

산업내 임금분산도에 대한 노조 효과

남상섭

중부대학교 경제통상학부 조교수

요약

본고에서는 노동조합운동과 임금, 그리고 임금분산도가 동시에 결정되는 분석모형을 이용하여 임금분산도에 대한 노동조합의 효과뿐만 아니라 노조 조직결성에 대한 임금분산도의 효과를 실증 분석한 것이다. 노조의 산업내 임금평준화효과는 통계적으로 유의미하였고, 노조 조직률이 1% 상승함에 따라 임금분산이 0.05%-0.11% 축소되는 것으로 나타났다. 임금분산이 노조의 조직결성에 미치는 효과는 통계적 유의성이 없어 노조 조직률에 대한 임금분산의 효과는 발견할 수 없었다.

1. 서론

우리 나라의 경우 1987년 이전에는 노동운동에 대한 정부의 통제와 사용자측의 적극적인 방해와 저지로 노조운동이 별로 활성화되지 못하였다. 1987년 이후 노동운동에 대한 통제가 완화되면서 본격적으로 노동조합의 조직결성과 활동이 활성화된 바 있다.

노조운동이 활성화된 이후 노동조합 조직부문에서는 상당한 수준의 임금이 상승하였다. 이러한 노동조합의 임금인상효과는 조합부문의 임금을 인상하는 직접효과 이외에도 파급효과(spillover effect)나 위협효과(threat effect) 등을 통하여 비조합부문의 임금에도 간접적으로 많은 영향을 주었다. 몇몇 실증 연구결과에 의하면 우리 나라에도 노동조합의 상대적 임금효과가

존재하는 것이 입증된 바 있다(배무기, 1990 ; 김장호, 1991 ; 남상섭, 1993)

그렇다면 1980년대의 후반의 우리 나라 노동운동이 임금소득의 분산(임금불평등)에는 어떤 영향을 주었을까? 이론적으로는 두 가지 견해가 존재하기 때문에 선형적으로 예상할 수는 없다. 우선 신고전파의 독점적 노동조합관에 의하면, 노동조합은 조합부문과 비조합부문간 임금격차를 유발하는 상대적 임금효과 때문에 근로자간의 임금분산을 확대할 수도 있다. 다른 한편으로 하버드학파의 임금표준화가설에 의하면, 노동조합은 특성이 비슷한 근로자간의 임금격차를 유발하기보다는 임금률을 표준화시키는 임금표준화정책을 추구하여 근로자간의 임금격차를 줄이기 때문에 임금분산을 축소시킬 수도 있다. 개인별 임금자료를 이용한 몇 가지 연구¹⁾에 의

하면 노동조합은 근로자의 임금소득의 분배를 평등화시키는 방향으로 작용한다는 결과를 보여 주고 있다.

본 연구에서는 개인별 자료가 아닌 산업별 평균자료를 이용하여 노동조합의 임금효과 뿐만 아니라 노조운동과 임금분산의 상호관계를 고찰하고자 한다. 노조운동과 임금분산의 상호관계는 선형적으로 판단하기는 어렵기 때문에 이들 간의 관계는 적절한 분석모형과 분석기법을 이용한 실증분석 결과를 통해서만 밝혀질 수 있는 논제이다. 본 연구의 목적은 세 가지이다. 첫째, 한 산업의 노조운동이 산업의 평균임금에 미치는 효과를 추정하고, 둘째, 산업내의 노조운동이 임금분산에 미치는 효과를 추정하고, 셋째, 산업내의 임금분산이 노동조합의 조직이나 가입에 미치는 효과를 추정하는데 목적을 둔다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II절에서 산업별 평균자료로 추정할 수 있는 분석모형을 유도하여 제시하고, III절에서는 노동조합의 임금효과, 노동조합의 임금평준화효과, 임금분산의 노조조직효과와 크기를 제시하고, IV절에서 결론을 내린다.

노동조합의 임금효과나 노조운동과 임금분산의 상호관계를 본 연구에서는 통상적인 최소자승법(OLS)과 2단계 최소자승법(2SLS)을 함께 이용하여 추정한다. 단일방정식모형을 이용하여 노조운동과 임금분산간의 일방적 관계만을 분석하는 경우에는 산업내의 임금분산이 해당산업의 노조조직률에 영향을 줄 수도 있다는 사실을 고려치 않은 경우이다. 만약 노조운동과 임금분산이 상호 영향을 주면서 동시에 결정되는 경우라면 편의된 추정결과를 얻을 수 있다. 따라서 노조운동과 임금분산변수를 내생변수로 포함하는 연립방정식모형을 이용하여 추정할 필요가 있기

때문이다.

본 연구의 실증분석 추정에 이용한 자료는 노동부 최저임금 심의위원회의 [1989년 임금실태조사 테이프]에서 추출한 제조업 세분류(3-digit) 산업별 평균자료이다.

II. 추정모형 설정

2.1 임금함수와 임금분산함수

2.1.1 임금함수

인적자본접근법의 개별임금함수를 이용하여 산업별 임금함수와 임금분산함수를 유도해보자. 인적자본모형에서 유도한 임금불평등방정식으로 노동조합과 임금불평등의 관계를 분석한 연구로는 Hirsch(1982)와 Plotnick(1982)의 연구가 있다. 산업별 노조운동이 산업별 평균임금에 미치는 효과를 추정할 때 이용할 (2)식의 산업별 임금함수는 개별 임금함수인 (1)식에서 유도한 것이다.

