

한국 제조업 고용조정양식의 특징에 관한 연구

이종원* · 신영수** · 이규용***

본 논문은 1981~1997. Ⅲ분기를 대상으로 적절한 시기구분방법에 의해 한국 제조업의 고용인원수, 근로시간, 시간당 실질임금의 조정양식의 특징을 규명하였다. 분석결과에 따르면, 근로시간 조정은 분석기간에 관계 없이 매우 빠른 조정을 보이고 있다. 고용인원수의 경우 1981~1988년 기간에 비해 1989~1997. Ⅲ기간의 조정속도가 느린 것으로 나타났다. 실질임금조정속도는 1989년 이후에 큰 폭으로 하락했을 뿐만 아니라 고용인원수 조정보다도 느린 것으로 분석되어 실질임금이 매우 경직적이었음을 시사하고 있다.

핵심주제어: 고용조정속도, 부분조정모형, 노동유연성
경제학문헌목록 주제분류: J2

I. 서 론

우리 나라는 그 동안 고용안정을 뒷받침하기 위하여 근로기준법 등에서 비교적 높은 수준의 고용보호규정을 두어 왔다. 과거 고도성장기 동안에는 고용의 축소조정이 크게 요구되지 않았으므로 이 같은 고용보호규정은 큰 문제 없이 준수될 수 있었다. 그러나 1990년대 중반에 접어들어 노동유연성 제고가 경쟁력 제고의 첩경이라는 논리하에 노동시장에 대한 규제를 완화시키기 위해 관련 법률을 개정하였다. 1997년과 1998년의 법개정을 통해 정리해고 및 파견근로가 합법화되었고 탄력적 근로시간제, 재량근로제, 선택근로시간제 등 근로시간의 유연화 측면에서 다양한 근로형태를 뒷받침할 수 있는 제도적 기반이 마련되었다. 또한 IMF 관리체제 이후 경기침체 및 구조조정의 확대로 노동수요가 감축하자 기업의 고용관리전략은 상당 부분 감원을 중심으로 하는 수량적 유연성의 추구로 이어지고 있다.

최근의 고용정책이나 기업의 인력관리 방향이 노동유연성 특히 그 중에서도

* 성균관대 경제학부 교수, 전화: (02) 760-0427, E-mail: jongwonlee4@yahoo.co.kr

** 서울여대 경제학과 교수, 전화: (02) 970-5523, E-mail: ysshin@swu.ac.kr

*** 한국노동연구원 책임연구원, 전화: (02) 3775-2177, E-mail: leeky@kli.re.kr

해고에 대한 규제완화나 감원 등 수량적 유연성을 중심으로 추구되는 이면에는 우리 나라의 노동시장이 경직적이기 때문에 경기변동에 따른 고용변동폭을 넓혀 보다 탄력적인 고용조정이 가능하여야 한다는 인식이 자리잡고 있다는 사실을 강조해 둘 필요가 있다.

그렇다면 우리 나라 노동시장은 어느 정도 유연한 것으로 볼 수 있으며, 고용조정은 고용인원수, 근로시간, 임금 중 어느 방법을 통해 보다 활발히 이루어지는가? 근로시간 조정이나 임금조정 등을 통해 고용유지가 가능한가? 더 나아가 경기변동에 따른 노동수요의 변화에 대응하여 어떤 방식의 조정이 보다 바람직할 것인가? 등에 대한 객관적이고 실증적인 연구가 요청되고 있다. 즉, 고용안정이라는 거시경제적 목표와 기업의 경쟁력 제고를 위한 효율적 고용관리라는 두 가지 정책목표를 조화롭게 추구하기 위해서는 고용조정에 대한 분석이 매우 중요한 선결과제인 것이다.¹⁾ 이러한 연구의 필요성에도 불구하고 국내의 고용조정에 대한 실증분석은 아직 제대로 이루어지지 못하고 있는 실정이다. 고용탄력성이나 고용조정속도를 계측한 일부의 연구들이 있지만 대부분이 1987년 6.29를 전후로 한 고용인원수 조정의 특성에 초점이 맞추어져 있다.²⁾

따라서 본 연구에서는 1981년 이후의 시기를 대상으로 고용조정이 시기적으로 어떤 특성을 보여 왔고, 그 과정에서 다양한 고용조정의 방안 중 어떤 방법이 주도적인 역할을 수행하여 왔으며, 근로자특성별로 어떻게 다른지를 분석함으로써 우리 나라 고용조정의 현황 및 특징에 대한 실증적인 평가를 시도하고 고용조정의 방향에 대한 시사점을 도출해 보고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ절에서는 고용조정분석모형을 제시하고, 제Ⅲ절에서는 분석시기 구분과 통계자료에 대해 논의하며, 제Ⅳ절에서는 추정결과를 제시한다. 끝으로 제Ⅴ절에서는 실증분석결과를 토대로 고용조정에 대한 정책방향을 제시한다.

1) 일반적으로 고용조정은 근로자수의 조정이라는 협의의 의미로 사용되고 있으나 본고에서는 고용조정을 고용인원수, 근로시간, 실질임금 조정을 포괄하는 넓은 의미로 정의하고자 하며 개념적 혼동을 없애기 위해 근로자수의 조정은 '고용인원수 조정'이라고 표현하고자 한다.

2) 국내의 고용조정에 관한 연구는 그다지 많지 않은 실정이다. 고용인원수·근로시간의 조정양식을 분석한 대표적인 연구로는 성제환(1993), 어수봉·이규용(1994), 김건우·성백남(1995), 홍성우(1995), 이주호·모영규(1996) 등의 연구를 지적할 수 있다. 또한 임금조정에 관한 국내의 대표적인 연구로는 윤봉준(1992), 김치호(1994), 이종훈(1994) 등을 지적할 수 있다.

II. 고용조정 분석모형

고용조정에 관한 분석은 동태적 노동수요와 관련하여 노동경제학의 주요한 관심이 되어 온 만큼 많은 학자들에 의해 연구가 수행되어 왔으며, 주로 고용인원수·근로시간의 조정과정 분석, 고용형태별 조정과정 분석에 초점이 맞추어져 왔다.³⁾ 임금조정은 동태적 노동수요의 분석차원보다는 거시경제에서 가격조정의 경직성이라는 차원에서 논의가 되어 왔다.⁴⁾ 그러나 본 연구에서는 임금조정 또한 고용조정의 일환으로 파악하고 있기 때문에 고용조정의 범주로 묶어 분석을 시도하고자 한다.

고용조정양식의 분석모형으로는 시차분포모형과 이를 변환한 Koyck모형, 적응적 기대 또는 합리적 기대를 도입한 기대모형,⁵⁾ 부분조정모형(partial adjustment model) 등이 있다.⁶⁾ 이 중 부분조정모형의 경우 추정이 용이하고 조정과정에 따른 비용을 상정하고 있다는 점에서 고용조정양식의 특징을 잘 반영하는 모형으로 평가되기 때문에 본고에서는 부분조정모형을 이용하여 한국 제조업의 고용조정양식을 분석하고자 한다.⁷⁾

한편, 본 연구에서는 고용조정지표 간 상호의존관계를 분석하기 위해 고용조

-
- 3) 동태적 상호조정관계를 나타내는 연구는 대체로 고용, 근로시간, 재고량, 자본 및 자본이용률의 상호조정을 중심으로 분석이 이루어져 왔다. 이러한 연구의 선구자로는 Nadiri and Rosen(1969)을 지적할 수 있으며, 이에 관한 광범위한 문헌검토는 Hamermesh(1993)의 제7장을 참조하라.
 - 4) 임금조정 또는 임금의 신축성을 규명하기 위한 연구는 실질임금상승률의 분산을 비교하는 방법(Gordon, 1982), 필립스곡선에서 실업률계수의 크기를 임금신축성의 판단기준으로 하는 방법(Grubb *et al.*, 1983), 완전고용수준에서 결정되는 임금과 현실임금의 비율(갭)을 임금신축성의 지표로 파악하는 방법(Sachs, 1979), 현실의 임금수준이 시장균형을 충족시켜주는 균형임금에 도달하는 조정속도를 통해 평가하는 방법(Prachowny, 1991; 中村, 1995) 등이 있다.
 - 5) 합리적 기대를 도입하여 고용조정양식을 분석한 대표적인 연구로 Sargent(1978), Nickell (1984, 1986), Shapiro(1986), Hamermesh(1995) 등이 있다.
 - 6) 이들 모형의 구조 및 비교에 대해서는 Gujarati(1995), pp. 580~609를 참조하라.
 - 7) 부분조정모형에서는 고용조정과정은 비용 등이 수반되기 때문에 외생적인 변화에 대응하여 기업은 노동투입을 즉각적으로 조정하지 않고 조금씩 조정하는 행동을 상정하고 있다. 그런데 부분조정모형이 현실적으로 기업의 조정패턴을 그대로 반영하고 있는 것으로 보기는 힘들다. 실제로 기업차원의 고용조정은 심각한 경영위기가 발생할 경우 한 번에 대폭적인 고용조정을 실시하는 등 불연속적인 행동을 하는 경우가 있으며, 이는 조정모형으로는 파악이 되지 않는다. 또한 고용조정에 따른 비용구조가 명시적으로 나타나 있지 않다는 문제점도 있다. 이러한 문제점이 있지만 부분조정모형은 모형의 단순함으로 인해 추정이 용이하다는 장점이 있다.

