賃金프리미엄의 決定要因

李 宗 勳

現 職場에서 받고 있는 賃金에서 機會賃金(opportunity wage)을 除한 것으로 定義되는 賃金프리미엄의 部門間 隔差가 기업의 支拂能力과 노동조합의 交涉力 중 어느 것의 차이로 더 설명이 잘 되는지 實證分析하였다. 實證結果에 의하면, 支拂能力의 指標로 사용된 準地代(quasi-rent)의 차이가 交涉力의 指標로 사용된 '準地代에서 차지하는 賃金프리미엄의 配分率(share)'의 차이보다 事業體間 임금프리미엄의 차이를 결정하는 데 더 중요한 要因이 된다. 또한 이러한 傾向은 1987년 이후의 勞使關聯 與件의 大變化에도 불구하고 1986년과 1988년에서 모두 觀察되는 것이다. 勞使關係 여건의 변화가 1988년 勞動市場이 1986년보다 相對的으로 二重構造化되는 데 미치는 影響은, 事業體間 交涉力의 差異를 심화시켜 사업체간 평균 임금프리미엄의 차이를 뚜렷하게 나타내는 방향이 아니라, 勞動組合의 '事業體內의 賃金平等化 戰略'을 통한 '準地代의 事業體內 分配의 平等化'의 方向으로 작용되었다.

그러므로 部門間 賃金隔差를 축소시키는 政策의 열쇠는 部門間 렌트의 差異를 調節하는 데서 찾아야 할 것이다. 國際競爭力에 기초한 렌트의 차이가 賃金프리미엄의 差異로 反映되는 것은 產業構造調整을 促進시킨다는 의미에서 바람직한 것이다. 따라서 부문간 賃金隔差를 縮小하기 위한 政策은 獨寡占 및 不公正한 去來에 의한 렌트발생을 규제하는 產業政策을 통하여 실시되어야 한다.

Ⅰ. 머리말

勞使關係, 勞動市場 및 產業構造는 상호간에 영향을 주고 받는 有機的 關係에 있다. 1987년 이후의 勞使關係 與件의 변화와 產業構造의 변화는 노조의 交涉力과 기업의 支拂能力의 변화를 통하여 賃金決定에 영향을 미침으로써 勞動市場의 變化를 가져오고[1], 이러한 변화는 생산비용 구조의 변화와 인력수급 구조의 변화를 야기시킴으로써 다시 產業構造 調整의 必要性을 제고시킨다. 그러므로 앞으로의 산업구조 조정이 정부의 적극적인 산업정책을 통해 이루어질 때, 이것이

筆者 : 本院 硏究委員

1) 물론 1987년 이후의 노동시장 구조의 변화는 고령화, 여성화, 고학력화로 대표되는 노동공급측의 변화에 기인하는 측면도 있으나, 여기서의 노동시장변화는 노동수요 측면의 변화에 기인하는 것을 의미하

노동시장에 미치는 직접적인 영향은 무엇이며 또한 노사관계의 변화를 통하여 노동시장에 미치는 간접적인 영향은 여하한가에 대한 분석이 있어야만, 산업정책과 整合性을 가질 수 있는 노동정책의 방향을 제시할 수 있다고 생각된다.

이를 위해 본 연구는 우선 1987년 이후의 노동시장변화의 요인에 관하여 분석할 것이다. 1987년 이후의 노동시장의 변화에 대한 최근의 연구로는 勞動供給 側面에 초점을 맞추어 노동시장의 변화를 분석한 魚秀鳳(1991), 1989년 직종별임금실태자료를 이용하여 二重勞動市場假說을 통계적으로 검정한 李周浩(1992), 산업구조의 변화가 노동시장에 미치는 영향을 분석한, 즉 노동수요측면에 초점을 맞추어 노동시장의 변화를 살펴본 曺尤鉉(1991) 등이 있다. 본 연구는 노동수요 측면을 강조한 노동시장 분석에 기초하고 사업체를 분석단위로 삼았다는 점에서 기본적으로 曺尤鉉(1991)과 유사하나, 산업구조의 변화가 노동시장에 미치는 영향뿐만 아니라 동시에 노사관계의 변화가 노동시장에 미치는 영향도 분석한다는 점에서 曺尤鉉(1991)에서보다 더욱 엄밀한 분석을 시도하였다고 볼 수 있다[2].

本 硏究는 絶對賃金의 水準보다 賃金프리미엄(wage premium)에 焦點을 맞추어 분석하고자 한다. 賃金프리미엄은 現在 職場에서 받고 있는 賃金에서 機會賃金(opportunity wage)을 뺀 것으로 定義되며, 기회임금은 타직장에서 최소한 받을 수 있는 임금으로서 노동자의 一般的 人的資本屬性(general human capital characteristics)에 따라 달라진다. 따라서 임금프리미엄은 주로 근로자 개인의 고유 속성보다는 그 근로자가 속해 있는 事業體 및 勞組의 特性에 의해 決定될 것이다. 때문에 노동공급 측면보다는 노동수요 측면에 초점을 맞추어 노동시장의 변화를 보고자 하는 본 연구에서는 임금총액보다 임금프리미엄의 분포에 초점을 맞추는 것이 더 적절할 것이다.

구체적으로 본 연구는 1986~88년 3년간의 임금결정 과정에 있어서, 부문간 임금프리미엄의 차이가 企業의 支拂能力과 勞組의 交涉力 중 어느 것의 차이로 더 설명이 잘 되는지 분해하여 그 효과를 보고자 한다. 물론 高賃金引上 추세는 1987년 이래 최근까지 지속되지만 자료의 제약으로 分析期間을 1986~88년에 국한시기고자 한다. 그러나 짧은 이 기간이 국제수지 흑자 기록으로 대표되는 유례 없는 好況과, 1987년 6·29 선언 이후의 노사분규건수의 급격한 증가와 활발한 노동조합 조직활동 등으로 나타난 勞使關係의 變化를 동시에 경험한 시기이기 때문에, 기업의 지불능력의 변화와 노조의 교섭력 변화가 자료에 반영되기에는 충분한 기간이라고 생각된다. 그리고 임금프리미엄, 노조의 교섭력 및 기업의 지불능력의 분포는 각각 노동시장, 노사관계, 산업구조를 반영하는 것으로 간주될 수 있다. 따라서 임금프리미엄에 대한 영향을 교섭력을 통한 효과

는 것이다.

2) 曺尤鉉(1991)은 $(dRATIO/dZ)\cdot(dW/dRATIO)$의 분석이다(단, Z는 외생변수 벡터이고, $RATIO$는 사업체내의 저임금근로자 비중임). 그런데 여기서의 $RATIO$는 결국 기업의 지불능력과 노조의 교섭력의 효과가 혼합된 변수이다. 따라서 본 연구는 (d교섭력$/dZ$)·(dW/d교섭력)과 (d지불능력$/dZ$)·(dW/d지불능력)로 구분하여 분석하고자 한다.

와 지불능력을 통한 효과로 구분하는 본 연구의 분석은 우리나라 노동시장 변화의 원인을 밝히는 하나의 시도가 될 수 있을 것이다. 또한 이는 앞으로의 산업구조의 변화가 노동시장의 변화에 미칠 영향을 예측하는 데 중요한 정보를 제공할 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 II章의 이론적 배경에서는, 임금프리미엄의 源泉으로서 기업의 지불능력(ability to pay)과 노조의 교섭력(ability to make pay)의 2요소를 제시하는 렌트配分模型(rent-sharing model)에 입각하여[3], 임금프리미엄을 기업지불능력의 지표가 될 수 있는 準地代(quasi-rent)와 노조교섭력의 지표가 될 수 있는 렌트配分率(rent-sharing)로 분해하는 Abowd(1989)의 企業價値分割(division of enterprise value)에 관한 이론을 설명한다. 그리고 산업구조와 노사관계구조 변수들이 임금프리미엄의 결정요인이 되며 그 영향전달의 媒介變數는 바로 기업지불능력과 노조교섭력이 된다는 소위 市場構造假說(market structure hypothesis)에 기초하여, 본 연구에 사용될 자료에서 이용 가능한 構造變數(決定要因)들이 어떠한 채널을 통하여 임금프리미엄의 결정요인이 될 수 있는지 이론적으로 설명할 것이다.

III章에서는 임금프리미엄 分布의 변화를 통하여 최근 勞動市場의 變化를 分析한다. 특히 二重勞動市場化의 여부를 살펴본다. 1989년의 우리나라 노동시장은 과거와는 달리 뚜렷한 二重構造의 모습을 보인다는 曺尤鉉(1991)과 李周浩(1992)의 연구결과와 연관지어, 1986년과 1988년의 임금프리미엄의 분포를 서로 비교함으로써 이중노동시장화 가설에 대한 논의를 다시 한번 전개할 것이다[4]. 먼저 본 연구에서 사용된 資料의 성격과 代表標本 抽出方法에 대해 설명하고, 이 자료를 이용하여 임금프리미엄, 準地代 및 교섭력(렌트배분율)을 계측한 후, 임금프리미엄의 분포에 기초하여 高賃金業體와 低賃金業體의 分布를 살펴본다. IV章에서는 임금프리미엄의 결정요인을 분석할 것이다. 먼저 分散分析으로 사업체간 평균 임금프리미엄의 차이가 準地代의 차이와 交涉力의 차이 중 어느 것으로 더욱 잘 설명될 수 있는지 비교해 볼 것이다. 또한 이 분석의 결과를 1986년과 1988년간에 비교해 봄으로써, 1987년의 노사관계의 대변화가 교섭력의 설명력을 급격히 높이는 등의 구조적인 변화를 가져왔는가의 문제에 대해서도 검토해 볼 것이다. 그리고 III章의 내용과 연관된 것으로, 準地代 및 交涉力의 차이가 노동시장의 각 부문에 속하게 될 확률에 미치는 영향을 '로짓회귀분석'(logistic regression)의 결과를 이용하여 계산함으로써, 임금프

3) 이를 상대적 교섭력 모형(relative bargaining power model)이라 하기도 함.

4) 李周浩(1992)는 個人別 資料를 이용한 분석으로서 高賃金部門과 低賃金部門을 勤勞者集團으로 구분한 반면에, 曺尤鉉(1991)은 한 사업체에 고용되어 있는 근로자의 임금분포를 기초로 하여 事業體를 基準하여 高賃金部門과 低賃金部門을 區分하였다. 본 연구는 기본적으로 曺尤鉉(1991)의 분석방법과 동일하다. 賃金프리미엄의 決定要因을 분석하기 위해서는 사업체를 기준으로 노동시장을 구분하는 것이 더 적절한 분석이 될 것이기 때문이다. 그러나 본 연구는 사업체에 고용되어 있는 근로자의 임금분포를 기준으로 한 曺尤鉉(1991)과는 달리 임금프리미엄 분포를 기초로 하여 고임금업체와 저임금업체를 구분하였으므로, 人的資本屬性의 差異에 起因하는 근로자 임금분포의 사업체간 차이를 考慮해 주지 못했던 曺尤鉉(1991)의 限界를 克服할 수 있었다.

리미엄 결정요인이 노동시장 변화에 미치는 영향을 직접적인 確率分析으로 밝혀보고자 한다. 마지막으로 準地代, 교섭력 및 임금프리미엄 각각을 II章에서 소개된 外生的인 構造變數들에 회귀분석함으로써, 구조변수들의 임금프리미엄에 대한 영향을 렌트를 통한 효과와 교섭력을 통한 효과로 구분해 볼 것이다. 그리고 이러한 分析結果를 1986년과 1988년의 경우에 서로 比較해 볼 것이다. 여하튼 이상의 임금프리미엄 결정요인에 관한 분석은 노동시장의 변화가 산업구조의 변화와 노사관계의 변화 중 어느 것으로 더 잘 설명될 수 있는지, 즉 勞動市場 變化의 原因分析을 가능케 하는 것이고, 앞으로의 산업구조의 변화가 노동시장의 변화에 미칠 影響을 豫測하는 데 중요한 情報를 제공하는 것이 될 것으로 기대한다.