개인별 자료를 이용하는 경우에는 인적자본접근법의 준 대수 소득함수에서 (1)식과 같은 임금함수를 유도하여 노동조합의 임금효과를 추정한다.

$$\ln(W) = a_0 + a_1S + a_2S^2 + a_3T + a_4T^2 + \gamma(\ln H) + \lambda U \quad (1)$$

여기서 $\ln(W)$ 는 임금소득의 대수 값이고, S 는 정규학교의 교육년수, a_1 은 학교교육의 평균 수

익률이고, a_2 는 임금과 교육년수 프로파일의 파라미터이고, T는 경력년수(또는 근속년수), a_3 과 a_4 는 경력의 평균수익률과 임금과 경력년수 프로파일의 파라미터이고, $\ln H$ 는 근로시간의 자연로그값이고, γ 는 근로시간에 대한 임금소득의 탄력성이고, U는 개인별 노조가입여부를 나타내는 더미변수이다. λ 를 지수 변환하여 1을 빼고 값이 조합원과 비조합원의 임금격차(D)이다. 즉 $D = \exp(\lambda) - 1$.

한편 산업별 평균자료를 이용하는 경우에는 (1)식에서 (2)식과 같은 산업별 임금방정식을 유도하여 추정에 이용할 수 있다. 이것은 추정계수가 확률 파라미터이고, 임의의 두 변수(x, y)에 대한 상관계수(ρ)가 영(0)이 아닌 경우, 임의의 두 변수간에는 $(\overline{xy}) = (\overline{x})(\overline{y}) + \text{Cov}(x, y) = (\overline{x})(\overline{y}) + \rho(x, y)\sigma(x)\sigma(y)$ 의 관계가 성립하기 때문이다.

$$\begin{aligned} \overline{\ln(W)} = & a_0 + \overline{a_1} \cdot \overline{S} + [\rho(a_1, S) \\ & \sigma(a_1)]\sigma(S) + \overline{a_2} \cdot \overline{S^2} + \\ & [\rho(a_2, S^2)\sigma(a_2)]\sigma(S^2) \\ & + \overline{a_3} \cdot \overline{T} + [\rho(a_3, T)\sigma \\ & (a_3)]\sigma(T) + \overline{a_4} \cdot \overline{T^2} + \\ & [\rho(a_4, T^2)\sigma(a_4)]\sigma(T^2) \\ & + \gamma(\overline{\ln H}) + \lambda \overline{U} \end{aligned} \quad (2)$$

(2)식의 산업별 임금함수에는 인적자본모형에서 직접 유도한 변수(교육년수, 경력년수, 근속년수 및 근로시간, 노조조직률)뿐만 아니라 평균 기업규모, 기혼자비율 등과 같은 통제변수도 포함할 수 있다. 실제 추정모형에 이용되는 산업별 임금방정식은 다음과 같이 설정한다.²⁾

2) (2)식에서 $(\overline{S^2}) = (\overline{S})^2 + \sigma^2(S)$, $(\overline{T^2}) =$

$$\begin{aligned} (\overline{\ln W})_i = & a_0 + a_1 \overline{S}_i + a_2 \sigma(S)_i + \\ & a_3 \overline{S^2}_i + a_4 \overline{T}_i + a_5 \overline{T^2}_i + \\ & a_6 \sigma(T)_i + a_7 (\overline{\ln H})_i + \\ & a_8 \overline{U}_i + a_9 \text{SIZE}_i + a_{10} \\ & \text{MAR}_i + \epsilon_i \end{aligned} \quad (3)$$

여기서 $(\overline{\ln W})_i$ 는 i산업의 기하평균임금의 로그값이고, (\overline{U}) 는 산업별 조직률이고 2SLS 추정법을 이용할 때 내생변수로 처리한다. 그리고 SIZE는 산업별 평균기업규모, MAR는 산업별 기혼자비율이다. (3)식이 다른 통상적인 임금함수와 차이나는 점은 산업별 기하평균임금의 로그값을 이용하는 점과 표준편차를 추정모형에 포함하고 있는 점이다. (3)식의 추정결과 각 추정계수에 대한 기대값은 각각 $a_1, a_4, a_7, a_8, a_9 > 0$ 이고, $a_3, a_5 < 0$ 일 것으로 기대된다. 그러나 a_2 와 a_6 의 부호는 산업별 임금함수의 변수와 파라미터의 상관관계에 의존한다.

2.1.2 임금분산함수

(1)식의 인적자본모형의 임금함수를 확대하면 (5)식과 같은 임금분산모형을 유도할 수 있다. (1)식에서 복잡한 계산을 피하기 위해 S^2 항과 T^2 항을 소거하고 일시적으로 노동조합변수(U)를 소거하면 다음과 같은 개별임금함수를 얻을 수 있다.

$$\ln W = b + \alpha S + \beta T + \gamma (\ln H) \quad (4)$$

여기서 $\ln W$ 는 임금소득의 로그값(대수임금)이고, α 와 β 는 각각 교육(S)과 경력(T)의 평균

$(\overline{T})^2 + \sigma^2(T)$ 이라 가정하고, $\sigma(S^2)$ 와 $\sigma(T^2)$ 항은 측정할 수 없기 때문에 실제 추정모형에서 제외했다.

