

勞 動 經 濟 論 集
 第38卷 第1號, 2015. 3, pp.67~92
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

노동조합은 기업의 이윤율을 높이는가?*

남 성 일**

이 논문은 노동조합이 기업의 이윤율에 미치는 효과를 실증분석하였다. 한국상장회사협의회 「TS2000」에서 1990-2009년 기간 동안 20년 자료를 패널 데이터로 구축하여 그 중 표본기간 동안 노조조직 상태가 변하지 않은 기업들(불변그룹)과 표본기간 동안 노조가 없다가 생긴 기업들(변화그룹)로 표본을 나누어 분석하였다. 분석 결과, 불변그룹 표본에서 노조기업 여부는 자본수익률(ROE)에 유의한 차이를 주지 않는 것으로 나타났다. 그러나 변화그룹 표본에서는 노조 더미가 자본수익률을 낮추는 것으로 나타났다. 따라서 동일한 기업에서 노동조합이 조직되면 이윤율은 낮아지는 것으로 판단된다.

주제어: 노동조합, 경제적 효과, 이윤율 효과, 패널데이터, 횡단면 분석

I. 서론

Freeman and Medoff(1984)의 선구적 연구 이후 노동조합의 경제적 영향은 주로 세 가지 효과, 즉 임금효과, 생산성효과 및 이윤효과를 중심으로 분석되어 왔다. 이 중 임금 효과에 대해서는 다양한 연구를 통해 통계적으로 유의한 양(+)의 효과가 존재한다는

논문 접수일: 2015년 1월 8일, 논문 수정일: 2015년 3월 9일, 논문 게재확정일: 2015년 3월 12일

* 본 논문의 초고를 읽고 유익한 코멘트와 도움을 준 안태현 교수와 익명의 심사자들에게 감사드리며, 자료 구축을 도와준 전재식 박사 및 이준표 군에게도 감사드린다. 물론 논문의 오류는 전적으로 저자에게 있다.

** 서강대학교 경제학부 교수(sina@sogang.ac.kr)

공감대가 형성되었다. 반면에 생산성효과에 대해서는 이론적으로나 실증적으로 긍정적 영향론과 부정적 영향론이 공존한다. 마지막으로 이윤효과에 대해서 노동조합은 대체로 이윤율을 낮추는 것으로 나타났지만, 어떤 채널을 통해 이윤율을 낮추는지에 대해서는 의견의 일치를 보지 못했다.

우리나라에서도 노조의 임금효과에 대해서는 외국의 선행연구와 같은 양(+)의 효과가 발견된다(김장호, 2008). 그리고 생산성효과에 대해서는 양(+)의 효과를 발견한 연구(남성일·전재식, 2013)와 음(-)의 효과를 발견한 연구(조민수, 2007)가 공존한다. 그러나 이윤효과에 대해서는 본격적인 분석을 시도한 연구가 이제민·조준모(2011)를 제외하고는 거의 없다고 보인다. 이와 관련하여 인용될 수 있는 연구는 3개인데 조준모·김기승(2006)은 노조 유무보다는 노조의 파업이 기업의 재무 상태에 미치는 영향을 분석하였다. 또 조민수(2007)는 생산성효과와 함께 일인당 순이익에 미치는 영향을 분석하였는데, 종속변수가 일인당 순이익이어서 투입자본 대비 이윤에 미치는 영향을 보는 이윤효과와는 다소 거리가 있다. 이제민·조준모(2011)는 노동조합이 경영자본 영업을 익률에 미치는 효과를 분석하여 음(-)의 효과를 발견하였다.

노조의 이윤효과에 대한 국내 연구 축적이 이처럼 미흡한 가장 큰 이유는, 노조의 조직 여부와 기업의 재무 상태를 함께 제공하는 데이터가 없기 때문으로 판단된다. 본 논문은 한국상장회사협회의 「상장협데이터베이스」(이하 TS2000)의 자료를 바탕으로 데이터베이스에는 없는 각 기업의 노동조합 조직 여부를 조사한 후 이를 포함하여 1990-2009년까지의 기업별 패널 데이터를 구축한 다음 이윤효과를 분석한다. 따라서 본 논문은 노조의 이윤효과에 대한 연구가 희소한 그동안의 국내 연구의 불충분함을 보충하고자 한다.

이와 함께 분석을 수행함에 있어 특별히 초점을 맞춘 것은 노조효과라 하더라도 그것이 노조기업과 비노조기업의 차이를 나타내는 효과인지, 아니면 동일한 기업에서 노조가 없다가 조직됨으로써 나타나는 효과인지를 구분하는 것이다. 예컨대 조민수(2007)에서 이용된 횡단면 데이터의 경우 노조효과는 본질적으로 노조기업과 비노조기업의 차이를 보는 것이다. 조준모·김기승(2006) 및 이제민·조준모(2011)의 경우 패널데이터를 이용하고 또 고정효과 모형 분석을 함으로써 노조기업/비노조기업의 차이가 아닌, 노조조직화의 효과를 추정하였다. 다만 표본기간 동안 노조가 생긴 기업들과 표본기간 동안 노조조직 여부에 변화가 없는 기업들을 동일한 표본에 포함하였고, 결과 해석에 있어서도 그것이 노조조직화의 효과인지 노조기업/비노조기업 간 차이인지를 구분하지

않았다.

본 논문에서는 구축한 패널데이터를 아예 2개로 분리하여 각각의 표본에서 노조효과를 측정한다. 즉 표본기간 내 계속 노조가 있는 기업과 계속 노조가 없는 기업을 묶어 하나의 표본(불변그룹 표본)으로 만든다. 다른 한편으로 표본기간 내에 처음에는 노조가 없었으나 나중에 노조가 조직된 기업들만 추려 별도의 표본(변화그룹 표본)으로 만든다. 이렇게 분리된 두 표본을 대상으로 동일한 모형을 추정하여 노조효과를 측정한다. 이렇게 함으로써 불변그룹 표본의 추정에서는 노조기업과 비노조기업 간에 유의미한 이윤율의 차이가 있는지를 파악할 수 있다. 그리고 변화그룹 표본의 추정에서는 노조조직화가 가져오는 이윤율의 변화 효과를 파악할 수 있다.

본 논문은 다음의 순서로 구성되었다. 제II장에서는 이윤율효과에 대한 국내외 선행연구들을 서베이한 후 제III장에서는 추정모형 및 데이터를 소개한다. 전술한 바와 같이 구축된 패널데이터는 불변그룹 및 변화그룹으로 표본이 나뉜다. 제IV장은 각각의 표본에 대한 추정 결과를 소개하고 의미를 토론한다. 특히 불변그룹에서는 노조효과가 유의미하지 않은 반면, 변화그룹에서는 유의미한 음(-)의 노조효과가 나온 결과의 함의를 논의한다. 마지막으로 제V장은 분석 결과를 요약하고 결론을 짓는다.

II. 선행연구

임금이 상승하는 데 생산성의 상승이 그에 미치지 못하거나, 임금 상승으로 인한 비용 상승분을 가격 상승으로 소비자에게 떠넘기지 못한다면 이윤은 감소할 수밖에 없다. 지금까지 국내외에서 연구된 바로는 노동조합으로 인한 임금 상승을 상쇄할 만큼의 생산성 상승은 노조 기업에서 발견할 수 없었다(Hirsch, 2004).

또 가격 상승으로 소비자에게 전가하는 것도 경쟁이 제한되어 있는 공공부문에서나 가능할 뿐 내국뿐 아니라 외국기업과도 경쟁해야 하는 민간부문에서는 어렵다. 따라서 노조기업은 비노조기업에 비해 이윤율이 낮을 것이라는 일반적 추론이 가능하다.

