

한국에서의 출산력과 가구의 경제활동

具成烈 · 尹錫範

한국에 있어서 출산력 저하가 가구(부모)의 경제활동에 어떤 영향을 미치는가를 분석하기 위하여 대표 가계의 경제 행위를 생애주기모형의 틀에서 규정하고 출산력과 가구의 경제활동에 대한 관계를 프리쉬(Frisch)수요함수체계에서 도출하고 모형의 추정을 위하여 1986년 고용구조 특별조사와 1987 도시가계 조사자료를 이용하였다. 가구원별 노동공급함수의 추정은 ① 개별가구별 소비지출의 귀속, ② 전체가구원(취업자 및 비취업자)에 대한 귀속 임금의 추정, ③ 개별가구원의 노동공급함수추정이라는 세 단계로 나누어 행하되 추정식은 비선형모형과 선형모형을 대안적으로 적용하였고 추정방식은 선택편기교정회귀분석과 통상최소사승법을 병행하였다. 그 결과 선택편기교정회귀분석은 비선형모형의 경우에는 유의적인 결과를 얻을 수 없었고 선형모형의 경우에도 가구주의 경우에만 유효하였다. 노동시간함수에 대한 유효한 추정결과에 의하면 추정계수의 방향은 자신의 임금효과는 선택모형에 따라 결과가 달리 나타났으나 그 외의 변수의 경우에는 선형모형에 의하든 비선형모형에 의하든 소득효과는 (-), 배우자의 임금에 대한 교차 대체효과는 (+), 가구원 수의 증가는 (+)로 나타났으며, 특히 출산력, 즉 15세 미만 자녀의 존재는 배우자의 노동시간을 감소시키는 것으로 나타났다.

I. 연구의 목적과 내용

출산력과 관련하여 가구(부모)의 경제행위, 예컨대 경제활동, 소비(저축), 자녀교육 등은 어떻게 달라질 것인가? 피상적으로 볼 때 자녀수(출산력)가 많으면 부모, 특히 모의 경제활동(소득)이 줄어든다. 왜냐하면 자녀양육의 필요성으로 모의 가사시간이 늘어나기 때문이다. 반면 소비지출은 육아비용의 추가등으로 늘어난다. 따라서 저축은 감소하고 자녀교육(인적자본투자) 또한 소홀하여 지게 된다. 그러나

연세대학교 경제학과, 서울 서대문구 신촌동 134번지, 120-749. 이 연구는 1988년 당시 경제기획원 조사통계국의 지원아래 기본연구가 이루어진 것으로, 뒤에 보완·추가하여 작성된 것임.

실제는 이와 같이 단순하지는 않다. 대부분의 부모는 자녀의 출산에 대비하여 사전 혹은 사후적으로 경제활동을 증가시키거나 혹은 내핍(소비절약)을 하는 경향을 가진다. 즉, 출산행위는 외생변수가 아니라 가구의 다른 경제행위와 사전적으로 관련된 내생변수가 될 수 있는 것이다.

출산력을 가구의 경제행위와 관련지은 가장 체계적 접근방식은 신가계경제학이라는 이론체계이다. 이 분석체계는 가구의 효용함수를 종래의 물적·시간적 효용함수로 정의하는 대신 재화의 특성에 대한 효용함수로 정의하였다. 또 효용을 발생시키는 재화의 특성은 소비재와 가사 시간을 투입하여 가계내부에서 생산된다하여 가계생산함수라는 개념을 도입한다. 이렇게 함으로써 여가시간을 가사활동과 여타 시간으로 세분하였고 출산력, 자녀교육(인적투자) 같은 경제외적 변수의 경제학적 분석을 시도하였다(Becker [5]; Willis [13]).

그러나 신가계경제학은 실증적 측면에서 많은 한계점이 있고 이론적으로도 종래의 여가 개념을 가사활동과 기타 여가시간으로 구분 분석한데 지나지 않는다는 비판을 면치 못하고 있다(Killingsworth [10]).

따라서 경제활동, 소비지출 등에 대한 개별분석은 종래의 효용함수에서 수요함수를 도출하는 전통적 분석방법에 의존하는 경향이 많다.

경제활동의 분석은 소득 여가 접근방법에 의해 노동공급을 여가수요함수에서 도출하는 방법이 주로 사용된다. 대체로 남자의 경제활동률은 가계외적 변수로 간주하고 여자의 활동률만을 출산력의 함수로 간주한다. 최근에 분석단위기간을 평생(life cycle)으로 하면서 출산력을 내생변수로 다분 연립방정식 모형이 많이 등장되고 있다.

본 연구의 목적은 한국에 있어서 출산력 저하가 가구(부모)의 경제활동에 어떤 영향을 미치는가를 분석하는데 있다.

본 연구의 분석체계는 미시적 분석으로서 대표가계의 경제행위를 생애주기모형의 틀에서 규정하고 출산력과 가구원의 경제활동, 소비지출, 자녀교육 등이 갖는 상충관계를 회귀분석을 통하여 추정하기로 한다.

II. 출산력과 경제활동 : 생애주기모형

대표가계의 생애효용함수를 다음과 같이 생애주기의 시점(나이)에 따라 가산적으로 분리할 수 있다고 하자.

$$U = \sum_{a=0}^L U_a(l_a, q_a, x_a) \tag{1}$$

- a = 나이 또는 결혼 후 경과년수
- L = 생애주기의 기간
- U, l, q = 부부의 효용수준, 여가시간, 소비수준
- c = 자녀를 위한 소비량(물적 육아비)

여기서 c_a 는 a 시점의 육아비(물적)이며 다음과 같이 자녀수와 자녀당 소비량의 곱으로 나타낸다.

$$c_a = n_a \cdot q'_a \tag{2}$$

- n_a = 자녀수
- q'_a = 자녀당 소비량

개념적으로 볼 때, 자녀수는 일단 가족형성이 완료된 후면 일정하다. 또 위에서의 효용함수가 사전적인 한 대표가계가 $a = 0$ 의 시점에서 일생에 걸친 계획을 구상한다고 가정할 때 자녀수는 가족형성이 완료된 이전에도 일정하다. 따르는 자녀수를 나타낼 때 하첨자 a 가 불필요한 것처럼 보일 수도 있다. 그러나 가족계획을 자녀의 수만이 아니라 출산시점, 터울 등 자녀의 나이까지 고려하는 것이라고 본다면 이는 별개의 문제이다. 더욱이 자녀가 결혼하여 경제적으로 독립하는 나이까지 가족의 선택범위내의 것으로 간주한다면 하첨 'a'를 n 에서 뺄 수 없는 것이 분명하다. 대표가계의 생애 예산제약식은 다음과 같다.

$$\sum_{a=0}^L (\tilde{w}_a \cdot l_a + \tilde{P}_a \cdot q_a + \tilde{P}'_a \cdot c_a) = A_0 + \sum_{a=0}^L \tilde{w}_a \cdot T \tag{3}$$

- w = 부부의 임금수준
- P = 부부가 소비하는 재화(성인소비재)의 가격
- P' = 자녀를 위한 소비재(비성인소비재)의 가격
- A_0 = 0시점의 비인적 자산의 현재가치
- ' \sim ' = 현재가치를 표시하는 기호, 예컨대
- \tilde{P}_a = 현재가치로 환산한 성인소비재의 a 시점 가격
- T = 생애주기 a 의 단위기간, 예컨대 365일

위에서 T 는 생애주기의 어느 시점(a)에서든 예컨대 365일로 일정한 것으로 가정되고 있다. 그러나 만일 T 와 l_a 가 외병기간을 포함하지 않는 순활동가능기간으로 본다면 T 는 특히 노년기에 들면서 a 의 감소함수가 될 수 있다. 그러나 분석을 단순화하기 위해 T 는 일정하다고 가정하기로 한다.

위 모형의 특성을 좀더 자세히 알기 위해서 예산제약식을 \tilde{P}_a 로 나누어 보면 좌

변의 세 번째 항은 다음과 같이 된다.

$$\left(\frac{\tilde{P}'_a}{\tilde{P}_a}\right) \cdot c_a = \left(\frac{\tilde{P}'_a}{\tilde{P}_a}\right) \cdot q'_a \cdot n_a \quad (4)$$

여기서 $(\tilde{P}'_a / \tilde{P}_a) \cdot q'_a$ 은 성인재로 환산한 비성인 소비재의 소비량이 된다. 이를 다시 q_a 로 나누면 소위 성인 환산소비단위(adult equivalent consumption unit)가 되는데 여기서는 성인소비재와 비성인소비재의 소비를 별개의 선택변수로 다룸으로써 성인 환산소비단위를 내생변수로 다루고 있다.

