

勞 動 經 濟 論 集
第28卷(1), 2005. 4, pp. 61~82
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

한국 제조업의 임금결정에 대한 연구 : 외환위기 전·후를 중심으로*

오유진** · 박성준*** · 김유섭****

본 연구는 경제 위기 이후 한국 제조업의 산업간 임금격차가 경제위기 이전 그대로 유지되고 있는가의 여부와, 임금을 결정하는 메커니즘이 외환위기를 지나면서 어떻게 변화하였는가에 관하여 분석하였다. 분석에 사용된 자료는 1995년도와 1999년도 노동부의 「임금구조기본통계조사」이고, 주된 계량 기법으로는 요인분석(factor analysis)과 주성분 회귀분석(principal components regression)을 사용하였다. 분석 결과, 제조업의 산업간 임금격차는 더 벌어졌으며 임금결정의 주된 요인도 외환위기 이전에는 개인의 업무능력이었으나 위기 이후에는 사업체의 특성인 것으로 밝혀졌다.

— 주제어 : 산업간 임금격차, 경쟁적 임금이론, 산업특성, 주성분 회귀분석, 요인분석

I. 서 론

한국 경제가 1997년 말 외환위기를 겪으면서 구조조정 및 고용의 불안정 등으로 인해

* 이 논문은 2004년도 한국과학재단 지역대학우수과학자 지원연구(R05-2004-000-10376-0)와 2005년도 두뇌한국21 사업에 의하여 지원되었다. 이 글을 쓰는 데 많은 조언을 해주신 전병유 박사와 유익한 심사평을 해주신 익명의 논평자들에게 심심한 감사를 드린다.

** 고려대학교(anaisouj@korea.ac.kr)

*** 한국경제연구원(psj@keri.org)

**** 한림대학교(yskim01@hallym.ac.kr)

산업간의 부침이 보다 심해졌다고 볼 수 있다. 이에 따라 산업간 임금격차도 경제 위기 이전과 사뭇 다르게 전개되었을 것이다. 본 연구의 주된 목적은 경제위기 이후 제조업의 산업간 임금격차가 어떻게 변화하였는지를 경제위기 이전과 비교하여 살펴보고자 한다. 뿐만 아니라 임금을 결정하는 메커니즘이 외환위기를 지나면서 어떻게 변화하였는지에 관해서도 분석하고자 한다.

산업간에 임금격차가 존재하는지의 여부에 관한 연구와 그 해석은 미국을 비롯한 서구 선진국에서는 Slitcher(1950)를 시작으로 많은 경제학자들의 관심을 받아 왔다. Slitcher의 연구에서는 산업간 임금의 차이가 있다는 것을 발견하였으며, 이외에도 다음과 같은 몇 가지 임금격차의 규칙성도 발견하였다. 첫째, 한 산업에 종사하는 비숙련공의 평균임금은 같은 산업의 준숙련 또는 숙련공의 평균임금과 양(+)의 방향으로 움직인다. 둘째, 한 산업의 임금은 근로자 1인당 부가가치 및 이윤율과 양(+)의 상관관계를 갖는 반면, 노동분배율(payroll to income ratio)과는 음(-)의 상관관계가 있다. 마지막으로 임금구조는 변하기는 하나 거의 20~30년에 걸쳐 매우 서서히 변한다는 것 등이다. 대부분의 연구들에서는 Slitcher의 연구와 마찬가지로 산업간에 임금격차는 존재한다는 것으로 인정하고 있으나, 다만 그 배경이 되는 이론에 관해서는 여러 견해가 있다. 초기에는 산업간 임금격차가 나타나는 현상에 대한 설명은 대부분 인적자본(human capital)에 입각한 경쟁적 임금이론이 지배적이었다. 즉 이 이론에서는 장기적으로 산업간에 노동이동이 자유롭고, 연령, 학력, 경력 및 근속 등의 인적 속성 및 비금전적 차이 등의 요인만 없다면 산업간 임금격차는 발생할 수가 없는데 현실적으로 산업마다 이러한 요인에 차이가 있기 때문에 노동공급에 의한 임금프리미엄의 존재로 해석하고 있다. 그러나 이후 효율임금이론, 지대분배이론 및 노조위협이론 등 노동수요의 입장에서 해석하는 비경쟁적 임금이론은 경쟁적 임금이론이 주장하는 노동 특성 및 비금전적 차이를 고려하더라도 산업간 임금격차가 여전히 존재하므로 산업 나름의 특성에 대한 설명이 있어야 한다는 입장이다. 관련된 연구로는 Dickens and Katz(1986), Krueger and Summers (1986,1988), Murphy and Topel(1987), 그리고 Gibbons and Katz(1992) 등이 있으며,¹⁾ 근래에는 Benito(2000)와 Carruth et al.(2004) 등이 있다. 대표적으로 Krueger and Summers(1988)는 개인별 자료인 미국의 CPS(Current Population Survey) 자료를 바탕으로 5년 간격으로, 즉 1974년, 1979년, 1984년에 대해 인적자본 관련 변수가 임금에 주는 영향을 제거한 잔차

1) 이들 논문에 대한 보다 자세한 내용은 정강수(1997)를 참고하기 바란다.

(residual) 임금을 산업요인으로 회귀분석하였다. 그 결과 산업요인이 임금에 영향을 주고 있음을 발견하고, 산업요인이 노조, 인종 및 성별보다 임금 설명에 보다 중요하게 나타나고 있음을 제시하였다.

국내 연구로는 박환구(1984)를 비롯하여 황호영(1991), 성백남(1992), 김석용(1992), 최효철(1992), 전병유(1995) 및 김안국(1996) 등이 있다. 전병유(1995)는 산업별 임금격차를 통해서 비경쟁적 임금프리미엄의 존재를 살펴보고, 비경쟁적 임금프리미엄이 생산기술과 매우 밀접한 관계를 가지고 있다고 하였다. 또한 대규모 자본집약적 산업일수록 임금결정메커니즘은 비경쟁적이고 여기서 노조의 임금효과나 효율임금이 더욱 강력하게 작용하는 것을 보였다.

본 연구에서는 1995년도와 1999년도 노동부의 「임금구조기본통계조사」 자료를 사용하여 경제위기가 산업간 임금격차에 영향을 미치지 않았는지를 살펴보기로 한다. 분석기법은 분산분석(analysis of variance)을 통하여 산업간 임금격차를 확인하였으며, 요인분석(factor analysis)을 통해서 임금을 포함한 13개 변수들을 3개의 요인—인적속성, 업무능력, 사업체특성—로 분류하였다. 마지막으로 주성분 회귀분석(principal components regression analysis)을 이용하여 개별 변수들이 임금에 미치는 영향력을 조사하였다. 후술하겠지만 일반 회귀분석의 경우 오차항의 독립과 정규 가정 외에도 회귀변수가 서로 독립이어야 한다는 가정을 요구하고 있다. 하지만, 주로 사용된 회귀변수들은 많은 경우 서로 관련성을 지니고 있기 때문에, 독립변수가 서로 독립이어야 한다는 기본적인 가정을 위배한 채 분석을 시도한 경우가 많았다. 이에 반해, 주성분 회귀분석은 독립변수들 간의 상관관계를 의미하는 다중공선성(multicollinearity)을 감안하여 이론적으로 보강된 계량분석기법이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서 본 연구에 사용될 자료의 성격에 대해 설명한 후, 제Ⅲ장에서는 주성분 회귀분석 방법을 소개하고, 제Ⅳ장에서는 추정 결과를 논의 한 후, 제Ⅴ장을 결론에 할애하였다.

