

## 기혼여성의 노동공급행태분석

양 승 주

(한국여성개발원 선임연구원)

본 논문은 기혼여성의 경제활동 참가와 경제활동 참가 이후의 노동시간 공급을 결정짓는 요인을 분석하고, 그러한 노동공급행태의 시기적 변화를 살펴보았다. 이에 의하면, 학력이 높을수록 오히려 경제활동에 참가할 확률이 떨어지며, 6세 미만 자녀가 없을수록, 타소득수준이 낮을수록 경제활동 참가확률이 높게 나타난다. 미국의 경우 임금상승이 기혼여성 노동공급증가의 주요한 원인이라는 결론이 실질적으로 모든 연구에서 반복되어 왔으나 한국의 경우 실질임금수준은 크게 상승하지 않았음에도 불구하고 기혼여성의 노동공급이 이보다 빠른 속도로 증가했다. 그러나 1992년 분석결과에서 기혼여성의 취업구조가 다소 변화하고 있음을 확인할 수 있다. 무엇보다 시장임금수준이 높을 것으로 기대되는 여성일수록 경제활동 참가확률이 높아지는 경향이 뚜렷하게 나타난다는 사실이 1985년과 비교해 주요한 특징을 이룬다. 그러한 변화는 학력이 경제활동에 미치는 음의 효과가 여전히 높고 노동시간으로 본 노동공급이 시장임금의 변화에 영향을 받지 않는 것으로 나타난 점에서 상당히 완만하게 진행되고 있음을 알 수 있다.

### I. 서론

한국 노동시장에서 일어나고 있는 주목할만한 변화 가운데 하나는 여성, 그 중에서도 특히 기혼여성들의 경제활동참가율이 증가하고 있다는 사실이다. 남성의 경제활동참가율은 1970년대 이후 완만하게 감소하는 경향을 보여 1970년의 77.9%에서 1993년의 75.8%로 2.1%포인트 하락했음에 비해 여성은 같은 기간에 꾸준히 상승해서 1970년 39.3%, 1980년 42.8%, 그리고

1993년에는 47.2%로 증가했다(박명수, 1991: 29~30). 또한 미혼여성의 참가율이 1981년의 47.7%에서 1993년의 49.8%로 변화했음에 비해 기혼여성의 참가율은 같은 기간에 40.5%에서 46.4%로 보다 빠른 증가세를 나타냈다. 1990년 이후 고용사정의 악화로 이러한 추세가 둔화되긴 하였으나, 노동시장을 둘러싼 여러 가지 여건의 변화와 함께 기혼여성의 노동공급은 지속해서 증가될 것으로 전망된다.

기혼여성의 노동시장 진출은 이론적으로는 물론 정책대응방안의 마련과도 관련하여 중요한 연구문제로서 부각되고 있다. 우선 기혼여성의 노동공급은 여러 가지 점에서 남성과 다른 면을 갖는다. 남성의 노동공급이 상대적으로 수요측의 여건에 의해 보다 많은 영향을 받는데 비해 기혼 여성의 경우 노동시장의 여건만큼이나 노동공급측의 요인, 그 중에서도 가계소득이나 자녀양육 등 가족·가구관련 변수의 영향을 크게 받는다. 따라서 통상 이론적으로 고려되는 남성노동력의 특성과 좋은 대조를 보임에 따라 이들의 노동공급행태를 분석하려는 이론적 요구가 매우 높다.

또 다른 한편 우리 사회는 현재 노동력부족으로 많은 어려움을 겪고 있다. 노동력부족은 특히 노동이 고되고 근로환경이 좋지 못한 소위 3D직종에서 심각했으나 앞으로 서비스산업의 단순노동분야 전반으로 파급될 전망이다(김수곤, 1994: 1). 이에 대한 노동공급측면의 대책으로 현재는 값싼 외국인력의 수입에 크게 의존하고 있으나, 이러한 해결책이 선진국의 경험에서 나타나는 것처럼 향후 값비싼 사회비용을 수반할 것이라는 우려의 소리가 높다. 장기적인 안목에서 우리의 인력을 최대한 활용하는 노동공급정책이 마련되어야 하며 이러한 점에서 기혼여성에 대한 관심이 증가하고 있다. 현재 우리 나라 노동시장에서 나타나고 있는 노동력부족을 완화시키기 위해 기혼여성의 공급을 확대시키는 방향의 노동공급정책이 절실하다는 것이다.

따라서 한국 기혼여성의 노동공급행태를 분석해서 그 특성을 파악하고 앞으로의 변화를 예측하는 일이 매우 중요한 과제가 아닐 수 없다. 본 논문은 이를 위해 기혼여성의 경제활동 참가와 참가 이후의 노동시간 공급에 어떤 요인이 영향을 미치는가를 살펴봄으로써 한국 기혼여성의 노동력 공급과 인적 속성간의 관계를 분석하고 그러한 노동력공급행태의 시기적 변화와 선진국 기혼여성과의 차이를 비교분석하는 데 연구의 목적을 둔다.

논문의 구성은 다음의 2장에서 분석모형을 설정해서 3장에서 추정결과를 분석한다. 마지막으로 결론과 정책적 함의로 본 논문을 마무리하고자 한다.

## II. 분석모형의 설정

### 1. 기본모형

기혼여성인력은 다른 노동력과 달리 독특한 노동공급행태를 나타낸다. 상당수의 여성들이 비경제활동상태로 남아있고, 결혼·자녀출산 등 생애주기의 단계에 따라 노동시장에의 진입과 탈퇴가 빈번하다. 시간제취업의 영향으로 노동시간 또한 다양하다. 따라서 이들 노동공급의 변화는 취업자의 노동시간 증감, 취업자의 노동시장 퇴출, 그리고 비경제활동참가자의 노동시장 진입의 다양한 형태로 나타나게 된다. 이러한 특성으로 기혼여성을 대상으로 노동공급분석을 하는 경우 경제활동참가자와 비참가자를 모두 고려해야 하며, 경제활동참가와 노동시간, 양 측면의 노동공급에 대한 고려가 보다 중요하게 된다.

본 논문에서는 기혼여성의 노동공급행태를 분석하기 위해, 취업자만을 대상으로 하는 통상의 노동공급분석과 달리 이상의 기혼여성의 특성을 고려한 Heckman(1979)의 기본모형을 채택하였다(Heckman, 1979: 153~61). Heckman은 기혼여성들의 독특한 노동공급행태를 보다 간편하게 처리할 수 있는 이계추정방법(二階推定方法 two-step estimator)을 발표하였다. 경험연구에 적용하기 편리하면서도 통계적 결함이 없는 우수한 모형이라는 점에서 이 방식을 이용해 분석하고자 했다. 그리고 기혼여성 노동공급의 대체효과와 소득효과 추정이 이 분야 연구의 핵심을 이루어왔음에 따라 본 연구에서도 임금효과와 소득효과를 추정하기 위해 노동시간 함수에서 임금변수가 명시적으로 설정된 Nakamura & Nakamura(1992)의 모형을 참조했다(Nakamura & Nakamura, 1992: 451~88).

여성 개인의 노동공급은 시장임금(market wage)과 요구임금(reservation wage)의 관계에 의해 결정된다. 시장임금은 어느 한 개인이 노동공급을 함으로써 얻는 기대수익으로서, 노동시장에서 실현될 수 있는 임금 수준이다. 이에 비해 요구임금은 여가시간에 대한 개인의 주관적 가치를 나타내는 것으로서 노동공급여부에 대한 판단을 내리는 기준이 된다. 만일 0의 근로시간에서 시장임금이 요구임금 보다 낮은 수준일 경우에는 경제활동에 참가하기보다는 여가 등에 시간을 활용함으로써 개인의 효용을 증대시킬 수 있게 된다. 반대로 시장임금이 요구임금보다 높은 경우에는 노동시장에 참가

해서 양(+의) 노동시간을 공급하게 된다. 그리고 노동시간은 여가시간에 대한 개인의 주관적 가치, 즉 요구임금과 시장임금이 같아지는 점에서 결정된다.

