

勞 動 經 濟 論 集
 第24卷(3), 2001. 12, pp. 39~62
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

고용구조와 정리해고·명예퇴직의 비율

이규용* · 노용진** · 전병유***

본 연구는 경제위기가 진행된 1998년을 전후로 한 시기에 우리 나라의 상당수 기업에서 진행된 정리해고·명예퇴직의 결정요인을 경기침체와 기업의 인력구조의 변화라는 측면에서 규명하였다. 분석 결과 경기침체를 겪으면서 많은 기업에서 진행된 감원은 경기변동 요인 이외에 기업의 인력구조를 변화시키려는 노력의 일환에서 비롯된 것으로 나타났다. 또한 연공급적 성격의 강도에 대한 대리변수로 사용된 유노조 기업에서 근속년수가 높을수록 감원 비율이 높게 나타나, 연공급 성격이 강할수록 근속년수와 고용조정 간의 연관성이 높음을 보여주었다.

— 주제어: 고용조정, 정리해고, 명예퇴직, 효율성, 연공급

I. 머리말

지난 1997년 경제위기를 겪으면서 우리 나라 기업들에서 정리해고나 명예퇴직 등 수량적 고용조정이 대폭 증가하고 있다. 한국노동연구원의 조사에 따르면 1998년에 고용조정 방법으로 정리해고와 명예퇴직을 실시한 업체가 조사대상 355개 업체 중 각각

투고일: 2001년 10월 19일, 심사일: 10월 23일, 심사완료일: 12월 4일

* 한국노동연구원 책임연구원(leeky@kli.re.kr)

** 한국노동연구원 부연구위원(ynho@kli.re.kr)

*** 한국노동연구원 부연구위원(bycheon@kli.re.kr)

24.5%, 23.4%에 이르고 있는 것으로 나타나고 있다(최강식·이규용, 1999). 우리 나라에서도 이제 일상사가 되어버린 정리해고·명예퇴직의 성격을 이해하고 향후 정리해고·명예퇴직이 어떤 방향으로 발전해 갈 것인지를 전망함에 있어 기업들이 왜 정리해고·명예퇴직을 실시하는지 그 결정요인을 파악하는 것이 매우 중요한 의미를 갖는다. 이 시기에 정리해고·명예퇴직이 확대된 배경에는 경기하강에 따른 노동수요의 하락이 일차적으로 작용한 것으로 보이지만, 그 밖에 다른 요인도 작용하지 않았을까 하는 의문이 본 연구의 출발점을 이룬다.

본 연구의 초점인 정리해고 및 명예퇴직과 밀접한 연관성을 갖고 있는 고용조정은 다양한 개념으로 정의될 수 있다. 좁은 의미에서의 고용조정은 고용인원수를 조정하는 것을 의미하지만 보다 넓은 의미에서는 임금이나 근로시간 조정뿐만 아니라, 기업 조직의 재구축 및 이에 따른 기업 내 인력구조의 변화나 배치전환까지 포괄하는 개념으로 이해될 수 있다¹⁾. 국내의 고용조정에 관한 분석은 주로 고용인원수, 근로시간 및 임금이 얼마나 노동시장 환경의 변화에 맞추어 탄력적으로 움직이고 있는가에 초점이 맞추어져 분석이 이루어졌다²⁾. 이러한 분석은 전형적인 동태적 노동수요의 분석으로서 주로 고용조정 과정이 분석의 주된 관심이 되고 있으며 고용조정의 결정 원인에 대한 분석은 이루어지지 못하고 있다.

본 연구에서는 고용조정 중 고용감축 특히, 정리해고·명예퇴직이라는 인위적인 인력 감축으로 분석 단위를 한정하고, 정리해고·명예퇴직의 실시 이유가 감량경영이라는 수량적 고용조정의 측면 외에 기업 내 인력구조의 변화를 추구하기 위한 측면도 작용하고 있다는 가설을 설정하고자 한다.

정리해고·명예퇴직은 고용조정의 구성요소이지만 고용조정과 동일한 의미를 갖지 않는다. 고용조정이 노동수요에 영향을 미치는 외생변수들의 변화에 대응하여 현실의 고

1) 경제학적인 논의에서는 고용조정을 동태적 노동수요 측면에서 파악되어 왔으며 특히 총량적인 고용인원수가 외생적인 변화에 어떻게 조정되어 왔는지가 중심 논의로 되어 왔다. 따라서 기존의 논의에서의 주된 분석은 현실의 고용이 균형고용에 얼마나 빠르게 도달할 수 있는지에 초점을 맞추고 있으며 이는 모형에서 도출된 고용조정 속도를 비교하고 이러한 고용조정 속도에 영향을 미치는 요인이 무엇인지를 조정비용이라는 관점에서 분석하고 있다. 이에 관한 광범위한 연구에 대해서는 Hamermesh(1993), Galeazzi and Hamermesh (1992)를 참조.

2) 국내의 고용조정에 관한 연구로는 고용인원수·근로시간의 조정양식을 분석한 성제환(1993), 김건우·성백남(1995), 홍성우(1995), 이주호·모영규(1996) 등의 연구를 지적할 수 있으며, 임금조정에 관해서는 윤봉준(1992), 김치호(1994), 이종훈(1994) 등을 지적할 수 있다.

용량을 최적으로 조정하는 과정이고, 고용 스톡(stock)의 변화로서 고용조정량은 기업의 감원 행위와 충원 행위의 결과로써 나타난다. 반면, 정리해고·명예퇴직은 그 중 감원 행위에만 해당되는데, 자연감원과는 다른 인위적 감원 행위를 지칭한다. 신규 인력의 충원이 없다면 감원량과 고용조정량은 동일하겠지만, 감원 인력의 일부를 신규 인력으로 의해 대체하였다면, 감원은 수량적 고용조정과 함께 고용구조의 변화를 수반하게 된다. 이런 점에서 기업들이 정리해고·명예퇴직을 실시하는 목적에는 고용총량을 변화시키기 위한 수량적 고용조정 외에도 인력구조의 변화가 있을 수 있다. 고임금 근로자를 저임금 근로자로 대체하기 위해 고임금 근로자를 정리해고 또는 명예퇴직시키는 경우가 그러한 예이다.

이제까지의 선행연구들은 주로 고용의 스톡 변화, 즉 수량적 고용조정의 결정요인에 관해 주로 이루어졌다. 선행연구들에 의하면 수량적 고용조정은 크게 두 가지 종류의 결정요인을 가지는 것으로 나오고 있다. 하나는 외부의 경기변동에 대한 대응의 성격이고, 다른 하나는 기업의 효율성 증대에 따른 고용의 감축이다. 미국에서 전자는 흔히 일시해고(layoff)의 형태로 나타나고, 후자는 감량경영(downsizing)으로 나타나고 있다. 1980년대 초반 경기하강 국면을 경험한 미국의 경우, 인원감축은 경기변동에 따른 일시해고의 성격이 강한 것으로 생각되었다. 그러나 경기회복 이후에도 인원감축이 지속되는 것을 보면서, 인원감축에는 단지 경기변동에 대한 대응이라는 성격 이외에 좀더 구조적인 요인이 작용하는 것으로 파악하고 있다(Davis, Haltiwanger and Schuh, 1996). 그 중 더 적은 인원수로 기업을 운영하고자 하는 기업경영 방식의 변화를 의미하는 감량경영에 주목하고 있다(Cappelli, 2000).

본 연구는 지난 경제위기 이후인 1998년을 전후로 한 시기에 우리 나라의 상당수 기업에서 진행된 정리해고·명예퇴직의 배경으로 경기침체에 대한 감량경영이라는 측면 이외에 기업효율성 제고 또는 인건비 절감을 위한 인력구조의 변경이라는 측면에 주목하고자 한다. 즉, 경제위기 전후 기업이 고용조정을 단행한 것은 단순히 경기하강에 대한 대응 이상으로 기업의 인력구조를 인위적으로 변경하기 위한 것이었다는 가설을 검토하고자 한다.

기업들은 생산성 대비 임금수준이 높은 근로자들을 생산성 대비 임금수준이 낮은 근로자들로 대체하고자 하는 동인을 가진다. 그러나 기업특수적 숙련과 관련된 인적자본의 축적이나 효율임금 및 노사관계에 대한 고려가 이러한 동인을 억제하는 요소로 작용할 수 있다.