Ⅱ. 자 료

먼저 본 연구는 경제위기를 전·후로 제조업 산업별 임금에 대한 변화를 살펴보는 데

〈표 1〉 제조업(D)분야 표준산업분류(중분류)

D	산업분류	D	산업분류	D	산업분류	D	산업분류
15	음·식료품	21	펄프, 종이, 종이제품	27	제 1차 금속산업	33	의료, 광학기기, 시계
16	담배	22	출판, 인쇄	28	조립금속제품	34	자동차 및 트레일러
17	섬유제품	23	코스, 석유, 핵연료	29	기타 기계 및 장비	35	기타 운송장비
18	봉제의복 및 모피	24	화합물 및 화학제품	30	컴퓨터 및 사무용 기기	36	가구 및 기타제품
19	가죽, 가방 및 신발	25	고무 및 플라스틱제품	31	기타전기기계, 변환장치	37	재생용 가공원료
20	목재 및 나무제품	26	비금속광물제품	32	전자부품 및 통신장비		

목적이 있으므로 이를 위해 1995년도와 1999년도의 노동부 「임금구조기본통계조사」 자료를 사용하였다. 「임금구조기본통계조사」에는 근로자 개개인의 인적 속성은 물론 근로자들이 속한 산업과 직종, 그리고 무엇보다도 근로자들 개개인의 임금이 수록되어 있다. 따라서 최소한 이 자료는 경쟁적 임금이론이 주장하는 근로자의 개인적 인적 속성 및 자격 등을 고려하여 산업간 임금격차가 발생하는지를 규명하는 데 더할 나위 없이 적합한 자료이다. 분석은 16세 이상 65세 이하의 제조업에 종사하는 생산직 근로자를 대상으로 시행되었으며, 산업분류는 통계청의 「표준산업분류」를 이용하였다. <표 1>은 「표준산업분류」에 따른 제조업분야 중분류 산업이다.

분석에 사용된 자료들은 「임금구조기본통계조사」에서 제공하는 대부분의 항목을 모두 포함하였다. 구체적으로 각 개인별 시간당 임금, 연령, 학력, 근속연수, 경력, 서울거주 여부(이후에서는 지역이라 칭함), 사업체규모, 노동조합(이후에서는 노조라 칭함) 조직가입 여부, 성별, 결혼 유무, 정규직 여부(이후에서는 정규직이라 칭함), 직급, 기술기능 정도 등이다. 특히 본 연구에서는 「임금구조기본통계조사」 자료에 나타나 있는 월 정액급여와 연간 특별급여를 변환시켜 만든 시간당 임금을 사용하여 각 산업간 근로시간의 차이에 따른 임금격차를 배제하였다. 부록의 <표 A-1>와 <표 A-2>은 각각 1995년도와 1999년도 자료의 기초통계로 본 연구에서 사용될 변수들의 평균값과 비중(%)이다.

나이, 근속연수의 경우는 실제 연수가 기재되어 있는 연속변수들이고, 학력과 경력, 사업체규모의 경우에는 순서변수로 되어 있다. 본고에서는 학력을 국졸 6년, 중졸 9년, 고졸 12년, 전문대졸 14년 그리고 대졸 이상을 16년으로 전환하였으며, 경력은 1년 미만의 경우 1, 1~2년 미만의 경우 2, 2~3년 미만의 경우 3, 3~4년 미만의 경우 4, 4~5년 미만의 경우 5, 5~10년 미만의 경우 6, 10년 이상의 경우 7이다. 사업체규모는 근로자가 10~29인이면 1, 30~99인이면 2, 100~299인이면 3, 300~499인이면 4, 500인 이상이면 5이다. 더미변수(dummy variable)들로는 성별(남성을 1, 여성을 0), 결혼 여부(기혼의 경우 1, 미혼의 경우 0), 지역(서울지역 거주일 경우 1, 기타 지역인 경우 0), 노조(조직인

경우 1, 비조직원 경우 0), 정규직 여부(정규직일 경우 1, 비정규직일 경우 0)가 있다. 직급과 기술기능 정도는 명목변수로 이루어져 있어서 분석에 용이하도록 더미변수로 전환하였다. 직급²⁾은 높은 경우(계장 이상) 1, 낮은 경우 0으로, 기술기능 정도³⁾의 경우 기술자격증 등을 보유한 경우 1, 미보유일 경우 0으로 부여하였다. 분석에 사용된 자료는 1995년도 202,579건이며, 1999년도는 217,712건이다.

부록의 <표 A-1>와 <표 A-2>에 수록된 기초통계 자료로부터 제조업의 전형적인 근로자는 특별한 기술기능을 보유하지 않은 30대 고졸 기혼의 남성근로자이며, 외환위기 이후 대기업의 수가 증가하였음을 알 수 있다.⁴⁾ 1995년에는 9개 산업의 평균 종사자수가 300명 미만이지만, 1999년에는 재생용 가공원료(D37) 산업만이 평균적으로 300명 미만의 종사자수를 갖는다. 이는 외환위기를 겪으면서 많은 중소기업이 자금난 등을 버티지 못하고 도산하였음을 시사한다. 제조업 중에서 가장 높은 임금을 주는 산업은 1995년에는 코크스, 석유, 핵연료 산업(D23)이고, 1999년에는 담배 산업(D16)이며, 지급한 임금의 액수는 각각 9338.99원과 12624.16원이다. 반면 가장 낮은 임금을 지급하는 산업은 두 시기 공통적으로 봉제의복 및 모피 산업(D18)이었고, 평균임금은 외환위기 이전에 3876.37원, 이후에는 4902.66원이다.

Ⅲ. 분석방법 - 주성분 회귀분석

이 장에서는 본 연구에서 사용하고자 하는 계량분석기법인 주성분 회귀분석(principal components regression)⁵⁾을 정리하였다. 주성분 회귀분석은 회귀변수간에 다중공선성(multicollinearity) 문제가 발생한 경우 회귀변수들을 독립성을 만족하는 회귀변수인 주

2) 직급은 임원, 부장, 과장, 계장의 경우 높은 직급으로 분류하여 1을 부여하였으며, 낮은 직급으로는 십장, 조장, 반장보, 비직급을 포함하며 0을 부여하였다.

3) 기술기능 정도의 경우 기술 보유의 경우 1을, 기술 미보유의 경우 0을 부여하였으며, 기술 보유로는 기술사, 기사1급, 기사2급, 기능사보, 기타공인면허자격증 소지를, 기술 미보유의 경우 기능장, 기능사1급, 기능사2급, 자격증 없는 기능자, 수습근로자, 단순및기타근로자, 해당없는 자 등으로 분류하였다.

4) 본고에서는 근로자 300명 이상의 제조업 사업장을 대기업으로 분류하였다.

5) Johnson and Wichern(1998)과 성용현(2000) 참고.

성분으로 변환을 하여 회귀분석을 시도하는 것이다. 다중공선성이란 회귀변수간에 상관도가 있는 경우를 의미하며, 기존 회귀분석에서는 회귀변수간의 독립성을 전제로 이론이 개발되었다. 따라서 독립을 만족하지 못한 상태에서의 회귀분석 결과는 여러 가지 부작용을 수반하게 된다. 예를 들어, 경험적으로 X 라는 변수가 Y 에 양의 영향을 미칠 것으로 기대하나, 분석의 결과로는 기대와 달리 그 회귀계수 값이 음수로 계산되거나, 또는 회귀모형에서 하나의 회귀변수를 새로이 추가하거나 제거할 경우, 나머지 회귀변수들의 계수추정값이 크게 변화하게 된다. 또한 유의하다고 기대되는 중요한 회귀변수가 분산의 팽창으로 인해 통계적으로 유의하지 않다는 오류를 범하게 되기도 한다. 다중공선성으로 인해 계량분석 시 발생하는 대표적인 증상들은 다음과 같다. 가정한 회귀식의 설명도를 의미하는 결정계수 R^2 와 회귀식의 검정통계량 F 의 경우에는 통계적으로 유의할 정도로 높게 나오나, 개별 독립변수들의 경우 분산의 팽창으로 인해 유의도(significancy)를 측정하는 t 검정통계량의 경우 낮아서 반응변수에 별다른 영향력을 행사하지 않게 나오는 경우이다. 회귀변수의 상관관계를 측정해 보면 상당히 높게 나오며, 분산팽창계수인 VIF(variance inflation factor) 통계량의 값이 10 이상인 경우 등이다.