효용함수가 가산적으로 분리 가능하다면 생애주기의 특정시점에 대한 부분적 효용극대화는 생애주기 전체에 걸친 전반적 효용극대화에 이르게 한다. 이제 논의를 단순화하기 위하여 브라우닝등(Browning et al. [7])이 소개한 바 있는 이윤함수 접근법을 적용하여 대표적 가계가 생애주기의 매단계에 대하여 다음과 같은 이윤함수를 극대화하려 한다고 가정하자.

$$\Pi_a = \pi U_a + \tilde{w}_a \cdot (T - l_a) - \tilde{P}_a \cdot q_n - \tilde{P}'_a \cdot n_a \cdot q'_a \quad (5)$$

Π = 이윤함수

π = 한계효용의 화폐가치 또는 화폐의 한계효용의 역수로서

일생에 걸쳐 불변인 것으로 가정

$$U_a = U_a(l_a, q_a, n_a, q'_a)$$

편의상 n_a 가 일생에 걸쳐서는 변수이지만 특정시점에 있어서는 상수로 간주될 수 있다고 가정하자. 그러면 극대화 1차조건으로서 다음과 같이 프리쉬(Frisch)수요함수를 도출할 수 있다.

$$h_a = h(\pi, \tilde{w}_a, \tilde{P}_a, \tilde{P}'_a \cdot n_a) \quad (6)$$

$$q_a = q(\pi, \tilde{w}_a, \tilde{P}_a, \tilde{P}'_a \cdot n_a)$$

$$q'_a = q'(\pi, \tilde{w}_a, \tilde{P}_a, \tilde{P}'_a \cdot n_a)$$

h_a = 부부의 경제활동 시간

h = 부부의 노동공급함수

q = 부부의 소비재(성인재) 수요함수

q' = 비성인재 수요함수

프리쉬수요함수는 A_0 대신 π 를 변수로 가진데서 통상적인 수요함수와 차이를 보인다. 또 이윤함수가 가격변수(π 도 한계효용의 가격이므로 가격변수임)에 대하여 1차동차이므로 가격변수에 대하여 0차동차의 특성을 지닌 점도 통상적 수요함수와 다른 점이다. 따라서 위의 함수체계를 일정할인율로 할인하여도 그 함수값은 변하

지 않는다. 즉, 다음과 같다.

$$h_a = h(\pi, w_a, P_a, P'_a \cdot n_a) \tag{7}$$

$$q_a = q(\pi, w_a, P_a, P'_a \cdot n_a)$$

$$q'_a = q'(\pi, w_a, P_a, P'_a \cdot n_a)$$

$$\pi_a = \frac{\pi}{ad_0}$$

$ad_0 = 0$ 시점을 기준으로 하여 a 시점가격을 현재가치로

환산하는 할인율

$$w_a = \tilde{w}_a / ad_0$$

$$p_a = \tilde{P}_a / ad_0$$

$$P'_a = \tilde{P}'_a / ad_0$$

위에서 π_a 는 경상가격(a 시점 기준)으로 나타낸 효용가격이며 π 는 불변가격(0 시점 기준)으로 나타낸 효용가격이다. 그러므로 π_a 를 ad_0 에 의하여 할인하면 모든 a 에 대하여 π 에 이르게 된다. 여기서 유의할 점은 π_a 가 개별가구별로 서로 다른 특성치를 가지므로 결코 확률변수로 간주되어서는 안된다는 것이다. 즉, π_a 는 영구소득 또는 생애소득의 역할을 대행하여 생애주기에 있어 이 시점에 걸친 소득효과(富의 효과)를 나타내는 변수로서 그 자신이 생애주기에 걸친 모든 변수에 의하여 결정되는 내생변수가 되는 것이다. 즉, 다음과 같다.

$$\pi_a = \frac{\pi(w_0, \dots, w_L, P_0, \dots, P_L, P'_0 n_0, \dots, P'_L n_L, A_0)}{ad_0} \tag{8}$$

프리쉬수요함수체계 (7)은 π_a 가 직접 관찰되는 변수가 아니므로 그대로는 추정할 수 없고 π_a 를 소거하든가 아니면 다른 변수로 대체한 후에야 추정할 수 있다.

소거법(Heckman & MaCurdy [9]; MaCurdy [11] 참조)은 예컨대 h_a 방정식을 정차방정식 ($h_a - h_{a-1}$) 또는 $\log(h_a/h_{a-1})$ 의 형태로 변형하여 π_a 를 소거하고 이를 개별가구의 생애자료를 기초로 하여 추정하는 방법이다. 그러나 π_a 가 정차방정식을 취할 때 소거될 수 있기 위해서 특정시점내의 효용함수가 가산적 분리형이라는 특수한 가정을 필요로 하며 동일 가구에 대하여 수년간에 걸쳐 수집된 생애주기자료를 요한다는 단점이 있다.

대입법은 소거법에 비해 가정이나 자료면에서 덜 제한적이다. 현재 구체적 방법으로서 π_a 를 다른 내생변수로 치환하는 한계대체율법과 π_a 를 a 시점의 완전예산(y_a)으로 치환하는 예산대입법 등이 소개(Killingsworth [10])되고 있다. 전자의 예로서 알톤지(Altonji [4])는 h_a 함수의 추정에 있어 π_a 대신 식료품소비지출액을 사용하

고 있다. 후자의 예로서 브런델등(Blundell & Walker [7])의 h_a 함수 추정을 들 수 있는데 이들은 생애주기의 효용함수가 다른 시점간에 가산적 분리형인 경우 생애효용의 극대화는 편의상 2단계로 나눌 수 있다는 점에 착안하고 있다. 즉, 효용극대화의 첫 단계로서 생애소득은 생명주기의 매시점에 대하여 한계효용이 같도록 배분될 것이기 때문에 생애주기의 특정시점(a)에 배분된 생애소득(y_a)은 전생애주기에 관련된 모든 정보를 활용한 산물로 볼 수 있다. 따라서 y_a 는 π_a 를 가름할 수 있을 뿐 아니라 여기에 더하여 현실적으로 관찰가능하다는 장점을 갖는 것이다.

III. 分析模型

본 연구에서는 예산대입법을 사용하기로 한다. 그 이유는 이 방법이 일정시점의 횡단면분석자료를 사용하여 가구의 소비지출 및 노동공급을 분석하기에 가장 적합하기 때문이다. y_a 를 π_a 대신 대입하면 수요함수체계 (7)은 다음과 같이 나타나게 된다.

$$h_a = h(y_a, w_a, P_a, P'_a \cdot n_a) \quad (9)$$

$$q_a = q(y_a, w_a, P_a, P'_a \cdot n_a)$$

$$q'_a = q'(y_a, w_a, P_a, P'_a \cdot n_a)$$

$$y_a = w_a \cdot T_a + i \cdot A_a - S_a$$

$$= w_a \cdot l_a + P_a \cdot q_a + P'_a \cdot q'_a \cdot n_a$$

i = 이자율

S_a = 순저축

y_a = 완전생애소득 중 a 기에 할당된 예산분

식 (9)는 부부의 노동공급시간을 구분하지 않고 합쳐서(Pooled) 나타내고 있다. 이제 식 (9)에서 남편과 부인의 노동공급을 별개로 분리하고 또 횡단면 분석 자료를 사용하기 때문에 가격변수(P_a, P'_a)를 상수로 간주할 수 있다고 가정하여 새로이 나타내면 다음과 같다.

$$h_a^m = h^m(y_a, w_a^m, w_a^f, n_a) \quad (10)$$

$$h_a^f = h^f(y_a, w_a^m, w_a^f, n_a)$$

$$y_a = (w_a^m + w_a^f)T + i \cdot A_a - S_a$$

$$= w_a^m \cdot l_a^m + w_a^f \cdot l_a^f + P_a \cdot q_a + P'_a \cdot q'_a \cdot n_a$$

$h_a^m \cdot w_a^m$ = 남편의 노동공급시간 및 임금률

- $N_a \cdot w_a$ = 부인의 노동공급시간 및 임금률
 y_a = 완전생애소득 중 a 기에 할당된 예산분
 i = 이자율
 S_a = a 기의 순저축
 $P_a \cdot q_a + P'_a \cdot q'_a \cdot n_a$ = a 기의 소비지출
 A_a = a 기의 물적자산(부)
 T = a 기의 가구원별 총가용시간

위의 식에서 우리는 횡단분석자료상에서 가격변수(P_a, P'_a)가 모든 가구에 대하여 동일하다고 가정하고 이를 제거하였다. 그러나 여기서 유의할 것은 소비(q_a, q'_a)가 복합재(composite goods)이기 때문에 가구별로 그 내용(구성비율)이 다를 수 있고 따라서 그 지수가격(P_a, P'_a)도 다를 수 있다는 점이다.

문제는 물가 혹은 생활비에 있어서 이와 같은 개인적 차이를 고려해 줄 적절한 방법이 없다는 것이다. 그렇기 때문에 가격수준의 동일을 가정하지 않을 수 없는데 이로써 우리는 개별품목의 가격이 지역간에 같고 재화소비의 바스켓 구성이 가구간에 차이가 없다는 것을 가정하는 셈이 된다.

식 (10)의 특징을 살펴보면 우선 가족의 노동공급이 남편과 부인에 대하여 별도로 구분되어 있다. 사실 가족의 노동공급은 하나의 복합적인 양으로 정의해 볼 수 있다. 그러나 한국에서는 아직도 남편과 부인의 임금수준이 생애주기에 따라 분명히 다른 양상을 보이고 있기 때문에 그렇게 하는 것은 비현실적인 것으로 보인다. 그렇더라도 남편의 노동공급함수를 부인의 임금수준과 상관없는 가부장적(male chauvinistic) 노동공급함수를 상정하여 모형체계를 단순화하여 볼 수는 있다. 이렇게 하는 것은 부인을 부차적(생계를 꾸려간다고 보조하는) 노동자로 가정하는 것과 같으며 가부장적이며 남성지배적인 한국의 여건에 비추어 적합한 것으로도 보인다. 그러나 이는 어디까지나 실증적 차원의 문제이기에 그 타당성은 실증적 분석결과에 맡기기로 한다.

식 (10)의 특징으로서 자녀수(n_a)가 외생적으로 다루어지고 있다는 점도 주목을 요한다. 그 이유는 자녀수란 생애주기 전체를 통해서 볼 때는 내생적(결정되어야 할) 변수라 할지라도 생애주기상의 일정시점(a)에서는 y_a 와 마찬가지로 주어진 것으로 간주할 수 있기 때문이다. 그리고 생산력이 부분적으로 외생변수로 다루어짐으로써 그것이 생애노동의 공급시점(timing)에 미치는 영향을 명시적으로 고려할 수 있다는 장점도 따르게 된다.

사실 위의 모형에서 자녀수는 소비지출 또는 생활비의 한 매개변수로 도입되고 있는 셈이다. 자녀의 존재란 이들이 재화와 부모의 시간을 요구하는 정도가 나이에

따라 다르고, 또 이들을 위한 서비스를 생애주기의 서로 다른 시점간에 대체할 수 없는 것인 한 부모의 생애노동의 공급량과 공급시점에 영향을 미칠 수밖에 없다.

그 영향의 방향은 부모의 여가시간과 자녀당 소비지출(q_a^i)이 대체재라고 가정할 때 부(-)의 방향이 된다. 왜냐하면 이 경우 q_a^i 의 가격이라고 할 수 있는 $P_a^i \cdot n_a$ 의 계수가 (-)가 되어 n_a 의 증가는 곧 h_a 의 감소, 다시 말하면 여가(l_a)의 증가로 연결 될 것이기 때문이다.

