

勞 働 經 濟 論 集
第19卷(1), 1996. 7. pp.29~52
© 韓 國 勞 働 經 濟 學 會

勞働組合의 賃金效果는 韓國에서 存在하는가?*

김우영** · 최영섭***

< 目 次 >

I. 序 論	VI. MLE 推定結果
II. 既存 研究에 對한 檢討	VII. 勞組의 賃金效果 推定結果
III. 分析模型 設定	VIII. 人的資本과 賃金效果 및 勞組 組織率과의 關係
IV. 變數의 定義 및 基礎統計	IX. 結 論
V. OLS 推定結果	

I. 序 論

勞働組合이 그 활동을 통해 임금 및 근로조건 등에 많은 영향을 미칠 수 있음은 잘 알려져 왔다. 특히 1987년 이후 노조운동이 활성화되면서 노조의 경제적 효과에 대한 관심이 높아졌으며, 노조의 경제적 효과 중 대표적이라 할 수 있는 勞組의 賃金效果에 대한 연구도 활발하게 이루어져 왔다. 勞組의 賃金效果 측정은 經濟效率性의 감소를 나타내는 한 가지 지표로 사용될 수 있다는 점에서 중요하다.¹⁾ 勞組의 賃金效果에 대한 기존 연구들은 주로 제조업·생산직 근로자를 대상으로 이루어져 왔으며, 자료로는 주로 직종별 임금실태

* 이 글을 쓰는 데 많은 도움을 주신 어수봉 박사, 황석만 박사, 유경준 박사와 권현지 연구원께 감사드리며, 이 글의 모든 오류는 필자의 몫이다.

** 한국노총 중앙연구원 연구위원

*** 고려대학교 경제학과 박사과정

1) 예를 들면, 노조의 임금상승분을 이용하여 노조가 얼마나 경제효율 상실(Deadweight Loss)을 초래하는가를 측정할 수 있다. 측정방법에 대한 자세한 내용은 Harberger(1971)와 Rees(1963) 참조.

조사테이프와 최저임금심의위원회의 자료가 많이 이용되었다.

그런데 기존의 勞組의 賃金效果에 대한 연구는 몇가지 단점을 갖고 있다. 우선 지적할 수 있는 것으로서 자료상의 문제점을 들 수 있다. 직종별 임금실태 조사에서는 해당 사업체의 勞組有無는 조사되지만 근로자 개인의 勞組加入 여부는 조사되지 않는다. 따라서 직종별 조사를 이용하는 경우 해당사업체에 노조가 조직되어 있으면 암묵적으로 모든 근로자가 組舍員으로 간주되거나 혹은 모두 노조의 임금정책의 영향을 받는다고 가정할 수밖에 없다.

그러나 사실 이는 실증분석해야 할 문제이지 분석과정에서 가정할 수 있는 성격의 것이 아니다. 非組舍員과 組舍員의 임금수준이 어떻게 다른지에 대한 결론이 내려져 있지 않은 상황에서 勞組有無만으로 勞組의 賃金效果를 추정하는 것은 偏倚된 결과를 가져올 가능성이 크다.

두 번째로 기존연구에서는 표본의 自己選擇(self-selection) 문제가 만족스럽게 해결되지 못했다. 근로자 개인의 노조가입 결정과정에서 근로자의 效用極大化 행동에 따라 표본의 自己選擇이 나타나고 그에 따라 OLS추정치가 偏倚될 수 있다는 점은 잘 알려져 있다. 그런데 기존 연구에서는 대부분 이같은 표본선택 문제를 무시하고 勞組의 賃金效果를 추정하고 있다.

세 번째로 기존연구 중에는 많은 경우에 勞組의 賃金效果를 노조더미로 추정하고 있는데, 이는 勞組部門과 非勞組部門의 임금함수가 동일하다는 지나치게 강한 제약을 부과하는 것이다.

마지막으로 기존연구들의 勞組의 賃金效果에 대한 논의에서 勞組의 賃金效果의 有意性 여부가 검토되지 않은 경우가 많았다. 勞組의 賃金效果를 노조더미의 계수값으로부터 추정하는 경우에는 노조더미계수의 표준오차가 계산되었지만, 노조·비노조별 임금함수를 가정하고 그로부터 임금효과를 추정한 경우에는 대부분 임금효과의 표준오차가 계산되지 않았다. 따라서 노조·비노조별 임금함수를 가정한 연구에서 제시된 임금효과는 사실상 통계적 有意性 여부가 확인되지 못한 것이었다.

이상의 문제점들 때문에 지금까지의 연구결과로는 사실상 勞組의 賃金效果에 대한 결론을 내리기에는 미흡하다. 본고에서는 이상의 문제점들을 해결함으로써 勞組의 賃金效果를 재분석하고자 한다.

우선 분석에 사용된 자료는 대우경제연구소의 1994년도 대우가구패널 데이터로, 여기에는 근로자의 현직장의 勞組有無뿐만 아니라 근로자 개인의 勞組加入 여부도 함께 조사되어 있다. 따라서 이 자료를 이용할 경우 勞組有無와 勞組加入 여부 각각에 따른 勞組의 賃

金效果를 따로 추정할 수 있다.

다음으로 분석방법에 있어 勞組部門과 非勞組部門에 별도의 임금함수를 가정하고, 이 두 임금함수와 노조·비노조 선택함수로 이루어지는 일련의 회귀식에 대해 MLE를 적용한다. 이를 통해 우리는 勞組部門과 非勞組部門의 임금함수가 동일하다는 지나치게 강한 제약을 부과하지 않고, 또 標本選擇偏倚 문제를 해결한 통계적으로 일치된 효율적(consistent & efficient) 추정을 한다.

이 논문의 주요한 결론 중의 하나는 우리나라 전체 봉급생활자를 대상으로 할 때 勞組의 賃金效果가 6.3~7.8% 정도로 나타나지만, 그 統計的 有意性이 없다는 것이다.²⁾ 따라서 우리나라 勞組의 賃金效果는 봉급생활자 전체를 대상으로 할 때 존재하지 않는다고 봄이 타당하다. 다만, 근로자 종류별로는 勞組의 賃金效果가 유의하게 나타나는 경우가 있는데, 제조업에 종사하는 組合員의 경우는 약 14%, 일반사무직에 종사하는 組合員은 약 13.8%, 생산직 組合員의 경우에는 약 15.2%의 임금상승 효과가 있는 것으로 나타난다. 이러한 勞組의 賃金效果 추정치는 OLS방법으로 얻어진 추정치인 -1.3~2%(전체 봉급생활자 대상)와 매우 다르다는 것에 유의할 필요가 있다.

이 글의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 최근의 기존연구를 간단히 소개하고 제III장에서는 분석모형을 제시하며 제IV장에서는 표본의 특성, 변수의 정의 및 기초통계를 설명한다. 제V장에서는 勞組有無, 組合員 여부별 임금함수에 대한 OLS 추정치를 제시하고 제VI장에서는 勞組部門 선택 회귀식까지 포함한 MLE 추정결과를 제시한다. 제VII장에서는 제V장과 제VI장에서의 추정결과를 토대로 勞組의 賃金效果를 추정한다. 제VIII장에서는 인적자본에 따라 勞組組織率과 賃金效果가 어떻게 변하는가를 그래프로 나타내며, 마지막으로 이 글의 결론은 제IX장에 적는다.

II. 既存 研究에 대한 檢討

勞組의 賃金效果에 대한 최근의 주요 연구를 요약하면 <표 1>과 같다. <표 1>에 따르면, 1987년 이전과 1987년 이후로 勞組의 賃金效果가 상당히 달라짐을 알 수 있다. 1987년 이전에는 勞組의 賃金效果가 대단히 미미하거나 오히려 마이너스로 나타나는 경우가 많다.

2) 김우영(1995)에 의하면 캐나다의 경우 MLE를 사용하였을 때에 노조의 임금효과가 남자 18.1%, 여자 19.6%로 모두 5% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타난다.

裴茂基(1991)의 경우에는 1986년의 勞組의 賃金效果에 대해 직종별 임금실태조사 테이프를 사용한 경우 -1.35%, 최심위 자료를 사용한 경우 -0.29%를 제시하고 있다. 鄭寅樹(1991)의 경우에는 1986년에 勞組의 賃金效果가 플러스로 나타나고 있긴 하지만 그 크기가 1.03%에 불과하여, 勞組의 賃金效果가 매우 적음을 알 수 있다.³⁾

직종별 임금실태조사 테이프를 사용하면서 勞組有無別 임금합수를 별도로 추정한 채창균(1993)의 경우에도 1987년 이전에 노조의 마이너스 임금효과가 뚜렷이 나타난다. 그에 따르면 1980년에 남자 -2.6%, 1984년에 남자 -14.8%, 여자 -3.0%로 상당히 큰 마이너스 임금효과가 나타나고 있다.

