

勞動組合의 賃金效果 : 우리나라 製造業部門에서의 勞動組合 有無別 賃金決定 메카니즘의 差異

金 章 鎬*

<目 次>

- I. 머리말
- II. 理論的 論議
- III. 推定模型의 設定
- IV. 使用資料의 特性
- V. 推定結果
- VI. 結 論

I. 머리말

지난 수년간 우리나라 生産現場에서는 노동조합의 조직이 급속히 신장되고 그 활동이 크게 증대되어 오고 있다. 이제 우리나라에서도 노동조합의 역사가 오래된 여러 선진국의 경우와 마찬가지로 국민경제의 主要變數의 결정과정을 올바르게 이해하기 위해서는 勞動組合의 역할과 기능에 대한 정확한 분석이 요구된다.

노동시장의 가장 중요한 제도적 장치인 勞動組合이 각종 노동시장변수에 미치는 영향은 집계의 수준에 따라 크게 두 가지로 구분된다. 먼저 개별기업수준의 임금, 노동시간 및 고용안정성 등의 근로조건을 포함하는 微視的 側面에서의 영향이다. 다음으로는 巨視經濟的 水準에서의 임금수준, 물가, 생산성 그리고 소득분배율 등에 미치는 영향이다. 그러나 노동조합의 巨視的인 영향은 미시적 영향의 集計結果를 반영하는 것이기 때문에 노동조합의 국민경제적 영향을 분석하기 위해서는 미시적 분석이 전제될 필요가 있음은 당연하다.

본 연구는 노동조합의 각종 영향 가운데 始發點이라고 할 수 있는 노동조합

*淑明女大 經濟學科

의 임금효과를 분석하고자 한다. 노동조합의 임금효과는 두 가지로 나누어진 다. 첫째는 노동조합조직부문이 비조직부문에 비해서 동일 勞動力에 대해 어느 정도의 임금인상을 초래시키느냐 하는 相對的 賃金效果이다. 둘째는 노동조합조직부문과 비조직부문 사이에 賃金隔差 및 賃金體系에서 어떠한 차이가 있느냐 하는 勞動組合의 賃金構造效果이다.

노동조합의 임금효과를 분석하기 위해서는 個人別 情報를 수록하고 있는 微視賃金資料를 사용한 임금함수의 추정을 통한 분석이 통상적으로 사용된다. 주요 선진국에서는 오래 전부터 풍부한 임금관련 미시자료의 可用으로 이 문제에 대한 實證分析이 크게 발달되고 있는 실정이다.¹⁾

우리나라에서도 최근 여러 가지 임금에 대한 미시자료의 可用으로 미시임금함수의 추정을 통한 노동조합의 賃金效果分析이 최근 몇몇 연구자에 의해서 시도되고 있다. 그 가운데서 가장 대표적이고 본격적인 연구로서 朴世逸(1984)과 裴茂基(1990) 등을 들 수 있다. 그러나 韓國을 대상으로 한 노동조합의 賃金效果에 대한 기존의 연구는 가장 기본적인 방법에 의존하고 있는 실정이다. 이들 기존의 연구는 부족한 자료 및 여건에도 불구하고 노동조합의 영향에 대한 본격적인 微視的 實證分析이라는데 상당한 의의를 갖는다. 그러나 이제 이 문제에 대하여 보다 엄밀하고 다양한 실증분석이 시도될 필요가 있다고 판단된다. 그 가운데서도 특히 문제가 되는 사항으로서는 相對賃金效果와 賃金構造效果가 분리되어 접근되고 있는 사실이다. 즉, 상대임금효과와 분석은 勞組有無(또는 조합원여부)의 더미(dummy)변수를 賃金函數의 獨立變數에 추가로 포함하여 추정하고 있으며, 임금격차효과는 勞組有無別로 별도의 임금함수를 추정한 후 추정계수의 비교를 통한 방법을 사용하고 있다. 그러나 이같은 더미변수를 이용한 相對賃金效果의 추정은 노동조합조직부문과 비조직부문간에 절편항 이외에는 임금결정 메카니즘에서 차이가 없음을 전제하고 있다. 반면 勞動組合 組織有無別로 별도의 부문별 임금함수의 추정을 통해 각 추정계수를 상호비교함으로써 조직유무별 임금격차효과를 설명하는 것은 兩部門사이에 임금결정메카니즘이 相異함을 전제하는 것이다. 따라서 이와 같이 상대임금효과와 임금격차효과를 분리하여 추정하는 기존의 방법은 一貫性을 갖는다고 하기 어렵다.

1) 美國 勞動組合의 賃金效果에 대한 實證分析結果에 대해서는 Lewis(1985)의 서어베이 論文을 참조할 수 있다.

본 연구에는 勞組組織有無別로 각각 별도의 賃金函數의 推定을 통해서 임금 격차효과와 상대임금효과를 동시에 통일적으로 고찰함으로써 이같은 기존의 방법이 안고 있는 非一貫性의 문제를 부분적으로 극복하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다.

제 II 절에서는 勞動組合의 賃金效果에 관한 理論的 檢討가 시도된다. 제 III 절에서는 推定模型의 設定에 대한 논의이다. 제 IV 절에서는 推定에 사용되는 資料의 特性이 제시되고 제 V 절에서는 推定結果가 분석될 것이다. 제 VI 절은 이 논문의 結論이다.

II. 理論的 論議

노동조합의 賃金效果를 實證的으로 분석하기 위해서 우리는 먼저 이 문제에 대한 이론적 예측을 제공해 주는 관계이론의 검토가 필요하다.

노동조합의 임금효과는 먼저 類似勞動力에 대하여 다음과 같이 두 가지로 구분해서 파악될 수 있음은 앞에서도 언급된 바 있다. 첫째는 노동조합이 勞組組織事業場의 賃金水準을 非組織事業場의 賃金水準 또는 均衡賃金水準에 비해 얼마만큼 끌어 올리는가 하는 賃金水準에 대한 효과이다. 다음으로 노동조합이 임금격차 및 체제에 어떻게 영향을 미치는가 하는 賃金構造效果이다. 노동조합이 임금구조와 수준에 영향을 주게 되는 요인은 크게 市場的 要因과 制度的 要因으로 구분된다. 시장적 요인으로서의 조직유무별 勞動力需給與件의 차이 등을 지적할 수 있으며, 지속성을 갖는 賃金支給慣行의 組織有無別 차이는 제도적 요인의 하나이다. 노동조합이 임금수준과 임금구조에 미치는 효과의 發生經路는 대상 노동시장과 관련산업의 구조 및 여건, 노동조합의 활동전략형태 그리고 고찰기간의 長短에 따라서 어느 정도 달라질 수 있다.

그러나 노조의 임금효과에 대한 이론적 분석은 대상 전체의 노동시장을 조직부문과 비조직부문으로 單純化시킨 2部門模型을 사용해서 효과적으로 출발될 수 있다. 노동조합의 존재가 생산성에 전혀 영향을 주지 않고 특별한 비용우위의 존재로 초래되는 Ricardian 獨占利潤이 발생되지 않는 完全競爭的 산업부문에서는 엄밀한 의미에서의 동일노동력에 대해서 노동조합조직부문의 임금이 비조직부문의 경우에 비해서 장기적으로 높게 지속될 수는 없다. 이러한 完全競爭的 시장환경에서는 동일한 단위노동력에 대해서 노조의 존재로 균형

임금보다 높은 임금을 지급하는 기업은 장기적으로 존속할 수가 없기 때문이다. 또한 이러한 경쟁시장적 환경에서는 만약 조직부문의 임금이 높아 超過勞動供給이 상존할 경우에도 利潤極大化를 추구하는 기업은 이들 待機勞動者集團에서 보다 우수한 노동력을 채용하게 됨으로 효율단위로 표시한 동일노동력에 대한 노조의 임금효과는 결국 微微하게 될 수 밖에 없다.

