

韓國製造業의 賃金函數推定

—家庭背景·學歷·賃金の 關係—

朴 世 逸

▷ 目 次 ◁

- I. 問題의 提起
- II. 「모델」의 設定 및 推定方法
- III. 資料 및 變數(variables)
- IV. 推定結果
- V. 앞으로의 研究課題

I. 問題의 提起

70年代 이래 開發途上國의 所得分配問題와 絶對貧困의 追放問題는 많은 사람들의 관심을 끌어들였다. 특히 一般勤勞者 絶對多數의 所得

源이 勞動所得(labour income)이고 賃金生活者(wage earner)가 勞動人口에 차지하는 比重이 增大하고 있는 實情에서, 勞動市場의 움직임 그리고 賃金隔差 및 그 決定要因의 分析은 당연히 後進國의 開發政策立案者 및 關係學者들의 研究關心의 焦點이 되지 않을수 없었다¹⁾.

個人의 賃金水準의 決定要因은 무엇인가? 왜 個人 甲은 個人 乙보다 높은 補償을 勞動市場에서 받고 있는가? 불행히도 이 문제에 대하여 既存의 經濟理論은 아직 綜合的이고 決定的 說明을 提示하지 못하고 있다. 다만, 勞動供給의 立場을 重視하거나²⁾ 아니면 勞動需要 및 技術革新의 側面을 強調하거나³⁾ 또는 其他 勞動市場의 構造의 側面을 主張하는⁴⁾ 部分의 說明들만이 試圖되고 있는 實情이다.

다만 勤勞者들의 個人的 特性(예컨대 教育·經驗·性·年齡 등) 및 職業의 特徵(예컨대 産業·企業規模·地域·勞組與否 등)에 대한 「마이크로」資料가 많아짐에 따라 여러 形態의 賃金函數⁵⁾(earnings function)가 推定되어

筆者: 韓國開發研究院 主任研究員

- 1) World Bank(1974), ILO(1976), AID(1975).
- 2) 人的資本論(Becker, 1964; Mincer, 1974 등).
- 3) Thurow(1975), Stiglitz(1974, 1976) 등.
- 4) 二重構造論 혹은 勞動市場 分斷論(Doeringer & Piore, 1971; Mazumdar, 1977 등).
- 5) $Y_i = F(X_{1i}, X_{2i}, X_{3i}, \dots)$.
 Y_i 는 個人 i 의 勞動所得水準.
 X_i 는 個人 i 의 諸特徵(學歷·性·年齡·所屬企業規模·職種 등)이며 回歸分析에 의해 各獨立變數의 相對的 重要度가 分析될 수 있다.

賃金水準 및 그 個人的 差에 대한 諸決定要因 分析이 試圖되게 되었다. 이런 研究들에서 명백히 드러난 賃金水準決定의 重要要因中 하나는 教育이다. 우리가 人的資本論(human capital theory)의 立場을 취하여, 教育은 個人的 勞動生産性を 높이므로 어느 정도의 자유로운 勞動移動을 前提할 때 높은 生産性은 높은 賃金으로 나타난다고 說明하든, 아니면 「스크리닝」假說⁶⁾(screening hypothesis)의 立場에서의 教育은 本來 이미 潛在的으로 能力있고, 높은 生産性を 가진 勤勞者들을 찾아내는 하나의 選別手段(sorting index)일 뿐 教育 그 自體가 生産性を 높이는 것은 아니라는 立場을 取하든, 教育이 個人的 賃金水準에 決定的 역할을 하는 것은 否定할 수 없는 經驗的 事實이다. 나아가 教育이 단순히 賃金水準을 높일 뿐 아니라 동시에 勤勞者가 보다 좋은 職業에 就業될 可能性을 높이는 것도 周知하고 있는 사실이다⁷⁾.

本稿은 韓國製造業體의 生産職勤勞者의 賃金 函數를 推定하여 賃金水準의 決定要因을 研究 함에 있어 특히 다음 問題를 分析하려 한다.

첫째, 教育이 個人的 賃金水準決定에 主要한 役割을 한다면, 個人的 教育水準을 결정하는 要因은 무엇인가? 韓國의 경우 勤勞者들의 社會經濟的 背景(家庭背景)은 勤勞者들의 教育水準에 어느 정도 영향을 주고 있는가?

둘째, 우리는 비록 同一水準의 教育을 받았어도 그 勤勞者가 속한 職種, 職業 및 所屬企業의 規模 등, 雇傭特徵에 의하여 적지 않은 賃金差를 經驗的으로 보고 있다. 그러면 韓國

의 경우 무엇이 勤勞者들의 雇傭特徵(예컨대 大企業就業 對 中小企業에의 就業)을 決定하는가? 家庭의 背景 혹은 勤勞者들의 特性(예컨대 教育·經歷 등)이 이 雇傭特徵(employment characteristics)에 어느 정도의 영향을 미치고 있는가?

셋째, 위의 諸要因들을 綜合하여 本稿에서는 (1) 個個 勤勞者들의 教育水準을 決定하는 要因은 무엇인가(教育函數). (2) 勤勞者들의 雇傭特徵을 決定하는 要因은 무엇인가(雇傭函數). (3) 個個 勤勞者의 賃金水準을 決定하는 要因은 무엇인가(賃金函數). (4) 어떻게 위의 세가지 關係가 相互關聯되어 있는가(賃金決定의 構造模型; structural model of wage determination)를 韓國製造業體의 生産職勤勞者의 경우에 관하여 檢定分析하려 한다. 이런 賃金決定의 構造模型(structural model)을 檢證하는 것에 의해 비로소 諸決定要因(家庭背景, 雇傭特徵, 個個 勤勞者의 特性 등)의 相互關係, 이들의 賃金決定에의 直·間接 影響을 分離하여 分析할 수 있다.

II. 모델의 設定 및 推定方法

우리는 賃金決定의 構造模型(structural model of wage determination)을 다음과 같이 設定한다.

教育函數 :

$$Edu = f(Family) + e_1 \dots \dots \dots (1)$$

雇傭函數 :

$$Sector = g(Family, Edu, X_1, X_2) + e_2 \dots (2)$$

6) Arrow(1973), Spence(1976) 등
7) Thurow(1976), Fields(1974)의 職業競爭(job competition) 「모델」을 참조.

賃金函數⁸⁾ :

$$\ln Y = h(\text{Edu}, \text{Sector}, X_1, X_2) + e_3 \dots (3)$$

여기서 *Family*는 個個 勤勞者들의 社會經濟的背景을 나타내는 變數로서 예를 들면 父母의 學歷, 職業, 兄弟數, 出身地(都市·農村) 등이다. *Edu*는 勤勞者의 教育水準이고, *Sector*는 所屬企業의 規模(예컨대, 中小企業 혹은 大企業)를 나타내는 變數이다. X_1 은 教育을 제외한 勤勞者의 人的資本蓄積度를 나타내는 變數(예컨대, 經歷·資格證有無 등)이고 X_2 는 企業規模를 제외한 雇傭特徵變數(예컨대, 勞組의 有無, 產業, 外資企業, 內資企業 등)로서 X_1 과 X_2 는 모두 外生變數로 取扱되고 있다⁹⁾.

위의 모델은 賃金決定에 있어 諸要因間의 因果關係의 方向을 뚜렷이 보여 주는 逐差模型(recursive model)이다. 즉, 勤勞者의 社會經濟的背景이 그의 教育水準을 決定하고 教育水準과 家庭背景이 다른 勤勞者의 特性을 나타내는 變數와 함께 勤勞者의 雇傭特徵(여기서는 所屬企業의 規模)을 決定하고 最後로 勤勞者의 教育水準과 雇傭特徵이 다른 外生變數들과 함께 勤勞者들이 賃金水準을 決定한다. 위의 構造模型을 行列形態로는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$BY_t + RX_t = U_t$$

8) 賃金函數에서 Semi-logarithmic形을 쓴 理由는

- ① 所得分布는 一般的으로 lognormal이고
- ② 獨立函數의 係數(coefficient)를 賃金에 대한 「퍼센트」의 影響으로 解釋할 수 있는 便利가 있고
- ③ 우리의 「데이터」에 여러 形態의 賃金函數를 適用하여 보았으나 Semi-logarithmic形態가 가장 좋은 fit로 證明되었기 때문이다.