1987년 이후로 들어오면 勞組의 賃金效果는 플러스로 반전되며 그 크기도 상당히 증가하고 있다. 1988년의 경우 裴茂基(1991)는 직종별 임금실태조사 테이프를 사용했을 때 8.41%, 최저임금심의위의 자료를 사용했을 때 5.2%의 임금상승 효과를, 鄭寅樹(1991)는 직종별 임금실태조사 테이프를 사용하여 7.66%의 임금상승효과를 제시한다.

金章鎬(1991)는 최심위의 개인별 자료를 이용하면서, 裴茂基(1991)나 鄭寅樹(1991)와 달리 勞組有無別로 별도의 임금합수를 설정하여 노조 임금효과를 추정하고 있다. 그에 따르면 1988년의 임금효과는 남자가 2.8%, 여자 3.4%로서 裴茂基(1991)나 鄭寅樹(1991)의 추정치

<표 1> 勞動組合의 賃金效果에 대한 최근연구

	분석자료	추정방법	주요 추정결과 (%)
裴茂基(1991)	직종별 조사, 최심위 자료	OLS 노조더미	1986년 -1.35%(직종), -0.29%(최심위) 1988년 8.41%(직종), 5.20%(최심위)
鄭寅樹(1991)	직종별 조사	OLS 노조더미	1986년 1.03%, 1987년 1.62%, 1988년 7.66%, 1989년 10.21%
金章鎬(1991)	최심위 자료	OLS 노조유무별 임금합수	1988년 남 2.8%, 여 3.4%
채창균(1993)	직종별 조사	OLS 노조유무별 임금합수	1980년 남 -2.6%, 여 4.7% 1984년 남 -14.8%, 여 -3.0% 1989년 남 18.2%, 여 14.6% 1989년 독점부문 -3.9%, 비독점 13.5%

3) 裴茂基(1991)와 鄭寅樹(1991)는 모두 노조더미를 사용하고 있으며, 분석자료도 1986년 직종별 조사를 사용하고 있다. 그럼에도 불구하고 분석결과에서 차이가 나는 것은 원테이프에서 다시 표본을 추출하는 과정에서의 차이 때문으로 보인다.

보다 작게 나타나고 있다. 채창균(1993)의 연구에서도 1989년의 임금효과가 플러스로 나타나 1987년 이후 勞組의 賃金效果가 전반적으로 플러스임을 알 수 있다.

그러나 이러한 기존연구들은 모두 앞 절에서 지적한 바와 같이 標本選擇偏倚 문제, 勞組有無別 임금함수의 추정치로 계산된 임금효과 추정치의 統計的 有意性 문제 등의 단점을 갖고 있으며, 이에 따라 지금까지의 연구결과로는 勞組의 賃金效果에 대한 정확한 해석을 하기가 곤란했던 것이 사실이다. 다음 장에서는 이상의 문제점을 해결한 분석을 통해 우리나라 勞動組合의 賃金效果를 추정해 보도록 한다.

III. 分析模型 設定

근로자의 임금이 각 근로자의 인적자본 및 직장의 산업, 기업 특성에 따라 결정되지만 그 결정 메커니즘이 勞組部門과 非勞組部門 사이에 서로 다르다고 가정하여 각 부문의 임금함수를 다음과 같이 설정한다.⁴⁾

$$\ln W_u = X_u \beta_u + e_u \dots\dots\dots(1)$$

$$\ln W_n = X_n \beta_n + e_n \dots\dots\dots(2)$$

(W: 시간당 임금, X: 1 × k 독립변수 벡터, β: k×1 계수 벡터, e: 오차항, u, n은 각각 勞組部門, 非勞組部門을 의미)

근로자가 노조가 조직된 기업에 속할 확률, 혹은 노조에 가입할 확률을 나타내는 勞組部門 선택회귀식을 다음과 같이 인적자본의 함수로 설정한다.

$$U^* = Z\gamma + v, \dots\dots\dots(3)$$

$$U = 1 \quad \text{if } U^* > 0$$

$$= 0 \quad \text{otherwise}$$

(U: 勞組部門 더미, Z: 1×k 독립변수 벡터, γ: K×1 계수 벡터, v: 오차항)

4) 임금함수는 Mincer(1974)의 인적자본 이론을 기초로 하여 산업과 기업 특성을 추가로 조정한 모형이다. 노조부문과 비노조부문에 서로 다른 임금함수를 가정하는 것은 오차항의 분산이 다를 수 있다는 것을 인정하기 때문에, 하나의 임금함수를 가정하고 모든 변수에 대해 노조더미의 교차항을 포함시키는 것보다 더 일반적인 모형이다. 더 자세한 내용은 Freeman(1982) 참조.

오차항 e_u, e_n, v 가 3변량 정규분포(trivariate normal)라고 가정하고 v 의 분산을 1로 정규화하면 오차항들의 공분산행렬은 다음과 같다.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_u^2 & \sigma_{un} & \sigma_{uv} \\ & \sigma_n^2 & \sigma_{nv} \\ & & 1 \end{bmatrix}$$

식 (1), (2), (3)과 공분산행렬에 따라 尤度函數(likelihood function)는 다음과 같이 설정된다.

$$L = \prod_{U=1} \frac{1}{\sigma_u} \phi\left(\frac{\ln W_u - X_u \beta_u}{\sigma_u}\right) \Phi(a) \prod_{U=0} \frac{1}{\sigma_n} \phi\left(\frac{\ln W_n - X_n \beta_n}{\sigma_n}\right) \Phi(b) \dots\dots\dots(4)$$

$$\left(a = \frac{Z\gamma + \frac{\rho_1}{\sigma_u} (\ln W_u - X_u \beta_u)}{(1 - \rho_1^2)^{\frac{1}{2}}}, \quad b = \frac{-Z\gamma - \frac{\rho_2}{\sigma_n} (\ln W_n - X_n \beta_n)}{(1 - \rho_2^2)^{\frac{1}{2}}}, \right.$$

$$\left. \rho_1 = \frac{\sigma_{uv}}{\sigma_u}, \quad \rho_2 = \frac{\sigma_{nv}}{\sigma_n}, \quad \phi = \text{표준정규확률밀도함수(standard normal p.d.f)}, \right.$$

$$\left. \Phi = \text{표준정규누적확률분포(standard normal c.d.f)를 각각 의미} \right)$$

식 (4)에 로그를 취하면 다음과 같은 로그尤度函數(log-likelihood function)가 된다.

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_{U=1} \ln \frac{1}{\sigma_u} \phi\left(\frac{\ln W_u - X_u \beta_u}{\sigma_u}\right) + \sum_{U=1} \ln \Phi(a) \dots\dots\dots(5) \\ & + \sum_{U=0} \ln \frac{1}{\sigma_n} \phi\left(\frac{\ln W_n - X_n \beta_n}{\sigma_n}\right) + \sum_{U=0} \ln \Phi(b) \end{aligned}$$

MLE 추정방법은 식 (5) 값의 극대화를 통해서 $\beta_u, \beta_n, \gamma, \sigma_u, \sigma_n, \rho_1, \rho_2$ 의 母數를 동시에 구하는 것이다.

IV. 變數의 定義 및 基礎統計

분석에 사용된 자료는 대우경제연구소의 1994년 대우가구패널 데이터 개인화일에 있는 10,460명에 대한 자료 중 정규직 봉급생활자 2,832명을 대상으로 하였다. 그 중 기업규모, 임금 등 분석에 사용된 변수들이 무응답이거나 누락된 경우, 특정 변수값이 지나치게 큰 특이관찰치(outliers),⁵⁾ 농수산업 종사자 및 국제 및 기타 외국기관 종사자 등을 제외한 1,211명을 최종 분석대상으로 하였다.⁶⁾ 분석에 사용된 주요 변수의 정의와 그 표본 평균은 <부표 1>과 <부표 2>에 실려 있다.