마지막 V章에서는 實證分析 結果를 요약하고 政策的 含意를 제시하고자 한다.

II. 理論的 背景

1. 賃金프리미엄의 分解

렌트배분모형에 의하면, 임금프리미엄은 企業의 支拂能力과 노조의 交涉力에 의해 결정된다. 本節에서는 Abowd(1989)의 모형에 의거하여 임금프리미엄을 상기의 두가지를 나타내는 변수로 분해해 보고자 한다.

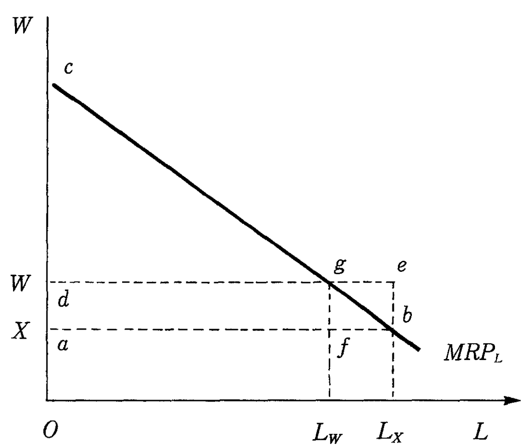
먼저 기업의 지불능력을 나타내는 변수로는 기업의 準地代(quasi-rent)를 고려해 볼 수 있다. 여기서 準地代란 賣出收入(sales revenue)에서 變動的 生産要素의 機會費用(opportunity cost of mobile factors)을 除한 것으로 정의된다. 따라서 準地代는 결국 기업의 이윤과 종업원의 임금프리미엄으로 配分된다[5]. 한편 노동자의 교섭력을 실현된 準地代 중 임금프리미엄으로 배분되는 비율로 정의해 보자. 그러면 임금프리미엄은 기업의 지불능력을 나타내는 準地代와 노조의 교섭력을 나타내는 配分率로 분해될 수 있는데 그 항등식은 다음과 같다.

$$\boxed{\text{賃金프리미엄} = \text{準地代} \cdot \text{配分率}}$$

이제 準地代와 配分率의 개념을 그림으로 설명해 보자.

[圖 1]에서 나타나듯이, 機會賃金이 X이고 고

[圖 1]



5) 단, 이때의 이윤은 회계장부상의 이윤이다. 여기서 자본의 기회비용, 즉 그 기업의 자본시장에서의 판매가치(resale value)를 除한 것이 경제적 이윤이다.

용이 L_X에서 결정된다고 할 때[6] 準地代(QR)는 abc가 된다. 그리고 만약 임금수준이 W에서 타결되면 임금프리미엄은 $abed$이고 기업이윤은 $abc-abed$가 된다. 그리고 고용이 L_X가 아닌 L_W에서 결정되더라도[7] 準地代(QR)$=afgc$, 임금프리미엄(WP)$=afgd$, 기업이윤(PR)$=dgc$, 교섭력(BP)$=afgd/afgc$가 된다. 즉 교섭력을 배분율로 정의하는 것은 어떠한 교섭모형에서도 논리적 타당성을 가질 수 있다. 이를 수식으로 알아보면, $QR=abc=R-X$(단, R=종업원 1인당 純收入, 純收入＝販賣收入－原材料費用)라면, $WP=W-X$, $BP=(W-X)/(R-X)$로 나타낼 수 있다. 여기서 중요한 사실은 妥結賃金水準 W는 $BP \cdot W_H+(1-BP) \cdot W_L$의 式으로 나타낼 수 있다는 것이다. 여기서 W_H은 QR가 모두 노동자의 임금프리미엄으로 배분될 때의 임금으로 $W_H=R$이고, W_L은 QR가 모두 기업의 이윤으로 배분될 때의 임금으로 $W_L=X$이다. 즉 타결임금수준은 上限賃金水準인 W_H와 下限賃金水準인 W_L의 加重平均으로 항상 나타낼 수 있고, 이때의 加重値는 바로 노동자의 交涉力이다. 이것은 BP를 配分率로 정의하는 것이 合理的인 根據가 있음을 立證하는 것이다[8].

본 연구에서 정의된 교섭력의 개념은 통상적으로 인식되는 교섭력과는 의미가 다를 수 있다. 예컨대, 노동조합이 기회임금 수준 이상으로 임금인상을 요구할 경우 기업이 이를 수용하고 대신 추가 人件費 부담을 價格에 轉嫁시킨다고 할 때, 본 연구에서는 임금프리미엄의 주요 원천을 노조의 교섭력이 아닌 기업의 지불능력으로 파악하는 것이다. 즉 事前的으로는 노조의 강력한 요구에서 임금프리미엄이 비롯되었다고 생각할 수 있겠으나, 事後的으로 파악하면 임금프리미엄은 독점적 지위에서 비롯된 추가적인 準地代의 증가에 그 원천이 있다고 보는 것이 더 타당하다고 생각된다. 위의 예는 결국 獨占企業이 먼저 독점적인 렌트를 확보해 놓고 이를 모두 노조의 임금프리미엄으로 배분하는 경우와 事後的으로는 같기 때문이다. 그리고 노조의 임금인상요구가 있더라도 기업이 추가의 인건비 부담을 상품시장으로 전가하지 못하는 경우는 (우리의 모형에서) 노조의 교섭력의 증가로 반영되는 것을 생각하면 더욱 그러하다.

또 다른 예로서, 效率性賃金(efficiency wage)의 개념과 관련하여 임금프리미엄을 논의할 수 있다. 물론 효율성임금에 의한 임금프리미엄의 발생은 렌트배분모형과는 기본적으로 다른 시각에서 임금프리미엄을 파악하는 것이다. 그러나 이것도 본 연구의 임금프리미엄의 분해식에서 렌트배분모형과 같이 설명될 수 있을 것으로 생각된다. 즉 準地代가 동일하다고 하더라도 노동자를 監督(monitor)하기 힘든 기업에서 그렇지 않은 기업에서보다 임금이 더 높을 수 있는데, 이

6) 기업의 준지대가 극대화될 때, 즉 強效率性交涉模型(strongly efficient bargaining model)을 가정할 때이다.

7) 즉 獨占勞組模型(monopoly union model)을 가정할 때이다.

8) 李相憲(1990)의 연구는 妥結賃金引上率＝α·(勞組의 最初要求率)＋$(1-\alpha)$·(使用者의 最初提示率)의 α를 노조의 交涉力으로 定義했는데, 이는 표면적으로 나타나는 勞動組合의 鬪爭成果를 반영하는 政治·社會的인 交涉力의 指標로는 적당할지 모르겠으나, 임금프리미엄의 한 源泉으로서의 交涉力을 정의하는 데에는 적절하지 못하다고 생각된다.

러한 효율성임금은 설사 그 기업에 노동조합이 조직되어 있지도 않고 노동조합이 적극적으로 賃金交涉을 하지 않더라도 결국 (본 연구의 정의에서와 같이) 노동조합의 교섭력의 차이로 반영될 수 있기 때문이다.

2. 市場構造假說

本節에서는 산업구조와 노사관계 변수들이 임금프리미엄의 결정요인이 되며 그 영향전달의 매개변수는 바로 기업지불능력과 노조교섭력이 된다는 市場構造假說에 기초하여, 본 연구에 사용된 자료에서 이용가능한 構造變數(결정요인)의 소개와 더불어 이 변수들이 어떠한 채널을 통하여 임금프리미엄의 결정요인이 될 수 있는지 설명하고자 한다.

시장구조가설은 임금프리미엄이 기업의 지불능력과 노조의 교섭력에 의해 결정된다는 렌트배분모형에 기초한 가설로서, 非競爭的 商品市場을 가진 산업에서 노동조합이 효율적으로 組織될 때 그 산업의 임금프리미엄이 가장 크다는 가설이다.

먼저 기업의 支拂能力을 결정하는 네가지 要因에 대해서 알아보자. 첫째, 기업의 市場支配力이다. 경쟁적인 시장의 기업에 비하여 독과점 기업은 노동비용의 상승을 마크업을 통해 소비자에게 전가할 수 있으므로 지불능력이 커진다. 둘째, 기업의 非限界性 여부이다. 非限界的 企業(intra-marginal firm)이란 현재 正의 經濟的 利潤으로 경영되는 기업으로 정의되며, 그 산업에 새롭게 진입하는 기업은 기존진출기업의 限界價格賦課戰略(limit pricing strategy)으로 인하여 0의 경제적 이윤에서만 경영가능한 경우를 의미한다. 소위 성공기업을 의미하며, 실패기업은 진작에 그 산업에서 퇴출되었을 것이라고 가정하는 것이다. 셋째, 산업의 規制 여부이다. 정부에 의한 가격규제와 법적인 독점의 보장이라는 두가지 요소로 대표되는 규제산업에서의 기업은 기본적으로 비한계적 기업일 것이다. 넷째, 단일노조에 의하여 조직화된 경쟁적 산업에서의 기업의 경우이다. 경쟁적인 산업의 기업이라도 그 산업의 거의 모든 기업이 하나의(혹은 서로 협조적인) 노동조합에 의하여 조직화되어 있을 경우, 노조의 임금인상전략에 의하여 상품가격이 결정되고, 이때 발생되는 초과렌트는 모두 임금프리미엄으로 수용될 것이다. 산업별 노조체제를 가진 경우에 이 효과는 더욱 두드러질 것으로 예상되며, 우리나라의 경우에도 노조간의 암묵적인 연대가 존재하게 되면 이 효과가 있을 수 있다고 본다. 이제 上記의 네가지 요소를 고려해 볼 때 본 연구에서 사용될 자료(「賃金實態調査」)에 포함된 변수들 중에서 기업의 支拂能力, 즉 準地代의 결정요인으로 간주될 수 있는 변수들을 정리하면 〈表 1〉과 같다.

한편 노동자의 교섭력은 노동자들이 효율적으로 조직화될 경우에 커질 것이다. 따라서 노조의 組織有無 및 노조의 組織率(노조원수/종업원수), 노동자의 結束力, 雇傭安定性 혹은 勞動需要彈力性, 罷業의 威脅效果, 人的資本의 特性上의 기타변수 등이 勞組 交涉力의 주요 決定要因이 될 것이다.

이제 본 연구에서 사용될 자료에 포함된 변수들 중에서 노조의 교섭력의 결정요인으로 간주될 수 있는 변수들을 정리하면 〈表 2〉와 같다.

