

勞動組合이 賃金 및 生産性에 미친 影響分析

—纖維, 金屬·電子, 化學産業을 中心으로—

朴 世 逸
張 昌 元

▷ 目 次 ◁

- I. 序
- II. 理論上的 問題
- III. 勞動組合이 賃金에 미친 影響
- IV. 勞動組合이 生産性에 미친 影響
- V. 要約 및 結論

I. 序

勞動組合이 賃金, 雇傭, 生産性등 勞動市場 變數에 미치는 影響¹⁾에 관한 分析은 外國의 경우에는 理論的·實證的 研究이 많이 축적되

筆者: 朴世逸—韓國開發研究院 副研究委員, 張昌元—韓國開發研究院 主任研究員

* 本研究에 必要한 資料提供에 적극 협조해 주신 勞動部 및 纖維勞組, 金屬勞組, 化學勞組 關係人事들에게 깊은 感謝의 뜻을 표현다.

1) 勞動組合이 雇傭에 미친 效果는 勞組가 賃金 및 生産性에 미친 影響을 分析하면 쉽게 도출될 수 있으므로 별도의 分析을 요하지 않는다고 볼 수 있다. 예컨대 賃金에 대한 正의 效果가 生産性에 대한 正의 效果보다 크면 적어도 勞組事業場의 雇傭에는 負의 效果를 結果했으리라 볼 수 있고 그 反對의 경우에는 雇傭에 正의 效果를 미쳤다고 볼 수 있기 때문이다.

2) 朴世逸(1983)參照.

어 왔으나 우리나라의 경우 거의 全無에 가깝다. 最近 筆者가 우리나라 纖維産業을 中心으로 勞組가 賃金水準 및 賃金構造에 미친 影響分析을 시도한 것이 아마 最初의 微視的 實證分析이 아닌가 보여진다²⁾.

本來 勞動組合이 賃金(賃金水準 및 賃金隔差)에 미치는 影響과 동시에 반드시 研究되어야 할 主題는 勞動組合이 生産性에 미치는 影響分析이다. 이 兩者의 研究結果가 있을 때 우리는 비로소 勞組가 勞動市場에 미치는 影響을 종합적으로 파악할 수 있다. 勞組가 生産性에 대한 기여없이 賃金水準만을 相對적으로 引上시킨 경우의 巨視經濟的 意義는 生産성과 賃金水準向上에 同時寄與한 경우와는 크게 다르기 때문에 勞組에 대한 經濟學的 綜合分析을 위해서는 兩者에 대한 研究結果가 同時에 提示되어야 할 것이다. 筆者의 前論文은 遺憾스럽게도, 時間 및 資料制約上, 生産性에 미치는 影響분석을 시도하지 못하고 賃金에 대한 影響만을 분석하였으며 同時에 標本도 纖維産業에 局限되어 있었다. 本研究에서는 標

本을 纖維産業뿐 아니라 金屬·電子, 化學産業까지 擴大하여 賃金에 대한 勞組의 영향이 産業間 어떠한 相異를 보이는가와 나아가서 비록 制約된 資料에 基礎하였으나, 勞組의 生産性에 미친 效果分析까지를 시도하려 한다.

그동안 이 分野에 대한 研究가 없었던 主된 理由는 첫째가 微視資料의 制約이었고, 둘째로는 1971年末 「國家保衛에 관한 特別措置法」 制定 以後 1980年 同法이 廢止되는 期間동안 事實上 勞組의 團體交涉 및 行動權이 크게 制約을 받아왔기 때문에 勞組가 賃金에 큰 영향을 미치지 못했으리라는 一般社會通念 때문일 것이다. 그러나 이러한 社會通念이 얼마나 正確한 認識인가는 科學的 分析에 의해 檢證될 필요가 있을 뿐 아니라, 이제 점차 우리나라 勞動市場도 중태의 無制限의 供給段階를 벗어나고 있고, 勤勞者一般의 教育水準의 向上, 相對的·絕對的 勤勞者 比重의 增加 등을 배경으로, 앞으로 勞組의 社會經濟的 役割이 보다 活性化될 것이 豫想되므로 勞組에 대한 經濟學的 分析의 필요도 증대될 것이다. 또한 자주 擧論되는 우리나라 所得政策導入의 必要性 與否를 검토하기 위해서도 勞組가 非組織事業場勤勞者 對比 相對賃金を 얼마나 引上시켰던가, 同時에 生産性向上에는 얼마만한 影響을 미쳤던가 등에 대한 微視分析이 前提되어야 한다. 이러한 方向으로의 試圖의 하나가 本研究의 意義라 하겠다.

우선 本稿에서는 1980年 3月 現在 우리나라 纖維産業(産業分類 321,322), 金屬·電子産業

(分類 381,383), 化學産業(分類 351~6)에 종사하는 근로자중 勞動部의 職種別 賃金實態調査「테이프」에서 추출한 17,658名을 分析對象으로 삼았고, 자세한 標本抽出方法和 標本의 性格은 後述하겠으나, 그 중 6,002名은 勞組 組織事業體 勤勞者였고 나머지는 非組織事業體 勤勞者였다. 우리나라 勞動組合員數는 1980年 現在 948,134名이었던 타, 이 중 섬유·금속·화학노조의 組合員合計는 431,349名으로 總組合員數의 45.5%에 이르고 있으므로 上記 3個産業을 中心으로 한 本稿의 分析은, 우리가 使用한 標本の 代表性을 前提한다면, 事實上 우리나라 總組合員數의 半數에 가까운 勤勞者들의 賃金 및 生産性에 미친 勞組의 影響을 分析하는 셈이라 할 수 있다³⁾.

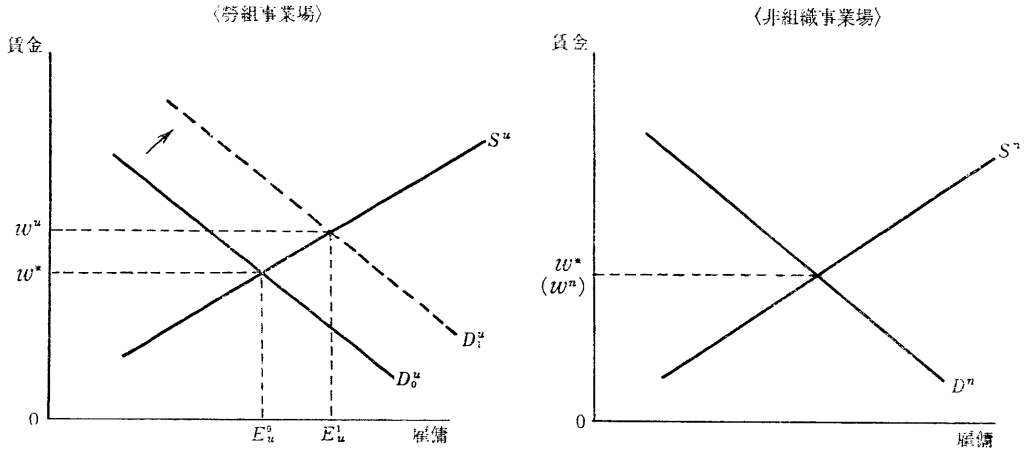
本稿는 II에서 勞組가 賃金 및 生産性에 미치는 影響 分析和 관련하여 제기되는 몇가지 理論的 問題들을 整理하고 III과 IV에서는 各 各 勞組의 賃金(水準 및 隔差)에 미친 영향과 勞組의 生産性에 미친 영향을 分析하여 그 結果를 제시하고 V는 要約 및 結論의 순으로 엮었다.

II. 理論上的 問題

勞動組合이 賃金에 주는 영향을 파악하기 위해서는 現在 勞組가 있는 事業場의 賃金水準(w^0)을 만일 勞組가 없다면 그 事業場에서 줄 賃金水準(w^*)과 比較하여 보아야 한다. 그런데 w^* 는 市場均衡賃金이라고도 볼 수 있는데 w^* 는 일반적으로 관찰할 수 없고 우리가 얻을 수 있는 資料는 勞組組織事業場의 賃金水準인

3) 1980年 現在 主要産別勞組의 組織現況을 組合員規模順으로 概觀하면, 纖維(158,121名)가 가장크고, 다음이 化學(157,833), 金屬(115,395), 自動車(109,375), 聯合(71,933), 金融(58,272), 鑛山(54,610), 逕信(46,740), 港運(40,994), 海員(34,015), 鐵道(32,734) 順으로 나타난다.

〔圖 1〕 生産性 向上을 수반하는 賃金引上의 경우



w^u 와 非組織事業場의 賃金水準인 w^n 뿐이다. 그러면 w^n 을 市場均衡賃金인 w^* 로 보면 되지 않을까 하는 發想도 可能하지만, 特定企業에 勞組가 組織되면 w^* 를 w^u 로 引上시킬 뿐 아니라 非組織事業場의 賃金水準인 w^n 에도 영향을 주게 되므로 勞組가 組織되지 않았을 경우의 賃金水準인 w^* 는 非組織事業體 賃金水準인 w^n 과 반드시 一致하지 않을 수 있다는 데 문제가 있다. 換言하면 勞動組合이 賃金水準에 주는 영향을 정확히 파악하려면 우리는 $\lambda^* = (w^u - w^*)/w^*$ 를 찾아내야 하는데 현실적으로 觀察·利用할 수 있는 資料에서 얻을 수 있는 것은 $\lambda = (w^n - w^*)/w^*$ 뿐이라는 점이다.

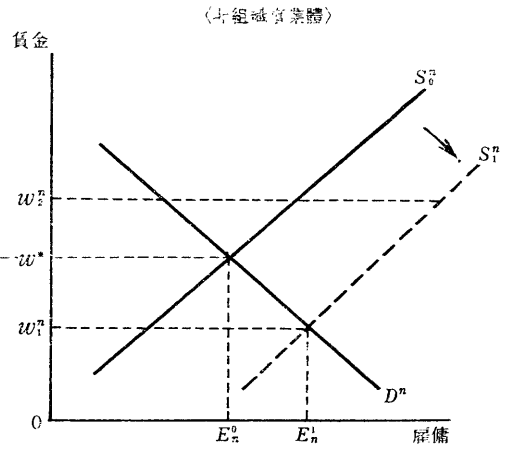
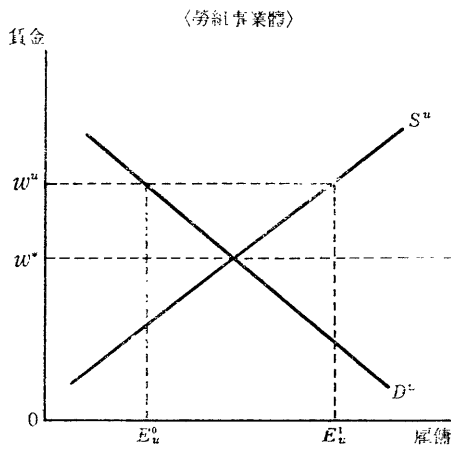
그러면 여기서 λ^* 와 λ 는 어떠한 關係에 있는가를 보자. 이는 勞動組合이 賃金引上을 획득하는 過程에 따라, 즉 근로자들이 勞動生産性을 向上시킴으로써 이를 통해 勞動需要曲線을 右上方으로 移動시킴과 동시에 賃金引上을 획득하는가, 아니면 生産性에는 아무런 영향이 없이 既存 勞動需要曲線을 그대로 두고 賃金引上을 획득하는가에 따라 大別하여 두가지 경우로 나누어 볼 수 있다.

〈경우 1〉 生産性向上을 수반하는 賃金引上의 경우

勞組가 生産性向上에 어떠한 樣態로 기여할 수 있는가는 第IV章에서 詳論하겠으나, 여하튼 勞組가 生産性向上을 結果하면 勞動需要曲線은 右上方으로 移動하게 되고, 이와 同時에 賃金引上을 획득할 수 있다면 〔圖 1〕에 나타난 바와 같은 結果가 될 것이다. 즉 $w^* = w^n$ 이 될 것이고 따라서 $\lambda^* = \lambda$ 가 된다. 이때 勞組組織事業場에서는 賃金이 w^* 에서 w^u 로 引上되었을 뿐 아니라 雇傭도 E_0^u 에서 E_1^u 로 증가될 것이 豫想된다.

만일 이때 勞組組織事業體와 非組織事業體가 生産物市場에서 競争關係에 있다고 하던 組織事業體의 勞動需要曲線의 移動은 組織事業體의 生産物에 대한 需要增大(예컨대 勞動生産性의 向上, 勞組의 品質管理, 販促活動의 結果)를 의미하고, 따라서 競争關係에 있는 非組織事業體의 生産物에 대한 需要의 相對的 위축을 結果할 수 있으므로 이러한 경우 非組織事業體의 勞動需要曲線은 左下方으로 移動할 것이므로 (〔圖 1〕에는 表示되어있지 않음) 이

[圖 2] 生産性向上을 수반하지 않는賃金引上的 경우

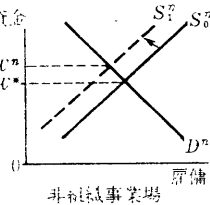
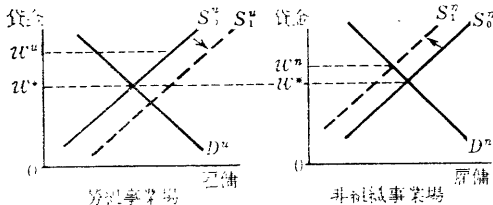


런 경우 $w^U < w^*$ 가 되어 $\lambda^* < \lambda$ 가 된다고 볼수 있다.

<경우 2> 生産性向上을 수반하지 않는賃金引上的 경우

4) 勞組事業體에서 發生한 $E^U E^N$ 만큼의 失業者가 반드시 모두 非組織事業體로 全員移動하여 求職活動을 할 것인가에는 異論이 있을 수 있다. Todaro流의 地域間 勞動移動理論을 導入하여 보면, 勞組事業體(U)에서 發生한 失業의 非組織事業體(N)로의 移動은 U에서의 期待豫想賃金과 N에서의 期待豫想賃金 곧 $E_U(w) = w^U \times P_U$ 와 $E_N(w) = w^N \times P_N$ 이 一致하는 즉 $E_U(w) = E_N(w)$ 點에서 멈추게 된다(여기서 P_U, P_N 은 각각 U와 N에의 就業可能確率을 의미한다). 그러면 失業者中 一部는 U에 남아 自發的 失業形態로 求職活動을 계속함을 의미하게 된다. 따라서 非組織事業體의 勞動供給曲線은 [圖 2]에서 S^U 와 S^N 사이에 위치하게 되어 U에서 發生한 失業이 全員 N으로 移動하는 경우보다 w_N 에 주는 spillover effect는 弱화된다고 볼 수 있다. 보다 흥미있는 것은 이 Todaro式의 論理를 適用하면 [圖 2]와는 正反對로 非組織事業體의 勞動供給을 오히려 左上方으로 이동시켜 非組織事業體의 賃金引上을 결과할 수 있는 경우도 성립할 수 있다는 점이다.

