

응용경제 제19권 제3호
2017년 9월, 한국응용경제학회

국민연금 지분율과 기업투자*

이항용**

초록

본 연구는 2001~2014년의 기간 중 KOSPI에 상장되어 있는 제조업 기업 패널자료를 이용하여 국민연금의 국내주식 지분율과 기업투자 간의 관계를 실증분석하였다. 전통적인 토빈의 q 모형 및 Gala and Gomes(2016)의 모형을 이용한 분석결과를 보면 기업투자를 설명함에 있어 국민연금의 지분율에 대한 계수는 대체로 통계적으로 유의한 정의 관계가 추정되었다. 이러한 추정결과는 모형의 설정 뿐 아니라 추정방법이나 표본에 관계없이 질적으로 동일한 것으로 나타났다. 또한 기업의 수익성, 성장성, 부채비율, 유동성 등의 재무변수들을 추가적인 변수로 고려하더라도 지분율과 기업투자간에는 통계적으로 유의한 정의 상관관계가 유지되었다. 다만 본 연구는 기본적으로 축약형 모형(reduced form model)에 기초한 것이므로 분석결과를 지나치게 인과관계에 따라 해석하는 데에는 신중할 필요가 있다.

JEL분류번호: G23, G31

핵심주제어: 국민연금 지분율, 투자, q모형, Gala and Gomes 모형

투고: 2017년 7월 28일; 수정: 2017년 9월 11일; 게재확정: 2017년 9월 12일

* 본 연구는 '국민연금과 국민경제 연구', 프로젝트보고서 2016-04, 국민연금연구원, 2017.5의 일부를 수정 보완한 것임을 밝힌다.

** 한양대학교 경제금융대학 교수

주소: 서울 성동구 왕십리로 222 한양대학교 경제금융대학

전화: 02) 2220-1030 팩스: 02) 2296-9587 E-mail: hl306@hanyang.ac.kr

I. 서론

1988년 5천 3백억원이었던 국민연금기금은 2001년 78조원으로 증가하였고 2016년 8월 말에는 543조원까지 크게 증가하였다. 이에 따라 국내 주식시장에 투자된 금액도 2001년 4.9조원에서 2016년 8월에는 전체 자산의 18.3%인 99.3조원으로 증가하였다.¹⁾ 국민연금의 중기자산배분 계획에서도 국내주식에 대한 투자비중은 20% 내외로 설정되어 있다.

연금자산의 증가는 다양한 경로를 통하여 기업투자에 영향을 미칠 수 있다.²⁾ 첫째, 국민연금이 저축을 증가시켜 자본축적을 촉진시킬 수 있다. 물론 이 경우 저축에 미치는 순효과는 국민연금이라는 공적저축이 민간저축을 얼마나 구축하느냐에 따라 달라질 수 있다. 특히 유동성 제약이 존재하는 경우에는 국민연금이 저축의 증가를 통해 자본축적을 촉진시킬 가능성이 높다. 한편, 전체 저축이 증가하지 않는다고 하더라도 만일 국민연금 포트폴리오의 국내주식시장 투자 비중이 국민연금이 존재하지 않았을 때의 개인의 주식시장 투자비중보다 높다면 한정된 저축이 기업부문의 직접투자자금으로 사용되는 금액이 증가한다고 볼 수 있으므로 원칙적으로 기업투자에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다.

둘째, 국민연금이 금융시장에 투자되면서 시장의 효율적인 자금배분을 제고함으로써 기업투자에 영향을 줄 수 있다. 개인보다 국민연금이 더 좋은 투자기회를 보유하고 있는 기업을 선별하는 능력이 있고 이에 따라 기금투자가 이루어진다면 효율적인 자금배분이 가능해진다. 이 경우 기업투자와 나아가서는 경제 성장에 긍정적으로 작용할 수 있다.³⁾ 권은지·김이경·이창용(2005)은 계약저축의 규모 증가 및 주식투자 비중의 확대는 자본시장과 주식시장의 발전을 초래한다는 분석결과를 제시하였다.

셋째, 주식시장에서 국민연금의 지분을 상승은 필연적으로 기업의 의사결정에

1) 국내주식투자 중 52.4%가 직접운용되고 있다.

2) 이종화·홍기석·홍성철(2007)은 국민연금이 경제성장에 영향을 미칠 수 있는 다양한 경로에 대한 이론적 논의를 제시하고 있다. 기업투자의 증가는 경제성장과 관련이 있으므로 경제성장에 관한 논의는 부분적으로 기업투자에 대한 국민연금의 영향과도 관련이 있게 된다.

3) Walker and Lefort(2002)는 연금자산의 증가가 자본시장의 발전을 초래한다면 유가증권의 발행비용의 하락을 가져올 수 있고, 기금운용이 전문적인 장기투자의 성격을 가진다면 기간프리미엄과 위험프리미엄의 축소가 가능하다고 주장하였다

직간접적으로 영향을 미칠 수밖에 없고 이에 따라 기업투자와의 연관성이 발생할 수 있다. 위경우(2007)는 만일 국민연금이 장기투자자의 입장에서 적극적인 역할을 수행할 경우 기업가치를 제고하고 장기적인 투자를 증진시킬 가능성이 있는 반면 국민연금이 근시안적인 안목에서 기업의 단기성과에만 집중할 경우 투자에 부정적으로 작용할 수도 있다고 강조하였다. 또한 국민연금의 투자행태가 단기적일 경우에는 주가의 변동성을 높이게 되어 기업의 실물투자와 음의 상관관계를 가질 가능성도 배제할 수 없다.⁴⁾

결국 국민연금이 기업투자에 미치는 영향은 실증적으로 판단할 수밖에 없는 문제라고 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 국민연금의 기업투자에 대한 효과분석은 자료의 문제 등으로 매우 부족한 상황이다. 다만 위경우(2007)는 2000-2005년의 자료를 이용하여 국민연금과 기업가치, 자본구조, 기업지배구조, 주가수익률 등과의 관계를 분석하면서 지분율과 기업투자와의 관계도 실증분석 하였다. 분석모형은 수익성을 나타내는 ROE, 성장성을 나타내는 PBR 및 레버리지, 유동성 변수를 통제한 후 국민연금 지분율의 효과를 추정하였다. 그러나 분석결과에 따르면 기업투자와 국민연금 지분율 간에 대체로 양의 상관관계를 발견하였으나 통계적으로 유의한 결과를 얻지는 못하였다.⁵⁾

본 연구는 국민연금의 지분율이 상당한 수준으로 높아진 최근까지의 자료를 이용하여 국민연금이 기업투자에 미친 영향을 분석하는 것을 목적으로 한다. II장에서는 국민연금의 지분율 변화를 개관하고 분석에 사용될 자료를 검토한다. III장에서는 분석에 사용될 기업투자 추정모형을 설정하고 IV장에서는 분석결과를 제시한다. V장은 추정결과의 강건성을 위하여 기업의 재무변수들을 통제한 후에 투자함수를 추정한 결과를 제시한다. VI장은 결론이다.

