투자효율성에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 보인다. 또한 분석별로 통계적 유의성에는 차이가 있지만 기업규모가 작을수록 부채비율이 높을수록 수익성이 높을수록 영업현금흐름이 적을수록 파산위험이 높을수록 영업주기가 짧을수록 시장가치대 장부가치가 클수록 유형자산 비중이 낮을수록 손실발생 기업일수록 비적정투자 수준이 높은 경향이 있는 것으로 나타난다.

<표 6>에서는 표본을 비적정투자수준이 양인 경우(과잉투자 가능성이 높은 경우)와 음인 경우(과소투자 가능성이 높은 경우)로 나누어 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향에 대해 검증한다. 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향을 과잉투자와 과소투자로 구분하여 검증함으로써 국민연금의 배당압력의 효과를 보다 구체적으로 살펴보고자 한다. 배당과 투자사이의 일반적인 음의 관계를 고려한다면, 과잉투자 가능성이 높을 때 국민연금의 배당압력이 투자수준을 낮추어 비적정투자수준을 낮춘다면 투자효율성을 향상시키는 효과가 있을 것이다. 반면, 과소투자 가능성이 높을 때 국민연금의 배당압력이 투자수준을 낮춘다면 (비적정투자 수준의 절댓값의 크기가 커진다면) 투자효율성을 저해하는 효과가 있다고 해석할 수 있다.

<표 5>의 분석과 동일하게 <표 6>도 PSM을 이용하여 매칭한 표본을 대상으로 검증을 실시하며, 종속변수는 비적정투자수준의 절댓값이다. 먼저 과잉투자 가능성이 높은 집단을 대상으로 분석한 Panel A의 결과를 살펴보면, (4)열과 (6)열에서 DIV×NPF가 유의한 양의 계수를 가지는 것이 확인된다. 이는 과잉투자 가능성이 높은 기업들이 국민연금의 배당압력을 받으면 비정상투자수준은 더욱 증가하는 경향이 있음을 의미한다. 이러한 결과는 국민연금의

배당압력이 과잉투자를 억제하여 투자효율성을 향상시키는 효과가 있을 것이라는 예측에 반하는 것이다. <표 6>의 결과에 따르면, 과잉투자 가능성이 높은 기업들은 국민연금의 배당압력을 받은 후 오히려 투자를 증가시키는 경향이 있다고 볼 수 있다. 이는 과잉투자 가능성이 높은 기업들에게 국민연금의 압력에 의한 배당지급 혹은 배당증가는 투자를 감소시키는 효과가 없음을 의미한다. 혹은 국민연금의 배당압력을 회피하기 위하여 투자여력이 되는 기업들은 오히려 투자를 증가시키는 것으로도 해석이 가능하다.

Panel B에서는 과소투자 가능성이 높은 집단(AINV<0)을 대상으로, 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향에 대해 조사한다. Panel A와 동일하게 종속변수는 비적정투자 수준의 절댓값이다. 분석결과, (1)열에서 DIV×NPF의 계수 값이 통계적으로 유의한 양의 값을 가지는 것이 확인된다. 즉 과소투자 가능성이 높은 집단에서 국민연금의 배당압력은 비적정투자 수준의 증가를 초래하여 투자효율성을 저해하는 것으로 나타났다. 반면, 나머지 열에서는 DIV×NPF의 회귀계수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나, 국민연금의 배당압력이 과소투자 가능성이 높은 집단에 미치는 영향은 과잉투자 가능성이 높은 집단에 비해 그리 크지 않은 것으로 보인다. Panel B의 (1)열 결과를 통해 배당과 투자사이의 역의 관계가 확인되며, 국민연금의 배당압력이 과소투자 가능성이 높은 기업들의 투자위축을 초래할 수 있음을 알 수 있다. <표 6>과 <표 7>의 결과를 종합해보면, 국민연금의 배당압력은 투자효율성을 저해하는 것으로 나타났다. 구체적으로, 과소투자 가능성이 높은 기업의 경우에는 국민연금의 배당압력은 투자수준을 낮추어(비적정투자 수준의 절댓값 증가) 투자효율성을 저해하는 것으로 보인다. 또한 국민연금의 배당압력은 과잉투자를 억제하는 효과가 없으며, 오히려 국민연금의 배당압력 이후 과잉투자성향이 높은 기업들은 투자를 증가시키는 경향이 있는 것으로 보인다.

<표 7>의 Panel A에서는 국민연금이 저배당을 사유로 주주총회에서 반대의결권을 행사한 기업집단(D_LOW = 1)과 그렇지 않은 집단(D_LOW = 0) 간의 기업특성을 비교한 결과이다. 검증방법으로는 t-test와 wilcoxon-test를 사용하였고, 비교집단(D_LOW = 0)은 D_LOW 값을 기준으로 PSM을 이용하여 1:2로 매칭한 기업들로 구성하였다. 집단 간 평균을 비교해보면, 반대의결권을 행사한 기업집단의 비적정투자 수준이 비교기업집단에 비해 높으나 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다. 반대의결권을 행사한 기업들은 비교기업에 비해 규모가 크고 부채비율은 낮으며, 수익성은 높고, 영업현금흐름비율이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 국민연금이 주주총회에서 저배당을 사유로 반대의결권을 행사한 것이 타당함으로 보여준다. 반면 성장성이나 PER, 배당성향에서는 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다.

Panel B는 성향점수매칭을 위한 로지스틱회귀분석인 모형 (5)의 분석결과를 보여준다. 종속변수는 저배당을 사유로 반대의사결정을 한 여부(D_LOW)이며, 독립변수는 앞 절과 동일하다. 분석결과 국민연금은 규모가 클수록 부채비율이 낮을수록 배당성향이 낮을수록 저배당을 사유로 반대의결권을 행사하는 것으로 나타났다. 표본기간 동안 국민연금이 저배당을 사유로 반대의결권을 행사한 기업-연도 표본은 81개이며, 1:2로 매칭되어 통제집단은 162개로 구성된 것도 확인된다.

〈표 6〉 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향-과잉투자/과소투자로 구분

아래 표는 <표 5>에서 실시한 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향에 대한 분석을 과잉투자와 과소투자로 구분하여 분석한 결과이다. 앞의 분석과 마찬가지로 모든 분석은 PSM을 이용(기준: 국민연금의 배당압력 행사여부, D_DIV×NPF = 1)하여 1:2로 매칭된 표본을 대상으로 실시하였기 때문에 (1)에서 (6)열의 표본은 각각 다르다. Panel A는 비적정투자 수준이 0보다 큰 과잉투자 가능성이 높은 집단을 대상으로 분석한 결과이고, Panel B는 비적정투자 수준이 0보다 작은 과소투자 가능성이 높은 집단을 대상으로 분석한 결과이다. Panel A와 Panel B의 종속변수는 비적정투자 수준의 절댓값이다. (1)에서 (6)열의 차이는 현금배당수준을 나타내는 DIV 변수에 대한 정의이다. 본 분석의 주요검증변수는 국민연금의 배당압력을 의미하는 DIV×NPF이며, 기타통제변수는 <표 5>와 동일하다. 변수정의는 <표 2>와 동일하다. 지면관계상 기타 통제변수의 보고는 생략하며, 모든 분석은 연도더미와 산업더미를 포함한다. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

Panel A: 과잉투자 가능성이 높은 집단(AINV > 0)

| dep: AINV Var. | (1) Divout | | (2) △Divout | | (3) Divta | | (4) △Divta | | (5) Divrate | | (6) △divrate | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T |
| DIV | 0.00* | -1.93 | 0.00 | -0.11 | 0.01 | 0.89 | -0.03 | -1.25 | -0.02 | -0.63 | -0.10 | -1.39 |
| DIV×NPF | 0.00 | 1.22 | 0.00 | 0.23 | 0.00 | 0.10 | 0.11*** | 2.99 | 0.03 | 0.93 | 0.36*** | 3.39 |
| NPF | -0.03 | -1.32 | 0.00 | -0.16 | -0.01 | -0.44 | -0.02 | -0.77 | -0.02 | -0.95 | -0.02 | -1.04 |
| Adj.$R^2$ | 0.19 | | 0.12 | | 0.17 | | 0.20 | | 0.17 | | 0.18 | |
| Obs. | 695 | | 422 | | 721 | | 352 | | 721 | | 393 | |

Panel B: 과소투자 가능성이 높은 집단(ANIV < 0)

| dep: AINV Var. | Divout | | △Divout | | Divta | | △Divta | | Divrate | | △divrate | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T |
| DIV | 0.00*** | -2.50 | 0.00 | -0.24 | 0.00 | 0.24 | -0.01 | -0.63 | 0.00 | -0.36 | 0.07 | 1.66 |
| DIV×NPF | 0.00*** | 2.56 | 0.00 | -0.35 | 0.00 | 0.28 | 0.01 | 0.98 | 0.01 | 0.59 | -0.02 | -0.38 |
| NPF | -0.01 | -1.47 | 0.01 | 1.05 | 0.01 | 0.83 | 0.00 | -0.09 | 0.00 | 0.64 | -0.01 | -0.80 |
| Adj.$R^2$ | 0.14 | | 0.12 | | 0.14 | | 0.15 | | 0.14 | | 0.16 | |
| Obs. | 957 | | 604 | | 1,028 | | 479 | | 1,028 | | 575 | |

〈표 7〉 국민연금이 저배당을 사유로 반대의결권을 행사한 기업 특성 비교

아래의 표의 Panel A에서는 국민연금이 저배당을 사유로 반대의결권을 행사한 기업(D_LOW = 1) 집단과 그렇지 않은 집단(D_LOW = 0)간의 기업특성을 비교한 결과이다. 두 집단은 D_LOW 변수를 기준으로 PSM에 의해 매칭되었다. PSM 매칭 결과는 Panel B에서 보여준다. 변수정의는 <표 2>와 동일하다. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

Panel A: 기업 집단 간 특성 비교(D_LOW = 1 vs. D_LOW = 0)

| Var. | D_LOW = 0 Mean(Obs.) | D_LOW = 1 Mean(Obs.) | DIFF Mean | T-test T-value | Wilcoxon test Z-value |
|---|---|---|---|---|---|
| AINV | 0.13(134) | 0.14(72) | -0.01 | -0.49 | -0.95 |
| SIZE | 25.85(162) | 26.92(81) | -1.07 | -6.01*** | 6.03*** |
| LEV | 0.42(162) | 0.32(81) | 0.1 | 4.04*** | -4.14*** |
| ROA | 0.02(162) | 0.05(81) | -0.03 | -2.22** | 3.1*** |
| CFO | 0.04(162) | 0.08(81) | -0.04 | -2.84*** | 2.42*** |
| NIR | -0.32(162) | -0.16(81) | -0.16 | -0.37 | 0.53 |
| PER | 24.65(162) | 24.5(81) | 0.15 | 0.01 | 1.58* |
| DIVOUT | 121.22(162) | 123.56(81) | -2.34 | 0.48 | 0.26 |

