

# 韓國의 勞動組合이 賃金分配에 미치는 영향

李 廷 雨\* · 南 相 燮\*\*

## < 目 次 >

- I. 머리말
- II. 韓國 勞動組合의 賃金標準化 戰略
- III. 勞組有無別 賃金不平等度の 差異
- IV. 賃金不平等度の 要因 分解
- V. 勞動組合이 賃金分配에 미치는 總效果
- VI. 맺음말

## I. 머리말

일반적으로 勞動組合은 학력별, 성별, 근속년수별 기타 노동자들의 특성에 따라 혹은 산업별, 지역별, 규모별로 상이한 相對的 賃金效果를 가지기 때문에 여러가지 임금격차 및 임금분배에 상당히 큰 영향을 미칠 것이 기대된다. 歐美의 연구결과에 의하면 노동조합은 대개 賃金標準化(wage standardization) 戰略을 추구하는 경향이 있어서 결과적으로 노동자간의 賃金隔差를 축소시키며, 따라서 賃金分配를 개선시키는 결과를 가져온다고 한다. 과연 한국의 경우에도 이런 경향이 있느냐 없느냐 하는 것은 우리에게 중요한 정책적 함의를 갖게 될 것이다.

최근 국내에서도 勞動組合에 관한 관심이 높아지고, 그에 관한 연구도 급속히 늘어나고 있는 추세에 있는 것은 아주 고무적인 현상이다. 그러나 이 방면

\* 경북대학교 경상대학 경제학과

\*\* 경북대학교 경상대학 경제학과

의 연구에는 아직도 미진한 분야가 많이 남아 있다. 하나의 예로서 본고의 주제인 노동조합이 임금분배에 미친 영향이라는 구체적 테마에 들어가면 魚秀鳳·李泰憲(1992)의 논문이 거의 유일한 연구라 해도 좋을 정도이다.

이와 같은 연구의 공백을 약간이라도 메우기 위해 본고에서는 먼저 한국 노동조합의 임금협상전략을 賃金標準化假說에 비추어 검토한 뒤, 한국의 노동조합이 賃金分配에 미치는 영향을 구체적으로 실증분석해 보고자 하였다. 그리고 결론부분에서 간단히 연구결과를 요약하고, 그 정책적 함의를 음미할 것이다. 이 글의 요지는 한국의 勞動組合이 賃金分配을 상당한 정도로 개선시키는 효과를 갖는다는 것이다. 본고에서 사용한 자료는 최저임금심의위원회의 「1989년도 임금실태조사 테이프」이다.

## II. 韓國 勞動組合의 賃金標準化 戰略

먼저 한국 노동조합의 賃金交渉構造와 賃金引上慣行 및 賃金引上原則 등을 검토하여 실제 한국에서도 勞動組合의 賃金標準化戰略이 있는지를 확인하고 실증분석을 위한 가설을 도출해보기로 하자. 한국 노동조합의 조직체계는 1980년 노동조합법의 개정으로 산업별 조합체계가 기업별 노동조합체제로 전환됨에 따라 노조의 交渉力이 더욱 약화되었다고 평가되고 있다. 원래 기업별 노동조합체계는 일본에서 보는 바와 같이 사용자가 종업원에 대하여 최대한의 인격적 대우와 고용 및 생계보장을 책임지는 것을 바탕으로 하여 勞動組合이 기업에 협조하면서 투쟁하는 관계이지만, 한국의 企業別 勞動組合은 오랫동안 대등성이 결여된 채 노동조합이 유명무실한 존재로 후퇴한 경우가 많았다. 이와 같이 노동조합의 조직체계가 기업별 조직으로 전환됨에 따라 단체교섭의 형태도 기업별 교섭구조가 정착되었으며, 임금교섭의 경우에도 기업별 임금교섭이 가장 일반적인 교섭형태가 되었다.

이러한 기업별 交渉方式은 해당 기업의 노동조합과 사용자와의 교섭이므로 각 기업의 경영실적과 기타 근로조건의 특수성을 잘 반영시킬 수 있는 장점을 가지기도 하지만 그 반면 同種 또는 유사 산업내의 기업간에 임금 및 근로조건에서 상당한 隔差를 발생시킬 수도 있다는 것이 문제점으로 지적되고 있다. 勞動組合은 이러한 기업간의 각종 임금격차의 발생을 방지하고, 임금교섭력을 강화하기 위하여 기업별 교섭을 행하되 실제로는 산업별 전국노동조합 또는 전국 산별노련의 통일적인 지도를 받으면서 공동으로 교섭하는 경우도 있다.

그러나 企業別 交渉이 한국의 임금교섭구조의 특징이라는 점에서 볼 때 한국의 노동조합이 조합부문과 비조합부문간의 임금격차를 발생시키고, 또 조합부문내에서 기업별 노조의 交渉力의 差異와 사용자의 支拂能力의 差異 등으로 기업간의 임금격차를 발생시킬 가능성이 있는 것으로 볼 수 있다.

다른 한편 勞動組合은 원래 임금을 平準化하고 각종 임금격차를 축소시키는 임금관행을 선호하는 경향이 있기 때문에 한국의 노동조합도 역시 각종 賃金 隔差와 賃金不平等을 축소시키는 효과를 가질 것으로 생각된다. 예컨대 노동조합이 사업체내에서의 임금표준화를 위하여 賃金引上方式으로 定額制나 下厚上薄의 임금인상원칙을 채택한다든가 사업체간의 임금격차를 축소시키고 임금을 표준화하기 위하여 임금인상 교섭시 다른 사업체의 임금인상을 혹은 상위 노동조합의 임금인상지침을 이용하는 것 등은 賃金分配의 不平等을 縮小시키는 효과를 가질 것으로 기대할 수 있다.

〈표 1〉 勞組有無別 賃金引上方式

(단위 : %)

	1988			1989		1990
	全體	勞組有	勞組無	紛糾有	紛糾無	全體
1. 定率制	44.5	42.6	46.0	46.2	43.9	46.4
2. 定額制	23.5	29.5	19.2	29.5	22.4	25.2
3. 混合型	32.0	27.8	34.8	24.4	33.7	28.4

자료 : 1) 한국노동연구원, 「임금관련통계자료집」(1991), p. 176.

2) 한국생산성본부, 「1989년 노사분규실태분석」(1990), p. 58.

3) 한국생산성본부, 「임금인상동향 및 예측」(1989), p. 36.

최근 한국의 임금협상 관행을 정리한 것을 보면 〈표 1〉과 같다. 사업체내에서의 임금인상을 定額制로 하는 경우는 직급간의 임금격차를 좁힐 수 있으나, 定率制로 하는 경우는 오히려 절대적 크기로 본 임금격차를 확대시키기 때문에 한국의 勞動組合은 상당한 정도로 定額制 임금인상방식을 선호하는 것으로 나타났다. 전체적으로 보면 정률제의 임금인상방식을 채택하는 비율이 가장 크고, 定率·定額의 混合型, 定額制의 순서로 나타났지만 정액제를 채택하는 경우만을 살펴보면 노동조합이 조직되어 있는 기업이 조직되어 있지 않는 기업에 비하여 정액제의 채택 비율이 상대적으로 높은 것으로 나타났고, 또한 勞使紛糾을 경험한 기업이 노사분규가 없었던 기업에 비하여 상대적으로 정액제를 높게 채택하고 있는 것으로 나타났다. 그러나 定率制의 임금인상방법을

채택하는 경우에도 모든 직급에 동일한 인상률을 적용하지 않고 下厚上薄의 원칙을 따르는 경우라면 직급간의 임금격차와 賃金不平等을 줄일 수 있다. 1986년부터 1990년까지의 제조업에 관한 실태조사<sup>1)</sup>에 의하면 下厚上薄의 원칙을 적용하여 직급간의 임금인상률을 결정하는 경우가 약 58%를 차지하여 가장 많은 것으로 나타났고, 동일 인상률을 적용하는 경우가 약 27%를 차지하였고, 개인별 差等引上은 약 10%에 불과한 것으로 나타났다.

〈표 2〉 勞動組合의 賃金引上率 算定基準

(단위 : %, 건)

산 정 기 준	1982	1986	1988	1989	1990
1. 상부노조 인상지침	—	1.2	34.4(63)	34.4(63)	18.6( 58)
2. 타기업 임금인상률	16.3	24.5	10.9(20)	20.7(34)	9.0( 28)
3. 노동생산성 향상	6.7	22.2	4.9( 9)	1.8( 3)	5.5( 17)
4. 기업 성장·지불능력	27.6	40.6	13.1(24)	6.6(11)	6.1( 19)
5. 물가 및 생계비상승	22.3	9.3	33.3(61)	40.0(66)	45.8(143)
6. 정부 임금교섭 지도	25.8	—	— —	— —	1.9( 6)
7. 노동자의 여론조사	—	—	— —	— —	13.1( 41)
8. 기타	1.4	2.2	3.3( 6)	0.6( 1)	— —
합계(응답자수)	100	100	100(183)	100(165)	100(312)

주 : 괄호안의 수치는 빈도임.

자료 : 1) 한국노동연구원, 「단체교섭과 임금인상」(1989), p. 293.

2) 한국노동연구원, 「임금관련통계자료집」(1991), p. 175.

3) 한국생산성본부, 「임금결정활용지표」(1987), p. 31.

4) 배무기 편, 「한국의 임금」(1985), p. 103.