그러나 현실 노동시장에서는 노동력의 이동이나 採用過程에서는 상당한 정도의 각종 고정비용과 조정비용이 존재하게 된다. 이와 같은 완전경쟁적 바탕을 저해하는 여러 가지 요소는 組織部門과 非組織部門間에 類似勞動力에 대해서 임금수준이나 임금구조의 차이를 가져오게 하는 노동조합조직의 제도적인 힘을 지속적으로 존재시키는 작용을 하게 된다. 노조조직부문의 임금수준이 경쟁적 균형수준보다 높은 수준에서 유지시키도록 작용하는 이같은 不完全競爭市場의 여건에서 노동조합의 임금효과는 다음과 같은 규정성을 나타내게 된다. 첫째, 勞組組織率이 높을수록 노동조합의 임금효과가 크다. 이러한 사실은 공공재적 성격의 재화를 공급하는 업종에서 일반적으로 노조의 임금효과가 크게 나타나는 경험적 사실을 통해서 예시될 수 있다. 둘째는 관련업종의 產出物의 價格彈力性이 낮을수록 노동조합의 임금수준효과가 크게 존재할 수 있게 된다는 점이다. 이와 같은 非競爭的 시장환경에서는 노동조합은 발생된 렌트를 資本의 所有者로부터 勞動의 所有者에게 재분배시키는 기능을 하게 되어 노동조직부문과 비조직부문 사이의 임금격차를 가져올 수 있게 한다.

이같은 시장메카니즘 작용을 고려할 때 노동조합의 임금효과에 대해서 중요한 두 가지 시사점을 찾을 수 있다. 첫째는 만약 新制度學派가 주장하는 노동조합의 生産性增大效果를 무시한다면 노동조합은 한 경제의 임금구조, 즉 각 직종 또는 근로자 특성에 따른 노동력의 상대가격에는 상당한 정도 영향을 미칠 수 있다 하더라도 장기적으로는 노동자들의 이동과 사용자의 選拔基準變化의 발생으로 同一勞動力에 대한 현실적으로 관찰이 불가능한 노조가 없는 경우의 균형임금에 대비한 노조 자체의 賃金利得(wage gain)은 경쟁적 시장 환경에서는 지속하기 어렵다는 점이다. 이것은 또한 우리가 현실 경제에서 관찰하는 조직부문과 비조직부문간 賃金水準差異(wage gap)의 존재는 경제 전체에 대한 노동조합의 순수한 임금효과인 賃金利得과는 일반적으로 동일할 수 없다는 점을 제시해 주는 것이다. 둘째는 만약 경쟁적 시장환경에서 노조조직 유무별 임금격차가 장기적으로 存在한다면 이러한 임금격차의 존재가 항상 경

제의 效率性을 저해시키는 것으로 간주되는 것은 타당하지 않다는 점이다. 경쟁적 환경에서도 노동조합이 조직효율성을 제고하여 생산성 증대를 가져올 수 있음은 Freeman and Medoff(1984)를 포함한 여러 制度學派들에 의해서 최근 이론적으로 제기되고 그리고 실증적으로 뒷받침되고 있다. 이같은 新制度學派的 접근은 이 문제에 대해 새로운 示唆點을 제공해 준다고 하겠다.

노동조합의 조직효율성제고효과를 고려하지 않고 市場需給原理概念의 범주 내에서 노동조합의 상대임금효과 발생경로를 검토해 본다. 노동조합은 交渉力의 增大를 통해 해당 노동시장에서 노동력공급을 제한적인 상황으로 유도하여 노동수요 증대요인의 작용시 조직부문 노동자의 賃金引上과 賃金利得을 가져올 수 있게 만든다. 일반적으로 임금이득의 잠재력은 상대적으로 비조직부문 노동력의 수요에 비해 조직부문의 노동력수요의 彈力性이 작을수록 크다. 이것은 Marshall의 派生需要法則에 따라 생산과 소비에서 代替可能性이 작을수록 노동조합의 상대임금효과는 크게 되기 때문이다. 일반적으로 노동력의 需給與件은 직종, 지역, 산업별로 어느 정도 차이를 보인다. 따라서 특정한 산업의 기업규모, 산업집중도, 資本裝備率, 노조조직률 등을 통제하여 노동조합의 賃金效果를 분석하는 것이 필요하다.

다음 노동조합이 비조직부문의 임금에 미치는 효과로서는 대체로 勞動移動效果(spillover effect), 威脅效果(threat effect) 그리고 需要變化效果(demand effect)의 3가지가 중요하다.

노동이동효과는 노조가 조직부문의 임금을 인상시킴에 따라 조직부문의 고용이 감소되고 노동공급이 增大하여 비조직부문의 균형임금이 下落하는 경우를 말한다. 만약에 노동이동이 비용의 발생없이 완전하게 이루어진다면 노조의 임금인상에 따른 추가적인 실업의 증대는 발생하지 않을 것이다. 그러나 勞動移動費用의 존재와 조직사업장의 균형임금의 인상의 발생은 조직부문에서 離脫되는 일부 노동자들로 하여금 실업상태에서 조직사업장에서의 취업을 대기하는 행위로 나타날 가능성이 높다. 이 경우를 待機失業效果(waiting unemployment effect)라고도 한다. 이 경우는 노조의 상대임금효과는 완전히 勞動移動效果만이 발생하는 경우보다 적어지게 된다.

이와는 달리 노동조합은 비조직부문의 균형임금을 增大시킬 수도 있다. 일반적으로 비조직사업장의 경영자는 당해사업장에서의 노조조직을 억제하기 위한 하나의 수단으로서 비조직사업장의 균형임금을 인상시키는 유인을 갖게 되

는데 이를 威脅效果라고 한다. 이러한 威脅效果는 평균임금수준 뿐 만 아니라 조직부문에서 일반적으로 관철되고 있는 각종 고용 및 임금관행이 비조직사업장에서도 관철되게 하는 誘引作用을 하게 된다. 일반적으로 노동조합 없이도 조직사업장과 동일한 報償水準 및 構造 그리고 勤勞條件을 보장받을 경우 근로자들은 비조직사업장을 선호할 가능성이 없지 않다. 그 이유는 노동조합의 존재는 조합비의 납부 뿐만 아니라 경직된 작업규칙과 파업 등 여러가지 불편함의 발생으로 非金錢的 負擔을 노동자에게 招來시킬 수도 있기 때문이다. 따라서 노동조합조직률이 높거나 組織可能性이 높은 業種이나 부문에서 노동조합의 위협효과는 크게 작용하게 될 것이다.

노동조합이 조직부문의 임금을 인상시킴에 따라 조직부문 상품의 가격이 인상된다고 하면 상대적으로 싸진 비조직부문의 상품의 수요가 증대하게 됨에 따라 비조직부문의 균형임금이 증대하게 되는 효과를 需要增大效果라고 한다. 비조직부문의 노동공급곡선이 完全彈力的이 아닌 한 비조직부문의 노동수요 증대는 비조직부문의 균형임금을 높이는 압력으로 작용하게 될 것이다. 물론 이러한 需要增大效果를 초래시키는 조직부문 대 비조직부문 사이의 상대가격의 차이가 장기적으로 지속될 수는 없다.

이상의 市場需給原理를 근간으로 하는 분석틀을 보완하기 위해서 우리는 임금문제에 대한 노동조합의 행태를 검토하는 것이 유익하다. 노조조직부문은 노조의 상대적 임금효과 뿐만 아니라 조직부문의 賃金構成, 賃金構造 및 체계에 대해서도 비조직부문과 상당한 차이를 보이고 있음은 實證分析을 통해서 나타나고 있다.²⁾ 이러한 차이는 노동조합이 단순히 균형임금수준의 인상뿐만 아니라 임금구조나 임금체계의 문제도 推進目標의 주요내용이 되고 있음을 말해주는 것이다. 이 문제를 검토하기 위해서는 일반적으로 조직부문은 비조직 부문에 비해서 勤勞者當 總報償(total compensation) 가운데 非金錢的인 附加給與의 비중이 상대적으로 높은 보상구조를 갖고 있으며, 또한 노조가 企業內部的의 근로자 사이의 보상의 분산을 상당히 중요시한다는 사실에 유의할 필요가 있다. 이러한 조직유무별 임금구조상의 相異點은 노동조합의 活動戰略과 경영자측의 대응의 결과를 반영해 주는 것이므로 최근 Rosen(1985) 등에 의해 제시된 헤도닉(hedonic)계약모형으로 설명될 수 있다. 이 문제에 대해서

2) 이에 대한 대표적인 연구로서는 Bloch and Kuskin(1978), Duncan and Leigh(1980) 및 Freeman(1982) 등을 참조할 수 있다.