生産性向上을 수반하지 않는賃金引上的 경우 [圖 2]에 나타난 바와같이 組織事業體에서는 $E^U E^N$ 만큼 失業이 發生하고 이들이 非組織事業體로 移動하여 求職活動을 하면 4) 非組織事業體의 勞動供給曲線은 S^U 에서 S^N 으로 移動하여 雇傭은 $E^N - E^U$ 만큼 증가하나 賃金은 w^* 에서 w^N 만큼 下落하게 된다. 이것을 소위 勞動移動效果(spillover effect)라고 부른다. 이런 경우는 $w^* > w^N$ 이므로 우리가 관찰하는 $\lambda_1 = (w^U - w^N) / w^N$ 은 實際 $\lambda^* = (w^U - w^*) / w^*$ 보다 크게 된다. 곧 $\lambda_1 > \lambda^*$ 의 關係가 된다.



위 그림을 보면 勞組事業體의 賃金이 w^* 에서 w^U 로 引上되면 $E_U(w) > E_N(w)$ 가 되므로 非組織事業體의 근로자들이 勞組事業體으로 移動, 自發的 失業形態로 求職活動을 하게 되어 勞組事業體의 勞動供給曲線은 S^U 에서 S^N 으로, 非組織事業體의 勞動供給曲線은 S^N 에서 S^U 으로 移動, 그 결과 非組織事業體의 賃金を w^* 에서 w^N 으로 引上시켜 $w^N > w^*$ 가 될 수 있고, 따라서 이 경우에는 $\lambda^* > \lambda$ 의 關係가 成立한다. Todaro (1969) 참조.

反面에 特定事業體에 勞組가 組織되는 것이 非組織事業體에 勞組가 組織될 可能性을 높여 이 可能性이 非組織事業體의 使用主에게 하나의 潜在的 危脅으로 작용한다면, 즉 소위 危脅效果(threat effect)가 존재한다면 非組織事業體는 賃金を 오히려 w^N 만큼 올릴 可能性도 예상할 수 있다. 만일 그렇다면 $w^N > w^*$ 이므로 우리가 관찰할 수 있는 $\lambda_2 = (w^U - w^N) / w^N$ 은 λ^* 보다 작아져 $\lambda_2 < \lambda^*$ 의 關係가 성립할 것

이다.

以上에서 본 바와 같이 勞動組合이 賃金水準에 미치는 眞正한 效果인 λ^* 는 우리가 현실적으로 관찰할 수 있는 λ 와는 각 경우에 따라 $\lambda^* \leq \lambda$ 의 관계가 성립될 수 있음을 보았다. 理論적으로 λ^* 와 λ 는 명백히 區別되어야 하는 것은 물론이다. 다만 實證分析에 있어서는 위의 各各의 可能性이 同時에 存在한다고 보고 負的·正的 關係가 相互相殺되어 $\lambda^* = \lambda$ 의 關係가 成立함을 期待하면서 우리는 現實적으로 관찰할 수 있는 λ 를 가지고 λ^* 의 代理推定值(proxy)로서 사용할 수 있다 하겠다. 따라서 以下 本稿의 分析은 λ 에 대한 推定을 中心으로 하고 있음을 밝힌다.

Ⅲ. 勞動組合이 賃金에 미치는 影響

1. 分析方法

勞動組合이 賃金에 미치는 影響은 大別하여 하나는 勞組가 賃金水準에 미치는 影響이고 다른 하나는 賃金隔差, 예컨대 學歷間 賃金隔差, 性別 賃金隔差, 職種間 賃金隔差등에 미치는 勞組의 影響으로 나누어 생각할 수 있다.

우선 前者 즉 勞組가 非組織事業場勤勞者 對比 勞組事業場勤勞者의 相對賃金에 어느 정도 影響을 주는가를 微視分析하기 위한 方法論을 提示하면 다음과 같다.

어떤 特定産業의 平均賃金 w_i 는 組織勤勞者의 平均賃金 w_i^* 와 非組織勤勞者의 平均賃金

$w_i^?$ 의 幾何平均(geometric mean)으로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\ln w_i = T_i \ln w_i^* + (1 - T_i) \ln w_i^? \dots\dots\dots(1)$$

여기서 T_i 는 勞組에 加入되어있는 勤勞者의 比重, 즉 組織率을 의미한다.

여기서 $\lambda_i = (w_i^? - w_i^*) / w_i^*$ 에 log를 취하면

$$\ln w_i^? = \ln w_i^* + \ln(1 + \lambda_i) \dots\dots\dots(2)$$

로 表示되는데 (2)式을 (1)式에 代入하면

$$\ln w_i = \ln w_i^* + T_i \ln(1 + \lambda_i) \dots\dots\dots(3)$$

가 된다.

勞組가 조직되어 있지 않은 狀態(市場均衡 狀態라고 불려도 좋다)의 平均賃金을 w_i^* 라 하고 이것과 $w_i^?$ 와의 相對賃金差를 $\lambda_i^?$ 라고 하면

$$\lambda_i^? = (w_i^? - w_i^*) / w_i^*$$

$$\text{즉 } \ln w_i^? = \ln w_i^* + \ln(1 + \lambda_i^?) \dots\dots\dots(4)$$

가 成立한다. (4)式을 (3)式에 代入하면

$$\ln w_i = \ln w_i^* + T_i \ln(1 + \lambda_i) + \ln(1 + \lambda_i^?) \dots\dots\dots(5)$$

가 된다. 여기서 $\ln w_i^*$ 를 決定하는 要因들, 예컨대 學歷, 年齡, 性, 企業規模, 職種 등을 X_i 라 하면

$$\ln w_i^* = f(X_i) + e_i \dots\dots\dots(6)$$

가 된다. (6)式을 (5)式에 代入하면

$$\ln w_i = f(X_i) + T_i \ln(1 + \lambda_i) + \ln(1 + \lambda_i^?) + e_i$$

가 되고 이를 간단히 表示하면 다음과 같은 賃金函數(earnings function)가 된다.

$$\ln w_i = f(X_i) + \alpha T_i + E_i$$

여기서 $\alpha = \ln(1 + \lambda_i)$ 이므로 결국

$$\lambda_i = \exp(\alpha) - 1 \dots \dots \dots (7)$$

이 된다. 따라서 (7)식을 가지고 우리는 λ_i 의 값을 구할 수 있다. 勤勞者들의 賃金水準을 決定한다고 判斷되는 諸要因, 예컨대 學歷, 性, 經歷年數 등의 勤勞者特徵과 企業의 크기 등의 雇傭特徵과 함께 當該事業場에 勞組가 있느냐 없느냐를 「더미」(dummy)로 使用하여 이들 諸獨立變數를 各勤勞者의 賃金水準에 대해 回歸分析을 하면, 勞組有無「더미」의 推定係數가 나오고 이 係數 α 를 가지고 $\exp(\alpha) - 1$ 의 값을 구하면 λ_i 를 얻을 수 있다.⁵⁾

지금까지는 勞動組合이 賃金水準에 주는 影響分析方法이었고 다음은 賃金隔差에 주는 勞

組의 影響分析方法을 보도록 한다.

勞組가 賃金隔差에 주는 影響은 概念的으로 分解하면 다음의 두 종류가 있을 수 있다. 첫째는 非組織事業體 勤勞者들과 對比할 때 勞組事業體의 勤勞者들의 學歷別, 職種制, 經歷年數別 등의 賃金隔差에 勞組가 주는 影響

$$\ln(\lambda+1) = (\beta^* - \beta^*)\bar{X}_n + (\bar{X}_n - \bar{X}_n)\beta^* \dots \dots \dots (10)$$

혹은

$$\ln(\lambda+1) = (\beta^* - \beta^*)\bar{X}_n + (\bar{X}_n - \bar{X}_n)\beta^* \dots \dots \dots (11)$$

이 된다.

그런데 우리가 구하고자 하는 바는 λ 가 아니라 λ 中에서, 즉 勞組有無別 平均賃金差中에서 勞組가 있는 事業場과 없는 事業場間의 X 構成의 差(예컨대 勤勞者特徵의 構成의 差), 즉 $(\bar{X}_n - \bar{X}_n)\beta^*$, 혹은 $(\bar{X}_n - \bar{X}_n)\beta^*$ 로 發生되는 相對賃金差를 控除한 후의 순수히 兩事業場間의 賃金決定構造의 差, 換言하면 X 의 係數의 差로 發生되는 相對賃金差만을 알고자 하는 것임에 注意를 要한다. $(\beta^* - \beta^*)\bar{X}_n$ 과 $(\beta^* - \beta^*)\bar{X}_n$ 을 구하기 위해서는 (10)식과 (11)식을 (8)식에 代入하여 整理하면,

$$(\beta^* - \beta^*)\bar{X}_n = \ln \bar{w}^* - \ln \bar{w} + \beta^*(\bar{X}_n - \bar{X}_n)$$

$$(\beta^* - \beta^*)\bar{X}_n = \ln \bar{w}^* - \ln \bar{w} + \beta^*(\bar{X}_n - \bar{X}_n)$$

이 된다. 이렇게 구한 $(\beta^* - \beta^*)\bar{X}_n$, $(\beta^* - \beta^*)\bar{X}_n$ 값을 가지고, 다음과 같은 (12), (13)식에 의하여 勞組가 賃金水準에 주는 影響을 찾아낼 수 있다.

$$\lambda^* = \exp(\beta^* - \beta^*)\bar{X}_n - 1 \dots \dots \dots (12)$$

$$\lambda^* = \exp(\beta^* - \beta^*)\bar{X}_n - 1 \dots \dots \dots (13)$$

여기서 λ^* 는 勞組事業場의 X 構成의 平均값 (\bar{X}_n) 을 가지고 계산한 경우이고 λ^* 는 非組織事業場의 X 構成의 平均값 (\bar{X}_n) 을 가지고 계산한 경우이다.

이 推定方法(II)와 本文의 推定方法(I)을 가지고 纖維産業의 경우를 分析한 結果는 朴世逸(1983) <表 2>에 나와 있는 바, 第I方法에 의한 入는 第II方法에 의한 λ^* , λ^* 과 實際로 크게 다르지 않고, 電子産業의 경우도 마찬가지 結果가 나왔다. 따라서 本稿에서는 第I方法에 의한 結果만을 中心으로 分析을 進行토록 한다. 故으로 이 推定方法(II)에도 計量經濟學적으로 다음과 같은 한가지 문제점은 남았다. 소위 選擇偏倚(selectivity bias)의 문제이다. 勤勞者들이 勞組組織事業場과 非組織事業場 사이에 random하게 分布되어 있다면 문제가 없으나 勤勞者의 特性, 즉 X 變數가 勞組事業場에 속하는가 아닌가와 特定한 關係가 있다면 勞組有無別로 各各의 個別 賃金函數를 推定하는 데는 소위 分斷偏倚(truncation bias) 혹은 選擇偏倚의 문제가 發生할 수 있다(James J. Heckman, 1979, 1976). 이 점을 시정하기 위해서는 우선 勤勞者들의 勞組事業場의 취업여부를 決定하는 고용함수를 logit나 probit 分析形態로 推定, 거기서 選擇變數(selection variable)를 구하여 各各의 勞組有無別 賃金函數를 推定할 때 獨立變數로 사용해야 할 것이다(Lung Fei Lee(1978)). 이러한 選擇偏倚修正을 위한 작업은 本稿에서는 試圖하지 아니했으나 앞으로 試圖할 가치가 있는 主題이다.

5) 本文의 分析方法을 推定方法(I)이라고 부르던 이 方法(I)은 計量經濟學적으로 다음의 問題點을 가지고 있다. 즉 (7)식은 勞組가 있는 事業場과 없는 事業場에 모두 同一한 X_i 의 係數를 強要(impose)하게 된다. 換言하면 T (勞組有無를 나타내는 「더미」)와 X 와의 사이의 interaction term을 무시한 것이 되고 이는 곧 勞組가 있는 事業場과 없는 事業場의 賃金決定構造의 差가 없다는 것을 默示의으로 假定하는 것이 된다. 이러한 가정의 妥當性에 대한 先驗的 判斷은 勿論 어렵다. 만일 T 와 X 사이에 事實上 interaction이 存在한다면, 즉 노조가 있는 事業場과 없는 事業場間의 X 의 係數에 差가 存在한다면 (7)식의 推定方式은 문제가 되지 않을 수 없다. 이러한 可能性을 前提할 때 우리는 T 와 X 사이의 full interaction을 認定하여 먼저 勞組有無別로 各各의 賃金函數를 推定하고, 그 結果를 가지고 w^* 와 w 의 差異中에서 勞組가 있는 事業場과 없는 事業場間의 X 의 構成의 差(즉 兩事業場의 勤勞者의 學歷, 年齡, 性, 企業規模 等의 構成의 差)로 發生하는 부분을 公제하고 난 w^* 와 w 의 差를 가지고 勞組有無別 相對賃金差로 파악하는 方法을 취할 수 있다. 이 推定方法 II를 整理하면 다음과 같다.

$$\lambda = (\bar{w}^* - \bar{w}) / \bar{w}$$

兩側에 log 값을 취하여 整理하면

$$\ln(\lambda+1) = \ln \bar{w}^* - \ln \bar{w} \dots \dots \dots (8)$$

여기서 \bar{w}^* , \bar{w} 는 各各 勞組가 있는 事業場과 없는 事業場 勤勞者의 幾何 平均賃金이다.

그런데 $\ln \bar{w}^* = \beta^* \bar{X}_n$, $\ln \bar{w} = \beta \bar{X}_n$ 으로 나타낼 수 있으므로 (8)식은 다음과 같이 表示할 수 있다.

$$\ln(\lambda+1) = \beta^* \bar{X}_n - \beta \bar{X}_n \dots \dots \dots (9)$$

여기서 \bar{X}_n 과 \bar{X}_n 은 勞組有無別로 勤勞者 및 雇傭特徵을 나타내는 變數들의 幾何平均값이다.

(9)식을 分解하면

(between sector inequality)과 들쭉는 同一學歷, 同一職種, 同一經歷年數 등을 前提할 때 그러한 特徵內部的 賃金分布(隔差)에 주는 勞組의 影響(within sector inequality)으로 나누어 볼 수 있다. 換言하면 前者는 예컨대 學歷別·職種別 賃金隔차가 勞組事業體와 非組織事業體間에 어떠한 差異가 있는가를 보려하는 것이고 後者는 예컨대 同一學歷內, 同一職種內 賃金隔차가 勞組有無別로 어떠한 差異가 있는가를 보려는 것이다. 本稿에서는 다음의 3가지 段階를 거쳐 賃金隔차에 대한 勞組의 影響을 分析하기로 하였다.

