
經濟活動參加 및 勤勞時間의 同時的 決定構造分析

張 鉉 俊

▷ 目 次 ◁

- I. 序
- II. 經濟活動參加와 勤勞時間의 同時的 決定模型
- III. 結果解釋
- IV. 要約 및 課題

I. 序

産業構造의 高度化와 함께 全世界的으로 나타나는 人力需給上의 變化 가운데 女性人力의 進出은 무엇보다 특징적으로 나타난다. 우리 經濟도 工業化의 進展과 함께 주로 低年齡·低學歷·低技術 중심의 女性人力의 높은 雇傭吸收가 이루어져 왔다. 그러나 최근 人口構造上의 變化와 높은 進學率 등의 要因으로 農村

地域에서 대규모로 供給되던 人力이 점차 감소 추세에 있다. 동시에 産業構造도 점차 高學歷·高技術을 要求하는 構造로 바뀌어 가고 있다. 따라서 過渡期的인 現象으로 屐유등 전통적으로 低年齡·低學歷·低技術 人力을 需要하는 業種에서는 供給不足이 나타나고 반면 高學歷·高年齡 勤勞者는 需要不足의 不均衡現象이 並存하고 있다.

이 論文은 變化해 가는 人力供給構造를 살펴봄으로써 적절한 政策對應方案을 마련해 보자는 데 있다. 예를 들어 일정한 年齡層의 女性人力中 賃金·教育等의 變數가 進學보다는 勤勞할 可能性에는 어떠한 영향을 미치고 있으며 勤勞時間으로 計測된 勞動供給에는 어떠한 效果가 있는가를 分析해 보면 앞으로 이들 人力의 經濟活動參加의 確率과 勞動供給의 規模 등을 알 수 있으며 이에 따라 賃金政策·教育·職業訓練施策을 고려할 수 있기 때문이다.

이 같은 目的을 위한 分析模型은 經濟活動參加와 勞動供給을 동시에 결정하는 過程에 適

筆者：本院 研究委員

* 이 글을 읽고 論評해 주신 KDI의 金仲秀 博士와 漢陽大 金在源 教授께 사의를 표한다. 또한 資料의 電算處理와 原稿整理를 위해 수고해 준 KDI의 李相蕪, 李載玟 研究員께 감사한다.

습한 모델을 이용했다. 勞動經濟學이 자리잡은 이래 勞動供給函數의 推定은 수많은 學者들에 의해 시도되어 왔다. 최근의 學問的 成果中 女性人力の 勞動市場 進出과 並行되어 遂行된 學問的 成果는 ‘標本選擇에 따른 偏倚’ (sample selection bias) 處理問題와 비슷한 맥락에서의 轉換回歸(switching regression) 方法의 導入 등이다. 여기서는 주로 「HECKMAN」 (Heckman: 1974, 1979) 등에 의해 開發된 誘導型方法을 擇했다. 資料處理에 많은 時間과 費用이 드는 full-information 最尤推定法에 의한 結果는 다음 機會로 미루었다. 分析에 이용된 資料는 經濟企劃院 調查統計局에 의해 集計된 1974年의 「特別雇傭構造調查資料」와 1984年의 「雇傭構造特別調查資料」로 두 資料 사이 10여년간의 變化를 비교해 보았다. 資料의 性格上 動學勞動供給模型(dynamic labor supply)의 分析은 시도되지 않았다.

이 論文의 構成은 第Ⅱ章에서는 基本的인 模型의 構造를 살펴보고, 第Ⅲ章에는 推定結果가 나타나 있으며 마지막 章에서는 얻어진 結果를 중심으로 政策의 含義와 앞으로의 課題를 살펴 보았다.

Ⅱ. 經濟活動參加와 勤勞時間의 同時的 決定模型

單純化를 위해 한 勤勞者의 留保賃金(reservation or shadow wage)은 非勤勞所得(Y), 일했을 경우에는 勤勞時間(h), 어린아이의 數(K), 배우자의 市場賃金(Wm)과 기타 社會經濟的 變數(Z)들의 線型函數로 간주해 보면 勤

勞者의 留保賃金方程式은

$$\ln W_i^* = \beta_0 + \beta_1 h_i + \beta_2 (Wm)_i + \beta_3 K_i + \beta_4 Y_i + \beta_5 Z_i + \varepsilon_i \dots\dots(1)$$

로 나타낼 수 있다.

반면 이 勤勞者가 市場에서 받을 수 있는 賃金은 그동안 스스로가 投資한 人的資本의 函數, 즉 教育(S), 職業訓練 혹은 勤勞經驗(E)의 函數이므로 그 賃金을

$$\ln W_i = b_0 + b_1 S_i + b_2 E_i + \mu_i \dots\dots\dots(2)$$

로 표시할 수 있다.

이제 ε_i , μ_i 가 結合的으로 正規分布를 하고 둘다 平均은 0이며 아래의 共分散 行列을 갖는다고 가정한다.

$$V = \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \rho\sigma_\varepsilon\sigma_\mu \\ \rho\sigma_\varepsilon\sigma_\mu & \sigma_\mu^2 \end{bmatrix} \dots\dots\dots(3)$$

誤差項은 서로 獨立的이며 ε 와 μ 의 相關係數 ρ 는 式(1)과 (2)에 영향을 미치는 관찰되지 않는 變數의 效果를 反映한다.

이제 이 勤勞者가 勞動市場에 參加할 確率은 市場賃金이 「코너포인트」 ($h=0$)에서 최소한 留保賃金보다 커야 한다. 즉

$$\begin{aligned} Pr([W_i > W_i^*]_{h=0}) &= Pr(b_0 - \beta_0 + b_1 S_i \\ &\quad + b_2 E_i - \beta_2 (Wm)_i \\ &\quad - \beta_3 K_i - \beta_4 Y_i \\ &\quad - \beta_5 Z_i > \varepsilon_i - \mu_i) \\ &= Pr(D_i > \varepsilon_i - \mu_i) \\ &\dots\dots\dots(4) \end{aligned}$$

여기서 D_i 는 W 와 W^* 의 決定的(deterministic) 部分間의 차이를 나타낸다. ε_i 와 μ_i 의 分布에 대한 假定에서 우리는 쉽게 $\varepsilon_i - \mu_i$ 가 正規分布

함을 알 수 있다(Heckman : 1974). 즉

$$\varepsilon_i - \mu_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2 - 2\rho\sigma_\mu\sigma_\varepsilon) \dots \dots \dots (5)$$

따라서 式 (4)를 약간 變型시켜 보면

$$\begin{aligned} &Pr([W_i > W_i^*]_{h=0}) \\ &= U_i \frac{1}{2\pi} \exp(-\frac{1}{2}r^2) dr, \\ &U_i = D_i / (\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2 - 2\rho\sigma_\mu\sigma_\varepsilon)^{\frac{1}{2}} \dots \dots \dots (6) \end{aligned}$$

方程式 (6)은 널리 알려진 대로 Probit方程式이며 이는 ε_i 와 μ_i 의 分布에 대한 가정에서 도출된 것이며 만약 extreme值로 分布한다고 가정하면 Logit 模型이 된다(McFadden: 1974).

方程式 (6)은 經濟活動에 參加할 것인가 아닌가를 결정하는 확률을 推定하는 데 이용된다. 이제 勞動供給, 즉 얼마나 勤勞時間을 市場에 提供할 것인가를 동시에 고려해 보자. 한 勤勞者가 勤勞時間을 선택할 때 勤勞 및 所得이 가져오는 效用을 極大化($W=W^*$ 에서 $h=h^*$)하는 點에서 결정한다고 가정해 보면 이 勤勞者가 勞動市場에 參加하기로 결정했다는 前提條件下에서 式 (1)과 (2)를 풀어보면 h_i 에 대한 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$h_i = D_i / \beta_1 + (\mu_i - \varepsilon_i) / \beta_1 \dots \dots \dots (7)$$

μ_i 와 ε_i 가 雙正規分布(binormally distributed)를 하기 때문에 式 (2)에서의 市場賃金決定式과 式 (7)의 勤勞時間決定式的 誤差項 역시 雙正規分布하게 된다(Heckman : 1974). 또한 h_i 와 W_i 는 모두 式 (6)에 표시된 조건을 충족시켜야 한다. 즉 $j(h_i, \ln W_i | [W_i^* < W_i]_{h=0})$ 이 勤勞時間과 市場賃金の 條件附分布를 나타낸다면 $n(h_i, \ln W_i)$ 는 이 조건에 해당되지 않는 分布를 표시한다. 즉,

$$\begin{aligned} n(h_i, \ln W_i) &= j(h_i, \ln W_i | [W_i^* < W_i]_{h=0}). \\ &Pr([W_i^* < W_i]_{h=0}) \dots \dots \dots (8) \end{aligned}$$

따라서 一貫性(consistent)있는 推定值를 얻으려면 이제 最尤推定法(maximum likelihood method)을 사용해야 한다. 만일 N 의 標本中에서 M 만큼의 勤勞者가 勤勞했고 $N-M$ 만큼 일을 하지 않았다면 likelihood는 두 부분을 모두 포함시켜야 한다. 먼저 이 女性은 式 (6)에 나타난 바와 같이 經濟活動에 參加할 것인가 아닌가를 결정하는 部分과 M 만큼의 勤勞女性이 勤勞時間과 賃金の 同時決定 기여분을 모두 고려해야 한다. 즉

$$\begin{aligned} L &= \prod_{i=1}^M n(h_i, \ln W_i) \prod_{i=M+1}^N Pr([W_i < W_i^*]_{h=0}) \\ &\dots \dots \dots (9) \end{aligned}$$

이 우리가 推定하고자 하는 尤度函數가 된다. 그러나 式 (9)의 推定은 實際「컴퓨터」使用時間과 費用 때문에 널리 이용되지는 않고 있으며 오히려 誘導型(reduced-form)方法이 사용되고 있다.