여기서는 노동조합이 임금의 分散에 미치는 效果를 중심으로 간단히 언급하기로 한다.

단체협약의 내용을 살펴볼 때, 相對的으로 노조가 없을 경우 주어지게 되는 비슷한 경력 소유자의 임금의 個人別 差等を 가급적 억제하는 내용이 강조되고 있음을 우리는 볼 수 있다. 또한 단체협약에서 作業範疇를 제한하고 사용자에 의한 노동자 내부의 差別化 慣行을 반대하는 내용 등이 제시되고 있다. 이러한 각종 사실은 조직내부의 임금률의 표준화가 노동조합의 주요활동전략의 하나가 되고 있음을 암시해 준다. 그러나 이와 같은 노동조합의 賃金標準化 활동전략의 목표는 결과적으로 각종 人的資本投資의 크기 및 성격을 반영하는 개인별 屬性에 따른 임금격차를 低下시키는 작용을 하게 되며, 또한 조직사업장의 임금의 분포(dispersion)가 비조직사업장에 비해서 상대적으로 집중되는 樣相을 보일 수 있음을 암시해 주는 것이다.³⁾

일반적으로 조직사업장에서는 비조직사업장에 비해 임금구조 상에서 先任權이 높게 인정되어 일반훈련에 비해 기업고유훈련의 중요성이 상대적으로 높게 평가되고 있으며, 조직부문의 賃金-經歷曲線(wage-experience profile)이 상대적으로 완만한 형태를 갖게 한다. 또한 노동조합 조직사업장에서 사업장 내부의 유사 근로자들에 대한 동일한 임금률의 책정과 非人格的인 임금을 채택의 제한 등의 현상이 상대적으로 더욱 뚜렷이 나타난다. 이에 따라 조직사업장에서는 職務分類의 制限과 개인별 지급율보다는 어떤 직무에 대한 임금이 채택되고, 또한 직무분류는 다양하게 주어지나 이러한 職務內部的 賃金率의 차이에서는 제한을 두는 賃金管理制度가 보편적으로 나타나게 된다. 한 직무 내에서의 임금률 단계의 제한, 즉 先任權 우선 등의 고려, 그리고 한 직무 할당 범위 내에서의 다수 노동자가 최상위에 도달하게 되는 직무설계형태 등은 이러한 노동조합의 標準化戰略 推進環境에서 나타날 수 있는 현상이라고 할 수 있다.

노동조합은 왜 平等化·標準化戰略을 채택하는가? 이유는 여러가지가 제시될 수 있다. 그러나 그 가운데 중요한 것으로는 다음의 두 가지를 들 수 있다.

첫째, 中位投票模型(median vote model)에서 강조되는 바와 같이 노동조

3) 이 문제에 대한 이론적 모형 및 실증분석에 대한 자세한 논의는 Farber(1985)를 참조할 수 있다.

합은 노동자집단의 최상층부와 최하층부의 조합원을 대변하기보다는 평균수준의 노동자의 욕구를 최대한 반영하는 것이 所屬 一般組合員의 계속적인 지지를 얻기 위해서 유리하다는 논리에서 임금율의 標準化目標은 노동조합의 전략과 일치한다고 할 수 있다.

둘째, 임금율의 標準化戰略은 危險回避的인 일반노동자들에게 미래의 불확실성에 효과적으로 대처하고 노동조합의 連帶強化를 위해서도 바람직한 방향이라고 인식된다는 사실에서 그 이유를 찾을 수 있다.

노동조합이 조직부문의 임금을 인상시키는 賃金利得(wage gain) 또는 賃金水準差異(wage gap)와 함께 임금구조상 보상을 보다 표준화시키는 방향으로 작용한다는 사실을 전제로 할 때 우리는 단순한 더미변수를 이용한 상대임금 효과의 추정은 문제점을 가질 수 있음을 알 수 있다.

III. 推定模型의 設定

1. 賃金效果의 測定

노동조합이 존재하지 않는 어떤 假想的 經濟의 특정 개인 i 의 경쟁시장의 균형임금을 W_{oi} 라고 하자 이 경제에 노동조합이 도입되어 조직부문과 비조직부문으로 兩分되었을 때 이 개인노동자 i 가 각각 조직부문에서 받을 수 있는 임금을 W_{ui} , 비조직부문에서 받을 수 있는 임금을 W_{ni} 라고 하자. 그러면 각 부문에 대한 勞動組合의 比率로 표시한 임금효과(이를 絕對賃金效果라 함)는 각각 아래와 같다.

$$\text{組織部門效果: } D_{ui} = (W_{ui} - W_{oi}) / W_{oi} \quad (1)$$

$$\text{非組織部門效果: } D_{ni} = (W_{ni} - W_{oi}) / W_{oi} \quad (2)$$

그러면 우리는 평균적으로 D_{ui} 는 정(+)의 부호를 가질 것이며, D_{ni} 의 부호는 앞에서 언급한 노동이동효과, 위협효과 그리고 수요증대효과 등의 상대적 크기에 따라서 負(-)의 값도 될 수 있고 正(+)의 값을 가질 수도 있을 것이다.

그러나 노동조합이 존재하지 않을 경우의 均衡賃金 W_{oi} 는 주어진 노동조합 하에서는 존재하지 않으므로 우리는 D_{ui} 나 D_{ni} 에 대한 신빙성 있는 측정치는 얻을 수 없다. 우리가 단지 측정할 수 있는 것은 조직부문과 비조직부문간의 相對的 賃金效果(D_i)이다.

$$D_i = (W_{ui} - W_{ni}) / W_{ni} \quad (3)$$

각각의 평균치를 뺀 것을 그어 표시하면 식 (4)를 얻게 된다.

$$\bar{D} = (\bar{W}_u - \bar{W}_n) / \bar{W}_n \quad (4)$$

통상적으로 노동조합의 상대적 임금효과는 類似勞動力에 대한 D 를 추정하여 얻게 된다. 또한 일반적으로 미시적 임금함수는 그 속성상 임금에 대한 자연대수를 취한 값을 각각의 勤勞者 特性和 企業 特性에 대해 回歸分析함으로써 추정될 수 있으므로 자연대수를 취한 부문간 평균임금격차(d 로 표시) 즉 $d = \ln W_u - \ln W_n$ 가 쉽게 얻어지며, 상대적 임금효과 D 는 아래의 식 (5)를 통해서 얻어진다.

$$D = \exp(d) - 1 \quad (5)$$

2. 部門別 賃金函數의 設定과 相對賃金效果和 賃金構造差異의 推定

조직유무별 상대임금효과 및 임금구조효과를 測定하기 위해서 먼저 각 부문별 賃金函數의 設定이 필요하다. 본 연구에서 설정된 임금함수는 통상적인 인적자본이론에서 제시되는 임금함수에다 기업특징을 통제해 준 混合型이다. 조직사업장의 임금함수와 비조직부문의 임금함수는 각각 아래의 회귀방정식 (6)과 (7)로 표시된다.

$$\ln W_{ui} = \beta_{uj} X_{uij} + \varepsilon_{ui} \quad (6)$$

$$\ln W_{ni} = \beta_{nj} X_{nij} + \varepsilon_{ni} \quad (7)$$

식 (6)과 (7)의 추정을 통해 우리는 노조유무별 상대임금효과는 식 (8)로 추정할 수 있다.

$$d = \ln \bar{W}_u - \ln \bar{W}_n = \sum_{j=0}^k (\hat{\beta}_{uj} - \hat{\beta}_{nj}) \bar{X}_j \quad (8)$$

여기에서 $\hat{\beta}_{uj}$ 와 $\hat{\beta}_{nj}$ 는 각각 β_{uj} 와 β_{nj} 의 추정계수이다.