第1 段階는 勞組有無別로 各各의 賃金函數를 推定하여 우선 各說明變數의 推定係數가 兩者間에 統計的으로 有意할 정도로 相異한가, 아닌가를 보기로 하였다. 이를 위해 다음의 F test를 하였다. 이 檢證의 必要는 만일 여기서 相異함이 밝혀지지 않으면 勞組의 賃金隔차에의 影響을 보기 위해 더 以上의 分析을 行할 必要가 없어지기 때문이다.

$$\begin{aligned} \text{勞組事業場 } \log w^n &= a_0 + a_1 \text{Edu} \\ &+ a_2 \text{Exp} + a_3 \text{Exp}^2 + \dots \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{非勞組事業場 } \log w^n &= b_0 + b_1 \text{Edu} \\ &+ b_2 \text{Exp} + b_3 \text{Exp}^2 + \dots \end{aligned}$$

여기서 Edu는 教育水準, Exp는 經歷年數를 나타내는 說明變數이고 歸無假說(null hypothesis)은 $H_0 : a_0 = b_0, a_1 = b_1, a_2 = b_2, \dots$ 이다.

F statistic은 $F(k, n+m-2k)$

$$= \frac{(SSRt - SSRu - SSRn)/k}{(SSRu + SSRn)/(n+m-2k)} \text{ 이고}$$

여기서 SSRu : 勞組事業場 賃金函數의 殘差自乘合(sum of squares of residuals)

SSRn : 非組織事業場 賃金函數의 殘差自乘合

SSRt : 全事業場 賃金函數의 殘差自乘合

k : 說明變數의 數

n, m : 勞組事業場과 非組織事業場의 標本數(勤勞者數)이다.

第2 段階는 第1 段階에서 統計的으로 有意하게 歸無假說이 否定되면 勞組有無別 各各의 賃金函數의 說明變數의 推定係數(estimated coefficients)間의 勞組有無別差를 구하여 그 크기와 方向을 보고 同時에 이差의 統計的 有意度를 다시 다음의 t statistic을 利用, 檢證하기로 하였다.

$$t = \frac{\beta_u - \beta_n}{\sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_n^2}}$$

여기서 β_u 와 β_n 은 각각 勞組事業體의 賃金函數와 非組織事業體의 賃金函數의 說明變數의 推定係數이고 σ_u, σ_n 은 各係數의 標準誤差(standard error)이다. 이 第2 段階의 t test야말로 學歷別, 職種別, 性別등의 賃金隔차에 대한 勞組의 影響, 즉 그 方向과 크기 및 統計的 有意性을 분석키 위한 것이다.

第3 段階는 同一學歷, 同一職種등 勤勞者 및 雇傭特徵內部的 賃金隔차에 대한 勞組의 影響을 보기 위해서 無勞組 賃金函數와 有勞組 賃金函數 各各의 平均自乘誤差(mean square of error)를 구하여 이를 다음의 F test를 하였다. 歸無假說은 $H_0 : \sigma_u^2 < \sigma_n^2$ 이고 F statistic은 $F(n-k-1, m-k-1) = \frac{MSEu}{MSEn}$ 이다. $\frac{MSEu}{MSEn}$

이 F ratio 보다 작으면 H_0 는 有意하게 받아들여지고 反對의 경우 H_0 는 拒否되게 된다⁶⁾. 본래 推定標準誤差(SEE: standard error of estimates) 즉 $\sqrt{\frac{\sum(\hat{e}_i)^2}{n-k-1}}$ 을 自乘한 MSE는,

6) Wilfrid I. Dixon and Frank J. Massey, Jr(1969) chapter 8 參照.

賃金函數의 경우, 說明變數로써 說明되지 아니하는 賃金分布 내지 說明變數內部的 賃金分布를 의미하기 때문에 만일 勞組가 同一學歷, 同一職種 등의 勤勞者 및 雇傭特徵內部的 賃金隔差를 줄이는 效果가 있다면 MSE_e 는 MSE_n 보다 작아야 하고 (즉 $\sigma_e^2 < \sigma_n^2$ 이 成立해야 하고), 또한 위의 F-test에 의해서도 統計的 有意性을 가질 수 있어야 할 것이다.

2. 標本抽出方法 및 標本の 性格

本研究에서 사용한 微視資料는 1980年 勞動部에서 조사한 職種別 賃金實態調査「데이프」이다. 그러나 이 조사에는 各事業體別 勞組結成 有無가 조사되어 있지 않으므로 우선 纖維産業, 金屬·電子産業, 化學産業에 속하는 事業體단을 抽出하여 調査「데이프」속에 있는 事業體 번호를 勞動部の 標本事業體名單과 연결시켰다. 다음 이렇게 하여 얻은 事業體名單을 가지고 産別單位의 纖維勞動組合, 金屬勞動組合 및 化學勞動組合의 協助를 얻어 勞組組織 事業體名單과의 對照를 통하여 各事業體의 勞組結成 有無를 파악하였다. 그리하여 上記 3産業에 속하는 근로자들을 勞組有無別로 분리하여 全數를 뽑아낼 수 있었고 이를 企業規模別, 學歷別, 地域別, 性別등의 分布를 감안, 層化抽出方式으로 標本을 10%로 축소시켜 이중 生産職(職種分類 7/8/9)과 事務職(分類 3)만을 뽑아내어 本研究의 標本으로 利用하였다.

이 標本の 總勤勞者數는 17,658명이었고 그中 15,302명이 生産職, 2,356명이 事務職 從事者였으며, 6,002명이 勞組組織事業場에서, 11,656명이 非組織事業場에서 근무하고 있었다. 이들 標本勤勞者들의 特徵은 <表 1>과 같

다. 이 特徵들을 要約하면, 一般的으로 勞組事業場의 勤勞者가 非組織事業場의 勤勞者보다 ① 平均學歷水準이 높고, ② 平均勤續年數도 높다. 生産職 男子의 경우 約1年 以上, 生産職 女子의 경우 約4個月, 事務職 男子의 경우 約1年 以上, 事務職 女子의 경우 約7個月 以上 各各 높게 나타났다. ③ 平均經歷年數도 一般的으로 勞組事業場의 경우가 높게 나타나는데, 흥미있는 것은 勤續年數를 經歷年數로 나타낸 數值인데, 적어도 生産職의 경우 經歷年數는 勞動市場參與期間으로 볼 수 있으므로 위의 數值가 <表 1>에서 볼 수 있듯이 勞組事業場이 월등히 높은 것은 勞組事業體의 경우가 同一事業場에서의 長期勤續期間이 非組織事業體의 경우보다 긴 것을 의미한다 하겠다. 또한 事務職 勞組有 女性의 경우 이 數值가 100을 넘는 것은 勞組事業體의 경우는 同一事業體內에서 生産職에서 事務職으로 內部昇進機會가 적지 않았음을 보여준다 하겠다. ④ 平均年齡의 경우도 勞組事業體의 경우가 一般的으로 높으나 生産職 女子의 경우는 例外인 듯하다. ⑤ 企業規模別 分布를 보면 勞組有 生産職의 경우 70% 以上이 500人 以上의 大企業에 集中하는 반면, 勞組無의 경우는 30%線에 머무르고 있다. <表 1>을 보면 明白한 것은 生産職, 事務職을 不問하고 勞動組合은 大規模企業體에 보다 集中的으로 組織되어 있고 零細企業이나 小企業體에는 相對的으로 非組織勤勞者가 많다는 점이다.

3. 勞組有無別 賃金差

우리나라의 纖維, 金屬·電子, 化學産業에서 同一特徵을 갖는 勤勞者 즉 同一學歷, 同

一經歷年數를 갖는 勤勞者가 同一地域 同一規模의 事業體에 勤務하는 경우 다만 그 事業體에 勞動組合이 組織되었는가 아닌가에 따라 어느 정도의 賃金差를 보이는가? 이러한 問題를 앞의 分析方法을 利用하여 檢證한 結果를 <表 2>에 整理하였다. <表 2>를 얻기 위한 回歸分析結果는 <附表 1>에 첨부하기로 한다. 各回歸分析은 OLS 方式으로 推定하였고 被說明變數는 $\log(\text{總賃金}/\text{總勤勞時間})$ 이다. 總賃金은 定額給與+超過給與+現物給與+特別給與/12이고 總勤勞時間은 定規勤勞時間+超過勤勞時間을 意味하고 있다. 說明變數로서는 學歷, 經歷, 結婚與否, 職種, 性, 地域, 企業規模의 變數를 使用하였으며 仔細한 說明은 <附表 1>을 參照하기 바란다.

<表 2>를 보면 纖維産業의 경우, 全體로는 學歷, 經歷, 企業規模, 結婚與否, 職種, 性,

地域등의 勤勞者 및 雇傭特性的 差로 發生하는 賃金隔差를 控除하고도 勞組組織事業體勤勞者가 非組織事業體勤勞者보다 時間當賃金水準이 約7.3% 정도 높은 것으로 나타나고 있다. 反面 金屬·電子産業의 경우에는 勞組有無別差가 거의 없는 것으로 나타나고 있으며 化學産業의 경우는 다시 約7.7% 정도 組織事業體가 非組織事業體보다 높게 나타나고 있다. 이것을 다시 職種別, 男女別로 나누어 보아도 大部分의 경우 勤勞者 및 雇傭의 諸特性을 控除(control)하고도 勞組事業體가 非組織事業體보다 높은 賃金水準을 보이고 있으며, 그 構造의 特徵을 보면 生産職보다는 事務職의 경우가, 男子보다는 女子의 경우가 勞組有無別賃金差가 큰 것으로 나타나고 있다. 다만 例外的으로 金屬·電子産業의 男子경우는 오히려 組織事業體의 경우가 非組織事業體보다 時

<表 1> 標本 勤勞者の 勞組有無別 特徵

	生 産 職				事 務 職			
	勞 組 有		勞 組 無		勞 組 有		勞 組 無	
	男	女	男	女	男	女	男	女
學 歷 (年)	10.0	8.4	9.4	8.1	13.4	11.9	12.9	11.8
(A)勤續年數(年)	3.5	2.1	2.3	1.8	4.5	2.9	3.4	2.3
(B)經歷年數(年)	4.4	2.4	3.4	2.3	4.8	2.7	4.1	2.6
A/B (%)	79.5	87.5	67.6	78.3	93.8	107.4	82.9	88.5
年 齡 (年)	30.0	20.8	27.8	21.1	32.1	23.0	31.7	22.4
規模別分布(%)								
10 ~ 99人	2.0	1.0	29.0	15.9	3.3	3.7	22.8	23.9
100 ~ 299人	8.9	8.0	28.2	28.2	14.2	15.7	31.4	27.8
300 ~ 499人	15.0	11.2	13.0	18.5	18.1	17.8	17.7	19.9
500人 이 상	74.1	79.8	29.9	37.5	64.5	62.8	28.0	28.5
地域別分布(%)								
서 울	18.3	18.6	26.2	24.7	40.1	43.5	41.2	41.2
부 산	32.6	37.0	17.5	19.1	15.1	13.6	10.4	11.1
경 기, 인 천	22.3	14.6	23.2	21.9	17.8	17.3	24.6	22.8
충 청, 전 라	6.9	16.1	7.9	8.2	7.5	10.5	6.2	5.4
경 상	20.0	17.9	25.3	26.0	19.5	15.2	17.6	19.7
勤 勞 者 數(名)	1,873	3,380	3,286	6,763	558	191	1,088	519

間當賃金水準이 낮다⁷⁾.

이 分析結果를 外國의 경우와 對比하기 爲해서 가장 많은 實證分析을 한 美國의 代表的 研究結果를 2가지만 引用하여 <表 3>에 整理하였다. 이를 보면 勞組有無別賃金隔差는 性別, 人種別 차이를 보이나 白人보다 黑人의 便이 높고, 勞組組織産業의 賃金の 相對的 硬直性(團體交涉의 硬直性) 때문에 시기적으로 不況期에 隔差가 높고 好況期에는 낮게 나타나고 있다. 其他 最近의 研究結果까지를 綜合하면 隔差의 크기에 대해서는 10~20%라는 것이 美國學者들간의 通說로 되어 있다. 이와 對比할 때 우리나라의 纖維産業 및 化學産業에 나타나는 7~8%의 水準은 相對的으로 낮은 水準이라 하겠고 特히 本研究가 基礎한 標本이

<表 2> 勞動組合 有無別 賃金差(λ)
(단위: %)

		纖維産業	金屬 電子産業	化學産業
全體		7.31 (10.00)	0	7.70 (5.71)
生産職	男	4.09 (1.98)	-4.67 (2.54)	4.82 (2.14)
	女	7.44 (10.64)	5.72 (4.71)	5.28 (3.57)
事務職	男	6.12 (1.51)	-6.99 (2.04)	14.07 (3.77)
	女	9.85 (2.29)	8.44 (1.69)	15.71 (2.77)

註: 1) 各賃金差 λ 는 勞組有無「더미」變數의 推定係數 α 를 가지고 $\lambda = \exp(\alpha) - 1$ 로 하여 求한 값임.
2) ()안은 α 의 t ratio임.
3) 回歸分析 結果는 <附表 1> 參照.

7) 이는 우리標本の 抽出過程에 문제점이 있었거나 아니면 實際로 第2章에서 본 소위 危脅效果가 非組織 部門에 크게 作用하였는지도 모른다. 注意할 것은 비록 賃金水準에 대해서는 金屬·電子産業의 勞動組合이 正의 影響을 미치지 못했다 하여도 賃金以外的 勤勞條件 및 作業環境등에 미치는 影響은 알 수 없으므로 勞組 存在 理由에 대한 價値判斷으로 성급히 發展되어서는 안될 것이다. 우리 標本抽出過程에 문제점이 存在하였던가를 再分析 檢討하기 위해 標本抽出方法을 修正하여 한번 더 試圖하였으나 마찬가지로 結果였음을 밝혀 둔다.

第2次「오일 쇼크」後 우리나라 經濟가 不況期에 處해 있던 1980年 基準이었으므로 <表 2>의 結果는 平常時보다 크게 나타났을 可能性이 높다는 點도 감안해야 될 것이다.