〈表 1〉 準地代의 決定要因

市場構造變數	市場支配力의 代用變數(proxy)
CR[1]	産業集中度(본 연구에서는 $CR3$를 사용)가 높은 産業일수록 獨寡占렌트가 클 것임. 그리고 $CR3$와 獨占利潤에는 非線型關係가 있을 수 있으므로 $CR3$와 企業의 支拂能力에도 非線型關係가 있을 것으로 推測됨[2].
輸出比重	國際市場은 內需市場보다 훨씬 더 競爭的일 것이므로 輸出企業의 市場支配力은 內需企業에 비하여 작을 것임. 즉 輸出比重이 큰 企業일수록 企業의 支拂能力은 더 작게 될 것으로 推測할 수 있음.
企業變數[3]	
下請企業與否	下請企業은 그것이 國內下請이든 國際下請이든 수많은 潛在下請企業과 競爭하여야 하므로 母企業과의 契約에 從屬되는 경우가 많음. 따라서 하청기업의 支拂能力은 비하청기업에 비하여 작을 것임.
1人當 資産, 勞動費用 比重, 企業規模	從業員 1인당 資産이 클수록, (총생산비용 대비)勞動費用의 比重이 작을수록, 企業規模가 클수록 非限界的 기업일 가능성이 커지므로 기업의 지불능력이 더 클 것으로 예상됨.
從業員의 平均 勤續年數	勤續年數는 企業特殊的 人的資本水準을 反映하는 하나의 變數가 될 수 있으므로 다른 조건이 모두 같을 경우 平均勤續年數가 높을수록 勞動生産性도 높아지고 기업의 지불능력도 커질 것임.
交涉構造變數	
産業 勞組組織率	單一勞組 혹은 몇 개의 協同的인 勞組들의 聯合에 의하여 産業의 勞組組織率이 매우 높을 경우, 경쟁산업에서도 勞組의 賃金引上戰略이 價格에 轉嫁되어 초과렌트가 발생하므로 企業의 支拂能力은 높아짐. 단, 이때의 초과렌트는 노조가 거의 대부분 수용해 갈 것임.
企業 勞組組織率	支拂能力이 큰 企業일수록 노조 組織化의 目標(target)가 될 가능성이 높음. 때문에 기업의 높은 노조조직률은 그 기업의 현재 혹은 과거의 높은 렌트수준을 반영하고 있다고 생각됨.

註 : 1) $CR3$는 한국표준산업분류(KSIC)에서의 小分類(3-Digit) 산업별로 계산된 자료를 사용하였음.

2) Scherer와 Schmalensee가 지적하였듯이 $CR3$는 지역상품시장(local product market)의 여건과 시장개방의 경우 세계시장에서의 국내산업의 여건을 제대로 반영하지 못한다는(미국의 경우 전자는 신문산업, 후자는 자동차산업을 예로 생각할 수 있음) 비판을 받고 있음. 그러나 우리나라의 경우 소국이므로 전자의 문제는 그다지 우려할 필요가 없으며 후자의 문제는 수출비중으로 어느 정도 고려해 줄 수 있을 것으로 생각됨. 그리고 수입재침투효과(import penetration effect)까지 고려된 Adjusted-$CR3$를 이용한 결정요인분석은 차후에 시도해 볼 것임.

3) '정부보조'도 생각해 볼 수 있음. 독점기업이 노동비용의 증가를 상품가격을 통해 소비자에게 전가하듯이 정부보조를 받는 기업은 노동비용의 전가를 납세자에게 전가함. 그러나 본 연구에서는 자료의 제약으로 이를 고려해 주지 못하였음.

〈表 2〉 勞組 交涉力의 決定要因

市場構造變數	
輸出比重 (賣出額 對比)	商品市場의 範圍擴大는 勞動者間 競爭範圍의 확대를 의미하고 이는 要素價格均等化(factor price equalization)의 壓力으로 나타남. 따라서 輸出企業의 勞動者들은 內需企業의 勞動者에 비하여 다른 국가의 勞動者와 競爭해야 할 가능성이 커지므로, 다른 조건이 동일하다면 노동자의 交涉力이 작을 것임[1].
企業變數	
下請企業與否	下請企業의 勞動者는 수많은 潛在下請企業의 노동자와 競爭關係에 있게 되므로, 非下請企業의 勞動者에 비하여 交涉力이 작아질 가능성이 큼.
1人當 資産 勞動費用 比重	1人當 資産이 클수록, 勞動費用比重이 작을수록, 勞動需要가 非彈力的인[2] 동시에 높은 固定費用으로 인한 罷業損失이 커서 罷業 威脅效果가 크므로 교섭력이 더 커질 수 있음.
企業規模 (從業員數)	規模가 클수록 罷業威脅의 효과가 커지므로 교섭력이 커질 수 있다. 또한 監視費用을 크게 하여 效率性賃金이 적용되면 교섭력이 크게 나타나는 것으로 반영될 수 있음.
從業員 1人當 負債	동일한 營業利益下에서도 負債가 많을수록 營業外費用(예컨대 金融費用)이 높아져 經常利益이 적어지므로, 동일한 렌트에서도 노조의 임금인상 요구에 대한 사용자의 抵抗이 클 것이고 노동자의 교섭력은 떨어질 가능성이 있음.
離職率	높은 離職率은 우선 內部勞動市場의 不安定性을 반영한다. 내부노동시장이 불안정하면 企業特殊的 人的資本投資에 대한 潛在收益이 작아져서 이에 대한 기업의 투자가 미미하게 되고 이는 勞動需要를 彈力的으로 만들어 노동자의 교섭력을 작게 한다. 또한 높은 離職率은 勞動者間의 結束力(solidarity)을 弱化시켜 교섭력을 작게 함.
交涉構造變數	
企業 勞組組織率	勞組의 交涉力은 결국 交涉努力의 효율적인 集中效果와 罷業威脅의 효과에 기초하는데, 이 효과들은 組織率이 높을수록 커진다고 추측할 수 있다. 때문에 노조의 조직률이 높을수록 교섭력은 커질 것임.
産業 勞組組織率	산업내의 노조조직률이 높을수록 기업이 갖는 위협효과가 더 커지므로(특히 비노조 기업의 경우) 노동자의 교섭력이 더 크게 될 것임. 우리나라의 노조체계가 산별노조 체계가 아니더라도 소위 기업간 눈치보기 교섭의 準據가 同種業種 他企業의 임금이라면 산업내 노조조직률의 교섭력에 대한 효과는 더욱 클 것임.
從業員의 特性	
常傭勤勞者 比重	상용근로자는 임시근로자에 비하여 고용안정성이 더 크므로 상용근로자의 총근로자에 대한 비중이 높을수록 교섭력이 크게 됨.
平均 勤續年數	평균 근속연수가 높을수록 종업원에 투자된 기업특수적 인적자본의 스톡이 많아지며, 이는 종업원의 노동수요탄력성을 작게 만들어 사용자의 노조 임금인상요구에 대한 저항을 약하게 하므로 노동자의 교섭력이 커지게 됨.
男性勤勞者 比重, 年齡의 中間값	우리나라에서는 남성근로자일수록, 종업원 연령이 낮을수록 노동자의 투쟁성이 높은 경향이 있으므로 노동자의 교섭력이 더욱 커질 것으로 예상됨.

註 : 1) 또한 산업의 수입재침투효과도 고려할 수 있을 것인데 이는 차후의 연구과제로 돌리기로 함.
2) Marshall의 법칙을 의미하며 '중요하지 않은 것의 중요성'(the importance of being unimportant) 원칙의 표현임.

Ⅲ. 賃金프리미엄의 分布와 勞動市場의 變化

1. 資　料

본 연구는 「賃金實態調査」의 자료를 사용하였다. 最低賃金審議委員會(最審委)에서 1986~89년간 조사한 「賃金實態調査」는 근로자 個人別 조사와 그 근로자가 고용되어 있는 事業體別 조사가 竝行된 국내유일의 사업체-개인 패널자료라고 할 수 있다. 事業體別로 從業員의 機會賃金을 계산해 주어 平均 賃金프리미엄을 計算하고 이를 사업체의 特性과 연관지어서 분석해야 하는 본 연구에는 最審委의 「賃金實態調査」가 가장 적절한 자료라 할 수 있겠다.

그러나 「賃金實態調査」의 개인별 조사 原-Tape와 사업체 조사 原-Tape의 자료가, 종업원 5인이상 사업체를 全數調査한 『事業體 勞動實態調査報告書』(勞動部)를 기준으로 할 때, 우리나라의 勤勞者 分布와 事業體 分布를 대표한다고 생각할 수 없으므로, 본 연구에서는 자료의 대표성을 위하여 「賃金實態調査」의 原-Tape의 자료를 任意抽出하여 再構成한 個人샘플자료, 事業體샘플자료, 個人-事業體結合資料, 事業體-個人結合資料를 이용하였다. 단, 製造業만 대상으로 하였다.

個人샘플자료는 개인별 조사 原-Tape자료를 『事業體 勞動實態調査報告書』의 사업체규모별 근로자수 분포와 비슷하게, 그리고 事業體샘플자료는 사업체별 조사 原-Tape자료를 『事業體 勞動實態調査報告書』의 사업체규모별 사업체수 분포와 비슷하게 조정하면서 임의추출한 자료들이다. 단, 사업체수 분포는 종업원수 30인이상의 사업체만 대상으로 하였다. 개인샘플자료에서의 사업체규모별 근로자수 구성비와 사업체샘플자료에서의 사업체규모별 사업체수 구성비를 『事業體 勞動實態調査報告書』의 근로자 및 사업체의 규모별 구성비와 각각 비교한 것이 〈附表 1〉과 〈附表 2〉에 요약되어 있다.

그리고 개인별 자료와 사업체별 자료를 結合(merge)하면 통일되고 완전한 자료구성이 되는데, 個人-事業體結合資料는 개인샘플자료에 사업체별 조사 原-Tape자료를 결합시킨 것이고, 事業體-個人結合資料는 사업체샘플자료에 개인별 조사 原-Tape자료를 결합시킨 것이다.

2. 賃金프리미엄(WP), 準地代(QR) 및 勞組의 交涉力(BP)의 測定

가. 賃金프리미엄(WP)의 測定

임금프리미엄은 現 職場에서의 賃金水準에서 機會賃金을 뺀 것으로 정의된다. 따라서 기회임금을 어떻게 추정하느냐는 것이 임금프리미엄 측정의 주요 과제이다.

기회임금은 他職場에서 받을 수 있는 임금, 즉 노동시간의 機會費用(opportunity cost of time)이다. 그러므로 기회임금은 노동자의 일반적인 人的資本屬性에 따라 그 수준이 달라질 수 있다. 물론 관측되지 않는 異質的 要素(unobserved heterogeneity)로 인하여 人的資本屬性이 동일한 노동자 중에서도 機會賃金이 相異할 수 있겠으나, 인적자본속성이 같으면 기회임금의 수준도 같다고 가정한다. 한편 어느 노동자의 기회임금을 그 노동자가 勞動市場에서 받을 수 있는 평균임금으로 추정하는 것은 문제가 따른다. 왜냐하면 주어진 자료에서는 현재 취업중인 노동자의 표본만을 포함하므로 기회임금을 平均賃金으로 추정하는 것은 평균미만의 임금을 받는 근로자의 임금프리미엄은 負의 수준으로 가정하는 것이 되기 때문이다. 그러나 임금프리미엄이 負의 수준인 근로자는 진작 그 직장에서 離職했을 것으로 가정하는 것이 더 합리적일 것이므로 기회임금을 어느 근로자가 그의 人的資本屬性으로 노동시장에서 받을 수 있는 最小限의 임금으로 定義하고 이를 추정할 것이다[9].

기회임금은 人的資本變數-賃金 散布度의 最低點을 잇는 線型賃金函數의 推定으로 계산한다. 먼저 人的資本變數-賃金 散布度의 OLS推定에서 影響圈 밖의 데이터(uninfluential observations)를 먼저 제거한다[10]. 非影響圈의 변수가 제거된 산포도의 자료로 '線型制約條件下의 非線型最適化'모형을 위한 SAS프로그램을 이용하여 인적자본변수-임금 산포도의 최저점을 잇는 線型賃金函數를 추정한다. 즉 $\log W = X\beta + \varepsilon$이라고 할 때 $\varepsilon = \log W - X\beta \geq 0$의 선형제약조건하에서 $\varepsilon'\varepsilon = \Sigma(\log W_i - X_i\beta)^2$를 최소화하는 $\hat{\beta}$을 구하고 i의 機會賃金 $= \exp(X_i\hat{\beta})$으로 추정한다. $\hat{\beta}$의 값은 〈附表 3〉에 요약되어 있다. 〈附表 3〉에 의하면 인적자본변수의 회귀계수값이 1988년에 1986년보다 작게 나타난다. 이것은 1987년 이후 노동운동이 활성화되면서 성별, 학력별 임금격차 축소되고 下厚上薄의 임금교섭으로 경력연수별 임금격차가 축소되는 현상을 의미한다. 그러나 상수항은 1988년의 값이 1986년의 값보다 크게 나타나는데, 이것은 전반적으로 노동자의 交涉力이 증대된 노사관계 여건의 변화, 三低好況의 상품시장 여건, 人力不足의 노동시장 여건 등에 기인한다고 생각된다.