수익률이고, γ 는 근로시간에 대한 임금소득의 탄력성인데 개인간에 일정한 것으로 가정한다. 그리고 (4)식의 양변에 분산 값을 취하여 정리하면 (5)식과 같은 임금분산식을 얻게 된다. $\sigma^2(xy) = (\bar{x})^2\sigma^2(y) + (\bar{y})^2\sigma^2(x) + \sigma^2(x)\sigma^2(y)$ 식에서 유도한 것이다.

$$\sigma^2(\ln W) = \begin{aligned} & (\bar{\alpha})^2\sigma^2(S) + \sigma^2(\bar{\alpha})(\bar{S})^2 \\ & + \sigma^2(\alpha)\sigma^2(S) + (\bar{\beta})^2\sigma^2 \\ & (T) + \sigma^2(\beta)(\bar{T})^2 + \sigma^2 \\ & (\beta)\sigma^2(T) + \gamma^2\sigma^2(\ln H) \end{aligned} \quad (5)$$

여기서 $\sigma^2(\ln W)$ 는 임금분산도(dispersion)를 나타내는 대수임금의 분산(variance)이고, 설명 변수간의 공분산(covariance)은 0이라고 가정한다. 사업체규모별 임금수준이 다르기 때문에 사업체규모의 분산, $\sigma^2(\text{SIZE})$ 도 임금분산도에 영향을 줄 수 있다. 사업체규모의 분산 변수뿐만 아니라 노동조합조직률(U) 변수와 기타 필요한 통제변수를 (5)식에 추가하면 실증분석에 이용할 수 있는 (6)식과 같은 임금분산식을 얻게 된다. 산업내 노동조합 조직률(U)을 산업내 기업간 노동조합의 분산 값을 대리하는 변수로 임금분산도모형에 포함한 것이다.

$$\sigma^2(\ln W)_i = \begin{aligned} & b_0 + b_1(\bar{S})_i^2 + b_2\sigma^2(S)_i \\ & + b_3(\bar{T})_i^2 + b_4\sigma^2(T)_i \\ & + b_5\sigma^2(\ln H)_i + b_6\bar{U}_i + \\ & b_7\sigma^2(\text{SIZE})_i + \nu_i \end{aligned} \quad (6)$$

ν_i 는 평균이 영인 오차항이다. 변수간의 공분산을 일정하게 유지할 수 없기 때문에 추정계수의 부호는 분명하지 않지만 b_1, b_2, b_3, b_4 및 $b_5 > 0, b_6 < 0, b_7 > 0$ 일 것으로 기대된다.

2.2 노동조합함수

산업내 임금분산의 정도가 노조운동(조직이나 가입)에도 영향을 줄 수 있기 때문에 임금분산도를 노조운동의 결정요인으로 취급하는 노동조합함수를 설정하여 추정에 이용한다. 우선 노동조합의 조직결성에 따른 비용이나 편익에 영향을 줄 것으로 기대되는 기타 요인들도 포함하여 노동조합함수를 유도하기로 한다.

2.2.1 노조조직성향의 결정요인

노동조합의 가입이나 조직성향에 영향을 미치는 요인은 다음과 같다.

첫째, 노동조합이 제공하는 서비스가 정상재일 경우 한 산업의 賃金水準은 산업내의 노동조합 조직률에 정의 효과를 가질 것으로 기대된다.

둘째, 제조업의 경우 생산직 근로자들이 비생산직 근로자들에 비해 노동조합에 가입하거나 노조를 조직하는 것이 용이하기 때문에 생산직 비율이 높을수록 노조가입 비율이 더 높을 것이다. 이는 조직비용이나 노조운동으로 기대되는 임금소득 등에 차이가 나기 때문이다.

셋째, 노동조합 가입성향은 남녀간 성별에 따라 차이가 존재한다. 그리고 노동조합 조직률은 산업별 여성근로자의 비율에 부(-)의 관계를 갖는다. 여성의 비율이 높은 산업들은 대개 근속기간이 영속적이지 못할 뿐만 아니라 노조운동으로부터 얻는 편익이 작고, 노동조합의 조직비용이 상대적으로 큰 직무들을 가지고 있기 때문이다.

넷째, 노동조합조직에 대한 연령구조의 효과는 분명치는 않지만 어떤 영향을 미칠 것으로 생각된다. 즉 근속년수나 경력년수에 따라 노동조합의 가입에 차이가 날 수 있는 것이다. 한편

으로 나이트 선임근로자일수록 비연금 급여를 축적할 기간이 더 짧고, 노동조합의 임금평준화 정책에 의해 연령에 대한 평균수익률을 체감시키는 경우라면 나이트 근로자는 조합원이 되는 것을 별로 선호하지 않을 것이다. 다른 한편, 선임근로자들이 상대적으로 강한 직무 보유력을 가지고 있으면서 이동성이 낮아서 노조운동으로부터 기대되는 편익이 크기 때문에 노동조합의 가입성향이 클 수도 있다(Farber & Saks, 1980)

다섯째, 개별근로자의 노동조합 가입성향은 교육년수(학력)와 결혼여부 등에 의해서도 영향을 받는다. 학력수준이 높을수록 노조가입성향이 낮고, 기혼자가 미혼자보다 가입성향이 낮을 것으로 생각된다. 왜냐하면 기혼자들은 가족의 부양책임 때문에 직장의 안정성을 바라는 경향이 있으므로 기혼자의 비율이 높을수록 노조조직률이 낮은 것으로 생각된다. 따라서 한 산업내의 학력수준이나 기혼자비율에 의해서도 산업내의 노조조직률이 영향을 받는다.

여섯째, 노동조합 조직률에 영향을 미치는 기타 통제변수로는 시장집중도, 기업체규모 등이 있다. 산업집중도와 기업체규모는 둘 다 잠재적으로 노동조합의 수요와 공급에 영향을 줄 수 있다. 만약 노조운동과 산업집중률이 정의 관계를 갖는다면 집중률이 높은 산업일수록 조직비용이 작고 노동수요의 탄력성이 작은 것을 나타낸다. 또한 노조운동과 기업규모가 정의 관계를 갖는다면 대기업일수록 노동조합의 조직결성과 가입으로 얻는 기대편익이 크고, 조직비용이 작다는 것을 의미한다(Bain & Elsherikh, 1979 : Hirsch & Berger, 1984 : Ashenfelter & Johnson, 1972 : Lee, 1978).