Panel B: 저배당을 사유로 반대의결권을 행사 결정 모형-Logistic for PSM

$$D_LOW_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 SIZE_{i,t} + \gamma_2 LEV_{i,t} + \gamma_3 ROA_{i,t} + \gamma_4 NIR_{i,t} + \gamma_5 Market_{i,t} + \gamma_6 PER_{i,t} + \gamma_7 DIVOUT_{i,t} + \delta_{i,t}$$

| Parameter | Est. | Std. | P-value |
|---|---|---|---|
| Intercept | -25.69 | 275.40 | 0.93 |
| SIZE | 0.48*** | 0.09 | <.0001 |
| LEV | -4.73*** | 0.78 | <.0001 |
| ROA | 1.25 | 1.51 | 0.41 |
| NIR | -0.02 | 0.03 | 0.55 |
| Market | 0.29 | 0.33 | 0.38 |
| PER | -0.00 | 0.00 | 0.14 |
| DIVOUT | -0.02*** | 0.01 | 0.00 |
| Year/Industry dummy | included | | |
| Obs. | 10,179 | | |
| Likelihood Ratio | 187.53*** | | |
| Treated Obs.(D_LOW = 1) | 81 | | |
| Control Obs.(D_LOW = 0) | 162 | | |

다음은 국민연금의 배당압력을 국민연금이 주주총회에서 저배당을 사유로 반대의결권을 행사한 여부로 측정하여 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미친 영향을 분석한 모형 (6)의 분석결과이다. 이 측정치는 앞 절의 국민연금의 대량지분투자 여부와 현금배당수준과의 교차항으로 배당압력을 측정한 것보다 직접적으로 배당압력을 측정한다는 장점이 있지만 표본수가 적어 실증분석을 실시함에 있어 한계가 있다는 단점이 있다. 앞의 분석과 마찬가지로 저배당을 사유로 반대의결권을 행사한 여부(D_LOW)를 기준으로 PSM을 통해 검증표본을 구성하여 분석을 실시한다. <표 8>의 (1)열은 PSM으로 매칭된 검증표본 전체를 대상으로 국민연금의

배당압력이 투자효율성에 미치는 영향을 검증한 것이며, (2)열과 (3)열은 비적정투자 수준을 중심으로 과소투자 가능성이 높은 집단과 과잉투자 가능성이 높은 집단으로 구분하여 검증한 결과이다. 모든 분석의 종속변수는 비적정투자 수준의 절댓값이다. (1)열의 분석결과 D_LOW는 양의 유의한 계수를 가지는 것으로 나타나 이전의 분석결과와 질적으로 동일하다. 즉 국민연금의 배당압력은 비적정투자 수준을 증가시키는 것이 재차 확인된다. 하지만 (2)열과 (3)열에서 D_LOW의 계수값은 양의 값이긴 하나 통계적으로 유의하지 않다. 이는 검증에 필요한 표본수가 충분히 확보되지 않음에 따라 나타난 것으로 추측된다.

〈표 8〉 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향 2

아래 표는 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향에 대해 회귀분석을 실시한 결과이다. <표 5>, <표 6>과의 차이점은 국민연금의 배당압력을 국민연금이 저배당을 사유로 반대 의결권을 행사한 여부(D_LOW)로 측정한 것이다. 앞의 분석과 마찬가지로 국민연금의 배당압력행사 여부(D_LOW = 1)를 기준으로 PSM을 이용하여 1:2로 매칭된 표본을 구성하였다. 표의 (1)열은 PSM으로 구성한 표본을 대상으로 분석을 실시한 결과이며, (2), (3)열은 (1)열의 표본을 과소투자 가능성이 높은 집단(AINV < 0)과 과잉투자 가능성이 높은 집단(AINV > 0)으로 분류한 후 분석한 결과이다. 변수정의는 <표 2>와 동일하다. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

$$|AINV_{i,t}| = \beta_0 + \beta_1 D_LOW_{i,t} + \sum \beta_j controls_{i,t-1}$$

| Variable. | (1) Total | | (2) UNDER(AINV < 0) | | (3) OVER(AINV > 0) | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Est. | T | Est | T | Est. | t. |
| Intercept | 0.59* | 1.83 | 0.32 | 1.60 | -0.03 | -0.03 |
| D_LOW | 0.06** | 2.06 | 0.01 | 0.73 | 0.13 | 1.63 |
| SIZE | -0.01 | -1.11 | -0.01 | -1.39 | 0.01 | 0.18 |
| LEV | -0.02 | -0.22 | 0.00 | 0.00 | 0.06 | 0.20 |
| ROA | 0.13 | 0.75 | -0.09 | -0.88 | 0.82 | 1.35 |
| CFO | -0.11 | -0.72 | 0.05 | 0.52 | -0.75 | -1.46 |
| Z | -0.01 | -1.06 | 0.00 | 0.91 | 0.01 | 0.28 |
| OPCYCLE | -0.02 | -0.83 | 0.00 | 0.13 | -0.04 | -0.59 |
| MB | 0.02* | 1.72 | 0.00 | 0.03 | 0.04 | 0.89 |
| TANG | -0.02 | -0.18 | 0.00 | 0.08 | 0.09 | 0.41 |
| LOSS | 0.04 | 1.09 | 0.04 | 1.51 | 0.13 | 1.22 |
| Year/Industry dummy | Included | | Included | | Included | |
| Adj.$R^2$ | 0.12 | | 0.29 | | 0.09 | |
| Obs. | 206 | | 124 | | 82 | |

## 4.3 강건성분석

<표 9>에서는 강건성분석의 일환으로 2SLS을 이용하여 분석한 결과를 제시한다. OLS을 이용하여 모형 (4)를 추정하는 경우 발생 가능한 문제는 배당수준을 나타내는 $DIV_{i,t}$ 변수가 내생적으로 결정될 수 있다는 점이다. 또한 내생변수와 외생변수의 교차항 역시 내생적이기 때문에 만약 $DIV_{i,t}$가 내생적이라면, $DIV_{i,t}$ 변수와 교차항인 $DIV_{i,t} \times NPF_{i,t-1}$ 역시 내생적이다 (Wooldridge, 2002). 따라서 발생 가능한 내생성문제를 통제하기 위하여 본 연구에서는 2SLS를

이용한다. 2SLS의 첫 번째 단계에서는 내생변수를 도구변수와 모형 (4)의 통제변수들을 이용하여 추정한다. 두 번째 단계에서는 첫 번째 단계에서 예측한 값을 내생변수로 대체한 다음 모형 (4)를 추정한다. 여기서 중요한 것은 $DIV_{i,t}$와 $NPF_{i,t-1}$의 교차항을 첫 번째 단계에서 추정한 $DIV_{i,t}$와 $NPF_{i,t-1}$를 단순히 곱하는 것으로는 $DIV_{i,t} \times NPF_{i,t-1}$의 내생성 문제가 해결되지 않는다는 것이다(Wooldridge, 2002, 236). $DIV_{i,t} \times NPF_{i,t-1}$의 내생성을 통제하는 방법은 첫 번째 단계에서 $DIV_{i,t} \times NPF_{i,t-1}$도 도구변수를 이용하여 추정하는 것이다.

$DIV_{i,t}$변수의 도구변수는 현재의 배당수준을 결정하는 주요인자이면서 투자효율성($AINV_{i,t}$)에 직접적으로 영향을 주지 않는 변수여야 한다. 따라서 본 연구에서는 Lintner(1956)와 Ramalingegowda et al.(2013)을 참고하여 과거의 배당수준을 현재의 배당수준에 대한 도구변수로 사용한다. 선행연구에 따르면 전기의 배당과 당기의 투자 사이에는 직접적인 인과관계가 없는 것으로 알려져 있다(Fama, 1974; Peterson and Benesh, 1983). 하지만 바로 직전연도의 배당수준은 여전히 당기의 투자규모에 영향을 미칠 소지가 있으므로 본 연구에서는 2기전의 배당수준과 3기전의 배당수준인 $DIV_{i,t-2}$와 $DIV_{i,t-3}$[12]을 당기의 배당수준을 추정하는 도구변수로 사용한다. 배당수준($DIV_{i,t}$)을 추정하는 도구변수가 $DIV_{i,t-2}$, $DIV_{i,t-3}$이므로 $DIV_{i,t} \times NPF_{i,t-1}$의 도구변수 역시 $DIV_{i,t-2} \times NPF_{i,t-1}$, $DIV_{i,t-3} \times NPF_{i,t-1}$을 사용한다(Wooldridge, 2002, 122). 따라서 2SLS의 1단계에서 내생변수인 $DIV_{i,t}$와 $DIV_{i,t} \times NPF_{i,t-1}$를 도구변수인 $DIV_{i,t-2}$, $DIV_{i,t-2} \times NPF_{i,t-1}$, $DIV_{i,t-3}$, $DIV_{i,t-3} \times NPF_{i,t-1}$와 모형 (3)의 모든 통제변수를 투입하여 추정한다.

<표 9>의 Panel A에서는 2SLS의 첫 번째 단계 중 배당수준(DIV)을 추정한 결과가 제시되어 있으며, Panel B에서는 2SLS의 첫 번째 단계 중 국민연금의 배당압력 변수(DIV×NPF)를 추정한 결과가 제시되어 있다. 단, 지면관계상 Panel A와 Panel B에서 도구변수로 투입된 SIZE, LEV, ROA, CFO, Z, OPCYCLE, MB, TANG, LOSS 및 연도 및 산업더미와 절편항의 결과보고는 생략하였다. Panel A의 (a1), (a3), (a5)에 따르면 당기의 배당수준은 2기전과 3기전의 배당수준과 유의한 양의 관련성이 있으며, 추정된 회귀계수값이 1보다 작아 배당수준은 시계열적으로 안정적임을 알 수 있다. 반면 Panel A의 (a2), (a4), (a6)에서 보고되는 배당의 변화량 변수의 경우는 과거의 배당의 변화량과는 일관된 관련성이 보이지 않는다.

