

勞勤供給의 微視分析

— 勞勤力特性이 經濟活動參加 및 經濟活動類型에 미치는 影響分析 —

李 孝 秀 (嶺南大 經濟學科 教授)

〈目 次〉

- | | |
|--------------------|---------------|
| I. 머리말 | 1. 模型의 設定 |
| II. 勞勤力特性과 經濟活動參加 | 2. 學歷과 經濟活動類型 |
| 1. 經濟活動參加의 決定理論 | 3. 性과 經濟活動類型 |
| 2. 男子의 經濟活動參加 | 4. 年齡과 經濟活動類型 |
| 3. 女子의 經濟活動參加 | IV. 맺음말 |
| III. 勞勤力特性과 經濟活動類型 | |

I. 머리말

노동공급 분석은 복잡한 경제사회 문제의 해명과 정책방향의 설정에 대단히 중요한 시사점을 제공해준다. 노동공급은 量的次元과 質的次元에서 측정될 수 있다. 量的次元에는 人口(또는 生産可能人口), 經濟活動參加率, 勞勤供給時間 등 세 가지 차원이 있고, 質的次元에는 勞勤力의 質, 일에 대한 努力(work effort) 등 두 가지 차원이 있다.

인구 또는 생산가능인구의 크기는 한나라의 노동력의 공급규모를 근본적으로 결정해준다. 그런데 생산가능인구는 경제활동인구와 비경제활동인구로 구성되어 있고 兩者는 서로 流動하므로 생산가능인구가 동일한 경우에도 경제활동참가율에 따라 노동력으로 공급될 수 있는 경제활동인구의 규모는 달라질 수 있다. 따라서 한나라의 생산활동에 투입될 수 있는 노동력의 규모를 파악하는 데 이용될 수 있는 유용한 지표는 경제활동참가율이다.

경제활동인구가 주어진 시점(stock)의 노동량의 측도라면, 노동공급시간은 주어진 기간(flow)의 노동공급량의 측도이다. 즉 실제로 공급되는 노동량을 결정하는 것은 노동공급시간이다. 또한 노동시간이 동일하여도, 노동력의 質과 일에 대한 努力(work effort)의 차

이에 따라 노동공급효과는 달라지게 된다.

이와 같이 노동공급은 다섯 가지의 다른 차원에서 파악될 수 있는데, 이 논문은 특히 경제활동참가율 차원에서 노동공급을 분석하고자 한다. 경제활동참가율 차원의 노동공급 분석에는 경제활동참가율의 수준과 변동을 다루는 거시분석, 경제활동참가요인분석, 경제활동참가유형분석 등이 있는데 경제활동참가율의 수준과 변동에 대해서는 여기서 논급하지 않는다.

노동력의 質과 努力(work effort)에 대한 분석이 생산성과 상품의 질에 따른 문제를 해명하고 정책을 수립하는 데 도움을 준다면, 경제활동참가요인분석은 노동공급량 및 노동공급구조의 변화를 예측할 수 있게 하여 산업구조조정정책의 방향을 제시해주기도 하고 역으로 노동수요구조변동에 대응할 수 있는 노동공급구조 조정정책의 방향을 제시해주기도 한다.

경제활동참가자는 실업상태에 있지 않은 한 常時雇, 日雇, 雇用主, 自營業者, 家族從事者 가운데 어느 하나의 從事上地位를 갖게 된다. 즉 취업자는 5가지의 경제활동유형 가운데 어느 하나에 종사하게 된다. 경제활동참가유형분석은 경제활동참가자들이 노동력특성에 따라 어떠한 유형의 경제활동에 참가할 가능성이 높은가를 보여줌으로써, 노동력의 흐름, 고용의 불안정성, 빈곤문제 등의 해명과 사회복지정책의 수립에 방향을 제시해준다.

이러한 중요성에도 불구하고 한국에서는 이 분야에 대한 연구가 극히 부족한 상태에 있다.

이 논문은 이러한 문제의식하에서 한국에서 어떤 노동력특성을 가진 노동자가 경제활동에 참가할 가능성이 높고, 경제활동에 참가한다면 어떤 유형의 경제활동에 참가할 가능성이 높은가를 微視的, 實證的 方法에 의하여 분석해보고자 한다.

한국에서 이러한 분석에 적합한 자료는 「경제활동인구조사」와 「고용구조특별조사」로서 이 자료들은 가구단위 조사자료이다. 고용구조특별조사는 경제활동인구에 비하여 표본수와 조사항목수가 많아 상대적으로 신빙성이 높고 정보가 풍부하므로 본 연구에서는 「제2차 고용구조특별조사」의 테이프자료가 이용되었다.

II. 勞動力特性과 經濟活動參加

1. 經濟活動參加의 決定理論

(1) 先行研究

경제활동참가에 대한 의사결정은, 모든 경제행위가 그러하듯이, 희소성을 전제로 한 선택의 행위이다. 「시간」은 모든 사람에게 희소하며, 인간은 누구나 주어진 시간하에서 여가와 노동을 동시에 수행할 수 없으며 어느 하나를 선택하여야 한다. 즉 사람들은 소득을 벌기 위하여 노동을 하거나 아니면 소득을 포기하고 여가를 즐긴다.

이러한 사실에 기초한 소득-여가선택에 의한 분석방법이 노동공급이론의 기초로 되어 있다. 이 이론에 의하면 임금이 상승하면 한편으로 여가의 비용이 높아짐으로써 노동을 더 많이 공급하게 되는 대체효과가 발생하고, 다른 한편으로 상승된 임금이 소득을 증대시킴으로써 더 많은 여가를 즐길 수 있는 경제적 여유를 가져와 노동공급을 오히려 감소시키는 소득효과가 발생하므로, 임금률상승에 따른 노동공급량 변화는 대체효과와 소득효과와의 상대적 크기에 의하여 결정된다. 임금상승에 따른 이러한 상반된 효과의 존재에 대한 경제학적인 분석은 W. S. Jevons (1888, pp. 179-180)에 의하여 제기되고 L. Robbins (1930, pp. 123-129)에 의하여 보다 精緻化 되었다.

이에 대한 최초의 실증적 연구가 P.H. Douglas (1934)에 의하여 이루어졌다. P.H. Douglas의 선구적 업적을 출발점으로 하여 미국에서는 경제활동참가에 관한 연구와 노동공급시간결정에 관한 연구가 광범위하게 이루어졌다.¹⁾ M.R. Killingsworth(1983)는 노동공급의 정태분석들을 조사하여 노동공급연구자들을 제1세대와 제2세대로 구분하고 있다. 제1세대 연구자들은 OLS 방법에 의하여 노동공급함수를 추정하였다. 1970년대 중반부터 컴퓨터, 계량경제학적 기법 등의 발달에 힘입어, 제2세대 연구자들은 Probit, Tobit 등 다양한 방법을 사용하여 노동공급을 분석하고 있다.