나. 準地代(QR) 및 交涉力(BP)의 測定

準地代는 賣出收入에서 變動生産要素의 機會費用을 뺀 것으로 정의된다. 변동생산요소의 機會費用은 결국 원재료, 에너지, 감가상각, 기타경비 및 노동의 기회비용을 의미한다. 이 중 노동을 제외한 모든 요소의 기회비용은 바로 기업의 財務諸表上의 값이 되겠으나, 노동의 기회비용은 임금비용이 아니고 기회임금비용인 것이 특징이다. 그러므로 準地代=(순매출액－제조원가－판매비 및 일반관리비＋임금비용－기회임금비용)으로 정의하는 것이 타당하다. 그런데 '販賣費 및 一般管理費'는 「賃金實態調査」의 사업체 조사표 항목에 포함되지 않아 직접적인 자료를 구할 수 없었으므로, 企業經營分析(韓國銀行)의 小分類産

9) 기회임금을 受諾賃金(reservation wage)으로 생각하고 우리의 근로자 표본을 斷絶된 표본(truncated sample)으로 간주하여 最尤度推定(maximum likelihood estimation)할 수도 있다. 이는 차후의 연구과제로 하려고 한다.

10) 각 資料의 회귀계수 推定에 대한 影響度를 계산하는 방법과 그것의 통계적 의미에 관한 설명은 SAS의 PROC REG에서 INFLUENCE의 OPTION에 대한 설명을 참조.

業別·企業規模別 '純賣出額 對比 販賣費 및 一般管理費의 比重'을 이용하여 추정한다. 즉 한 기업의 '판매비 및 일반관리비'는 그 기업의 순매출액에 그 기업이 속해 있는 (産業小分類 코드와 企業規模가 동시에 감안된) 範疇의 '純賣出額 對比 販賣費 및 一般管理費 比重'을 곱하여 계산한다.

勞組의 交涉力(BP)은 賃金프리미엄(WP)/準地代(QR)의 配分率로 정의되므로 임금프리미엄과 準地代가 추정된 후에 자동적으로 추정된다.

3. 勞動市場의 變化

가. 賃金프리미엄階層의 區分

본 연구는 曺尤鉉(1991)式의 분석, 즉 사업체를 분석단위로 한 노동시장구조분석을 시도하였다. 통상적인 노동시장구조분석은 개인별 자료를 이용한 賃金函數의 추정에서 人的資本變數의 回歸係數값의 차이 여부에 초점을 두는 것이다(李周浩(1992) 참조). 그러나 노동수요측면의 요인에 기인한 노동시장 변화를 밝히며, 산업구조 및 노사관계구조와 노동시장간의 관계를 분석하려면 사업체를 분석단위로 한 노동시장분석이 더 적합할 것으로 생각하였기 때문에 사업체를 분석단위로 하였다.

먼저 임금프리미엄의 분포에 대해 살펴보면, 개인샘플자료에서(즉 노동시장에서의) 각 개인의 임금프리미엄을 계산하여 그 분포의 주요 통계값을 요약한 것이 〈表 3〉에 나타나 있다.

事業體-個人結合資料에서 각 事業體內의 모든 근로자의 임금프리미엄을 계산한 후 '임금프리미엄이 中位값 未滿인 勤勞者의 事業體內 比重'을 계산하여(低賃金프리미엄 勤勞者 比重), 이 값이 25%미만인 사업체를 HH, 25%이상 50%미만인 사업체를 HL, 50%이상 75%미만인 사업체를 LH, 75%이상인 사업체를 LL로 계층분류한다.

사업체단위로 파악된 노동시장구조는 〈表 4〉에 정리되어 있다. 이를 보면, 1988년이 1986년에 비하여 相對的으로 二重構造化되는 현상을 보인다. 中位賃金프리미엄계층(HL과 LH)의 구성비는 작아지고 兩極端 임금프리미엄계층(HH와 LL) 사업체의 구성비는 커져서 1986년의 항아리형 구조가 화병형 구조로 되었다. 이것은 장구형 구조로 이행되는 과도단계로 생각될 수도 있을 것이다.

〈表 4〉의 사업체 샘플에서 準地代가 負의 부호이거나 배분율(임금프리미엄/準地代)로 정의

〈表 3〉 賃金프리미엄의 分布

(단위 : 원)

	평 균	중 간 값	표 준 편 차
1986	182,478	136,909	187,198
1988	216,412	164,375	189,148

資料 : 개인샘플자료.

〈表 4〉 賃金프리미엄階層別 事業體分布

(단위 : 사업체수, %)

	1986	1988
HH	429 (17.6)	367 (19.9)
HL	548 (22.4)	364 (19.8)
LH	794 (32.5)	522 (28.3)
LL	671 (27.5)	589 (32.0)
計	2,442 (100.0)	1,842 (100.0)

資料 : 사업체샘플자료.

〈表 5〉 賃金프리미엄階層別 事業體分布(단, $QR<0$, $B>1$인 사업체는 제외시킨 경우)

(단위 : 사업체수, %)

	1986	1988
HH	341 (17.6)	297 (18.6)
HL	439 (22.6)	318 (19.8)
LH	646 (33.2)	468 (29.3)
LL	517 (26.6)	517 (32.3)
計	1,943 (100.0)	1,600 (100.0)

資料 : 수정사업체 자료.

된 교섭력이 1보다 크게 나타난 샘플, 즉 負의 이윤을 가지는 사업체는 분석하기 곤란하므로, 이를 제외했을 경우의 임금프리미엄 계층별 사업체 분포를 보면(表 5 참조), 〈表 4〉와 질적인 차이가 없어 보인다. 단, 〈表 5〉의 *HH*의 구성비 크기가 〈表 2〉보다 약간 작아져서 *HL*의 구성비보다 약간 작게 나타나는 것이 다른 점이다. 요컨대, $QR<0$, $BP>1$의 샘플을 제외한 자료로만 분석하여도(이 자료를 수정사업체자료라 명명하자) 표본의 대표성에는 별 문제가 없을 것으로 사료된다.

이제 각 임금프리미엄계층별로 임금프리미엄, 準地代, 交涉力의 分布를 중간값을 중심으로 알아보면 〈表 6〉과 같다[11]. 우선 準地代를 관찰해 보면, 1986년과 1988년 어느 경우에나 高位賃金프리미엄계층에 속하는 사업체일수록 準地代가 더 큰 수준이다.

그러나 分配率로 정의된 교섭력을 보면 첫째, 1988년의 수치가 1986년의 수치보다 전체적으로 작은 수준이다. 이것은 1986~88년간에 준지대

11) 여기서 평균 대신 중간값을 보는 이유는 임금프리미엄이 右偏向의 非對稱的 분포를 가지므로, 평균보다는 중간값이 분포의 모양을 더 잘 반영할 것으로 생각했기 때문이다.

〈表 6〉 賃金프리미엄階層別 賃金프리미엄, 準地代, 交涉力의 中間값

(단위 : 원. 단, 교섭력은 단위없음)

계	층	HH	HL	LH	LL
1986	賃金프리미엄	284,129	190,765	135,870	88,878
	準地代	750,884	458,801	330,484	194,286
	交涉力	0.415	0.433	0.425	0.455
1988	賃金프리미엄	344,180	214,995	162,398	105,902
	準地代	1,348,229	617,820	503,994	330,675
	交涉力	0.244	0.364	0.323	0.312

註 : 여기서의 임금프리미엄은 사업체 단위로 계산된 종업원 평균 임금프리미엄임.
資料 : 수정사업체 자료.

가 2배 증가하여도 임금프리미엄은 2배 미만의 증가에 그친다는 것을 의미한다. 즉 1986~88년간의 '임금프리미엄의 증가'가 1987년을 기점으로 한 노동운동의 활성화에 기인한 노동자의 교섭력의 증대에 의존하기보다는 이 기간중의 호황으로 인한 準地代의 증가에서 비롯된 것을 의미한다. 그러나 이것으로 1986~88년간의 '賃金水準의 上昇'이 주로 準地代의 증가에 依存한다고 결론내릴 수는 없다. 왜냐하면 交涉力의 全般的인 增大로 機會賃金의 수준이 크게 上昇하여 전체 '賃金水準의 上昇'을 主導할 수도 있기 때문이다.

둘째, 交涉力을 階層別로 比較해 보면 1986년의 경우에는 고위임금프리미엄계층일수록 교섭력이 작아지고 반대로 1988년에는 고위임금프리미엄계층일수록 교섭력이 커지는 경향이 있다. 단, 1986년의 *HL*계층과 1988년의 *HH*계층은 예외적으로 나타나고 있어서 일률적으로 주장하는 것은 곤란하다[12]. 여하튼 한 시점에서의 노동시장의 구조에 미치는 영향을 보면, 1986년의 경우에는 노동시장에서의 임금프리미엄 계층 구분이 주로 準地代에 의존하는 반면에, 1988년의 경우에는 準地代뿐만 아니라 교섭력에도 의존하고 있다고 일단 추측할 수 있다.

나. 分散分析

이제 賃金프리미엄, 準地代 및 交涉力의 分散을 分解하여 階層內 분산효과(within variance)와 階層間 분산효과(between variance)로 구분해 보자. 그럼으로써 노동시장의 변화를 다시 한번 확인할 수 있고 그 변화의 원인을 파악할 수 있는 기회가 제공될 수도 있다.

전체분산의 분해식(decomposition)은 다음과 같다.

12) 더구나 1988년의 경향이 準地代와 교섭력간에 正의 상관관계가 있다는 것을 의미하지는 않는다. 왜냐하면 Ⅳ章의 실증분석 결과에서도 나타나듯이 準地代와 교섭력은 서로 負의 相關關係가 있고, 1988년 상관계수의 절대값이 1986년의 값보다 더 크게 나타나기 때문이다.

〈表 7〉 階層內 分散效果 比重(γ_W)

	1986			1988		
	임금프리미엄	준지대	교섭력	임금프리미엄	준지대	교섭력
γ_W	0.313	0.305	0.418	0.273	0.262	0.324

資料 : 수정사업체 자료.

$$\sigma_T^2 = \alpha_1\sigma_1^2 + \alpha_2\sigma_2^2 + \alpha_3\sigma_3^2 + \alpha_4\sigma_4^2 + \alpha_1\alpha_2(\overline{Z}_1-\overline{Z}_2)^2 + \alpha_1\alpha_3(\overline{Z}_1-\overline{Z}_3)^2 + \alpha_1\alpha_4(\overline{Z}_1-\overline{Z}_4)^2 + \alpha_2\alpha_3(\overline{Z}_2-\overline{Z}_3)^2 + \alpha_2\alpha_4(\overline{Z}_2-\overline{Z}_4)^2 + \alpha_3\alpha_4(\overline{Z}_3-\overline{Z}_4)^2 \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (1)$$

(단, 여기서 1, 2, 3, 4는 각각 HH, HL, LH, LL을 의미함)

그러므로 계층내 분산효과의 비중은 $((\alpha_1\sigma_1^2+\alpha_2\sigma_2^2+\alpha_3\sigma_3^2+\alpha_4\sigma_4^2)/\sigma_T^2)=\gamma_W$이고 계층간 분산효과의 비중은 $(1-\gamma_W)$가 된다. 〈表 7〉을 보면, 어느 변수에서나 계층내 분산효과의 비중(γ_W)보다는 계층간 분산효과의 비중$(1-\gamma_W)$이 상대적으로 크다.