이제 式 (1), (2), (6)을 推定하는 데 있어서의 問題點을 要約해 보면 다음과 같다.

- (1) W^* 는 관찰할 수 없다.
- (2) h 와 W 는 단지 $h > 0$ 일 때만 관찰된다.

한 標本(population sample) 안에 두 가지 형태의 觀察值가 있다. 즉 한「그룹」은 勞動市場에 참여하지 않아 h 와 W 를 관찰할 수 없는 사람들이다. 그러나 두「그룹」모두의 X 와 Z 는 관찰할 수 있다. 앞에서 살펴본 바와 같이 다음 조건이 충족될 때 $h=0$ 이다. 즉 $W^* - W > 0$. 다시 말해서,

$$Pr(h=0) = Pr\{(W^* - W)_{h=0} > 0\} \text{ 혹은}$$

$Pr(h > 0) = Pr\{(W - W^*)_{h=0} > 0\}$ 로 볼 수 있다.

式 (1)에서 $h=0$ 이면 $W^* = Z^*\alpha + u$ 가 되므로¹⁾

$$\begin{aligned} Pr(h_i > 0) &= Pr\{(X_i^*\beta - Z_i^*\alpha) \\ &\quad - (u - e)\} > 0\} \\ &= Pr\{(X_i^*\beta - Z_i^*\alpha) - (u - e)\} \end{aligned}$$

가 되며 $h > 0$ 이면 市場賃金 W 가 관찰되므로

$$\begin{aligned} E(W_i | h_i > 0) &= X_i^*\beta + E(e_i | h_i > 0) \\ &= X_i^*\beta + E\{e_i | (X_i^*\beta - Z_i^*\alpha) > \\ &\quad (u_i - e_i)\} \dots \dots \dots (10) \end{aligned}$$

가 된다. 다시 말해서 e 는 축쇄(truncated) 되었으며 이 e 의 條件的 平均은 0이 아니다. 式 (6)에서 $h > 0$ 일 때 $W_i^* = W_i$ 따라서

$$\begin{aligned} h_i &= \frac{1}{\alpha_1}(X_i^*\beta - Z_i^*\alpha + e_i - u_i) \text{이며} \\ E(h_i | h_i > 0) &= \frac{1}{\alpha_1}(X_i^*\beta - Z_i^*\alpha) \\ &\quad + \frac{1}{\alpha_1}E\{(e_i - u_i) | h_i > 0\} \\ &= \frac{1}{\alpha_1}(X_i^*\beta - Z_i^*\alpha) + \frac{1}{\alpha_1}E \\ &\quad \{(e_i - u_i) | (X_i^*\beta - Z_i^*\alpha) > (u_i - e_i)\} \\ &= \frac{1}{\alpha_1}(X_i^*\beta - Z_i^*\alpha) + \frac{1}{\alpha_1}E \\ &\quad \{(e_i - u_i) | (e_i - u_i) > \\ &\quad (X_i^*\beta - Z_i^*\alpha)\} \dots \dots \dots (11) \end{aligned}$$

여기서도 誤差項의 條件平均이 0이 아님을 알 수 있다.

式 (10)과 (11)에서의 0이 아닌 誤差項의 條件平均을 무시한 채 通常最小自乘法(ordinary

least squares method)에 의해 回歸하면 우리는 偏倚(biased)된 係數를 얻게 된다. 이것은 일종의 하나의 回歸變數를 漏落한 경우이며 漏落變數(omitted variable)가 가져오는 통계적 결함과 흡사하다고 볼 수 있다. 따라서 이 偏倚를 修正하기 위해서는 $E(e_i)$ 와 $E(e_i - u_i)$ 의 係數를 구하여 이들을 우변항의 回歸變數의 하나로 처리해야 한다.

앞에서 가정한 대로

$$\begin{aligned} u &\sim N(0, \sigma_1^2) \\ e &\sim N(0, \sigma_2^2) \text{ 이므로} \\ e - u &\sim N(0, \sigma_3^2) \text{ 이다.} \end{aligned}$$

여기서 $\sigma_3^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_1\sigma_2$ 가 된다. 그러면 Maddala(1983)가 제시한 축쇄정규분포의 결과를 이용하여

$$\begin{aligned} E\{(e_i - u_i) | h_i > 0\} \\ = \frac{\sigma_3^2}{\sigma_3} \frac{\phi(I_i)}{1 - \Phi(I_i)} \dots \dots \dots (12) \end{aligned}$$

가 되며 $\phi(I)$ 와 $\Phi(I)$ 는 각각 표준정규분포, 표준누적분포함수를 표시한다.

여기서 $I_i = \frac{X_i^*\beta - Z_i^*\alpha}{\sigma_3}$ 이다. 비슷한 方法

으로

$$E(e_i | h_i > 0) = \frac{\sigma_{13}}{\sigma_3} \cdot \frac{\phi(I_i)}{1 - \Phi(I_i)} \text{가 된다.}$$

여기서 $\sigma_{13} = cov(e_i, e_i - u_i)$ 이다. 표기의 단순화를 위해

$$\lambda = \frac{\phi(I_i)}{1 - \Phi(I_i)}$$

로 나타내 보자. 그러면

$$h_i = \frac{1}{\alpha_1}(X_i^*\beta - Z_i^*\alpha + \sigma_3\lambda_i + V_{i1}) \dots \dots (13)$$

1) 편의상 式 (1)의 우변항을 모두 Z^* 로 축약해서 표기한다.

$$W_i^* = X_i^* \beta + \frac{\sigma_{12}}{\sigma_3} \lambda_i - V_{i2} \dots \dots \dots (14)$$

이 된다.

이 경우 $E(V_{i1} | h_i > 0) = 0$, $E(V_{i2} | h_i > 0) = 0$ 이 되어 通常最小自乘法을 사용하여 偏倚없는 係數를 推定할 수 있게 된다.

결과적으로 λ 를 [推定할 수 있다면 式 (13) (14)는 勤勞하고 있는 사람들에 대한 정보만 가지고도 추정될 수 있음을 뜻한다.

■ 分析에 利用된 資料

分析에 使用된 統計資料는 1974년에 실시된 「特別雇傭統計調査 테이프」資料와 1984년에 發表된 「第 1次雇傭構造特別調査 테이프」資料이다. 前者는 1974年 11月 15일부터 11月末까지 全國의 약 13萬 標本家口를 대상으로 調査한 것이며 後者는 1983年 11月 20일부터 11月 29일까지 1980年 「人口 및 住宅 센서스」 調査

區인 103,000 調査區를 기초로 하여 150,400 家口를 대상으로 經濟企劃院 調査統計局에서 作成한 資料이다. 두 개의 統計調査 모두 勞動活動에 관한 有用한 情報를 담고 있으며 다른 어떤 勞動統計보다 標本의 地域的, 階層別 代表性이 높은 資料라 하겠다.

分析을 용이하게 하기 위하여 다음과 같이 資料를 추출하였다. 1974年의 경우 農家は 제외하고 非農家中에서 男子 25세 이상은 제외하고 男女 모두 15세 이하, 50세 이상은 제외하였으며, 自營業者인 경우는 제외하였다. 이렇게 하여 얻어진 資料를 다시 10% 층화추출 방법을 통하여 資料를 1/10로 축소한 다음 4개의 category로 나누어 분석하였다.

1984年의 경우 1974年과 마찬가지로 農家は 제외하고, 非農家家口中에서 男子 25세 이상은 제외하고 男女 모두에서 15세 이하 50세 이상은 제외하였으며 중사상 지위중에서 非賃金 勤勞者(고용주, 자영업자, 무급가족종사자 포

變 數	內 容
OT-INC	餘他家口員의 所得
NW-INC	家口非勤勞所得
ED-Y	教育期間
AGE	年齡
MARRIED	=1 結婚한 경우, =0 그렇지 않은 경우
DIVORCE	=1 離婚한 경우, =0 그렇지 않은 경우
WIDOW	=1 死別한 경우, =0 그렇지 않은 경우
RELAT	=1 家口主人 경우, =0 그렇지 않은 경우
MIGR	=1 최근 1年以內에 大都市로 移住한 경우, =0 그렇지 않은 경우
N-CH	14세 이하의 子女의 數
H-TYPE	=1 自家, =0 그렇지 않은 경우
EX	=年齡-教育期間 -6年
D1	=1 서울, =0 그렇지 않은 경우
D2	=1 서울 제외 大都市, =0 그렇지 않은 경우
ORG-PRI	=1 개인사업체, =0 그렇지 않은 경우
H	週當 勤勞時間
W	時間當 賃金

합를 제외하였다. 이렇게 하여 얻어진 자료를 10% 층화추출 방법을 통하여 자료를 1/10로 축소시킨 다음 분석의 자료로 사용하였다.