식 (8)을 변형시키면,

$$d = \sum_{j=0}^k (\hat{\beta}_{uj} - \hat{\beta}_{nj}) \bar{X}_{uj} + \sum_{j=0}^k \hat{\beta}_{nj} (\bar{X}_{uj} - \bar{X}_{nj}) \quad (9)$$

또는

$$d = \sum_{j=0}^k (\hat{\beta}_{uj} - \hat{\beta}_{nj}) \bar{X}_{nj} + \sum_{j=0}^k \hat{\beta}_{uj} (\bar{X}_{uj} - \bar{X}_{nj}) \quad (10)$$

으로 분해된다. 그러면 우리는 식 (9)와 (10)에서 앞의 부분은 勞組有無別 相對賃金隔差 가운데 양부문간 임금결정매카니즘의 차이에 의한 요인으로, 그리

고, 뒷 부분은 勞組有無別 근로자 및 고용의 특징의 차이에 연유되는 부분으로 분해되는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 우리는 식 (8)의 \bar{X}_j 를 標本全體에 대한 평균치(\bar{X}_j), 조직부문의 평균치(\bar{X}_{uj}), 그리고 비조직부문의 평균치(\bar{X}_{nj})에 대해 각각 추정하여 비교함으로써 상대임금격차를 분해할 수 있게 된다. 이 방법은 Oaxaca(1973)의 性差別 分解研究에서 처음으로 사용된 이래 여러 연구에서 이용되고 있다.⁴⁾

식 (6)과 (7)에서 제시되는 部門別 賃金函數의 추정에서 얻어진 각 獨立變數에 대한 추정계수의 부문간 비교를 통해서 우리는 조직부문과 비조직부문간의 賃金決定 메카니즘의 특징적 차이를 파악할 수 있게 된다.

노동조합의 상대임금효과를 측정하는 방법 중 통상적으로 사용되는 방법의 하나는 관찰 근로자 全體標本에 대해서 식 (11)과 같이 노동조합 더미(dummy)변수를 단순히 추가하여 추정하는 경우가 있다.

$$\ln W_i = \sum_{j=0}^k \beta_j X_{ik} + \alpha U_i + \varepsilon_i \quad (11)$$

여기에서 U_i 는 勞組有無 더미변수이다.

그러면 $\bar{D} = \exp(\hat{\alpha}) - 1$ 로 추정된다.

그러나 이방법은 식 (8)의 특수한 경우에 해당된다. 즉 식 (6)과 (7)에서 $X_0=1$ 로 두면 각 독립변수 X_j 에 대한 추정계수가 $j=1, \dots, k$ 에 대해 $\beta_{uj} = \beta_{nj}$ 를 暗默的으로 가정하게 된다. 즉 이러한 방법은 조직부문과 비조직부문 사이에 절편을 제외하고 모든 獨立變數의 推定係數가 양 부문간에 동일함을 전제하고 있어, 예상되는 조직유무별 임금구조의 차이를 전혀 반영하지 못하고 있다는 점을 지적할 수 있다.⁵⁾

4) 이 방법을 이용하여 한국 노동시장에서의 男女間 賃金差別要因을 분해한 실증연구로서는 朴世逸(1984b)을 참조할 수 있다.

5) 본 연구에서 사용한 방법은 여전히 한가지 중요한 計量經濟學의 문제점이 남는다. 그것은 勞組選擇이 임의로 주어진 것으로 가정하는 것이기 때문에 選擇偏倚(Selectivity bias) 問題가 존재한다는 점이다. 필자는 이 문제를 극복하기 위하여 몇 가지 構造方程式 模型을 설정하여 추정을 시도해 보았다. 그러나 사용독립변수의 미세한 변화에 따라 부문간 임금격차의 추정결과가 대단히 큰 變動幅을 보였기 때문에 안정적인 추정결과를 얻을 수 없었다. 이러한 결과를 초래시킨 원인으로서의 자료의 제약과 설정모형의 한계 등을 포함해서 여러가지를 생각할 수 있다. 따라서 이 문제는 次後의 研究課題로 미룰 수 밖에 없었음을 밝혀두고자 한다.

IV. 使用資料의 特性

본 연구에서 사용한 미시자료는 1988년 最低賃金審議委員會가 조사한 임금 실태조사의 원테이프를 토대로 약간의 가공을 시도하여 만들어진 微視資料이다. 이 미시자료는 개별 근로자의 임금과 개인별 속성에 대한 정보 뿐만 아니라 個別勤勞者의 소속 사업장의 1986년 및 1987년도의 각종 경영 및 노동이동 관계정보가 비교적 상세하게 연결하여 수록되고 있다. 따라서 이 미시자료는 노동부의 職種別 賃金實態調査의 원테이프 자료에 비해서 보다 많은 사업장에 관한 정보가 수록되고 있는 특징을 갖는다. 본 미시자료 테이프에 수록되고 있는 標本數는 약 11만으로 이들 個別勤勞者에 대한 임금, 근로자 특징, 그리고 소속 사업장의 특징에 대한 정보가 수록되고 있어 본 연구의 목적에 적절히 부응된다고 할 수 있다.

본 자료는 그러나 『事業體勞動實態調査報告書』에 나타난 사업장 규모별 분포에 비해 상대적으로 대기업소속 근로자의 비중이 크게 구성되고 있다. 따라서 표본을 『事業體勞動實態調査』의 규모별 분포에 근접하도록 규모별 비중을 각각 달리 두는 層化抽出(stratified subsampling)方法을 적용하여 표본을 축소시켰다. 이러한 방식의 표본설계를 통해서 사업장 규모별 근로자의 구성비가 대규모 사업장에 偏向되지 않도록 함으로써 확률표본이 아닌 데서 발생하는 推定係數의 偏倚도 부분적으로 완화시킬 수 있게 된다. 標本勤勞者를 생산직에 국한시켰을 때 남자가 6374명, 그리고 여자가 4746명이다. 추출된 標本勤勞者의 노동조합조직유무별 주요특징이 <表 1>에서 제시되고 있다. <表 1>

<表 1> 標本抽出 勞動者의 勞組 組織 有無別 特性

	男 子		女 子	
	勞組有	勞組無	勞組有	勞組無
學歷年數	10.6	10.4	9.9	9.6
經歷年數	6.2	4.8	2.6	2.4
勤續年數	5.0	2.9	2.5	2.0
企業規模(從業員 數)	1,590	343	2,344	557
1人當 平均生産性(百萬圓)	18.4	15.1	18.8	8.5
時間當 總賃金	1,711	1,479	972	930
年間 特別給與(圓)	898,760	491,902	399,376	324,662
勞動者數(名)	3,825	2,549	2,121	2,625

에서 제시되는 바와 같이 남자의 경우 조직사업장 근로자의 경력과 勤續年數가 비조직사업장의 그것들에 비해 크게 높다. 時間當賃金 및 年間特別給與에 있어서도 조직사업장이 상대적으로 높게 나타나고 있다. 또한 組織事業場의 평균 기업규모가 非組織事業場에 비해 큰 것으로 나타나고 있음은 노동조합조직율이 대규모사업장에서 더욱 높은 우리의 현실을 반영해 주는 것이다.

V. 推定結果

본 연구에서 설정된 임금함수 회귀식의 특징을 살펴본다.

종속변수로는 (월급여총액/월근로시간)으로 계산된 時間當 총임금 금액을 대수로 전환한 값이 사용되었다. 또한 임금구성 내역상 결정 메카니즘의 차이를 검토하기 위해서 年間特別給與에 대해서도 동일한 독립변수를 사용하여 回歸方程式이 推定되었다.

독립변수로서는 통상적인 인적자본론의 임금함수에 포함되는 教育年數, 동일분야의 經歷年數, (經歷年數)² 등의 변수와 함께 종업원 수로 나타난 企業規模變數 그리고 산업특징을 반영하기 위한 產業別 더미變數가 포함되었다.⁶⁾ 製造業分野에서 기업규모가 임금결정에 중요한 역할을 함은 制度學派뿐만 아니라 최근에는 新古典學派 勞動經濟學者에 의해서도 다양하게 분석되고 있는 실정이다.⁷⁾ 우리나라를 대상으로 한 대부분의 기존의 실증분석에서 기업규모 변수를 임의로 몇 단계로 구분하여 더미변수로 처리하는 것이 慣行으로 되고 있다. 이는 자료의 제약이 가장 중요한 원인이었다고 판단된다. 그러나 엄밀히 말해서 企業規模는 불연속적인 변수가 아니다. 따라서 企業規模變數의 더미변수처리하는 엄밀성에서 문제가 된다. 본 연구에서 이러한 문제점을 감안하여 기업규모변수를 연속적인 변수로 포함시켰다.