9) 雇傭特徵을 나타내는 變數들은 本來 理論上 대부분 內生變數로 만들어야 할 것이나, 標本의 크기가 작아서 本稿에서는 企業規模 이외의 變數를 모두 外生變數로 處理하였다.

여기서 Y_t 와 X_t 는 各各 內生 및 外生變數들의 「벡터」이고 U_t 는 誤差項(error term)의 「벡터」이다. 그러면 B 는 다음과 같이 三角行列(triangular matrix)이 된다.

$$B = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix}$$

만일 우리가 各函數의 誤差項(U_1, U_2, U_3)이 서로 關聯이 없다면 즉, $Cov(U_1, U_2) = Cov(U_2, U_3) = 0$ 라고 假定한다면 위의 逐差模型(recursive system)의 各函數는 OLS에 의하여 一致推定(consistent estimation)될 수 있다. 問題는 과연 이 假定이 妥當한 것인가이다. 만일, 誤差項이 眞正한 確率行態(random behavior)를 나타낸다면 위의 假定은 成立될 수 있으나 이 誤差項이 觀察되지 못한 個人的 特性(unobservable characteristics)을 나타낸다면 위의 假定은 성립되지 않을 수도 있다(Fields, 1979). 예컨대 특별한 能力과 成就慾이 강한 個人이 있다면 그는 동일한 家庭背景에서도 남보다 뛰어난 成果를 教育에서 나타낼 것이고, 나아가 보다 좋은 職場을 얻을 것이며 結果的으로 類似한 家庭背景이나 個人的 特質(教育, 經驗 등)을 가진 同僚들보다 더 우수한 作業 成果를 通하여 높은 賃金を 받을 수 있을 것이다. 따라서 이 경우, 各函數의 誤差項은 正關係(positive relation)로 $Cov(U_1, U_2) \approx 0 \approx Cov(U_2, U_3)$ 가 된다. 그러면 函數 (2)와 (3)의 右邊의 內生變數들이 各函數의 誤差項들과 사이에 相關關係가 성립되어 OLS는 不一致推定(inconsistent estimation)의 結果를 가져오게 된다. 이런 경우 一致推定の 結果를 가질 수 있는 方法의 하나는 2SLS(two stage least

square)를 連續적으로 사용하는 것이다. 즉, 函數 (1)을 OLS에 의해 推定하고 그 결과를 이용하여 Edu變數의 豫測值(predicted value)를 求하여 函數 (2)의 Edu變數를 이 豫測值로 代替한 후에 函數 (2)를 multinomial logit specification에 기하여 最尤推定方法(maximum likelihood estimation)으로 測定한다(Theil, 1969; Schmidt and Strauss, 1975). 다음 그 결과를 이용하여 個個의 勤勞者가 特定部門에 雇傭될(예컨대, 大企業 對 中小企業) 確率의 豫測值를 구하여 函數 (3)의 Sector變數를 이 豫測值로 代替한 후 函數 (3)을 OLS에 의해서 推定한다.

따라서 誤差項의 共分散構造(covariance structure)에 대해 어떤 假定을 취하는가에 따라 위의 賃金決定 構造模型의 推定方法이 크게 달라지게 된다. 本稿에서는 다음과 같은 이유로 零의 共分散構造를 假定하고 各函數를 OLS로 測定하기로 했다.

1) 人間行動에 영향을 주는 要因은 無數할 것인바 많은 要因들을 數量化할 수 없거나 단순히 觀測할 수 없는 경우가 많다. 우리는 이러한 要因들이 相互 反對方向에서 作用할 것을 기대하면서 우리의 無知에 대한 다른 하나의 이름이 計量經濟學에서의 誤差項인 것이다. 따라서 零의 共分散構造의 問題를 解決할 100% 확실한 方法은 없다. 다만 應用計量經濟學(applied econometrics)의 一般價例에 따라 理論적으로 올바르게 보이는 假定에서의 약간의 乖離는 推定值에 작은 偏差만을 발생할 것을 기대할 수 밖에 없다.

2) 우리가 사용하는 標本의 크기가 비교적 작기 때문에 零이 아닌 共分散(non-zero covariance)假定下에 사용할 最尤推定方法의 「코

스트」가 推定の 穩密性에서 얻는 利得보다 높다고 判斷된다.

3) 여러 가지 Monte Carlo Study에서 나타난 바와 같이 OLS는 聯立方程式(simultaneous equation)의 경우 偏差를 가질 수 있으나 특히 方程式誤差(specification error)나 多重共線性(multi-collinearity)의 問題가 있는 경우 比較의 事實值에 가까울 수 있고 특히 自乘平均誤差(mean square error 즉, variance+bias²)에 의하면 OLS는 결코 나쁜 選擇은 아니다(Johnston, 1972).

各函數의 誤差項이 相互關聯되어 있지 않다는 假定 아래 우리는 各函數를 OLS에 의해 推定할 수 있게 되었다. 그러나 函數 (2)(雇傭函數)를 推定함에 있어 被說明變數가 量的 變數(quantitative variable)가 아닌 質的 變數(qualitative variable)라는 데 아직 問題가 남는다. 이 被說明變數가 質的變數이고, 그것이 多選擇(multiple choice)의 경우 logit analysis의 多項式擴張(multinomial extention)을 써서 推定할 수도 있고 아니면 多選擇線型確率模型(multiple choice linear probability model)을 쓸 수도 있다. 本稿에서는 後者의 方法을 쓰기로 했다. 理由는 multiple logit analysis가 아직 「프로그램」된 것이 우리 나라에 없고 그 費用이 過大하며, 둘째로 線型確率模型은 그 나름대로의 短點이 있으나(예컨대, heteroscedasticity, 豫測(prediction)의 不正確度 등) 計算이 대단히 간단하며 우리가 필요로 하는, 즉 어느 정도 家庭背景이나 教育 등의 個人的 特徵(人的資本 蓄積度)이 그 勤勞者가 속할 雇傭의 特徵(企業規模)을 決定하는가에 대한 答을 提供해 주는 데는 偏倚없는 推定值를 얻을 수 있고, 셋째로는 線型確率模型에 있어서는 方

程式間의 各獨立變數의 係數의 合(sum of coefficient across equations)이 零이므로 各變數의 係數가 各 變數의 一定單位의 變化가 當該勤勞者가 特定企業 規模(sector)에 속할 確率(probability)에 미치는 영향을 나타내 준다는 利點이 있다.

本稿에서 函數(2)(雇傭函數)를 推定키 爲해 使用하는 多選擇線型確率模型은 다음과 같다.

$$Sector_{ij} = f(Family, Edu, X_1, X_2) + e_2$$

$Sector_{ij} = 1$; 個人 i 가 j 規模의 企業에 屬할 경우

$Sector_{ij} = 0$; 個人 i 가 j 規模의 企業에 屬하지 않는 경우

$j=1$; 企業規模가 5~49人的의 경우

$=2$; 企業規模가 50~199人的의 경우

$=3$; 企業規模가 200~499人的의 경우

$=4$; 企業規模가 500人 以上の 경우

$Sector_{ij}$ 는 단지 1, 혹은 0의 2種類의 價値를 가질 수 있기 때문에

$$E(Sector_{ij}) = 1(P_j) + 0(1 - P_j) = P_j$$

$$P_j = \text{Probability}(Sector_{ij} = 1)$$

$$\text{모든 } i \text{에 대하여 } \sum_{j=1}^4 P_j = 1$$

따라서 從屬變數 $Sector_{ij}$ 는 一連의 獨立變數의 特徵을 가진 個人 i 가 $Sector_j$ 에 雇傭될 確率을 나타낸다. 다만 이 雇傭函數의 係數(coefficient)의 解釋에는 약간의 注意를 요한다. 一定의 特質을 가진 勤勞者가 一定規模의 企業에 雇傭되었다는 사실은 실은 雇傭主의 採

用政策(勞動需要에의 決定)을 나타내는 동시에 勤勞者의 選擇 및 嗜好(勞動供給에의 決定)를 나타낸다. 따라서 函數(2)는 誘導型(reduced form)의 雇傭函數라고 보아야 할 것이다.