지금까지 우리는 노동공급함수를 극히 일반적인 형태 아래 논하였다. 이제 이 함수의 구체적인 형태를 설정하여 보자.

생애노동공급에 관한 연구문헌들을 보면 함수형태에 있어서 별다른 차이를 보이지 않는다.

효용일정노동공급모형(Ghez & Becker [8]; Heckman & MaCurdy [9]; MaCurdy [11]; Altonji [4])의 경우 일반적으로 쌍대수형을 택하여 $\log h$ 를 $\log w$ 의 선형함수로 정의하고 있다.

브라우닝 등 [7]은 반대수형을 택하여 h 를 $\log w$ 의 선형함수로 정의하되 부부간 노동의 교차대체효과를 나타내는 항(부부의 임금비율)은 대수값 대신 자승근을 취하고 있다.

식 (10)은 프리쉬수요함수로 도출된 것이다. 그러므로 이론적으로 일관성을 유지하는 식 (10)의 구체적인 함수형태는 브라우닝 등 [7]이 전개한 바와 같이 반대수함수형태로 귀결된다. 이에 따라 출산력(n_a)을 일종의 가격변수로 간주하면 식 (10)의 반대수형태는 다음과 같이 전개될 수 있다.

$$\begin{aligned} h_a^m &= \beta_0^m + \beta_1^m \cdot \ln(w_a^m) + \beta_2^m \cdot (w_a^i / w_a^m)^{1/2} \\ &\quad + \beta_3^m \cdot (n_a / w_a^m)^{1/2} + \beta_4^m \cdot (y_a / w_a^m)^{1/2} \\ h_a^i &= \beta_0^i + \beta_1^i \cdot \ln(w_a^i) + \beta_2^i \cdot (w_a^m / w_a^i)^{1/2} \\ &\quad + \beta_3^i \cdot (n_a / w_a^i)^{1/2} + \beta_4^i \cdot (y_a / w_a^i)^{1/2} \end{aligned} \quad (11)$$

위의 식 (11)은 우리의 기본모형이 된다. 그러나 이미 브라우닝등의 분석결과에서 위 모형의 설명력이 높지 못한 것으로 나타나고 있으므로 다음과 같은 선형모형 체계를 하나의 대안적 모형으로 택하기로 한다.

$$\begin{aligned} h_a^m &= \beta_0^m + \beta_1^m \cdot w_a^m + \beta_2^m \cdot w_a^i + \beta_3^m \cdot n_a + \beta_4^m \cdot y_a \\ h_a^i &= \beta_0^i + \beta_1^i \cdot w_a^i + \beta_2^i \cdot w_a^m + \beta_3^i \cdot n_a + \beta_4^i \cdot y_a \end{aligned} \quad (12)$$

IV. 자료와 추정방법

앞에서 설정된 모형 (11), (12)의 추정을 위하여 1986년 고용구조 특별조사(ESS, [1])와 1987 도시가계 조사자료(FIES, [3])를 이용하였다.

〈표 1〉은 이들 자료의 내용을 보여 주고 있다. 고용구조조사는 소비지출을 제외한 모든 변수에 대하여 포괄적으로 자료를 제공하고 있다. 따라서 위 식의 추정을 위한 기본자료가 된다. 특히, 개인의 취업경력등에 대하여 비교적 상세한 자료를 제공하고 있어 식 (11)에서의 임금(혹은 근로소득)에 대한 일차적 추정치를 제공하는 기본자료가 된다.

반면에 도시가계조사는 부인의 경제활동상태에 대한 자료가 없으며 가구주의 경우에도 활동상태와 근로소득만 제공할 뿐 근로시간에 대한 자료는 없다. 그러므로 이 자료에 근거하여 식 (11), (12)를 추정할 수는 없다. 그러나 도시가계자료는 소비지출에 대하여 상세한 자료를 제공하고 있기 때문에 고용구조조사의 보완자료로서 개별가구의 소비지출액을 추정 및 귀속(imputation)시키는데 이용되었다.

〈표 1〉 노동공급함수의 추정을 위한 가용자료의 조사항목

변 수	1986 고용구조조사	1987 도시가계조사
h_m^a : 남편의 근로시간	1주간 일한시간 취업년수	활동상태
h_w^a : 부인의 근로시간	1주간 일한시간 취업년수	-
w_m^a : 남편의 임금	근로소득 } 불연속: 9계층으로 구분	가구주 소득
w_w^a : 부인의 임금		배우자 소득
n_a : 자녀수	성별·나이별(14세 이상과 미만으로 구분) 자녀수: 14세 이상의 경우 개인별로 조사	성별·나이별(9계층) 자녀수
y_a : 완전예산	근로시간과 임금	소비지출, 주택소유 및 임대료, 비근로소득
E : 교육수준	남편의 교육수준 부인의 교육수준	남편의 교육수준
a : 나이	남편의 나이 부인의 나이	남편의 나이
남편의 취업상태	산업·직업·종사상 지위, 근무처의 형태와 규모, 직업훈련 등	산업·직업
표본의 특성	외국인, 군인, 재소자 제외	농림·어업종사자, 단독가구 및 가계지출이 파악불가능한 가구 제외

개별가구의 소비지출액을 추정 및 귀속(imputation)시키는데 이용되었다.

식 (11), (12)의 추정은 단계적으로 행해질 수밖에 없다. 그 이유는 무엇보다도 설명변수 중 가계지출(y_a)변수가 ESS자료에 없으므로 이를 FIES자료에서 추정, 귀속시켜야 하기 때문이다. 더욱이 설명변수 중 임금변수(w_a^m, w_a^u)는 유소득 취업자에 한하여 ESS자료에서 직접 관찰된다. 따라서 무급 및 비소득 취업자 내지 비경제활동자에 대한 임금수준을 추정 귀속시킨 다음에야 h_a 함수의 포괄적 추정이 가능하다. 또 임금함수 및 노동공급함수(h_a)의 추정에 있어서도 취업자에 한하여 노동시간이 관찰된다. 이 경우 취업자에 한하여 단순회귀분석을 할 경우 소위 선택편기(Killingsworth [10] 참조)가 발생한다.

여기서 선택편기란 여타조건이 동일할 때 활동성향이 높은 사람이 경제활동을 할 가능성이 높기 때문에 취업자만을 대상으로 선정하여 회귀분석을 한다는 것은 활동성향이 높은 사람만을 표본으로 취하는 것과 같고 그 결과 임금함수 및 노동공급함수가 과대추정되는 현상을 의미한다. 이를 피하기 위하여 우선 1차 단계에서 전체표본을 대상으로 개별표본의 활동성향을 추정한 다음 2차 단계에서 활동자에 한하여 활동성향의 개별성향의 개별적 차이를 고려한 임금함수 및 노동공급함수를 추정할 수 있다.

위의 단계별 추정은 노동공급함수를 추정하는데 있어서 선택편기교정회귀분석법(Selection bias corrected regression)을 택하는 것을 전제하고서이다.

이 방법을 택하는 이유는 비교적 계산이 용이하고 이미 개발된 전산패키지를 이용할 수 있을 뿐 아니라 기존의 추정치와도 비교 가능하기 때문이다.

다른 방법으로서 취업자만을 대상으로 한 통상최소자승법(OLS)을 택할 수도 있으나 이는 말할 것도 없이 선택편기문제 때문에 적절하지 못하다. 다른 대안으로서 토비트(Tobit)분석을 취할 수도 있으나 이는 활동성향과 노동공급에 대한 일괄추정의 방법을 쓰기 때문에 위의 방법보다는 신속성을 결하고 있다.

또 임금과 노동시간 간의 상관성을 전제한 최우추정법(예컨대, Blundell등 [6] 참조)은 효율적이긴 하지만 계산이 복잡하여 무엇보다도 임금을 외생변수화하고 있는 본 연구에는 적합하지 못하다.

이러한 점을 고려하여 노동공급함수의 추정은 다음과 같이 ① 개별가구별 소비지출의 귀속, ② 전체가구원(취업자 및 비취업자)에 대한 귀속 임금의 추정, ③ 개별가구원의 노동공급함수 추정이라는 3단계로 나누어 행하기로 한다.

V. 추정결과

1. 소비지출의 귀속

소비지출의 귀속을 위하여 사용된 자료 및 추정절차는 다음과 같다. 우선 1987년 도시가계자료(FIES, [3])에서 관찰된 가구특성별 소비지출액을 1986년 고용구조조사(ESS, [1])에 귀속시켰다. 귀속의 기준은 FIES와 ESS자료에 공통적으로 포착된 가구 특성이다.

공통적 사항은 ① 가구주에 관련된 사항으로서 가구주의 나이, 성, 학력, 소득, 고용상태, 산업, 직업 등과 ② 가구에 관련된 사항으로서 가구원수, 취업인수, 배우자 소득, 기타가구원 소득 등을 내용으로 한다. 소비지출의 귀속에 관련된 문제점으로서 FIES자료에는 배우자의 나이, 학력이 불명이며 또 농어가 및 가족기업이 제외되고 있다는 점이다.

즉, 도시 비농가 순수가계만을 대상으로 지출을 포착한 것이므로 이를 농가등에 적용하면 과대귀속의 가능성이 발생한다는 점이다. 이러한 문제점을 제거하기 위해서 차후의 분석에 군부 혹은 농·비농 더미변수를 도입하는 등 적절한 고려가 필요하며 이 때의 더미변수는 소비지출의 측정오차도 내포하게 된다.

단, 비도시 인구의 비중이 1987년 현재 30% 내외에 불과하기 때문에 이 문제가 소비지출의 귀속에 있어서 치명적 결함은 되지 않는다.