연도별로 비교해 보면, 1988년의 임금프리미엄의 γ_W가 1986년의 γ_W보다 작아진다. 이것은 중위계층의 비중은 작아지고 양극단계층의 비중이 커지는 앞에서의 노동시장변화 현상과 일맥상통한다. 그러나 이것이 주로 準地代 혹은 교섭력 어느 하나의 γ_W의 감소효과 때문이라는 판단을 내리기는 곤란하다. 왜냐하면 準地代와 교섭력의 γ_W가 모두 감소하였기 때문이다. 즉 〈表 5〉로는 노동시장의 변화가 準地代와 교섭력 분포 중 어느 하나의 변화에 주로 기인한다는 결론을 내릴 수 없다.

Ⅳ. 賃金프리미엄, 準地代 및 交涉力의 決定要因

1. 分散分析

임금프리미엄(WP), 準地代(QR), 交涉力(BP) 간에는 $\text{Log}(WP)=\text{Log}(QR)+\text{Log}(BP)$의 관계가 항등식으로 성립한다.

$\text{Log}(WP)$를 종속변수, $\text{Log}(QR)$, $\text{Log}(BP)$를 독립변수로 하고 SAS를 이용하여 「타입 II」의 분산을 추정하였다. 타입 II는 여타분산결정요인의 효과를 모두 제거하고 난 후 해당결정요인의 직접영향을 보는 방법이다. 즉 $SS(\text{Log}(QR)/\text{Log}(BP))$와 $SS(\text{Log}(BP)/\text{Log}(QR))$을 비교한다. 단, 각 결정요인의 상호작용에 의한 공분산이 압도적으로 크게 나타나는 단점이 있다.

〈表 8〉을 보면, 전체적으로 1988년, 1986년 모두 $\text{Log}(QR)$의 分散決定效果가 $\text{Log}(BP)$의 효과보다 큰 것으로 나타남을 알 수 있다.

〈表 8〉 Log(QR), Log(BP)의 分散決定效果

	1986	1988
1. SS(Log(QR)/Log(BP))	584	466
2. SS(Log(BP)/Log(QR))	385	373
3. Log(QR)과 Log(BP)의 상관계수	−0.833	−0.898
4. (1/(1+2))×100	60.3%	55.5%
5. (2/(1+2))×100	39.7%	45.5%

資料 : 수정사업체 자료.

그리고 1987년 이후 노동운동이 활성화된 영향을 반영하듯이 Log(QR)의 분산결정효과와 Log(BP)의 효과간의 격차가 1988년에는 1986년에 비하여 10%포인트 정도 줄어드는 것으로 나타나나, 이것이 임금프리미엄 결정에 있어서의 급격한 변화를 의미한다고 생각되지 않는다.

2. 確率分析

SAS의 PROC CATMOD를 이용하여 $\mathrm{Log}(P_1/P_4)=Z\gamma_1+\varepsilon_1$, $\mathrm{Log}(P_2/P_4)=Z\gamma_2+\varepsilon_2$, $\mathrm{Log}(P_3/P_4)=Z\gamma_3+\varepsilon_3$의 γ_1, γ_2, γ_3을 추정한다. 단, P_n은 $P_r(\mathrm{CLASS}=n \mid Z_i)$이다. $n=1,2,3,4$는 각각 HH, HL, LH, LL을 나타낸다.

이제 (dP_n/dZ_i)를 계산해 보자.

$$(\triangle P_1/P_1)-(\triangle P_4/P_4)=\triangle Z_i\cdot\gamma_{1i}\cdots(2.1)$$
$$(\triangle P_2/P_2)-(\triangle P_4/P_4)=\triangle Z_i\cdot\gamma_{2i}\cdots(2.2)$$
$$(\triangle P_3/P_3)-(\triangle P_4/P_4)=\triangle Z_i\cdot\gamma_{3i}\cdots(2.3)$$
$$P_1+P_2+P_3+P_4=0\ \cdots\cdots\cdots\cdots\ (2.4)$$
$$\triangle P_1+\triangle P_2+\triangle P_3+\triangle P_4=0\ \cdots\cdots\ (2.5)$$

(式 2.1)~(式 2.5)를 풀면,

$$(\triangle P_4/P_4)=\triangle Z_i(P_1\cdot\gamma_{1i}+P_2\cdot\gamma_{2i}+P_3\cdot\gamma_{3i})$$

가 된다. 이것을 (2.1)~(2.3)에 대입하면 $(\triangle P_1/P_1)$, $(\triangle P_2/P_2)$, $(\triangle P_3/P_3)$를 구할 수 있다.

P_1, P_2, P_3, P_4 및 γ_{1i}, γ_{2i}, γ_{3i}의 값을 대입하여 $(\triangle P_n/\triangle Z_i)$의 값을 계산하여 정리한 것이 〈表 9〉에 나타나 있다.

$$(\triangle P_4/\triangle Z_i)=-P_4\cdot T_i,$$
$$(\triangle P_3/\triangle Z_i)=P_3(\gamma_{3i}-T_i),$$
$$(\triangle P_2/\triangle Z_i)=P_2(\gamma_{2i}-T_i),$$
$$(\triangle P_1/\triangle Z_i)=P_1(\gamma_{1i}-T_i)$$

단, $T_i=(P_1\cdot\gamma_{1i}+P_2\cdot\gamma_{2i}+P_3\cdot\gamma_{3i})$이다.

먼저 한 시점에서 QR과 BP의 상대적 영향을 비교해 보자. $(\triangle P_n/\triangle Z_i)$를 보면 Z_i가 Log(QR)이건 Log(BP)이건간에 그 크기가 비슷함을 알 수 있다(1986년, 1988년 모두 그렇다). 이는 한 시점에서 QR과 BP의 노동시장변화에 대한 영향이 거의 비슷함을 의미한다. 또한 QR과 BP의 노동시장에 대한 상대적 영향의 크기가 거의 비슷하다는 사실에는 1986년과 1988년간에

〈表 9〉 $\triangle P_n/\triangle Z_i$값 (1986 vs 1988)

	1986	1988
$\triangle P_1/\triangle \text{Log}(QR)$	2.373	3.490
$\triangle P_2/\triangle \text{Log}(QR)$	1.648	1.937
$\triangle P_3/\triangle \text{Log}(QR)$	−0.747	−0.680
$\triangle P_4/\triangle \text{Log}(QR)$	−3.274	−4.747
$\triangle P_1/\triangle \text{Log}(BP)$	2.389	3.520
$\triangle P_2/\triangle \text{Log}(BP)$	1.660	2.002
$\triangle P_3/\triangle \text{Log}(BP)$	−0.779	−0.724
$\triangle P_4/\triangle \text{Log}(BP)$	−3.270	−4.798

큰 변화가 없었음을 의미한다[13].

이제 한 변수의 영향을 연도별로 비교해 보자. Z_i가 Log(QR)이건 Log(BP)이건간에, 1988년의 ($\triangle P_1/\triangle Z_i$)과 ($\triangle P_4/\triangle Z_i$)의 절대값이 1986년의 그것보다 상당히 커진 반면에, 1988년의 ($\triangle P_3/\triangle Z_i$)의 절대값은 1986년의 그것보다 작아졌음을 알 수 있다. 이는 QR과 BP의 分布에 큰 변화가 없더라도 1988년의 노동시장이 1986년의 노동시장에 비하여 상대적으로 이중구조화될 가능성이 큰 것을 의미한다.

노사간에 서로 나누어 가질 렌트파이의 크기와 상대적 분배율에 변화가 없더라도, 즉 사업체내에서의 종업원 平均 賃金프리미엄은 변화하지 않더라도, 그 임금프리미엄의 종업원간 분배가 더 平等化되는 경향이 있으면 사업체내의 저임금프리미엄 勤勞者 比重이 변화할 수 있을 것이다. 평균 임금프리미엄이 높은 사업체에서는 사업체내의 평등화 추세가 저임금프리미엄 비중을 작게 하는 方向으로 작용할 것이고 평균 임금프리미엄이 낮은 사업체에서는 사업체내의 평등화 추세가 저임금프리미엄 근로자 비중을 크게 하는 方向으로 작용할 것이다.

1988년의 事業體內의 종업원간 임금프리미엄의 分配가 1986년의 그것보다 더 평등화되는 경향이 있다는 사실은 〈表 10〉을 통해 알 수 있다. 式 (1)과 같은 方法으로 총분산을 事業體內 分散(within variance)과 事業體間 分散(between variance)으로 분해해 보면, 1988년의 사업체내 분산의 총분산에 대한 비중(B/A)이 1986년의 비중에 비하여 작아짐을 알 수 있다. 그리고 평균 변이계수(표준편차/평균)도 0.056에서 0.049로 약간 작아진다.

1987년의 노사관계의 대변화가 노동시장의 변화에 미치는 영향은, 사업체간 교섭력의 차이를

13) 굳이 1988년과 1986년간의 차이를 언급하자면, ($\triangle P_n/\triangle \text{Log}(BP)$)의 절대값의 크기와 ($\triangle P_n/\triangle \text{Log}(QR)$)의 절대값의 크기와의 격차가 1988년의 경우에 약간 더 크게 나타난다.

〈表 10〉 Log(賃金프리미엄)의 分散分解

	1986	1988
총분산(A=B+C)	0.644	0.556
사업체내 분산(B)	0.381	0.308
사업체간 분산(C)	0.263	0.248
B/A	0.592	0.554
변이계수의 평균	0.056	0.049

資料 : 개인샘플자료, 사업체-개인결합자료.

심화시켜 사업체간 평균 임금프리미엄의 차이를 뚜렷하게 나타내는 방향이 아니라 사업체내의 賃金平等化, 즉 임금프리미엄이 사업체내의 일부 근로자들에게만 분배되지 않고 고루 분배됨으로써 평균 임금프리미엄이 높은 사업체에서는 저임금프리미엄 근로자의 비중을 작게 하고 평균 임금프리미엄이 낮은 사업체에서는 저임금프리미엄 근로자 비중을 크게 하는 방향으로 작용되었다고 추측된다.