정지표의 시차변수가 설명변수로 되는 모형을 설정하고 있다. 이러한 모형은 고용조정지표들의 상호연관성을 보여 줌으로써 특정의 고용조정지표에서의 불균형이 다른 고용조정지표의 조정에 어떤 영향을 미치게 되는가를 보여 준다는 장점이 있다. 이제 구체적으로 모형을 설정하면 다음과 같다. 노동수요함수, 노동공급함수를 다음과 같이 가정하자.⁸⁾

$$LD_t = a_1 + a_2 w_t + a_3 X_{1t} \tag{1}$$

$$LS_t = b_1 + b_2 w_t + b_3 X_{2t} \tag{2}$$

여기서, LD_t : 노동수요
 LS_t : 노동공급
 w_t : 실질임금
 X_{1t}, X_{2t} : 외생변수벡터

식 (1)과 (2)를 통해 노동시장을 균형시키는 임금 w^* 및 노동투입량 L^* 를 구할 수 있다. 그리고 이들은 식 (1)과 (2)에서 외생변수벡터의 함수로서 표현할 수 있으며, 이는 다음과 같다.

$$w_t^* = \frac{1}{b_2 - a_2} (a_1 + a_3 X_{1t} - b_1 - b_3 X_{2t})$$

$$L_t^* = \frac{1}{b_2 - a_2} (a_1 b_2 + a_3 b_2 X_{1t} - a_2 b_1 - a_2 b_3 X_{2t})$$

여기서, $y_t^* = (L_t^*, w_t^*)$: 균형노동투입량과 균형실질임금을 나타내는 함수

따라서 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$y_t^* = \begin{bmatrix} L_t^* \\ w_t^* \end{bmatrix} = F \begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} = F X_t + E_t \tag{3}$$

여기서, E_t : 교란항 벡터

이제 균형노동투입량 L^* 를 고용인원수와 근로시간으로 분리하면⁹⁾ $y_t^* = (N_t^*, H_t^*, w_t^*)$ 로 표현할 수 있다. 이제 현실적으로 관찰되는 고용인원수, 근로시간, 실질임금은 다음과 같은 조정과정상에 있는 것으로 가정하자.¹⁰⁾

8) 이 모형은 Nadiri and Rosen(1969)의 이론적 토대에 기초하고 있으며, 구체적 형태는 大竹文雄(1988)의 모형을 변형한 것이다.
 9) 이는 고용인원수와 근로시간에 대한 기업의 노동수요함수가 동일하다는 가정을 전제로 하고 있는 것이다.
 10) 식 (4)는 상호조정관계를 나타내는 부분조정모형으로 이는 Nadiri and Rosen(1969)의 다음

$$y_t - y_{t-1} = D(y_t^* - y_{t-1})$$

$$D = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} & d_{13} \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} \\ d_{31} & d_{32} & d_{33} \end{bmatrix} \quad (4)$$

식 (4)의 조정메커니즘이 갖는 의미는 다음과 같다. 조정비용의 존재로 고용인원수, 근로시간 및 실질임금이 균형수준으로 완전히 조정되지 못하고 부분조정되고 있음을 의미하는 것으로 이 조정메커니즘에서 특징적인 점은 수량의 불균형과 가격의 불균형이 서로 조정에 영향을 미친다는 점이다. 노동시장에서 초과공급이 존재하는 경우 노동투입량이 감소하는 한편, 임금도 저하할 것이다. 또한 균형임금이 현재의 임금수준보다도 낮은 경우 임금수준의 하락과 함께 노동투입량의 감소가 발생할 것이다. 이러한 조정이 한 기간 내에 종료하는지 아닌지의 여부는 조정행렬 D 에 의존한다. 조정속도를 나타내는 D 의 값은 0과 1 사이에 놓여 있으며 D 가 항등행렬(identity or unity matrix)의 경우에는 한 기간 내에 고용, 근로시간, 실질임금이 균형수준에 도달됨을 의미하며, D 가 0(zero)행렬인 경우에는 조정이 이루어지지 않고 불균형상태가 지속함을 의미한다. 따라서 D 행렬이 항등행렬에 가까워질수록 고용, 근로시간, 실질임금이 신속적인 것으로 볼 수 있다.

식 (4)의 y_t^* 에 (3)식을 대입하면, 다음의 식이 구해진다.

$$y_t = DFx + (1-D)y_{t-1} + DE_t \quad (5)$$

식 (5)는 관찰가능한 변수에 의하여 D 행렬을 추정할 수 있으며, 이로부터 y_{t-1} 의 계수행렬인 $(1-D)$ 값이 계산된다. 그러면 구체적인 추정을 위해 다음과 같이 노동수요함수 및 노동공급함수를 설정하도록 하자.

$$LD_t = a_1 + a_2w_t + a_3Q_t + a_4T \quad (6)$$

$$LS_t = b_1 + b_2w_t \quad (7)$$

단, Q 는 생산량, T 는 추세변수로 산출량 이외에 노동수요에 영향을 미치는 기술진보 등의 효과를 나타내며, 이는 노동에 체화되지 않는 특성을 보여 주기

과 같은 모형과 동일한 것이다.

$$y_{it} - y_{it-1} = \sum_{j=1}^3 d_{ij} [y_j^* - y_{jt-1}] + \varepsilon_{it}$$

(단, $i=1, \dots, 3$)

때문에 고용인원수 조정과의 관계에서는 음(-)의 부호가 기대된다. 각 변수는 T 를 제외하고 자연대수로 변환한 것이다. 구체적인 추정식은 다음의 세 개의 식으로 된다.

$$N_t = \alpha_N + \beta_{N1}Q_t + \beta_{N2}T + (1 - d_{11})N_{t-1} - d_{12}H_{t-1} - d_{13}w_{t-1} \quad (8)$$

$$H_t = \alpha_H + \beta_{H1}Q_t + \beta_{H2}T - d_{21}N_{t-1} + (1 - d_{22})H_{t-1} - d_{23}w_{t-1} \quad (9)$$

$$w_t = \alpha_w + \beta_{w1}Q_t + \beta_{w2}T - d_{31}N_{t-1} - d_{32}H_{t-1} + (1 - d_{33})w_{t-1} \quad (10)$$

식 (8), (9) 및 (10)은 각각 고용인원수, 근로시간, 실질임금의 방정식이며 d_{11} , d_{22} , d_{33} 는 조정계수(coefficients of adjustment)로 각 고용조정지표가 균형값으로 조정해 나가는 속도를 의미한다. 파라미터 d_{12} 와 d_{13} 는 근로시간조정과 임금조정이 고용인원수 조정에 미치는 영향을 보여 주며, d_{21} 과 d_{23} 는 고용인원수 조정과 임금조정이 근로시간 조정에 미치는 영향을 보여 주고 있다. 또한 d_{31} 과 d_{32} 는 고용인원수 조정과 근로시간 조정이 임금조정에 미치는 영향을 나타내고 있다.¹¹⁾

한편, 근로자특성별 고용조정양식을 분석하기 위한 모형은 식 (8)을 변형하여 사용하였다. 여기서의 분석은 경기변동에 직면했을 때 기업이 어떤 직종의 고용인력을 보다 탄력적으로 활용하고 있는가를 고찰하는 데 그 목적이 있기 때문에 고용조정의 분석을 고용인원수로 한정하였으며, 분석모형은 식 (11)~(14)로 이들은 각각 남성근로자, 여성근로자, 사무관리직 근로자 및 생산직 근로자의 고용조정모형을 나타내고 있다.¹²⁾ 식 (8)과 마찬가지로 각 변수는 T 를 제외하고 자연대수로 변환한 것이다.

