

勞動組合 加入性向의 決定要因과 勞組의 相對的 賃金效果*

曹 尤 鉉** · 俞 京 濬***

논 문 초 록 :

본 연구는, 첫째 우리 나라 노동조합의 상대적 임금효과를 추정하고, 둘째 우리 나라 노동조합으로의 가입결정요인을 분석하는 상호 관련된 두 가지의 목적을 갖는다. Heckman-Lee의 표본선택편의를 교정하는 2단계 추정방법론을 따라 노동조합의 상대적 임금효과를 추정하고, 그 결과를 이용한 구조식(structural equation)의 추정을 통해 노조가입성향의 결정요인을 우리 나라 남자 생산직에 국한하여 추정하였다. 그 결과 남자 생산직의 경우 표본선택편의를 제거한 후의 노조의 상대적 임금효과는 2.1%임을 추정하였으며, 우리 나라에서 노조가입 성향의 결정요인으로서는 노조의 이러한 미약한 상대임금효과보다는 노동자 개인의 사회경제적 지위가 보다 중요함을 보였다.

핵심주제어 : 표본선택편의, 노조가입성향, 노조임금효과.

경제학문헌목록 주제분류 : J5

I. 序 論

본 연구는, 첫째 우리 나라 노동조합의 상대적 임금효과를 추정하고, 둘째 우리 나라 근로자의 노동조합 가입결정요인을 분석하는 상호 관련된 두 가지의 목적을 갖는다. 전통적인 실리주의적 노동조합주의 모형은 노조는 임금과 근로조건의 개선을 추구하고, 바로 이러한 임금과 근로조건의 개선이 노조조직을 유지하며 조직력을 확대하는 기초가 된다는 가설을 제시해 왔다. 이러한 의미에서 여타의 모든 것이 동일하다고 하더라도 노조원이 비노조원에 비해

* 연구수행에 필요한 실증분석작업을 도와 준 숭실대 노사관계대학원 서영주 씨와 유익한 제안과 비평을 해 주신 익명의 논평자들에 감사드린다.

** 숭실대학교 노사관계대학원 원장.

*** 한국노동연구원 연구위원.

높은 임금프리미엄을 누리는지 여부, 그리고 우리 나라 노조가입 성향에 있어서 비노조원 대비 노조원의 임금프리미엄이 어떠한 영향을 미치는지 여부는 상호 관련되어 있는 주제라고 할 것이다.

상호 관련된 이 두 주제 중에서 국내의 기존연구는 노조의 임금효과에만 치중되어 왔다. 노조의 임금효과도 우리 나라 생산직의 경우 1987년 이후 노조는 통계적으로 유의한 陽의 임금효과를 갖는다는 실증분석결과(배무기, 1990; 정인수, 1991; 김장호, 1991)가 있는가 하면 최근 김우영·최영섭(1996)은 “노동조합의 임금효과는 한국에서 존재하는가?”라는 논문에서 우리 나라 봉급생활자 전체를 대상으로 할 때 노조의 임금효과는 존재하지 않으며, 정규직 생산직 조합원의 경우에도 최소자승법에 의한 노조가입 여부 변수의 추정계수는 통계적 유의성을 지니지 않음을 보고하여 서로 상반되는 연구결과가 나타나고 있다. 그리고 노조의 임금효과가 있으면 그것이 노조가입 성향에 어떠한 영향을 미칠 것인가, 또는 노조의 임금효과가 없다면 도대체 노조가입 성향에 영향을 미치는 요인은 무엇인가가 연이은 연구주제가 되어야 함에도 불구하고 노조가입 성향의 결정요인에 관한 한 연구는 거의 없었다고 해도 과언이 아니다.

본 연구는 노동조합의 임금효과와 노조가입 성향의 결정요인을 동시에 분석하게 되는데, 본 연구의 연구주제와 특징은 크게 다음 네 가지로 나누어 볼 수 있다.

첫째, 본 연구는 노동조합의 임금효과와 노조가입 성향의 결정요인을 분석하는데, 종전에 주로 이용되어 온 직종별 임금통계 대신에 대우경제연구소의 1993년과 1994년의 『한국가구패널조사』(앞으로 ‘패널’)를 이용하게 된다. 전자는 기본적으로 사업체조사(establishment survey)이며, 후자는 개인조사(household survey)로서 지속관찰자료(longitudinal data)라는 특징을 갖는다. 『한국가구패널조사』의 1차년도는 총화확률 표본추출방식에 의거 1993년 전국 4,547개 가구의 18세 이상 가구원 10,460명에 대하여 1993년 8월 1일에서 10월 31일까지 면접조사된 자료이다. 2차년도는 1994년 1차년도와 동일한 기간, 즉 8월 1일에서 10월 31일까지 1차년도와 동일표본에 대해 조사되었으나 주거지 이동으로 탈락된 표본 때문에 3,625가구의 8,566명이 조사되었다. 우리는 1차년도 총응답자 10,460명 중 27.1%에 해당하는 2,839명으로 조사된 봉급생활자(직장에 다니는 정규직원)를 분석대상으로 하되, 변수 중 1차년도 관측값 누락이 심각한 경우(예컨대, 기업규모, 산업 및 직종에 관한 정보의 경우),

그리고 2차년도 조사시점에 조사대상자가 직장전직이 없었다고 응답한 경우 2차년도의 관측값을 1차년도 누락값의 대리값으로 이용하게 된다. 우리는 개인 조사를 이용하되 지속관찰자료의 특징을 살려 분석을 행하게 된다.¹⁾

둘째, 본 연구는 노조의 임금효과를 추정하는데 있어서 대우경제연구소의 1993년 패널자료를 이용하여 정규직 남자 생산직 노조원의 경우에는 최소자승법에 의한 노조가입 여부의 추정계수는 통계적으로 유의함을 보인다. 이는 우리의 추정결과에 있어 동일한 자료를 이용한 김우영·최영섭의 추정결과와 전혀 다른 것이다.

셋째, 남자 생산직 노조원의 경우 비노조원보다 높은 임금을 받을 때, 우리는 조합원과 비조합원 간의 임금격차가 標本選擇偏倚(sample selection bias)에 기인할 수 있으므로 Heckman-Lee의 표본선택편의 교정기법을 이용한 후 남자 생산직 노조원과 남자 생산직 비노조원 간의 임금격차를 추정한다.²⁾ 본 연구는 노동조합의 상대적 임금효과 추정에 있어 노조/비노조 간의 임금결정메커니즘이 다르다는 것을 주목한 바는 김장호(1991)와 같으나 표본선택편의의 교정을 고려한 점이 그와 다르다. 국내에서 표본선택편의를 고려한 Park(1991), 어수봉·이태현(1992), 방하남(1996)은 직종별 임금통계를 이용하고

1) 한국에 있어 노조/비노조원 임금격차보다 노조조직기업의 근로자와 비노조조직기업의 근로자 간 임금격차가 더 중요하지 않느냐는 의문이 제기될 수 있다. 유익한 지적이라 생각된다. 본 연구 이전까지는 직종별 임금통계를 이용하여 노조조직기업 근로자와 비노조조직기업 근로자 간의 임금격차를 추정하여 왔다. 그러나 이것은 자료의 한계에 기인한 바가 주된 이유였기 때문에 노조원/비노조원 간의 임금격차 추정의 중요성이 제기되어 왔다. 본 연구는 노조원/비노조원의 임금격차 추정을 그 목적으로 종전의 노조조직기업/비노조조직기업 근로자의 임금격차 추정시의 한계를 극복하고자 하였으므로, 논리적으로나 국제비교에 있어 노조원 선택성향과 노조원/비노조원 임금격차 추정이 노조기업 선택성향과 노조기업/비노조기업 임금격차 추정보다 타당할 것으로 판단된다. 그리고 비노조원의 대부분이 단체협약의 적용범위(coverage)에 포함되기 때문에 우리 나라에서 조합원/비조합원의 임금격차보다는 노조조직기업/비노조조직기업의 임금격차가 중요하다는 지적에 대해서도 동의하지 않는다. 그 이유는 단체협약의 적용범위에 대하여 구체적으로 조사된 바가 한국에 아직 없으며, 1987년 6·29 이후 조합이 있는 기업에서도 하후상박의 원칙에 따라 임금인상이 행하여져 온 것이 관례였기 때문에 조합이 있는 기업에서 단체협약이나 임금협약의 결과가 비조합원에게 동일하게 전가된다고 보기는 어렵기 때문이다. 이에 대한 구체적인 예는 조합의 임금평준화효과가 1986년보다 1989년에 조합이 있는 기업에 더욱 큰 영향을 미쳤다는 어수봉·이태현(1992)의 연구결과에서도 쉽게 찾아볼 수 있다.

2) 이 방법, 즉 2단계 추정(the two step estimation method)의 자세한 내용은 Lee(1976) 참조. 패널자료를 이용하면서도 패널의 통계분석방법을 사용하지 않은 이유는 대우패널의 시계열이 아직 짧아 적절한 패널분석방법을 적용할 수 없기 때문이다. 외국(미국)의 경우 fixed effect model을 사용하여 omitted variable bias를 조정한 경우 노조의 임금효과는 그렇지 않을 경우 약 20%에 비하여 5-8%로 축소된다는 연구가 있다(Jakuson, 1991).

있으나, 직종별 임금통계는 개인의 노조가입 결정과 관련된 자료를 거의 조사하고 있지 않으므로, 기존연구에서는 자료와 모형설정이 적절하지 못하다는 한계를 갖고 있었다.