먼저 <부표 2>에 나타난 勞組部門과 非勞組部門⁷⁾에서의 독립변수 평균값을 비교해 보자. 우선 勞組部門과 非勞組部門을 회사에 노조가 조직되어 있는지 여부로 구분하면, 노조가 있는 기업에 속한 근로자들의 경우 여자 및 미혼 근로자의 비중이 상대적으로 작고, 연령과 근속이 길게 나타나고 있다. 또 기업규모에서도 노조가 있는 경우의 기업규모가 노조가 없는 경우보다 상당히 높아 노조가 대기업에서 많이 조직되어 있음을 보여준다. 이같은 현상은 勞組部門과 非勞組部門을 勞組加入 여부로 나눠 비교할 때에도 비슷하다. 그러나 組舍員과 非組舍員⁸⁾ 사이에서의 독립변수간 차이는 勞組有無에 따라 비교할 때보다 줄어든다. 예를 들어, 組舍員과 非組舍員의 평균연령이 큰 차이를 보이지 않는다는 점, 근속의 차이도 勞組有無로 구분했을 때보다 줄어드는 점을 볼 수 있다. 특히 勞組加入 여부로 구분했을 때 고졸 이하 근로자의 비중과 생산직 근로자의 비중이 더 커지는 것을 볼 수 있다.

勞組部門과 非勞組部門 사이의 독립변수 차이가 그 구분 기준에 따라 다른 것은 노조가 있는 기업에 다니면서도 노조에 가입하지 않은 사람들 때문이다. 노조가 있는 기업에 다니면서도 노조에 가입하지 않은 사람들의 인적자본 평균을 보면, 상대적으로 연령이 높고 근

5) 주 근무시간 80시간 이상 1명.

6) 분석에 사용된 표본의 평균과 대우패널 데이터의 전체 봉급생활자를 대상으로 한 평균은 큰 차이를 보이지 않았으며, 표본의 대표성을 위해 이 논문에 나타나는 모든 분석에 가중치(weight)를 사용하였다.

7) 이 글에서 勞組部門과 非勞組部門은 두 가지 기준에 따라 정의된다. 첫째, 각 기업의 노조조직 여부로 구분되며, 둘째, 각 근로자의 조합원 여부로 구분된다.

8) 여기서 비조합원이라 함은 회사에 노조가 조직되어 있지 않은 근로자들과 회사에 노조가 조직되어 있으나 가입하지 않은 근로자를 말한다. 회사에 노조가 조직되어 있으나 노조에 가입하지 않은 사람들은 노조의 조직대상이 아닌 근로자도 포함된다.

속이 긴 사람들로, 주로 전문대 이상의 학력을 가진 전문직·사무직 종사자들임을 알 수 있다.

다음으로 <표 2>에 나타난 勞組部門과 非勞組部門의 임금수준을 비교해 보면, 우선 勞組有無로 구분했을 때 勞組部門의 임금이 非勞組部門보다 약 6.4% 높게 나타난다. 그러나 勞組加入 여부에 따라 비교하면 非組合員의 임금이 약 1.5% 더 높게 나타나고 있다. 이런 현상이 나타나는 원인은 바로 노조가 있는 기업에 다니면서 노조에는 가입하지 않은 사람들 때문이다.

앞에서 언급했듯이 이들은 주로 대기업에 종사하며, 근속과 연령이 긴 전문직·사무직 종사자들이다. 따라서 이들의 임금수준은 그 직장의 노조원보다 높을 가능성이 많다. 따라서 勞組有無에 따라 임금을 비교하면 이들 때문에 勞組部門의 임금수준이 높아지지만, 勞組加入 여부에 따라 임금수준을 비교하면 組合員들의 임금수준이 더 떨어질 수 있다.

<표 2> 부문별 로그 임금의 평균 및 표준편차

	勞組有無			勞組加入 여부			노 조	노 조
	勞 組	非勞組	차 이	組合員	非組合員	차 이	조직률	가입률
전 체	8.530 (0.028)	8.466 (0.025)	0.064 (0.038)	8.478 (0.032)	8.493 (0.023)	-0.015 (0.039)	0.363 (0.624)	0.244 (0.558)
남 자	8.599 (0.029)	8.628 (0.025)	-0.028 (0.038)	8.544 (0.033)	8.643 (0.023)	-0.099 (0.040)	0.402 (0.634)	0.273 (0.575)
여 자	8.167 (0.063)	8.066 (0.044)	0.100 (0.077)	8.111 (0.065)	8.087 (0.042)	0.025 (0.078)	0.239 (0.564)	0.156 (0.480)
민 간	8.490 (0.031)	8.384 (0.028)	0.106 (0.042)	8.435 (0.036)	8.422 (0.026)	0.013 (0.044)	0.390 (0.642)	0.256 (0.574)
공 공	8.760 (0.065)	8.666 (0.055)	0.094 (0.085)	8.675 (0.067)	8.716 (0.053)	-0.041 (0.085)	0.396 (0.610)	0.304 (0.574)
제조업	8.534 (0.035)	8.386 (0.039)	0.148 (0.053)	8.497 (0.042)	8.431 (0.034)	0.066 (0.054)	0.429 (0.655)	0.282 (0.596)
서비스	8.496 (0.054)	8.361 (0.046)	0.135 (0.071)	8.402 (0.055)	8.422 (0.045)	-0.020 (0.071)	0.414 (0.638)	0.288 (0.587)
전문직	8.728 (0.056)	8.701 (0.036)	0.027 (0.067)	8.616 (0.065)	8.723 (0.034)	-0.107 (0.073)	0.258 (0.557)	0.140 (0.441)
사무직	8.640 (0.048)	8.377 (0.046)	0.263 (0.067)	8.598 (0.059)	8.439 (0.042)	0.159 (0.073)	0.369 (0.625)	0.224 (0.540)
생산직	8.382 (0.039)	8.311 (0.042)	0.071 (0.057)	8.387 (0.043)	8.320 (0.038)	0.067 (0.058)	0.473 (0.665)	0.369 (0.643)

주 : 1) 괄호 안은 표준오차임.

2) 노조조직률=노조조직기업 종사근로자/전체 근로자; 노조가입률=조합원/전체 근로자.

노조조직률과 노조가입률에 있어서도 큰 차이를 나타내고 있다. 전체 봉급생활자를 대상으로 했을 때 조직률은 36.3%, 가입률은 24.4%로 조직률이 가입률보다 11.9% 높게 나타난다. 이러한 현상은 거의 모든 부문에서 공통적으로 나타나며 공공부문에서만 그 격차가 9.2%로 다소 작게 나타난다.

V. OLS 推定結果

勞組有無 및 勞組加入 여부별 임금함수에 대한 OLS추정결과는 <표 3>에 실려 있다. 대부분의 추정결과는 기존연구들의 결과와 크게 다르지 않게 나타나고 있다. 임금과 연령은 체감적 증가 패턴을 보이고 있으며, 교육도 임금을 유의하게 증가시키고 있다. 근속도 플러스의 부호를 유지하고 있으나 통계적 유의성은 낮게 나타나고 있다.

흥미로운 점은 노조가 조직된 기업 혹은 組合員인 경우에 성별·연령별·교육정도별 임금격차가 줄어드는 점이다. 이는 특히 노조가 조직된 기업과 노조가 조직되어 있지 않은 기업을 비교할 때 유의하게 나타난다. 여성은 노조가 조직된 기업에서 남성의 약 74%의 임금을 받는 반면, 노조가 없는 기업에서는 남성의 63%에 불과한 임금을 받는 것으로 나타난다. 교육에 있어서도, 노조가 조직된 기업의 근로자에게서 고학력(전문대 이상)에 대한 임금 증가분이 작게 나타난다.

이러한 현상은 노조의 성차별 폐지정책이나 임금평준화정책 때문으로 볼 수 있다. 노조는 일반적으로 근로자 사이의 인적 속성에 따른 임금격차를 줄이려는 평준화 전략을 채택한다. 임금평준화 전략의 채택은 노조가 중위 투표자(median voter)를 기준으로 행동하기 때문으로, 이같은 노조의 전략에 따라 勞組部門에서 성별·연령별·교육정도별 및 직종간 임금격차가 줄어들게 되는 것이다.

다음으로 勞組部門에서의 기업규모 추정계수가 非勞組部門의 기업규모 추정계수보다 더 작게 나타나고 있다. 이는 非勞組部門에서의 기업간 임금격차가 노조부문에서의 임금격차보다 더 크다는 것으로, 노조의 威脅效果를 일부 반영하는 것으로 보인다. 즉 노조의 威脅效果가 존재할 때, 지불능력이 있는 대규모의 비노조 기업에서 노조 결성을 방지하기 위해 중소규모 비노조 기업보다 높은 임금을 지급할 가능성이 있다.

