

임금표준화전략의 효과에 관한 연구

남상섭*

요 약

본고는 노조부문과 비노조부문간 임금불평등에 차이가 나는 요인을 분해하여 임금분배에 대한 노동조합의 직·간접적인 효과를 추정한 것이다. 노동부의 「1993년 직종별 임금실태조사자료」를 이용한 실증분석 결과에 의하면, 노조부문과 비노조부문간에 임금결정 메커니즘이 상이하면서도 노조부문의 임금불평등이 비노조부문에 비해 작았다. 그러나 이것은 임금분산을 요인별로 분해한 결과에 의하면 노조의 임금표준화전략에 의한 축소효과라고는 보기 어렵고, 오히려 부문간 특성 분산도의 차이에 기인하는 것으로 나타났다.

1. 서론

우리 나라의 노조와 노조원수는 1987년 이후 노동운동의 활성화로 급격한 임금상승을 동반하면서 증가하는 추세를 보이다가 1990년대에 접어들면서부터 그 세력이 점차 약화되었다. 노조의 감소와 쇠퇴는 불황에 따른 휴·폐업이나 합병 등의 경기변동에 따른 구조적인 문제가 주요인인 것 같다. 1996년의 경우 6백10개 기업이 휴·폐업하고, 60개 기업이 합병하였으며, 한편 이 시기의 조합원수는 1백59만명에서 1백48만명으로 줄었다. 특히 노동부 발표에 의하면, 1997년 말 현재 노조수는 5천7백33개로, 전년(6천4백24개)보다 10.8%(6백91개) 감소했다. 이러한 수치로 본다면 1989년을 정점으로 그 이전까지는 노조수 및 노조원수의 증가 추세, 그 이후는 감소 추세를 보였음을 알 수 있다.

노동조합과 노동조합원 수의 감소에도 불구하고 노동조합은 근로자의 권익을 신장하고 근로

조건을 개선하는 역할뿐만 아니라 임금인상을 주도하는 단체로서 역할을 여전히 하고 있다. 이러한 맥락에서 임금결정모델에서 노동조합이 중요한 변수로서의 역할을 한다는 것이 이미 많은 선행연구에서 밝혀진 바 있다. 그러나 임금분배에 대한 노동조합의 역할에 대해서는 노동조합의 상대적 임금효과가 오히려 조합원과 비조합원간의 임금격차를 유발하여 근로자간 임금분배상태를 더욱 불평등하게 한다는 주장도 있고, 임금분배상태를 더욱 평등하게 한다는 주장도 있어 왔다.

하버드학파에서는 노조를 독점기관으로 보지 않고 집단발언기관으로서의 역할을 중시하고, 또 임금표준화전략을 추진하기 때문에 임금불평등을 축소시키는 효과를 갖는다는 연구결과를 제시하고 있다. 1980년대의 자료를 이용한 한국의 실증연구들도 역시 하버드학파의 주장과 마찬가지로 한국의 노조가 임금불평등을 축소시킨다는 연구결과를 보여주고 있지만, 그 분석시점이 1980년 후반에 집중되어 있어 그 결과를 일반화하기에는 곤란한 면이 없지 않았다. 왜냐하면 이 시기는 국내·외적으로 저유가, 저금리, 저임

* 중부대학교 경상학부 부교수

금 등의 3저(低)현상이 지속되었으며, 그 동안 경제성장과정에서 성장과실의 분배에서 배제되었던 근로자들의 저임금에 대한 불만이 폭발하였던 시기였기 때문이다. 한편으로는 정치적으로 1987년 6월 민주항쟁 이후 산업민주화가 시작된 시점으로 노동운동이 일대전환점을 맞게 되고 노동조합이 제 역할을 찾던 시기였다는 점을 감안한다면 이 당시의 자료에 대한 연구결과를 일반화시키기에는 무리가 있었다.

1990년대 초에는 이러한 상황이 역전되어 섬유, 신발 등 노조조직률이 높은 노동집약적 산업은 쇠퇴하고 노조조직률이 낮은 서비스업종이 늘어나는 등 산업구조가 바뀌어가면서 노동조합의 조직률과 조합원수도 계속 감소하는 추세를 보이고 있다. 그렇다면 과연 이 시기에도 하버드학파가 주장하는 노조의 임금표준화에 의한 임금평준화효과가 있었을까? 1980년대 후반에 나타났던 노동조합의 임금평준화효과가 1990년대 초반에도 나타나는지를 확인하기 위해 본고에서는 노동부의 「1993년 직종별 임금실태조사 테이프」로부터 추출한 자료를 이용하였다. 제조업과 비제조업에서의 노조유무별 임금결정 메커니즘의 상이성을 검정한 후 임금분산 차이를 분해하여 노동조합의 임금평준화효과를 추정해 보았다. 분석 대상업종은 제조업과 비제조업을 모두 포함했고, 대상 직종은 제조업의 경우 남자 생산직과 비제조업의 경우 비사무직 남자를 분석대상으로 하였다.

본고의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 노조유무별 임금분포를 이용하여 임금불평등도의 차이를 살펴보고, 부문별 임금불평등도의 차이를 설명하는 요인을 고찰한다. 그리고 3절에서는 노조유무별 임금결정 메커니즘의 상이성과 노조의 임금표준화가설을 검정한다. 그리고 4절에서는 노조유무별 임금분산의 차이를 요인별로 분

해하여 노동조합의 임금평준화효과를 추정하였다.

II. 노조조직유무별 임금분산

2.1 노조조직유무별 임금분포

<표 1>은 제조업과 비제조업에서의 노조부문과 비노조부문 대수임금(월임금총액의 대수값)의 분포를 비교한 것이다. <표 1>에 의하면 제조업과 비제조업에서 모두 노조부문이 비노조부문에 비해 평균임금과 중위임금이 높고, 임금분산도(dispersion, 표준편차와 분산)가 작다. 이것은 노조부문이 비노조부문에 비해 임금분포의 상위부분과 하위부분이 중위소득 부분으로 보다 압축되어 있기 때문에 노조부문의 임금불평등도가 작은 것을 의미한다.

노조유무별 임금분산도의 차이를 대수표준편차(σ)를 이용하여 비교하여 보면, 제조업과 비제조업에서 모두 노조부문의 임금분산도가 비노조부문의 임금분산도보다 작다. 노조부문과 비노조부문간 대수표준편차의 차이를 살펴보면, 제조업의 경우 노조부문(0.3753)이 비노조부문(0.4082)에 비하여 0.0329 포인트, 비제조업의 경우는 노조부문(0.4056)이 비노조부문(0.4408)에 비해 0.0352 포인트 정도 더 작다. 이것을 비노조부문의 표준편차를 기준으로 하여 퍼센트 차이로 나타내면, 제조업과 비제조업에서 모두 노조부문이 비노조부문에 비해 약 8% 정도 작은 것이다. 이러한 수치는 노조부문과 비노조부문의 임금분산도에 영향을 주는 기타 요인들을 조정하지 않고 임금불평등 지표로 대수표준편차를 이용하여 비교한 것이다.