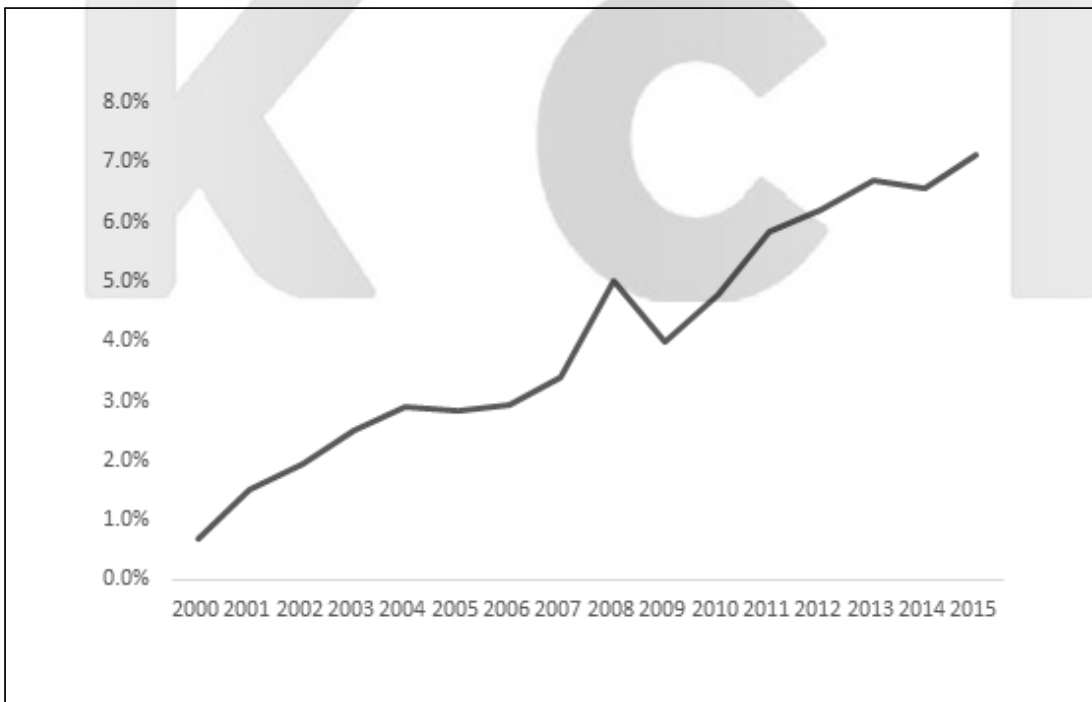
4) 또한 국민연금이라는 단일 기관투자자의 존재는 주주와 경영진 및 기타 이해관계자 간의 복잡한 대리인 문제를 야기할 수 있다.

5) 통계적으로 유의하지는 않았지만 대형주에는 음의 상관관계가 중소형주에는 양의 상관관계가 추정되었다.

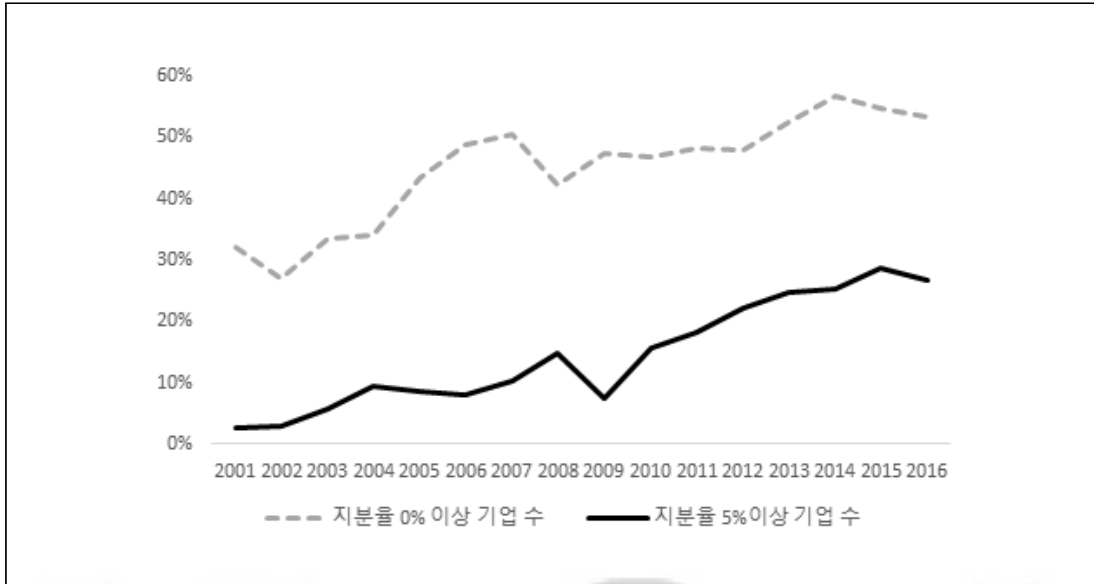
II. 국민연금 지분을 추이

[그림 1]에 나타나 있는 바와 같이 본 연구에서 사용한 표본의 시작시점인 2001년만 해도 KOSPI 제조업 부문의 시가총액대비 국민연금의 주식투자 비중은 1.5%에 불과하였으나 2015년에는 7.1% 수준으로 빠르게 상승하였다. 또한 [그림 2]에서 알 수 있듯이 국민연금이 지분을 보유하고 있는 기업수도 2001년에는 전체 제조업 상장기업 528개 사 중 32.2%인 170개사이었으나 2015년에는 536개사의 54.8%인 287개사로 급증하였다. 동시에 국민연금이 5% 이상의 지분을 보유하고 있는 기업의 비중도 2001년의 2.7%에서 2015년에는 28.8%로 증가하였다.

[그림 1] KOSPI 국민연금 지분율 변화추이 (제조업)

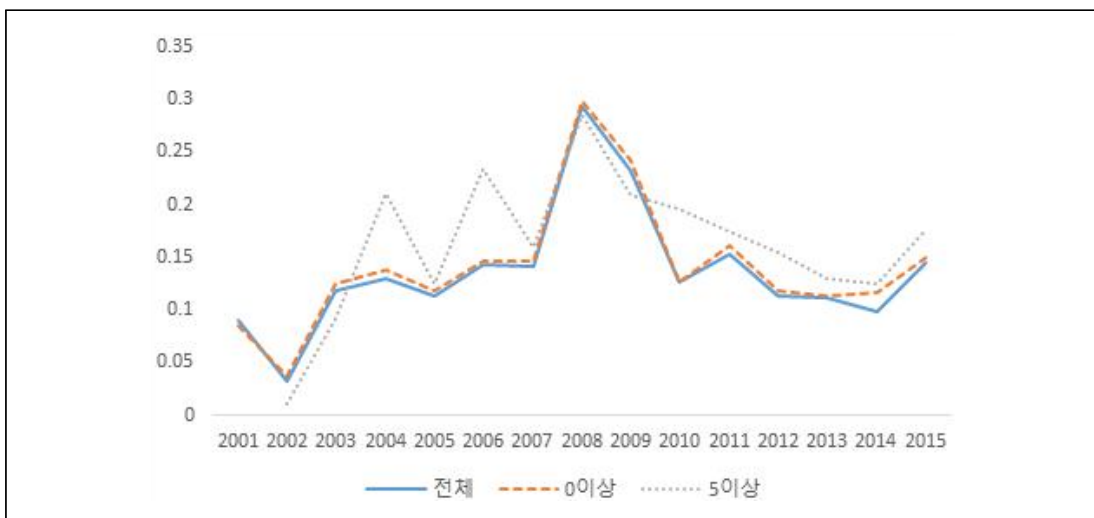


[그림 2] 국민연금이 지분 보유 기업수 비중 (제조업)



[그림 3]은 2001년 이후 기업별 가중평균된 기업투자율 추이를 보여주고 있다. [그림 3]을 보면 전체 상장 제조업 기업이나 국민연금 지분율이 0보다 큰 기업의 기업투자율이 매우 유사한 모습을 보이고 있다. 다만 국민연금 지분율이 5%를 상회하는 기업의 투자율은 대부분의 기간에 있어 이보다는 약간 상회하고 있다. 전반적으로 기업투자율은 글로벌 금융위기가 발생할 때까지 상승하다가 이후 하락세로 반전되는 모습을 보여주고 있다.

[그림 3] 기업 투자율 추이



III. 추정모형의 설정과 자료

1. 모형의 설정

(1) q모형과 현금흐름

본 연구에서 추정한 첫 번째 모형은 전통적인 q 모형에 금융시장의 마찰을 고려하여 현금흐름을 추가적인 변수로 고려한 모형이다. 기업투자에 대한 실증 분석에서 q 모형은 가장 널리 사용되는 모형일 것이다. 이론적인 측면에서 q는 투자에 필요한 모든 정보를 가지고 있게 되는데 이때의 q는 사실 한계적 q(marginal q)를 의미한다. 그런데 Hayashi(1982)는 완전경쟁과 규모에 대한 수확불변이라는 두 가지 가정하에서 한계적 q와 평균적 q(average q)가 같아짐을 보였다. 이에 더하여 만일 효율적 시장가설(efficient market hypothesis)이 성립한다면 평균적 q와 토빈의 q가 같아지게 된다.

