

개별 임원 보수 공시가 비공개 기업의 임원 보수에 미치는 영향

(The externalities of enhanced compensation disclosure)

이강륜*, 김소연**, 신현한***

<요약>

제도의 시행은 종종 의도치 않은 부수적 효과를 동반한다. 특히 공시제도의 경우, 공개된 정보는 공공재가 되어 시장 참여자는 누구든지 사용할 수 있으므로 영향을 한정 짓기 어렵다. 기업의 공시 정보는 투자자는 물론 타기업, 노조, 정부 등에 의해서도 소비되어 해당 기업에만 영향을 주는 것이 아니라 다른 기업에도 영향을 미칠 수 있다. 본 연구는 2013년 자본시장법 개정안 시행으로 인해 공시된 개별 임원 보수 정보의 효과를 비공개 기업의 임원 보수를 통해 검증한다.

5억원 이상의 보수를 받는 임원이 속한 공개 기업의 자산 규모와 유사하거나 더 크고 동일 산업에 속한 비공개 기업은 '잠재적 공개기업'이 된다. 2014년 잠재적 공개 기업의 임원 평균 보수는 인상되었으며, 인상률은 과거 보다 높고, 같은 해 공개 기업 보다 높은 것으로 나타났다. 2013년 잠재적 공개 기업으로 선정된 637개 기업 중에서 46개 기업이 2014년에 5억원 이상의 임원 보수를 지급함으로써 공개 기업이 되었다. 이러한 결과는 잠재적 공개 기업에서 5억원을 초과하여 공시를 해야 하는 부담 보다는 공개 기업의 임원 연봉이 임원의 시장 임금(market wage)으로 보수 인상에 활용되었을 가능성이 높은 것을 시사한다. 비공개 기업에서 나타나는 임원 보수 인상률의 증가가 기업지배구조에 따라 차이가 발생하는 것을 확인하였으나, 국내에서 기업지배구조는 보수 인상률의 증가에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

* 연세대학교 박사과정, E-mail: kangryun.lee@yonsei.ac.kr

** 연세경영연구소 연구원, E-mail: symik@yonsei.ac.kr

*** 연세대학교 경영대학 교수, E-mail: hanshin@yonsei.ac.kr

1. 서론

제도의 시행은 종종 의도치 않은 부수적 효과를 동반하기도 한다. 특히 공시제도의 경우, 공개된 정보는 주주들의 비용으로 생산된 공공재의 성격을 갖게 되어 시장 참여자는 누구든지 사용할 수 있으므로 그 영향을 한정 짓기 어렵다(Hirshleifer, 1971; Leftwich, 1980; Watts and Zimmerman, 1986; Beaver, 1998). 기업 공시의 근본적인 목적은 기업 내부와 외부 투자자의 정보 비대칭을 감소시켜 외부에서의 자본 조달 비용을 감소시키는 데에 있다. 기업의 공시 정보는 해당 기업에만 영향을 주는 것이 아니라 다른 기업에도 영향을 미칠 수 있다(Leuz and Wysocki, 2008). 공시 정보는 투자자들에 의해 다른 기업의 가치를 평가하는 데에 활용될 수 있으며, 실제로 실적 발표는 속한 산업의 성장성을 암시하여 산업 내 다른 기업의 주가에도 영향을 미치는 것으로 나타났다(Dye, 1990; Foster 1981). 기업의 정보는 투자자는 물론 타기업, 노조, 정부 등에 의해서도 소비된다(Leuz and Wysocki, 2008).

상품시장의 경우, 공시로 인해 기업의 전략이 경쟁 기업에 노출될 수 있는데(Feltham et al., 1992; Hayes and Lundholm, 1996), 이러한 현상은 공시 제도의 간접 비용으로 해석되기도 한다. 공시제도를 통해 투자자나 정부의 감시 비용을 절감하고, 내부자의 부정 행위를 방지하는 대가로 공시 비용과 같은 직접 비용 외에 기타 시장 참여자들의 정보 사용에 의한 간접 비용이 발생할 수 있는 것이다. Hermarlin and Weisbach (2012)은 교섭력이 있는 경영자에 대해서 공시가 강화될수록 공시 부담에 대한 대가로 보수를 인상해주게 되며, 교섭력이 없는 경영자의 경우에도 공시 강화가 오히려 대리인 문제를 심화시켜 보수를 인상하는 결과를 가져올 수 있다고 하였다.

경영자의 보상에 대한 주주와 기업 안팎의 감시를 높여 과도한 보수를 방지하고 기업 가치를 증가시키는 의사결정을 하도록 유도하는 것에 경영자 보수 공시의 목적이 있다. 임원의 도덕적 해이를 차단하고, 경영투명성을 제고하기 위함인데, 경영자 보수 공시 역시 제도의 시행으로 인해 직접 및 간접 비용을 수반하게 된다. 다수의 실증 연구에서 대체적으로 성과-보상 민감도는 증가하는 것으로 나타났으나, 경영자 보수 공시로 인하여 경영자 보상이 감소한 경우는 드물다 (Perry and Zenner, 2001; Park, Nelson and Huson, 2001; Andjelkovic, Boyle, McNoe, 2002; Faulkender and Yang, 2010). O'Reilly, C., Main and Crystal (1988)은 보수 공개로 인하여 기업 간 임원의 보수 비교가 가능해지기 때문에 경영자 노동 시장에서 능력 있는 경영자의 보상이 인상될 수 밖에 없다고 하였으며, Hayes and Schaefer(2009)는 이사회에서 자신들의 CEO의 능력이 평균 이상이라고 생각하기 때문에 공개된 보수 정보에 의해 평균 이하의 CEO의 연봉이 평균 이상으로 인상되면서 CEO 보상 수준이 지속적으로 높아지게 되는 워비곤 호수 효과가 나타날 수 있음을 증명하였다. 미국의 유사회사명단(compensation peer companies)은 경쟁기업의 임원 보수 정보를 활용하여 기업 임원의 보상을 결정하는 것으로 기업의 공시 정보를 다른 기업에서 소비하는 명백한 예가 된다.

보수 공시의 영향을 검증하기 위해 기존의 선행연구들은 주로 공개한 기업을 대상으로 진행하였다(Park, Nelson and Huson, 2001; Andjelkovic, Boyle, McNoe, 2002). 2013년 개별 임원 보수 공개는 공개 기업의 임원 보수의 성과-보상 민감도를 높였지만, 보수 수준을 낮추지는 못한 것으로 나타났다(김소연, 이강륜, 신현한, 2016). 그러나 공개된 보수 정보는 비공개 기업에도 영향을 미칠 수 있다. 윤용석 외(2015)에서 비공개 기업의 성과-보상 민감도를 분석하였지만, 2013년과 그 이전을 비교함으로써 공개된 정보의 효과 보다는 제도 시행에 대한 반응을 관찰하였다. 본 연구는 공시된 개별 임원 보수 정보의 효과를 비공개 기업의 임원 보수를 통해 검증한다.

2013년 자본시장법 개정안에서는 연간 5억원 이상의 보수를 받는 상장사 등기 임원의 보수를 공개하도록 하였다. 5억원 이상의 보수를 받는 임원이 속한 공개 기업의 자산 규모와 유사하거나 더 크고 동일 산업에 속한 비공개 기업은 '잠재적 공개기업'이 된다¹. 잠재적 공개 기업의 임원은 2013년 공개 기업 임원의 보수를 근거로 2014년에 보수 인상을 요구할 수 있다. 미국의 유사회사 명단(compensation peer companies)과 같이 비공개 기업에서 공개 기업 임원 보수가 보수 인상률에 활용될 수 있다. 유사회사의 선정에 있어 고액 연봉을 받는 임원들의 기업들로 구성하는 편향이 존재하여 임원 보수 인상률의 근거로 사용되고 있다 (Faulkender and Yang, 2010; Bizjak, Lemmon, and Nguyen, 2011; Faulkender and Yang, 2012). 이 경우, 공개 기업의 임원은 잠재적 공개 기업의 임원 보다 높은 보수를 지급 받았으므로, 잠재적 공개 기업의 임원 보수 인상률은 공개 기업의 임원 보수 인상률보다 높고, 보수 공개 이전 기간의 인상률 보다 높게 나타날 수 있다.

반면, 잠재적 공개 기업의 임원의 보수는 5억원 보다 약간 못 미치는 수준일 가능성이 높는데, 인상으로 인해 5억원을 초과하는 경우 공개 부담을 갖게 되므로 오히려 이전의 인상률 보다 낮거나 이미 공개가 된 공개 기업 임원의 인상률 보다 낮게 나타날 수 있다. 일부 언론에서는 공개 부담으로 인해 5억원 미만의 보수를 지급받으면서 보수로 계상되지 않는 항목들로 보수를 요구할 가능성을 언급하였다(김정호, 미디어펜, 2014-05-14). \$1,000,000를 초과하는 임원 급여에 대한 세액 공제를 제한하는 미국의 Internal Revenue Code Section 162(m)의 영향을 분석한 Perry and Zenner (2001)는 162(m)의 도입 이후 전체적인 임원 보수 수준은 오히려 증가했지만, \$900,000 ~ \$1,000,000 구간의 급여를 받는 임원의 보수는 감소한 것을 보여주었다.