〈표 1〉 노조부문과 비노조부문의 대수임금(對數賃金) 분포

	제조업		비제조업	
	노조부문	비노조부문	노조부문	비노조부문
평균값	13.8631	13.6792	13.8837	13.6153
중위값	13.8888	13.7080	13.8938	13.6352
표준편차	0.3753	0.4082	0.4056	0.4408
분산	0.1408	0.1666	0.1645	0.1943
최소치	12.21	12.21	12.21	12.22
최대치	16.12	15.95	15.97	15.35
표본크기	74,396	19,320	65,711	26,068

주 : 제조업 생산직 남자, 비제조업 비사무직 남자 대상
 자료 : 노동부, '1993년 직종별 임금실태 조사 데이터', 추출자료

2.2 임금분산의 요인

대수임금분산이나 대수표준편차와 같은 임금 불평등도가 노조부문과 비노조부문간에 차이가 나는 요인은 노조부문과 비노조부문간 특성 분산도의 차이, 노조유무별 임금방정식의 파라미터

차이, 잔차 변이의 차이 등이다.

첫째, 노조부문과 비노조부문의 임금불평등도 차이는 노조유무별 임금방정식의 파라미터(추정계수)의 차이 때문일 수 있다. 즉, 학력, 경력 및 근속년수와 같은 변수들에 대한 노조부문 임금방정식의 추정계수와 비노조부문 임금방정식의 추정계수가 서로 다를 경우 임금분산도에 차이가 발생하는 것이다. 노조부문의 임금불평등도가 비노조부문에 비해 더 작은 이유가 노조부문 임금방정식의 추정계수가 비노조부문의 추정계수보다 작기 때문일 수도 있는데, 이것은 노동조합이 임금표준화전략을 통하여 근로자간 임금 격차를 줄이고 임금을 표준화한 때문이라고 볼 수 있는 것이다. 이것은 노동조합의 임금표준화가설이라고 하는 것이다.

둘째, 개개인의 인적 특성과 고용 특성이 노조부문의 임금과 비노조부문의 임금에 미치는

〈표 2〉 변수의 정의

변수	정의
DUNION	·사업체 노조조직여부 더미변수(노조조직=1, 미조직=0)
DMARR	·혼인여부 더미변수(기혼=1, 미혼=0)
EDUCAT	·교육년수(정규학교 졸업기준) 국졸 이하=6, 중졸=9, 고졸=12, 전문대졸=14, 대졸 이상=16)
DSIZE	·기업규모 더미변수(기준 : 기업규모 300인 이상 999인 이하인 경우) DSIZE1(10인이상 99인이하=1, else=0), DSIZE3(100인이상 299인이하=1, else=0), DSIZE10(1000인이상=1, else=0)
TENY	·현재 직장 근속년수
(TENY)2	·근속년수의 제곱항
EXP	·경력년수(학교 졸업후 노동시장에서의 총경력년수)
(EXP)2	·경력년수의 제곱항
EXP·EDU	·경력과 학교교육의 상호작용항
EXP·MAR	·경력과 혼인여부의 상호작용항
DSKIL	·기술기능 더미변수(기준그룹 : 자격증 없는 기능자) DSKIL3(기술사·기사1·2급=1, else=0), DSKIL7(기능장·기능사1·2급·기능사보=1, else=0), DSKIL8(기타 공인면허자격증 소지자=1, else=0)
WHRS	·월근로시간
DOCC	·직종 더미변수(기준그룹 : 단순노무자) DOCC4(판매직=1, else=0), DOCC5(서비스직=1, else=0), DOCC7(직접생산직=1, else=0), DOCC8(간접생산직=1, else=0)
DREG	·지역더미(서울 기준, 13개 더미)
DIND	·2-digit 분류 산업더미(제조업 8개 더미, 비제조업 23개 더미)

주) 종속변수는 월임금총액의 대수값(ln W)임

영향이 똑같다고 하더라도 양 부문간 특성상의 분산도의 차이에 의해서도 임금분산도에 차이가 날 수 있다. 즉 노조부문 근로자간 제 특성의 분산도가 비노조부문 근로자들간 제 특성의 분산도에 비하여 원래 작기 때문에 노조부문의 임금분산도가 비노조부문의 임금분산도에 비해 작을 수 있다.

셋째, 잔차변이의 차이에 의해서도 노조부문과 비노조부문간의 임금분산도에 차이가 날 수 있다. 일반적으로 노조부문 임금방정식의 추정치의 표준오차(SEE)가 비노조부문 임금방정식의 추정치의 표준오차보다도 작을 수 있다. 이것은 노조부문과 비노조부문에서 일련의 특성과 파라미터들이 같다고 하더라도 비노조부문의 임금을 예측하는데 더 큰 오차가 존재한다는 것을 의미한다. 이것은 임금을 결정할 때 비노조부문의 사용자가 상대적으로 큰 재량권과 개별적인 임금결정기준에 의존하는 데 비해 노조부문에서는 노동조합의 임금표준화정책의 실시로 실질적인 임금표준화가 되어 있다는 것을 시사해 준다.

이상과 같은 세 가지 요인에 의해 노조유무별 임금분산도에 차이가 날 수 있기 때문에 이 중에서도 노동조합의 임금표준화전략으로 인한 순수한 임금분배효과를 추정하기 위해서는 노동조합 이외의 요인인 특성상의 차이를 통제한 후 추정하여야 한다.

III. 임금결정 메커니즘 비교

2.1 분석모형 및 변수

(1)식은 제조업과 비제조업에서의 임금결정구조를 분석하기 위한 임금함수의 추정모형이다.

아래의 임금함수에 포함된 변수는 <표1>과 <부표 1>에 설명되어 있는바와 같다.

$$\begin{aligned} \ln W = & \beta_0 + \beta_1 \text{DUNION} + \beta_2 \text{DMARR} + \beta_3 \text{EDUCAT} + \beta_4 \text{EXP} + \beta_5 (\text{EXP})^2 \\ & + \beta_6 \text{TENY} + \beta_7 (\text{TENY})^2 + \beta_8 \text{EXP} \cdot \text{EDU} + \beta_9 \text{EXP} \cdot \text{MAR} + \sum \beta_{10} \text{SIZE} \\ & + \sum \beta_{13} \text{DSKIL} + \beta_{16} \text{WHRS} + \sum \beta_{17} \text{DOCC} + \sum \beta_{21} \text{DREG} + \sum \beta_{24} \text{DIND} + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

종속변수($\ln W$)는 각 근로자의 월임금총액의 대수값이며, 월임금총액은 통상임금에 초과급여를 포함한 월급여액에 연간특별급여를 12로 나눈 월특별급여를 합한 것이다.

한편 설명변수는 사업체별 노동조합 조직여부를 나타내는 더미변수와 근로자의 특성을 나타내는 변수(즉 교육년수, 경력년수, 근속년수 및 혼인여부, 기술기능 더미) 및 기타 기업 특성을 나타내는 기업규모 더미변수, 그리고 산업과 지역을 통제하기 위한 산업더미와 지역더미 변수 등을 포함하고 있다.