Panel B에서는 국민연금의 배당압력에 대한 도구변수들의 추정결과를 제시한다. 분석결과 panel B의 (b4)를 제외하고는 당기의 DIV×NPF는 2기전, 3기전의 DIV×NPF와 통계적으로 유의한 양의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 즉 국민연금이 배당압력을 행사한 경우에는 2기전, 3기전에도 국민연금이 배당압력을 행사하였을 가능성이 높다고 볼 수 있다. Panel B의 하단에는 Panel A와 B에서 사용한 도구변수들의 적합성을 판단하기 위한 두 가지 검정에 대한 결과가 제시되어 있다. 먼저 도구변수의 유의성 검증 결과인 F 검정통계량(minimum

12) Lintner(1956)와 Ramalingegowda et al.(2013)에서는 당기배당수준을 추정하는 도구변수로 전기 배당수준을 사용하였다. 하지만 전기의 배당수준이 당기의 투자규모와 여전히 밀접하게 연관되어 있을 것으로 사료되므로, 본 연구에서는 2기전과 3기전의 배당수준을 도구변수로 사용하였다. 이러한 의견을 제공해주신 익명의 심사자에게 감사드린다.

### 〈표 9〉 강건성분석 1-2SLS

<표 9>는 내생성을 통제하기 위하여 2SLS을 이용하여 강건성분석을 한 결과이다. Panel A는 2SLS의 첫 번째 단계로, 배당압력을 측정하는데 사용되는 주요변수 중 하나인 배당수준(DIV)을 추정한 결과를 제시한다. Panel B 역시 2SLS의 첫 번째 단계로, 국민연금의 배당압력(DIV×NPF)을 추정한 결과를 제시한다. Panel C는 2SLS의 두 번째 단계로, Panel A, Panel B에서 추정한 DIV, DIV×NPF를 이용하여 국민연금의 배당압력과 투자효율성과의 관계를 검증한 결과를 제시한다. <표 9>의 분석 역시 성향점수 매칭법(PSM)을 이용하여 구성한 표본을 대상으로 한다. Panel A, B의 종속변수는 당기의 배당수준(DIV), 국민연금의 배당압력 변수(DIV×NPF)이며, Panel C의 종속변수는 비적정투자 수준의 절댓값이다. 변수정의는 <표 2>와 동일하며, Panel A와 B의 모든 분석에는 연도와 산업더미를 포함한다. 지면관계상 Panel A, B의 절편항과 기타 통제변수(SIZE, LEV, ROA, CFO, Z, OPCYCLE, MB, TANG, LOSS)의 결과보고는 생략한다. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

Panel A: 배당수준(DIV)추정하기 위한 2SLS의 첫 번째 단계

$$(a): DIV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DIV_{i,t-2} + \beta_2 DIV_{i,t-2} \times NPF_{i,t-1} + \beta_3 DIV_{i,t-3} + \beta_4 DIV_{i,t-3} \times NPF_{i,t-1} + \beta_5 NPF_{i,t-1} + \sum \beta_j controls_{i,t-1} + \eta_{i,t}$$

| Independent Variable | (a1) Divout | | (a2) △Divout | | (a3) Divta | | (a4) △Divta | | (a5) Divrate | | (a6) △divrate | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T |
| DIV2 | 0.30*** | 8.89 | -0.05 | -0.92 | 0.57*** | 21.13 | -0.11*** | -2.60 | 0.76*** | 21.78 | 0.12*** | 2.66 |
| DIV2×NPF | -0.13** | -2.25 | 0.13 | 1.60 | -0.15*** | -2.68 | 0.10 | 1.31 | -0.08 | -1.47 | 0.02 | 0.36 |
| DIV3 | 0.21*** | 5.84 | 0.00* | 0.06 | 0.15*** | 5.71 | -0.18*** | -4.14 | 0.12*** | 3.29 | 0.01 | 0.11 |
| DIV3×NPF | -0.07 | -1.17 | 0.06 | 0.61 | 0.06 | 1.07 | 0.26*** | 3.72 | 0.08 | 1.37 | 0.23*** | 3.80 |
| Adj.$R^2$ | 0.16 | | 0.08 | | 0.74 | | 0.09 | | 0.77 | | 0.14 | |
| Obs. | 1,888 | | 1,133 | | 1,982 | | 898 | | 2,004 | | 1,089 | |

Panel B: 국민연금의 배당압력(DIV×NPF) 변수를 추정하기 위한 2SLS의 첫 번째 단계

$$(b): DIV_{i,t} \times NPF_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 DIV_{i,t-2} + \beta_2 DIV_{i,t-2} \times NPF_{i,t-1} + \beta_3 DIV_{i,t-3} + \beta_4 DIV_{i,t-3} \times NPF_{i,t-1} + \beta_5 NPF_{i,t-1} + \sum \beta_j controls_{i,t-1} + \eta_{i,t}$$

| Independent Variable | (b1) Divout | | (b2) △Divout | | (b3) Divta | | (b4) △Divta | | (b5) Divrate | | (b6) △divrate | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T |
| DIV2 | -0.01 | -0.41 | 0.00 | 0.16 | -0.04*** | -2.82 | 0.01 | 0.21 | -0.03 | -1.27 | 0.00 | 0.06 |
| DIV2×NPF | 0.19*** | 5.89 | 0.10** | 2.05 | 0.58*** | 18.53 | -0.09* | -1.89 | 0.75*** | 18.42 | 0.14*** | 3.14 |
| DIV3 | -0.01 | -0.43 | 0.00 | 0.12 | -0.01 | -0.47 | 0.00 | 0.03 | 0.00 | 0.02 | -0.01 | -0.34 |
| DIV3×NPF | 0.17*** | 5.02 | 0.07 | 1.28 | 0.22*** | 7.29 | 0.08* | 1.80 | 0.19*** | 4.50 | 0.23*** | 5.16 |
| Adj.$R^2$ | 0.38 | | 0.04 | | 0.82 | | 0.06 | | 0.83 | | 0.21 | |
| Obs. | 1,888 | | 1,133 | | 1,982 | | 898 | | 2,004 | | 1,089 | |
| 도구변수의 적합도 검증 결과(H0 = instruments are weak) | | | | | | | | | | | | |
| F-statistics | 15.19** | | 1.04 | | 456.16*** | | 3.82 | | 653.06*** | | 7.11 | |
| 도구변수의 over-identification 검증 결과(H0 = 도구변수들은 오차항과 상관관계가 없다.) | | | | | | | | | | | | |
| Sargan $Chi^2$ | 0.64 | | 1.29 | | 1.87 | | 5.25* | | 1.79 | | 1.80 | |

<표 9> 강건성분석 1-2SLS(계속)

Panel C: 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향을 분석한 2SLS의 두 번째 단계

$$(c): |AINV_{i,t}| = \gamma_0 + \gamma_1 \widehat{DIV}_{i,t} + \gamma_2 DIV_{i,t} \widehat{\times NPF}_{i,t-1} + \gamma_3 NPF_{i,t-1} + \sum \gamma_j controls_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$$

| Independent Variable | (c1) Divout | | (c2) △Divout | | (c3) Divta | | (c4) △Divta | | (c5) Divrate | | (c6) △divrate | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T |
| Intercept | 0.72*** | 6.89 | 0.60*** | 2.96 | 0.64*** | 7.09 | 0.44*** | 2.53 | 0.64*** | 7.09 | 0.40*** | 2.80 |
| DIV | 0.00 | -0.52 | 0.00 | -0.49 | 0.00 | -0.79 | 0.00 | -0.05 | -0.02 | -1.39 | 0.77** | 2.00 |
| DIV×NPF | 0.00* | 1.70 | 0.00 | 1.15 | 0.02** | 2.13 | 0.13 | 1.25 | 0.05*** | 2.58 | -0.24 | -0.55 |
| NPF | -0.04 | -1.60 | -0.03 | -1.11 | -0.01 | -1.02 | -0.02 | -1.06 | -0.01 | -1.36 | -0.02 | -1.25 |
| SIZE | -0.02*** | -5.40 | -0.01* | -1.77 | -0.01*** | -5.25 | 0.00 | -0.74 | -0.01*** | -5.20 | -0.01*** | -2.52 |
| LEV | 0.03 | 1.21 | 0.01 | 0.14 | 0.03 | 1.46 | -0.04 | -1.06 | 0.03 | 1.58 | 0.09*** | 3.20 |
| ROA | 0.32*** | 3.56 | 0.23 | 0.66 | 0.13 | 1.50 | 0.00 | 0.03 | 0.13 | 1.58 | 0.22** | 2.04 |
| CFO | -0.04 | -0.65 | 0.13 | 1.61 | -0.09* | -1.64 | 0.07 | 0.81 | -0.09* | -1.65 | -0.12* | -1.72 |
| Z | 0.00 | -0.93 | 0.00* | -1.71 | 0.00* | 1.73 | 0.00 | -0.91 | 0.00** | 2.08 | 0.00 | 0.96 |
| OPCYCLE | -0.02*** | -2.88 | -0.02 | -1.52 | -0.03*** | -4.50 | -0.04*** | -3.51 | -0.03*** | -4.37 | 0.00 | -0.50 |
| MB | 0.01*** | 4.23 | 0.00 | 0.20 | 0.00 | 0.76 | 0.01*** | 2.94 | 0.00 | 0.75 | 0.00 | 0.29 |
| TANG | -0.12*** | -5.00 | -0.16*** | -4.31 | -0.11*** | -4.92 | -0.14*** | -4.17 | -0.11*** | -5.10 | -0.13*** | -4.26 |
| LOSS | 0.03** | 2.32 | 0.04 | 0.42 | 0.01 | 1.04 | 0.03* | 1.66 | 0.01 | 0.92 | 0.01 | 0.61 |
| Adj.$R^2$ | 0.14 | | 0.08 | | 0.11 | | 0.10 | | 0.11 | | 0.12 | |
| Obs. | 1,576 | | 960 | | 1,642 | | 779 | | 1,663 | | 914 | |

eigenvalue statistic)을 살펴보면, (1), (3), (5)열에서 귀무가설이 기각되어 사용된 도구변수가 적절한 것으로 나타났다. 이는 국민연금의 배당압력을 배당의 수준변수를 이용하여 측정한 경우에는 2기전, 3기전의 배당수준이 당기의 배당수준에 대한 도구변수로 적절함을 의미한다. 반면 국민연금 배당압력을 배당의 변화량 변수로 측정한 (2), (4), (6)열의 도구변수는 내생변수와 상관관계가 약한 것으로 나타났다. 따라서 당기 배당의 변화량 변수에 대해 과거 배당의 변화량 변수는 도구변수로 적절하지 않다고 판단된다. 또한 과대식별된 도구변수들에 대한 Sargan 검정의 결과, (4)열(p값: 0.07)을 제외하고는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 이는 사용된 도구변수들이 오차항과 상관관계가 없으므로, 도구변수로 적합함을 의미한다.[13)]

Panel C는 2SLS의 2단계 결과로, 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향에 대해 내생성을 통제한 결과를 제시한다. Panel C에 따르면 DIV 변수가 Divout인 (c1)열, DIV 변수가 Divta인 (c3)열 DIV 변수가 Divrate인 (c5)열에서 국민연금의 배당압력(DIV×NPF)과 비적정투자 수준간에 통계적으로 유의한 양의 관련성이 있는 것이 확인된다. 특히 통계적으로 유의한 결과를 보인 (c1), (c3), (c5)열은 배당을 수준변수로 측정한 것이면서 동시에 도구변수의 적합성이 검증된 열이다. 따라서 본 연구에서 사용된 배당수준은 내생변수로 볼 수 있으며, 내생성을 통제한 경우에도 국민연금의 배당압력은 투자효율성에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타나 앞 절의 결과와 질적으로 다르지 않음을 알 수 있다.