$$N_{M,t} = \alpha_M + \beta_{M1}Q_t + \beta_{M2}T + (1 - d_{11})N_{M,t-1} - d_{12}H_{M,t-1} - d_{13}w_{M,t-1} \quad (11)$$

$$M_{W,t} = \alpha_W + \beta_{W1}Q_t + \beta_{W2}T + (1 - d_{11})N_{W,t-1} - d_{12}H_{W,t-1} - d_{13}w_{W,t-1} \quad (12)$$

11) 한편, 식 (8)~(10)에서 추정된 계수값 d_{ij} 의 부호로부터 두 투입요소(i, j)의 동태적 상호관계를 알 수 있다. d_{ij} 의 부호가 양(+)이면 두 투입요소는 동태적 p -보완재(p -complements)이고, 음(-)으로 나타나면 두 투입요소는 동태적 p -대체재(p -substitutes)가 된다(Nadiri and Rosen, 1969; Hamermesh, 1993 참조). 또한 Q_t 의 계수값은 생산의 단기탄력성을 나타내며, 이를 조정속도로 나누면 생산의 장기탄력성값을 구할 수 있다(이에 대해서는 Berndt, 1991의 제7장 참조).

12) 남성근로자와 여성근로자 그리고 생산직과 사무관리직 간의 상호조정을 고려하여 추정을 시도하였으나 상호조정을 나타내는 계수값이 유의적이지 않았으며, 이를 제외한 모형에서 적합도나 계수값의 유의성이 높게 나타나 상호조정관계를 고려하지 않았다.

$$N_{WC,t} = \alpha_{WC} + \beta_{WC1}Q_t + \beta_{WC2}T + (1 - d_{11})N_{WC,t-1} - d_{12}H_{WC,t-1} - d_{13}w_{WC,t-1} \quad (13)$$

$$N_{BC,t} = \alpha_{BC} + \beta_{BC1}Q_t + \beta_{BC2}T + (1 - d_{11})N_{BC,t-1} - d_{12}H_{BC,t-1} - d_{13}w_{BC,t-1} \quad (14)$$

III. 분석시기의 구분과 자료의 구성

1. 분석시기의 구분

한국 제조업의 고용조정양식 분석을 위해 전체 기간을 대상으로 분석하는 것도 의미가 있지만, 고용조정양식이 고용관련법이나 제도 또는 노사관계 관행 등 제반 요인에 의해 변화되기 때문에 변화시점을 적절히 구분하여 시기별로 고용조정양식의 특성을 규명하고 고용조정방법 간 상호관계를 규명하는 것이 보다 의미가 있다. 이를 위해 본 연구에서는 1981년부터 외환위기에 따른 IMF 자금지원이 이루어지기 이전인 1997년 III분기까지 기간을 대상으로 적절한 방법에 의해 분석대상 시기를 구분한 후 시기별로 고용조정양식의 특징 및 변화 여부를 분석하고자 한다.¹³⁾

고용조정양식의 시기구분은 분석목적에 따라 달라질 수 있다. 가령, 고용관련 법이나 제도가 고용조정양식에 미치는 영향이 분석목적이라면, 이러한 법·제도가 시행된 시점을 전후로 하여 고용조정양식이 어떻게 변화되어 왔는지를 살펴 볼 수 있다.¹⁴⁾ 또한 경기가 호황을 맞이하였거나 그렇지 않으면 침체국면으로 되었을 때로 구분하여 고용조정양식의 변화를 분석할 수 있을 것이다.¹⁵⁾ 또 다

13) 분석대상 시기를 1980년대와 1990년대로 설정한 이유는 1990년대 접어들어 노동시장 관행 및 이에 영향을 미치는 대내외적인 환경이 급격하게 변화되어 왔기 때문에, 이러한 변화가 실제로 노동시장에서 어떻게 나타나고 있는지를 시대적 비교를 통해 규명하고자 함이다. 다만, 1980년의 경우 정치적 격변으로 인해 경제성장률이 -2.1%를 기록하는 등 통상적인 1980년대 추이를 벗어나기 때문에 1981년을 분석기점으로 설정하였다. 또한 1998년의 경우 경기침체에 따른 노동시장의 구조변화 가능성이 보이기 때문에 이를 제외하고 추정하였으며, 이 기간을 포함한 추정은 부록에 제시하였다. 한편, 외환위기에 따른 경기침체를 겪은 1997년과 1998년 시기는 이 때 이루어진 정리해고의 범제화와 맞물려 우리 나라 노동시장의 구조변화라는 측면에서 매우 중요하며, 따라서 이 시기를 전후로 한 고용조정 분석이 요청되고 있으나 본 연구에서는 1998년 이후의 시기는 다루지 않고 있다.

14) Burgess(1988)는 영국에서 고용보호법이 노동시장에 미치는 영향을 분석하기 위해 법개정 시점을 전후로 하여 고용조정양식의 변화의 차이를 분석하고 있다.

른 방법으로 고용조정양식이 경기변동에 따라 달라질 수 있기 때문에 경기순환이 비슷한 국면을 설정하여 고용조정양식을 상호 비교하는 방법도 제시되어 왔다.¹⁶⁾ 이 밖에도 Briscoe and Roberts(1977)와 村松(1983)의 연구에서 보이듯이 설정된 모형으로부터 추정된 고용조정속도(adjustment speed)의 변화추이와 잔차의 표준오차(standard error of estimate)의 변화추이를 통해 고용조정양식의 구조변화시기를 확인하고 시기별로 비교하는 방법이 고려될 수 있다.¹⁷⁾

국내의 기존 연구¹⁸⁾에서는 주로 1987년 6.29를 기준으로 하여 이 시기를 전후로 한 고용조정양식을 비교한 연구가 많았다. 이는 1987년 노동자 대투쟁 이후 고용조정의 패턴에 변화가 왔을 것이라는 가정에 기초하고 있으며, 유의미한 결과를 제시하고 있다. 이 시기는 한국 노사관계의 분수령이 될 만한 시기이기 때문에 본 연구에서도 이 시기를 전후로 한 시기구분방법을 채택하고자 한다. 다만, 비록 1987년 6.29를 기점으로 하여 노동시장의 구조변화가 촉발되었지만, 노동시장의 조정은 시간적 지체를 갖는 것이 일반적이기 때문에 고용조정양식의 구조변화시점이 1987년 6.29와 반드시 일치하지는 않을 것으로 판단된다.

적절한 시기구분을 위해 본 연구는 1987년 6.29 이후의 시기를 분기별로 나누어 제II절에서 제시된 분석모형을 토대로 1981년을 기점으로 고용조정속도를 추정한 후 각 고용조정지표의 변화추이를 검토하였다.¹⁹⁾ 이에 따르면, 고용인원수 조정속도가 1987년 II분기의 0.48에서 III분기에 0.36으로 하락한 후 약간의 기복은 있지만 1989년까지 안정적인 추세를 보이고 있다. 근로시간 조정속도는 시기에 따라 기복을 보여 주고 있으나 편차는 크지 않아 조정속도의 구조변화를 파악하기가 쉽지 않다. 반면에 실질임금의 조정속도는 1988년 IV분기에 한 차례에 큰 폭의 변화를 거친 후 1989년 이후 매우 경직적인 모습을 뚜렷하게 보여 주고 있다.

따라서 본 연구에서는 고용조정의 세 지표 중 가장 뚜렷한 변화를 보이고 있는 실질임금 조정속도의 변화기점을 토대로 분석시기를 1981~1988년과 1989~

15) 篠塚(1989), 村松(1983)의 연구는 일본 경제가 석유위기(oil shock)에 따른 경기침체를 지나면서 고용조정양식이 어떻게 변화되고 있는지를 분석하고 있다.

16) Abraham and Houseman(1989)은 미국과 일본의 고용조정양식을 분석하기 위해 먼저 분석 대상 기간 전체에 대해 산출량(중속변수)을 시간(독립)변수에 대해 회귀분석을 실시한 후 산출량의 증가추세와 순환변동이 비슷한 두 시기를 구분하는 방법을 취하고 있다.