Freeman and Medoff(1984, 이하 F&M)는 노조부문의 이윤율이 낮을 것으로 예측했고 또 실증적 근거도 밝혔다. 그리고 이후의 연구들도 모두 노조기업의 이윤율이 낮음을 밝혔다. 이후의 연구들은 이윤율에 대하여 다양한 지표를 사용하였는데 산업데이터를

사용한 연구의 경우 보통 산별 가격-비용 마진((총수입-총비용)/총수입)을 사용하였다. 또는 ((부가가치-인건비-광고홍보비)/출하액)을 사용하기도 했다. 기업단위 데이터를 사용한 연구들은 회계 상의 이윤 지표를 사용하였는데 매출액 영업이익률, 또는 자본수익률(이익/자본가치)을 일반적으로 사용하였다. 그리고 상장기업 데이터를 사용하는 경우 자본의 시장가치를 측정하는 Tobin's q (market value/replacement cost of asset)를 사용하기도 하였다. 그리고 노동조합 결성을 결정하는 투표를 전후한 그 기업의 주가를 추정하기도 하였다(Lee & Mas, 2012).

노조부문의 이윤율이 낮다는 것은 어떤 이윤율 지표를 사용하거나, 또는 연구의 시점, 기간이 달라져도 결론은 같다. 그리고 데이터가 산업별이든지, 기업별이든지 관계 없이 일관적인 결과가 나온다. 이처럼 다양한 방식으로 추정했을 때 노조기업은 비노조기업에 비해 이윤율이 평균적으로 10-20% 낮은 것으로 나타난다(Hirsch, 2004). 다만 기업별, 산업별 통제변수를 사용하는 기업별 연구에서는 이 차이가 조금 작아지기도 한다. 이윤율이라는 것이 일반적으로 큰 수치가 아니기 때문에 이윤율의 아주 작은 퍼센티지 포인트 차이라도 이윤율의 상대적 크기로는 크게 나타날 수 있다.

이윤율 추정에 있어서는 두 가지 잠재적 편의(bias) 가능성이 있다. 첫째는 노조로 인한 이윤 감소로 시장에서 사라진 기업들은 표본에서 빠지는 데서 오는 편이다. 이들이 사라지고 나면 상대적으로 이윤이 높은 노조기업들만 남을 것이다. 따라서 이런 표본선택편의는 노조/비노조 이윤율 차이를 실제보다 과소 추정하는 것이 된다. 그런데 노동조합으로 인해 기업이 망해 사라지는 것은 실증적으로 유의미하게 관찰되지 않는다. 따라서 그로 인한 편의는 크지 않다고 할 수 있다. 둘째, 노조는 보통 이윤율이 높은 부문에서 조직될 가능성이 높다. 따라서 이러한 차이를 통제해 주지 않는 한 노조/비노조 이윤율은 실제보다 과소 추정될 수 있다. 실제로 노조조직과 이윤의 내생성을 감안한 연구(Hirsch, 1991)에서는 노조기업과 비노조기업의 이윤율 격차가 더 크게 벌어졌다.

노조기업의 이윤율이 비노조기업의 이윤율보다 낮을 것이라는 데는 이견이 없지만 그 이윤율 격차의 원인이 무엇이나에 대해서는 의견이 엇갈린다. F&M은 노조로 인해 이윤율이 낮아지는 섹터는 주로 산업집중도가 높다는 연구들(Freeman, 1984; Salinger, 1984)에 근거하여 노동조합은 기업의 독점에서 오는 잉여를 취하는 것이라 하여 독점 이윤을 나눠먹는 것으로 보았다. 그러나 노조의 잉여가 생산물시장의 독점이윤에서 나온다는 견해는 이후의 연구들에 의해 도전받는다. Hirsch and Connolly(1987)은 기업데

이터를 이용한 연구로부터 노조/비노조 이윤율 차이는 산업집중도를 통제한 상태에서의 시장점유율, R&D자본, 그리고 해외경쟁의 제한 등으로부터 나온다는 것을 밝혔다. 특히 이들은 Salinger(1984)의 연구를 똑같이 재현해서 Salinger와 같은 추정방정식을 쓰면 노조기업/비노조기업 이윤율 차이가 산업집중도에서 초래한다는 것을 보인 다음, 그러나 추정방정식을 더욱 일반화하면 산업집중도는 유의성을 잃는다는 것을 보여줌으로써 Salinger의 결론이 순전히 인위적인 추정식 설정의 오류에 기인한다고 주장하였다. (Hirsch, 2004)

이러한 결론의 차이는 사용하는 데이터가 산업별이냐, 기업별이냐의 차이에 따른 것은 아니다. Domowitz et al.(1986)은 산업별 데이터를 사용해서 산업집중도가 이윤율 차이에 유의하지 않음을 보여주었다. 그리고 Chappell et al.(1991)은 산업을 저집중도, 중간집중도, 고집중도 산업으로 나누었을 때 각각의 산업에서 노조는 가격-비용 마진에 음(-)의 영향을 준다는 것을 밝혔다.

F&M 이후의 연구들이 밝힌 것을 요약하면, 노조는 시장점유율로 인한 독점이윤을 가져갈 뿐 아니라 장기적 수명을 갖는 자본투자의 정상이윤을 전용한다는 것이다. 예컨대 Hirsch(1991), Cavanaugh(1998)에 따르면 노조는 국제경쟁의 제한으로 얻어지는 수익, 기업과 산업의 불균형적 매출 성장에 따른 수익, R&D자본에서 얻어질 미래수익, 그리고 장기수명의 자본에서 얻어질 현재 및 미래 수익을 가져간다고 한다. 그리고 이는 기업의 장기적 투자, 성장 및 고용에 중요한 영향을 미치는 것으로 보인다.

국내에서는 노조기업/비노조기업 간 임금수준 또는 생산성을 비교분석한 연구는 더러 있으나 이윤율과 같은 재무적 성과를 비교한 연구는 매우 드문 실정이다. 그 이유는 재무적 성과와 노조조직화 여부를 함께 알려주는 데이터가 거의 없기 때문으로 판단된다. 조준모·김기승(2006)은 「노동백서」와 「매일경제 회사연감」의 1997~2002년 자료를 이용하여 패널 자료를 구축한 다음 노동조합의 파업이 재무성과에 미치는 효과를 추정하였다. 추정 결과, 노동조합 변수 자체는 이자보상배율이나 자산수익률 등 기업성과에 유의미한 영향을 주지는 않는 것으로 나타났다. 그러나 파업은 현재뿐 아니라 미래의 기업성과에까지 마이너스 영향을 주는 것으로 나타났다. 한편 조민수(2007)는 2005년 KLI 사업체 패널의 1,024개 횡단면 자료를 바탕으로 노조의 생산성 효과 및 이익에 미치는 효과를 추정하였는데, 노동조합 변수는 노동생산성 및 일인당 순이익에 마이너스로 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 이제민·조준모(2011)는 1981~2007년까지의 증권거래소 상장기업들 자료를 패널 데이터로 만들어 노동조합이 경영자본 대

비 영업이익률에 미치는 효과를 고정효과 모형으로 분석하였다. 분석 결과, 전체적으로 노동조합 조직화는 이익률을 낮추는 것으로 나타났으며, 세부적으로는 기간 및 기업규모에 따라서 효과가 달라졌다. 즉 민주화 이전에는 초대기업 아닌 여타 기업에서 음(-)의 효과가 컸으나 민주화와 함께 모든 부문에서 음의 효과가 커졌고, 외환위기 이후에는 초대기업에서의 음의 효과는 여전히 강하게 나타났다. 이제민·조준모(2011)는 앞의 두 연구에 비하여 보다 직접적으로 이윤율 변수를 분석했다는 점에서 본격적인 연구라 할 수 있다. 다만 전술한 바와 같이, 표본기간 동안 노조조직 여부에 변화가 없는 기업과 표본기간 동안 변화가 생긴 기업을 구분하지 않았고 따라서 패널 분석으로 추정된 노조효과가 노조조직화로 인한 효과인지 기업과 비노조기업의 차이에 따른 효과인지 불분명하게 해석하였다.

이상의 국내연구 결과를 정리하면, 노조기업은 비노조기업에 비해 동일한 환경에서는 이익률이 낮거나 비슷하다는 것이다. 따라서 북아메리카 지역 기업을 대상으로 한 실증연구들은 노조가 일반적으로 이익률을 낮춘다고 결론지음에 비해 한국 기업을 대상으로 한 연구들은 아직 분명한 결론을 내리지 못하고 있다고 할 수 있다.