3. 賃金프리미엄, 準地代, 交涉力의 構造變數에 대한 回歸分析

여기서는 먼저 Log(임금프리미엄)을 기업의 지불능력과 노조의 교섭력에 영향을 미치는 결정요인들에 대하여 회귀분석하여 시장구조가설을 검정한다. 그리고 동일한 결정변수 집합 $\{Z_k\}$에 대하여 Log(QR)과 Log(BP)를 각각 회귀분석함으로써, 한 구조변수(Z_k)의 $Z_k\rightarrow$ 기업의 지불능력 → 임금프리미엄의 채널을 통한 효과와 Z_k → 노조의 교섭력→임금프리미엄의 채널을 통한 효과로 구분해 보자. 이러한 분석이 가능한 것은 Log(WP)=Log(QR)+Log(BP)이 성립하기 때문이다[14].

$$\frac{\delta \mathrm{Log}(WP)}{\delta Z_k}=\frac{\delta \mathrm{Log}(QR)}{\delta Z_k}+\frac{\delta \mathrm{Log}(QR)}{\delta Z_k}\cdot\frac{\delta \mathrm{Log}(BP)}{\delta \mathrm{Log}(QR)}+\frac{\delta \mathrm{Log}(BP)}{\delta Z_k} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (3)$$

Log(WP)와 Log(QR) 및 Log(BP)를 각각 Z_k에 회귀분석한 결과는 〈附表 4〉와 〈附表 5〉에 요약되어 있다. 이제 〈附表 5〉의 회귀계수를 이용하여 式 (3)의 분해에서 $Z_k\rightarrow$Log(QR)→Log(WP), $Z_k\rightarrow$Log(QR)→Log(BP)→Log(WP), $Z_k\rightarrow$Log(BP)→Log(WP)의 효과를 각각 계산하여 정리한 것이 〈表 11〉과 〈表 12〉에 나타나 있다. 한가지 먼저 지적하고 싶은 사실은, 경영성과가 좋은 기업일수록 노조에 대하여 공격적으로 대응하는 경향이 있다는 Rees(1989)의 가설을

14) 만약 기업의 지불능력과 교섭력간에 지불능력→교섭력의 관계가 있다면, $Z_k\rightarrow$기업의 지불능력→교섭력→임금프리미엄의 간접적인 채널도 있을 수 있다.

〈表 11〉 決定要因의 Log(賃金프리미엄)에 대한 效果의 分解(1988)

Z_k	1988			
	$\frac{\delta \mathrm{Log}(QR)}{\delta Z_k}$	$\frac{\delta \mathrm{Log}(QR)}{\delta Z_k} \cdot \frac{\delta \mathrm{Log}(BP)}{\delta \mathrm{Log}(QR)}$	$\frac{\delta \mathrm{Log}(BP)}{\delta Z_k}$	$\frac{\delta \mathrm{Log}(WP)}{\delta Z_k}$
CR_3	$-1.629+2.99CR_3$	$0.574-2.727CR_3$	$-1.802^{*}+3.158^{*}CR_3$	$-1.944^{*}+3.420^{*}CR_3$
수출비중	−0.692*	0.631*	−0.132*	−0.193*
기업노조조직률(U)	$-0.131-0.236U$	$0.012+0.215^{*}U$	$0.455^{*}-1.234^{*}U$	$0.444^{*}-1.256^{*}U$
산업노조조직률(IU)	$-4.493^{*}+15.636^{*}IU$	$4.098^{*}-14.260IU$	$1.646^{\blacksquare}-4.738^{\blacksquare}IU$	$1.253\ -3.368IU$
하도급여부	−0.055	0.050	0.015	0.010
노동비용비중	−0.009	0.008	0.005	0.004
Log(1인당자산)	0.227*	−0.207*	0.050*	0.070*
Log(종업원수)	−0.087*	0.079	0.075*	0.067*
Log(1인당부채)	0.221*	−0.201	−0.004	0.016
이직률	0.017	−0.016	−0.062*	−0.061*
상용근로자 비중	0.608*	−0.554*	0.400*	0.454*
종업원평균근속연수	0.108*	−0.098*	0.045*	0.055*
남성근로자 비중	0.047	−0.043	0.443*	0.447*
종업원연령의 중간값	−0.012*	0.011*	−0.005*	−0.006*

註 : *와 ■은 각각 5%와 10% 이내에서 통계적으로 유의한 회귀계수를 의미함.

고려해서 Log(BP)방정식에는 Log(QR)을 독립변수에 포함시켰다. Rees의 가설대로 Log(QR)의 Log(BP)방정식에서의 회귀계수는 통계적으로 유의한 負의 부호를 가지고 있음을 알 수 있었다.

한편 본 연구에서의 노조의 교섭력의 정의가 '준지대의 임금프리미엄으로의 배분율'이므로, Log(QR)와 Log(BP)간에 負의 상관관계가 있다는 것은 기업내 평균 임금프리미엄의 기업간 차이가 기업간 준지대의 차이보다 작다는 사실을 의미한다. 바꾸어 말하면 임금프리미엄의 기업간 차이가 주로 준지대의 차이에 의존한다고 볼 수 있다. 물론 이것은 〈表 8〉에서의 분산분석과 〈表 11〉 및 〈表 12〉의 회귀분석에서 '준지대의 교섭력을 통한 임금프리미엄으로의 간접효과'까지 고려했을 경우를 의미한다. 그리고 〈附表 5〉에서 보듯이 Log(BP)방정식에서 Log(QR)의 회귀계수의 절대값이 1988년의 경우가 1986년의 경우보다 크게 나타나는 것은 위의 경향이 준지대가 급격히 증가하는 시점에서 더욱 두드러지게 나타날 수 있다는 것을 의미한다[15].

15) 이 문제는 아마도 준지대의 정의에서 비롯되었는지도 모른다. 준지대에는 자본의 기회비용이 포함되어 있으므로, 높은 수준의 준지대를 창출하는 기업에서의 자본의 기회비용이 더 크다고 생각할 때 임금프리미엄으로의 배분율은 자본의 기회비용이 큰 기업, 즉 높은 준지대를 창출하는 기업에서 더 낮게 나타날 수 있다.

〈表 12〉 決定要因의 Log(賃金프리미엄)에 대한 效果의 分解(1986)

Z_k	1986			
	$\frac{\delta \text{Log}(QR)}{\delta Z_k}$	$\frac{\delta \text{Log}(QR)}{\delta Z_k} \cdot \frac{\delta \text{Log}(BP)}{\delta \text{Log}(QR)}$	$\frac{\delta \text{Log}(BP)}{\delta Z_k}$	$\frac{\delta \text{Log}(WP)}{\delta Z_k}$
CR_3	$-1.585^{*}+2.296CR_3$	$-1.220+1.768CR_3$	$-1.195^{*}+1.714^{*}CR_3$	$-1.560^{*}2.242^{*}CR_3$
수출비중	−0.429*	0.330*	−0.178*	−0.277*
기업노조조직률(U)	$-0.156+0.090U$	$0.120-0.069U$	$-0.121+0.072^{*}U$	$-0.157^{*}+0.092U$
산업노조조직률(IU)	$0.741-3.332IU$	$-0.571+2.566IU$	$0.597-2.518IU$	$0.768-3.286IU$
하도급여부	−0.266*	0.204*	0.019	−0.042
노동비용비중	0.006	−0.005	−0.042	−0.041
Log(종업원수)	0.049	−0.038*	0.060*	0.072*
이직률	−0.047*	0.036*	−0.020*	−0.031*
상용근로자 비중	0.344*	−0.265*	0.228*	0.307*
종업원평균근속연수	0.154*	−0.119*	0.060*	0.095*
남성근로자 비중	0.884*	−0.681*	0.465*	0.668*
종업원연령의 중간값	−0.007	0.005*	−0.007*	−0.009*

註 : 〈表 11〉과 같음.

〈表 11〉과 〈表 12〉의 내용을 요약하면 다음과 같다. 첫째 (($d\text{Log}(BP)/d\text{Log}(QR)$))가 1988년에는 −0.912, 1986년에는 −0.770으로 추정되므로, $Z_k \rightarrow \text{Log}(QR) \rightarrow \text{Log}(WP)$의 직접효과의 대부분이 $Z_k \rightarrow \text{Log}(QR) \rightarrow \text{Log}(BP) \rightarrow \text{Log}(WP)$의 간접효과로 상쇄되는 경향이 있다. 둘째, $Z_k \rightarrow \text{Log}(QR) \rightarrow \text{Log}(BP) \rightarrow \text{Log}(WP)$의 간접효과는 고려하지 않고, $Z_k \rightarrow \text{Log}(QR) \rightarrow \text{Log}(WP)$ (즉 $d\text{Log}(QR)/dZ_k$)과 $Z_k \rightarrow \text{Log}(BP) \rightarrow \text{Log}(WP)$ (즉 $d\text{Log}(BP)/dZ_k$)만을 비교해 보자. 10% 이내에서 統計的으로 有意한 ($d\text{Log}(WP)/dZ_k$)의 회귀계수를 가지고 있는 Z_k 중에서 (1988년은 10개, 1986년은 11개), 1988년에는 Log(QR)을 통한 직접효과가 더 큰 Z_k와 Log(BP)를 직접효과가 더 큰 Z_k가 각각 6개, 4개이고 1986년에는 각각 6개, 5개임을 알 수 있다. 즉 10% 이내에서 통계적으로 유의성이 없는 회귀계수를 0으로 간주했을 때 $|d\text{Log}(QR)/dZ_k| > |d\text{Log}(BP)/dZ_k|$인 변수는 1988년의 경우에 CR_3, 수출비중, 1인당자산, 상용근로자 비중, 종업원 평균근속연수, 종업원연령의 중간값이고, 1986년의 경우에 수출비중, 하도급여부, 이직률, 상용근로자 비중, 종업원 평균근속연수, 남성근로자 비중이다. 또한 $|d\text{Log}(BP)/dZ_k| > |d\text{Log}(QR)/dZ_k|$인 변수를 정리하면 1988년의 경우에는 기업노조조직률, 종업원수, 이직률, 남성근로자 비중이고, 1986년의 경우에는 CR_3, 기업노조조직률, 노동비용비중, 종업원수, 종업원 연령의 중

간값이다[16].

결론적으로 決定要因 $\{Z_k\}$가 임금프리미엄에 미치는 영향은 交涉力보다는 準地代의 채널을 통하는 효과가 미세한 차이이기는 하나 약간 더 크게 나타나는 경향을 보인다. 그리고 이러한 경향에는 1988년과 1986년간에 변화가 없었던 것으로 판단된다.

V. 맺음말

本 硏究의 實證分析 結果를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 製造業의 事業體를 單位로 勞動市場構造를 분석해 보면, 1988년의 노동시장이 1986년의 노동시장에 비하여 相對的으로 二重構造化되는 현상을 보인다. 즉 1988년의 경우 1986년에 비하여, 전체 사업체 중 高位賃金프리미엄 階層과 低位賃金프리미엄 계층의 비중은 增加하는 반면 中位賃金프리미엄 계층의 比重은 減少하는 것으로 나타난다.

둘째, 準地代의 間接的인 影響까지 감안한 總效果를 볼 때, 사업체간 평균 임금프리미엄의 차이는 주로 準地代로 설명된다. 즉 企業의 支拂能力을 나타내는 準地代가 높을수록 노동자의 교섭력에 의해 크게 영향받는 (준지대에서 차지하는 임금프리미엄의) 配分率(share)이 낮아진다.

셋째, 準地代와 配分率의 賃金프리미엄에 대한 直接的인 效果만을 보더라도 1986년, 1988년 모두에서 準地代의 說明力이 약간 크게 나타난다. 그리고 1987년 이후 노동운동이 활성화된 勞使關係 與件의 변화를 반영하듯이, 準地代의 분산결정효과와 分配率의 효과간의 격차가 1988년에는 1986년에 비하여 약간 줄어드는 것으로 나타나나, 이것이 급격한 변화를 의미한다고는 생각되지 않는다. 그리고 이것은 分散分析, Logit回歸分析을 통한 確率分析, 構造變數들의 임금프리미엄에 대한 效果를 分解해 본 回歸分析 등의 결과에서 一貫되게 입증되는 사실이다.

넷째, 勞使關係 여건의 변화가 노동시장의 상대적 二重構造化 현상에 미치는 영향은, 사업체간 교섭력의 차이를 심화시켜 사업체간 평균 임금프리미엄의 차이를 뚜렷하게 나타내는 방향이 아니라 사업체내의 賃金平等化 경향으로 고임금프리미엄의 사업체에서는 저임금프리미엄 근로자의 비중을 작게 하고 저임금프리미엄 사업체에서는 저임금프리미엄 근로자 비중을 크게 하는 방향으로 작용되었다고 추측된다.