지금까지 우리는 構造模型의 推定問題만을 討論해 왔다. 이 構造模型과 동시에 우리는 誘導型을 推定함으로써 勞動市場 內部的 움직임을 더욱 명백히 把握할 수 있다. 誘導型方程式은 方程式 오른쪽에 外生變數만이 나타남으로 항상 OLS에 의하여 一致推定(consistent estimation)될 수 있다.

誘導型方程式:

$$\ln Y = k(Family, X_1, X_2) + e_4$$

이 誘導型方程式은 勤勞者의 社會經濟의 背景이 그들의 所得에 주는 包括的, 最終的 效果를 보여준다. 이 效果는 우리의 모델에 의하여 大別하면 두 가지로 나누어질 수 있는데 하나는 家庭背景이 勤勞者의 教育水準을 결정하여 이를 통해 賃金에 주는 效果와, 다른 하나는 家庭背景이 그 勤勞者가 어떤 企業規模에 雇傭될 것인가에 영향을 주어, 이를 통해 賃金水準에 미치는 效果이다. 이 두가지 效果의 合이 誘導型에 나타나고 두 效果를 分離하여 그 크기를 비교할 수 있는 資料가 構造型方程式에 나타나게 된다. 따라서 誘導型和 構造型을 비교함으로써 賃金決定의 勞動市場에서의 過程을 보다 명백히 밝혀낼 수 있다.

Ⅲ. 資料 및 變數(variables)

本稿에서 使用한 「마이크로 데이터」는 1976

年 6月 서울特別市 및 部近工場地帶에서 無作爲 標本抽出한 271個 製造業體의 勤勞者 1,115名을 對象으로 한 것이다. 이 資料는 ILO의 援助를 받아 서울大學校에서 蒐集한 것으로 生産職 勤勞者만을 對象으로 하였으므로 事務職은 제외되었다. <表 1>에서 「데이터」의 特徵을 몇가지 整理해 보았다.

本稿에서 使用할 變數(variable)를 說明하면 다음과 같다.

y : 月間總所得을 意味한다. 이는 定期給與, 超過勞動給, 보너스 및 其他 現金 및 現物形態로 支給되는 一體의 諸手當을 모두 포함한 所得이다. 現物手當(食事·社宅等)은 勤勞者가 評價한 貨幣相當額을 가지고 計算하였다.

Edu : 教育年數

Edu 1=1, 中卒者인 경우, 아니면=0

<表 1> 「데이터」의 特徵

變數	平均值(mean) 혹은 標本占有率(proportion of sample)
月平均現金收入	54,910원(標準偏差 34,607)
教育水準	10.2年(標準偏差 3.39)
國卒	19.3%
中卒	39.5%
高卒	35.5%
大卒	5.7%
經歷年數	6.0年(標準偏差 5.26)
性(男子)	60.6%
常用職	97.4%
國內企業從事者 ¹⁾	83.5%
勞組有	35.2%
最近離農者 ²⁾	33.9%
企業規模	
Size I (5~49人)	8.1%
Size II (50~199人)	22.4%
Size III (200~499人)	23.8%
Size IV (500人 이상)	45.7%

註: 1) 外資나 外國投資가 없는 企業體從事者

2) 最近 5年以內에 現都市移住者

Edu 2=1, 高卒者인 경우, 아니면=0

Edu 3=1, 大卒者인 경우, 아니면=0

Exp : 總經歷年數(現職+過去職場)

Mig : 離農與否를 나타내는 「더미」,
Mig=1은 勤勞者가 過去 5年 이
내에 서울에 移住해 온 경우, 아
니면=0

TTM : 軍隊에서 技術訓練을 받은 경우,
TTM=1, 아니면=0

TT : 私設 및 公共技術訓練所에서 教育
받은 경우, TT=1, 아니면=0

Cert : 어떤 種類의 資格證 所持者 Cert
=1, 아니면=0

Onjob : 社內職業訓練을 받은 者, Onjob
=1, 아니면=0

IND : 製造業의 2 digit 「레벨」의 産業
을 나타내는 「더미」

IND 1 : 食料·飲料産業

IND 2 : 纖維·衣類産業

IND 3 : 製材·木材産業

IND 4 : 紙類·印刷産業

IND 5 : 化學·石油産業

IND 6 : 非鐵金屬産業

IND 7 : 第1次金屬産業

IND 8 : 機械·精密産業

IND 9 : 其他産業

Union : 勞組가 있는 경우, Union=1, 아
니면=0

Foreign : 外資나 直接投資를 받은 事業體
의 경우, Foreign=1, 아니면=0

Export : 生産量의 50% 이상을 海外市場
에 販賣하고 있는 企業 Export
=1, 아니면=0

Type : 常用工이면=1, 臨時工이면=0

Ⅳ. 推定結果

1. 教育函數¹⁰⁾

$$Edu=f(Faedu, Birth, Sible, Faocc, Age, Sex)$$

여기서 從屬變數는 教育年數이고 *Faedu*는 父親의 教育程度를 나타내는 「더미」變數로서 *Faedu* 1은 國卒者, 2는 中卒者, 3은 高卒者, 4는 大卒者를 나타낸다. 無教育者의 경우는 完全多重共線性(perfect multicollinearity)을 피하기 위해서 빼놓았다. *Birth*는 勤勞者의 出身地로서 都市出身은 1, 農村出身은 0이며, *Sible*은 兄弟姊妹의 數를 표시한 것이며, *Faocc*는 父親의 職業을 나타내는 「더미」變數로서 1은 專門職 및 管理事務職, 2는 販賣·生産職 및 서비스職, 3은 農業이며 그리고 無職과 막노동의 경우는 제외해 놓았다.

性別은 남자의 경우는 1, 여자의 경우는 0, 그리고 年齡을 나타내는 *Age*는 調節變數(control variable)로 사용하였다. 우리는 위의 教育函數에서 다음과 같은 假定을 하였다.

1) 教育은 父의 教育水準 혹은 職業의 地位와 正의 關係에 있을 것이다. 높은 教育을 받은 父일수록 2세에 대한 教育熱이 높고 또한 費用調達能力도 있기 때문이다.

2) 都市出身이 農村出身보다 높은 教育水準을 보일 것이다. 教育機會(특히 高等教育機

會)가 아직 都市에 相對적으로 集中되어 있고 同時에 都市의 競爭의 文化가 높은 教育熱로 나타날 것이라고 보았다. 또한 靑少年이 가지고 있는 時間의 機會費用(opportunity cost)이 都市보다 農村의 경우가 높을 것이다. 왜냐하면 靑少年勞動이 生産의 活動으로 연결될 수 있는 機會가 農村의 경우 높기 때문이다.

3) 家族의 數, 특히 兄弟姊妹의 數가 教育水準에 영향을 줄 수 있다. 그러나 正인가 負인가는 豫測하기 어렵다. 만일 一定의 資源을 家族構成員 모두에게 公平均히 分配한다면 大家族의 경우가 小家族의 경우보다 平均教育水準이 낮을 수 있다. 그러나 一定 資源을 男子 혹은 長男 등에만 集中的으로 投資한다면 결과는 달라질 수 있고, 또한 教育投資에도 規模의 經濟(economy of scale)가 作用할지 모른다. 兄弟姊妹間에 教科書를 共用한다든가 校服 등을 같이 나누어 입는다든가, 더우기 家族의 크기 그 自體가 그 家族의 所得 혹은 社會經濟的 地位와 負, 혹은 正의 關係에 있을지 모른다. 이런 모든 要素가 相互作用하기 때문에 具體的 檢定結果를 보기 前에 結論을 推測할 수 없다.