1. 勞組有無別 賃金決定메카니즘의 差異

<表 2>와 <表 3>은 남자와 여자의 勞組組織有無別 임금함수의 추정결과 및 부문별 각 독립변수에 대한 추정계수의 차이를 각각 보여 주고 있다. 추정된 부문별 임금함수는 남녀 모두 통상적인 임금함수에서 기대되는 부호를 보이고

6) 처음에는 지역더미변수도 포함시켰으나 추정계수 값이 좋지 못하여 제외시켰다.

7) 이에 대한 新古典學派的 接近의 하나로써 Oi(1963)를 참조할 수 있다.

〈表 2〉 勞組 有無別 賃金函數 推定結果 및 推定係數의 差(男子)

	勞組有 ($\hat{\beta}_u$)	勞組無 ($\hat{\beta}_n$)	差 ($\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_n$)
教 育	0.02657 ** (0.00281)	0.02621 ** (0.00362)	0.00036 (0.08)
經 歷	0.06694 ** (0.00229)	0.07458 ** (0.00366)	-0.00764 (-1.76)
(經 歷) ²	-0.00148 ** (0.00010)	-0.00210 ** (0.00018)	0.00062 ** (2.96)
企業規模	0.00871 ** (0.00490)	0.02747 ** (0.00827)	-0.01876 * (-1.95)
產 業			
飲食料品	—	—	—
纖維衣服	0.12339 ** (0.02461)	0.13245 ** (0.04248)	0.25584 ** (5.21)
木材家具	-0.09849 ** (0.02555)	-0.02440 (0.04960)	-0.7409 (-1.32)
化 學	0.38592 ** (0.02527)	0.14154 ** (0.04486)	0.24438 ** (4.74)
非金屬礦物	0.23265 ** (0.03899)	-0.13544 ** (0.04827)	0.36809 ** (5.93)
第1次 金屬	0.32258 ** (0.02882)	0.0587 (0.04789)	0.26571 ** (4.75)
組立金屬	0.15593 ** (0.01973)	-0.05770 (0.04180)	0.21363 ** (4.62)
其他製造業	0.05728 (0.02967)	-0.09408 (0.04927)	0.15136 ** (2.63)
常 數	6.57703 ** (0.04714)	6.62336 ** (0.07064)	-0.04623 (-0.54)
R ²	0.46	0.34	
MSE	0.0821	0.1012	
N	3129	1984	

註: 1) $\hat{\beta}_u$ 와 $\hat{\beta}_n$ 항의 ()내 수치는 該當推定係數의 표준오차를, $\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_n$ 항의 ()내의 수치는 해당추정계수의 값을 각각 나타냄.

2) 종속변수는 ln(시간당 총임금)임.

3) ** 및 *는 각각 유의수준 1% 및 5%에서 유의적임.

있을 뿐만 아니라 통계적으로도 有意度가 높은 것으로 나타나고 있다.

노조유무별 임금구조의 차이를 파악하기 위해 제 1단계는 부분별 각 독립변수, 즉 學歷, 經歷, 企業規模 등의 추정계수가 兩部門 임금함수사이에 통계적으로 相異한가를 먼저 檢定하였다. 귀무가설은 모든 독립변수 X_j 에 대한 부분별 추정계수간에 $\beta_{uw} = \beta_{nw}$ 이다. 이를 위해서 〈表 1〉, 〈表 2〉에서 보이고 있는 추정방정식과 함께 전체표본에 대한 회귀방정식을 별도로 추정하여 구조차이

를 알아보는 F 검정을 시도하였다.⁸⁾ 계산된 F 통계량은 남자의 경우 13.47, 여자의 경우 8.54로 각각 나왔다. 이들 수치는 0.01% 유의수준에서의 $F(12, \infty) = 3.36$ 과 비교할 때 남녀 모두 노조유무별 각 임금함수의 推定係數가 모두 동일하다는 歸無假說이 수락될 수 없음을 제시해 주고 있다. 이는 노조유무별 임금함수의 추정계수가 통계적으로 유의하게 상이함을 말해주고 있다. 이러한 사실은 미국의 경우 Bloch and Kuskin(1978)에 의해서 그리고 한국의 경우 朴世逸(1984a)에서도 이미 확인된 바 있다.⁹⁾

다음 단계로서는 동일학력, 동일경력, 동일고용특징 내부의 勞組有無別 賃金分布(wage dispersion)의 차이를 알아보기로 한다. 단순회귀방정식에서 推定標準誤差, 즉, $\sqrt{\frac{\sum e_i^2}{n-k-1}}$ 를 자승한 평균자승오차(MSE)는 설명변수로 설명되지 않는 從屬變數의 분포를 의미한다. 따라서 노조조직사업장 임금함수의 추정 MSE_u 와 비조직사업장의 추정 MSE_n 의 크기를 비교함으로써 노조조직유무별 동일노동력에 대한 임금분포의 차이를 검토할 수 있게 된다. <表 2>와 <表 3>에서 알 수 있는 바와 같이 남자의 경우 $(MSE_u/MSE_n) = 0.73$ 이며, 여자의 경우 $(MSE_u/MSE_n) = 0.68$ 로 나타났다. 이것은 남녀 모두 조직사업장의 동일노동력에 대한 임금분포가 비조직사업장의 그것에 비해 分散의 程度가 작음을 말해주는 것이다. 이러한 사실은 朴世逸(1984a)의 연구에서도 이미 확인된 바 있다.

이상에서 우리는 조직사업장과 비조직사업장의 賃金決定 메카니즘이 전체적으로 같지 않다는 사실을 확인했다. 그러면 각각의 요인별로 구체적으로 어떠한 차이가 있는지를 부문별 각 해당설명변수의 추정계수의 차를 통해서 검토하기로 한다.¹⁰⁾

앞의 理論的 檢討에서 우리는 노동조합은 임금을 標準化시키는 활동전략을 채택할 가능성이 높음을 지적한 바 있다. 이는 노조유무별로 교육과 경력

8) F -통계량은 $F(k, n+m-2k) = \frac{(SSR_t - SSR_u - SSR_n)/K}{(SSR_u + SSR_n)/(n+m-2k)}$ 이다.

여기서 SSR_t 는 전사업장 임금함수의 잔차자승합을, SSR_u 는 노조조직사업장의 임금함수 잔차자승합을, SSR_n 은 비조직사업장 임금함수의 잔차자승합을 각각 나타내며, k 는 독립변수의 수, n 은 조직사업장 표본수, m 은 비조직사업장 표본수를 각각 나타낸다.

9) 보다 精巧한 推定方法을 동원하여 이 사실을 지지한 실증분석으로서는 Duncan and Leigh(1980)와 Stewart(1983)를 참조할 수 있다.

10) $(\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_n) / \sqrt{\hat{\sigma}_u^2 + \hat{\sigma}_n^2}$ 은 t 분포를 하게 된다.

〈表 3〉 勞組 有無別 賃金函數 推定結果 및 推定計數의 差(女子)

	勞組有($\hat{\beta}_u$)	勞組無($\hat{\beta}_n$)	差($\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_n$)
教 育	0.00994** (0.00279)	0.01884** (0.00238)	-0.00890* (-2.426)
經 歷	0.06116** (0.00335)	0.04674** (0.00377)	-0.01442** (-2.859)
(經 歷) ²	-0.00250** (0.00021)	-0.00136** (0.00030)	0.00114** (-3.113)
企業規模	0.00107 (0.00419)	0.02025** (0.00518)	-0.01918** (-2.878)
產 業			
飲食料品	-	-	-
纖維衣服	-0.08591** (0.01732)	-0.01192 (0.03169)	0.07399** (-2.048)
木材家具	-0.03858 (0.02465)	-0.20946** (0.05017)	-0.24804** (-4.437)
化 學	0.00164 (0.0347)	0.16702** (0.03640)	-0.16538** (-3.483)
非金屬礦物	0.20552** (0.02944)	-0.16793** (0.05771)	0.03759 (-0.580)
第1次 金屬	0.28497 (0.14583)	0.13822 (0.08459)	0.14675 (0.858)
組立金屬	0.02987 (0.01714)	-0.06853* (0.03198)	0.03866 (-1.065)
其他製造業	0.03621 (0.02668)	-0.02690 (0.03314)	0.06311 (1.483)
常 數	6.68385** (0.04370)	6.40533** (0.04326)	-0.27852 (4.529)
R ²	0.21	0.20	
MSE	0.0403	0.0596	
N	1816	2311	

註: 1) $\hat{\beta}_u$ 와 $\hat{\beta}_n$ 항의 ()내 수치는 該當推定係數의 표준오차를, $\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_n$ 항의 ()내의 수치는 該當推定係數의 값을 각각 나타냄.