먼저 근로자의 인적 특성 변수의 하나인 교육년수(EDUCAT)는 정규학교 졸업기준으로 국졸 이하, 중졸, 고졸, 전문대졸, 대졸 이상 등으로 구분하여 각각 해당하는 연수(年數)를 주었다. 혼인여부(DMARR)는 기혼자=1, 미혼자=0인 더미변수, 경력년수(EXP)는 학교 졸업후 노동시장에서의 총 경력년수(즉 연령-교육년수-6)이고, 근속년수(TENY)는 현재 직장에서의 근속년수이다. 인적자본론에 의하면 교육년수와 경력년수에 대한 추정계수들은 플러스일 것으로 기대되고, 그리고 경력년수 혹은 근속년수를 제공한

변수의 추정계수는 마이너스의 값을 가질 것으로 기대된다. 왜냐하면 경력년수나 근속년수가 많아짐에 따라 근로경력이나 근속년수에 대한 한계수익률이 체감할 것이기 때문이다.

DSKIL은 자격증 없는 기술자를 기준그룹으로 하는 기술기능 더미변수이고, DOCC는 단순 노무자를 기준그룹으로 하는 직종더미변수이다. 노동조합 더미변수(DUNION)는 사업체별로 노동조합이 조직되어 있으면 DUNION=1, 사업체에 노동조합이 조직되어 있지 않으면 DUNION=0이다. DSIZE는 기업규모 더미변수이고, DREG는 지역더미변수, DIND는 산업더미변수이다.

2.2 제조업과 비제조업의 임금결정 구조

<표 3>은 제조업 생산직 남자의 임금함수를 회귀 분석한 결과이고, <표 4>는 비제조업 비사무직 남자의 임금함수를 추정한 결과이다. 임금

<표 3> 제조업 임금함수의 기술통계량과 추정계수

변수	평균	표준편차	추정계수	t-값
(constant)	-	-	11.874	671.218
DUNION	0.7938	0.4045	-0.06987	-28.871
DMARR	0.7186	0.4497	0.178	34.773
DSIZE1	0.0759	0.2649	-0.110	-29.766
DSIZE3	0.1108	0.3139	-0.07302	-25.702
DSIZE10	0.2658	0.4417	-0.01107	-5.674
WHR5	238.7536	40.0491	0.00194	93.014
EXP	17.5601	10.0670	0.06828	70.882
(EXP)2	409.7009	427.9685	-0.00053	-43.968
TENY	7.29	5.87	0.0170	101.440
(TENY)2	87.5669	124.6322	-0.00084	-38.357
EXP·EDU	181.7969	91.4238	-0.00175	-33.068
EXP·MAR	32.8143	21.9164	-0.01209	-32.906
EDUCAT	11.0157	1.9652	0.06771	52.034
DSKIL3	0.0056	0.0752	0.06817	6.309
DSKIL7	0.1282	0.3343	0.03693	14.504
DSKIL8	0.0589	0.2354	0.06896	19.852
N = 93,716 R2 = 0.604				
SEE = 0.2453				

주) 지역더미와 산업더미변수의 기술통계량과 추정계수는 지면관계로 생략

함수의 추정계수들은 제조업과 비제조업부문에 서 모두 일반적인 인적자본모형에서 기대되는 바와 동일한 부호를 나타냈고, 통계적으로도 모두 유의미하였다. 교육년수, 경력년수, 근속년수, 혼인여부 더미변수에 대한 추정계수는 기대했던 바와 같이 플러스로 나타났다.

<표 4> 비제조업 임금함수의 기술통계량과 추정계수

변수	평균	표준편차	추정계수	t-값
(constant)	-	-	12.462	787.889
DUNION	0.7160	0.4510	0.03835	15.294
DMARR	0.7875	0.4091	0.137	25.982
DSIZE1	0.0988	0.2985	-0.108	-30.156
DSIZE3	0.1637	0.3700	-0.04254	-15.562
DSIZE6	0.1991	0.3993	0.04507	18.176
EXP	19.1249	11.0775	0.05944	57.274
(EXP)2	488.4726	513.6830	-0.00059	-51.775
TENY	6.09	5.76	0.04323	86.153
(TENY)2	70.2037	123.2452	-0.00073	-33.819
EXP·EDU	210.5963	103.3635	-0.00125	-30.787
EXP·MAR	36.4871	23.6793	-0.00716	-17.362
EDUCAT	12.0295	2.7858	0.05626	55.233
DSKIL3	0.0122	0.1099	0.04489	5.461
DSKIL7	0.0470	0.2117	0.02448	5.215
DSKIL8	0.2325	0.4224	0.07516	16.553
DOCC4	0.4045	0.4908	0.273	68.808
DOCC5	0.0677	0.2514	0.173	36.102
DOCC7	0.1423	0.3493	0.265	60.719
DOCC8	0.2462	0.4308	0.266	50.275
N = 91,779 R2 = 0.618				
SEE = 0.2679				

주) 지역더미와 산업더미변수의 회귀계수는 지면관계로 생략

<표 5>는 제조업과 비제조업부문의 임금함수 추정결과인 <표 3>과 <표 4>에서 주요 인적특성 변수의 수익률을 발해하여 정리한 것이다. 교육년수에 대한 임금탄력성은 제조업 0.06771, 비제조업 0.05626으로 나타나, 제조업부문에 서 교육투자의 수익률이 비제조업부문보다 더 높았다. 교육년수와 경력의 상호작용항도 고려한 실제의 교육투자 수익률은 교육년수와 경력의 상호작용항(EDU·EXP)의 추정계수가 마이너스(-)

의 부호이기 때문에 경력이 많아짐에 따라 교육 투자의 한계수익률이 체감한다. 따라서 경력을 고려한 실제 교육투자에 대한 수익률은 제조업 부문에서 $0.06771 - 0.00175 \cdot EXP$ 이고, 비제조업 부문에서는 $0.05626 - 0.00125 \cdot EXP$ 이다.

그러면 제조업의 경우 노조부문의 임금이 더 낮은 이유는 무엇일까? 1980년대 말에 분명히 존재하던 한국 노동조합의 상대적 임금효과가 왜 1993년도에는 나타나지 않을까? 이러한 결과는 노동조합에 의한 노조부문의 임금인상이

<표 5> 주요 인적 특성 변수의 수익률

	제조업	비제조업
교육년수	$0.06771 - 0.00175 \cdot EXP$	$0.05626 - 0.00125 \cdot EXP$
경력년수	$0.06828 - 0.00106 \cdot EXP$	$0.05944 - 0.00119 \cdot EXP$
근속년수	$0.0170 - 0.00169 \cdot TENV$	$0.04323 - 0.00147 \cdot TENV$

임금에 대한 경력과 근속년수의 영향은 (1)식의 임금함수를 각각 경력과 근속년수에 관해 미분하여 구한다. 경력효과는 $\partial \ln W / \partial EXP = \beta_4 + 2\beta_5 EXP + \beta_8 EDU + \beta_9 MAR$ 이고, 근속효과는 $\partial \ln W / \partial TENV = \beta_6 + 2\beta_7 TENV$ 으로 계산된다. 1) 교육년수와 혼인여부가 동일하다고 가정하면 경력의 임금효과는 $\partial \ln W / \partial EXP = \beta_4 + 2\beta_5 EXP$ 이다. <표 3>에서 보는바와 같이 교육과 경력의 임금탄력성은 비제조업부문보다는 제조업부문에서 더 크게 나타났지만, 근속년수의 임금탄력성은 비제조업부문이 더 높은 것으로 나타났다.