분석에 사용된 자료는 1987 FIES원자료 52462표본(월별자료) 중 1/10을 계통추출한 것이다. 좀더 구체적으로 모든 가구가 12개월씩의 자료를 갖고 있다고 가정하면서 매 열 번째 가구의 12월분 자료를 선택한 것이다. 그러나 모든 가구가 반드시 12개월분의 소비지출자료를 갖는다고 보기는 힘들기 때문에 계절의 차이에 따른 소비지출의 변동은 월별더미변수를 도입하여 통제하였다.

귀속식의 설정에 있어서는 다음과 같은 점을 유의하였다.

첫째, 선형 또는 비선형 추정여부로서 소비지출에 있어서의 규모효과를 고려하기 위해 가구원 수에 대하여 비선형으로 추정할 수도 있으나 가구원 수를 가구원의 나이와 성별로 세분하였기 때문에 선형으로 처리하였다. 그러나 가구주의 나이에 대하여서는 생애주기상의 변화를 반영하기 위하여 2차식으로 설정하였다.

둘째, 변수의 연속, 비연속 여부로서 가구주의 나이, 가구원 수, 소득수준 등은 연속변수로 처리하였다. 그러나 가구주의 여타 특성(성, 학력, 산업, 직업)은 불연속 더미연수로 처리하였다.

셋째, 통제변수의 도입여부로서 주택소유관계는 ESS에는 자료가 없기 때문에 소

비지출의 귀속에 아무 도움이 되지 않으나 주택소유가 소비지출에 미치는 영향의 중요성 때문에 이를 포함시켰다.

대신 FIES에서의 가구구분자료(근로자와 비근로자로 구분)¹⁾는 ESS의 종사상 지위와 비슷하여 귀속식의 추정에 유용성이 있을 듯하나 직업, 소득변수와 거의 완전히 중복되어 유의성이 없었으므로 사용하지 않았다.

물론 이와 관련하여 산업과 직업의 중복성도 문제가 된다고 볼 수 있다. 예컨대 제조, 건설, 운수, 창고, 통신업 등은 생산, 운수, 노무직과 상관성이 높고 도소매, 음식, 숙박업은 판매직과, 전기·가스·수도, 금융·보험·부동산업은 사무직과, 그리고 서비스업은 서비스, 교원, 전문 행정직과 비교적 상관성이 높다는 점을 들 수 있다.

그러나 이 경우에는 전자의 경우와 달리 공선성이 극히 심하지는 않았다. 더구나 귀속식의 추정목적은 통계상 유의성보다는 귀속의 근사성에 있다고 볼 수 있기 때문에 산업 및 직업변수는 제거하지 않았다.

소비지출함수의 추정결과는 <표 2>에 수록되어 있으며 그 대체적인 특징은 다음과 같다.

첫째, 소비지출은 가구주의 학력과 소득, 재산상태(주택소유)에 비례하는 것으로 나타나고 있다. 즉, 학력이 높을수록 소비는 증가하며 그 차이(더미변수)의 통계적 유의성도 증가하고 있다. 평균적으로 대학학력자는 무학자에 비하여 월 11만 원 이상 더 지출하는 것으로 나타나고 있다. 소득에 따른 한계소비성향은 0.41~0.63으로서 근로소득보다 비근로소득의 한계소비성향이 높다. 근로소득에 있어서도 가구주의 소득에 대한 한계소비성향이 상대적으로 낮아 비근로소득과 부차적 소득에 대하여 한계소비성향이 높은 것으로 나타나고 있다.

주택소유(부)에 따른 소비지출성향은 월세-전세-자가의 순으로 높아진다. 월세 차가자는 자가소유자에 비하여 평균 5.8만 원 적게 지출하며 사택의 경우에도 월세 차가자와 비슷한 것으로 나타나고 있다. 따라서 소비지출은 재산(주택소유)의 정도와 정의 관계에 있음을 알 수 있다.

둘째, 소비지출은 가구원 구성에 따라 뚜렷한 차이를 보이거나 가구주의 나이, 성, 산업, 직업에 따라서는 별로 차이가 없다. 성, 연령별, 가구원당 한계적 소비지출은 14세 미만의 1.0만 원 내외에서 나이가 들수록 증가하여 40대에 정점(7.5만 원 내외)에 이른 다음 이후 감소하고 있다. 대체로 여자보다는 남자의 경우 한계소비지출이 높은 편이며, 특히 14세 미만 자녀의 경우 현저한 차이를 보여 다소의 남아선호 관습이 잔존하고 있음을 시사하고 있다.²⁾

1) 근로자는 봉급자와 노무자, 비근로자는 상인, 개인업, 법인, 자유업으로 다시 세분되어 있음.

2) 이 점은 0~13세를 세분하여 보았을 때, 0~2세 여아의 한계소비지출이 부(-)의 값으로 추정됨으로써 두드러지게 부각되었는데 그 통계적 유의성은 거의 없었다.

<표 2> 소비지출 귀속식의 추정결과

표본수 = 5,242
 $\bar{R}^2 = 0.599$

	설명변수	자유도	추정계수	t-Ratio
월더미	상수항	1	-13473.27761	-0.237
	M_1	1	-13780.70102	-0.885
	M_2	1	-8909.21307	-0.570
	M_3	1	-30026.79358	-1.996
	M_4	1	-41765.16558	-2.662
	M_5	1	-32471.23392	-2.128
	M_6	1	-64833.72985	-4.235
	M_7	1	-56158.40094	-3.626
	M_8	1	5269.79976	0.342
	M_9	1	-35359.92839	-2.392
	M_{10}	1	35.7420051	0.002
M_{11}	1	1664.11020	0.110	
가구원 수	CM	0~13	17220.33622	3.127
	CF		7952.40370	1.596
	V_{19}	14~19	40147.15675	5.557
	V_{20}		42842.54194	6.440
	V_{21}	20~29	57582.70364	7.574
	V_{22}		56774.19428	7.448
	V_{23}	30~39	59753.90912	5.211
	V_{24}		49700.14656	4.423
	V_{25}	40~49	73428.97990	5.395
	V_{26}		76368.83908	5.725
	V_{27}	50~59	38055.00467	2.632
	V_{28}		44031.18734	3.450
	V_{29}	60~69	71690.10785	4.801
V_{30}		18101.56721	1.720	
	V_6 취업인 수	1	-52269.47360	-6.864
	V_7	1	1004.78122	0.373
	ASQ 가구주 나이	1	4.34912709	0.137
	SU 가구주 성(Sex)	1	-91.78508224	-0.008
산 업	I_1 광업	1	57016.62602	0.889
	I_2 제조업	1	3957.55537	0.079
	I_3 전기·가스·수도업	1	55875.16609	0.777
	I_4 건설업	1	23813.02727	0.468
	I_5 도매음식·숙박업	1	22055.46200	0.432
	I_6 운수·광고·통신업	1	-1603.59234	-0.031
	I_7 금융·보험·부동산업	1	32917.70164	0.639
	I_8 서비스업	1	19351.29300	0.394
직 업	O_1 교원	1	-13070.38813	-0.247
	O_2 전문	1	-13152.96850	-0.265
	O_3 행정관리	1	53579.40776	0.983
	O_4 사무	1	6262.94115	0.130
	O_5 판매	1	-8901.03599	-0.178
	O_6 서비스	1	6614.20955	0.136
	O_7 생산·운수·노무	1	12328.89506	0.254
교 육	E_1 국민학교	1	23357.26613	1.165
	E_2 중학교	1	38559.23641	1.912
	E_3 고등학교	1	56280.10290	2.787
	E_4 대학교	1	110978.78	4.937
소 득	X_3 근로소득	1	0.41380705	27.205
	X_4 배우자소득	1	0.55756892	13.416
	X_5 기타 가구원소득	1	0.54664086	12.155
	X_6 사업소득	1	0.56251305	34.458
	X_7 기타소득	1	0.62621430	44.595
주택소유	H_1 무상	1	-21629.81182	-0.718
	H_2 사택	1	-56030.62419	-2.192
	H_3 전세	1	-28081.59174	-3.395
	H_4 보증월세	1	-32448.15238	-3.127
	H_5 약월세	1	-39878.72399	-2.332
	H_6 월세	1	-57973.13276	-3.273

취업자당 한계적 소비지출은 -5.2만 원으로 부의 값으로 추정되고 있는데 추정계수의 방향이 정(+)이 아니고 부(-)의 값인 것이 다소 의외이다. 즉각적인 느낌은 취업자가 많을수록 쓰임새가 많지 않을까 하는 것인데 여기서는 여타 가구원의 소득수준을 통제하였기 때문에 오히려 부(-)의 값이 나온 것이다.

여타 가구원의 근로소득수준을 통제하는 경우 소득수준 일정아래 취업자수의 증가는 1인당 소득수준의 저하를 의미하고 이는 다시 한계적 소비의 저하를 뜻하는 것이기 때문이다.

가구주의 나이에 따른 소비지출 유형은 '∩'형을 보이나 통계적 유의성은 없다. 가구주의 성도 가구주가 여자일 경우 소비지출이 적은 경향이 있으나 통계적 유의성은 거의 없다.

또 가구주의 산업 및 직업도 적어도 대분류에 의한 한 소비지출과는 비유의적인 것으로 나타나고 있다.

셋째, 소비지출은 봄, 여름(3~9월)철이 가을, 겨울철(10~2월)에 비해 적은 경향이 있다. 단, 8월은 여기에서 예외인데 이는 냉방비, 피서비용 등이 추가된 때문이 아닌가 한다.

소비지출의 귀속은 위의 추정식에 ESS 자료의 나이, 성별, 가구원 수, 취업인 수, 가구주 나이, 성, 산업, 직업, 학력 그리고 소득수준(가구원별)을 근거로 하였다. 소비지출의 귀속에 있어 유의할 점은 대체로 다음과 같다.

첫째, 귀속의 기준월이 12월이며 이는 소비지출이 비교적 높은 달(8, 11, 10월 다음)이라는 점이다.

둘째, 가구주의 산업 혹은 직업이 농림수산업인 경우 무직 및 분류불능의 잔여계층으로 분류하였다. 이 계층은 운수·창고·통신업(I_6)과 교원(O_1) 전문직(O_2) 판매직(O_3)보다는 다지출계층에 속한다. 그러나 산업, 직업에 관련된 모든 더미변수가 비유의적으로 추정되어 있어 농·비농간에도 그다지 차이가 없을 가능성도 크다.