4) 男子의 경우가 女子의 경우보다 平均教育水準이 높을 것이라고 假定하였다. 韓國傳統文化의 영향도 있겠지만 女子의 경우 勞動市場에의 參與期間이 相對적으로 짧고, 賃金 등 雇傭條件에 차별이 存在하므로 동일한 수준의 教育投資에 대한 收益(return)이 女子의 경우가 男子보다 작기 때문이다.

위와 같은 假定 아래 教育函數를 推定한 結果는 <表 2>와 같다.

1) 父의 教育水準은 子女의 教育水準에 統計적으로 有意한 正의 關係를 보인다. 예컨대

10) 教育과 社會經濟 背景과의 關係에 대한 外國의 研究 結果는 다음에 잘 要約되어 있다. Brown(1977), Fields(1979).

大卒의 父를 둔 子女는 無學者의 경우보다 平均 3.3년의 높은 教育水準을 보이고 있다. 父의 職業의 경우는 父의 教育水準과의 높은 多重共線性 때문에 獨自的 有意性は 教育보다 낮다.

2) 都市出身의 勤勞者는 農村出身보다 平均 9個月 내지 10個月의 높은 教育水準을 나타낸다. 出身地別 教育의 차이가 비교적 적은 이유는 一般的으로 離農向都의 勤勞者가 農村에서는 비교적 教育水準이 높은 層이 많기 때문일 것이다¹¹⁾.

3) 家族의 크기, 특히 子女의 數가 주는

영향은 앞에서 이미 論한 바와 같이 相互反對되는 여러 要因들이 作用하므로 크게 統計的으로 有意한 結果는 얻지 못하고 있다.

4) 모든 條件이 동일하면 男子의 경우가 女子보다 平均 1.5年 높은 教育投資를 하고 있다. 韓國의 家庭에서 아들을 딸보다 優先하여 教育시킴을 알 수 있다.

5) 男女 標本別 R^2 에 큰 차이를 보이는바 하나의 暫定的 說明(tentative explanation)은 社會經濟的 背景이 높은 家庭의 경우 딸보다 아들을 대단히 重視하여 教育投資를 集中하므로 女子의 경우는 家族背景으로 說明될 수 있

〈表 2〉 教育函數의 推定結果(從屬變數: 教育年數)

(OLS)

獨立變數	Regression 1(男子)	Regression 2(女子)	Regression 3(全體)
Birth	0.8403(0.212)**	0.7578(0.472)*	0.7752(0.223)**
Sible	0.0716(0.045)*	-0.0361(0.118)	0.0377(0.050)
Faedu 1	0.5328(0.289)**	1.4515(0.722)**	0.9301(0.316)**
Faedu 2	1.3654(0.343)**	1.4696(0.775)**	1.4101(0.360)**
Faedu 3	1.9866(0.371)**	2.1653(0.814)**	2.0036(0.384)**
Faedu 4	2.7869(0.449)**	4.3638(1.149)**	3.3001(0.494)**
Age 1(17~19)	2.4385(0.928)**	1.8099(1.015)*	1.7699(0.660)**
Age 2(20~24)	2.5499(0.893)**	2.5738(0.969)**	2.3212(0.532)**
Age 3(25~29)	3.8310(0.890)**	2.7256(1.154)**	3.1497(0.663)**
Age 4(30~39)	3.8415(0.884)**	0.4226(1.682)	3.1945(0.662)**
Age 5(40~49)	2.1591(0.931)**	2.0906(1.779)	1.6312(0.753)**
Age 6(50+)	0.3372(1.445)	—	1.0882(0.659)
Faocc 1	1.0847(0.453)**	1.4506(0.902)*	0.0371(0.455)
Faocc 2	0.4958(0.415)	1.5552(0.811)*	0.4636(0.413)
Faocc 3	0.7279(0.393)*	1.3443(0.759)*	0.2702(0.389)
Sex			1.4645(0.233)**
Constant	5.4019	6.4113	5.3897

R^2	26.48	7.95	20.19
F	15.84 (15,660)	2.616(14,424)	17.36(16,1098)
N	676	439	1,115

註: ()안은 標準誤差임.

*은 10% 수준의 統計的 有意도를 나타냄.

**은 2.5% 수준의 統計的 有意도를 나타냄.

11) 國內外의 移民研究結果 教育과 離農性向(propensity to migrate)은 正의 關係가 있음은 이미 常識化된 事實이다.

는 教育水準의 差(分散)가 크지 않을지 모른다는 것이다.

6) 全體的으로 R^2 가 높지 않다. 本稿에서는 父의 教育水準이나 職業이 家庭의 社會經濟的地位를 나타내는 代理(proxy)變數로 사용되었는데 만일 家庭의 總所得이나 富에 대한 具體的인 資料를 쓸 수 있었으면 教育函數의 說明力은 훨씬 높았을 것이다.

2. 雇傭函數(線型確率模型)

$$Sector=f(Family, Edu, X_1, X_2)$$

函數推定의 結果를 논하기 전에 線型確率模型(linear probability model)의 特徵을 몇 가지 밝혀 두고자 한다.

첫째로, 方程式間의 各 獨立變數의 係數 合計는 항상 零이고 方程式間의 常數項의 合計는 항상 1이므로¹²⁾ 우리는 한 獨立變數의 一定單位의 變化가 從屬變數에 주는 影響(즉, 一定規模의 企業에 雇傭될 確率)을 쉽게 찾아볼 수 있다. 예컨대 <表 3>에서 Exp (經歷年數)의 推定係數가 Size I 일 때 0.009이고 Size N 일 때 -0.010 으로 나타났는바, 이는 經歷年數가 1年 增加함에 따라 Size I 에 雇傭될 確率は 0.9% 增加하고 Size N 에 雇傭될 確率は 1% 줄어들음을 意味한다. 「더미」變數의 경우도 마찬가지로, 예컨대 Edu 3(大卒者)의 係數가 Size I 의 경우 -0.149 이고 Size N 의 경우

0.207인바 이는 國卒者¹³⁾보다 大卒學位는 Size I (5~49人)에 雇傭될 確率을 14.9% 減少시키고 Size N (500人 이상)에 雇傭될 確率을 20.7% 增大시킴을 나타낸다.

둘째로, 線型確率模型에서는 係數의 統計的 有意度를 測定할 수 없다. 이는 誤差項(error term)이 正常分布(normal distribution)를 보이지 않기 때문이다¹⁴⁾. 따라서 <表 3>에서의 標準誤差(standard error)등의 資料는 단지 參考할 뿐 嚴密한 의미의 統計的 「테스트」라 보면 안될 것이다.

雇傭函數의 測定結果를 간단히 要約하면 다음과 같다.

1) 勤勞者의 社會經濟的 背景을 나타내는 代理變數로서의 父의 學歷은 一般的으로 企業規模와 正의 關係를 보인다. 그러나 그 關係는 完全하지 못하다. 예컨대 Size I 의 $Faedu$ 2(大卒者)는 우리 기대와는 달리 正의 符號를 가지고 있다. 반면에 Size N 의 $Faedu$ 는 우리 期待와 完全一致하여 父의 學歷이 높을수록 그 子女가 大企業에 就業될 可能性을 높이 보여주고 있다.

2) 勤勞者 自身の 教育水準은 企業規模와 正의 關係를 보인다. 高卒者는 國卒者와 비교하여 大企業(Size N)에 雇傭될 確率이 約 16~25% 높고 零細企業(Size I)에 雇傭될 確率은 10~12% 낮다. 全體的으로 보아 勤勞者 自身の 教育水準이 勤勞者가 雇傭될 企業規模를 定하는 一次的 要因임이 밝혀졌다.