Ⅲ. 추정모형 및 데이터 소개

1. 추정모형

본 연구의 분석에 사용될 추정모형의 기본형은 다음과 같다.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 U + \sum_{k=2}^m \beta_k X_k + \epsilon \quad (1)$$

여기서 Y 는 이윤율, U 는 노조변수, X_k 는 기타 설명변수, 그리고 ϵ 은 오차항을 나타내며, β 는 추정모수다. 노조변수 U 는 보통 노동조합조직률 또는 노조조직 여부 더미를

사용하는데 자료가 산업별 자료인 경우 산업별 노동조합조직률을 사용하여 β_1 은 조직률의 추가적 증가에 따른 이윤율의 변화효과를 포착한다. 그러나 기업별 자료를 사용하는 경우 일반적으로 노조가 조직되어 있는 기업은 1, 노조가 조직되어 있지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수를 사용하는데 이 경우 β_1 의 해석은 자료의 성격에 따라 달라진다. 예컨대, 시계열 자료라면 노조가 없을 때에 비하여 노조가 조직됨으로써 이윤율이 변화하는 효과를 포착한다. 반면 횡단면 자료라면 다른 조건이 동일할 때 노조가 있는 기업과 없는 기업의 이윤율 차이를 포착한다.

횡단면 자료를 사용하는 경우 β_1 의 추정치는 몇 가지 문제점을 가져올 수 있다. 우선 이론적인 측면에서의 노조조직화 효과라고 보기 어렵다. 노조가 없다가 생김으로써 이윤율이 변하는 효과가 아니라 이미 노조가 있는 기업과 노조가 없는 기업의 이윤율 차이를 측정하는 것이기 때문에 그것이 노조로 인한 결과인지 다른 요인으로 인한 결과인지 알 수 없다. 이 같은 문제점은 변수누락(omitted variable) 가능성이 있을 경우 추정량의 편의까지 가져온다. 이윤율에 영향을 주는 중요변수, 예컨대 국제경쟁의 제약도와 같은 변수가 노조와 상관관계가 있는데 X_k 에 포함되어 있지 않다면 그 누락 변수의 영향은 노조변수에 포함되어 β_1 의 편의를 가져올 것이기 때문이다.(Hirsch, 1991)

이와 같은 어려움은 자료로 패널 데이터를 사용하고 그 특성을 이용하는 추정방식을 사용하면 해결할 수 있다. 이제 추정 모형을 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$Y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 U_{it} + \sum_{k=2}^m \beta_k X_{kit} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

여기서 i 와 t 는 각각 기업단위와 시간단위를 나타낸다. α_i 는 시간에 따라 변하지 않는 기업 고유의 특성을 나타내고 γ_t 는 모든 기업에 적용되는 시간상의 특성을 나타낸다. 잘 알려진 것처럼 식 (2)에서는 설혹 U 에 영향을 주는 α_i 가 있는데 관찰 불가하여 변수누락 문제가 발생할지라도 다음과 같이 기업별 평균(\bar{Y}_i)과의 차분을 이용해 추정하면 극복할 수 있다.

$$Y_{it} - \bar{Y}_i = (\gamma_t - \bar{\gamma}) + \beta_1(U_{it} - \bar{U}_i) + \sum_{k=2}^m \beta_k(X_{kit} - \bar{X}_i) + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i) \quad (3)$$

본 연구는 패널 데이터를 사용하므로 식 (2)를 추정모형으로 하여 고정효과(fixed effect) 모형으로 추정한다. 우선 재무적 성과를 나타내는 종속변수로는 자본수익률(ROE)과 자산수익률(ROA)을 사용한다.¹⁾ 노동조합의 영향을 측정할 변수로는 노동조합 더미(노조가 있으면 1, 노조가 없으면 0)를 사용한다. 그리고 수익률에 영향을 주는 기타 설명변수로 일인당 매출의 로그값을 사용한다. 일인당 매출은 생산성을 나타내는 지표로서 생산성이 높으면 다른 조건이 동일할 때 수익률이 높을 것으로 기대된다. 그리고 다른 설명변수로서 일인당 인건비의 로그값을 또한 사용한다. 일인당 인건비는 대표적인 비용지표로서 다른 조건이 동일할 때 수익률을 낮출 것으로 기대된다. 그리고 기업의 규모효과를 나타내는 통제변수로 기업규모 더미(300인 이상이면 1, 미만이면 0)를 사용한다. 또 수익률은 산업의 특성(예컨대 산업집중도 등)에도 영향을 받으므로 이를 통제하기 위해 산업별 더미를 사용한다. 그리고 경기변동 등 시계열적 영향을 통제하기 위해 또한 연도별 더미를 사용한다. 아울러 산업집중도 등 산업의 특성은 또한 시간에 따라 변할 수 있으므로 산업*연도 더미를 사용한다.

본 연구의 데이터에서 기업은 <표 1>에서 보듯이 노조 유무를 기준으로 세 종류로 나뉜다. 즉 표본기간 내 계속 노조기업 상태인 기업($U_{it} = 1$ for all t), 계속 비노조기업 상태인 기업($U_{it} = 0$ for all t), 그리고 표본기간 내에 비노조상태에서 노조상태로 바뀐 기업($U_{it} = 0$ for some initial t , then $U_{it} = 1$ for later t)이다. 그런데 이들 세 종류의 기업을 단일한 표본에 포함하여 추정하게 되면 추정량의 해석에 혼란이 올 수 있다. 고정효과 모형으로 추정할 때 노조상태가 변하지 않는 기업들의 노조더미는 식 (3)에서 볼 수 있듯이 모두 $U_{it} - \bar{U}_i = 0$ 이 되므로 이들에 대해서는 β_1 추정치가 얻어지지 않는다. 결국 추정에서 얻어지는 β_1 추정치는 오직 표본기간 중 비노조기업에서 노조기업으로 바뀐 데 따르는 효과, 즉 노조조직화에 따르는 효과다. 이에 반해 기타 설명변수들의 β_k 추정치는 위와 같은 완전공선성(perfect collinearity) 문제가 없으므로 세 종류의 기업 모두에서 나타나는 설명변수의 효과를 포착한다. 따라서 β_1 과 β_k 의 추정

1) 자본수익률 = 당기순이익/자기자본, 자산수익률 = 당기순이익/총자산으로 정의한다.

치가 얻어지는 기업표본이 서로 다르므로, 각 추정량에 대한 해석 또한 달라져야 한다.

더욱이 세 종류의 기업을 단일 표본으로 묶을 경우 β_1 추정치 크기도 영향 받을 수 있는데 그 이유는 종속변수 Y 가 노조상태가 변하는 기업의 X_k 뿐 아니라 노조상태가 불변인 기업의 X_k 까지 포함하여 그 영향이 제거되고 난 후 노조조직화 변수 U 의 영향도를 추정하기 때문이다. 만일 모든 기업들의 X_k 가 Y 에 미치는 영향이 동일하다면 모를까, 그렇지 않다면 β_1 추정치는 영향을 받게 된다. 이런 잠재적 문제점을 피하고자 본 연구는 표본기간 내에 노조상태가 불변인 그룹과 변화된 그룹을 분리하여 추정코자 한다. 그러나 두 그룹 간에 이윤율에 영향을 미치는 계수 추정량이 동일한지를 먼저 Chow-test를 통해 검증하고, 서로 다르다고 나타나면 분리하여 추정하고자 한다.²⁾

2. 데이터

본 연구에서 활용하는 자료는 한국상장회사 협회회의 「상장협데이터베이스」(이하 TS2000)다. 본 자료는 거래소 및 코스닥 상장법인 그리고 외부감사 대상법인들에 대한 풍부한 기업정보를 제공한다. TS2000은 1980년 이후 사업보고서에 수록된 각종 회사 현황, 지배구조, 사업 현황, 종업원 현황 등 비재무 자료와 함께 기업별 재무제표 자료로 구성되어 있다. 이 중 본 연구에서는 1990-2009년 기간 동안의 20년 자료를 활용한다.