셋째, 소득³⁾은 가구주의 경우 근로소득(가구주의 종사상 지위가 근로자인 경우)과 사업소득(고용주 및 자영업자인 경우)으로 구분 적용하였고 기타 가구원의 소득은 자녀의 소득을 세 번째까지의 자녀에 한하여 합산하여 적용하였다.

3) 착오로 가구구분이 통제된 상태에서 구하여진 한계소비계수를 적용하였는데 차후의 분석에 별 영향을 미치지 않을 것으로 판단되어 이를 수정하지 않았다. 참고로 추정계수와 귀속적용계수는 다음과 같다.

	추정계수	귀속시 적용계수
가구주 근로소득	0.3998	0.4138
사업소득	0.5933	0.5625
배우자소득	0.5628	0.5576
자녀소득	0.5308	0.5466

넷째, 주택소유는 자가소유를 기준으로 하였는데 이로 인하여 소비지출이 전반적으로 과대평가될 가능성이 있다. 단, 주택소유형태에 따라 추정계수가 상이하다면, 즉 주택소유형태에 따라 소비지출형태가 다르다고 한다면 다음 단계에서의 분석결과에도 영향을 주게 된다는 점도 주목을 요한다. 그러나 그렇다고 하여 주택소유 여부에 따라 귀속식을 별도로 설정할 수도 없는 것이므로 별다른 시도는 하지 않았다.

2. 임금함수의 추정

임금함수의 추정을 위한 기초자료는 1986 고용구조 특별조사 원자료의 가구조사 및 개인조사 자료에서 가구구성, 가구주, 배우자, 가구주의 자녀(3명까지) 등에 대하여 필요항목을 선정, 가구별로 재배열하여 원래의 총 표본수 1만 2,994 가구 중 1/6을 계통추출⁴⁾한 것이다.

귀속임금의 추정절차는 선택편기교정회귀분석(Limdep package 이용)의 절차를 따랐는데 이는 다음과 같이 두 단계로 나누어진다.

첫째, 전체표본대상으로 유급취업자가 될 확률(probit)을 추정하였다. '프로비트'의 추정을 위하여 대개의 경우 경제활동 여부를 택하고 있으나 여기서는 임금함수 추정에 있어서의 선택편기교정이 그 목적이므로 임금함수를 추정할 표본대상이 되는 유소득취업확률을 추정한 것이다.

둘째, 유소득취업자 표본만을 대상으로 선택편기교정회귀분석에 의하여 임금(근로 및 사업소득)함수를 추정하였다. 사실 임금함수의 선택편기교정회귀분석의 기준이 되는 '프로비트' 함수의 추정에 있어서 종속변수는 여러 가지 대안적 정의가 가능하다. 흔히 경제활동 또는 취업(무급 가족종사자 및 1차 산업 종사자 포함)을 사용하고 있으나 이들 모두의 경우에 대하여 소득이 관찰되지는 않으므로 부적합하다. 여기서는 임금함수 추정을 위한 선택편기교정을 위한 1차 추정이 목적이므로 유소득취업(가족종사자, 농림어업 종사자 제외)이 가장 적합하다. 좀더 나아가서 조사자료의 결점을 보완하기 위하여 혹은 소득가득 능력을 보다 정확히 파악하기 위하여 자료의 유소득상용근로(근로시간 36시간 이상) 혹은 임금상용근로(근로시간 36시간 이상)에 한정할 수도 있다. 왜냐하면 임금함수의 경우 임금 대신 임금소득을 근로시간으로 나눈 임금률의 개념이 되어야 하는데 ESS 자료에서는 임금수준이 불연속 변수로 측정되어 다소 문제가 있기 때문이다. 그러나 이는 표본자료의 반 이상을 사용하지 못하는 결과를 초래하여 유효성 있는 추정치가 되지 못하므로 채

4) 사용한 Limdep '패키지'에서 변수의 수 \times 표본수 $< 50,000$ 이라는 제약조건이 있어 여기에 맞추기 위한 것임.

택하지 않았다.

1) 유소독취업 '프로비트'의 추정 결과

임금함수의 선택편기교정회귀분석에 있어 기준함수가 되는 유소독취업 '프로비트' 함수는 가구주와 배우자에 대하여 대칭적으로 다음과 같이 설정되었다.

첫째, 성, 학력 및 나이 항에 의하여 임금변수를 가름하였는데 학력은 학교계급별(초, 중, 고, 대) 순으로 연속변수화하였고 나이는 재공항을 포함시켰다.

둘째, 출산력은 14세 이하 가구원 수와 14~19세 가구원 수로 나누었다. 단, ESS

〈표 3〉 가구주의 유소독취업 '프로비트' 함수의 추정결과

변 수	추정계수	t-RATIO	평 균	표준편차
상수항	0.28606	0.530	1.00000	0.00000
HDAGE	0.63250E-01	2.620	40.17754	12.15364
HDASQ	-0.13759E-02	-4.944	1761.86905	1081.42992
HDEDU	-0.40638	-8.638	2.65787	1.29470
HDSEX	0.48325	3.930	0.85352	0.35368
SPEDU	0.20095	3.830	1.62215	1.32071
SPINC	-0.11266	-7.747	1.01346	3.64019
HHCON	0.84165E-01	14.995	35.97153	17.52872
FERT	-0.12736	-2.466	1.01812	1.04194
CHMAR	-0.96259	-3.716	0.03106	0.17351
CH	-0.39359	-5.837	0.39234	0.69122
AD	-0.53778	-8.906	2.27692	0.99164

		실재값		계
		Y = 0	Y = 1	
「프로비트」	Y = 0	182	60	242
예측결과	Y = 1	174	1,516	1,690
	계	1,238	234	1,932

- 주 : FERT = 14세 이하 가구원 수
- CHMAR = 기혼자녀 유무 더미(있으면 1)
- CH = 14~19세 가구원 수
- AD = 20세 이상 가구원 수(본인 포함)
- HD = 가구주를 나타내는 접두어
- ASQ = 나이 재공항
- EDU = 학력
- SP = 배우자를 나타내는 접두어
- INC = 소득수준
- HHCON = 가구의 소비지출 수준

〈표 4〉 배우자의 유소득취업 '프로비트' 함수의 추정결과

변 수	추정계수	t-RATIO	평 균	표준편차
상수항	-0.77749	-0.912	1.00000	0.00000
SPAGE	0.45717E-01	1.451	36.74592	10.48793
SPASQ	-0.87164E-03	-2.293	1460.18478	874.58123
SPSEX	0.21041	0.347	0.99389	1.07798
SPEDU	-0.34169E-01	-0.516	2.12908	1.09987
HDEDU	-0.23965	-4.462	2.76427	1.29087
HDINC	-0.10430	-11.290	13.54552	9.47119
HHCON	0.65449E-01	11.305	39.83832	16.97812
FERT	-0.11714	-2.410	1.23370	1.03757
CHMAR	-1.1121	-2.626	0.02310	0.15021
CH	-0.23502	-3.113	0.39742	0.69494
AD	-0.47727	-6.467	2.49524	0.88952

		실제값		계
		Y = 0	Y = 1	
「프로비트」	Y = 0	1,222	199	1,421
예측결과	Y = 1	16	35	51
	계	1,238	234	1,472

주: 변수의 설명은 〈표 3〉 참조.

자료에서 14세 이하 자녀가 친자녀인지 손자녀인지 불분명하므로 기혼자녀가 있는 지 여부를 나타내는 더미변수를 삽입하였다. 또 20세 이상의 성인 가구원 수는 본인을 포함한 수치이다.

셋째, 소득변수로서는 소비지출수준, 배우자 소득수준 및 배우자 학력을 사용하였다. 여기서 소비지출 수준은 도시가계조사 자료에서 도시비농가계 중심으로 추정된 것이므로 확대 적용시 다소의 문제가 있음은 이미 지적한 바와 같다. 배우자의 학력은 배우자의 임금률을 모르는 상황에서 잠재적 임금률을 나타내기 위하여 도입하였다. 단, 배우자의 나이는 가구주의 생애주기와 병진하므로 생략하고 학력만 삽입한 것이다.

배우자의 소득수준이 갖는 소득효과는 만일 '프로비트' 함수가 축약형 추정(reduced form estimation)이라면 불필요하다. 그 이유는 배우자의 소득수준이 임금률×근로시간이므로 근로시간이 내생변수인한 내생변수가 되기 때문이다.

그러나 특히 주부의 경제활동을 분석할 때 가구주(남편)의 경제활동은 주부의 입장에서 볼 때 거의 외생적이라고 보아도 무방할 것이다. 따라서 소득효과를 고려해

야 할 필요성이 부분적으로 발생하게 되어 그렇게 하였다. 그러나 배우자 이외의 여타 가구원에 대한 소득은 고려에 넣지 않았다.

가구주와 배우자에 대하여 유소득취업 '프로비트' 함수를 추정한 결과는 <표 3>, <표 4>와 같으며 대체로 추정계수의 유의성이 높고 모형의 예측력도 높다. 여기서의 추정결과는 선택편기교정을 위한 1차적 추정에 불과하여 2차 추정결과와 다소 중복되므로 구체적인 논의는 생략하기로 한다. 단지 (유소득)취업확률은 본인의 교육수준, 배우자 소득 및 가구원 수(14세 이하 자녀를 포함한 모든 연령계층)에 대하여 감소함수이며 가구소비수준에 대하여 증가함수라는 점이 주목된다.

또 가구주의 취업은 배우자 교육수준에 따라 증가하나 배우자의 취업은 가구주 교육수준에 따라 감소하는 등 배우자의 교육수준이 비대칭적으로 작용한다는 점도 주목된다.

표 하단의 예측결과와 실제값을 비교하여 보면 예측률은 가구주의 경우 87.8%, 배우자의 경우 85.5%로서 상당히 높은 편임을 알 수 있다.