다음은 일반적인 다중회귀모형이다.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \dots + \beta_p x_{pt} + \epsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

여기서 y_t 는 반응변수이며, x_{1t}, \dots, x_{pt} 는 회귀변수이다. $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$ 는 회귀계수들이고, ϵ_t 는 오차항이다. 기존 회귀모형에서 요구하는 기본 가정은 회귀변수들이 상호 독립적이며, 오차항의 평균값이 0이고, 공통분산 σ^2 을 갖는다는 것이다.

식 (1)은 행렬기호를 사용하여 다음 식 (2)와 같이 전환될 수 있으며,

$$Y = X\beta + \epsilon \quad (2)$$

$$\text{여기서 } Y = (y_1, y_2, \dots, y_T)', X = \begin{matrix} 1 & x_{11} & x_{21} & \cdots & x_{p1} \\ 1 & x_{12} & x_{22} & \cdots & x_{p2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{1T} & x_{2T} & \cdots & x_{pT} \end{matrix}, \beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)', \epsilon = (\epsilon_1, \dots, \epsilon_T)'$$

이다. 일반적 회귀분석에서 회귀계수를 추정할 때는 $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y$ 로 구한다. 만약 두 변수 간에 완벽한 다중공선성이 있다면, 적어도 두 열의 경우 하나의 열로 변환이 되면서 $(X'X)$ 의 계수(rank)가 p 보다 작게 되며, 따라서 유일한 역행렬이 존재하지 않게

된다. 그러나 두 변수 간에 완벽한 공선성에는 못 미치는 near multicollinearity의 경우라 할지라도 문제가 발생하게 된다. 즉 $(X'X)$ 의 역행렬이 매우 큰 값을 지니게 되므로, 개별 회귀계수의 유의도 검정 시 검정통계량의 값을 작게 하여 결론적으로 실제 변수의 특성과는 상관없이 종속변수에 유의한 영향을 미치지 못하는 변수로 판정이 나게 된다.

주성분 회귀분석의 핵심은 이 경우 X 행렬을 서로 독립인, 즉 직교성(orthogonality)을 만족하는 새로운 행렬 C 로 전환하여 다시 기존의 회귀분석을 진행한다는 것이다. 그 구체적인 과정은 다음과 같다. 우선 식 (2)의 Y 와 X 를 표준화시킨 것을 각각 Y^* 와 Z 라고 두면, 다음 식 (3)을 얻게 되며,

$$Y^* = Z\beta^* + \epsilon \tag{3}$$

여기서 $Y^* = (y_1^*, y_2^*, \dots, y_T^*)'$, $Z = \begin{matrix} z_{11} & z_{21} & \dots & z_{p1} \\ z_{12} & z_{22} & \dots & z_{p2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ z_{1T} & z_{2T} & \dots & z_{pT} \end{matrix}$ 이며, $y_i^* = (y_i - \bar{y})/s_y$, $z_{it} =$

$$(x_{it} - \bar{x}_i)/s_{x_i}, \quad \bar{y} = \sum_{i=1}^T y_i, \quad \bar{x}_i = \sum_{i=1}^T x_{it}/T, \quad s_y = \sum_{i=1}^T (y_i - \bar{y})^2/(T-1) \text{이며 } s_{x_i} = \sum_{i=1}^T$$

$(x_{it} - \bar{x}_i)^2/(T-1)$ 이다. 만약 R 를 독립변수들의 상관행렬이라고 한다면, Z 의 공분산

행렬 R 은 X 의 상관행렬이 된다. 또한 $R = ZZ' = P\Lambda P'$ 으로 표시할 수 있으며, 여기서 P 는 고유 벡터(eigen-vector)를, Λ 의 대각원소들은 고유치(eigen-value)이다. 만약 p 개의 고유치들이 모두 1이면 변수들을 독립으로 볼 수 있으나, 초기 몇 개의 값은 크고, 나머지의 경우 0에 가까운 값을 갖는다면 다중공선성을 의심해 볼 수 있다. 상관행렬이 대칭행렬이므로 고유벡터는 $PP' = I_p$ 라는 성질을 갖게 되며, p 개의 새로운 변수인 주성분들 중에서 필요한 개수만큼의 주성분⁶⁾을 이용하여 새로운 행렬 P^* 로 하더라도, $P^*P^{*'} = I_p$ 를 만족하며, 이를 이용해서 식 (3)을 다음과 같이 변환시킬 수 있다. 즉

$$Y^* = ZPP'\beta^* + \epsilon \tag{4}$$

$$= C\alpha + \epsilon \tag{5}$$

6) 적절한 주성분의 개수를 결정하는 방식에는 고유치의 크기가 1이 넘는 것을 주된 요인으로 선택하는 방법인 Latent root criterion, 누적 설명도가 일정 값에 도달한 경우의 고유치를 선택하는 Percentage of variance criterion, 그리고 고유치를 크기 순으로 나열한 그래프에서 그래프가 굽는 부분의 값을 선택하는 스크리(Scree) 그래프가 있다.

여기서 $C=ZP$ 는 직교성을 만족하는 새로운 독립변수 행렬이며, 이는 표준화된 자료의 선형 결합으로 이루어져 있다. 그리고 α 는 회귀계수이다. 식 (5)는 기존 회귀분석의 전제조건을 만족하게 되었으며, 따라서 최소자승추정법에 의해 모형의 회귀계수들을 추정하고 다시 변환을 시도하여 원래 변수들의 회귀계수 값을 구하면 보다 정확한 회귀계수값을 얻게 된다. 즉 $\hat{\beta}^* = P\alpha$ 로 표준화한 식 (3)의 계수값을 추정할 수 있으며, 원래의 식 (2)로 계수값은 $\hat{\beta}_i = \frac{s_y}{s_{x_i}} \hat{\beta}_i^*$, $i=1, \dots, p$ 이며, $\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X}_1 - \dots - \hat{\beta}_p \bar{X}_p$ 의 절차를 거쳐서 구할 수 있다.

IV. 분석 결과

1. 경제위기 전·후의 산업간 임금격차

본 절에서는 경제위기 이후 노동시장에서의 커다란 변화로 산업간 임금격차에 어떠한 변화가 있었는지를 살펴보기로 한다. 이를 위해 본 연구에서는 분산분석(analysis of variance)과 Duncan Multiple Range test (DMR)로 사후검정(post hoc test)을 하였다. <표 2>와 <표 3>은 각각 1995년도와 1999년도의 분산분석표이다. 여기서 사용한 모형은 다음과 같다.

$$\ln(y_{i,t}) = \mu + \alpha_i + \epsilon_{i,t}, \quad i=1, \dots, 23, \quad t=1, \dots, n_i \quad (6)$$

여기서 $y_{i,t}$ 는 임금(단위:원)을, μ 는 전체 임금의 평균, α_i 는 산업효과, $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항, n_i 는 i 산업에 속하는 종사자의 수를 의미한다. 두 시기의 결과 모두 산업간 임금

<표 2> 1995년도 분산분석표(ANOVA Table)

	자유도	제곱합	평균제곱합	F	유의확률(p)
모형	22	8524.58	387.48	1902.3	<.0001
오차	202556	41258.69	0.2037		
전체	202578	49783.28			
$R^2 = 0.171$					

<표 3> 1999년도 분산분석표(ANOVA Table)

	자유도	제곱합	평균제곱합	F	유의확률(p)
모형	22	11284.35	512.93	2403.9	<.0001
오차	217689	46448.84	0.2134		
전 체	217711	57733.20			
R ² = 0.195					