<표 10>에서는 투자효율성 측정함수를 식 (1)을 이용하여 추정하여 동일한 분석을 실시한 결과를 보여준다. 표로 제시하지는 않았지만, 식 (1)에 대한 Fama and Macbeth(1973) 회귀분석 결과, Q의 계수는 0.03(t값: 3.91), CFO의 계수는 0.08(t값: 8.00)이며, $Adj.R^2$는 평균 10.63인 것으로 나타났다. <표 10>의 분석도 마찬가지로 PSM에 의해 매칭된 검증표본을 대상으로 하였다. Panel A의 결과를 살펴보면, (1), (4), (6)열에서 DIV×NPF의 계수가 양의 유의한 값을 가지는 것으로 나타나 국민연금의 배당압력은 투자효율성을 저해하는 것으로 나타났다. 과소투자 가능성이 높은 집단을 중심으로 검증한 Panel B의 결과를 살펴보면 (1)열에서 DIV×NPF는 양의 유의한 계수를 가지는 것이 확인되어, 국민연금의 배당압력은 투자수준을 낮추어 투자효율성을 저해하는 것으로 나타났다. 반면, (6)열에서는 DIV×NPF가 음의 계수를 가지는 것이 확인되나 통계적 유의성은 10% 수준으로 낮다. 과잉투자 가능성이 높은 집단을 중심으로 검증한 Panel C의 결과를 살펴보면, (1), (4), (6)열에서 DIV×NPF는 양의 유의한 계수를 가지는 것으로 나타나 국민연금의 배당압력은 마찬가지로 투자효율성을 저해하는 것으로 나타났다. 앞 절의 결과와 일관되게 국민연금의 배당압력은 오히려 과잉투자 가능성이 높은 기업들의 투자수준을 높여 투자효율성을 저해하는 것이 확인된다. 혹은 기업들은 국민연금의

13) 과대식별된 도구변수의 적합성을 판단하기 위해서는 두 가지 검정이 필요하다. 먼저, 사용된 도구변수들이 내생변수와 적절한 상관관계가 있는 지(weak instrument)를 판단하여야 한다. 이 때 귀무가설은 도구변수들이 내생적 설명변수와 상관관계가 없다는 것으로 귀무가설을 기각하는 경우 도구변수가 적합하다고 볼 수 있다. 두 번째는 도구변수들이 오차항과 상관관계가 있는 지(Sargan 혹은 Basmann의 과대식별 검정)를 판단해야 한다. 이 때 귀무가설은 도구변수가 오차항과 상관관계가 없다는 것으로 귀무가설이 기각되지 않는 경우 도구변수들이 적합하다고 판단한다.

<표 10> 강건성분석 2-투자효율성 측정 변수 변경

아래 표는 강건성분석의 일환으로 투자효율성을 토빈큐 투자함수인 모형 (1)을 이용하여 측정한 결과를 보여준다. 앞의 분석과 마찬가지로 모든 분석은 PSM을 이용(기준: 국민연금의 배당압력 행사여부, D_DIV×NPF = 1)하여 1:2로 매칭된 표본을 대상으로 실시하였으며, (1)에서 (6)열의 분석대상 표본은 각각 다르다. Panel A는 PSM을 이용하여 매칭한 전체표본을 대상으로 분석한 결과이며, B, C는 비적정투자 수준을 0을 기준으로 과소투자 가능성이 높은 집단과 과잉투자 가능성이 높은 집단으로 구분하여 분석한 결과를 나타낸다. Panel A, B, C의 종속변수는 비적정투자수준의 절댓값이다. (1)에서 (6)열의 차이는 현금배당수준을 나타내는 DIV 변수에 대한 정의이다. 본 분석의 주요검증변수는 국민연금의 배당압력을 의미하는 DIV×NPF이며, 기타 통제변수는 <표 5>와 동일하다. 변수정의는 <표 2>와 동일하다. 지면관계상 기타통제변수의 보고는 생략하며, 모든 분석은 연도더미와 산업더미를 포함한다. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

Panel A: 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향

| dep: AINV | (1) | | (2) | | (3) | | (4) | | (5) | | (6) | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Var. | Divout | | △Divout | | Divta | | △Divta | | Divrate | | △divrate | |
| | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T |
| DIV | 0.00*** | -3.54 | 0.00 | -1.29 | 0.00 | 0.54 | -0.02 | -1.91 | 0.00 | 0.26 | 0.03 | .0.72 |
| DIV×NPF | 0.00*** | 2.63 | 0.00 | 1.33 | 0.01 | 0.81 | 0.05*** | 2.53 | 0.02 | 0.87 | 0.12*** | 2.06 |
| NPF | -0.02** | -2.26 | -0.01 | -0.61 | -0.01 | -0.78 | -0.01 | -0.86 | -0.01 | -0.83 | -0.01 | -1.19 |
| Adj.$R^2$ | 0.16 | | 0.11 | | 0.13 | | 0.15 | | 0.13 | | 0.15 | |
| Obs. | 1,652 | | 1,026 | | 1,749 | | 831 | | 1,749 | | 968 | |

Panel B: 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향-과소투자 가능성이 높은 집단을 중심으로(ANIV < 0)

| dep: AINV | Divout | | △Divout | | Divta | | △Divta | | Divrate | | △divrate | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Var. | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T |
| DIV | 0.00*** | -2.05 | 0.00 | -1.28 | 0.00 | 0.47 | 0.00 | -0.42 | 0.00 | 0.26 | 0.09*** | 2.55 |
| DIV×NPF | 0.00** | 1.97 | 0.00 | 0.79 | 0.00 | -0.22 | 0.01 | 1.08 | -0.01 | -1.00 | -0.09* | -1.92 |
| NPF | -0.02*** | -2.73 | -0.01 | -1.45 | -0.01 | -1.21 | -0.01 | -1.62 | 0.00 | -0.64 | -0.01 | -1.38 |
| Adj.$R^2$ | 0.19 | | 0.15 | | 0.18 | | 0.21 | | 0.18 | | 0.21 | |
| Obs. | 1,003 | | 646 | | 1,065 | | 518 | | 1,065 | | 578 | |

Panel C: 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향-과잉투자 가능성이 높은 집단을 중심으로(AINV > 0)

| dep: AINV | Divout | | △Divout | | Divta | | △Divta | | Divrate | | △divrate | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Var. | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T |
| DIV | 0.00*** | -2.72 | 0.00 | -1.06 | 0.00 | 0.13 | -0.04 | -1.39 | -0.02 | -0.87 | 0.00 | 0.05 |
| DIV×NPF | 0.00*** | 2.33 | 0.00 | 1.08 | 0.01 | 0.91 | 0.12*** | 2.79 | 0.05 | 1.32 | 0.25** | 2.07 |
| NPF | -0.04 | -1.54 | 0.01 | 0.59 | -0.01 | -0.31 | -0.01 | -0.24 | -0.01 | -0.54 | -0.02 | -0.84 |
| Adj.$R^2$ | 0.20 | | 0.15 | | 0.19 | | 0.25 | | 0.19 | | 0.21 | |
| Obs. | 649 | | 380 | | 684 | | 313 | | 684 | | 390 | |

배당압력에도 불구하고 투자수준을 오히려 높이는 경향이 있는 것으로도 해석이 가능하다. 결론적으로 과소투자 가능성이 높은 기업의 경우, 국민연금의 배당압력은 투자수준을 낮추어 투자효율성을 저해하며, 과잉투자 가능성이 높은 기업의 경우에는 국민연금의 배당압력은 투자수준을 억제하는 효과가 없음을 알 수 있다.

<표 11>은 강건성 분석의 일환으로 패널분석을 실시한 결과를 제시한다. 앞 절의 모든 회귀분석에는 연도 및 산업더미를 포함하여 시간과 산업의 특성을 통제하였다. 하지만 시간의 흐름에도 불변하는 관찰되지 않는 기업의 특성들(time-invariant unobserved firm characteristics)이 본 연구의 결과에 여전히 영향을 줄 수 있다. 이를 통제하고 동시에 누락변수의 문제도 완화하기 위하여 패널회귀분석을 실시한다. 단, 분석을 위한 표본 수를 확보하기 위하여 불균형패널을 구성하여 분석하였다.

<표 11>의 panel A에서는 전체집단에 대해 고정효과 패널회귀분석을 실시한 결과를 보여준다. 패널회귀모형에서는 오차항을 고정효과로 볼 것인지, 확률효과로 볼 것인지에 따라 추정방법이 달라진다(민인식, 최필선, 2012). 본 연구에서는 추정모형을 선택하기 위해 하우스만 검정(Hausman test)을 실시하였으며, 그 결과 고정효과 모형이 적절하다[14]는 결론에 따라 고정효과 패널회귀분석 결과를 중심으로 보고한다. 분석결과, (3), (4), (5)열에서 국민연금 배당압력과 비적정 투자수준 사이의 통계적으로 유의한 양의 관련성이 확인되어, 앞 절의 결과와 질적으로 동일함을 알 수 있다. Panel B에서는 과잉투자 가능성이 높은 집단을 대상으로 고정효과 패널회귀분석을 실시한 결과를 나타낸다. 분석결과, (1), (3), (4), (5)열에서 국민연금의 배당압력의 회귀계수가 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가진다. 이는 국민연금의 배당압력이 투자효율성을 저해하는 것이 특히 과잉투자 가능성이 높은 집단에서 비롯된다는 앞 절의 결과를 재차 확인해주는 것이다. 반면 과소투자 가능성이 높은 집단에서는 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타났다.