한편 〈표 2〉는 노동조합측의 임금인상률 산정기준을 살펴본 것이다. 勞動組合이 채택하고 있는 임금인상률 算定基準을 보면 기업별 임금교섭을 하는 경우에도 기업간의 임금격차를 발생시킬 소지가 적은 산정기준들을 채택하여 賃金交渉에 활용하기 때문에 기업간 임금격차의 확대요인은 별로 크지 않다는 것을 알 수 있다. 특히 상부 노동조합단체의 賃金引上指針이나 物價와 生計費指數, 타기업의 임금인상률을 임금인상률 산정기준으로 채택할 경우 기업간의 임금격차가 완화되고 기업간 임금이 표준화될 공산이 크다고 할 수 있다. 〈표 2〉를 보면 1988년과 1989년에 勞動組合의 賃金平準化 또는 賃金標準化政策을

1) 대한상공회의소, 「1990년도 표준자모델 임금조사보고」(1991), 한국노동연구원, 「임금관련통계자료집」(1990, 1991).

반영한 것으로 볼 수 있는 상부 노조의 임금인상지침과 타기업의 임금인상률 산정기준을 채택한 비율이 45%~51% 정도를 차지하고 있다. 또 韓國勞總이나 産業別 勞聯의 임금인상지침 기준이 物價와 最低生計費指數라는 사실을 감안하면 노동조합의 임금인상률 결정시 上位 勞組의 역할이 대단히 중요하다는 것을 알 수 있다. 물가와 생계비 기준을 채택하는 경우까지 포함하면 1988년과 1989년의 경우 약 80%~90%에 해당하는 대다수 勞動組合이 임금을 평균화시키는 기준을 채택한 것으로 볼 수 있다.

1987년 이전 노동조합운동을 극단적으로 억압하던 시대에는 노동자들의 조직적 저항의 부재와 사용자측의 전근대적 노무관리로 인해 우리나라 기업은 임금관리에 자의적인 賃金決定要因을 상당히 갖고 있었다. 각종 불합리한 임금격차와 차별임금이 존재하여 노동자들 사이에 불필요한 분열과 경쟁이 야기되는 면이 적지 않았고, 특히 학력별, 직종별, 성별, 기업규모별 임금격차가 극심하였다. 이러한 差別賃金の 존재는 한편으로는 저임금을 유지하기 위한 수단으로 이용되고 있었다는 점과 다른 한편 이것이 노동자들간의 통일과 단결을 저해하고 노동조합운동의 발전을 가로막는 장애요인이 되고 있었다는 점에서 勞動組合이 差別賃金を 반대하는 것을 임금인상활동의 목표의 하나로 추진한 것은 당연한 결과였다.

勞動組合이 차별임금을 반대하고 임금격차를 해소하기 위해 채택한 賃金引上原則은 첫째, 最低生計費 보장이 임금결정의 기본원칙으로 되어야 한다는 最低生計費 보장 원칙과 둘째, 生活給 보장 원칙하에 ‘同一勞動, 同一賃金 原則’을 관철시켜 나가면서 각종 명목으로 강요되고 있는 차별임금을 해소하도록 해야 한다는 것이다. 韓國勞總과 全勞協의 임금인상활동 지침<sup>2)</sup>을 검토해보면 이들 단체는 임금인상 요구시 생계비를 유일한 기준으로 하고, 기타 여러가지 경제지표나 경영분석자료는 단순한 참고자료 정도로 활용하거나 생계비 보장 원칙의 정당성을 입증하고, 교섭전략상의 우위를 확보하기 위한 것으로만 이용해야 한다는 입장임을 알 수 있다. 이처럼 한국노총이나 전노협에서 最低生計費 보장 원칙을 단일의 임금인상원칙으로 제시하고, 또 대다수 勞動組合이 이것을 임금인상률 결정시 산정기준으로 이용하여 추진해왔다는 사실은 결국 組合部門의 임금을 標準化하는 효과로 작용하였으며, 기업간의 賃金隔差와 賃

2) 한국노총, 「임금인상지침」(1987-1992), 전노협, 「임금지침」(1992).

金不平等을 완화하는 요인으로 작용하였을 것으로 기대된다.

좀 더 구체적으로 들어가서 노동조합측에서는 ‘동일노동 동일임금’원칙하에 각종 임금격차를 해소하기 위하여 제시하는 임금교섭목표는 다음과 같다. 첫째, 극심한 學歷間 賃金隔差를 해소하기 위하여 고졸 4년 근속자의 임금을 대졸자 초임과 같게 하고, 고졸초임이 대졸초임의 70% 이상(1991년부터 80% 이상)이 되도록 해야 한다는 교섭목표를 설정하고 있다. 둘째, 職種間 賃金隔差를 완화하기 위하여 동일학력의 생산직과 사무직간의 임금을 동일하게 해야 한다는 것과 셋째, 性別 賃金隔差를 해소하기 위하여 동일학력 동일노동의 남녀간의 임금을 같게 하는 것 등이 임금교섭 목표로 설정되고 있다.

한편 한국노총이 제시하고 있는 賃金體系의 改善方向에서도 賃金標準化要因이 나타나고 있다. 우리나라 임금체계의 문제점의 하나인 기본급이 임금총액에서 차지하는 비중이 매우 낮다는 점을 시정하기 위하여 한국노총은 기본급의 비율을 임금총액의 90% 이상 수준으로 높여 안정적인 임금체계를 확립한다는 목표 아래 임금체계의 개선방향을 다음과 같이 제시하고 있다. 첫째, 기본급 중심의 임금체계를 확립하기 위하여 법정수당을 제외한 모든 수당을 通常賃金化한다. 둘째, 승급에 가해지는 직급간 승급액 차별과 승급 제한을 철폐하고, 年功賃金으로서 기본급의 호봉표에 의한 자동승급체계를 확립하며, 정기승급을 임금인상과 결부시키는 것은 반대한다. 셋째, 인사고과라는 명목으로 임금인상률을 개인별로 차등 적용시키는 것은 적극적으로 반대하고 통일적용을 관철한다는 것이다.

그리고 임금제도의 개선을 위해 時給制의 철폐, 單一號俸制의 실시, 일시금(또는 상여금)의 기본급화(또는 통상임금화) 및 연월차수당 지급기준의 개선 등을 제시하고 있다. 이 중에서 특히 한국노총은 조합원간의 승급을 둘러싼 경쟁을 방지하고 단결을 도모함은 물론 임금을 인상하는 효과도 가지는 單一號俸制의 실시를 임금교섭의 목표로 설정하여 적극 도입할 것을 권장하고 있다. 단일호봉제를 적극 도입함으로써 ‘호봉제’로 인한 임금소득의 안정과 미래 임금에 대한 합리적 기대를 가능케 하고, 단일호봉제로 인한 조합원의 단결을 강화할 수 있다고 보고 있기 때문이다. ‘單一號俸制’를 실시하려고 하는 경우 조합원간의 임금인상을 둘러싸고 이해가 상반되는 경우도 있을 수 있고, 또 단일호봉제에 대한 일반적인 기준이 없기 때문에 조합원간의 단결을 도모하고 중시하는 방향에서 충분한 의견수렴과 민주적 토론을 거쳐 결정토록 하고 있

다. 따라서 중위투표자모형에서와 같이 평균임금 이하를 받고 있을 다수의 노동자들에게 유리한 방향으로 결정될 것이기 때문에 勞動組合에 의한 단일호봉제의 채택도 또한 임금을 標準化시키는 데 상당히 기여했을 것으로 볼 수 있다.

결론적으로 韓國 勞動組合의 임금교섭구조가 기업별 교섭구조를 특징으로 하고 있다는 점은 勞動組合의 독점임금효과를 통하여 조합-비조합의 임금격차와 기업간의 임금격차를 유발하고 賃金不平等을 확대시키는 요인으로 작용하였을 가능성을 시사해준다. 그 반면 위에서 본 바와 같이 한국 노동조합의 임금교섭관행과 임금인상원칙의 내용을 검토해보면 노동조합은 사업체 내부와 사업체간의 임금을 표준화하여 각종 임금격차와 임금불평등을 축소시키는데 공헌하고 있을 것이라는 假說에 이를 수 있다. 이상에서 한국의 노동조합이 기업별 조합체계를 갖고 있음에도 불구하고 상당한 정도로 사업체내와 사업체간의 임금을 평준화시키고 그 결과 賃金不平等을 축소시킨다는 賃金標準化假說을 제시할 수 있을 것이다. 그러나 과연 전자보다 후자 쪽의 효과가 더 큰 것인지는 이론적으로 분석할 수 있는 문제가 아니고 오로지 실증분석을 통해서만 밝혀질 수 있는 일이다. 따라서 우리는 통계자료를 갖고 한국 勞動組合의 임금표준화가설을 검증하고 勞動組合의 賃金分配效果를 분석해 볼 필요가 있다.