어느 한 개인 여성의 시장임금을 식(1)과 같이 표시하자. 수식의 복잡성을 피하기 위해 개인을 나타내는 아래첨자는 생략하기로 한다.

$$W = a'x + u_1 \quad (1)$$

여기서  $w$ 는 시장임금,  $x$ 는 시장임금의 결정변수들(상수항 포함)을 의미한다.  $u_1$ 은 오차항으로써 평균값이 0인 정규분포를 따른다고 가정한다.

한편 요구임금은 식(2)와 같이 노동시간이 0인 경우와 양의 노동시간( $h > 0$ )인 경우에 따라 각기 달리 표현되는 것으로 가정한다.

$$W^* = \begin{cases} \beta'z + u_2 & h=0 \\ \beta'z + \delta w + \gamma h + u_3 & h>0 \end{cases} \quad (2)$$

위 식에서  $w^*$ 는 요구임금,  $z$ 는 요구임금을 결정짓는 개인적 특성과 가구의 특성을 나타내는 변수들이며,  $h$ 는 노동시간을 나타낸다.  $h=0$ 에서의 요구임금은 여성 개인의 특성과 가구 관련 변수인  $z$ 에 의해 설명된다. 그러나 일단 경제활동에 참가한 여성들의 경우 여가시간의 주관적 가치인 요구임금은 자신의 시장임금과 노동시간에도 영향을 받는다고 볼 수 있다. 시장임금수준과 노동시간에 따라 여가 한 단위의 주관적 가치가 변화하기 때문이다. 따라서 경제활동참가자가 노동시간을 결정할 때의 요구임금은 근로시간과 자신의 시장임금수준에 의해서 영향을 받게 된다. 그리고  $u_2, u_3$ 는 각각 오차항을 나타내는 확률변수들으로써 평균이 0인 정규분포를 따른다고 가정한다.

먼저 경제활동참가여부가 결정되는 과정을 살펴해보도록 한다. 만약 0의 노동시간에서 시장임금이 요구임금보다 크다면 참가가 이루어지고 시장임금이 요구임금보다 낮다면 경제활동에 참가하지 않게 된다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

경제활동참가의 조건 ( $Y=1$ ) :

$$\begin{aligned} w \geq w^*: h=0 &\rightarrow a'x + u_1 \geq \beta'z + u_2 \\ &u_2 - u_1 \leq a'x - \beta'z \\ &u_D \leq a'x - \beta'z \end{aligned}$$

여기서  $Y$ 는 경제활동참가여부를 나타내는 변수로서 경제활동참가면 1, 비참가면 0의 값을 갖는다. 그리고  $u_D = u_2 - u_1$ 을 나타내며  $u_1$ 과  $u_2$ 가 각각 분산이  $\sigma_{11}, \sigma_{22}$  이고 공분산이  $\sigma_{12}$ 인 확률변수이라면 이들 확률변수의 차를 나타내는  $u_D$ 는 평균값 0과 분산  $\sigma_D^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}$ 인 정규분포를 따른다. 이같이  $u_D$ 가 정규분포를 취한다고 하면 어떤 개인  $i$ 가 경제활동에 참가할 확률이 다음과 같은 probit모형으로 유도될 수 있다.<sup>1)</sup>

$$\begin{aligned}
 P_i [ Y=1 ] &= P(w \geq w^*) \\
 &= P(u_D \leq \alpha'x - \beta'z) \\
 &= P(u_D/\sigma_D \leq I) \\
 &= \phi(I)
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

여기서  $I = \frac{1}{\sigma_D} (\alpha'x - \beta'z)$ 이며 이 때  $\sigma_D$  는  $u_D$ 의 표준편차이다. 또한

$\phi$ 은 표준 누적정규분포함수(standard cumulative normal distribution function)를 나타낸다. 이 때  $I$ 는 일종의 경제활동참가성향을 나타내는 지수로써 해석될 수 있다. 위의 probit 모형을 사용해서 요구임금과 시장임금을 결정하는 독립변수들이 경제활동참가여부에 미치는 영향, 즉 파라메타  $\alpha$ 와  $\beta$ 가 추정될 수 있다.<sup>2)</sup> 이 모형이 III장의 경제활동참가결정요인 추정에 이용되었다.

이제 경제활동에 참가한 이후 노동시간을 결정하는 과정을 살펴해보도록 한다. 만약 0의 노동시간에서 시장임금( $w$ )이 요구임금( $w^*$ ) 보다 크다면 여성은 경제활동에 참여해서 시장임금=요구임금인 점에서 노동공급규모를 결정한다. 노동시간함수는  $w=w^*$ 을 이용해서 (2)식으로 부터 다음과 같이 유도된다.

$$h = \begin{cases} \frac{1}{\gamma} \{ (1-\delta)w - \beta z \} + u^*, & \text{만약 0의 노동시간에서 } w \geq w^* \text{이면,} \\ 0, & \text{" } w \leq w^* \end{cases} \tag{4}$$

1) probit 모형에 대한 자세한 설명은 Gujarati, D. N.(1988), *Basic Econometrics*, Pp.491~93.를 참조할 것.  
 2) 이에 대한 자세한 설명은 Findyck, R. S. & Rubinfeld, D. L.(1991), *Econometric Models & Economic Forecasts*, Pp.279~81을 참조할 것.

여기서  $u^* = -(1/\gamma)u_3$ 을 나타낸다.

노동시간은 취업자에 한해 관찰되기 때문에 비경제활동참가자, 즉  $h=0$ 인 자료가 분석에서 제외된다. 여성 전체의 모집단으로 부터 비취업자를 제외하고 취업자만을 선택해서 노동공급함수를 추정하면 표본선택에 따른 편이의 문제가 발생하게 된다. 노동공급의 변화는 취업자의 노동시간증감이나 취업자의 노동시장 퇴출, 그리고 비경제활동참가자의 노동시장진입으로 이루어지기 때문에 비참가자가 제외됨에 따라 이들의 반응이 분석에서 빠지게 되기 때문이다. 따라서 표본선택에 따른 편이를 고려해서 경제활동에 참가하지 않는 여성을 포함한 모집단 전체에 대해 노동시간함수를 추정하게 되면 식(4)의 오차항  $u^*$ 의 기대값은 식(5)와 같이 나타난다.

$$\begin{aligned} E[u^* | w \geq w^*] &= E[u^* | u_D \leq (a'x - \beta'z)] \\ &= E[u^* | u_D / \sigma_D \leq 1] \end{aligned} \quad (5)$$

위의 식에서 오차항  $u^*$ 는 축쇄(truncated)되어 있으며  $u^*$ 와  $u_D$ 의 공분산이 0이 되지 않는 한  $u^*$ 의 조건부평균은 0이 되지 않는다.  $u^*$ 와  $u_D$ 가 상관을 갖기 때문에  $u^*$ 는  $x$ ,  $z$ 변수들과 상관관계를 갖게 된다. 따라서 통상최소자승법에 의한 (4)식의 추정은 일치성이 보장되지 않는 통계적 문제를 발생시킨다. 이 문제는 위에서 설명하겠지만 설명변수를 누락한 경우와 같은 통계적 결함을 초래한다(장현준, 1986: 80).

이러한 선택편의를 수정하기 위해 이 글에서는 Heckman의 이계추정방법(two-step estimation method)을 따랐다. 이에 의하면 1단계로 probit 모형으로 경제활동참가율식을 추정하고 이를 이용해  $u^*$ 의 조건부 기대값  $E[u^* | \cdot]$ 을 추정한다. 2단계로  $E[u^* | \cdot]$ 를 근로시간함수의 독립변수의 하나로 처리함으로써 OLS를 이용해 선택편의를 수정한 노동시간함수를 추정하는 것이다.

그러면 모집단의 근로시간 기대치는 Johnson Kohz(1972)가 제시한 축쇄 정규분포의 결과를 이용해서,<sup>3)</sup>

$$\begin{aligned} E[h | w \geq w^*] &= 1/\gamma(1-\delta)w + (1/\gamma)\beta z + E[u^* | u_D / \sigma \leq (a'x - \beta'z) / \sigma_D] \\ &= 1/\gamma(1-\delta)w + (1/\gamma)\beta z + b_1 \lambda \end{aligned}$$

3) 이에 관한 보조정리(Lemma)는 Johnson, N. & S. Kohz(1972), *Distributions in Statistics: Continuous Multivariate Distributions*, Pp.112~14.를 참조할 것.