넷째, 노조원과 비노조원 간의 임금격차가 추정되면, 그러한 임금격차는 노조가입 성향에 어떠한 영향을 미치는가가 추정된다. 실리적 조합주의 모형이 예측하는 바와 같이 노조원과 비노조원 간의 임금격차는 개인의 노조가입을 유인(pull)하는 요인인가, 아니면 노조원/비노조원 임금격차 이외에 노조에의 가입을 압박(push)하는 요인이 있는가가 추가적으로 검토된다. 노조가입 성향의 결정요인에 있어서 어수봉·이태현(1992)이 우리 나라 조립금속산업을 대상으로 직종별 임금통계를 이용하여 선형확률모형(linear probability model)으로 추정하였으나 여전히 자료와 모형이 부적절하다는 평가를 면할 수 없었다. 더군다나 기존연구에서 이용된 직종별 임금통계자료는 사업체에 노조가 조직되어 있는지 여부를 묻고 있기 때문에 노조가입 성향에서 사용된 자료가 개별노동자의 가입 여부가 아니라 사업장의 노조 유무였고, 따라서 개별노동자의 노조가입 성향보다는 노동자가 소속되어 있는 사업장의 노조조직 여부에 관한 모형을 추정하였던 것이다. 대우 '패널'자료는 개인의 노조원 여부 및 개인의 노조가입 결정에 영향을 미치는 변수들이 자세히 조사되고 있어 이 자료를 이용하는 것은 종전의 부적절한 자료와 모형설정이라는 한계를 극복하는 계기가 될 것이다. 뿐만 아니라 대우 '패널'자료는 미국 등의 선진제국에서 수집된 지속관찰자료와 달리 가구의 수입과 주된 지출의 모든 측면에 관한 정보를 포괄하는 장점을 갖고 있기 때문에 본 연구는 이 자료의 장점을 살려 총수입과 주요 생계비지출의 차액을 근로자 개인의 사회경제적 지위의 지표로 삼아, 이 변수가 노조가입 성향에 미치는 영향을 살펴보게 된다. 총수입과 주요 생계비 지출 간의 차액이 작을수록, 즉 가계흑자가 낮을수록 노조에 가입하려 한다면 이는 분명 노조가입에의 압박(push)요인이며, 가구의 사회경제적 지위가 노조가입에 영향을 미치는 것으로 간주할 수 있을 것이다. 노조원과 비노조원 간의 임금격차 및 개인의 사회경제적 지위 중 어느 것이 보다 노조가입 성향에 심대한 영향을 미치는지를 실증적으로 검증하는 것이 기존의 국내연구에 비해 본 연구가 갖는 독특한 공헌이 될 것이다.

본 연구의 제Ⅱ절에서 우리는 노동조합의 임금효과와 노조가입 성향 결정요인 분석모형을 제시한다. 제Ⅲ절에서는 제Ⅱ절의 모형에 의해 노조가입 성향

결정요인 분석결과를 제시하며 동시에 노동조합의 임금효과를 제시한다. 마지막 장인 제Ⅳ절에서는 몇 가지 결론이 제시된다.

Ⅱ. 推定模型의 設定

우리의 모형은 노동조합은 1차적으로 노조원의 임금에 영향을 미치고, 그 결과 나타나는 노조원/비노조원 간의 임금격차는 노동조합 가입성향에 영향을 미친다는 것이다. 우리는 우선 노조원/비노조원 임금격차가 하나의 독립변수로 포함되어 있는 노조가입 성향의 결정모형을 검토한다. 그 다음 노조원과 비노조원의 임금결정모형을 설명한 후 노조원의 임금과 비노조원의 임금이 각각 標本選擇偏倚 문제를 갖고 있으므로 이를 교정한 후 노조원/비노조원 임금격차가 노동조합 가입성향에 영향을 미치는 그러한 모형을 우리는 제시한다. 추가적으로 우리는 노조가입 성향 결정요인에 있어서 개인(가구)의 사회경제적 지위도 포함시킨다. 그리고 본 연구는 남자 생산직 노동자에 한정하여 노동조합의 임금효과와 노조가입 결정요인모형을 동시에 설정하고자 한다. 연구를 남자 생산직 노동자에 국한하는 것은 노동조합의 활동이 남자 생산직 노동자에 의해 주도되어 왔고, 임금결정체계가 성별(남자와 여자)로 이원화되어 있으며, 직종별로는 생산직과 비생산직으로 이원화되어 있기 때문이다.

1. 노조가입 성향의 결정모형

노조원/비노조원 간의 임금격차가 노조의 가입성향에 영향을 미칠 때, 우리는 이러한 개인의 선택을 분석하는 데 있어서 意中賃金(reservation wage) 프리미엄의 개념을 이용할 수 있다. 의중임금 프리미엄이란 비노조원 상태에서 노조원 상태로 되기 위해 각자가 마음 속에서 요구하는 최소한의 임금 프리미엄이라고 할 수 있다. 현실의 노조/비노조 간의 임금격차가 개인의 의중임금 프리미엄보다도 높다면 개인은 노조에 가입하고, 그 반대이면 개인은 노조에 가입하지 않는다고 할 수 있다. 이와 같은 관점은 다음과 같이 모형의 정형화로 나타낼 수 있다.

노조에 가입성향을 나타내는 지수(unmeasurable union choice index)를 I_i 라고 표시하자.

$$I_i = Z_i \alpha - e_i. \quad (1)$$

여기서 α 는 계수벡터(coefficient vector), Z_i 는 설명변수 매트릭스(matrix)의 i 번째 개인에 의해서 취해지는 값이다. e_i 는 교란항이다.

우리가 관찰할 수 있는 것은 사후적인 정보인 노조원 여부, 즉 노조원이면 $UNION_i=1$, 비노조원이면 $UNION_i=0$ 이라는 더미변수뿐이다. 우리는 노조 가입 성향을 나타내는 지수, 즉 I_i 가 陽의 값을 지니면 $UNION_i=1$ 의 값을 지니고 I_i 가 陰의 값을 지니면 $UNION_i=0$ 이 되는 그러한 노조가입 성향지수 I_i 를 상정할 수 있겠다.

$$I_i > 0, \text{ 즉 } Z_i \alpha > e_i \text{ 이면 } UNION_i = 1.$$

$$I_i \leq 0, \text{ 즉 } Z_i \alpha \leq e_i \text{ 이면 } UNION_i = 0. \quad (2)$$

노조에 가입할 확률(노조원일 확률, 즉 노조원을 $UNION_i$ 라는 더미변수로 표시할 때, $UNION_i=1$ 이라고 응답할 확률)은 다음과 같은 프라빗(probit) 함수로 표시된다. 즉,

$$P(UNION_i=1) = F(Z_i \cdot \alpha). \quad (3)$$

이제 Z_i 에 포함되는 변수들을 하나씩 설명하기로 하자. 우선 노조원과 비노조원 간의 임금격차가 노조가입 성향결정에 1차적으로 중요하다고 할 것이다. 우리는 $\ln W_u$ 를 노조원 임금의 자연대수값, $\ln W_n$ 를 비노조원 임금의 자연대수값으로 하여, $(\ln W_u - \ln W_n)$ 는 $(W_u - W_n) / W_n$ 의 근사치로 하여 노조가입의 임금프리미엄으로 정의하겠다. 여기서 임금은 월급여 총액을 월근로시간총액으로 나눈 시간당 임금이다.³⁾ 노조가입 프리미엄이 높을수록, 즉 $(\ln W_u - \ln W_n)$ 의 값이 클수록 노조가입 성향은 강해진다.

노조가입 성향에는 개인의 의중임금 프리미엄이 영향을 미친다. 그러나 개인의 의중임금은 관측될 수 없으며, 측정될 수 없기 때문에 의중임금의 대리변

3) 총근로시간 중 정상근로시간의 초과근로시간에 있어서 임금할증률을 고려해야 하나 자료의 한계상 구분하지 않았다.

수로서는 개인의 교육 등 인적 자본량, 연령, 성별, 결혼 여부, 거주지역, 직종 등 개인의 의중임금에 영향을 미치는 변수 등이 이용된다. 개인적 특성, 예컨대 교육, 경력변수, 성, 결혼 여부, 거주지역 등은 노조가입에 대한 개인의 선호도를 반영함으로써 의중임금에 영향을 미친다. 교육수준이 높거나 경력이 많은 개인일수록 노조의 교섭력보다 개인의 교섭력에 의존하며, 노조가입의 이익을 저평가할 것이다. 즉, 이들은 의중임금 프리미엄을 높여 노조에의 가입 성향을 낮춘다. 교육수준으로는 중졸 이하를 기준그룹으로 하여 고졸 더미(EDHIGH), 전문대졸 더미(EDTECH), 대졸 이상 더미(EDUNIV)를 고려하였고, 경력(EXP)은 학교졸업 후 노동시장에서의 총경력연수(연령 - 교육연수 - 6)로 하였다. 결혼한 사람(MARR)은 미혼자보다 가족에 대한 부양책임 때문에 보다 노조에 가입하려 할 것이다(Freeman, 1976). 6대 도시지역 거주자(URBAN)는 지방도시나 농촌지역 거주자보다 높은 노조가입 성향을 가질 것이다. 본 연구의 분석은 남자 생산직에 국한되므로 성과 직종은 이미 통제되고 있다고 할 것이다.

의중임금은 동시에 노조가입시 근로자가 지불하는 비용(노조회비, 노조조직 어려움, 사용자의 보복 용이성)을 포괄하는 개념이다. 노조가입비용이 높으면 개인의 의중임금이 높아져 노조가입을 회피하려 하고 노조가입비용이 낮으면 개인의 의중임금이 낮아져 보다 노조가입을 하려 한다. 노조가입비용의 대리 변수로서는 기업규모더미 변수와 산업적 특성더미변수가 이용된다. 10인 미만의 소규모 기업(S10)과 10인 이상 100인 미만의 소규모 기업(S100), 그리고 100인 이상 300인 미만의 중규모 기업(S300)의 근로자는 기준그룹인 300인 이상 1,000인 미만의 대기업보다 노조조직 비용이 높을 것이며, 따라서 노조가입 성향이 낮아질 것이다. 1,000인 이상의 거대기업(SBIG) 근로자는 기준그룹의 근로자보다 노조조직비용이 낮아 노조가입 성향이 높을 것이다. 공무원(PUB1)은 단결권과 단체교섭권이 제약되어 있어 민간부문보다 노조가입 성향이 낮으며, 노조결성이 허용되어 있는 공기업부문(PUB2)은 민간부문보다 노조가입 성향이 낮다고 할 수 없을 것이다. 산업특성으로는 중공업 소재산업(INHM), 중공업 가공산업(INHA), 건설업(INCO), 저임금서비스업(INLS), 고임금서비스업(INHS)을 고려하였는데, 특히 중공업분야의 노동자들은 기준그룹인 경공업⁴⁾보다 노조가입의 이익을 높게 평가할 것이므로 노조

4) 경공업부문은 음식료품, 섬유, 의류, 신발, 종이·출판·인쇄, 고무·플라스틱, 비금속광물

에의 가입성향이 높아질 것이다.