산업별로 2013년 5억원 이상의 보수를 받는 임원을 공개한 기업의 자산 규모 이상의 비공개 기업을 잠재적 공개 기업으로 선정하여 2013~2014의 임원의 보수 인상률을 분석하였다. 분석 결과, 2014년 잠재적 공개 기업의 임원 평균 보수는 인상되었으며, 인상률은 과거 보다 높고, 같은 해 공개 기업 보다 높은 것으로 나타났다. 2013년 잠재적 공개 기업으로 선정된 637개 기업 중에서 46개 기업이 2014년에 5억원 이상의 임원 보수를 지급함으로써 공개 기업이 되었다. 이러한 결과

¹ 일반적으로 기업의 보수를 선정하는 데에, 동일한 산업에 속한 유사 규모의 기업 임원의 보수를 참고한다 (Murphy, 1999).

는 잠재적 공개 기업에서 5억원을 초과하여 공시를 해야 하는 부담 보다는 공개 기업의 임원 연봉이 임원의 시장 임금(market wage)으로 보수 인상에 활용되었을 가능성이 높은 것을 시사한다. 흥미로운 것은 공개 기업에서 공개 임원의 보수는 2014년에 2013년에 비해 차이가 유의하지는 않지만 증가한 것으로 나타난 한편, 공개 기업의 평균 임원 보수는 유의하게 감소한 것으로 나타났다. 2014년 공개 기업의 비공개 임원의 보수가 2013년에 비해 유의하게 감소하였을 것으로 유추할 수 있다. 공개 기업은 경영자 노동 시장(managerial labor market)에서 비교 가능한 공개 임원 보다 비공개 임원의 보수를 감소시켜 임원 보수에 대한 주주들의 압박을 덜어냈을 수 있다. 미국에서 compensation peer companies에 포함한 기업을 의무적으로 공개하는 제도를 시행했지만 효과를 거두지 못하고 지배구조가 취약한 일부 기업에서는 오히려 악화된 것으로 나타났다(Faulkender and Yang, 2012). 비공개 기업에서 나타나는 임원 보수 인상률의 증가도 기업지배구조에 따라 차이가 발생하는 가를 확인하였지만, 국내에서 기업지배구조는 보수 인상률의 증가에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

기업의 공시정보는 기업 내부자인 종업원에 의해서도 소비될 수 있다. 개별 임원 보수 공개가 결정되고 일반 종업원들의 상대적 박탈감을 우려하는 목소리도 있었다. 공개로 인해 종업원들의 상대적 박탈감을 달래기 위해 종업원 보수를 인상해주거나, 종업원이 임금 협상의 근거로 임원 보수를 활용할 수 있다. 하지만, 종업원도 비공개 임원과 마찬가지로 시장 임금(market wage) 비교가 가능하지 않으므로 보수에 변화가 없을 수도 있다. 임원 보수 공개 전 기간과 2014년을 비교하였을 때, 잠재적 공개 기업과 공개 기업에서 모두 종업원 보수 인상률에는 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 그러나 공개 기업에서 2014년 평균 임원 보수가 감소하여 임원과 종업원 간의 임금 격차가 2014년 유의하게 감소한 것으로 나타났다. 잠재적 공개 기업에서는 임금 격차 감소효과가 나타나지 않았다.

본 연구는 보수 공시의 영향을 비공개 기업과 종업원 보수에까지 확대하여 그 영향을 분석한 데에 의의가 있다. 공시 이후 언론과 투자자의 관심이 공개 기업에 집중되었지만, 비공개 기업 역시 보수 공시에 따른 정보에 의해 영향을 받을 수 있는 가능성을 확인하였다.

2. 표본 및 연구설계

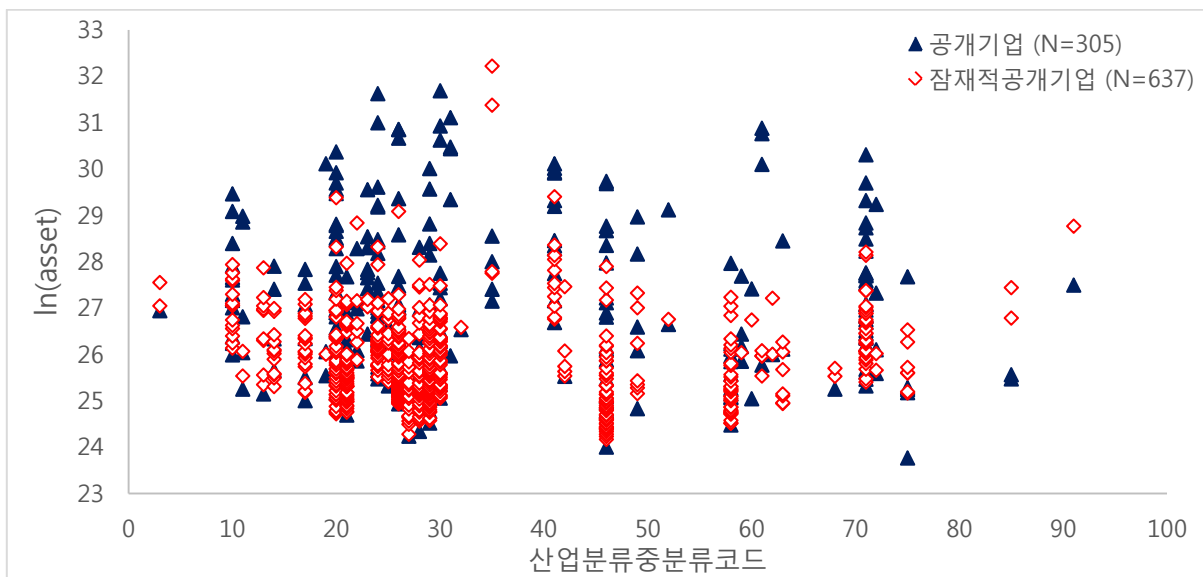
2.1 표본선정 및 자료수집

본 연구는 2013년 변경된 공시제도로 인해 공개된 개별임원보수 정보가 공개 기준에 해당하지는 않았지만 공개 가능성이 있는 다른 기업의 임원 보수에 어떠한 영향을 미쳤는지 알아보기 위하여 다음과 같이 표본을 구성하였다.

우선, 2013년도 사업보고서에 개별임원보수 정보를 제출한 유가증권 및 코스닥 상장법인 중 비금융업에 속한 기업을 대상으로 "공개 기업"을 구성하였다. 그 후, 공개기업과 동일한 산업에 속하면서 규모가 더 큰 비공개 기업의 임원들은 공개된 보수 정보를 연봉 인상에 활용할 가능성이 높다고 판단하여 표준한국산업분류 중분류 기준으로 각 공개기업이 속한 산업의 최소 자산 규모 이상이 되는 기업을 "잠재적 공개 기업"으로 선정하였다. 이 표본을 2012년부터 2014년까지의 기간으로 확장하여 자기자본잠식에 해당하는 기업을 제외하였다. 또한 전체 등기임원의 총급여, 등기임원 수 및 기타 재무 정보를 구할 수 없는 일부 표본을 제거하고 중도 탈락하여 대응 표본이 없는 산업도 제외하였다. 그 결과, 아래의 <표1>과 같이 최종적으로 2,806개의 기업-연도 표본이 선정되었다.

<표1> 표본 선정

Panel A. 2013년 기준, 공개기업과 잠재적 공개 기업의 표본 분포



Panel B. 전체표본기간 산업별 공개 기업과 잠재적 공개 기업의 표본 수 (기업-연도)

산업코드	산업명	전체 표본	공개 기업	잠재적 공개 기업
03	어업	9	3	6
10	식료품 제조업	79	36	43
11	음료 제조업	21	15	6
13	섬유제품 제조업; 의복제외	30	3	27
14	의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업	51	14	37
17	펄프, 종이 및 종이제품 제조업	73	18	55
19	코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업	12	9	3

20	화학물질 및 화학제품 제조업; 의약품 제외	206	75	131
21	의료용 물질 및 의약품 제조업	194	32	162
22	고무제품 및 플라스틱제품 제조업	33	14	19
23	비금속 광물제품 제조업	36	30	6
24	1차 금속 제조업	151	61	90
25	금속가공제품 제조업; 기계 및 가구제외	70	14	56
26	전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	391	121	270
27	의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	70	12	58
28	전기장비 제조업	129	25	104
29	기타 기계 및 장비 제조업	239	49	190
30	자동차 및 트레일러 제조업	165	39	126
31	기타 운송장비 제조업	16	15	1
32	가구 제조업	6	3	3
35	전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	24	12	12
41	종합 건설업	68	34	34
42	전문직별 공사업	18	3	15
46	도매 및 상품중개업	203	55	148
49	육상운송 및 파이프라인 운송업	36	15	21
52	창고 및 운송관련 서비스업	9	6	3
58	출판업	127	32	95
59	영상·오디오 기록물 제작 및 배급업	15	12	3
60	방송업	9	6	3
61	통신업	24	12	12
62	컴퓨터 프로그래밍, 시스템 통합 및 관리업	10	4	6
63	정보서비스업	27	6	21
68	부동산업	9	3	6
71	전문서비스업	174	88	86
72	건축기술, 엔지니어링 및 기타 과학기술 서비스업	19	13	6
75	사업지원 서비스업	36	15	21
85	교육 서비스업	11	5	6
91	스포츠 및 오락관련 서비스업	6	3	3
TOTAL		2,806	912	1,894

자료 수집과 관련하여 개별임원의 보수 공시 정보는 한국 상장사 협의회에서 제공하는 TS2000 데이터 베이스와 금융감독원 전자공시시스템(<http://dart.fss.or.kr>)을 이용하여 수집하였으며 전체 등기임원에 대한 평균급여 및 사내이사에 대한 평균급여, 종업원 평균 급여는 Data Guide에서 추출하였다. 나머지 관련 재무자료의 경우에는 KIS VALUE를 통해 수집하였다.