일곱째, 노조운동의 산업간 차이는 노조운동의 비용과 편익에 관련되어 있는 위에서 열거한

요인들뿐만 아니라 한 산업내의 임금분산도와도 관계된다. 이론적으로는 두 가지 상반되는 견해가 존재한다. 하나는 중위투표자모형을 이용한 견해로서 한 산업내의 근로자들이 동질적이고 임금분산이 작을수록 노동조합의 조직률이 높다는 것이다. 다른 하나는 임금분산도가 큰 산업일수록 오히려 노동조합에 대한 수요가 클 수 있다는 견해로서 임금분산도가 클수록 근로자들이 노동조합의 임금표준화정책을 이용하여 임금수준을 상승시키면서 동시에 임금불평등을 축소시키려 하기 때문에 오히려 근로자들의 노동조합에 대한 수요가 높아질 수 있다는 것이다.

이상에서 한 산업내 노조운동과 임금분산의 관계는 선형적으로는 판단할 수 없고 임금불평등과 임금수준 등 노동조합의 조직화에 영향을 주는 요인들을 포함한 노동조합방정식의 추정을 통한 실증분석에 의해 밝혀질 수밖에 없다. 지금까지 논의한 것을 반영해서 산업별 노동조합 함수의 추정모형을 설정해보면 다음과 같이 된다.

$$\begin{aligned}
 (\bar{U})_i = & c_0 + c_1\sigma^2(\ln W)_i + c_2(\overline{\ln W})_i \\
 & + c_3S_i + c_4T_i + c_5BC_i + \\
 & c_6FM_i + c_7MAR_i + c_8CON_i + \\
 & c_9SIZE_i + \varepsilon_i
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

여기서 \bar{U}_i 는 산업별 노동조합 조직률, $\sigma^2(\ln W)_i$ 는 산업별 대수임금분산이고, $\overline{\ln W}_i$ 는 산업별 대수임금의 기하평균값이다. S는 산업별 교육년수, T는 경력이나 근속년수, BC는 생산직 비율이고, FM은 여성근로자의 비율이고, MAR은 기혼자비율, CON은 산업집중률, SIZE는 평균기업체규모, ε_i 는 확률 오차 항이다.

2.3 추정모형

아래의 (8)식~(10)식은 노조운동과 임금분산의 관계를 고찰하기 위해 실증분석에 이용할 추정모형이다. (8)식은 산업별 평균자료를 이용하여 추정할 산업별 임금방정식이고, (9)식은 임금분산방정식이고, (10)식은 노동조합방정식이다.

$$\begin{aligned} (\overline{\ln W})_i = & a_0 + a_1 \overline{EDU}_i + a_2 \sigma(EDU)_i \\ & + a_3 \overline{MAR}_i + a_4 \overline{EXP}_i + a_5 \\ & \overline{TEN}_i + a_6 \sigma(TEN)_i + \\ & a_7 \overline{\ln H}_i + a_8 \overline{U}_i + a_9 \overline{SEX}_i + \\ & a_{10} \overline{SIZE}_i + e_i \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \sigma^2(\ln W)_i = & b_0 + b_1 (\overline{EDU}_i)^2 + b_2 \sigma^2 \\ & (EDU)_i + b_3 (\overline{TEN}_i)^2 + \\ & b_4 \sigma^2(TEN)_i + b_5 \overline{U}_i + \\ & b_6 \sigma^2(\ln H)_i + b_7 \sigma^2 \\ & (SIZE)_i + b_8 \overline{SEX}_i + \nu_i \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \overline{U}_i = & c_0 + c_1 \overline{\ln W}_i + c_2 \sigma^2(\ln W)_i + \\ & c_3 \overline{EDU}_i + c_4 \overline{EXP}_i + c_5 \overline{SIZE}_i \\ & + c_6 \overline{MAR}_i + c_7 \overline{TEN}_i + \\ & c_8 \overline{\ln H}_i + c_9 \overline{SEX}_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (10)$$

여기서 각 변수에 줄(bar)을 그은 것은 해당 변수의 산업별 평균값임을 나타낸다. 그리고 $\sigma(\)$ 와 $\sigma^2(\)$ 는 각각 괄호 안에 있는 변수의 산업내 표준편차(standard deviation)와 분산(variance)을 나타낸다. 그리고 $\ln W$ 는 각 산업의 월 평균 임금의 대수 값이며, EDU 는 교육년수, TEN 은 근속년수, $\ln H$ 는 월 근로시간의 대수 값, U 는 산업별 노동조합의 조직률, MAR 은 기혼자 비율, $SIZE$ 는 사업체규모, EXP 는 경력년수, 그리

고 SEX 는 각 산업의 남녀별 자료를 따로 계산한 것이기 때문에 남녀별 자료를 구분하는 성별 더미변수(남자 1, 여자 0)이다.

III. 추정결과

3.1 노동조합의 임금효과

<표 1>은 산업별 노조조직률이 산업별 평균 임금에 미치는 영향을 고찰하기 위하여 산업별 임금함수를 최소자승법(OLS)과 2단계 최소자승법(2SLS)으로 추정한 결과이다. 이 때 2단계 최소자승법(2SLS)으로 추정할 경우 노조조직률(UNION)을 내생변수로 처리하였다. OLS에 의한 추정결과보다도 2SLS에 의한 추정결과가 통계적 유의성이 더 크게 나타났으며, 산업별 임금함수의 분석모형의 조정된 결정계수(adj-R²)가 0.91부터 0.94까지 나타나 분석모형의 설명력은 대단히 높은 것으로 나타났다.