2) 임금함수의 추정

임금함수는 유소득근로자만을 대상으로 하고 앞에서 추정된 '프로비트' 함수를 기준함수(Criterion function)로 하여 선택편기교정회귀분석 방법으로 추정하였다.

종속변수는 근로소득을 근로시간으로 나누어서 얻어진 시간당 임금률의 대수값이며 여기서 근로소득은 불연속 구간으로 조사된 것을 금액으로 치환시킨 값이다. 치환시 소득액의 실제분포를 참조하여야 하나 편의상 계급값(예컨대, 50~100만 원의 경우 75만 원, 단 최고소득계층(100만 원 이상)의 경우 130만 원)을 산정하였다.

그 결과 자료의 특수성에 따른 문제점이 예상된다. 즉, 주어진 자료가 임금률이 아니라 불연속적인 소득계층변수를 취업시간(연속)으로 나누어 산정한 것이므로 이를 종속변수로 하여 임금함수를 추계한다고 할 때 일정소득 구간내에서는 주로 취업시간의 함수가 되는 것이다. 따라서 예컨대 근로시간을 50~55, 55~60 등으로 한정된 부분표본(sub-sample)을 기준으로 하여 임금함수를 추정하는 것도 일척이 된다. 그러나 이 경우 표본의 '센서링'(censoring) 문제가 발생하며 또 시간, 계층별로 임금함수를 별도로 추구하고 그 구조적 차이를 검증해야 하는 등 복잡한 어려움이 따른다.

함수의 구체적 형태는 인적자본 이론모형을 따라 임금수준(대수값)을 주로 학력과 경력의 함수로 설정하였다.

여기서 경력은 나이(제곱항 포함)와 현직근속년수로 나타내었는데 경력에 따른 임금상승률의 비선형성은 나이의 제곱(age square)항으로 대신하였다. 따라서 나이의 제곱항은 경력과 생애주기상의 비선형관계를 동시에 포착하는 것이 된다.

이 외에도 ESS 자료상에서 개별적 임금차이를 발생시킬 수 있는 여러 변수들(예컨대 산업, 직업, 종사상 지위, 기업체 조직형태와 규모 등이 포착되고 있어 이들을 통제변수로 고려하는 것이 좋을 듯하나 이들은 근본적으로 선택변수로 간주될 수 있으므로 귀속용 임금함수에서는 적당치 않아 제외시켰다.

임금함수의 추정결과는 가구주와 배우자에 대하여 각각 <표 5>, <표 6>에 수록되어 있다. 설명계수는 0.424와 0.444로서 상당히 높은 편이며 추정계수도 거의 모든 변수에 대하여 유의적이며 기대되는 방향으로 나타나고 있다.

임금은 학력과 경력의 증가함수이며 나이에 따라서 임금증가 경향은 가속화함을 보인다. 그러나 나이에 따른 임금증가 경향은 성별로 차이를 보이는데 가구주의 경우 28세, 배우자의 경우 44세를 기점으로 하여 그 이후부터 가속화되고 있다. 따라

<표 5> 가구주 임금함수의 선택편기교정회귀분석 결과

표본수 = 1,576

Ln Hwage SBCR(select)

$\bar{R}^2 = 0.444$

변 수	추정계수	t-RATIO	평 균	표준편차
상수항	-1.7471	-7.399	1.0000	0.00000
HDAGE	-0.36763E-01	-3.204	38.16561	10.11382
HDASQ	0.65508E-03	4.569	1558.83820	832.39531
HDEDU	0.16369	12.206	2.78299	1.25680
HDSEX	0.48955E-01	0.967	0.89848	0.30212
HDEXP	0.67681E-01	6.545	4.90419	1.63698
LAMBDA	-1.1607	-17.557	0.18353	0.26805

주 : EXP = 현직경력변수

LAMBDA = 선택편기변수(λ)

여타변수는 <표 3> 참조.

<표 6> 배우자 임금함수의 선택편기교정회귀분석 결과

표본수 = 234

$\bar{R}^2 = 0.424$

변 수	추정계수	t-RATIO	평 균	표준편차
상수항	-0.25864	-0.230	1.00000	0.00000
SPAGE	-0.73368E-01	-2.694	37.85470	9.58519
SPASQ	0.83443E-03	2.596	1524.46154	791.71876
SPSEX	-0.49814	-0.714	0.99573	0.06537
SPEDU	0.25464	7.258	1.96154	1.25101
SPEXP	0.93272E-01	3.740	4.16667	1.65020
LAMBDA	-0.56060	-6.067	1.27845	0.46202

주 : 각 변수에 대한 설명은 <표 3>, <표 5> 참조.

서 여자의 경우 경제활동이 왕성한 44세 이전까지의 기간에 대하여 나이가 들수록 임금이 감소되기 때문에 실질적으로는 여성의 나이가 임금에 대하여 부의 영향을 미침을 알 수 있다.

3. 노동공급함수의 추정

노동공급함수를 추정하는데 있어 우선적인 절차는 소비지출의 귀속분과 귀속임금 추정치를 이용하여 가계지출을 귀속시키는 것이다. 즉, 가계지출의 귀속액을 y 라고 할 때 다음과 같이 정의된다.

$$y = y^w + y^l \quad (13)$$

$$y^w = w^m l^w + w^f l^f$$

$$l^w = (24 - 8) \times 7 - h^m$$

$$l^f = (24 - 8) \times 7 - h^f$$

y^w = 시간적 소비(여가)지출

y^l = 물적소비지출

$w^m l^m$ = 가구주 임금 및 주당 여가시간

$w^f l^f$ = 배우자 임금 및 주당 여가시간

h^m = 가구주의 주당 근로시간

h^f = 배우자의 주당 근로시간

단, 개인의 총가용 시간(1주일간)은 1일 24시간에서 8시간(수면)을 제외한 16시간에 7일을 곱한 112시간으로 정의하였다.

위에서 w^f 와 w^m 은 귀속임금의 추정치를 사용하였다. 그런데 개별적 표본자료의 효율적 이용을 위해서는 ESS 자료내에서 임금자료가 없는 표본-비임금 근로자 및 비활동자-에 한하여 귀속임금을 추정할 수도 있다. 그러나 단일시점 횡단분석 자료에서는 임시소득의 비중이 클 것이라는 점과 여성의 경우 대부분(70% 이상)에 대하여 임금을 귀속시켜야 할 필요성이 있으므로 모든 표본에 대하여 귀속임금을 사용하여 y 를 추정하는 것이 보다 실제적이었다.

1) 비선형모형의 추정결과

비선형모형에 의하여 추정한 결과 1차 추정단계인 취업 '프로비트' 함수에서 가구주의 경우에 대하여서만 취업확률이 소득(y), 자녀수 및 성인 가구원 수에 대하여 유의적인 관계를 보였다. 그러나 가구주의 경우에 있어서도 2차 추정단계인 노동시간함수는 성인 가구원 수에 대하여서만 유의적인 관계를 보였고 선택편기변수

<표 7> 통상최소자승법에 의한 비선형 노동시간함수의 추정결과(가구주)

표본수 = 1,327

$\bar{R}^2 = 0.308$

F = 54,697

HDHOUR(OLS)

B-W Model

변수	추정계수	t-RATIO	평균	표준편차
상수항	66.305	6.573	1.00000	0.00000
HDAGE	0.63600	2.047	39.45407	9.87973
HDASQ	-0.63736E-02	-1.753	1654.15889	865.65326
HDEDU	1.8133	4.460	2.82681	1.27647
HDSEX	-7.7407	-1.573	0.99398	0.07741
LNHW	-17.498	-10.404	-1.48315	0.40076
WSWH	41.399	12.351	0.98938	0.19364
FWH	1.1592	2.258	1.31113	0.91304
CWH	1.2744	1.971	0.40960	0.69996
CHMAR	-5.0801	-1.498	0.01506	0.12184
YWH	-6.2504	-22.126	14.85353	2.09863
AD	2.0356	4.023	2.45783	0.85569

주 : LNHW = $\ln w_h$

WSWH = $(w_s / w_h)^{1/2}$

FWH = $(0\sim 14\text{세 자녀수} / w_h)^{1/2}$

CWH = $(15\sim 19\text{세 자녀수} / w_h)^{1/2}$

YWH = $(Y / w_h)^{1/2}$

AD = 20세 이상 가구원 수를 나타냄.

<표 8> 통상최소자승법에 의한 비선형 노동시간함수의 추정결과(가구주)

표본수 = 329

$\bar{R}^2 = 0.448$

F = 25,230

변수	추정계수	t-RATIO	평균	표준편차
상수항	9.475	0.384	1.00000	0.00000
SPAGE	1.9844	2.544	37.54545	8.86848
SPASQ	-0.24824E-01	-2.460	1488.07273	701.73426
SPEDU	4.6566	4.645	2.01212	1.16164
SPSEX	21.342	1.173	0.99697	0.05505
LNSW	-15.806	-6.734	-1.24072	0.57740
WHWS	49.659	9.753	1.08700	0.29233
FWS	-1.2914	-1.110	1.09782	0.87799
CWS	3.1851	2.512	0.57739	0.78758
CHMAR	6.1940	0.638	0.01212	0.10959
YWS	-7.6602	-15.220	13.35750	2.73114
YD	2.1353	1.861	2.46667	0.82906

주 : 변수의 설명은 <표 7> 참조.

(λ)를 포함한 그 외의 모든 변수에 대하여 비유의적이었다. 따라서 비선형모형의 경우에 대하여서는 통상최소자승법에 의한 분석결과를 대신 제시하기로 한다.

통상최소자승법에 의한 노동시간함수의 추정치는 표본을 유배우취업자(남자 1,327, 여자 329명)에 한하였다. 그 결과는 <표 7>과 <표 8>에 수록되어 있으며 설명계수가 0.308 및 0.448로서 설명력이 비교적 높고 추정계수의 통계적 유의성도 높은 편이다. 즉, 가구주와 배우자 모두에 대하여 가구주의 성(*HDSEX*)과 유배우자녀더미(*CHMAR*)를 제외한 거의 모든 변수가 5% 이내에서 통계적으로 유의성이 있고 가구주의 경우 *HDASQ*, 배우자의 경우 *FWS*만이 예외적으로 비유의적일 따름이다.