한편 1980년대 말 이후 소비이론에서의 유동성 제약과 마찬가지로 기업투자 이론에서도 비록 수익성이 있는 투자기회가 존재하더라도 기업이 투자자금을 외부에서 조달하기 어려운 경우에는 투자가 최적수준에 미치지 못할 것이라는 주장이 제기되었다. 이러한 논의는 금융시장에서의 정보 비대칭성에 기반한 것으로서 Modigliani-Miller 정리가 더 이상 성립하지 않음을 의미하고 따라서 투자자금의 조달에 있어 외부자금이 내부자금의 완전대체재가 아님을 뜻하게 된다. 즉, 외부자금의 조달비용이 내부자금의 기회비용보다 더 높게 된다. 따라서 금융제약(financial constraint)에 직면해 있는 기업의 경우에는 내부자금의 규모에 의해 투자가 영향을 받게 된다. 만일 이러한 효과가 토빈의 q에는 반영되어 있지 않다면 이를 감안해 줄 필요가 있으므로 Fazzari, Hubbard and Petersen (1988) 이후의 연구에서와 같이 현금흐름을 기업의 금융제약을 반영하기 위하여 설명변수에 추가하였다. q 모형에 따른 추정모형은 다음과 같다.

$$(I/K)_{it} = \mu_i + \mu_t + \alpha Q_{it} + \beta CF_{it} + \gamma s_{it} + e_{it}$$

이때 $(I/K)_{it}$ 는 기업 i 의 t 기의 투자와 $t-1$ 기말의 자본스톡의 비율이고

Q_{it} 는 t 기 시작시점의 토빈의 q , CF_{it} 는 기업의 현금흐름을 나타낸다.⁶⁾ s_{it} 는 국민연금의 t 기 시작시점에서의 기업 i 에 대한 지분율을 의미한다. μ_i 와 μ_t 는 각각 기업효과(firm effect)와 시간효과(time effect)를 나타내는 더미변수이다. 기업효과를 나타내는 더미변수는 각 기업에 따라 상이할 것으로 생각되는 수요의 탄력성(elasticity of demand)이나 상대가격(relative price)등의 영향을 조정하는 변수로 볼 수 있으며 시간효과(time effects)에 대한 더미변수는 경기변동에 따른 공통적인 자본비용(cost of capital)의 변화 등을 나타낸다고 할 수 있다. 이러한 추정모형은 토빈의 q 를 통하여 기대수익이 미치는 효과를 통제한 후 국민연금의 지분율이 독립적으로 투자에 영향을 주는가를 분석하는 것으로 볼 수 있다.

(2) Gala and Gomes 모형

기업투자를 설명하기 위한 기존의 실증분석에서 토빈의 q 에 바탕을 둔 분석 결과는 다소 실망스러운 모습을 보였다. 특히 q 를 정확히 측정하기 어려움에 따라 실증분석에서 q 의 측정오차 문제가 제기되어 왔다.

이에 따라 Gala and Gomes(2016)는 자산가격과 관계없이 기업의 투자를 설명하기 위한 실증분석 모형을 제안하였다. q 이론에서 가정하는 바와는 달리 시장지배력(market power)이 존재할 수도 있고, 생산함수가 규모에 대한 수확 체감(decreasing returns to scale)일 수도 있다. Gala and Gomes는 토빈의 q 가 불완전한 변수일 경우 금융시장의 마찰이 존재하는 경우에도 기업규모가 최적투자의 중요한 상태변수(state variable)임을 보이고 있다.

동시에 현금흐름이나 매출액의 역할을 명확히 하고 있다. 기존에는 이들 변수가 금융제약을 나타내는 변수로 사용되었는데 Gala and Gomes는 이러한 변

6) 투자율은 유형자산(tangible asset)의 증가율을 나타내며 토빈의 q 는 (주식의 시가총액+부채총액-재고)/자산으로 정의하였다. 우선주는 제외하였으며, 부채총액과 자산은 장부가치로 측정하였다. 이러한 방식에 따라 q 를 측정할 경우 측정오차의 문제가 제기될 수 있고 이에 따라 추정계수에 편의가 발생할 수 있다. Kim, Kwak, Lee (2015)는 다양한 방법으로 q 를 측정하고 이를 상호비교하고 있다. 그럼에도 불구하고 q 를 완벽하게 측정하는 것은 매우 어려운 것 또한 사실이며 우리나라의 경우 q 의 측정오차 뿐 아니라 완전경쟁이나 효율적시장가설의 가정 등이 어느 정도 성립하는지에 대해서도 의문이 제기될 수 있다. 이에 따라 Gala and Gomes의 모형을 함께 고려하였다. 한편, 현금흐름은 EBIT(경상이익(ordinary income)+이자비용)/유형자산으로 계산하였다.

수가 생산성 및 수요에 대한 충격이나 요소가격의 변화 등에 대한 정보를 가지고 있음을 보이고 있다. 기존에는 이러한 변수가 q 에 대한 보조적인 변수로 사용되었으나 Gala and Gomes는 q 와 상관없이 그리고 금융제약이 존재하지 않더라도 투자의 중요한 결정요인이라고 주장하였다.

이러한 모형의 또 하나의 장점은 q 의 측정과 관련하여 자산가격을 사용하지 않아도 된다는 점이다. 주식가격은 효율적시장가설이 성립하지 않는다면 내재가치를 정확히 반영하고 있지 못하며 부채의 시장가격 역시 측정되기 어렵다는 단점에서 자유로울 수 있다. Gala and Gomes의 추정식은 다음과 같다.

$$(I/K)_{it} = \mu_i + \mu_t + \alpha \ln K_{it} + \beta (Y/K)_{it} + \delta s_{it} + e_{it}$$

이때 K 는 t 기 시작시점의 유형자산을 Y 는 매출액을 나타낸다. 기업규모를 나타내는 K 가 클수록 투자의 조정비용 등이 증가하여 투자율에 음의 영향을 미칠 수 있으며 반대로 Y/K 는 수요충격 등을 나타내는 변수이므로 투자율과 양의 관계를 보일 것으로 예상할 수 있다. 이러한 Gala and Gomes의 모형에 국민연금의 지분율을 변수로 추가하여 지분율이 추가적인 설명력을 가지는지를 살펴보았다.

2. 통계자료

본 연구는 표본기간 2001-2015년 중에 KOSPI에 상장되어 있는 제조업 기업을 대상으로 하였다. 기업의 재무제표 자료는 WiseFn으로부터 구하였다. 표본에 존재하는 이상 관측치(outlier)를 제거하기 위하여 우선 토빈의 q 와 K 가 0보다 작은 경우는 분석에서 제외하였다. 또한 표본에서 상하위 1%를 제거하였다. 추정방법은 고정효과모형(fixed effect model)과 랜덤효과모형(random effect model)을 사용하였다.

먼저 본 연구의 투자함수의 추정에 사용된 변수들의 평균과 표준편차를 국민연금의 지분율이 0인 기업표본과 지분율이 0보다 큰 기업표본을 비교하였다. 전체 관측치 수 3711개 중 지분율이 0인 표본의 수는 1847개 이며, 지분율이 0보다 큰 표본의 수는 1864개로 나타나서 두 표본의 크기는 크게 다르지 않은

것으로 나타났다. 지분율이 0보다 큰 표본에서 지분율의 평균은 약 4% 정도로 계산되었다.

두 표본의 투자율을 비교해 보면 지분율이 0보다 큰 표본의 투자율이 지분율이 0인 표본에 비해 약 5% 포인트 더 높게 나타나고 있어 국민연금과 기업투자 간에 정의 관계가 존재할 가능성을 시사하고 있다. 토빈의 q 역시 지분율 >0 인 경우에 평균적으로 더 커서 투자기회가 더 높을 가능성을 보여주고 있다. 현금흐름과 Y/K 역시 지분율 >0 인 기업들이 더 높은 수준을 나타내고 있다. 한편 자본 K 의 크기를 비교하면 지분율 >0 인 기업이 평균적으로 기업규모가 크다는 사실을 알 수 있다.