3) 出身地를 보면 男子의 경우는 都市出身이 大企業에 雇傭될 確率이 높으며, 女子의 경우는 農村出身이 大企業에 雇傭될 確率이 높다. 男子의 경우 都市出身이 農村出身보다 勞動市場의 情報에 쉽게 접할 수 있고 또한 求

12) 證明은 一般의 計量經濟學 冊에서 쉽게 찾을 수 있으므로 여기서는 반복을 피한다(Kmenta, 1972).

13) 完全多重共線性(perfect multicollinearity)을 피하기 위해서 「더미」(dummy)變數에서 除外시킨 觀測值이다.

14) 線型確率模型(linear probability model)의 誤差項(error term)은 $e_i = Y_i - a - bxi$ 로 나타낼 수 있는데 Y_i 가 1, 혹은 0의 두 價値만을 취할 수 있으므로 誤差項도 $(-a - bxi)$, 혹은 $(1 - a - bxi)$ 의 두 價値만을 가질 수 있어 正常分布를 보이지 않는다.

〈表 3〉 雇傭函數의 推定結果

(OLS)

獨立變數	Size I (5~49人)	Size II (50~199)	Size III (200~499)	Size IV (500人 이상)
男 子				
<i>Faedu 1</i>	-0.011(0.024)	0.057(0.037)	-0.051(0.036)	0.005(0.040)
<i>Faedu 2</i>	0.005(0.043)	-0.060(0.066)	0.009(0.065)	0.046(0.071)
<i>Birth</i>	-0.013(0.023)	-0.021(0.036)	-0.033(0.035)	0.067(0.038)
<i>Edu 1</i>	-0.044(0.041)	-0.199(0.063)	0.104(0.062)	0.136(0.068)
<i>Edu 2</i>	-0.120(0.040)	-0.176(0.061)	0.133(0.060)	0.164(0.066)
<i>Edu 3</i>	-0.149(0.049)	-0.227(0.075)	0.169(0.074)	0.207(0.082)
<i>Exp¹⁾</i>	0.009(0.002)	0.006(0.003)	-0.005(0.003)	-0.010(0.004)
<i>Cert</i>	-0.018(0.027)	-0.015(0.041)	-0.041(0.041)	0.074(0.045)
<i>TT</i>	-0.012(0.027)	0.013(0.041)	-0.037(0.039)	0.036(0.043)
<i>TTM</i>	-0.008(0.029)	0.030(0.044)	-0.028(0.043)	0.006(0.047)
<i>Expo</i>	-0.154(0.022)	0.038(0.033)	-0.016(0.032)	0.131(0.036)
<i>Union</i>	-0.122(0.022)	-0.080(0.034)	-0.008(0.033)	0.194(0.037)
<i>Foreign</i>	-0.051(0.028)	-0.179(0.044)	-0.159(0.043)	0.339(0.047)
<i>Constant</i>	0.306	0.418	0.191	0.035
<i>R</i> ²	19.08	7.29	3.70	20.54
<i>S.E.</i>	27.16	41.45	40.71	44.80
<i>F</i>	12.00	4.00	1.96	13.16
<i>N</i>	676	676	676	676

獨立變數	Size I (5~49人)	Size II (50~199)	Size III (200~499)	Size IV (500人 이상)
女 子				
<i>Faedu 1</i>	0.004(0.021)	-0.047(0.038)	-0.035(0.045)	0.078(0.045)
<i>Faedu 2</i>	-0.028(0.056)	-0.101(0.103)	-0.078(0.121)	0.207(0.119)
<i>Birth</i>	-0.032(0.023)	0.075(0.041)	-0.024(0.048)	-0.020(0.048)
<i>Edu 1</i>	-0.111(0.025)	0.005(0.046)	0.056(0.053)	0.050(0.053)
<i>Edu 2</i>	-0.107(0.033)	-0.095(0.060)	-0.048(0.071)	0.250(0.070)
<i>Edu 3</i>	-0.124(0.093)	-0.125(0.178)	0.039(0.208)	0.212(0.207)
<i>Exp*</i>	0.010(0.005)	0.014(0.009)	0.013(0.012)	-0.037(0.012)
<i>Cert</i>	-0.037(0.030)	0.064(0.054)	-0.032(0.063)	0.005(0.063)
<i>TT</i>	-0.041(0.027)	-0.000(0.049)	0.037(0.058)	0.048(0.058)
<i>Expo</i>	-0.174(0.023)	0.037(0.042)	0.129(0.049)	0.007(0.049)
<i>Union</i>	0.020(0.021)	-0.241(0.039)	-0.080(0.046)	0.301(0.045)
<i>Foreign</i>	-0.007(0.029)	-0.122(0.052)	-0.069(0.061)	0.198(0.060)
<i>Constant</i>	0.270	0.280	0.206	0.243
<i>R</i> ²	17.15	15.67	5.07	25.23
<i>S.E.</i>	20.59	37.48	44.08	43.82
<i>F</i>	7.34	6.59	1.89	11.93
<i>N</i>	439	439	439	439

註: ()안은 標準誤差임.

1) 現職場에 들어오기 전의 經歷年數임.

職期間 동안의 都市에서의 生計補助를 받을 수 있는 경우가 많아 비교적 높은 賃金を 주는 大企業에 雇傭될 可能性이 높다 할 수 있다. 그러나 女子의 경우는 우리나라에서는 본래 企業規模別 賃金差가 적고, 또한 近年에 輸出 産業部分(대부분 大企業)의 급속한 팽창이 低 賃金の 農村女性을 雇傭하는 경향이 높아짐을 반영하고 있는 듯하다.

4) 흥미 있는 것은 勤勞者の 教育水準은 企業規模와 正의 關係에 있으나 入社前 經歷年數와 企業規模와는 負의 關係에 있다는 點이다. 換言하면 大企業일수록 高學歷者를 選好 하지만 이미 他社에서의 長期間의 經歷이 있는 者는 一般的으로 피하는 경향을 보인다. 이 點은 韓國勞動市場의 重要한 特徵의 하나를 보여 준다고 思料된다. 따라서 약간의 原因說明이 필요하다.

西歐의 경우는 技術革新은 18世紀의 前近代의 技術(artisan skill)에서 오늘날의 現代技術에 이르기까지 비교적 完만한 進歩의 길을 더듬어 왔고, 이에 따라 勞動力 內部的 技術蓄積 및 技術構成도 完만한 高度化의 길을 걸어 왔다. 同時에 勞動力 內部的 技術度도 주로 作業場에서 蓄積되어 왔기 때문에 一應 西歐의 勞動市場은 既存의 特定技術 혹은 技能을 팔고 사는 市場의 性格을 띠게 되었다. 반면 우리나라와 같은 後發産業化 國家는 西歐의 現代産業技術을 이미 體系화된 知識으로서 高等教育機關의 敎課課程(curriculum)을 통하여 導入하게 되었다. 동시에 우리나라 大企業 특히 輸出指向의 大企業의 경우 海外의 先進技術의 輸入依存도가 높기 때문에 이들은 前近代의 技術水準下에서의 經驗보다는 西歐의 技術을 일단 知識의 形態로서 理解하고 있는 高

學歷者를 選好하게 되었다. 따라서 韓國의 勞動市場은 기존의 特定技術 혹은 技能을 팔고 산다기보다는 先進技術을 쉽게 배우고 익힐 수 있는 可能性으로서의 學歷을 팔고 사는 市場의 性格을 강하게 띠게 되었다. 이는 韓國産業의 技術的 二重構造(technological dualism)의 당연한 결과라 할 수 있다. 따라서 前近代의 技術環境 속에서의 多年의 經歷보다는 先進技術을 비교적 빨리 배우고 익힐 能力을 나타내는 指標(index)로서의 學歷이 重視되는 것이다. 동시에 大企業의 경우는 中小企業에 비해 相對的으로 內部勞動市場(internal labor market)이 發達되어 있어 採用은 주로 未經歷者인 新規卒業者를 중심으로 이루어지고 있고 이들이 社內技術訓練 혹은 learning by doing을 통해 昇進되어 가는 것이 一般的이므로 多經歷의 中年 및 老年 勤勞者는 당연히 中小企業에서밖에 就業機會를 찾을 수 없다는 傾向도 指摘되어야 할 것이다. 이러한 點들이 經歷은 企業規模와 負의 關係를 보이는 동시에 學歷은 正의 關係를 나타내는 까닭이라 하겠다.