2.2 연구 설계

2.2.1 임원평균보수

임원에 대한 보수는 현금성 보수와 비현금성 보수(주식 관련 보수)가 있을 수 있다. 그러나 정훈과 유관희(2014)에 따르면 우리나라 기업들이 임원들에게 주로 현금성 보수를 지급하거나 주식 관련 보수에 대한 정보가 제대로 공시되고 있지 않아 대부분의 연구들이 현금성 보수를 대상으로 연구하고 있다. 그러므로 본 연구에서도 비현금성 보수를 제외하고 현금성 보수만을 대상으로 연구하였다.

자본시장법의 개정으로 2013년 사업보고서부터 상장기업 임원의 개인별 보수가 공개되었지만, 이는 상장기업 중 연간 5억원 이상의 보수가 지급된 등기 임원만을 대상²으로 임원의 개인별 보수를 공시하도록 되어있기 때문에 (자본시장법 제 159조 제2항 제3호) 개별임원의 보수를 사용할 경우에는 비공개기업과는 직접적인 비교가 불가능하다. 또한, 임원 보수 공개에 대한 공시제도를 소급 적용 했던 캐나다와 달리, 우리 나라의 경우 공시제도가 변경된 해당 연도부터 개별임원보수를 공시를 하도록 되어있기 때문에 과거와의 비교도 불가능하다. 그러므로 본 연구에서는 전체 등기임원 1인당 평균보수와 사외이사 및 감사를 제외한 사내이사의 1인당 평균보수 두 가지만을 사용하여 공개기업과 잠재적 공개 기업과 비교하였다³. 등기임원 1인당 평균보수는 사업보고서 상 임원의 보수 총계를 공시된 등기임원 수로 나누어 산정하였다. 사내이사 1인당 평균보수 역시 마찬가지로 방법으로 산정하였다. 이렇게 추출된 임원평균보수는 소비자물가지수(2010년 기준)을 사용하여 2010년 기준으로 환산하여 인플레이션을 통제하였다.

2.2.2. 통제 변수

본 연구의 통제변수로는 기업성과변수, 재무구조변수를 사용하였다. 기업 성과를 나타내는 변수로 기존의 선행연구에서 임원 보상의 수준에 영향을 미치는 것으로 밝혀진 총자산 영업이익률, 주식수익률을 사용하였다. 다수의 선행연구들이 임원 보상에 미치는 경영성과변수를 회계성과와 시장성과로 각각 구분하여 분석하고 있다(Kaplan, 1994; Andjelkovic, Boyle, McNoe, 2002; Kato, Kim, Lee, 2007; Garner and Kim, 2013). 회계성과가 현재의 성과를 반영하는 측정치라면 시장성과

² 강정민(2015)는 전체 상장기업의 임원 중 7.46%만이 변경된 공시제도로 인하여 임원의 개인별 보수 정보를 공시했다고 밝혔다.

³ 공개 기업 내에서 개별 임원의 보수 공시내역과 전체 등기임원 1인당 평균보수를 직접 비교함에도 어려움이 있다. 기업공시서식작성기준(2013.11.29 개정)을 살펴보면 이사·감사 전체의 보수현황의 보수지급금액 중 등기이사 보수총액에는 소득세법 제20조의 근로소득(근로소득지급명세서의 '1. 근무처별 소득명세'상 급여, 상여, 주식매수선택권 행사이익, 임원 퇴직소득금액 한도초과액 등의 합계액)을 기준으로 기재하도록 되어있으나, 실제로 공시된 내역을 보면 주식매수선택권 행사이익 또는 퇴직금을 제외하고 공시한 경우가 있었다. 그 예로 한글과 컴퓨터 2014년 사업보고서 상 이사·감사 전체의 보수현황의 보수지급금액 1,154백만원이었으나 개인별 보수지급금액의 대표이사 보수총액은 1,185만원으로 더 높았다. 이같이 개별 보수를 공시한 607개의 기업 표본 중에서 이사·감사 전체의 보수현황의 보수지급금액보다 개인별 보수지급금액의 합이 높은 경우가 41개 기업으로 표본의 6.75%를 차지하였다.

는 주식시장에서 평가하는 기업의 미래가치를 반영하기 때문에 높은 성장성을 갖는 기업의 성과 지표로 유용할 수 있다. 이 외에도 선행연구에서 경영자 보상에 영향을 미치는 요인으로 알려진 기업 특성으로는 기업 규모와 성장성이 있다. 첫째로 기업 규모는 임원보수 수준을 결정하는 주요한 요인이다. 이는 기업의 규모가 클수록 경영 환경과 업무가 복잡해지기 때문에 개별 임원의 보수는 증가하기 때문이다(Murphy, 1985). 기업 규모는 t년도 총 자산에 자연로그를 취해 사용하였는데 이는 기업규모효과를 통제하는데 총자산이 효과적이기 때문이다. 둘째, 많은 선행연구들이 기업의 성장가능성이 높을 경우 경영자 보상이 유의하게 높다는 결과를 보고하고 있다(Rosen, 1982; Smith and Watts, 1992). 본 연구에서는 성장성에 대한 대리변수로서 자산의 시장가치 대비 장부가치 비율을 사용하였다. 자산의 시장가치는 자본의 시장가치와 부채의 장부가치에 대한 합으로 측정하였고 자산의 장부가치는 대차대조표 상 자산총계를 사용하였다. 여기서 자본의 시장가치는 연도 말 시가총액을 사용하였다.

2.3 연구모형

변경된 공시제도로 인하여 공개기업과 잠재적 공개기업에서 2013년 개별임원보수 공시제도의 도입을 기점으로 임원 1인당 평균보수 변화분이 과거와 달라졌는지 분석하기 위하여 Bizjak et al. (2008)의 실증모형을 본 연구에 맞게 수정하여 사용하였다.

$$\Delta \ln(COMP)_i = a_0 + a_1 2014 Dummy_i + a_2 \Delta ROA_i + a_3 RET_i + a_4 SIZE_i + a_5 MB_i$$

모형 (1)

<변수설명>

$\Delta \ln(COMP)$	= ln(임원 평균 보수 t) - ln(임원 평균보수 t-1) ;
2014 Dummy	= 해당연도가 2014 년이면 1, 아니면 0 의 값을 갖는 더미 ;
ΔROA	= 총자산 영업이익률 t - 총자산 영업이익률 t-1 ;
RET	= 전년대비 로그 주식수익률 ;
SIZE	= t년도 자산의 자연로그값 ;
MB	= t년도 자산의 시장가치 대비 장부가치 비율.

3. 연구결과

3.1 기술통계량

<표2>의 패널A는 전체 표본기간 동안의 공개기업, 잠재적 공개기업의 주요 변수의 기술통계량을 보여준다. 표본 중 전체 등기임원 1인당 평균 보수의 평균값은 177,638,242 원이며 중위수는 129,433,407 원으로 선행 연구와 일치하게 오른쪽으로 치우친 분포를 나타내는 것으로 보아 특정

기업의 평균이 매우 높음을 알 수 있다. 사외이사 및 감사를 제외한 사내이사의 1인당 평균보수의 평균값은 315,590,683 원이고 중위수는 207,123,773 원이다. 또한, 국내 상장기업들은 평균적으로 6.199명의 등기임원을 보유하고 있으며 그 중 3.436명이 사내이사임을 알 수 있다. 표본 기업의 회사 규모와 자산의 시장가치 대비 장부가치 비율은 각각 26.284 (1,184,122,800,000 원) 과 1.183 수준을 나타낸다. 그리고 평균 총자산 대비 영업이익률은 3.8%이며, 평균 주식이익률은 5.1%이다.

패널B는 공개 기업과 잠재적 공개 기업 간 주요변수에 차이가 있는지를 나타낸다. 공개 기업에서 전체 등기임원 1인당 평균보수의 평균값은 잠재적 공개 기업의 평균값보다 198,911,628 원이 더 컸으며 사내이사 1인당 평균보수의 평균값도 공개 기업이 잠재적 공개 기업보다 415,089,154 원이 컸다. 중위수로 비교했을 때는 그 차이가 감소하지만 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 전체 등기이사 수와 사내이사 수의 평균값도 공개 기업이 비공개 기업보다 크고 그 차이 역시 통계적으로 유의하였다. 이러한 보수의 차이는 기업의 재무변수와 성과변수에서 기인하는 것으로 보인다. 기업규모(자산의 자연로그값)와 성장성(자산의 시장가치 대 장부가치 비율)에서 모두 공개 기업이 잠재적 공개 기업보다 통계적으로 유의하게 컸다. 또한 총자산 영업이익률에 있어서도 공개 기업은 평균값 5.2%로 잠재적 공개 기업의 평균값 3.1% 보다 2% 컸으며 이 또한 1% 수준에서 통계적으로 유의하였으며 중위수도 같은 결과를 보였다. 그러나 주식이익률의 경우, 공개 기업의 평균값이 5.5%, 잠재적 공개 기업의 평균값이 4.8%로 공개 기업이 더 컸으나 이는 유의하지 않았다.