<표 1> 변수의 평균과 표준편차

	전체	지분율 = 0	지분율 > 0
투자율	0.15 (0.25)	0.13 (0.26)	0.18 (0.24)
토빈의 q	0.83 (0.36)	0.74 (0.30)	0.93 (0.40)
현금흐름	0.24 (0.36)	0.19 (0.38)	0.29 (0.32)
$\ln K$	18.34 (1.51)	17.54 (1.05)	19.14(1.47)
$\ln (Y/K)$	1.07 (0.64)	1.03 (0.67)	1.11 (0.60)
지분율	0.02 (0.03)	-	0.04 (0.03)
관측치수	3711	1847	1864

주: ()안은 표준편차

<표 2> ~ <표 3>은 추정에 사용된 변수들 간의 상관계수를 보여주고 있다. 먼저 <표 2>는 전체표본을 대상으로 상관계수를 계산한 결과이며 <표 3>은 국민연금 지분율이 0보다 큰 기업만을 대상으로 한 결과를 나타내고 있다. 먼저 <표 2>에서 투자율과 지분율 간의 상관계수는 0.0690으로 높지 않게 나타났다. 투자율과 가장 상관계수가 높은 변수는 매출액($\ln(Y/K)$)이며 다른 설명변수들은 투자율과의 상관계수가 0.2보다 낮은 것으로 계산되었다. 지분율과 상관계수가 가장 높은 변수는 기업규모를 나타내는 $\ln K$ 이어서 대형주일수록 지분율이 높을 가능성을 암시하고 있다. 설명변수들 간의 상관계수는 실제적으로 유사한 변수라고 할 수 있는 현금흐름과 $\ln(Y/K)$ 를 제외하면 대체로 높지 않은 것으로 나타났다.

<표 2> 변수간의 상관계수 (전체표본)

	투자율	토빈의 q	현금흐름	ln K	ln(Y/K)
투자율	1				
토빈의 q	0.1310	1			
현금흐름	0.1637	0.1055	1		
ln K	-0.0876	0.2086	-0.0803	1	
ln (Y/K)	0.2639	0.1118	0.3673	-0.3170	1
지분율	0.0690	0.3056	0.1213	0.4532	0.0348

<표 3> 변수간의 상관계수 (지분율>0)

	투자율	토빈의 q	현금흐름	ln K	ln(Y/K)
투자율	1				
토빈의 q	0.1591	1			
현금흐름	0.1979	0.1877	1		
ln K	-0.1064	0.185	-0.2284	1	
ln (Y/K)	0.2893	0.1665	0.4008	-0.3143	1
지분율	0.0740	0.2112	0.0391	0.2014	0.0018

국민연금이 주식을 보유하고 있는 기업만을 대상으로 상관계수를 계산한 <표 3>을 살펴보면 투자율과 지분율 간의 상관계수가 전체표본에 비해 소폭 상승한 것을 확인할 수 있다. 사실 <표 3>에서는 전체표본에 비해 투자율이 지분율 뿐 아니라 다른 설명변수들과의 상관계수도 모두 높아진 것을 확인할 수 있다. 그러나 지분율과 다른 설명변수 간의 상관계수는 전체표본에 비해 낮게 나타나고 있다.

IV. 추정결과

1. 전체표본

국민연금의 지분율이 0인 기업도 포함한 전체표본을 대상으로 q모형에 의한 투자함수를 추정한 결과는 <표 4>에 제시되어 있다. Hausman 검정결과를 보면 고정효과 모형보다는 랜덤효과 모형이 보다 적절한 것으로 나타나고 있으나 결과의 강건성을 위해 두 가지 모형의 결과를 모두 보고하였다.

q 모형에 대한 추정결과를 살펴보면 우선 모형1에서 토빈의 q와 지분율만을 포함시킨 경우 토빈의 q에 대한 계수는 통계적으로 유의하게 추정되었으나 계수 자체는 크지 않은 것으로 나타났다. 지분율에 대한 계수는 고정효과모형을 사용한 경우와 랜덤효과모형을 사용한 경우가 다소 상이하게 나타났다. 고정효과모형에서는 지분율의 계수가 0.347로 추정되었으며 통계적으로 유의하지 않았다. 반면 랜덤효과모형에서는 지분율에 대한 계수가 0.529로 추정되었는데 고정효과 모형과는 달리 추정계수가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 추정되었다.

토빈의 q에 더하여 현금흐름을 추가한 모형2의 경우, 현금흐름에 대한 추정계수는 통계적으로 유의하였으며 토빈의 q 및 지분율에 대한 계수의 크기는 소폭 하락하였으나 추정결과에 질적인 변화는 발견할 수 없었다. 특히, 현금흐름을 추가변수로 고려하더라도 고정효과모형에서는 지분율의 계수가 통계적으로 유의하지 않은 반면 랜덤효과모형에서는 통계적으로 유의한 결과를 얻을 수 있었다.

<표 4> 전체표본 추정결과 (q 모형)

	모형 1		모형 2	
	고정효과	랜덤효과	고정효과	랜덤효과
상수항	0.059 (3.19)***	0.062 (3.81)***	0.050 (2.75)***	0.046 (2.90)***
Q	0.077 (4.09)***	0.070 (5.08)***	0.065 (3.58)***	0.055 (4.28)***
CF			0.071 (2.85)***	0.110 (5.38)***
S	0.347 (1.54)	0.529 (3.43)***	0.312 (1.43)	0.405 (2.79)***
R ²	0.0711	0.0709	0.0781	0.0763
관측치수	3711	3711	3711	3711
Hausman	p-value=0.9974		p-value=0.8682	

주: ()안은 t값

만일 토빈의 q 가 투자에 관한 모든 정보를 포함하고 있다면 국민연금 지분율에 대한 정보도 이미 토빈의 q 에 포함되어 있을 것이다. 이 경우에는 고정효과 모형에서처럼 지분율에 대한 계수가 통계적으로 유의하지 않더라도 이를 근거로 국민연금 지분율이 기업투자와 아무런 관계가 없다고 단정할 수는 없을 것이다. 특히 만일 국민연금이 지분율을 높인 기업의 주가가 상승하면 토빈의 q 가 상승하게 되고 이에 따라 기업투자가 증가할 수도 있다.

그러나 앞에서 설명한 바와 같이 완전경쟁시장이나 규모에 대한 수확불변 그리고 효율적시장이라는 q 모형의 가정이 완벽하게 성립하지 않을 가능성이 높다. 이때에는 국민연금 지분율이 기업투자와 일정한 관계를 가질 수 있고 동시에 토빈의 q 가 지분율에 대한 정보를 불완전하게 포함하고 있다면 지분율에 대한 계수가 유의하게 추정될 수 있다. 실제로 랜덤효과모형을 이용하여 추정한 경우에는 지분율에 대한 계수가 통계적으로 유의하게 추정되었다. 결국, 추정방법에 따라 결과가 상이하게 나타남으로써 토빈의 q 가 가지고 있는 정보에 대한 해석이 달라질 수 있고 따라서 q 모형과는 다른 투자함수 모형의 추정이 필요하게 된다.

앞에서 설명한 바와 같이 Gala and Gomes 모형은 토빈의 q 가 가지고 있는 가정에서 자유롭다는 장점이 있다. 특히, Gala and Gomes 모형은 주식시장의 가격을 이용하지 않음으로써 혹시 지분율과 토빈의 q 간에 존재할 수도 있는 상관관계의 영향을 받지 않는 장점이 있다.

Gala and Gomes 모형을 이용한 추정결과는 <표 5>에 나타나 있다. 모형3에서는 $\ln K$ 및 $\ln(Y/K)$ 와 지분율을 포함한 경우이며, 모형4는 $\ln K$ 및 $\ln(Y/K)$ 의 제곱항까지 포함한 경우이다. Gala and Gomes는 이론적으로는 이들 변수에 대한 제곱항 등이 유도되지만 일반적으로 실증분석에서는 일차항만으로 충분할 가능성이 높을 것으로 예상하였다. 모형5와 모형6은 각각 모형3과 모형4에 토빈의 q 를 추가한 경우이다. 토빈의 q 모형에서처럼 각각의 모형을 고정효과와 랜덤효과모형을 이용하여 추정하였다. <표 4>의 토빈의 q 모형에서와는 달리 Gala and Gomes 모형을 사용한 모형3~모형6에서는 Hausman 검정결과가 고정효과 모형이 보다 적절한 방법임을 나타내주고 있으나 역시 결과의 강건성을 위해 두 가지 모형의 추정결과를 모두 보고하였다.