그러면 위<表 2>에 나타나는 勞組有無別 賃金隔差는 모든 規模의 企業에 一律的으로 發見될 수 있는 現象인가? 一般的으로는 大企業의 勞組有無別 賃金差가 中小企業보다 크게 나타날 것으로 豫想된다 하겠다. 왜냐하면 大企業은 生産物市場에서의 市場支配力이 中小企業보다 크기 때문에 賃金上昇分을 比較的 容易하게 生産物價格引上으로 轉嫁시킬 수 있고 또한 大企業은 다음과 같은 理由로 高賃金政策을 自發的으로 채택할 可能性도 높기 때문이다. 즉 一般的으로 同種의 他企業보다 높은 賃金を 주면 勞動移動率(離職率, 勤怠率)을 낮출 수 있어 빈번한 勞動移動으로 發生하는 新規入職者의 選別·訓練등에 드는 雇傭費用(employment cost)을 낮출 수 있을 뿐아니라 高賃金은 勤勞者들의 作業能率向上, 士氣振作 등으로 연결되어 勞動生産性에도 正의 效果를 줄 수 있다. 이런 경우 비록 賃金水準은 높아도 賃金以外的 雇傭費用의 節減, 勞動生産性의 向上등을 감안하면 生産性1單位當賃金率(wage rate per efficient unit)은 오히려 他企業 보다 낮을 可能性도 있다 할 것이다. 여하튼 우리나라의 경우 企業規模別로 勞組有無別 賃金差는 어떻게 나타나는가를 生産職만을 對象으로 分析한 結果는 <表 4>와 같다.

<表 4>를 보면 纖維와 金屬·電子産業의 경우는 明白히 500人 以上の 大企業에서 勞組가 賃金에 미치는 影響이 가장 크게 나타나고 企業規模가 작아지면 賃金水準에 미치는 勞組 영향은 축소 내지 거의 없는 것으로 나타난다.

다만 化學産業의 경우는 例外로서 女子의 경우는 100人~499人의 中企業에, 男子의 경우는 100人 미만의 小企業에 오히려 크게 나타나고 있다.

지금까지의 勞組의 賃金水準에 대한 影響分析에서는 被說明變數로 總賃金を 總勤勞時間으로 나눈 時間當 總賃金率을 가지고 分析하였다. 그러면 總賃金の 各賃金構成部分別로는 勞組有無에 따라 어떠한 差異를 보이는데, 換言하면 勞組가 賃金の 各構成部分에 대하여 어떤 相異한 影響을 주고 있는가를 보기로 하자. 우선 生産職만을 中心으로 分析한 結果를 <表 5>에 整理하였다. 이 結果를 얻기 위한 回歸分析 등의 說明變數는 앞의 <表 2> 및 <表 4>

와 같이 學歷, 經歷, 性, 企業規模 등의 變數를 사용하였다. <表 5>에 나타난 特徵을 産業別로 要約하면 우선 纖維産業의 경우 ① 時間當 定額賃金率에는 勞組의 影響은 크지 않은 것 같다. 男子의 경우는 거의 없고, 女子의 경우만 약 3.8%로 나타났다. ② 勞組有無別 賃金差는 特別給與에서 가장 크게 나타나고 있다. 組織事業場이 男女 모두 非組織事業場보다 1.6 내지 1.9배 정도 많은 特別給與를 받고 있다. ③ 現物給與의 경우도 組織事業場이 男子의 경우는 약 48.0%, 女子의 경우는 78.1% 정도 높은 現物給與를 주고 있고, ④ 時間當 超過賃金率에서도 勞組事業場이 男子의 경우 35.9%, 女子의 경우 7.2% 정도 非勞組事業

<表 3> 美國의 勞組有無別 賃金隔差

(단위 : %)

	Ashenfelter 研究 ¹⁾ (1975)	Lewis 研究 ²⁾	
	全 勤 勞 者	16.8	1920~24
白 人 男	16.3	1930~34	46
女	16.6	1940~44	6
黑 人 男	22.5	1950~54	12
女	17.1	1955~58	16

註 : 1) Orley Ashenfelter, "Union Relative Wage Effects: New Evidence and a Survey of Their Implications for Wage Inflation" in *Econometric Contributions to Public Policy*, eds. R. Stone and W. Peterson (New York: St. Martin's, 1979).

2) H. Gregg Lewis, *Unionism and Relative Wages in the United States*, University of Chicago, 1963.

<表 4> 企業規模別 勞組有無別 賃金差(生産職)

(단위 : %)

企業規模	纖維産業		金屬·電子産業		化學産業	
	男	女	男	女	男	女
10 ~ 99	0	0	0	-18.43 (1.93)	87.09 (4.27)	0
100 ~ 499	0	7.07 (5.73)	-8.57 (3.31)	3.87 (1.96)	10.23 (2.43)	13.77 (2.63)
500人 以上	6.27 (2.57)	7.89 (9.32)	0	4.49 (2.91)	0	4.86 (3.26)

註 : 1) 各 規模別賃金函數를 推定하여 勞組有無「더미」의 推定計數 α 를 가지고 $\lambda = \exp(\alpha) - 1$ 으로 구한 값임.

2) ()안은 t ratio이고, λ 의 값이 0인 것은 t ratio가 너무 낮아 推定係數 α 가 0과 크게 다르다 할 수 없어 $\lambda=0$ 으로 하였음.

場보다 높다. ⑤ 男子의 경우에는 時間當 定額賃金率에는 差가 없고, 대부분의 隔差는 特別給與, 超過給與率의 差에서 發生하고, 女子의 경우에는 時間當 總賃金率의 差 7.7%中 약 3.9% 정도는 特別給與, 超過給與율 등의 기타給與에서 差가 나타나고 약 3.8% 정도만 시간당 정액임금률의 差에서 發生하는 것으로 나타났다.

한편 金屬·電子産業의 경우 ① 男子는 時間當總賃金率에는 約 4.8% 정도 勞組組織事業體가 낮은 것으로 나타났으나 各賃金構成部分別로 勞組의 影響은 뚜렷하게 相異한 것이 없다. ② 女子의 경우는 時間當總賃金率의 差가 대부분 時間當定額賃金率의 差에서 發生하고 있다. 反面 時間當超過賃金率은 勞組組織事業體가 오히려 낮은 것으로 나타남은 特記할 점이다⁸⁾.

그리고 化學産業의 경우는 ① 男子의 경우 時間當定額賃金率에는 勞組有無別 差가 없다. 4.8%의 總賃金率差는 特別給與와 超過給與率

에서 組織事業體가 非組織事業體보다 높은 데 起因하고 있다. ② 女子의 경우는 5.4%의 總賃金率差 中 4.8%는 定額賃金率差에서 發生하고 그 나머지는 特別給與와 超過給與率差에서 起因하고 있다. ③ 男女 共히 現物給與는 組織事業體보다 非組織事業體가 크게 낮은 것으로 나타나고 있다.

4. 賃金隔差에 미치는 影響

賃金隔差에는 學歷別, 性別 經歷年數別, 産業別, 職種別, 地域別등 여러 種類가 있으나 本稿에서는 이들 諸特性間的 賃金隔差에 勞動組合은 어떠한 影響을 주고 있는가 하는 問題와 同時에 이들 諸特性內部的 賃金分布(隔差)에 勞組의 影響은 무엇인가를 分析하기로 한다. 結局 이 問題는 團體交涉時 勞動組合의 賃金政策에 關連되는 問題이다. 外國의 경우를 보던 勞組가 一般的으로 標準賃金率(wage rate standardization)政策 즉 類似職種, 類似

〈表 5〉 賃金構成部分別 勞組有無差(生産職)

(단위 : %)

被說明變數	纖維産業		金屬·電子産業		化學産業	
	男	女	男	女	男	女
log(定額給與/定規勤勞時間)	0	3.77 (4.94)	0	6.05 (5.33)	0	4.00 (2.40)
log(特別給與)	161.78 (3.49)	186.84 (8.00)	0	-71.27 (7.02)	68.67 (3.95)	67.82 (3.71)
log(現物給與)	0	78.13 (4.92)	0	63.09 (2.46)	-77.93 (3.38)	-106.43 (11.98)
log(超過給與/超過勤勞時間)	35.91 (2.10)	0	0	-61.25 (7.58)	40.73 (2.97)	22.13 (1.69)
log(總給與/總勤勞時間)	4.18 (1.98)	7.72 (10.64)	-4.78 (2.54)	5.89 (4.71)	4.83 (2.09)	5.43 (3.57)

註 : 1) 〈表 5〉는 被說明變數別 賃金函數를 推定, 勞組有無「더미」係數 α 를 가지고 $\lambda = \exp(\alpha) - 1$ 으로 얻은 數值임.
2) ()속은 α 의 t ratio임.

8) 時間當 定額賃金率은 높으나 時間當超過賃金率이 낮다는 事實은 勤勞基準法 第46條의 超過勤勞에 대한 割増賃金率을 課하지 않고 있는 企業이 적지 않다는 反證이거나, 勞動部의 職種別 賃金實態調査報告過程에 誤差가 있었음을 드러내는 것으로 볼 수 있다.

勤勞者들 사이에 同一賃金率(企業間, 企業內)을 主張하는 政策을 取하여 오고 있기 때문에 勞動組合은 賃金隔差를 축소하는 役割을 하였음이 여러 實證分析을 통해 밝혀지고 있다⁹⁾.

우리나라의 경우는 어떠한가를 앞의 第Ⅲ章 1節에서 提示된 方法에 따라 分析하여보자. 第 1 段階에서 勞組有無別로 各各의 賃金函數를 推定하여 各說明變數 즉 學歷·性·職種·經歷 등의 推定係數가 兩賃金函數間에 과연 統計的으로 相異한가 아닌가를 우선 檢證하였다. 이를 위한 F test의 內容은 앞에서 이미 說明하였으므로 再論하지 않고 그 結果만을 產業別로 보면, $\frac{(SSR_t - SSR_u - SSR_n)/k}{(SSR_u + SSR_n)/(n+m-2k)}$ 式으로 計算한 F ratio가 纖維産業의 경우는 $F(16, 89, 69) = 17.49$, 金屬·電子産業의 경우는 $F(16, 3507) = 17.40$, 化學産業의 경우 $F(16, 5086) = 6.11$ 로 나왔다. 이는 모두 $F(16, \infty) = 2.04$ 보다 크기 때문에 勞組有無別 各賃金函數의 推定係數가 統計的으로 有意하게 相異함이 밝혀졌다. 즉 우리의 歸無假說은 拒否된 셈이다. 이와같이 第 1 段階에서 統計的으로 有意하게 두 賃金函數의 推定係數가 相異함이 檢證되었으므로 다음은 第 2 段階로서 學歷別, 性別, 經歷年數別, 職種別 등의 諸賃金隔差에 勞組가 어떠한 方向으로 얼마만큼의 影響을 미치는가와 그 程度가 統計的으로 과연 有意한가를 分析하기 爲해 勞組有無別 賃金函數의 推定係數의 勞組有無別差를 구하고 이를 t test ($t = \frac{\beta_u - \beta_n}{\sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_n^2}}$) 하였다. 그 結果를 綜合整理한 것이 <表 6>이다.

<表 6>을 보면 ① 學歷別 賃金隔差는 纖維産業의 事務職을 除外하고는 모두가 勞組組織

事業體가 非組織事業體보다 작은 것으로 나타났다. 특히 金屬·電子産業의 경우는 學歷이 賃金에 주는 影響이 組織事業體가 非組織事業體 對比 約 22.3% 정도 낮고 化學産業의 경우도 約 13.9% 낮게 나오고 있다. ② 經歷年數別 賃金隔差는 纖維와 化學의 경우는 約 16% 정도 勞組組織事業體가 낮으나 金屬電子産業의 경우는 오히려 約 13.8% 정도 높다. 特記할 것은 經歷이 長期化됨에 따라 經歷期間이 賃金에 주는 影響이 점차 減少하는 것이 一般的 傾向이나 組織事業體가 非組織事業體 對比 그 減少가 완만하게 나타나고 있다. ③ 性別 賃金隔差를 比較해 보면 纖維産業의 경우에는 勞組有無別로 差가 별로 없으나 金屬·電子産業은 約 9~11%, 化學産業은 約 25~26% 정도 組織事業場의 경우가 작은 것으로 나타났다. ④ 職種別 賃金隔差(生産職 對 事務職)는 期待와는 反對로 勞組組織事業體의 경우가 오히려 높은 것으로 나타났다. 특히 이러한 傾向은 金屬·電子産業의 男子와 化學産業에 크게 나타나고 있다. ⑤ 地域別 賃金隔差는 金屬·電子産業의 勞組組織事業의 경우 縮小傾向을 뚜렷이 보이고 있으나 他産業은 地域에 따라 勞組의 影響이 一貫성을 띠고 있지 못하다. ⑥ 企業規模別 賃金隔差는 <表 6>에는 提示하지 아니했으나 本研究結果에서는 勞組의 影響이 없는 것으로 나타났다.

外國의 경우 勞組가 諸賃金隔差를 縮小시키는 方向으로 作用하고 있음이 一般的 現象인 것과 같이 우리나라의 경우도 대략 類似한 傾向을 찾을 수는 있었다. 다만 性別 賃金差와 學歷別 賃金差의 경우에는 勞組의 賃金隔差에 주는 影響이 뚜렷이 減少의 方向이었으나 經歷年數와 地域別 隔差의 경우는 產業別로 그

⁹⁾ Bloch and Kuskin (1978), Richard B. Freeman (1980) 등 參照.

〈表 6〉 勞動組合이 賃金隔差에 미치는 影響

學 歷 別	織 維 產 業		金 屬 · 電 子 產 業		化 學 產 業	
	$(\beta_u - \beta_n)$	$(\beta_u - \beta_n) / \beta_n$	$(\beta_u - \beta_n)$	$(\beta_u - \beta_n) / \beta_n$	$(\beta_u - \beta_n)$	$(\beta_u - \beta_n) / \beta_n$
	$(\beta_u - \beta_n)$	t ratio	$(\beta_u - \beta_n)$	t ratio	$(\beta_u - \beta_n)$	t ratio
生 產 體	-0.00204	-5.85(%)	-0.01131	-22.26(%)	-0.00803	-13.85(%)
職 務 職	-0.00354	-13.09	-0.01785	-40.15	-0.00634	-14.24
生 產 體	0.01778	19.15	-0.00107	-1.30	-0.02015	-18.64
職 務 職	-0.01444	-16.21	0.01291	13.79	-0.01328	-15.94
生 產 體	-0.01766	-18.83	0.02518	25.48	-0.01547	-18.53
職 務 職	-0.01627	-21.80	-0.02521	-34.36	-0.02669	-28.62
(經 歷 年 數) ² 全 體	0.00088	-32.96	-0.00037	13.76	0.00083	-29.43
性 別 全 體	0.00146	0.44	-0.03230	-8.95	-0.09923	-24.46
生 產 體	0.02187	6.61	-0.03790	-10.55	-0.10565	-25.28
職 務 職	-0.05974	-14.01	-0.03832	-10.00	-0.10283	-27.60
職 務 職	0.03369	14.44	0.05750	24.33	0.09275	36.48
職 務 職	0.09771	39.82	0.11550	41.83	0.08085	27.98
職 務 職	0.04470	17.10	0.02530	12.26	0.25123	90.08
職 務 職	0.06014	-50.01	-0.06721	117.73	-0.13171	52.36
職 務 職	0.17299	-236.16	-0.09263	916.22	-0.15774	356.96
職 務 職	-0.00357	-6.85	-0.14125	169.47	0.17468	-857.54
職 務 職	0.00564	27.43	-0.11146	-485.88	0.26154	-1474.30

註: 1) * 80% 以上の 統計的 有意性이 있는 경우

** 95% 以上の 統計的 有意性이 있는 경우

2) β_n 는 勞組事業體 賃金函數의 推定係數이고, β_u 는 非組續事業體 賃金函數의 推定係數임 (附表 2 參照).