우리 나라 기업의 경우, 특히 대기업에서 임금의 연공급적 성격이 적어도 1980년대 후반 이후 경제위기 이전까지는 지속적으로 강화되었다(정이환·전병유, 2001). 따라서, 만일 생산기술의 변화가 빨라 기업특수적 숙련의 의의가 약화될 경우, 임금체계의 연공성은 장기근속자를 중심으로 임금과 생산성의 괴리를 확대할 가능성이 있다. 그 결과 장기근속자가 많은 기업일수록 장기근속자를 단기근속자로 대체하기 위한 정리해고·명예퇴직의 비율을 높일 가능성이 많다고 보는 것이 본 연구의 기본적인 문제의식이다. 우리들이 아는 한에 있어서 인력구조의 성격이 정리해고·명예퇴직 비율의 결정요인으로 작용하고 있는지에 관한 실증분석이 아직 우리 나라에 없었다는 점에서 본 연구의 의의가 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 정리해고·명예퇴직의 결정요인에 대한 이론적 논의 및 분석모형을 제시하고, 제Ⅲ장에서는 자료 및 변수의 기초통계를 정리한다. 제Ⅳ장에서는 추정 결과를 통해 정리해고·명예퇴직의 결정요인을 분석하고 그 의미를 살펴본다. 끝으로 제Ⅴ장에서 결론을 정리해 보기로 한다.

Ⅱ. 이론적 논의 및 분석모형의 설정

1. 이론적 논의

기업들이 정리해고·명예퇴직을 실시하는 직접적 이유는 고용총량의 축소와 고용구조의 변화를 추구하는 경우로 고용총량을 줄이는 이유는 생산량을 감축해야 할 필요성이나 더 적은 인원수로도 동일한 생산량을 산출할 수 있을 만큼의 생산성 증대 등이라고 볼 수 있고, 인건비 감축이나 작업방식 또는 관리방식의 변경 등 기업의 효율성 제고를 위한 것일 수 있다.

노동수요는 전형적으로 노동과 자본을 결합하여 기업이 생산한 최종생산물이나 서비스에 대한 수요에서 파생된 수요이다. 따라서 이러한 서비스나 생산물에 대한 수요 감소는 노동수요의 감축을 유도한다. 만일 기업이 요소시장에서 가격수용자(price taker)여서 임금이나 다른 요소가격을 삭감할 수 없다면 투입을 줄이고 해고를 시도함으로써 생산물수요의 하락에 대응할 것이다. 생산요소가격의 변화 또한 노동수요의 변화를 야기하

는 요인으로 기업은 노동에 비해 더 값싼 생산요소로 대체함으로써 생산 과정에서 노동의 사용을 줄이게 된다. 물론 요소가격의 변화는 산출물 가격에 영향을 미쳐 나아가 산출물수요 및 파생수요인 노동수요에 영향을 미친다. 이러한 논의는 전통적인 노동수요의 분석에 잘 정리되어 있는 내용들이다.

이러한 요인 외에도 감량경영에 대한 또 다른 설명으로 생산함수에서의 효율성 파라미터를 지적할 수 있다(Cappelli, 2000). 이는 노동이 다른 생산요소와 결합되는 방식을 나타내는 기술로 대표된다. 기업은 생산가능함수상의 다양한 효율성 파라미터에서 하나를 선택하게 된다. 기업의 생산함수의 운용 또는 효율성 추구전략과 생산함수에 영향을 미치는 것은 기업의 경영전략으로 이는 고용전략을 포함하여 기업의 내부조직을 결정하며 이러한 전략은 고용안정과 감량경영에 영향을 미치게 된다. 잘 알려진 Cobb-Dougllass 생산함수 ($Y = AK^\delta L^{1-\delta}$)로 볼 때, 기업의 효율성 추구전략은 효율성 파라미터인 A 와 관련 있다.

한편 이러한 생산함수에서 분배 파라미터인 δ 의 변화는 노동과 다른 생산요소와의 대체성의 정도를 나타내는데, 이는 고용관행 및 일반적 기술변화의 영향을 받는다. 노동비용 및 이에 영향을 미치는 고용관행은 노동을 자본(또는 기타 생산요소)으로 대체할 유인과 직접적인 관련이 있다.

일반적으로 다운사이징을 폭 넓은 의미에서 파악하면 기업의 효율성 추구전략의 일환이나 노동비용의 축소 및 이에 영향을 미치는 고용관행의 변화에 기인하는 것으로 이해된다. 따라서 효율성 파라미터와 분배 파라미터를 변화시키려는 기업전략의 일차적인 관심은 기업 조직의 개편 및 이에 따른 인력구조의 변화에 초점이 맞추어질 가능성이 크다. 여기에는 기업의 직급구조나 고용구조의 변화, 팀제 도입과 같은 기업 조직구조의 개편 외에도 기업을 보다 경쟁력 있는 시스템으로 변화시키기 위한 노력으로서 진행되는 연봉제나 성과배분제와 같은 보상시스템의 도입도 이러한 노력으로 이해된다. 그런데 본 연구의 경우 분석 기간이 짧고 시기적으로 경기침체기이기 때문에 이 시기에 이루어진 감량경영은 비용절감이나 경영악화를 타개하기 위한 방안의 일환에서 이루어진 것으로 생각된다.

경기적 요인에 의한 고용조정외의 경우 경기상승 국면과 하강 국면이 반복될 수 있기 때문에 채용 및 해고에 따른 조정비용이 크다면 기업은 상대적으로 조정비용이 적은 근로시간이나 임금조정을 통하거나 일시해고(layoff)로 대처할 수 있을 것이며 이 경우 고용유지가 논리적으로 설득력이 있을 수 있다. 그러나 경영효율성 차원에서 진행되는 고

용조정이라면 이는 감량경영(downsizing)의 형태로 나타날 수밖에 없다. 따라서 기업의 인력구조를 변화시키려는 노력은 장기근속자를 중심으로 감량경영을 유발하는 중요한 요인으로 된다.

본 연구는 정리하고·명예퇴직의 요인으로서 이제까지 논의한 고용량 감축의 요인들 중에서 기업의 인력구조의 개편 동기에 주목하고자 한다. 앞에서 지적했듯이 연공급적 요소가 강한 우리 나라의 임금체계에서는 생산기술 및 경영환경의 변화로 임금과 생산성 간의 괴리가 발생할 가능성이 높다. 1980년대 후반 이후 기업의 인력구조가 점차 항아리형으로 변화하고 있고, 생산기술의 빠른 변화로 인한 기업내 인적자원과 숙련의 내용이 빠르게 변하고 있기 때문에, 임금체계의 연공성은 고인건비 구조를 낳을 위험성이 있다. 집단적 노사관계의 성격이나 정치적 이유 등으로 연공급적 임금체계를 변화시키기 어려운 경우 장기근속자가 많은 기업들은 정리하고·명예퇴직을 통해 일단 고용을 줄이고 이후 인건비 부담이 낮은 비정규직 또는 신규 근로자 등을 채용하여 인력구조를 바꾸고 싶은 유인이 그만큼 커지는 것이다. 이런 점에서 연공급적 요소가 강한 기업이라면 장기근속자의 비중이 높은 기업일수록 정리하고 및 고용조정의 비율이 높을 가능성이 있다.