모형3~모형6의 추정결과를 살펴보면 다음과 같은 사실을 확인할 수 있다.

첫째, 고정효과모형과 랜덤효과모형 모두에서 모형3과 모형5에서 $\ln K$ 에 대한 계수가 통계적으로 유의한 음의 값이 추정되었다. 이는 투자에 있어 기업의 자본스톡의 규모가 클수록 투자율이 낮을 것임을 의미한다. 동일한 규모의 투자가 이루어지더라도 기존의 자본스톡이 큰 기업은 투자율이 낮게 될 것이며 이는 투자의 조정비용(adjustment cost)이 높아지는 것으로 해석할 수도 있다. 그러나 모형4와 모형6에서 제곱항을 포함하면 $\ln K$ 뿐 아니라 $\ln K$ 의 제곱항에 대한 계수도 유의하게 추정되지 않았다.

둘째, $\ln(Y/K)$ 에 대한 계수는 모형3~모형6의 네 가지 경우 모두에서 통계적으로 유의한 양의 값이 추정되어 수요충격 등에 따라 투자율이 증가함을 나타내주고 있다. 한편 $\ln K$ 의 경우와 마찬가지로 $\ln(Y/K)$ 의 제곱항에 대한 계수들도 통계적으로 유의하지 않아서 일차항만으로 충분함을 보여주고 있다.

셋째, 모형5와 모형6에서 토빈의 q 를 추가한 경우를 살펴보면 $\ln K$ 와 $\ln(Y/K)$ 외에 토빈의 q 도 일정부분 투자에 대한 설명력을 가지고 있음을 알 수 있다. 토빈의 q 에 대한 계수가 0.04~0.06으로 추정되어 모형1 및 모형2보다는 계수의 크기나 t 값이 소폭 감소하였으나 여전히 통계적으로 유의하였다. 이러한 결과는 Gala and Gomes 모형 역시 완벽할 수는 없으며 토빈의 q 가 가지고 있는 정보를 추가함으로써 기업투자에 대한 설명력을 제고시킬 수 있음을 의미한다.

마지막으로 Gala and Gomes모형에서 위의 변수들을 통제한 후 본 연구의 목적인 국민연금 지분율과 기업투자 간의 관계를 살펴보았다. 모형3~모형6에서 추정방법과 관계없이 지분율에 대한 계수가 통계적으로 유의하게 추정되었다. 고정효과모형에서는 토빈의 q 를 포함하지 않은 경우는 지분율에 대한 계수가 0.6 내외, 토빈의 q 를 포함한 경우에는 0.5 내외로 추정되었으며 유의수준 5%에서 유의하였다. 랜덤효과 모형을 사용한 경우에는 고정효과모형보다 지분율에 대한 계수가 조금 더 크게 추정되어 토빈의 q 를 포함하지 않은 경우 0.8 이상, 토빈의 q 를 포함하면 0.7 정도로 추정되었다. 그리고 추정계수는 1% 유의수준에서 모두 유의하게 나타났다.

국민연금 지분율과 투자와의 관계는 토빈의 q 모형을 추정된 경우에는 추정방법에 따라 다소 모호한 결과를 얻을 수 있었으나 Gala and Gomes 모형에서는 두 변수간의 관계가 통계적으로 매우 유의하게 나타났다. 특히 Gala and

Gomes 모형에 토빈의 q 를 추가하더라도 지분율에 대한 계수는 두 가지 추정 방법 모두에서 유의한 추정결과를 얻을 수 있었다.⁷⁾

이상의 결과를 통계적으로 유의한 경우만을 대상으로 종합해 보면 지분율이 1% 포인트 증가할 때 투자율은 0.41% 포인트(모형2, 랜덤효과)에서 최대 0.82% 포인트(모형4, 랜덤효과) 정도 상승한다고 해석할 수 있다. 전체표본의 평균 지분율이 약 2%이고 평균 투자율이 약 15%이었음을 감안하면 본 연구의 추정결과는 국민연금의 지분율 상승이 투자율에 매우 큰 영향을 미치고 있다고 보기는 어려울 것으로 생각된다. 즉, 추정결과의 통계적 유의성에도 불구하고 경제적 유의성은 상대적으로 높지 않은 수준이라고 볼 수 있다.

<표 5> 전체표본 추정결과 (Gala and Gomes 모형)

	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
고정효과				
상수항	2.177 (6.04) ^{***}	1.156 (0.76)	2.169 (5.97) ^{***}	1.152 (0.76)
$\ln K$	-0.122 (-6.29) ^{***}	-0.009 (-0.05)	-0.123 (-6.26) ^{***}	-0.010 (-0.06)
$\ln(Y/K)$	0.186 (9.90) ^{***}	0.150 (5.70) ^{***}	0.182 (9.52) ^{***}	0.146 (5.57) ^{***}
$(\ln K)^2$		-0.003 (-0.69)		-0.003 (-0.69)
$(\ln(Y/K))^2$		0.017 (1.61)		0.017 (1.62)
Q			0.042 (2.17) ^{**}	0.042 (2.19) ^{**}
S	0.587 (2.54)^{**}	0.610 (2.62)^{***}	0.495 (2.15)^{**}	0.518 (2.24)^{**}
R^2	0.2101	0.2111	0.2118	0.2127
관측치수	3711	3711	3711	3711
랜덤효과				
상수항	0.169 (2.42) ^{**}	0.528 (0.74)	0.170 (2.52) ^{**}	0.211 (0.31)
$\ln K$	-0.008 (-2.19) ^{**}	-0.047 (-0.63)	-0.010 (-2.78) ^{***}	-0.015 (-0.21)
$\ln(Y/K)$	0.112 (11.01) ^{***}	0.116 (6.48) ^{***}	0.103 (10.30) ^{***}	0.109 (6.34) ^{***}
$(\ln K)^2$		0.001 (0.53)		0.000 (0.07)
$(\ln(Y/K))^2$		-0.003 (-0.35)		-0.004 (-0.45)
Q			0.060 (4.11) ^{***}	0.060 (4.10) ^{***}
S	0.815 (4.95)^{***}	0.823 (5.04)^{***}	0.700 (4.34)^{***}	0.707 (4.41)^{***}
R^2	0.1645	0.1635	0.1630	0.1609
관측치수	3711	3711	3711	3711
Hausman				
p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

주: ()안은 t값

⁷⁾ Gala and Gomes는 노동과 자본의 비율(L/K)을 추가적으로 고려하기도 하였다. 본 연구에서도 L/K를 추가하여 추정해 보았으나 이에 대한 추정계수가 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나 L/K를 추가한 경우에도 지분율에 대한 계수는 유의한 값이 추정되었다.

2. 국민연금이 투자한 기업 표본

지금까지의 분석은 국민연금이 지분을 전혀 보유하고 있지 않은 기업들도 표본에 포함하여 추정한 결과에 대한 것이었다. 약 절반가량의 관측치가 국민연금의 지분율이 0이므로 이러한 관측치가 포함되면 비선형성이 존재할 수도 있다. 따라서 여기에서는 국민연금의 지분율이 양인 경우만을 대상으로 투자함수를 다시 추정하기로 한다.

먼저 토빈의 q 모형을 추정한 결과는 <표 6>에 제시되어 있다. 고정효과모형의 경우, 지분율에 대한 계수는 현금흐름 변수의 포함 여부에 따라 0.470 또는 0.417로 추정되었는데 이는 전체표본에 비해 약 0.1 정도 높은 값이다. 또한 지분율이 0 이상인 경우만 대상으로 하면 고정효과모형에서도 지분율의 계수가 10% 유의수준에서는 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 이와는 반대로 랜덤효과모형을 사용한 경우에는 지분율이 0 이상인 표본에서 지분율에 대한 계수가 오히려 작아졌다. 추정계수의 통계적 유의성도 전체표본의 경우에는 모두 1% 수준에서 유의하였으나 지분율이 0 이상인 표본에서는 현금흐름의 포함 여부에 따라 5% 및 10% 수준에서 유의하였다. 한편, 토빈의 q에 대한 계수는 지분율이 0 이상인 표본에서 다소 높게 추정되었다.