외국의 이러한 풍부한 연구에도 불구하고 한국에서는 이에 대한 연구실적이 대단히 부족한 상태에 있다. 한국의 노동공급에 관한 대표적인 실증적 연구는 김수곤(1976)을 들 수 있다. 그는 1974년 고용통계자료를 사용하여 경제활동참가요인분석을 하였는데 분석방

법은 단순집계분석방법에 의하고 있다.

(2) 基本模型

경제활동참가율은 경제활동참가 여부에 대한 개인의 의사결정 집합의 산물이다. 따라서 경제활동참가율의 변동, 즉 노동공급의 변동은 개인의 경제활동참가 여부에 대한 의사결정에 영향을 미치는 요인들에 대한 분석을 바탕으로 이해될 수 있다. 이러한 요인들이 경제활동참가요인이고, 이들 요인들이 개인의 의사결정에 어느 정도 어떻게 영향을 미치는가를 분석하는 것이 경제활동참가요인 분석이다.

개인위 경제활동참가 여부는 노동시장 여건에 의해서도 영향을 많이 받지만, 학력, 연령, 결혼상태 등 노동력 이질성에 의해서 크게 좌우된다. 노동력 이질성이 개인의 경제활동참가 여부에 어떠한 영향을 미치는가를 알아보기 위하여 다음과 같은 로짓확률모형을 사용하였다.

$$\log \frac{P_i}{1-P_i} = b_0 + b_1 X_{1i} + \dots + b_k X_{ki}, \quad i=1, \dots, n$$

여기에서 $X_1 \dots X_k$ 는 노동력 특성을 나타내는 변수들이고, P_i 는 $X_1 \dots X_k$ 와 같은 노동력 특성을 가진 어떤 개인이 경제활동에 참가할 확률이다.

분석방법은 남자와 여자를 동일하게 하였으며, 노동력 특성변수는 남자와 여자를 다르게 설정하였다.

2. 男子의 經濟活動參加

(1) 學歷效果

미국에서는 일반적으로 학력이 경제활동참가와 正의 相關關係에 있는 것으로 알려져 있다.²⁾ 우리나라에서는 아직 이에 관한 구체적인 연구결과가 없지만³⁾, 다음 세 가지 측면을 고려해 볼 때 우리나라에서도 학력과 경제활동참가 사이에 正의 相關關係가 존재할 것으로 추론된다.

첫째, 고학력자일수록 저학력자에 비하여 상대적으로 교육투자를 많이 하였기 때문에 投資收益(return)의 획득을 위하여 보다 적극적으로 경제활동에 참가하려 할 것이다. 둘째, 고학력자는 潛在的 勤勞所得 稼得能力(potential earning capacity)이 높고, 그에 따라 職業 탐색에서 오는 期待收益이 높기(비경제활동에서 오는 기회비용이 크기) 때문에 자연

히 경제활동에 참가할 확률이 높다. 셋째, 우리나라에서 고학력자는 上位斷層에 진입할 수 있는 가능성이 높고, 上位斷層에는 금전적 수익 외에 높은 승진기회 및 사회적 지위와 상대적으로 좋은 근로조건 및 작업환경 등 비금전적 기대수익이 대단히 높는데, 이것 또한 고학력자로 하여금 경제활동참가를 유도하는 요인이 된다.

〈표 1〉 남자 경제활동참가 확률함수 추정

변 수	계 수 값	표준오차
학 력		
대졸이상	0.35582**	(0.149)
전문대졸	0.12563	(0.249)
고 졸	-0.49261*	(0.103)
가 구 부 문		
비농가	-1.0654*	(0.574)
연 령		
연 령	0.08834*	(0.025)
연령자승	-0.00229*	(0.000)
소 득		
본인소득	1.5213*	(0.063)
타가구원소득	-1.5 E-5	(1.3 E-5)
결혼상태		
사별·이혼	0.30022**	(0.149)
유배우	1.07137*	(0.093)
상 수 항	-42.0022*	(1.569)
R^2	4,794.14	
표 본 수	9,720	

주: *는 1%, **는 5%의 유의수준에서 각각 유의한 변수임.

자료: 경제기획원 조사통계국, 「제 2차 고용구조 특별조사결과 보고」(1987), 테이프 이용.

이와 같이 고학력이 경제활동참가를 높이는 효과를 學力期待效果라 부르고자 한다. 실증분석에서는 학력을 대졸 이상(EDUC), 전문대졸(EDUJ), 고졸(EDUH), 중졸 이하(reference group)로 구분하여 디미처리 하였다. 학력을 교육년수와 같은 양적 변수로 처리하지 않고 질적 변수로 처리한 것은 첫째, 한국노동시장은 斷層化되어 있고 학력별 노동시장이 상이한 단층에 속하므로, 학력을 질적 변수로 처리하는 것이 타당하기 때문이다. 둘째, 경제활동참가 요인을 분석하는 목적이 개인이 경제활동참가 여부를 결정하는 데 있어 학력별로 有意한 差異가 있는가를 밝히는 데 있기 때문이다.

남자의 경우, 교육수준의 차이가 경제활동참가 여부의 결정에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 우리가 기대한 대로 대학을 나온 경우가 중졸의 경우보다 경제활동에 참

가할 가능성이 높은 것으로 나타났다.

그러나 고졸의 경우는 중졸의 경우보다 경제활동에 참가할 가능성이 오히려 낮은 것으로 나타났다. 물론 고졸의 경제활동참가율을 중졸의 그것과 단순비교하면 전자가 후자보다 높게 나타난다.

이것은 중졸의 경우 고령화율이 상대적으로 높고, 저연령층에서는 통학할 가능성이 상대적으로 높기 때문이다. 그러나 연령을 통제하여 이러한 효과를 제거한 후 純學力效果를 구하여 보면 <표 1>에서 나타나는 것처럼 중졸에 비하여 고졸이 오히려 낮게 나타난다. 이것은 한국 노동시장의 斷層性에 기인한다.

실업계 고졸남자 노동력은 중상위단층의 핵심부에 위치하고 있는 데 비하여 인문계 고졸남자 노동력은 중상위단층의 주변부에 위치하고 있다. 그 결과 인문계 출신 남자 노동력은 한편으로 中上位斷層에서 취업할 기회가 낮고, 다른 한편으로 그들의 要求賃金率이 중하위단층의 시장임금률보다 높기 때문에 中下位斷層에서 직장을 구하는 데 주저하게 된다. 이와 같이 中上位斷層의 주변부적 성격을 지니고 있는 인문계 고졸은 中下位斷層의 핵심부적 성격을 지니고 있는 중졸에 비하여 오히려 경제활동에 참가할 확률을 낮추는 효과가 있는데, 우리는 이것을 學歷失望效果라 한다.

고졸의 학력효과가 중졸에 비하여 낮게 나타난 것은 「고특」 자료에서 고졸이 인문계와 실업계로 구분되어 있지 않는데다 인문계출신의 경우 學歷失望效果가 學歷期待效果를 능가하고 있기 때문이다.’

(2) 非農家效果

農家(reference group)와 非農家(NFARM)로 구분하여 디미처리하였다. 농가에서는 비농가에 비하여 가구주가 생산수단을 소유할 가능성이 일반적으로 높기 때문에, 家口主는 물론 非家口主도 가족종사자 등으로 경제활동에 참가할 가능성이 상대적으로 높다.