<표2> 주요 변수에 대한 기술통계량

Panel A. 전체 표본

변수	N	제 1 사분위수	평균	중위수	제 3 사분위수
AVG_COMP_E	2,806	84,211,517	177,638,242	129,433,407	206,625,058
AVG_COMP_I	2,794	130,159,328	315,590,683	207,123,773	349,447,386
N_E	2,806	5.000	6.199	6.000	7.000
N_I	2,794	3.000	3.436	3.000	4.000
SIZE	2,806	25.336	26.284	26.027	26.890
MB	2,806	0.784	1.183	0.979	1.298
ROA	2,806	0.009	0.038	0.034	0.069
RET	2,806	-0.170	0.051	0.043	0.260

Panel B. 공개 기업과 잠재적 공개 기업 간 주요 변수 차이 분석

변수	Mean			Median		
	공개 기업 (n=912)	잠재적 공개 기업	Difference (t-value)	공개 기업 (n=912)	잠재적 공개 기업	Difference (z-value)

	(n=1894 ⁴)			(n=1894)		
AVG_COMP_E	311,900,046	112,988,418	198,911,628*** (35.330)	246,938,722	102,714,961	144,223,761*** (29.095)
AVG_COMP_I	595,189,032	180,099,878	415,089,154*** (32.650)	441,881,878	155,088,815	286,793,063*** (29.770)
N_E	6.808	5.905	0.903*** (11.160)	7.000	5.000	2.000*** (9.385)
N_I	3.556	3.371	0.185*** (3.620)	3.000	3.000	0.000*** (2.750)
SIZE	27.102	25.891	1.211*** (25.140)	26.833	25.726	1.107*** (16.522)
MB	1.285	1.133	0.152*** (4.900)	1.004	0.969	0.035*** (2.015)
ROA	0.052	0.031	0.020*** (7.800)	0.044	0.029	0.015*** (7.415)
RET	0.055	0.048	0.007 (0.440)	0.040	0.045	-0.005 (-0.322)

1) 변수설명: AVG_COMP_E = 등기임원 1인당 평균보수 ; AVG_COMP_I= 사내이사 1인당 평균보수 ; N_E = 사업보고서 상 등기임원 수 ; N_I = 사업보고서 상 사내이사 수 ; SIZE = 자산의 자연로그값 ; MB = 자산의 시장가치 대비 장부가치 비율 ; ROA = 총자산 영업이익률 ; RET = 로그 주식수익률. 연속형 변수는 1%, 99% 수준에서 winsorizing.

2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

아래 <표3>은 2013, 2014년도에 임원의 개인별 보수 정보를 공개한 기업을 대상으로 개별임원 보수지급금액 중 보수총액⁵에 대하여 나타낸 기술통계량이다. 공개된 개별임원보수의 평균값은 1,045,145,285 원이고 중위수는 812,358,131 원으로 전체 등기임원 1인당 평균 보수와 동일하게 오른쪽으로 치우친 분포를 나타낸다. 임원의 개인별 보수 정보를 공개한 기업들은 평균적으로 1.526명의 임원들에게 5억원 이상의 보수를 지급하는 것으로 나타났다. 또한, CEO 보수⁶의 평균값은 1,278,592,547 원으로 평균적으로 일반 임원들보다 약 2억 원 이상 더 받는 것으로 나타났다.

<표3> 개별임원보수에 대한 기술통계량

⁴ 잠재적 공개가능기업에서 사내이사의 1인당 평균 보수와 사내이사 수의 표본의 개수는 1,892개이다.

⁵ 금감원의 기업공시서식 작성 기준에 따르면 보수지급금액을 소득세법에 따른 근로소득, 기타소득, 퇴직소득으로 나누어 기재한다고 명시되어 있다. 그러나 자세한 세부 항목은 기업의 재량으로 결정되기 때문에 명확하게 구분되어 있지 않다. 기업에 따라 상여와 성과급을 구분하지 않은 경우도 있었고 근로소득에 포함되는 기본급여와 상여, 성과급 모두를 구분하지 않은 기업도 존재하였다. 또한, 근로소득, 기타소득, 퇴직소득 모두를 구분하지 않고 보수총액만 기재한 회사도 여럿 존재하였다. 그러므로 본 연구에서는 소득을 정확한 기준에 따라 나누는 것이 어렵다고 생각되어 보수총액의 기술통계량만 살펴보았다.

⁶ 개인별 보수를 공시한 임원 중, 가장 높은 금액을 받은 임원을 CEO라고 여겼다.

변수	N	제 1 사분위수	평균	중위수	제 3 사분위수
AVG_COMP_O	607	633,881,304	1,045,145,285	812,358,131	1,180,458,809
N_O	607	1.000	1.526	1.000	2.000
AVG_COMP_C	607	647,348,379	1,278,592,547	862,068,966	1,393,145,723

1) 변수설명: AVG_COMP_O = 기업 내 개별임원보수가 공개된 임원들의 평균보수 ; N_O = 기업 내 개별임원보수가 공개된 임원들의 수 ; AVG_COMP_C = CEO보수(공개된 임원들 중 가장 높은 개별보수). 연속형 변수는 1%, 99% 수준에서 winsorizing.

다음으로 <표4>는 공개기업과 잠재적 공개기업으로 표본을 나누어 각 그룹에서 2013년과 2014년 보수 수준의 차이를 보여준다. 패널A는 공개 기업을 대상으로 한 결과이다. 공개 기업에서 연도별 차이의 비교 결과를 살펴보면 등기임원 1인당 평균 보수의 평균값은 2014년에 15,544,967 원 감소했으나 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않는다. 그러나 등기임원 1인당 평균보수의 중위수는 2013년 255,971,951 원에서 2014년 235,693,324 원으로 감소했고 이는 5% 수준에서 유의하였다. 사내이사 1인당 평균보수 역시 5% 수준에서 중위수가 45,423,296 원 감소했음을 나타낸다. 반면, 공개 기업에서 보수를 공개한 임원의 평균 보수는 2013년 평균값 1,030,441,444 원에서 2014년 평균값 1,087,783,825 원으로 증가했으나 유의한 차이를 보이지는 않았고 CEO보수의 평균값도 2013년에서 2014년 증가하였으나 역시 차이가 유의하지는 않았다. 다시 말해, 공개 기업에서 임원의 1인당 평균 보수는 감소하였으나 공개기업의 상위 임원의 보수는 유지 또는 소폭 증가하였다. 이를 통해 2014년 공개 기업의 비공개 임원의 보수가 2013년에 비해 유의하게 감소하였을 것으로 유추할 수 있다. 공개 기업은 경영자 노동 시장(managerial labor market)에서 비교 가능한 공개 임원 보다 비공개 임원의 보수를 감소시켜 임원 보수에 대한 주주들의 압박을 덜어냈을 수 있다.

패널B는 잠재적 공개기업을 대상으로 2013년과 2014년 보수의 수준을 비교한 결과이다. 공개기업과는 달리 등기임원 1인당 평균보수의 평균값이 2013년 106,781,490 원에서 2014년 116,955,834 원으로 증가하였고 그 차이 또한 1% 수준에서 유의하였다. 사외이사 및 감사를 제외한 사내이사의 1인당 평균보수 역시 2013년 170,716,916 원에서 2014년 190,837,046 원으로 1% 수준에서 유의하게 증가하였다. 또한 2013년 잠재적 공개 기업으로 선정된 기업 중에서 46개의 기업이 실제로 2014년에 5억원 이상의 임원 보수를 지급함으로써 공개 기업이 되었다. 이는 잠재적 공개 기업에서 5억원을 초과하여 공시를 해야 한다는 부담보다는 공개된 개별 임원의 보수가 시장 임금(market wage)로서 보수 인상에 활용되었을 가능성이 높다는 것을 시사한다.

<표4> 개별임원보수 공시제도 도입에 따른 임원 별 1인당 평균 보수 차이 분석

Panel A. 공개 기업

Mean	Median
------	--------

변수	2014	2013	Difference (t-value)	2014	2013	Difference (z-value)
AVG_COMP_E	298,015,564	313,560,531	-15,544,967 (-0.870)	235,693,324	255,971,951	-20,278,627** (2.415)
AVG_COMP_I	571,061,938	602,436,272	-31,374,334 (-0.760)	412,081,193	457,504,489	-45,423,296** (2.336)
AVG_COMP_O	1,087,783,825	1,030,441,444	57,342,381 (0.970)	825,385,180	817,312,158	8,073,022 (0.818)
AVG_COMP_C	1,346,125,358	1,274,245,261	71,880,097 (0.660)	882,703,595	872,109,223	10,594,372 (0.583)

Panel B. 잠재적 공개 기업

변수	Mean			Median		
	2014	2013	Difference (t-value)	2014	2013	Difference (z-value)
AVG_COMP_E	116,955,834	106,781,490	10,174,344*** (2.680)	105,187,271	101,567,986	3,619,285* (-1.722)
AVG_COMP_I	190,837,046	170,716,916	20,120,130*** (3.180)	164,159,941	153,865,205	10,294,736* (-1.818)

1) 변수설명: AVG_COMP_E = 등기임원 1인당 평균보수 ; AVG_COMP_I= 사내이사 1인당 평균보수 ; AVG_COMP_O = 기업 내 개별임원보수가 공개된 임원들의 평균보수 ; AVG_COMP_C = CEO보수(공개된 임원들 중 가장 높은 개별보수). 연속형 변수는 1%, 99% 수준에서 winsorizing.