5) 기대했던 바와 같이 一定의 資格證을 갖거나 軍에서의 技術教育(TTM)을 받았거나, 其他 私設 혹은 公共機關에서 技術訓練(TT)을 받은 勤勞者の 경우가 大企業에 就職될 確率이 높은 것으로 나타났다.

6) Union, Expo, Foreign 등의 變數는 各産業의 特徵에 따른 相異한 雇傭政策이 있을 것을 豫想하여 이를 「콘트롤」하기 위하여 사용했으며 모두 企業規模와 正의 關係를 보이고 있다.

3. 構造模型(structural model) 對 誘導型(reduced-form) 賃金函數

構造模型 : $\ln y = h(\text{Edu}, \text{Sector}, X_1, X_2)$

誘導型模型 : $\ln y = g(\text{Family}, X_1, X_2)$

Edu(教育年數)와 *Sector*(企業規模)는 우리의 기본「모델」에서 內生變數로 取扱되었기 때문에 誘導型函數에는 나타나지 않고, 勤勞者의 社會經濟的 背景의 代理變數(proxy)로서의 *Family*는 外生變數이므로 誘導型에만 나타난다. 두 函數 모두 OLS에 의해 推定했다. 誘導型은 항상 OLS에 의해 一貫性있게 推定(consistant estimation)되지만 構造型方程式은 기본「모델」의 各函數의 誤差項間的 零의 共分散(zero covariance)을 假定할 때에만 OLS를 사용할 수 있음은 이미 論한 바 있다. <表 4>에 나타난 測定結果를 要約하면 다음과 같다.

1) 기대했던 대로 構造方程式의 說明力이 誘導型的 경우보다 높게 나타났다. 약 58% 내지 61%의 賃金水準의 分散(variance of log income)을 構造方程式이 說明할 수 있었다. 誘導型과 構造型函數間的 R^2 의 差는 *Family* 變數의 영향과는 無關하게 *Edu*와 *Sector* 變數가 가지는 賃金에 대한 獨自的 影響의 크기를 나타낸다고 할 수 있다. 우리나라의 경우 勞動廳의 『職種別 賃金實態調查報告書』에서도 쉽게 나타나듯이 規模別 賃金差가 女子의 경우가 男子의 경우보다 크지 않으므로 誘導型과 構造函數間的 R^2 의 差도 女子의 경우가 낮을 것을 期待할 수 있는바, 回歸分析 結果도 男子의 경우가 15.7%인 데 비해, 女子의 경우가 5.0%의 낮은 差를 보이고 있다.

2) 勤勞者의 社會經濟的 背景은 기본「모델」

에서는 賃金에 대해 直接的 作用은 認定하지 않고 家庭背景이 教育水準에 미치는 影響과 雇傭特徵(就業時的 企業規模)에 미치는 影響을 통해서 間接的으로 現在の 賃金水準에 미치는 作用만을 認定했다. 위의 두 가지 方向에의 間接效果(two structural effects)를 합한 것이 <表 4>의 誘導型 方程式에 나타나 있다. 大卒者의 父를 둔 勤勞者의 경우 無學者의 父를 둔 경우보다 男子의 賃金은 平均 25.4% 높고 女子는 平均 37.4% 높다. 都市出身이 農村出身보다 약 4% 내지 7%의 높은 賃金을 받는다. 兄弟·姉妹의 數는 앞에서도 論한 바와 같이 相反되는 作用들이 있기 때문에 推定結果는 統計的으로 有意하지 못하다. 專門職이나 管理職의 父를 가진 勤勞者는 無職 혹은 單純勞務者의 父를 가진 경우보다 약 21.1%의 높은 賃金을 받고 있다.

3) *Edu*(教育)變數는 우리의 기본모델에서 內生變數이므로 構造型 函數에서만 나타난다. 男子의 경우 中卒者는 國卒者보다 별로 큰 賃金差를 보이지 않으나 高卒資格은 國卒者보다 약 20.5%의 높은 賃金을 받고 있다. 女子의 경우 中卒者는 國卒者보다 약 12.3%의 높은 賃金을 받고 있으나 中卒과 高卒의 差는 그리 크지 못하다. 大卒者는 國卒者보다 平均하여 男子의 경우 74.5%, 女子의 경우 93.4%의 高賃金을 받는 것으로 나타났다. *Edu*變數는 모두 統計的으로 有意하며 기대된 正의 符號를 보이고 있다.

4) 우리의 기본「모델」에서 다른 하나의 內生變數는 企業規模이므로 이는 構造型 函數에 나타난다. Size I (5~49人)이 「컨트롤 그룹」(control group)으로 사용되었으므로 各 Size 「더미」의 係數는 이 Size I 과 비교한 賃金의

〈表 4〉 構造型 對 誘導型 賃金函數 推定結果 比較

(OLS)

獨立變數	誘導型		構造型	
	男 子	女 子	男 子	女 子
<i>Faedu</i> 1	0.0824(0.0545)*	0.0900(0.0515)*		
<i>Faedu</i> 2	0.0845(0.0644)*	0.1021(0.0557)**		
<i>Faedu</i> 3	0.2042(0.0698)**	0.0852(0.0591)*		
<i>Faedu</i> 4	0.2539(0.0847)**	0.3742(0.0845)**		
<i>Birth</i>	0.0656(0.0398)*	0.0442(0.0337)*		
<i>Siblings</i>	0.0045(0.0398)	0.0006(0.0084)		
<i>Faocc</i> 1	0.2114(0.0085)**	0.0365(0.0642)		
<i>Faocc</i> 2	0.0737(0.0781)	-0.0313(0.0580)		
<i>Faocc</i> 3	0.1149(0.0747)*	0.0082(0.0542)		
<i>Edu</i> 1			0.0047(0.0559)	0.1227(0.0332)**
<i>Edu</i> 2			0.2046(0.0545)**	0.1737(0.0442)**
<i>Edu</i> 3			0.7451(0.0660)**	0.9345(0.1107)**
<i>Size</i> II			0.2296(0.0561)**	-0.0975(0.0691)
<i>Size</i> III			0.3318(0.0582)**	-0.0536(0.0677)
<i>Size</i> IV			0.3512(0.0573)**	-0.0207(0.0696)
<i>Exp</i>	0.0860(0.0070)**	0.1508(0.0122)**	0.0899(0.0059)**	0.1533(0.0114)**
<i>Exp</i> ²	-0.0018(0.0003)**	-0.0071(0.0011)**	-0.0017(0.0002)**	-0.0070(0.0010)**
<i>Cert</i>	0.2860(0.0416)**	0.1131(0.0387)**	0.1432(0.0361)**	0.0463(0.0382)*
<i>TT</i>	0.0331(0.4206)	0.1096(0.0367)**	0.0099(0.0356)	0.0866(0.0353)**
<i>TTM</i>	0.1019(0.0459)**		0.0997(0.0390)**	
<i>Onjob</i>	0.1527(0.0360)**	0.0477(0.0306)*	0.0722(0.0371)*	0.0201(0.0288)
<i>Expo</i>	0.0199(0.0382)	-0.0042(0.0407)	-0.0195(0.0337)	0.0081(0.0424)
<i>Union</i>	0.0021(0.0363)	0.0696(0.0302)**	-0.0477(0.0317)*	0.0296(0.0309)
<i>Foreign</i>	0.1286(0.0458)**	0.1363(0.0435)**	0.0527(0.0406)*	0.1287(0.0412)**
<i>Type</i>	0.3615(0.1020)**	0.0661(0.0973)	0.2788(0.0865)*	0.0345(0.0913)
<i>IND</i> 1	0.3710(0.1424)**	0.5339(0.0734)**	0.1459(0.1209)**	0.5294(0.0714)**
<i>IND</i> 2	0.1075(0.1357)	0.1325(0.0417)**	0.0029(0.1147)	0.1520(0.0392)**
<i>IND</i> 3	-0.0344(0.1954)		0.0643(0.1656)	
<i>IND</i> 4	0.2245(0.1448)*	0.1372(0.0767)**	-0.0139(0.1228)	0.1472(0.0742)**
<i>IND</i> 5	0.3174(0.1373)**	0.2527(0.0585)**	0.1333(0.1167)	0.2049(0.0565)**
<i>IND</i> 6	0.3041(0.1561)**	0.1207(0.1020)	0.1271(0.1319)	0.0993(0.0971)
<i>IND</i> 7	0.1113(0.1779)		-0.0131(0.1504)	
<i>IND</i> 8	0.1979(0.1337)*	0.1485(0.0554)**	0.0475(0.1137)	0.1543(0.0526)**
<i>R</i> ²	45.16	52.58	60.88	57.59
<i>S.E.</i>	0.427	0.279	0.359	0.262
<i>F</i>	19.767	19.132	42.22	26.97
<i>N</i>	676	439	676	439