추가적으로 표로 제시하지는 않았지만 국민연금의 배당압력을 국민연금이 저배당을 사유로 반대의결권을 행사한 여부(D_LOW)로 측정한 경우에 대해 패널회귀분석을 실시해보았다. 먼저, 고정효과와 확률효과 모형을 선택하기 위하여 하우스만 검정을 실시한 결과 $Chi^2$ 값이 14.27 (p-value: 0.1612)로 확인되어 확률효과 모형이 보다 적절한 것으로 나타났다. 확률효과 패널회귀분석 결과 D_LOW의 회귀계수값이 0.06(p-value: 0.026)으로 나타나 앞 절의 결과와 질적으로 동일하였다. 즉 국민연금의 배당압력은 투자효율성을 저해하는 것으로 나타났다. 반면, 표본을 과잉투자 가능성이 높은 집단으로 나눈 경우는 D_LOW의 회귀계수값은 비유의하였으며, 과소투자가능성이 높은 집단의 경우(관측치수: 82, 그룹수: 77)에는 표본수의 부족으로 패널분석이 불가하였다.

14) DIV 변수를 Divout으로 측정한 경우, 하우스만 검정(Hausman test) 결과 $Chi^2$ 통계량이 29.85 (p-value: 0.0029)로 나타나 고정효과 모형이 보다 적절한 것으로 나타났다. 나머지 변수도 동일하게 고정효과가 적절한 것으로 나타나 본 연구에서는 고정효과 패널회귀분석 결과를 중심으로 보고한다.

<표 11> 강건성분석 3-Panel Analysis 1

아래 표는 강건성분석의 일환으로 패널분석을 실시한 결과이다. 관찰되지 않지만 시간의 흐름에 따라 불변하는 기업의 특성이 연구결과에 영향을 미칠 수 있으므로, 이러한 누락변수의 문제를 효과적으로 통제하기 위하여 패널회귀분석을 실시한다. 단, Hausman test 결과 확률효과보다는 고정효과 모형의 추정량이 보다 적절한 것으로 나타나 고정효과 모형의 패널회귀분석을 실시한 결과를 보고한다. Panel A는 전체표본, Panel B는 과잉투자 가능성이 높은 집단(AINV > 0), Panel C는 과소투자 가능성이 높은 집단(AINV < 0)에 대하여 모형 (4)를 패널회귀 분석한 결과를 보고한다. 앞의 분석과 마찬가지로 모든 분석은 PSM을 이용(기준: 국민연금의 배당압력 행사여부, D_DIV×NPF = 1)하여 1:2로 매칭된 표본을 대상으로 실시하였기 때문에 (1)에서 (6)열의 표본은 각각 다르다. (1)에서 (6)열의 차이는 현금배당수준을 나타내는 DIV 변수에 대한 정의이다. 본 분석의 주요검증변수는 국민연금의 배당압력을 의미하는 DIV×NPF이며, 변수정의는 <표 2>와 동일하다. 지면관계상 기타 통제변수의 보고는 생략하며, 모든 분석은 연도더미와 산업더미를 포함한다. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

Panel A: 전체집단에 대해 고정효과 패널회귀분석을 실시한 결과

| dep: AINV Var. | (1) Divout | | (2) △Divout | | (3) Divta | | (4) △Divta | | (5) Divrate | | (6) △divrate | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Est. | Z | Est. | Z | Est. | Z | Est. | Z | Est. | Z | Est. | Z |
| DIV | -0.00 | -1.39 | -0.00 | -0.94 | 0.00 | 0.44 | -0.03** | -1.97 | -0.03 | -1.10 | 0.06 | 1.09 |
| DIV×NPF | 0.00 | 1.14 | 0.00 | 0.62 | 0.04*** | 3.48 | 0.05*** | 2.79 | 0.10*** | 3.76 | 0.09 | 0.09 |
| NPF | -0.00 | -0.05 | -0.01 | -0.88 | -0.02 | -1.50 | 0.01 | 0.74 | -0.02 | -1.61 | 0.00 | 0.31 |
| # of groups | 627 | | 505 | | 649 | | 461 | | 649 | | 486 | |
| Obs. | 1,652 | | 1,026 | | 1,749 | | 831 | | 1,749 | | 968 | |
| $R^2$ | 0.11 | | 0.06 | | 0.12 | | 0.14 | | 0.13 | | 0.07 | |
| F-statistics | 3.87*** | | 2.83*** | | 4.37*** | | 5.04*** | | 4.19*** | | 2.93*** | |

Panel B: 과잉투자 가능성이 높은 집단(AINV > 0)에 대해 고정효과 패널회귀분석을 실시한 결과

| dep: AINV Var. | (1) Divout | | (2) △Divout | | (3) Divta | | (4) △Divta | | (5) Divrate | | (6) △divrate | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Est. | Z | Est. | Z | Est. | Z | Est. | Z | Est. | Z | Est. | Z |
| DIV | -0.00* | -1.69 | -0.00 | -0.62 | 0.03 | 1.09 | -0.03 | -0.53 | -0.09 | -1.55 | -0.02 | -0.25 |
| DIV×NPF | 0.00* | 1.73 | 0.00 | 0.93 | 0.05*** | 2.43 | 0.19* | 1.95 | 0.20*** | 3.51 | 0.06 | 0.59 |
| NPF | 0.00 | 0.08 | -0.06* | -1.78 | -0.05 | -1.50 | 0.11** | 2.22 | -0.07** | -2.11 | 0.02 | 0.81 |
| # of groups | 411 | | 287 | | 408 | | 254 | | 408 | | 264 | |
| Obs. | 695 | | 422 | | 721 | | 352 | | 721 | | 393 | |
| $R^2$ | 0.24 | | 0.36 | | 0.20 | | 0.37 | | 0.21 | | 0.20 | |
| F-statistics | 7.31*** | | 5.81*** | | 6.55*** | | 4.28*** | | 6.69*** | | 2.51*** | |

<표 11> 강건성분석 3-Panel Analysis 1(계속)

Panel C: 과소투자 가능성이 높은 집단(ANIV < 0)에 대해 고정효과 패널회귀분석을 실시한 결과

| dep: AINV Var. | Divout | | △Divout | | Divta | | △Divta | | Divrate | | △divrate | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Est. | Z | Est. | Z | Est. | Z | Est. | Z | Est. | Z | Est. | Z |
| DIV | -0.00 | -1.28 | -0.00 | -1.17 | -0.01 | -0.70 | -0.01 | -1.31 | 0.00 | 0.00 | 0.16* | 1.94 |
| DIV×NPF | 0.00* | 1.85 | 0.00 | 0.52 | 0.01 | 0.62 | -0.01 | -0.56 | -0.00 | -0.09 | -0.02 | -0.18 |
| NPF | -0.01 | -1.10 | -0.00 | -0.20 | 0.01 | 0.37 | 0.00 | 0.11 | 0.01 | 0.04 | 0..01 | 0.68 |
| # of groups | 478 | | 377 | | 520 | | 324 | | 520 | | 361 | |
| Obs. | 957 | | 604 | | 1,028 | | 479 | | 1,028 | | 575 | |
| $R^2$ | 0.16 | | 0.07 | | 0.08 | | 0.24 | | 0.08 | | 0.19 | |
| F-statistics | 7.61*** | | 1.36 | | 3.59*** | | 3.67*** | | 3.54*** | | 4.00*** | |

## 4.4 추가분석

선행연구에 따르면 주주가치의 극대화를 기업경영의 목표라고 할 때 재무보고의 질, 성장가능성, 잉여현금흐름 특성은 기업의 배당관련 의사결정에 중요한 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 본 절에서는 국민연금의 배당압력이 투자의사결정에 미치는 영향을 상기의 기업특성에 따라 서로 다른 방향으로 작용하는지를 살펴본다.

먼저 배당은 기업의 긍정적인 정보를 시장에 전달하는 수단으로 이용될 수 있다. 신호가설(signaling hypothesis)에 따르면 기업의 긍정적인 정보를 외부에 알리는 수단으로 적극적인 배당정책을 선택하는 것이 주주가치 제고에 도움이 된다(John and Williams, 1985; Bernheim and Wantz, 1995). 이때 배당의 신호효과는 기업의 정보비대칭 정도에 따라 달라질 수 있다(김명애, 2011). 선행연구에 따르면 높은 재무보고의 질은 정보비대칭으로 인한 도덕적 해이나 역선택과 같은 시장의 마찰적 요인을 경감하여 투자효율성을 제고하는 데 기여하며(Leuz and Verrecchia, 2000; Bushman and Smith, 2001; Verrecchia, 2001) 배당으로 인한 투자감소를 완화하는 것으로 나타났다(Ramalingegowda et al., 2013). 따라서 재무보고의 질의 정도가 국민연금의 배당압력의 투자효율성에 대한 효과에 유의한 영향을 미치는 지를 살펴본다. 재무보고의 질은 이익조정 측정치인 성과조정 재량적 발생액(Kothari et al., 2005)을 이용하여 측정한다. 성과조정 재량적 발생액 추정모형은 기업의 성과에 따라 재량적 발생액의 수준이 다를 수 있다는 Kothari et al.(2005)의 주장에 따라 기존의 Jones 모형에 수익성 지표를 추가한 모형이다. 구체적인 형태는 다음과 같다.

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \beta_1 \frac{(\triangle REV_{i,t} - \triangle AR_{i,t})}{A_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \beta_3 ROA_{i,t} + \epsilon_{i,t} \qquad (7)$$

여기서 TA는 총발생액으로 당기순이익에서 영업활동현금흐름을 차감하여 구한다. REV는 매출액, AR은 매출채권이며, PPE는 감가상각대상이 되는 유형자산이다. 모든 변수는 규모효과를 통제하기 위하여 전기 총자산(A)으로 나눈다. ROA는 당기순이익을 전기와 당기의 평균 총자산으로 나누어 구한다. 위의 식은 기업의 직전 10년간의 시계열 데이터를 이용하여 추정되며, 이익조정은 잔차항으로 정의한다. 성과조정 재량적 발생액과 국민연금의 배당압력 변수와의 교차항을 이용하여 국민연금의 배당압력과 기업의 투자효율성 사이의 관계에 있어 재무보고의 질이 미치는 영향을 검토한다.

<표 12>의 Panel A에서는 성과조정 재량적 발생액으로 측정된 재무보고의 질이 국민연금의 배당압력과 투자효율성 간의 관계에 유의한 영향을 미치는 지를 검증한 결과가 제시되어 있다. 본 추가분석의 주요검증변수는 DIV×NPF×C로 국민연금의 배당압력 측정변수와 재무보고의 질에 대한 측정치의 교차항이다. Panel A에서 변수 C는 성과조정 재량적 발생액으로 이 값이 클수록 재무보고의 질이 낮다고 볼 수 있다. 분석결과, (1), (2), (3)에서 DIV×NPF×C는 통계적으로 유의한 양의 계수를 가진다. 따라서 재무보고의 질이 낮을수록 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 부정적인 효과가 더욱 커진다고 볼 수 있다.