노동조합의 상대적 임금효과를 나타내는 노동조합 더미(DUNION) 변수의 추정계수는 제조업에서 -0.06987 , 그리고 비제조업에서는 0.03835 로 나타났다. 제조업의 경우, 노동조합의 상대적 임금효과가 마이너스(-)로 나타나 노조부문의 임금이 비노조부문의 임금보다 오히려 7.24% 이상 낮은 것으로 나타났다. 그러나 비제조업의 경우에는 노조부문의 임금이 비노조부문의 임금에 비해 약 3.91% 정도 더 높아 노동조합의 상대적 임금효과가 존재하는 것으로 나타났다.

비노조부문의 임금을 하락시키는 파급효과(spillover effect)나 혼잡효과(crowding effect)가 크지 않고, 오히려 비노조부문의 사용자로 하여금 임금을 인상시키도록 작용하는 위협효과(threat effect)나 사기효과(morale effect)가 파급효과보다 더 크게 나타난 때문인 것으로 보인다. 위협효과나 사기효과가 존재하는 경우 노동조합의 상대적 임금효과에 대한 추정치는 하향 편이되어 작아지거나 마이너스(-)의 값으로 나타나게 된다.

2.3 노조유무별 임금결정구조

2.3.1 임금결정 메커니즘의 상이성 검정

노조부문과 비노조부문의 임금결정 메커니즘이 상이한 경우에는 노조부문과 비노조부문간의 추정계수에 차이가 존재하게 되고, 이로 인해 임금분산도에 차이가 발생할 수 있다. 이러한 경우에는 노조부문과 비노조부문의 임금방정식을 각각 독립적으로 추정하여 임금결정요인들의

1) Ernest R. Berndt, 1991, pp.161-74 참고.

2) 「직종별 임금조사」 자료를 사용한 몇몇 연구에 의하면, 80년대 말 제조업 남자의 경우 노동조합의 상대적 임금효과가 존재하는 것이 입증된 바 있다. 즉 배무기(1990)의 경우 노동조합의 상대적 임금효과가 1988년 8.28%, 정인수(1991)의 연구에서는 1988년 5.83%, 1989년 10.25%, 채창균(1993)의 연구에서는 1989년 18.29%이었다.

수익률에 차이가 존재하는지를 우선 분석할 필요가 있다. 이를 위해서는 우선 노조부문과 비노조부문간 임금결정 메커니즘 차이가 통계적으로 유의성이 있는지를 검정하여야 한다. (2)식과 (3)식은 각각 노조부문과 비노조부문의 임금방정식이다.

$$\ln W_i^n = \beta_0^n + \sum_{j=1}^m \beta_j^n X_{ij}^n + \varepsilon_i^n \quad (2)$$

$$\ln W_i^b = \beta_0^b + \sum_{j=1}^m \beta_j^b X_{ij}^b + \varepsilon_i^b \quad (3)$$

각 부문의 임금방정식에서 X_j 는 (1)식에서 사용한 변수 중에 노동조합 더미변수(DUNION)를 제외한 각 부문 근로자의 인적 특성과 고용 특성을 나타내는 변수들이다.

노조부문과 비노조부문의 임금함수를 별개로 추정하기 전에 우선 노조유무별 임금함수의 추정계수들이 통계적으로 유의미하게 상이한가 아니면 동일한가를 검정할 필요가 있다. 왜냐하면 노조유무별 두 임금함수의 추정계수가 서로 차이가 난다는 사실이 통계적으로 유의미한 것으로 입증되지 않는 경우에는 임금함수를 노조유무별로 독립적으로 추정하여 임금결정구조를 비교하는 것은 의미가 없기 때문이다

본고에서 초우-검정(Chow-test)을 통하여 검정하고자 하는 歸無假說은 ‘노조유무별 임금함수를 독립적으로 추정하였을 때 각 독립변수의 추정계수가 모두 동일한 값을 가진다’는 것이다. 즉 귀무가설은 $H_0 : \beta_{wj} = \beta_{bj}$ (단 $j=1, 2, \dots, m$)이고, 對立假說은 $H_A : \beta_{wj} \neq \beta_{bj}$ 이다. 초우-검정(Chow-test)을 하기 위해 계산한 F-통계량은 제조업의 경우, $F(37, 93716)=82.29$, 비제조업의 경우, $F(55, 91779)=56.89$ 로 각각 계산되었다. 이 수치들은 1% 유의수준에서의 $F(30, \infty;$

$0.01)=2.01$ 과 $F(60, \infty; 0.01)=1.60$ 보다 크기 때문에 노조유무별 각 임금함수의 추정계수가 모두 동일하다는 귀무가설($H_0 : \beta_{wj} = \beta_{bj}$)은 기각되고, 대립가설($H_A : \beta_{wj} \neq \beta_{bj}$)이 통계적으로 유의미하게 성립한다. 이것은 1993년도 제조업과 비제조업에서 모두 노조유무별 임금함수의 추정계수가 통계적으로 유의미하게 서로 다르다는 것을 의미한다.

〈표 6〉 노조유무별 임금함수의 추정계수

변 수	제 조 업		비 제 조 업	
	노조부문	비노조부문	노조부문	비노조부문
(constant)	11.749 (572.664)	12.022 (352.628)	12.547 (651.404)	12.427 (453.303)
DMARR	0.180 (31.633)	0.152 (13.611)	0.133 (20.446)	0.153 (17.205)
DSIZE1	-0.0952 (-13.166)	-0.101 (-18.980)	-0.114 (-20.368)	-0.08519 (-15.677)
DSIZE3	-0.0342 (-10.031)	-0.121 (-22.540)	-0.01788 (-5.324)	-0.06563 (-13.040)
DSIZE10	-0.0063 (-3.157)	0.03611 (5.157)	0.04369 (15.421)	0.03673 (6.911)
WHRS	0.00191 (83.408)	0.00213 (44.920)	-	-
EXP	0.07013 (62.518)	0.05466 (28.879)	0.06234 (48.511)	0.05004 (29.051)
(EXP)2	-0.0004 (-34.833)	-0.00062 (-26.731)	-0.00061 (-4.167)	-0.00051 (-27.749)
TENY	0.04839 (84.865)	0.06689 (55.834)	0.03559 (61.822)	0.06421 (59.930)
(TENY)2	-0.0007 (-30.188)	-0.00176 (-28.310)	-0.00051 (-21.516)	-0.00162 (-28.646)
EXP·EDU	-0.0018 (-30.840)	-0.00121 (-11.474)	-0.00123 (-24.572)	-0.00109 (-16.238)
EXP·MAR	-0.0128 (-31.561)	-0.00672 (-8.142)	-0.00735 (-14.714)	-0.00684 (-9.612)
EDUCAT	0.07024 (46.661)	0.05592 (22.241)	0.05458 (44.310)	0.05528 (31.143)
DSKIL3	0.05379 (4.773)	0.145 (4.696)	0.03933 (4.340)	0.08331 (4.592)
DSKIL7	0.02674 (9.650)	0.07265 (12.118)	0.01745 (3.305)	0.03261 (3.343)
DSKIL8	0.05673 (14.869)	0.106 (13.631)	0.05575 (10.443)	0.07902 (9.427)
R2	0.598	0.612	0.578	0.645
N	74,396	19,320	65,711	26,068
SEE	0.2379	0.2544	0.2637	0.2629

주: 1) 직종더미, 지역더미, 산업더미변수의 추정계수는 지면관계로 생략.
2) ()안은 t-값임.