한편, 정리하고·명예퇴직과 관련한 노동조합의 역할은 두 가지 측면을 갖고 있다. 하나는 개인별 성과에 기초한 임금체계가 집단성을 강조하는 노동조합의 원리와 배치되기 때문에 유노조 기업에서 임금체계의 연공급적 요소가 강한 경향이 있다(노용진, 2000; 류재우, 2001). 이는 기업의 정리하고·명예퇴직 유인을 높일 수 있다. 이 점에서는 노동조합의 역할이 기업내 인력구조의 경직성을 유지함으로써 경제위기 기간을 거쳐 고용조정의 필요성을 증대시켰을 가능성을 크게 했을 것이라는 가설을 제기할 수 있다. 다른 하나는 고용조정 비용과 관련이 있다. 노동수요의 불균형을 야기시키는 요인이 발생하였거나 경영혁신 차원에서 인력구조의 변화를 도모하려고 해도 해고비용이 클 경우 기업은 의도된 만큼의 인력조정을 하기가 여의치 않을 것이다. 해고비용에 영향을 미치는 요인은 고용관련 법·제도나 퇴직금 등의 제도적 요인 외에 노사관계의 특성이나 노동조합의 존재 등이 영향을 미치게 된다. 이런 점에서 노동조합이 존재하거나 노동조합의 힘이 강할수록 고용조정의 비율이 낮다는 가설을 세울 수 있다. 외국의 연구에 따르면 Burgress(영국, 1989), Hamermesh(미국, 1992)의 연구에서는 노동조합의 존재가 고용조정을 느리게 만드는 작용을 하고 있는 것으로 나타난 반면, Medoff(미국, 1979), 村松(미국, 1981)의 연구에서는 미국 제조업의 경우 노동조합 조직률이 높을수록 고용조정이 빠

른 것으로 나타났으며, 이는 '근로시간 조정보다는 일시해고(layoff)를 선호하는 미국의 조합정책의 효과라고 지적하고 있다. 그러나 일시해고가 아닌 감량경영의 의미에서 노동조합이 조합원의 해고를 지지할 가능성은 극히 희박할 것이며, 따라서 노동조합의 존재는 감원을 억제하는 작용을 할 것으로 기대된다.

2. 분석모형의 설정

명예퇴직이나 정리해고와 같은 기업의 비자발적 이직의 비율(F)을 종속변수로 하고 이의 결정요인을 독립변수로 하는 함수를 표현하면 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$F = (R(L), g(S)) \dots\dots\dots (1)$$

여기서 $R(L)$ 은 고용의 스톱변화를 나타내는 식으로 수량적 조정의 결정식을 의미하며, $g(S)$ 는 고용구조의 변화를 결정하는 함수식이다. 전통적인 분석에서 사용되고 있는 고용의 동태적 변화를 나타내는 식 $R(L)$ 은 동태적 노동수요의 관점에서 출발하고 있는데 이는 현재의 고용의 불균형 정도와 이러한 불균형을 청산하기 위한 조정 속도에 의존한다(Burgess, 1988). 임금과 가격에 대해 정태적 기대를 가정하면 고용의 최적 경로는 다음과 같이 표현할 수 있다(Hamermesh, 1993).

$$R(L) = (L_t / L_{t-1}) = (\lambda L^* / L_{t-1})^\lambda \dots\dots\dots (2)$$

여기서 (L_t / L_{t-1}) 은 고용변화(조정)율을, L^* 는 균형고용량을 의미하며, λ 는 고용이 균형고용 L^* 로 조정되는 정도를 나타내는 고용조정 속도(employment adjustment speed)로 고용조정 비용의 감소함수이다. 식 (2)는 t 기의 고용은 λ 에 의해 결정되는 조정의 크기와 불균형의 정도에 따라 균형고용 L^* 를 향해 점근적으로 조정되는 것으로 가정된다³⁾. 여기서 균형고용 L^* 는 예산제약하에 기업의 이윤극대화 또는 비용극소화로 부터 도출된다.

이제 고용변화가 연속적인 것으로 가정하고 균형고용 L^* 의 결정함수를 $G(X_t)$ 라 하

3) 고용조정 속도란 불균형상태에서 균형상태로 회복하는 데 도달하는 시간적 정도를 보여주는 것으로서 만일 조정 속도가 1이면 균형고용에 즉각적으로 도달함을 의미하며, 그 값이 0이면 조정이 전혀 이루어지지 않았음을 의미한다.

고 기업의 고용구조 변화를 유발하는 변수벡터 $g(S_t)$ 를 독립변수에 추가하면 식 (1)은 다음과 같이 추정 가능한 함수로 전환된다.

$$F = f(\ln(L_t/L_{t-1}), g(\delta)) = \lambda \ln G(X_t) - \lambda \ln L_{t-1} + g(S_t) \dots\dots\dots (3)$$

식 (3)에서 X_t 는 L^* 의 결정요인의 벡터로 기업의 노동수요에 영향을 미치는 변수들을 의미하며, S_t 는 고용의 구조적 변화를 도모하기 위해 고용감축을 유발하는 기업의 인력구조를 나타내는 변수 벡터이다. 따라서 기업의 인위적 감원은 현재의 고용의 불균형을 야기시키는 요인과, 이러한 불균형을 청산하기 위한 고용조정 속도에 영향을 미치는 요인 그리고 기업의 인력구조의 형태에 의존하게 되므로 최종 추정모형은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$F = \alpha - \beta_1 \ln L_{t-1} + \beta_2 \ln S + \beta_3 \ln X \dots\dots\dots (4)$$

F 는 기업의 감원율을 나타내는 것으로 $F = -\ln(1-f_t)$ (여기서 f_t 는 $t-1$ 기 종업원 수 대비 t 기의 정리해고 및 명예퇴직자수⁴⁾)로 표현할 수 있으며, L_{t-1} 는 전기의 종업원수이다. 만일 기업에서 정리해고나 명예퇴직을 실시하지 않은 경우에는 0으로 처리한다. 이러한 방법은 고용조정을 실시하였는지의 여부만 보여주는 더미변수를 사용하는 경우보다 많은 정보를 내포하고 있다는 장점이 있다. 종속변수가 0에서 절단(censored)되었기 때문에 본 모형은 토빗모형으로 추정된다.

S 는 기업의 인력구조를 나타내는 변수 벡터인데, 본 연구에서는 자료의 한계상 연령별 구조를 반영하는 기업의 평균 근속년수만을 포함하였다. 우리 나라 기업들의 임금체계가 연공급적 성격이 강하다고 가정할 때 기업의 평균 근속년수가 기업의 인건비 부담을 가중시키는 측면이 있기 때문에 근로자의 평균 근속년수가 긴 기업일수록 저임금 근로자로 대체하기 위해 정리해고·명예퇴직 비율을 높일 가능성이 클 것으로 추론한다. 본 연구가 사용하는 데이터의 한계로 인해 해당 기업의 임금체계가 얼마나 강한 연공급적 성격을 갖고 있는지 파악할 수 없기 때문에 본 연구의 기본 모형은 독립변수로 연공급적 성격을 나타내는 변수 없이 근속연수만을 포함하는 한계를 갖고 있다. 이 문제를 완화하기 위해 연공급적 성격의 대리변수로 노동조합의 존재 여부 변수를 사용하여 노

4) 한편, 본 연구에서는 종속변수로 정리해고·명예퇴직 외에 자발적 이직자를 포함하여 추정을 시도하여 보았으며 이의 추정 결과는 <부표>에 정리되어 있다.

동조합의 존재와 근속연수 간의 상호효과를 확인하고자 한다. 노동조합의 존재는 임금체계의 연공급적 성격을 강화하는 경향이 있기 때문에 유노조 기업에서 근로자의 평균 근속연수가 정리해고·명예퇴직의 비율을 높일 것이라는 가설을 설정한다.

균형고용을 결정하는 변수 벡터인 X 에 해당되는 변수는 다음과 같다. 첫째, 기업이 경기에 반응하는 정도를 나타내는 산출량 변수이다. 둘째, 생산요소와 관련된 변수로 자본스톡 변수(유형고정자산) 그리고 요소가격의 변화를 임금변수를 포함하였다. 또한 임금변수 외에도 임금의 탄력적인 조정은 고용조정과 밀접한 관련이 있기 때문에 임금 탄력성을 반영할 수 있는 성과배분제도의 실시 여부도 포함하였다.

셋째, 경영의 효율성을 나타내는 지표를 직접적으로 만들 수 없어 여기서는 경영효율성을 유발시키는 환경적인 요소로서 총자산 대비 부채비율을 설정하였다.

넷째, 조정비용과 관련된 변수로 노사관계의 성격, 노동조합의 교섭력 변수를 끝으로 산업더미 변수를 포함하였다.