### Ⅲ. 勞組有無別 賃金不平等度の 差異

아래에서는 조합부문과 비조합부문간의 賃金不平等 指標를 비교하여 노조유무별 임금불평등도의 차이를 분석한 뒤 양 부문간 임금의 對數分散(log variance)을 分散分解하여 임금불평등도의 차이를 유발하는 요인과 勞動組合의 임금표준화전략이라는 요인에 의한 賃金不平等度の 차이를 고찰하기로 한다. 이러한 실증분석에 사용할 자료는 최저임금심의위원회의 「1989년도 임금실태조사 테이프」에서 총화추출한 자료이다. 표본자료에는 제조업의 상용노동자 중에서 정상근무 노동자만 포함하고, 시간제(part-time) 노동자는 제외하였다. 標本의 크기는 18,794명(남자 10,954명, 여자 7,840명)이다. 이 자료를 사용할 때 한가지 주의할 점은 1989년 자료에서는 노동자의 개별 노조 가입여부가 표시되어 있지 않고, 다만 사업체별 노조의 조직유무만 물어보았다는 점이다. 그 결과 1989년에 노조가 있는 사업체에서 일하는 노동자의 비율이 남자는

65.0%, 여자는 59.7%로 매우 높게 나와 있다. 이 점은 우리의 분석에 중요한 문제점으로 등장할 소지도 있지만 한편 생각해본다면 한국의 경우 賃金決定體系와 賃金協約의 효력이 조합원이나 비조합원의 구분없이 동일 사업체의 전체 노동자에 적용되는 경향이 있다는 점을 고려하면 1989년의 자료가 오히려 노조의 임금효과분석에 더 적절한 자료가 될런지도 모른다. 그러나 어쨌든 이것이 개인별 노조가입여부를 묻는 통상적 자료와는 다른 성질을 갖는다는 점을 염두에 두지 않으면 안된다.

〈표 3〉은 1989년의 생산직 노동자들을 조합부문과 비조합부문으로 나누어 추정한 생산직 남녀별 賃金分散도와 F-檢定の 결과를 요약한 것이다. 조합부문과 비조합부문의 賃金分散도의 지표는 생산직 노동자들의 月賃金總額의 對數標準偏差를 이용하였다. (1)열과 (2)열은 각각 조합부문과 비조합부문의 대수임금의 표준편차이고, (3)열과 (4)열은 조합부문과 비조합부문의 대수표준편차의 차이와 그 차이를 백분비로 나타낸 것이고, (5)열은 양 부문간 賃金分散의 차이에 대한 F-값과 유의수준을 각각 나타내고 있다.<sup>3)</sup>

〈표 3〉 勞組有無別 對數標準偏差( $\sigma$ ) 比較 (1989년 제조업 생산직)

	$\sigma_u$ (1)	$\sigma_n$ (2)	$(\sigma_u - \sigma_n)$ (3)	$(\%)^{2)}$ (4)	F-값(유의성) (5)
남 자	0.386 (0.006) <sup>1)</sup>	0.407 (0.009)	-0.021	(-5.2)	1.11 (0.00)
여 자	0.294 (0.005)	0.310 (0.006)	-0.016	(-5.2)	1.11 (0.00)

주 : 1) 괄호안은 대수표준편차의 표준오차임.

2)  $[(\sigma_n - \sigma_u) / \sigma_n] \times 100$ .

자료 : 최저임금심의위원회, [제조업임금실태조사 테이프], 1989.

전체적으로 제조업 생산직의 경우 조합부문의 賃金分散度(wage dispersion)가 비조합부문의 임금분산도보다 낮은 것으로 나타났다. 또한 조합부문과 비조합부문간의 임금분산도의 차이를 F-값을 통하여 有意性を 검증해 본 결과, 조합과 비조합부문간 對數標準偏差의 차이가 모두 통계적으로 유의성이 있었다. 1989년에 組合部門의 賃金分散도는 비조합부문에 비해 낮은 것으로

3) 조합부문과 비조합부문간의 임금분산 차이의 유의성 감정에 이용한 F-통계량은  $F = \sigma_n^2 / \sigma_u^2$ 이다. 여기서  $\sigma_n^2$ 과  $\sigma_u^2$ 는 각각 비조합부문과 조합부문의 대수임금분산이다.



나타났다. 대수표준편차의 차이는 남녀 각각 0.021 포인트, 0.016 포인트 정도였고, 표준편차의 차이를 백분율로 환산해 보면 남녀 똑같이 5.2% 포인트 정도 조합부문의 임금분산도가 더 낮은 것을 보여 주고 있다. 결국 조합부문과 비조합부문의 賃金分散度에 영향을 주는 여러가지 요인들을 조정하지 않고 임금불평등지표로 對數標準偏差를 이용하여 비교한 경우, 조합부문의 임금불평등도가 비조합부문에 비하여 5% 정도 낮은 것으로 나타났다.

그러나 불평등지표로서의 대수분산은 쉽게 分解(decomposition)할 수 있다는 장점이 있으나 피구-달톤의 이전원칙(transfer principle)을 충족시키지 못하는 결점을 가지고 있기 때문에 다른 몇가지 불평등지표를 갖고 추가적으로 확인해 볼 필요가 있다. 이 목적을 위해 우리가 채택한 기타 지표는 지니(GINI)계수, 變異係數(coefficient of variation), 10분位分配率이다.

지면관계로 간단히 결과만 요약하면, 지니(GINI)계수를 비교할 때 조합부문이 비조합부문에 비해 낮은 값을 갖고 있어서 임금이 상대적으로 均等하게 분포되어 있는 것으로 나타났다. 지니계수를 비교해 보면 기대했던 바와 같이 남자 생산직보다는 여자 생산직의 지니계수가 낮게 나타났고, 또 남녀 모두 조합부문의 지니계수가 비조합부문의 지니계수보다 7~8% 정도 낮은 것으로 나타났다. 또한 變異係數를 계산해본 결과도 조합부문이 비조합부문보다 낮게 나타났고, 10분위분배율을 갖고 비교하더라도 결과는 달라지지 않았다.

조합부문과 비조합부문간의 임금불평등도를 비교한 이상의 분석결과를 놓고 볼 때 조합부문의 임금불평등이 비조합부문의 임금불평등보다도 낮은 것은 의심할 수 없다. 이것은 한국의 노동조합이 임금표준화전략을 채택함으로써 조합부문의 임금을 비조합부문의 임금보다 균등하게 분배되도록 하였다는 가설을 지지해주는 결과라고 볼 수 있다. 그러나 조합부문의 임금불평등도가 비조합부문에 비하여 낮다고 해서 이것을 바로 勞動組合의 영향 때문이라고 결론 내릴 만큼 문제가 간단한 것은 아니다. 왜냐하면 조합부문의 賃金不平等이 비조합부문에 비해 낮은 이유가 노조의 임금표준화전략과는 아무 관계없이 다만 전자의 노동자들이 후자의 노동자들보다 여러가지 특성면에서 서로 비슷하기 때문에 빚어진 결과일 수도 있기 때문이다.

즉 조합부문의 노동자들이 비조합부문의 노동자들에 비해 개인적 특성이 서로 비슷하거나 혹은 고용 및 산업 관련 속성이 비슷하여 조합부문의 임금불평등도가 낮게 나타날 수도 있다는 문제를 고려하지 않으면 안된다. 이 문제를

해결하기 위해 우리는 프리만(R.B.Freeman, 1980, 1982)이 개발한 방법을 이용하여 임금불평등을 요인별로 분해해 볼 필요가 있다. 즉, 조합과 비조합 양 부문의 대수임금분산의 차이를 분해하여 양 부문간의 특성 차이로 인한 부분과 추정계수의 차이로 인한 부분으로 분해할 필요가 생기는 것이다. 이 작업이 다음 절의 과제이다.

#### IV. 賃金不平等度の 要因 分解

##### 1. 分析 模型

조합부문과 비조합부문 임금방정식의 다중회귀분석과 분산분해기법을 이용하여 노조유무별 임금분산도 차이를 발생시키는 요인을 분해하여 勞動組合의 임금표준화전략에 의한 임금분산도효과를 분석하고, 또 條件附分散(conditional variances)公式를 이용하여 전체 노동자의 賃金分散度에 대한 勞動組合의 효과를 분석하는 프리만(Richard B. Freeman)의 분석모형을 아래에서 사용할 것인 바 그 분석 방법을 간단히 요약해 보기로 한다. 노동자들의 대수임금( $\ln W$ )의 결정요소를  $X_i$ , 추정계수를  $b_i$ ,  $e$ 를 잔차라고 하면, 조합부문과 비조합부문의 임금방정식은 각각 다음과 같다.

$$\ln W_u = a_u + \sum_i b_{ui} X_{ui} + e_u \quad (1)$$

$$\ln W_n = a_n + \sum_i b_{ni} X_{ni} + e_n \quad (2)$$

(1)식과 (2)식을 회귀분석하면 조합임금( $\ln W_u$ )과 비조합임금( $\ln W_n$ )의 分散(variance,  $\sigma^2$ )을 임금결정요소에 의해 설명된 부분과 설명되지 않은 잔차 부분으로 분해할 수 있다. 만약 조합부문 노동자들이 비조합부문 노동자들과는 서로 다른 特性들을 갖고 있다고 한다면 特性( $X$ )들의 分散과 共分散이 조합부문과 비조합부문간에 상이할 것이기 때문에 결국  $\ln W_u$ 와  $\ln W_n$ 의 賃金分散度에도 차이가 날 수 있는 것이다. 그러므로 회귀분석으로 추정된 임금방정식들의 추정계수들을 이용하여 賃金分散을 분해할 수 있다. 조합부문과 비조합부문의 각 임금방정식을 다중회귀분석하여 추정한 대수임금분산을 分散分解하면 조합-비조합의 임금분산도 차이는 양 부문의 특성 차이에 의한 부분과

임금함수의 추정계수의 차이에 의한 부분, 오차항의 차이에 의한 부분으로 나누어 진다. (1)식과 (2)식을 이용하여 추정한 양 부분의 대수임금분산의 차이, 즉  $\sigma^2(\ln W_n) - \sigma^2(\ln W_u)$ 는 다음과 같이 분산분해된다. (단  $i \neq j$ )

$$\sigma^2(\ln W_n) - \sigma^2(\ln W_u) = \sum_i (b_i)^2 [\sigma^2(X_{ni}) - \sigma^2(X_{ui})] + \sum_i \sum_j b_i b_j [\sigma(X_{ni} X_{nj}) - \sigma(X_{ui} X_{uj})] \quad (3)$$

$$+ \sum_i [(b_{ni})^2 - (b_{ui})^2] - \sigma^2(X_i) + \sum_i \sum_j (b_{ni} b_{nj} - b_{ui} b_{uj}) \sigma(X_i X_j) \quad (4)$$

$$+ \sigma^2(e_n) - \sigma^2(e_u) \quad (5)$$

여기서  $\sigma^2(X_{ui})$ 와  $\sigma^2(X_{ui} X_{uj})$ 는 각각 조합부문 노동자들간의 여러가지 特性( $X_i$ )變數의 分散과 共分散이고,  $\sigma^2(X_{ui})$ 과  $\sigma^2(X_{ui} X_{uj})$ 은 각각 비조합부문 노동자들간의 제 特性의 分散과 共分散을 나타내고,  $b_i$ 는 임금방정식의 추정계수이다.