일반적으로는 이상의 OLS추정결과를 토대로 勞組의 賃金效果를 추정하고 있지만, 標本選擇偏倚가 존재한다면 그 추정결과는 신뢰할 수 없는 추정결과이다. 따라서 다음 장에서는 標本選擇偏倚를 조정한 MLE 추정결과를 검토하기로 한다.

<표 3> 勞組有無別 및 勞組加入 여부별 賃金函數의 OLS추정치

	勞組組織		勞組非組織		組合員		非組合員	
	계 수	std.err	계 수	std.err	계 수	std.err	계 수	std.err
상수항	7.626**	0.332	7.150**	0.274	8.074**	0.411	7.056**	0.250
미 혼	0.001	0.058	-0.075	0.050	-0.030	0.063	-0.046	0.047
기타혼인	0.075	0.128	-0.137	0.092	0.071	0.159	-0.108	0.084
근 속	0.006	0.009	0.004	0.006	0.006	0.012	0.008	0.006
근속의 자승	0.048	0.037	0.025	0.020	0.045	0.056	0.019	0.019
여 성	-0.260**	0.053	-0.374**	0.040	-0.328**	0.062	-0.350**	0.037
연 령	0.035**	0.017	0.063**	0.014	0.013	0.022	0.067**	0.013
연령의 자승	-0.039*	0.021	-0.075**	0.017	-0.013	0.028	-0.079**	0.015
초중등학교	-0.331**	0.057	-0.114**	0.051	-0.271**	0.062	-0.154**	0.048
전문대	0.157**	0.054	0.202**	0.045	0.152**	0.071	0.196**	0.040
대학 이상	0.184**	0.062	0.273**	0.045	0.233**	0.075	0.244**	0.042
정부·정부기관	-0.169*	0.101	0.067	0.079	-0.236*	0.123	0.069	0.073
공기업	0.189**	0.061	0.064	0.086	0.163**	0.068	0.170**	0.072
비영리단체	-0.053	0.105	0.090	0.064	-0.017	0.117	0.080	0.061
전기·가스·수도	-0.345**	0.127	0.121	0.118	-0.342**	0.141	0.040	0.108
건 설	-0.025	0.078	0.014	0.057	0.018	0.090	-0.011	0.054
서비스	-0.119**	0.039	-0.044	0.036	-0.173**	0.047	-0.043	0.032
공공행정	-0.016	0.267	-0.166*	0.098	0.026	0.260	-0.193**	0.094
교육 및 의료	0.131	0.095	0.112*	0.060	0.140	0.112	0.093*	0.056
전문직	0.297**	0.101	0.242**	0.069	0.218**	0.112	0.255**	0.065
사무직	0.312**	0.097	0.188**	0.067	0.279**	0.110	0.204**	0.063
생산직	0.133	0.096	0.059	0.066	0.105	0.105	0.060	0.063
기업규모	0.012**	0.003	0.017**	0.005	0.011**	0.004	0.013**	0.003
R-square	0.488		0.515		0.477		0.509	
표본수	451		760		302		909	

주 : 지역변수의 추정치는 지면을 절약하기 위해 보고되지 않았음.

* 5%, ** 10% 유의수준.

VI. MLE 推定結果

標本選擇偏倚를 조정한 MLE 추정결과는 <표 4>와 <표 5>에 실려 있다. <표 4>에는 勞組部門과 非勞組部門을 각 기업의 勞組有無로 구분한 결과가 실려 있으며, <표 5>에는

勞組加入 여부로 구분한 결과가 실려 있다. 우선 選擇偏倚의 존재를 검토하기 위해 勞組有無 및 勞組加入 회귀식의 오차항과 임금함수의 오차항 사이의 상관계수를 살펴보자.

<표 4>에서 勞組有無 회귀식의 오차항과 勞組有無別 임금함수의 오차항의 상관계수는 勞組部門의 경우 플러스(0.473)의 有意性을, 非勞組部門의 경우 마이너스(-0.810)의 有意性을 나타내고 있다. 또 <표 5>에서도 組合員의 경우 플러스(0.083)의 有意性, 非組合員인 경우 마이너스(-0.762)의 有意性을 보여주고 있다.⁹⁾ 따라서 우리는 勞組部門과 非勞組部門 사이에 標本의 自己選擇 현상이 분명히 존재함을 볼 수 있으며, 이를 조정하지 않은 OLS 연구결과가 문제점을 갖고 있음을 알 수 있다.

勞組部門과 非勞組部門에 대한 근로자의 선택이 어떤 요인에 의해 결정되는지를 勞組有無 회귀식과 勞組加入 회귀식의 결과를 통해 살펴보자. <표 4>의 勞組有無 회귀식 결과에 따르면 근속이 길수록, 남성일수록, 생산직 근로자일수록, 대기업에 종사할수록 勞組部門에 속할 확률이 높아지고 있다.¹⁰⁾

이러한 상황은 기본적으로는 勞組加入 여부로 구분한 경우에도 마찬가지이다. <표 5>의 勞組加入 회귀식 결과에서도 근속이 길고, 남성일수록, 생산직 근로자일수록 노조에 가입할 확률이 높아지고 있다.

그러나 勞組有無 회귀식에서 플러스의 有意性을 가졌던 전문직의 경우 勞組加入 회귀식에서는 有意性을 갖지 않으며, 또 사무직의 경우에도 계수값이 떨어지고 있다. 기업규모의 경우에도 마찬가지인데, 勞組有無 회귀식에서는 기업규모의 계수가 플러스의 有意性을 가졌으나, 勞組加入 회귀식에서는 기업규모 계수는 더 이상 有意性을 갖지 않게 된다.

9) 노조부문에 나타나는 陽의 상관계수나 비노조부문에 나타나는 陰의 상관계수는 근로자가 부문을 선택함에 있어서 소득이 높은 부문으로 각각 유리하게 선택한다고 해석할 수 있다. 자세한 내용은 Green(1991) 참조.

10) 이 글에 사용된 노조유무와 노조가입 회귀식은 축약형(reduced form)이다. 노동조합의 조직여부는 노조에 대한 수요와 공급에 의해 결정된다고 볼 수 있다. 그러나 일반적으로 노조에 대한 수요·공급함수가 데이터상으로 구분되지 않는 관계로, 축약형이 많이 이용된다. 노동조합 조직여부가 수요공급에 의해 결정된다고 하는 연구로는 Ashenfelter and Pencavel(1969)가 있다. 노조가입 여부 또한 구조형 방정식(structural equations)으로 나타낼 수 있는데, 이러한 예로는 Abowd and Farber(1982), Lee(1978), Robinson and Tomes(1984)가 있다. 이 경우에는 반드시 임금함수에 포함되지 않는 변수가 노조 유무나 노조가입 회귀식에 설명변수로 포함되어야 한다. 이 분야에서 가장 어려운 문제는 임금함수에는 속하지 않으나 노조가입 회귀식에는 속하는 변수를 찾는 것이다. 이러한 변수의 선정(exclusion)이 자의적일 수 있으며, 따라서 이 글에서는 동일한 변수를 사용하기로 결정하였다. 이 경우 회귀식은 축약형이어야 하며, 모든 계수는 비선형(non-linear)으로 식별(identify)된다. 이러한 예로써 Doiron and Riddell(1993)의 연구가 있다. 노조 유무나 노조가입 회귀식에 회사내의 여성 비율이나 생산직 비율 등의 변수들이 들어가는 것이 바람직하지만, 대우패널 데이터에는 이러한 정보가 없는 관계로 이들 변수를 포함시키지 못했다.

이러한 현상은 노조 조직과 기업규모 사이에는 正의 상관관계가 존재하는 것이 현실이지만, 노조가입과 기업규모 사이에는 상관관계가 약하기 때문에 보인다. 즉 기업별 노조 체제 아래서 노조를 조직하는 데 필요한 고정비용이 기업규모가 클수록 감소하기 때문에 기업규모와 勞組組織은 正의 상관관계를 가질 수 있다. 그러나 근로자의 노조가입 여부가 노조의 조직대상에 속하는가 아닌가에 따라 결정된다고 보면, 기업규모는 노조가입에 큰 영향을 미치지 않을 것이다. 따라서 기업규모와 노조가입률 사이에서는 뚜렷한 상관관계를 발견하기 어려울 것이다.