영향이 相異하게 나타났으며 特히 例外的인 發見은 事務職 對 生産職의 賃金隔差가 組織事業場에서 오히려 더 크다는 點이다. 우리나라의 경우 事務職의 大部分이 勞動組合員이 아니고 生産職中心으로 勞組가 組織되어 있으므로 第Ⅱ章에서 言及한 소위 危脅效果가 組織事業場內部에 生産職과 事務職의 賃金水準決定에 作用했을지도 모른다고 볼 수도 있다.

끝으로 學歷·性·職種·地域등의 이런 諸特徵內部的 賃金隔差에 勞動組合은 어떠한 影響을 주었는가를 보기로 하자. 앞의 分析方法에서 言及한대로 이러한 諸特徵內部的 賃金隔差變化를 보는 한가지의 指標은 勞組有無別 賃金函數의 推定標準誤差(SEE)나 이를 自乘한 平均自乘誤差(MSE)를 比較하여 보는 것이다. <附表 2>의 回歸分析 結果를 보면 纖維産業의 경우 組織事業體의 賃金函數의 $MSE_u(\sigma_u^2)$ 는 0.04907, 非組織事業體의 賃金函數의 $MSE_n(\sigma_n^2)$ 은 0.08129이었고, 金屬電子産業의 경우는 $\sigma_u^2=0.08320$, $\sigma_n^2=0.08643$, 化學産業은 $\sigma_u^2=0.08202$, $\sigma_n^2=0.11402$ 로 나타났다. 위와같이 모든 産業에서 勞組組織事業體의 賃金函數의 MSE가 非組織事業體의 경우보다 작다, 이러한 사실은 곧 勞組가 同一學歷內, 同一職種內등 諸特徵內部的 賃金隔差를 縮小시키는 影響을 주고 있음을 意味하는 것이다. MSE_u 와 MSE_n 의 差를 보면 纖維産業의 경우가 勞組의 上記 賃金隔差를 縮小시키는 影響이 가장 크고 다음이 化學産業 그리고 金屬·電子産業의 순으로 나타났다. 다음 이 MSE의 勞組有無別 差가 과연 統計的으로 얼마나 有意한가를 보기 爲해 歸無假說(null hypothesis)로서 $\sigma_u^2 < \sigma_n^2$ 을 定하고 F test를 하였다. 그 結果를 보면 纖維産業의 경우 $F(3067, 5898) = MSE_u / MSE_n =$

0.6036, 金屬·電子産業은 $F(1260, 3824) = 0.9626$, 化學産業은 $F(1623, 1881) = 0.7193$ 이 었다. $F_{0.99}(\infty, \infty) = 1$ 이고 위의 모든 産業의 F ratio는 1보다 작기 때문에 우리는 $\sigma_u^2 < \sigma_n^2$ 이라는 歸無假說을 받아들여야 한다. 따라서 勞動組合은 學歷·性·地域·經歷등의 諸特徵內部的 賃金隔差를 縮小시키는 方向으로 影響을 주고 그 影響은 統計的 有意성을 가지고 있다고 結論지을 수 있다.

Ⅳ. 勞動組合이 生産성에 미친 影響

1. 理論的 檢討

傳統的인 新古典派 經濟學說에 따르면 다음과 같은 理由로 勞動組合이 生産성에 주는 影響에 대하여 否定論이 一般的이었다. 첫째는 勞組部門이 無勞組部門보다 相對賃金を 올리면 勞組部門의 限界生産物(MPP_L)은 無勞組部門보다 높아진다(movement along the labor demand curve). 이와같이 MPP_L 이 다른 두 部門이 存在하는 것은 그렇지 않은 경우(勞組가 存在하지 않은 경우)보다 國民經濟의 總產出量을 낮춘다. 왜냐하면 無勞組部門에서 MPP_L 이 높은 勞組部門으로 勞動力이 移動할 수 있으면 國民總生産은 增加할 수 있기 때문이다. 結局 勞組의 存在는 人的資源의 非效率的 配分을 結果한다는 것인 바, 물론 이 主張은 個別企業의 次元이기 보다는 國民經濟全般을 對象으로 하는 主張이다.

둘째, 勞組가 組合員의 雇傭確保를 主張하던

그 만큼 勞動과 資本의 代替可能性을 줄여 가장 效率的 生産方法의 導入을 어렵게하고, 同時에 勤務時間·配置轉換 등 事業場의 作業規則(work rule)에 대한 勞組의 介入은 企業經營에 硬直性を 結果하여 全般的으로 企業의 生産性에 負의 影響을 미친다.

세째, 勞組의 同盟罷業 등의 實力行事는 個別 企業의 次元이든 國民經濟全般的 次元에서든 生産量減少를 招來할 수 있다.

美國에서는 以上과 같은 否定論을 檢證한 몇몇의 實證分析이 存在하나 勞組의 生産性에 대한 否定的 影響은 絶對크지 않고 無視하여도 좋을 정도로 밖에 나타나고 있지 않다¹⁰⁾.

〈表 7〉 勞動組合이 生産性에 미친 影響(美國)

産 業 別	生産性에 미친 勞組의 影響 (%)
① 미국 제조업 전체, 1972	20~25
② 가구, 1972	15
④ 시멘트, 1953~76	6~8
④ 유연탄, 1965	25~30
⑤ 유연탄, 1975	-20~-25
⑥ 건설업	29~38

① Charles Brown and James Medoff, "Trade Unions in the Production Process," *Journal of Political Economy* 86, June 1978, pp. 355-78. ② John Frants, "The Impact of Trade Unions on Productivity in the Wood Household Furniture Industry," Honors Thesis, Harvard University, 1976. ③ Kim Clark, "The Impact of Unionization on Productivity: A Case Study," *Industrial and Labor Relations Review* 33, July 1980, pp. 451-69. ④-⑤ Richard Freeman, James Medoff and Marie Connerton, "Industrial Relations and Productivity: A Case Study of the U.S. Bituminous Coal Industry," mimeo, Harvard University, 1978. ⑥ Steven Allen, "Unionized Construction Workers Are More Productive," Washington, D.C.: Center to Protect Workers, November 1979.

10) Albert Rees (1963), Richard B. Freeman and J.L. Medoff (1979) 등 參照.

11) 勞組가 生産性에 주는 影響에 대한 研究는 美國에서 最近 활발히 進行中인 바 그 實際分析 資料를 보면 勞組가 生産性 向上에 미치는 效果는 대단히 큰 것으로 나타났고, 적지 않은 경우, 勞組有無別 賃金隔差보다 큰 것으로 나타났다. 몇가지 代表的 研究結果를 要約하면 위의 〈表 7〉과 같다.

近年에 오면서 經濟學者들 사이에는 從來의 否定論에서 벗어나 勞動組合은 生産性 向上에 오히려 肯定的 效果를 미친다는 肯定論이 活潑히 登場하고 있고 점차 많은 實證研究結果는 이 見解를 支持하고 있다¹¹⁾. 肯定論의 根據를 보면,

첫째, 勞組가 組織되면 勤勞者들은 보다 나은 賃金·勤務時間·作業環境 등을 獲得하기 爲하여 現職場을 離職하고 보다 나은 職場을 얻기 위한 求職活動을 할 必要(勞動移動의 必要)가 적어진다. 왜냐하면 勞組를 통한 使用主와의 組織의 對話를 통하여 勤勞條件의 向上을 直接 討할 수 있기 때문이다. 따라서 離職率은 낮아지고 이 낮아진 離職率은 勞使雙方에게 共히 現場技能 및 職務訓練(특히 firm specific training)을 強化시키는 誘因으로 作用. 그 結果 企業 및 勤勞者들의 生産性은 提高된다. 同時에 長期勤續者優待의 原則이 一般的으로 勞組에 의해 制度化 되면, 長期勤續者와 短期勤續者間의 競爭關係를 完化시키므로 前者가 後者에 대해 행하는 非公式的 訓練(informal training)의 強化도 結果할 수 있어 全般的으로 勤勞者들의 生産性을 높이게 된다.

둘째, 相對적으로 높은 賃金を 받을 수 있고 勞組를 통해 不滿 및 苦衷이 合理的으로 解決될 수 있어 이는 直接的으로 勤勞者들의 勞動意慾 士氣振作과 動機誘發을 結果하여 生産性을 向上시킨다.

세째, 作業場의 生産方式의 決定, 諸作業規則의 決定등에 勤勞者들이 勞組를 통해 參加하는 것은 一方의 恣意나 獨善에서 벗어나 勞使雙方에 보다 有利한 合理的 決定을 가져올 수 있으며, 이러한 參與를 통한 自發的 協調는 새로운 生産方式의 開發, 品質管理提高등에 寄

與할 뿐 아니라, 여기에 勞組結成이 經營 및 生産의 合理化에 주는 肯定的인 衝擊效果(shock effect)까지를 감안한다면 勞組는 生産과 經營의 效率性 向上에 크게 기여할 수 있다.

以上 勞動組合이 生産性에 미치는 影響에 대한 否定論과 肯定論의 근거를 一瞥하였으나, 결국 古典의 名著라고 할 수 있는 *The Impact of Collective Bargaining on Management*(1960)에서 Sumner H. Slichter, James J. Healy, E. Robert Livernash 등이 主張한 바 있듯이 勞組의 影響이 否定的이나 肯定的이나는 經營主가 어떻게 反應·對處하는가에 크게 달려 있는 問題가 아닌가 생각된다. 여하튼 本稿의 目的은 우리나라의 纖維, 金屬·電子, 化學産業의 경우 勞組가 生産性에 주는 影響이 과연 어떠한가를 극히 制限된 資料로나마 可能的 範圍內에서 實證分析하려는데 있으므로 肯定論과 否定論에 대한 是是非非는 略하기로 한다.

2. 推定方法과 推定結果

우리나라의 纖維, 金屬·電子, 化學産業에 있어 勞組가 生産性에 얼마만한 影響을 미치고 있는가를 量的으로 파악하기 위해서는 적어도 企業別 生産性指數(Y/L , Y : 附加價値, L : 勞動者數 혹은 勞動時間)와 企業別 資本·勞動比率(K/L) 등에 대한 微視資料가 있어야 한다. 그러면 $\log(Y/L) = f[\log(K/L)]$, 勤勞者特徵, 雇傭特徵, 勞組有無[「더미」]를 回歸分析함으로써 生産性에 대한 勞組의 기여도를 쉽게 量的으로 파악해 볼 수 있다. 물론 여기서 勤勞者特徵은 教育, 年齡, 性등 人的資本量을 나타내는 指標이고, 雇傭特徵이란 소위 企業規模, 地域의 位置 등을 의미한다. 그러나 위

와 같은 微視的 資料가 不在하는 것이 우리의 實情인고로 本稿에서는 迂廻의 方法을 擇하여, 勞組가 生産性에 미치는 影響에 대한 肯定論의 根據中 가장 重要한 理由(「메카니즘」)를 선택하여 그것을 중심으로 과연 그러한 「메카니즘」이 우리의 現實에 存在하는가 與否를 우선 檢證하고, 다음으로는 만일 위와 같은 「메카니즘」이 우리의 現實 속에서도 作用하여 勞組의 存在가 生産性에 正의 效果를 가진다면 (비록 그 規模는 알 수 없으나), 이러한 效果 즉 生産性에 대한 勞組의 寄與分을 統制(control)하고 나서도 앞에서 본 賃金函數에 勞組의 賃金에 대한 正의 效果·關係가 계속 成立하는가를 檢證해보려 한다. 만일 成立한다면 勞組의 賃金에 대한 影響은 市場的 要因(예; 높은 生産性등)보다는 制度的 要因에 의한 것이라 볼 수 있고, 反對로 正의 關係가 成立하지 않는다면 앞의 第Ⅲ章에서 본 勞組有無別 賃金差는 事實은 勞組의 生産性에 대한 寄與의 差에 起因하는 것으로 볼 수 있다. 이상과 같은 두가지 段階의 實證分析을 통하여 우리는 勞組가 生産性에 미치는 效果를 間接적으로 檢證하려 한다.

우선 第1段階로 앞에서 勞組가 生産性에 正의 影響을 미치는 根據로 제시된 理由中 첫 번째, 즉 勞組는 勤勞條件 向上을 위한 制度的 裝置이므로 구태여 勤勞者가 勞動移動을 통하여 賃金水準의 向上등을 企圖할 필요가 없기 때문에 勞組는 勤勞者의 勤績을 長期化하고 離職性向을 낮춤으로써 勞使雙方이 보다 더 作業場訓練 및 現場教育을 強化하게 될 것이므로 이러한 傾向이 勞組事業體의 生産性을 높인다는 理由를 우리는 가장 重要한 根據로 본다.

高度産業社會에서 企業內 職務訓練, 現場訓

練의 重要性을 구태여 強調할 필요가 없고 이러한 訓練投資는 勤續의 長期性이 前提 내지 保障될수록 勞使雙方에게 보다 有利하기 때문에, 加速化될 것은 틀림없다 하겠다.

그러면 우리나라의 纖維, 金屬·電子, 化學 産業에도 勞組事業體 勤勞者의 경우가 非組織 事業體勤勞者의 경우보다 과연 長期勤續의 傾向이 더 크고 離職性向도 낮은가를 檢證해 보기로 한다. 여기서 重要的 것은 同一한 水準의 賃金을 받는 勤勞者들이 勞組有無別로 勤續年數 및 離職性向에 差異를 보이는가를 보아야 하고, 이 以外에도 結婚與否, 教育水準 등이 勤續年數 및 離職性向에 미치는 效果도 統制한 후의 勞組의 影響을 보아야 한다는 點이다.