기대한 대로 農家に 비하여 非農家に 종사하는 경우에 경제활동에 참가할 가능성이 낮게 나타났다. 이것은 경제활동참가율의 거시분석에 미시적 기초를 제공해주는 좋은 예이다. 일반적으로 공업화, 도시화 과정에서 경제활동참가율은 증가하는 것으로 알려져 있다. 그러나 공업화, 도시화는 비농가의 비중을 높이고 非農家效果는 負로 나타나므로, 다른 조건이 일정하면 비농가효과는 거시적으로 경제활동참가율의 증가를 완화하는 작용을 한다.

(3) 年齡效果와 逆 U字假說

일반적으로 다른 조건이 일정할 경우 연령이 일정수준에 이를 때까지는 연령이 많아질수록 경제활동에 참가할 확률도 커지고, 일정수준을 넘어서면 연령이 많아질수록 경제활동에 참가할 확률은 오히려 낮아진다. 15-27세 사이의 남자는 통학, 재수, 군입대대기 등으로 비경제활동을 할 가능성이 높지만, 나이가 많아질수록 통학 등의 가능성이 줄어들어 경제활동에 참가할 가능성이 지속적으로 높아진다. 이러한 현상은 40대 중반까지 나타나고 그 후에는 건강상의 문제, 취업기회의 상실 등으로 경제활동에 참가할 확률이 점차 떨어진다. 따라서 연령에 따른 경제활동참가율은 자연히 逆 U字型的의 非線型的의 관계로 나타나게 된다.

그래서 역 U자가설을 검증하기 위하여 모형에 연령변수(AGE)와 연령자승변수(AGESQ)를 동시에 포함시켰는데, 추정결과도 기대한 대로 나타났다.

(4) 期待所得效果

소득(INC)은 개인이 경제활동에 참가함으로써 얻을 수 있을 것으로 기대되는 留保所得(reservation income)을 추정하여 사용하였다. 그런데 우리가 사용한 「제 2차 고용구조 특별조사결과보고」의 소득자료는 실제값(actual value)이 아닌 범주값(categorical value)이므로, 一般多重回歸模型 $W_i = X_i\beta + \varepsilon_i$ ($i=1, \dots, n$)으로 유보소득을 추정할 수 없다.⁵⁾ 따라서 다음과 같은 多項로짓模型(multinomial logit model)을 사용하였다.

$$\log \left(\frac{P_i}{P_j} \right) = X_i\beta_i + \varepsilon_i \quad i=1, \dots, n ; j=1, \dots, J$$

이것은 추정된 다항로짓모형으로부터, 어떤 개인 i 의 개별특성치가 X_i 로 주어질 때 특정 소득계층 W_j 에 속할 가능성을 P_j 이라 하면⁶⁾, 유보소득의 기대범주값(예측치)을 다음과 같이 구할 수 있기 때문이다.

$$E(\hat{W}_i | X_i) = \hat{W}_i = \sum_{j=1}^8 W_j \hat{P}_j \quad i=1, \dots, n ; j=1, \dots, 8$$

이 유보소득의 기대범주값 \hat{W}_i 를 추정소득금액으로 바꾸기 위하여 각 범주의 구간에 따른 線型補間法(linear interpolation)을 사용하였다.⁷⁾

여기서 추정된 소득금액은 시장임금과 일치하는 유보소득이라고 볼 수 있다. 이 경우 유보소득의 증가는 곧 본인이 받을 수 있을 것으로 기대되는 소득의 증가를 의미한다. 본

인소득의 증가가 경제활동참가에 미치는 총효과는 대체효과와 소득효과의 합계에 의하여 결정된다. 대체효과가 소득효과보다 크면 노동공급은 증가하고 그 반대면 노동공급은 감소한다.

분석결과 본인이 받을 수 있을 것으로 기대되는 소득이 증가할수록 경제활동에 참가할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이것은 본 분석에서 이용된 자료가 1986년의 자료로써 당시 전반적인 저소득으로 인하여 대체효과가 소득효과를 능가한 데 기인한 것으로 보인다.

(5) 他家口員所得效果

他家口員所得(SINC)은 앞서의 방법으로 추계된 개인별 소득 가운데 본인을 제외한 타가구원들의 소득을 가구별로 집계하여 구하였다. 어떤 가구의 개인의 경제활동참가 여부는 타가구원의 소득수준에 의하여 영향을 받는 것으로 알려져 있다. 즉 다른 조건이 동일하다면, 개인은 타가구원의 소득수준이 높을수록 경제활동에 참가할 확률이 낮을 것이라는 것이다.

우리는 여기서 다른 가설을 설정할 수도 있다. 즉 남자의 경우 통학변수가 통제되면 타가구원 소득이 경제활동참가에 영향을 미치지 않을 수 있다. 타가구원 소득이 통학의 의사결정에는 대단히 중요한 영향을 미치고, 그 결과 경제활동참가에 영향을 미칠 수 있지만, 학교를 졸업한 후의 경제활동참가에 대한 의사결정에는 영향을 미치지 않을 수 있다.

학력변수를 통제한 후의 추정결과는 유의하지 않게 나타났다.

(6) 結婚狀態效果

결혼은 남자에게 가족부양의 책임을, 여자에게 육아등 가사의 책임을 부여하므로 경제활동참가에 대단히 중요한 영향을 미칠 수 있다. 결혼상태가 경제활동참가에 미치는 효과를 분석하기 위하여 실증분석에서 결혼 상태를 미혼(reference group), 사별·이혼(MRDL), 유배우자(MRML)로 구분하여 다미처리하였다.

남자는 여자와 달리 미혼일 때는 통학, 군입대대기 등으로 기혼자에 비하여 경제활동에 참가할 확률이 낮지만 결혼을 하면 가족부양 책임등으로 보다 적극적으로 경제활동에 참가할 가능성이 높을 것으로 기대하였는데, 분석결과도 기대한 대로 나타났다.

기혼의 경우에서도 배우자가 있는 경우가 사별·이혼의 경우보다 경제활동에 참가할 확률을 더 높이는 것으로 나타났다. 이것은 사별·이혼의 경우가 배우자가 있는 경우에 비

하여 家口內 生産活動(家事)에 대한 부담이 상대적으로 증대되고 심리적으로 불안정한 상태에 있어 적극적으로 경제활동에 참가할 가능성이 상대적으로 줄어들었기 때문인 것으로 보인다.

3. 女子의 經濟活動參加

(1) 性役割假說과 女子經濟活動參加

여자의 경제활동참가요인분석은 家口單位를 전제로 性役割差異假說에 입각하여 분석하는 것이 바람직하다. 여자와 남자는 결혼을 계기로 가구내에서의 역할에 현저한 차이가 발생한다. 이러한 차이는 性的特性假說과 父系社會假說에 의하여 설명될 수 있다.