17) 구조변화의 확인은 chow-test에 의존하고 있다.

18) 어수봉·이규용(1994), 이주호·모영규(1996), 홍성우(1996) 등.

19) <부표 1> 참조.

1997년 III분기의 두 기간으로 구분하여 한국 제조업의 고용조정양식의 변화를 분석하고자 한다.

2. 자료의 구성

본 연구에서는 고용조정지표의 총량적인 변화를 분석지표로 설정하고자 하며, 분석에 사용되는 구체적인 자료는 다음과 같다.²⁰⁾ 먼저 고용인원수는 『매월 노동통계조사』(노동부)에 있는 제조업의 고용계열이 보정된 근로자수 지표를 사용하였다.²¹⁾ 『매월노동통계조사』는 10인 이상 사업체의 근로자를 직종별(생산직과 사무직), 성별로 구분하여 사업체규모별로 조사하고 있으며,²²⁾ 여기서 조사되는 상용근로자는 임금을 목적으로 근로를 제공하는 자로서 기간을 정하지 않거나 1개월 이상의 기간을 정하여 사업체에 고용된 자와 일용 및 임시근로자라도 조사기준일 이전 3개월을 통산하여 45일 이상 근로한 자로 정의되고 있다. 따라서 여기서의 상용근로자에는 일용 및 임시근로자, 가족종사자도 상당수 포함되었다고 할 수 있으며 개념상으로는 통계청의 『경제활동 인구조사』에서의 상용고보다 포괄적인 개념으로 볼 수 있다. 그러나 1~9인의 근로자수를 감안하더라도 『매월노동통계조사』의 10인 이상 사업체에 종사하는 근로자가 통계청의 상시고의 규모에 비해 훨씬 적게 나타나고 있는 것에서 알 수 있듯이, 비록 임시고 등 비정규직 근로자가 『매월노동통계조사』에 포함되어 있다고 하지만 이들 계층의 상당수가 누락되어 나타날 가능성이 커 주로 정규직 근로자 중심으로 이루어지고 있는 것으로 판단된다.

근로시간에 대한 자료는 『매월노동통계조사』의 제조업부문의 실근로시간인 월평균 근로시간을 사용하였으며, 임금은 같은 자료의 월평균임금을 사용하였

20) 여기서 사용하고 있는 자료는 고용조정의 양적 변화추이만 반영하고 있기 때문에 질적 변화나 구조의 변화가 반영되어 있지 못하다는 한계가 있다. 가령 고용인원수의 경우 채용이나 해고 또는 고용구조의 변화를 반영하지 않고 있으며, 근로시간은 유연근로시간의 특성이 반영되지 않고 있다. 임금의 경우 임금체계나 임금분포의 변화 등이 반영되어 있지 못하다는 한계가 있다. 이와 같이 고용조정지표의 질적 구조를 통한 조정양식의 특징이나 효과 등에 관한 분석은 추후의 과제로 남는다.

21) 노동부는 매년 표본조사 추정치인 『매월노동통계조사』 결과와 모집단인 『사업체 노동실태조사』 결과 간에 발생한 고용계열의 괴리를 매년 4월 말의 고용계열기준치로 일치시켜 연간 고용계열을 보정하고 있다.

22) 1999년 1월부터는 『매월노동통계조사』의 표본프레임이 기존의 『사업체 노동실태조사』(노동부)에서 통계청의 『사업체 기초통계조사』로 바뀌었으며, 표본대상도 10인에서 5인으로 확대되었으나, 직종별 구분은 제외하였다. 따라서 『매월노동통계조사』의 직종별 구분은 1999년부터 단절된다.

〈표 1〉 분석에 사용된 자료(제조업)

변수명	자료	출처
고용	계열보정된 상용근로자수	노동부, 『매월노동통계조사』 (10인 이상 사업체)
근로시간	월평균근로시간	위와 같음
임금	월평균임금	위와 같음
산출량	산업생산지수	통계청, 『한국통계월보』
물가	생산자물가지수	위와 같음
*시간당 실질임금	$\text{월평균임금} \div (\text{정상근로시간} + \text{초과근로시간} \times 1.5)$	

다. 단, 임금지표의 경우 근로시간의 변화요인을 통제하기 위해 시간당 임금으로 계산하여 사용하였다. 시간당 임금은 평균임금을 총근로시간으로 나누어 계산할 수도 있으나 초과근로에 따른 할증임금(50%)을 통제하기 위해 {월평균임금 \div (정상근로시간 + 초과근로시간 \times 1.5)}로 계산하였다. 또한 노동수요 측면에서의 임금은 생산자물가지수로 나눈 실질임금이 의미가 있는 반면, 노동공급 측면에서는 소비자물가지수로 나눈 실질임금지표를 사용하여야 되는데, 여기서는 기업의 노동수요 조정에 관한 분석이 목적이기 때문에 생산자물가지수로 나눈 실질임금지표를 사용하였다.

산출을 나타내는 지표 중 분기별 자료의 수집이 가능한 것은 통계청에서 작성하는 산업생산지수와 한국은행에서 작성하고 있는 국내총생산을 지적할 수 있다. 산업생산지수는 광공업 및 전기·가스업을 대상으로 하여 가격이 배제된 산출물량을 기준으로 하고 있으며, 업종에 따라서는 5인 이상 규모에 적용되기도 하지만 기본적으로는 20인 이상 사업체를 대상으로 하고 있다.²³⁾ 이에 비해 국내총생산은 가격기준으로 정의된 부가가치로 전체 종사원, 즉 취업자기준 산출지표이다. 따라서 본고의 분석에 이용되는 상용고용, 임금 및 근로시간 통계인 『매월노동통계조사』가 10인 이상을 대상으로 하고 있기 때문에 산업생산지수가 본고의 분석에 보다 적합한 지표이다.

모형의 추정에 사용된 자료는 1981년 1/4분기부터 1998년 4/4분기까지의 72개의 분기별 자료이다. 계절적 요인에 따른 변동보다는 경기변동에 따른 고용 조정의 특징을 분석하기 위해 추세변수를 제외한 모든 변수에 대해 X-11 ARIMA기법으로 계절조정 후 자연대수를 취하였는데, 여기서 사용된 자료는

23) 산업생산지수는 광공업 및 전기·가스업을 대상으로 생산량을 기준으로 작성되며 업종이나 품목의 가중치는 부가가치를 기준으로 하고 있다.

〈표 1〉과 같다.

IV. 고용조정양식 추정결과

1. 제조업 전체의 고용조정양식

(1) 전체 기간의 추정결과: 1981. I~1997. III

식 (8)~(10)을 이용하여 고용조정지표별 고용조정양식을 추정한 결과를 살펴보자. 먼저 전체의 분석대상 기간을 1981~1998년 III분기까지 설정하여 추정한 결과가 〈표 2〉에 제시되어 있다. 모형의 적합성을 나타내는 결정계수도 높고 시계열상관문제도 해결되어 있다. 주도적 고용조정양식을 살펴보기 위한 지표로는 모형을 통해 추정된 결과로부터 탄력성의 값이나 고용조정속도의 비교를 통해 파악할 수 있는데, 탄력성의 경우 부호가 음(-)의 값을 가질 때 해석하기가 곤란하며 시간적 지체가 고려되지 못한다는 단점이 있기 때문에 노동수요의 동태적 변화를 나타내는 지표로는 일정한 한계가 있다.