2) 차이검정은 평균차이 t검정 및 윌콕슨 부호 순위 z검정.

3) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

3.2 실증분석 결과

보수 공시 제도의 목적은 주주들로 하여금 간접적으로나마 공시를 통해 경영진의 도덕적 해이를 감시하고 임원의 보수를 통제하고자 하는데 있다. 실제로 2013년 말 도입된 개별임원보수 공시 제도가 효과가 있다면, 임원 1인당 평균 보수 변화분은 과거 평균 보수 변화분과 다른 행태를 보일 수 있다. 또한 새로운 공시 제도의 도입은 해당 기업뿐만 아니라 다른 기업에도 영향을 미칠 수 있다.

<표5>는 공개기업과 잠재적 공개기업에서 2013년 개별임원보수 공시제도의 도입을 기점으로 임원 1인당 평균보수 변화분이 과거 2년 동안과 달라졌는지 그리고 두 그룹 사이에 차이가 있는지를 분석한 결과이다. 패널A는 등기임원 1인당 평균보수 변화분, 패널B는 사내이사 1인당 평균보수 변화분으로 측정하였다. 우선, 패널A의 공개 기업에서는 2012, 13년의 등기임원 1인당 연간 보수 변화분의 평균값은 5.7%인 반면, 2014년의 연간 보수 변화분의 평균값은 -11.8%로 각각 유의했으며 차이 또한 1% 수준에서 유의하였다. 반면, 잠재적 공개 기업은 과거 등기임원 1인당 연간 보수 변화분의 평균값은 -2.5%인 반면, 2014년 연간 보수 변화분은 3.3%로 증가하였으며 차이

또한 1% 수준에서 유의하였다. 두 그룹간의 차이 또한 통계적으로 유의하게 나타났다. 중위수 역시 동일한 결과를 보여준다. 이는 공개 기업에서는 변경된 공시 제도가 전체 등기임원의 1인당 평균 보수 인상률을 낮추는 효과를 가져왔으나, 잠재적 공개 기업에서는 공시제도의 도입이 보수 인상률을 높이는 반대 효과를 가져왔음을 시사한다.

패널B의 공개 기업에서도 사외이사와 감사를 제외한 사내이사의 1인당 연간보수 변화분의 평균 값은 과거 2년간은 8.9%였으나 14년 평균값은 -13.7%로 감소하였다. 반면, 잠재적 공개 기업에서는 반대 결과를 나타내어 잠재적 공개 기업에서는 오히려 과거에 낮은 보수 인상률을 유지하다 변경된 공시제도 이후, 보수 인상률이 높아졌음을 알 수 있다.

<표5> 임원 평균보수 변화분 차이 분석

Panel A. 등기임원 1인당 평균보수 변화분 차이 분석

변수: CHG_COMP_A	Mean			Median		
	공개 기업	잠재적 공개 기업	Difference	공개 기업	잠재적 공개 기업	Difference
2014 Dummy = 0	0.057*** (N=597)	-0.025** (N=1,244)	0.082***	0.033*** (N=597)	0.002 (N=1,244)	0.031***
2014 Dummy = 1	-0.118*** (N=315)	0.033 (N=650)	-0.151***	-0.032** (N=315)	0.029*** (N=650)	-0.060***
Difference	-0.175***	0.058***		-0.064***	0.027**	

Panel B. 사내이사 1인당 평균보수 변화분 차이 분석

변수: CHG_COMP_I	Mean			Median		
	공개 기업	잠재적 공개 기업	Difference	공개 기업	잠재적 공개 기업	Difference
2014 Dummy = 0	0.089*** (N=595)	-0.003 (N=1,227)	0.092***	0.052*** (N=595)	0.009** (N=1,227)	0.043***
2014 Dummy = 1	-0.137*** (N=315)	0.057*** (N=645)	-0.195***	-0.028** (N=315)	0.034*** (N=645)	-0.062***
Difference	-0.226***	0.061***		-0.080***	0.024**	

1) 변수설명: CHG_COMP_A = ln(등기임원 1인당 평균보상)_t - ln(등기임원 1인당 평균보상)_{t-1}; CHG_COMP_I = ln(사내이사 1인당 평균보상)_t - ln(사내이사 1인당 평균보상)_{t-1}; 2014 Dummy = 해당연도가 2014년이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미. 연속형 변수는 1%, 99% 수준에서 winsorizing.

2) 차이검정은 평균차이 t검정 및 윌콕슨 부호 순위 z검정.

3) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

다음 <표6>은 재무 성과나 기업 성과를 통제한 후에도 보수 공시 이후에 임원 1인당 보수 인상률이 과거와 다르게 변하는지 살펴본 결과이다. 패널A는 등기임원 1인당 평균 보수 변화분을

종속변수로 사용하였다. (1)의 결과를 살펴보면, 2014 더미와 잠재적 공개 기업 더미가 유의한 음의 계수를 갖고 있는 것으로 보아 2014년에 등기임원 1인당 보수의 변화분은 감소하였고 잠재적 공개기업은 공개기업에 비해 임원 1인당 보수의 변화분이 2012년부터 2014년까지 전반적으로 낮았던 것을 알 수 있다. 그러나 2014년 더미와 잠재적 공개기업의 상호작용 변수가 통계적으로 유의한 양의 계수를 가지고 있어 잠재적 공개기업에서 2014년도에 임원 1인당 보수의 변화분은 공개기업에 비해 상대적으로 높았던 것을 알 수 있다. 공개기업과 잠재적 공개기업의 표본을 나누어 분석한 패널A의 (2)와 (3)에서도 앞선 <표5>의 t-test와 z-test의 결과와 일관되게 공개기업의 경우 2014더미가 음의 계수로 유의하게, 잠재적 공개기업의 경우 2014더미가 양의 계수로 유의하게 나타났다.

다시 말해 변경된 공시제도는 공개 기업에게는 임원 개인별 보수 공개로 인하여 받는 언론 및 대중의 관심을 덜기 위하여 등기임원 1인당 평균 보수를 줄이는 것으로 보인다. 그러나 잠재적 공개 기업은 공개된 임원의 개인별 보수 자료로 인하여 노동 시장에서 능력 있는 경영자의 보수가 인상됨에 따라 혹은 워비곤 호수 효과로 인하여 같은 직급의 임원 연봉을 높여주는 것으로 보인다. 이러한 현상은 사내이사 1인당 평균 보수 변화분을 종속변수로 사용한 패널B에서도 동일하게 나타나며 앞서 검증한 결과를 뒷받침한다.

<표6> 개별임원보수 공시제도 도입이 임원 평균 보수 인상률에 미치는 영향

Panel A. 등기임원 1인당 평균 보수 변화분

변수	(1) 전체 기업	(2) 공개 기업	(3) 잠재적 공개 기업
	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)
<i>Intercept</i>	0.077 (0.390)	0.329 (1.240)	-0.327 (-1.130)
<i>2014 Dummy</i>	-0.170*** (-5.360)	-0.170*** (-5.260)	0.053** (2.430)
<i>POSSIBLE Dummy</i>	-0.078*** (-3.210)		
<i>2014 * POSSIBLE</i>	0.223*** (5.790)		
<i>ΔROA</i>	-0.181 (-1.080)	-0.146 (-0.470)	-0.191 (-0.950)
<i>RET</i>	0.103*** (4.270)	0.091* (1.950)	0.105*** (3.660)
<i>SIZE</i>	-0.001*** (-0.180)	-0.011 (-1.090)	0.011 (1.010)
<i>MB</i>	0.005 (0.450)	0.006 (0.390)	0.005 (0.310)
<i>N</i>	2,806	912	1,894
<i>F value</i>	8.310	7.200	4.680
<i>Adj R sq</i>	0.018	0.033	0.010

Panel B. 사내이사 1인당 평균 보수 변화분

변수	(1) 전체 기업	(2) 공개 기업	(3) 잠재적 공개 기업
	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)
<i>Intercept</i>	0.423** (2.280)	0.482 (1.640)	0.189 (0.780)
<i>2014 Dummy</i>	-0.223*** (-7.550)	-0.221*** (-6.180)	0.058*** (3.180)
<i>POSSIBLE Dummy</i>	-0.104*** (-4.570)		
<i>2014 * POSSIBLE</i>	0.281*** (7.800)		
<i>ΔROA</i>	-0.077 (0.628)	-0.121 (-0.530)	-0.058 (-0.340)
<i>RET</i>	0.064*** (2.800)	0.097* (1.890)	0.049** (2.030)
<i>SIZE</i>	-0.013* (-1.890)	-0.015 (-1.390)	-0.008 (-0.840)
<i>MB</i>	0.005 (0.450)	0.002 (0.130)	0.008 (0.560)
<i>N</i>	2,782	910	1,872
<i>F value</i>	11.610	9.470	3.470
<i>Adj R sq</i>	0.026	0.045	0.007

1) 변수설명: POSSIBLE Dummy = 잠재적 공개 기업이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미 ; 2014 * POSSIBLE = 2014 Dummy 와 POSSIBLE Dummy의 교차항 ; 나머지 변수에 대한 설명은 모형(1)을 참고할 것. 연속형 변수는 1%, 99% 수준에서 winsorizing.