위의 모형은 노조가입의 이익으로 노조/비노조 간의 임금격차만을 고려하고 이를 의중임금 프리미엄과 비교하는 것이다. 그러나 노조가입의 이익은 Freeman and Medoff(1984)가 제기한 직장불만족에 대해 집단적 목소리에 의한 직장만족도 제고를 들 수 있으므로 우리는 추가적으로 직장만족도 변수들을 노조가입결정의 설명변수로 포함시킨다. 대우경제연구소 1993년의 '패널'은 직장안정성, 업무내용, 근무환경, 장래성 등에 대한 만족도를 묻고, 이에 대한 응답이 '매우 불만족스럽다', '불만족스럽다', '보통이다', '만족스럽다', '매우 만족스럽다' 등 5개 범주로 조사되고 있다. 우리는 응답이 매우 불만족이면 1점, 불만족이면 2점, 보통이면 3점, 만족이면 4점, 매우 만족이면 5점을 배정하고(각 개인의 직장만족도 설문문항 점수 - 전체 정규직 봉급생활자 평균점) / (전체 정규직 봉급생활자의 직장만족도의 표준편차)로 계산한 Z-점수(Z-score)를 계산하였다. 우리는 직장만족도의 지표로써 직장안정성 Z-점수(ZSTAB), 업무내용 Z-점수(ZCONT), 근무환경 Z-점수(ZENVI), 장래성 Z-점수(ZPROS)라는 네 가지 지표를 이용하였다. 직장만족도가 높을수록(Z-점수가 높을수록) 노조라는 집단적 목소리(collective voice)에 의존하지 않으며, 직장불만족도가 높을수록(Z-점수가 낮을수록) 노조의 집단적 목소리에 의존함에 노조가입 성향이 높아질 것이다.

노조가입의 성향은 노조/비노조 간의 임금격차와 직장만족도 제고라는 기업차원의 실리적인 측면뿐만 아니라 노조에 의한 사회경제적 문제(예컨대, 경제불평등)의 해결이 가져다 주는 이익에 대한 믿음에 의해 영향을 받는다(Haberfeld, 1995; Strauss, Gallagher, and Fiorito, 1991). 사회경제적 문제의 해결에 대한 기대는 정치적 믿음, 사회경제적 불평등 해소에 대한 기대 등으로 구성되나, 우리는 사회경제적 불평등해소에 대한 기대를 노조가입 성향

제품, 가구, 재생재료처리업이며, 중공업 소재부문은 화학, 석유·석탄제품, 제1차금속이고, 중공업 가공부문은 조립금속, 일반기계, 전기·전자제품, 의료·정밀기기, 자동차 및 운송장비제조 등이다. 고임금서비스업이란 전기·가스·수도사업, 운수·창고, 통신업과 금융보험업이며, 저임금서비스업이란 숙박·음식업, 도소매업 및 가사서비스업이다. 중공업의 근로자는 그들의 작업환경 및 작업속성상 경공업 근로자에 비하여 단절하기가 쉽다. 이 점은 1987년 이후 노동조합운동이 대기업의 중공업 사업장 위주로 전개된 데서 예를 찾을 수 있다. 따라서, 중공업의 근로자는 경공업의 근로자에 비하여 노조조직이 용이하고 사용자가 보복하기 용이하지 않기 때문에 중공업은 경공업에 비하여 노조조직의 이익이 상대적으로 크다고 할 수 있다.

결정요인의 한 설명변수로 포함시키고자 한다. 구체적으로 우리는 가구소득과 가구의 주요 소비지출 간의 격차, 즉 가구수입·지출의 흑자 정도가 낮을수록 개인의 사회경제적 지위가 낮고, 따라서 가구흑자 정도를 높이는 데 또는 사회경제적 소득불평등을 완화시키는 데 노동조합이 기여한다는 믿음을 갖고 노조에 가입한다고 할 수도 있으며, 기업별 노조체계를 갖는 우리 나라에서는 가구흑자 정도가 낮을수록, 임금 이외의 부가급여 및 기업복지제도의 확충에 노조가 크게 기여할 수 있다는 믿음을 가지고 노조에 가입하려 한다고 할 수 있다. '패널'에서는 지난 1년간 본인과 가구원의 소득(보급생활자의 소득, 식구 중 자영업자 또는 농림수산업자의 비용제외 순수입, 식구 중 비정규직 수입 또는 부업수입, 금융소득, 임대소득, 부동산매매차익 등)이 조사되고 동시에 식료품비, 주거비(전세의 경우 전세의 12%를 월임대료로 간주하여 주거비에 포함), 피복신발, 교양·오락비, 교육비 등 주요 소비지출액이 조사되므로 가구의 연간소득과 가구의 주요 연간소비지출액 차액의 월할분(HSAVE)은 가구의 사회경제적 지위라고 할 수 있다. 가구소득과 가구의 주요 소비지출 간의 격차가 클수록, 즉 가구적자가 클수록 개인의 노조가입을 압박(push)하는 요인으로 작용하여 노조가입 성향을 높인다고 할 수 있다.⁵⁾

우리는 식 (3)의 설명변수, 즉 Z_i 를 보다 명시적으로 표시한다면 다음과 같이 표기할 수 있다.

$$\begin{aligned} Z_i = & (\ln W_{wi} - \ln W_{mi}, EDHIGH_i, EDTECH_i, EDUNIV_i, EXP_i, \\ & MARR_i, URBAN_i, S10_i, S100_i, S300_i, SBIG_i, PUB1_i, PUB2_i, \\ & ZSTAB_i, ZCONT_i, ZENVI_i, ZPROS_i, INHM_i, INHA_i, INHS_i, \\ & INCO_i, INLS_i, HSAVE_i). \end{aligned} \quad (4)$$

2. 노조원과 비노조원 간의 임금격차의 추정에 있어서 표본선택편의의 문제

노조가입 여부를 결정하는 요인에서 노조원과 비노조원 간의 임금격차는 $(\ln$

5) 가구흑자변수에 임금변수가 포함되어 있으므로 다중공선성(simultaneity problem)이 야기될 수 있다는 지적이 있으나 이는 옳지 않다고 생각된다. 만약 필자가 가구소득을 독립변수로 하였다면 가구소득과 임금소득 간의 강한 다중공선성이 있을 수 있다. 그러나 본 연구에서는 이를 회피하기 위해 가구소득과 가구지출의 차액인 가구흑자 변수를 독립변수로 하였음을 유의하여야 한다.

〈표 1〉 변수의 정의

변수명	변수에 대한 설명
<i>EDMIDD</i>	교육변수, 중졸 이하(무학, 서당, 초등학교, 중학교)
<i>EDHIGH</i>	교육변수, 고졸(인문고, 상고, 공고, 농고, 기타 실업고)
<i>EDTECH</i>	교육변수, 전문대졸(초급대, 전문대학)
<i>EDUNIV</i>	교육변수, 대졸 이상(대학교, 대학원)
	중졸(무학, 서당, 초등학교, 중학교 학력수준) 이하가 기준그룹, 즉 중졸 이하이면 $EDHIGH = EDTECH = EDUNIV = 0$.
<i>EXP</i>	학교졸업 후 노동시장에서의 총경력년수(연령 - 교육년수 - 6)
<i>EXPSQ</i>	총경력년수의 제곱항
<i>HSAVE</i>	가구소득과 가구의 주요 생계비 간의 격차, 가구의 사회경제적 지위를 나타내는 변수(단위는 만 원), 가구소득은 연가구소득의 월할분, 단위는 만 원. 가구소득에는 지난 1년간 본인의 소득, 식구 중 봉급생활자 소득, 식구 중 자영업자 또는 농림수산업자의 비용제외 순수입, 식구 중 비정규직 직장을 가진 자의 수입, 부업수입뿐만 아니라 식구 중 지난 1년간 저축, 채권, 주식과 같은 금융상품을 통해 얻은 소득과 소유한 토지나 주택건물 등으로부터의 임대소득, 매매차익, 정부로부터의 이전소득, 친지(예컨대, 부모)로부터 아무 대가의 지불 없이 받는 보증금 등을 포함하고 있음. 연가구소득을 12로 나누어 가구소득의 월할분이 계산됨. 가구의 주요 생계비는 비내구재 소비(식료품비, 주거비, 피복 및 신발, 교양오락비), 외식·연료비·교육비·휴가·병원비와 내구재 소비(전자제품, 가구, 승용차 등) 등을 포함하고 있음. 특히 주거비는 전세 및 보증부 월세의 경우 전세금 및 보증금의 연 12%를 주거비에 포함시킴. 가구의 주요 연간생계비를 12로 나누어 가구의 주요 생계비의 월할분이 계산됨.
<i>INHM</i>	중공업 소재산업 더미변수, 중공업 소재산업=1, 그렇지 않은 경우=0
<i>INHA</i>	중공업 가공산업 더미변수, 중공업 가공산업=1, 그렇지 않은 경우=0
<i>INCO</i>	건설업산업 더미변수, 건설업=1, 그렇지 않은 경우=0
<i>INLS</i>	저임서비스산업 더미변수, 저임금서비스업=1, 그렇지 않은 경우=0
<i>INHS</i>	고임서비스산업 더미변수, 고임금서비스업=1, 그렇지 않은 경우=0
	경공업이 기준그룹, 즉 경공업에 속하면 $INHM = INHA = INCO = INLS = INHS = 0$. 단, 산업에 관한 정보가 1993년도에 누락되어 있고 해당 근로자가 1994년 조사에서 지난 1년간 전직한 경험이 없다고 응답하였으면 1994년의 산업을 1993년의 산업으로 간주하였음.
<i>LNWAGE</i>	월평균급여를 월평균근로시간으로 나누어 시간당 임금을 계산한 후 자연대수를 취한 값이며, 시간당 임금을 나타내는 변수는 다음과 같이 계산됨. [월 고정급여(기본급, 수당) + 월 변동적 급여(성과급, 초과근무수당) + 월평균 상여금] / 주당 근로시간 × 4.285, 단위는 원.
<i>MARR</i>	결혼 여부 더미변수, 기혼=1, 미혼, 이혼, 별거, 사별=0
<i>PUB1</i>	공무원 더미변수, 공무원(정부, 정부기관)인 경우=1. 그렇지 않은 경우=0
<i>PUB2</i>	공기업 더미변수, 공기업(공기업, 공사합동기업, 정부투자기관)인 경우=1, 그렇지 않은 경우=0
<i>S10</i>	
<i>S100</i>	기업규모 더미변수, 1인 이상 9인 이하인 경우=1, 그렇지 않은 경우=0
<i>S300</i>	기업규모 더미변수, 10인 이상 99인 이하인 경우=1, 그렇지 않은 경우=0
	기업규모 더미변수, 100인 이상 299인 이하인 경우=1, 그렇지 않은 경우=0