(3)~(5)식의 분산분해식에서 조합부문과 비조합부문간의 전체 임금분산 차이 중에서 양 부문 노동자들의 特性上 差異로 인한 賃金分散의 差異는 (3)식에 의해 추정된다. 즉 (3)식에서 임금방정식의 추정계수인  $b_i$ 를 조합부문의 추정계수( $b_u$ )나 비조합부문의 추정계수( $b_n$ )로 조정하였을 경우 각각 양 부문의 특성 차이에 의한 임금분산의 차이를 나타내는 추정치를 얻게 된다. (3)식으로 추정한 임금분산의 차이를 양 부문간 총임금분산의 차이에서 뺀 나머지의 임금분산 차이는 비슷한 特性들을 갖고 있는 노동자간의 임금분산에 대한 勞動組合의 순효과를 나타낸다고 볼 수 있다.

한편 양 부문간 특성( $X$ )들의 分散과 共分散이 동일하다고 하더라도 조합부문의 임금결정요인들의 영향력을 감소시키는 노동조합의 임금표준화전략에 의해 양 부문간의 임금분산도에 차이가 발생할 수 있다. 勞動組合의 賃金標準化戰略에 의한 양 부문간의 임금결정 파라메타의 차이로 발생한 賃金分散度의 차이는 분산분해식 중에서 (4)식으로 추정된다. (4)식에서  $\sigma^2(X_i)$ 와  $(X_i X_j)$ 는 각각 조합부문 또는 비조합부문 노동자간의 특성들의 분산과 공분산을 나타낸다. 이것을 각각 조합부문과 비조합부문의 분산과 공분산으로 조정하여 대입하면 양 부문간의 추정계수의 차이로 인한 임금분산도의 차이를 구할 수 있다.

그리고 양 부문간의 잔차분산의 차이는 (5)식으로 계측된다. 이러한 잔차분

산(residual variance)의 차이는 그 자체가 각 부문내에서 동일한 특성들을 갖고 있는 노동자들의 임금에 대한 勞動組合의 영향을 나타내 주는 하나의 지표가 된다. 이 때 잔차분산의 차이는 조합부문의 임금방정식과 비조합부문의 임금방정식에서 독립변수들의 추정계수, 분산 및 공분산이 각각 독립적인 회귀식에서 계산된 후에 잔존하는 편차(variation)의 차이를 나타내는 것이다.

이상에서 노동조합의 임금표준화에 의한 賃金分散度の 축소효과는 양 부문간의 총 임금분산도의 차이 중에서 (3)식으로 추정한 특성상의 차이로 인한 임금분산도의 차이를 제외한 나머지 부분이라는 것을 알 수 있다. 또 특성상의 차이로 인한 부분을 제외한 나머지 부분은 노동조합의 임금표준화에 의한 직접적인 효과를 나타내는 양 부문간의 推定係數의 差異에 의한 부분과 노동조합의 간접적인 효과를 나타내는 殘差 差異로 인한 부분으로 나누어진다는 것을 알 수 있다.

한편 프리만(1980)은 노동조합의 임금표준화가 생산직과 비생산직을 모두 포함하는 전체 노동자의 임금분배에 미치는 효과를 條件附 分散公式을 이용하여 추정하고 있다. 또 노동조합이 상대적 임금효과에 의해 임금분배의 불평등을 擴大시키는 효과와 임금표준화에 의해 임금분배의 불평등을 縮小시키는 효과를 비교하여 임금분배에 미치는 총효과도 역시 분석하고 있다.

$$\sigma_s^2 = \alpha \cdot \sigma_b^2 + (1-\alpha) \cdot \sigma_w^2 + \alpha(1-\alpha) \cdot (\text{Ln}W_w^m - \text{Ln}W_b^m)^2 \quad (6)$$

여기서  $\sigma_s^2$ 는 전체 노동자의 전체 임금분산(variance)이고,  $\sigma_b^2$ 는 생산직 노동자들의 임금분산이고,  $\sigma_w^2$ 는 비생산직 노동자들의 임금분산을 나타낸다. 또  $\alpha$ 와  $(1-\alpha)$ 는 각각 생산직과 비생산직의 비율이고,  $(\text{Ln}W_w^m - \text{Ln}W_b^m)$ 는 비생산직의 평균임금( $\text{Ln}W_b^m$ )과 생산직의 평균임금( $\text{Ln}W_w^m$ )간의 격차를 나타낸다. 그리고 (6)식에서  $\alpha \cdot \sigma_b^2$ 는 전체 임금분산 중에서 생산직의 임금분산이 차지하는 몫을 나타내고, 나머지  $(1-\alpha) \cdot \sigma_w^2$ 와  $\alpha(1-\alpha) \cdot (\text{Ln}W_w^m - \text{Ln}W_b^m)^2$ 는 각각 전체의 임금분산 중에서 비생산직의 임금분산과 비생산직과 생산직의 임금격차가 차지하는 몫이다. 이와 같은 프리만의 분석방법을 이용하여 우리는 다음 절 이하에서 노조유무별 임금불평등도의 차이를 단계적으로 분해분석하기로 한다.

## 2. 分解 分析

앞서 요약한 바와 같이 프리만(R. B. Freeman)의 방법에 의하면 노조유무별 임금 불평등도의 차이를 발생시키는 여러 요인을 分解(decomposition)할 수 있다. 이 때 양 부문간의 임금불평등도 차이 중에서 양 부문간 특성 분산도의 차이 때문에 발생한 부분을 제거하고 남은 나머지 부분은 勞動組合이 양 부문간 임금불평등도의 차이에 미치는 영향이라고 해석할 수 있는 것이다.

〈표 4〉는 제조업 생산직의 조합부문과 비조합부문 노동자간 대수임금 표준편차의 차이를 분해하여 양 부문간 對數標準偏差의 차이에 영향을 주는 제 요인들을 조정한 것이다. 즉 양 부문 노동자간 특성의 분산도(分散과 共分散)의 차이를 조정하여 양 부문간의 推定係數 差異와 殘差變異의 差異 등이 양 부문간의 임금불평등도에 미치는 효과를 고찰한 것이다. 이것은 양 부문간 대수표준편차의 차이를 분해한 프리만(1980)의 분석방법을 원용한 것이다.

〈표 4〉의 제 1행은 제조업 생산직의 조합부문과 비조합부문간 실제 추정된 대수표준편차의 차이를 나타내고 있다. 양부문간 월임금총액의 對數標準偏差의 차이는 남녀 모두 1% 수준에서 통계적으로 有意性이 있었다. 월임금총액을 기준으로 하는 경우 조합부문의 對數標準偏差가 남녀 모두 비조합부문보다 작고, 남자가 여자보다는 노조유무별 임금불평등도의 차이가 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 이는 앞 절에서 우리가 이미 확인한 바이다.

그런데 조합부문과 비조합부문간 대수표준편차의 차이는 양 부문간 제 특성의 분산도 차이, 임금함수의 파라메타 차이 및 잔차변이의 차이 등에 의해 나타날 수 있기 때문에 노동조합이 賃金不平等에 미치는 영향을 정확히 추정하기 위해서는 이들 요인을 통제해 줄 필요가 있다. 그래서 〈표 4〉의 제 2~4행은 조합부문과 비조합부문간 對數標準偏差의 차이를 발생시키는 요인 중에서 양 부문간 특성상의 분산도 차이 때문에 발생한 부분을 제거한 후의 대수표준편차의 차이(제 2행)를 보여주고, 그것을 다시 임금함수에서 추정된 回歸係數의 차이로 인해 발생한 부분과 잔차의 차이로 인해 발생한 부분으로 분해한 것이다.<sup>4)</sup>

4) 임금함수의 추정결과와 변수 설명은 〈부표 1〉과 〈부표 2〉 참조. 본고에서 이용한 자료가 개인별 자료인 관계로 노동수요적 요인인 사업체의 생산성을 나타내는 변수는 고려치 못함.

〈표 4〉 勞組有無別 賃金分散度 差異의 分解(1989년, 생산직)

對數標準偏差 差異	(월일금총액)		(시간당임금)	
	남자	여자	남자	여자
1. $\sigma(\ln W_n) - \sigma(\ln W_u)^{1)}$	0.021	0.016	0.006	-0.011
2. 特性 差異 調整 후 差異				
a. 비조합 특성	0.029	0.022	0.025	0.022
b. 조합 특성	0.0171	0.053	0.0108	0.011
3. 回歸係數 差로 인한 差異				
a. 비조합 특성	0.077	0.069	0.034	0.062
b. 조합 특성	0.0163	0.052	0.0107	0.038
4. 殘差의 差異 <sup>2)</sup>	0.023	0.033	0.012	0.025

주 : 1) 조합부문(u)과 비조합부문(n)의 임금의 對數標準偏差( $\sigma$ ) 차이임.