으로 나타난다. 여기서  $b_1 = -\frac{1}{\sigma_D} \sigma_{D^*}$  로서  $\sigma_D$ 는  $u_D$ 의 표준편차이고  $\sigma_{D^*}$ 는  $u_D$ 와  $u^*$ 의 공분산을 나타낸다. 또한  $\lambda = \frac{\phi(D)}{\Phi(1)}$  로서  $\phi$ 와  $\Phi$ 는 각각 표준 정규밀도함수 및 누적표준정규분포함수를 표시한다.

따라서 경제활동참가여부를 나타내는 식(3)으로 부터 선택편의의 수정항  $\lambda$ 를 추정해, 이  $\lambda$ 를 근로시간함수의 독립변수로 처리함으로써 선택편의를 수정한 근로시간함수를 추정하게 된다.<sup>4)</sup> 결국 근로시간 함수는 다음과 같다.

$$[h|w \geq w^*] = 1/\gamma(1-\delta)w + (1/\gamma)\beta z + b_1\lambda + v_1 \quad (6)$$

여기서  $v_1$ 은 수정된 오차항으로서  $E[v_1]=0$ 을 만족시킨다. 마찬가지로 시장임금도  $w-w^* \geq 0$ 인 경우에 한해 관찰되므로

$$\begin{aligned} E[w|w-w^* \geq 0] &= E[w|a'x - \beta'z \geq u_D] \\ &= a'x + E[u_1|u_D/\sigma_D \leq (a'x - \beta'z)/\sigma_D] \\ &= a'x + b_2\lambda \end{aligned}$$

위에서  $b_2 = -\frac{1}{\sigma_D}(\sigma_{D1})$ 이고 여기서  $\sigma_{D1}$ 은  $u_D$ 와  $u_1$ 의 공분산을 나타낸다. 따라서 선택편의를 수정한 임금함수가 다음과 같이 정리된다.

$$[w | w-w^* \geq 0] = a'x + b_2\lambda + v_2 \quad (7)$$

(6)식과 (7)식이 각각 선택편의를 수정한 임금함수와 노동시간 함수가 되며 이 경우  $E[v_1|h>0]=0$ ,  $E[v_2|h>0]=0$  이 되어 통상최소자승법을 사용하여 편의 없는 계수를 추정하게 된다. 그런데 여기서 식(6)의 우변에 나타나는 임금변수가 식(1)로 표현되는 확률변수이기 때문에 통상최소자승법을 사용하는 경우 일치추정량을 얻지 못한다는 문제를 발생시킨다. Heckman은 이 문제를 해결하기 위해 임금변수를 이를 결정짓는 외생변수들로 대체해 버리고 노동시간함수를 축약형(reduced form)으로 추정하였다. 그러나 본 논문에서는 노동시간식을 Maddala가 제시한 축쇄변수의 경우에 적용하는 유사2SLS(appropriate analogue of the usual two-stage least-squares

4) Heckman의 probit 모델에서의 선택편의의 수정항  $\lambda$ 는 Inverse Mill's Ratio로 불린다.

method for the case of truncated variables)방식에 의해 추정하였다 (Maddala, 1993: 234~235). 이 방식은 1단계에서 최우법을 이용해 경제 활동참가식을 추정하고, 이로부터 얻어진 추정치  $\lambda$ 를 이용해서 2단계에서는 먼저 선택편의를 수정한 임금식(7)을 추정한다. 다음의 세 번째 단계에서는 (7)식의 추정에서 얻어진 추정치  $\omega$ 를, 노동시간식 (6)식의 우측항에 나타나는  $w$ 대신 대체한 후 OLS를 이용해서 임금변수의 내생성과 선택편의를 수정한 노동시간함수식을 추정함으로써 일치추정량을 보장한다. 이러한 3단계의 추정식을 사용한 이유는 앞서 설명한 바와 같이 노동시간함수에서 임금변수의 파라메타를 추정하는 일이 추후의 분석을 위해 필요했기 때문이다.

## 2. 분석자료 및 변수

분석에 사용된 통계자료는 한국여성개발원에서 1985년과 1992년에 실시된 「제1, 2차 여성취업실태조사 테이프」자료이다. 1차자료는 1985년 9월 11일부터 10월 23일까지 시부 50개조사구와 군부 31개 조사구를 계통적 추출 방법(systematic sampling)으로 선정하여 조사구당 60가구를 추출하였다. 총 4,123가구를 대상으로 조사한 것으로서 14세이상 65세미만의 기혼여성 4,316명이 조사되었다(한국여성개발원, 1985: 8~9). 또한 2차자료는 1992년 3월 27일부터 4월 22일까지 27일간 조사되었으며 조사구는 1차와 마찬가지로 80개이나 조사구당 가구수가 40개로 축소되었다. 조사구는 크기에 비례한 확률표집법으로 선정되어 시부가 59개 조사구, 군부가 21개 조사구로써 전국의 3,128호의 표본가구를 대상으로 조사했다(한국여성개발원, 1992: 20). 본 논문에서는 농가를 제외하고 비농가기혼여성만을 분석에 이용했다.

실증분석에서 사용할 변수들을 설명하면 다음의 <표 1>과 같다.



<표 1> 변수의 표기와 정의

변 수	표 기	정 의 및 내 용
경제활동참가여부	Y	경제활동참가여부를 나타내는 더미변수 Y=1이면 경제활동참가이고 Y=0이면 비참가를 나타냄
주당 노동시간	H	조사시점에서 지난 한주일간의 노동시간
시간당 임금	HW	조사된 임금(또는 월소득)을 주당근로시간으로 나누어 산출했음
연령과 연령자승	AGE AGESQ	연령과 경제활동간의 비선형적 관계를 포착하도록 연령과 연령자승변수를 포함했음
교육년수	EDN	
교육더미	EDU2-3	학력을 나타내는 교육더미(2= 고졸, 3=전문대졸 이상)
경력년수	EXP	만15세에서 조사시점의 연령까지 일한 햇수를 계산하되 연 6개월이상 일한 경우를 1년으로 산정했음.
종사상의 지위	STATUS	취업자를 비임금근로자와 임금근로자로 나누어 비임금 근로자는 고용주,자영업자,무급가족종사자가 포함되며 임금근로자는 상용고, 임시고, 일용고가 포함됨.
타가구원소득	OT-INC	가구소득 중 본인의 소득을 제외한 것
자 산	ASSET	부동산과 동산, 그리고 금융자산을 합한 것
6세미만 자녀	UN6	6세미만 자녀 유무를 나타내는 더미변수(1=6세미만 자녀 있음)
배우자유무	HUS	배우자유무를 나타내는 더미변수(1=유배우 여성)
지역변수	D1~D4	지역을 나타내는 더미변수 (D1=서울, D2=서울제외 대도시 D3=중소도시, D4=군부지역)
지역별여성노동 수요지수 <sup>1)</sup>	DINDEX	해당지역의 총취업자중 여성취업자수의 구성비

주: 1) 본 분석에 이용된 자료는 개인별 가구조사자료이기 때문에 지역특성을 파악할 수 있는 다른 변수가 없어서 이에 대한 정보가 수록되어 있는 「고용구조특별조사결과보고서」를 이용해서 지수를 산출했다. 다행히 조사시기도 본 연구의 분석자료와 거의 비슷해서 큰 무리는 없다고 판단했다.