추정계수의 방향을 보면 15세 미만 자녀의 존재는 가구주의 근로시간은 증가시키나 배우자의 근로시간은 감소시키고 있다. 그러나 여타 가구원의 존재는 연령계층에 상관없이 가구원 수가 많을수록 부부 모두의 근로시간을 증가시키고 있다. 소득 및 가격변수의 영향은 부부 모두에 대하여 동일방향으로 나타나고 있다. 자신의 임금이 근로시간에 미치는 영향은 (-)로서 잠정적인 결론이기는 하나 후방굴절형 노동공급곡선을 시사하고 있으며 부부간의 임금비율은 각자의 노동공급에 대하여 정의 교차효과를 가짐으로써 부부간 여가소비가 상호 보완적임을 시사하고 있다. 또 평생소득(가계지출)은 노동시간에 대하여 (-)의 소득효과를 보고 있다.

2) 선형모형의 추정결과

선형모형에 의한 취업 '프로비트' 함수의 추정결과는 부록(Appendix)에 수록되어 있으며 참고로 경제활동률의 OLS 추정결과도 부록에 수록되어 있다.

취업 '프로비트'의 추정결과는 노동시간 함수의 추정결과와 추정계수의 방향에 대해서만은 일치해야 하나 학력(*EDU*)과 출산력(*FERT*) 변수에 대해서는 가구주와 배우자 모두에 반대되는 방향으로 추정되었다.

이는 두 가지 상반되는 해석을 가능케 하는데 그 하나는 취업확률이 높다고 해서 반드시 취업시간이 길다고는 볼 수 없다는 점이며 다른 하나는 만일 양자간에 높은 상관성이 있다고 하면 노동공급함수의 불연속성(Killingsworth [10])이 존재하는 것이 아닌가 하는 점이다.

어느 쪽이 맞는 것인지에 대하여 정확한 판단은 내릴 수 없으므로 이를 후일의 과제로 미루고 노동시간함수의 추정결과에 대하여 논하기로 한다.

노동시간함수의 추정결과에 있어 주목할 점은 선택편기교정회귀분석의 비유의성이다. 이는 가구주의 경우 선택편기변수(λ)의 비유의성으로 구체적으로 나타나고 있다. 또 배우자의 경우에는 선택편기교정회귀분석이 무의미할 정도로 선택편기변수(λ)와 여타 설명변수간 상관성이 높아 추정계수를 얻을 수 없었다. 이러한 점은

<표 9> 선형모형에 의한 노동시간함수의 선택편기교정회귀분석 결과(가구주)

$n = 1,328$
 $\bar{R}^2 = 0.308$

변수	추정계수	t-RATIO	평균	표준편차
상수항	76.171	9.047	1.00000	0.0000
HDAGE	0.24618	0.671	39.45407	9.87973
HDASQ	-0.47185E-02	-0.946	1654.15889	856.65326
HDEDU	2.8581	4.271	2.82681	1.27647
HDSEX	-10.610	-2.236	0.99398	0.07741
HWHAT	24.695	5.147	0.75000	0.27052
SWHAT	24.084	11.862	0.55913	0.22407
YHAT	-0.40973	-23.796	133.96270	40.34329
FERT	0.64276	1.550	1.29066	1.03000
CHMAR	-0.67208	-0.206	0.01506	0.12184
CH	1.3142	2.139	0.38931	0.69757
AD	2.0983	4.318	2.45783	0.85569
LAMBDA	3.2103	1.185	0.04009	0.15235

주 : LAMBDA = 선택편기를 나타내는 변수(λ)
 HWHAT = 가구주 임금률 추정치
 SWHAT = 배우자 임금률 추정치
 YHAT = 평생소득 추정치

<표 10> 선형모형에 의한 노동시간함수의 OLS 추정 결과(배우자)

표본수 = 329
 $\bar{R}^2 = 0.399$
 $F = 20.869$

SPHOUR(OLS)
 with(\hat{w}, \hat{y})

변수	추정계수	t-RATIO	평균	표준편차
상수항	-16.516	-0.558	1.00000	0.00000
SPAGE	2.8894	3.227	37.54545	8.86848
SPASQ	-0.39399E-01	-3.315	1488.07273	701.73426
SPEDU	6.4929	3.470	2.01212	1.16164
SPSEX	19.340	0.975	0.99697	0.05505
HWHAT	40.438	6.718	0.74510	0.26674
SWHAT	13.223	1.679	0.71879	0.29550
YHAT	-0.47105	-13.749	121.26823	46.57526
FERT	-1.7242	-1.811	1.23333	1.06482
CHMAR	8.6628	0.856	0.01212	0.10959
CH	2.5566	1.950	0.55152	0.77110
AD	2.8918	2.402	2.46667	0.82906

주 : 변수에 대한 설명은 <표 9> 참조.

부록의 배우자 취업 '프로비트' 추정결과에서 잘 나타나고 있는데 '프로비트' 예측 오차는 배우자의 경우 1.4%에 불과하고 가구주의 경우에도 2.5%에 그칠 뿐이어서 1차 추정단계에서 거의 완벽한 설명력을 보이고 있다.

〈표 9〉와 〈표 10〉은 가구주의 노동시간함수를 선택편기교정회귀분석을 하였을 때의 결과와 배우자의 노동시간함수를 통상최소자승법에 의하여 추정하였을 때의 결과를 제시하고 있다. 두 가지 경우 다 설명계수는 0.357 및 0.399로서 비교적 설명력이 높고 또 추정계수의 통계적유의성도 높다.

우선 경제변수가 부부의 노동시간에 미치는 영향을 보면 소득효과는 (-), 자신의 임금효과는 (+), 배우자의 임금에 대한 교차 대체효과는 (+)로서 부부간 시간 활용이 상호 보완적임을 시사하고 있다.

한편, 가구원 수의 증가는 일반적으로 가구주 및 배우자의 노동시간을 증가시키는 경향이 있으나 15세 미만 자녀의 수가 증가하는 경우 배우자의 노동시간은 감소하는 것으로 나타나고 있다. 따라서 출산력과 노동공급 간에는 배우자의 경우에 비양립성이 있음을 시사하고 있다.

인구 특성에 따른 차이를 보면 우선 교육수준은 근로시간을 증가시킴을 알 수 있다. 그러나 나이, 즉 생애주기의 차이에 따른 노동공급은 가구주의 경우 비유의적이며 26세를 정점으로 하여 완만한 감소경향을 보이고 있을 따름이다. 그러나 배우자의 경우 37세를 정점으로 다소 현저한 감소경향을 보이고 있다. 또 가구주의 성이 여자일 경우 근로시간이 증가하고 있으며 배우자가 여자일 경우에도 근로시간이 증가하기는 하나 통계적 유의성은 없다.

VI. 요약 및 결론

본 연구는 한국에 있어서 출산력 저하가 가구(부모)의 경제활동에 어떤 영향을 미치는가를 분석하기 위하여 대표가계의 경제행위를 생애주기모형의 틀에서 규정하고 출산력과 가구원의 경제활동, 소비지출, 자녀교육 등이 갖는 상충관계를 회귀분석을 통하여 추정하였다.

대표가계의 생애효용함수를 생애주기의 시점(나이)에 따라 가산적으로 분리할 수 있다고 하면 생애주기의 특정시점에 대한 부분적 효용극대화는 생애주기 전체에 걸친 전반적 효용극대화에 이르게 된다. 이 경우 이윤함수 접근법을 적용하여 대표적 가계가 생애주기의 매단계에 대하여 이윤함수를 극대화하려 한다는 가정 아래 극대화 1차 조건으로서 프리쉬수요함수를 도출할 수 있다. 그런데 프리쉬수요함수체계에서 π_a 는 직접 관찰되는 변수가 아니므로 이를 소거하든가 아니면 다른 변

수로 대체한 후에야 추정할 수 있다. 본 연구에서는 예산대입법을 사용하였는데 그 이유는 이 방법이 일정시점의 횡단면분석자료를 사용하여 가구의 소비지출 및 노동공급을 분석하기에 가장 적합하기 때문이다. 그런데 프리쉬수요함수체계의 추정식은 이론적으로는 반대수 함수형태로 귀결된다. 그러나 선행의 연구결과에 의하면 비선형모형의 설명력이 높지 못한 것으로 나타나고 있으므로 본 연구에서는 선형모형체계를 하나의 대안적 모형으로 택하였다.

모형의 추정을 위하여 1986년 고용구조특별조사(ESS)와 1987 도시가계 조사자료(FIES)를 이용하였는데 고용구조조사는 소비지출을 제외한 모든 변수에 대하여 포괄적으로 자료를 제공하고 있어 기본자료로 활용하였고 도시가계조사는 경제활동 상태에 대한 자료가 미흡한 반면 가구의 소비지출에 대하여 상세한 자료를 제공하고 있기 때문에 고용구조조사의 보완자료로서 개별가구의 소비지출액을 추정 및 귀속시키는데 이용되었다.

노동공급함수의 추정은 ① 개별가구별 소비지출의 귀속, ② 전체가구원(취업자 및 비취업자)에 대한 귀속임금의 추정, ③ 개별가구원의 노동공급함수추정이라는 3단계로 나누어 행하였다. 2단계의 추정이 필요한 이유는 무급 및 비소득취업자 내지 비경제활동자에 대한 임금수준을 추정 귀속시킨 다음에야 노동공급함수의 포괄적 추정이 가능하기 때문이다. 그런데 임금함수 및 노동공급함수의 추정에 있어서 취업자에 한하여 임금 및 노동시간이 관찰되므로 취업자에 한하여 단순회귀분석을 할 경우 소위 선택편기가 발생한다. 따라서 2의 추정을 위하여 우선 전체표본대상으로 유급취업자가 될 확률(probit)을 추정한 다음 유소득취업자 표본만을 대상으로 선택편기교정회귀분석에 의하여 임금(근로 및 사업소득)함수를 추정하였다.