2) 노조유무별 임금함수의 標準誤差(SEE)의 차이임.

자료 : 최저임금심의위원회, 「임금실태조사테이프」, 1989.

〈표 4〉의 제 2행은 조합부문과 비조합부문간 제 特性의 分散度 差異로 발생하는 표준편차의 差異를 제거한 후의 양 부문간 對數標準偏差의 차이를 나타내고 있다. 예컨대 조합(비조합)부문 노동자들이 비조합(조합)부문 노동자들과 동일한 특성 분산도를 갖는다고 假定한 가상적 경우에 발생할 대수표준편차의 차이를 추정한 것이다. 조합부문 노동자간의 특성 분산도가 비조합부문 노동자간의 특성 분산도보다 작기 때문에 조합부문의 임금불평등도가 비조합부문의 임금불평등도보다 작고, 그것으로 인하여 노조유무별 임금불평등도의 차이가 발생한 경우라면 양 부문간 특성 분산도의 차이를 조정했을 경우 양 부문간 임금불평등도의 차이는 원래 양 부문간 임금불평등도의 차이인  $[\sigma(\ln W_n) - \sigma(\ln W_u)]$ 의 값보다 작아지게 될 것이다. 그러나 〈표 4〉에 의하면 양 부문 노동자들이 동일한 특성상의 분산도를 갖는다고 가정하고 추정한 경우에 양 부문간 임금불평등도의 차이는 오히려 더 크게 나타났다.

(2a)항은 노조유무별 특성상의 분산도 차이를 조정하기 위하여 조합부문과 비조합부문의 임금결정 파라메타는 각각 그대로 두고 양 부문이 모두 非組合部門의 特性 分散度를 갖는다고 假定했을 경우에 추정된 노조유무별 對數標準偏差의 차이이다. 이것은 비조합부문에서 실제 추정한 對數標準偏差인  $\sigma(\ln W_n)$ 와 비조합부문 노동자들이 조합부문 임금방정식의 추정계수로 임금이 결정된다고 가정했을 경우의 대수표준편차인  $\sigma^*(\ln W_u)$ 와의 차이이다. 즉  $\sigma(\ln W_n) - \sigma^*(\ln W_u)$ 이고, 여기서  $\sigma^*(\ln W_u)$ 은 다음 식으로 계산한 대수분산을

대수표준편차로 바꾼 것이다.

$$\sigma^2(\ln W_u) = \sum_i (b_{ui})^2 \sigma^2(X_{ni}) + \sum_i \sum_j (b_{ui} b_{uj}) \sigma(X_{ni} X_{nj}) \quad (\text{단 } i \neq j) \quad (7)$$

위와 같이 양 부문간 특성상의 차이를 조정하기 위하여 양 부문에 비조합부문의 특성 분산도인  $\sigma^2(X_{ni})$ 와  $\sigma(X_{ni} X_{nj})$ 로 통일한 경우 양 부문간 對數標準偏差의 차이는 확대되어 나타났고, 남자의 경우 조합부문의 對數標準偏差가 비조합부문보다 0.03 정도, 여자의 경우는 조합부문의 대수표준편차가 0.023 정도 작은 것으로 나타났다.

그리고 (2b)항은 마찬가지로 작업을 하되 이번에는 양 부문이 똑같이 組合部門의 특성 분산도인  $\sigma^2(X_{ui})$ 와  $\sigma(X_{ui} X_{uj})$ 를 갖는다고 가정한 경우의 노조유무별 대수표준편차의 차이이다. 이것은 조합부문 노동자들이 비조합부문 임금방정식의 추정계수로 임금이 결정된다고 가정했을 경우의 對數標準偏差인  $\sigma^2(\ln W_n)$ 와 조합부문에서 실제 추정된 對數標準偏差인  $\sigma(\ln W_u)$ 와의 차이를 나타내고 있다. 즉  $\sigma^2(\ln W_n) - \sigma(\ln W_u)$  이고, 여기서  $\sigma^2(\ln W_n)$ 은 다음 식으로 계산한 對數分散을 대수표준편차로 바꾼 것이다.

$$\sigma^2(\ln W_u) = \sum_i (b_{ni})^2 \sigma^2(X_{ui}) + \sum_i \sum_j (b_{ni} b_{nj}) \sigma(X_{ui} X_{uj}) \quad (\text{단 } i \neq j) \quad (8)$$

위와 같이 조합부문과 비조합부문간 제 특성의 分散度 差異를 조정하기 위하여 양 부문의 특성 분산도를 조합부문의 특성 분산도로 통일한 경우에도 역시 노조유무별 對數標準偏差의 차이는 축소되지 않고 오히려 확대되어 나타났다. 그리고 양 부문간의 대수표준편차의 차이는 (2a)항의 경우보다도 훨씬 크게 나타났다. 즉 조합부문의 대수표준편차가 비조합부문의 대수표준편차보다 남자의 경우는 0.17 정도, 여자의 경우는 0.05 정도 작은 것으로 나타났다.

이상의 결과에서 조합부문과 비조합부문간 여러가지 特性의 분산도 차이로 인한 임금불평등도의 차이를 조정하였을 경우 勞組有無別 賃金不平等度의 차이가 오히려 더 커진다는 사실을 볼 때 조합부문의 특성 분산도가 비조합부문의 특성 분산도보다도 작기 때문에 조합부문의 임금불평등도가 비조합부문보다 작게 나타났을 가능성은 배제된다. 즉 노조유무별 賃金不平等度의 차이는 양 부문간의 特性分散度의 차이로 인하여 발생한 것이 아니고 勞動組合의 賃金標準化가 임금불평등도의 차이에 미친 효과인 노조유무별 回歸係數의 차이

와 殘差變異의 차이로 설명된다는 것을 알 수 있다.

이러한 사실을 확인하기 위하여 양 부문간의 임금결정 파라메타인 回歸係數의 차이로 발생한 노조유무별 임금불평등도의 차이를 계산한 것이 <표 4>의 제 3행의 결과이다. 이것은 노조유무별 임금방정식의 임금결정요소들에 대한 추정계수의 차이가 노조유무별 임금불평등도의 차이에 미친 효과를 고찰한 것이다. (3a)항과 (3b)항은 각각 비조합부문과 조합부문에서 노동자들의 제 특성의 分散과 共分散을 가중치로 이용하여 추정한 것이다. (3a)항과 (3b)항은 (4)식에  $\sigma^2(X_{ni})$ 와  $\sigma(X_{ni}X_{nj})$ 와  $\sigma^2(X_{ui})$ 와  $\sigma(X_{ui}X_{uj})$ 를 각각 가중치로 주어 추정한 것이다. 이것은 조합부문과 비조합부문의 특성상의 분산도가 똑같다고 하더라도 勞動組合이 賃金決定變數들의 영향력(즉 회귀계수)을 축소 또는 증대시킴으로써 임금분산도를 변화시킬 수도 있다는 것을 전제로 한 것이다. 우리의 추정결과는 勞動組合의 賃金標準化假說과 일치하고 있다. 즉 임금결정요소들이 비조합부문의 임금에 미치는 영향(수익률)보다는 조합부문의 임금에 미치는 영향이 작기 때문에 조합부문의 임금불평등도(대수표준편차)가 비조합부문의 임금불평등도보다 남자의 경우 0.08~0.16정도, 여자의 경우 0.05~0.07정도 작은 것을 보여준다.

<표 4>에서 제 2행의 추정치 중에는 양 부문간의 殘差 差異도 포함하고 있으며 이와 같은 잔차변이의 차이는 그 자체가 각 부문내 동일한 특성을 갖고 있는 노동자들의 임금에 대한 노동조합의 영향을 나타내는 한가지 척도가 된다는 점에서 고찰해 볼 필요가 있다. <표 4>의 제 4행의 추정치는 노조유무별 임금방정식의 잔차 차이를 나타낸 것으로 노조유무별 임금방정식의 추정치의 표준오차(SEE)의 차이이다. 남녀 모두 조합부문이 비조합부문에 비하여 작고, 이것은 노조유무별 잔차변이의 차이에 의해서도 조합부문의 임금불평등도가 비조합부문에 비하여 작다는 것을 의미한다.

<표 4>의 추정결과를 요약하면 조합부문 생산직의 임금불평등도가 비조합부문 생산직의 임금불평등도보다 작은 것은 양 부문간 特性上의 差異 때문이 아니라 勞動組合의 영향이라고 볼 수 있는 요인인 첫째, 임금결정요소들이 임금에 미치는 영향이 비조합부문에 비하여 조합부문에서 작다(즉 조합부문의 推定係數가 작다)는 것과 둘째, 비조합부문과 비교하여 조합부문의 殘差變異가 작기 때문인 것으로 나타났다. 그러나 勞動組合의 賃金標準化政策의 직접적인 영향이라고 볼 수 있는 양 부문간 추정계수의 차이로 인하여 발생한 양 부문



간 임금불평등도의 차이가 양 부문간 잔차변이의 차이로 유발된 賃金不平等의 차이보다 큰 것으로 나타났다. 이러한 추정결과가 시사하는 바는 제조업 생산직 남녀 모두 勞動組合이 賃金不平等을 縮小시키는 주요 경로는 조합부문내 잔차변이의 축소에 의한 것이 아니라 주로 노동자들의 특성(학력, 성별, 경력 등)에 대해 지불되는 대가를 감소시키는 賃金標準化慣行때문이라는 것이다. 이것은 노동조합이 임금표준화정책을 통하여 상당한 정도의 賃金不平等을 축소시킨다는 賃金標準化假說을 지지해 주는 결과라고 볼 수 있다.