따라서 여기서는 고용조정속도값의 비교를 통해 고용조정양식이 어떻게 변화되고 있으며, 어느 조정지표가 가장 주도적인지를 설명하고자 한다. 고용조정속도란 분석모형에서도 설명하였듯이 산출량의 변화 등 외부환경 요인에 의해 균형노동투입량의 변화가 발생하였을 때 고용조정지표들이 얼마나 빠르게 균형값으로 도달하는가를 보여 주는 지표이다. 분석대상 전체 기간에 고용조정속도를 나타내는 계수값은 모두 통계적으로 유의적이다. 고용조정속도를 보면 근로시간의 조정속도값이 0.610으로 가장 빠른 것으로 나타났으며, 그 다음으로 고용인원수 조정(0.300), 실질임금 조정(0.086)의 순으로 나타났다. 이는 기업들이 노동수요의 변화가 발생하면, 근로시간의 조정을 가장 우선적으로 하고 있음을 반영하는 것이며 실질임금은 매우 경직적으로 작용하고 있음을 보여 주고 있다. 고용조정지표 간 상호관계를 보면, 먼저 고용인원수모형에서는 근로시간과 실질임금의 계수값의 부호가 (-)로 나타나 있어 고용인원수와 이들의 관계가 동태적 p -대체재, 즉 전기에 근로시간이나 실질임금의 불균형이 발생하면 고용인원수의 조정이 빠르게 이루어지고 있음을 보여 주고 있다. 근로시간모형에서도 마찬가지로 전기의 고용이나 실질임금이 경직적이면 현기의 근로시간의 조정은 빠르게 이루어지는 것으로 나타나 있다. 이에 비해 실질임금 조정모형의

〈표 2〉 제조업의 고용조정양식 추정결과: 분석대상 전기간(1981. I~1997. III)

	고용인원수	근로시간	실질임금
상수항	6.047***(4.53)	4.434***(4.43)	-2.134(-0.98)
Q	0.157***(5.35)	0.125**(2.20)	-0.181(-1.56)
N_{t-1}	0.700***(11.19)	-0.083**(-2.26)	0.221***(3.01)
H_{t-1}	-0.014(-0.23)	0.390**(2.48)	-0.161(-0.48)
w_{t-1}	-0.037(-1.39)	-0.096**(-2.39)	0.914***(11.35)
Trend	-0.011***(-3.82)	-0.001(-0.57)	0.006*(1.73)
조정속도	0.300	0.610	0.086
Adj- R^2	0.99	0.94	0.99
Durbin- h	-0.78	-	0.09

주: 1) () 안은 t 값임.

2) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함.

3) 고용인원수와 실질임금 조정모형의 경우 시계열상관(serial correlation)이 존재하여 Cochrane-Orcutt 방법으로 재추정한 결과임.

4) $d-h$ 값이 na(표에서는 ‘-’)로 나온 것은 $n \cdot s_a^2 > 1$ 이 되어 $d-h$ 값이 정의되지 못하기 때문임. 따라서 시계열상관 여부를 확인하기 위해 원래의 회귀식을 통해 잔차항(e_t)을 구한 후 이를 종속변수로 하고 독립변수에 e_{t-1} 를 추가하여 OLS를 실시하였음. e_{t-1} 의 회귀계수값(ρ)에 대해 t 검정($H_0: \rho=0$)을 실시한 결과 시계열상관이 존재하지 않는 것으로 판정됨. 이종원(1994), p. 394 참조.

경우 근로시간과의 관계에서는 음(-)으로 나타났으나 고용인원수와의 관계에서는 양(+)으로 나타나 있다. 실질임금이 고용인원수와의 관계에서 동태적 p -보완재로 나타난 것은 전기의 고용인원수가 경직적으로 조정되었다라도 현기의 실질임금이 신속적으로 조정되지 않고 있음을 의미한다.

이러한 결과로부터 한국 제조업의 고용조정양식은 근로시간의 조정이 가장 주도적으로 이루어지고 있음을 알 수 있다. 이런 점에서 한국의 고용조정양식은 근로시간 조정을 상대적으로 선호하는 일본이나 독일에 가까운 특징을 보이는 것으로 평가할 수 있다(Houseman, 1995 참조).

(2) 시기구분에 따른 추정결과

구분된 시기에 따른 고용조정양식의 추정결과가 〈표 3〉에 제시되어 있다. 두 시기 모두 근로시간 조정이 가장 빠른 것으로 나타난 것은 전체의 분석기간을 통해 추정된 〈표 2〉의 결과와 같다. 다만, 1981. I~1988. VI기간에 실질임금의 조정속도는 0.466으로 고용인원수 조정속도(0.332)에 비해 빠른 것으로 나타났으나, 1989. I~1997. III기간에는 오히려 고용인원수 조정속도(0.255)가 실질임금

〈표 3〉 시기별 제조업의 고용조정양식 추정결과

	분석기간: 1981. I~1988. IV			분석기간: 1989. I~1997. III		
	고용인원수	근로시간	실질임금	고용인원수	근로시간	실질임금
상수항	4.620*** (3.42)	9.320*** (4.02)	1.080 (0.16)	3.423** (2.07)	4.949* (1.80)	-4.172 (-0.77)
Q	0.197*** (4.28)	0.200** (2.73)	-0.035 (-0.17)	0.156*** (3.37)	0.136 (1.00)	-0.277 (-1.03)
N_{t-1}	0.668*** (7.32)	-0.396*** (-3.69)	0.338 (1.19)	0.745*** (7.18)	-0.080 (-0.47)	0.116 (0.34)
H_{t-1}	-0.079 (-0.64)	0.223 (0.90)	-1.030 (-1.38)	0.075 (1.18)	0.292 (1.47)	0.522 (1.33)
w_{t-1}	-0.115** (-2.46)	-0.050 (-0.62)	0.534** (2.34)	0.032 (0.88)	-0.046 (-0.82)	0.866*** (7.76)
Trend	0.002 (1.10)	0.001 (0.45)	0.008 (1.51)	-0.016*** (-4.07)	-0.003 (-0.77)	0.009 (1.36)
조정속도	0.332	0.777	0.466	0.255	0.708	0.134
Adj- R^2	0.99	0.55	0.98	0.99	0.61	0.99
Durbin- h	0.05	-	0.02	0.38	-	-1.50

주: 1) () 안은 t 값임.

2) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함.

3) 1989. I~1997. III기간에 고용인원수 조정모형의 경우 시계열상관이 존재하여 Cochrane-Orcutt방법으로 재추정한 결과임.

4) $d-h$ 값이 na로 나타난 경우에 시계열상관의 존재 여부를 확인하였으며, 모두 시계열상관이 존재하지 않은 것으로 나타남. <표 2> 참조.

의 조정속도에 비해 빠른 점이 특징이다. 시기구분에 따른 각 고용조정지표별 속도의 변화추이를 보면,²⁴⁾ 고용인원수 조정속도는 1981. I~1988. IV기간의 0.332에서 1989. I~1997. III에는 0.255로 하락하였으며, 근로시간 조정속도 또한 같은 기간에 0.777에서 0.708로 하락하였다. 실질임금의 조정속도는 1981. I~1988. IV의 0.466에서 1989. I~1997. III에는 0.134로 나타나 조정속도의 하락폭이 가장 컸다.²⁵⁾

24) 두 시기 간 고용조정속도가 차이가 있는지를 살펴보기 위해 chow검정을 실시한 결과 F 값이 고용인원모형의 경우 26.88, 근로시간모형에서는 7.65 그리고 시간당 실질임금모형에서는 12.87로 나타나 모두 1%에서 유의적이어서 결과적으로 두 기간에 구조변화가 없다는 귀무가설이 기각된다. 따라서 고용인원수, 근로시간, 실질임금 모두 1989년을 기점으로 하여 1981~1988년 기간과 1989~1997. III기간에 고용조정양식의 구조변화가 확인되었다.

25) <표 3>의 추정결과를 토대로 산출량충격에 반응하여 실질적인 균형의 절반에 도달하는 기간(median lag)을 계산한 결과는 다음과 같다.

이러한 결과로부터 1987년 6.29를 기점으로 1997년까지는 우리 나라 제조업의 노동시장이 전반적으로 경직적인 것으로 나타났음을 알 수 있다. 비록 1990년 접어들어 노동시장 유연화에 대한 관심이 높아지면서 개별기업에서 인력관리를 보다 탄력적으로 운용하려는 노력을 보여 왔으나 외환위기 이전까지는 이러한 움직임들이 노동시장에 적극적으로 반영되지 못한 것으로 판단된다.