즉 결혼을 하면 여자는 남자와 달리 임신, 출산, 육아 역할을 수행하여야 한다. 이것은 성적특성차이에 기인한다. 육아를 비롯한 가구내에서의 비경제활동은 경제적 수입을 목적

〈표 2〉 여자 경제활동참가 확률함수 추정

변 수	계 수 값	표준오차
학 력		
대졸이상	-0.11378	(0.103)
전문대졸	0.23508	(0.148)
고 졸	0.00537	(0.070)
가 구 부 분		
비농가	-0.93888*	(0.033)
연 령		
연 령	0.43295*	(0.022)
연령자승	-0.00498*	(0.000)
소 득		
본인소득	0.00158	(0.008)
타가구원소득	-1.1 E-5	(8.0 E-6)
결혼상태		
사별·이혼	-0.21643*	(0.065)
유배우	-1.03464*	(0.045)
상 수 항	-7.53558*	(0.273)
χ^2		10,662.66
표 본 수		10,543

주: *는 1%의 유의수준에서 유의한 변수임.

자료: 경제기획원 조사통계국, 「제2차 고용구조 특별조사결과 보고」(1987), 테이프 이용.

으로 하는 노동은 아니지만 경제적 노동 못지않게 중요하다. 따라서 기혼여자는 여가와 노동 二者擇一이 아닌 여가, 경제노동, 비경제노동 二者擇一을 하여야 한다.⁸⁾ 그리고 父系 社會에서 가족구성원의 경제적 부양의 일차적 책임은 남자가 진다. 이것은 가구내에서 결혼한 남자의 역할은 비경제 노동보다 경제노동에 있음을 의미한다.

이와 같은 家口內 性役割의 差異가 근본적으로 경제활동참가요인의 성적 차이를 유발한다. 그리고 가구내 성역할의 차이가 기본적으로 결혼을 계기로 발생하므로 결혼상태가 경제활동참가에 미치는 영향이 남녀사이에 상반되게 나타날 것으로 추론할 수 있다.

〈표 1〉과 〈표 2〉는 이 점을 분명히 보여주고 있다. 즉 여자의 경우는 기대한 대로 남자의 경우와 반대로 나타났다. 즉 기혼의 경우는 未婚의 경우에 비하여 경제활동에 참가할 확률을 상대적으로 떨어뜨리는 것으로 나타났는데, 이것은 기혼의 경우 가사·육아 등 가사노동의 증대에 기인한다. 기혼의 경우 중에서도 사별·이혼의 경우가 유배우의 경우에 비하여 상대적으로 경제활동에 참가할 확률을 높이는 것으로 나타났는데, 이것은 전자가 후자에 비하여 死別의 경우 가족부양 책임이, 離婚의 경우 糊口之策의 부담이 현저히 높은 데 기인하는 것으로 보인다.

그리고 연령에 따른 경제활동참가율도 남자의 경우 앞서 본 바와 같이 역 U자형의 비선형적 관계로 나타나는데 반하여 여자의 경우 쌍봉형으로 나타나는 것으로 알려져 있다. 이것도 어디까지나 결혼, 출산, 자녀양육 등 가구내 성역할 차이에 기인한 현상이다.

쌍봉형이 결혼·출산·자녀양육 등에 기인한 현상이라면 결혼상태를 통제한 후의 연령에 따른 경제활동참가율은 逆 U字型으로 나타나게 될 것이다. 따라서 실증분석에서 연령변수(AGE)와 연령자승변수(AGESQ)를 포함하였고 아울러 결혼변수를 통제하였다.

추정결과는 기대한 대로 나타났다. 이러한 결과는 물론 쌍봉형가설을 부정하는 것이 아니라, 오히려 쌍봉형가설에 근거하고 있다.

지금까지 본 바와 같이 여자의 경우는 남자의 경우에 비하여 상대적으로 가구내 성역할이 경제활동 참가에 결정적인 영향을 미친다. 그런데 여자의 경우 가구내 성역할이 결혼상태에 따라 현저히 다르게 나타나기 때문에 혼인상태별로 경제활동참가확률함수를 추정해볼 필요가 있다.

(2) 未婚女子의 經濟活動參加

미혼의 경우에는 가구내 성역할에 있어서 뚜렷한 차이가 존재하지 않는다. 따라서 미혼여자의 경제활동참가요인은 남자의 경우와 크게 다르지 않다.

다만 미혼여자의 경우 학력효과가 남자의 경우와 다르게 나타나고 있다. 〈표 1〉과 〈표

3)을 비교해보면, 남자의 경우와 반대로 미혼 여자의 경우 증졸에 비하여 고졸은 경제활동참가확률을 높이는 데 반하여 대졸은 오히려 경제활동참가확률을 낮추는 것으로 나타났다. 이것은 韓國 勞動市場의 斷層構造에 기인한다. 여자의 경우 고졸은 증졸과 다같이 中下位斷層에 속하지만 증졸에 비하여 상대적으로 임금수준도 높고, 직종선택의 기회도 넓을 뿐 아니라 취업기업 또한 많기 때문에 학력기대효과가 뚜렷이 나타난다. 이에 비하여 대졸여자는 中上位斷層의 주변부에 위치하여 노동시장에서 위상이 불분명하고 그로 인하여 취업기회도 극히 제한되어 있다. 그 결과 대졸 여자의 경우 學歷失望效果가 學歷期待效果를 능가하여 증졸에 비하여 오히려 경제활동에 참가할 가능성이 낮다.

(표 3) 혼인상태별 여자 경제활동참가 확률함수 추정

변 수	미 혼	유 배 우	사별·이혼
학 력			
대졸이상	-0.39041** (0.180)	0.08374 (0.141)	-0.13594 (0.668)
전문대졸	0.21442 (0.301)	-0.22165 (0.229)	1.15352 (1.012)
고 졸	0.60880* (0.163)	-0.22236** (0.100)	-0.93863** (0.449)
가구구분			
비농가	-0.19546** (0.089)	-1.17273* (0.045)	-1.32296* (0.107)
연 령			
연 령	1.01459* (0.106)	0.30108* (0.030)	0.07109 (0.062)
연령자승	-0.01884* (0.002)	-0.00354* (0.000)	-0.00202* (0.001)
소 득			
본인소득	0.06300** (0.025)	-0.00864 (0.010)	0.17461* (0.057)
타가구원소득	-1.4 E-5 (1.7 E-5)	-7.9 E-6 (1.0 E-5)	-9.1 E-6 (2.7 E-5)
자녀수			
14세미만가구원수		-0.01603 (0.031)	-0.36563* (0.072)
남편의 종사상지위			
고 용 주		-0.49207* (0.144)	
자 영 업		0.19616* (0.060)	
상 용		0.12068*** (0.065)	
일 용		0.24634** (0.105)	
상 수 항	-14.3593* (1.252)	-5.59407* (0.410)	-5.24363** (2.313)
χ^2	2472.62	6816.29	1116.45
표 본 수	2559	6530	1453

주: 1) ()안은 표준오차를 나타냄.

2) *는 1%, **는 5%의 유의수준에서 각각 유의한 변수임.

자료: 경제기획원 조사통계국, 「제 2차 고용구조 특별조사결과 보고」(1987), 테이프 이용.