2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

다음으로 <표7>은 기업지배구조가 임원 보수 인상률에 영향을 주는지 알아보기 위하여 개별임원보수 공시제도 도입 후, 임원 보수 인상률이 증가한 잠재적 공개 기업을 대상으로 살펴보았다. 한국기업지배구조원에서는 주주권리보호를 위한 제반 장치들의 마련 여부, 영업보고서 및 기타 기업관련 사항의 공시여부, 이사회 구성 및 활동내역, 감사기구의 설치 및 운영에 관한 현황 및 경영손익 배분의 5가지 부문을 토대로 지배구조점수를 산출하여 매년 발표한다. 본 연구에서는 지배구조점수 총점과 주주권리보호에 관한 점수, 이사회 구성 및 활동 내역 점수 3가지를 각각 기업지배구조의 대용치로 사용하였다. 지배구조수준은 해당기업의 지배구조 점수가 유가증권 및 코스닥 상장기업 전체의 중위수보다 낮으면 *WEAK_CG* 더미를 1, 아니면 0으로 두었다. 그러나 선행연구와는 다르게 국내에서 기업지배구조는 보수 인상률에 아무런 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

<표7> 지배구조점수와 임원 보수 인상률과의 관계

변수	(1) 지배구조점수총점	(2) 주주권리보호점수	(3) 이사회점수
	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)
<i>Intercept</i>	-0.239 (-0.790)	-0.328 (-1.130)	-0.355 (-1.160)
<i>WEAK_CG_T Dummy</i>	-0.023 (-1.070)		
<i>WEAK_CG_1 Dummy</i>		-0.009 (-0.440)	
<i>WEAK_CG_2 Dummy</i>			0.006 (0.270)
ΔROA	-0.164 (-0.820)	-0.172 (-0.860)	-0.178 (-0.890)
<i>RET</i>	0.105*** (3.630)	0.106*** (3.670)	0.106*** (3.680)
<i>SIZE</i>	0.009 (0.780)	0.012 (1.090)	0.013 (1.110)
<i>MB</i>	0.007 (0.410)	0.008 (0.450)	0.008 (0.450)
<i>N</i>	1,878	1,878	1,878
<i>F value</i>	3.630	3.440	3.420
<i>Adj R sq</i>	0.007	0.007	0.006

1) 변수설명: WEAK_CG_T Dummy = 지배구조점수 총점이 유가증권 및 코스닥 상장기업의 중위수 미만이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미 ; WEAK_CG_1 Dummy = 주주권리보호에 관한 지배구조점수가 유가증권 및 코스닥 상장기업의 중위수 미만이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미 ; WEAK_CG_2 Dummy = 이사회 구성 및 활동내역에 관한 지배구조점수가 유가증권 및 코스닥 상장기업의 중위수 미만이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미 ; 나머지 변수에 대한 설명은 모형(1)을 참고할 것. 연속형 변수는 1%, 99% 수준에서 winsorizing.

2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

3.3 추가분석

지금까지 본 연구는 개별임원보수 공시제도의 도입이 직접적으로 영향을 받지 않지만 간접적으로 공시가능기업의 임원 보수에 미치는 영향을 살펴보았다. 그러나 개별임원보수 공시제도의 도입 이후, 언론에서는 임원들의 고액 연봉에만 뿐만 아니라 임원-종업원의 상대적 보수 격차에 대해서도 관심을 보이고 있다(이혜운, 조선일보, 2014-04-24). 임원-종업원의 상대적 보수 격차는 임원과 종업원의 상대적 보수격차는 종업원의 노동생산성 및 기업 성과에도 영향을 미칠 수 있다. 선행 연구에 따르면, 임원과 종업원의 상대적 보수격차가 클수록 종업원들로 하여금 상대적 박탈감을 느끼게 하여 종업원의 조직에 대한 사기와 헌신이 떨어질 수 있고 기업가치, 회계적 성과도

낮아진다(Martin, 1981; Pfeffer, 2007; Bebchuk, Cremers, Peyer, 2010). 반면 Lezear and Rosen(1981)에 의하여 제시된 순위 토너먼트 이론은 높은 임원-종업원의 상대적 보수격차는 낮은 직급의 종업원들로 하여금 승진을 할 수 있는 더 큰 노력을 하게끔 만들어 노동생산성을 높일 수 있다고 본다.

한국의 경우, 직접적으로 사업보고서에 임원과 종업원의 급여비를 공시하지는 않지만 임원 1인당 평균보수와 종업원 1인당 평균 급여를 공시하기 때문에 간접적으로 상대적 보수 격차를 계산할 수 있음에도 불구하고 미국과 마찬가지로 임원과 종업원의 상대적 급여격차에 관한 학술적 선행연구는 거의 이루어지지 않았다⁷. 지성권, 한상헌, 신성욱(2004a)의 연구는 경영자-종업원 보상구조의 결정요인을 파악하였고 지성권, 한상헌, 신성욱(2004b)는 이를 통해 창출한 경영자-종업원 보상구조가 미래 경영성과를 결정하는 가치동인이라고 밝혔다. 그러므로 이번 장에서는 앞선 연구에서 확장하여 Faleye, Reis, Venkateswaran, 2013)의 모형을 변형하여 개별임원보수 공시제도의 도입이 임원-종업원 상대적 보수 격차에는 어떠한 영향을 미쳤는지 알아보려고 한다. 임원-종업원의 상대적 보수 격차는 등기임원 1인당 평균 보수를 종업원 1인당 평균보수로 나눈 값과 사외이사 및 감사를 제외한 사내이사 1인당 평균보수를 종업원 1인당 평균 보수로 나눈 값 두 가지를 사용한다.

<표8>은 변경된 보수공시제도 이후, 2014년 임원-종업원의 상대적 보수격차가 2014년에 더욱 심해지는지 그리고 이 같은 효과가 잠재적 공개기업과 공개기업에서 상이하게 나타나는지 검증한 결과이다. 패널 A는 전체 등기임원 1인당 평균 보수를 사용한 임원-종업원 상대적 보수 격차를 종속변수로 사용하였다. (1), (2)의 결과를 살펴보면, 2014 더미와 잠재적 공개기업 더미가 유의한 음의 계수를 갖고 있는 것으로 보아 2014년에 전체적으로 임원-종업원 상대적 보수 격차가 감소하였고 잠재적 공개기업은 공개기업에 비해 임원-종업원 상대적 보수 격차의 정도가 작은 것을 알 수 있다. 그러나 2014년 더미와 잠재적 공개기업의 상호작용 변수가 통계적으로 유의한 양의 계수를 가지고 있어 잠재적 공개기업에서 2014년도에 임원-종업원 상대적 보수격차는 덜 감소한 것으로 나타났다. 이를 공개기업과 잠재적 공개기업 표본을 나누어 검증한 결과가 패널 A의 (3), (4)와 (5), (6)이다. (3), (4)와 (5), (6)에서 각각 그룹 간 구분 분석을 통해 2014년에 임원-종업원 상대적 보수 격차가 어떻게 변했는지 살펴보았을 때, 공개기업에서는 2014 더미가 통계적으로 유의하게 음의 계수를 나타내는 것으로 보아 다른 결정요인을 통제하고 난 후에도 상대적 보수 격차가 개별임원보수 공시 이후 줄어들었음을 알 수 있다. 반면, 잠재적 공개기업에서는 2014 더미가 통계적으로 유의하지 않아 2014년에 임원-종업원 상대적 보수격차가 감소한 원인이 공개기업에서

⁷ 미국의 경우, 천문학적으로 치솟는 최고경영자들의 봉급으로 인하여 연봉불균형이 심각해지고 있다. 2010년 7월에 제정된 도드 프랭크 월가 개혁 및 소비자 보호법(H.R.4173)은 CEO와 CEO를 제외한 전체 종업원 보수의 중위수에 대한 비율 공시를 요구해오고 있다. 이는 CEO와 종업원의 급여비가 주주나 투자자들로 하여금 임원들의 보수지급에 대한 유용한 정보를 제공한다고 보기 때문이다. 그러나 업계의 반발로 세부규정 마련이 늦어져 SEC에서는 관련 공시 규정을 2017년 1월 이후 회계연도부터 시행하기로 결정하였다. 이로 인해 아직까지 CEO와 직원 간 임금격차에 관한 연구가 충분히 이루어지지 못한 상황이다.

발생했음을 알 수 있다. 이는 공개기업의 임원 보수 변화분은 감소하고 잠재적 공개기업의 임원 보수 변화분은 증가하였기 때문으로 보인다⁸.

<표8> 패널A의 (1)에서 통제변수에 관한 주요 결과를 살펴보면, 기업규모는 양의 계수 값을 보여주며 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 매출액이 커지거나 복잡성이 높아질수록 임원-종업원 상대적 보수 격차가 커지기 때문이다. 산업조정 총자산 영업이익률은 선행연구와 마찬가지로 상대적 격차와 통계적으로 유의한 양의 관계를 보였으나 자본의 장부가치 대 시장가치 비율은 통계적으로 유의한 음의 관계를 보였다. 이밖에 산업조정 주식수익률과 기업위험도, 종업원숙련도는 모두 통계적으로 유의하지 않았다.

패널 B는 사내이사 1인당 평균 보수를 사용한 임원-종업원 상대적 보수 격차를 종속변수로 사용한 결과이다. 패널 A와 일관되게 2014년 더미와 잠재적 공개기업의 상호작용 변수가 통계적으로 유의한 양의 계수를 가지고 있어 잠재적 공개 기업에서 2014년도에 임원-종업원 상대적 보수격차는 덜 감소한 것으로 나타났다.