TS2000에는 노동조합 존재 유무가 수록되어 있지 않다. 따라서 고용노동부 및 한국노동연구원의 협조를 얻어 해당 기업들에 대해 노동조합 존재 여부와 노동조합 설립연도 및 해산연도를 찾아 연도별로 노동조합 정보를 찾아 일일이 추가하였다.³⁾ 1990-2009년 기간 동안 노동조합 존재 유무가 확인된 기업 수는 1,648개로서, 이들의 총 관

2) 세 종류 기업들을 모두 동일한 표본으로 포함하여 분석할 수 있는 방법으로 불변그룹이 종속변수에 미치는 계수를 시간에 따라 변동하는 변동계수로 모형화하는 방법이 있다(Dolton & Makepeace, 2004) 이 방법은 노조기업이 비노조기업에 비해 이윤율에 미치는 효과가 시간에 따라 어떻게 변했는지를 분석할 수 있어 매우 흥미로운 주제이지만 본 연구의 목적과는 다르고 균형패널이면서 데이터의 시계열 포인트가 서로 멀리 떨어져 있는 2-3개인 경우 적합하지만 본 연구데이터는 비균형패널이고 20년 동안 시계열이 서로 붙어 있어 데이터 성격이 맞지 않아 별도의 연구 주제로 남겨두며 이 방식을 제안한 익명의 심사자에게 감사한다.

3) 노동조합 존재 유무별 작업은 남성일(2011)의 연구에서 실시한 것으로서, 본 논문은 그 결과를 활용하였다.

<표 1> 노동조합 유무 변화별 기업 분포

(단위: 개소, %)

전 체	비노조기업 유지	노조기업 → 비노조기업	비노조기업 → 노조기업	노조기업 유지
1,278	925	0	79	274
(100.0)	(72.4)	(0.0)	(6.2)	(21.4)

주: () 안의 수치는 전체 대비 각각의 비중임.

찰치 수는 32,960개였다. 이 중에서 이익, 매출, 임금, 자본 등 핵심 변수의 값이 누락된 것들을 제외하는 절차를 통하니 실제 추정에 사용될 수 있는 관찰치 수는 1,278개 기업의 14,666개가 되었다. 본 자료는 unbalanced panel data 형태다. 이는 상장되었다가 중도에 상장 폐지된 기업들도 있고, 표본기간 도중에 상장되어 정보가 그때부터 축적되기 시작한 기업들도 존재하기 때문이다(남성일, 2011).

<표 1>은 상기 분석 대상기업들의 노동조합 유무에 대한 변화 현황을 보여준다.⁴⁾ 전체 분석 대상기업 중 2009년 현재 기준으로 72.4%는 노동조합이 설립되어 있지 않다. 나머지 27.6%는 노동조합이 존재하며, 이 중 6.2%는 과거 노동조합이 없다가 분석대상기간의 어느 시점에 노동조합이 설립된 기업이다. 과거 노동조합이 존재하다가 해산한 기업은 없다. 그리고 본 연구에 사용되는 변수들의 세부적인 내용은 <표 2>와 같다.

<표 2> 변수 설명

변수명		변수 설명
자본수익률	ROE	당기순이익/자기자본
자산수익률	ROA	당기순이익/총자산
노조더미	U	노조더미(0=비노조기업, 1=노조기업)
규모더미	SIZE	규모더미(0=300인 미만, 1=300인 이상)
로그일인당 매출	log SAPL	일인당 매출(2010년 불변가격 기준)의 로그값
로그일인당 인건비	log WAGE	일인당 인건비(2010년 불변가격 기준)의 로그값
산업더미	IND	산업중분류별 더미(총 51개)
연도더미	YEAR	연도더미 (1990년부터 2009년까지)

4) 노동조합 변화는 1990-2009년 기간 동안 발생한 것만을 기준으로 한다. 1990년 이전 노동조합 유무 및 변화는 데이터의 제약으로 고려하지 않았다.

이미 언급한 바와 같이 본 연구 데이터의 기업들은 두 그룹으로 나눌 수 있다. 첫째는 표본기간 내내 노조가 없거나 혹은 기간 내내 노조가 있는 기업들 그룹이다. 즉 기간 중 노조 유무에 변화가 없는 그룹이다. 이를 ‘불변그룹’이라 칭하자. 둘째는 처음에는 노조가 없다가 중간에 노조가 생긴 기업들 그룹이다. 이를 ‘변화그룹’이라 칭하자. 이 두 그룹 간에는 노동조합의 영향을 분석하는데 구조적 차이가 존재한다. 불변그룹은 처음부터 노조가 없거나 또는 있는 기업들의 그룹이다. 반면 변화그룹은 동일한 기업이 시계열적으로 노조가 없는 상태에 있다가 있는 상태로 바뀐 그룹이다. 우리는 두 그룹을 분리해서 분석함으로써 보다 정확한 노조의 효과를 측정할 수 있다. 불변그룹에서 노조더미가 포착하는 것은 노조기업과 비노조기업의 수익률 차이이다. 그 차이는 노조 때문에 발생할 수도 있지만 두 기업이 처한 환경적 차이의 결과일 수도 있다. 예컨대 노조기업들이 주로 시장독점적 위치에 있는 반면 비노조기업들은 경쟁적 상태에 있다면 노조기업은 비노조기업보다 수익률이 높을 것이다. 따라서 노조 여부와 시장독점력 사이에 상관관계가 있다면 이를 확실하게 통제해주지 않는 한 노조더미 계수는 노조의 효과를 측정하는데 편의(bias, 이 경우에는 상방편의)를 가져올 것이다. 반면 변화그룹에서 노조더미가 포착하는 것은 동일한 기업에서 노조가 없는 상태에서 조직되는 데 따르는 수익률 변화 정도다. 동일한 기업에서의 변화이므로 기업 간 차이에서 오는 영향 등은 통제된다. 따라서 진정한 노조조직화의 효과라고 할 수 있다. 노조조직화의 효과를 보기 위해서는 변화그룹만을 대상으로 분석해도 되겠지만 불변그룹 분석을 같이 함으로써 노조효과와 두 측면, 즉 노조기업/비노조기업 간 차이 효과 및 동일 기업 내 노조조직화 효과를 분리해서 비교해 볼 수 있다.

IV. 실증분석 결과

먼저 식 (2)의 계수 값이 불변그룹과 변화그룹 두 그룹 간에 동일하다는 가설을 검증하는 Chow-test를 실행한 결과 귀무가설은 유의수준 1%에서 기각되었다.⁵⁾ 따라서 이하에서는 두 그룹을 분리하여 분석한다. 다만 두 그룹을 하나의 표본으로 묶어 추정한

5) 구체적으로 <표 3> 및 <표 5>의 추정 결과를 바탕으로 계산한 F값은 <모형 4>를 기준으로 6.85, <모형 5>를 기준으로 4.69이며, 유의수준 1%의 임계값 1.5보다 월등히 크다.

결과를 부록에 실어 본문의 추정결과와 비교할 수 있도록 하였다.

1. 불변그룹 분석

앞에서 살펴본 바와 같이 처음부터 비노조기업 상태를 유지한 기업들은 925개이고 처음부터 계속 노조기업으로 있는 기업들은 79개로 전체적으로 비노조기업이 훨씬 많다. <부표 1>은 각 연도별 비노조기업과 노조기업의 숫자를 보여준다. 표에서 확인할 수 있는 것은 1990년에는 비노조기업의 숫자가 노조기업보다 약 5배 많았으나 시간이 갈수록 차이가 커져 2009년에는 10배가 넘게 되었다는 점이다. 이는 2000년대 들어 비노조 신생기업들이 표본에 많이 편입하였기 때문이다. 또 <부표 1>은 비노조기업과 노조기업의 자본수익률(ROE) 중간 값을 연도별로 보여주고 있는데 평균값보다 아웃라이어의 영향을 덜 받는 중간 값의 추세를 살펴보면 외환위기 직후 몇 년간을 제외하고는 노조기업의 자본수익률이 비노조기업의 자본수익률보다 높게 유지되고 있다. 이것이 노조 유무의 영향인지 아니면 두 종류의 기업이 처한 서로 다른 환경의 영향인지는 분석해 봐야 할 것이다. 한편 노조기업과 비노조기업의 자산수익률(ROA) 추세 역시 노조기업의 수익률이 비노조기업의 수익률보다 높게 유지되고 있는 것을 알 수 있다.