(3) 既婚女子의 經濟活動參加

① 家計補助勞動假說과 有配偶女子의 經濟活動參加

우리는 여기서 유배우 여자의 경우 남편의 종사상지위가 부인의 경제활동참가에 대단히 중요한 영향을 미친다는 가설을 설정하고자 한다. 유배우 여자의 경제활동참가는 가계를 보조하기 위한 노동이거나, 아니면 自己實現 慾求에 근거한 노동이다. 우리는 전자에 의하여 경제활동참가가 이루어진다고 보는 것을 家計補助勞動假說, 후자에 의하여 경제활동참가가 이루어진다고 보는 것을 自己實現慾求假說이라 부르고자 한다. 가계보조적 노동은 남편의 소득수준에 의해서 결정되는 것이 아니라, 남편의 사회적 지위, 남편의 직무의 성격, 부인의 노동에 대한 남편의 태도 등 복합적 요인에 의하여 결정된다. 이러한 복합적 요인을 반영하고 있는 가장 대표적인 변수가 남편의 종사상지위변수이다.

이와 유사해 보이지만 기본적으로 다른 접근법이 W. G. Bowen and T. A. Finegan(1969, pp. 147-158)에 의하여 이루어졌다. 그들은 남편의 경제활동상태(employment status of the husband)를 ‘就業’, ‘失業’, ‘非經濟活動’으로 나누어 남편이 실업상태에 있을 때 부인의 경제활동참가율이 높다는 것을 보여줌으로써 이른바 附加勞動效果(the additional-worker effect)를 설명하고 있다.

이러한 방법은 경제활동의 다섯 가지 類型을 就業이라는 하나의 형태로 함몰시키고 있는데, 이렇게 되면 실업률이 극히 낮은 사회에서는 남편의 경제활동상태가 부인의 경제활동참가율에 미치는 효과를 분석하기 어렵다. 특히 就業은 그 자체가 남편의 경제활동이 갖는 경제적 사회적 지위를 반영할 수 없다.

그런데 특히 한국은 미국과 달리 전근대 부문(자영업, 가족종사자 등)의 비중이 높아, 남편의 경제활동이 갖는 경제적 사회적 지위 등 복합적 요인을 반영할 수 있는 남편의 종사상지위 변수를 사용하는 것이 타당하다.

또한 부인의 경제활동참가가 단순히 가계의 경제적 보조를 목적으로 한 경우만이 아니라 남편의 자영업등을 돕기 위하여 하는 경우도 많으므로 우리는, ‘附加勞動效果’ 概念 대신에, 兩者를 포괄하는 넓은 개념으로 ‘家計補助勞動假說’ 개념을 사용하고자 한다.

남편의 경제적 사회적 지위가 높으면 부인의 유보소득은 높게 되고 남편의 경제적 사회적 지위가 낮으면 부인의 유보소득이 낮게 된다. 유보소득이 시장소득보다 낮거나 같아야 경제활동을 할 것이므로 남편의 경제적 사회적 지위가 낮을수록 부인이 경제활동에 참가할 가능성이 상대적으로 높게 나타날 것이다.

분석결과 기대한 대로 남편의 종사상지위가 부인의 경제활동참가에 미치는 영향은 일용

이 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났고, 그 다음이 자영업, 상용, 가족종사자, 고용주 등의 순으로 나타났다.

남편이 일용노동자일 경우 경제적으로 불안정하고 사회적 지위에 대한 의식도 약하여 부인이 경제활동에 참가할 가능성이 높다. 또한 남편이 자영업을 할 경우 부인은 가족종사자 형태로 가계보조적 노동을 할 가능성이 높다. 남편이 가족종사자인 경우는 대부분이 부모의 사업에 종사하고 있는 경우이므로, 부인이 남편과 함께 시부모를 돕기 보다는 家事에 종사할 가능성이 더 높다.

② 子女效果和 既婚女子의 經濟活動參加

성역할차이가설에서 지적한 바와 같이 6세 미만의 자녀는, 어머니의 손을 가장 많이 필요로 하므로, 기혼여자의 경제활동참가확률을 낮출 가능성이 높다. 그러나 「고득」 자료에는 불행하게도 6세 미만 자녀수에 대한 정보가 없다. 그리하여 부득이 '14세 미만 가구원수' 변수를 대리변수로 사용하였다. 그 결과 유배우 여자의 경우 유의성이 없었는데 비하여 사별·이혼의 경우에는 유의한 것으로 나타났다.

유배우 여자의 경우 유의성이 없는 것으로 나타난 것은 자료의 한계에 기인한 것으로 보인다. W. G. Bowen and T. A. Finegan(1969, pp. 96-105)은 자녀의 연령계층을 '1-5세', '6-13세', '14-17세'로 나누고 각 연령계층별 자녀 유무의 조합으로 8종류의 서로 중복되지 않는 범주를 설정하여 경제활동참가율을 측정하였는데 그 결과 5세 이하 자녀만 있는 여자의 경제활동참가율이 가장 낮은 것으로 나타났다.

金秀坤(1976)은 Bowen and Finegan의 방법을 이용하여 한국의 경우를 분석하고 있는데⁹⁾, 동 연구결과에 의하면 5세 이하 자녀만 있는 여자의 경제활동참가율은 가장 낮게 나타났으나 5세이하 자녀 없이 6-17세 자녀가 있는 여자의 경제활동참가율이 8개 범주 가운데 가장 높게 나타났고 6-13세 자녀만 있는 경우가 두번째로 높게 나타났다. 그런데 우리는 자료의 한계로 부득이 '14세 미만 가구원수'를 대리변수로 사용하였는데 그 결과 5세이하 자녀효과와 6-13세 자녀효과가 혼재되어 나타난 것으로 보인다.

③ 既婚女子의 所得效果

본인소득효과는 사별·이혼 여자의 경우, 남자 및 미혼 여자의 경우와 같이, 유의한 것으로 나타났는데 유배우 여자의 경우 유의성이 없었다. 이것은 유배우 여자의 경우 가계보조자로서 경제활동을 통하여 얻을 수 있는 效用(市場所得)이 가사등 가계내 생산활동, 즉 비경제활동을 통하여 얻을 수 있는 효용(요구소득)보다 상대적으로 낮을 가능성이 높은 데 기인하는 것으로 보인다. 즉 有配偶 女子의 경제활동참가는 본인의 소득보다는 '보

조노동가설'이나 '자기실현요구가설'에 의하여 영향을 받는다고 보는 것이 타당하다.

타가구원소득은 유배우자의 경우와 사별·이혼의 경우 모두 부호는 기대한 대로였으나 유의성이 없었다. 이것은 유배우의 경우 남편의 종사상 지위가 통제된 후의 순타가구원 소득효과가 미미한 데 기인하고, 사별·이혼의 경우 남편의 소득이 존재하지 않으므로 타가구원소득이 거의 영향을 미치지 못하는 데 기인하는 것으로 보인다.¹⁰⁾

④ 既婚女子의 學歷效果

학력효과가 기혼자의 경우는 미혼자의 경우와 다르게 나타났다. 즉 미혼의 경우 중졸에 비하여 고졸이 경제활동에 참가할 확률을 높이는 것으로 나타났는데, 기혼자의 경우 그 반대로 나타났다.