한편, 추정식 (4)에서 변수 벡터인 X 중 매출액 변수는 대체로 $(t-1)$ 기의 매출액 지표를 사용하는 경향이 있으나, 본 연구의 대상 시기인 1998년이라는 특수한 시기의 고용감축에서는 1997년의 실적치 외에도 경제위기 이후의 상황에 대한 예상치가 중요하게 감안될 가능성이 높기 때문에 1997년 매출액과 함께 1998년 매출액 변화율도 포함하고 있다. 그런데 1998년 매출액 변화율 지표는 고용감축⁵⁾에 의해서도 영향을 받을 수 있기 때문에 두 변수간 상호 연관되어 있을 가능성(simultaneity bias)이 크다. 따라서 본 연구에서 1998년 매출액 변화율과 고용감축 간의 연립성 문제를 완화하기 위해 연립방정식 모형(simultaneous equation model)을 활용하기로 한다. 즉, 1998년 매출액 변화율을 종속변수로 하고 1997년 매출액 변화율과 1998년 산업세분류 매출액 변화율을 독립변수로 하는 방정식과 고용감축 토빗모형을 동시에 푸는 최우추정법을 사용하고자 한다. 이 토빗 연립방정식 모형의 추정은 Limdep 프로그램에 의해 제공되고 있다. Limdep 매뉴얼에 의하면 이 추정치는 Full Information Maximum Likelihood 추정치이다. 본 연구에서 1998년 매출액 대신 1998년 매출액 변화율을 이용하는 것은 매출액 변화율을 추정하는 데 필요한 변수를 구하기가 쉽기 때문이기도 하다. 본 연구에서 사용한 변수는 <표 1>에 정리되어 있다.

5) 본 연구에서 설정하고 있는 종속변수인 고용감축 시기는 1998~99년 6월(또는 9월)까지이다.

〈표 1〉 변수일람표

변수의 정의	자료의 출처
<종속변수>	
ln(고용조정률)	고용보험 DB
<설명변수>	
- ln(1997년말 종업원수)	고용보험 DB
- 1997년 관리사무직비중	고용보험 DB
- 1997년 평균 근속년수	고용보험 DB
- ln(1997년 유형고정자산)	매경, 「회사연감」
- ln(1997년 매출액)	매경, 「회사연감」
- ln(1998년 매출액 / 1997년 매출액)	매경, 「회사연감」
- 1997년 총자산 대비 부채비율	매경, 「회사연감」
- 1997년 노사협력 수준	「노사관계 관행 및 의식에 관한 실태조사」
- 1997년 노조의 힘(교섭력)	「노사관계 관행 및 의식에 관한 실태조사」
- 노동조합 유무	「노사관계 관행 및 의식에 관한 실태조사」
- 1997년 성과·이익배분제 실시 여부	「노사관계 관행 및 의식에 관한 실태조사」
- 1997년 종업원 평균임금	「노사관계 관행 및 의식에 관한 실태조사」

주: 1) 종속변수는 다음과 같이 만들어졌기 때문에 그 값이 클수록 감원율이 높음을 의미함.

$$\cdot \text{종속변수} = -\ln[1 - (98.1 \sim 99.6 \text{ 명예퇴직} \cdot \text{정리해고자수} / \text{1997년말 종업원수})]$$

2) 관리사무직 비중은 직종대분류 기준으로 1(일반관리직)과 4(사무직)를 포괄함.

Ⅲ. 자료 및 변수의 기초통계

본 연구는 한국노동연구원이 1999년 8~9월에 걸쳐 실시한 「노사관계 관행 및 의식에 관한 조사」 자료, 고용보험 DB, 매일경제신문사의 「회사연감」(1999년판)의 재무제표에 나와 있는 경영성과 지표를 결합하여 만든 자료에 근거하고 있다.

한국노동연구원의 실태조사는 사업체와 사업체의 노조대표, 그리고 사업체에 종사하는 근로자를 대상으로 하여 이루어졌다. 사업체 조사의 경우 300인 이상 제조업을 모집단으로 하여 이 중 250개 사업체를 표집하고 여기에 종사하는 근로자 1,800명을 대상으로 하여 조사가 실시되었다. 사용자측의 응답자로는 인사관리 또는 노사관계 담당자를, 근로자 대표로는 노동조합 대표(노동조합이 없는 경우 노사협의회 대표)를 조사하였으며 조사방법은 1차로 자기기입식 조사를 실시하고, 2차로 면접조사를 실시하였다. 설문 조사는 조사전문업체에 의뢰하여 실시되었는데, 3배수 정도의 사업체를 1차 대상으로 선정하여 응답의사가 있는 사업체만을 조사하였다. 한 기업에서 복수 사업체들이 표본

추출된 경우들이 존재하는데, 가장 대표적인 사업체만을 남기고 나머지 사업체는 표본에서 제외하였다. 따라서, 본 연구의 표본은 주로 300인 이상의 대기업으로서 노동조합 조직률이 상대적으로 높은 기업들이라고 할 수 있다. 본 연구 결과의 해석도 이러한 분석 표본의 제한성을 충분히 고려한 상태에서 이루어져야 할 것이다.

한편, 인력구성과 고용조정에 관한 변수는 주로 노동부의 고용보험 DB에서 파악해 결합하였다. 우리의 분석대상 사업체가 300인 이상 제조업 사업체이어서 1995년부터 고용보험 DB에 거의 모두 포괄되어 있기 때문에, 1998년 10월 1일 이후 고용보험 DB가 사업체 전 규모로 확대되었다는 사실에 거의 영향을 받지 않았다. 단, 아직까지도 고용보험에는 '계절적·일시적 사업에 고용된 자', '단시간근로자(1주간 근로시간이 18시간 미만인 자)', '일용노동자(일일고용되는 자 또는 3개월 이내의 기간을 정하여 고용되는 자)' 등이 적용 제외되어 있다는 문제가 있으나, 우리 분석이 주로 정규직 중심의 고용조정 문제를 다루고 있기 때문에 분석의 함의에는 큰 지장을 초래할 것으로 보지는 않는다.

한편, 분석의 기본 단위는 기업으로 설정하였다. 한국노동연구원의 「노사관계 관행 및 의식에 관한 조사」는 사업체 단위의 조사이기는 하지만 기업체 단위의 조사 내용이 많이 포함되어 있고, 여타 자료도 기업 단위로 해서 결합하였다. 「노사관계 관행 및 의식에 관한 조사」, 고용보험 DB, 매일경제신문사의 「회사연감」을 결합하는 과정에서 본 연구에서 사용되는 변수들에 결측치(missing value)를 갖고 있는 기업들을 제외하고 남은 164개 기업이 본 연구에서 최종적으로 사용되었다.

<표 2>에는 본 연구에서 사용된 변수들의 기초통계가 정리되어 있다. 고용감축비율은 설문조사에서 구한 것으로서, IMF관리체제 이후부터 조사 시점인 1999년 8~9월까지 자연감축, 명예퇴직, 정리해고 등 모든 형태의 고용조정방식에 의한 고용감축 비율에 대한 응답 결과이고, 정리해고·명퇴 비율은 고용보험 DB에서 1998년 1월~1999년 6월까지의 기간에 정리해고·명퇴자 수에 근거하여 추산한 결과이다. 설문조사상의 고용감축 실시 기업의 비율은 약 75.5%로서 고용보험 DB상의 정리해고·명예퇴직 실시 기업의 비율 92.7%보다 오히려 낮은 비율을 보이고 있는데, 이것은 고용보험 DB에서 자발적 이직자도 정리해고·명퇴자로 보고했을 가능성⁶⁾과 설문조사에서 고용조정이 축소되어 보고했을 가능성 등을 생각해 볼 수 있다. 또한, 고용보험 DB에서는 매우 소수의 정리해고·명퇴자만 있는 기업의 경우에도 고용조정이 이루어진 것으로 간주되고 있고, 설문

6) 그러나 고용보험 DB에서의 이직사유 변수는 근로자가 아닌 사용자의 보고에 기초하고 있기 때문에, 의도적인 이직사유 변경 문제는 그리 심각하지 않을 것으로 판단된다.