한편, 유휴현금가설(free cash hypothesis)에서는 기업 내의 불필요한 현금의 보유수준이 높을수록 영향력이 있는 경영자가 주주의 이익과는 무관하게 경영자 개인의 효용을 높이는 의사결정을 할 가능성이 높다고 하였다. 따라서 내부의 현금보유정도가 높을수록 배당을 통한 대리인비용 저감 효과는 더욱 클 것이며(Jensen, 1986), 투자효율성도 높을 것으로 예상된다. 또한 기업내부 잉여현금흐름의 정도에 따라 국민연금의 배당압력정도도 다를 것으로 예상하므로 기업의 잉여현금흐름 수준에 따른 효과도 함께 살펴본다.

<표 12>의 Panel B에서는 잉여현금흐름이 국민연금의 배당압력과 투자효율성 간의 관계에 유의한 영향을 미치는 지를 검증한 결과가 제시되어 있다. 여기서 변수 C는 잉여현금흐름으로 영업활동현금흐름과 투자활동현금흐름의 합을 총자산으로 나눈 값이며, 주요검증변수는 DIV×NPF×C로 국민연금의 배당압력 측정변수와 잉여현금흐름의 교차항이다. 분석결과, (2), (3), (6)에서 DIV×NPF×C는 통계적으로 유의한 음의 계수를 가진다. 따라서 잉여현금흐름이 높을수록 국민연금의 배당압력은 투자효율성 개선에 효과적이라고 볼 수 있다.

한편, 자본조달순위이론(pecking order hypothesis)에 의하면 부족한 투자재원을 외부로부터 조달하는 것은 내부현금에 비해 높은 자본비용을 부담해야 한다(Myers and Majluf, 1984). 기업의 자본조달에 관한 의사결정은 기업의 향후 성장성과도 밀접한 관련이 있다. 성장성이 높은 기업의 경우에는 잉여현금을 내부에 유보하는 것이 효율적이다. 따라서 기업의 성장성도 본 연구의 결과에 유의한 영향을 미칠 수 있으므로 매출액성장률을 이용한 기업의 성장성 지표와 국민연금의 배당압력 측정치와의 교차항의 부호와 통계적 유의성도 추가적으로 검증한다.

<표 12>의 Panel C에서는 성장성이 국민연금의 배당압력과 투자효율성 간의 관계에 유의한 영향을 미치는 지를 검증한 결과가 제시되어 있다. 여기서 변수 C는 전기 대비 매출액 성장률이며, 주요검증변수는 DIV×NPF×C로 국민연금의 배당압력 측정변수와 매출액성장률의 교차항이다. 분석 결과, (3), (4), (5), (6)에서 DIV×NPF×C는 통계적으로 유의한 양의 계수를 가진다. 따라서 성장성이 높을수록 국민연금의 배당압력은 투자효율성에 부정적인 영향을 미친다고 볼 수 있다.

마지막으로 2014년에 실시된 자본시장법시행령의 개정효과와 기업소득 환류세제의 효과가 본 연구의 결과에 유의한 영향을 미치는 지도 검증한다. 2014년 말에 자본시장법시행령이 개정되면서 연기금은 지분을 보유하는 목적이 경영참여가 아니더라도 투자한 회사에 배당확대를 요구할 수 있게 되었다. 국민연금이 국내 기업들에게 배당확대를 요청할 수 있도록 정부가 법적 근거를 제공한 것이다. 앞 절의 <표 1>에서도 확인할 수 있듯이 자본시장법시행령을 개정한 2014년 이후에 국민연금이 저배당을 사유로 주주총회에서 반대의결권을 행사한 경우가 급증하였다. 이와 더불어 정부 역시 가계소득증대와 기업의 투자활성화를 위해 2014년부터 한시적으로 기업의 사내유보금에 대한 과세 제도를 도입함으로써 기업들의 배당확대를 촉진시켰다. 이에 본 연구에서는 이러한 법적, 제도적 효과가 국민연금의 배당압력에 영향을 미쳤는지를 확인하기 위하여 2014년 이후와 이전을 구분하는 더미변수와 국민연금 배당압력 측정변수와의 교차항을 이용하여 검증한다. <표 12>의 Panel D의 변수 C는 2014년 이후는 1, 이전은 0을 나타내는 더미변수이다. 분석결과, (3), (4), (5), (6)에서 DIV×NPF×C는 통계적으로 유의한 양의 계수를 가진다. 즉 국민연금의 배당압력에 대한 법적 토대가 마련된 2014년 이후에

〈표 12〉 추가분석

아래의 표는 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 효과를 검증하는 데 있어서 결과에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 중심으로 추가분석을 실시한 결과이다. 추가분석의 대상이 되는 검증 변수는 C이며 Panel A부터 D까지 각각 다르게 정의된다. Panel A의 검증변수는 재무보고의 질이며, Kothari et al.(2006)의 방법으로 측정된 성과조정 재량적 발생액으로 측정한다. 이 값이 클수록 재무보고의 질은 낮다고 볼 수 있다. Panel B의 검증변수는 잉여현금흐름의 크기로 영업활동현금흐름과 투자활동현금흐름의 합을 총자산으로 나눈 값으로 측정한다. Panel C에서는 성장성이 검증변수이며, 매출액 성장률로 측정한다. Panel D는 자본시장법 시행령의 개정이 결과에 미치는 효과를 분석하기 위한 것으로, 자본시장법이 개정된 2014년을 기점으로 2014년 이후는 1, 이전기간은 0인 더미변수로 검증한다. 분석대상은 추가분석에서 검증하고자 하는 변수와 배당압력 변수와의 교차항(DIV×NPF×C)의 추정계수의 부호와 통계적 유의성이다. 기타 통제변수는 <표 5>와 동일하며, 변수정의는 <표 2>와 동일하다. 지면관계상 기타 통제변수의 보고는 생략하며, 모든 분석은 연도더미와 산업더미를 포함한다. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

Panel A: 재무보고의 질이 결과에 미치는 영향

| dep: AINV Var. | (1) Divout | | (2) △Divout | | (3) Divta | | (4) △Divta | | (5) Divrate | | (6) △divrate | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T |
| DIV | 0.00 | -0.47 | 0.00 | 0.87 | 0.00 | -0.33 | 0.00 | 0.37 | 0.01 | 0.61 | -0.05 | -0.95 |
| DIV×NPF | 0.00* | 1.90 | 0.00 | 1.22 | 0.00 | -0.25 | -0.01 | -0.39 | -0.01 | -0.61 | 0.07 | 1.05 |
| DIV×NPF×C | 0.00** | 2.08 | 0.01** | 2.22 | 0.09** | 2.08 | 0.05 | 0.57 | 0.06 | 0.47 | -0.33 | -0.90 |
| NPF | 0.00 | -0.58 | 0.01 | 0.77 | 0.01 | 0.68 | 0.00 | -0.29 | 0.01 | 0.92 | 0.00 | 0.23 |
| C | -0.10*** | -2.42 | -0.01 | -0.26 | -0.10** | -2.26 | -0.03 | -0.50 | -0.07 | -1.57 | 0.07 | 1.62 |
| Adj.$R^2$ | 0.08 | | 0.09 | | 0.09 | | 0.12 | | 0.08 | | 0.10 | |
| Obs. | 1,147 | | 727 | | 1,232 | | 574 | | 1,232 | | 676 | |

Panel B: 잉여현금흐름의 크기가 결과에 미치는 영향

| dep: AINV Var. | (1) Divout | | (2) △Divout | | (3) Divta | | (4) △Divta | | (5) Divrate | | (6) △divrate | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T |
| DIV | 0.00 | -1.59 | 0.00 | 0.02 | 0.00 | 0.57 | -0.01 | -1.24 | 0.01 | 0.50 | -0.06 | -1.51 |
| DIV×NPF | 0.00 | 1.14 | 0.00 | -0.04 | 0.01 | 1.57 | 0.02 | 1.45 | 0.02 | 0.95 | 0.21*** | 3.73 |
| DIV×NPF×C | 0.00 | -0.59 | 0.00** | -2.00 | -0.10* | -1.84 | 0.08 | 0.39 | 0.01 | 0.05 | -1.24*** | -3.10 |
| NPF | 0.00 | -0.54 | 0.00 | 0.43 | -0.01 | -0.77 | -0.01 | -0.94 | 0.00 | -0.51 | 0.00 | -0.58 |
| C | -0.27*** | -5.91 | -0.25*** | -4.67 | -0.27*** | -6.07 | -0.23*** | -3.91 | -0.30*** | -6.61 | -0.14*** | -2.95 |
| Adj.$R^2$ | 0.15 | | 0.14 | | 0.15 | | 0.17 | | 0.14 | | 0.15 | |
| Obs. | 1,622 | | 983 | | 1,715 | | 808 | | 1,715 | | 958 | |

<표 12> 추가분석(계속)

Panel C: 성장성이 결과에 미치는 영향

| dep: AINV Var. | (1) Divout | | (2) △Divout | | (3) Divta | | (4) △Divta | | (5) Divrate | | (6) △divrate | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T |
| DIV | 0.00 | -1.12 | 0.00 | 0.11 | 0.00 | -0.60 | -0.01 | -1.64 | 0.00 | -0.10 | -0.06 | -1.44 |
| DIV×NPF | 0.00 | 1.55 | 0.00 | 0.60 | 0.00 | -0.39 | 0.00 | -0.10 | 0.00 | -0.09 | 0.09 | 1.66 |
| DIV×NPF×C | 0.00 | 1.43 | 0.00 | 1.05 | 0.02*** | 7.60 | 0.02*** | 3.16 | 0.04*** | 7.74 | 0.12*** | 6.35 |
| NPF | -0.01 | -0.88 | 0.00 | 0.26 | 0.00 | 0.20 | 0.00 | -0.38 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | -0.35 |
| C | 0.01*** | 5.37 | 0.01 | 1.05 | 0.01*** | 3.59 | 0.05*** | 7.27 | 0.01*** | 3.47 | 0.02*** | 3.26 |
| Adj.$R^2$ | 0.14 | | 0.11 | | 0.17 | | 0.30 | | 0.17 | | 0.25 | |
| Obs. | 1,649 | | 1,004 | | 1,742 | | 820 | | 1,742 | | 976 | |