유소득취업 '프로비트' 함수를 추정한 결과 대체로 추정계수의 유의성이 높고 모형의 예측력도 높았다. (유소득)취업확률은 본인의 교육수준, 배우자 소득 및 가구원 수(14세 이하 자녀를 포함한 모든 연령계층)에 대하여 감소함수이며 가구소비수준에 대하여 증가함수로 나타났고 가구주의 취업은 배우자 교육수준에 따라 증가하나 배우자의 취업은 가구주 교육수준에 따라 감소하는 등 배우자의 교육수준이 비대칭적으로 작용하는 것으로 나타났다.

선택편기교정회귀분석 방법에 따른 임금함수의 추정결과 설명계수는 0.424와 0.444로서 상당히 높은 편이며 추정계수도 거의 모든 변수에 대하여 유의적이며 기대되는 방향으로 나타났다. 임금은 학력과 경력의 증가함수이며 나이에 따라서도 증가되는 경향이 있는데 가구주의 경우 28세, 배우자의 경우 44세를 기점으로 하여 그 이후부터 가속화되는 양상을 보였다.

노동시간 함수는 귀속 가계지출의 추정치와 귀속 임금추정치를 이용하여 취업 '프로비트'를 1차적으로 추정한 다음 2단계에서 추정하였는데 추정함수형태는 비선

형모형과 선형모형 두 가지를 교대로 시도하였다.

비선형모형에 의하여 추정한 결과 1차 추정단계인 취업 '프로비트' 함수에서 가구의 경우에 대하여서만 취업확률이 소득, 자녀수 및 성인 가구원 수에 대하여 유의적인 관계를 보였다. 그러나 가구의 경우에 있어서도 2차 추정단계인 노동시간함수는 성인 가구원 수에 대하여서만 유의적인 관계를 보였고 선택편기변수를 포함한 그 외의 모든 변수에 대하여 비유의적이었다. 따라서 비선형모형의 경우에 대하여서는 통상최소자승법을 시도하였는데 그 결과 설명계수가 0.308 및 0.448로서 비교적 높고 추정계수의 통계적 유의성도 높게 나타났다. 추정계수의 방향을 보면 15세 미만 자녀의 존재는 가구의 근로시간은 증가시키나 배우자의 근로시간은 감소시키며 여타 가구원 수가 많을수록 부부의 근로시간이 증가됨을 보였다. 또 임금과 평생소득(가계지출)이 근로시간에 미치는 영향은 (-)로 나타났고 부부간의 임금비율은 각자의 노동공급에 대하여 정의 교차효과를 가짐으로써 부부간 여가소비가 상호 보완적임을 보였다.

선형모형에 의한 노동시간함수의 추정결과 배우자의 경우 선택편기교정회귀분석이 무의미할 정도로 선택편기변수(λ)와 여타 설명변수 간 상관성이 높아 유의적인 추정계수를 얻을 수 없었다. 따라서 가구의 노동시간함수는 선택편기교정회귀분석에 의하되 배우자의 노동시간함수는 통상최소자승법에 의하여 추정하였다. 그 결과 설명계수는 0.357 및 0.399로서 비교적 높고 또 추정계수의 통계적유의성도 높게 나타났다. 추정계수의 방향은 소득효과는 (-), 자신의 임금효과는 (+), 배우자의 임금에 대한 교차 대체효과는 (+)로서 부부간 시간활용이 상호 보완적임을 시사하였다. 한편, 가구원 수의 증가는 가구주 및 배우자의 노동시간을 증가시키나 15세 미만 자녀의 수가 증가하는 경우 배우자의 노동시간은 감소하는 것으로 나타나 출산력과 노동공급 간에는 배우자의 경우에 비양립성이 있음을 보였다.

결론적으로 노동시간함수의 추정은 비선형모형의 경우 통상최소자승법을 시도하였고 선형모형의 경우에도 가구의 경우에만 선택편기교정회귀분석에 의하되 배우자의 노동시간함수는 통상최소자승법에 의하여 추정하였다. 그러나 추정계수의 방향은 자신의 임금효과는 선택모형에 따라 결과가 달리 나타났으나 그 외의 변수의 경우에는 선형모형에 의하든 비선형모형에 의하든 소득효과는 (-), 배우자의 임금에 대한 교차 대체효과는 (+), 가구원 수의 증가는 (+)로 나타났다. 특히 본 연구의 관심사항인 출산력의 노동공급과는 15세 미만 자녀의 수가 증가하는 경우 배우자의 노동시간은 감소하는 것으로 나타나 (-)임을 보였다.

◇ 參 考 文 獻 ◇

1. Economic Planning Board, *Report on the Second Employment Structure Survey (Whole Country)*, National Bureau of Statistics, R. O. K., 1987.
2. _____, *Social Indicators in Korea*, R. O. K., 1987.
3. _____, *Annual Report on the Family Income and Expenditure Survey*, National Bureau of Statistics, R. O. K., 1984.
4. Altonji, J. G., "Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data," *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 3, 1986, pp. 176~215.
5. Becker, G., "A Theory of the Allocation of Time," *Economic Journal*, Vol. 75, September, 1965, pp. 493~517.
6. Blundell, R. and I. Walker, "A Life-Cycle Consistent Empirical Model of Family Labor Supply Using Cross-Second Data," *Review of Economic Studies*, Vol. 53, 1986, pp. 539~558.
7. Browning M., A. Deaton and M. Irish, "A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands of the Life-Cycle," *Econometrica*, Vol. 53, No. 3, 1985, pp. 503~543.
8. Ghez, G. R. and G. S. Becker, *The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle*, New York: NBER, 1975.
9. Heckman, J. J. and T. MaCurdy, "A Life-Cycle Model of Female Labor Supply," *Review of Economic Studies*, Vol. 47, 1980, pp. 244~256.
10. Killingsworth, M. R., *Labor Supply*, Cambridge University Press, 1983.
11. MaCurdy, T. E., "An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting," *Journal of Political Economy*, Vol. 89, 1981, pp. 1059~1085.
12. Ray, R., "Demographic Variables and Equivalence Scales in a Flexible Demand System: the Case of AIDS," *Applied Economics*, Vol. 18, 1986, pp. 265~278.
13. Willis R., "A New Approach to the Economic Theory of Fertility," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 2, Part II, March-April, 1973, pp. 514~569.

〈부록 1〉 선형모형에 의한 취업 '프로비트' 함수의 추정결과

취업을 '프로비트' 함수의 추정결과(가구주)

변수	추정계수	t-RATIO	평균	표준편차
상수항	-9.0736	-4.035	1.00000	0.00000
HDAGE	0.80906	6.848	40.73370	11.04609
HDASQ	-0.12589E-01	-8.113	1781.16712	1003.68403
HDEDU	-1.1978	-7.440	2.76427	1.29087
HDSEX	-2.9901	-2.997	0.99321	0.08217
HWHAT	19.737	10.992	0.74679	0.28141
SWHAT	0.29918	0.502	0.55250	0.22541
YHAT	-0.49053E-01	-8.340	136.28108	43.31174
FERT	-0.38343	-2.839	1.23370	1.03757
CHMAR	0.50466	0.657	0.02310	0.15027
CH	-0.15378	-0.862	0.39742	0.69499
AD	0.45808	3.023	2.49524	0.88954

취업을 '프로비트' 함수의 추정결과(배우자)

변수	추정계수	t-RATIO	평균	표준편차
상수항	-58.642	-2.144	1.00000	0.00000
SPAGE	1.9716	6.301	35.58208	9.44460
SPASQ	-0.23812E-01	-6.119	1355.21762	752.39041
SPEDU	-5.5878	-7.392	2.20256	1.07254
SPSEX	11.644	0.444	0.99398	0.07741
HWHAT	3.8980	2.921	0.75000	0.27052
SWHAT	44.078	8.233	0.55913	0.22407
YHAT	-0.60626E-01	-6.260	133.96270	40.34329
FERT	0.12816E-01	0.074	1.29066	1.03000
CHMAR	-3.2407	-0.548	0.01506	0.12184
CH	-0.47006	-1.671	0.38931	0.69757
AD	0.18700	0.859	2.45783	0.85569

<부록 2> 경제활동률의 OLS 추정 결과

경제활동률함수 추정 결과(가구주): OLS

HDLFP(OLS)

변수	추정계수	t-RATIO	평균	표준편차
상수항	0.13601	1.423	1.00000	0.00000
HDAGE	0.56440E-01	15.937	40.73370	11.04609
HDASQ	-0.94499E-03	0.000	1781.16712	1003.68403
HDEDU	-0.11406	-16.536	2.76427	1.29087
HDSEX	-0.11434	-2.021	0.99321	0.08217
HWHAT	1.1187	31.668	0.75128	0.28310
SWHAT	0.45123E-01	1.723	0.55250	0.22541
YHAT	-0.18766E-02	0.000	136.54825	43.44019
FERT	-0.11998E-01	-2.318	1.23370	1.03757
CHMAR	0.34048E-02	0.099	0.02310	0.15027
CH	-0.73133E-02	-0.938	0.39742	0.69499
AD	0.45917E-02	0.758	2.49524	0.88954

경제활동률함수 추정 결과(가구주): OLS

SPLFP(OLS)

변수	추정계수	t-RATIO	평균	표준편차
상수항	-2.6639	-20.219	1.00000	0.0000
SPAGE	0.89163E-01	17.351	36.74592	10.4879
SPASQ	-0.10151E-02	0.000	1460.18478	874.5812
SPEDU	-0.32849	-25.804	2.12908	1.0998
SPSEX	0.84494	9.645	0.99389	0.0779
HWHAT	0.15930	3.855	0.75128	0.2831
SWHAT	2.4179	52.417	0.55250	0.2254
YHAT	-0.34980E-02	0.000	136.54825	43.4401
FERT	0.35876E-02	0.488	1.23370	1.0375
CHMAR	-0.33286E-01	-0.670	0.02310	0.1502
CH	0.17733E-01	1.569	0.39742	0.6949
AD	0.25186E-02	0.285	2.49524	0.8895