이와 같은 변수를 사용해서 먼저 경제활동 참가율식은 다음과 같은 시장 임금식과 요구임금식에 의해 설정된다.

$$W = \alpha_0 + \alpha_1 \text{AGE} + \alpha_2 \text{AGESQ} + \alpha_3 \text{EDN} + \alpha_4 \text{EXP} + \alpha_5 \text{EXPSQ} + \alpha_6 \text{D1} \\ + \alpha_7 \text{D2} + \alpha_8 \text{D4} + u_1 \\ W^* = \beta_0 + \beta_1 \text{EDN} + \beta_2 \text{OT-INC} + \beta_3 \text{ASSET} + \beta_4 \text{HUS} + \beta_5 \text{UN6} + u_2$$

위와 같은 경제활동참가식에서 추정된  $\lambda$ 를 이용해서 취업자를 대상으로 다음의 시장임금식과 노동 공급함수를 설정한다.

$$\text{HW} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{AGE} + \alpha_2 \text{AGESQ} + \alpha_3 \text{EDU2} + \alpha_4 \text{EDU3} + \alpha_5 \text{EXP} + \alpha_6 \text{EXPSQ} + \\ \alpha_7 \text{D1} + \alpha_8 \text{D2} + \alpha_9 \text{D4} + b_1 \lambda + v_1 \\ H = \gamma_0 + \gamma_1 \text{EXP} + \gamma_2 \text{EXPSQ} + \gamma_3 \text{OT-INC} + \gamma_4 \text{UN6} + \gamma_5 \text{HUS} + \gamma_6 \text{STATUS} \\ + \gamma_7 \text{HW} + b_2 \lambda + v_2$$

경제활동참가식에서 추정된  $\lambda$ 는 노동시간함수의 독립변수와 공통된 변수를 많이 포함하고 있다. 비록  $\lambda$ 가 이들 변수들의 선형함수는 아니라 할지라도 다중공선성(multicollinearity)의 가능성이 존재함에 따라 이 문제를 완화하기 위해 경제활동참가함수에는 포함되지 않지만 노동시간함수에는 포함되는 변수로 종사상의 지위(STATUS)를 선택하였다. 또한 임금함수를 추정해서 얻은 추정치를 노동시간함수의 임금변수로 대체함에 따라 이과정에서 발생할 수 있는 다중공선성의 문제를 줄이기 위해 근로시간함수에는 연령과 학력을 모두 제외시키고 경력변수만을 포함했다.

### III. 추정결과

#### 1. 경제활동참가요인 분석결과

기혼여성의 경제활동참가요인 분석결과는 다음의 <표 2>와 같다.<sup>5)</sup> 이에 의하면 1985년, 1992년 두 해 모두 지역변수의 효과가 기혼여성의 경제활

5) Probit 계수의 경우 직관적인 해석이 힘들기 때문에 각 변수의 한계효과를 살펴보기 위해 다음과 같은 식을 이용했다.

<표 2> 경제활동참가요인 분석결과

변 수	1985		1992	
	계 수	t	계 수	t
CONSTANT	-4.9092***	-11.498	-3.0653***	-5.738
AGE	.1964***	10.426	.1800***	7.055
AGESQ	-.0025***	-10.840	-.0026***	-8.440
EDN	-.0481***	-6.112	-.0004	-.035
OT-INC	-.0005	-1.524	-.0022***	-4.917
ASSET			-.0005	-1.167
UN6	-.2535***	-4.238	-.4604***	-5.701
HUS	-.5079***	-5.358	-.1495	-1.199
DEXP <sup>1)</sup>	2.2392***	12.772	.0582***	12.951
D1	.0847	1.213	.1822**	2.342
D2	.2916***	3.982	.2931***	3.732
D4	.1116	1.458	.0007	.005
scale factor	.377		.392	
표 본 수	2946		1888	
경제활동참가자	42.8%		43.8%	
Log-Likelihood	-1660.591		-1111.463	
% correctly predicted	68.0%		68.9%	

주: 1) 1차조사에서는 전체조사대상자의 취업경력년수가 조사되지 않았다. 다만 경력유무만이 조사되었기 때문에 DEXP변수는 더미변수로서 경력이 있었으면 1, 없었으면 0의 값을 갖는다.

2) \*는 통계적 유의성을 나타내는 것으로 \*\*\*는 1%, \*\*는 5%이내의 유의도임.

동 참가여부에 많은 영향을 미치는 것으로 나타났다. 서울을 비롯한 대도시와 군부지역 모두가 중소도시에 비해 기혼여성의 참가율이 상대적으로 높

$$\frac{\partial E[y=1]}{\partial X} = \phi(\beta'x)\beta$$

각 변수의 한계효과는 각 변수의 계수에  $\phi(\beta'x)$ 를 곱해서 얻어지며 이때 한계효과는 각 변수의 평균값에서 구해진 것이다. <표 3>, <표 4>식에서  $\phi(\beta'x)$ 가 scale factor로 제시되어 있다. 따라서 각 변수의 계수에 scale factor를 곱한 값이 변수의 평균값에서 평가된 한계효과를 의미한다.

게 나타났다. 시부지역의 경우 중소도시에 비해 대도시가 기혼여성의 취업에 유리한 여건을 갖고 있음을 확인할 수 있다. 이러한 경향은 1992년에 보다 뚜렷하게 나타나고 있다. 지역변수와 마찬가지로 지역노동시장의 여건을 살펴보기 위해, 지역별 여성노동수요지수(DINDEX)를 이용해 분석한 결과에서도 이러한 수요여건이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.<sup>6)</sup>

기혼여성인력은 남성노동력에 비해 경기변동에 민감하게 반응하며 이러한 반응은 실업률의 변동 보다는 경제활동참가율 자체의 변동으로 나타나는 것으로 알려져 있다. 즉, 경기가 나빠지면 1차노동력으로서의 남성은 초과노동시간의 감소→실업률 변동 등으로 고용규모의 변동이 지체되는 반면 대체로 기혼여성들은 실업자로 남지 않고 경제활동인구에서 곧장 비경제활동인구로 전환하기 때문에 경제활동참가율 자체가 경기변동에 따라 많은 영향을 받는다. 따라서 노동수요측 여건이 기혼여성의 경제활동참가요인 분석에서 통제됨이 바람직하나, 본 논문에서는 가구조사자료를 이용했기 때문에 보다 직접적으로 노동수요측 여건을 나타내는 변수를 사용하기 어려웠다. 간접적이거나 지역변수들의 효과를 통해 기혼여성들의 경제활동참가결정에 미치는 인력수요측 여건의 영향을 살펴보는 것으로 대신할 수 밖에 없었다.

개인적 특성의 효과를 살펴보면, 30대후반~40대의 연령에서 경제활동참가확률이 가장 높고 경력이 많을수록 노동공급이 증가하는 반면, 노동시장에서 주요한 노동능력으로 평가되는 학력의 경우 학력이 높을수록 오히려 경제활동에 참가할 확률이 떨어지는 것으로 나타났다. 이러한 개인적 변수의 영향은 두 해 모두 큰 변화가 없었다.

가구특성으로는 6세미만 자녀유무와 타소득수준이 기혼여성의 취업여부에 유의한 영향을 주는 것으로 나타나 6세미만 자녀가 없을수록, 타소득수준이 낮을수록 경제활동참가확률이 높게 나타난다. 1992년 서울지역 유배우 여성의 경우 6세미만 자녀 유무에 따라 취업할 확률이 17.7% 포인트나 변동되는 결과를 보여 6세미만 자녀가 기혼여성의 노동공급에 결정적인 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다.<sup>7)</sup> 타소득이 높을수록 기혼여성의 노동공급이 감소하는 타소득의 음의 효과는 1985년의 경우 미미한 수준이었으나 1992년 결과에서 뚜렷하게 나타난다.

6) 부표를 참조할 것. 그러나 지역변수에 비해 여성노동수요지수를 사용한 결과가 좋지 못했다. 시부지역내 여성취업자비의 지역간 격차가 크지 않기 때문인 것으로 보인다.

7) 6세미만 자녀변수의 한계효과는 다음과 같이 산출되었다.

<표 3>은 임금수준이 취업결정에 미치는 효과를 살펴보기 위해 취업자를 대상으로 임금함수를 추정해서 그 추정치를 임금변수 대신 분석에 사용함으로써 경제활동참가결정과 임금과의 관계를 살펴본 것이다. 비임금근로자 모두를 제외하고 분석한 경우도 함께 비교하도록 했다.