결론적으로, 1987년 이후 勞使關係 與件의 대변화에도 불구하고, 기업의 支拂能力의 차이가 노동자 交涉力의 차이보다 사업체간 임금프리미엄의 차이를 결정하는 데 더 중요한 요인이 된다는 사실에는 1986년과 1988년간에 별다른 변화가 없었으며, 1988년의 노동시장이 1986년에 비하여 상대적으로 二重構造化되는 경향을 보이는 것은, 첫째 기업 支拂能力 분포의 兩極化, 둘째

16) 1988년과 1986년에서 공통적으로 Z_k에 포함되는 변수는 모두 9개인데 이 중 5개변수에서는 직접효과의 상대적 크기 비교의 방향(Log(QR) 혹은 Log(BP))이 1986년과 1988년 사이에 변화가 없었으나, 4개의 직접효과의 상대적 크기는 반대방향으로 변화하였다.

노조의 '사업체내에서의 賃金平等化 戰略'을 통한 '準地代의 事業體內 分配의 平等化'의 傾向에 起因한다고 판단된다.

앞으로 본 연구와 유사한 분석이 계속 이루어져야 하겠으나 위의 실증결과만으로 政策的인 含意를 도출해 보자.

첫째, 本 硏究는 최근의 고율의 賃金上昇을 機會賃金의 상승과 高賃金프리미엄을 받는 근로자 階層의 肥大化로 나누어서 分析해야 한다는 시각의 理論的 基礎를 제공한다. 먼저 機會賃金의 上昇은, 이것을 주도하는 요인들 중에서 人的資本屬性 측면에서의 勤勞者 構成의 변화(예컨대, 高學歷化)의 효과는 무시하더라도, 景氣過熱, 낮은 失業率과 전반적인 人力不足으로 대표되는 勞動市場의 타이트(tight)화 경향, 全般的인 노동자의 交涉力의 增大 등의 요인에 크게 영향 받았을 것을 쉽게 짐작할 수 있다. 한편 高賃金프리미엄 근로자 계층의 肥大化는 三低好況과 그 이후의 內需景氣의 過熱로 인하여 支拂能力이 良好한 기업의 數가 상대적으로 많이 늘어난 것에 절대적으로 起因한다. 한편 大企業 勞組의 交涉力이 증대하여 高賃金프리미엄 근로자 계층이 肥大化되었다는 假說은 準地代가 클수록 賃金프리미엄으로의 配分率이 작게 된다는 실증분석 결과를 고려할 때 쉽게 받아들일 수 없다고 판단된다.

최근 景氣가 安定되고 人力不足이 緩和되며 勞組의 交涉力의 增大가 限界에 到達함에 따라[17] 機會賃金의 上昇趨勢가 鈍化되는 경향을 보이고 있다. 따라서 經濟安定化 施策을 持續的으로 推進하면서 產業構造調整을 통해 전체 勞動需要의 增加를 鈍化시키는 것이 고율의 賃金上昇을 抑制하는 우선적 과제라고 생각한다. 한편 전반적인 景氣後退로 말미암아 기존의 高賃金프리미엄 기업에서도 支拂能力이 惡化될 수 있으므로 高賃金프리미엄 勤勞者의 比重이 증가하는 추세도 鈍化될 것이다. 다만 特惠, 獨寡占, 不公正去來 등으로 높은 수준의 準地代를 創出하고 이에 대한 렌트추구행위로 高賃金프리미엄을 享有하는 기업에 대해서는 產業政策을 통하여 準地代를 조절함으로써 임금프리미엄의 상승을 抑制시키는 정책을 시행해야 할 것이다. 이와 관련해서는 다음의 部門間 賃金隔差 문제에서 계속 논의될 것이다.

1987년 이후 임금격차 구조에 있어서의 가장 큰 변화는 근로자 인적자본속성의 차이에 기인하는 임금격차(예컨대 성별, 학력별, 경력별, 직종별 임금격차)는 축소된 반면에 근로자가 속해 있는 부문간 혹은 기업간 임금격차(예컨대 산업별, 규모별 임금격차)는 확대되었다는 사실일 것이다. 본 연구는 부문간 혹은 기업간 임금격차의 문제를 보는 시각은 기회임금이 아닌 임금프리미엄에 국한되어야 하며 부문간 임금격차가 발생되는 원인은 기업의 지불능력을 나타내는 준지대와 노조의 교섭력을 나타내는 준지대의 배분율에서 찾아야 한다는 관점을 제시하고 있다.

그런데 部門間 賃金隔差(예컨대 大·中小企業間 賃金隔差)를 줄이기 위하여 노동시장에 직접적으로 개입하는 정책은, 현재의 부문간 임금격차가 노조의 교섭력의 격차에 주로 기인하고 기업의 지불능력과는 별 관계가 없는 경우에 그 타

17) 1990년 이래 노동조합 조직률의 증가가 한계에 이르렀고 노사분규 발생건수가 급격히 감소되는 추세를 보면 더욱 그러하다.

당성이 있을 것이다. 즉 모든 기업의 準地代가 同一한 수준인데 다만 交涉力의 差異로 인하여 賃金프리미엄의 隔差가 존재한다면 직접적인 介入政策은 그 나름대로 政策 導入의 論理를 가질 수 있을 것이다. 그러나 이 경우에도 個別企業 노조의 交涉力을 低下시켜야 한다는 점에서 政策의 實效性 측면에서 의문이 있을 수 있다.

한편 본 연구의 實證分析 결과에서 나타나듯이; 만약 임금프리미엄의 격차가 準地代의 격차에서 비롯되는 부분이 크다면, 우리는 다른 방향에서 정책을 강구할 필요가 있다.

이에 대한 정책방향을 논의하기에 앞서 먼저 企業間 成果의 差異로 인한 賃金프리미엄의 差異를 經濟理論的인 측면에서 說明할 필요가 있다. 첫째, 기업성과가 양호한 기업의 근로자에게 높은 임금을 지불하는 것은 당연하고 또한 이것은 經濟的인 效率性을 갖는다는 시각이 있을 수 있다. 통상적으로 觀測되는 人的資本屬性이 同一하면 기회임금도 같다고 간주될 수 있으나 '관측되지 않는 異質的인 要素'(unobserved heterogeneity)까지 고려하면 임금프리미엄이란 결국 관측되지 않는 異質的 要素에 대한 補償이라는 것이다[18]. 더 나아가 勞動市場 측면에서 볼 때 高附加價値를 창출하는 기업에서 高賃金을 지불하는 메커니즘이 존재하여야 고부가치 산업으로 質높은 인력이 (市場메커니즘에 의해) 배분되어 産業構造調整을 촉진시키게 된다는 주장이다.

둘째, 企業成果와 관계없이 同一한 임금을 지불하게 되면 高附加價値가 高利潤으로 연결되고 高利潤은 더 많은 企業投資를 誘發하여 더 높은 부가가치를 창출할 것이므로 기업성과와는 무관하게 동일한 수준의 임금을 지불하는 것이 産業構造調整을 촉진시켜 더 바람직하다는 주장이 있을 수 있다.

위의 두가지 논리 중에 어느 논리 하나가 또 다른 논리보다 우리 경제에서 더 설득력을 갖는다고 쉽게 말할 수 없을 것이다. 그럼에도 불구하고 다음과 같은 이유로 前者의 논리가 우리에게 더 많은 說得力을 갖는다고 생각한다. 첫째, 國際競爭力을 提高시킨다는 것은 결국 高賃金의 雇傭을 많이 創出하는 것으로 해석되어야 한다. 국제경쟁력의 제고는 國富의 增大를 의미하는데 企業이 창출하는 附加價値 중에서 임금이 後者의 論理(즉 동일임금의 논리)대로 분배되어 결정된다면, 증대된 國富의 分配를 둘러싼 葛藤이 발생하게 되기 때문이다. 둘째, 國際競爭力의 實體는 人的資源의 競爭力이다. 국제경쟁력의 핵심인 技術開發도 결국 인간의 頭腦에서 비롯되고, 優秀한 人力을 보유한 기업, 즉 資本의 投資收益性이 높은 기업에서는 資本의 調達이 훨씬 容易하기 때문이다. 따라서 향후 우리 경제의 구조조정 과

18) 이 밖에 높은 임금을 지불하는 대신 근무태만시에는 해고시킨다는 전략을 하나의 인센티브 시스템으로 제시하게 되면(즉 效率性賃金(efficiency wage) 모형), 근로자들이 열심히 일하게 되어 양호한 기업성과를 보이게 되고, 따라서 고임금은 양호한 기업성과와 연관관계를 갖게 된다고 설명할 수 있다. 또한 産業組織論에서는 현재 독과점 렌트를 향유하는 기업이 낮은 상품가격과 높은 임금 두가지 시그널을 동시에 그 산업으로 진입가능한 기업들에게 보냄으로써 進入障壁을 구축한다는 모형이 있다(double signalling model을 진입 장벽과 관련지어 분석한 연구로는 Chu(1989)를 참조). 역시 이 모형에서도 독과점에 기초한 고렌트와'진입장벽의 기능을 하는 고임금프리미엄의 시그널은 서로 正의 관계를 가지게 된다.

정에서는 고부가가치 산업으로의 좀더 질 높은 人力의 흐름을 容易하게 하는 것이 그 산업의 자본축적을 도와주는 것보다 훨씬 더 중요하다고 생각된다. 물론 經濟發展 初期에는 後者의 論理에 입각하여(또한 사실 과거에 그러하였다) 자본의 축적을 도와주는 것이 더 중요할지 모르나, 高賃金-高能率의 선진경제에 진입하려는 현재의 우리 경제에서는 前者의 논리가 더 타당하다고 본다. 셋째, 본 연구의 實證分析 結果에서도 賃金프리미엄의 增加가 企業의 準地代의 增加에 크게 못 미치는 것으로 나타나므로, 노사간의 렌트배분으로 再投資할 利潤이 確保되지 못하는 경우는 憂慮하지 않아도 될 것으로 생각된다.

이상의 세가지 이유는 기업에서 창출한 렌트가 국제경쟁력에 기반을 둔 것으로 가정했을 경우이다. 만약 기업간 準地代의 차이가 特惠, 獨寡占 및 不公正去來에 의한 것이라고 하자. 이때 高附加價値를 창출한 기업에서도 後者의 논리대로 타기업과 같은 同一賃金이 지불되어 高利潤을 保障해 주는 것은, 그 기업이 이윤을 再投資할 인센티브가 없으므로 구조조정에 도움이 되지 못하고, 단지 그 기업에 또 다른 特惠를 提供하는 것에 지나지 않는다.

따라서 部門間 賃金프리미엄의 隔差에 대한 政策은 다음과 같이 要約될 수 있다. 우선 국제경쟁력에 기반을 둔 준지대의 차이로 임금프리미엄의 격차가 발생하면 이 격차를 축소시키기 위한 특별한 정책은 필요 없다. 한편 기업간 準地代의 차이가 특혜, 독과점 및 불공정한 거래에 의한 것이라면, 고임금프리미엄은 결국 '보호된 準地代'를 地代追求(rent-seeking)하는 노조와 기업이 나누어 가지는 과정에서 비롯된 것이므로, 국제경쟁력을 제고시키는 시스템과는 乖離되어 形成되는 것이다. 따라서 이 경우에는 임금프리미엄의 격차를 축소시키기 위한 정책의 필요성이 대두된다.