변수명	변수에 대한 설명
<i>SBIG</i>	기업규모 더미변수, 1,000명 이상인 경우=1, 그렇지 않은 경우=0 기업규모가 300인 이상 999인 이하인 경우가 기준그룹, 즉 기업규모가 300인 이상 999인 이하이면 $S10=S100=S300=SBIG=0$.
<i>TEN</i>	현직장 근속년수
<i>TENSQ</i>	근속년수 제곱항
<i>URBAN</i>	6대 도시에 거주하는지 여부에 관한 더미변수, 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전에 거주하는 경우=1, 그렇지 않은 경우=0
<i>UNION</i>	노조가입 여부 더미변수, 직장에 노조가 있고 개인이 노조에 가입하고 있는 경우=1, 그렇지 않은 경우=0
<i>UNIONF</i>	노조 유무 더미변수, 직장에 노조가 있는 경우=1, 그렇지 않은 경우=0
<i>ZCONT</i>	업무내용에 대한 만족도 응답카테고리 5개에서 매우 불만족스럽다=1점, 불만족스럽다=2점, 보통이다=3점, 만족스럽다=4점, 매우 만족스럽다=5점으로 점수를 배정한 후 [각 응답자의 점수 - 정규직 봉급생활자의 평균 점수]를 정규직 봉급생활자의 직장안정성의 표준편차로 나눈 Z-점수임.
<i>ZENVI</i>	근무환경에 대한 만족도의 Z-점수
<i>ZPROS</i>	장래성에 대한 만족도의 Z-점수
<i>ZSTAB</i>	직장안정성에 대한 만족도의 Z-점수

$W_{ni} - \ln W_{ni}$) 어떻게 추정될 것인가를 이제부터 논의하도록 하겠다.

우선 W_n 를 노조원의 임금, $W_{\bar{n}}$ 를 비노조원의 임금이라고 하고 양 부문의 임금결정 메커니즘이 다르다면, 표본을 조합원, 비조합원으로 분리하여 추정할 필요가 있다. 노조원 여부별 임금결정 메커니즘이 다른 것으로는 다음 두 요인을 들 수 있다. 노조가 노조원 간의 임금균등화 노력을 행하여 하후상박의 원칙에 따라 교육 및 경력과 같은 개인능력이 미치는 영향력을 감소시킨다. 그리하여 교육 및 경력과 같은 요인이 비노조원부문에서보다 노조원부문에서 임금에 미치는 영향이 작다면, 노조원 여부별 임금결정 메커니즘은 달라질 수 있다. 또한 노조부문의 임금이 상대적으로 높다면, 노조부문의 고용주가 숙련의 한계비용이 상대적으로 낮은 노동자, 즉 높은 능력·숙련근로자를 선발함으로써 노조부문은 비노조부문보다 노동자의 질적 구성이 높아질 수 있고 그 결과 임금결정 메커니즘이 달라지게 된다. 우리는 다음 식 (5)와 식 (6)에서와 같이 양 부문에서의 상이한 임금결정방정식을 고려할 수 있다. 즉,

$$\ln W_{ni} = X_{ni}\beta_n + \varepsilon_{ni}. \quad (5)$$

$$\ln W_{\bar{n}i} = X_{\bar{n}i}\beta_{\bar{n}} + \varepsilon_{\bar{n}i}. \quad (6)$$

여기서 X_u 와 X_m 는 각각 노조원/비노조원부문에서의 개인적 특성과 직장 특성을 나타내는 독립변수벡터이며, β_u 와 β_m 은 계수벡터, ϵ_u , ϵ_m 는 교란항(random disturbances)이다. 임금함수의 설명변수로는 교육더미변수, 경력 및 경력자승(EXP , $EXPSQ$), 근속년수 및 근속년수자승(TEN , $TENSQ$), 결혼 여부($MARR$), 6개 도시지역 거주 여부($URBAN$), 기업규모($S10$, $S100$, $S300$, $SBIG$), 공기업 여부($PUB1$, $PUB2$), 산업더미변수($INHM$, $INHA$, $INHS$, $INCO$, $INLS$)를 고려한다. 이 변수들은 전통적 임금함수 추정에서 이용되는 변수들이다.

우리가 추정하고자 하는 모형은 식 (3)과 식 (5)와 식 (6)으로 이루어지는 세 방정식이다. 즉, 노조부문과 비노조부문에서 임금이 각각 결정되고, 이러한 노조부문과 비노조부문에서의 임금격차가 노조가입 성향에 영향을 미치는 연립방정식 체계(simultaneous equation system)이다. 식 (5)와 식 (6)을 최소자승법으로 추정하여 W_u 와 W_m 의 예측값을 $\ln \bar{W}_u$, $\ln \bar{W}_m$ 라고 했을 때, 그 차이인 ($\ln \bar{W}_u - \ln \bar{W}_m$)를 식 (3)에 대입하는 것은 식 (3), 식 (5), 식 (6)으로 구성된 연립방정식 체계를 추정하는 하나의 방법이다. 그러나 식 (5)와 식 (6)에는 Heckman-Lee가 제시한 표본선택편의 문제가 존재하므로 식 (5)와 식 (6)을 최소자승법으로 추정하면, 임금함수의 추정계수는 편향성을 갖는다.

현실적으로 실제 관찰하는 W_u (또는 W_m)의 값은 각 개인이 노조원(또는 비노조원)일 때 관찰하는 값이다. 노조원의 경우는 W_u 만 관찰할 수 있고, 그가 비노조원이 된 경우는 얼마의 임금을 받을지 알 수가 없으며, 마찬가지로 비노조원의 경우는 W_m 만 관찰할 수 있다. 더군다나 노조원과 비노조원 간에 관측되지 않는 특성(unobserved characteristics)의 차이가 존재한다면 다음과 같은 식이 된다.

$$\begin{aligned} E(\epsilon_u | I_i > 0) &\neq 0, \\ E(\epsilon_m | I_i \leq 0) &\neq 0. \end{aligned} \tag{7}$$

구체적으로 노조원과 비노조원의 임금은 전체 모집단 임금분포의 무작위표본(random sample)이 아니라 非무작위표본(non-random sample)이 된다. Heckman의 용어를 사용하자면 노조원 여부를 선택하는 것과 임금함수의 교

관항 ϵ_i 간에는 상관관계가 존재하기 때문에 식 (5)와 식 (6)의 최소자승법 추정치는 편향되어(biased) 있고 불일치(inconsistent)하다는 것이다. Heckman-Lee는 이러한 통계적 문제를 표본선택편의라 하였다.

3. 세 방정식 모형의 추정방식

식 (5)와 식 (6)에서 Heckman-Lee가 제기한 표본선택편의 교정을 위해서 Heckman-Lee의 2단계 추정법을 적용한 Duncan and Leigh(1980)의 방법을 이용할 수도 있고, endogenous switching regression model에 의거 FIML (full information maximum likelihood)을 적용하여 구할 수도 있다. 우리는 Duncan and Leigh의 연구를 참조하여 Heckman-Lee의 2단계 추정방법을 택할 것이다.⁶⁾ 그 이유는 2단계 추정법을 통하여 $(\ln \hat{W}_u - \ln \hat{W}_m)$ 을 구한 후 이를 다시 노조가입 성향 추정의 구조식에 넣는 과정이 우리의 모형에서 필요하기 때문이다.⁷⁾

Heckman-Lee에 의해 고안된 방법은 표본선택편의 문제를 omitted variable problem과 동일하게 간주하여 식 (5)와 식 (6)을 다음과 같이 전개하는 것이다.

$$\ln W_u = X_u b_u + s_u [-f(\hat{f}_i) / F(\hat{f}_i)] + v_u. \quad (8)$$

$$\ln W_m = X_m b_m + s_m [f(\hat{f}_i) / (1 - F(\hat{f}_i))] + v_m. \quad (9)$$

여기서 v_u 와 v_m 는 각각 $E(v_u) = 0$, $E(v_m) = 0$ 인 교란항이며, $F(\hat{f}_i)$ 는 누적표준정규분포함수(cumulative standard normal density function), $f(\hat{f}_i)$ 는 표준정규분포함수(standard normal density function)이다. $\hat{f}_i = Z_i \cdot \hat{\alpha}$ 이다. 구체적으로 식 (5)와 식 (6)을 식 (3)에 대입하여 노조가입 성향결정의 유도형

6) Endogenous switching regression model의 추정방식에 관해서는 LIMDEP Version 7.0 User's Manual(pp. 668-672)을 참조. Heckman-Lee의 2단계 추정법은 동일한 책의 pp. 638-641 참조.

7) Swinging regression model을 사용한 회귀변수의 추정은 일치하고 효율적인 면(consistency and efficiency)이 보장이 되나, 2단계 추정법은 일치성(consistency)만 보장된다.