<표 4> 1995년도 DMR 사후분석

Duncan	Grouping	Mean	N	Industry
	A	9.05672	3982	D23
	B	8.99548	1971	D16
	C	8.86240	8602	D35
	D	8.73115	4037	D21
	D			
E	D	8.71327	8402	D27
E				
E		8.70278	15169	D24
E				
E	F	8.69563	5499	D22
E	F			
E	F	8.69452	18291	D29
	F			
	F	8.67342	8736	D26
	G	8.59834	10922	D34
	H	8.57347	9962	D28
	H			
I	H	8.55747	9214	D25
I				
I	J	8.54472	24858	D32
	J			
	J	8.52408	351	D37
	K	8.48270	1450	D20
	K			
	K	8.47419	10050	D31
	K			
	K	8.46917	4285	D33
	L	8.43539	3246	D30
	M	8.32277	5595	D36
	M			
	M	8.31716	15782	D15
	N	8.24296	18456	D17
	N			
	N	8.22730	6190	D19
	O	8.14197	7529	D18

<표 5> 1999년도 DMR 사후분석

Duncan	Grouping	Mean	N	Industry
	A	9.391265	1909	D16
	B	9.327434	3605	D23
	C	9.252145	4516	D35
	D	9.033362	23446	D24
	E	9.002273	9399	D27
	E			
	E	8.983517	7824	D22
	F	8.895084	14604	D34
	G	8.875928	16193	D29
	G			
	G	8.872737	4695	D21
	H	8.793424	9520	D26
	H			
	H	8.793102	4146	D33
	H			
I	H	8.776855	26101	D32
I				
I		8.769226	728	D37
	J	8.748141	8858	D25
	J			
	J	8.740325	11916	D31
	J			
	J	8.735280	5101	D30
	K	8.649421	7665	D28
	L	8.599756	20253	D15
	M	8.580122	5577	D36
	N	8.487061	2256	D20
	O	8.418092	3383	D19
	P	8.387913	15502	D17
	P			
	P	8.373661	10515	D18

격차가 통계적으로 유의하게 나왔으며, 즉 각 연도마다 산업간 임금격차가 존재한다. 그리고 그 격차가 외환위기 이후 더 벌어졌음을 알 수 있다.

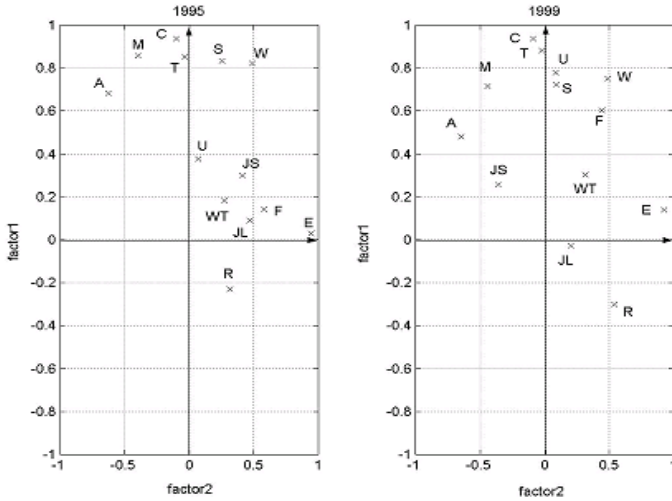
보다 구체적으로 <표 4>과 <표 5>에 정리된 DMR의 결과를 살펴보면, 첫 번째로 1995년도에 낮은 임금을 가진 산업은 1999년도에도 여전히 임금이 낮은 산업이며, 임금이 높은 산업도 같은 특징을 가지고 있다. 제조업 중에서 높은 임금을 주는 산업으로는 1995년도와 1999년도 모두 D16(담배), D23(코크스, 석유, 핵연료), D35(기타 운송장비)이며, 낮은 임금을 지급하는 산업으로는 D17(섬유제품), D18(봉제의복 및 모피), D19(가죽, 가방 및 신발)가 있다. 두 번째로 경제위기 이후 산업간 임금격차가 더 벌어지고 있음을 알 수 있다. 이를 보다 잘 보여주는 것이 1995년도의 시간당 임금이 가장 낮은 산업인 섬유·가죽업계와 가장 높은 석유업계의 임금의 차보다 1999년도의 시간당 임금이 가장 낮은 섬유·가죽 산업과 가장 높은 담배 산업 간의 임금의 차가 더 커 1999년도에 산업간 임금격차가 더 벌어졌음을 재확인시켜 주고 있다. 마지막으로 D30대 산업인 D30(컴퓨터 및 사무용 기기), D31(기타전기기계, 변환장치), D32(전자부품 및 통신장비), D33(의료, 광학기, 시계), D34(자동차 및 트레일러)의 경우 전반적으로 임금수준의 순위가 상승하였으며, 특히 D30과 D34의 경우 상당폭 상승하였다.

2. 노동관련 변수들의 잠재구조

이 절에서는 임금을 포함한 13개 변수들의 구조를 요인분석을 통하여 알아보고자 한다. 요인분석(factor analysis)은 주로 변수들의 관련성을 이해하고, 변수들의 관계를 해석하고자 할 때 사용된다. 뿐만 아니라 다양한 변수들의 잠재구조(latent structure)를 파악하고자 할 때도 이용되며, 따라서 비슷한 성질의 변수들을 하나의 잠재변수(latent variable)로 묶어서 자료의 특성을 설명하기에 용이하다. 그렇기 때문에 상호 관련성이 많은 변수들의 계량분석에 주로 사용되는 분석기법이다. 결론적으로 서로 상관이 높은 13개 변수들은 모두 3개의 독립된 요인(factor)으로 구분할 수 있었으며, 각 요인의 속성을 인적 속성, 업무능력, 그리고 사업체 특성으로 정의하였다.

[그림 1]은 첫 번째와 두 번째 요인의 요인패턴(factor patterns)을 그린 그래프이며, 이 그래프를 통해서 변수들의 성향과 관련도를 파악할 수 있다. 외환위기 전후 임금은 제1사분면에 있으며 임금과 가장 같은 방향으로 뻗어 있는 변수는 외환위기 이전에는 성별, 노조, 기술기능 정도 변수이며, 외환위기 이후에는 사업체규모, 정규직 여부 그리고 성별이 가장 비슷한 성향을 보이고 있다. 이는 외환위기를 겪으면서 임금구조에 변화가 생겼음을 시사한다.

(그림 1) 요인패턴(factor patterns)



<표 6>은 각 산업 소분류별로 평균값을 이용하여 만든 자료의 고유치다. 따라서 자료는 1995년의 58개와 1999년의 81개의 소분류산업이 각각 13개의 변수를 갖는 셈이 된다. 1995년도와 1999년도 각각의 고유치와 각 고유치가 자료에 대해 갖는 설명력의 비중을 나타내고 있다. 고유치의 값이 크다는 것은 비중이 크다는 것이며, 비중이 크다는 것은 분산의 값이 크기 때문에 자료에 대한 설명력이 크다는 것을 의미한다. 만약 다중공선성이 자료에 존재하지 않는다면 각 고유치는 모두 1의 값을 할당된다. 하지만, <표 6>에서 보이는 바와 같이 두 시기 모두 첫 번째 고유치는 상대적으로 큰 값을 가지며 13번째로 갈수록 거의 0에 가까운 값을 갖는다. 따라서 단적으로 이를 보더라도 자료의 다중공선성이 확인되고 있다. 1995년도의 가장 큰 고유치의 값은 4.532, 설명도는 0.3486이고, 1999년도의 고유치의 값은 4.6726, 설명도는 0.3594이다. 적절한 요인의 수를 결정하는 방법으로는 고유치의 크기가 1이 넘는 것을 주된 요인으로 선택하는 방법인 latent root criterion, 누적 설명도가 일정 값에 도달한 경우의 고유치를 선택하는 percentage of variance criterion, 그리고 고유치를 크기 순으로 나열한 그래프에서 그래프가 굽는 부분의 값을 선택하는 스크리(Scree) 그래프가 있다. 이 방법들을 종합하여 본고에서는 3개의 요인을 선택하는 것이 적절하다고 판단하였으며, 누적 설명도는 1995년도와 1999년도 각각 72.45%와 68.69%이다.