이상에서 우리는 제조업 생산직에 국한하여 勞動組合의 賃金分配效果를 분석하였다.<sup>5)</sup> 아래에서는 그 다음 단계로서 생산직과 비생산직을 포함하는 전체 노동자의 賃金不平等에 대한 노동조합의 효과를 분석하기로 한다. 즉 노동조합이 賃金不平等에 미치는 총효과를 분석하기로 한다. 다음 절에서 이용할 실증분석모형 역시 위에서 요약한 바와 같이 프리만(R. B. Freeman)이 제시한 것이다.

## V. 勞動組合이 賃金分配에 미치는 總效果

노동조합이 임금분배에 미치는 총효과를 분석하기 앞서 우선 勞動組合의 임금표준화정책으로 인하여 조합부문내 전체(생산직과 비생산직) 노동자의 賃金不平等이 과연 어느 정도 축소되는가 하는 문제를 고찰해볼 필요가 있다. 여기서는 노동조합의 임금표준화에 의한 조합부문 생산직의 賃金不平等 축소효과 뿐만 아니라 勞動組合이 조합부문의 생산직과 비생산직간 임금격차에 미치는 효과와 비생산직의 賃金不平等에 미치는 효과도 함께 고려하여 勞動組合이 조합부문내 전체(남녀 구분) 노동자의 임금분배의 불평등에 미치는 효과를 추정해야 한다. 이것은 앞의 (6)식의 분산공식을 이용하여 추정하는 것인데 지면관계로 추정과정은 생략하고 그 결과만 <부표 3>에 요약되어 있다. 추정결과에 의하면 비조합부문의 대수임금의 총분산은 남자의 경우 0.216, 여자의 경우 0.108이다. 그리고 노조가 조직되었을 경우 조합부문의 임금분산은 남자의 경우 0.137, 여자의 경우 0.082이다. 결국 노동조합이 조합부문내 노동자

5) 魚秀鳳·李泰憲(1992)의 연구는 이 분야에 관한 국내 최초의 연구로서 그 가치가 높이 평가된다. 그러나 비생산직 및 노조의 상대적 임금효과까지 포함하는 노조의 생산직에 국한되어 있다.

사이의 임금불평등도를 축소시킨 것으로 나타났다. 1989년 남자의 경우 노동조합은 비조합부문에 비하여 조합부문의 대수분산을 0.079 포인트(36.6%) 정도 낮추고, 對數標準偏差는 0.095 포인트(20.4%) 정도 낮춘 것으로 나타났다. 또 여자의 경우는 대수분산을 0.026 포인트(24.1%), 對數標準偏差를 0.043 포인트(13.1%) 정도 축소시킨 것으로 나타났다.

이와 같은 추정결과는 노동조합의 임금표준화정책에 의한 조직부문내 생산직의 賃金不平等 축소효과와 조직부문내 생산직과 비생산직간의 賃金不平等 축소효과만을 고찰한 것이고, 노동조합이 조합부문과 비조합부문간의 임금격차를 확대하는 상대적 임금효과는 감안하지 않은 것이다. 그러므로 우리의 분석의 마지막 단계로서 勞動組合의 임금표준화 전략으로 인하여 전체(생산직과 비생산직) 노동자의 賃金不平等이 축소하는 효과와 더불어 노동조합의 상대적 임금효과로 인한 임금불평등의 확대효과까지 고려하여 勞動組合이 전체 노동자들(비조합부문과 조합부문의 생산직과 비생산직을 모두 포함)의 賃金不平等에 미치는 총효과를 고찰해 보기로 하자. <표 5>는 바로 이러한 총효과를 분석한 것이다.<sup>6)</sup>

<표 5>의 제 1행은 노동조합이 임금표준화정책을 통하여 생산직 노동자들간의 임금불평등을 축소시키는 효과를 나타내는 추정치이다. 이것은 조합부문과 비조합부문간 특성 분산도의 차이를 조정한 후에 추정한 勞動組合의 賃金不平等 축소효과<sup>7)</sup>에 생산직 노동자들의 노조조직률<sup>8)</sup>을 곱한 것이다. 노동조합이 賃金標準化政策을 추구하기 때문에 생산직의 대수임금분산을 축소시킨 크기는 남자의 경우 약 0.11 포인트, 여자의 경우 약 0.02 포인트인 것으로 나타났다.

이와 같이 勞動組合이 임금표준화정책을 통하여 생산직 노동자들의 임금불평등을 축소시키기도 하지만, 한편으로는 노동조합이 조합-비조합의 임금격차를 유발하여 생산직의 조합부문과 비조합부문간의 임금불평등을 오히려 확대시키는 효과도 있다. 이 효과를 계산한 것이 <표 5>의 제 2행에 나와 있다.

6) 각 추정치의 도출방법에 대한 상세한 설명은 Freeman(1980, pp. 20-23) 참조.

7) 즉 조합부문과 비조합부문과 특성상의 차이를 조정한 후 양 부문간 대수임금분산의 차이를 의미하고, 조합부문의 특성분산도를 이용하여 추정한 것이다. 즉  $\sigma^2(\ln W_u) - \sigma^{2\wedge}(\ln W_n)$ 이고, 이때  $\sigma^{2\wedge}(\ln W_n)$ 는 (8)식으로 구한 것이다. 남자 생산직의  $\sigma^2(\ln W_n)$ 은 0.149이고, 특성 차이를 조정한 후의  $\sigma^{2\wedge}(\ln W_n)$ 은 0.311이다. 여자 생산직의 경우  $\sigma^2(\ln W_u)$ 는 0.086이고,  $\sigma^{2\wedge}(\ln W_n)$ 은 0.121이다.

8) 남녀 생산직 중에서 노조조직사업체의 생산직이 차지하는 비율을 각각 이용하였다. 남자는 0.74, 여자는 0.614임.

〈표 5〉 賃金不平等에 대한 勞動組合의 總效果(제조업, 1989)  
: 임금불평등 축소효과와 확대효과의 비교

賃金對數分散의 變化要因	남 자	여 자
1. 賃金標準化에 의한 축소	-0.114	-0.021
2. 獨占賃金效果에 의한 확대		
a. 조합: 비조합(특성통제)	0.00008	0.00034
b. 전체	0.00216	0.00159
3. 賃金對數分散의 변화(생산직)		
a. 조합: 비조합	-0.11392	-0.02066
b. 전체	-0.11184	-0.01941
4. 職種間賃金隔差의 축소 (비생산직: 생산직)	-0.00452	-0.00017
5. 賃金對數分散에 대한 勞組의 總效果		
a. 조합: 비조합	-0.07595	-0.01728
b. 전체	-0.07464	-0.01624

자료: 〈표4〉와 같음.

(2a)항은 조합부문과 비조합부문간의 여러 특성을 통제한 뒤 추정한 勞動組合의 相對的 賃金效果가 조합부문과 비조합부문간의 임금불평등에 미치는 효과를 나타낸다. 이것은 노동조합의 상대적 임금효과<sup>9)</sup>를 제공하여 생산직의 조합원 비율과 비조합원 비율을 각각 곱한 것이다. 그런데 결과적으로 비조합부문에 대한 勞動組合의 獨占賃金效果로 인하여 조합부문과 비조합부문간의 賃金不平等을 확대시키는 효과는 극히 작은 것으로 나타났다.

(2b)항은 조합부문과 비조합부문간 특성상의 차이를 통제하지 않고 추정한 양 부문간의 임금격차와 노동조합의 獨占賃金效果를 이용하여 노동조합이 생산직 노동자들의 임금불평등에 미치는 효과를 추정한 것이다. 즉 (2b)항의 추정치는 노동조합이 존재할 때 실제로 관측된 조합부문과 비조합부문간의 임금격차를 제공한 값과 勞動組合이 존재하지 않는 가상적인 경제를 가정했을 경우에 추정된 임금격차를 제공한 값과의 차이에 생산직의 조합원 비율과 비조합원 비율을 곱한 것이다.<sup>10)</sup> 〈표 5〉에서 (2b)항의 추정결과, 즉 노동조합이

9) 노조의 임금효과는 노조가입여부를 나타내는 더미변수를 임금함수에 포함하여 별도로 추정하였다. 월임금총액의 대수값을 종속변수로 하고 기타 특성들을 통제하여 추정한 노조더미변수의 계수는 남자 생산직 0.01882, 여자 생산직 0.03807이었다.

10) 1989년 생산직 남자의 경우 대수임금(lnW)의 평균값은 조합부문이 13.300, 비조합부문이 13.018이고, 여자는 12.713, 12.606이다. 따라서 조합부문과 비조합부문의 실제 대수임금의 격차는 남자 0.282, 여자 0.107이다. 이것을 이용하여 노동조합이 존재하지 않는 가상적인 경제에서의 대수임금의 격차를 계산하면 남자는 0.263, 여자는 0.069가 된다.

존재하는 경우와 노동조합이 존재하지 않는 가상적인 경우의 임금격차를 각각 이용하여 노동조합의 獨占賃金效果가 전체 생산직간의 임금불평등에 미치는 효과를 분석한 결과에 의하면 勞動組合이 전체 생산직간의 임금불평등에 미치는 효과는 그 크기가 비록 작지만 임금불평등을 확대시키는 것으로 나타났다.