<표 4> 勞組有無別 賃金函數 및 勞組有無 回歸式的 MLE 推定치

	勞組組織事業場		勞組非組織事業場		勞組有無 回歸式	
	계 수	std.err	계 수	std.err	계 수	std.err
상수항	7.582**	0.298	6.857**	0.216	0.254	0.616
미 혼	-0.024	0.045	-0.076	0.049	-0.125	0.131
기타혼인	0.123	0.116	-0.136*	0.072	0.033	0.145
근 속	0.026**	0.008	-0.023**	0.007	0.169**	0.019
근속의 자승	-0.024	0.033	0.107**	0.023	-0.562**	0.079
여 성	-0.290**	0.055	-0.314**	0.042	-0.301**	0.095
연 령	0.023	0.015	0.072**	0.012	-0.075**	0.031
연령의 자승	-0.026	0.018	-0.084**	0.014	0.078**	0.008
초중등학교	-0.298**	0.059	-0.171**	0.052	0.185*	0.109
전문대	0.154**	0.049	0.195**	0.030	0.032	0.100
대학이상	0.220**	0.047	0.241**	0.039	0.011	0.110
정부·정부기관	-0.178**	0.085	0.125	0.078	-0.186	0.211
공기업	0.212**	0.059	-0.051	0.062	0.586**	0.175
비영리단체	-0.061	0.084	0.156**	0.068	-0.279*	0.164
전기·가스·수도	-0.330**	0.118	0.116	0.116	-0.334	0.292
건 설	-0.053	0.062	0.060	0.066	-0.155	0.147
서비스	-0.090**	0.036	-0.045	0.035	0.141*	0.083
공공행정	-0.188	0.221	0.034	0.095	-1.394**	0.373
교육 및 의료	0.018	0.057	0.166**	0.065	-0.638**	0.137
전문직	0.338**	0.090	0.246**	0.033	0.248	0.187
사무직	0.362**	0.088	0.172**	0.023	0.383**	0.171
생산직	0.200**	0.087	-0.005	0.027	0.639**	0.153
기업규모	0.013**	0.003	0.005	0.004	0.049**	0.010
상관계수(ρ)	0.473	0.020	-0.810	0.016	-	-
표준편차(σ)	0.358	0.139	0.436	0.042	-	-
표 본 수	451		760		1,211	
log-likelihood			-9746.451			

주 : 지역변수의 추정치는 지면을 절약하기 위해 보고되지 않았음.

* 5%, ** 10% 유의수준.

<표 5> 勞組加入 與否別 賃金函數 및 勞組加入 回歸式의 MLE 推定值

	組會員		非組會員		勞組加入 回歸式	
	계 수	std.err	계 수	std.err	계 수	std.err
상수항	8.068**	0.106	6.948**	0.243	-0.582	0.448
미 혼	-0.044	0.060	-0.054	0.058	-0.063	0.162
기타혼인	0.061	0.174	-0.072	0.097	-0.092	0.282
근 속	0.014	0.012	-0.011*	0.006	0.185**	0.022
근속의 자승	0.012	0.052	0.076**	0.019	-0.663**	0.098
여 성	-0.328**	0.064	-0.300**	0.040	-0.361**	0.111
연 령	0.010	0.014	0.068**	0.012	-0.047**	0.014
연령의 자승	-0.010	0.017	-0.077**	0.014	0.033**	0.015
초중등학교	-0.256**	0.063	-0.201**	0.051	0.217	0.148
전문대	0.108*	0.062	0.226**	0.041	-0.209	0.131
대학 이상	0.272**	0.068	0.225**	0.040	0.002	0.017
정부·정부기관	-0.210**	0.100	0.102	0.069	-0.050	0.339
공기업	0.154**	0.072	0.061	0.059	0.751**	0.137
비영리단체	-0.008	0.048	0.109**	0.047	-0.086	0.188
전기·가스·수도	-0.305**	0.124	0.002	0.012	-0.121	0.148
건 설	0.010	0.053	-0.006	0.016	0.037	0.169
서비스	-0.141**	0.043	-0.063**	0.029	0.270**	0.095
공공행정	0.011	0.125	-0.104**	0.018	-1.050**	0.322
교육 및 의료	0.091	0.092	0.100**	0.041	-0.526**	0.089
전문직	0.258**	0.106	0.289**	0.037	-0.056	0.042
사무직	0.305**	0.110	0.216**	0.034	0.223*	0.115
생산직	0.144	0.114	0.008	0.038	0.625**	0.106
기업규모	0.009**	0.003	0.011**	0.003	0.010	0.008
상관계수(ρ)	0.083	0.013	-0.762	0.013	-	-
표준편차(σ)	0.310	0.154	0.415	0.050	-	-
표 본 수	302		909		1211	
log-likelihood	-9651.401					

주 : 지역변수의 추정치는 지면을 절약하기 위해 보고되지 않았음.

* 5%, ** 10% 유의수준.

다음으로 標本選擇偏倚를 조정한 임금함수의 추정결과를 살펴보자. 전체적으로 살펴보면, 앞의 OLS 결과와 유사하게 대부분 인적자본이론의 예측과 부합하고 있다. 다만, 勞組非組織 및 非組會員 임금함수에서 근속이 예측과 다소 다르게 나타나고 있는데, 이는 임금이 근속에 대해 2차함수 형태를 취하는 상황에서 장기근속자가 상대적으로 표본에 적기 때문인 것으로 보인다.

근속에 따라 임금이 상승하는지 여부는 추정결과를 토대로 임금의 근속에 대한 편미분치를 계산하면 알 수 있다. 그 결과, 근속의 초기를 제외하고 임금의 근속에 대한 기울기가 모두 플러스로 나타나 근속의 증가가 임금의 증가를 가져온다는 일반적인 관측과 부합하고 있다.¹¹⁾

勞組部門에서 근로자의 인적속성에 따른 임금격차가 줄어드는 현상은 OLS의 경우와 기본적으로는 유사하게 나타나고 있다. 勞組部門의 연령별 수익률은 非勞組部門보다 약 45세 미만까지 더 낮게 나타나고 있으며, 사무직과 생산직 사이의 임금격차도 勞組部門에서 더 작게 나타나고 있다. 그러나 성별 임금격차의 경우 勞組有無에 따라 勞組部門을 구분한 <표 4>에서는 그 격차가 감소하고 있지만 유의한 차이가 발견되지 않으며($\beta_u - \beta_n = 0.024(0.046)$, 괄호 안은 표준오차), 勞組加入 여부에 따라 구분한 <표 5>에서도 마찬가지이다.

<표 4>와 <표 5>에서 勞組部門과 非勞組部門의 표준편차를 비교하면 勞組部門의 평균자승오차(MSE)가 非勞組部門의 값보다 작게 나타나는 것을 알 수 있다. 이는 勞組部門에서의 로그임금 분산이 非勞組部門의 로그임금 분산보다 작음을 단편적으로 보여주는 것으로, 魚秀鳳·李泰憲(1992)의 연구와 일치하고 있다. 노조는 인적속성에 따른 임금격차를 줄일 뿐 아니라 인적자본 등의 변수를 통제한 후에도 임금의 분산을 줄임으로써 勞組部門 내부의 임금격차를 줄이는 데 긍정적인 영향을 미침을 알 수 있다.

VII. 勞組의 賃金效果 推定結果

$\hat{\beta}_u$ 와 $\hat{\beta}_n$ 가 추정되면 근로자부문별로 勞組의 賃金效果를 아래와 같이 구할 수 있다.

$$WD_j = \bar{X}_j (\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_n)$$

(\bar{X}_j : j 부문의 $1 \times k$ 독립변수 평균 벡터)

勞組 賃金效果의 추정치에 대한 표준오차는 다음과 같이 구할 수 있다.