2) 종속변수는 ln(시간당 총임금)임.

3) ** 및 *는 각각 유의수준 1% 및 5%에서 유의적임을 의미함.

에 대한 수익율이 낮게 될 것을 암시해준다. 賃金函數에서 교육과 경력의 추정계수는 각각의 한계수익율을 반영한다.¹¹⁾

먼저 교육에 대한 수익률의 차이를 검토해 본다. 남자의 경우 교육에 대한 수익율이 노조유무별로 거의 차이가 없게 나타나고 있다. 이것은 앞의 標準化假說과 附合된다고 할 수 없다. 그러나 본 연구의 사용자료가 생산직에 국한되고 있어 교육에 대한 수익율이 상대적으로 낮게 推定되고 있는 사실을 감안

11) Mincer(1958)의 古典의 研究를 참조할 것.

할 때 본 推定値만으로써는 노동조합이 학력간의 격차를 緩和시키는 역할을 하지 않고 있다고 단정하기는 어렵다. 우리나라의 학력간 격차문제는 高卒 이하와 大卒간의 격차문제가 가장 핵심적 내용임은 잘 알려진 사실이다. 그러나 본 연구의 추정치에는 행정전문직에 소속되고 있는 대졸자들이 모두 除外되고 있음에 유의할 필요가 있다. 그러나 여자의 경우는 노동조합이 學歷間 隔差를 완화시키고 있음을 알 수 있다.

일반적으로 노동조합은 先任權原則 (seniority rule)을 강조하게 되어 조직부문의 노동자들은 現場訓練投資를 상대적으로 덜 필요로 하는 경향이 있다. 그러므로 노동조합은 임금방정식에서 經歷-賃金曲線 (experience-earnings profile)을 완만하게 만드는 요인으로 작용하게 된다. 본 연구의 추정치에서도 이 주장이 뚜렷하게 부합됨을 보여주고 있다. 즉 組織部門의 경력기울기가 非組織部門의 그것보다 절대치가 크다. 그러나 經歷-賃金曲線의 최고점은 조직부문이 22.6년, 비조직부문이 17.8년으로 추정되고 있어 어느 한 부문의 곡선이 상대적으로 완만함을 말해주지 않고 있다. 한편 여자의 경우에는 經歷-賃金曲線의 기울기가 비조직부문에서 상대적으로 작은 반면, 곡선의 최고점은 반대로 조직부문에서 먼저 도착하고 있어 (12.2년 對 17.2년),¹²⁾ 역시 일관성있는 예측을 제시해 주지 않고 있다. 미국의 경우 Bloch and Kuskin (1978), Duncan and Leigh (1980)에 의해서 그리고 영국의 경우 Stewart (1983)에 의해서 노동조합이 經歷-賃金曲線을 보다 완만하게 만들고 있는 사실이 실증적으로 지지되었던 연구결과에 부합되지 않고 있다. 이는 우리 노동시장에서 노동조합활동의 威脅效果가 큰 결과라고 하기보다는 노동조합의 역할이나 기능이 아직은 그 역사가 日淺한 것이 주요한 원인이 되고 있다고 판단된다. 尙後 활발한 노조활동의 경험이 누적될수록 노조조직부문의 임금경력곡선은 비조직부문의 그것에 비해 相對的으로 보다 완만한 형태를 갖게 될 것으로 예상된다.

임금결정과정에서 企業規模效果와 勞動組合效果는 混在하여 나타나는 경우가 많다. 이러한 사실은 대부분의 실증분석에서 勞動組合效果를 통제하고 나면 기업규모효과의 상대적 규모가 크게 축소되는 현상에서 잘 나타난다. 본 연구의 推定結果는 우리나라에서 기업규모가 賃金決定에 있어서 중요한 요인임은 推定係數의 높은 통계적 유의성에서 뚜렷히 浮刻됨에서 알 수 있다. 그

12) 經歷-賃金曲線의 최고점은 추정회귀식에서 $\frac{\partial (\ln W_i)}{\partial (\exp)} = 0$ 를 만족시키는 經歷年數를 말함.

러나 노동조합 유무별 기업규모효과는 남자와 여자의 경우 相異하게 나타나고 있다. 추정임금함수의 企業規模 係數는 임금의 規模彈力性을 나타낸다. 임금의 규모탄력성이 組織事業場의 경우 남자, 여자 각각 0.9%와 0.1%인데 반해 비조직 사업장의 탄력성은 각각 2.7%와 2.0%로서, 비조직사업장의 경우가 훨씬 크다. 또한 組織有無別 규모탄력성의 차이는 남자, 여자의 경우 모두 높은 통계적 유의성을 보여주고 있다. 노조유무별 임금의 기업규모탄력성의 이 같은 상이점은 미국의 경우 이미 Bloch and Kuskin(1978)에서 밝혀진 바 있다. 현재 우리나라 勞動組合이 대기업을분에서 보다 활성화되고 있음은 주지의 사실이다. 또한 企業別 勞動組合組織을 갖고 있는 우리나라 노동조합의 구조적 특성에서 나타나는 組織利己主義 현상을 고려할 때 대규모 사업장일수록 노조의 賃金效果가 상대적으로 크게 된다. 따라서 본 연구의 추정결과는 이 같은 현실과 부합되는 것이라고 할 수 있다.¹³⁾

이어서 産業別 賃金隔差에 미치는 노동조합의 효과를 본다. 남자의 경우 조직사업장의 산업더미 推定係數가 非組織事業場의 그것에 비해 대부분 통계적 유의성을 가지면서 크게 나타나고 있어 노동조합이 産業別 賃金隔差를 확대시키는 작용을 하는 것으로 나타났다. 그러나 여자의 경우에는 오히려 남자의 경우와는 반대로 노조가 산업별 임금격차를 全般的으로 완화시키고 있는 것으로 나타났다. 勞組組織有無別로 산업별 임금격차가 남녀간에 차이를 보이는 것은 남자에 비해 여자노동시장의 産業別 差異가 상대적으로 적은 것에서 연유된다고 할 수 있을 것이다. 그러나 이에 대한 보다 정확한 설명을 얻기 위해서 더 깊은 追加研究가 필요하다고 하겠다.

마지막으로 사업장의 종업원 1인당 平均附加價値로 표시한 생산성이 어느 정도 임금에 반영되고 있으며 그것의 조직유무별 차이는 어떠한지를 검토해 보기로 한다. 일반적으로 事業體 1인당 平均附加價値는 종업원구성의 특징, 資本裝備率, 業種特徵, 事業場組織特性 등을 포함하여 여러 가지 요인에 의해 결정된다고 볼 수 있다. 그러나 특히 한국과 같이 기업별 노조조직구조 하에서 노동조합운동이 활성화 될 경우 1인당 부가가치의 임금에의 반영정도는 조직부문에서 더 클 것으로 예상된다. 이것은 또한 기업이 갖는 獨占의 地代에

13) 여기서 우리가 유의해야 할 사항은 임금은 근로자가 받는 총보수의 중요한 부분이기 는 하지만 전부는 아니라는 사실이다. 대기업 노조는 현금급여보다는 부가급여 증대에 더 많은 관심을 갖는 경향이 있다. 따라서 總報酬를 감안할 때 조직부문의 규모효과가 비조직부문의 그것에 비해 반드시 작을 것이라는 豫斷은 문제가 있게 된다.