2.3.2 노조유무별 임금함수 추정결과

<표 6>은 노조유무별 임금함수를 각각 독립적으로 회귀 분석한 결과이다. 이론적으로는 노동조합이 임금표준화전략을 추진하기 때문에 노조부문의 임금결정요인들에 대한 추정계수가 비노조부문의 추정계수보다 작을 것으로 기대된다.

노조유무별 임금함수의 추정계수들은 모두 인적자본모형에서 일반적으로 기대되는 부호들을 나타냈고, 통계적 유의성도 높은 것으로 나타났다. 임금함수의 교육년수, 경력 및 근속년수 등의 변수에 대한 추정계수는 모두 플러스(+)이면서 통계적으로도 1% 유의수준에서 유의하였다. <표 7>은 노조부문과 비노조부문의 인적자본에 대한 수익률을 비교한 결과이다.

경력과 근속년수에 대한 한계수익률이 체감하고 있고, 노조부문에서의 체감률이 비노조부문에서의 체감률보다 절대치로 작았다. 이것은 근로자의 경력이나 근속년수의 증가에 따른 한계수익률의 감소가 노조부문보다 비노조부문에서 크다는 것이고, 노조부문에서는 노동조합이 선임권을 중시한다는 것을 의미한다.

한편, 비제조업의 비사무직 남자를 대상으로 추정한 결과를 보면, 교육과 근속년수 및 결혼여부 등 인적 특성변수에 대한 추정계수는 비노조부문에 비해 노조부문에서 작게 나타났다. 그러나 경력년수에 대한 수익률은 노조부문이 비노조부문보다 크게 나타났다. 비제조업의 경우 제조업과는 달리 경력년수에 대한 한계수익의

<표 7> 노조유무별 주요 인적 특성의 수익률

업종	변수	노조부문	비노조부문
제조업	교육년수	0.07024 - 0.00187·EXP	0.05592 - 0.00121·EXP
	경력년수	0.07013 - 0.00099·EXP	0.05466 - 0.00125·EXP
	근속년수	0.04839 - 0.00145·TENY	0.06689 - 0.00353·TENY
비제조업	교육년수	0.05458 - 0.00123·EXP	0.05528 - 0.00109·EXP
	경력년수	0.06234 - 0.00123·EXP	0.05004 - 0.00101·EXP
	근속년수	0.03559 - 0.00103·TENY	0.06421 - 0.00325·TENY

- 주: 1) 교육투자의 수익률은 $\partial \ln W / \partial EDUCAT = \beta_3 + \beta_8 EXP$ 이다. 여기서 β_3 은 교육년수의 계수이고, β_8 은 교육년수와 경력년수의 상호작용항의 계수이다.
- 2) 경력년수의 임금효과는 $\partial \ln W / \partial EXP = \beta_4 + \beta_5 EXP + \beta_8 EDU + \beta_9 MAR$ 이지만 교육년수와 결혼여부가 동일한 경우를 가정하여 경력과 교육년수, 경력과 결혼여부의 상호작용항을 제외하고 계산한 것이다.
- 3) 근속년수의 임금효과는 $\partial \ln W / \partial TENY = \beta_6 + \beta_7 TENY$ 으로 계산한 것이다

<표 6>에서 제조업의 생산직 남자를 대상으로 임금함수를 추정한 결과, 교육년수와 경력 및 결혼여부 등 인적 특성변수에 대한 추정계수(수익률)를 보면 노조부문의 계수가 비노조부문의 계수보다 크게 나타났다. 그러나 근속년수에 대한 수익률은 노조부문의 계수가 비노조부문의 계수보다 작게 나타났다. 경력과 근속년수의 체감률이 모두 마이너스의 부호를 나타내고 있어

체감률이 노조부문에서 절대치로 더 커서 노조부문에서는 비노조부문에 비해 경력에 의한 선임권이 중시되지 않는 것으로 나타났다. 그러나 근속년수에 대한 한계수익의 체감률은 노조부문이 비노조부문에 비해 작아 근속년수에 의한 선임권은 노조부문에서 중시되는 것으로 나타났다.

근속년수에 대한 임금효과는 제조업과 비제조업에서 모두 노조부문의 계수가 비노조부문의

계수에 비해 작게 나타났고, 또한 근속년수의 증가에 따른 한계수익의 체감률도 노조부문에서 더 작다.

이상에서 임금함수를 노조부문과 비노조부문으로 나누어 추정해 본 결과, 양 부문간의 추정계수가 상이하고 임금결정요인들의 영향력도 양 부문간에 상이한 것으로 나타났다. 이러한 임금결정구조의 차이는 노조유무별 임금불평등도에 어느 정도 영향을 주었을 것이 분명하다. 따라서 임금불평등도에 대한 노동조합의 직접적인 효과인 회귀계수의 차이로 인한 노조유무별 임금불평등도 차이가 상당히 존재할 것으로 기대된다.

IV. 임금분산의 분해

4.1 분해모형

노조유무별 임금방정식인 (2)식과 (3)식을 각각 회귀 분석하여 추정한 노조부문과 비노조부문의 대수임금분산은 임금결정요소에 의해 설명되어지는 부분과 설명되지 않는 잔차부분으로 분해할 수 있다. 앞서 지정한 바와 같이 노조유무별 임금분산 격차는 세 가지 요인에 의해 결정되는 부분으로 분해된다. 즉 양 부문의 특성 차이에 의한 부분과 임금함수의 추정계수의 차이에 의한 부분, 오차항의 차이에 의한 부분으로 분해된다.

노조부문의 賃金分散과 비노조부문 賃金分散의 차이, 즉 $[\sigma^2(\ln W_n) - \sigma^2(\ln W_u)]$ 는 (4)~(6)식으로 분해된다.

$$\sum_i (\beta_i)^2 [\sigma^2(X_i^n) - \sigma^2(X_i^u)] + \sum_i \sum_j \beta_i$$

$$\beta_j [\sigma(X_i^n X_j^n) - \sigma(X_i^u X_j^u)] \quad (4)$$

여기서 $\sigma^2(X_i^u)$ 와 $\sigma(X_i^u X_j^u)$ 는 각각 노조부문 제 특성(X) 변수의 分散(variance)과 共分散(covariance)이고, $\sigma^2(X_i^n)$ 와 $\sigma(X_i^n X_j^n)$ 는 각각 비노조부문 제 특성의 분산과 공분산이고, β 는 임금방정식의 추정계수이다. (4)식은 노조부문과 비노조부문간 임금분산 차이 중에서 양 부문 근로자의 특성 차이로 발생한 임금분산의 차이를 추정하는 식이다. (4)식에서 임금함수의 추정계수인 β_i 를 노조부문의 추정계수(β_u)나 비노조부문의 추정계수(β_n)로 통제하였을 경우 각각 양 부문의 특성 차이에 의한 임금분산의 차이를 나타내는 추정치를 얻게 된다. 따라서 (4)식으로 계산한 것을 양 부문간 임금분산 차이에서 뺀 나머지가 동일한 특성을 갖고 있는 근로자의 임금분산에 대한 노동조합의 순효과를 나타낸다고 볼 수 있다.