모형(reduced form)을 만들고, 노조가입 성향의 유도형 모형을 추정한 후, 각 개인의 \hat{I}_i 를 계산한다. 그리고 $F(\hat{I}_i)$ 와 $f(\hat{I}_i)$ 의 값을 구하고 표본선택편의 교정변수(selectivity variables)인 $[-f(\hat{I}_i)/F(\hat{I}_i)]$ 또는 $[f(\hat{I}_i)/(1-F(\hat{I}_i))]$ 를 계산한 후, 이들 변수를 식 (5)와 식 (6)에 추가할 때, 식 (8)과 식 (9)에서는 $E(v_w)=0$ 이 되고, $E(v_w)=0$ 이 된다. 따라서, 식 (8)과 식 (9)는 최소자승법에 의거 추정할 수 있다는 것이다.

이 때 추정된 s_w 의 값이 ‘-’이면 식 (8)에서 표본선택편의는 陽의 값을 가지며, 즉 식 (5)에서 $E(\epsilon_w | I_i > 0) > 0$ 이다. 이는 노조원은 비노조부문에 고용되었을 때보다 높은 임금을 받는다는 뜻이다. 추정된 s_w 의 값이 ‘+’이면 식 (9)에서 표본선택편의 또한 陽의 값을 가져 식 (6)에서 $E(\epsilon_w | I_i \leq 0) > 0$ 이다. 이는 비노조원은 노조부문에 고용되었을 때보다 높은 임금을 받는다는 뜻이다.

식 (8)과 식 (9)에서 b_w , b_n 이 추정되면 각 개인이 노조원이 되었을 경우의 예측임금인 $\ln \hat{W}_w$ 와 비노조원일 경우의 예측임금 $\ln \hat{W}_n$ 를 구할 수 있게 된다. $(\ln \hat{W}_w - \ln \hat{W}_n)$ 를 식 (4)의 $(\ln W_w - \ln W_n)$ 에 대입하여 노조가입 성향결정요인에 관한 구조모형(structural form)이 추정된다.

뿐만 아니라 식 (8)과 식 (9)가 추정되고 나면, 평균적인 비노조원이 노조원이 되었을 경우 평균적으로 누릴 수 있는 임금프리미엄, 즉 노조의 상대임금효과가 계산될 수 있다. 이는 다음에서 설명된다.

Ⅲ. 推定結果

1. 표본선택편의를 교정한 후의 임금함수

우리는 남자 생산직 표본에 나타난 각 변수의 단순통계값을 <부표 1>에 실었다. 위에서 설명한 바와 같이 식 (5)와 식 (6)을 식 (3)에 대입한 노조가입 성향의 유도형을 추정하고, 이를 근거로 하여 만들어지는 표본선택편의 교정변수를 추가한 식 (8)과 식 (9)의 최소자승법 추정결과는 <표 2>에 제시되어 있다.⁸⁾ 표본선택편의가 교정되지 않은 노조부문, 비노조부문 임금함수는 <부표 2>에 실려 있다.

8) <표 2>의 추정결과는 LIMDEP 프로그램에 의거하였다.

804명으로 구성된 남자 생산직의 경우 <표 2>의 제2열과 제3열에 나타난 임금함수는 노조가 대졸 및 전문대졸 등 고등교육의 영향력을 다소 약화시키며, 경력 및 근속의 영향력을 감소시키고 있음을 보여 준다. 특히 노조부문에서 근속효과는 통계적으로 유의하지 않다. 노동조합은 생산직 내의 학력별·근속연수별·경력별 임금격차를 완화시키며 임금의 표준화 또는 평준화효과를 발휘하고 있는 것처럼 보인다.

표본선택편의의 교정을 했을 경우의 임금함수에서 가장 특징적인 것은 기업규모의 효과라고 할 수 있다. 노조부문 임금함수에서 1,000인 이상의 사업체규모를 나타내는 기업에서 300-1,000인 미만 기업에 비해 통계적으로 유의한 陽의 임금효과가 있다. 중소기업은 300-1,000인 미만 기업보다 통계적으로 유의한 낮은 임금을 받고 있지 않다. 비노조부문에서는 기업규모변수는 모두 통계적으로 유의하지 않다. 이는 <부표 2>에서 노조부문, 비노조부문 양 부문에서 나타나는 강력한 규모의 효과와 대비되는 것으로 생산직에 관한 한 통상적으로 관찰되는 기업규모 간 임금격차는 기업규모 간 생산직 노동자의 보이지 않는 질적 차이를 반영하고 있음을 시사한다.

<표 2>의 제2열과 제3열의 임금함수에서 *LAMBDA*는 각각 식 (8)과 식 (9)의 표본선택편의 교정변수(selectivity variables)의 계수를 지칭한다. 비노조부문의 표본선택편의 교정변수의 계수가 예상한 대로 ‘+’이며, 노조부문의 표본선택편의 교정변수의 계수가 ‘-’로 나타났으나 통계적 유의성은 없다. 노조부문에 표본선택편의 교정변수의 계수가 ‘-’인 것은 陽의 표본선택편의를 의미한다. 즉, 노조부문의 노동자들의 임금은 비노조부문에 취업하기를 선택하였을 때보다 노조원으로서 보다 높은 임금을 받는다. 비노조부문의 표본선택편의 교정변수의 계수가 ‘+’인 것은 陽의 표본선택편의를 의미하는 것으로 비노조부문 근로자들의 관찰된 임금은 이들이 노조부문으로 나아갔을 때보다 높은 임금을 받고 있다는 것을 시사한다. 즉, 노조원은 노조부문을, 비노조원은 비노조원을 선택하는 것이 자신의 이익과 부합됨이 나타나고 있으나 통계적으로 유의성이 없어 그러한 추론은 우리 나라에서는 아직 가설에 지나지 않은 것처럼 보인다.

〈표 2〉 노조가입 성향의 유동형 표본선택편의가 교정된 임금방정식 추정

	노조가입 성향의 유도형		노조부문 임금함수		비노조부문 임금함수	
Constant	-0.125	(0.35)	6.95	(14.91)	7.149	(28.20)
EDHIGH	-0.863E-01	(0.53)	0.365	(3.44)	0.146	(1.97)
EDTECH	-0.458	(1.59)	0.302	(1.45)	0.316	(2.23)
EDUNIV	-0.295	(1.10)	0.583	(3.14)	0.596	(4.50)
EXP	0.673E-01	(2.62)	0.461E-01	(1.78)	0.217E-01	(2.08)
EXPSQ	-0.151E-02	(3.08)	-0.902E-03	(1.66)	-0.529E-03	(2.65)
TEN	0.103	(3.55)	0.248E-02	(0.07)	0.203E-01	(1.65)
TENSQ	-0.452E-02	(3.32)	0.927E-03	(0.66)	-0.488E-03	(1.04)
MARR	-0.238	(1.19)	-0.345E-01	(0.25)	0.871E-01	(1.04)
URBAN	-0.211	(1.76)	-0.168	(1.93)	0.376E-01	(0.65)
S10	-2.54	(7.62)	-0.645	(0.80)	0.573E-01	(0.24)
S100	-1.39	(7.73)	-0.299	(0.80)	0.108	(0.55)
S300	-0.244	(1.27)	-0.101	(0.81)	0.185	(1.31)
SBIG	0.127	(0.61)	0.195	(1.69)	0.121	(0.80)
PUB1	-0.710	(2.89)	-0.352	(1.54)	-0.496E-01	(0.35)
PUB2	0.299	(1.07)	0.266	(1.77)	0.116	(0.64)
ZSTAB	-0.452E-01	(0.64)	-	-	-	-
ZCONT	-0.876E-02	(0.10)	-	-	-	-
ZENV1	-0.234E-01	(0.28)	-	-	-	-
ZPROS	0.132	(1.72)	-	-	-	-
INHM	-0.291	(1.13)	-0.134	(0.77)	0.342E-02	(0.02)
INHA	-0.135	(0.72)	0.103	(0.85)	0.223	(2.69)
INHS	0.521	(3.09)	-0.119	(0.76)	-0.239	(2.54)
INCO	0.222E-01	(0.09)	0.553E-01	(0.33)	0.795E-01	(0.78)
INLS	-0.172	(0.72)	0.114	(0.62)	-0.551E-01	(0.62)
HSAVE	-0.134E-02	(1.62)	-	-	-	-
LAMBD	-	-	-0.417	(1.07)	0.116	(0.50)
A						
-2LL	644.8		-		-	
Adj. R ²	-		0.248		0.173	
표본의 크기	804		248		556	

주: 1. LL은 log likelihood를 의미함.

2. () 안의 값은 t 통계량의 절대값임.

2. 노조가입 성향의 구조모형 추정

〈표 2〉에 나타난 노조부문 임금함수와 비노조부문 임금함수에서 우리는

〈표 3〉 노조가입 성향의 구조모형 추정결과

	노조가입성향의 구조모형 추정결과
Constant	0.485(1.55)
DWAGE	0.275(0.53)
EDHIGH	-0.088(0.46)
EDTECH	-0.394(1.16)
EDUNIV	-0.260(0.98)
EXP	-0.005(0.75)
MARR	0.117(0.66)
URBAN	-0.161(1.09)
S10	-2.619(8.13)***
S100	-1.469(8.34)***
S300	-0.239(1.26)
SBIG	0.164(0.77)
PUB1	-0.623(2.62)***
PUB2	0.312(1.10)
ZSTAB	-0.080(1.19)
ZCONT	-0.018(0.23)
ZENVI	0.010(1.31)
ZPROS	0.137(1.85)*
INHM	-0.170(0.69)
INHA	-0.043(0.19)
INHS	0.450(2.13)**
INCO	0.112(0.47)
INLS	-0.192(0.82)
HSAVE	-0.001(1.75)*
-2LL	674.7
표본의 크기	804

주: 1. LL은 log likelihood를 의미함.

2. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 통계적으로 유의함을 의미함.