<표 6> 지분율>0인 표본 추정결과 (q 모형)

	모형 1		모형 2	
	고정효과	랜덤효과	고정효과	랜덤효과
상수항	0.079 (1.47)	0.072 (1.51)	0.072 (1.31)	0.062 (1.35)
Q	0.105 (4.40)***	0.077 (4.79)***	0.089 (3.56)***	0.057 (3.55)***
CF			0.102 (1.90)*	0.131 (3.47)***
S	0.470(1.83)*	0.399 (2.05)**	0.417 (1.67)*	0.330 (1.87)*
R ²	0.0865	0.0851	0.0977	0.0957
관측치수	1864	1864	1864	1864
Hausman	p-value = 0.9991		p-value = 0.3131	

주: ()안은 t값

Gala and Gomes 모형을 추정한 경우에도 지분율이 0 이상인 표본을 사용하더라도 전체표본의 경우와 질적으로 동일한 결과를 얻을 수 있었다. $\ln K$ 에 대한 계수는 추정방법과 관계없이 제곱항을 포함하지 않으면 통계적으로 유의한 음의 값이 추정되었다. $\ln(Y/K)$ 에 대한 계수는 모형3~모형6 모두에서 양의 값이 추정되었고 통계적으로도 모두 유의하였다. 추정계수의 크기도 고정효과모형으로 추정한 $\ln(Y/K)$ 에 대한 계수만 전체표본에 비해 약 0.05~0.1 정도 크게 나타났을 뿐 대부분의 경우는 큰 변화가 없었다. 모형5와 모형6에서 토빈의 q 에 대한 계수도 전체표본에서와 유사하게 추정되었다.

지분율에 대한 계수는 추정모형과 추정방법에 따라 0.436~0.682로 추정되어 전체표본에 비해 약간 낮게 나타났다. 한편, 고정효과모형을 이용한 모형5와 모형6에서 지분율에 대한 계수가 10% 수준에서만 통계적으로 유의하였을 뿐 나머지 경우에는 매우 강한 통계적 유의성이 발견되었다.

<표 7> 지분율>0인 표본 추정결과 (GG 모형)

	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
고정효과				
상수항	2.594 (3.65) ^{***}	4.069 (1.70) [*]	2.704 (3.60) ^{***}	4.480 (1.87) [*]
$\ln K$	-0.138 (-3.73) ^{***}	-0.294 (-1.19)	-0.145 (-3.67) ^{***}	-0.333 (-1.36)
$\ln(Y/K)$	0.244 (6.86) ^{***}	0.261 (5.04) ^{***}	0.231 (6.11) ^{***}	0.246 (4.75) ^{***}
$(\ln K)^2$		0.004 (0.63)		0.005 (0.76)
$(\ln(Y/K))^2$		-0.008 (-0.40)		-0.008 (-0.38)
Q			0.049 (2.03) ^{**}	0.051 (2.12) ^{**}
S	0.553 (2.10)^{**}	0.533 (2.04)^{**}	0.461 (1.77)[*]	0.436 (1.68)[*]
R^2	0.2509	0.2513	0.2537	0.2542
관측치수	1864	1864	1864	1864
랜덤효과				
상수항	0.288 (2.66) ^{***}	1.150 (1.03)	0.341 (3.23) ^{***}	1.186 (1.12)
$\ln K$	-0.012 (-2.58) ^{***}	-0.102 (-0.90)	-0.016 (-3.60) ^{***}	-0.104 (-0.97)

$\ln(Y/K)$	0.122 (10.34)***	0.130 (4.63)***	0.105 (9.15)***	0.112 (4.03)***
$(\ln K)^2$		0.002 (0.81)		0.002 (0.84)
$(\ln(Y/K))^2$		-0.004 (-0.39)		-0.004 (-0.33)
Q			0.070 (4.11)***	0.070 (4.12)***
S	0.676 (3.61)***	0.682 (3.64)***	0.560 (3.00)***	0.568 (3.05)***
R^2	0.1868	0.1878	0.1850	0.1863
관측치수	1864	1864	1864	1864
Hausman				
p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

주: ()안은 t값

전반적으로 지분율이 0 이상인 표본을 대상으로 하더라도 전체표본과 질적으로 동일한 추정결과를 얻을 수 있었다. 모형의 설정과 추정방법과 관계없이 국민연금 지분율은 기업투자와 대체로 유의한 양의 상관관계를 가지고 있어서 지분율 상승이 기업투자를 제고할 가능성을 시사하고 있다. 다만 전체표본의 경우와 마찬가지로 경제적 유의성이 매우 높다고 보기는 어려울 것으로 판단된다.

V. 재무변수를 추가한 추정결과

토빈의 q모형이나 Gala and Gomes모형 모두 기업의 투자를 설명하는데 한계가 있을 수 있다. 토빈의 q에 대한 측정문제가 꾸준히 제기되어 왔으며 Gala and Gomes 모형에서도 토빈의 q에 대한 계수가 유의하게 추정되었다. 이러한 사실은 기업투자를 설명함에 있어 추가적인 변수들이 고려될 수도 있으며 이들 변수들이 지분율과 일정한 관계를 가질 수도 있다. 특히 국민연금의 주식투자 결정에 있어 기업의 재무변수가 중요한 지표가 될 수 있고 따라서 지분율이 기업의 재무제표 변수들에 대한 일종의 대리변수로서 작용할 수도 있다. 즉, 토빈의 q나 Gala and Gomes모형에서 고려되지 못한 재무제표 변수를 투자함수에 설명변수로 추가한다면 지분율에 대한 추정결과가 달라질 수도 있다.

또한 만일 국민연금이 이러한 재무변수들을 고려하여 지분투자를 결정하고 동시에 기업투자도 재무변수들에 의해 영향을 받을 수 있다. 이때에는 지분율과

기업투자 간에 직접적인 인과관계가 존재하기보다는 단순히 재무변수들이 지분율과 투자에 동시에 영향을 미침으로써 간접적인 상관관계가 추정된 것일 수도 있다.

이러한 가능성을 확인하기 위하여 기업의 수익성, 성장성, 유동성, 부채비율을 추가적인 변수로 통제한 후 국민연금 지분율과 기업투자와의 관계를 살펴보았다. 수익성은 ROE(return on equity)로 측정하였으며 성장성은 PBR(price to book ratio), 유동성(liquidity)은 유동부채에 대한 유동자산의 비율(LR), 부채비율(debt to asset ratio)은 총자산 대비 총부채의 비율(DA)로 정의하였다. 일반적으로 수익성, 성장성, 유동성이 양호한 기업은 투자증가율이 높을 것으로 예상할 수 있으며 부채비율이 높은 기업은 투자가 부진할 가능성이 높다.⁸⁾ 이들 변수는 $t-1$ 기 값과 t 기 값의 평균을 사용하였다.

<표 8>은 전체표본을 대상으로 재무제표 변수들을 통제한 후에 토빈의 q 모형을 추정한 결과이다. 고정효과모형 및 랜덤효과모형 모두에서 ROE, PBR, 유동비율은 모두 통계적으로 유의하지 않게 추정되었다. 그러나 부채비율은 통계적으로 유의한 음의 값이 추정되어 부채가 늘어날수록 투자에 부정적인 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 한편 고정효과모형을 사용한 경우 토빈의 q 에 대한 계수는 지금까지와는 다르게 통계적으로 유의하게 추정되지 않았다. 이는 아마도 토빈의 q 가 PBR과 상당부분 유사한 정보를 가지고 있기 때문일 수 있다. 지분율에 대한 계수는 대체로 10% 유의수준에서 유의하게 추정되었다. 재무제표 변수들을 포함하지 않은 <표 4>의 경우와 비교하면 고정효과모형에서는 추정계수의 크기가 증가하였을 뿐 아니라 통계적 유의성도 높아진데 비해 랜덤효과모형에서는 추정계수의 크기와 통계적 유의성이 감소하였다.

8) 이들 통제변수는 위경우(2007)에서 사용된 변수들이다.