〈표 6〉 1995년도와 1999년도의 고유치

	1995년 고유치				1999년 고유치			
	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
1	4.5320	1.8748	0.3486	0.3486	4.6726	2.1984	0.3594	0.3594
2	2.6572	0.4276	0.2044	0.5530	2.4741	0.6913	0.1903	0.5498
3	2.2296	1.2045	0.1715	0.7245	1.7827	0.6437	0.1371	0.6869
4	1.0251	0.2141	0.0789	0.8034	1.1390	0.2571	0.0876	0.7745
5	0.8109	0.2609	0.0624	0.8657	0.8818	0.2683	0.0678	0.8423
6	0.5500	0.0269	0.0423	0.9081	0.6134	0.1065	0.0472	0.8895
7	0.5230	0.3057	0.0402	0.9483	0.5069	0.2326	0.0390	0.9285
8	0.2173	0.0418	0.0167	0.9650	0.2742	0.0366	0.0211	0.9496
9	0.1755	0.0423	0.0135	0.9785	0.2375	0.0915	0.0183	0.9679
10	0.1331	0.0596	0.0102	0.9887	0.1459	0.0331	0.0112	0.9791
11	0.0735	0.0201	0.0057	0.9944	0.1128	0.0233	0.0087	0.9878
12	0.0534	0.0339	0.0041	0.9985	0.0895	0.0205	0.0069	0.9947
13	0.0194		0.0015	1.0000	0.0689		0.0053	1.0000

〈표 7〉 베리맥스(Varimax) 회전시킨 인자적재 행렬

	1995년도 회전시킨 인자적재 행렬			1999년도 회전시킨 인자적재 행렬		
	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 1	Factor 2	Factor 3
임금	0.5290	0.7371	0.3035	0.5283	0.6546	0.3403
나이	0.9309	-0.2212	-0.2082	0.8190	-0.3676	-0.1608
성별	0.6690	0.5810	0.1055	0.6961	0.3123	0.1581
결혼	0.9663	0.0158	-0.0067	0.9182	-0.0847	-0.1083
경력	0.8773	0.2555	0.2307	0.8321	0.4215	-0.1395
근속	0.7123	0.1962	0.5177	0.7472	0.4713	-0.1085
교육	-0.3728	0.8501	0.1800	-0.1174	0.6126	0.7157
지역	-0.2115	0.3797	-0.6116	-0.2335	-0.0068	0.7121
규모	-0.2559	0.3588	0.8195	0.0393	0.8767	-0.2135
노조	0.1761	0.0063	0.7522	0.4167	0.6925	-0.3564
정규직	0.1092	0.4025	-0.2049	0.0214	0.5076	-0.0194
직급	0.0154	0.6451	-0.5331	0.1539	-0.1144	0.5323
기술	0.1141	0.5084	0.0571	0.0824	0.1509	-0.6749

구체적으로 주된 요인들의 성격을 보다 명확하게 규명하기 위하여 인자들을 베리맥스(Varimax) 회전으로 변형시킨 결과가 <표 7>에 정리되었다. 베리맥스 회전의 장점으로 는 인자적재 행렬을 보다 단순한 구조로 전환시켜서 각 요인에 대하여 몇 개의 변수는 매우 높은 인자적재를 갖고 나머지 변수는 매우 낮은 인자적재를 갖는 구조를 갖게 되

며, 또한 각 변수에 대하여 하나의 요인에는 높은 인자적재를 갖고 나머지 요인들에는 매우 낮은 인자적재를 갖게 된다. 요인들을 회전시킬 경우 한 변수가 가장 관련이 있는 하나의 요인에 대부분의 비중을 할애하게 되기 때문에 관련이 있는 변수들끼리 그룹을 짓는 데 유용하다. 즉 각 변수들의 요인에 적재된 값 중에서 절대값이 가장 높은 값을 가지는 요인으로 분류를 한다.

외환위기 전후 모두 첫 번째 요인에는 나이, 경력, 근속, 성별, 그리고 결혼 유무가 속하며, 이 변수들의 특징은 인적 속성으로 볼 수 있다. 외환위기 이전에는 두 번째 요인에 교육, 정규직 여부, 직급, 그리고 기술기능 정도 변수가 속하며, 세 번째 요인에는 사업체규모와 노조가 포함되었다. 외환위기 이후에는 반대로 두 번째 요인에 사업체규모와 노조가, 세 번째 요인에는 나머지 변수들이 포함되었다. 여기서 교육, 직급, 기술기능 정도 등은 개인의 업무능력으로 볼 수 있으며, 사업체규모와 노조의 경우 사업체 특성이라 명명할 수 있다. 1995년에는 세 요인의 설명력이 각각 순서대로 34.86%, 20.44%, 그리고 17.15%이며, 1999년에는 35.94%, 19.03%, 그리고 13.71%이다. 공통적으로 자료의 변동은 두 기간 모두 첫 번째 요인이 가장 크다. 임금의 경우 두 번째 요인의 인자적재가 1995년에 0.7371과 1999년에 0.6546로 각각 두 번째 요인에 각각 인자적재량이 많았지만, 첫 번째와 세 번째 요인에도 1995년에는 0.5290과 0.3035, 1999년에는 0.5283와 0.3403으로 상당한 인자적재를 갖는다는 것이다. 즉 임금은 세 요인 모두에 관련성이 높다고 볼 수 있으며, 외환위기 이전에는 개인의 업무능력이 임금을 결정하는 데 있어서 큰 역할을 했지만, 외환위기 이후에는 사업체 특성이 보다 임금결정에 기여하는 것으로 해석할 수 있다.

3. 주성분 회귀분석 결과

앞서 본 바와 같이 산업간 임금격차와 임금결정 구조에 대해서는 이제 명확하게 드러났으며, 이제 임금을 결정짓는 데 있어서 공헌을 하는 변인에 관한 연구를 하고자 한다. 회귀분석을 통하여 임금수준의 결정에 영향을 미치는 요인들을 파악하였다. 설명변수로는 「임금구조기본통계조사」에서 제공하는 임금을 제외한 12개 항목을 선택하였다. 구체적으로 근로자의 연령, 성별, 결혼 유무, 경력, 근속연수, 교육 정도 등 인적자본이론의 기반으로 선택된 변수 이외에도 지역, 사업체규모, 노조 유무, 정규직 유무, 기술기능 정도, 직급 등이 있다. 하지만, 앞서 언급하였듯이 선택된 변수들은 상관관계가 농후할 것

〈표 8〉 1995년도 상관계수행렬

	규모	교육	나이	경력	근속	지역	노조	성별	결혼	정규직	직급	기술
규모	1.0000	0.1119	-0.1098	0.0718	0.1845	-0.1049	0.3861	0.0727	-0.0479	0.0349	-0.0592	0.0739
교육	0.1119	1.0000	-0.2943	-0.0954	-0.1066	0.2254	-0.452	0.3071	-0.1165	0.0504	0.2859	0.1445
나이	-0.1098	-0.2943	1.0000	0.6100	0.6109	-0.0408	0.0236	0.2569	0.7011	0.0095	0.1739	0.0250
경력	0.0718	-0.0954	0.6100	1.0000	0.7412	-0.0430	0.1099	0.3065	0.5986	0.0988	0.1932	0.0679
근속	0.1845	-0.1066	0.6109	0.7412	1.0000	-0.0671	0.2051	0.3127	0.4983	0.0889	0.1721	0.0743
지역	-0.1049	0.2254	-0.0408	-0.0430	-0.0671	1.0000	-0.2262	0.0062	-0.0493	0.0165	0.1201	-0.0600
노조	0.3861	-0.452	0.0236	0.1099	0.2051	-0.2262	1.0000	0.0601	0.0270	-0.0084	-0.0620	-0.0439
성별	0.0727	0.3071	0.2569	0.3065	0.3127	0.0062	0.0601	1.0000	0.3460	0.0544	0.1754	0.1320
결혼	-0.0479	-0.1165	0.7011	0.5986	0.4983	-0.0493	0.0270	0.3460	1.0000	0.0381	0.1859	0.0652
정규직	0.0349	0.0504	0.0095	0.0988	0.0889	0.0165	-0.0084	0.0544	0.0381	1.0000	0.0250	0.0272
직급	-0.0592	0.2859	0.1739	0.1932	0.1721	0.1201	-0.0620	0.1754	0.1859	0.0250	1.0000	0.0502
기술	0.0739	0.1445	0.0250	0.0679	0.0743	-0.0600	-0.0439	0.1320	0.0652	0.0272	0.0502	1.0000

