

남편의 미취업이 여성배우자의 노동공급에 미치는 영향

박진희*

본 연구는 KLIPS 1~10차년도 개인 및 가구자료의 연결패널자료와 동태적 임의효과프로빗모형을 이용하여 유배우 기혼여성의 취업선택에 남편의 미취업이 어떠한 영향을 미치는지에 대해 분석해보았다. 분석결과에 의하면, 첫째 마코프 이행확률 및 동태적 임의효과프로빗모형 분석결과 개인 간의 미관측 이질성을 통제한 후 유배우 기혼여성의 전기($t-1$ 기) 취업여부가 현재의 취업여부에 매우 유의한 영향을 미치고 있어 상태의존효과가 있는 것으로 나타났다. 둘째, 6세 이하 자녀수는 유배우 기혼여성의 취업에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타나 기존의 연구결과를 다시 한 번 확인하는 결과를 보였으나 기혼여성의 소득을 제외한 가구소득은 유배우 기혼 여성의 취업에 중립적인 영향을 미치는 결과를 보여 선행연구결과와 차이를 보였다. 셋째, 남편의 미취업상태는 기혼여성의 경우 취업상태에 부정적인 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다. 개인 간의 이질성 및 상태의존성을 통제한 후에도 실망실업효과가 우리나라 노동시장에 지배적으로 나타났다. 이러한 분석결과 즉 상태의존성이 존재하고, 가구내 소득효과가 거의 없고, 실망실업효과가 지배적으로 나타나는 원인은 선택적 결혼 assortative mating 현상이 존재하기 때문으로 추정된다. 즉, 선택적 결혼 효과가 있기 때문에 동일한 노동시장환경에 직면하고 있는 가구의 구성원은 노동공급에 대한 참여정도가 유사하게 나타나기 때문이다. 따라서 기혼여성의 노동시장참여를 높이기 위해서는 이들의 자신의 인적자본축적정도, 일자리탐색 비용 등 노동시장 진입장벽 등의 요인을 제거할 필요가 있음을 정책적으로 시사한다.

1. 서론

최근 고용지표에서 주목할 만한 것은 중장년층 남성의 비경제활동인구 중 ‘특별한 활동 없이 쉬고 있는’ 유휴비경제활동인구의 증가이다. 2008년 6월 중장년층 남성 유휴 비경제활동인구는 506천 명으로 전체 유휴 비경제활동인구의 약 54%정도를 차지하고 있다. 이러한 남성 핵심노동계층의 유휴인력화는 그들의 비구직이유와 전직특성을 고려할 때 건설 및 내수 산업의 경기침체¹⁾에 따른 것

* 한국고용정보원 부연구위원

1) 2008년 6월 현재 중장년층 유휴 경제활동인구의 57%가 ‘근처에 일거리가 없을 것 같아서’, ‘이전에 찾아보았지만 일거리가 없었기 때문에’ 등의 비자발적 이유로 유휴 비경제활동상태로 머물러 있는 것으로 보인다. 또한 남성 중장년층 유휴 비경제활동인구의 전직 특성을 보면, 이직한지 6개월 이내가 78%였고, 제조업,

으로 보인다. 이러한 경기적 요인에 따른 남성의 유희인력화는 Becker(1985)가 말하는 ‘가족이라는 공동체의 효용을 증대시키기 위해 여성은 가사노동 그리고 남성은 시장노동을 선택하는 노동분업 구조’에 영향을 미쳐 여성의 노동시장참가 선택에 긍정적이든 부정적이든 영향을 미칠 것이다.

노동경제학에서는 남편의 미취업 상태가 여성 노동공급에 미치는 영향을 다음과 같은 두 가지 효과로 설명하고 있다. 하나는 가구 내 주 수입원이던 남편의 실업 또는 노동시장에서의 퇴장은 가구소득을 유지시키기 위해 여성배우자로 하여금 노동시장 참가를 선택하게 하거나 또는 이미 고용되어 있는 경우 노동시간을 늘리는 등 노동공급을 증가시키게 된다는 것이다. 이것이 소위 부가노동효과(added worker effect)이다. 다른 하나는 남편의 미취업상태가 여성 배우자로 하여금 노동시장 상황이 어렵다는 것을 인식하게 하는 정보로서 역할을 하여 구직활동을 중단하고 노동시장 퇴장이라는 선택을 하게 할 수 있다는 것이다. 이것이 실망실업효과(discouraged worker effect)이다. 이러한 효과는 가구별로 다르게 나타날 것이기 때문에 결국 노동시장의 결과는 남편의 미취업 상태에 대한 여성배우자의 두 가지 노동공급효과 중 어느 효과가 지배적이냐에 달려있다.