<표 1>에서 OLS 추정기법보다는 2SLS 추정기법을 이용하여 추정한 경우가 설명력은 낮았지만 변수들의 유의성은 더 큰 것으로 나타났다. 2단계 최소자승법(2SLS)의 추정결과를 살펴보면, 산업별 평균값인 경력년수, 근로시간, 교육년수, 기업규모 변수들은 기대한 것과는 다르게 모두 음(-)의 값을 나타냈다. 그러나 기혼자비율이나 근속년수, 성별 더미변수는 모두 통계적 유의성이 매우 높으면서도 양(+의 값으로 나타났다. 산업내 평균 근속년수의 증가에 따른 임금탄력성은 추정기법에 따라 각각 0.052와 0.057이었다. 평균 근속년수가 1년 증가함에 따라 평

산업내 임금분산도에 대한 노조 효과

균임금이 5.2%내지 5.7% 정도 상승한다는 것이다. 성별 더미변수의 추정계수에서도 남녀간 산업별 평균임금의 격차가 대단히 큰 것을 확인할 수 있다. 산업내 남자의 평균임금이 여자의 평균임금보다 27%이상 더 높은 것으로 나타났다.

미한다. 그리고 또한 노동조합 조직률(%)에 대한 추정계수는 OLS로 추정한 추정치보다 노조 조직률 변수를 내생변수로 처리하여 2SLS로 추정한 결과가 더 크게 나타났다. 산업내 평균 월급여액(lnSAL)을 종속변수로 했을 경우 노조변

〈표 1〉 산업 임금함수의 추정결과

	ln(SAL)		ln(TWA)	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
(상수항)	12.614*** (1.6212)	15.121*** (1.967)	14.877*** (2.0248)	17.454*** (2.3323)
노조조직률	0.3277** (0.1246)	0.8789*** (0.2414)	0.4101** (0.1556)	0.9767** (0.2861)
경력년수	-0.0173 (0.0129)	-0.0376** (0.0158)	-0.0187 (0.0162)	-0.0396** (0.1087)
ln(근로시간)	-0.1355 (0.2720)	-0.4144 (0.3095)	-0.5339 (0.3397)	-0.8206** (0.3669)
교육년수	0.0305 (0.0323)	-0.1352*** (0.0464)	0.0381 (0.0404)	-0.1344** (0.0550)
사업체규모	-0.0429 (0.0297)	-0.0409 (0.0434)	-0.0395 (0.0372)	-0.0353 (0.0515)
기혼자비율	0.3472* (0.2029)	0.4564** (0.2217)	0.3881 (0.2534)	0.5004* (0.2628)
근속년수	0.0517*** (0.0112)	0.0569*** (0.0122)	0.0455*** (0.0140)	0.0509** (0.0144)
성별더미	0.2698*** (0.0544)	0.3653*** (0.0680)	0.2294*** (0.0679)	0.3275** (0.0806)
σ (교육년수)	0.0823* (0.0467)	0.0668 (0.0505)	0.0364 (0.0583)	0.0204 (0.0599)
σ (근속년수)	0.0127 (0.0175)	-0.0028 (0.0196)	0.0387* (0.0218)	0.0227 (0.0233)
adj R ²	0.9426	0.9171	0.9197	0.8956
SEE	0.0831	0.0893	0.1037	0.1058

주 1) 종속변수는 월 급여액의 대수값(lnSAL), 월임금총액의 대수값(lnTWA)

2) ()안은 표준오차, N=55.

3) 유의수준 *** 1%, ** 5%, * 10%

노조운동이 산업별 평균임금에 미치는 효과를 나타내는 노조조직률 변수(UNION)에 대한 추정계수는 두 가지 추정기법에서 모두 통계적으로 유의미하면서 양(+)의 값으로 나타났다. 이것은 산업별 노동조합의 조직률이 산업별 평균임금에 정의 영향을 미치고, 산업내 노동조합 조직률의 상승이 산업의 평균임금을 상승시키는 것을 의

수의 추정계수는 0.327과 0.878로 나타났으며, 평균 월임금총액(lnTWA)을 종속변수로 했을 경우 노조변수의 계수는 0.410과 0.976으로 각각 나타났다. 이것은 노조조직률에 대한 산업별 평균임금의 탄력성을 나타낸다. 산업별 노동조합 조직률이 1% 상승함에 따라 산업별 평균임금은 대략적으로 0.33%에서 1.0%정도 상승하는 것을

의미한다.

3.2 노조의 임금평준화효과

<표 2>는 노조운동이 임금분산에 미치는 효과를 고찰하기 위하여 (9)식의 산업별 대수임금 분산함수를 최소자승법(OLS)과 2SLS 추정법으로 추정한 결과이다. <표 2>의 추정결과, 2SLS 추정법을 사용한 경우 노조조직률 변수(UNION)를 내생변수로 처리하였다. 분석모형의 조정된 결정계수(adj-R²)가 약 0.69 정도인 것으로 나타나 분석모형의 설명력은 상당히 있는 것으로 나타났다.

한 산업내의 임금분산은 근로시간의 분산인 $\sigma^2(\ln H)$ 과는 유의수준 1%에서 통계적으로 유의

미하면서 정(+)의 관계로 나타났다. 이것은 추정모형을 유도하면서 기대했던 바와 같으며 산업내 근로시간의 분산이 클수록 산업별 임금분산이 커지는 것을 나타낸다. 또 근속년수(TEN)의 분산과도 통계적으로 유의미하게 플러스의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그리고 성별더미(SEX)의 추정계수도 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 남자의 경우가 여자에 비해 임금분산도가 큰 것을 알 수 있다. 그러나 산업내 임금분산은 산업내 교육년수(EDU)의 분산이나 사업체규모(SIZE)의 분산과는 정의 영향을 받지만 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다.