이것은 고졸의 경우 중졸에 비하여 결혼을 하면 취업기회가 상대적으로 현저히 큰 폭으로 줄어들고, 중졸에 비하여 경제적 사회적 지위가 높은 남자와 결혼할 가능성도 상대적으로 높아, 미혼의 경우와 반대로, 결혼 후에는 노동시장에서 학력실망효과가 학력기대효과를 능가하기 때문이다.

III. 勞動力特性과 經濟活動類型

1. 類型의 設定

개인은 상용근로자, 일용근자, 고용주, 자영업자, 무급가족종사자 가운데 어느 하나의 형태로 경제활동에 참가하게 된다. 개인이 이 다섯 가지의 종사상지위 가운데 어느 지위에 종사하게 되는가는 그 사람의 노동력 특성에 의하여 강하게 영향을 받는다. 따라서 우리는 다음과 같은 多項로짓模型(multinomial logit model)을 이용하여 한국 노동시장에서 가장 중요한 노동력특성 변수인 학력, 성, 연령 등이 개인의 종사상지위 획득에 어떠한 영향을 미치는가를 규명해보고자 한다.

$$\log \frac{P_1}{P_5} = \alpha_{15} + \beta_{15}E_i + \gamma_{15}S_i + \delta_{15}A_i$$

$$\log \frac{P_2}{P_5} = \alpha_{25} + \beta_{25}E_i + \gamma_{25}S_i + \delta_{25}A_i$$

$$\log \frac{P_3}{P_5} = \alpha_{35} + \beta_{35}E_i + \gamma_{35}S_i + \delta_{35}A_i$$

$$\log \frac{P_4}{P_5} = \alpha_{45} + \beta_{45}E_i + \gamma_{45}S_i + \delta_{45}A_i$$

하첨자: 1=常傭勞動者, 2=日傭勞動者, 3=雇用主
4=自營業者, 5=無給家族從事者

E_i 는 개인 i 의 학력을 나타내는 디미변수로, 학력(E_i)은 대졸(EDUC), 전문대졸(EDUJ), 고졸(EDUH), 중졸이하(reference group)로 나누었다. S_i 는 개인 i 의 성을 나타내는 디미변수로, 남자(sex)와 여자(reference group)로 구분하였다. A_i 는 개인 i 의 연령을 나타내는 디미변수로, 연령은 15-24세(reference group), 25-54세(AGE1), 55 이상(AGE2)으로 구분하였다.

2. 學歷과 經濟活動類型

대졸자는 중졸이하자에 비하여 日傭勞動者로 되기보다는 無給家族從事者로, 무급가족종사자보다는 自營業者로, 자영업자보다는 常傭勞動者로, 상용근로자보다는 雇用主로 될 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이것은 대졸자들이 중졸자들에 비하여 일관되게 고용의 안정성과 소득수준이 높은 종사상지위를 택할 확률이 높다는 것을 의미한다.

專門大卒者는 중졸이하자에 비하여 무급가족종사자, 자영업자, 일용근로자 등으로 되기보다는 常傭勞動者로 될 가능성이 높은 것으로 나타났고, 다른 경우에는 유의성이 없었다.

고졸자는 중졸이하자에 비하여 상용근로자로 되기보다는 일용근로자, 무급가족종사자, 자영업자로 될 가능성이 높고, 그 중에서 자영업자로 되기보다는 무급가족종사자로 될 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이것은 前項 경제활동참가 요인 분석의 결과와 완전히 일치하는 것으로 노동시장의 단층성에 기인한다. 즉 고졸자 가운데 인문계 출신이 상당수를 차지하는데 인문계 출신자는 中上位斷層의 주변부에 위치하고 있어 中下位斷層으로 탈락할 가능성이 높다. 이 경우 그들의 요구임금률은 중하위단층의 시장임금률보다 훨씬 높기 때문에, 이들은 중하위단층에서 직장을 구하기보다는 자영업자나 무급가족종사자로 되는 경우가 많다.¹¹⁾ 즉 인문계 고졸자들은 학교에서의 특별한 기술교육훈련 부재와 노동시장에서의 기술습득기회 부족으로 결국 반실업자나 다름없는 무급가족종사자로 될 가능성이 높다.

〈표 4〉 종사상지위별 취업확률함수 추정

	EDUC	EDUJ	EDUH	SEX	AGE1	AGE2	CONST
ln(P ₁ /P ₅)	1.1410* (0.204)	0.7526* (0.270)	-0.4099* (0.118)	1.2153* (0.039)	0.1183** (0.054)	-1.1492* (0.086)	1.9707* (0.115)
ln(P ₂ /P ₅)	-0.7906*** (0.411)	-0.0797 (0.473)	0.0804 (0.212)	1.0461* (0.047)	0.1660** (0.066)	-0.3378* (0.093)	-0.9530* (0.206)
ln(P ₃ /P ₅)	1.3813* (0.235)	0.5310 (0.353)	-0.3545** (0.158)	1.4022* (0.088)	0.9475* (0.213)	0.4998** (0.249)	-1.4993* (0.248)
ln(P ₄ /P ₅)	0.4041*** (0.218)	0.1059 (0.300)	-0.2277*** (0.130)	1.2911* (0.040)	0.3431* (0.064)	0.7764* (0.080)	0.5934* (0.130)
ln(P ₁ /P ₄)	0.7368* (0.092)	0.6467* (0.150)	-0.1821* (0.130)	-0.0758** (0.032)	-0.2248* (0.059)	-1.9256* (0.081)	1.3773* (0.079)
ln(P ₂ /P ₄)	-1.1947* (0.368)	-0.1856 (0.415)	0.3081*** (0.188)	-0.2450* (0.040)	-0.1771** (0.071)	-1.1142* (0.091)	-1.5463* (0.187)
ln(P ₃ /P ₄)	0.9772* (0.147)	0.4250 (0.268)	-0.1267 (0.121)	0.1111 (0.085)	0.6044** (0.215)	-0.2766 (0.247)	-2.0926* (0.232)
ln(P ₁ /P ₃)	-0.2403*** (0.126)	0.2216 (0.238)	-0.0554 (0.110)	-0.1869** (0.084)	-0.8292* (0.211)	-1.6490* (0.247)	3.4699* (0.225)
ln(P ₂ /P ₃)	-2.1719* (0.379)	-0.6107 (0.455)	0.4348** (0.208)	-0.3561* (0.088)	-0.7814* (0.216)	-0.8376* (0.253)	0.5463*** (0.282)
ln(P ₁ /P ₂)	1.9315* (0.361)	0.8323* (0.396)	-0.4902* (0.181)	0.1692* (0.039)	-0.0477 (0.063)	-0.8114* (0.097)	2.9237* (0.178)

주): 1) 종사상지위 1, 2, 3, 4, 5는 각각 상용·일용근로자, 고용주, 자영업자, 및 무급가족종사자에 해당함.

2) ()안은 표준오차를 나타냄.