10% 유의수준에서조차 통계적으로 유의하지 않은 추정계수의 값을 0으로 놓은 후,⁹⁾ 노조원의 예측임금과 비노조원의 예측임금을 측정하여 그 차이($\ln \hat{W}_n - \ln \hat{W}_n$)를 식 (4)의 ($\ln W_n - \ln W_n$) 대신 이용한 노조가입 성향의 구조모형 (structural form)의 프라빗 추정결과¹⁰⁾를 〈표 3〉에 실었다.

9) 유의하지 않은 추정계수를 0으로 계산한 것은 오류라는 논평자의 지적이 있으나 연구자에 따라 유의하지 않은 추정계수를 0으로 놓고 한 경우도 있어 필자들은 이를 오류라고 생각하지는 않으나 문제는 있을 수 있다고 판단된다. 그렇다고 하더라도 유의하지 않은 추정계수들이 지나치게 sensitive하게 영향을 미칠 때는 유의하지 않은 추정계수를 0으로 놓는 방법 밖에는 현실적으로 다른 방법은 없다고 판단된다. 또는 임금함수를 순수히 인적 자본량의 함수로 하여 추정하는 것도 한 방법이나 이는 또 다른 논문이 될 수 있다.

10) 〈표 3〉의 추정결과는 SAS프로그램에 의거하였다.

노조가입 성향의 결정요인을 나타내는 구조모형의 추정결과는 매우 흥미 있는 결과를 보여 준다. 우선 $DWAGE$ 는 $(\ln \hat{W}_u - \ln \hat{W}_n)$ 을 의미하는데, 이 변수의 추정계수는 陽의 값을 가지나 통계적으로 유의하지 않다. $DWAGE$ 의 경우 陽의 통계적으로 유의한 추정계수를 보인 결과 중의 하나인 Duncan and Leigh (1980)의 추정결과와 상치되는 것으로 비노조원 대비 노조원의 임금프리미엄은 우리 나라에서는 노조가입의 유인(pull)요인으로는 그렇게 강력한 것 같지 않다.

그러나 근로자의 가구혹자 정도($HSAVE$)의 추정계수는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 陰의 값을 갖는 것으로 나타나고 있다. 근로자 개인의 가구혹자가 낮을수록 노조가입 성향은 높아진다는 것은 생산직 근로자 개인의 낮은 사회경제적 지위는 노조가입에의 압박(push)요인으로 작용하고 있음을 시사하는 것이다.

가구혹자 정도가 노조가입에 중대한 陰의 영향을 미치는 것으로 나타났기 때문에 우리는 남자 생산직 노조원과 비노조원 간의 가구소득과 주요 소비지출 내용을 검토하였다. <표 4>에 의하면 노조원의 시간당 임금은 3,343원으로 비노조원의 2,806원보다 19.1% 높으나 노조원가구의 가구소득은 142.1만 원으로 비노조원가구의 146.8만 원보다 오히려 낮게 나타나고 있는데, 이는 비노조원가구에서는 경제활동 참가자수가 많음을 의미한다. 가구의 주요 소비지출을 보면 식품비, 피복비, 교양·오락비는 노조원가구나 비노조원가구 간에 큰 차이를 찾아볼 수가 없으나, 주거비 및 교육비 지출에서 노조원가구의 지출이 크게 나타나 이들 항목들을 노조원가구의 주요 소비지출(93.1만 원)을 비노조원가구의 소비지출(85만 원)보다 높게 하는 데 기여하고 있다. <표 4>에 나타난 이상의 몇 가지 사실들은 기업별 노조체계에서는 앞으로 노조들이 주로 주거비관련 수당 및 사원주택 신설 등을 요구할 것이며, 교육비 수당신설 및 범위 확대 요구를 행하게 될 것임을 예고하는 것이다.¹¹⁾

11) 가구혹자가 낮을수록 노조가입 성향이 높아지면 money incentive가 있음을 의미하는데, 이 두 사실관계가 모순 없이 양립가능한가에 대한 논평자의 질문에 대해서 다음과 같이 답변하고자 한다. 전통적 사고방식은 가구혹자가 낮을수록, 이는 근로자가 저임금을 받음을 의미하여, 노조가입 성향이 높아질 것이라고 예상하는 것이었다. 그러나 우리가 보인 것은 가구혹자가 낮은 것은 근로자가 저임금을 받음을 의미하는 것이 아니라는 점이다. <표 4>에는 노조원의 임금이 높음에도 가구의 혹자는 노조원가구가 오히려 낮음을 실증적으로 보인다. 따라서, 반드시 money incentive가 문제가 아니라는 점을 본 연구가 발견해 냈다고 할 수 있다.

〈표 4〉 노조원과 비노조원의 소득과 주요 소비지출 비교

(단위: 만 원)

	전 체	노조원	비노조원
시간당 임금	0.2967	0.3343	0.2806
가구소득	145.5	142.1	146.8
가구 주요 소비지출	87.2	93.1	85.0
식품비	27.1	27.5	27.0
주거비	14.0	15.1	13.6
피복비	6.9	7.2	6.8
교양·오락비	5.3	5.3	5.3
교육비(사교육비 포함)	20.0	21.7	19.3
기타	13.9	16.3	13.0
가구소득 - 가구 주요 소비지출	56.4	48.7	59.7

〈표 3〉의 노조가입 성향 결정요인에 있어서 기업규모가 중규모 또는 소규모일수록 노조가입 성향이 낮게 나타나고 있는 것은 기업별 노조체계를 갖춘 우리 나라 현실에서 중규모 또는 소규모일수록 노조조직 비용이 높다는 것을 의미한다. 공무원 생산직 또한 노조가입 성향이 낮게 나타나고 있으며, 고임금서비스산업의 생산직 노동자들은 높은 노조가입 성향을 보이고 있는 것으로 나타나고 있다.

남자 생산직의 경우 학력 간 노조가입 성향에 큰 차이를 보이지 않는 것은 남자 생산직의 경우에는 노조조직으로부터 유사한 혜택(또는 이익)을 기대하고 있기 때문일 것이다.

직장만족도에 있어서 남자 생산직은 봉급생활자 평균보다 훨씬 낮다(〈부표 1〉 참조). 즉, 남자 생산직의 직장불만족도는 높다. 그럼에도 불구하고 직장 내 승진가능성에 대한 직장만족도가 노조가입 성향에 예상과는 달리 陽의 영향을 미치고 있고 직장안정성, 직무내용, 작업환경 등은 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하고 있다. 이는 우리 나라 노동조합이 Freeman-Medoff류의 집단적 목소리기능(voice mechanism)을 제대로 수행하지 못하고 그 활동이 아직 초기단계임을 함축하는 것이다.

3. 노조의 상대적 임금효과

(1) 기존의 연구결과 평가

우리는 노조의 상대적 임금효과를 식 (10)과 식 (11)에 의거 추정한 결과를 제시하기 전에 노조의 상대적 임금효과에 관한 기존연구를 간략히 살펴보기로 한다.

노조의 임금효과 추정의 전통적 방식은 임금함수에 노조유무 더미변수(dummy variable, 노조조직기업이면 $UNIONF_i=1$, 아니면 $UNIONF_i=0$)를 포함시켜 노조유무 더미변수의 추정계수를 우선 추정한다. 즉,

$$\ln W_i = X\delta_i + \alpha UNIONF_i + \epsilon_i$$

이라는 임금방정식에서 X 는 인적 자본특성, 직장특성을 나타내며, $UNIONF_i$ 는 노조유무 더미변수이다. 노조유무 여부 더미변수의 추정계수를 α 라고 했을 때 노동조합의 상대적 임금효과(λ)는,

$$\lambda = e^{\alpha} - 1$$

로 추정하는 것이다.

임금함수에 노조조직기업 여부를 나타내는 더미변수를 포함시킬 때는 노조조직기업과 비노조조직기업 간에는 임금의 체계적인 차이가 절편의 차이밖에 없으며, 따라서 학력, 근속연수 등의 변수의 기울기 등에서는 차이가 나지 않는다고 전제하고 있다. 즉, 노조조직기업부문과 비노조조직기업부문 간에 임금결정 메커니즘의 차이는 존재하지 않는다는 것이 전제되고 있는 것이다.

배무기(1990)는 이러한 방식을 이용하여 제조업 남자 생산직의 경우 1976-1986년까지만 하더라도 노조의 임금효과가 전혀 나타나지 않았으나 1988년에 이르면 노조의 임금효과는 최저임금심의위원회의 자료를 이용하면 8.28%, 직종별 임금통계조사를 이용하면 2.84%라는 것을 보였다.

본 연구는 '패널' 자료를 이용하여 단순회귀분석을 수행했을 때 정규직 봉급생활자(표본의 크기 2,495명)의 경우, 노조유무 더미의 추정계수는 陽의 값을 가지나 통계적으로 유의하지 않았고 남자 생산직(표본의 크기 804명)의 노조

더미의 추정계수는 0.1229의 값을 가지고 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다(<표 5>의 제3열 참조).¹²⁾

따라서, 1993년 현재 노동조합의 상대적 임금효과(λ)는 13.07%가 되는 것으로 추정할 수 있다. 남자 생산직의 표본이 804명이어서 배무기(1990)의 제조업 남자 생산직과 직접 비교할 수는 없지만 우리의 추정결과는 노동조합의 임금효과에 있어 생산직에 관한 한 기존연구보다 크게 나타나고 있음을 보여 준다.

‘패널’자료는 개인이 속한 기업에 노조가 조직되었는지 여부뿐만 아니라 개인이 노조원인지 여부를 묻고 있는데, 남자 생산직 노조원 여부 더미변수계수의 크기는 노조유무 더미변수계수보다 다소 작게 나타나고 있다(<표 5>의 제1열 참조). 노조원 여부라는 더미변수계수의 추정치 중 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것은 남자 생산직 노조원의 경우밖에 없고, 이를 기준으로 하면 1993년 현재 남자 생산직 노조원의 비노조원에 대한 상대적 임금효과는 11.85% 수준으로 추정된다.