<표 3> 임금과 경제활동참가

	1985	PROBIT B	1992	PROBIT B
	비농가	비임금근로자 제외	비농가	비임금근로자 제외
CONSTANT	-1.7304*** (- 6.260)	-.8408*** (-2.707)	-1.4746*** (-4.762)	-.6584*** (-1.822)
OT-INC	-.0005 (-1.462)	-.0011*** (-2.753)	-.0020*** (-4.851)	-.0042*** (-7.062)
UN6	-.2888*** (-5.541)	-.2573*** (-4.215)	-.3552*** (-5.220)	-.3698*** (-4.683)
HUS	-.3060*** (-3.728)	-.3569*** (-3.795)	.1324 ( 1.208)	.1368 ( 1.111)
EXP			.1292*** (13.096)	.1045*** ( 9.155)
EXPSQ			-.0028***(-10.188)	-.0023*** (-7.174)
DEXP	2.2144*** (12.805)	1.8282*** (10.480)		
IMPW <sup>1)</sup>	-4.5459***(-5.503)	-5.7492***(-5.980)	.5232*** ( 3.308)	.5541*** ( 3.042)
DINDEX <sup>2)</sup>	.0087 ( 1.662)	-.0129** (-2.020)	.0171** ( 2.058)	-.0060 (- .620)
Log-Likelihood	-1727.012	-1243.734	-1215.696	-909.0647
%correctly predicted	64.8%	71.7%	69.4%	72.6%
scale factor	3784	.3054	0.3906	0.3356

주: 1) 도구변수 W(IMPW) 추정시 연령, 학력, 경력, 지역변수가 사용되었다.  
 2) IMPW 추정시 지역변수(D<sub>1</sub>, D<sub>2</sub>, D<sub>4</sub>)를 사용했기 때문에 지역별 여성노동수요 지수(DINDEX)변수를 대신 사용했다.

Probit B의 결과를 보면, 1992년에는 임금이 높을수록 경제활동에 참가할 확률이 높아지는 양의 임금효과가 나타남에 비해 1985년에는 이와 정반대

	$\beta_x$	$\Phi(\beta_x) = \text{Prob}(Y=1)$
UN6=0	-.00895	.4964
UN6=1	-.46939	.3194

로 임금이 높을수록 경제활동에 참가할 확률이 떨어지는 음의 임금효과를 보이고 있어 주목된다. 1985년만해도 고학력여성들의 취업기회가 극히 적고 생계비부담에 의해 낮은 인적자본을 갖는 저소득계층여성일수록 취업할 확률이 높아짐에 따라 음의 임금효과가 나타난 것으로 보인다.

## 2. 노동시간함수 추정결과

표본선택에 따른 편의를 고려하며 근로시간에 대한 각 변수의 영향을 살펴보기 위해 경제활동참가를 결정하는 Probit 추정에서의  $\lambda$ (=inverse of the Mill's Ratio =  $\varphi(I)/\Phi(I)$ )를 포함하여 추정했다. 무급가족종사자는 임금이 조사될 수 없어 분석대상에서 제외했다. 이 글에서는 자영업자 등 비임금근로자를 포함한 경우와 임금근로자만을 대상으로 한 경우를 나누어 살펴보았다. 한국의 경우 임금근로자중에서도 상용고와 일용고의 취업유형이 크게 다르므로 이들을 구분하는 것이 바람직한 것으로 판단되었으나, 자료의 한계상 세분화할 수 없었다.

II장에서 설명한 바와 같이 노동시간함수에서 임금변수의 내생성을 고려하여 먼저 선택편의를 수정한 임금함수를 추정한 다음, 그로부터 얻어진 임금예측치를 도구변수로 이용하여 노동시간함수를 추정하였다.<sup>8)</sup>

근로시간으로 본 기혼여성의 노동공급에 대한 분석은 경제활동참가분석에 비해 그 결과가 좋지 않다. 1985년의 경우 모형의 설명력이 상당히 낮게 나타나, 이 시기만 해도 기혼여성들의 취업구조가 워낙 열악해서 이들의 노동시간공급행위를 본 논문에서 설정한 기본모형으로 분석하는 데 상당한 무리가 따랐다. 이에 비해 1992년의 결과는 모형의 설명력이 높아져 이로써 판단한 모형의 적합성은 어느 정도 개선되었으나 모형내 변수 중 통계적으로 유의한 변수들이 많지 않다.

기혼여성의 근로시간은 자영업자 등 비임금근로자일수록, 그리고 배우자가 없는 여성일수록 증가하는 것으로 나타났다. 또한 타소득이 많을수록 경제활동에 참여할 확률도 떨어지고 일단 취업한 이후에도 타소득이 높을수록 노동시간이 짧아지는 경향이 분명하게 나타난다. 사회 전반의 소득수준이 향상함에 따라 기혼여성의 노동공급행동에 미치는 타소득효과가 뚜렷해졌다.

8) 임금함수 추정결과는 부록을 참조할 것

<표 4> 노동시간함수 추정결과

	비임금근로자 포함				임금근로자			
	1985		1992		1985		1992	
	계수	t	계수	t	계수	t	계수	t
CONSTANT	90.609***	(20.88)	62.223***	(19.16)	77.508***	(15.68)	53.596***	(15.52)
EXP	-2.316**	(-2.12)	-.170	(-.85)	-1.844	(-1.57)	-.178	(-.81)
EXPSQ	.178	(1.80)	.010**	(2.17)	.130	(1.32)	.009	(1.80)
OT-INC	.007	(.59)	-.034***	(-3.76)	.002	(.15)	-.033***	(-3.05)
UN6	.841	(.37)	-1.092	(-.72)	.770	(.31)	-.281	(-.17)
HUS	-7.958**	(-2.48)	-31.133***	(-19.22)	-10.098**	(-2.55)	-25.296***	(-14.03)
STATUS	-11.012***	(-5.42)	-4.225***	(-3.76)				
HW	-122.030***	(-3.59)	.992	(.32)	-121.700***	(-3.21)	.760	(.24)
LAMDA	.041	(.01)	1.164	(1.52)	-4.221	(-1.59)	2.072	(.84)
표본수	497		608		343		435	
종속변수평균값	57.22		29.34		53.61		27.55	
R <sup>2</sup>	0.14		0.55		0.07		0.46	

시장임금이 노동시간결정에 미치는 효과는 1985년에는 이론적 기대와 달리 임금수준이 낮을수록 오히려 노동시간이 증가하는 음의 효과가 나타났으나 1992년에는 기대대로 부호는 양이나 통계적으로 유의하지 않다.<sup>9)</sup> 기혼여성의 노동시간이 임금수준의 변화에는 영향을 받지 않는 반면 타소득 수준에 상대적으로 민감하게 반응하는 특성으로 변화했음을 알 수 있다.

9) 1985년 음의 임금효과는 분석에 사용된 자료의 문제라든가, 사용된 분석방법이 적절치 않다든지, 또는 임금변수나 근로시간 변수의 측정오차 때문이라든가 등등의 수많은 원인들로부터 결과한 것일 수 있다. 그러나 1985년의 경우 시간당 임금수준이 상당히 낮음에도 평균임금시간이 57시간이 넘는 장시간노동이었던 점을 감안하면, 취약한 고용여건에서 음의 부호가 결과되었을 가능성도 배제할 수 없다. 다수의 취업여성들이 생계부담으로 낮은 임금에도 불구하고 일을 할 수 밖에 없고 임금수준이 낮기 때문에 더 오랜 시간 일을 하게 됨으로써 음의 임금수준이 결과했을 수 있다는 것이다. 여기서 부의 임금탄력성이 갖는 의미를 전형적인 '후진국형 노동공급 유형'으로 생각해볼 수 있다. '후진국형 노동공급 유형'이란 임금이 일정수준이하인 경우 경제적으로 필요한 비용을 확보하기 위해 보다 장시간의 노동을 하지 않을 수 없기 때문에 임금이 하락하면 노동공급량이 증가하는 현상을 말한다. 선진국의 '고임금·짧은 노동시간'의 정반대의 경우로서 '저임금·장시간노동'의 경우에 해당한다는 것이다.