이러한 분석은 진정한 실업정도를 파악하는데 유용하다. 만일 실망실업효과가 지배적이라면, 취업을 희망하지만 구직활동을 하지 않는 사람들이 실업통계에 잡히지 않기 때문에 ‘숨어있는’ 실업자가 존재하고 있음을 알 수 있으며, 공식실업통계가 과소평가되어있다는 것을 알 수 있다(Cem Baslevant & İnaOnaran, 2003).

본 연구의 목적은 우리나라 노동시장에서 남편의 미취업상태에 대한 여성배우자의 노동공급효과 중 부가노동효과가 지배적인지 또는 실망실업효과가 지배적인지에 대해 살펴보고 이러한 현상이 나타나는 원인에 대해 분석하고자 한다.

본 연구는 남편의 미취업이 기혼여성의 노동시장참여에 미치는 영향을 분석한 거의 최초의 연구이며, 분석방법에 있어서도 기존과 달리 개인의 비관측 이질성과 초기조건을 통제할 수 있는 동태적 분석방법을 택하고 있다는 점에서 기존의 여성노동공급관련 연구에 공헌하고 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장은 남편의 미취업상태가 여성배우자의 노동공급에 미치는 영향을 분석한 선행연구들을 살펴보고, 제3장에서는 실증분석을 위해 사용한 자료와 분석방법을 설명하며, 제4장에서는 실증분석결과를 제시한다. 제5장에서는 본 연구의 요약 및 정책적 시사점을 도출한다.

II. 선행연구

가구 내에서 남성의 미취업상태가 여성 배우자의 경제활동선택에 미치는 영향에 대해 실증 분석

건설업, 개인서비스등의 산업에서 일용, 임시 근로자로 종사하였던 저학력자로 나타나 건설 및 내수 산업의 경기침체 영향이 고용불안정계층에 직접적으로 영향을 미치고 있다고 추정된다 (이시균외, 2008참조).

한 국내 문헌은 거의 없다. 국내에서는 수행된 기혼여성의 노동공급에 대한 연구는 가구가 아닌 여성개인의 관점에서 여성의 총 노동시간(황윤재·최강식, 1998;성지미·차은영, 2001) 또는 임금(서병선·임찬영, 2004) 그리고 노동시장참가여부 또는 취업여부의 이항선택변수(이효수, 1990;김지경·조유현, 2001;황수경, 2002; 최형제, 2008)등을 종속변수로 하여 학력, 연령, 경력 등 개인 속성변수와 자녀수, 남편임금, 남편의 종사상지위, 가구소득 등 가족관련 변수 등을 설명변수로하여 이들 변수가 여성개인의 노동공급에 미치는 영향을 분석한 연구가 주를 이루고 있다.

가구 내에서 남성의 미취업상태가 여성 배우자의 경제활동선택에 미치는 영향에 대해 실증 분석한 외국문헌은 기혼 여성의 경제활동선택모형을 활용하여 설명변수로 남성의 미취업상태변수를 추가하여 분석한 연구들이 있다.

이러한 연구결과들 중 실망실업효과가 지배적이라는 결과를 보인 연구는 Davies et. al.(1992), Giannelli & Micklewright(1995), Del Boca et. al.(2000) 등이다.

영국의 경우를 분석한 Davies et. al.(1992)은 SCLEI(Social Change and Economic Life Initiative)자료의 직업력 자료를 이용하여 패널데이터를 이용한 동학모형을 통해 남편이 고용상태에 있는 기혼여성보다 실업상태에 있는 기혼여성이 노동시장에 참여할 가능성이 낮게 나타난다는 것을 분석하였다. 이에 대해 커플의 상태 의존적 특징 때문이라고 분석하고 있다.