이제 노조기업의 자본수익률이 비노조기업의 자본수익률보다 어떤 이유로 더 높은지 분석하자. <표 3>은 자본수익률을 종속변수로 한 단순한 pooling model OLS 추정결과를 보여주고 있다. 먼저 <모형 1>은 노조더미만을 설명변수로 넣고 추정한 결과인데 노조는 유의수준 10%에서 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 노조기업의 자본수익률이 비노조기업의 자본수익률보다 평균적으로 약 11.9%포인트 더 높다는 것이다. 그러나 이는 다른 설명변수를 포함하지 않았을 때의 단순회귀분석 결과일 뿐이다. <모형 2>는 추가적 설명변수로 기업규모(SIZE) 더미와 산업별 더미를 포함한 결과를 보여주는데 노조더미는 더 이상 유의성을 갖지 못하는 것을 알 수 있다. 그리고 계속해서 일인당 생산성의 로그값과 연도별 더미를 설명변수에 추가한 <모형 3> 결과를 보면 일인당 생산성이 증가할수록 1% 수준에서 자본수익률은 유의하게 증가함을 알 수 있다. 그러나 노조더미의 유의성은 더욱 줄어들고 있다. 마지막으로 <모형 4> 일인당 인건비를 추가적인 설명변수로 포함한 결과를 보여주고 있는데 일인당 생산성은 양(+), 그리고 일인당 인건비는 음(-)의 효과를 유의수준 1%에서 보여주고 있어 이론과 부합한다. 그러나 노조더미는 전혀 유의하지 않다. 따라서 노조기업과 비노조기업의 외

<표 3> ROE Pooling 모형 OLS 추정결과 (종속변수: ROE)

	<모형 1>		<모형 2>		<모형 3>		<모형 4>		<모형 5>	
	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.
<i>cons.</i>	-.094***	.034	0.066	0.790	-.438	.838	-.183	.845	-.603	1.780
<i>U</i>	.119*	.062	0.041	0.073	.028	.072	.035	.073	.031	.069
<i>SIZE</i>			0.071	0.065	.052	.006	.030	.067	.075	.065
<i>log(SAPL)</i>					.128***	.041	.172***	.044	.215***	.044
<i>log(WAGE)</i>							-.143***	.055	-.150**	.059
<i>IND 터미</i>			포함		포함		포함		포함	
<i>YEAR 터미</i>					포함		포함		포함	
<i>IND*YEAR</i>									포함	
<i>N</i>	12933		12933		12933		12933		12933	
<i>R</i> ²	0.0006		0.0056		0.0083		0.0088		0.1814	

주: *는 10%, **는 5%, ***는 1%의 신뢰수준에서 유의함.

1) IND터미와 YEAR터미가 설명변수에 포함된 경우 ‘포함’이라 표시되며 추정치는 공간여건상 생략됨.

견상 보이는 자본수익률 차이는 일인당 생산성 및 일인당 인건비의 영향력, 그리고 기업규모 효과를 제거하고 나면 유의미한 차이가 없다는 것을 알 수 있다.

노조기업은 비노조기업에 비해 높은 수준의 일인당 인건비를 지출한다. 이는 다른 조건이 동일하다면 노조기업의 자본수익률을 낮추는 효과를 가져온다고 볼 수 있다. 그러나 노조기업이 비노조기업에 비해 높은 수준의 생산성을 아울러 가지고 있다면 일인당 인건비 상승으로 인한 양(-)의 효과를 상쇄할 수 있고 따라서 자본수익률은 반드시 낮아진다고 볼 수 없다. 남성일, 전재식(2013)에 따르면 노조기업의 생산성은 비노조기업에 비해 높은 것으로 나타났다. 따라서 노조기업의 높은 생산성으로 인한 양(+)의 효과가 높은 인건비로 인한 음(-)의 효과를 상쇄할 수 있다.

이제 자산수익률(ROA)의 추정결과를 살펴보자. <표 4>는 <표 3>와 같은 형태의 모형이되 다만 종속변수가 자본수익률이 아닌 자산수익률로 바뀐 모형의 추정결과를 보여준다. 우선 <모형 1>의 결과를 보면 단순회귀분석에서 노조터미는 자산수익률에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나온다. 그러나 <모형 2>에서 보는 것처럼 설명변수로 기업규모터미를 포함하면 노조터미는 유의성을 잃고 대신 기업터미가 1% 유의수준에서 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나온다. 즉 표면상 나타나는 노조기업의 상대적

〈표 4〉 ROA Pooling 모형 OLS 추정결과 (종속변수: ROA)

	<모형 1>		<모형 2>		<모형 3>		<모형 4>		<모형 5>	
	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.
<i>cons.</i>	-.008**	.003	.053	.081	-.138	.085	-.010	.106	-.130	.191
<i>U</i>	.038***	.006	.011	.007	.009	.007	.010	.007	.012	.007
<i>SIZE</i>			.033***	.006	.033***	.006	.026***	.006	.026***	.007
<i>log(SAPL)</i>					.039***	.004	.052***	.004	.052***	.005
<i>log(WAGE)</i>							-.042***	.005	-.044***	.006
<i>IND</i> 터미			포함		포함		포함		포함	
<i>YEAR</i> 터미					포함		포함		포함	
<i>IND*YEAR</i>									포함	
<i>N</i>	13435		13435		13435		13435		13435	
<i>R</i> ²	0.0027		0.0168		0.0259		0.0302		0.1131	

주: *는 10%, **는 5%, ***는 1%의 신뢰수준에서 유의함.

1) IND터미와 YEAR터미가 설명변수에 포함된 경우 '포함'이라 표시되며 추정치는 공간여건상 생략됨.

으로 높은 자산수익성은 노조 때문이 아니라 대기업 규모의 효과 때문인 것이다. 기업 규모 효과는 다른 설명변수가 추가되어도 크기와 유의성이 변하지 않는 것으로 나타나서 상당히 안정적임을 알 수 있다. <모형 3> 및 <모형 4>는 일인당 생산성과 일인당 임금을 설명변수로 추가한 결과인데 모두 이론에서 기대하는 효과들을 보이고 있다.

이상의 결과를 정리하면 불변그룹 표본에서 노조기업과 비노조기업의 자본수익률 및 자산수익률은 노조가 있느냐 없느냐에 따라서는 유의할 만한 차이를 보이지 않는다. 다만 대기업에 노조가 많이 있으므로, 또 노조가 속한 산업의 구조가 독과점이 강한 구조라면 그로 인한 수익률 상승이 일어나고 그에 따라 노조기업의 수익률이 더 높아 보일 수 있다.

2. 변화그룹 분석

불변그룹 표본은 순수한 노조기업과 순수한 비노조기업으로 이루어져 있어 노조기업과 비노조기업의 재무성과의 차이만 포착할 뿐 동일한 기업 내에 새로 노동조합이 생김으로써 일어나는 효과를 측정하지 못한다. 따라서 본 소절에서는 표본기간 중 비노

조기업에서 노조기업으로 바뀐 기업들만으로 표본을 만들어 노조 조직화의 이윤율에 미치는 영향을 분석한다.

<부표 2>를 보면 1990년에는 35개의 기업이 비노조기업인 상태에 있었다. 그리고 1991년에 그 중 2개의 기업에서 노조가 조직되어 노조기업으로 바뀌었고 새로이 7개의 기업이 표본에 포함되어 비노조기업은 40개가 되었다. 이런 식으로 매년 일부가 비노조기업에서 노조기업으로 바뀌는 한편 또 새로이 비노조기업이 표본에 편입되는 패턴을 반복하였다. 비노조기업의 수는 1999년에 50개로 정점을 이루었다. 그 이후 2000년대에는 노조기업으로 전환하는 수가 신규로 편입되는 수보다 더 많아져서 비노조기업 수는 감소하고 노조기업 수는 증가하였다. 그리하여 최종적으로는 2009년에 79개의 기업이 노조기업 상태에 있다.