註: ()안은 標準誤差임.

*은 10%의 통계적 有意度를 나타냄.

**은 2.5%의 통계적 有意度를 나타냄.

相對的 差異을 나타낸다. 企業規模別 賃金差는 男子의 경우는 크지만 女子의 경우는 거의 存在하지 않는다. 男子의 경우 Size N(500人 이상)에 雇傭된 勤勞者는 비록 同一 教育·經歷水準일지라도 Size I보다 平均 35.1% 높은 賃金을 받고 있다.

5) Edu(教育)를 제외한 一連의 勤勞者의 特性을 나타내는 變數(*Exp, Cert, TT, TTM, Oojob* 등)는 外生變數로 取扱되었기 때문에 誘導型和 構造型函數에 公히 나타난다. 構造型函數에서의 이런 變數는 賃金에 대한 直接影響만을 나타내고 誘導函數의 경우에는 大企業에의 就業 可能性을 통한 現在賃金水準에의 間接的 作用과 特定規模의 企業內部에서의 賃金에 대한 直接影響을 합한 效果를 보여 주고 있다. *Exp*(經歷年數)는 男子의 경우보다 女子의 경우 더욱 重要한 賃金決定要因으로 파악된다. 經歷年數의 1年 增加는 男子의 賃金을 9% 增大시키는 반면 女子의 賃金은 15% 增大시킨다. 一般的으로 誘導型 回歸分析의 係數(coefficient)가 構造型의 係數보다 큰 것은 前者가 各變數의 賃金에 미치는 直接 및 間接의 두 가지 效果를 보여줌에 반하여 後者는 直接效果만을 보여 주기 때문이다. 다만 *Exp* 變數만은 誘導型 回歸分析의 係數가 構造型 回歸分析의 係數보다 작는데 이는 *Exp*變數의 間接效果가 負임을 意味한다. 換言하면 *Exp*가 길수록 大企業보다 小企業에 就業할 可能性이 많음을 나타낸다고 할 수 있고, 이는 우리가 이미 線型確率模型에서 推定한 結果와 一致함을 보여주고 있다. 一定한 資格證(*Cert*=1)을 소지하면 現在 賃金水準이 높을 뿐만 아니라 大企業에의 就業可能性도 대단히 높인다(誘導型和 構造型의 係數 差異가 크다). 이

두 效果를 합하면 男子의 경우 資格證을 所持하지 않은 사람에 비해 28.6%, 女子의 경우 11.3%의 높은 賃金을 받게 된다. 職業訓練機關에서의 經驗(*TT*)은 女子의 경우 無經驗者보다 11% 정도의 高賃金을 받게 하고 軍隊에서의 技術訓練經驗者는 無經驗者보다 賃金を 平均 10% 높게 받는다. 社內職業訓練을 받은 者는 안받은 者보다 男子의 경우 약 15.3%, 女子의 경우 약 4.8%의 賃金「프리미엄」을 받고 있다.

6) 나머지 變數들(*IND, Expo, Union, Foreign, Type*)은 雇傭特徵을 나타내는 外生變數들이므로 誘導型和 構造型에 함께 나타난다. 輸出産業에서 일하는 것이 賃金水準에는 별 影響이 없으나 勞組가 있는 企業은 女子의 경우 平均賃金이 6.9% 높다(男子의 경우는 큰 차이가 없다). 男女 公히 外資企業에 근무하는 편이 약 13~14%의 高賃金을 받고 있다. 男子의 경우는 臨時職과 常用職의 賃金差가 平均 36%로 나타나고 있으나 女子의 경우 큰 差는 없다. 위의 모든 賃金差異는 勤勞者 個人의 人的資本蓄積度를 나타낸다고 볼 수 있는 個人屬性(教育, 經歷 등)을 「컨트롤」한 후 오직 企業特徵에 의한 賃金差라는 데 흥미가 있다 할 것이다. 産業別 賃金差異는 女子의 경우에 뚜렷이 나타나고 男子의 경우는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 반면 앞에서 본 바와 같이 企業規模別 隔差는 男子의 경우만 뚜렷하고 女子의 경우는 잘 나타나지 않음이 밝혀졌다. 혹시 이런 現象이 標本自體의 偏倚(sampling bias) 때문은 아닌가 하고 勞動廳의 『職種別 賃金實態調查報告書(1977年版)』의 資料를 「체크」해 보았으나 역시 企業規模別 隔差는 男子의 경우에 크고 女子의 경우는 相

對의으로 작음이 나타났다.

또한 産業別 賃金隔差의 男女差도 確認하기 위해 1978年度 勞動廳의 『勞動力 流動實態報告書』의 資料를 調査해 보았다¹⁵⁾. 生産職 勤勞者의 經歷 1年 未滿의 경우 男子의 分散係數(標準偏差/平均值)는 18.52, 女子는 12.79로서, 여기서는 우리의 賃金函數의 결과와 반대로 産業間 賃金差도 男子의 경우가 큰 것으로 나타났다. 問題는 이 『勞動力 流動實態報告書』에서는 經歷年數는 「콘트롤」했으나 學歷의 差를 「콘트롤」할 수 없었기 때문에 우리가 賃金函數의 결과에서 나타난 産業別 賃金差가 女子의 경우에만 뚜렷하고 男子의 경우에는 약하다는 發見이 과연 標本에 문제가 있는 것인지(sampling bias) 아니면 『勞動力 流動實態報告書』의 資料도 學歷을 「콘트롤」하면 同一結果를 얻을 것인지는 알 수 없다. 혹시 이런 相異한 「패턴」이 男女의 企業規模間·産業間의 勞動移動 「패턴」의 差와 關聯이 있는 것은 아닌가 하고 男女別 勞動移動의 「패턴」을 調査했으나 特記할 相異點은 發見하지 못했다¹⁶⁾.

15) 經歷年數를 「콘트롤」한 후의 賃金差를 볼 수 있으므로 이 資料를 利用했다.

16) 男女別로 Markov의 有限轉移確率行列(Transition-Probability Matrix of Finite Markov Process)를 만들어 보았다. $M=[m_{ij}]$ 各 cell m_{ij} 는 産業 i 에서 産業 j 로 옮긴 勤勞者들의 「퍼센트」를 나타낸다. 물론 이 Markov行列의 行(row)의 合은 1이다. 이 行列의 對角行列(diagonal elements)은 비록 企業主는 바뀌어도 同一種類의 産業內에 머무는 勤勞者의 「퍼센트」를 나타낸다. 이를 우리가 本稿에서 사용한 「데이터」로 計算해 보면 m_{ij} 는 男子의 경우 0.567, 女子의 경우 0.577로서 男女別 差가 별로 없다. 同時에 다음과 같은 移動性 測定方法(Frank & Webb, 1977)을 使用 男女別 差의 有無를 보았다.

$$u = \frac{\sum_i \sum_j (i-j)^2 m_{ij}}{\text{maximum value}}, 0 \leq u \leq 1.$$

만일 移動性이 全無하면 $u=0$ 이 된다. 우리가 本稿에서 使用한 「데이터」로 計算해 볼 때 u 는 男子의 경우 0.155, 女子의 경우 0.189로서 産業間移動은 比較的 低調하고 여기에서도 男女別 「패턴」의 差를 發見하지 못했다.