3) *는 1%, **는 5%, ***는 10%의 유의수준에서 각각 통계적으로 유의함을 나타냄. (N=10,723)

자료: 경제기획원 조사통계국, 「제2차 고용구조특별조사결과보고」(1987) 테이프 이용.

3. 性과 經濟活動類型

남자는 여자에 비하여 무급가족종사자보다는 일용근로자로, 일용근로자보다는 상용근로자로, 상용근로자보다는 자영업자나 고용주로 될 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이와 같이 남자가 여자에 비하여 피고용자로 되기보다는 자영업자나 고용주로 될 가능성이 높은 것은 父系社會의 일반적 현상이다.

그리고 남자가 여자에 비하여 피용자 가운데서는 일용근로자로 되기보다 상용근로자로 될 가능성이 높은 것은 노동시장에서의 性差別에 기인하는 것으로 보인다.

4. 年齡과 經濟活動類型

壯年層(25-54세)은 青年層(15-24세)에 비하여 무급가족종사자로 되기보다는 상용근로자나 일용근로자로 될 가능성이 높고, 피용자보다는 자영업자로, 자영업자보다는 고용주로 될 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이것은 장년층이 청년층에 비하여 소득과 고용의 안정성이 높은 종사상지위에 종사할 가능성이 높다는 것을 의미한다.

그리고 老年層(55세 이상)은 청년층에 비하여 상용근로자보다는 일용근로자로, 일용근로자보다는 무급가족종사자로 될 가능성이 높고, 무급가족종사자보다는 고용주나 자영업자로 될 가능성이 높다. 이와 같이 노년층에서는 종사상지위를 선택하는 데 있어 兩極化現象이 나타난다. 즉 일용근로자나 무급가족종사자로 전락하든지 아니면 자영업자나 고용주로 된다. 전자의 경우는 노년층이 정년퇴직 후 일용근로자나 무급가족종사자로 종사할 가능성이 높은 데 기인하고, 후자의 경우 자영업자나 고용주 등은 停年에 관계없고 청년층은 자영업자나 고용주로 될 가능성이 극히 낮은 데 기인한다.

IV. 맺 음 말

本稿는 로짓확률모형을 사용하여 한국의 경제활동참가요인분석을 행함으로써 經濟活動參加要因들의 純效果를 측정할 수 있었다. 또한 有配偶 女子의 경제활동참가요인으로서 미국이나 기존의 국내연구에서 사용한 남편의 취업 실업 비경황 등의 3분법을 쓰지 않고 남편의 從事上地位(경제활동유형)변수를 사용함으로써 전근대 부문(자영업, 무급가족종사자)의 비중이 높은 한국경제의 현실에 적합한 모형을 전개하였다.

그리고 經濟活動類型分析을 통하여 경제활동참가자들이 그들의 노동력 특성에 따라 어떤 경제활동유형에 종사할 가능성이 높은가를 분석하였다. 이러한 분석은 국내의적으로 선행연구를 접할 수 없으나 한나라의 노동공급의 구조를 이해하는 데 대단히 유용한 분석이다.

이상의 분석 결과로부터 한국 경제에 다음과 같은 사실들이 존재하고 있음을 알 수 있었다.

첫째, 서구의 연구결과와는 달리 한국에서는 勞動市場의 斷層構造로 인하여 학력과 경제활동참가 사이에 正의 관계가 체계적으로 관철되고 있지 않다. 즉 단층노동시장에서 각

단층의 중심부에 있는 노동력의 경우 학력기대효과가 학력실망효과를 능가하는 반면 각 단층의 주변부에 있는 노동력의 경우 학력실망효과가 학력기대효과를 능가하는 경우가 많아 학력과 경제활동참가 사이에 일의적인 正의 관계가 나타나지 않고 있다.

둘째, 미국과는 달리 1980년대의 한국에서는 임금상승이 경제활동참가에 미치는 효과에 있어서 남자, 미혼 여자 및 사별·이혼 여자의 경우 대체효과가 소득효과를 능가하는 것으로 추론된다. 그리고 유배우 여자의 경우 임금의 변화가 경제활동참가에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

셋째, 결혼상태가 경제활동참가확률에 미치는 효과는 남녀 사이에 상반되게 그리고 체계적으로 뚜렷이 나타나고 있다.

넷째, 유배우 여자의 경제활동참가에 있어서 남편의 경제활동유형(종사상 지위)이 결정적으로 중요한 영향을 미치는 것으로 보인다. 남편의 경제적 사회적 지위가 낮을수록 부인이 경제활동에 참가할 가능성이 높아진다.

다섯째, 학력이 높을수록 그리고 여자에 비하여 남자가 소득과 안정성이 높은 경제활동유형에 종사할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 현상은 노동시장의 단층성과 더불어 미시적 차원에서 노동공급자로 하여금 상급학교로의 진학을 강력하게 유인하고 그 결과 거시적 차원에서 노동공급의 고학력화를 가져온다.

여섯째, 장년층은 청년층에 비하여 소득과 안정성이 높은 경제활동유형에 종사할 가능성이 높고 노년층은 청년층에 비하여 경제활동유형선택에 있어 양극화될 가능성이 높은 것으로 나타났다.

끝으로 우리의 이러한 분석은 경제활동참가율의 巨觀分析에 필요한 微觀的 基礎를 제공해준다고 볼 수 있다.

〔註〕

- 1) 경제활동참가에 관한 초기적 연구로는 Schoenberg and Douglas(1937), Woytinsky(1940), Durand(1948), Bancroft(1958), Long(1958) 등을 들 수 있고, 노동공급시간에 관한 연구로는 Lewis(1957), Bry(1959), Jones(1961), Finegan(1962) 등을 들 수 있다.
- 2) Bowen and Finegan(1966), pp. 53-62; Bowen and Finegan(1969), pp. 53-62, pp. 114-127, pp. 254-260, pp. 296-304; Barth(1967), pp. 234-249.
- 3) 한국에서 金秀坤(1976)이 있지만, 동 연구에서는 교육정도별 경제활동참가율을 단순비교하고 있다. 한국에서는 특히 교육정도에 따라 연령별 인구분포, 소득수준별 인구분포 등에 대단히 큰 차이가 존재하고 연령별 소득수준별 혼인상태별 등에 따라 경제활동참가율에 큰 격차가 있으므로, 이를 단순집계분석할 경우 純學歷效果를 알 수 없다.
- 4) 이 모형의 실증분석에서 자료의 한계로 인문고와 실업고가 구분되어 있지 않다. 그런데도 불구하고 본문과 같은 추론이 가능한 것은 李孝秀(1990) 제Ⅱ장에 근거하고 있다.

5) 왜냐하면 종속변수 W_i의 자료구조상 n이 아무리 커도 ε_i가 정규분포를 따르지 않기 때문이다.