<표 8> 전체표본 추정결과 (q 모형)

	모형 1		모형 2	
	고정효과	랜덤효과	고정효과	랜덤효과
상수항	0.168 (4.22) ^{***}	0.124 (4.11) ^{***}	0.151 (3.70) ^{***}	0.095 (3.32) ^{***}
Q	0.04 (1.34)	0.066 (2.63) ^{***}	0.038 (1.32)	0.059 (2.46) ^{**}
CF			0.048 (1.83) [*]	0.087 (3.69) ^{***}
ROE	0.000 (-0.07)	0.000 (0.57)	0.000 (-0.47)	0.000 (0.05)
PBR	0.011 (0.71)	0.007 (0.54)	0.007 (0.48)	0.004 (0.29)
LR	0.003 (0.58)	0.000 (0.02)	0.003 (0.59)	-0.002 (-0.50)
DA	-0.17 (-3.05) ^{***}	-0.106 (-2.94) ^{***}	-0.148 (-2.63) ^{***}	-0.061 (-1.81) [*]
S	0.415 (1.68)[*]	0.32 (1.85)[*]	0.413 (1.70)[*]	0.253 (1.53)
R^2	0.0794	0.0774	0.0828	0.0785
관측치수	3111	3111	3111	3111
Hausman	p-value = 0.1143		p-value = 0.0022	

주: ()안은 t값

전체표본을 대상으로 하여 Gala and Gomes 모형을 재무제표를 통제한 후 추정한 결과는 <표 9>에 나타나 있다. 고정효과모형에서는 거의 모든 재무제표변수에 대한 계수가 통계적으로 유의하게 추정되지 않았으며 토빈의 q 역시 통계적 유의성이 하락하였다. 반면 랜덤효과모형에서는 토빈의 q가 포함되지 않은 모형3과 모형4에서는 PBR의 계수가 유의하게 추정되었으며 부채비율은 모든 경우에서 유의한 음의 계수가 추정되었다. $\ln K$ 와 $\ln(Y/K)$ 에 대한 계수도 재무제표를 통제하기 전에 비해 질적으로 큰 변화가 발견되지 않았다.

지분율에 대한 계수는 재무제표 변수들을 통제하면 고정효과모형에서는 오히려 더 큰 값이, 랜덤효과모형에서는 다소 작은 값이 추정되었다. 그러나 이들 계수의 통계적 유의성은 재무제표 변수가 포함되더라도 모든 모형에서 추정방법과 관계없이 1% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 따라서 재무제표 변수를 추가적으로 고려하더라도 국민연금 지분율과 기업투자 간의 관계에 질적인 변화는 가져오지 못하는 것을 알 수 있다.

<표 9> 전체표본 추정결과 (GG 모형)

	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
고정효과				
상수항	1.809 (5.15) ^{***}	1.082 (0.75)	1.799 (5.07) ^{***}	1.023 (0.71)
$\ln K$	-0.099 (-5.27) ^{***}	-0.019 (-0.12)	-0.1 (-5.23) ^{***}	-0.015 (-0.09)
$\ln(Y/K)$	0.164 (8.41) ^{***}	0.123 (4.63) ^{***}	0.164 (8.41) ^{***}	0.123 (4.66) ^{***}
$(\ln K)^2$		-0.002 (-0.5)		-0.002 (-0.53)
$(\ln(Y/K))^2$		0.019 (1.87)*		0.019 (1.85)*
ROE	0.000 (-0.69)	0.000 (-0.74)	0.000 (-0.81)	0.000 (-0.86)
PBR	-0.005 (-0.51)	-0.005 (-0.49)	-0.026 (-1.76)*	-0.026 (-1.76)*
LR	-0.002 (-0.30)	-0.001 (-0.13)	-0.002 (-0.26)	-0.001 (-0.09)
DA	-0.043 (-0.66)	-0.045 (-0.70)	-0.038 (-0.59)	-0.04 (-0.63)
Q			0.056 (1.82)*	0.056 (1.84)*
S	0.709 (2.84)^{***}	0.721 (2.86)^{***}	0.66 (2.62)^{***}	0.672 (2.66)^{***}
R^2	0.1907	0.1919	0.1922	0.1934
관측치수	3111	3111	3111	3111
랜덤효과				
상수항	0.204 (2.58) ^{**}	0.983 (1.42)	0.188 (2.45) ^{**}	0.793 (1.15)
$\ln K$	-0.007 (-1.66)*	-0.09 (-1.26)	-0.008 (-1.85)*	-0.072 (-1.02)
$\ln(Y/K)$	0.095 (9.21) ^{***}	0.097 (5.18) ^{***}	0.091 (9.04) ^{***}	0.096 (5.25) ^{***}
$(\ln K)^2$		0.002 (1.2)		0.002 (0.94)
$(\ln(Y/K))^2$		-0.002 (-0.27)		-0.004 (-0.41)
ROE	0.000 (0.00)	0.00 (0.02)	0.00 (-0.05)	0.00 (-0.02)
PBR	0.022 (2.88) ^{***}	0.022 (2.82) ^{***}	-0.007 (-0.58)	-0.007 (-0.58)
LR	-0.005 (-1.19)	-0.005 (-1.28)	-0.005 (-1.14)	-0.005 (-1.2)
DA	-0.09 (-2.69) ^{***}	-0.092 (-2.65) ^{***}	-0.086 (-2.56) ^{**}	-0.086 (-2.51) ^{**}
Q			0.072 (2.74) ^{***}	0.071 (2.69) ^{***}
S	0.573 (3.10)^{***}	0.587 (3.20)^{***}	0.529 (2.90)^{***}	0.541 (2.99)^{***}
R^2	0.1514	0.1520	0.1505	0.1504
관측치수	3111	3111	3111	3111
Hausman				
p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

주: ()안은 t값

다음으로 지분율이 0보다 큰 기업만을 대상으로 재무제표 변수를 포함하여 투자함수를 추정하였다. 우선 <표 10>을 통해 토빈의 q모형을 추정한 결과를 살펴보면 모형1에서만 ROE가 통계적으로 유의한 계수가 추정되었을 뿐 다른 재무제표 변수들은 모두 유의하지 않은 계수가 추정되었다.

<표 6>의 결과와 비교하면 재무제표 변수를 추가함으로써 국민연금 지분율에 대한 계수는 오히려 더 크게 추정되었을 뿐 아니라 통계적 유의성도 증가하였다. 재무제표 변수를 통제하지 않은 <표 6>의 경우 지분율에 대한 계수는 0.330~0.470으로 추정되었는데 재무제표 변수를 통제한 <표 10>에서는 추정 계수가 0.467~0.644로 증가하였다. 또한 <표 4>에서는 랜덤효과모형으로 추정한 모형 1에서만 5% 유의수준에서 유의하였고 나머지는 1% 수준에서만 유의하였는데 비해 <표 10>에서는 모든 경우에 5% 수준에서 유의하게 추정되었다.

<표 10> 지분율>0 표본 추정결과 (q 모형)

	모형 1		모형 2	
	고정효과	랜덤효과	고정효과	랜덤효과
상수항	0.063 (0.78)	0.09 (1.47)	0.047 (0.57)	0.071 (1.12)
<i>Q</i>	0.073 (2.00)**	0.085 (2.68)***	0.075 (2.08)**	0.082 (2.70)***
<i>CF</i>			0.061 (1.10)	0.074 (1.46)
ROE	0.001 (2.11)**	0.002 (3.04)***	0.00 (0.40)	0.001 (0.82)
PBR	-0.019 (-0.99)	-0.016 (-0.94)	-0.02 (-1.09)	-0.017 (-1.07)
LR	0.013 (1.41)	0.004 (0.59)	0.013 (1.43)	0.003 (0.44)
DA	0.014 (0.15)	-0.035 (-0.64)	0.027 (0.28)	-0.011 (-0.19)
<i>S</i>	0.640 (2.36)**	0.467 (2.25)**	0.644 (2.40)**	0.473 (2.35)**
<i>R</i> ²	0.0875	0.0850	0.0913	0.0885
관측치수	1554	1554	1554	1554
Hausman	p-value=0.3920		p-value=0.3380	

주: ()안은 t값

마지막으로 <표 11>에서 지분율이 0보다 큰 기업에 대하여 재무제표를 포함하여 Gala and Gomes 모형을 추정한 결과를 살펴보면 대체로 앞에서의 결과와 유사하다는 사실을 확인할 수 있다. $\ln(Y/K)$ 의 계수는 유의하게 추정된 반면 재무제표 변수에 대한 계수는 대부분 통계적으로 유의하지 않았다. 다만 토빈의 q 가 포함된 모형 7과 모형8에서는 토빈의 q 와의 유사성으로 PBR의 계수가 유의한 음의 값이 추정되었다.