〈표 9〉 1999년도 상관계수행렬

	규모	교육	나이	경력	근속	지역	노조	성별	결혼	정규직	직급	기술
규모	1.0000	0.0924	-0.0926	0.1364	0.2391	-0.0219	0.4556	0.0831	-0.0282	0.0554	-0.0731	-0.0108
교육	0.0924	1.0000	-0.2826	-0.0680	-0.1007	0.2578	-0.0391	0.2992	-0.0920	0.0361	0.2852	-0.1469
나이	-0.0926	-0.2826	1.0000	0.5450	0.5701	-0.0445	0.0864	0.1690	0.6248	0.0363	0.1819	0.0572
경력	0.1364	-0.0680	0.5450	1.0000	0.6894	-0.0515	0.1926	0.2716	0.4928	0.1439	0.1780	0.0529
근속	0.2391	-0.1007	0.5701	0.6894	1.0000	-0.0707	0.2965	0.2842	0.4222	0.1000	0.1731	0.0597
지역	-0.0219	0.2578	-0.0445	-0.0515	-0.0707	1.0000	-0.1525	-0.0345	-0.0576	0.0101	0.1007	-0.1254
노조	0.4556	-0.0391	0.0864	0.1926	0.2965	-0.1525	1.0000	0.1153	0.0909	0.0231	-0.0674	0.0532
성별	0.0831	0.2992	0.1690	0.2716	0.2842	-0.0345	0.1153	1.0000	0.2517	0.0492	0.1743	0.0302
결혼	-0.0282	-0.0920	0.6248	0.4928	0.4222	-0.0576	0.0909	0.2517	1.0000	0.0426	0.1678	0.0384
정규직	0.0554	0.0361	0.0363	0.1439	0.1000	0.0101	0.0231	0.0492	0.0426	1.0000	0.0330	0.0116
직급	-0.0731	0.2852	0.1819	0.1780	0.1731	0.1007	-0.0674	0.1743	0.1678	0.0330	1.0000	-0.0727
기술	-0.0108	-0.1469	0.0572	0.0529	0.0597	-0.1254	0.0532	0.0302	0.0384	0.0116	-0.0727	1.0000

으로 예상되므로, 그 상관의 정도를 <표 8>과 <표 9>의 상관계수행렬로 정리하였다. 대체적으로 1995년과 1999년 모두 비슷한 패턴을 갖고 있다.

사업체 규모 변수의 경우에는 노조 유무 변수와 강한 양의 상관성이 있으며, 외환위기 이후 두 변수간의 상관관계가 0.3861에서 0.4556으로 큰 폭으로 상승했음을 알 수 있다. 한 가지 특이한 점은 교육 정도 변수와 기술기능 정도 변수의 경우 1995년에는 양의 상관에서 1999년에 음의 상관으로 바뀌었다는 것이다. 또한 교육 정도와 나이의 상관계수는 1995년과 1999년에 각각 -0.2943과 -0.2826으로 비교적 젊은 근로자의 경우 나이가 든 근로자보다 학력이 높다는 것을 알려주고 있으며, 이는 학력 인플레이션도 관련이 있음을 알 수 있다. 이 외에도 연령, 경력, 근속연수, 성별, 결혼 유무의 경우 외환위기 전후 서로 강한 양의 상관관계를 나타내고 있다. <표 8>과 <표 9>를 통해서도 회귀변수들이 독립성을 만족하지 못한다는 것을 쉽게 알 수 있으며, 기존의 회귀분석과 주성분 회귀분석의 결과를 비교하고자 한다.

<표 10> 1995년도와 1999년도의 회귀분석 결과

	1995		1999	
	일반 회귀분석	주성분 회귀분석	일반 회귀분석	주성분 회귀분석
상수	6.7368***	6.8259	6.9393***	7.0215
나이	0.0028***	0.0047	0.0008***	0.0034
경력	0.0631***	0.0404	0.0574***	0.0412
근속	0.0222***	0.0146	0.0238***	0.0128
성별	0.2611***	0.2672	0.2818***	0.2979
결혼	0.0611***	0.1436	0.0589***	0.1196
규모2	0.0007	-0.1545	-0.0193*	-0.1589
규모3	0.0571***	-0.0869	-0.0043	-0.1214
규모4	0.1298***	0.0058	0.0398***	-0.0615
규모5	0.2101***	0.0965	0.1925***	0.1106
노조	-0.0375***	0.0316	-0.0186***	0.0739
지역	0.0871***	0.1159	0.0676***	0.0985
정규직	0.1799***	0.3668	0.1462***	0.2896
교육	0.0589***	0.0434	0.0653***	0.0497
직급	0.1840***	0.3595	0.1484***	0.3393
기술	0.1225***	0.1964	-0.0401***	-0.0287
RMSE ¹⁾	0.2637	0.2766	0.3193	0.3316

주: *** 유의수준 0.01에서 유의함을 의미; ** 유의수준 0.05에서 유의함을 의미; * 유의수준 0.1에서 유의함을 의미

1) RMSE는 root mean square error를 의미함.

기존의 최소화승에 의거한 회귀분석과 주성분 회귀분석의 결과가 <표 10>에 나타나 있다. 여기에서 사업체규모의 경우 순서 변수를 그대로 회귀모형에 설명변수로 사용할 경우 범주마다의 marginal effect가 다르기 때문에 더미변수로 전환하여 사용하였다. 그리고 주성분 회귀분석은 주성분의 개수를 3개로 선택하였다. 일반 회귀분석 결과와 주성분 회귀분석의 결과는 매우 상이한 결과를 보이고 있다. 추정된 계수 값에서도 상당한 차이가 있으나 부호에서도 상반된 경우가 다수이다. 예를 들어, 일반 회귀분석에서 1995년과 1999년도 모두 노조의 경우 부호가 음수로 추정되었으며, 1999년에 기술기능 정도의 회귀계수가 음수로 추정되었다. 하지만 주성분 회귀분석 결과, 노조는 모두 양(+)으로 바뀌었으나 기술기능 정도의 경우 그대로 음(-)의 부호를 유지하였다. 그리고 사업체 규모에서도 일반 회귀분석은 규모2와 규모3은 1995년도에는 양(+)이었으나 1999년도에는 음(-)으로, 주성분 회귀분석은 1995년도와 1999년도 모두 음(-)으로 추정되었다. 또한 규모4인 500인 미만 사업장의 경우 외환위기 이후에 주성분 회귀분석은 음(-)이나 일반

회귀분석은 그대로 양(+)으로 나타나서, 결국 두 분석기법을 통해서 어느 정도는 비슷한 결론을 유추할 수 있으나, 주성분 회귀분석을 통해서 외환위기 이후 임금수준을 결정하는 데는 보다 확연하게 사업체규모의 영향력이 커졌다는 것을 해석할 수 있다.