11) 노조비조직부문과 비조합원부문의 근속의 임금에 대한 편미분치는 다음과 같이 계산된다.

$$\frac{\partial \ln W}{\partial T} = -0.023 + 2 * 0.00107 * T, \quad \frac{\partial \ln W}{\partial T} = -0.011 + 2 * 0.00076 * T$$

$$\text{std. err}_j = \sqrt{\bar{X}_j \text{VC}(\hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_n) \bar{X}_j'}$$

(VC(a)는 a 의 Variance-Covariance 행렬을 의미)

위와 같이 勞組賃金效果를 추정한 결과는 <표 6>에 실려 있다. 먼저 봉급생활자 전체를 대상으로 勞組의 賃金效果를 살펴보면, MLE로 추정한 경우 OLS로 추정한 경우보다 賃金效果가 더 커지는 것을 볼 수 있다. 勞組部門과 非勞組部門을 勞組有無로 구분한 경우 OLS 추정치는 2%이지만, MLE로 추정한 경우에는 6.3%이다. 또 勞組加入 여부로 구분한 경우에는 OLS 추정치가 -1.3%로 組合員의 임금이 오히려 낮게 나타나지만, 선택편의를 조정한 MLE 추정치의 경우에는 7.8%로 組合員의 임금이 높게 나타난다. 그러나 이상의 OLS와 MLE 추정결과 모두가 統計的 有意性을 갖지 못하기 때문에, 봉급생활자 전체적으로 볼 때 勞組의 賃金效果가 존재하지 않는다고 할 수 있다.

그러나 근로자부문별로 살펴볼 때에는 勞組의 賃金效果가 有意性을 갖는 경우가 있다. 우선 勞組有無別로 구분한 결과를 보면, 서비스, 제조업, 생산직, 사무직 근로자의 경우에 대체로 플러스의 有意性을 보여주고 있다. 특히 제조업 근로자의 경우 MLE 추정치 15.2%, 사무직 근로자 MLE 추정치 17.1%로 이들에게서 상당히 큰 임금상승 효과가 나타나고 있다.

OLS 추정치와 MLE 추정치를 비교하는 데 있어 우선 눈에 띄는 점은 여자, 전문직의 경우만 제외하고 MLE 추정치의 크기가 OLS의 경우보다 더 크다는 점이다. 이는 選擇偏倚를 조정하지 않았을 때의 勞組의 賃金效果 추정결과가 하향편의된 추정결과라는 점을 보여준다.

특히 생산직과 서비스산업 근로자의 경우에 OLS 추정치는 有意性이 없긴 하지만 마이너스 임금효과를 보여주고 있다. 따라서 OLS 추정결과에 따를 경우에는 노조가 오히려 임금수준을 하락시킨다는, 납득하기 곤란한 결론으로 이끌릴 수 있다. 그러나 MLE 추정결과에 따르면 생산직은 12.4%, 서비스산업 근로자는 10.5%의 유의한 임금상승 효과가 나타나고 있다. 이는 OLS 추정결과와는 상반되는 결과로서, 생산직과 서비스산업 근로자에게서도 마찬가지로 노조의 임금상승 효과가 나타남을 보여준다.

전문직 종사자의 경우에는 OLS, MLE 모두 임금효과가 마이너스로 나타나는데 이는 勞組의 賃金效果가 기술이나 학력에 반비례하는 한 증거라고 볼 수 있다.

勞組部門을 勞組加入 여부로 구분한 경우에도 選擇偏倚를 조정한 MLE에 따른 勞組賃金效果가 OLS에 따른 勞組賃金效果보다 전반적으로 크게 나타난다. 여자, 제조업, 사무직 근로자의 경우에는 OLS 추정치나 MLE 추정치 모두 플러스의 유의한 임금상승 효과를 보여

<표 6> OLS와 MLE에 따른 部門別 賃金隔差 推定結果

	勞組有無		勞組加入 與否	
	OLS	MLE	OLS	MLE
전 체	0.020 (0.017)	0.063 (0.064)	-0.013 (0.017)	0.078 (0.069)
남 자	-0.022 (0.02)	0.053 (0.065)	-0.043** (0.019)	0.061 (0.07)
여 자	0.152** (0.033)	0.094 (0.078)	0.084** (0.033)	0.129 (0.087)
민 간	0.028 (0.018)	0.099 (0.068)	0.004 (0.018)	0.102 (0.07)
공 공	-0.008 (0.066)	0.042 (0.107)	-0.13** (0.058)	-0.005 (0.073)
제조업	0.047** (0.023)	0.1521** (0.075)	0.037 (0.023)	0.14* (0.081)
서비스	-0.001 (0.027)	0.105* (0.063)	-0.089** (0.026)	0.04 (0.069)
전문직	-0.016 (0.031)	-0.069 (0.081)	-0.077** (0.031)	-0.042 (0.094)
사무직	0.112** (0.029)	0.171** (0.071)	0.058** (0.028)	0.138* (0.075)
생산직	-0.010 (0.026)	0.124* (0.067)	-0.005 (0.025)	0.152** (0.062)

주 : 괄호 안의 내용은 표준오차임.

* 5%, ** 10% 유의수준.

주며, 생산직의 경우 OLS 추정결과는 -0.5%였으나, MLE 추정결과는 15.2%로 유의한 임금상승 효과를 보여준다. 또한, 전문직의 경우 전과 같이 勞組의 賃金效果가 마이너스로 나타난다.

勞組의 賃金效果를 직종별로 살펴볼 때 흥미로운 점은 어떻게 勞組部門을 정하는가에 따라 사무직과 생산직에서의 임금효과가 다르게 나타난다는 것이다. MLE 추정치의 경우 사무직은 勞組有無로 勞組部門과 非勞組部門을 구분했을 때의 임금효과가 17.1%, 勞組加入 여부로 구분했을 때 13.8%로 勞組有無로 구분했을 때의 임금효과가 더 크다. 반면 생산직의 경우에는 勞組有無로 구분했을 때 12.4%, 勞組加入 여부로 구분했을 때 15.2%로 勞組加入 여부로 구분했을 때의 임금효과가 더 크다.

이렇게 사무직과 생산직에서 임금효과의 변화 패턴이 다르게 나타나는 것은 바로 노조가 조직된 기업에 다니면서도 노조에 가입하지 않은 사람들 때문이다. 제Ⅲ장에서 살펴본 바와 같이 노조가 조직된 기업에 다니면서도 노조에 가입하지 않은 사람들은 주로 전문직, 사무직에 종사하면서 연령과 근속이 길고 학력수준이 높은 사람들이다. 勞組有無만으로 勞組의 임금효과를 추정할 때 이들은 노조에 가입하지 않았는데도 불구하고 노조에 가입한 것으로 간주된다. 따라서 이들 중 고임금 사무직이 많다면 사무직의 勞組의 임금효과는 과대추정된다.

한편 노조가 조직된 기업에 다니면서 노조에 가입하지 않은 사람들 중 생산직 근로자의 경우는 조금 다른데, 이들은 생산직 조합원보다 연령은 높으면서도 근속은 짧고, 또 임금수준은 낮은 사람들로 구성되어 있다.¹²⁾ 따라서 생산직의 경우에는 勞組有無로 임금효과를 추정할 때 이들 때문에 사무직의 경우와는 달리 勞組의 임금효과가 과소추정된다.

VIII. 人的資本과 임금효과 및 勞組組織率과의 關係

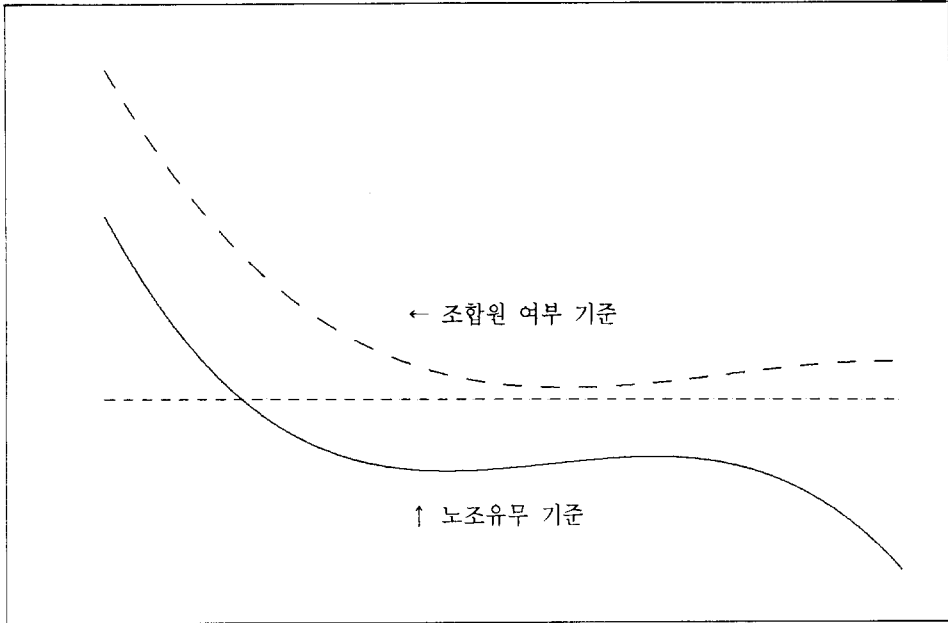
앞 장에서 勞組의 임금효과는 학력이나 기술에 반비례한다는 것을 지적하였다. 여기서는 이 주장을 보다 구체적으로 증명해 보고자 한다. 또한, 노조조직률도 학력·기술에 따라 어떻게 변화하는지를 살펴본다.