그러나 우리 경제에서는 위의 두가지 경우가 모두 존재할 것이다. 따라서 개별기업의 임금교섭에 直接的으로 介入하는 정책을 사용하여 임금프리미엄의 격차를 축소시키는 것은, 競爭力 있는 企業으로의 人力흐름을 容易하게 하는 시장메커니즘을 沮喪시키는 것이어서 바람직하지 않다. 도리어 特惠, 獨寡占 및 不公正去來에 대한 規制와 調整을 통해 국제경쟁력에 기초하는 진정한 의미의 렌트만이 존재하도록 산업정책을 실시하고, 그 렌트에 따라 부문간 임금프리미엄이 결정되는 메커니즘은 유지하는 것이 國際化 時代에 적합한 產業政策과 勞動政策의 방향이라고 생각된다. 다시 말하여, 고임금프리미엄 중 일부가 불건전한 렌트에서 파생된 것이면, 렌트를 건전하게 하는 정책을 통해 임금프리미엄을 조절하여야 한다. 高렌트가 高賃金으로 연결되는 메커니즘은 經濟的 效率性을 가지고 있으므로, 이 原理 自體를 沮喪시키는 것은 바람직하지 않기 때문이다.

그리고 勞使關係 政策을 통하여 賃金프리미엄의 隔差를 축소시킬 수도 있을 것이다. 만약 불공정한 下都給去來로 인하여 大企業은 높은 수준의 준지대를 창출하고 下請 中小企業에는 낮은 수준의 준지대만 형성되어서 大·中小企業間 임금프리미엄의 격차가 크게 발생한다면, 이들간의 系列別 共同交涉을 誘導하여 下請單價와 賃金引上幅을 동시에 교섭하게 함으로써 준지대의 격차

와 임금프리미엄의 격차를 동시에 축소시킬 수 있을 것이다. 또한 이러한 정책은 組立工程보다는 部品生産에서 새롭게 比較優位를 창출해야 하는 향후 우리 경제의 構造調整 方向과도 整合性을 갖는 것이다.

결론적으로, 향후의 바람직한 임금정책은 직접적인 규제를 통한 억제정책이 아니라 첫째, 安定的인 巨視政策, 勞動力의 活用度를 높이는 노동시장 정책 등으로 機會賃金을 安定시키고, 둘째 産業政策 및 勞使關係 政策으로 렌트조정을 통한 임금프리미엄의 效率的 分配를 이룩하는 방향이 되어야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

朴英凡, 「80年代 韓國賃金構造의 推移와 特徵」, 『91년도 정기학술대회 논문집』, 한국경제학회, 1991. 2.

朴烜求・朴世逸, 『韓國의 賃金構造』, 韓國開發硏究院, 1984.

裵茂基・曺尤鉉, 『女性勞動力 雇傭構造와 上向移動』, 1991. 10.

魚秀鳳, 『勞動市場變化와 政策課題－80年代 就業構造와 雇傭形態의 變化를 中心으로』, 韓國勞動硏究院, 1991.

李相憲, 「賃金交涉에 있어 勞組交涉力의 決定要因에 관한 硏究－製造業의 1988년 賃金交涉結果를 中心으로」, 서울대학교 대학원 경제학과, 경제학석사 학위논문, 1990.

李周浩, 「韓國의 二重勞動市場에 관한 實證分析」, 『勞動經濟論集』, 1992년 12월호, 1992.

李孝秀, 『勞動市場構造論－韓國勞動市場의 理論과 實證』, 法文社, 1984.

曺尤鉉, 「産業化過程에 나타난 勞動需要側 特性과 賃金 및 賃金構造의 決定」, 『韓國의 工業化와 勞動力(II)』, 韓國經濟硏究院, 1991.

Abowd, John, "The Effects of Wage Bargains on the Stock Market Value of the Firm", *American Economic Review*, September 1989.

Abowd, John and Henry Farber, "Product Market Competition and Union Organizing Activity", Mimeo, 1990.

Abowd, John and Richard Freeman, "The Internationalization of the U.S. Labor Market", in J. Abowd and R. Freeman(eds.), *Immigration, Trade and Labor Markets*, National Bureau of Economic Research, 1992.

Abowd, John and Thomas Lemieux, "The Effects of International Competition on Collective Bargaining Outcomes : A Comparison of the United States and Canada", in J. Abowd and R. Freeman(eds.), *Immigration, Trade and Labor Markets*, National Bureau of Economic Research, 1992.

Abowd, John and Joseph Tracy, "Market Structure, Strike Activity and Union Wage Settlements", *Industrial Relations*, Spring 1989a.

_____, "Unions and Market Power", Unpublished Working Paper, Cornell University, 1989b.

Chu, Woosik, *Three Essays on Strategic Behavior of Firms*, Unpublished Ph.D. Dissertation, Cornell University, 1989.

Craypo, Charles, *The Economics of Collective Bargaining*, BNA, 1986.

Farber, Henry, "The Analysis of Union Behavior", in O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, 1986.

Hendricks, Wallace, "Labor Market Structure and Union Wage Levels", *Economic Inquiry*, September 1975.

Kwoka, John, "Monopoly, Plant and Union Effects on Workers Wages", *Industrial and Labor Relation Review*, January 1983.

Mishel, Lawrence, "The Structural Determinants of Union Bargaining Power", *Industrial and Labor Relation Review*, October 1986.

Rees, Albert, *The Economics of Trade Unions*, 3rd Edition, University of Chicago Press, 1989.

Rhee, Chonghoon, *Studies on the Determinants of Wage Settlements and Strike Activities in Korea*, Unpublished Ph.D. Dissertation, Cornell University, 1990.

Scherer, F. M., *Industrial Structure and Performance*, 2nd Edition, Rand McNally, 1980.

Schmalensee, Richard, "Inter-Industry Studies of Structure and Performance", in R. Schmalensee and R. Willig(eds.), *Handbook of Industrial Organization*, North-Holland, 1986.

〈附表 1〉 製造業 事業體規模別 勤勞者數 構成比 比較

(단위 : %)

종업원수	1986년		1988년		1989년	
	개인샘플 자료	사업체 노동실태	개인샘플 자료	사업체 노동실태	개인샘플 자료	사업체 노동실태
5~29인	15.1	14.5	14.4	15.4	15.7	17.2
30~99인	23.0	21.9	22.4	22.8	22.7	23.1
100~299인	21.0	20.3	19.8	19.5	19.1	18.6
300~499인	8.3	8.1	7.5	7.3	7.6	7.3
500~999인	10.9	10.9	10.9	10.5	10.4	9.9
1,000인~	21.7	24.3	25.0	24.5	24.5	23.9

〈附表 2〉 製造業 事業體規模別 事業體數 構成比 比較

(단위 : %)

종업원수	1986년		1988년		1989년	
	사업체샘플 자료	사업체 노동실태	사업체샘플 자료	사업체 노동실태	사업체샘플 자료	사업체 노동실태
30~99인	71.0	71.2	73.1	73.1	74.3	74.3
100~299인	21.0	20.9	18.5	19.7	17.6	18.6
300~499인	3.4	3.5	3.7	3.3	3.7	3.2
500~999인	2.7	2.6	3.0	2.4	2.6	2.3
1,000인~	1.9	1.8	1.8	1.5	1.8	1.6

〈附表 3〉 Log(機會賃金)의 計算을 위한 人的資本變數의 係數

	1986	1988
상수항	10.807573	11.386832
性더미(남=1, 여=0)	0.3974466	0.3403735
고졸더미	0.1650397	0.1617977
초대졸더미	0.4413583	0.3300996
대졸이상더미	0.7179714	0.6149641
경력연수더미1(1~3년)	0.20302	0.2453953
경력연수더미2(3~5년)	0.4228437	0.3623336
경력연수더미3(5~10년)	0.5729589	0.50356
경력연수더미4(10년이상)	0.747553	0.7524759

資料 : 개인샘플자료.

〈附表 4〉 Log(WP)方程式의 回歸分析結果

	Log(임금프리미엄)	
	1988	1986
상수항	11.239 (46.097)	11.474 (67.639)
CR_3	−1.944 (−3.466)	−1.560 (−3.523)
CR_3^2	1.710 (3.346)	1.121 (2.635)
수출비중	−0.193 (−2.782)	−0.277 (−4.302)
기업노조조직률	0.444 (1.980)	−0.157 (−2.086)
(기업노조조직률)^2	−0.628 (−2.312)	0.046 (1.312)
산업노조조직률	1.253 (1.304)	0.768 (1.120)
(산업노조조직률)^2	−1.684 (−1.254)	−1.643 (−1.057)
하도급여부	0.010 (0.357)	−0.042 (−1.736)
노동비용비중	0.004 (1.147)	−0.041 (−1.666)
Log(1인당 자산)	0.070 (3.840)	−
Log(종업원수)	0.067 (3.743)	0.072 (5.079)
Log(1인당 부채)	0.016 (0.970)	−
이직률	−0.061 (−4.526)	−0.031 (−2.986)
상용근로자비중	0.453 (3.028)	0.307 (3.952)
종업원평균근속연수	0.054 (5.906)	0.095 (11.730)
남성근로자비중	0.447 (7.346)	0.668 (13.588)
종업원연령의 중간값	−0.006 (−2.301)	−0.009 (−3.408)
R^2	0.290	0.306

註 : ( ) 안은 t-값임.
資料 : 수정사업체 자료.

〈附表 5〉 Log(QR), Log(BP)方程式의 回歸分析結果(1988)

	1986		1988	
	Log(QR)	Log(BP)	Log(QR)	Log(BP)
상수항	12.406 (38.841)	8.616 (41.917)	13.345 (26.377)	10.069 (34.308)
Log(QR)	–	−0.770(−69.498)	–	−0.912(−71.967)
CR_3	−1.585 (−1.901)	−1.195 (−2.992)	−1.629 (−1.400)	−1.802 (−3.263)
CR_3^2	1.148 (1.433)	0.857 (2.233)	1.495 (1.409)	1.579 (3.138)
수출비중	−0.429 (−3.539)	−0.178 (−3.060)	−0.692 (−4.817)	−0.132 (−1.922)
기업노조조직률	−0.156 (−1.102)	−0.121 (−1.783)	−0.131 (−0.283)	0.455 (2.065)
(기업노조조직률)^2	0.045 (0.667)	0.036 (1.134)	−0.118 (−0.209)	−0.617 (−2.312)
산업노조조직률	0.741 (0.574)	0.597 (0.966)	−4.493 (−2.253)	1.646 (1.738)
(산업노조조직률)^2	−1.666 (−0.569)	1.259 (−0.899)	7.818 (2.804)	−2.369 (−1.788)
하도급여부	−0.266 (−5.824)	0.019 (0.869)	−0.055 (−0.937)	0.015 (0.535)
노동비용비중	0.006 (0.127)	−0.042 (−1.910)	−0.009 (−1.180)	0.005 (1.383)
Log(1인당 자산)	–	–	0.227 (6.002)	0.050 (2.759)
Log(종업원수)	0.049 (1.840)	0.060 (4.745)	−0.087 (−2.332)	0.075 (4.228)
Log(1인당 부채)	–	–	0.221 (6.520)	−0.004 (−0.216)
이직률	−0.047 (−2.437)	−0.020 (−2.137)	0.017 (0.615)	−0.062 (−4.714)
상용근로자비중	0.344 (2.349)	0.228 (3.250)	0.608 (1.959)	0.400 (2.712)
종업원평균근속연수	0.154 (10.100)	0.060 (7.940)	0.108 (5.675)	0.045 (4.899)
남성근로자비중	0.884 (9.545)	0.465 (10.236)	0.047 (0.376)	0.443 (7.398)
종업원연령의 중간값	−0.007 (−1.527)	−0.007 (−3.045)	−0.012 (−2.020)	−0.005 (−1.963)
R^2	0.249	0.741	0.446	0.849

註 : ( ) 안의 값은 t-값임.
資料 : 수정사업체 자료.