한편 양 부문간의 임금결정 파라미터의 차이로 발생한 임금분산의 차이는 분산분해식 중에서 (5)식으로 추정된다. (5)식에서도 $\sigma^2(X_i)$ 와 $\sigma(X_i X_j)$ 는 각각 노조부문 또는 비노조부문 근로자 특성의 분산과 공분산을 나타낸다. 이것을 각각 노조부문과 비노조부문의 분산과 공분산으로 통제하면 양 부문간의 추정계수의 차이로 인한 임금분산 차이를 구할 수 있게 된다.

$$\sum_i [(\beta_i^n)^2 - (\beta_i^u)^2] \sigma^2(X_i) + \sum_i \sum_j (\beta_i^n \beta_j^n - \beta_i^u \beta_j^u) \sigma(X_i X_j) \quad (5)$$

그리고 양 부문간 잔차분산(residual variance)의 차이는 (6)식으로 추정된다.

$$\sigma^2(\epsilon_n) - \sigma^2(\epsilon_u) \quad (6)$$

잔차분산의 차이도 각 부문내에서 동일한 특성들을 갖고 있는 근로자들의 임금에 대한 노동조합의 간접적 영향을 나타내는 하나의 지표이다. 이 때 잔차분산의 차이는 노조부문의 임금방정식과 비노조부문의 임금방정식에서 독립변수들의 추정계수, 분산 및 공분산이 각각 독립적인 회귀식에서 계산된 후에 잔존하는 편차(variation)의 차이이다.

이상에서 노동조합이 임금분산에 미치는 효과는 양 부문간 임금분산 격차에서 (4)식으로 추정된 두 부문간 특성 분산도의 차이로 인한 임금분산의 차이를 빼고 남는 부분이다. 그리고 특성 분산도의 차이로 인한 부분을 빼고 남는 부분은 다시 임금표준화에 의한 노동조합의 직접효과인 양 부문간 추정계수의 차이로 부분과 노동조합의 간접효과인 잔차의 차이로 인한 부분으로 나누어진다.

4.2 분해 결과

<표 8>은 노조부문과 비노조부문간 대수임금분산의 차이를 부문간 대수분산의 차이에 영향을 주는 제 요인별로 분해한 것이다. 즉, 부문간 특성 분산도의 차이, 임금함수의 파라미터(회귀계수) 차이, 잔차변이의 차이가 대수임금분산에

<표 8> 임금분산 차이의 요인 분해

분산 차이의 요인	제조업	비제조업
1. 대수분산 차이	0.0258	0.0298
2. 특성 차이		
a. 조합 방정식	0.0617	0.0989
b. 비조합 방정식	0.0296	0.0263
3. 회귀계수 차이		
a. 조합 특성	-0.1489	-0.0306
b. 비조합 특성	-0.1811	-0.1032
4. 잔차의 차이	0.016	-0.001

미치는 효과를 고찰한 것이다.

<표 8>의 1행은 노조부문과 비노조부문간 실제 추정된 대수임금분산의 차이, $\sigma^2(\ln W_n) - \sigma^2(\ln W_u)$ 이다. <표 1>에서 보는 바와 같이 부문간 대수임금분산의 차이는 제조업의 경우 0.0258, 비제조업의 경우 0.0298인 것으로 나타났다. 제조업과 비제조업에서 모두 노조부문이 비노조부문보다 임금분산이 작았다. 이러한 노조부문과 비노조부문간 임금분산의 차이는 두 부문간 특성 분산도의 차이나 임금함수의 추정계수 차이 또는 잔차변이의 차이로 인해서도 나타나기 때문에 노동조합의 임금평준화효과를 정확히 추정하기 위해서는 이들 요인을 통제하고 임금분산을 분해해볼 필요가 있다.

<표 8>의 2, 3, 4행은 노조유무별 대수임금의 분산 차이 중에서 두 부문간 특성분산도의 차이로 인한 부분(2행)과 회귀계수의 차이로 발생한 부분(3행)과 잔차의 차이로 발생한 부분(4행)으로 분해한 것이다.

<표 8>의 2행은 노조부문과 비노조부문간 특성 분산도의 차이로 인한 대수분산의 차이를 나타낸다. (2a)항과 (2b)항은 (4)식에 $(b_{iu})^2$ 와 (b_{iubj_u}) , $(b_{in})^2$ 와 (b_{inbj_n}) 를 가중치로 주어 추정한 것이다. 제조업의 경우, 특성차이로 인한 분산 차이는 각각 0.029와 0.062이고, 그리고 비제조업의 경우에는 0.026과 0.099이다. 이러한 크기는 노조유무별 임금분산의 격차보다 큰 수치로서 노조부문과 비노조부문간 대수분산의 차이는 대부분 양부문의 특성 분산도의 차이 때문에 나타난 것임을 시사해주는 것이다.

<표 8>의 (3a)항과 (3b)항은 노조부문과 비노조부문간 임금함수의 추정계수 차이로 인한 대수임금분산의 차이를 계산한 것이다. 이것은 각각 노조부문과 비노조부문의 분산과 공분산을 가중치로 이용하여 추정한 것이다. 즉, (3a)항과

(3b)항은 (5)식에 각각 $\sigma^2(X_i^n)$ 와 $\sigma(X_i^n X_j^n)$, $\sigma^2(X_i^m)$ 와 $\sigma(X_i^m X_j^m)$ 을 가중치로 주어 추정하는 것이다.

<표 6>에서 고찰한 바와 같이 개별 변수에 따라 약간의 차이는 있지만, 전체적으로 보면 임금결정요인들이 비노조부문의 임금에 미치는 영향보다는 노조부문의 임금에 미치는 영향이 오히려 큰 것으로 나타났다. 따라서 두 부문간의 회귀계수로 인한 차이는 음(-)의 값으로 나타나 노조부문의 회귀계수가 큰 것으로 알 수 있다. 그 때문에 노조부문의 임금분산도(대수분산)가 비노조부문의 임금분산도보다 제조업의 경우 0.149~0.181 정도, 비제조업의 경우 0.031~0.103 정도 더 큰 것으로 보여주고 있다. 이러한 추정결과에 의하면 노동조합이 임금표준화 전략을 추구한다는 가설이 성립되지 않음을 알 수 있다.