마지막으로 표본선택편의의 수정항은 두 해 모두 노동시간결정에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이같이 노동시간함수 추정에서는 선택편의수정의 중요성이 확인되지 않는 반면 비임금근로자를 포함한 취업집단의 임금함수추정에서 표본선택에 따른 편의가 발생했다.

이상에서 살펴 본 노동시간함수의 추정결과를 간단히 요약하면 임금근로자와 비임금근로자간에 노동시간의 차가 크고 배우자가 없는 여성의 노동시간이 상당히 길며, 또한 노동시간이 임금수준의 변화에는 영향을 받지 않는 반면 가구의 소득수준에 상대적으로 민감하게 반응한다는 사실을 알 수 있다. 특히 기혼여성의 노동시간공급에서 양의 임금효과는 미미한 반면 음의 타소득효과가 뚜렷하다는 점은 향후 정책개발에 중요한 고려사항이 될 것이다.

### 3. 미국, 일본연구와의 비교

노동공급의 탄력성을 중심으로 우리 나라의 분석결과와 미국과 일본의 연구결과를 비교해 보기로 한다. 경제활동참가에 대한 소득의 탄력성은 두 해 모두 음으로 나타나고 있으며 1992년에 음의 소득탄성치가 훨씬 커졌다. 경제성장으로 사회 전반의 소득수준이 향상하면서 음의 소득효과가 커지고 있음을 알 수 있다. 경제활동참가에 대한 임금탄력성은 1985년에는 음의 탄성치가 나타났으나 1992년에는 양으로 바뀌고 미국을 비롯한 선진국의 연구결과와 마찬가지로 양의 임금탄력성이 음의 소득탄력성 보다 크게 나타나고 있다.

<표 6> 경제활동참가의 요인별 탄력성

	1985		1992	
	Probit A	Probit B	Probit A	Probit B
시장임금		-0.3533		.2245
타가구원소득	-.0021	-0.0185	-0.2036	-.1992
교육년수	-.3531		-0.0441	



노동시간에 대한 탄성치를 보면 1992년의 경우 임금과 소득변수의 부호가 이론적 기대와 일치하지만 임금탄성치가 매우 낮게 나타나 여성의 노동공급이 임금변화에 대해 상당히 비탄력적인 특성을 보임을 알 수 있다. 그리고 음의 소득탄성치가 양의 임금탄력성 보다 크게 나타났다는 점 또한 주요한 특징을 이룬다.<sup>10)</sup>

<표 7> 근로시간의 요인별 탄력성

	1985		1992	
	전 체	임금근로자	전 체	임금근로자
시장임금	-.2510	-.2735	.0165	.0331
타가구원소득	.0043	.0014	-.0974	-.1045

이러한 결과는 경제활동참가와 노동시간 양측면의 노동공급행동에서 여성들의 임금탄력성이 양의 값을 가지며 남성보다 매우 탄력적이고, 양의 임금탄력성이 음의 소득탄력성보다 크다는 미국의 연구결과와 많은 점에서 차이를 보인다.<sup>11)</sup> 반면 일본의 경우 (1) 1960년대만 해도 많은 기혼여성들이 산업의 비공식부문에서 일을 하고 있음에 따라, 미국의 연구결과와 정반대로 음의 임금효과와 음의 학력효과가 확인되었고 이러한 경향은 도시지역만을 분석한 경우도 유사했다. (2) 그러나 1970년대에 들어와 경제성장과 함께 취업여건이 개선되면서 임금효과는 비공식부문을 제외하고 분석한 결과에서 미국여성의 노동력공급패턴과 유사한 경향을 찾을 수 있었다. (3) 1970년대에 들어서면서 대체로 학력의 경우 음의 효과를 유지했으나 임금계수의 부호가 정으로 바뀌어 나타나기 시작했다. 이때 비록 임금효과가 정으로 나타나긴 했지만 이는 음의 소득효과에 비해 탄력치가 작은 것으로써 일본여성들의 노동력공급행동이 시장임금수준에 탄력적이지 않다는 결과가 제시되었다.

이상 일본의 연구결과는 본 연구의 분석결과와 상당부분 일치하고 있음

10) 그러나 92년에는 소득보상후의 순수한 임금탄력성(compensated wage elasticity of supply)  $\gamma = 0.033$ , 총소득탄력성(=  $\hat{w} \cdot \partial L / \partial Y$ ) = -0.017로 나타나 자체임금의 대체효과는 항상 음이라는 이론적 조건을 충족시킨다.

11) 미국과 일본의 연구결과는 부록을 참조할 것.

을 알 수 있다. 다만 일본과 우리 나라의 분석시기에서 차이가 있으나 이러한 차이는 양국간의 경제발전과 산업구조 등 수요여건의 차이와 비슷하다고 볼 수 있다.<sup>12)</sup> 이러한 점을 감안한다면, 본 논문의 분석결과로 나타난 기혼여성 노동공급의 특성은 노동시장에서 최적행위를 하려는 우리 나라 여성 특유의 독립적인 바램이나 선택의 결과라기 보다는 노동시장 전반의 수요측 여건에 의한 현실제약하에서 나타난 것이며 이러한 시장상황에 상응한 가사서비스산업의 낮은 생산성 또한 이들의 자발적인 선택을 크게 제약한 요인이 된 것으로 보인다.

#### IV. 결론

미국의 경우 임금상승이 기혼여성 노동공급증가의 주요한 원인이라는 결론이 실질적으로 모든 연구에서 반복되어 왔다. 그러나 우리 나라의 경우 저학력 여성들이 취업자의 다수를 이루고 고학력여성의 노동시장 진출이 저조한 상황이, 높은 경제성장의 이면에서 적어도 1980년대에 이르기까지 상당기간 지속되었다. 이러한 현실이 1985년의 분석결과에서 나타난 음의 학력효과와 음의 임금효과를 설명해준다고 할 수 있다. 이는 바꾸어 말하면 실질임금수준은 크게 상승하지 않았음에도 불구하고 기혼여성의 노동공급이 이보다 빠른 속도로 증가했음을 의미한다.

그러나 1992년 분석결과에서 기혼여성의 취업구조가 다소의 변화를 겪고 있음을 확인할 수 있다. 무엇보다 시장임금수준이 높을 것으로 기대되는 여성일수록 경제활동참가확률이 높아지는 경향이 뚜렷이 나타난다는 사실이

12) 물론 노동수요측면의 차이 이외에도 아래 표에서 보듯이 학력수준이나 출산유형, 가족형태, 이밖에 가구소득수준 등 공급측면에서의 차이도 고려되어야 하나 노동수요측 여건이 훨씬 지배적이라는 의미이다.

<표> 주요국의 여성관련 지표

	평균 가구원수	초혼연령	합계출산률	대학생남녀비	경제활동 참가율	무급가족종사자비율 87-91
미국	2.7	23.3	2.1	112.0	50	0.5
영국	2.7	23.1	1.8	90.9	46	-
일본	3.1	25.1	1.5	62.7	46	15.2
한국	4.5	24.1	1.8	48.7	40	23.2

자료: 한국여성개발원, 『여성관련 사회통계 및 지표』, Pp.370~81.

1985년과 비교해 주요한 특징을 이룬다. 그러한 변화는 학력이 경제활동에 미치는 음의 효과가 여전하고 노동시간으로 본 노동공급이 시장임금의 변화에 영향을 받지 않는 것으로 나타난 점에서 상당히 완만하게 진행되고 있음을 알 수 있다. 이에 비해 타소득이 높을수록 기혼여성의 노동공급이 감소하는 음의 효과는 경제활동참가와 노동시간의 양측면에서 유의하게 나타났다.

그간 지속적인 경제성장으로 사회전반의 소득수준이 향상하고 생활여건이 많이 나아졌음에도 기혼여성의 취업여건이 그에 상응하는 수준으로 개선되지 못하고 상대적 지체를 보임에 따라, 노동시장에서 실현되는 여성자신의 개인적 소득능력 향상보다는 타소득수준으로 대표되는 기혼여성의 가구특성이 이들의 노동공급에 보다 큰 영향을 미치게 된 것으로 이해된다. 이러한 경향은 저임금과 낮은 사회적 평가를 받는 하위직에서 보다 두드러지게 나타남을 확인할 수 있다.