김우영·최영섭은 본 연구와 동일한 자료를 이용하였으나 생산직의 경우 노조의 임금효과가 나타나고 있지 않음을 보고하고 있다. 본 연구와 김우영·최영섭 연구와의 차이점은 표본의 크기에 기인하고 있는 것처럼 보인다. 우선 김우영·최영섭에 의해 사용된 전체 표본수는 1,211명 그리고 생산직은 414명이나 본 연구에서 사용된 자료의 전체 표본수는 2,496명, 생산직은 985명이다. 본 연구의 표본크기가 김우영·최영섭보다 2배 이상 큰 것은 ‘패널’의 1차년도 조사에서는 현 사업체규모와 현 산업이라는 변수에서 누락관측값(missing values)이 많이 발생하고 있기 때문이다. ‘패널’이 지속관찰자료(longitudinal data)이기 때문에 ‘패널’ 2차년도 자료에서 2차년도 기준 현재직장과 1차년도의 직장 사이에 직장변동이 없는 경우 2차년도의 사업체자료와 산업자료를 1차년도 누락관측값의 代理값으로 이용하여 1차년도의 누락관측값을 교정할 수 있었기 때문이다. 달리 표현하면 김우영·최영섭의 경우, 정규직 생산직 조합원의 경우에 최소자승법에 의한 노조가입 여부 변수의 추정계수가 유의하지 않게 나타난 것은 표본상의 문제라고 할 수 있다.¹³⁾

12) 우리는 남자 생산직의 추정결과만을 <부표 3>에 제시하였다. 생산직 이외 나머지 추정결과들은 독자들에게 요청이 있을 경우 제공될 것이다.

13) 김우영·최영섭은 전체 표본수 1,211명을 대상으로 ‘패널’의 원자료에 나타나 있는 각 표본가구의 가중치(weight)를 사용하였기 때문에 엄밀히는 가중회귀분석(weighted regression analysis)이다. 그러나 ‘패널’의 가중치는 사용되어서는 안 된다는 판단으로 우리

〈표 5〉 전통적 방식에 의한 노동조합의 상대적 임금효과와 추정계수

	노조원여부 더미변수의 크기	노조조직기업여부 더미변수의 크기	표본의 크기
남자 전체	0.0278	0.0359	1,893
남자 사무직	-0.0027	0.0270	1,089
남자 생산직	0.1120**	0.1229**	804
여자 전체	0.1194	0.1060	601
여자 사무직	0.0890	0.0992	420
여자 생산직	0.1615	0.1130	181
전 체	0.0328	0.0403	2,495

주: **는 유의수준 5%에서 추정계수가 통계적으로 유의함을 나타냄(양측검증).

(2) 표본선택편의를 교정한 후에 나타난 노조의 상대적 임금효과
식 (8)과 식 (9)에서 b_u 의 추정치를 \hat{b}_u , b_n 의 추정치를 \hat{b}_n 으로 표시하면, 평균적 비노조원의 관점에서는 노조원과 비노조원의 임금격차(d)는 다음과 같다.

$$d = \bar{X}_n(\hat{b}_u - \hat{b}_n). \quad (10)$$

여기서 \bar{X}_n 은 비노조원의 설명변수 평균값벡터이다. 노조원과 비노조원 간 임금의 % 차이, 즉 노동조합의 상대적 임금효과(D)는 다음과 같다.

$$D = e^d - 1.$$

이와 같이 우리가 노동조합 가입성향을 분석하는 과정에서 식 (8)과 식 (9)의 추정이 있게 되면 노동조합 가입성향의 구조모형과 노동조합의 상대적 임금효과가 동시에 추정되는 것이다.

〈표 2〉에 나타난 노조부문 임금함수와 비노조부문 임금함수에 있어서 10% 유의수준에서도 통계적 유의성이 없는 추정계수의 값을 0으로 한 후 식 (10)에 의거 계산된 d 의 값은 0.021, 그리고 식 (11)에 의거 추정된 D 의 값은 0.021로

는 단순회귀분석을 행하였다. 가중치가 사용되어서는 안 되는 이유는 대우경제연구소가 원래 8,000가구를 조사할 예정으로 각 가구의 가중치를 입력하였으나 예산상의 이유로 8,000가구 대신 4,547가구가 되어 각 가구의 가중치가 전국 모집단을 반영하지 못하게 되었다. 예컨대, 8,000가구는 가중치를 이용하면 전국 1,200만 가구를 대표하기로 되어 있었으나, 4,547가구는 전국 1,200만 가구 중 750만 가구밖에 반영하지 않게 된다.

써 노조의 상대적 임금효과는 2.1%로 나타나고 있다. 따라서, 우리는 더미변수를 이용한 회귀분석을 행하면 생산직 남자의 경우 노조의 임금효과는 1993년 현재 11.2%이며, 표본을 노조원/비노조원부문으로 나누어 표본선택편의를 교정한 후에 평균적인 비노조원이 노조원이 되었을 경우 평균적으로 누리는 임금프리미엄은 2.1%라고 결론짓는다. Duncan and Leigh(1980)는 1969년과 1971년의 미국 자료를 이용하여 숙련직(craftsmen), 기계조작공(operatives), 미숙련노동자(laborers)의 경우, 우리와 유사한 방법을 이용하여 노조의 상대적 임금효과를 추정하였는데, 이것이 30% 이상으로 나타난 것으로 보고하고 있음을 감안하면, 우리 나라에서 노조의 임금효과는 아직 대단히 약하다고 할 수 있다.

IV. 結論과 政策的 含意

우리는 Heckman-Lee의 표본선택편의를 교정하는 2단계 추정법을 채택한 Duncan and Leigh(1980)의 방법론에 따라 노조가입 성향의 결정요인과 노동조합의 상대적 임금효과를 우리 나라 남자 생산직에 국한하여 추정하였다.

본 연구는 대우경제연구소의 개인자료를 이용한 횡단면분석을 하되 지속관찰자료라는 패널의 특성을 살려 분석을 행함으로써 남자 생산직의 경우 노조의 상대적 임금효과는 2.1%임을 추정하였으며, 우리 나라에서 노조가입 성향의 결정요인으로서는 노조의 이러한 미약한 상대임금효과보다는 노동자 개인의 사회경제적 지위가 보다 중요함을 보였다. 구미문헌과 비교하여 본 연구의 가장 큰 기여가 될 수 있는 것은 바로 개인의 사회경제적 지위가 노조가입 성향에 중대한 영향을 미친다는 실증분석 결과일 것이다.

우리의 연구결과는 앞으로 노동조합운동과 기업 내 복지체계의 정립방향에 대해서도 중요한 함의를 제시하고 있다. 우선 노동조합운동 방향에 관해서 우리의 연구결과가 시사하는 바를 살펴보자.

우리 나라 노동조합 조직률이 1995년 현재 비농전산업 피용자기준 15% 수준밖에 되지 않아 선진국과 비교하면 대단히 낮은 수준이어서 노동조합 조직률을 어떻게 높일 것인가는 노동조합의 당면 관심사로 되어 있다. '패널'자료에 의하면 우리 나라의 낮은 노조조직률에도 불구하고 노조에 가입하려는 사람들은 잠재적으로 상당히 많이 존재하는 것으로 보인다. 1993년 전국 4,547가

〈표 6〉 노조원과 노조가입 의사를 가진 비노조원

(단위: 명, %)

정규직 봉급생활자	2,833(100)
노조원	586(20.7)
비노조원	2,247(79.3)
직장에 노조가 생기면 가입할 의향이 있는가?	
있 다	636(28.3)
없 다	821(36.5)
노조성격에 따라 다르다	456(20.3)
n.a	334(14.9)
계	2,247(100)

자료: 대우경제연구소, 『1993년 한국가구 패널조사』.

구의 18세 이상 남녀 12,032명을 대상으로 한 대우경제연구소의 ‘패널’자료에서 정규직 봉급생활자 2,833명의 조사결과(〈표 6〉 참조)에 따르면, 현재 노동조합에 가입하고 있는 사람의 비중은 20.7%, 현재 가입하고 있지 않지만 노조에 가입할 의사를 가진 노동자의 비중은 정규직 봉급생활자의 약 28.3%로 나타나고 있다. 현재의 노조조직률 수준에 잠재적으로 노조에 가입할 의향을 가진 사람들을 포함시키면 노조조직률은 40% 이상의 수준으로 상승할 수 있다. 우리의 연구결과는 노동조합 조직이 조직확대를 위해서는 다음 세 가지 요인을 고려하여야 함을 제시하고 있다. 첫째, 노조는 우선적으로 중소기업 노동자의 노조가입을 용이하게 하는 조직형태에 관심을 기울여야 할 것이다. 둘째, 직장불만족을 해소하는 집단적 목소리기능(voice mechanism)을 수행하는 데 노동조합은 크게 노력하여야 할 것이다. 셋째, 노조원의 사회경제적 지위향상을 높이는 프로그램을 구체화하여 노조운동에 대한 신뢰를 갖도록 하며, 노동운동의 미래에 대한 확신을 갖게 하여야 할 것이다.

기업 내 복지체계의 정립방향에 관하여 우리의 연구결과가 시사하는 바는 첫째, 노조원의 임금은 비노조원보다 높으나 노조원의 가구소득이 비노조원의 가구소득보다 낮다는 점, 둘째 노조원의 가계수지 악화의 주된 원인은 교육비와 주거비에 있다는 점과 관련되어 있다. 앞으로 노동자들의 요구는 주거비 및 교육비와 관련되어 있기 때문에 이들의 과중한 부담을 기업복지체계에 의거할 경우 기업의 노동비용이 크게 상승할 것이다. 동시에 근로자 복지향상은 가구주의 단독소득에 의존한다기보다는 기혼여성의 경제활동 참가에 의한 가구 내

복수의 소득에 의해 이루어질 것이기 때문에 탁아시설의 확대, 육아휴직제도의 개선 등과 같은 여성의 경제활동 참가를 촉진시키는 제도정비가 없으면 기업의 임금상승 압박은 더욱 크게 될 것이다. 주거비와 교육비의 문제를 국가복지체계의 일환으로 흡수한다든지 이와 더불어 기혼여성의 경제활동 참가를 촉진시키는 제도정비를 행한다든지 하여 근로자의 사회경제적 지위를 향상시키면 기업복지에 대한 수요는 오히려 감소하여 기업의 노동비용이 지나치게 높아지는 것을 억제할 수 있을 것이다.