(9)식의 임금분산함수를 이용하여 분석한 논제는 노조조직률이 산업내 임금분산과 어떤 관

<표 2> 임금분산함수의 추정결과

	$\sigma^2(\ln SAL)$		$\sigma^2(\ln TWA)$	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
(상수항)	0.0450 (0.0328)	0.0453 (0.0301)	0.0611 (0.0399)	0.0620 (0.0368)
노조조직률	-0.0541** (0.0238)	-0.0631** (0.0262)	-0.0837*** (0.0290)	-0.1091*** (0.0321)
근로시간의 분산	1.0806*** (0.3519)	1.0806*** (0.3223)	1.0651** (0.4277)	1.0653*** (0.3944)
교육년수의 분산	0.0001 (0.0028)	0.0004 (0.0026)	0.0020 (0.0035)	0.0029 (0.0032)
사업체규모의 분산	0.0093 (0.0066)	0.0101 (0.0062)	0.0118 (0.0080)	0.0142* (0.0076)
근속년수의 분산	0.0011** (0.0004)	0.0011** (0.0004)	0.0013* (0.0005)	0.0013* (0.0005)
성별더미	0.0328*** (0.0108)	0.0322*** (0.0100)	0.0256* (0.0132)	0.0240* (0.0122)
교육년수의 제곱	-0.00001 (0.0002)	0.00001 (0.0002)	0.0001* (0.0001)	0.0001 (0.0002)
근속년수의 제곱	-0.0008 (0.00008)	0.0001 (0.00008)	0.00008 (0.0002)	0.0002** (0.0001)
adj R ²	0.6873	0.6863	0.6207	0.6144
SEE	0.02398	0.02196	0.02915	0.02688

주 1) 종속변수는 $\sigma^2(\ln SAL)$, $\sigma^2(\ln TWA)$,

2) ()안은 표준오차, N=55.

3) 유의수준 *** 1%, ** 5%, * 10%

계를 갖는가를 밝히는 것이다. <표 3>은 종속변수를 각각 달리하는 임금분산함수를 OLS와 2SLS 추정법으로 추정한 결과 중에서 노조조직률(UNION)변수에 대한 추정계수만을 발췌하여 나타낸 것이다.

앞서 분석모형을 설정할 때 기대한 바와 같이 산업별 노조조직률은 산업내의 임금분산도에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이것은 노조조직률이 높은 산업일수록 산업내 임금분산도가 낮다는 것을 의미한다. 최소자승법(OLS)으로 추정한 경우나 2단계 최소자승법(2SLS)으로 추정한 경우 모두 UNION 변수에 대한 추정계수가 통계적으로 유의성이 있는 것으로 나타났다.

0.063~0.11% 정도로 나타났다.

그리고 종속변수로 월임금총액의 분산, $\sigma^2(\ln TWA)$ 를 이용한 경우가 월급여액의 분산, $\sigma^2(\ln SAL)$ 를 이용한 경우보다 노동조합의 임금평준화(임금분산축소)효과가 더 큰 것으로 나타났다. 또 월임금총액의 분산을 종속변수로 사용한 경우에도 노조운동과 임금분산도간의 관계를 단순히 OLS로 추정한 결과보다는 노조운동과 임금분산도를 연립방정식형태로 추정한 2SLS의 추정치가 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이미 개인별 자료를 이용하여 입증된 바 있는 노동조합의 임금표준화가설을 지지해주는 또 다른 하나의 증거라고 볼 수 있다. 노동조합의 조

<표 3> 노동조합의 임금평등화효과

종속변수 추정기법	$\sigma^2(\ln SAL)$		$\sigma^2(\ln TWA)$	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
추정계수	-0.05416** (0.02388)	-0.06315** (0.02624)	-0.08370*** (0.02903)	-0.10916*** (0.03211)

주 1) <표 2>>의 UNION에 대한 추정계수이고, ()안은 표준오차임.
2) ln SAL는 월급여액의 대수 값, ln TWA는 월임금총액의 대수 값임

OLS 추정법의 추정결과에 의하면 종속변수로 월급여액의 대수분산인 $\sigma^2(\ln SAL)$ 를 이용한 경우 산업별 노동조합 조직률이 1% 상승함에 따라 대수임금분산을 약 0.054% 정도 축소시키는 것으로 나타났다. 또 월임금총액의 대수분산인 $\sigma^2(\ln TWA)$ 를 이용한 경우 노조조직률이 1% 상승함에 따라 대수임금분산을 약 0.083% 정도 축소시키는 것으로 나타났다.

산업별 노동조합의 조직률을 내생변수로 고려한 2SLS 추정법의 추정결과에서는 노동조합 조직률의 상승이 대수임금분산을 축소시키는 효과가 더 크게 나타났다. 즉 노동조합 조직률이 1% 상승함에 따라 대수임금분산의 축소효과는 약

조직률이 높은 산업일수록 임금분산도가 낮다는 것은 곧 노동조합의 조직률이 높은 산업일수록 노동조합이 임금표준화정책을 통하여 노동자간의 임금을 평준화시키는 효과가 더 크다는 것을 의미한다. 그리고 이것은 노동조합과 임금분산간 관계를 연립방정식모형으로 추정하지 않으면 실제의 노동조합의 임금평등화효과(임금불평등 축소효과)에 대한 추정치를 하향 편의 시킬 가능성이 시사해주는 결과이다.