1992년의 경제활동참가요인분석을 중심으로 하되 노동시간분석결과를 보완해서 기혼여성의 노동공급에 대한 결과를 종합한다면 다음과 같다. 즉, (1) 타소득이 높을수록 기혼여성의 노동공급은 감소할 것이나 (2) 기혼여성의 임금상승의 대체효과가 그것을 상쇄하고도 남을 만큼 강하기 때문에 기혼여성의 노동공급은 증가할 것이다 (3) 그러나 저임금의 사회적 보상이 낮은 하위직에서는 시장임금이 큰폭으로 상승하지 않는 이상 타소득의 음의 효과가 보다 크기 때문에 과거와 같이 고되고 힘든 저임금직에서 기혼여성의 노동공급증가가 집중적으로 이루어질 것으로 기대하기 어렵다고 전망되며 (4) 6세미만의 자녀 유무에 따라 이들의 노동공급이 상당히 탄력적이기 때문에 어린자녀를 돌봐줄 탁아제도가 발달된다면 젊은 고학력의 25~34세 기혼여성의 경제활동참가가 크게 활발해질 것이며 (5) 이들 25~34세 연령층의 변동과 기혼여성의 노동공급에서 이론적으로 기대되는 양의 학력효과가 밀접한 관련을 갖을 것으로 보인다. (6) 또한 무엇보다 산업의 서비스화가 진전되어 여성인력의 진출이 용이해진다면 더 높은 경제활동참가가 이루어질 것이다. 이러한 전망은 산업의 서비스화, 소프트화 등 수요여건의 변화와 함께 여성들의 직업관을 비롯한 의식구조의 변화등 공급측면에서의 변화가 더욱 가속화될 것이라는 낙관적 전제에 그 근거를 둔다. 그러나 기혼여성 노동력의 양적 증대가 과연 노동시장에서의 이들의 지위상승과 양의 관계를 보이며 이루어질 것인가에 대해서는 이론의 여지가 많으며 이에 대해 앞으로 보다 심층적인 연구가 있어야 할 것이다.

본 논문의 결과가 다음과 같은 점에서 한계가 있음을 마지막으로 지적해야 할 것 같다. 무엇보다 기혼여성의 노동공급에 관한 선행연구가 부족하다는 사실에서 결과해석에 주의를 요한다. 미국의 경우 그 많은 연구 성과들이 있음에도 불구하고 연구마다 각각의 분석결과들이 상당히 다양하게 나타나고 있으며, 그에 따라 이들이 궁극적 목표로 하는 정책목적에 유용하지 못하다는 문제제기가 계속되고 있다. 우리 나라의 경우 선행연구가 적고 게다가 이 분야의 연구들이 이용한 자료나 분석모델, 그리고 변수의 선택 등에 따라 그 결과가 상당히 민감하게 반응한다는 점을 감안할 때 본 논문의 결과가 결정적이 될 수 없음을 분명히 한다. 앞으로 이 분야의 연구가 보다 활성화되는 과정에서 검토될 것으로 기대한다. 그리고 각국의 노동시장 여건의 차이에 따라 기혼여성들의 노동력공급구조가 상당 부분 영향을 받는 만큼 이러한 차이를 모델 내에서 설명할 수 있는 방안의 모색에 더 많은 관심이 모아져야 할 것이다.

### <참고문헌>

- 김수곤(1994), 「여성인력이 국민경제에 미치는 영향」, '94 남녀고용평등 실현을 위한 심포지움, 한국여성단체협의회.
- \_\_\_\_\_ · 심경옥(1984), 『한국여성의 경제활동 참가요인분석』, 한국개발연구원.
- 박명수(1991), 『중장기노동력수급전망』, 한국노동연구원.
- 신영수(1991), 「여성인력의 노동공급행태 분석」, 『여성노동시장의 중장기 전망과 정책과제』, 한국노동연구원.
- 장현준(1986), 「경제활동참가 및 근로시간의 동시적 결정구조분석」, 『한국개발연구』 8(3).
- 한국여성개발원(1985), 「제1차 여성취업실태조사」.
- \_\_\_\_\_ (1992), 「제2차 여성취업실태조사」.
- Amemiya, Takeshi(1981), "Qualitative Response Models: A Survey,"

- Journal of Economic Literature* 14: 1483~536.
- Boskin, M. J., "The Economics of Labor Supply," in Cain and Watts, eds., *Income & Labor Supply*, Pp.163~81.
- Cogan, J.(1980), "Married Women's Labor Supply: A Comparison of Alternative Estimation Procedures," James P. Smith(eds), *Female Labor Supply*, Pp.90~118.
- Heckman, James(1974), "Shadow Prices, Market Wages, And Labor Supply," *Econometrica* 42(4): 679~94.
- Heckman, James(1980), "Sample selection bias as a specification error," James P. Smith(eds), *Female Labor Supply*, Pp.206~48.
- Hill, M. Anne(1981), "Female Labor Supply in Japan: Implication of the informal Sector For Labor Force Participation and Hours of work," *The Journal of Human Resources* 24(1): 143~61.
- Killgsworth, Mark R. & Heckman, James(1986), "Female labor Supply: A Survey," O. Ashenfelter & R. Layard(eds), *Handbook of Labor Economics*, Pp.103~204.
- Maddala, G. S.(1983), *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge university press.
- Nakamura, A. and Nakamura, M.(1992), "The Econometrics of Female Labor Supply and Children," *Econometric Reviews* 11(1).
- Soo Hee, C. K.(1991), Married Women's Labor Force Participation and Employment Patterns: The Case of Korea, Doctoral Thesis, University of Illinois at Chicago.
- Hill, M., Anne(1982), "女子勞動力率의 日米比較", 일본 노동교학잡지, Pp.14~25, 島田晴雄, 青家 外(1981), 『勞動市場機構의 研究』, 經濟企劃廳經濟研究所.

&lt;부표 1&gt; 임금함수 추정결과

변 수	전 체				임 금 근 로 자			
	1985		1992		1985		1992	
	계수	t	계수	t	계수	t	계수	t
CONSTANT	.0286	.321	-2.3172***	-4.751	.1205	1.330	-.5251	-1.333
AGE	-.0007	-.187	.1040***	5.059	-.0059	-1.505	.0348**	2.107
AGESQ	.0000	.503	-.0014***	-5.314	.0001	1.885	-.0004**	-2.072
EDN	.0095***	8.336			.0111***	9.766		
EDU2			.2032***	4.712			.1586**	4.377
EDU3			.5094***	8.724			.6200***	12.998
EXP			.0414***	5.867			.0180***	3.030
EXPSQ			-.0005***	-2.913			-.0003**	-2.455
D1	-.0070	-.792	.0384	.846	-.0119	-1.353	-.0390	-1.071
D2	-.0026***	-2.706	.1335***	2.831	-.0232***	-2.394	.0108	.277
D4	-.0125	-1.278	.1049	1.365	-.0182	-1.860	.0502	.797
LAMDA	.0256	1.012	-.5390***	-4.743	.0518	1.974	-.0296	-.308
R <sup>2</sup>	.209		.236		.302		.355	
관찰값수	497		608		343		435	