지분율에 대한 계수는 재무제표를 통제하지 않은 <표 5>의 고정효과모형에서 대략 0.436~0.553으로 추정된 데 비해 재무제표 변수를 포함하여 추정한 <표 11>에서는 0.732~0.792으로 더 크게 나타났다. 동시에 통계적 유의성도 <표 11>에서 더 높게 추정되었다. 랜덤효과모형에서는 지분율에 대한 계수가 <표 7>과 <표 11>에서 비슷하게 추정되었으며 두 경우 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다.

<표 11> 지분율>0 표본 추정결과 (GG 모형)

	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
고정효과				
상수항	1.846 (2.91) ^{***}	1.87 (0.77)	1.822 (2.84) ^{***}	1.725 (0.7)
$\ln K$	-0.099 (-2.97) ^{***}	-0.103 (-0.41)	-0.101 (-2.98) ^{***}	-0.092 (-0.36)
$\ln(Y/K)$	0.193 (5.28) ^{***}	0.224 (4.09) ^{***}	0.194 (5.35) ^{***}	0.228 (4.15) ^{***}
$(\ln K)^2$		0.000 (0.02)		0.000 (-0.03)
$(\ln(Y/K))^2$		-0.013 (-0.65)		-0.014 (-0.69)
ROE	0.000 (-0.53)	0.000 (-0.53)	-0.001 (-0.94)	-0.001 (-0.92)
PBR	-0.007 (-0.55)	-0.007 (-0.56)	-0.043 (-2.33) ^{**}	-0.043 (-2.33) ^{**}
LR	0.005 (0.41)	0.004 (0.33)	0.005 (0.42)	0.004 (0.34)
DA	0.058 (0.51)	0.058 (0.50)	0.08 (0.69)	0.079 (0.68)
Q			0.091 (2.72) ^{***}	0.092 (2.70) ^{***}
S	0.792 (2.88)^{***}	0.791 (2.90)^{***}	0.732 (2.66)^{***}	0.732 (2.68)^{***}
R^2	0.2015	0.2067	0.2020	0.2072
관측치수	1554	1554	1554	1554

랜덤효과				
상수항	0.186 (1.44)	1.034 (0.84)	0.167 (1.31)	0.781 (0.63)
$\ln K$	-0.006 (-0.95)	-0.094 (-0.76)	-0.007 (-1.26)	-0.071 (-0.58)
$\ln(Y/K)$	0.113 (8.17)***	0.136 (4.23)***	0.112 (8.19)***	0.137 (4.23)***
$(\ln K)^2$		0.002 (0.73)		0.002 (0.53)
$(\ln(Y/K))^2$		-0.011 (-0.83)		-0.012 (-0.88)
ROE	0.001 (1.16)	0.001 (1.12)	0.000 (0.75)	0.000 (0.7)
PBR	0.012 (1.21)	0.012 (1.23)	-0.033 (-2.03)**	-0.032 (-1.97)**
LR	-0.002 (-0.34)	-0.003 (-0.45)	-0.002 (-0.28)	-0.002 (-0.36)
DA	-0.054 (-0.90)	-0.054 (-0.90)	-0.038 (-0.65)	-0.038 (-0.64)
Q			0.102 (3.28)***	0.101 (3.19)***
S	0.639 (3.00)***	0.641 (3.02)***	0.604 (2.87)***	0.604 (2.88)***
R^2	0.1591	0.1635	0.1599	0.1645
관측치수	1554	1554	1554	1554
Hausman				
p-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

주: ()안은 t값

VI. 결론 및 시사점

본 연구는 2001~2014년의 기간 중 KOSPI에 상장되어 있는 제조업 기업을 대상으로 국민연금의 국내주식 지분율이 기업투자에 미치는 영향을 분석하였다. 추정결과의 강건성을 위하여 투자함수는 전통적인 토빈의 q 모형 뿐 아니라 최근에 개발된 Gala and Gomes 모형을 기본으로 다양한 변수들을 모형에 추가적으로 고려하였다. 또한 추정방법에 있어서도 고정효과모형 및 랜덤효과모형을 함께 이용하였다. 또한 분석의 표본도 전체표본 뿐 아니라 국민연금의 지분율이 0보다 큰 표본만을 사용해 보기도 하였다.

전반적으로 모형의 설정, 추정방법, 표본 등에 관계없이 기업투자에 있어 국민연금의 지분율에 대한 계수는 통계적으로 유의한 양의 값이 추정되었다. 이러한 사실은 국민연금의 주식투자가 기업투자에 긍정적으로 작용하였을 가능성을 시사한다. 다만, 추정계수의 크기가 1보다는 작게 나타나서 일반적으로 지분율 상승의 투자 제고 효과가 매우 큰 수준은 아니라고 판단된다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 기본적으로 축약형 모형(reduced form model)에 기초한 것으로서 분석결과를 지나치게 인과관계에 따라 해석하는 데에는 신중할 필요가 있다. 즉, 축약형 모형의 회귀분석에서 내생성의 문제를 완벽히 통제하기는 어렵다는 사실을 감안할 필요가 있다.⁹⁾ 즉, 지분율과 기업투자와의 유의한 상관관계가 역으로 국민연금이 향후 투자율이 높아질 기업에 지분율을 높임에 따라 나타났을 가능성도 배제할 수 없다. 또는 어떤 제3의 변수가 투자율과 지분율에 동시에 영향을 미쳤고 이에 따라 지분율과 투자 간에 유의한 관계가 추정되었을 가능성도 존재한다. 재무변수를 이용하여 부분적으로 이러한 가능성을 어느 정도 통제하고자 하였으나 본 연구에서 고려되지 못한 다른 요인도 존재할 수 있다.

⁹⁾ Arellano and Bond(1991)의 방법을 이용하여 모형을 GMM으로 추정해 본 결과 토빈의 q 를 사용한 모형 1과 모형 2에서는 지분율에 대한 계수의 t 값이 1.34에 불과하여 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그러나 Gala and Gomes 모형을 사용한 모형 3~모형 6에서는 추정계수가 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다.

참 고 문 헌

- 위경우, 2007, 국민연금기금이 기업투자와 경영에 미치는 영향, 국민연금연구원.
- 이중화·홍기석·홍성철, 2007, 국민연금기금 축적과 경제성장, 국민연금연구원.
- 권은지·김이경·이창용, 2005, 국민연금 자산운용과 거시경제, 응용경제 제7권 제2호, pp.193-226.
- 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 (2) pp.277-297.
- Gala, V. and J. Gomes, 2016, Investment without Q, working paper.
- Hayashi, F., 1982, Tobin's average q and marginal q: A Neoclassical Interpretation, *Econometrica*, Vol.50, pp. 213-224.
- Fazzari, S., G. Hubbard, and B. Petersen, 2000, Financing Constraints and Corporate Investment," *Brookings Paper on Economic Activity*, 108, pp. 141-195.
- Kim, J., J. Kwak, and K. Lee, 2015, Estimating Tobin's Q for Listed Firms in Korea (1980-2005): Comparing Alternative Approaches and an Experiment with Investment Function, *Seoul Journal of Economics*, vol. 28. no.1, pp.1-29.
- Walker, E. and F. Lefort, 2002, *Pension Reform and Capital Markets: Are There Any Hard Links?* World Bank,

National Pension Fund's Shareholding and Corporate Investments

LEE, Hangyong*

Abstract

This study examines whether the National Pension Fund's shareholding can explain the cross-sectional variation of corporate investments using the data of Korean manufacturing firms listed in KOSPI in the model of Tobin's q and the framework of Gala and Gomes(2016). The coefficient estimates on the shareholding are positive and statistically significant, controlling for Tobin's q , cash flows, and firm size. Different Estimation methods and samples do not change the finding qualitatively. It is possible, however, that the positive association in reduced-form regression may reflect a reverse causal relation or effects of latent variables.

JEL Classification : G23, G31

Key Words : National Pension Fund, investments, q model, Gala and Gomes model

* College of Economics and Finance, Hanyang University.
Email: hl306@hanyang.ac.kr