주성분 회귀분석 결과로 외환위기 전후의 변화사항을 살펴보면 다음과 같다. 인적 속성에 해당하는 나이, 경력 등은 외환위기 전후에 임금결정에 미치는 영향은 유사한 정도를 유지하고 있음을 유추할 수 있으며, 개인의 업무능력 요인에 해당하는 변수 중에서 기술기능 정도의 경우 임금상승에 미치는 영향이 작아진 것으로 미루어 보아, 구직활동에는 도움이 되나 입사 후 임금인상에는 기여를 하지 못하는 것을 의미한다고 볼 수 있다. 또한 사업체 특성을 나타내는 요인들인 노조와 사업체규모 역시 큰 변화를 보였는데, 사업체규모는 1995년에는 300인 미만과 300인 이상인 경우 임금격차가 두드러졌으나 외환위기 이후에는 500인 이상 사업장과 그 미만의 임금격차가 더욱 커졌다는 것을 알 수 있다. 또한 노조의 경우 0.0316에서 0.0739로 외환위기 이후 상당히 그 중요도가 큰 폭으로 상승하였다. 이를 통해서 외환위기 이후 임금을 결정하는 데 있어서 사업체의 특성이 큰 역할을 하는 것으로 유추해 볼 수 있다. 즉 노조 조직이 있는 대기업의 경우 임금수준이 상대적으로 높다는 것을 알 수 있다. 이는 경제위기 이후 대기업과 중소기업 간, 특히 노조가 있는 대기업과 중소기업 간의 양극화 현상을 단적으로 설명해 주고 있음을 알 수 있다.

V. 결 론

본 연구에서는 우리나라 제조업 노동시장에서 나타나는 산업간 임금격차의 변화를 살펴보았다. 또한 경제위기 전후의 임금구조도 비교 분석하였다. 본 장에서는 그간의 실증 분석에 대한 정리를 논의함으로써 결론에 갈음하고자 한다.

첫째, 우리나라 산업간 임금격차는 경제위기 이후 다소 그 격차의 폭이 커졌다. 또한 경제위기 이전이나 이후 모두 고임금 산업은 여전히 고임금 산업이고 저임금 산업은 여전히 저임금 산업으로 나타났다. 그러나 한 가지 흥미로운 사실은 IT와 관련된 산업, 즉 D30 업종의 임금이 경제위기 이후 IT붐에 힘 입어 증가하였다는 점이다.

둘째, 본 연구에서는 요인분석을 통하여 임금관련 변수들을 3개의 요인(factor)으로 —

인적 속성, 업무능력, 사업체특성 — 나누어 어느 요인이 임금결정에 중요한 영향을 미쳤는지를 분석한 결과 경제위기 이전에는 업무능력이었으나 경제위기 이후에는 사업체 특성으로 나타나, 경제위기 이후 산업간 임금격차는 사업체 특성을 구성하고 있는 기업규모 및 노조에 의해 결정되었다는 것을 발견할 수 있었다.

셋째, 주성분 회귀분석을 통하여 임금과 관련된 변수들 각각이 임금에 어느 정도의 영향을 미치는지를 분석한 결과, 인적 속성에 해당되는 변수는 경제위기 전후 별 차이가 없었으나 사업체 특성을 나타내는 사업체규모와 노조가 경제위기 이후 임금결정에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

참고문헌

- 김석용. 「산업구조 변동에 따른 부분간 임금변화에 대한 고찰: 제조업을 중심으로」. 연대 석사학위논문, 1992.
- 김안국. 「생산직 노동자의 산업간 임금격차 원인 분석: 한국제조업을 중심으로」. 고려대 석사학위논문, 1996.
- 박성준·오유진. 「거시적 관점에서의 임금과 생산성의 관계에 대한 연구—우리 나라 제조업을 중심으로」. 『노동경제논집』 24권 3호 (2001.12): 63-81.
- 박원구. 「산업별 임금격차의 구조와 변화」. 『한국의 임금구조』. pp. 229-265. 서울: 한국개발연구원, 1984.
- 성백남. 「한국의 노동신장과 산업별 임금격차」. 『성곡논총』. 23집, 1992.
- 성웅현. 『응용 다변량분석』. 탐진, 2000.
- 전병유. 「한국에서의 제조업 임금격차와 생산기술」. 『노동경제논집』 18권 1호 (1995.12): 217-239.
- 정강수. 「효율임금론과 산업별 임금격차」. 『노동경제논집』 20권 1호 (1997.6): 1-36.
- 최효철. 「비임금 노동비용의 결정원리 및 경제적 효과에 대한 연구」. 서울대 박사학위논문, 1992.
- 황호영. 「산업별 임금격차 결정요인에 대한 고찰」. 전북대 산업경제연구소, 『논문집』 21 (1991): 571-584.

- Akerlof, George., and Yellen, Janet. *Efficiency Wage Models of the Labor Market*. Cambridge: Cambridge University Press, 1986.
- Benito, Andrew. "Inter-industry Wage Differentials in Great Britain." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 62 (special issue) (December 2000): 727-746.
- Brown, Charles., and James, Medoff. "The Employer Size-Wage Effect." *Journal of Political Economy* 97 (5) (October 1989): 1027-1059.
- Carruth, Alan, William, Collier, and Andy, Dickerson. "Inter-industry Wage Differences and Individual Heterogeneity." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 66 (5) (December 2004): 811-846.
- Dickens, William., and Lawrence, Katz. "Inter-industry Wage Differences and Industry Characteristics." In *Unemployment & the Structure of Labor Market*. edited by K. Lang and J. Leonard, pp. 48-89. Blackwell, 1986.
- Gibbons, Robert., and Lawrence, Katz. "Does Unmeasured Ability Explain Inter-industry Wage Differentials?" *Review of Economic Studies* 59 (3) (July 1992): 515-535.
- Gittleman, Maury, and Edward, Wolff. "International Comparisons of Inter-industry Wage Differentials." *Review of Income and Wealth* 39 (3) (September 1993): 295-312.
- Groschen, Eric. "Sources of Intra-industry Wage Dispersion: How much do Employer Matter?" *Quarterly Journal of Economics* 106 (3) (August 1991): 869-884.
- Johnson, Richard., and Dean, Wichern. *Applied Multivariate Statistical Analysis*. Prentice Hall, 1998.
- Katz, Lawrence., and Lawrence, Summers. "Industry Rents: Evidence and Implications." In *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics 1989*, edited by Martin Neil Baily, and Clifford Winston, pp. 209-290 Brookings Institution Press, 1989.
- Keane, Michael. "Individual Heterogeneity and Inter-industry Wage Differentials." *Journal of Human Resources* 28 (1) (Winter 1993): 134-161.
- Krueger, Alan., and Lawrence, Summers. "Reflections on the Inter-industry Wage Structure." In *Unemployment & the Structure of Labor Market*. edited by K. Lang and J. Leonard, pp. 7-47, Blackwell, 1987.

Krueger, Alan., and Lawrence, Summers. "Efficiency Wages and the Inter-industry Wage Structure." *Econometrica* 56 (2) (March 1988): 259-293.

Murphy, Kevin., and Robert, Topel. "Efficiency Wage Reconsidered: Theory and Evidence." In *Advances in the Theory and Measurement of Unemployment*, edited by Weiss Y., and Fishelson G., pp. 204-242. Macmillan, 1990.

Slitcher, Sumner. "Notes on the Structure of Wages." *Review of Economics and Statistics* 32 (1) (May 1950): 80-91.