<부표 2> 미국의 연구결과

연구		임금탄력성		소득탄력성	
		소득보상전	소득보상후		
Boskin(1977)	백인여성	0.19	0.29	-0.10	
	흑인여성	0.70	0.77	-0.07	
Hall(1973)	백인여성	4.60	2.50	2.10	
	흑인여성	1.66	0.26	1.40	
Gramm(1974)		0.85	0.85	≅ 0	
Gramm(1975)		0.68	0.68	≅ 0	
Wales & Woodland(1976)		0.01~-0.02	n.a	n.a	
Wales & Woodland(1977)	자녀 有	-0.03~-0.35	n.a	n.a	
	자녀 無	0.20~ 0.27	n.a	n.a	
Masters & Garfinkel(1977)		0.43	0.49	-0.06	
H.Rosen(1976a)	年間 근로시간	1.90	n.a	n.a	
	週當 근로시간	1.30	n.a	n.a	
H.Rosen(1978)	CES효용함수	-0.16	0.26	-0.42	
Leuthold(1978b)	백인여성	0.05~0.16	0.06~0.18	n.a	
	흑인여성	0.10~0.13	0.09~0.13	n.a	
Layard(1978)	영국	0.66	0.84	-0.19	
Greenhalgh(1980)		0.72	0.80	-0.08	
Glaister, McGlone & Ruffel(1981)	영국	0.09	0.09	0.00	
표본	분석절차				
Heckman (1976C)	30-44세 백인여성	Procedure IV	1.46	1.48	-0.02
		Procedure VI	4.31	4.35	-0.04
Cogan (1980)	30-44세 백인여성	Procedure II	1.14	1.17	-0.03
		Procedure III	3.50	3.60	-0.10
		Procedure VI	2.83	2.91	-0.09
Schultz (1980a)	35-44세 백인여성	Procedure I	0.16	0.21	-0.05
		Procedure II	0.13	0.19	-0.05
		Procedure III	0.65	0.83	-0.18
	35-44세 흑인여성	Procedure I	0.60	0.34	0.26
		Procedure II	0.42	0.41	0.01
		Procedure III	1.04	0.56	0.48
Trussell & Abowd (1980)	25-54세 백인여성		4.50	n.a	-0.41
	25-54세 흑인여성		2.93	n.a	≅ 0
Hecman (1980)	30-44세 백인여성	Procedure IV	2.26	2.26	≅ 0
		Procedure VI	1.47	1.47	≅ 0

Cogan (1980b)	30-44세 백인여성	Procedure VI	2.45	2.64	-0.19
		OLS	0.89	0.93	-0.04
		Procedure VII	1.14	1.19	-0.05
Cogan (1981)	30-44세 백인여성	Procedure VI	2.10	2.18	-0.08
		Procedure VII	0.65	0.68	-0.03
Nakamura & Nakamura (1981)	30-34세		-0.27	0.23	-0.50
		35-39세	-0.31	-0.12	-0.19
		40-44세	-0.09	0.18	-0.27
Dooley (1982)	백인여성	30-34세	3.66	4.14	-0.48
		35-39세	15.24	15.35	-0.11
		40-44세	4.28	4.73	-0.45
	흑인여성	30-34세	0.67	1.01	-0.35
		35-39세	-0.34	-0.17	-0.17
	40-44세	-0.89	-1.06	0.18	
Ransom(1982)	배우자연령이 30-50세인	기혼여성	0.40~0.42	0.46~0.50	-0.05~-0.09
Hausman(1980)	흑인여성가구주		0.05	0.16	-0.11
Hausman(1981a)	배우자 있는	기혼여성	0.91~1.00	0.44~0.50	-0.45~-0.47
		여성가구주	0.46~0.53	0.58~0.77	-0.12~-0.24
Layard, Barton, & Zabalza(1980)	60세미만	기혼여성(영국)			
		Procedure I	0.43	0.49	-0.06
		Procedure II	0.08	0.09	-0.02
		Procedure III	0.78	0.97	-0.19
Zabalza(1983)	60세미만	기혼여성(영국)	1.59	1.82	-0.23
		ML; Ordered Probit 분석			
Ashworth & Ulph (1981a)	65세미만	기혼여성(영국) OLS	-0.09~-0.21	-0.04~-0.23	0.02~-0.05
		ML	0.63	0.84	-0.21
Ruffel (1981)	65세미만	기혼여성(영국) OLS	-0.00	0.04	-0.04
		ML	0.43	0.51	-0.08
Franz & Kawasaki(1981)		기혼여성(서독)	1.08	1.28	-0.20
Franz(1981)		기혼여성(서독)	1.37	1.66	-0.29

주: 1) 이들 탄성치는 연간노동시간을 기준으로 한 것이며, n.a.는 계산이 가능하지 않은 것을 의미한다. 총소득탄력성(Total-income elasticity)는  $W(\partial H/\partial I)$ 로 정의된다.

2) 추정기법: OLS는 통상최소자승법; ML은 최우추정법

3) Procedure I: 1단계로 취업자를 대상으로 임금함수를 추정해서 이들 추정치를 이용, 표본전체에 대해 수단변수 $\hat{W}$ 를 도출한다. 2단계로 수단변수 $\hat{W}$ 와 비취업자의 노동시간을 0로 처리해서 OLS로 노동시간함수를 추정한다.

Procedure II: 취업자만을 대상으로 노동시간함수를 추정한다.

Procedure III: 수단변수 $\hat{W}$ 를 이용해서 Tobit분석을 한다.

Procedure IV: 노동시간함수에서  $W$ 가 내생적이라는 가정하에 축약형식으로 노동시간함수를 추정한다.(Heckman의 축약형식)

Procedure V: Tobit을 이용해서 축약형식으로 노동시간함수를 추정한다.

Procedure VI: Tobit을 연립방정식체계로 확장한다(Heckit로 불림).

Procedure VII: 1단계로 프로빗식을 이용해서  $\lambda$ 값을 구하고 2단계에서  $\lambda$ 를 이용해서 임금식을 추정한다. 마지막으로 취업자의 근로시간식을 축약형으로 추정한다.

Procedure VIII: Procedure VII과 2단계까지는 동일하나 3단계에서  $W$ 를 축약형으로 처리하는 것이 아니라 수단변수 $\hat{W}$ 를 이용하며 이때  $\hat{W}$ 는 선택편의가 보정된 것이다.

자료: Killingsworth. M., *Labor Supply*, Pp.196~99.



<부표 3> 일본의 연구결과

		여자임금 (근로수입)	학교교육	남자임금 (근로수입)	추정 방법
집	Umetani, 1965, 유배우여성 일본 전체	-1.00* (-0.54)*	-3.33(-0.84)	-0.31* (-0.25)*	OLS
	비농가	-3.25* (-1.69)	-0.58*(-0.99)*	0.15 (0.06)	
계	1960, 농업제외 전체여자 30-34세	-2.54	1.99 -0.16	0.89 -0.52	OLS
	Nagano, 취업구조기본조사 1971, 현별 30-34세		-14.73**(-3.1)	-0.58*(-0.92)	
이	40-44세		-7.37* (-1.12)	-0.44*(-0.91)	OLS
	50-54세		-2.96 (-0.49)	-0.47*(-0.63)	
	1977, 현별 30-34세		-9.08* (-1.99)	-0.19*(-0.72)	
	40-44세		-4.26 (-0.67)	-0.16*(-0.48)	
50-54세		-3.29 (-0.53)	-0.14*(-0.38)		
타	Hill, 1970, 현별, 전체여자 임금근로자만을 취업자로 처리	0.12*	-	-0.14(-0.52)	GLS
가	Hill, 1981, 동경수도권 유배우여성 임금근로자	0.95*	-0.08*	-0.38	다항 로지
	가족종사자	-0.94*	0.17	0.68	
	임금근로자	-	0.001	-0.17*	
	가족종사자	-	0.01*	-0.32	
계	Shimada, 취업구조기본조사 1974 25-34세	-0.14x10 <sup>-4</sup> (-0.033)	-	-0.36x10 <sup>-3</sup> (-0.28)	LOGIT
	35-49세	0.28x10 <sup>-4</sup> ( 0.037)	-	-0.30x10 <sup>-3</sup> (-0.16)	
	50세이상	0.45x10 <sup>-4</sup> (0.075)	-	-0.40x10 <sup>-4</sup> ( 0.02)	
조	1977 25-34세	-0.29x10 <sup>-4</sup> (-0.295)	-	-0.32x10 <sup>-3</sup> (-0.31)	LOGIT
	35-49세	0.07x10 <sup>-4</sup> ( 0.011)	-	-0.27x10 <sup>-3</sup> (-0.18)	
	50세이상	0.46x10 <sup>-4</sup> ( 0.158)	-	-0.23x10 <sup>-4</sup> (-0.02)	

주: 1) \*는 10%수준에서 통계적으로 유의한 것을 나타냄.

2) 괄호안의 수치는 탄성치를 나타냄

자료: Hill, M., 『여자노동력률의 일미비교』, p.22에서 재인용한 것임