<부표 2>에 나타나는 자본수익률(ROE) 추세를 노조기업 상태 및 비노조기업 상태로 구분하여 보면 1990년대 후반에는 노조기업 상태의 수익률이 비노조기업 상태의 수익률보다 다소 높은 것으로 나타난다. 그러나 2000년 이후에는 노조기업 상태의 수익률이 비노조기업 상태의 수익률보다 다소 낮은 것으로 나타난다. 한편 자산수익률(ROA) 추세는 자본수익률 추세와 달리 정형화된 패턴을 보이지 않는다. 즉 어떤 때는 노조기업 상태의 자산수익률이 비노조기업 상태의 자산수익률보다 높게 나타나지만 이런 상태가 몇 년간 지속되지 않고 바로 반대의 모습을 보인다. 이러한 경향은 특히 2000년대 들어 두드러진다.

이제 회귀분석을 통하여 노조 조직화가 기업의 수익률에 어떤 영향을 미쳤는지 다시 살펴보자. <표 5>는 자본수익률에 대한 pooling 모형의 OLS 추정 결과를 보여준다. 우선 노조더미만 있는 <모형 1>의 결과에서 노조는 음(-)의 유의한 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 즉 노조가 조직됨에 따라 자본수익률이 낮아진다는 것이다. 이 같은 결론은 설명변수가 추가됨에도 대부분 유지된다. <모형 2>의 결과를 제외하고 <모형 3>부터 <모형 5>의 결과들은 노조더미가 강하게 음(-)의 효과를 미치고 있음을 보여준다. 설명변수들이 다 포함된 <모형 5>의 결과를 놓고 볼 때 이론과 부합하게 일인당 생산성 및 일인당 인건비는 각각 자본수익률에 양(+)의 효과 및 음(-)의 효과를 미친다. 그리고 이와 독립적으로 노조가 조직되면 자본수익률은 음(-)의 영향을 받는다.

<표 5>는 패널데이터를 단순하게 묶어(pooling) OLS 회귀분석한 것이다. 그러나 보다 정교하게 기업 고유의 영향을 제거하는 분석이 바람직하다. 여기에는 고정효과 모형과 임의효과 모형을 사용할 수 있는데 Hausman 검정의 결과로는 임의효과 모형과 고정효

〈표 5〉 ROE Pooling 모형 OLS 추정결과 (종속변수: ROE)

	<모형 1>		<모형 2>		<모형 3 >		<모형 4>		<모형 5>	
	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.
<i>cons.</i>	.016	.133	2.583	9.605	-17.553	15.642	13.929	15.813	-25.632	35.910
<i>U</i>	-3.167*	1.977	-2.707	2.067	-6.446**	2.804	-6.250**	2.802	-6.370**	3.113
<i>SIZE</i>			1.845	2.316	2.443	2.325	2.666	2.325	3.842	2.482
<i>log(SAPL)</i>					3.954*	2.287	6.329**	2.581	6.847**	2.938
<i>log(WAGE)</i>							-4.678**	2.367	-5.121*	2.839
<i>IND 터미</i>			포함		포함		포함		포함	
<i>YEAR 터미</i>					포함		포함		포함	
<i>IND*YEAR</i>									포함	
<i>N</i>	1191		1191		1191		1191		1191	
<i>R</i> ²	0.0022		0.0247		0.0447		0.048		0.415	

주: *는 10%, **는 5%, ***는 1%의 신뢰수준에서 유의함.

1) IND터미와 YEAR터미가 설명변수에 포함된 경우 '포함'이라 표시되며 추정치는 공간여건상 생략됨.

과 모형의 차이가 없는 것으로 나타났다.⁶⁾ 그러나 패널화된 자료를 활용하여 기업 내 노조조직 전후의 변화만을 분석하기 위해서는 고정효과를 감안한 within estimator 모형이 이론적으로는 더 적합할 수 있다.⁷⁾

<표 6>은 자본수익률을 고정효과 모형으로 추정한 결과로서 우선 노조터미는 음(-)이면서 유의한 효과를 미치고 있는 것을 알 수 있다. 그리고 노조터미뿐 아니라 다른 설명변수들도 모두 이론과 부합하는 부호의 추정치를 보이고 있다. 모든 설명변수가 포함된 <모형 5>를 기준으로 살펴보면 대기업일수록, 그리고 일인당 생산성이 높을수록 자본수익률은 높아진다. 반면에 일인당 임금이 높아질수록, 그리고 노조가 생김에 따라 자본수익률은 낮아진다.

노동조합이 기업의 자본수익률을 낮춘다는 이 결과는 외국 연구 결과들 및 이제민·조준모(2011)의 국내 연구 결과와 일치한다. 다만 눈여겨봐야 할 점은 이미 살펴본 바와 같이 표본을 노조상태에 변화가 없는 기업으로만 구성했을 경우 노동조합이 자본수익률에 미치는 효과는 유의하지 않았다는 것이다. 그러나 표본을 노동조합이 없다가

6) chi square 값은 10.55로 임의효과 모형을 유의수준 0.1에서 기각하지 못했다.

7) 이 부분은 안태현 교수의 코멘트를 받아들인 것임을 밝힌다.

<표 6> ROE 고정효과 모형 추정결과 (종속변수: ROE)

	<모형 1>		<모형 2>		<모형 3>		<모형 4>		<모형 5>	
	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.
<i>cons.</i>	.188	1.456	7.634	5.751	-40.402*	22.117	-39.732*	22.059	-54.633**	24.186
<i>U</i>	-3.547	2.337	-9.034**	3.552	-8.898**	3.546	-8.709**	3.545	-8.638**	4.310
<i>SIZE</i>			2.212	3.657	3.645	3.706	4.070	3.713	9.910**	4.729
<i>log(SAPL)</i>					7.185**	3.200	9.087***	3.417	12.410***	4.276
<i>log(WAGE)</i>							-4.383	2.769	-5.096	3.587
<i>YEAR</i> 터미			포함		포함		포함		포함	
<i>IND*YEAR</i>									포함	
<i>N</i>	1191		1191		1191		1191		1191	
<i>R</i> ²	0.0022		0.0214		0.0197		0.0207		0.3492	

주: *는 10%, **는 5%, ***는 1%의 신뢰수준에서 유의함.

1) IND터미와 YEAR터미가 설명변수에 포함된 경우 '포함'이라 표시되며 추정치는 공간여건상 생략됨.

생긴 기업들로 구성했을 경우 노동조합이 자본수익률에 분명하게 음(-)의 효과를 미치는 것이 드러났다. 결국 표본의 차이가 노조 효과의 차이를 가져온 것인데 따라서 표본의 차이를 정확하게 해석하는 것이 중요하다. 전자의 표본은 서로 다른 기업들을 비교하는 것이다. 반면에 후자의 표본은 동일한 기업 내의 변화를 비교하는 것이다. 노동조합 조직화의 효과를 측정하려면 동일 기업 내에서 노조가 없다가 생김으로써 어떤 효과가 생기는지 측정해야 할 것이고, 그렇다면 변화그룹 표본을 대상으로 한 분석이 적합하다고 본다.

참고로 불변그룹 표본과 변화그룹 표본을 하나의 표본으로 합쳐서 <표 6>과 동일한 모형으로 추정한 결과가 <부표 3>에 있다. <표 6>과 <부표 3>의 결과들을 비교해보면 표본을 분리했을 때와 합쳤을 때 어떤 차이가 있는지 확실히 알 수 있다. 우선 다른 설명변수가 없는 <모형 1> 경우 노조터미의 계수추정치는 두 표 간에 모두 동일하다. 그러나 다른 설명변수가 들어있는 <모형 2>부터 <모형 5>까지의 결과를 비교해보면 노조터미의 계수추정치 크기는 물론 기타 설명변수들의 추정치 크기 및 유의수준도 서로 다르게 나타남을 알 수 있다. 또한 <부표 3>의 결과는 <표 6>에 비해 R² 설명력이 크게 떨어짐을 볼 수 있다.

이제 종속변수를 자산수익률(ROA)로 바꾸어 분석해보자. <표 7>은 <표 5>와 모든

〈표 7〉 ROA Pooling 모형 추정결과 (종속변수: ROA)

	<모형 1>		<모형 2>		<모형 3>		<모형 4>		<모형 5>	
	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.
<i>cons.</i>	.011	.006	.038	.049	-.131	.014	-.090	.079	-.189	.196
<i>U</i>	-.006	.010	-.006	.010	-.013	.014	-.011	.014	-.021	.017
<i>SIZE</i>			.005	.011	.008	.011	.011	.012	.012	.013
<i>log(SAPL)</i>					.035***	.011	.059***	.012	.070***	.016
<i>log(WAGE)</i>							-.050***	.011	-.064***	.015
<i>IND 터미</i>			포함		포함		포함		포함	
<i>YEAR 터미</i>					포함		포함		포함	
<i>IND*YEAR</i>							포함		포함	
<i>N</i>	1231		1231		1231		1231		1231	
<i>R</i> ²	.0003		.0332		.0534		.0677		0.331	

주: *는 10%, **는 5%, ***는 1%의 신뢰수준에서 유의함.