6) 다항로짓모형에 적합한 모형이

$$\log(P_i/P_8) = X_i\beta_j = Y_{ij} \quad (\text{단, } i=1, \dots, n, j=1, \dots, 8) \dots\dots\dots (1)$$

$$\text{라 하면 } P_i/P_8 = e^{Y_{ij}} \text{이 되어} \dots\dots\dots (2)$$

$$\sum_{j=1}^7 \frac{P_j}{P_8} = \sum_{j=1}^7 e^{Y_{ij}} \dots\dots\dots (3)$$

$$\frac{1}{P_8} \sum_{j=1}^7 P_j = \frac{1}{P_8} (1 - P_8) = \sum_{j=1}^7 e^{Y_{ij}} \dots\dots\dots (3)$$

$$P_8 = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^7 e^{Y_{ij}}} \dots\dots\dots (4) \text{가 된다.}$$

식 (4)를 식(2)에 대입하면

$$\hat{P}_i = \frac{e^{Y_{ij}}}{1 + \sum_{j=1}^7 e^{Y_{ij}}} \quad j=1, \dots, 7 \text{이 되고, } \hat{P}_8 = \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^7 e^{Y_{ij}}} \text{이 된다.}$$

7) 선형보간법에서

$$\hat{W}_i \leq 2 \text{ 일 때 } AI = 5 \times \hat{W}_i$$

$$2 < \hat{W}_i \leq 4 \text{ 일 때 } AI = 10 \times (\hat{W}_i - 1)$$

$$4 < \hat{W}_i \leq 6 \text{ 일 때 } AI = 20 \times (\hat{W}_i - 2.5)$$

$$6 < \hat{W}_i \leq 7 \text{ 일 때 } AI = 30 \times (\hat{W}_i - 11/3)$$

7 < \hat{W}_i 일 때 AI = 50 × (\hat{W}_i - 5)로 각각 변환하였다. (단, \hat{W}_i 는 기대 범주값, AI는 추정소득금액 (단위 1만원), 예를 들면 개별특성치 X_i가 \hat{W}_i 를 5.2로 예측하였다면, 추정소득금액 AI = 20 × (5.2 - 2.5) = 54(만원)으로 변환하여 사용하였다.

8) 既婚女子의 三者擇一模型은 J. Mincer(1962)에 의하여 최초로 제시되었다. J. Mincer는 기혼여자가 경제활동참가에 대한 의사결정을 할 때 여가와 시장노동 가운데 二者擇一을 하는 것이 아니라, 여가, 시장노동, 家事 가운데 三者擇一을 한다는 것이다.

9) 金秀坤(1976)은 자녀의 연령계층별 여성경제활동참가율의 한미간 비교에서 미국의 자료인 Bowen and Finegan(1969)의 분석결과는 조정된 경제활동참가율을 이용하고 한국의 경우는 조정되지 않은 경제활동참가율을 이용하여 서로 비교하고 있어 약간의 문제점을 지니고 있다.

10) 金秀坤·沈慶玉(1984)은 “한국에서도 남녀를 불문하고 타소득수준이 높을수록 노동공급은 감소한다”(同 68쪽)는 결론을 내리고 있으나, 同 研究에서 사용된 지표로부터 그러한 결론을 유도하는 것은 곤란하다. 同 研究는 또한 스스로 郡部와 市部로 나누고 郡部의 경우 他所得의 負의效果는 타소득이 월 2만원 수준에 도달할 때까지 나타나고 그 이후는 일관성을 보이지 않는다고 지적하고 (동 71쪽), 시부의 경우도 월 2만원 이후에는 그 효과가 극히 미미하다(동 74쪽)고 함으로써 일관성을 결한 해석을 하고 있다. 동 연구는 또한 이와 같이 저소득층을 제외하고는 타소득효과가 나타나지 않는 이유로 비임금적 요인이 노동공급에 중요한 영향을 미치고 있는 것으로 추론하고 있다. 따라서 동 연구에 의하면 선언적 결론과 달리 타소득효과는 미미한 것으로 볼 수 있다. 그런데 동 연구에서 사용된 자료는 다른 변수들을 전혀 통제하지 않은 분석결과라는 점을 고려하면 우리의 분석에서 조정된 후의 순효과가 유의하지 않은 것으로 나온 것은 사실상 두 연구의 결과가 일치하는 것으로 볼 수 있다.

11) 이 모형의 실증분석에서 자료의 한계로 인문고와 실업고가 구분되어 있지 않다. 그런데도 불구하고 본문과 같은 추론이 가능한 것은 李孝秀(1990) 제II장에 근거하고 있다.

참 고 문 헌

- 金秀坤(1976), 勞動供給과 失業構造, 韓國開發研究院
- 金秀坤·沈慶玉(1984), 韓國女性的 經濟活動參加要因分析, 韓國開發研究院.
- 李孝秀(1990), “高學歷新規學卒者勞動市場의 內的 不均衡”, 社會科學研究 제10집, 영남대학교 사회과학연구소.
- (1984), 勞動市場構造論—韓國勞動市場의 理論과 實證—, 法文社.
- Bancroft(1958), *The American Labor Force: Its Growth and Changing Composition*, N. Y.: Social Science Research Council.
- Barth, P. S.(1967), “A Cross Section Analysis of Labor Force Participation Rates in Michigan”, *Industrial and Labor Relations Review*, January, pp. 234—49.
- Bowen, W. G. and T. A. Finegan(1969), *The Economics of Labor Force Participation*, Princeton University Press.
- (1966), “Educational Attainment and Labor Force Participation”, *American Economic Review*, May, pp. 53—62.
- Bry, G. (1959), *The Average Workweek as an Economic Indicator*, Occasional Paper 69, National Bureau of Economic Research.
- Douglas, P. H. (1934), *The Theory of Wages*, New York: Macmillan.
- Durand, J. D. (1948), *The Labor Force in the United States, 1890—1960*, N. Y.: Social Science Research Council.
- Finegan, T. A. (1962), “Hours of Work in the United States—a Cross—Sectional Analysis”, *Journal of Political Economy*, 70(5), pp. 452—70.
- Jones, E. B. (1961), “Hours of Work in the United States 1900—1957”, unpublished Ph. D. dissertation, University of Chicago.
- Jevons, W. S. (1888), *The Theory of Political Economy*, London: Macmillan.
- Killingsworth, M. R. (1983), *Labor Supply*, Cambridge Univ. Press.
- Lewis, H. G. (1957), “Hours of Work and Hours of Leisure”, in *Proceedings of the Ninth Annual Meeting*, Industrial Relations Research Association, pp. 196—206.
- Long, C. D. (1958), *The Labor Force under Changing Income and Employment*, Princeton University Press.
- Mincer, J. (1962), “Labor Force Participation of Married Woman: A Study of Labor Supply”, in *Aspects of Labor Economics*, Princeton University Press.
- Robbins, L. (1930), “On the Elasticity of Demand for Income in Terms of Effort”, *Economica*, 10 (29), pp. 123—29.
- Schoenberg, E. and P. Douglas(1973), “Studies in the Supply Curve of Labor: the Relation in 1929 between Average Earnings in American Cities and the Proportion Seeking Employment”, *Journal of Political Economy*, 45(1), pp. 45—79.
- Woytinsky, W. S. (1940), *Additional Workers and the Volume of Unemployment in the Depression*, N. Y.: Social Science Research Council.