한편, 1998년 이후의 시기는 노동시장의 구조변화가 예상되는 기점으로 판단된다. 이를 확인하기 위해 1989년 이후의 분석시기를 1998년까지 확대하여 분석한 결과가 <부표 2>에 제시되어 있다. 이 경우 임금은 1997.Ⅲ분기까지의 기간에 비해 더욱 경직적인 것으로 나타났으나, 근로시간과 고용인원수 조정은 보다 빨라졌음을 알 수 있다. 특히 고용인원수 조정속도는 0.388을 기록 1997년 Ⅲ분기까지의 조정속도(0.255)보다 높을 뿐만 아니라 1988년 이전 시기의 0.332보다 높게 나타나고 있다. 1998년의 특징이 이후에도 계속 이어질지 여부와 이 시기를 전후로 한 노동시장 조정의 구조변화 가능성 문제를 현재로서는 예단하기 어렵지만 1997년 노동법 개정효과가 노동시장에 반영되기 시작하고 있고, 1998년 경기침체를 계기로 기업의 채용관행 등 인력관리가 보다 유연한 방향으로 추구하고 있기 때문에 노동시장이 보다 유연하게 작동할 가능성이 클 것으로 판단된다.²⁶⁾

시기구분에 따른 분석에서 가장 특징적인 점은 제조업의 실질임금이 1989년 이후 매우 경직화되었다는 사실이다. 임금조정속도가 낮게 나타났다고 해도 이것이 임금체계의 경직성을 의미하는 것은 아니다. 본 연구에서 사용된 임금지표는 근로자 1인당 평균임금을 기초로 작성된 실질임금의 개념이기 때문에 임금체계의 변화를 반영하지 못한다는 제약이 있다.²⁷⁾ 또한 임금지표의 출처인

	1981. I~1988. IV	1989. I~1997. III
고용인원수	1.7	2.4
근로시간	0.5	0.6
실질임금	1.1	4.8

주: 1) 각 단위는 분기를 뜻함.

2) median lag = $-\log 2 / \log d_{ii}$, Gujarati, p. 595 참조.

26) 제1차 석유위기(1973년) 전후의 시기를 대상으로 하여 일본의 경험을 분석한 村松(1983)의 연구에서도 경기적 충격을 겪은 일본 경제는 1974년부터 고용조정양식의 구조변화가 발생하여 석유위기 이전에 비해 고용조정속도가 빨라지고 있음을 보여 주고 있다.

27) 1990년대 들어 기업들이 성과급이나 성과배분제도 또는 연봉제 등을 통해 성과에 기초한 임금체계의 도입을 적극적으로 추진하고 있기 때문에, 이전에 비해 임금체계가 탄력적인

『매월노동통계조사』의 평균임금은 고용조정 결과 반영된 임금지표이기 때문에 엄밀한 의미에서는 고용조정과정에서 실적되지 않고 기업에 남아 있는 근로자들만을 대상으로 하고 있다. 따라서 고용조정이 저임금근로자를 중심으로 이루어졌다면 비록 각 개인의 임금수준이 하락하였다고 하더라도 평균임금은 상승하거나 하락폭이 크지 않아 임금조정이 경기변동에 경직적인 것으로 나타났을 가능성도 있다.

그렇지만 이러한 요인들이 임금조정속도가 큰 폭으로 하락한 이유를 충분히 설명하지는 못하며, 따라서 1990년대 들어와 실질임금이 매우 경직적으로 되고 있음은 분명한 사실인데, 이러한 결과는 임금조정의 지체가 고용이나 실업에 미치는 영향이 커지고 있음을 시사하고 있다. 즉, 1990년대 이후 제기된 고용불안정에는 실질임금의 경직성도 그 한 요인이 되고 있는 것으로 판단되며 1990년대 들어와 임시고와 일용근로자의 비중이 점차 증대하고 있는 것도 이러한 경직적인 임금조정과 무관하지 않을 것이다. 이러한 분석결과는 고용안정을 위한 대책의 하나로 임금경직성을 완화시킬 필요성이 제기되고 있음을 시사한다.

2. 근로자특성별 고용조정양식

(1) 성별 고용조정양식

〈표 4〉는 성별 근로자수의 고용조정양식을 추정한 결과이다. 고용조정속도를 중심으로 살펴보면 다음과 같은 특징이 나타나고 있다. 첫째, 전체적으로 남성에 비해 여성근로자의 고용조정속도가 빠르게 나타나 기업에서 경기충격이 발생하여 고용인원수의 조정에 직면했을 때 남성근로자에 비해 여성근로자가 우선적으로 조정되고 있음을 알 수 있다.

둘째, 비록 여성근로자의 고용조정속도가 남성에 비해 높게 나타났으나 시기별로 보면 추세적인 특징이 다르다. 남성근로자의 경우 외환위기 이전의 기간인 1989.Ⅰ~1997.Ⅲ기간의 고용조정속도가 그 이전시기에 비해 빠른 것으로 나타났으나, 여성은 오히려 반대로 1981.Ⅰ~1988.Ⅳ기간의 고용조정속도가 1989.Ⅰ~1997.Ⅲ에 비해 더 빨랐다. 이에 대해서는 다음과 같은 해석이 가능하다. 제조업 전체적으로 고용감소가 1989년부터 나타나고 있으나 남성근로자의 고용인원수는 1990년 Ⅱ분기 이후 고용증감이 반복되고 있어 생산의 변화에 따른 고용

로 운용되고 있음이 많은 조사에서 확인되고 있으나, 평균임금의 변화를 이용하여 추정한 임금조정모형에서는 이러한 임금체계의 변화가 반영되지 못한다는 한계가 있다.

〈표 4〉 성별 고용인원수 조정양식의 추정결과

	남성근로자			여성근로자		
	1981.I~1997.III	1981.I~1988.IV	1989.I~1997.III	1981.I~1997.III	1981.I~1988.IV	1989.I~1997.III
상수항	1.131** (2.02)	2.853* (1.98)	3.323** (2.13)	4.457*** (3.79)	3.716** (2.49)	3.679* (1.95)
Q	0.143*** (3.97)	0.133*** (3.03)	0.159*** (3.70)	0.182*** (4.81)	0.243*** (4.06)	0.174** (2.52)
N_{t-1}	0.899*** (26.98)	0.761*** (10.42)	0.749*** (7.43)	0.697*** (10.87)	0.653*** (6.58)	0.708*** (6.09)
H_{t-1}	0.026 (0.33)	-0.003 (-0.01)	0.073 (1.33)	0.119* (1.79)	0.088 (0.60)	0.138 (1.66)
w_{t-1}	-0.011 (-0.41)	-0.109* (-1.93)	0.025 (0.94)	0.010 (0.42)	-0.072 (-1.36)	0.040 (1.32)
Trend	-0.003*** (-2.71)	0.003* (1.90)	-0.006*** (-3.13)	-0.011*** (-4.78)	-0.001 (-0.60)	-0.009*** (-3.56)
조정속도	0.101	0.239	0.251	0.303	0.347	0.292
Adj- R^2	0.99	0.99	0.96	0.99	0.99	0.99
Durbin-h	-0.96	1.37	0.19	-0.59	0.39	1.09

주: 1) () 안은 t값임.

2) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함.

3) 1989. I~1997. III기간의 남성 및 여성근로자, 1981. I~1988. VI기간의 여성근로자 및 1989. I~1997. III기간의 남성 및 여성 고용인원수 조정모형의 경우 시계열상관이 존재하여 Cochrane-Orcutt방법으로 재추정한 결과임.

조정이 그 이전 시기에 비해 오히려 탄력적으로 조정되고 있다. 반면에 정규직 여성근로자의 경우 1989년부터 지속적인 고용감소를 보여 왔기 때문에 고용증가적 조정(1981. I~1988. IV시기)에 비해 고용감소적 조정(1989. I~1997. III시기)이 크지 않았음을 시사하고 있다.

(2) 직종별 고용조정양식

〈표 5〉는 직종별 근로자수의 고용조정양식을 추정한 결과이다. 고용조정속도를 통해 직종별 고용조정양식을 비교하면, 분석기간 전체적으로는 생산직의 고용조정(0.178)이 사무관리직(0.062)보다 빠르게 이루어지고 있으나 시기별로 구분하면 차이가 나고 있다. 제조업의 고용인원수가 지속적인 증가추이를 보여 온 1981. I~1988. VI기간의 고용조정속도는 사무관리직이 0.326으로 생산직의 0.308에 비해 높게 나타나 이 기간에 생산이 증가할 때 생산직보다는 사무관리

〈표 5〉 직종별 고용인원수 조정양식의 추정결과

	사무관리직			생 산 직		
	1981.I~1997.III	1981.I~1988.IV	1989.I~1997.III	1981.I~1997.III	1981.I~1988.IV	1989.I~1997.III
상수항	0.483 (0.57)	1.431 (0.94)	2.873 (1.39)	2.316*** (2.86)	4.861** (3.29)	3.196* (1.95)
Q	0.102* (1.78)	0.154** (2.08)	-0.053 (-0.33)	0.226*** (4.21)	0.219*** (3.45)	0.330*** (3.06)
N_{t-1}	0.938*** (20.59)	0.674*** (5.64)	0.781*** (6.07)	0.822*** (17.04)	0.692*** (7.12)	0.702*** (6.83)
H_{t-1}	0.048 (0.35)	0.363 (1.59)	0.051 (0.26)	0.008 (0.08)	-0.202 (-1.37)	0.170 (1.23)
w_{t-1}	0.047 (0.72)	0.083 (1.06)	0.098 (0.64)	-0.064 (-1.51)	-0.189*** (-3.02)	0.008 (0.10)
Trend	-0.003* (-1.78)	0.001 (0.32)	-0.002 (-0.45)	-0.004** (-2.19)	0.002 (1.12)	-0.009*** (-2.86)
조정속도	0.062	0.326	0.229	0.178	0.308	0.298
Adj- R^2	0.99	0.99	0.93	0.99	0.99	0.99
Durbin- h	1.94	0.89	2.85	1.23	0.02	2.91

주: 1) () 안은 t 값임.

2) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함.

3) 추정모형 모두 시계열상관이 존재하여 Cochrane-Orcutt 방법으로 재추정한 결과임.

직의 고용을 우선적으로 확보해 왔음을 시사하고 있다. 그런데 1989. I~1997. III 기간에는 사무관리직의 고용조정속도(0.229)에 비해 생산직의 고용조정속도(0.298)가 더 빠른 것으로 나타나 1990년대 들어 생산직 인력이 경기변동에 보다 탄력적으로 조정되고 있음을 보여 주고 있다.

V. 결 론

본 논문에서는 바람직한 고용조정의 방향을 모색하기 위해 1981년 이후 우리나라 고용조정의 현황 및 특징에 대한 분석을 시도하였으며 실증분석결과는 다음과 같다.

먼저 우리 나라 제조업 전체를 대상으로 고용조정양식이 시기별로 어떤 특징

을 보여 주고 있는가를 분석하였다. 기존의 고용조정 분석이 고용인원수 조정에 초점을 맞추어 온 반면, 본 연구에서는 고용조정을 고용인원수, 근로시간, 실질임금의 조정이라는 세 가지 유형으로 구분한 후 주도적인 고용조정양식의 특징을 살펴보았는데, 특히 시기별 고용조정양식의 변화추이를 확인하기 위해 1989년을 중심으로 시기를 구분하여 분석하여 보았다. 이러한 시기구분은 1987년 6.29 이후 약 3년간에 걸쳐 진행된 대규모 노사분규가 노동시장의 구조변화를 초래한 것으로 판단하였기 때문이다. 실제 이 시점을 기준으로 비교한 두 시기 간의 고용조정양식의 차이를 분석해 본 결과 통계적 유의성이 입증되어 시기구분이 적절하였음을 알 수 있었다.

분석결과에 따르면, 전반적으로 볼 때 근로시간 조정이 가장 주도적으로 활용되어 온 것으로 확인되었다. 고용조정지표별 분석결과를 보면 고용인원수의 경우 1997년 Ⅲ분기까지를 분석대상으로 하면 1989년 이후의 고용조정이 그 이전에 비해 느린 것으로 나타났으나, 분석기간을 1998년까지 확대하면 오히려 1989년 이후의 고용조정이 빠른 것으로 분석되어 1998년 경기침체를 계기로 고용인원수 조정이 매우 활발히 진행되고 있음을 알 수 있었다.

근로시간 조정은 분석기간에 관계 없이 매우 빠른 조정을 보여 주었으며, 실질임금 조정의 경우 1989년 이후의 시기가 그 이전에 비해 매우 느리게 나타나고 있어 1990년대의 고용불안의 원인 중 하나가 강력한 노조의 힘을 배경으로 하는 실질임금의 경직성에 기인하고 있음을 추론할 수 있었다. 그러나 이러한 분석결과는 본 연구에서 사용된 고용인원수지표가 대부분 정규직을 중심으로 집계되어 있다는 점을 감안하면 일정한 한계가 있음을 지적하지 않을 수 없다. 즉, 기업에서 고용조정의 방법으로 일차적으로 임시, 일용직 등 비정규직 근로자를 활용할 가능성이 크며, 따라서 비정규직을 포함한 총근로자수를 대상으로 분석할 경우 고용인원수 조정이 보다 유연하게 이루어지고 있을 가능성도 배제하지 못한다. 그러나 이는 어디까지나 추론에 불과하며, 분석이 가능하기 위해서는 비정규직에 대한 통계가 체계적으로 구축될 필요가 있을 것이다.

다음으로 근로자의 특성에 따라 고용조정양식이 차이가 있는지를 확인하기 위해 근로자 특성별 고용조정양식을 비교·분석하여 보았다. 분석결과에 따르면 전체적으로 남성에 비해 여성의 고용조정이 빠른 것으로 나타났다. 단, 1988년까지는 그 차이가 컸으나 1989년 이후에는 두 계층의 고용조정이 비슷한 추이로 진행되고 있음을 알 수 있었다. 직종별 분석에서는 사무관리직에 비해 생산직의 조정이 빠른 것으로 나타났다.

이러한 분석결과로부터 도출된 주요 결론은 다음과 같다. 첫째, 근로시간 조정이 주도적인 고용조정양식으로 자리잡고 있으며, 1997년 말 외환위기를 계기로 수량적 고용조정이 확대되고 있는 반면, 실질임금은 매우 경직적으로 작용하고 있다는 점이다. 특히 1990년대 이후의 고용조정이 인력감축적 성격을 갖고 있기 때문에 실질임금의 경직성이 수량적 고용조정을 확대시켜 고용불안을 심화시킬 가능성이 높다. 따라서 실질임금의 경직성을 완화함으로써 고용안정을 도모하고 노동시장의 조정기능을 높여 나가야 함이 중요한 과제로 대두되고 있다. 또한 외환위기 이전까지만을 고려할 때 1980년대에 비해 1990년대에 우리 나라 노동시장이 경직적으로 나타난 사실은 외환위기 이후 강도 높게 진행된 구조조정의 한 요인이 되었을 가능성을 시사하고 있다. 이는 바람직한 고용조정방식과 관련하여 시사하는 바가 크다. 즉, 어느 조정방식에 의존할 것인가에 대한 문제에 대해서는 보다 많은 논의가 필요하겠지만 고용인원수, 근로시간, 실질임금은 노동시장에서 상호보완하는 특성이 있기 때문에 특정의 고용조정지표가 매우 신축적으로 운영되어 경직적인 다른 지표를 상쇄할 수 있다면 그 자체로서도 의미가 있다. 가령 경기적 요인에 의해 감원의 필요성이 제기되더라도 임금이나 근로시간이 매우 신축적으로 작동한다면 감원폭을 상대적으로 줄일 수도 있을 것이다. 따라서 바람직한 고용조정방향에 대한 논의가 진행되고, 이와 더불어 노동시장이 신축적으로 작동될 수 있는 제도적 틀이 마련되어야 할 것이다.

둘째, 근로자특성별로 볼 때 비록 여성과 생산직의 고용조정이 빠른 것으로 나타나고 있으나 1990년대 들어 성별 고용조정속도가 1980년대에 비해 차이가 크지 않은 것으로 나타나 정규직 여성근로자가 경기변동시 일차적인 완충역할을 담당하고 있다고 판단하기는 어렵다. 직종별로 보면 1980년대에는 고용조정속도가 비슷한 것으로 분석되었으나 1989년 이후부터는 생산직의 고용조정이 보다 활발하게 진행된 것으로 분석되었다.

한편, 본 연구는 1998년까지를 분석대상으로 하고 있으므로 외환위기 이후의 시기에 대한 분석이 제외되어 있다. 그런데 1997년에 정리해고의 법제화가 이루어졌고, 외환위기에 따른 경기침체를 겪으면서 기업구조조정이 활발히 진행됨에 따라 노동시장의 구조나 기업의 고용조정관행에 많은 변화가 나타나고 있으며, 이는 그 이전과는 분명히 다른 특징으로 나타나고 있는 것으로 판단된다. 그러나 이 시기를 전후로 한 분석이 이루어지기 위해서는 분석논의의 설정을 달리할 필요가 있으며 또한 이 시기 이후의 자료가 보다 충분히 축적될 필요가

있다. 따라서 이에 대한 분석은 추후의 과제로 남긴다.