한편 以下の 結果表에 나타난 變數들은 前項의 表와 같이 要約된다.

Ⅲ. 結果解釋

1. 勞動參加率의 決定要因

가. OLS와 Probit 係數의 비교

計測된 Probit 係數는 變換(transformed)된 것인데 실제의 Probit 模型은

$$Pr(I_i) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{I_i} e^{-t^2/2} dt, i=1, \dots, n \text{이며}$$

$$I_i = \frac{X_i \cdot \beta - Z_i \cdot \alpha}{\sigma_3} \text{로 표시된다.}$$

여기서 $Pr(I)$ 는 한 개인이 노동활동에 참가할 確率을 나타낸다. 따라서 Probit 係數 β 와 α 는 OLS에서 計測된 係數와 직접 비교가 불가능하며 直觀的인 해석이 힘들게 된다. 그러나 研究의 重要課題는 各變數들의 조그마한 變數가 勞動參加 選擇에 미치는 效果를 보기 위한 것이다. 양자의 관계를 살펴보기 위해 다음과 같은 式을 이용할 수 있다. 즉,

$$\frac{\partial E(P)}{\partial X_{ij}} = \phi(I_i) \cdot \beta_j$$

여기서 좌변의 값은 I 에서 평가된 것이며 $\phi(I)$ 는 標準正規分布函數를 표시한다. <表 1>에서 <表 4>에 나타난 Probit 結果는 위 式에 의해 變形된 것이다. 그러므로 평균값에서

$\phi(I)$, 즉 累積分布函數는 단순히 노동참가한 사람의 構成比를 나타내며 따라서 $\phi(I)$ 또한 평균값에서 구할 수 있게 된다. Amemiya (1981)는 常數項에 대해 $\phi(I)\beta + 0.5$ 로 線型接近시킬 것을 권고하고 있다.

要約하면 OLS와 Probit 係數의 비교는 단지 평균값에서 比較可能하며 推定函數의 기울기는 평균에서 멀어질수록 乖離가 증가한다.

나. 性別·年齡階層別 推定結果

■ 若年層 男子와 若年層 女子

經濟活動參加에 대한 分析에 있어서 두集團의 경우 1974年과 1984年에서 공통적으로 나타나는 점은 通常最小自乘法(Ordinary Least Square Method; OLS)에 의한 推定值가 Probit 을 이용한 推定值에 비해 下方偏倚(downward biased) 되어 있다는 점이다. 1974年의 경우에는 敎育이 두集團에서 모두 陰의 符號를 나타내고 있으며, 男性의 경우보다 女性의 경우 그 크기는 작게 나타나며, 1984年의 경우에는 女性에서는 陽의 符號, 男性에서는 모두 陰의 符號를 나타내고 있다. 이제 1974年과 1984年을 各 說明變數別로 살펴보면 다음과 같다.

1) 敎育

15~24세 的 年齡層에 있어서는 男女 모두 敎育이 完了되지 않은 시점에 있는 경우가 많을 것으로 예상되며, 따라서 敎育은 經濟活動參加에 負의 效果를 가지리라 예상된다. 1974年의 경우에 이와 같은 效果는 女性의 경우보다 男性의 경우에 훨씬 크게 나타나고 있으며, 이는 이 年齡層에서는 男性이 女性보다 敎育에 대한 投資를 더 많이 하는 것으로 해석된다.

1984년의 경우에도 男性이 女性보다 教育에 의해 非經濟活動人口化하는 경향이 많음을 볼 수 있다. 1984년의 경우에 특이한 사항은 이 年齡層의 경우에 女性은 教育이 經濟活動參加에 미치는 영향이 陽의 符號를 나타낸다는 점이다. 이는 최근에 이르러 女性의 教育水準이 經濟活動參加에 긍정적인 效果를 보이는 것으로 해석할 수 있다.

2) 家口의 所得

家口의 所得이 經濟活動參加에 미치는 效果는 다음의 두 變數에 의해 측정된다. 즉 *OT-INC*의 係數는 代替效果(cross substitution effect)를 나타내며, *NW-INC*의 係數는 純所得效果(pure income effect)를 나타내며, 두 變數는 모두 經濟活動參加에 陰의 效果를 미칠 것으로 예상된다(단, 여기서 家口의 所得變數는 1974년의 경우에만 나타나 있으며 1984년의 경우에는 Raw Data에서 조사되어 있지 않아서 說明變數로 포함되지 않았음에 주의).

1974년의 경우에 두 變數의 係數는 모두 예상한 바와 같이 陰으로 나타났으나 男性과 女性 사이에 그 크기는 약간 다르게 나타나고 있다. 즉 소득효과와 경우 男性이 약간 크게 나타나며, 이는 부유한 가정의 男性이 非經濟活動人口中에 오래 머무른다는 것을 나타낸다고 해석된다.

3) 一生週期效果

一生週期效果를 관찰할 수 있는 變數는 年齡과 年齡의 제곱, 結婚 여부, 家口主의 여부, 未亡人의 여부, 離婚 여부 등의 變數가 있으며 14~15세의 年齡層에서는 未亡人(widow)과 離婚(divorce)의 變數는 해당되지 않는다.

여기에서 年齡과 家口主 등의 變數는 經濟活動參加에 陽의 效果를 미칠 것으로 예상된다.

1974년의 경우에 年齡 變數는 예상한 바와 같이 陽으로 나타났으나 그 크기는 男性의 경우에 훨씬 크게 나타나고 있다. 다음에 結婚의 變數는 예상대로 女性의 경우에는 강한 陰의 效果를 가지는 반면, 男性의 경우에는 부양의 책임 등으로 인하여 陽의 效果를 나타낼 수 있다. 한편 家口主變數(relation)에서는 예상한 바와 같이 男女 모두에서 陽의 效果를 나타내고 있는데 家口主인 경우 家口員의 생계유지 및 부양으로 인해 經濟活動에 參加하려는 성향이 커지게 됨을 알 수 있다.

1984년의 경우에는 年齡變數가 教育期間 또는 市場經驗의 變數와 강한 相關關係를 갖고 있어서 제외되었다. 結婚의 경우 1974년의 결과와 마찬가지로 女性에서는 陰의 效果를 나타내었으나 男性에서는 陽의 效果를 나타내며, 1974년과 비교할 때 女性의 경우 陰의 效果의 크기가 줄어 들었으며 이는 바꾸어 말하면 結婚이 女性의 經濟活動에 미치는 負의 영향이 점차 감소되어 가고 있다는 하나의 實例라고 하겠다. 한편 家口主變數의 경우 男女 모두에서 陽의 效果를 보이고 있으며, 1974년과 마찬가지로 그 크기는 男性이 女性에 비해 훨씬 크게 나타나고 있다.

4) 家事活動

家事活動이 經濟活動에 미치는 效果는 14세 미만의 子女數를 표시하는 *N-CH*와 주택소유 형태를 표시하는 *H-YTPE*의 두 變數가 있다. 여기서 *N-CH*는 女性의 경우에만 說明變數로 포함되었는데 그 이유는 14~25세 연령층의 경우 男性보다 女性이 결혼하여 子女를 갖는 경

우가 많다고 예상되기 때문이다. 따라서 *N-CH*는 여성의 경우 經濟活動參加에 陰의 效果가 예상되며, 주택소유형태의 경우 自家인 경우와 기타 셋집인 경우로 구분하였다.

1974年の 경우 子女數(14세 미만)가 女性의 經濟活動에 미치는 效果는 예상과 달리 陽의 效果를 나타내고 있는데 그 이유로는 1974年の 標本에서 結婚한 女性의 비율이 크지 않으며,

따라서 子女數가 經濟活動에 미치는 效果가 오히려 陽으로 나타났다고 해석된다.

1984年の 경우에 子女의 數는 예상한 바와 같이 女性의 經濟活動參加에 陰의 效果를 나타내고 있다. 이는 子女의 出生에 따라 家事活動의 量이 커지게 되며 따라서 非經濟活動人口化하는 추세를 반영하는 것이라 할 수 있다.