부 록

〈표 A-1〉 기초통계(1995년)

	근로자수 (명)	임금(원)	규모	교육	나이	경력	근속 (%)	지역 (%)	노조 (%)	성별 (%)	결혼 (%)	정규직 (%)	직립 (%)	기술 (%)
전체	202,579	5,782.00	4.08	11.95	33.15	4.83	6.48	13.49	70.09	71.26	62.12	99.06	8.05	10.85
D15	15,782	4,690.95	3.84	11.58	33.98	4.53	6.09	11.14	74.38	61.12	61.55	96.17	6.26	9.31
D16	1,971	8,628.90	4.44	10.68	46.16	6.62	18.87	0.00	100.00	82.14	94.72	97.00	5.68	27.80
D17	18,456	4,271.71	4.07	11.09	30.61	4.14	4.79	12.74	64.72	47.81	47.09	99.47	6.51	4.95
D18	7,529	3,876.37	3.45	10.95	31.05	4.25	3.84	31.73	43.71	31.69	46.69	99.46	4.96	2.00
D19	6,190	4,171.73	3.57	10.35	36.24	4.98	5.06	9.45	58.99	52.58	71.63	99.82	6.31	2.01
D20	1,450	5,133.87	3.51	10.35	39.24	5.41	6.56	1.38	57.03	76.96	83.10	100.00	5.86	3.72
D21	4,037	6,768.02	3.81	12.57	33.96	5.25	7.60	16.18	56.10	85.65	66.06	99.60	8.71	9.14
D22	5,499	6,827.76	4.03	13.46	33.93	5.01	6.38	36.69	55.55	75.41	65.19	99.60	11.38	12.78
D23	3,982	9,338.99	4.33	13.32	34.55	5.54	8.05	23.05	72.27	92.71	76.24	99.74	13.51	10.07
D24	15,169	6,640.64	4.12	12.64	33.16	4.96	7.27	17.10	76.37	76.07	63.52	99.07	10.26	7.48
D25	9,214	5,727.27	4.11	11.97	33.14	4.62	6.23	13.29	65.53	83.42	63.69	98.85	7.15	4.35
D26	8,736	6,458.68	4.04	11.66	37.16	5.28	7.87	13.59	69.74	84.89	77.39	99.70	9.65	14.49
D27	8,402	6,798.96	4.09	11.84	36.77	5.52	8.56	14.36	80.05	90.96	78.02	99.85	8.34	16.65
D28	9,962	5,740.80	3.72	11.38	35.32	5.21	7.28	5.36	72.52	82.34	71.28	99.29	7.30	5.20
D29	18,291	6,428.95	4.12	12.42	33.58	5.28	7.43	9.37	74.25	89.78	69.10	99.42	11.03	14.92
D30	3,246	5,184.33	4.19	12.69	28.64	4.16	4.46	24.67	69.59	54.83	41.92	99.19	8.81	9.51
D31	10,050	5,335.68	4.22	12.22	30.56	4.36	5.38	8.86	69.32	64.97	53.76	99.08	7.44	12.15
D32	24,858	5,882.58	4.47	12.55	29.03	4.41	5.26	14.52	61.92	61.37	46.01	99.27	7.93	17.66
D33	4,285	5,307.50	3.72	12.41	30.54	4.56	5.53	18.55	70.19	64.34	53.83	98.69	8.68	2.68
D34	10,922	5,891.69	4.29	12.05	33.18	4.87	6.06	10.11	90.91	84.64	64.00	99.26	6.30	12.79
D35	8,602	7,477.86	4.59	11.91	36.52	5.88	9.92	2.33	84.88	92.44	80.65	99.18	7.97	23.94
D36	5,595	4,468.78	3.80	11.00	35.14	4.71	5.45	13.76	75.13	62.35	68.97	98.66	6.22	3.87
D37	351	5,673.16	2.05	11.15	38.34	4.11	4.03	0.00	16.52	86.32	76.06	99.71	12.25	25.92

〈표 A-2〉 기초통계(1999년)

	근로자수 (명)	임금(원)	규모	교육	나이	경력	근속 (%)	지역 (%)	노조 (%)	성별 (%)	결혼 (%)	정규직 (%)	직류 (%)	기술 (%)
전체	217,712	7,416.07	4.50	12.31	34.59	5.23	7.32	14.81	61.84	74.21	66.71	98.70	10.37	25.15
D15	20,253	6,226.24	4.50	11.99	36.52	5.09	7.56	17.65	68.60	65.43	71.48	98.37	10.18	18.59
D16	1,909	12,624.16	4.44	11.95	44.24	6.51	18.72	0.00	100.00	84.65	88.26	100.00	18.07	12.52
D17	15,502	4,950.69	4.33	11.17	33.72	4.71	5.46	5.50	57.30	53.54	57.86	98.56	8.10	33.33
D18	10,515	4,902.66	4.17	11.82	34.51	4.64	4.08	52.80	28.77	38.96	60.46	98.02	9.16	28.89
D19	3,383	5,046.16	4.23	11.27	37.23	5.22	5.70	23.08	37.60	52.85	69.55	98.99	10.08	19.59
D20	2,256	5,249.78	4.40	11.32	39.82	5.61	7.77	1.77	71.54	76.55	78.63	98.98	8.15	32.75
D21	4,695	7,832.38	4.43	12.21	34.83	5.53	7.52	7.62	55.35	88.11	72.82	98.29	8.98	26.66
D22	7,824	9,572.66	4.49	13.89	36.10	5.32	6.60	81.37	68.75	76.78	67.89	98.33	13.99	15.03
D23	3,605	11,972.86	4.67	13.28	34.98	5.64	8.76	2.77	89.90	96.56	77.19	99.86	12.64	27.51
D24	23,446	9,207.11	4.65	13.05	34.02	5.45	8.53	20.51	72.97	82.18	67.80	99.08	12.63	24.54
D25	8,858	6,929.73	4.40	11.98	36.09	5.25	7.77	15.71	58.25	85.32	73.47	98.82	8.88	29.56
D26	9,520	7,277.51	4.43	11.84	36.97	5.76	9.00	5.59	65.03	87.44	79.93	99.05	10.33	30.21
D27	9,399	8,974.27	4.71	12.08	37.96	5.99	10.12	4.20	80.07	94.86	83.74	99.55	8.08	30.39
D28	7,665	6,234.86	4.09	11.77	37.11	5.30	7.09	0.91	59.20	81.87	71.36	98.21	12.99	28.71
D29	16,193	7,785.95	4.45	12.49	35.02	5.59	8.32	7.02	66.67	88.08	72.73	98.87	11.65	28.36
D30	5,101	7,011.42	4.62	13.08	29.46	4.59	5.24	17.46	47.59	63.36	44.46	98.96	11.42	16.23
D31	11,916	6,954.72	4.55	12.32	34.28	5.24	7.50	9.16	60.64	74.22	66.14	98.94	10.08	23.82
D32	26,101	7,378.48	4.69	12.79	29.49	4.57	5.46	10.18	42.94	62.57	45.93	98.19	10.37	19.52
D33	4,146	7,359.78	4.46	12.72	31.67	4.98	6.54	2.17	50.69	64.90	53.93	99.39	11.74	21.03
D34	14,604	8,036.26	4.61	12.17	33.90	5.49	7.48	0.04	83.39	87.52	70.07	99.47	6.29	28.49
D35	4,516	11,332.01	4.57	12.81	36.42	5.88	9.47	17.53	52.61	94.39	79.11	99.62	11.84	21.47
D36	5,577	5,778.15	4.42	11.45	37.58	5.42	7.68	13.34	68.67	67.47	76.04	95.67	9.25	35.46
D37	728	6,968.32	3.34	12.24	37.71	4.91	4.00	0.96	21.84	89.83	76.64	99.72	18.95	12.63

abstract

The Study of Korean Manufacturing Industry Wage : Principal Components Regression Analysis

Yu-Jin Oh · Sung-Joon Park and Yu-Seop Kim

We investigate wage differentials in Korea in the manufacturing industry, as well as factors affecting structural change in wage determination for the pre- and post-financial crisis regimes. We use the 1995 and 1999 data from the Survey Report on the Wage Structure (SRWS) from the Ministry of Labor. Principal components regression analysis is used to tackle multicollinearity. We employ factor analysis to reduce a set of variables to a smaller number, which contain observed and latent variables. Our empirical investigation provide evidences for changes in wages structure between 1995 and 1999. In 1995, the job quality factor is the most critical in the determination of wages, while in 1999, the industry attributes factor impacts greatly on the wages.

Key Words: Wage Differentials, Manufacturing, Principal Components Regression, Factor Analysis