참 고 문 헌

- 김건우·성백남, 「한국 제조업 노동시장의 조정과정 분석」, 『산업관계연구』 제5권, 1995.
- 김장호, 「고용안정의 제도경제학」, 『노동경제논집』 제20권 제1호, 1997.
- 김치호, 「임금의 신축성과 고용 및 생산변동」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1994.
- 노동부, 『매월노동통계조사』, 각호.
- 성제환, 『우리나라 노동시장의 노동공급형태와 고용조정 특성: 인력난의 문제점과 인력정책의 기초변환을 중심으로』, 한국경제연구원, 1993.
- 어수봉·이규용, 「고용조정 국제비교」, 한국경제학회 발표논문, 1994.
- 윤봉준, 「한국노동시장의 경직성」, 『경제학연구』 제42집 1호, 1992.
- 이규용, 「한국제조업의 고용조정 특성 및 결정요인에 관한 연구」, 성균관대학교 박사학위논문, 1999.
- 이종원, 『계량경제학』, 박영사, 1994.
- 이종훈, 「임금유연성 제고를 위한 임금체계 개선방안」, 『한국개발연구』 제17권 제3호, 한국개발연구원, 1994.
- 이주호·모영규, 「제조업고용조정양식의 변화와 실증분석」, 『경제학연구』 제44집 제2호, 1996.
- 통계청, 『한국통계월보』, 각호.
- 홍성우, 「한국제조업의 수량적 유연성에 관한 연구」, 『산업노동연구』 제1권 제2호, 1996.
- 大竹文雄, 「實質賃金の伸縮性をめぐって」, 『日本労働協會雜誌』, 東京大學出版會, 1988.
- 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, 1983a.
- _____, 「日本の 雇傭調整」, 『日本の雇用システムと労働市場』, 日本經濟新聞社, 1983b.
- 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.

- Abraham, K. G. and S. N. Houseman, "Job Security and Work Force Adjustment: How Different Are U.S. and Japanese Practices?," *Journal of the Japanese and International Economies*, 3, 1989, 500~521.
- _____, "Labor Adjustment under Different Institutional Structures: A Case Study of Germany and the United States," in F. Buttler *et al.*(eds.), *Institutional Frameworks and Labor Market Performance; Comparative Views on the U.S. and German Economics*, Routledge, 1995.
- Berndt, E. R., *Econometrics—Classic and Contemporary*, Addison-Wesley Publishing Company, Inc., 1991.
- Briscoe, G. and D. A. Peel, "The Specification of the Short-run Employment Function: An Empirical Investigation of the Demand for Labour in the U.K. Manufacturing Sector, 1955~1972," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 37, 1975.
- Burgess, S., "Employment Adjustment in UK Manufacturing," *Economic Journal*, 98, 1988.
- Gordon, R. J., "Why U.S. Wage and Employment Behaviour Differs from That in Britain and Japan," *Economic Journal*, 1982.
- Grubb *et al.*, "Wage Rigidity and Employment in OECD Countries," *European Economic Review*, 1983.
- Gujarati, D. N., *Basic Econometrics*, McGraw-Hill International Editions, 1995.
- Hamermesh, D. S., *Labor Demand*, Princeton University Press, 1993.
- _____, "Labour Demand and the Source of Adjustment Costs," *The Economic Journal*, 105, 1995.
- Houseman, S. N. and K. G. Abraham, "Labor Adjustment under Different Institutional Structures: A Case Study of Germany and the United States," in F. Buttler *et al.*(eds.), *Institutional Frameworks and Labor Market Performance; Comparative Views on the U.S. and German Economics*, Routledge, 1995.
- Nadiri, M. I. and S. Rosen, "Interrelated Factor Demand Functions," *American Economic Review*, 59, 1969.
- _____, *A Disequilibrium Model of Production*, New York: National Bureau of Economic Research, 1973.

- Nickell, S.J., "An Investigation of the Determinants of Manufacturing Employment in the United Kingdom," *Review of Economic Studies* 51, 1984.
- _____, "Dynamic Models of Labour Demand," in O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labour Economics*, Volume 1, 1986.
- Palm, F. and G. Pfann, "Interrelated Demand Rational Expectations Models for Two Types of Labour," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 1990.
- Prachowny, Nartin F.J., "What Is the Speed Limit along the U.S. Phillips Curve?," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 12, No. 3, 1991.
- Sapiro, M.D., "The Dynamic Demand for Capital and Labor," *Quarterly Journal of Economics*, 101, 1986.
- Sachs, J., "Wages, Profits and Macroeconomic Adjustment: A Comparative Study," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1979.
- Sargent, T. M., "Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations," *Journal of Political Economy*, 86, 1978.
- Smyth, D.J., "Quasi-fixity of Labor in United States Manufacturing," *Applied Economics*, 17, 1985.
- Topel, R., "Inventories, Layoffs and the Short-run Demand for Labor," *American Economic Review*, 73, 1982.

〈부표 1〉 고용조정속도의 변화추이

시기구분	고 용	근로시간	실질임금
1981. I~1987. I	0.45	0.98	0.76
1981. I~1987. II	0.48	0.99	0.78
1981. I~1987. III	0.36	1.05	0.76
1981. I~1987. IV	0.37	0.66	1.31
1981. I~1988. I	0.37	0.72	0.97
1981. I~1988. II	0.36	0.78	0.77
1981. I~1988. III	0.33	0.80	0.73
1981. I~1988. IV	0.34	0.78	0.47
1981. I~1988. I	0.34	0.88	0.25
1981. I~1988. II	0.34	0.89	0.24
1981. I~1988. III	0.35	0.94	0.15
1981. I~1988. IV	0.35	0.90	0.16
1981. I~1988. I	0.32	0.89	0.16
1981. I~1988. II	0.31	0.89	0.16
1981. I~1988. III	0.25	0.94	0.16
1981. I~1988. IV	0.24	1.19	0.07

〈부표 2〉 시기별 제조업의 고용조정양식 추정결과(1998년까지 포함한 경우)

	분석기간: 1989. I~1998. VI			분석기간: 1989. I~1997. III		
	고용인원수	근로시간	임 금	고용인원수	근로시간	임 금
상수항	4.005*** (4.09)	5.161*** (3.48)	3.517 (0.88)	3.423** (2.07)	4.949* (1.80)	-4.172 (-0.77)
Q	0.315*** (5.47)	0.214** (2.45)	0.420* (1.78)	0.156*** (3.37)	0.136 (1.00)	-0.277 (-1.03)
N_{t-1}	0.612*** (9.15)	-0.086 (-0.85)	-0.532* (-1.94)	0.745*** (7.18)	-0.080 (-0.47)	0.116* (0.34)
H_{t-1}	0.294** (2.54)	0.256 (1.46)	0.785 (1.65)	0.075 (1.18)	0.292 (1.47)	0.522 (1.33)
w_{t-1}	0.073*** (3.07)	-0.004 (-0.11)	0.910*** (9.34)	0.032 (0.88)	-0.046 (-0.82)	0.866*** (7.76)
Trend	-0.010*** (-7.45)	-0.006** (-2.72)	-0.009 (-1.64)	-0.016*** (-4.07)	-0.003 (-0.77)	0.009 (1.36)
조정속도	0.388	0.744	0.090	0.255	0.708	0.134
Adj- R^2	0.99	0.76	0.98	0.99	0.61	0.99
Durbin-h	1.09	-	-1.46	0.38	-	-1.50

주: 1) () 안은 t 값임.

2) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함.

3) $d-h$ 값이 na로 나타난 경우에 시계열상관의 존재 여부를 확인하였으며, 모두 시계열상관이 존재하지 않은 것으로 나타남. <표 3> 참조.

[Abstract]

A Study on the Characteristics of Employment Adjustment in Korean Manufacturing Industry

Jong-Won Lee · Young-Soo Shin · Kyu-Yong Lee

This study analyze the characteristics of employment adjustment in Korean manufacturing industry. We distinguished time periods between years 1981~1988 and years 1989~1997. III. The main findings of this topic are as follows. The speed of working hours adjustment dominated among employment adjustment methods. Compared to the period, 1981~1988, the speed of workers adjustment for the from 1989 to the third quarter of 1997 before recessions was slower. The speed of real wage adjustment was very slow after 1989, compared to period, 1981~1988, which suggests that employment insecurity of the 1990s was partly due to real wage rigidity.

Keywords: speed of employment, adjustment, partial, adjustment, employment flexibility

JEL Classification: J2