그리하여 다음의 두 回歸分析을 試圖하였다.

$$\log(\text{勤續年數}=t) = f(\log TW/TH, \text{Edu, Mar, Union}[\text{더미}]) \dots (14)$$

$$\log(\text{離職性向}=q) = g(\log TW/TH, \text{Edu, Mar, Union}[\text{더미}]) \dots (15)$$

TW/TH 는 總賃金を 總勤勞時間으로 나눈 時間當總賃金率이고 Edu는 教育年數, Mar는 結婚與否를 나타낸다. 대부분의 徵視資料는 우리의 標本에서 쉽게 구할 수 있으나 問題는 離職性向 즉 q 를 어떻게 求할 것인가이다.

여기서 우리는 한 勤勞者의 離職性向(prob-

ability to quit)은 每期間(예컨대 每年) 같다는 假定을 하였다. 즉 昨年の q 는 今年の q 와 같고 또한 來年에도 同一勤勞者의 경우 같은 q 라는 假定이다. 그렇다면 勤續年數 T 가 t 가 될 確率は 다음과 같이 表示할 수 있다.

$$p(T=t) = (1-q)^t q$$

여기서 T 의 期待값(expected value)을 구하면

$$E(T) = \sum_{t=0}^{\infty} t(1-q)^t q$$

이를 풀면 $E(T) = \frac{1-q}{q}$ 가 되고 만일 우리가 特定勤勞者의 $E(T)$ 를 알 수 있으면 $q = \frac{1}{1+E(T)}$ 에 의해 쉽게 q 를 구할 수 있다. 그러던 $E(T)$ 는 어떻게 구할 수 있는가? $E(T)$ 는 어떻게 決定되는가를 本稿에서는 $E(T) = h$ (勞動市場經歷, Edu, Mar, Size)라고 보고¹²⁾

이를 OLS에 의해 回歸分析하여(附表 3 參照) 그 推定係數를 利用, \hat{T} 를 求한 후 이 \hat{T} 를 利用 $\hat{q} = \frac{1}{1+\hat{T}}$ 를 各勤勞者別로 計算하였다.

여기서 勞動市場經歷은 年齡 -6.5-教育年數로 보았다. 이와같이 구한 \hat{q} 과 標本에 나타난 t 를 가지고 위의 (14)式과 (15)式을 OLS한 結果는 다음 <表 8>과 같다.

<表 8>을 보면 時間當 總賃金, 教育水準, 結婚與否를 固定시켜 놓고 본 勤續年數는 金屬·電子産業 女子의 경우를 除外하고는 모두 組織事業場의 경우가 월등히 높다. 纖維産業 男子의 경우 約 21.5%, 同産業 女子의 경우 12.0%, 化學産業 男子는 26.0%, 女子의 경우는 22.8%, 金屬·電子産業 男子는 18.3%씩 各各 勞組部門이 無組織部門과 對比해서 勤續期間이 增加하고 있다.

또한 <表 8>을 보면 期待한 대로 離職性向의 경우도 各産業이 一律의로 勞組部門이 낮은 것으로 나타났다. 具體的으로 男子의 경우는 離職確率이 約 11~19%씩 減少했고 女子의 경

12) 本來 $E(T)$ 는 어떤 觀察될 수 없는 要因 A에 의해서 決定되고 이 A는 몇가지 다른 要因들 X_1, X_2, \dots 에 의해서 決定된다는 構造的 關係를 前提로 Goldberger 등이 개발한 소위 A Model with Multiple Indicators and Multiple Cause of a Single Latent Variable을 利用하여 LISREL III [컴퓨터 패키지]를 使用하는 便이 計量經濟學的으로는 보다 바람직한 接近方法일 것이다. 그러나 LISREL III는 아직 우리나라에 紹介되지 못하여 本稿에서는 略式의 方法을 使用하였다(Goldberger et, 1975 參照).

우도 約 3~10%씩 減少하는 것으로 드러났다. 또한 모든 變數의 t ratio가 대단히 높다. 만일 이와같이 組織事業場의 경우 總賃金を 固定시키고도 離職性向이 낮다면 이는 分明 勞組가 勤續의 長期化를 通해 産業技術 및 現場經驗의 蓄積을 유도하고 나아가 生産性 向上에 기여했다는 推論이 可能하다.

그렇다면 끝으로 위와같은 離職性向의 差(이를 통한 生産性 寄與에의 差)를 固定(control)하고 보면 第Ⅲ章 <表 2>의 賃金函數에서 나타나는 勞組의 相對賃金水準에 대한 기여는 어떻게 변할 것인가가 흥미있는 問題이다. 第Ⅲ章 <表 2>의 結果를 얻어낸 賃金函數인 賃金函數(I), 즉 $\log TW/TH=f(X, \text{Union})$ 과

<表 8> 勞動組合이 勤續年數 및 離職性向에 미치는 效果

		勤續年數 (總賃金固定)			離職性向(q) (總賃金固定)		
		Union 效果分(%)	(t ratio)	R ²	Union 效果分(%)	(t ratio)	R ²
纖維産業	男	21.46	(4.33)	0.386	-18.65	(12.93)	0.748
	女	12.00	(4.73)	0.177	-9.9	(17.14)	0.127
金屬·電子産業	男	18.32	(4.29)	0.332	-17.57	(9.57)	0.618
	女	-14.34	(3.14)	0.329	-2.63	(2.74)	0.192
化學産業	男	25.97	(5.43)	0.366	-11.45	(14.06)	0.766
	女	22.75	(4.40)	0.160	-7.23	(5.70)	0.087

註: 1) 效果分은 各各 다음의 回歸分析의 勞組有無「더미」의 推定係數를 %로 나타낸 것임.

$$\log \text{勤續年數} = \alpha_0 + \alpha_1 \log TW/TH + \alpha_2 \text{Edu} + \alpha_3 \text{Mar} + \alpha_4 \text{Union}$$

$$\log q = \beta_0 + \beta_1 \log TW/TH + \beta_2 \text{Edu} + \beta_3 \text{Mar} + \beta_4 \text{Union}$$

t ratio는 勞組有無「더미」推定係數의 t ratio임.

2) q를 얻기 위한 期待勤續年數(\hat{T})은 <附表 3>의 結果를 利用하여 個個 勤勞者別 \hat{T} 을 計算하였음.

<表 9> 勞動組合의 賃金에 미치는 影響의 變化

		賃金函數(I)		賃金函數(II): 離職性向(q)固定時			
		Union 效果分(%)	R ²	Union 效果分(%)	log q 效果分(%)	log q × Union 效果分(%)	R ²
纖維産業	男	4.18 (1.98)*	0.513	8.76 (1.50)	-31.30 (8.21)**	3.16 (0.80)	0.532
	女	7.72 (10.64)**	0.277	-0.15 (0.05)	-12.46 (7.52)**	6.73 (2.08)*	0.286
金屬·電子産業	男	-4.78 (2.54)**	0.447	6.63 (1.00)	-64.47 (10.90)**	10.04 (1.92)*	0.478
	女	5.89 (4.71)**	0.443	10.20 (1.41)	-5.97 (2.69)**	3.96 (0.63)	0.445
化學産業	男	4.94 (2.14)*	0.499	5.76 (0.96)	-17.59 (5.74)**	0.30 (0.08)	0.510
	女	5.43 (3.57)**	0.339	1.80 (0.25)	-16.18 (3.01)**	3.75 (0.56)	0.351

註: 1) Union 效果分은 勞組有無「더미」의 推定係數 α 를 $\lambda = \exp(\alpha) - 1$ 하여 얻은 數值를 %로 表示한 것이고 log q 效果分과 log q × Union 效果分은 回歸分析의 各說明變數의 推定係數를 %로 表示한 것임. 被說明變數가 $\log(TW/TH)$ 이므로 사실 이는 賃金의 離職性向彈力性을 %로 나타낸 것임.

2) ()는 各說明變數의 推定係數의 t ratio임.

3) * 95%의 統計的 有意性

** 99%의 統計的 有意性

4) <附表 4> 參照.

이에 $\log q$ 와, $\log q$ 와 Union과의 相互作用項(interaction term)을 추가시킨 賃金函數(II), $\log TW/TH=g(X, \text{Union}, \log q, \log q \times \text{Union})$ 와를 回歸分析推定하여 그 結果를 對比해 보면 <表 9>와 같다. 여기서 X는 雇傭 및 勤勞者諸特徵을 나타내는 說明變數로서 그 內容은 <附表 1>을 參照하기 바란다.

<表 9>에서 勞組의 賃金에 미치는 影響을 보면 賃金函數(I)과 對比할 때 賃金函數(II)의 경우 그 크기는 各産業 男女別로 오히려 커진 쪽도 있고 작아진 쪽도 있어 一律的으로 말할 수 없다. 다만 重要的 것은 勞組有無「더미」變數의 推定係數의 t ratio가 賃金函數(II)의 경우 크게 작아져 대부분의 경우 賃金에 미친 勞組效果가 統計的으로 零과 크게 다르지 않게 나왔다는 점이다. 예컨대 纖維産業女子의 경우 賃金函數(I)에서는 勞組가 賃金을 約 7.7% 올리는 效果가 있었고 이것은 統計的으로 有意했으나 賃金函數(II)에서는 오히려 0.15% 낮추는 效果로 나타날 뿐 아니라 t ratio도 0.05로서 事實上 賃金에 대한 勞組의 效果는 없어진 셈이다. 化學産業女子의 경우를 보아도 賃金函數(I)의 경우 勞組의 影響은 5.43% 였고 統計的으로도 有意했으나(t ratio 3.57), 勞組의 生産性에 대한 寄與(離職性向을 낮춤으로써)分을 控除·統制한 賃金函數(II)를 보면 勞組의 影響은 1.80%로 낮아졌을 뿐 아니라 統計的 有意性도 극히 낮아져(t ratio 0.25) 事實上 賃金에 대한 勞組의 影響이 없어진 셈이다. 反面에 離職性向(q)의 效果를 보면 期待한 대로 賃金과는 負의 關係로 나타날 뿐 아니라 모두의 統計的 有意도 높다. 이는 결국 무엇을 意味하는가? 第Ⅲ章 <表 2>에서 나타난 勞組有無別 賃金差 즉 勞組의 賃金에 대

한 기여는 사실은 勞組가 離職性向을 낮추어 이를 통해 生産性 增大에 寄與했기 때문에 發生한 것이고 이 勞組의 生産性에 대한 正의 效果를 控除하고 나면 勞組有無別 賃金差는 存在하지 않는다는 것을 意味한다. 換言하면 우리나라의 纖維, 金屬·電子, 化學産業의 勞動組合은 生産性向上에의 기여를 통하여 相對的으로 높은 賃金を 받고 있을 뿐 生産性向上이 없는 賃金引上의 경우는 아니라는 結論이 된다. 勞組의 生産性에의 寄與는 반드시 勤續의 長期化, 離職性向의 減少만을 通하여 結果되는 것은 아니다. 이는 물론 가장 重要的 根據가 될 수 있으나 그 以外에도 몇가지 더 生産性向上에 寄與할 수 있는 길이 있음은 이미 앞에서 勞組의 生産性向上에 대한 肯定論에서 밝힌 바 있다. 예컨대 對話「채널」의 提供을 통한 動機誘發, 經營의 合理化를 가져오는 소위 衝擊效果, 勤勞者의 自發的 協調努力등을 들 수 있다. 이러한 諸餘他可能性은 無視하고 오직 離職性向의 下落만을 通한 生産性寄與分만을 감안하여 보아도 勞組有無別 賃金隔差가 解消됨을 우리는 <表 9>에서 보았다. 따라서 위의 諸可能性을 모두 감안한다면, 現在 勞組有無別 賃金差는 오히려 勞組의 生産性寄與分을 充分히 反映하지 못하고 있는 것이 된다고 하겠다.

V. 要約 및 結論

1980年 勞動部의 職種別 賃金實態調查를 基準으로 우리나라의 纖維(産業分類 321, 322), 金屬·電子(分類 381, 383), 化學産業(分類 351~6)의 경우를 보았을 때 勞動組合이 있는

事業場에 從事하는 勤勞者들이 非組織事業場의 勤勞者들보다 一般的으로 學歷, 經歷年數, 勤續年數, 年齡, 등이 平均的으로 높고 大規模 企業體일수록 勞動組合이 보다 많이 組織되어 있다.

위와 같은 學歷, 經歷 등의 勤勞者特徵과 企業規模, 地域 등의 事業體特徵 등이 勞組組織 事業場과 非組織事業場間에 差異가 있다는 點을 감안하여 同一特徵을 가진 勤勞者가 同一地域, 同一規模의 事業體에서 일할 때 단순히 그 事業體에 勞組가 있느냐 없느냐에 따라 얼마나 다른 賃金을 받는가 하는 問題를 微視分析한 結果, 時間當賃金水準(總賃金/總勤勞時間)으로 볼 때 纖維產業의 경우 勞組가 賃金水準에 미치는 相對賃金效果($\lambda = w^* - w^0 / w^0$)는 約 7.3%, 化學產業의 경우 約 7.7%, 그리고 金屬·電子產業의 경우는 零에 가까운 것으로 나타났다. 이를 職種 및 男女別로 보면 一般的으로 男子보다는 女子의 경우가, 生産職보다는 事務職의 경우가 賃金水準에 미치는 勞組의 영향이 큰 것으로 나타났다. 예컨대 産業別로 差異는 있으나 一般的으로 生産職 男子의 경우 約 4~5%, 生産職 女子의 경우 5~8%, 事務職 男子의 경우 6~15%, 事務職 女子의 경우 9~17%의 勞組有無別 賃金差를 보이고 있다.

우리나라 勞組가 賃金水準에 미치는 영향을 美國의 實證分析結果와 對比하여 볼 때 相對的으로 낮은 水準이라 하겠고, 그것도 1980年은 第2次「오일 쇼크」以後 우리經濟의 不況期였으므로, 一般적으로 不況期에는 勞組有無別 賃金隔差가 擴大되는 傾向이 있음을 감안한다면, 우리나라의 경우가 勞組의 賃金水準에 미치는 영향이 相對的으로 작다는 判斷은

보다 妥當性을 가진다고 할 수 있다.

勞組가 위와같은 相對賃金水準에 주는 영향은 물론 企業規模의 크기에 따라 相異한 바, 纖維, 金屬·電子產業의 경우는 명백히 500人以上의 大企業에서 勞組가 賃金에 미치는 영향이 가장 크게 나타나고 企業規模가 작아지면 그 영향은 축소 내지 거의 없는 것으로 나타난다. 다만 化學產業의 경우는 오히려 예외적으로 女子는 100~499人的 中企業에서 男子는 100人 미만의 小企業에서 勞組有無別 賃金差가 가장 크게 나타났다. 同時에 이와 같은 勞組有無別 相對賃金隔差는 女子의 경우는 그 隔差의 대부분이 定額給與率(定額給與/定規勤勞時間)의 差에서 기인되고 있는 傾向이 큰 反面, 男子의 경우는 隔差가 定額給與率의 差에서가 아니라 特別給與, 超過給與率(超過給與/超過勤勞時間) 등에서의 勞組有無間 差에서 기인되는 바가 큰 것이 밝혀졌다.