노동조합이 실제 어떠한 전략을 취하는가, 그리고 정부가 근로자 복지체계 정립에 있어서 어떠한 정책을 취하는가에 관한 논의가 이제부터 실증적 근거를 토대로 본격적으로 논의되기 시작하여야 할 시점이라는 점을 강조하면서 우리는 이 글을 맺는다.¹⁴⁾

參 考 文 獻

1. 강석훈, “한국의 소득분배 I - OECD국가와의 정태적 비교분석,” 『월간경제』, 대우경제연구소, 1996. 7.
2. 김우영, 최영섭, “노동조합의 임금효과는 한국에 존재하는가?,” 『노동경제논집』, 제19권 제1호, 한국노동경제학회, 1996, pp. 29-52.
3. 김장호, “노동조합의 임금효과: 우리 나라 제조업부문에서의 노동조합 유무별 임금결정메커니즘의 차이,” 『경제학연구』, 제39집 제1호, 한국경제학회, 1991, pp. 21-44.
4. 방하남, “1990년대 노조의 상대적 임금효과: 제조생산직 근로자를 중심으로,” 한국사회학회 발표논문, 1996.

14) 정책적 시사점들이 본 연구의 실증분석 결과로부터 도출될 수 없는 결론이라는 논평에 대해 필자들은 본 연구 실증분석 결과에서 도출될 수 있는 결론이라고 하지 않았고, 다만 본 연구 실증분석 결과에서 도출될 수 있는 ‘시사점’이라고 하였음에 유의하기 바란다. 또한 중소기업 근로자 조직비용이 높기 때문에 중소기업 근로자가 노조에 가입을 회피한다고 본 논문은 파악하였으며, <표 6>에는 노동자의 높은 노조가입 성향이 나타나고 있고 본 연구에는 포함시키지는 않았지만 노조가입 성향 결정요인의 프로빗분석에서 기업규모는 가입 성향 결정요인에는 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있으므로 중소기업 근로자도 대기업 근로자와 마찬가지로 노조에 가입의사를 나타낸다고 해석할 수 있다. 따라서, 중소기업 근로자의 기업별 노조 가입비용을 낮추기 위해 산업별 조직형태로 노조조직 형태를 바꿀 필요성이 있다는 것이 본 연구의 시사점이라고 할 것이다.

5. 배무기, “노동조합의 상대적 임금효과,” 『한국노동연구』, 제1집, 한국노동연구원, 1990, pp. 5-34.
6. 어수봉, 이태현, “노동조합의 임금평등효과,” 『한국노동연구』, 제3집, 한국노동연구원, 1992, pp. 27-76.
7. 정인수, 『한국의 임금구조』, 한국노동연구원, 1991.
8. Duncan, Georgy M. and Duane E. Leigh, “Wage Determination in the Union and Nonunion Sectors: A sample Selection Approach,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 34, No. 1, Oct. 1980, pp. 23-34.
9. Freeman, Richard B., “Individual Mobility and Union Voice in the Labor Market,” *American Economic Review*, Vol. 66, No. 2, May 1976, pp. 361-368.
10. Freeman, Richard B. and James L. Medoff, *What do Union do*, New York: Basic Books, 1984.
11. Green, William H., *Limdep Version 7.0 User's Manual*, Econometric Software, Inc., 1995.
12. Harberfeld, Yitchak, “Why Do Workers Join Unions? The Case of Israel,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 48, No. 4, July 1995, pp. 656-670.
13. Jakubson, George, “Estimation and Testing of the Union Wage Effect Using Panal Data,” *Review of Economic Studies*, Vol. 58, 1991, pp. 971-991.
14. Lee, L., “Estimation of Limited Dependent variable Models by Two-Stage Method,” Ph.D. dissertation, University of Rochester, 1976.
15. Park, Young-bum, “Union and Nonunion Wage Differentials in the Korea Manufacturing Sector,” *International Economic Journal*, Vol. 5, 1991, pp. 79-91.
16. Strauss, George, Daniel G. Gallagher, and Jack Fiorito, eds., *The State of the Unions*, Madison, Wis.: Indusrial Relation Research Association, 1991.

〈부표 1〉 노조원 여부별 각 변수의 평균값과 표준편차

	노조원		비노조원	
	평균값	표준편차	평균값	표준편차
<i>HSAVE</i>	48.710	65.560	59.734	100.896
<i>EDHIGH</i>	0.617	0.486	0.591	0.491
<i>EDTECH</i>	0.059	0.237	0.061	0.240
<i>EDUNIV</i>	0.074	0.263	0.071	0.257
<i>EXP</i>	19.977	9.365	19.843	12.667
<i>EXPSQ</i>	486.486	440.997	553.986	668.651
<i>TEN</i>	7.090	5.963	4.675	6.356
<i>TENSQ</i>	85.705	134.108	62.202	159.096
<i>MARR</i>	0.887	0.316	0.821	0.383
<i>URBAN</i>	0.509	0.500	0.617	0.486
<i>S10</i>	0.007	0.086	0.284	0.451
<i>S100</i>	0.177	0.382	0.471	0.499
<i>S300</i>	0.294	0.456	0.107	0.310
<i>SBIG</i>	0.324	0.469	0.079	0.271
<i>PUB1</i>	0.063	0.244	0.058	0.234
<i>PUB2</i>	-0.086	0.281	0.024	0.154
<i>ZSTAB</i>	-0.208	1.136	-0.235	1.067
<i>ZCONT</i>	-0.183	1.139	-0.177	0.977
<i>ZENVI</i>	-0.270	1.136	-0.255	1.001
<i>ZPROS</i>	-0.086	1.135	-0.172	1.032
<i>INHM</i>	0.072	0.259	0.063	0.243
<i>INHA</i>	0.196	0.397	0.198	0.399
<i>INHS</i>	0.452	0.498	0.285	0.452
<i>INCO</i>	0.064	0.245	0.098	0.297
<i>INLS</i>	0.052	0.222	0.152	0.359
<i>WAGE</i>	3,343.410	1,864.210	2,806.600	2,611.370
<i>LNWAGE</i>	7.944	0.612	7.695	0.683

주: *WAGE*는 시간당 임금이며, 단위는 원임.

〈부표 2〉 노조부문과 비노조부문의 임금함수 추정

	노조부문 임금함수	비노조부문 임금함수
Constant	7.436(31.52)	7.230(41.29)
<i>EDHIGH</i>	0.390(3.89)	0.140(1.87)
<i>EDTECH</i>	0.379(2.04)	0.285(2.14)
<i>EDUNIV</i>	0.634(3.69)	0.584(4.41)
<i>EXP</i>	0.026(1.39)	0.023(2.48)
<i>EXPSQ</i>	-0.000(1.25)	-0.000(3.37)
<i>TEN</i>	-0.022(1.12)	0.023(2.13)
<i>TENSQ</i>	0.002(2.32)	-0.000(1.39)
<i>MARR</i>	0.010(0.08)	0.084(1.00)
<i>URBAN</i>	-0.132(1.80)	0.030(0.54)
<i>S10</i>	0.126(0.32)	-0.044(0.35)
<i>S100</i>	0.075(0.65)	0.030(0.25)
<i>S300</i>	-0.040(0.38)	0.166(1.19)
<i>SBIG</i>	0.166(1.57)	0.117(0.76)
<i>PUB1</i>	-0.141(0.89)	-0.084(0.68)
<i>PUB2</i>	0.229(1.68)	0.127(0.70)
<i>INHM</i>	-0.198(1.25)	0.052(0.43)
<i>INHA</i>	0.085(0.72)	0.233(2.78)
<i>INHS</i>	-0.280(2.64)	-0.202(2.40)
<i>INCO</i>	-0.010(0.06)	0.095(0.92)
<i>INLS</i>	0.119(0.66)	-0.044(0.49)
<i>Ad, R²</i>	0.252	0.174
표본의 크기	248	556

주: () 안의 값은 *t* 통계량의 절대값임.

〈부표 3〉 임금함수에 노조원 여부 및 노조기업여부 더미변수의 이용

	노조부문 임금함수	비노조부문 임금함수
Constant	7.273 (54.00)	7.249 (53.06)
<i>EDHIGH</i>	0.209 (3.51)	0.211 (3.54)
<i>EDTECH</i>	0.336 (3.17)	0.327 (3.10)
<i>EDUNIV</i>	0.602 (5.82)	0.592 (5.73)
<i>EXP</i>	0.025 (3.02)	0.025 (3.10)
<i>EXPSQ</i>	-0.000 (3.78)	-0.000 (3.89)
<i>TEN</i>	0.019 (2.10)	0.020 (2.17)
<i>TENSQ</i>	-0.000 (0.88)	-0.000 (0.92)
<i>MARR</i>	0.053 (0.76)	0.050 (0.73)
<i>URBAN</i>	-0.011 (0.27)	-0.014 (0.32)
<i>S10</i>	-0.071 (0.79)	-0.047 (0.50)
<i>S100</i>	0.017 (0.22)	0.030 (0.37)
<i>S300</i>	0.045 (0.53)	0.045 (0.53)
<i>SBIG</i>	0.133 (1.48)	0.125 (1.40)
<i>PUB1</i>	-0.085 (0.87)	-0.073 (0.74)
<i>PUB2</i>	0.177 (1.60)	0.190 (1.73)
<i>INHM</i>	-0.031 (0.32)	-0.041 (0.43)
<i>INHA</i>	0.183 (2.68)	0.185 (2.71)
<i>INHS</i>	-0.258 (3.96)	-0.262 (4.01)
<i>INCO</i>	0.035 (0.41)	0.035 (0.40)
<i>INLS</i>	-0.063 (0.80)	-0.069 (0.89)
<i>UNION</i>	0.1112 (1.97)	-
<i>UNIONF</i>	-	0.1229 (2.16)
Ad, R^2	0.210	0.210
표본의 크기	804	804

주: () 안의 값은 t 통계량의 절대값임.