V. 앞으로의 研究課題

우리는 지금까지 韓國製造業體의 生産職 勤勞者의 賃金函數를 推定하여, 教育水準 및 經歷年數 등이 賃金에 얼마만한 影響을 주는가 企業規模 혹은 所屬産業의 特徵 등은 賃金에 얼마만한 差를 發生시키는가? 勤勞者의 社會經濟的 背景은 賃金에 어떤 經路를 통하여 얼마만한 影響을 미치는가 등의 問題를 分析해 보았다. 앞의 分析結果에서 여러 方向으로 理論的·政策的 意味가 있는 討論을 導出할 수 있겠으나 本稿에서는 所得分配의 改善이라는 側面에 局限하여 위 分析結果에서 提起된 問題를 간단히 整理하고, 앞으로의 研究課題를 提示해 보려 한다.

勤勞者의 社會經濟的 背景의 教育水準과 正의 關係에 있고, 教育이 賃金隔差에 決定的要因이라는 分析結果에서 勤勞所得分配의 不平等을 줄이기 위해서는 教育機會에 대한 政府補助가 低所得層, 낮은 社會經濟的 「그룹」에 대해 集中投下되어야 할 것임이 밝혀졌다. 그러나 教育에 대한 政府의 補助는 政府의 特別한 保護가 要請되는 特定社會經濟「그룹」의 所得向上을 위해서는 有效한 政策手段이 될 수 있으나, 이 論理를 國民經濟全般에 適用하는 데는 問題가 있다. 教育機會의 不平等을 줄여 一般國民의 教育水準의 向上을 圖謀한다면 과연 所得分配의 問題는 改善될 것인가? 이 問題에 대한 答은 반드시 간단하지 않음을 앞의 賃金函數의 分析結果가 보여주고 있다.

教育機會의 不平等을 是正하여 分配問題의

改善을 꾀한다는 論理는 적어도 우리나라 勞動市場 構造가 單一的(homogeneous, structureless)¹⁷⁾이어서 低所得의 原因이 낮은 人的 資本投資(human capital investment)水準으로 인한 勤勞者個人的 勞動生産性이 低位에 있기 때문이라는 假定이 前提되어야 한다. 그러나 앞의 賃金函數分析結果를 보면 이 假定의 妥當性에 반드시 同意할 수는 없다.

우선 쉽게 指摘될 수 있는 것이 教育·經歷等 人的 資本의 蓄積度(勞動生産性)를 나타내는 勤勞者個人的 特性이 賃金差를 說明할 수 있는 重要한 變數이기는 하지만 勤勞者의 職場의 特徵(예컨대 企業規模, 産業種類, 外資對內資企業等)이 또한 賃金水準決定에 적지 않은 영향을 미친다는 사실이다. 이 分析結果는 韓國의 勞動市場이 單一的(homogeneous)이라기 보다 오히려 勞動市場의 二重構造論(dual labor market theory)이나 勞動市場 多層分斷論(segmented labor market)이 보다 妥當한 說明假說이 아닌가 하는 疑心을 자아낸다.

만일 勞動市場이 多層的 構造를 가지고 있다

17) 單一的 혹은 同質의 勞動市場의 成立을 爲해선 勞動移動의 完全自由와 賃金決定에 人爲的 制限(勞組, 政府, 獨占需要者 等의 介入)의 不在가 前提되어야 한다.

18) 第1次的 勞動市場(primary labor market)과 附次的 勞動市場(secondary labor market)과의 差異點을 잘 說明한 冊으로서는 Doeringer & Piore(1971)가 있다.

면 낮은 賃金を 받고 있는 勤勞者는 단순히 그의 學歷이나 經歷이 日淺하여서만이 아니라 그가 속한 勞動市場이 소위 傳統部門(traditional or informal sector) 혹은 附次的 勞動市場(secondary labor market)이기 때문에 低所得을 받고 있다는 結果가 된다¹⁸⁾.

그렇다면 勞動供給面에서의 政策(예컨대 教育機會의 擴大)만으로는 分配의 改善이나 貧困의 追放이라는 問題를 解決키에는 未洽할 것이다. 잘못하면 소위 學歷「인플레이」를 誘發하여 從前에 中卒者가 擔當하던 일(書類整理·配達等)을 이제는 高卒者에게, 從前에 高卒者가 할 수 있던 일(typing, 간단한 書類作成等)을 大卒者에게 맡기는 결과판을 招來할 수도 있다. 따라서 勞動所得分配의 改善策으로는 어떻게 勞動市場의 近代部門(modern or formal sector) 혹은 第一次的 勞動市場(primary labor market)을 擴張시키는가, 나아가 二重構造의 解消를 어떻게 誘導할 것인가 하는 勞動需要的 側面에서의 政策이 더욱 重視되어야 할 것이다.

그러므로 韓國勞動市場이 二重 혹은 多重構造를 가지고 있는가 아닌가에 대해 보다 徹底的한 研究分析이 앞으로 分配問題에 대한 政策方向提示에 크게 기여할 것이라고 보여진다.

▷ 參 考 文 獻 ▽

AID, "Implementation of New Directions in Development Assistance", Committee on International Relations, 94th Cong., 1st sess., July 22, 1975.

Arrow, Kenneth, "High Education as a filter", *Journal of Public Economics*, July 1973.
Brown, Henry Phelps, *The Inequality of Pay*, University of California Press, 1977.

- Becker, Gary S., *Human Capital*, NBER, 1964.
- Doeringer Peter B. and Michael J. Piore, *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, D.C. Health & Co., 1971.
- Fields, Gary S., *Education & Income Distribution in LDCs*, The World Bank, mimeo, August 1979.
- , "The Private Demand for Education in Relation to Labor Market Conditions in LDCs", *How Segmented Is the Bogota Labor Market*, The World Bank, mimeo, August 1979.
- Frank Charles R., Jr and Richard C. Webb, (eds.), *Income Distribution and Growth in the Less-Developed Countries*, The Brookings Institution, 1977.
- ILO, *Employment Growth & Basic Needs*, 1976.
- Johnston, J., *Econometric Method*, 2nd ed., McGraw-Hill Co., 1972.
- Kmenta, Jan., *Elements of Econometrics*, Macmillan Co., 1972.
- Mazumdar, Dipak, *Labor Market Segmentation & the Determination of Earnings: A Case Study*, The World Bank, mimeo, Nov. 1977.
- Mincer, Jacob, *Schooling, Experience and Earnings*, NBER, 1974.
- Schmidt, Peter and Robert R. Strauss, "The Prediction of Occupation Using Multiple Logit Models", *International Economic Review*, June 1975.
- Spence, Michael, "Competition in Salaries, Credentials and Signaling Prerequisites for Jobs", *Quarterly Journal of Economics*, Feb. 1976.
- Stiglitz, Joseph E., "The Efficiency Wage Hypothesis, Surplus Labor and the Distribution of Income in LDCs", *Oxford Economic Papers*, July 1976.
- , "Alternative Theories of Wage Determination and Unemployment in LDCs: The Labor Turnover Model", *Quarterly Journal of Economics* 58, May 1974.
- Theil Henry, "A Multinomial Extension of the Linear Logit Model", *International Economic Review*, Oct. 1969.
- Thurow, Lester, *Generating Inequality*, Basic Books, 1975.
- World Bank, *Redistribution with Growth*, Oxford University Press, 1974.