〈표 2〉 기초 통계

변 수	N	평균(표준편차)
설문조사상의 고용감축비율(%)	163	14.261(13.969)
설문조사상의 고용감축(더미)	163	0.755(0.432)
고용보험 DB상의 정리해고·명퇴비율(%)	164	8.172(9.322)
고용보험 DB상의 정리해고·명퇴(더미)	164	0.927(0.261)
97년 종업원수(명)	164	2329.880(3884.420)
97년 유형고정자산(10억원)	164	316.681(859.103)
97년 매출액(10억원)	164	571.502(1230.360)
98년 매출액(10억원)	164	600.452(1353.890)
97년 총자산 대비 부채비율(%)	164	77.778(37.479)
97년 월급 평균(천원)	164	1613.550(535.167)
97년 사무직 비중(%)	164	0.307(0.167)
97년 근속년수 평균(년)	164	6.725(2.646)
97년 성과·이익배분제(더미)	164	0.256(0.438)
유노조(더미)	164	0.854(0.355)
97년 노사협력(5점 척도)	140	3.328(0.727)
97년 노조의 힘(5점 척도)	140	2.873(0.512)
산업16	164	0.061(0.240)
산업17	164	0.091(0.289)
산업18	164	0.024(0.155)
산업19	164	0.018(0.134)
산업20	164	0.012(0.110)
산업21	164	0.012(0.110)
산업22	164	0.061(0.240)
산업23	164	0.006(0.078)
산업24	164	0.079(0.271)
산업25	164	0.018(0.134)
산업26	164	0.055(0.228)
산업27	164	0.067(0.251)
산업28	164	0.055(0.228)
산업29	164	0.061(0.240)
산업30	164	0.012(0.110)
산업31	164	0.073(0.261)
산업32	164	0.134(0.342)
산업34	164	0.091(0.289)
산업35	164	0.018(0.134)

조사의 경우 기업체 조사가 아니라 사업체 조사이기 때문에 기업 단위의 고용조정과는 차이를 가져올 수 있다고 생각된다. 이 차이에 대한 또 한 가지 배제할 수 없는 가능성은 정리해고·명예퇴직 실시 후 새로운 인원의 충원을 함으로써 전체적으로 수량적 고

용조정이 이뤄지지 않거나 오히려 고용이 증가한 경우이다⁷⁾.

그 중, 본 연구에서는 주로 고용보험 DB에서 입수한 정리해고·명퇴자 수를 종속변수로 활용하고, 부차적으로 설문지에서 구한 고용감축비율을 종속변수로 활용하고 있다. 그 이유는 본 연구의 초점이 고용조정비율이 아니라 정리해고·명퇴자 수의 비율에 있기 때문이다. 가령, 종업원수가 100인인 기업에서 30명이 정리해고·명예퇴직 당하고 새로 40명을 충원했다면, 본 연구에서는 30%의 정리해고·명퇴 기업으로 파악하게 된다. 본 연구의 가설 속에는 정리해고·명예퇴직 이후 새로운 인원에 의한 충원을 통해 발생하는 인력구조의 변화까지를 배제하지 않기 때문이다.

1997년 월급 평균은 1999년 6월 1일 현재의 월급 평균을 1998년 임금인상률로 역산하여 추정된 값으로 대리변수이다⁸⁾. 성과·이익배분제는 IMF사태 이전에 성과배분제 또는 이익배분제를 실시하고 있는지 여부를 나타내는 변수로 성과배분제와 이익배분제가 얼마나 잘 운영되어서 임금 유연성에 기여하고 있는 정도는 측정하지 못하고 있다. 노사 협력과 노동조합의 힘 변수는 IMF 사태 이전의 노사관계에 대한 해당 기업 근로자들의 정성적 평가(5점 척도)를 평균한 값이다.

IV. 추정 결과

모형의 추정은 토빗모형으로 하였다. 이는 종속변수로서 고용조정비율(정리해고 및 명예퇴직 비율)을 사용하고 있는데, 정리해고·명예퇴직이 없는 기업은 0으로 처리하고, 설사 고용이 증가하더라도 정리해고·명예퇴직이 있으면 그 비율을 종속변수의 값으로 활용하는 방법을 사용하였다. <표 2>의 기초통계에서 볼 수 있듯이, 정리해고·명예퇴직을 실시하지 않은 기업이 7.3%로서 그렇게 많지 않기 때문에 굳이 토빗모형을 사용해야 할 이유는 없다. 다만, 이제까지의 선행연구의 모형(Cappelli, 2000)을 감안하고, 향후 정리해고·명예퇴직이 대량으로 발생하지 않은 상황에서도 적용가능한 모형을 그대로 유지하는 것이 유익하다고 판단하여 토빗모형을 유지하고 있다. 정리해고·명예퇴직을

7) 이 가능성에 대한 고려는 한 심사자의 지적 덕분인데, 이 점에 사의를 표한다.

8) 임금변수의 경우, 임금인상이 6월 1일 이전과 이후에 이루어진 기업들 사이에 측정상의 문제가 발생할 가능성도 있다.

실시하지 않은 기업이 많지 않은 경우에는 토빗모형이 다행히 일반 모형으로 환원될 수 있기 때문에 굳이 토빗모형을 사용하지 않을 이유가 없다고 판단했다. 아무튼, 토빗모형은 고용조정이 이루어졌는가에 관한 단순한 더미변수(고용조정 여부)를 사용하는 프로빗이나 로짓모형보다는 많은 정보를 활용할 수 있다는 장점이 있다.⁹⁾

최종 추정식 (4)를 추정한 결과를 살펴보자. <표 3>은 고용조정비율(정리해고·명퇴 비율)을 종속변수로 하는 토빗모형의 추정치를 정리한 것이다. 1열은 1997년 매출액만을 생산액 지표로 포함한 모형이고, 2열과 3열은 1997년 매출액과 함께 1998년 매출액 변화율도 포함한 모형이다. 3열은 도구변수 개념을 이용하여 1998년 매출액 변화율을 1997년 매출액 변화율과 1998년 산업세분류 매출액 변화율을 이용한 추정치를 활용하는 두 개의 방정식으로 구성된 연립방정식모형을 추정한 값이고, 2열은 단순한 토빗모형의 추정치이다. 3열에서 1998년의 매출액 변동을 추정식의 형태로 하여 연립방정식모형으로 추정한 것은 종속변수의 고용변동에 1998년도도 포함되어 있기 때문에 생산과 고용 간의 상호 인과성 문제를 완화하기 위한 것이다¹⁰⁾.

추정 결과를 보면, 관리사무직비중과 근속년수 평균 변수들에 대한 추정치들이 대체로 본 연구의 이론적 가설을 지지하고 있다. 관리사무직비중은 정리해고·명퇴비율에 최소한 95% 수준에서 통계적으로 유의한 정(+)의 방향으로 작용하고 있고, 근속년수 평균도 부분적으로 통계적으로 유의한 정(+)의 방향으로 작용하고 있다.¹¹⁾

노동조합 여부 변수에 대한 추정치는 본 연구의 이론적 가설과 같이 음(-)의 값을 갖고 있지만, 통계적 유의성을 갖고 있지 못하다. 이러한 결과는 노동조합이 일상적인 구조조정을 어렵게 만들므로써 고용조정의 필요성을 크게 만드는 측면과 노동조합의 경제외적 힘에 의해 고용조정이 억제되는 두 측면이 있다는 사실을 보여주고 있다. 어느 측면이 강하게 작용하는가는 실증 분석으로 검토되어야 할 문제이다.

기초 통제변수들로 이용된 1997년의 종업원수, 유형고정자산, 매출액, 부채비율, 1997

9) 그러나 이러한 방법은 기업이 비용절감 차원에서 장기·단기근속자를 해고하되 장기근속자를 더 해고하여 감량경영 과정에서 단기근속자의 비중이 높아지는 경우와 장기근속자의 기업특수 인적자본의 생산성이 감소하여 장기근속자를 이직시키고 단기근속자를 추가채용하는지를 규명하지 못한다는 한계가 있다.

10) 이에 관해서는 제Ⅱ장 2. 분석모형의 설정을 참조.

11) 한편, 실증분석시 근속년수 대신 연령변수를 사용해 보았는데, 그 결과가 유의하게 나타나지 않았으며, 근속년수와 연령 두 변수를 모두 포함하여 추정을 시도하였으나 두 변수 간에 다중공선성 문제가 발생하여 최종적으로 근속년수 변수만 사용하였다.