〈表 1〉 若年勤勞者の 經濟活動參加의 決定要因(1974年)

	若年女性(15~24歲)				若年男性(15~24歲)			
	Mean	OLS	Probit A ¹⁾	Probit B ¹⁾	Mean	OLS	Probit A ¹⁾	Probit B ¹⁾
Constant		-0.691 (0.536)	-3.448 (2.166)	-2.445 (0.220)		-1.277 (0.481)	-4.249 (1,638)	-0.855 (1.569)
<i>ED-Y</i>	8.854	-0.006 (0.003)	-0.023 (0.014)		9.485	-0.034 (0.005)	-0.099 (0.017)	
<i>H-18</i>	0.386	0.844 (0.020)	1.548 (0.111)		0.344	0.596 (0.027)	1.711 (0.203)	
<i>MARR</i>	0.098	-0.161 (0.037)	-0.700 (0.207)	-0.622 (0.333)	0.049	0.028 (0.061)	0.142 (0.235)	0.080 (0.284)
<i>OT-INC</i>	0.0014	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.0013	-0.001 (0.000)	-0.002 (0.001)	-0.003 (0.001)
<i>NW-INC</i>	0.0001	-0.001 (0.000)	-0.004 (0.004)	-0.005 (0.004)	0.0001	-0.000 (0.001)	-0.005 (0.004)	-0.009 (0.004)
<i>AGE</i>	18.700	0.080 (0.058)	0.277 (0.234)	0.238 (0.246)	18.960	0.140 (0.051)	0.357 (0.172)	0.040 (0.168)
<i>AGESQ</i>	356.005	-0.002 (0.002)	-0.006 (0.006)	-0.007 (0.007)	368.965	-0.002 (0.001)	-0.005 (0.004)	-0.000 (0.004)
<i>D1</i>	0.539	0.017 (0.026)	0.119 (0.106)		0.506	-0.036 (0.031)	-0.063 (0.098)	
<i>D2</i>	0.327	0.034 (0.028)	0.164 (0.111)		0.325	0.012 (0.033)	0.035 (0.103)	
<i>RELAT</i>	0.033	0.002 (0.050)	0.159 (0.262)	-0.085 (0.356)	0.082	-0.102 (0.048)	0.076 (0.203)	-0.031 (0.214)
<i>N-CH</i>	4.372	0.002 (0.006)	0.028 (0.024)	0.025 (0.022)				
<i>H-TYPE</i>	0.432	0.029 (0.018)	0.114 (0.074)	0.118 (0.071)	0.426	0.052 (0.022)	0.173 (0.073)	0.050 (0.066)
<i>H-WAGE</i>	0.0062			0.006 (0.001)	0.0069			0.004 (0.001)
<i>R</i> ²		0.7774				0.6492		
No. of obs.		826	826	826		796	796	796
Log of Likelihood			813.856	781.205			725.726	665.510
$\phi(I)$			0.441	0.441			0.486	0.486
$\Phi(I)$				0.604				0.609

註: 1) Probit 結果는 모두 $\phi(I) \cdot \beta$ 에 의해 變數한 값임.

2) ()안은 標準誤差를 나타냄.

5) 背景

背景變數는 Raw Data 작성시 최근 1년 사이에 대도시로 移住한 경우를 표시하는 變數 *MIGR*이며, 이는 대부분이 陽의 效果를 가질 것으로 예상되는데 그 이유는 大都市로 移住하는 경우는 주로 就業機會를 찾아서 移住하는

경우가 많다고 예상되기 때문이다(단 1974年의 경우에는 原資料에 移住에 대한 조사가 시행되지 않아서 *MIGR*은 1984年에만 說明變數로 포함되어 있음에 주의).

1984年의 경우 *MIGR*은 男性의 경우에는 陽의 效果를 나타내고 있지만 女性의 경우에는

〈表 2〉 若年勤勞者의 經濟活動參加의 決定要因(1984年)

	若年女性(15~24歲)				若年男性(15~24歲)			
	Mean	OLS	Probit A ¹⁾	Probit B ¹⁾	Mean	OLS	Probit A ¹⁾	Probit B ¹⁾
Constant		-0.013 (0.024)	-1.097 (0.245)	-0.942 (0.129)		0.073 (0.031)	-0.616 (454.760)	-2.131 (0.316)
<i>ED-Y</i>	10.074	0.002 (0.002)	0.007 (0.019)		10.343	-0.001 (0.003)	-0.194 (0.096)	
<i>H-18</i>	0.328	0.777 (0.026)	0.164 (0.150)		0.333	0.749 (0.046)	3.329 (0.751)	
<i>N-CH</i>	0.776	-0.002 (0.005)	-0.021 (0.048)	-0.121 (0.180)				
<i>MARR</i>	0.123	-0.029 (0.016)	-0.397 (0.186)	-0.385 (1.560)	0.054	0.017 (0.032)	0.174 (1.878)	-0.677 (2.930)
<i>WIDOW</i>								
<i>DIVORCE</i>								
<i>D1</i>	0.202	0.015 (0.015)	0.178 (0.157)		0.226	-0.031 (0.020)	0.158 (0.541)	
<i>D2</i>	0.572	0.009 (0.012)	0.188 (0.123)		0.560	-0.001 (0.016)	0.288 (0.445)	
<i>MIGR</i>	0.095	-0.010 (0.017)	-0.072 (0.139)	-0.122 (0.551)	0.099	0.046 (0.022)	0.671 (0.484)	0.426 (0.409)
<i>RELAT</i>	0.048	0.023 (0.024)	0.072 (0.230)	-0.124 (0.765)	0.110	0.006 (0.024)	1.479 (0.617)	0.977 (0.415)
<i>ORG-PRI</i>	0.295	0.117 (0.025)	0.417 (0.153)	-2.662 (1.626)	0.318	0.061 (0.044)	1.238 (0.644)	1.765 (0.518)
<i>P-S1</i>	0.249	0.116 (0.015)	0.677 (0.130)		0.249	0.159 (0.025)	1.648 (0.604)	
<i>P-S2</i>	0.006	0.055 (0.065)	0.370 (1.502)		0.009	0.035 (0.070)	-1.051 (0.628)	
<i>P-S3</i>	0.030	0.176 (0.035)	0.463 (0.213)		0.057	0.206 (0.032)	1.305 (0.653)	
<i>H-WAGE</i>	0.0552			27.451 (9.684)	0.0598			15.484 (2.995)
<i>R</i> ²		0.9133				0.8525		
No. of obs.		853	853			870	870	870
Log of Likelihood			996.597	1093.519			1137.682	1142.901
$\phi(I)$			0.352	0.352			0.667	0.667
$\Phi(I)$				0.896				0.849

註: 1) Probit結果는 모두 $\phi(I) \cdot \beta$ 에 의해 變數한 값임.

2) ()안은 標準誤差를 나타냄.

陰의 效果를 나타내었다. 이는 男性의 경우 移住의 동기가 就業機會에 있으나 女性의 경우 學業이나 기타 다른 요인에 의한 것이거나 또는 就業機會를 찾아 大都市로 移住하더라도 적당한 就業機會를 찾지 못한 경우가 많기 때문으로 해석할 수 있다.

6) 기타

앞에서 설명한 여러 가지 變數 이외에도 (雇傭의 特性을 표시하는 *H-18*이 있고) 地域을 구분한 *D1*, *D2*가 있으며, 1984년의 경우에는 個人企業體에서 근무한 것을 표시하는 *ORG-PRI*와 1年前의 活動狀態를 나타내는 *P-S1*, *P-S2*, *P-S3*가 있다. 여기서 *P-S1*은 주로 일한 경우이고 *P-S2*는 틈틈이 일한 경우, *P-S3*는 求職한 경우를 표시하는 「더미」變數이다.

1984년의 경우 雇傭의 特性을 표시하는 變數가 추가되었는데 이는 個人企業體에서 근무한 경우를 표시하는 變數로서 男女 모두에서 陽의 效果를 나타내고 있으나 그 크기는 男性의 경우가 훨씬 크게 나타나고 있다. 다음에 地域變數를 표시하는 *D1*과 *D2*의 경우 *D1*은 거주지역이 서울인 경우이고 *D2*는 거주지역이 서울을 제외한 기타 大都市인 경우를 나타내는 「더미」變數이다. 여기에서 특기할 만한 사항은 1974년과 1984년 모두에서 그 係數가 *D1*의 경우 女性이 男性보다 크게 나타나며, *D2*의 경우에는 1974년에는 女性이 男性보다 크고 1984년의 경우에는 男性이 女性보다 크게 나타난다는 점이다. 즉, 서울地域에서는 女性이 男性의 경우보다 經濟活動에 參加하는 경향이 크게 나타나며, 서울을 제외한 기타 大都市의 경우에는 시간에 따라 달라진다는 것이다.

■ 有配偶既婚女性과 獨身女性

24~51세의 女性을 두 集團으로 分類하는 데 있어서 여기에서 채택한 方法은 結婚하여 配偶者가 있는 女性을 有配偶既婚女性으로 분류하고, 結婚하였으나 배우자가 없는, 즉 死別했거나(WIDOW) 또는 離婚했거나(DIVORCE), 또는 未婚인 경우를 獨身女性으로 분류한 것이다. 이와 같은 두 集團에 있어서 有配偶既婚女性은 獨身女性에 비해 經濟活動參加가 낮을 것이라는 假說에 기초한 것이다. 특히 獨身女性의 경우 생계유지나 기타 다른 측면에서 有配偶既婚女性에 비해 經濟活動參加 유인이 훨씬 클 것으로 예상된다.