<표 8>의 4행은 노조유무별 임금방정식의 잔차 차이이다. 노조유무별 임금함수 추정치의 표준오차(standard errors of estimates)는 제조업의 경우 노조부문이 비노조부문에 비하여 작지만, 비제조업의 경우에는 노조부문이 비노조부문에 비해 더 큰 것으로 나타났다. 따라서 제조업의 경우는 노조유무별 잔차변이의 차이에 의해서도 노조부문의 임금분산이 비노조부문의 임금분산에 비해 작다는 것을 의미한다. 임금분산의 축소에 대한 노동조합의 간접적인 영향력이 매우 크다는 것을 알 수 있다. 그러나 비제조업의 경우는 잔차의 차이는 작았지만 노조부문의 잔차가 비노조부문에 비해 더 큰 것으로 나타나, 임금분산에 대한 노동조합의 간접적인 효과가 거의 없는 것을 의미한다.

4.3 특성차이 통제 후의 임금분산 차이

앞에서 살펴본 바와 같이 노조유무별 특성의 분산도 차이로 인한 임금분산의 차이가 대단히 큰 것으로 나타났다. 그렇다면 노조유무별 특성 분산도를 두 부문이 동일하도록 조정할 경우 임금분산의 차이는 어떻게 될까? 여기서는 노조유무별 임금분산도를 대수분산 대신에 대수표준편차를 편의상 이용하기로 한다.

<표 9> 노조유무별 특성차이 조정

구분	제조업	비제조업
1. σ 의 차이	0.033	0.035
2. 특성 차이 조정		
a. 비조합 특성1)	-0.284	-0.208
b. 조합 특성2)	0.142	0.133

<표 9>의 1행은 노조유무별 대수임금의 표준편차 차이, $[\sigma(W_n) - \sigma(W_u)]$ 이며, 2절의 <표 1>에서 보면 제조업의 경우 0.033이고, 비제조업의 경우 0.035이다.

2행은 노조부문과 비노조부문간 특성 분산도의 차이로 인한 대수표준편차의 차이를 제거한 후 두 부문간 대수표준편차의 차이이다. 예컨대 노조부문 근로자들이 비노조부문 근로자들과 똑같은 특성 분산도를 갖는다고 가정할 경우에 존재하는 대수표준편차의 차이를 추정한 것이다. (2a)항은 특성 분산도의 차이를 조정하기 위하여 노조부문과 비노조부문의 임금결정 파라미터는 각각 그대로 두고, 두 부문이 모두 비노조부문의 특성분산도를 갖는다고 가정했을 경우에 추정된 대수표준편차의 차이이다. 양 부문간 특성상의 차이를 비노조부문의 특성분산도인 $\sigma^2(X_i^m)$ 와 $\sigma(X_i^m X_j^m)$ 로 조정할 경우, 표준편차의 차이는 제조업의 경우 -0.284, 비제조업의

경우 -0.208로 나타났다. 이와 같이 비노조부문의 특성 분산도로 조정한 경우 원래의 표준편차의 차이보다 작을 뿐만 아니라 음(-)의 값으로 나타났다. 이것은 노조부문의 임금분산이 비노조부문보다 작은 것이 노조부문의 특성분산도가 비노조부문보다 작기 때문이라는 것을 의미한다. 즉 노조부문에서의 근로자들이 비노조부문의 근로자들보다 여러 가지 특성면에서 동질성이 크다는 것을 의미한다.

한편 (2b)항은 부문간 특성 차이를 노조부문의 특성 분산도, 즉 $\sigma^2(X_i^*)$ 와 $\sigma(X_i^*; X_i^*)$ 로 조정했을 경우의 대수표준편차의 차이이다. 양 부문에 노조부문의 특성 분산도로 조정한 경우에는 앞서의 경우와는 반대로 두 부문간 대수표준편차의 차이가 원래의 차이보다 오히려 확대되어 나타났다. 노조부문의 특성 분산도로 조정하였을 경우 노조부문의 대수표준편차가 비노조부문의 대수표준편차보다 제조업의 경우 0.142 포인트, 비제조업의 경우 0.133 포인트 정도 작은 것을 의미한다.

이상의 결과에서 노조부문과 비노조부문간 특성 분산도의 차이를 조정할 때 비노조부문의 특성으로 조정하느냐 아니면 노조부문의 특성으로 조정하느냐에 따라 서로 상반되는 결과가 나왔다. 비노조부문의 특성으로 조정하였을 경우 임금분산도 차이는 음의 값을 나타내 비노조부문의 임금분산도가 작았다. 한편 노조부문의 특성으로 조정하였을 경우에는 노조유무별 임금분산도 차이가 오히려 더 커졌다. 여기서 (b)항의 결과만을 고려하면, 노조부문의 특성분산도가 비노조부문의 특성분산도보다도 작기 때문에 노조부문의 임금분산이 비노조부문보다 작고, 노조유무별 임금불평등의 차이가 발생한다는 반론이 옳지 않고, 노조의 임금표준화가설이 성립할 수도 있다는 것을 시사해준다.

그러나 <표 8>의 결과나 <표 9>의 (2a)항의 결과에 의하면 노조유무별 임금분산도의 차이는 양 부문간의 특성분산도의 차이로 인하여 발생한 것이라는 것을 의미한다. 이것은 노동조합의 임금평준화효과가 1980년대 후반(1989년)에는 성립되는 것으로 나타났지만(이정우·남상섭, 1994), 1990년대 초(1993년)에는 성립하지 않는다는 것을 시사해주는 것이다.

IV. 결론

1980년대 후반에 나타났던 노동조합의 임금평준화효과가 1990년대 초반에도 나타나는지를 확인하기 위해 본고에서는 노동부의 「1993년 직종별 임금실태조사 테이프」로부터 추출한 자료를 가지고 노조유무별 임금결정구조의 상이성을 검증한 후 부문간 임금분산 차이를 분해하여 노동조합의 임금평준화효과를 추정한 것이다. 추정결과 1993년 자료에서는 노조부문과 비노조부문간에 임금결정 메커니즘이 서로 달랐지만 노동조합의 임금표준화에 의한 임금평준화효과는 없는 것으로 나타났다.

제조업과 비제조업의 임금결정구조를 비교한 결과 서로 상이하였다. 교육과 경력의 임금탄력성은 비제조업보다는 제조업에서 더 크게 나타났다지만, 근속년수의 임금탄력성은 비제조업에서 더 높은 것으로 나타났다. 제조업의 경우 노동조합의 상대적 임금효과는 마이너스(-)로 나타나 노조부문의 임금이 비노조부문의 임금보다 오히려 7.24% 이상 낮은 것으로 나타났다. 그러나 비제조업의 경우에는 노조부문의 임금이 비노조부문의 임금에 비해 약 3.91% 정도 더 높아 노동조합의 상대적 임금효과가 존재하는 것으로

나타났다.

노조유무별 임금결정구조의 상이성을 초우-검정해 본 결과, 제조업과 비제조업에서 모두 노조유무별 임금함수의 추정계수가 통계적으로 유의미하게 서로 달랐다. 그리고 노조유무별 임금함수를 각각 독립적으로 추정한 결과, 인적특성을 나타내는 변수에 대한 추정계수들은 모두 이론적으로 기대되는 부호들을 나타냈고, 통계적 유의성도 높은 것으로 나타났지만, 임금결정요인들의 임금탄력성은 노조부문과 비노조부문간에서 서로 상이하었다.