〈표 3〉 정리해고·명퇴비율의 결정 요인

독립변수	종속변수: 정리해고·명퇴비율(토빗모형)		
	(1)	(2)	(3)
	(N=164)	(N=164)	(N=150)
상수항	0.040(0.096)	0.017(0.092)	0.052(0.129)
log(97년 종업원수)	-0.025(0.019)	-0.015(0.018)	-0.026(0.025)
log(97년 유형고장자산)	0.005(0.012)	0.009(0.012)	0.006(0.017)
log(97년 매출액)	0.017(0.020)	0.010(0.019)	0.025(0.026)
log(98년 매출액/97년 매출액)		-0.133*** (0.032)	-0.144(0.126)
97년 총자산 대비 부채비율	0.001*** (0.0002)	0.0002(0.0003)	0.0002(0.0003)
유노조	-0.009(0.028)	-0.019(0.027)	-0.022(0.033)
97년 사무직 비중	0.202*** (0.063)	0.168*** (0.060)	0.165** (0.080)
97년 근속년수 평균	0.008* (0.004)	0.006* (0.004)	0.004(0.005)
97년 월급 평균	-0.00003(0.00002)	-0.00002(0.00002)	-0.00002(0.00003)
97년 성과·이익배분제	0.002(0.024)	0.005(0.023)	0.010(0.030)
Log-Likelihood	-120.683	-129.618	-398.123
독립변수			종속변수:log(98년 매출액/97년 매출액)
상수항			-0.064(0.038)
log(97년 매출액/96년 매출액)			0.371** (0.169)
log(98년 세분류 산업의 매출액 /97년 세분류 산업의 매출액)			0.278(0.195)
Cor(e1, e2)			0.048

주: 1) † p<0.10(one-tailed) * p<0.10(two-tailed) ** p<0.05(two-tailed)

*** p<0.01(two-tailed)

2) 산업중분류로 통제하였음.

3) (3)은 연립방정식 모형의 추정치임.

4) ()안은 표준오차임.

년 대비 1998년의 매출액 변화율 등에 대한 추정치는 부채비율 변수와 2열에서의 매출액변화율 변수를 제외하면 통계적 유의성을 갖고 있지 않다. 매출액 변화율도 도구변수를 이용한 3열에서 통계적 유의성이 사라진다는 점에서 매출액 변화율의 정리해고·명퇴 비율에 대한 영향도 결정적이지 않은 것으로 나타나고 있다¹²⁾.

12) 본 연구에서는 여기에서 사용되지 않은 다른 자료(수출비중 지표가 나타나 있음)를 이용하여 모형의 추정을 시도했었다. 즉, 해당 기업의 수출 비중 변수를 매출액에 대한 도구변수로 사용하는 경우 매출액이 고용조정에 미치는 영향이 통계적으로 유의한 결과를 낳았다. 원화가치 급락에 따른 수출 채산성의 강화가 매출액 변화를 추적하는 데 유력한 도구변수 역할을 하고 있기 때문인 것으로 추정된다. 그러나 애석하게도 본 자료에는 수출 비중 변

1997년 월평균 급여 변수와 성과·이익배분제 도입 여부 변수에 대한 추정치가 통계적 유의성을 갖고 있지 못한 점도 주목할 만하다. 이는 임금 유연성 자체가 고용조정에 영향을 미치지 않았을 가능성이 있다는 점과, 성과·이익배분제가 형식적으로 운영되어서 임금 유연성과 고용 유연성에 큰 영향을 미치지 않고 있다는 점을 보여주는 것으로 생각할 수 있을 것이다. 그러나 임금과 고용조정의 관계를 보기에는 여기서 활용되고 있는 임금변수가 너무 제한적이다. 설문조사이기 때문에 월평균 임금 변수는 측정상의 문제점(measurement error)이 클 수 있고, 근로자의 숙련과 능력이 고려되지 않았다는 점에서 통제되지 않은 변수들의 존재에 기인하고 있을 가능성이 큰 것으로 판단된다.

<표 4>는 전체 표본을 대상으로 하고 노동조합과 근속년수 평균을 곱한 교차항을 독립변수에 추가하여 추정한 결과이다. 노동조합이 있는 기업체의 평균 근속년수와 고용조정과의 관계를 보면 모형 (1)에서 단측검정으로 90% 유의수준을 보여주고 있으며, 모형 (2)와 모형 (3)의 경우에는 양측검정으로 모두 95%의 유의수준을 보여주었으며 부호도 모두 양(+)의 관계로 나타나, 평균 근속년수가 높을수록 고용조정비율이 높았음을 알 수 있다. 이러한 결과는 노동조합이 기업의 연공급체계의 유지에 일정한 영향력을 행사하고 있으며, 결국 기업이 고용조정을 실시하게 되는 배경으로 작용하고 있다는 본 연구의 가설을 강하게 지지하고 있음을 보여주고 있다.

또한 모형 (2)와 모형 (3)에서 노동조합 변수와 고용조정 비율과의 관계가 95%의 유의 수준에서 음(-)의 관계를 보이고 있는 것은 노동조합이 고용조정의 제도적 절차에 깊숙이 개입하고 있음을 시사하고 있다. 현행법상 정리해고는 「경영상 이유에 의한 해고 제한법」 제30조와 제31조에 의해 규제를 받는다. 예컨대, 해고회피 노력, 노조와의 협의, 사전통지, 공정한 해고자 선정 등 그 절차에 있어 몇 가지 규제가 있다. 이러한 절차규제의 구속력에 노사관계가 매우 큰 영향을 미친다. 예컨대, 노조가 있는 사업장에서는 노조와의 협의절차 요건 때문에 정리해고가 어려운 측면이 분명히 존재한다¹³⁾. 명예퇴

수가 포함되어 있지 않기 때문에 그 변수를 활용하지 못하고 있다. 본 연구의 추정 결과에서 기업경영 성과가 고용감축 비율에 영향을 미치지 않은 것으로 나오는 것은 유력한 도구 변수를 찾지 못한 데서 기인할 수 있다. 본 연구에서는 매출액 변화율을 전년도의 매출액 변화율과 세분류된 해당 산업의 당해 연도 매출액 변화를 가지고 추정하고 있는데, 결과는 전년도 매출액 변화율만이 통계적으로 유의한 설명력을 가지고 있다.

13) 조준모·이규영(1999)의 판례분석 결과에 따르면, 경제위기 기간 동안에 해고판례의 원고 승소율이 증가하고, 부당해고 판정이 난 사건(원고 승소사건)의 경우, 근로자의 평균 근속년수가 매우 긴 것으로 나타나고 있다. 이는 경영상 해고(정리해고)일수록, 대기업일수록 더욱 분명한 것으로 나타난다. 이에 대해 조준모·이규영(1999)은 기업이 경제효율성을 도

〈표 4〉 노동조합이 근속년수와 정리해고·명퇴비율 간의 관계에 미치는 영향

독립변수	종속변수: 정리해고·명퇴비율(토빗모형)		
	(1)	(2)	(3)
	(N=164)	(N=164)	(N=150)
상수항	0.089(0.101)	0.083(0.095)	0.191(0.133)
log(97년 종업원수)	-0.022(0.019)	-0.011(0.018)	-0.024(0.025)
log(97년 유형고정자산)	0.004(0.012)	0.006(0.012)	0.005(0.016)
log(97년 매출액)	0.019(0.020)	0.013(0.019)	0.031(0.026)
log(98년 매출액/97년 매출액)		-0.137*** (0.032)	-0.124(0.125)
97년 총자산 대비 부채비율	0.001** (0.0002)	0.0001(0.0003)	0.0001(0.0003)
유노조	-0.090* (0.060)	-0.128*** (0.059)	-0.205*** (0.080)
97년 사무직 비중	0.183*** (0.064)	0.142*** (0.061)	0.100(0.086)
97년 근속년수 평균	-0.006(0.010)	-0.013* (0.010)	-0.029* (0.016)
유노조*97년 근속년수 평균	0.016* (0.011)	0.021*** (0.010)	0.036*** (0.016)
97년 월급 평균	-0.00002(0.00002)	-0.00001(0.00002)	-0.00002(0.00003)
97년 성과·이익배분제	0.011(0.024)	0.017(0.023)	0.035(0.031)
Log-Likelihood	121.817	131.788	402.764
독립변수			종속변수: log(98년 매출액/97년 매출액)
상수항			-0.064(0.038)
log(97년 매출액/96년 매출액)			0.370** (0.171)
log(98년 세분류 산업의 매출액/97년 세분류 산업의 매출액)			0.280(0.196)
Cor(e1, e2)			-0.048

주: 1) † p<0.10(one-tailed) * p<0.10(two-tailed) ** p<0.05(two-tailed)

*** p<0.01(two-tailed)

2) 산업중분류로 통제하였음.