1) IND터미와 YEAR터미가 설명변수에 포함된 경우 '포함'이라 표시되며 추정치는 공간여건상 생략됨.

〈표 8〉 ROA 고정효과 모형 추정결과 (종속변수: ROA)

	<모형 1>		<모형 2>		<모형 3>		<모형 4>		<모형 5>	
	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.
<i>cons.</i>	.009	.007	.010	.028	-.326**	.106	-.316**	.106	-.264**	.122
<i>U</i>	-.001	.011	.002	.017	.003	.017	.004	.017	.004	.022
<i>SIZE</i>			-.007	.018	.003	.018	.006	.018	.011	.024
<i>log(SAPL)</i>							.066***	.016	.089***	.021
<i>log(WAGE)</i>							-.039**	.013	-.055**	.019
<i>YEAR 터미</i>			포함		포함		포함		포함	
<i>IND*YEAR</i>							포함		포함	
<i>N</i>	1231		1231		1231		1231		1231	
<i>R</i> ²	0.0003		0.0099		0.0081		0.0143		0.2149	

주: *는 10%, **는 5%, ***는 1%의 신뢰수준에서 유의함.

1) IND터미와 YEAR터미가 설명변수에 포함된 경우 '포함'이라 표시되며 추정치는 공간여건상 생략됨.

것이 같고 다만 종속변수만 자산수익률로 바꾸었을 때의 결과다. 표를 보면 알 수 있듯이 이제 노조더미는 어느 모형에서도 유의한 영향을 주고 있지 못하다. 다만 음(-)의 영향을 미치는 것은 일관적이라 할 수 있다. 또한 기업규모 더미도 유의한 영향을 나타내고 있지 않다. 단지 일인당 생산성과 일인당 인건비 변수만이 유의한 영향을 미치고 있다. 전반적으로 자산수익률은 자본수익률에 비해 임의적 변동성이 높은 것으로 해석된다. 이는 자산에 들어가는 부채의 변동성 때문으로 해석된다. 즉 자본은 시간적으로 안정적인 데 반해 부채는 불안정하므로 부채를 포함하는 자산 역시 자본에 비해 변동성이 높고 이는 자산수익률의 임의적 변동성을 높이지 않은가 유추된다.

<표 8> 역시 <표 6>과 종속변수만 다를 뿐 나머지 설명변수들은 같다. <표 8>을 보면 노조더미는 음(-) 또는 양(+) 계추추정치로 갖지만 통계적 유의성은 없다. 다만 일인당 매출의 영향은 양(+)이면서 유의하며, 일인당 임금의 영향은 음(-)이면서 유의하여 이론과 부합되는 결과를 보여준다. 전술한 바와 같이 ROA는 시계열적 임의변동성이 커서 모형의 전체적 설명력이 떨어진다.

IV. 요약 및 결론

본 논문의 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 우선, 상장협 데이터베이스(TS2000)에 수록된 1990-2009년 기간 중의 1,278개 기업의 14,666개 관찰치를 두 개의 표본으로 나누었다. 첫째 표본은 표본기간 중 변함없이 비노조기업이거나 노조기업인 기업들로만 구성된 표본(불변그룹)이다. 둘째, 표본은 표본기간 초기에는 비노조기업이었으나 중간에 노조가 조직되어 노조기업으로 바뀐 기업들로 구성된 표본(변화그룹)이다. 이 두 표본을 대상으로 자본수익률을 회귀분석하여 노조더미가 유의한 영향을 미치는지 보았다.

먼저 불변그룹에서는 단순회귀분석의 결과 노조가 있는 기업은 없는 기업보다 자본수익률과 자산수익률이 더 높은 것으로 나타났다. 그러나 기업규모 효과 혹은 산업특성 효과를 통제하고 나면 노조여부의 영향은 통계적 유의성이 없어졌으며 일인당 생산성 또는 일인당 인건비 등 추가적인 설명변수가 포함됨에 따라 유의성은 더욱 떨어졌다. 그러나 변화그룹을 대상으로 한 분석에서는 반대로 노조가 없을 때보다 노조가 생김으로써 자본수익률은 더 낮아졌다. 그리고 이는 규모효과, 산업더미, 일인당 생산성,

일인당 인건비 등 다른 설명변수의 추가에도 불구하고 통계적 유의성이 유지되었다. 또한 OLS 추정뿐 아니라 패널데이터의 특성을 감안한 고정효과 추정을 해도 동일한 결과가 유지되었다.

이 같은 분석결과는 두 표본에서 노조더미는 각기 다른 효과를 포착하고 있음을 시사한다. 불변그룹에서의 노조더미는 자본수익률에 있어 다른 설명변수와 독립적인 노조기업과 비노조기업의 차이를 포착한다. 따라서 설명변수에 포함되지 않은 요인(예컨대 시장지배력)이 있고 그 요인이 노조/비노조 여부와 상관이 있다면(예컨대 시장지배력이 있는 기업일수록 노조가 조직될 가능성이 높다) 노조더미는 그 변수의 효과까지 포함할 수 있다. 따라서 정확하게 노조효과만을 나타낸다고 할 수 없다.

반면에 변화그룹 표본에서의 노조더미는 동일한 기업에서 노조가 조직되기 이전에 비하여 노조가 조직된 이후 자본수익률이 어떻게 영향을 받았는지를 측정한다. 따라서 자본수익률에 영향을 주는 다른 변수의 영향이 묻어둘 가능성이 아주 작다.⁸⁾ 종합적으로 보건대 노조기업이나 비노조기업이나 여부가 이윤율에 유의미한 영향을 미친다고 보기는 어렵다. 그러나 어떤 기업에서 노동조합이 생기면 그 기업의 이윤율은 노동조합이 생기기 이전보다 낮아진다고 결론지을 수 있다.

본 논문은 노동조합의 이윤 효과에 대한 그동안 국내 연구의 미흡함을 보충한다는 점에서 의의가 있다. 또 노동조합의 이윤 효과를 분석하는 데 있어 노조기업과 비노조기업 간의 차이에 기인하는 효과와 동일기업 내에서 노조가 조직됨으로써 발생하는 효과를 분리함으로써 노조의 이윤효과에 대한 보다 면밀한 측정을 했다는 점에서 의미가 있다고 본다. 그럼에도 불구하고 몇 가지 한계를 또한 갖는다. 우선 본 논문은 1990-2009년 표본기간 중 비노조기업에서 노조기업으로 바뀐 기업을 대상으로 노조 조직효과가 이윤율에 음(-)의 효과를 가져옴을 보였지만 표본기간의 제약으로 인하여 그 결론이 1990년 이전에 노조가 조직된 기업들에게까지 확장될지는 알 수 없다.⁹⁾ 둘째, 노동조합이 기업의 이윤율과 외생적이라 가정하였는데 이윤율이 높은 기업에서 노조가 조직될 가능성이 높다면 노조 조직과 이윤율을 내생적으로 모형화하는 것이 바람직하다. 마지막으로 본 연구의 데이터에서는 이윤율에 영향을 미치는 산업집중도와 같은

8) 어떤 요인이 우연히 노조가 조직되기 전에 비해 노조가 조직된 이후 달라졌고, 그 요인이 자본수익률에 영향을 미치는 요인이라면, 그 요인이 추정식에 포함되지 않았을 경우에 노조더미가 그 변수의 영향까지 포함할 수 있다. 그러나 이 가능성은 패널데이터에서는 극히 약하다.

9) 다만 이제민·조준모(2011)의 연구에서도 1980년대에 노조가 조직된 기업들에서 음의 효과가 발견되었음을 감안하면 어느 정도 일반적 효과라고 볼 수 있다.