1) 教育

教育年數가 24~51세의 女性의 經濟活動參加率에 미치는 效果는 먼저 有配偶既婚女性의 경우에는 1974년과 1984년에서 모두 陰의 效果를 나타내었으나 獨身女性의 경우 1974년에는 통계적으로 유의하지 않으며 1984년에는 陽의 效果를 나타내고 있다. 이러한 결과는 有配偶既婚女性의 경우에 教育年數는 結婚에 의하여 經濟活動參加에 큰 영향을 미치지 못하지만 獨身女性의 경우에는 앞의 설명과 같이 經濟活動參加의 유인이 큰 것을 반영한다고 해석할 수 있다.

2) 家口の 所得

家口の 所得이 經濟活動參加에 미치는 效果는 *OT-INC*와 *NW-INC*에 의해 측정되며, *OT-INC*는 代替效果를, *NW-INC*는 純所得效果를 나타낸다는 것은 앞의 설명과 같다(단, 두 變數는 1974년의 경우에만 說明變數로 포

함되었다는 사실은 이미 서술한 바와 같다).

1974년의 경우에 두 變數는 有配偶既婚女性의 경우 *OT-INC*는 그 效果가 통계적으로 유의하지 않으며, *NW-INC*는 미약한 陰의 效果를 지닌 것으로 나타났고, 獨身女性의 경우 *OT-INC*는 약한 陰의 效果를 가지며, *NW-INC*는 약한 陽의 效果를 가진 것으로 나타나고 있다.

3) 一生週期效果

一生週期效果(Life-Cycle Effect)는 이미 설명한 바와 같이 年齡, 家口主의 여부, 未亡人 여부, 離婚 여부 등의 變數에 의해서 측정된다.

1974년의 경우에 獨身女性에 있어서 未亡人(WIDOW) 變數의 效果는 예상과 달리 陰으로 나타났으며, 家口主變數의 效果는 역시 陰

〈表 3〉 根幹女性勤勞者の 經濟活動參加要因(1974年)

	既婚女性(25~51歲)				獨身女性(25~51歲)			
	Mean	OLS	Probit A ¹⁾	Probit B ¹⁾	Mean	OLS	Probit A ¹⁾	Probit B ¹⁾
Constant		0.019 (0.071)	-0.390 (2.762)	-0.409 (0.194)		0.726 (0.355)	2.859 (8.272)	-2.668 (2.206)
<i>ED-Y</i>	8.111	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.004)		7.875	-0.001 (0.004)	-0.015 (0.048)	
<i>H-18</i>	0.072	0.916 (0.011)	1.546 (2.747)		0.483	0.898 (0.032)	9.430 (35,655)	
<i>OT-INC</i>	0.0013	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.0011	-0.000 (0.000)	-0.009 (0.005)	-0.001 (0.001)
<i>NW-INC</i>	0.0003	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.003 (0.002)	0.0001	0.000 (0.001)	0.005 (0.006)	-0.000 (0.003)
<i>AGE</i>	34.377	0.003 (0.004)	-0.010 (0.016)	0.010 (0.011)	34.159	-0.030 (0.020)	-0.134 (0.057)	0.149 (0.132)
<i>AGESQ</i>	1233.69	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	1257.61	0.000 (0.000)	0.001 (0.010)	-0.002 (0.002)
<i>D1</i>	0.533	0.012 (0.008)	0.058 (0.040)		0.625	-0.032 (0.048)	-0.303 (0.492)	
<i>D2</i>	0.308	0.010 (0.008)	0.053 (0.041)		0.261	-0.031 (0.052)	-0.156 (0.498)	
<i>RELAT</i>	0.023	0.069 (0.019)	0.126 (0.052)	0.116 (0.037)	0.295	-0.001 (0.039)	-2.692 (72.894)	-0.039 (0.269)
<i>N-CH</i>	3.096	0.002 (0.002)	0.008 (0.009)	0.003 (0.006)				
<i>H-TYPE</i>	0.477	0.020 (0.006)	0.292 (2.747)	0.042 (0.017)	0.449	0.020 (0.030)	0.447 (0.299)	-0.040 (0.194)
<i>H-WAGE</i>	0.0127			0.001 (0.000)	0.0117			0.004 (0.001)
<i>WIDOW</i>							-1.967 (67.659)	
<i>R</i> ²		0.8763				0.8638		
No. of obs.		1155	1155	1155		176	176	176
Log of Likelihood			516.480	436.316			214.596	178.527
$\phi(I)$			0.070	0.070			0.528	0.528
$\Phi(I)$				0.023				0.776

註: 1) Probit 結果는 모두 $\phi(I) \cdot \beta$ 에 의해 變數한 값임.

2) ()안은 標準誤差를 나타냄.

으로 나타났다. 이는 이 年齡層에서 未亡人 여부와 家口主 여부가 經濟活動參加에 크게 영향을 주지 못하는 것으로 판단된다.

1984년의 경우에는 獨身女性의 경우에 未亡人의 경우 그 효과가 陽으로 나타났으며, 離婚의 경우에는 陰으로 나타나고 있다. 한편 獨身女性에서 家口主變數는 약하지만 陽의 效果

를 나타내고 있다. 즉 獨身女性의 경우에 未亡人 여부와 家口主 여부는 經濟活動參加에 한 유인으로 작용하고 있다고 해석된다.

한편 年齡의 경우에 1974년에서 두 集團 모두 陰의 效果를 나타내고 있으며, 年齡이 증가함에 따라 女性의 經濟活動參加는 점점 약해지고 있는 것으로 나타나고 있다.

<表 4> 根幹女性勤勞者の 經濟活動參加要因(1984年)

	既婚女性(25~51歲)				獨身女性(25~51歲)			
	Mean	OLS	Probit A ¹⁾	Probit B ¹⁾	Mean	OLS	Probit A ¹⁾	Probit B ¹⁾
Constant		0.012 (0.010)	-0.281 (0.047)	-0.306 (0.033)		-0.033 (0.025)	-6.792 (10.919)	-19.945 (191477.034)
ED-Y	8.408	-0.001 (0.001)	-0.007 (0.004)		8.496	0.003 (0.002)	0.155 (0.341)	
H-18	0.113	0.803 (0.021)	0.390 (0.048)		0.545	0.976 (0.028)	10.331 (6.922)	
N-CH	1.557	-0.002 (0.003)	-0.008 (0.013)	0.001 (0.016)	0.625	0.011 (0.007)	0.871 (0.686)	5.340 (55172.142)
WIDOW					0.268	0.017 (0.020)	0.404 (11.643)	-1.353 (104414.184)
DIVORCE					0.107	0.053 (0.024)	-1.327 (2.113)	-5.410 (103544.973)
D1	0.205	0.007 (0.008)	0.034 (0.041)		0.268	0.018 (0.020)	2.203 (7.469)	
D2	0.547	0.004 (0.007)	0.022 (0.034)		0.554	-0.005 (0.018)	-1.076 (7.538)	
MIGR	0.091	0.015 (0.010)	0.076 (0.037)	0.039 (0.042)	0.094	-0.032 (0.023)	-1.187 (4.495)	0.960 (92059.254)
RELAT					0.402	-0.012 (0.018)	0.071 (1.935)	-4.103 (81311.769)
ORG-PRI	0.090	0.048 (0.019)	0.041 (0.044)	0.094 (0.072)	0.429	0.004 (0.022)	-0.072 (5.840)	20.618 (172844.280)
P-S1	0.086	0.141 (0.015)	0.153 (0.031)		0.464	0.021 (0.021)	-0.839 (1.608)	
P-S2	0.015	0.006 (0.025)	0.019 (0.051)		0.027	0.020 (0.041)	2.855 (13.902)	
P-S3	0.001	0.000 (0.107)	-0.119 (6.089)		0.013	0.133 (0.061)	3.266 (10.161)	
H-WAGE	0.0723			2.727 (0.499)	0.0759			15.484 (2.995)
R ²		0.8856				0.9647		
No. of obs.		1491	1491	1491		224	224	224
Log of Likelihood			901.657	964.418			304.683	306.500
$\phi(I)$			0.111	0.111			0.567	0.567
$\emptyset(I)$				0.038				1.00

註: 1) Probit 結果는 모두 $\phi(I) \cdot \beta$ 에 의해 變數한 값임.

2) ()안은 標準誤差를 나타냄.

4) 家事活動

家事活動이 經濟活動에 미치는 效果는 子女數와 주택소유형태의 두 變數가 있다. 1974年의 경우 有配偶既婚女性에서 子女數는 예상과 달리 陽의 效果를 나타내었으나 1984年의 경우에 예상한 바와 같이 既婚女性에서는 陰의 效果를 나타내었고, 獨身女性에서는 陽의 效果를 나타내었다.