그러나 비조합부문에 대한 노동조합의 獨占賃金效果가 임금불평등을 확대시키는 효과는 노동조합의 임금표준화에 의한 임금불평등의 축소효과에 비하여 아주 작은 것으로 나타났다. <표 5>의 제 3행은 노동조합이 생산직의 임금불평등에 미치는 總效果로서 1행과 2행의 추정치를 합제한 것이다. 결과적으로 노동조합이 전체 생산직 노동자들(즉 3b항)이나 조합부문과 비조합부문의 생산직 노동자들(즉 3a항) 사이의 임금불평등을 확대시키는 효과는 극히 작고 賃金不平等을 축소시키는 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 남자 생산직의 경우 勞動組合은 대수임금분산을 약 0.11 포인트 축소시켰고, 한편 여자 생산직의 경우는 勞動組合의 임금불평등 축소효과가 남자 생산직의 경우보다 상대적으로 작고 대수임금분산을 약 0.02 포인트 축소시킨 것으로 나타났다.

제 4행은 노동조합이 비생산직과 생산직 사이의 임금격차에 미치는 효과가 전체 임금불평등에 미치는 효과를 나타내는 추정치이다. 노동조합이 존재하는 경우의 실제 직종간 임금격차를 제곱한 값에서 노조가 존재하지 않는 가상적인 경우의 추정된 직종간 임금격차를 제곱하여 뺀 값에 생산직과 비생산직의 비율을 각각 곱한 값이다.<sup>11)</sup> 우리의 추정결과에 의하면 勞動組合이 비생산직과 생산직간 임금격차의 축소를 통해 전체의 임금불평등을 축소시킨 효과는 작고, 남자보다 여자의 경우가 더 작은 것으로 나타났다.

<표 5>의 제 5행은 노동조합이 생산직과 비생산직, 그리고 조합부문과 비조합부문의 전체 노동자간의 賃金不平等에 미치는 총효과를 나타내는 추정치이

11) 생산직과 비생산직의 대수임금의 평균은 남자는 각각 13,217, 13,474이고, 여자는 각각 12,672, 12,834이다. 그래서 실제 비생산직과 생산직간의 대수임금격차( $\ln W_w - \ln W_b$ )는 남자 257, 여자 0.162이다.

그리고 노조가 존재하지 않는 가상적인 경우의 직종간 임금격차는 [(실제 직종간 임금격차) + (직종간 임금격차에 대한 노동조합의 효과) × (생산직의 조직률)](Freeman, 1980, p.22)로 계산한다. 여기서 직종간 임금격차에 대한 노조의 효과는 임금함수의 직종더미(비생산직 1, 생산직 0)변수와 노동조합더미변수의 상호작용항에 대한 회귀계수로 추정하는데, 임금함수의 추정결과에 의하면 상호작용항의 계수가 남자는 -0.050, 여자 -0.0059이었다. (월임금총액의 대수값을 종속변수로 이용하고, 기타 통제변수도 포함)

다. 이것은 (3a)항과 (3b)항의 추정치에 각각 생산직의 비율을 곱한 것과 제 4행의 추정치를 합계한 값이다. 추정결과에 의하면 한국의 勞動組合은 임금표준화 전략에 의하여 전체 노동자간의 임금불평등도를 축소시키는데 상당히 기여하고 있다는 사실을 보여 주고 있다. 한국 노동조합은 제조업 남자 노동자의 對數賃金分散을 약 0.075 포인트(백분율로는 34.7%) 만큼 축소시켰으며, 제조업 여자 노동자의 경우는 약 0.017 포인트(15.7%) 만큼 축소시킨 것으로 나타났다.<sup>12)</sup>

## VI. 맺음말

1987년 이후 노동조합운동이 활성화되면서 한국 노동조합이 추구하였던 임금상장전략이나 임금교섭관행 등이 相對的 賃金과 賃金分配에 미친 영향을 실증분석해 보는 작업은 노동조합운동의 영향을 올바르게 이해하는 데 필수적인 과제임에 틀림없을 것이다. 본고에서 우리는 한국 노동조합의 임금협상 패턴을 검토하여 賃金分配에 미칠 효과를 예상한 뒤 실증분석을 통해 그 영향의 구체적 크기를 추정해보았다. 본 연구를 통해 드러난 몇가지 발견점을 중심으로 연구결과를 요약하고 그 정책적 함의를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 勞動組合이 賃金分配에 미치는 영향에 관해서는 이론적으로 상반되는 두가지 견해, 즉 노동조합의 獨占賃金效果 때문에 임금불평등을 확대시킨다는 전통적인 견해와 勞動組合이 임금표준화정책을 추진하기 때문에 임금불평등을 축소시킨다는 견해가 있다. 실제 韓國 勞動組合의 임금인상원칙과 임금교섭관행을 검토한 결과 노동조합은 ‘同一勞動 同一賃金’의 임금표준화 정책을 추진하고, 사업체내와 사업체간의 임금을 표준화하여 부문간의 임금격차를 줄이고 임금불평등을 축소시키는 정책을 채택하고 있다는 것을 확인하였다.

둘째, 勞動組合이 賃金分散度(賃金不平等)에 미치는 영향을 노조유무별 임금불평등도의 차이를 갖고 분석해 본 결과 임금불평등도 지표로 對數標準偏差와 십분위분배율, 지니계수, 변이계수의 어느 것을 이용하든 관계없이 항상 조합부문의 임금불평등도가 비조합부문에 비해 작게 나타났다. 1989년도의 경우

12) 제조업 전체(생산직, 비생산직 포함)의 대수임금분산은 남자가 0.184, 여자는 0.101임.

전자가 후자에 비해 임금의 對數標準偏差가 약 5% 낮았고, 지니계수와 십분위분배율도 역시 약 7% 낮게 나타났다.

셋째, 노조유무별 賃金不平等度의 차이는 조합부문과 비조합부문간의 특성상의 차이, 임금함수의 回歸係數의 차이 및 殘差의 차이에 의해서 발생할 수 있다. 노조유무별 임금불평등도의 차이를 분산분해한 결과에 의하면 노조유무별 특성상의 차이를 조정하여 양 부문이 동일한 특성 분산도를 갖는다고 가정한 경우 오히려 양 부문간 임금불평등도의 차이가 확대되어 나타났다. 이런 결과는 조합부문에서의 특성상의 분산도가 비조합부문에 비해 낮기 때문에 전자의 임금불평등도가 낮게 나타난 것이 아니라는 사실을 증명해준다. 따라서 노조유무별 賃金不平等度의 차이는 임금함수의 回歸係數의 차이와 殘差의 차이에 의해 발생한 것으로 나타났으며, 둘 중에서도 특히 조합부문의 임금불평등도를 축소시킨 효과는 임금결정 요인들의 파라메타 값이 비조합부문에 비하여 작기 때문인 것이 확인되었다. 결국 이것은 勞動組合이 賃金不平等을 축소시키는 주요 요인은 부문간 임금격차를 축소시키는 賃金標準化慣行 때문이라는 가설을 지지해 주는 결과이다.

넷째, 노동조합의 독점임금효과에 의한 조합부문과 비조합부문간의 賃金不平等 확대효과와 임금표준화에 의한 조직부문내의 임금불평등 축소효과를 종합 분석해볼 때 임금표준화에 의한 임금불평등 축소효과가 독점임금효과로 인한 임금불평등 확대효과보다 큰 것으로 나타났다. 그리고 勞動組合이 직종간 임금격차를 축소시키는 효과도 존재하기 때문에 실제 노동조합이 賃金不平等에 미치는 총효과는 전체 노동자들간의 대수임금분산을 남자는 0.075 포인트(35%) 정도, 여자 0.017 포인트(16%) 정도 축소시킨 것으로 나타났다.

이상의 연구 결과는 지금까지 勞動組合이 獨占賃金效果를 유발하여 노동자들간의 임금분배의 불평등을 악화시킨다는 전통적인 가설이 적어도 한국에서는 성립하지 않는다는 것을 보여준다. 이러한 결과는 勞動組合이 독점적 조직체로서 경제적 효율성을 저해하고 자원배분의 왜곡과 소득분배를 불평등하게 한다는 종래의 부정적 노동조합관과는 상반되는 결과로서 현재 한국의 노동조합운동이 갖는 건전한 일면을 조명해 주는 동시에 앞으로 새로운 勞使關係의 정립과 정부의 勞動政策의 방향에 대해서도 중요한 시사점을 던져준다고 생각된다.

한국의 노동조합이 임금분배의 平準化 效果를 갖는다는 것은 그 자체로서

우리나라의 지나친 임금격차를 축소하고, 所得分配을 改善시킬 뿐 아니라 나아가서는 작업장에서의 팀웍의 개선과 生産性 向上에도 간접적으로 기여할 것으로 기대되므로 그것이 갖는 肯定的 效果는 과소평가될 수 없다. 현재 한국의 노동조합은 지난 몇년간 과도한 임금인상을 요구함으로써 결과적으로 경제 침체를 가져온 것이 아니냐 하는 의심을 받고 있는 등 때로는 좋지 못한 인식을 받기도 하지만 다른 한편 이와 같은 긍정적 측면도 갖고 있다는 점을 간파해서는 안될 것이다. 그러나 본 연구는 자료의 한계로 전산업의 노동자들을 대상으로 하지 못한 점과 장기적인 시계열 분석이 되지 못한 점 등을 한계점으로 지니고 있다.