Panel D: 자본시장법시행령 개정(2014년)이 결과에 미치는 영향

| dep: AINV Var. | (1) Divout | | (2) △Divout | | (3) Divta | | (4) △Divta | | (5) Divrate | | (6) △divrate | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T | Est. | T |
| DIV | 0.00 | -1.58 | 0.00 | 0.13 | 0.00 | -0.09 | -0.01 | -1.17 | 0.00 | 0.03 | -0.05 | -1.21 |
| DIV×NPF | 0.00 | 0.92 | 0.00 | 0.02 | 0.00 | -0.53 | -0.04 | -1.57 | -0.02 | -0.79 | -0.01 | -0.14 |
| DIV×NPF×C | 0.00 | 0.08 | 0.00 | 0.34 | 0.02* | 1.91 | 0.08*** | 2.98 | 0.05** | 2.20 | 0.23*** | 2.48 |
| NPF | -0.01 | -0.82 | 0.00 | 0.32 | 0.00 | -0.46 | -0.01 | -0.98 | 0.00 | -0.40 | 0.00 | -0.57 |
| C | -0.02 | -0.77 | 0.02 | 0.54 | -0.02 | -0.64 | 0.05 | 0.87 | -0.02 | -0.74 | 0.02 | 0.37 |
| Adj.$R^2$ | 0.12 | | 0.11 | | 0.12 | | 0.17 | | 0.12 | | 0.15 | |
| Obs. | 1,656 | | 1,010 | | 1,751 | | 824 | | 1,751 | | 980 | |

국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 부정적인 효과가 더욱 강화된 것이 확인된다. 2014년 이후 국민연금의 배당압력은 본격화되었으며, 기업소득환류세제의 도입으로 사내유보금이 많은 기업들은 배당이나 투자를 증가시킬 유인을 가지게 되었다. 앞 절의 <표 6>에서 국민연금의 배당압력은 특히 과잉투자 가능성이 높은 집단에서 투자효율성을 저해하는 것으로 나타났다. 2014년 이후 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 부정적인 영향이 보다 강화된 것은 사내유보금이 많은 기업집단, 다시 말해 과잉투자 가능성이 높은 집단에서 국민연금의 배당압력에 따라 배당을 늘리고 동시에 세제혜택을 위해 투자도 늘렸기 때문으로 생각된다. 즉, 과잉투자 가능성이 높은 집단이 세제혜택을 위해 배당과 동시에 투자수준도 증가시켜 비적정투자 수준이 증가하였기 때문에 투자효율성이 저해한 것으로 볼 수 있다.

요약하면, 국민연금의 배당압력이 투자효율성의 저해에 미치는 효과는 재무보고의 질이 낮을수록, 성장성이 높을수록, 2014년 이후에 더욱 강화되는 것으로 파악된다. 반면, 잉여현금흐름이 높은 기업의 경우 국민연금의 배당압력은 투자효율성을 개선하는 것으로 나타났다.

## 5. 결론

본 연구에서는 최근 시장의 관심을 받고 있는 국민연금의 배당압력이 투자효율성에 미치는 영향에 대해 조사하였다. 국민연금의 배당압력에 대한 산업계 및 학계의 의견을 살펴보면, 국민연금의 배당압력이 국내 기업들의 소유 경영의 단점을 견제할 뿐만 아니라 일반투자자와의 균형을 잡아주고 코리아 디스카운트를 해소하는 데 기여한다는 긍정적인 의견도 있는 반면 국민연금이 높은 지분율을 무기로 기업의 핵심경영전략인 배당정책에 관여하는 것은 운영주체가 정부인 국민연금이 기업경영의 본질에 개입하는 것이라는 부정적인 의견도 있다.

이러한 연구목적을 위해 2011년부터 2016년까지 국내 상장기업을 대상으로 분석을 실시하였다. 국민연금의 배당압력은 국민연금의 대량지분보유여부와 현금배당수준과의 교차항을 이용하여 측정하였고, 현금배당수준은 총자산 대비 현금배당률, 당기순이익 대비 현금배당률, 자본금 대비 현금배당률로 측정하였으며, 이들 변수의 변동변수도 함께 고려하였다. 추가적으로 국민연금이 저배당을 사유로 주주총회에서 반대의결권을 행사한 여부도 배당압력 측정치로 사용하였다. 본 연구에서는 국민연금이 대량지분을 보유한 경우가 전체 상장사에서 매우 적은 비중을 차지하는 데 착안하여 보다 정확한 통계치 산출을 위해 성향점수매칭방법을 사용하여 표본을 선정하였다. 분석결과 국민연금의 배당압력은 기업의 투자효율성을 저해하는 것으로 나타났다. 표본을 과잉투자 가능성이 높은 집단과 과소투자 가능성이 높은 집단으로 구분한 경우, 과잉투자 가능성이 높은 집단에서 국민연금의 배당압력은 오히려 비적정투자 수준을 높이는 것으로 나타났다. 이는 과잉투자의 여력이 있는 기업들은 국민연금의 배당압력에도 불구하고 투자수준을 높이는 경향이 있는 것으로 해석이 가능하다. 추가분석에서는 재무보고의 질이 낮을수록, 성장성이 높을수록, 자본시장법 시행령 개정과 기업소득 환류세제를 적용한 2014년 이후, 국민연금의 배당압력은 투자효율성을 더욱 저해하는 것으로 나타났다. 반면, 잉여현금흐름이 높을수록 국민연금의 배당압력은 투자효율성을 향상시키는 효과가 있는 것이 확인되었다.

국민연금의 배당압력에 대한 업계와 학계의 상반된 견해가 존재하는 가운데 본 연구는 국민연금의 배당압력에 대한 직접적인 효과를 검증함으로써 향후 국민연금의 배당과 관련된 의결권 행사 및 국민연금으로부터 투자를 받고 있는 기업들의 배당정책에 대한 가이드라인을 제시하는 데 도움을 줄 것으로 기대된다. 추가로 본 연구는 대리인 이론의 관점에서 투자효율성에 대한 선행연구의 외연적 확장에도 기여할 것이다. 최근 몇 년 사이에 한국 기업들의 사내유보금이 급격하게 증가함에 따라 발생 가능한 대리인문제에 관심이 있는 투자자와 경영자들에게 유용한 정보를 제공할 것으로 기대되며, 기업이 투자자의 요구를 충족하면서 동시에 기업의 투자효율성 향상에 기여하는 방안을 모색하는 데에도 도움이 될 것으로 생각된다. 또한 본 연구에서는 국민연금의 배당확대 압력이라는 외부적 충격을 사용하여 현금배당이 기업의 투자에 어떠한 영향을 미치는 지에 대해서도 분석한다. 지금까지 선행연구에서는 배당과 투자를 같은 선상에 두고 이들 요소가 기업에 미치는 영향 혹은 배당과 투자에 영향을 주는 결정요인 등에 대한 분석이 대부분이었다. 본 연구에서는 국민연금의 배당압력이라는 외생적 요인을 사용함으로써 배당과 투자 사이의 양방향 인과성 문제를 해소하며 배당과 투자사이의 관련성에 대해 더욱 확실한 증거를 제공할 것이라 생각된다.

지금까지 국민연금과 관련된 국내의 선행연구를 살펴보면 주로 정책적 제안서를 중심으로 수행되었으며, 실증연구는 국민연금의 운용수익률이나 성과, 기금운용(Kho et al., 2008; 은민수, 2011; 오세경, 이정우, 2015)이나, 국민연금의 의결권(박양균, 2011; 남재우, 2012; 박영석 외 4인, 2012; 강윤식, 위경우, 2015), 국민연금투자기업의 이익조정 분석(정용기, 김선화, 2015; 김문태, 이선화, 2016)에 관한 주제들에 국한되어 수행되어 왔다. 즉 국민연금의 소유기업의 투자행태를 직접적으로 수행한 연구는 거의 없는 실정이다. 따라서 본 연구는 국민연금의 주요투자기업들의 투자의사결정에 대해 직접적으로 분석한 시초의 연구로써 기여점이 있을 것이다.

# 참 고 문 헌

강윤식, 위경우, “국민연금 주주권 행사의 독립성 및 전문성 확보 방안”, 한국증권학회지, 제44권 1호(2015), pp. 127-156.

김명애, “개인대주주지분이 소액주주의 이익에 미치는 영향: 현금배분의사결정을 중심으로”, 재무관리연구, 제28권 제3호(2011), pp. 109-137.

김문태, 이선화, “국민연금투자가 경영자의 이익조정과 배당정책에 미치는 영향”, 경영학연구, 제45권 제2호(2016), pp. 537-556.

김성혜, 이아영, 전성빈, “외국인투자자의 특성과 실제이익조정: 외국인대주주의 역할을 중심으로”, 회계학연구, 제37권 제2호(2012), pp. 129-165.

김창수, 이세우, 김민경, “국민연금의 대량 지분취득기업에 대한 회계특성에 관한 연구”, 회계정보연구, 제33권 제4호(2015), pp. 431-459.

남재우, “국민연금기금의 주주권 행사에 관한 소고”, 자본시장 Weekly, (2012).

민인식, 최필선, STATA 패널데이터분석, (주)지필미디어, 2012.

박경서, 이은정, “외국인투자자가 한국기업의 경영 및 지배구조에 미치는 영향”, 금융연구, 제20권 제2호(2006), pp. 73-113.

박영석, 신진영, 위경우, 이재현, 정재만, “국민연금 의결권 행사 개선 방안”, 한국증권학회지, 제41권 1호(2012), pp. 93-124.

박양균, “국민연금 의결권 행사의 문제점과 해결방안”, 제도와 경제, 제5권 제1호(2011), pp. 83-102.

박진하, 권대현, “외국인주주의 지분율이 기업의 투자효율성에 미치는 영향”, 회계학연구, 제37권 제3호(2012), pp. 277-307.

설원식, 김수정, “외국인투자자가 기업의 배당에 미치는 영향”, 증권학회지, 제35권 1호(2006), pp. 1-40.

신정순, “배당정책 관련 연기금의 역할과 과제”, 정책연구, 제4권, (2015), pp. 1-41

오세경, 이정우, “국민연금의 전략적 자산배분시 Shortfall Risk의 적합성에 관한 연구”, 한국증권학회지, 제44권 2호(2015), pp. 445-483.

은민수, “국민연금 기금의 동원전략: 국민연금 기금운용 지배구조 및 기업지배구조의 변화가능성”, 한국사회정책, 제18권 제3호(2011), pp. 91-128.

정용기, 김선화, “국민연금 주주행동주의의 투자기업 이익조정 통제효과 분석”, 대한경영학회지, 제28권 제9호(2015), pp. 2205-2239.

최승욱, 배길수, “산업전문가 감사인과 피감사기업의 투자의사결정”, 회계학연구, 제39권 제1호(2014), pp. 185-216.