한편 주택소유형태의 경우 1974년에 두 집단 모두에서 陽의 效果를 지닌 것으로 나타나서 自家所有者인 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 더 많이 經濟活動에 참가하는 것으로 나타났다.

5) 背景

背景變數의 效果는 *MIGR*로 측정되며 1984年의 경우에만 說明變數로 포함되었다는 점이 이미 설명한 바와 같다.

1984年의 경우 有配偶既婚女性에서는 移住여부가 經濟活動에 陽의 效果를 미치는 것으로 나타났으나, 獨身女性의 경우에는 陰의 效果를 지닌 것으로 나타났지만 통계적 유의성은 낮다.

즉, 두 集團의 경우에는 大都市의 移住動機가 就業機會를 찾아서 移住하는 경우가 많지 않다고 판단된다.

6) 기타

앞서의 설명 이외에도 *D1*, *D2*, 1984年의 경우에는 *ORG-PRI*가 있다.

地域變數의 경우 서울地域을 나타내는 *D1*의 경우 有配偶既婚女性에서는 약한 陽의 效果를

나타내었으나 獨身女性에서는 1974年의 경우 陰의 效果, 1984年의 경우 陽의 效果를 나타내는데 이는 서울地域이 기타都市에 비해 就業機會가 많고 직종이 다양하기 때문으로 해석된다. 그리고 1984年의 경우 雇傭의 특성을 표시하는 *ORG-PRI*의 경우는 男子가 女子보다 훨씬 큰 陽의 效果를 지닌 것으로 나타났다.

요약하면, 若年層男子와 若年層女子에서 經濟活動參加를 결정하는 중요한 要因은 男子에서는 結婚과 年齡, 家口主 여부 등의 變數이며 女子의 경우 結婚과 子女의 數 그리고 근로하는 업체의 性格 등이며, 男子의 경우 위의 세 變數는 陽의 效果를 지닌 반면 女子의 경우는 세번째를 제외하고는 陰의 效果를 지닌 것으로 판단된다.

한편 25~51세의 有配偶既婚女性과 獨身女性의 경우에는 結婚과 子女의 數, 其他家口員의 所得, 未亡人 여부 등이 經濟活動參加를 결정하는 중요한 變數임을 알 수 있다.

2. 勤勞時間의 決定要因

勤勞時間에 대한 각 變數의 영향을 살펴보기 위해 賃金式에서 추정된 *H-WAGE*를 說明變數로 하고, 經濟活動參加를 결정하는 *Probit* 추정에서의 $\lambda (= \text{inverse of the Mill's Ratio} = \frac{\phi(I)}{\Phi(I)})$ 를 포함하여 추정한 결과는 다음과 같다.

가. 若年層男子와 若年層女子

1974年의 경우 *H-WAGE*의 效果는 男子에서는 陽으로, 女子에서는 陰으로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다. 한편 其他家口員의 소득의 效果를 나타내는 *OT-TNC*와 *N*

*W-INC*는 男子에 있어서는 陰의 效果를 나타내었으나 女子의 경우에는 陽의 效果를 가진 式으로 나타났다. 그리고 家口主 變數의 경우

에 勤勞時間에 미치는 效果는 男子의 경우에는 陽의 效果를 나타내었으나 女子의 경우 오히려 陰의 效果를 지닌 것으로 나타났다. 그

〈表 5〉 勤勞時間의 決定要因(1974年)

(단위 : 時間/週)

	若年男性		若年女性		根幹獨身女性		根幹既婚女性	
	Coeff.	Std. Err.	Coeff.	Std. Err.	Coeff.	Std. Err.	Coeff.	Std. Err.
Constant	138.168	(43.905)	93.173	(45.957)	37.420	(40.067)	68.978	(42.714)
<i>H-WAGE</i>	0.011	(0.004)	-0.004	(0.002)	-0.002	(0.002)	-0.001	(0.001)
<i>AGE</i>	-6.546	(4.393)	-2.567	(4.835)	1.107	(2.342)	-0.492	(2.351)
<i>AGESQ</i>	0.072	(0.107)	0.059	(0.126)	-0.015	(0.032)	0.007	(0.032)
<i>OT-INC</i>	-0.003	(0.027)	0.043	(0.010)	0.010	(0.021)	0.014	(0.022)
<i>NW-INC</i>	-0.118	(0.164)	0.014	(0.181)	-0.062	(0.135)	0.157	(0.257)
<i>RELAT</i>	4.598	(3.319)	-1.049	(3.055)	-4.555	(5.392)	-5.899	(5.117)
<i>H-TYPE</i>	-2.052	(1.873)	-3.669	(1.418)	1.724	(3.302)	-7.677	(3.444)
<i>MARR</i>	4.979	(3.986)	29.703	(6.443)				
<i>N-CH</i>			-0.264	(0.392)			0.265	(1.213)
<i>LAMDA</i>	-31.081	(4.331)	-39.531	(1.782)	-39.411	(5.607)	-22.451	(3.230)
<i>WIDOW</i>					8.833	(6.303)		
<i>R</i> ²	0.6215		0.7358		0.5199		0.5183	
No. of observations	383		361		92		81	
Mean of Dep. Var.	40.799		51.371		51.424		52.444	

〈表 6〉 勤勞時間의 決定要因(1984年)

(단위 : 時間/週)

	若年男性		若年女性		根幹獨身女性		根幹既婚女性	
	Coeff.	Std. Err.	Coeff.	Std. Err.	Coeff.	Std. Err.	Coeff.	Std. Err.
Constant	37.651	(60.102)	117.169	(75.779)	70.966	(40.523)	65.784	(31.895)
<i>H-WAGE</i>	-6.194	(5.090)	8.970	(25.674)	-15.404	(5.732)	-5.640	(2.651)
<i>AGE</i>	-2.026	(5.715)	-6.845	(7.632)	0.268	(2.253)	-0.232	(1.685)
<i>AGESQ</i>	0.056	(0.136)	0.134	(0.094)	-0.009	(0.030)	0.002	(0.022)
<i>N-CH</i>			-0.037	(0.969)	0.461	(1.866)	0.734	(1.017)
<i>MARR</i>	5.610	(3.035)	5.740	(6.530)				
<i>WIDOW</i>					-1.952	(7.289)		
<i>DIVORCE</i>					1.691	(7.043)		
<i>MIGR</i>	-3.114	(2.571)	3.978	(3.025)	3.194	(5.136)	0.983	(4.020)
<i>ORG-PRI</i>	-0.326	(2.393)	0.247	(3.208)	1.419	(3.792)		
<i>LAMDA</i>	48.722	(2.216)	12.919	(2.759)	13.352	(3.708)	5.578	(2.558)
	-15.825	(7.021)	-24.687	(11.673)	-281.468	(52.502)	-26.456	(2.927)
<i>R</i> ²	0.6253		0.3789		0.3388		0.4741	
No. of observations	348		300		126		165	
Mean of Dep. Var.	50.842		52.577		55.746		51.618	

리고 女性의 경우에 子女數는 勤勞時間에 陰의 效果를 나타내었다.

1984년의 경우 *H-WAGE*의 效果는 男子에서는 陰으로 나타났으나 女子에서는 陽으로 나타났으며 *MIGR*의 效果는 男子에서는 陰으로 女性에서는 陽으로 나타났다.

이상의 결과로 볼 때 若年層男子에 있어서 選擇偏倚를 제외한 후에 勤勞時間에 미치는 영향은 家口主 여부의 變數와 結婚이 중요한 요인임을 알 수 있으며, 若年層女子의 경우에는 *H-WAGE*와 結婚 및 移住 여부 등이 중요한 요인으로 작용하고 있다고 판단된다.

나. 有配偶既婚女性과 獨身女性

1974년의 경우 *H-WAGE*의 效果는 두 集團에서 모두 약한 陰의 效果를 보이고 있다.

한편 1984년의 경우에는 *H-WAGE*의 效果는 두 集團에서 모두 강한 陰의 效果를 나타냈으며, 獨身女性의 경우에 未亡人 여부는 약한 陰의 效果를, 離婚 여부는 약한 陽의 效果를 나타내고 있다. 다음에 *MIGR* 變數는 兩集團에서 모두 陽의 效果를 나타내고 있으나 그 크기는 獨身女性의 경우에 훨씬 크게 나타난다.

이상의 결과로 볼 때 勤勞時間에 있어서 *H-WAGE*가 미치는 效果는 두 集團에서 모두 陰의 영향을 주고 있으며, 獨身女性의 경우에 有配偶既婚女性에 비해 大都市로 移住하는 경우 그 주된 移住動機가 就業機會를 찾아서 移住해 오고 있다고 판단되며, 한 가지 특기할 만한 사항은 1974년의 경우 Raw Data 작성시 離婚 여부가 명시적으로 포함되지 않았으나 1984년의 경우 離婚 여부가 명시적으로 포함되어 있으며 이는 離婚率의 증가추세가 반영

된 것으로 판단되며, 女性의 經濟活動參加에 離婚의 變數가 陽의 效果를 미칠 것으로 예상된다.