3.3 노조함수 추정결과

한 산업내의 임금분산의 크기가 노동조합의

조직물에 의해 영향을 받는 것처럼 노조의 조직률도 역시 한 산업내의 임금분산도와 체계적인 관계를 가지고 영향을 받을 수 있다. 이처럼 한 산업내의 임금분산도가 노동조합의 조직물에 영향을 미칠 가능성은 충분히 인정되지만 그것이 어떠한 방향으로 영향을 줄 것인지는 선형적으로 예측할 수는 없다.

노조조직률은 임금수준, 교육년수, 경력년수 및 사업체규모, 근로시간과 정(+)의 영향을 받는 것으로 나타났다. 기혼자 비율, 근속년수 등은 각각 노조조직물에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 기혼자들은 가족의 부양책임 때문에 직장의 안정성을 바라는 경향이 있으므로 기혼자의 비율이 높을수록 조직률이 낮은 것으로 생

(표 4) 노동조합률 추경결과

변 수	추정기법	OLS	2SLS
(상수항)		-9.9101(2.3704)***	-11.393(2.5562)***
ln(월급여액)		0.4582(0.1635)***	0.5640(0.2078)***
대수임금의 분산		-0.2344(0.5602)	0.1152(0.8369)
경력년수		0.0384(0.0130)**	0.0380(0.0120)***
ln(근로시간)		0.5528(0.2890)*	0.5936(0.2769)**
교육년수		0.0954(0.0343)***	0.0885(0.0343)**
사업체규모		0.1559(0.0249)***	0.1604(0.0250)***
기혼자비율		-0.3380(0.2342)	-0.3549(0.2243)
근속년수		-0.0251(0.0133)*	-0.0304(0.0142)**
성별더미		-0.2272(0.0656)***	-0.2768(0.0707)***
adj R ²		0.7585	0.7513
SEE		0.09330	0.08564

- 주 1) 종속변수는 노조조직률(UNION)
- 2) ()안은 표준오차, N=55
- 3) 유의수준 *** 1%, ** 5%, * 10%.

<표 4>는 한 산업내의 임금분산도가 노동조합의 조직물에 미치는 효과를 고찰하기 위해 (10)식의 산업별 노조방정식을 OLS와 2SLS로 추정한 결과이다. 연립방정식모형의 추정법인 2단계 최소사승법(2SLS)으로 추정한 경우 월급여액의 대수분산인 $\sigma^2(\ln SAL)$ 와 월급여액의 대수값(ln SAL)을 내생변수로 처리하였다.

<표 4>에서 산업내 임금불평등의 크기를 나타내는 대수임금분산, $\sigma^2(\ln SAL)$ 와 기혼자비율 변수에 대한 추정계수를 제외한 다른 변수들의 추정계수는 모두 통계적으로 유의성이 있는 것으로 나타났다.

각된다. 그러나 이론적으로는 학력수준이 높을수록, 또 경력이 많을수록 勞動組合에 가입할 확률이 낮을 것으로 기대된다. 그러나 본고의 산업별 평균자료를 이용한 산업별 노조방정식의 추정결과는 예상과는 반대의 결과로 나타났다.

산업별 노조방정식을 이용하여 한 산업내의 임금분산이 노조조직물에 미치는 효과를 추정한 대수임금분산 변수의 추정계수를 살펴보면 통계적 유의성은 없지만 산업내의 노조 조직률이 산업내 임금분산과 부(-)의 관계를 갖는다는 것은 확인할 수 있다. 이것은 한 산업내의 임금분산도가 클수록 노동조합의 조직률이 낮고, 임금분

산도가 작을수록 노조조직률이 높다는 것을 의미한다. 그러나 추정치의 통계적 유의성이 없기 때문에 이것을 근로자들이 동질적인 산업일수록 (임금분산이 작을수록) 노동조합의 조직결성 가능성이 높다는 중위투표자모형의 가설을 지지해주는 결과라고 단정해서 해석하기에는 무리가 있는 것 같다.

이상의 결과를 요약하면 다음과 같다. 임금함수의 추정 결과, 한 산업내 노조 조직률이 산업별 평균임금에 미치는 효과는 통계적으로 유의성이 높으면서도 양(+)의 값으로 나타나 노조조직률이 산업별 평균임금에 정의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 노동조합의 임금효과 는 OLS 기법으로 추정한 경우보다는 2SLS 기

(부표) 노동조합함수의 추정계수

	OLS	2SLS
(CONST)	-9.2983 (2.1797)***	-11.100 (2.3706)***
$\sigma^2(\ln TWA)$	-0.13516(0.46978)	-0.36834(0.72840)
lnTWA	0.36830(0.12495)***	0.53581(0.17475)***
EXP	0.03911(0.01298)***	0.03925(0.01198)***
EDU	0.09639(0.03389)***	0.07845(0.03506)**
SIZE	0.15163(0.02603)***	0.14331(0.02825)***
MAR	-0.31693(0.23112)	-0.38352(0.22426)*
TEN	-0.02212(0.01244)*	-0.03089(0.01322)**
ln H	0.62921(0.28926)**	0.62046(0.27995)**
SEX	-0.21055(0.06219)***	-0.22780(0.06650)***
adj R ²	0.7618	0.7523
SEE	0.09266	0.08548

주 1) 종속변수는 산업별 노조조직률(U)이고, ()안은 표준오차, N=55.
 2) 유의수준 *** 1%, ** 5%, * 10%

IV. 결론

본고에서는 한 산업내에서의 노조운동과 임금분산도의 상호관계를 고찰하기 위해 산업별 임금함수, 임금분산함수와 노동조합함수를 각각 설정하고 추정해 보았다. 본고는 이들 함수를 제조업의 세분류 산업별 평균자료를 이용하여 노조조직률이 산업별 평균임금에 미치는 효과, 노조운동이 임금분산에 미치는 효과와 산업내 임금분산이 노동조합의 조직에 미치는 영향을 추정한 결과이다.