그 분석에 앞서 먼저 학력·기술 등을 총체적으로 포괄할 수 있는 인적자본을 정의하는 것이 편리하다. Lemieux(1993)의 방법에 의거하여 근로자 i 의 인적자본의 가치(HC _{i})를 非組織部門 혹은 非組合員 임금함수 중 성별, 결혼여부, 연령, 근속기간, 학력들의 계수에 각 근로자의 인적자본을 곱한 값으로 정의한다. 근로자 i 가 가지는 勞組의 임금효과는 $WD_i = X_i(\hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_n)$ 와 같이 계산되며 인적자본의 가치(HC _{i})와 개인의 임금효과(WD _{i})의 관계를 알기 위해서 WD _{i} 를 HC _{i} 의 3차함수로 가정한다.

[그림 1]은 勞組의 임금효과와 인적자본과의 관계를 함수로 나타낸 것이다 (종축은 임금효과, 횡축은 인적자본을 나타냄). [그림 1]의 결과는 勞組의 임금효과가 인적자본에 반비례한다는 우리의 주장을 잘 나타내고 있다. 인적자본의 가격이 약 8.2(로그값)에 도달할 때까지 勞組의 임금효과는 급속히 감소하고, 그 이후로 임금효과가 일정 수준을 유지하다가

12) 생산직 조합원의 로그임금 평균은 8.40, 연령 36.3세, 근속 6.8년이며, 생산직 중 노조가 조직된 기업에 다니면서 노조에 가입하지 않은 근로자의 로그임금 평균은 8.37, 연령 36.9세, 근속 5.3년이다.

[그림 1] 勞組의 賃金效果와 人적자본의 관계

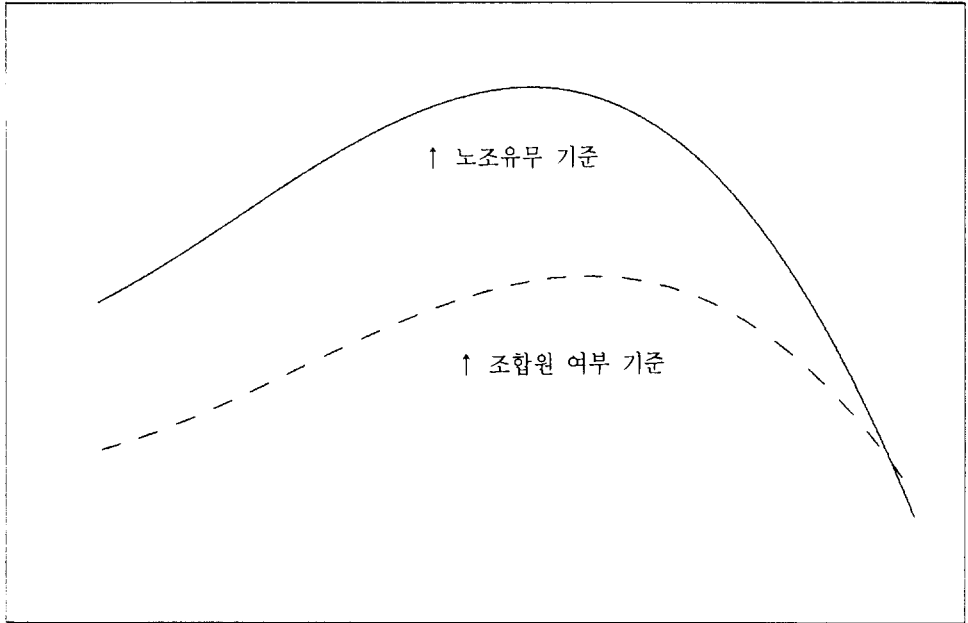


가 다시 감소하는 패턴을 보이고 있다.¹³⁾ 勞組의 賃金效果는 勞組加入 여부를 기준으로 했을 경우에는 人적자본의 價格이 약 8.4에 도달했을 때 사라지며, 勞組有無를 기준으로 했을 경우에는 人적자본의 價格이 약 7.7에 도달했을 때 사라진다. 勞組有無를 기준으로 했을 경우의 임금효과와 人적자본의 상관함수는 勞組加入 여부를 기준으로 했을 경우의 상관함수를 수직하강시킨 것처럼 보이는데 이는 人적자본의 모든 價格에서 勞組加入 여부를 기준으로 했을 때보다 勞組有無를 기준으로 했을 때 勞組의 賃金效果가 더 작다는 것을 의미한다. 이러한 현상은 노조가 조직된 부문의 非組會員들이 많은 人적자본을 축적한 집단으로 이들의 임금효과가 상대적으로 작기 때문으로 보인다.

[그림 2]는 人적자본과 노조조직률간의 상관관계를 함수로 나타낸 것이다(중축은 人적자본, 종축은 조직률을 나타냄). 노조조직률은 組會員을 기준으로 하거나 勞組有無를 기준으로 하거나 낮은 수준의 人적자본에서 증가하고 높은 수준의 人적자본에서 감소하는 것으로 나타난다. 이러한 현상은 노조의 정책이 중위투표자(median voter)의 의견을 대표하기 때문으로 보여진다. [그림 1]에서와는 달리 [그림 2]에서는 모든 人적자본의 價格에서 勞組有無를 기준으로 했을 때의 조직률이 勞組加入 여부를 기준으로 했을 때의 조직률보

13) 조합원 여부를 기준으로 한 그래프가 오른쪽 끝 구간에서 증가하는 것처럼 나타나지만, 人적자본이 로그 9 이후에서 계속 감소하며, 이를 지면관계상 표시하지 않았다.

[그림 2] 노조조직률과 인적자본의 관계



다 높게 나타나는데, 이는 노조가 조직된 부문의 非組合員들로 인해 실제 조직률이 과대추정된 것을 나타낸다. 勞組有無와 勞組加入 여부 각각을 기준으로 한 조직률 사이의 격차는 인적자본의 가격이 약 8.3일 때 최대로 나타난다.

[그림 1]과 [그림 2]에 나타난 임금효과와 인적자본, 조직률과 인적자본의 상관함수들은 Lemieux(1993)에 나타난 미국과 캐나다의 상관함수들과 대체로 유사한 형태를 가지고 있다. 그러므로 노조의 임금평준화정책이나 노조가 중위투표자를 대표한다는 사실은 보편적인 현상으로 보인다.

IX. 結 論

우리는 이 논문에서 勞動組合의 임금효과가 한국에서 존재하는가라는 질문에 답하기 위해 새로운 데이터와 보다 포괄적인(general) 방법을 사용하여 勞組의 賃金效果를 분석하였다. 앞에서 지적한 바와 같이 기존의 연구들은 데이터나 방법론에서 한계를 가지고 있으며

勞組의 賃金效果가 마이너스로 나오는 등의 해석하기 어려운 결과를 보여왔다. 또한, 勞組의 賃金效果를 산출한 경우에도 그것의 표준오차가 구해지지 않아 統計的 有意性 검증을 할 수 없었던 것도 사실이다. 이 논문의 공헌도는 이러한 기존 연구의 문제점을 극복하면서 勞組의 賃金效果를 보다 정밀히 분석하였다는 데 있다.

이 논문의 주요 결과는 다음과 같다.

- ① 우리나라 전체 봉급생활자를 대상으로 할 때 勞組의 賃金效果는 6.3~7.8%로 나타나 統計的 有意性이 없다.
- ② 부문별로는 제조업, 일반사무직, 생산직에서 플러스의 賃金效果가 나타나며, 남자, 공공부문, 서비스, 전문직에서는 賃金效果의 有意性이 없다.
- ③ 標本의 自己選擇(Self-Selection)이 존재함으로 인해 OLS에 근거한 賃金效果 추정치와 MLE에 근거한 賃金效果 추정치 사이의 격차가 매우 크게 나타난다.
- ④ 賃金效果의 추정치는 勞組加入 여부를 기준으로 한 경우가 勞組有無를 기준으로 한 경우보다 전반적으로 크게 나타난다.
- ⑤ 賃金效果는 인적자본에 반비례하며, 조직률은 인적자본의 중위값에서 최상에 도달한다.