또한 <表 7>과 <表 8>에는 各各 1974년과 1984년의 賃金決定要因이 推定되어 있다. 두 해 모두 賃金決定의 가장 중요한 要因은 教育으로 나타났으며 그 效果는 1974년에 비해 1984년에 오면서 더욱 커지고 있다. 한편 勤勞經驗은 教育만큼 統計的으로 有意한 效果를 갖지 못하고 있는 것으로 나타났는데 이는 分析對象勤勞者가 全般的으로 一般的 人的資本(general human capital)만 취득하고 企業特殊的 人的資本(firm-specific human capital)을 충분히 축적하지 못한 데 기인하는 것인지 혹은 變數 自體의 자료수집이 미비했는지 여기서는 漏落變數를 補正하기 위한 λ 가 두 해 모두에서 모든 「그룹」의 勤勞者에 걸쳐 陰의 效果를 보여 通常最小自乘法에 의한 賃金函數推定이 심각할 정도로 下方偏倚되어 있음을 보여주며 變數는 統計的으로도 有意했다.

3. 經濟活動參加 및 勤勞時間에 대한 彈力性

앞에서 구한 經濟活動參加 및 勤勞時間에 대한 推定值를 근거로 하여 각 요인별 탄력성을 구해 본 결과를 요약하면 다음과 같다.

가. 經濟活動參加에 대한 彈力性

1974년과 1984년을 비교해 볼 때 *H-WAGE*에 대한 탄력성은 전체적으로 증가하였다. 특히 若年女性層과 若年男性層에서 그 증가가 뚜렷하게 나타나고 있으며 既婚女性層과 獨身女性層에서는 비교가 불가능하지만 1974년의 경

우에 獨身女性層의 경우에 1974年の 經濟活動 參加에 대한 教育의 彈力性を 보면 陰의 값을 나타내었으나 1984년에 이르러서는 陽의 값으로 변하고 있음을 볼 때 女性の 教育水準이 經濟活動參加에 미치는 영향이 커지고 있으며, 이는 若年女性層의 경우에도 동일한 변화를 보이고 있음은 특기할 만하다.

그러나 既婚女性の 경우에는 經濟活動參加에 대한 教育의 彈力성이 陰으로 나타나고 있으며 이는 1974年과 1984年 모두에서 동일한

符號를 나타내고 있음을 볼 때 既婚女性層에서는 教育年數가 經濟活動參加에 영향을 주지 못하고 있다고 해석할 수 있다. 또한 1984年の 경우 獨身女性에서 새롭게 추가된 變數 *WIDOW*와 *DIVORCE*에 대한 彈力성은 예상한 대로 陽의 符號를 띠고 있다.

나. 勤勞時間에 대한 彈力性

勤勞時間에 대한 要因別 彈力성은 集團別로 그 符號가 일정하지 않으나 *H-WAGE*의 탄력

〈表 7〉 賃金の 決定要因(1974年)

(단위 : 萬원 / 時間)

	若年男性		若年女性		根幹獨身女性		根幹既婚女性	
	Coeff.	Std. Err.	Coeff.	Std. Err.	Coeff.	Std. Err.	Coeff.	Std. Err.
Constant	0.010	(0.008)	-0.013	(0.009)	0.002	(0.028)	-0.082	(0.042)
<i>ED-Y</i>	0.003	(0.001)	0.005	(0.001)	0.007	(0.002)	0.009	(0.002)
<i>L-CARR</i>	-0.001	(0.001)	0.002	(0.001)	-0.001	(0.002)	0.003	(0.003)
<i>SL-CARR</i>	0.001	(0.008)	-0.002	(0.011)	0.004	(0.004)	-0.003	(0.006)
<i>D1</i>	0.001	(0.004)	-0.009	(0.004)	-0.022	(0.011)	0.015	(0.019)
<i>D2</i>	-0.001	(0.004)	-0.008	(0.004)	-0.020	(0.014)	0.016	(0.020)
<i>LAMDA</i>	-0.028	(0.003)	-0.018	(0.002)	-0.041	(0.012)	-0.020	(0.011)
<i>R</i> ²	0.2987		0.2950		0.3388		0.3322	
No. of observations	386		364		92		81	
Mean of Dep. Var.	0.0069		0.0062		0.0117		0.0127	

〈表 8〉 賃金の 決定要因(1984年)

(단위 : 萬원 / 時間)

	若年男性		若年女性		根幹獨身女性		根幹既婚女性	
	Coeff.	Std. Err.	Coeff.	Std. Err.	Coeff.	Std. Err.	Coeff.	Std. Err.
Constant	-0.0022	(0.0753)	0.0785	(0.0719)	0.3286	(0.1298)	0.3451	(0.1510)
<i>ED-Y</i>	0.0182	(0.0059)	0.0119	(0.0055)	0.0016	(0.0073)	0.0227	(0.0067)
<i>L-CARR</i>	0.0001	(0.0072)	0.0109	(0.0057)	-0.0055	(0.0091)	-0.0120	(0.0102)
<i>SL-CARR</i>	0.1353	(0.0459)	1.8554	(3.2681)	0.0080	(0.0209)	0.0218	(0.0207)
<i>D1</i>	0.0383	(0.0308)	0.0096	(0.0290)	0.1488	(0.0522)	0.0271	(0.0580)
<i>D2</i>	0.0034	(0.0244)	0.0018	(0.0236)	0.0289	(0.0469)	-0.0587	(0.0446)
<i>LAMDA</i>	-0.1806	(0.0622)	-0.0972	(0.0304)	-1.3777	(0.4970)	-0.1298	(0.0415)
<i>R</i> ²	0.1213		0.0610		0.1442		0.1971	
No. of observations	348		300		126		165	
Mean of Dep. Var.	0.0599		0.0553		0.0759		0.0722	

〈表 9〉 經濟活動參加의 要因別 彈力性

	(1974年)	經濟活動參加			(1984年)	經濟活動參加		
		OLS	Probit A	Probit B		OLS	Probit A	Probit B
若年女性	<i>H-WAGE</i>			0.00143	<i>H-WAGE</i>			0.00483
	<i>ED-Y</i>	-0.1994	-0.7645		<i>ED-Y</i>	0.0639	0.2236	
	<i>OT-INC</i>	-0.0051	-0.0511	-0.0511	<i>N-CH</i>	-0.0049	-0.0517	-0.2977
	<i>NW-INC</i>	-0.0022	-0.0088	-0.0110				
若年男性	<i>H-WAGE</i>			0.00094	<i>H-WAGE</i>			0.00163
	<i>ED-Y</i>	-1.0896	-3.1726		<i>ED-Y</i>	-0.0783	-3.5434	
	<i>OT-INC</i>	-0.0435	-0.0870	-0.1305				
	<i>NW-INC</i>	-0.0002	-0.0089	-0.0160				
既婚女性	<i>H-WAGE</i>			0.03416	<i>H-WAGE</i>			0.000013
	<i>ED-Y</i>	-0.5038	-5.0379		<i>ED-Y</i>	-1.9934	-13.9535	
	<i>OT-INC</i>	n.a	n.a	n.a	<i>N-CH</i>	-0.7477	-2.9909	0.3739
	<i>NW-INC</i>	-0.0177	-0.1771	-0.5313				
	<i>N-CH</i>	3.8460						
獨身女性	<i>H-WAGE</i>			0.00115	<i>H-WAGE</i>			n.a
	<i>ED-Y</i>	-0.0192	-0.2883		<i>ED-Y</i>	0.0450	2.3225	
	<i>OT-INC</i>	-0.0027	-0.2419	-0.0269	<i>WIDOW</i>	0.0080	0.1910	
	<i>NW-INC</i>	0.0003	0.0161	-0.0003	<i>DIVORCE</i>	0.0100	0.2504	

註: *H-WAGE*의 彈力性은 시간당 千원의 賃金에 대한 數值임.

성이 대부분 陰으로 나타나고 있음이 특이하
다. 1974年의 경우 家口所得에 대한 彈力性은
若年男性層을 제외하고는 그 符號가 예상과 달
리 陽으로 나타나는 層도 있음을 알 수 있다.
여기서 1974年의 若年女性層의 경우 子女의 數
가 陰의 彈力性을 나타내고 있다.

1984年의 경우 *H-WAGE*에 대한 탄력성은
若年女性層을 제외하고는 陰으로 나타나고 있
는데 이는 勤勞時間에 대한 所得이 매우 비탄
력적으로 반응을 나타낸다고 해석된다.