한편 제조업과 비제조업에서 모두 노조부문이 비노조부문보다 임금분산이 작았다. 노동조합의 임금분산에 대한 직접적인 효과인 회귀계수의 차이로 인한 임금표준화효과를 추정하기 위해 여러 가지 요인들을 통제하고 부문별 임금분산을 분해해보았다. 양 부문간 대수임금분산의 차이는 대부분 부문간 특성 분산도의 차이 때문에 나타났고, 임금결정요인들이 비노조부문의 임금에 미치는 영향보다는 노조부문의 임금에 미치는 영향이 오히려 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과에 의하면 1990년대 초반에는 노동조합의 임금표준화효과가 성립하지 않고, 노동조합이 오히려 임금불평등을 확대하였다는 것을 의미한다. 그러나 이것을 단정짓기는 어렵다. 지금까지의 1980년대 자료에 의한 연구결과와는 다른 결과이기 때문에 앞으로 더 많은 자료를 이용한 연구가 진행되어야만 이러한 결과를 일반화할 수 있을 것이라고 생각한다.

참고 문헌

김우영·최영섭, “노동조합의 임금효과는 한국에

서 존재하는가?”, 한국노동경제학회, 「노동경제논집」, 제19권(1), 1996. 7.

남상섭, 「한국노동조합이 상대적 임금과 임금분배에 미치는 효과」, 경북대학교 대학원 경제학과, 경제학 박사학위 논문, 1992. 12.

배무기, 노동조합의 상대적 임금효과, 한국노동연구원, 「한국노동연구」, 제1권 제1호, 1990. 1.

이정우·남상섭, “한국의 노동조합이 임금분배에 미치는 영향”, 한국경제학회, 「경제학연구」, 제41집 제3호, 1994.

이정우·남상섭, “노동조합이 소득분배에 미치는 영향”, 한국노동경제학회, 「노동경제논집」, 제13권, 1990. 12.

정인수, 「한국의 임금구조 : 6·29 이후의 변화」, 한국노동연구원, 1991.

조우현, “한국 산업의 이중적 구조와 임금결정 메카니즘”, 한국경제학회, 「경제학연구」, 제40집 제1호, 1992. 6

채창균, 「독점·비독점부문별 노동조합의 상대적 임금효과」, 서울대학교 경제학박사학위논문, 1993.

Berndt, Ernst R., *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*, Massachusetts: Addison-Wesley Publishing Co., 1991.

Block, F. E. and M. S. Kuskin, “Wage Determination in the Union and Nonunion Sectors,” *Industrial Labor Relation Review*, 31(January 1978), 183-92.

Booth, Alison L., *The Economics of the Trade Union*, New York: Cambridge University Press, 1995.

Davidson, Russel and James G. Mackinnon, *Estimation and Inference in Econome-*

- trics, New York Oxford, Oxford University Press, Inc., 1993
- Freeman, R. B., "Unionism and the Dispersion of Wages," *Industrial Labor Relation Review*, 34(October 1980), 3-23.
- Hirsch, B. T. and Edward J. Schumacher, "Unions, Wages, and Skills", *The Journal of Human Resources*, vol. 33, no. 1(1997), 201-219.
- Hirsch, B. T. and John T. Addison, *The Economic Analysis of Unions: New Approaches and Evidence*, Boston : Allen and Unwin, 1986.
- Lewis, H. G., *Union Relative Wage Effects*, Chicago : University of Chicago Press, 1986.

<부표 1> 지역데미와 산업데미변수의 정의

<p>■ 지역데미 (기준그룹 : 서울) DREG2(부산=1, else=0), DREG3(제주=1, else=0), DREG4(인천=1, else=0), DREG5(경기=1, else=0), DREG6(강원=1, else=0), DREG7(충북=1, else=0), DREG8(충남·대전=1, else=0), DREG9(전북=1, else=0), DREG10(광주=1, else=0), DREG11(전남=1, else=0), DREG12(대구=1, else=0), DREG13(경북=1, else=0), DREG14(경남=1, else=0)</p> <p>■ 제조업 산업데미(기준그룹 : 섬유, 의복 및 모피, 가죽, 가방, 마구류, 신발업) DIND31(음식료품, 담배제조업 = 1, else=0), DIND33(목재 및 나무제품 = 1, else=0), DIND34(펄프, 종이 및 종이제품, 출판, 인쇄 및 기록매체복제업 = 1, else=0), DIND35(코크스, 석유 정제품 및 핵연료, 화학물 및 화학제품, 고무 및 플라스틱제품 = 1, else=0), DIND36(비금속광물제품 = 1, else=0), DIND37(제1차금속산업 = 1, else=0), DIND38(조립금속제품, 기계 및 장비제조업, 사무, 계산 및 회계용기계, 전기기계 및 전기변환장치, 영상, 음향 및 통신장비, 의료, 정밀, 광학기기 및 시계, 자동차 및 트레일러, 기타 운송장비 = 1, else=0), DIND39(가구 및 기타 제조업, 재생재료, 가공처리업=1, else=0)</p> <p>■ 비제조업 산업데미(기준그룹 : 금융업, 보험 및 연금업, 관련 서비스업) DIND40(전기, 가스 및 증기업=1, else=0), DIND41(수도사업=1, else=0), DIND45(건설업 = 1, else=0), DIND50(자동차판매, 수리 및 차량연료 소매업=1, else=0), DIND51(도매 및 상품 중개업=1, else=0), DIND52(소매 및 소비용품 수선업(자동차 제외)=1, else=0), DIND55(숙박 및 음식점업=1, else=0), DIND60(육상운송 및 파이프라인 운송업=1, else=0), DIND61(수상운송업=1, else=0), DIND62(항공운송업=1, else=0), DIND63(여행알선 및 운수관련 서비스업=1, else=0), DIND64(통신업 = 1, else=0), DIND70(부동산업=1, else=0), DIND71(기계장비 및 소비용품=1, else=0), DIND72(정보처리 및 기타 컴퓨터 운용 관련업=1, else=0), DIND73(연구 및 개발업=1, else=0), DIND74(기타 사업관련 서비스업=1, else=0), DIND80(교육 서비스업=1, else=0), DIND85(보건 및 사회복지사업=1, else=0), DIND90(위생 및 유사서비스업=1, else=0), DIND91(회원단체=1, else=0), DIND92(오락, 문화 및 운동관련산업=1, else=0), DIND93(기타 서비스업 = 1, else=0)</p>
--

A Study on the Effects of Wage Standardization Strategy by the Trade Unions

Sang-Sup, Nam,*

Abstract

This study examines the effect of trade union on the structure of wage determining and the variance of wage in manufacturing and non-manufacturing, 1993, in Korea

It finds that the wage determining mechanism is significantly different between union and nonunion establishments, and that the wage inequality is too significantly lower among workers in establishments that are unionized than among those that are not.

However, it is not clear whether the union wage policies designed to standardize rates have the effects of reduction in wage variance. that is mostly because of smaller variance within unionized workers having the same wage determining characteristics.

* Associate Professor Division of Economics & Business Administration, Joongbu University