변수가 없어 기업규모, 산업더미 등의 대리변수를 사용할 수밖에 없었는데 보다 직접적으로 집중도를 나타내는 변수를 포함하는 것이 바람직하다.

참고문헌

- 김장호. 「노동조합 임금효과의 변화: 1998-2007」. 『노동경제논집』 31권 3호 (2008. 12): 75-105.
- 남성일. 「노동조합과 노동수요탄력성: 노조기업과 비노조기업에 대한 실증분석」. 『노동경제논집』 34권 3호 (2011. 12): 1-28.
- 남성일·전재식. 「노동조합은 기업의 생산성을 높이는가?: 경로별 요인분해를 통한 분석」. 『산업관계연구』 23권 4호 (2013. 12): 45-66.
- 이제민·조준모. 「노동조합이 기업 이윤율에 미치는 영향의 장기적 추세」. 『한국경제학보』 18권 1호 (2011 봄): 47-77.
- 조민수. 「노동조합이 기업성과에 미치는 효과에 관한 연구」. 『4차 사업체패널 학술대회 논문집』. 2007.
- 조준모·김기승. 「노동조합의 파업이 기업성과에 미치는 효과에 대한 동태분석」. 『한국경제연구』 17권 12호 (2006. 2): 5-40.
- Cavanaugh, Joseph K. "Asset Specific Investments and Unionized Labor." *Industrial Relations* 37 (January 1998): 35-50.
- Chappell, William F., Mayer, Walter J. and Shughart II, F. William. "Union Rents and Market Structure Revisited." *Journal of Labor Research* 12 (Winter 1991): 35-46.
- Dolton, Peter. and Gerry, Makepeacery. "Computer Use and Earnings in Britain." *The Economic Journal* 114 (March 2004): C117-C129.
- Domowitz, Ian R., Hubbard, Glenn. and Bruce C. Peterson. "The Intertemporal Stability of the Concentration-Margins Relationship." *Journal of Industrial Economics* 35 (September 1986): 13-34.
- Freeman, Richard B. "Longitudinal Analysis of the Effects of Trade Unions." *Journal of*

Labor Economics 2 (January 1984): 1-26.

Freeman, R. and J. Medoff. *What Do Unions Do?* New York: Basic Books, 1984.

Hirsch, Barry T. *Labor Unions and the Economic Performance of U.S. Firms*. MI: Upjohn Institute for Employment Research, 1991.

Hirsch, Barry T. "What Do Unions Do for Economic Performance?" *Journal of Economic Research*. 25 (3) (Summer 2004): 415-455.

Hirsch, Barry T. and Robert A. Connolly. "Do Unions Capture Monopoly Profits?" *Industrial and Labor Relations Review*. 41 (October 1987): 118-136.

Lee, David S. and A. Mas. "Long Run Impacts of Unions on Firms: New Evidence from Financial Markets, 1961-1999." *Quarterly Journal of Economics*. 127 (February 2012): 333-378.

Salinger, Michael A. "Tobin's q , Unionization, and the Concentration-Profits Relationship." *Rand Journal of Economics*. 15 (Summer 1984): 159-170.

〈부표 1〉 ROE 및 ROA 추세의 노조기업/비노조기업 비교 (불변그룹)

YEAR	비노조 기업 수	노조 기업 수	ROE		ROA	
			비노조기업 (중간값)	노조기업 (중간값)	비노조기업 (중간값)	노조기업 (중간값)
1990	151	35	0.0674	0.0692	0.0208	0.0221
1991	166	42	0.0629	0.0829	0.0189	0.0247
1992	166	42	0.0483	0.0605	0.0145	0.0177
1993	170	43	0.0425	0.0621	0.0129	0.0191
1994	174	44	0.0481	0.0671	0.0164	0.0205
1995	181	47	0.0491	0.0584	0.0149	0.0196
1996	198	49	0.0356	0.0485	0.0113	0.0143
1997	275	58	0.0463	0.0416	0.0144	0.0124
1998	317	56	0.0481	0.0383	0.0155	0.0137
1999	395	65	0.0885	0.0715	0.0398	0.0302
2000	453	67	0.0663	0.0577	0.0317	0.0282
2001	531	70	0.0581	0.0642	0.0290	0.0306
2002	608	73	0.0659	0.0843	0.0334	0.0451
2003	667	74	0.0574	0.0705	0.0328	0.0370
2004	711	76	0.0668	0.0849	0.0370	0.0436
2005	759	76	0.0646	0.0800	0.0362	0.0432
2006	791	77	0.0595	0.0705	0.0345	0.0375
2007	853	79	0.0555	0.0672	0.0311	0.0391
2008	886	79	0.0313	0.0439	0.0155	0.0230
2009	918	79	0.0527	0.0724	0.0305	0.0381

〈부표 2〉 ROE 및 ROA 추세의 노조상태/비노조상태 비교 (변화그룹)

YEAR	비노조 기업 수	노조 기업 수	ROE		ROA	
			비노조상태 (중간값)	노조상태 (중간값)	비노조상태 (중간값)	노조상태 (중간값)
1990	35	0	0.0903	-	0.0310	
1991	40	2	0.0803	0.0761	0.0285	0.0509
1992	40	2	0.0592	0.0684	0.0171	0.0416
1993	41	2	0.0595	0.0423	0.0188	0.0238
1994	40	4	0.0581	0.0362	0.0192	0.0154
1995	43	4	0.0595	0.0830	0.0135	0.0343
1996	43	6	0.0461	0.0809	0.0105	0.0293
1997	52	6	0.0191	0.0951	0.0050	0.0379
1998	43	13	0.0548	0.0723	0.0169	0.0259
1999	50	15	0.0577	0.0561	0.0247	0.0180
2000	47	20	0.0455	0.0675	0.0164	0.0250
2001	43	27	0.0440	0.0506	0.0203	0.0199
2002	38	35	0.0745	0.0967	0.0341	0.0421
2003	30	44	0.0513	0.0688	0.0342	0.0325
2004	30	46	0.0721	0.0689	0.0417	0.0349
2005	26	50	0.0630	0.0715	0.0281	0.0373
2006	21	56	0.1034	0.0508	0.0603	0.0244
2007	16	63	0.0757	0.0580	0.0546	0.0237
2008	1	78	0.2043	0.0291	0.1250	0.1250
2009	0	79	-	0.0535		0.0271

<부표 3> 전체샘플에 대한 ROE 고정효과 모형 추정결과 (종속변수: ROE)

	<모형 1>		<모형 2>		<모형 3>		<모형 4>		<모형 5>	
	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.	coeff.	s.e.
<i>cons.</i>	.959***	.245	1.026	.654	-.994	1.482	-.426	1.532	-54.633**	24.186
<i>U</i>	-3.547***	0.717	-3.733***	.739	-3.718***	.739	-3.763***	.740	-4.040***	.729
<i>SIZE</i>			.184	.384	.271*	.388	.218	.390	.701*	.387
<i>log(SAPL)</i>					.376	.247	.494*	.259	.705***	.262
<i>log(WAGE)</i>							-.343	.217	-.282	1.565
<i>YEAR 터미</i>			포함		포함		포함		포함	
<i>IND*YEAR</i>									포함	
<i>N</i>	14184		14184		14184		14184		14184	
<i>R²</i>	0.0001		0.0004		0.0005		0.0005		0.1461	

주: *는 10%, **는 5%, ***는 1%의 신뢰수준에서 유의함.

1) IND터미와 YEAR터미가 설명변수에 포함된 경우 ‘포함’이라 표시되며 추정치는 공간여건상 생략됨.

abstract

Does Labor Union Increase Firm's Profit Rate?**SUNG IL NAM**

This paper empirically analyses the effect of labor union on firm's profit rate in Korea. For this purpose a panel data set has been constructed for the period of 1990-2009 using 「TS2000」, and the data set has been subdivided into two: one is the 'non-variant group' in which firm's union status has not changed, and the other is 'variant group' in which firm's union status has changed from non-union to union during the sample period. It has been found that for 'non-variant group' there is no significant union effect on profit rate. However, for 'variant group' the presence of union has been found to decrease firm' profit rate in terms of return on equity.

Keywords: labor union, economic impacts of union, profit effect, panel data, cross section data analysis