〈表 10〉 勤勞時間의 要因別 彈力性

	(1974年)	HEC	(1984年)	HEC
		KIT		KIT
若年女性	<i>H-WAGE</i>	-0.0048	<i>H-WAGE</i>	0.0094
	<i>OT-INC</i>	0.0027	<i>N-CH</i>	-0.0005
	<i>NW-INC</i>	0.0003		
	<i>N-CH</i>	-0.0283		
若年男性	<i>H-WAGE</i>	0.0186	<i>H-WAGE</i>	-0.0073
	<i>OT-INC</i>	-0.0010		
	<i>H-WAGE</i>	-0.0029		
既婚女性	<i>H-WAGE</i>	-0.0023		-0.0079
	<i>OT-INC</i>	0.0035	<i>N-CH</i>	0.0221
	<i>NW-INC</i>	0.0009		
	<i>N-CH</i>	0.0156		
獨身女性	<i>H-WAGE</i>	-0.0046	<i>H-WAGE</i>	-0.0210
	<i>OT-INC</i>	0.0021	<i>WIDOW</i>	-0.0094
	<i>NW-INC</i>	-0.0012	<i>DIVORCE</i>	-0.0032

Ⅳ. 要約 및 課題

우리나라 勞動市場에 있어 供給의 決定構造를 살펴보기 위하여 1974年과 1984年의 特別 雇傭構造調査資料를 利用하여 分析해 보았다. 勞動供給은 經濟活動參加 決定과 勤勞時間의 供給決定이 同時的으로 이루어지는 흐름으로 파악되어야 한다는 問題意識에서 出發했다. 이는 앞으로 導入될 모든 勞動市場政策의 效果 分析에 꼭 필요한 先行作業이다.

이 研究目的을 위해 勤勞者가 勞動市場에 參入하고 또 一定規模의 勤勞時間을 供給하는 過程을 決定하는 要因을 ‘標本選擇에 따른 偏倚’를 抑制하고 推定해 보았으며 그 結果를 要約해 보면 다음과 같다.

첫째, 1974年에 비해 1984년에는 若年勤勞者의 경우 女性의 教育 취득이 男性보다 急速하게 增加하고 있으며 이는 앞으로의 女性經濟活動參加에 큰 영향을 미칠 것으로 예상된다. 이는 1984년에는 教育水準 自體가 이미 經濟活動參加에 긍정적 效果를 미쳐 앞으로 高學歷 女性勤勞者가 이전보다 많이 勞動市場에 進出할 것으로 보이기 때문이다.

둘째, 一般的으로 若年層勤勞者에서 經濟活動參加를 결정하는 중요한 要因은 男子에서는 結婚 여부, 年齡, 家口主 여부 등이며 女子의 경우 結婚, 子女의 數, 勤勞業體의 性格 등으로 나타났으며 그 效果는 男子와 女子에 있어 相異하다. 즉 結婚은 男子의 경우 강한 經濟活動參加要因이 되나 女子의 경우 반대의 效果를 지닌다. 한편 24~51歲의 有配偶既婚女

성과 獨身女性의 경우에는 結婚과 子女의 數, 家口員의 所得, 未亡人 여부 등이 주요한 要因으로 나타났다. 흥미있는 사실은 1974년에는 女性의 경우 死別은 經濟活動參加를 促進시키나 離婚은 반대로 參加를 억제하는 要因으로 나타났으나 1984년에는 農村地域에서 移住해 오면서 離婚의 경우 經濟活動參加를 促進시키는 것으로 反轉되어 최근의 급증하는 離婚率을 반영하고 있다. 여기서는 離婚이 經濟活動參加를 促進시키는지, 經濟活動參加가 離婚을 가져오는지의 因果關係는 살필 수 없으나 앞으로 研究해 볼 만한 課題라 하겠다.

셋째, 若年女性의 경우에 結婚이 중요한 變數로 작용한다는 점이다. 結婚과 동시에 非經濟活動人口化하는 경우가 많은 우리의 현실로 볼 때 이러한 결과는 당연한 것이나 女性의 平均教育水準이 상승함에 따라 結婚이 經濟活動에 미치는 陰의 效果는 줄어들 것이다. 若年男性의 경우 若年女性과 마찬가지로 結婚과 家口主 여부가 經濟活動에 參加하게 하는 중요한 要因으로 작용하고 있다. 既婚女性의 경우에는 子女의 數가 經濟活動參加에 陰의 영향을 미치고 있으며 이는 育兒 및 教育에 따른 家事活動의 증대에서 비롯된다고 여겨진다. 獨身女性의 경우에는 1974年과 1984年의 상당히 다른 結果를 보이고 있는데 첫째는 教育이 미치는 영향이 1984년에 經濟活動參加에 陽의 效果를 나타내었으며, 둘째 그 彈力性도 급격히 증가하고 있다는 점이다.

네째, 勤勞時間에 있어 賃金 혹은 所得이 미치는 效果는 若年男性과 若年女性의 경우 1974年에서 1984년에 걸친 10여년간 效果가 반대로 나타나는 것이 흥미롭다. 즉 若年男性의 경우 1974년에는 陽의 效果를 미치던 것이 陰의

效果로 바뀌었으나 若年女性の 경우에는 반대
 여서 10여년간의 若年女性階層의 就業機會 확
 대에 따라 이 階層勤勞者가 보다 높은 所得을
 위해 勤勞時間을 늘려왔음을 의미한다. 그러
 나 根幹女性の 경우는 계속 陰의 效果를 보이
 고 있다. 한편 獨身女性の 경우 有配偶既婚女
 性에 비해 大都市로 移住하는 주된 動機는 就
 業으로 나타났다. 한편 教育이 賃金水準에 미
 치는 效果는 최근에 더욱 커지고 있어 이것이
 앞으로는 進學率을 提高시켜 勞動供給上의 가
 장 중요한 決定要因으로 등장할 것으로 보인
 다. 한편 勤勞經驗이 賃金에 미치는 效果가 미
 미한 것은 아직도 企業에서 教育 외의 경험을
 주된 賃金決定變數로 이용하지 못하는 데 基
 인하는 것으로 보여 앞으로 企業內의 職業訓
 練 등을 강화해야 한다는 점을 시사하고 있다.

다섯째, 要因別彈力性을 살펴보면 經濟活動
 參加의 賃金 혹은 所得에 비한 彈力性이 1974
 年에서 1984年에 걸쳐 增加하고 있음은 10年

前에 비해 就業機會가 增加함에 따라 보다 所
 得彈力的이 되어 왔음을 나타내 經濟發展過程
 과 一貫性이 있음을 알 수 있다. 또한 注目할
 만한 事實은 經濟活動參加의 教育彈力性이 陰
 의 값에서 陽의 값을 나타내고 있음을 앞으로
 점차 人力供給構造도 高學歷 위주로 바뀌어 갈
 것을 예시하고 있다. 한편 勤勞時間의 要因別
 彈力性을 보면 全般的으로 外國의 例에 비해
 非彈力的임을 알 수 있으며 이는 아직도 勤勞
 時間이 企業의 決定事項임을 나타낸다고 볼 수
 있다.

앞으로의 課題는 作業遂行에서 가장 어려운
 要因으로 나타난 賃金 혹은 所得統計의 未備
 를 補完할 수 있는 餘他資料를 이용하여 보다
 精密한 推定値를 얻어내는 일이다. 또한 研究
 結果를 보다 延長하여 Tobit分析을 해봄으로써
 特定政策의 效果를 分析해 보는 것도 계속해야
 할 중요한 課題이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

- Amemiya, T., "Qualitative Response Models: A Survey", *Journal of Economic Literature*, Vol. XIX, No. 4, 1483-1536, December 1981.
- _____, "Tobit Models: A Survey", *Journal of Econometrics*, Vol. 24, pp. 3-62, Annals 1984-1, 1984.
- Ben-Porath Y., "Labor Force Participation Rates and the Supply of Labor" *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3, pp. 697-704, May/June 1973.
- Cogan, J., "Married Women's Labor Supply: A Comparison of Alternative Estimation Procedures", in James P. Smith, 1980.
- Greenhalgh, C., "Participation and Hours of Work for Married Women in Great Britain", *Oxford Economic Papers*, Vol. 32, No. 2, pp. 276-318, July 1980.
- Heckman, J., "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply", *Econometrica*, Vol. 42, No. 4, pp. 679-694, July 1974.
- _____, "Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System" *Econometrica*, Vol. 46, No. 4, pp. 931-959,

- July 1978.
- _____, "Sample Selection Bias as a Specification Error" in James P. Smith, 1980.
- Killingsworth, M.R., *Labor Supply*, New York: Cambridge University Press, 1983.
- Layard, R., M. Barton and A. Zabalza, "Married Women's Participation and Hours", *Economica*, Vol. 47, pp. 51-72, February 1980.
- Maddala, G.S., *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, New York: Cambridge University Press, 1983.
- McDonald, John F. and Robert A. Moffit, "The Uses of Tobit Analysis", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 62, pp. 318-321, May 1980.
- McFadden, D., "The Measurement of Urban Travel Demand," *Journal of Public Economics* 3, pp. 303-338.
- Mohan, R., "The Determinants of Labor, Earnings in Developing Metropoli: Estimates from Bogota and Cali", *World Bank Staff Working Paper* No. 498, Washington, D.C., 1981.
- Nakamura, M.A. Nakamura and D. Cullen, "Job Opportunities, the Offered Wage, and the Labor Supply of Married Women" *American Economic Review*, Vol. 69, No. 5, pp. 784-805, December 1979.
- Smith, J.P.(ed.), *Female Labor Supply: Theory and Estimation*, Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1980.