3) (3)은 연립방정식 모형의 추정치임.

4) ()안은 표준오차임.

직의 경우 법을 통해 절차적 규제가 강제되고 있는 것은 아니지만 대상인원의 범위나 규모를 정함에 있어 노동조합과의 협의 과정을 거치는 것이 일반적이다. 따라서 이러한 분석 결과는 본 연구의 가설에서 지적한 바와 같이 노동조합이 기업의 해고비용을 높여 고용조정비용을 낮추는 방향으로 작용하고 있음을 보여주고 있다.

기초 통제변수들로 포함된 1997년의 종업원수, 유형고정자산, 매출액, 부채비율, 1997년 대비 1998년의 매출액 변화율, 1997년 월평균 급여 변수, 성과·이익배분제 도입 여부 등에 대한 추정치도 <표 3>의 경우와 같이 부채비율과 2열에서의 매출액 변화율을

모하는 과정에서 경직적인 노동법 때문에 우회하였을 가능성을 제기하고 있다.

제외하면 통계적 유의성을 갖고 있지 않다. 매출액 변화율도 도구변수를 이용한 3열에서 통계적 유의성이 사라지는 것은 <표 3>의 경우와 같다.

<표 5>는 노동조합이 있는 기업체들만을 대상으로 하여 정리하고·명퇴비율의 결정 요인을 추정한 결과이다. 노사관계의 성격으로는 '노조의 힘(교섭력)' 변수에 대한 추정치가 모형 (1)에서 단측검증으로 90% 수준에서 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 취하고 있다. 다른 모형들에서는 통계적 유의성은 없지만 근사하게 접근하고 있음을 보여줌으로써 '노조의 힘'이 정리하고·명퇴비율에 대해 약하게나마 부(-)의 방향으로 작용하고 있음을 알 수 있다. 반면에, '노사협력' 변수는 정리하고·명퇴비율에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 보인다.

<표 5> 정리하고·명퇴비율의 결정요인:유노조기업 표본

독립변수	종속변수: 정리하고·명퇴비율(토빗모형)		
	(1)	(2)	(3)
	(N=140)	(N=134)	(N=129)
상수항	0.088(0.111)	0.061(0.105)	0.068(0.141)
log(97년 종업원수)	-0.011(0.019)	-0.006(0.018)	-0.010(0.027)
log(97년 유형고장자산)	0.013(0.012)	0.013(0.012)	0.014(0.017)
log(97년 매출액)	0.005(0.020)	0.008(0.020)	0.010(0.027)
log(98년 매출액/97년 매출액)		-0.139*** (0.032)	-0.118(0.138)
97년 총자산 대비 부채비율	0.0004 [†] (0.0002)	-0.0002(0.0003)	-0.0001(0.0004)
97년 노사협력	-0.010(0.012)	-0.010(0.011)	-0.009(0.014)
97년 노조의 힘	-0.027 [†] (0.017)	-0.020(0.016)	-0.020(0.020)
97년 사무직 비중	0.164** (0.069)	0.101 [†] (0.073)	0.088(0.092)
97년 근속년수 평균	0.010** (0.004)	0.008** (0.004)	0.008 [†] (0.005)
97년 월급 평균	-0.00004(0.00002)	-0.00003(0.00002)	-0.00004(0.00003)
97년 성과·이익배분제	0.022(0.026)	0.030(0.025)	0.038(0.031)
Log-Likelihood	-113.770	-117.908	-349.570
독립변수			종속변수:log(98년 매출액/97년 매출액)
상수항			-0.082(0.046)
log(97년 매출액/96년 매출액)			0.366** (0.195)
log(98년 세분류 산업의 매출액/97년 세분류 산업의 매출액)			0.267(0.230)
Cor(e1, e2)			-0.095

주: 1) [†] p<0.10(one-tailed) * p<0.10(two-tailed) ** p<0.05(two-tailed) *** p<0.01(two-tailed)

2) 산업중분류로 통제하였음.

3) (3)은 연립방정식 모형의 추정치임.

4) ()안은 표준오차임.

<표 3>과 비교할 때 흥미로운 점은 유노조 기업 표본에서는 근속년수에 대한 추정치가 통계적 유의성을 더욱 뚜렷하게 갖고 있다는 점이다. 이러한 결과에는 여러 가지 요인이 있을 것으로 보이지만, 본 연구와 관련해서 주목하고 싶은 점은 유노조 기업에서 급여의 연공급적 요소가 강한 경향이 있다는 점이다.

V. 결 론

본 연구에서는 1998년을 전후로 한 경제위기 기간 동안 기업에서 진행된 정리해고·명예퇴직과 같은 인위적 감량경영을 결정하는 요인이 무엇인가를 규명하여 보았다. 분석결과 경기침체를 겪으면서 상당수 기업들이 감량경영을 진행하였는데 이러한 수량적 조정을 유발한 요인에는 경기변동 이외에 기업의 인력구조를 변화시키려는 노력이 깃들여 있었던 것으로 확인되었다. 즉 그동안 지속된 고도성장 과정에서는 고용의 축소조정이 크게 문제가 되지 않았으며, 연공급적 인력구조하에서 지속적으로 고용규모가 확대되어 온 결과 기업들은 상대적으로 특정 계층을 중심으로 과잉고용(redundancy) 문제를 안고 있었다. 이에 따라 기업들은 어떤 형태로든 인력구조의 변화를 도모하고 인건비 부담을 줄이고자 하는 유인을 갖고 있었던 차에 정리해고제가 합법화되고 경기침체가 발생함에 따라 구조조정에 대한 사회적 분위기가 용인되는 상황에서 이를 계기로 고용조정을 도모한 것으로 판단된다.

본 연구에서 나타난 또 하나의 분석 결과는 노동조합이 있는 기업에서 근속년수가 높을수록 고용조정률이 높게 나타났다는 점이다. 이는 노동조합의 존재가 기업의 연공급적 성격을 유지하는 데 일정한 영향력을 행사하고 있으며 연공급적 구조가 강할수록 기업으로 하여금 고용조정을 실행할 유인으로 되고 있음을 시사하고 있다. 이러한 결과는 개별적 성과에 따른 성과급적 요소보다는 임금교섭을 통해 일률적 임금인상을 요구하는 노동조합의 전략과 이에 따른 교섭임금이 주된 임금인상의 내용으로 되어 온 우리나라의 임금교섭의 관행에 기인한 것으로 판단된다.

향후 외부환경의 변화가 보다 급속히 전개되고 기업의 경영혁신이 한층 더 가속화될 것으로 예상되는 만큼 이제 고용조정은 경기변동 요인보다는 경영효율성 차원에서 한층 더 확대될 가능성이 크다. 경영혁신 과정은 기업내 인력구조의 변화를 내포하기 때문에

감량경영과 채용이 동시에 진행될 가능성이 높아질 것으로 추측된다.

끝으로 본 연구에서는 자료의 제약으로 인력구조를 평균 근속년수와 사무관리직 비중이라는 두 변수에 한정하여 살펴보았고, 경영효율성 제고를 위한 노력들이 고용조정에 어떤 영향을 미치고 있는지에 대한 분석이 제대로 모형에 반영되지 못한 한계점이 있다. 기업이 고용관리 관행이 과거와는 다르게 매우 빠르게 변화하고 있기 때문에 이러한 노력들이 노동시장에 어떻게 반영되고 있는가에 대한 지속적인 연구가 요청된다. 또한 본 연구의 분석 기간이 외환위기 시작부터 경기회복이 궤도에 오르기 시작한 기간이라는 점을 감안하면 분석 시기를 달리하거나 의미 있는 시기 구분을 통해 고용조정의 결정요인에 대한 폭 넓은 함의를 도출해야 함은 추후의 과제이다.