법으로 추정한 경우가 통계적으로 유의하면서도 더 크게 나타났다. 이는 산업별 노조 조직률이 1% 상승함에 따라 평균임금은 대략 0.33~0.9% 정도 상승하는 것을 알 수 있다.

임금분산함수의 추정 결과, 노조운동이 산업별 임금분산에 미치는 효과가 통계적 유의성이 있는 음(-)의 값으로 나타나 노동조합이 산업내 임금분산을 축소시키는 데 기여한다는 사실도 확인하였다. 추정기법과 종속변수에 따라 약간 차이가 있지만 노동조합조직률이 1% 상승함에 따라 대수임금분산은 대략 0.054%에서 0.11% 정도 축소시키는 것으로 나타났다.

한편 노동조합함수의 추정 결과, 임금분산이

노조조직물에 미치는 효과는 통계적으로 유의성이 없었지만 임금분산도와 노조조직물이 부의 관계로 나타나 임금분산이 작은 산업, 즉 근로자의 특성이 동질적인 산업일수록 노조 조직물이 높다는 것을 시사해준다.

결론적으로 본고의 추정결과를 통해 노동조합의 임금효과도 확인할 수 있었고, 노동조합의 임금평준화가설을 지지하는 결과도 얻을 수 있었다. 물론 본고도 여러 가지 한계점은 가지고 있기 때문에 앞으로 이 분야에 대한 많은 자료가 축적되어 많은 연구결과가 나올 수 있길 기대한다.

참고 문헌

- 김장호, “노동조합의 임금효과 : 우리 나라 제조업부문에서의 노동조합유무별 임금결정 메카니즘의 차이,” 한국경제학회, 『경제학연구』, 제39집 제1호(1991. 6)
- 남상섭, “한국 노동조합이 상대적 임금과 임금분배에 미치는 효과”, 경북대학교 대학원 경제학과 경제학박사 학위논문(1993. 2)
- 배무기, “노동조합의 상대적 임금효과,” 한국노동연구원, 『한국노동연구』, 제1권 제1호(1990. 1)
- 어수봉 · 이태현, “노동조합의 임금평등효과”, 한국노동연구원, 『한국노동연구』, 제3집(1992)
- 이정우 · 남상섭, “한국의 노동조합이 임금분배에 미치는 영향”, 한국경제학회, 『경제학연구』, 제41집 제3호(1994. 2.), pp.251-78.
- 이정우 · 남상섭, “한국 제조업에서의 시장집중, 노동조합과 임금”, 한국노사관계학회, 『산업관계연구』, 제3권(1993. 6.)
- 조우현 · 유경준, “노동조합 가입성향의 결정요인과 노조의 상대적 임금효과”, 한국노동연구원, 정책연구 97-07(1997)
- Ashenfelter, Orley and G. E. Jhonson, “Unionism, Relative Wages, and Labor Quality in U. S. Manufacturing Industries,” *International Economic Reviews*, Vol. 13(October 1972), pp. 488-508.
- Bain, G. S. and Farouk Elsheikh, “An Inter-Industry Analysis of Unionization in Britain,” *British Journal of Industrial Relations*, Vol. 17(July 1979), pp.137-57.
- Berndt, Ernst R., *The Practice of Economics : Classic and Contemporary*, New York, Addison-Wesley Publishing Company, Inc., 1991.
- Chiswick, Barry R., *Income Inequality : Regional Analyses Within a Human Capital Framework* (New York : National Bureau of Economic Research, 1974)
- Duncan, Gregory M., and D. E. Leigh, “The Endogeneity of Union Status: An Empirical Test,” *Journal of Labor Economics*, Vol.3(July 1985), pp.385-402.
- Farber, Henry s., and D. H. Saks, “Why Workers Want Unions : The Role of Relative Wages and Job Charac-

- teristics," *Journal of Political Economics*, Vol. 88(April 1980), pp.349-69.
- Freeman, R. B., "Union Wage Practices and Wage Dispersion within Establishments," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 36(October 1982), pp.3-21.
- Freeman, Richard B. and James L. Medoff, *What Do Unions Do?*, New York: Basic Books(1984)
- Hirsch, B. T., "The Inter-Industry Structure of Unionism, Earnings, and Earnings Dispersion," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.36(October 1982), pp.22-39
- Hirsch, B. T. and John T. Addison, *The Economic Analysis of Unions: New Approaches and Evidence*, Boston : Allen and Unwin(1986)
- Hirsch, B. T. and Mark C. Berger, "Union Membership Determination and Industry Characteristics," *Southern Economic Journal*, Vol. 50(January 1984), pp.665-79.
- Lee, Lung-Fei, "Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variable," *International Economic Review*, Vol.19(June 1978), pp. 415-33.
- Plotnick, Robert D., "Trends in Male Earnings Inequality," *Southern Economic Journal*, vol.48(1982), pp.724-32.

The Effect of Unionism and Wage Dispersion Within-Industry in Korea

Sang-Sup, Nam*

Abstract

This paper examines the relationship between unionism and wage dispersion in Korea. This paper presents a model of in which unions, wage, and wage dispersion are simultaneously determined. This paper examine not only the effect of unions on wage dispersion, but also the effect of wage dispersion on the level of unionism.

The estimated equalizing effects of unions on within-industry wage dispersion are found to be significant. By increasing 1% in the organized rate of trade unions, Wage dispersion is reduced about 0.05% ~ 0.11%. But the effect of wage dispersion on the level of unionism is not found.

* School of Economics and Commerce, Joong-Bu University.