최종서, 곽영민, “경영자의 과잉투자성향과 이익조정의 관련성”, 회계학연구, 제35권 제4호(2010), pp. 75-131.

Almeida, H., M. Campello, and M. S. Weisbach, 2004, The cash flow sensitivity of cash, *The Journal of Finance* 59 (4), pp. 1777-1804.

Alti, A., 2003, How Sensitive is Investment to Cash Flow when Financing is Frictionless?, *The Journal of Finance* 58 (2), pp. 707-722.

Berle, A. and G. Means, 1932, *The Model Corporation and Private Property*, Macmillan, New York.

Bernheim, D. and A. Wantz, 1995, A tax-based test of the dividend signaling hypothesis, *The American Economic Review* 85 (3), pp. 532-551.

Biddle, G. and G. Hilary, 2006, Accounting Quality and Firm-Level Capital Investment, *The Accounting Review* 81 (5), pp. 963-982.

Biddle, G., G. Hilary, and R. Verdi, 2009, How does Financial Reporting Quality relate to Investment Efficiency?, *Journal of Accounting and Economics* 48 (2-3), pp. 112-131.

Blanchard, O., F. Lopez-de-Silanez, and A. Shleifer, 1994, What do Firms do with Cash Windfalls?, *Journal of Financial Economics* 36 (3), pp. 337-360.

Bushman, R. and R. Indjejikian, 1993, Shareholder Demand for "Distorted" Accounting Disclosures, *The Accounting Review* 68, pp. 765-782.

Brav, A., J. R. Graham, C. R. Harvey, and R. Michaely, 2005, Payout policy in the 21st century, *Journal of Financial Economics* 77 (3), pp. 483-527.

Bushman, R. and A. J. Smith, 2001, Financial Accounting Information and Corporate Governance, *Journal of Accounting and Economics* 32 (1-3), pp. 237-333.

Chaudhry, N., H. H. Au Yong, and V. Cvid, 2017, How does the funding status of defined benefit pension plans affect investment decisions of firms in the United States?, *Journal of Business Finance & Accounting* 44 (1-2), pp. 196-235.

Chen, F., O. Hope, Q. Li, and X. Wang, 2011, Financial reporting quality and investment efficiency of private firms in emerging markets, *The Accounting Review* 86 (4), pp. 1255-1288.

Claessens, S. and J. P. H. Fan, 2002, Corporate governance in Asia: A survey, *International Review of Finance* 3 (2), pp. 71-103.

Daniel, N. D., D. J. Denis, and L. Naveen, 2010, Sources of Financial Flexibility: Evidence from Cash Flow Shortfalls, *Working Paper*, Purdue University.

Dechow, P. and I. Dichev, 2002, The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors, *The Accounting Review* 77 (s-1), pp. 35-59.

Dittmar, A., J. Mahrt-Smith, and H. Servaes, 2003, International corporate governance and corporate cash holdings, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 38 (1), pp. 111-133.

Dittmar, A. and J. Mahrt-Smith, 2007, Corporate governance and the value of cash holdings, *Journal of Financial Economics* 83 (3), pp. 599-634.

Dyck, A. and L. Zingales, 2001, Why are private benefits of control so large in certain countries and what effects does this have on their financial development?, *Unpublished Working Paper*, University of Chicago, Chicago, Ill.

Dycmnmk, A. and L. Zingales, 2004, Private Benefits of Control: An International Comparison, *Journal of Finance* 59 (2), pp. 537-600.

Easterbrook, F. H., 1984, Two Agency-Cost Explanations of Dividends, *American Economic Review* 74 (4), pp. 650-659.

Fama, E. F. and J. D. MacBeth, 1973, Risk, return, and equilibrium: Empirical tests, Journal of Political Economy 81 (3), pp. 607-636.

Fama, E., 1974, The empirical relationship between the dividend and investment decisions of firms, *American Economic Review* 64 (3), pp. 304-318.

Fama, E. F. and M. H. Miller, 1972, *The theory of finance*, Holt Rinehart and Winston.

Faulkender, M. and R. Wang, 2006, Corporate Financial Policy and the Value of Cash, *Journal of Finance* 61 (4), pp. 1957-1990.

Hayashi, F., 1982, Tobin's Marginal q and Average q: A neoclassical interpretation, *Econometrica* 50 (1), pp. 213-224.

Hope, O. and W. Tomas, 2008, Managerial Empire Building and Firm Disclosure, *Journal of Accounting Research* 46 (3), pp. 591-626.

Jensen, M. C., 1986, Agency Cost of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers, *American Economic Review* 76 (2), pp. 323-329.

Jensen, M. C. and W. H. Meckling, 1976, Theory of the Firms: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure, *Journal of Financial and Economics* 3 (4), pp. 305-360.

Jensen, G. R., D. P. Sloberg, and T. S. Zorn, 1992, Simultaneous determination of insider ownership, debt and dividend policies, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 27 (2), pp. 247-263.

John, K. and J. Williams, 1985, Dividends, Dilution, and Taxes: A Signaling Equilibrium, *Journal of Finance* 40 (4), pp. 1053-1070.

Kanodia, C. and D. Lee, 1998, Investment and Disclosure: The Disciplinary Role of Periodic Performance Reports, *Journal of Accounting Research* 36 (1), pp. 33-55.

Kaplan, S. N. and L. Zingales, 1997, Do Investment-Cash Flow Sensitivities provide Useful Measures of Financing Constraints?, *The Quarterly Journal of Economics* 112 (1), pp. 169-215.

Kho, B. C., B. H Lee, W. J. Lee, and L. S. Hwang, 2008, Does National Pension service's trading destabilize Korean stock market?, *Asia-Pacific Journal of Financial Studies* 37 (3), pp. 465-500.

Kothari, S. P., J. L. Andrew, and E. W. Charles, 2005, Performance matched discretionary accrual measures, *Journal of Accounting and Economics* 39 (1), pp. 163-197.

La Porta, R., A. Lopez-Silanes, and R. W. Vishny, 2000, Agency problems and dividend policies around the world, *Journal of Finance* 55 (1), pp. 1-34.

Lambert, R., 2001, Contracting Theory and Accounting, *Journal of Accounting and Economics* 32 (1-3), pp. 3-87.

Leuz, C. and R. E. Verrecchia, 2000, The economic consequences of increased disclosure, *Journal of Accounting Research* 38, pp. 91-124.

Li, K. and N. Prabhala, 2007, Self-selection models in corporate finance, In *handbook of corporate finance: Empirical corporate finance*, edited by B. E. Eckso, 37-86. Amsterdam, The Netherlands: Elsevier Science B. V.

Lintner, J., 1956, Distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings, and taxes, *The American Economic Review* 46 (2), pp. 97-113.

McNichols, M., 2002, Discussion of: The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors, *The Accounting Review* 77 (s-1), pp. 61-69.

McNichols, M. and S. Stubben, 2008, Does Earnings Management affect Firms' Investment Decisions?, *The Accounting Review* 83 (6), pp. 1571-1603.

Miller, M. H. and F. Modigliani, 1961, Dividend policy growth and the valuation of shares, *Journal of Business* 34 (4), pp. 411-433.

Modigliani, F. and M. Miller, 1958, The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment, *The American Economic Review* 48 (3), pp. 261-297.

Myers, S., 1977, Determinants of Corporate Borrowing, *Journal of Financial Economics* 5 (2), pp. 147-176.

Myers, S. and N. Majluf, 1984, Corporate Financing and Investment Decisions when Firms have Information that Investors do not have, *Journal of Financial Economics* 13 (2), pp. 187-221.

Nenova, T., 2003, The value of corporate voting rights and control: A cross-country analysis, *Journal of Financial Economics Volume* 68 (3), pp. 325-351.

Peterson, P. and G. Benesh, 1983, A reexamination of the empirical relationship between investment and financing decisions, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 18 (4), pp. 439-453.

Pinkowitz, L., R. Stulz, and R. Williamson, 2006, Does the contribution of corporate cash holdings and dividends to firm value depend on governance? A cross-country analysis, *The Journal of Finance* 61 (6), pp. 2725-2751.

Poterba, M., 1988, Comment: Financing Constraints and Corporate Investment, *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 200-206.

Ramalingegowda, S., C. S. Wang, and Y. Yu, 2013, The role of financial reporting quality in mitigating the constraining effect of dividend policy on investment decisions, *The Accounting Review* 88 (3), pp. 1007-1039.

Richardson, S., 2006, Over-investment of free cash flow, *Review of Accounting Studies* 11 (2-3), pp. 159-189.

Rozeff, M. S., 1982, Growth, Beta and Agency Costs as Determinants of Dividend Payout Ratios, *Journal of Financial Research* 5 (3), pp. 249-259.

Tobin, J., 1969, A General Equilibrium Approach to Monetary Theory, *Journal of Money, Credit and Banking* 1 (1), pp. 15-29.

Verrecchia, R., 2001, Essays on Disclosure, *Journal of Accounting and Economics* 32 (1-3), pp. 91-180.

Wooldridge, J. M., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MIT Press.

한국증권학회지 제47권 5호 (2018)

# Demand for Increased Dividends by the National Pension Service and Firm Investment Efficiency*

**Jung-Hee Noh****

*Postdoctoral Researcher, University of Ulsan*

## Abstract

We examine the impact of dividend pressure in the National Pension Service (NPS) on investment efficiency using a study conducted on Korean listed companies from 2011 to 2016 and construct a verification sample using Propensity Score Matching. We found that the dividend pressure of the NPS tends to hinder investment efficiency. In particular, this pressure has not been effective in improving the investment efficiency through restraining overinvestment. Despite the dividend pressure in the NPS, companies with a tendency to overinvest increased their investments. However, the dividend pressure is effective in improving investment efficiency only for companies with high free cash flow. The lower the quality of financial reporting, the higher the growth potential, and the greater the negative impact of the dividend pressure on investment efficiency. In addition, since 2014, when the Enforcement Decree of the Capital Market Law amendment and the taxation of reserve funds were applied, the negative effect of dividend pressure has been strengthened. This study is expected to be useful in decision making regarding the exercising of NPS voting rights and the dividend policy of companies receiving investment from NPS.

*Keywords*: National Pension Service; Dividend Policy; Investment Efficiency; Investment Decision; Exercising of Voting Rights

*JEL Classification*: M41, H75

---

* This research was supported by New Scholars Grant Program from the Korean Securities Association and Mirae Asset in 2017.

** Corresponding Author. Address: University of Ulsan, 93, Daehak-ro, Nam-gu, Ulsan, Korea, 44610; E-mail: hot4207@naver.com; Tel: +82-52-259-2450; Fax: +82-52-52-259-1713.