### 參 考 文 獻

1. 金章鎬, “勞動組合의 賃金效果: 우리나라 제조업부문에서의 노동조합 유무별 임금결정 메카니즘의 차이,” 한국경제학회, 「經濟學研究」, 제 39집 제 1호 (1991. 6), 21-44.
2. 金兌基, 尹鳳駿, 「勞使紛糾研究」, 한국노동연구원, 1991.
3. 勞動部, 최저임금심의위원회, 「임금실태조사보고서」, 각 연도.
4. 大韓商工會議所, 「1990년도 표준자모델 임금조사보고」, 1991.
5. 朴德濟, 朴基成, 「韓國의 勞動組合(I)」, 한국노동연구원, 1989. 9.
6. 朴世逸, 張昌元, “勞動組合이 賃金 및 生産性에 미친 영향 분석: 섬유, 금속, 전자, 화학산업을 중심으로,” KDI, 「韓國開發研究」, 제 5권 제 2호 (1983), 2-29.
7. 朴원구, 朴英凡, 「團體交渉과 賃金引上」, 한국노동연구원, 1989.
8. 裴戊基, “勞動組合의 相對的 賃金效果,” 한국노동연구원, 「韓國勞動研究」, 제 1권 제 1호(1990. 1)
9. \_\_\_\_\_, 「韓國의 勞使關係와 雇傭」, 경문사, 1991.
10. \_\_\_\_\_ 編, 「韓國의 賃金」, 문학과 지성사, 1985.
11. 魚秀鳳, 李泰憲, “勞動組合의 賃金平等效果,” 한국노동연구원, 「韓國勞動研究」, 제 3집(1992), 27-76.
12. 李廷雨, 南相燮, “勞動組合이 所得分配에 미치는 영향,” 한국노동경제학회, 「勞動經濟論集」, 제 13권(1990. 12), 137-62.

13. 全國勞動組合協議會, 「賃金鬭爭. 團體協約分析: 임금인상투쟁분석. 단체협약분석. 임금체계분석」, 돌베개, 1992.
14. \_\_\_\_\_, 「1992년 임금지침」, 1992.
15. 鄭寅樹, 「한국의 임금구조: 6. 29 이후의 변화」, 한국노동연구원, 1991.
16. 曹尤鉉, “韓國 産業의 二重的 構造와 賃金決定 메카니즘,” 한국경제학회, 「經濟學研究」 제40집 제1호, (1992. 6).
17. 韓國勞動研究院, 「분기별 노동동향분석」, 각 연도.
18. \_\_\_\_\_, 「임금관련통계자료집」, 1990-92.
19. 韓國勞動組合總聯盟, 「임금인상활동지침」, 각 연도.
20. 韓國生産性本部, 「1989년 노사분규 실태분석」, 1990. 12.
21. \_\_\_\_\_, 「임금인상동향 및 예측」, 1989. 3.
22. \_\_\_\_\_, 「임금결정활용지표」, 1987.
23. DeFina, Robert H., “Unions, Relative Wages, and Economic Efficiency,” *Journal of Labor Economics*, 1(October 1983), 408-29.
24. Bloch, Farrell E., and M. S. Kuskin, “Wage Determination in the Union and Nonunion Sectors,” *Industrial and Labor Relation Review*, 31(January 1978), 183-92.
25. Freeman, Richard B., “Unionism and the Dispersion of Wages,” *Industrial and Labor Relations Review*, 34(October 1980), 3-23.
26. \_\_\_\_\_, “Union Wage Practices and Wage Dispersion within Establishments,” *Industrial and Labor Relations Review*, 36(October 1982), 3-21.
27. Freeman, R. B. and J. L. Medoff, *What Do Unions Do?*, New York : Basic Books, 1984.
28. Hirsch, Barry T., “The Inter-Industry Structure of Unionism, Earnings, and Earnings Dispersion,” *Industrial and Labor Relations Review*, 36(January 1982), 22-39.
29. Hirsch, Barry T., and John T. Addison, *The Economic Analysis of Unions: New Approaches and Evidence*, Boston : Allen and Unwin, 1986.
30. Hyclak, T. J., “Unions and Income Inequality: Some Cross-State



- Evidence," *Industrial Relation*, 19(1980), 212-5.
31. Lewis, H. Gregg, *Unionism and Relative Wages in the United States*, Chicago: University of Chicago Press, 1963.
  32. \_\_\_\_\_, *Union Relative Wage Effects*, Chicago: University of Chicago press, 1986.
  33. Mulvey, Charles, *The Economic Analysis of Trade Unions*, Oxford: Martin Robertson, 1978.
  34. Parsley, C. J., "Labor Union Effects on Wage Gains: A Survey Of Recent Literature," *Journal of Labor Economics*, 18(March 1980), 1-31.
  35. Quan, Nguyen T., "Unionism and the Size Distribution of Earnings," *Industrial Relation*, 23(Spring 1984), 270-7.
  36. Rees, Albert, *The Economics of Trade Unions*, 3rd ed. Chicago: University of Chicago Press, 1989.

〈부표 1〉 노조유무별 임금함수의 추정결과(1989년, 생산직 남녀)

	남 자		여 자	
	조합	비조합	조합	비조합
(CONST)	11.71876**	11.40234**	11.60939**	11.45900**
EDU	.04621**	.05543**	.03353**	.03990**
MARR	.23347**	.21019**	.02295**	-.02513
CARR	.03497**	.04105**	.02163**	.03338**
(CARR) <sup>2</sup>	-.00020**	-.00060**	-.00023**	-.00030**
TEN	.04729**	.07883**	.05936**	.07427**
(TEN) <sup>2</sup>	-.00042**	-.00224**	-.00099**	-.00380**
CAR · EDU	-.00140**	-.00075*	-.00103**	-.00163**
CAR · MAR	-.01490**	-.00905**	-.00458*	-.00875**
DSIZE	.08589**	.15917**	.07861**	.06123**
WHRS	.00161**	.00223**	.00210**	.00269**
DIND31	.10037**	.04601	.11401	.02043
DIND33	.03070	.06978	.19495	.02569
DIND34	.16558**	.07041*	.25034*	.02189
DIND35	.21790**	.01253	.12828	-.03414
DIND36	.21246**	.09636**	-.01233	.10455**
DIND37	.22252**	.05866*	.13419*	.08419
DIND38	.18789**	.10313**	.18763**	.05997**
DIND39	.07314**	.08612**	.12931**	-.07249**
DREG2	-.06446**	-.11816**	-.10629**	-.09087**
DREG3	.02604	-.00563	.00821	.04978**
DREG4	-.08189**	-.12851**	-.05709**	-.20592**
DREG5	.10937**	-.09117*	-.01471	-.25724**
REG6	.01512	-.04190	-.00918	-.01914
DREG7	.14743**	-.01640	.06629**	.02597
R <sup>2</sup>	0.53263	0.50544	0.42252	0.31211
S.E.E	0.26452	0.28814	0.22412	0.25810
N	4.834	2.033	3.984	2.504

주 : 1) \*\*는 추정치가 1% 유의수준, \*는 5% 유의수준에서 유의함

2) 종속변수는 월임금총액(대수값)임.

3) 설명변수는 〈부표 2〉 참조.

자료 : 〈표 4〉와 같음.

〈부표 2〉 임금함수의 설명변수 정의

변 수	변 수 명 및 정 의
EDU	교육년수, 정규학교 졸업기준(국졸이하 6, 중졸 9, 고졸 12, 전문대졸 14, 대졸이상 16)
CARR	경력년수, (연령-교육년수-6)으로 계산
MAR	결혼더미(기혼 1, 미혼 0)
TEN	근속년수, 현재 사업체에서의 근속년수.
DSIZE	사업체규모더미, 300인이상(대규모) 1, 나머지(중소규모) 0.
CARR · EDU	경력과 교육년수의 상호작용항.
CARR · MAR	경력과 결혼더미의 상호작용항.
WHRS	근로시간, 월총근로시간(초과근로시간 포함).
DIND	산업 더미, 섬유, 의류업(32) 기준, DIND31(식·음료품=1, 기타 업종=0 처리, 나머지 업종도 동일), DIND33(목재=1), DIND34(종이·인쇄=1), DIND35(화학=1), DIND36(비금속=1), DIND37(1차금속=1), DIND38 (조립금속=1), DIND39(기타제조업=1).
DREG	지역 더미, 서울기준, DREG2(부산=1, 기타 지역=0), DREG3(경기·인천 =1), DREG4(충청=1), DREG5(전라·광주=1), DREG6(경북·대구=1), DREG7(경남=1).

〈부표 3〉 조직부문내 임금불평등에 대한 노조의 효과(1989)

	남 자		여 자	
	비조합	조합	비조합	조합
1. $\sigma_b$	0.407	0.236	0.310	0.256
2. $\alpha \cdot \sigma_b^2$	0.104	0.035	0.080	0.054
3. $\text{Ln}(\bar{W}_w/\bar{W}_b)$	0.456	0.406	0.228	0.202
4. $\alpha(1-\alpha)[\text{Ln}(\bar{W}_w/\bar{W}_b)]^2$	0.048	0.038	0.007	0.007
5. $\sigma_w$	0.413	0.413	0.346	0.346
6. $(1-\alpha) \sigma_w^2$	0.064	0.064	0.021	0.021
7. $\sigma_s^2$	0.216	0.137	0.108	0.082
8. $\sigma_s$	0.465	0.370	0.329	0.286

주 : 생산직의 비율( $\alpha$ )은 남자 62.7%이고, 여자 82.8%임.

자료 : 〈표 4〉와 같음.