本稿에서는 勞動組合이 賃金隔差에 주는 영향을 大別하여, 學歷別, 職種別, 經歷別 등의 賃金隔差에 勞組가 어떠한 영향을 주는가 (between sector inequality)와, 위의 學歷·職種·經歷 등의 特徵內部的 賃金分布(隔差)에 주는 勞組의 影響(within sector inequality)으로 나누어 分析하였다. 前者의 경우를 보면 우선 學歷別 賃金隔差와 性別 賃金隔差에는 勞組가 賃金隔差를 縮小시키는 방향으로 作用했음이 두드러지나 經歷年數別·地域別 隔差의 경우는 産業에 따라 그 영향이 相異하고, 또 例外的으로 注目할 만한 發見은 企業規模別 賃金隔差에 勞組의 影響이 별로 存在하지 않으며 특히 職種別 즉 事務職 對 生産職의 賃金隔差는 勞組事業場의 경우가 오히려 크다는 點이라 하겠다. 이와같은 現象은 勞使雙方이

앞으로의 賃金政策·慣行의 樹立에서 깊이反省해 볼 여지가 많은 點이라 하겠다.

다음 後者(within sector inequality)의 경우를 보면 諸隔差內部的 賃金分布에 대한 勞組의 영향은 명백히 隔差를 축소시키는 方向으로 작용하였음이 밝혀졌다.

勞動組合이 生産性에 준 影響分析은 資料의 制約上 그 크기를 直接 量的으로 파악할 수가 없어 迂廻的 方法으로 勞組가 生産性에 주는 肯定的 影響의 存在與否를 파악하고, 그러한 肯定的 效果를 控除(固定)하고 난 후에도 앞에서 본 바와 같이 勞組가 賃金水準에 주는 영향에 正의 關係가 成立하는가를 보려 하였다.

檢證結果를 보면 勞動組合은 生産性向上의 契機가 된다고 보이는 長期勤續과 離職性向減少에 크게 기여하는 것으로 나타났고, 이러한 勞組의 寄與分을 控除(control)하고 난 후의 賃金函數를 보면 勞組의 賃金水準에 주는 영향은 統計的으로 零에서 크게 다르지 않게 나오고 있다. 이는 앞에서 본 勞組有無別 賃金隔差란 곧 勞組의 生産性에의 寄與分을 크게 벗어나지 아니하는 것을 意味하며, 또한 앞의 第Ⅱ章에서 본 <경우 1>, 즉 生産性向上을 隨伴하는 賃金引上의 경우에 해당하는 것을 의미한다.

勞組의 生産性에의 寄與는 長期勤續의 誘導를 통한 現場技術의 蓄積만을 通하여 이루어지는 것은 물론 아니다. 그 以外에 우리가 쉽게 數量的으로 파악할 수 없는 諸契機들이 많다. 예컨대 對話「채널」의 公式化를 통한 不滿解消, 動機誘發, 經營 및 生産의 合理化를 促進시키는 衝擊效果(shock effect), 其他 X-efficiency에 주는 영향 등을 들 수 있다.

이들을 통한 生産性向上의 寄與를 考慮하지

않고 오직 長期勤續에의 寄與만을 감안하여 보아도 우리나라의 勞組有無別 賃金隔差가 解消된다는 事實은 現在의 勞組有無別 賃金隔差가 勞組의 生産性에의 寄與分도 모두 反映하지 못하고 있다는 것을 의미한다. 本稿의 生産性에 미친 勞組의 寄與에 대한 分析이 資料의 制約上 限界는 있으나 만일 우리의 實證分析에서 나온 바와 같이 勞組가 生産性, X-efficiency 등에 준 영향이 우리나라의 勞組有無別 賃金隔差水準인 7~8%線 以上이라면 이는 勞組가, 흔히 主張되듯이, 費用上昇(cost-push)을 통해 物價引上에 영향을 주었다기보다는 오히려 그 反對로 物價安定(下落), 企業의 效率性 및 生産性 提高에 크게 寄與한 것이 되고 自身の 勞動生産性 寄與分만큼도 찾지 않은 셈이 될 것이다.

끝으로 한가지 注意할 點은 一般的으로 어떠한 實證分析(empirical study)에도 항상 適當한 이야기가 되겠으나 本研究과 같은 하나의 實證分析結果를 가지고 조금하게 一般化하거나 普遍性을 부여하는 것은 危險한 일이라는 點이다. 이 點은 너무나 當然한 이야기이지만 간혹 우리 주위에는 數字에 대해 物神性을 부여하는 傾向, 혹은 實證研究의 科學性·精密性 등을 充分히 檢討하기 以前에 我田引水格 解釋을 서두르는 傾向 등이 보이기 때문에 強調하는 것이다. 本來 어떤 理論的, 政策的 關心이 있는 問題를 具體的·現實的 資料를 가지고 分析·檢證하는 경우에는 一般的 結論을 끌어내기 위해서는 많은 實證分析의 蓄積이 前提되어야 한다. 換言하면, 同一問題에 대하여 다른 標本을 가지고 다른 分析方法에 의해 다른 時點에서 行한 많은 檢證結果가 있어야 하고 이러한 研究結果에 어떤 一定한 傾向성이

보일 때 우리는 비로소 그 傾向에 대해 普遍
 性을 부여할 수 있고 政策決定에 直接利用되
 는 參考資料로 使用할 수 있는 것이다. 따라서
 앞으로 우리나라에서도 勞動組合이 賃金水準
 및 隔差, 그리고 生産性에 미치는 영향에 대

하여 좀더 많은, 좀더 정밀한 實證分析이 試圖
 되어야 하고, 그러한 分析結果들이 나올 때까
 지 本研究結果는 하나의 例示的·暫定的인 것
 임을 研究者나 讀者가 銘心하여야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- 朴世逸, “勞動組合이 賃金水準 및 構造에 미친
 影響分析—纖維 및 衣類産業을 中心으로”,
 『春堂 丁炳然 博士 還曆紀念論文集』, 比峰
 出版社, 1983.
- Bloch, Farrel and Mark Kuskin, “Wage De-
 termination in the Union and Nonunion
 Sectors” *Industrial and Labour Relations
 Review*, Vol. 31, No. 1.
- Brown, Charles and James Medoff, “Trade
 Unions in the Production Process”, *Jour-
 nal of Political Economy*, Vol. 86, No.
 3, June 1978.
- Clark, Kim B, “Unionization and Productivity:
 Micro-Econometric Evidence”, *The Quar-
 terly Journal of Economics*, Vol. XCV,
 No. 4, Dec. 1980.
- Dixon, W.J. and F.J. Massey, Jr, *Introduc-
 tion to Statistical Analysis*, Third Edition,
 McGraw-Hill, Inc., 1969.
- Freeman, Richard B., “Unionism and the
 Dispersion of Wages”, *Industrial and
 Labor Relations Review*, Vol. 34, No. 1,
 Oct. 1980.
- _____, “The Exit-Voice Tradeoff in the
 Labor Market: Unionism, Job Tenure,
 Quits, and Separations,” *The Quarterly
 Journal of Economics*, Vol. XCIV, No.
 4, Kime, 1980.
- _____, “The Effect of Unionism on Fri-
 nge Benefits”, *Industrial and Labor
 Relations Review*, Vol. 34, No. 4, July
 1981.
- _____, and James L. Medoff, “The Two
 Faces of Unionism”, *The Public Interest*
 57., Fall 1979.
- Goldberger, A and Karl Jöreskog “Estimates
 of a Model with Multiple Indicators and
 Multiple Causes of a Single Latent Var-
 iable”, *Journal of American Statistical
 Association* 10, September 1975.
- Heckman, James J., “Sample Selection Bias
 as a Specification Error”, *Econometrica*,
 Vol 47, No. 1, January 1979.
- _____, “The Common Structure of Stati-
 stical Models of Truncation Sample Sel-
 ection and Limited Dependent Variables
 and a Simple Estimator for Such Models”,
*Annals of Economic and Social Measure-
 ment*, 5/4, 1976.
- Johnson, George E., “Economic Analysis of
 Trade Unionism”, *American Economic
 Review* 65, May 1975.
- Lee. Lung Fei, “Unionism and Wage Rates:
 A Simultaneous Equation Model with
 Qualitative and Limited Dependent Var-
 iables”, *International Economic Review*,
 Vol. 19, No. 2, June 1978.
- Leigh, E., “Wage Determination in the Union

- and Nonunion Sectors: A Sample Selectivity Approach", *Industrial and Labor Relation Review* 34, October 1980.
- Lewis, H. Gregg, *Unionism and Relative Wage in the United States: An Empirical Inquiry*, University of Chicago Press, 1963.
- _____, "Union Relative Wage Effects: A Survey of Macro Estimates", *Journal of Labor Economics*, Vol. 1, No. 1, Jan. 1983.
- Mincer, Jacob and Boyan Jovanovic, "Labor Mobility and Wages", *Studies in Labor Markets*, edited by Sherwin Rosen, University of Chicago Press, 1981.
- Parsley, C.J., "Labor Unions and Wages: A Survey", *Journal of Economic Literature* 18, March 1980.
- Pfeffer, Jefferey and Jerry Ross, "Unionization and Income Inequality", *Industrial Relations*, Vol. 20, No. 3, Fall 1981.
- Rees, Albert., "The Effects of Unions on Resource Allocation", *Journal of Law and Economics* 6, October 1963.
- Slichter, Summer R., James J. Healy, and E. Robert Livernash, *The Impact of Collective Bargaining on Management*, The Brookins Institution, 1960.
- Todaro, M.P. "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries" *American Economic Review* 59, March 1969.

〈附表 1〉 職種別 男女別 賃金函數 推定結果

(OLS)

	織維産業						金屬・電子産業						化學産業											
	生産職		事務職		職		生産職		事務職		職		生産職		事務職		職							
	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女	男	女						
Edu	0.04300 (11.03)	0.01710 (9.71)	0.10196 (13.59)	0.06525 (5.17)	0.03617 (9.38)	0.04012 (13.82)	0.08272 (11.56)	0.08122 (3.47)	0.04801 (11.21)	0.02926 (8.47)	0.09704 (12.79)	0.15796 (6.36)	0.04300 (11.03)	0.01710 (9.71)	0.10196 (13.59)	0.06525 (5.17)	0.03617 (9.38)	0.04012 (13.82)	0.08272 (11.56)	0.08122 (3.47)	0.04801 (11.21)	0.02926 (8.47)	0.09704 (12.79)	0.15796 (6.36)
Exp	0.08470 (14.94)	0.08208 (33.06)	0.06404 (6.43)	0.09796 (7.73)	0.09676 (20.84)	0.15149 (19.31)	0.04532 (4.66)	0.08147 (2.78)	0.07728 (11.74)	0.07937 (10.93)	0.06530 (5.75)	0.10762 (3.45)	0.08470 (14.94)	0.08208 (33.06)	0.06404 (6.43)	0.09796 (7.73)	0.09676 (20.84)	0.15149 (19.31)	0.04532 (4.66)	0.08147 (2.78)	0.07728 (11.74)	0.07937 (10.93)	0.06530 (5.75)	0.10762 (3.45)
EXSQ	-0.00248 (7.49)	-0.00269 (12.04)	-0.00142 (3.00)	-0.00277 (3.65)	-0.00267 (10.96)	-0.01028 (8.58)	-0.00088 (1.60)	-0.00196 (0.49)	-0.00230 (6.00)	-0.00455 (5.72)	-0.00194 (2.89)	-0.00333 (0.94)	-0.00248 (7.49)	-0.00269 (12.04)	-0.00142 (3.00)	-0.00277 (3.65)	-0.00267 (10.96)	-0.01028 (8.58)	-0.00088 (1.60)	-0.00196 (0.49)	-0.00196 (2.89)	-0.00455 (5.72)	-0.00194 (2.89)	-0.00333 (0.94)
Size	-0.01905 (0.78)	-0.00065 (0.06)	0.03798 (0.68)	-0.06471 (1.19)	0.00850 (0.37)	-0.07073 (3.58)	-0.12035 (2.60)	-0.07388 (1.26)	0.15739 (4.76)	0.16524 (5.77)	0.26695 (2.44)	0.21599 (1.50)	-0.01905 (0.78)	-0.00065 (0.06)	0.03798 (0.68)	-0.06471 (1.19)	0.00850 (0.37)	-0.07073 (3.58)	-0.12035 (2.60)	-0.07388 (1.26)	0.15739 (4.76)	0.16524 (5.77)	0.26695 (2.44)	0.21599 (1.50)
4	-0.00074 (0.03)	-0.03255 (2.95)	0.13589 (2.33)	-0.03359 (0.58)	0.01627 (0.59)	-0.07215 (3.48)	-0.03395 (0.66)	-0.06005 (0.89)	0.20248 (5.23)	0.06718 (2.06)	0.18792 (1.64)	0.15403 (1.07)	-0.00074 (0.03)	-0.03255 (2.95)	0.13589 (2.33)	-0.03359 (0.58)	0.01627 (0.59)	-0.07215 (3.48)	-0.03395 (0.66)	-0.06005 (0.89)	0.20248 (5.23)	0.06718 (2.06)	0.18792 (1.64)	0.15403 (1.07)
5	0.06808 (2.42)	0.03916 (3.80)	0.14611 (2.41)	-0.00324 (0.05)	0.11409 (4.93)	0.07339 (3.89)	0.14654 (3.23)	0.01288 (0.23)	-0.00241 (0.08)	0.12851 (5.07)	0.20547 (1.87)	0.27556 (1.93)	0.06808 (2.42)	0.03916 (3.80)	0.14611 (2.41)	-0.00324 (0.05)	0.11409 (4.93)	0.07339 (3.89)	0.14654 (3.23)	0.01288 (0.23)	-0.00241 (0.08)	0.12851 (5.07)	0.20547 (1.87)	0.27556 (1.93)
Region 2	-0.12820 (4.96)	-0.08262 (9.07)	-0.19277 (3.42)	-0.17159 (3.08)	-0.03183 (1.17)	-0.10081 (4.92)	-0.05275 (0.86)	-0.17646 (2.08)	-0.32443 (12.17)	-0.29321 (14.67)	-0.23072 (4.83)	-0.23497 (3.50)	-0.12820 (4.96)	-0.08262 (9.07)	-0.19277 (3.42)	-0.17159 (3.08)	-0.03183 (1.17)	-0.10081 (4.92)	-0.05275 (0.86)	-0.17646 (2.08)	-0.32443 (12.17)	-0.29321 (14.67)	-0.23072 (4.83)	-0.23497 (3.50)
3	-0.05004 (1.94)	0.01065 (1.14)	-0.06349 (1.24)	-0.26574 (5.21)	-0.02486 (1.22)	-0.04503 (3.72)	-0.01998 (0.58)	-0.03570 (0.74)	-0.09084 (2.71)	-0.02850 (1.24)	-0.17178 (3.53)	-0.14693 (2.22)	-0.05004 (1.94)	0.01065 (1.14)	-0.06349 (1.24)	-0.26574 (5.21)	-0.02486 (1.22)	-0.04503 (3.72)	-0.01998 (0.58)	-0.03570 (0.74)	-0.09084 (2.71)	-0.02850 (1.24)	-0.17178 (3.53)	-0.14693 (2.22)
4	0.03268 (0.95)	0.04749 (4.78)	-0.02264 (0.38)	0.06196 (0.94)	-0.11379 (2.65)	-0.10064 (4.46)	-0.14037 (1.59)	-0.18681 (1.78)	-0.09066 (2.63)	-0.28076 (4.90)	-0.03933 (0.55)	0.13396 (1.26)	0.03268 (0.95)	0.04749 (4.78)	-0.02264 (0.38)	0.06196 (0.94)	-0.11379 (2.65)	-0.10064 (4.46)	-0.14037 (1.59)	-0.18681 (1.78)	-0.09066 (2.63)	-0.28076 (4.90)	-0.03933 (0.55)	0.13396 (1.26)
5	-0.04079 (1.72)	0.04893 (5.64)	-0.08342 (1.71)	-0.19515 (4.06)	-0.00360 (0.16)	0.00480 (0.41)	-0.00616 (0.15)	-0.75063 (1.44)	0.15476 (4.58)	-0.11794 (2.88)	0.15736 (2.88)	0.00223 (0.00)	-0.04079 (1.72)	0.04893 (5.64)	-0.08342 (1.71)	-0.19515 (4.06)	-0.00360 (0.16)	0.00480 (0.41)	-0.00616 (0.15)	-0.75063 (1.44)	0.15476 (4.58)	-0.11794 (2.88)	0.15736 (2.88)	0.00223 (0.00)
Mar	0.25419 (12.83)	-0.03799 (2.76)	0.22388 (5.14)	-0.08596 (1.21)	0.28754 (16.10)	0.06237 (3.05)	0.37199 (10.84)	0.28506 (2.07)	0.21696 (9.70)	0.01506 (0.77)	0.30345 (7.44)	0.08056 (0.74)	0.25419 (12.83)	-0.03799 (2.76)	0.22388 (5.14)	-0.08596 (1.21)	0.28754 (16.10)	0.06237 (3.05)	0.37199 (10.84)	0.28506 (2.07)	0.21696 (9.70)	0.01506 (0.77)	0.30345 (7.44)	0.08056 (0.74)
Union	0.04093 (1.98)	0.07441 (10.69)	0.06126 (1.51)	0.09847 (2.29)	-0.04668 (2.54)	0.05725 (4.71)	-0.06995 (2.04)	0.08439 (1.69)	0.04818 (2.14)	0.05283 (3.57)	0.14066 (3.77)	0.15714 (2.77)	0.04093 (1.98)	0.07441 (10.69)	0.06126 (1.51)	0.09847 (2.29)	-0.04668 (2.54)	0.05725 (4.71)	-0.06995 (2.04)	0.08439 (1.69)	0.04818 (2.14)	0.05283 (3.57)	0.14066 (3.77)	0.15714 (2.77)
Constant	5.50276	5.42151	5.11775	5.21105	5.60338	5.22753	5.45321	5.04724	5.66400	5.44040	5.18504	4.04555	5.50276	5.42151	5.11775	5.21105	5.60338	5.22753	5.45321	5.04724	5.66400	5.44040	5.18504	4.04555
R ²	0.5125	0.2769	0.4574	0.3886	0.4470	0.4431	0.4978	0.3672	0.4991	0.3394	0.4896	0.4325	0.5125	0.2769	0.4574	0.3886	0.4470	0.4431	0.4978	0.3672	0.4991	0.3394	0.4896	0.4325
SEE	0.3246	0.2316	0.3799	0.2897	0.3443	0.2149	0.3416	0.2776	0.3601	0.2167	0.3750	0.3241	0.3246	0.2316	0.3799	0.2897	0.3443	0.2149	0.3416	0.2776	0.3601	0.2167	0.3750	0.3241
N	1,621	6,579	509	292	2,028	2,273	595	222	1,510	1,291	542	196	1,621	6,579	509	292	2,028	2,273	595	222	1,510	1,291	542	196