〈表 4〉 勞組有無別 事業場 平均生産性이 賃金決定에 미치는 影響

區 分	男 子			女 子		
	勞組有($\hat{\beta}_u$)	勞組無($\hat{\beta}_n$)	差($\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_n$)	勞組有($\hat{\beta}_u$)	勞組無($\hat{\beta}_n$)	差($\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_n$)
ln(時間當總賃金)	0.06810** (0.00723)	0.05145** (0.0107)	0.01665* (1.28)	-0.00171 (0.0070)	0.05330** (0.0078)	-0.05501 (-5.21)
ln(年間特別給與)	0.29410** (0.0189)	0.2153** (0.0330)	0.07884* (0.07)	0.1648** (0.0295)	0.1525** (0.0331)	0.01226 (0.276)

註：1) 〈表 1〉와 〈表 3〉에서 제시되고 있는 임금함수 모형에 生産性變數를 獨立變數로 추가하여 추정한 경우의 生産성 변수에 대한 추정계수를 나타냄.

2) $\hat{\beta}_u$ 와 $\hat{\beta}_n$ 의 () 수치는 해당추정계수의 표준오차를, $\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_n$ 의 ()수치는 해당추정계수의 t값을 각각 나타냄.

3) ** 및 *는 生産성 변수에 대한 추정계수가 1%와 5%에서 각각 有意的임을 의미함.

대한 노동자의 몫이 조직부문에서 상대적으로 더 클 것으로 예상한 앞의 이론적 논의의 시사점에 부합되는 것이다.

이 가설을 組織有無別 賃金函數 推定을 통해서 검토하기 위해 설정된 임금함수에 사업장의 1인당 부가가치액을 대수로 변화시켜 추가로 임금함수에 독립변수로 포함시켜 추정하였다. 따라서 生産性變數를 추가시킨 임금함수에서 生産성변수의 추정계수는 일반적인 勤勞者特徵 및 雇傭特徵을 통제시킨 후의 임금의 事業場生産性에 대한 탄력성을 나타내는 것으로 해석할 수 있다.

노조유무별 生産성변수의 추정계수가 〈表 4〉에 보고되고 있다. 平均生産性은 개인 및 고용특징을 통제한 후 임금을 인상시키는 작용을 하고 있음을 먼저 알 수 있다. 특히 남자의 경우 조직사업장의 추정계수가 비조직사업자의 그것에 비해 상대적으로 클 뿐만 아니라 양 계수의 차는 또한 통계적으로 有意함을 보여주고 있다. 그러나 여자의 경우에는 1인당 生産성이 賃金의 주요한 決定因子로 나타나고 있으나 남자의 경우와는 달리 組織有無別로 뚜렷한 차이를 보여주고 있지 않다. 그러나 이러한 生産성의 차이는 단순히 임금을 결정하는데 중요한 因子이면서도 자료의 제약으로 제외되고 있는 요인을 또한 반영할 수도 있어 이에 대해서는 향후 보다 더 많은 연구가 요구된다고 판단된다.

2. 相對的 賃金效果

앞 항에서는 우리는 조직유무별 賃金決定 메카니즘의 차이 및 격차를 검토

했다. 이어서 노동조합의 相對的 賃金效果의 추정결과를 검토한다.

노동조합의 상대적 임금효과는 여러 가지 방법으로 계산될 수 있다. 가장 단순한 방법은 全體標本을 대상으로 勞組有無더미變數를 포함하는 임금함수의 추정을 통해서 얻을 수 있다. 그러나 이 방법은 이미 우리가 앞 항에서 알 수 있었던 바와 같이 組織事業場과 비조직사업장간에 임금결정메카니즘이 상이할 경우 相對效果 추정치의 嚴密性에서 문제점을 갖게 된다. 이러한 短點을 보완하기 위해서 조직유무별 별도 임금함수의 추정결과를 이용하여 제 3절에서 제시된 방식으로 추정된 상대임금효과가 <表 5>에 제시되고 있다.

상대임금효과를 앞의 식 (9)와 (10)에서 제시되고 있는 바와 같이 임금결정 메카니즘의 部門間 차이요인과 說明變數의 特徵 차이요인으로 구분해 보기 위해서 설명변수의 평균치를 표본전체, 조직부문, 비조직부문에 대해서 각각 계산하였다. <表 5>에서 제시되고 있는 바와 같이 이 중 어느 부문의 설명변수의 평균치를 사용하느냐에 따라서 상대임금효과는 상당한 變動(variation)을 보이고 있다. 식 (9)와 (10)에서의 부문간 임금결정메카니즘의 차이에 의한 요인은 설명변수의 平均값을 조직부문의 것으로 사용했을 경우에는 미미하지만, 비조직부문의 평균값을 사용하여 계산한 경우에는 오히려 單純더미변수 사용의 경우보다 크게 나타나고 있어 安定性을 보이고 있지 못하다. 따라서 현재의 추정치 만으로는 임금결정메카니즘의 부문간 差異에 의한 要因의 몫이 상대임금효과 전체에서 정확히 어느 정도 차지하는지에 대해 단정적인 결론을 내리기는 어렵다고 하겠다. 그러므로 표본전체의 평균을 사용하여 相對賃金效果를 검토하는 것이 현재로서는 가장 타당하다고 하겠다. 먼저 남자의 경우를 살펴보면 時間當 總賃金을 기준으로 조직부문은 비조직부문에 비해 2.8%의 임금프리미엄을 받고 있는 것으로 나타났다. 이것은 단순히 勞組더미변수를 이용한 추정치 5.4%와 비교할 때 상당히 작다. 이러한 사실은 더미변수를 이용한 상대임금효과 추정치는 임금결정메카니즘의 조직유무간 차이를 고려하지 않기 때문에 上向偏倚를 가져오게 됨을 암시해 주는 것이다. 노동조합 유무간의 상대임금효과는 賃金構成上 基本給에서 연유된다기보다는 보너스를 포함하는 연간 特別給與에 의해서 초래되고 있음은 年間特別給與에서는 노조의 상대임금효과가 무려 25%에 달하고 있는 사실에서 잘 밝혀지고 있다. 그러나 연간 특별급여의 경우에도 더미변수방법을 이용한 상대임금효과의 추정은 上向偏倚를 유발시키고 있는 것으로 나타나고 있다

〈表 5〉 勞動組合의 相對的 賃金效果

區 分	男 子				女 子			
	\bar{X}	\bar{X}_u	\bar{X}_n	노조더미 변수이용	\bar{X}	\bar{X}_u	\bar{X}_n	노조더미 변수이용
時間當總賃金	0.0278	0.0004	0.0718	0.0535	0.0342	-0.004	0.0599	0.0442
年間特別給與	0.2533	0.0183	0.4846	0.3146	0.0966	0.0015	0.1500	0.1621

註：1) \bar{X} 는 표본전체의 설명변수 평균값, \bar{X}_u 는 노조부문의 평균값, \bar{X}_n 는 비노조부문의 평균값을 각각 사용해서 계산한 값임.

2) 노조더미변수를 포함시킨 회귀식의 추정결과는 〈表 6〉을 참조할 것.

여자의 경우 시간당 總賃金基準의 노조의 상대임금효과는 3.0%로 나타났는데 이러한 부문간 상대효과는 남자의 경우와 같이 기본급에서보다는 年間特別給與의 差異에서 초래되고 있다(특별급여의 경우 10.0%). 또한 노조더미변수를 이용한 경우의 상대임금효과는 총임금의 경우에 4.4%, 보너스의 경우는 16.2%로 나타나고 있다. 따라서 여자의 경우에도 노조더미변수를 이용한 방법은 上向偏倚되고 있음을 보여준다.

단순한 더미변수를 사용한 相對賃金效果分析은 노조유무별 부문간의 임금결정메카니즘의 차이를 고려한 추정치보다 상향편의되고 있음은 미국의 경우 Bloch and Kuskin(1978)에서도 이미 제시되고 있으며, 또한 보다 精巧한 방법, 예를 들어 選擇偏倚 등을 조정한 경우에도 이러한 결론은 뒷받침되고 있다.¹⁴⁾ 최근 裴茂基(1990)는 여러가지 資料原을 동원하여 우리나라 노동조합의 상대임금효과를 더미변수방법을 이용하여 추정한 바 있다. 이 연구에서는 1988년도의 職種別賃金實態調査자료를 사용한 경우와 最低賃金審議會 개인자료를 사용한 경우 노조의 임금효과를 남녀 평균 각각 8.4%와 5.2%로 보고하고 있다. 이 결과는 본 연구의 더미변수를 사용한 相對賃金效果의 추정치와 대단히 유사하다. 따라서 裴茂基(1990)의 추정치는 엄밀히 말해서 상향편의의 문제를 內包하고 있다고 판단된다.