참 고 문 헌

- 김건우·성백남. 「한국 제조업 노동시장의 조정과정 분석」, 『산업관계연구』 5 (1995. 6): 245-266.
- 김장호. 「고용안정의 제도경제학」, 『노동경제논집』 20 (1) (1997. 6): 269-296.
- 김치호. 「임금의 신축성과 고용 및 생산변동」, 한국은행, 『조사통계월보』, (1994. 4): 23-54.
- 노용진. 「2000년 임금교섭 실태조사」, 노동부, 『2000년도 임금실태 조사』, 2000.
- 류재우. 「근속급의 구조 및 근래의 변화」, 한국노동연구원·한국노동경제학회, 『제3회 한국노동패널 학술대회』, (2001. 11): 193-214.
- 성제환. 『우리나라 노동시장의 노동공급형태와 고용조정 특성: 인력난의 문제점과 인력정책의 기초변환을 중심으로』, 한국경제연구원, 1993.
- 윤봉준. 「한국노동시장의 경직성」, 『경제학 연구』 42 (1) (1992. 7): 259-282.
- 조준모·이규영. 「부당해고 구제방식의 선택편의에 관한 경제학적 분석」, 『노동경제논집』 22 (2) (1999. 12): 1-34.
- 최강식·이규용. 『우리나라 기업의 고용조정실태 (Ⅲ)』, 한국노동연구원, 1999.
- 이종훈. 「임금유연성 제고를 위한 임금체계 개선방안」, 한국개발연구원, 『한국개발연구』, 16 (1) (1994. 가을): 149-174.

- 이주호·모영규. 「제조업 고용조정 양식의 변화와 실증분석」. 『경제학 연구』 44 (2) (1996. 6): 119-134.
- 정이환·전병유. 「1990년대 한국 임금구조의 변화: 내부노동시장은 악화되고 있는가」. 한국산업사회연구회, 『경제와 사회』, 2001.
- 홍성우. 「한국제조업의 수량적 유연성에 관한 연구」. 『산업노동연구』 1 (2) (1996. 12): 1-22.
- 村松久良光. 『日本の労働市場 分析 - 内部化した 労働の觀點より』. 白桃書房, 1983.
- _____. 「日本の雇用調整」, 『日本の雇用システムと労働市場』. 日本經濟新聞社, (1995): 57-78.
- 中村二郎. 「わが國の賃金調整は伸縮的か」. 『日本の雇用 システムと労働市場』. 日本經濟新聞社 (1995): 79-100.
- Burgess, S. "Employment Adjustment in UK Manufacturing." *Economic Journal* 98 (March 1988): 81-103.
- Cappelli, P. "Examining the Incidence of Downsizing and its Effect on Establishment Performance." *NBER Working Paper* No. 7742. 2000.
- Davis, Steven, John Haltiwanger., and Scott Schuh. *Job Creation and Destruction*. MIT Press, 1996.
- Galeazzi, G., and Hamermesh, D.S. eds. *Dynamic Labor Demand and Adjustment Costs*. Edward Elgar Publishing Limited, 1992.
- Hamermesh, D.S. *Labor Demand*. Princeton University Press, 1993.
- Medoff, J. L. "Layoffs and Alternatives under Trade Unions in U. S. Manufacturing." *American Economic Review*. 69 (3) (1979): 380-395.

〈부표 1〉 고용감축비율의 결정 요인

독립변수	종속변수: 고용감축비율(토빗모형)		
	(1)	(2)	(3)
	(N=163)	(N=163)	(N=150)
상수항	-0.110(0.225)	-0.142(0.222)	-0.139(0.357)
log(97년 종업원수)	0.005(0.043)	0.019(0.043)	0.008(0.067)
log(97년 유형고정자산)	0.034(0.029)	0.039†(0.028)	0.037(0.041)
log(97년 매출액)	-0.017(0.047)	-0.029(0.046)	-0.022(0.071)
log(98년 매출액/97년 매출액)		-0.174**(0.075)	-0.305(0.273)
97년 총자산 대비 부채비율	0.001**(0.0006)	0.001(0.001)	0.001(0.001)
유노조	0.005(0.067)	-0.002(0.065)	0.057(0.100)
97년 사무직 비중	0.050(0.150)	0.006(0.148)	0.087(0.232)
97년 근속년수 평균	0.009(0.009)	0.006(0.009)	0.001(0.016)
97년 월급 평균	-0.00002(0.00004)	-0.00001(0.00004)	0.000001(0.00007)
97년 성과·이익배분제	0.040(0.055)	0.047(0.054)	0.083(0.077)
Log-Likelihood	-23.857	-21.185	-239.367
독립변수			종속변수: log(98년 매출액/97년 매출액)
상수항			-0.063(0.041)
log(97년 매출액/96년 매출액)			0.366**(0.168)
log(98년 세분류 산업의 매출액/97 년 세분류 산업의 매출액)			0.285(0.196)
Cor(e1, e2)			0.209

주: 1) 종속변수

= - ln[1 - (98.1~99.9 명예퇴직·정리해고자수·자발적 퇴직자수 / 1997년말 종업원수)]

2) † p<0.10(one-tailed) * p<0.10(two-tailed) ** p<0.05(two-tailed)

*** p<0.01(two-tailed)

3) 산업중분류로 통제하였음.

4) (3)은 연립방정식 모형의 추정치임.

5) ()안은 표준오차임.

〈부표 2〉 고용감축비율의 결정 요인: 유노조 기업

독립변수	종속변수: 고용감축비율(토빗모형)		
	(1)	(2)	(3)
	(N=139)	(N=134)	(N=129)
상수항	0.294(0.265)	0.230(0.261)	0.301(0.509)
log(97년 종업원수)	0.007(0.045)	0.016(0.045)	0.017(0.078)
log(97년 유형고정자산)	0.028(0.030)	0.033(0.030)	0.037(0.044)
log(97년 매출액)	-0.010(0.049)	-0.021(0.050)	-0.025(0.075)
log(98년 매출액/97년 매출액)		-0.215(0.077)	-0.121**(0.359)
97년 총자산 대비 부채비율	0.001**(0.0006)	0.0002(0.001)	-0.00003(0.001)
97년 노사협력	-0.070**(0.028)	-0.069**(0.027)	-0.072 [†] (0.047)
97년 노조의 상대적 힘	-0.067(0.041)	-0.054(0.040)	-0.062(0.067)
97년 사무직 비중	0.047(0.167)	0.026(0.179)	0.036(0.298)
97년 근속년수 평균	0.011(0.010)	0.005(0.010)	0.004(0.017)
97년 월급 평균	-0.0001(0.0001)	-0.00002(0.0001)	-0.00002(0.0001)
97년 성과·이익배분제	0.090(0.063)	0.114(0.062)	0.138(0.109)
Log-Likelihood	-15.325	-10.017	-210.238
독립변수			종속변수: log(98년 매출액/97년 매출액)
상수항			-0.083(0.049)
log(97년 매출액/96년 매출액)			0.366**(0.182)
log(98년 세분류 산업의 매출액/ 97년 세분류 산업의 매출액)			0.267(0.233)
Cor(e1, e2)			-0.162

주: <부표 1>과 동일함.

abstract

Employment Structure and the Ratio of Downsized Workforce

Kyuyong Lee, Yongjin Nho, ByungYou Cheon

The purpose of this paper is to investigate determinants of firms' workforce reduction ratio in Korea, utilizing a dataset surveyed by Korea Labor Institute in 1999. We hypothesize that firms' employment structure has an effect on their workforce reduction ratio. Our findings indicate that the ratio of the layoffs and/or the buyouts is higher, as the average tenure of employees is longer. The findings also indicate that the unionization as a proxy variable for the intensity of the seniority-based pay moderates positively the effect of employees' tenure on the workforce reduction ratio, implying that the more seniority-based the pay system is, the higher positive effect the average tenure of employees has on the workforce reduction ratio.