勞動組合의 賃金效果가 한국에서 존재하는가라는 질문에 대해 이 논문의 결과만으로 대답하기는 어려울 것이다. 勞組의 賃金效果는 경제적·사회적·법적인 요인의 영향을 받는 것이므로 이 논문에 이용된 1993년 자료의 분석만으로 한국에서 전체적으로 勞組의 賃金效果가 없다고 단정할 수는 없을 것이다. 하지만, 미국이나 캐나다를 대상으로 한 거의 모든 연구에서 10~20%의 유의한 임금효과가 나타나는 것과 비교할 때 우리나라 勞動組合의 영향력은 상대적으로 약한 것이 분명하다.

이같은 현상의 원인으로 몇 가지를 들 수 있다. 첫째, 노조의 '위협효과'에 의해서 실제 노조가 임금을 인상시키는데도 불구하고 노조의 임금효과가 상쇄될 가능성이 있다. 둘째, 자동화나 시장개방으로 인해 노동 수요곡선이 탄력적으로 변함에 따라 노동조합이 임금을 올리는 데 많은 제약을 받을 수 있다. 셋째로, 1990년대 이후 우리나라에서 노조조직률이 꾸준히 하락했던 점을 들 수 있을 것이다. 조직률이 하락하면 대체노동력이 늘어나고 그에 따라 노동조합이 임금을 인상시킬 수 있는 힘이 약화된다고 볼 수 있다. 계속 조직률이 하락해 가는 상황에서, 과연 "Everyone knows that unions increase wage"라는 외국의 명제가 우리나라에도 적용될 수 있을지 불분명하다.

마지막으로 외국의 많은 연구에서는 노조부문과 비노조부문의 구분을 단체협약의 적용을 받는가(covered)의 여부로 정하고 있다. 이러한 점에서 이 글에서의 노조부문, 비노조부

문의 정의는 완벽하지 못하다고 할 수 있다. 현재 우리나라에서는 이러한 정보를 제공하는 데이터가 없는 관계로 노조의 임금효과에 대한 연구가 제한적으로 이루어질 수밖에 없는 실정이다. 앞으로 이 부분의 개선을 통해 노조의 임금효과에 대한 보다 진전된 연구가 이루어져야 할 것이다.

參 考 文 獻

- 金章鎬, 「노동조합의 임금효과: 우리나라 제조업부문에서의 노동조합 유무별 임금결정 메커니즘의 차이」, 『經濟學研究』, 제39집 제1호, 1991.
- 裴茂基, 『韓國의 勞使關係와 雇傭』, 경문사, 1991.
- 魚秀鳳·李泰憲, 「노동조합의 임금平等효과」, 『韓國勞動研究』, 제3집, 1992.
- 鄭寅樹, 『韓國의 賃金構造』, 한국노동연구원, 1991.
- 채창균, 『독점·비독점부문별 노동조합의 상대적 임금효과』, 서울대학교 경제학 박사학위 논문, 1993.
- Abowd, J. M. and H.S. Farber, "Job Queues and the Union Status of Workers", *Industrial and Labor Relations Review*, April 1982, pp.354~367.
- Ashenfelter, O. and J.H. Pencavel, "American Trade Union Growth: 1990-1960", *Quarterly Journal of Economics*, August 1969, pp.438~448.
- Doiron, D. and W.C. Ridell, "The Impact of Unionization on Male-Female Earnings Differences in Canada", *Journal of Human Resources*, 1993.
- Freeman, R., "Union Wage Practices and Wage Dispersion within Establishments" *Industrial and Labor Relations Review*, October 1982, pp.3~21.
- Green, D.A., "A Comparison of Estimation Approaches for the Union-Nonunion Wage Differential", Discussion Paper 91-13, Department of Economics, UBC, 1991.
- Harberger, A.C., "Three Basic Postulates for Applied Welfare Analysis: An Interpretive Essay", *Journal of Economic Literature*, 9 (September): 785~797, 1971.
- Kim, W.Y., "Wages, Hours, Earnings and Employment under Unionism," Ph. D. Dissertation, Department of Economics, UBC, 1995.

- Lee, L.F., "Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables", *International Economic Review*, June 1978, pp. 415~434.
- Lemieux, T., "Unions and Wage Inequality in Canada and in the United States", Working Paper 9302, Department of Economics, University of Montreal, 1993.
- Mincer, J., Schooling, Experience and Earnings, Chicago, *ABER*, 1974.
- Rees, A., "The Effects of Unions on Resources Allocation", *Journal of Law and Economics*, 6 (October) 69~78. 1963, PP.69~78.
- Robinson, C. and N. Tomes, "Union Wage Differentials in the Public and Private Sectors: A Simultaneous Equations Specification", *Journal of Labor Economics*, January 1984, pp.106~127.

<부표 1> 변수 정의

변수명	정의 및 단위
로그 임금	시간당 임금의 로그값. 임금=(정액급여+고정적 상여)/월평균 노동시간
노조조직	노조조직더미. 해당기업에 노조 조직되어 있는 경우=1.
노조가입	노조가입더미. 노조에 가입한 경우=1.
미 혼	혼인상태 미혼더미. 미혼=1
기타 혼인	혼인상태 기타혼인더미. 기타 혼인=1. 혼인상태 기혼 기준
여 자	성별 여자더미. 여자=1
연 령	연령(年)
근 속	근속기간(年)
초중학교	교육정도 초중학교더미. 초중학교=1
전문대	교육정도 전문대더미. 전문대=1
대학 이상	교육정도 대학이상더미. 대학이상=1. 교육정도 고등학교 기준
정부·정부기관	기업형태 정부 및 정부기관 더미. 정부 및 정부기관=1.
공기업	기업형태 공기업더미. 공기업·공사합동기업·정부투자기관=1.
비영리단체	기업형태 비영리단체더미. 비영리단체=1. 기업형태 민간기업 기준.
전기·가스·수도	산업 전기·가스·수도더미. 산업대분류
건 설	산업 건설더미. 산업대분류
서비스	산업 서비스더미. 산업대분류
공공행정	산업 공공행정더미. 산업분류
교육 및 의료	산업 교육 및 의료더미.
전문직	직종 전문직더미. 직종대분류 1, 2, 3=1
사무직	직종 사무직더미. 직종대분류 4, 5, 6=1.
생산직	직종 생산직더미. 직종대분류 7, 8=1. 직종 직종대분류=9 기준.
기업규모	근로자수(名)
지역 더미	부산, 경기, 강원, 충청, 영남, 호남 지역 더미. 서울 기준.

<부표 2> 노조부문·비노조부문별 변수의 표본평균

	노조	비노조	노조원	비노조원	노조조직기업의 비노조원
미 혼	0.168	0.244	0.172	0.230	0.158
기타혼인	0.020	0.026	0.016	0.027	0.029
여 자	0.159	0.288	0.154	0.270	0.170
연 령	35.231	34.201	34.974	34.445	35.763
근 속	6.961	5.366	6.902	5.634	7.084
초중학교	0.165	0.132	0.186	0.130	0.120
전문대	0.135	0.135	0.098	0.147	0.212
대학 이상	0.099	0.150	0.098	0.142	0.100
정부·정부기관	0.032	0.081	0.034	0.073	0.029
공기업	0.096	0.030	0.112	0.035	0.062
비영리단체	0.042	0.129	0.046	0.114	0.033
전기·가스·수도	0.018	0.015	0.020	0.014	0.012
건 설	0.050	0.071	0.052	0.067	0.046
서비스	0.357	0.287	0.369	0.294	0.332
공공행정	0.004	0.053	0.006	0.045	0.000
교육 및 의료	0.058	0.187	0.056	0.167	0.062
전문직	0.230	0.375	0.184	0.367	0.324
사무직	0.292	0.284	0.263	0.294	0.353
생산직	0.445	0.282	0.515	0.285	0.299
기업규모	2,978.440	597.254	2,681.140	1,065.620	3,593.990
표본수	451	760	302	909	149

주 : 지면 절약상 지역변수의 평균값은 생략하였음.