노동조합의 상대임금효과는 사용자료 및 推定方法에 따라 상당한 변동을 보인다. 그러나 대표적인 推定結果를 기준으로 볼 때, 미국의 경우 약 15%~25%로, 그리고 영국의 경우 약 25%로 추정되고 있다.¹⁵⁾ 본 연구에서 추정된 우리나라의 노동조합의 상대임금효과는 약 3%로서 이 수준은 미국과 영국

14) Lee(1978)과 Duncan and Leigh(1980) 등 참조.

15) Lewis(1986) 및 Layard(1978)을 참조할 것.

의 노동조합의 임금효과와 비교할 때 아직은 대단히 낮은 수준임을 알 수 있다. 이것은 또한 한국의 노동시장에서 노동조합의 獨占力 發揮가 상대적으로 선진국에 비해 아직은 미미한 수준에 있음을 암시하는 것이다.

VI. 結 論

본 연구에서 우리는 노동조합 조직부문과 비조직부문 사이에 임금결정메카니즘의 차이가 존재한다는 점을 강조하여 組織有無別 賃金構造效果와 相對賃金效果를 실증적으로 추정하고자 하였다.

추정결과는 본 연구의 전제를 대체로 지지하고 있음을 알 수 있었다. 특히 조직부문의 敎育과 經歷에 대한 收益率이 비조직부문의 그것에 비해 완만한 형태를 갖는 점을 알 수 있었다. 또한 사업장의 1人當 平均生産性の 임금에의 反映程度는 조직부문이 상대적으로 높아 노동조합이 창출된 부가가치 가운데 임금의 몫을 크게 하는데 肯定的인 역할을 하고 있음을 말해주고 있다.

〈表 6〉 勞動有無 더미변수를 사용한 경우의 賃金函數 推定結果

(時間當 總賃金)

	男 子	女 子
敎 育	0.2457(0.00198) **	0.00298(0.00192)
經 歷	0.56605(0.00213) **	0.05209(0.00241) **
(經 歷)	-0.00136(0.00010) **	-0.00167(0.00016) **
企業規模	0.02133(0.00395) **	0.02797(0.00346) **
產 業		
飲食料品	—	—
纖維衣服	0.04896(0.02201) *	0.00016(0.01620)
木材家具	-0.07835(0.02388) *	0.02582(0.02269)
化 學	0.28999(0.23455) **	0.16391(0.02087) **
非金屬鑛物	0.07368(0.02655) *	-0.16474(0.03156) **
第1次金屬	0.24126(0.02457) **	0.20059(0.05510) *
組立金屬	0.08773(0.02031) **	0.06618(0.01600) **
其他製造業	0.01112(0.02584)	0.06672(0.01924) *
勞組더미	0.05221(0.01047) **	0.04325(0.00805) **
常 數	6.50077(0.03687) **	6.56530(0.03187) **
R ²	0.42	0.26
MSE	0.0904	0.0488
N	5113	4127

註: 1) () 내의 수치는 추정계수의 표준오차를 나타냄.

2) ** 및 *는 각각 유의수준 1% 및 5%에서 유의적임을 의미함.

또한 부문간 임금결정메카니즘의 차이를 고려한 노동조합의 상대임금효과는 남자의 경우 2.5%, 여자의 경우 3.0%로 추정되었다. 이러한 상대임금효과의 추정치를 통상적인 더미변수를 사용한 경우의 相對賃金效果 推定値가 남녀 각각 5.4%와 4.4%임과 비교할 때, 더미변수를 이용한 통상적인 추정방법에 의한 상대임금효과 추정치는 上向偏倚가 초래되고 있음을 알수 있다.

본 연구에서 추정된 노동조합의 상대임금효과는 노동조합활동이 오래된 선진국의 그것에 비해서 대단히 낮다. 앞으로 노동조합활동이 더욱 活性化되면 노조의 相對賃金效果가 어느 정도 증대될 것으로 예상되나 현재 노동조합이 同一勞動力, 同一賃金의 原則을 크게 위협하고 있는 수준에 와 있다고 하기는 어렵다.

마지막으로 강조되어야 할 점은 본 실증연구는 노동조합의 임금효과에 대한 하나의 實證分析結果에 불과하다는 사실이다. 본 연구의 추정결과가 우리나라 노동조합의 임금효과를 정확하게 반영하는 것이라고 하기에는 標本의 代表性을 포함해서 여러 가지 문제를 내포하고 있다. 따라서 더 많은 事例研究가 축적되고 이러한 다양한 연구결과를 토대로 한 메타분석(meta analysis)과 같은 統合分析方法의 이용이 가능할 때 노동조합의 임금효과에 대한 보다 신빙성이 있는 實證推定値를 얻을 수 있을 것이다.¹⁶⁾

參 考 文 獻

1. 朴世逸, “勞動組合과 賃金 및 生産性,” 박원구·朴世逸, 『韓國의 賃金構造』, 韓國開發研究院, 1984a.
2. _____, “女性勞動市場의 問題點과 男女別 賃金隔差,” 박원구·朴世逸, 『韓國의 賃金構造』, 韓國開發研究院, 1984b.
3. 裴茂基, “勞動組合의 相對的 賃金效果,” 『韓國勞動研究』, Vol. 1, 創刊號, 1990
4. Bloch, F.E., and M.S. Kuskin, “Wage Determination in the Union and Nonunion Sectors,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 31 No. 2, Jan. 1978.

16) 미국의 경우를 대상으로 한 노조의 상대적임금효과에 대한 분석에 대해서는 Jarrell and Stanley(1990)를 참조할 수 있다.

5. Duncan, G.M., and D.E. Leigh, "Wage Determination in the Union and Nonunion Sectors; A Sample Selectivity Approach," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 34 No. 1, 1980
6. Farber, H. S., "The Analysis of Union Behavior," in O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 2, 1985.
7. Freeman, R., "Union Wage Practices and Wage Dispersion Within Establishments," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 36, Oct. 1982.
8. Freeman, R.B., and J.L. Medoff, *What Do Unions Do*, Basic Books Inc., Publishers, 1984.
9. Hirsch, B.T., and J.T. Addison, *The Economic Analysis of Unions: New Approaches and Evidence*, 1986.
10. Jarrell, S., and T.D. Stanley, "A Meta Analysis of the Union-Nonunionism Wage Gap," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 44, 1990.
11. Lee, L. F., "Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equation Model with Qualitative and Limited Dependent Variable," *International Economic Review*, Vol. 19 No. 2, Jun. 1978.
12. Layard, R., D. Metcalf and S. Nickell, "The Effect of Collective Bargaining on Relative and Absolute Wages," *British Journal of Industrial Relations*, 1978.
13. Lewis, H.G., "Union Relative Wage Effect," in O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 2, 1985.
14. Mincer, J.C., "Investment in Human Capital and the Personal Income Distribution," *Journal of Political Economy*, Vol. 66, 1958.
15. Oaxaca, R., "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets," *International Economic Review*, Vol. 14 No. 3, Oct. 1973.
16. Oi, W., "Labor as Quasi-Fixed Factor," *Journal of Political Economy*, Vol. 71, 1963.
17. Parsley, C.J., "Labor Union and Wage: A Survey," *Journal of Economic Literature*, Vol. 18, Mar. 1980.

18. Rosen, S., "The Theory of Equalizing Differences," in O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, 1985.
19. Stephen, B.J., and T.D. Stanley, "A Meta-Analysis of the Union-Non-union Wage Gap," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 44 No.1, 1990.
20. Stewart, M.B., "Relative Earnings and Individual Union Membership in the United Kingdom," *Economica*, Vol. 50, 1983, pp. 111~125.