<표8> 개별임원보수 공시 도입 후, 임원-종업원 상대적 보상 격차의 변화

Panel A. 종속변수: PAYGAP_A

변수	전체기업		공개 기업		잠재적 공개 기업	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)
<i>Intercept</i>	0.414 (0.194)	2.399* (1.768)	0.237 (0.059)	1.014 (0.389)	-2.382 (-0.937)	1.242 (0.841)
<i>2014 Dummy</i>	-0.637***	-0.632***	-0.586*	-0.690**	-0.060	-0.030

⁸ 공개기업, 잠재적 공개기업 모두 종업원 1인당 보수의 변화분은 2014년에 통계적으로 유의하게 차이가 없었으며 공개기업과 잠재적 공개 기업 간 차이도 존재하지 않았다.

변수: CHG_COMP_E	Mean			Median		
	공개 기업	잠재적 공개 기업	Difference	공개 기업	잠재적 공개 기업	Difference
2014 Dummy = 0	0.024*** (N=593)	0.018*** (N=1,219)	0.005	0.022 (N=593)	0.018 (N=1,219)	0.003
2014 Dummy = 1	0.019*** (N=311)	0.017** (N=635)	0.002	0.017 (N=311)	0.021 (N=635)	-0.005
Difference	-0.005	-0.002		-0.005	0.003	

1) 변수설명: CHG_COMP_E = ln(종업원 1인당 평균보수)_t - ln(종업원 1인당 평균보수)_{t-1} ; 2014 Dummy = 해당연도가 2014년이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미. 연속형 변수는 1%, 99% 수준에서 winsorizing.

2) 차이검정은 평균차이 t검정 및 윌콕슨 부호 순위 z검정.

3) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

	(-2.665)	(-2.607)	(-1.846)	(-2.119)	(-0.429)	(-0.214)
<i>POSSIBLE Dummy</i>	-3.537***	-3.503***				
	(-18.865)	(-19.127)				
<i>2014 * POSSIBLE</i>	0.573**	0.571**				
	(1.985)	(1.947)				
<i>SALES</i>	0.275***	0.193***	0.424***	0.269***	0.104	0.089
	(4.839)	(4.085)	(3.938)	(3.050)	(1.474)	(1.638)
<i>BTM</i>	-0.204**	-0.269***	-0.423*	-0.556***	-0.137	-0.151**
	(-2.379)	(-3.490)	(-1.949)	(-2.903)	(-1.642)	(-2.050)
<i>RET_adj</i>	-0.107	-0.129	-0.375	-0.450	-0.009	0.007
	(-0.563)	(-0.670)	(-0.790)	(-0.936)	(-0.051)	(0.039)
<i>ROA_adj</i>	3.606***	3.889***	4.152	2.975	4.408***	4.421***
	(3.147)	(3.417)	(1.545)	(1.123)	(3.828)	(3.958)
<i>STD_RET</i>	-2.365	-2.527	0.410	-3.745	-3.241*	-1.869
	(-1.328)	(-1.498)	(0.092)	(-0.943)	(-1.870)	(-1.141)
<i>EMPLOYEE SKILL</i>	1.121	2.064	4.545	1.811	-1.042	1.544
	(0.539)	(1.092)	(0.856)	(0.475)	(-0.471)	(0.767)
<i>HHI</i>		-0.910*		-1.484		-0.500
		(-1.763)		(-1.439)		(-0.904)
<i>Industry Fixed Effects</i>	yes	no	yes	no	yes	no
<i>N</i>	2,777	2,777	907	907	1,870	1,870
<i>F value</i>	20.140	77.010	3.210	3.950	2.340	4.760
<i>Adj R sq</i>	0.241	0.215	0.097	0.025	0.031	0.016

Panel B. 종속변수: PAYGAP_I

변수	전체기업		공개 기업		잠재적 공개 기업	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Coefficient	Coefficient	Coefficient	Coefficient	Coefficient	Coefficient
	(t-value)	(t-value)	(t-value)	(t-value)	(t-value)	(t-value)
<i>Intercept</i>	-12.611***	-4.584*	-22.673***	-14.992***	-4.537	1.831
	(-3.047)	(-1.740)	(-2.725)	(-2.766)	(-1.047)	(0.727)
<i>2014 Dummy</i>	-6.727***	-6.939***	-0.959	-1.260*	0.109	0.149
	(-18.516)	(-19.547)	(-1.450)	(-1.863)	(0.461)	(0.627)
<i>POSSIBLE Dummy</i>	-1.065**	-1.104**				
	(-2.305)	(-2.350)				
<i>2014 * POSSIBLE</i>	1.122**	1.143**				
	(2.008)	(2.011)				
<i>SALES</i>	0.997***	0.705***	1.605***	1.154***	0.223*	0.151
	(9.063)	(7.668)	(7.152)	(6.295)	(1.843)	(1.616)
<i>BTM</i>	-0.339**	-0.536***	-0.856*	-1.265***	-0.119	-0.197

	(-2.042)	(-3.582)	(-1.891)	(-3.181)	(-0.835)	(-1.570)
<i>RET_adj</i>	-0.489	-0.604	-1.084	-1.418	-0.160	-0.162
	(-1.324)	(-1.623)	(-1.096)	(-1.422)	(-0.510)	(-0.522)
<i>ROA_adj</i>	4.143*	4.895**	5.508	2.892	6.738***	6.792***
	(1.865)	(2.217)	(0.983)	(0.526)	(3.433)	(3.571)
<i>FIRM RISK</i>	-5.178	-6.425*	1.075	-10.507	-6.458**	-4.444
	(-1.494)	(-1.956)	(0.116)	(-1.274)	(-2.177)	(-1.584)
<i>EMPLOYEE SKILL</i>	6.828*	8.620**	15.969	13.350*	-1.494	2.444
	(1.693)	(2.352)	(1.444)	(1.686)	(-0.396)	(0.713)
<i>HHI</i>		-1.861*		-3.235		-0.724
		(-1.862)		(-1.511)		(-0.770)
<i>Industry Fixed Effects</i>	yes	no	yes	no	Yes	No
<i>N</i>	2,766	2,766	907	907	1,859	1,859
<i>F value</i>	23.710	92.250	4.050	9.150	2.060	4.000
<i>Adj R sq</i>	0.274	0.248	0.129	0.067	0.024	0.013

1) 변수설명: PAYGAP_A = 등기임원 1인당 평균보수/종업원 1인당 평균보수 ; PAYGAP_I = 사내이사 1인당 평균보수/종업원 1인당 평균보수 ; 2014 Dummy = 해당연도가 2014년이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 ; POSSIBLE Dummy = 해당기업이 잠재적 공개기업이면 1, 공개기업이면 0의 값을 갖는 더미변수 ; 2014 * POSSIBLE = 2014 Dummy와 POSSIBLE Dummy의 교차항 ; SALES = 매출액의 자연로그 값 ; BTM = 자본의 장부가치 대 시장가치 비율 ; RET_adj = 산업 대비 로그 주식수익률 ; ROA_adj = 산업 대비 총자산 영업수익률 ; FIRM RISK = 전 5개년도 월별 로그 주식수익률의 표준편차 ; EMPLOYEE SKILL = 연구개발비/총자산 ; HHI = 해당기업이 속한 산업의 허핀달-허쉬만 지수. 연속형 변수는 1%, 99% 수준에서 winsorizing.

2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

3.4 강건성 분석

앞선 분석들은 각 공개기업이 속한 산업의 최소 자산 규모 이상이 되는 기업을 잠재적 공개 기업으로 선정하여 실시하였다. 그러나 삼성전자와 같이 기업 규모가 매우 큰 공개 기업들은 앞서 선정한 잠재적 공개 기업 내에서 적절한 matched sample이 존재하지 않는 한계점을 지닌다. 그리하여 산업과 자산 규모별로 공개기업과 1 : 2 대응되는 표본을 선정하여 “잠재적 공개 기업”으로 재선정 하고 강건성 분석을 실시하였음에도 동일한 결과가 도출되었다(Appendix 참조)

4. 결론

본 연구는 2013년 개정된 자본시장법에 의해 연간 5억원 이상의 보수를 받는 상장사 등기 임원의 보수를 개별적으로 공개하는 임원 보수 공시 제도의 외부효과를 분석하였다. 공개된 2013년 보수 자료는 2014년의 보수에 영향을 미칠 수 있다. 기존의 보수 공시 효과와 관련한 연구들이 공개 기업을 대상으로 주로 이루어졌던 데 반해, 본 연구에서는 정보의 활용 범위를 넓혀 분석하

였다. 공개 기업에서는 임원 보수 자료가 공개되고 나서 유의한 임원 평균 보수의 변화가 없었지만, 비공개 기업에서는 유의하게 증가하였으며, 공시 이전에 비해 보수 인상률이 높아지고 같은 해 공개 기업 보다 높은 것으로 나타났다. 임원 보수 공시는 종업원 임금에는 영향을 미치지 않았으며, 2014년 공개 기업 임원 평균 보수의 감소로 인하여 공개 기업에서는 임원과 종업원 간의 임금 격차가 감소한 것으로 나타났다.