註: 1) () 안은 t ratio임.

2) 被說明變數는 log(總賃金/總勤勞時間), Edu는 學歷年數, EXSQ는 (經歷年數)², Size 3은 100-299인, Size 4는 300-499, Size 5는 500人 이상을 나타내는 「더미」이고 Size 1과 2, 即 99人 이하는 Perfect multicollinearity를 避하기 위해 除外되었음. Region 2는 釜山, Region 3은 仁川·경기, Region 4는 충청·전라, Region 5는 경상도이고 Region 1은 서울이나 위와 같은 理由로 除外되었음. Mar은 結婚與否, Union은 勞組有無를 나타내는 「더미」임. 本文 <表 5>의 全勤勞者(生産職 + 非生産職)를 對象으로 하는 賃金函數와 <表 4>를 위한 企業規模別 賃金函數, <表 5>를 위한 賃金構成部分別 賃金函數 등의 推定結果는 紙面關係上 인지 아니했으나, 關心 있는 研究者의 要請에 의해 各賃金函數의 推定結果는 提供될 수 있음. 資料制約上 Size 「더미」中 化學産業의 경우는 Size 1(30人 以下)만을 Control한 것이고 나머지 는 모두 Size 1과 Size 2를 함께 Control한 것임을 밝힌다.

〈附表 2〉 産業別 勞組有無別 賃金函數推定

(OLS)

	織 維 産 業		金 屬 · 電 子 産 業		化 學 産 業	
	勞 組 有	勞 組 無	勞 組 有	勞 組 無	勞 組 有	勞 組 無
Edu	0.03284 (13.40)	0.03488 (16.68)	0.03949 (8.89)	0.05080 (18.89)	0.04994 (13.65)	0.05797 (14.95)
Exp	0.07439 (23.53)	0.08924 (31.44)	0.10540 (16.70)	0.09275 (27.91)	0.06952 (12.86)	0.08092 (13.02)
EXSQ	-0.00186 (9.23)	-0.00279 (14.80)	-0.00306 (8.12)	-0.00267 (13.71)	-0.00205 (6.47)	-0.00275 (6.62)
Size 3	0.14320 (1.38)	0.01148 (0.52)	-0.11125 (1.85)	-0.02789 (1.88)	-0.04413 (0.64)	0.14403 (6.35)
4	0.05034 (0.49)	0.02561 (1.13)	-0.11244 (1.96)	0.01066 (0.61)	0.05198 (0.76)	0.00874 (0.30)
5	0.14886 (1.45)	0.06423 (2.89)	0.03199 (0.58)	0.11459 (7.89)	-0.14612 (2.27)	0.08370 (3.87)
Region 2	-0.06706 (4.88)	-0.12812 (10.87)	-0.12925 (4.82)	-0.05605 (2.64)	-0.39440 (16.42)	-0.25846 (11.87)
3	0.08970 (6.48)	-0.07957 (6.67)	-0.10638 (4.94)	-0.01013 (0.80)	-0.21383 (6.07)	-0.04437 (1.93)
4	0.05330 (3.98)	0.05103 (3.45)	-0.21257 (2.97)	-0.08911 (3.77)	0.13321 (3.14)	-0.02112 (0.21)
5	0.01438 (1.09)	0.01071 (0.98)	-0.09702 (4.07)	0.01937 (1.50)	0.22071 (15.74)	-0.02655 (0.84)
Occup	0.34669 (19.82)	0.30205 (18.95)	0.34052 (12.79)	0.26068 (16.00)	0.40822 (6.45)	0.28381 (11.79)
Mar	0.16771 (10.19)	0.14202 (11.25)	0.18555 (8.39)	0.30710 (22.58)	0.15656 (8.00)	0.23203 (11.50)
Sex	0.34126 (23.73)	0.33732 (30.97)	0.32963 (16.74)	0.36214 (31.49)	0.30282 (16.43)	0.40868 (20.35)
Constant	5.24953	5.26584	5.39165	5.11366	5.64966	5.15905
R ²	0.7326	0.5932	0.6879	0.6904	0.8134	0.6846
SEE	0.2290	0.2899	0.2952	0.2960	0.2901	0.3430
N	3,085	5,916	1,277	3,841	1,640	1,899

註: 1) ()안은 *t* ratio임.

2) 被說明變數와 說明變數는 모두 〈附表 1〉과 同一함. 다만 여기서 Occup는 生産職을 Control한 事務職[더미]이고 Sex는 女性을 Control한 男性[더미]임. 여기서도, 本文에서의 *F* test를 위한, 勞組有無로 나누지 않은 全勤勞者의 賃金函數와 또한 〈表 6〉의 作成을 위한, 男女別, 生産職·事務職別로 勞組有無에 따른 各各의 賃金函數를 推定하였으나 그 結果는 紙面關係上 실지 아니했음. 關心있는 研究者의 要請에 의해 그 推定結果는 提供될 수 있음.

〈附表 3〉 勤續年數(T)의 回歸推定結果

(OLS)

	纖維產業		金屬·電子產業		化學產業	
	男	女	男	女	男	女
X	0.13278 (11.44)	0.17256 (28.67)	0.08204 (9.09)	0.20099 (12.61)	0.16821 (13.02)	0.13557 (11.41)
Edu	0.17546 (5.45)	0.10171 (7.77)	0.05535 (2.19)	0.13817 (19.37)	0.23588 (5.99)	0.09433 (3.49)
Size 3	0.00862 (0.04)	0.37579 (5.49)	0.19985 (1.47)	0.45524 (6.69)	0.41923 (1.60)	0.52070 (2.59)
4	0.32447 (1.43)	0.61972 (8.42)	0.27325 (1.75)	0.56976 (3.45)	1.46630 (4.94)	0.64204 (2.78)
5	1.27204 (6.60)	0.97627 (15.05)	0.81876 (6.52)	0.75950 (4.18)	1.20581 (5.84)	0.54469 (3.51)
Mar	1.17960 (6.40)	-2.16088 (15.33)	1.01358 (7.43)	-2.82734 (6.12)	0.86635 (3.96)	-1.46879 (6.26)
Constant	-1.67061	-0.53960	-0.04322	-0.95879	-3.12049	-1.32090
R ²	0.3396	0.1467	0.2248	0.1627	0.2762	0.1215
SEE	2.4720	1.5911	2.0515	1.4387	2.8996	1.5641
N	1,621	6,579	2,028	2,273	1,510	1,291

註: 1) ()속은 t ratio임.

2) 被說明變數는 勤續年數(T)이고, 說明變數中 X는 年齡-6.5-教育年數, 即 勞動市場經歷을 나타내고, 其他 說明變數는 〈附表 1〉과 같음.

3) 여기서 얻은 推定係數를 利用하여 個個勤勞者의 期待勤續年數(T)를 求하였고 이를 基礎로 離職性向(q)을 求하여 〈附表 4〉에 利用하였음.

〈附表 4〉 勞動組合의 離職性向減少寄與量 統制(control)한 後의 賃金函數推定結果

(OLS)

	織 維 產 業		金 屬 · 電 子 產 業		化 學 產 業	
	男	女	男	女	男	女
Edu	0.03625 (9.27)	0.01917 (10.85)	0.04007 (10.58)	0.04044 (13.91)	0.04661 (10.94)	0.03101 (8.99)
Exp	0.07938 (14.06)	0.07544 (29.30)	0.09020 (19.78)	0.14840 (18.67)	0.07449 (11.39)	0.07331 (10.01)
EXSQ	-0.00246 (7.59)	-0.00255 (11.44)	-0.00271 (11.42)	-0.01019 (8.51)	-0.00232 (6.11)	-0.00450 (5.69)
Size 3	-0.03056 (1.16)	-0.01854 (1.79)	-0.07902 (3.31)	-0.08251 (4.08)	0.09728 (2.82)	0.12958 (4.25)
4	-0.05976 (1.94)	-0.06001 (5.19)	-0.08256 (2.93)	-0.08734 (4.07)	0.09760 (2.30)	0.02825 (0.82)
5	-0.07884 (2.36)	-0.00597 (0.52)	-0.09816 (3.27)	0.05589 (2.80)	-0.09498 (2.83)	0.09712 (3.60)
Region 2	-0.13004 (5.13)	-0.07669 (8.44)	-0.04726 (1.78)	-0.10427 (5.06)	-0.32173 (12.19)	-0.29382 (14.77)
3	-0.03929 (1.55)	0.01339 (1.45)	-0.02247 (1.13)	-0.04459 (3.68)	-0.10049 (3.02)	-0.03110 (1.36)
4	0.04043 (1.20)	0.04822 (4.89)	-0.13272 (3.17)	-0.10384 (4.60)	0.08560 (2.50)	-0.28331 (4.98)
5	-0.02802 (1.20)	0.05707 (6.65)	-0.00380 (0.17)	0.00614 (0.52)	0.15202 (4.54)	-0.12476 (2.64)
Mar	0.04258 (1.27)	-0.05707 (4.12)	-0.05462 (1.46)	0.06082 (2.96)	0.07546 (2.22)	-0.01471 (0.72)
Union	0.08397 (1.50)	-0.00150 (0.04)	0.06416 (0.99)	0.09709 (1.41)	0.05602 (0.96)	0.01780 (0.25)
log q	-0.31300 (8.21)	-0.12461 (7.52)	-0.64468 (10.90)	-0.05969 (2.69)	-0.17595 (5.74)	-1.16183 (3.01)
(log q) · U	0.03158 (0.80)	-0.06726 (2.08)	0.10040 (1.92)	0.03958 (0.63)	0.00303 (0.08)	-0.03746 (0.56)
Constant	5.38574	3.15689	5.13610	5.18433	5.62229	5.30737
R ²	0.5323	0.2858	0.4780	0.4449	0.5101	0.3508
SEE	0.3181	0.2303	0.3347	0.2147	0.3564	0.2150
N	1,621	6,579	2,028	2,273	1,510	1,291

註: 1) () 안은 t ratio임.

2) 被說明變數는 log(總賃金/總勞動時間)이고 說明變數中 log q는 log(離職性向), (log q) · U는 離職性向과 勞組有無「더미」와의 相互作用項(interaction term)임. 其他 說明變數는 〈附表 1〉 參照.