본 연구는 개별 임원 보수 공시의 외부효과가 있음을 확인하였다. 보수 공시뿐만 아니라 일반적으로 공시 제도는 외부효과를 동반하게 된다. 시장참여자의 감시 비용 감소와 같은 긍정적인 외부효과도 있지만, 임원 보수 인상의 근거를 제공해주게 되는 부정적인 외부효과도 있음을 인지해야 한다. 현재 보수의 필수 사항으로 근로소득, 퇴직소득, 기타소득 등으로 구분하여 기재하도록 되어 있지만, 실제로 구분하지 않고 보고하는 기업들이 상당수 있는 것으로 확인되었다. 이는 타 기업에서 임원 보수 정보로 활용되는 경우 왜곡을 초래할 수 있다.

공시의 외부효과 확인은 제도의 도입과 향후 개선 방안에 중요한 역할을 할 것으로 기대된다. Hermalin and Weisbach(2010)은 공시의 효과에 시차가 있을 수 있다고 하였다. 이미 도입된 제도라 하여도 본래 목적에서 벗어나지 않도록 지속적인 검토와 관리가 필요하다.

Appendix A. 강건성 분석 결과 (1:2 대응 표본)

Panel A. 등기임원 1인당 평균 보수 변화분

변수	(1) 전체 기업	(2) 공개 기업	(3) 잠재적 공개 기업
	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)
<i>Intercept</i>	0.065 (0.210)	0.228 (0.530)	-0.217 (-0.520)
<i>2014 Dummy</i>	-0.197*** (-5.480)	-0.196*** (-5.090)	0.058* (1.790)
<i>POSSIBLE Dummy</i>	-0.080*** (-2.680)		
<i>2014 * POSSIBLE</i>	0.256*** (5.110)		
<i>ΔROA</i>	-0.020 (0.933)	-0.156 (-0.460)	0.148 (0.450)
<i>RET</i>	0.072** (2.150)	0.074 (1.390)	0.067 (0.114)
<i>SIZE</i>	0.000 (0.010)	-0.006 (-0.380)	0.008 (0.622)
<i>MB</i>	0.002 (0.150)	0.003 (0.150)	0.003 (0.902)
<i>N</i>	1,340	649	691
<i>F value</i>	5.620	5.790	1.590
<i>Adj r sq</i>	0.024	0.036	0.004

Panel B. 사내이사 1인당 평균 보수 변화분

변수	(1) 전체 기업	(2) 공개 기업	(3) 잠재적 공개 기업
	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)
<i>Intercept</i>	0.293 (0.960)	0.214 (0.460)	0.284 (0.750)
<i>2014 Dummy</i>	-0.267*** (-7.380)	-0.266*** (-6.350)	0.067** (2.280)
<i>POSSIBLE Dummy</i>	-0.120*** (-4.010))
<i>2014 * POSSIBLE</i>	0.334*** (6.610)		
<i>ΔROA</i>	0.113 (0.480)	-0.091 (-0.250)	0.373 (1.270)
<i>RET</i>	0.082** (2.430)	0.084 (1.450)	0.078** (2.040)

<i>SIZE</i>	-0.007 (-0.580)	-0.004 (-0.220)	-0.011 (-0.750)
<i>MB</i>	-0.003 (-0.220)	-0.002 (-0.120)	-0.003 (-0.130)
<i>N</i>	1,329	648	681
<i>F value</i>	9.690	8.730	3.080
<i>Adj r sq</i>	0.044	0.056	0.015

1) 변수설명: POSSIBLE Dummy = 잠재적 공개 기업이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미 ; 2014 * POSSIBLE = 2014 Dummy 와 POSSIBLE Dummy의 교차항 ; 나머지 변수에 대한 설명은 모형(1)을 참고할 것. 연속형 변수는 1%, 99% 수준에서 winsorizing.

2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

참고문헌

강정민 (2015), "2014년 임원보수공시 현황 분석," 경제개혁리포트, 2015-05호

김소연, 이강륜, 신현한 (2016), "Does disclosure strengthen the efficiency of executive compensation in Korea?", 한국증권학회 2016년 제1차 정기학술발표회

윤용석, 이건, 이한상, 한승수 (2015), "우리나라의 경영자 보수 수준은 과한가? 과하지 않은가? 새로운 공시로부터의 증거", 관리회계연구, 제15권 제 2호, 1-22.

정훈, 유관희 (2014), "성과와 비대칭적 성과보상민감도," 경영학연구, 제43권 제5호, 2014, 1557-1594

지성권, 한상헌, 신성욱 (2004a), "경영자-종업원 보상구조의 통합 결정요인에 관한 실증연구," 회계저널, 제13권 제3호, 153-185

지성권, 한상헌, 신성욱 (2004b), "경영자-종업원 보상구조는 기업가치 동인인가?", 회계학연구, 제29권 제4호, 219-247

Andjelkovic, A., Boyle, G., McNoe, W. (2002), "Public disclosure of executive compensation: Do shareholders need to know?", Pacific-Basin Finance Journal, 10, 97-117

Beaver, W. (1998), Financial reporting: an accounting revolution, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.

Bebchuk, L., Cremers., M., Peyer, U. (2011), "The CEO pay slice," Journal of Financial Economics, Volume 102, Issue 1, 199-221

Bizjak, J., Lemmon M. L., Naveen, L. (2008), "Does the use of peer groups contribute to higher pay and less efficient compensation?", Journal of Financial Economics 90, 152-168

Bizjak, J., Lemmon, M., Nguyen, T. (2011), "Are all CEOs above average? An empirical analysis of compensation peer groups and pay design," Journal of Financial Economics, 100, 538-555

Dye, R. A., (1990), "Mandatory versus Voluntary Disclosures: The Cases of Financial and Real Externalities," The Accounting Review, Vol. 65, No. 1, 1-24

Faleye, O., Reis, E., Venkateswaran, A. (2013), "The determinants and effects of CEO-employee pay ratios," Journal of Banking & Finance 37, 3258-3272

Faulkender, M., Yang, J. (2010), "Inside the black box: The role and composition of compensation peer groups", Journal of Financial Economics, 96, 257-270

Faulkender, M., Yang, J. (2012), "Is Disclosure an Effective Cleansing Mechanism? The Dynamics of

Compensation Peer Benchmarking," *The Review of Financial Studies*, 26, 806-839

Feltham, G. A., Frank G., Hughes, J. S. (1992), "The Effects of Line-of-Business Reporting on Competition in Oligopoly Settings," *Contemporary Accounting Research*, 9, 1-23

Foster, G. (1981), "Intra-industry information transfers associated with earnings releases," *Journal of Accounting and Economics*, 3, 201-232

Garner, J., Kim, W. W. (2013), "Are foreign investors really beneficial? Evidence from South Korea," *Pacific-Basin Finance Journal* 25, 62-84

Hayes, R. M., Lundholm, R. (1996), "Segment Reporting to the Capital market in the Presence of a Competitor," *Journal of Accounting Research*, 34, 261-279

Hayes, R. M., Schaefer, S. (2009), "CEO pay and the Lake Wobegon Effect," *Journal of Financial Economics* 94, 280-290

Hermalin, B. E., Weisbach, M. S. (2012), "Information Disclosure and Corporate Governance," *The Journal of Finance*, Vol. 67, No. 1, 195-233

Hirshleifer, J. (1971), "The Private and Social Value of Information and the Reward to Inventive Activity," *The American Economic Review*, Vol. 61, No. 4, 561-574

Kaplan, S. (1994), "Top executive rewards and firm performance: a comparison of Japan and the United States," *Journal of Political Economy* 102, 510-546

Kato, T., Kim W., Lee, J. H. (2007), "Executive compensation, firm performance, and Chaebols in Korea: Evidence from new panel data," *Pacific-Basin Finance Journal* 15, 36-55

Leftwich, R. (1980), "Market failure fallacies and accounting information," *Journal of Accounting and Economics*, 2, 193-211.

Leuz, C., Wysocki, P. (2008), "Economic consequences of financial reporting and disclosure regulation: A review and suggestions for future research," Working paper, University of Chicago

Lezear, E. P., and Rosen, S. (1981), "Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts," *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 5, 841-864

Martin, J., (1981), "Relative deprivation: a theory of distributive injustice for an era of shrinking resources," In: Cummings, L.L., Staw, Barry M. (Eds.), *Research in Organizational Behavior*, vol. 3. JAI Press, Greenwich, CT, 53-107.

Murphy, K. (1999), "Executive eompensation," In: Ashenfelter, O., Card, D.(Eds), Handbook of Labor Economics, Vol. 3b. North Holland Publishers, Amsterdam, 2485-2563

O'Reilly, C. A., Main, B. G., and Crystal, G. S. (1988), "CEO compensation as tournament and social comparison," *Administrative Science Quarterly*, 33, 257-274

Park, Y. W., Nelson, T., Huson, M. R. (2001), "Executive pay and the disclosure environment: Canadian evidence," *The Journal of Financial Research*, 24, 347-365

Perry, T., Zenner, M. (2001), "Pay for performance? Government regulation and the structure of compensation contracts," *Journal of Financial Economics*, 62, 453-488

Pfeffer, J. (2007), "Human resources from an organizational behaviour perspective: Some paradoxes explained," *Journal of Economic Perspectives* Vol.21, No. 4, 115–134.

Rosen, S. (1982), "Authority, Control, and the Distribution of Earnings," *Bell Journal of Economics*, Vol.13, Issue 2, 311-323

Smith, C. W., Watts, R. L. (1992), "The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and financing policies," *Journal of Financial Economics* 32, 262–292

Watts, R., Zimmerman, J. (1986), "Positive Accounting Theory," Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.