독일의 경우를 분석한 Giannelli & Micklewright(1995)는 독일 패널자료를 이용하여 가계내 남편의 실업이 기혼여성의 노동공급에 마이너스 영향을 미치는 원인에 대해 분석하였다. 그의 주된 연구결과는 남편의 단기적인 실업은 기혼여성의 노동공급에는 영향을 미치지 못하며, 남편의 실업급여 수급이 여성의 노동공급에 마이너스영향을 미치는 요인이라고 분석하였다. 그러나 남편이 노동시장에서 퇴장하였을 때는 여성의 노동공급을 높인다는 것을 보였다.

이탈리아 기혼여성의 고용결정에 관한 연구를 통해 Del Boca et. al.(2000)는 남편과 부인의 고용속성과의 관계에 초점을 두고 여성의 고용이 남편의 실업에 대한 보상인지 일하고자하는 성향 때문인지에 대해 분석하였다. 분석결과 선택결혼 현상이 나타나고 있으며 여성의 일하고자 하는 성향이 남편의 실업과 소득수준과 관련된 변수보다 노동시장참여의 결정에 더 중요한 결정요인이라는 것을 보였다.

실망실업효과가 지배적이라는 이상의 논문들과 달리 부가노동효과가 지배적이라는 결과를 보인 연구는 Juan Prieto-Rodriguez&Cesar Rodriguez-Gutierrez(2000)와 Cem Baslevent & İnaOnaran(2003)이다.

스페인 노동시장을 분석한 Juan Prieto-Rodriguez&Cesar Rodriguez-Gutierrez(2000)는 SCBC-91(Structure, Coscience and Biography of Class of the year 1991)자료를 이용하여 프로빗, 서수적 프로빗모델 등을 이용하여 부가노동효과가 존재하는지에 대해 검증하였다. 분석결과 여성의 노동시장참가는 여전히 남편의 경제활동상태에 영향을 받으며, 남편이 실업인 경우 여성의 노동시장참가는 증가한다는 결론을 도출하고 있다.

터키 노동시장을 분석한 Cem Baslevent & İnaOnaran(2003)도 가구노동력조사자료를 이용하여

이항프로빗 모형을 분석한 결과 부가노동효과가 실망실업효과에 비해 지배적이라는 결론을 제시하였다.

Edward & Robert의 연구에 따르면, 부가노동효과는 저소득국가에서 유의하게 나타나며, 중진국에서는 유의하지 않았고, 고소득국가에서는 그 효과가 없다는 것을 밝혔다(Cem Başlevent & İnaOnaran,2003에서 재인용).

한편, 부가노동효과보다 실망실업효과가 유의하게 나타나는 이유에 대해 이들 선행연구에서는 생애주기적 측면에서의 효과, 선택적 결혼효과, 실업급여 등 복지제도의 존재에 의해 설명하고 있다. 먼저, 남편의 실업가능성을 실업이 되는 그 시점 이전에 알 수 있고 배우자인 여성의 노동공급은 실업이 발생하기 전에 노동시장참가를 결정하기 때문에 실업 그 시점에서는 부가노동 효과가 작다고 설명하고 있다(Stephan, 2002). 둘째, 선택적 결혼은 배우자를 선택함에 있어서 임의적으로 선택하는 것이 아니라 비슷한 경제사회적 환경을 갖춘 상대를 배우자로 선택하는 경향을 말한다. 즉 교육수준이 높은 여성은 교육수준이 높은 남성과 결혼할 가능성이 높고, 이 여성은 교육수준이 낮은 여성에 비해 노동시장에서 더 많은 기회를 얻을 수 있다는 것이다. 반대로 교육수준이 낮은 여성의 경우 교육수준이 낮은 남성과 결혼할 가능성이 높아 교육수준이 높은 여성에 비해 노동시장에서 얻을 수 있는 기회가 제한된다는 것이다. 따라서 만약 선택적 결혼이 존재한다면 가구의 구성원은 동일한 노동시장에 직면하기 때문에 남편의 미취업에 따른 여성의 노동공급에 관한 선택은 부가노동효과 보다는 실망실업효과가 더 크게 나타난다는 것이다. Juan Prieto-Rodríguez&Cesar Rodríguez-Gutiérrez(2000), Del Boca et. al.(2000) 등은 선택적 결혼효과가 존재하고 있다고 설명하였다. Juan Prieto-Rodríguez&Cesar Rodríguez-Gutiérrez(2000)에 따르면 Meloney(1991)는 실망실업효과의 존재 이유 중 선택적 결혼을 가장 중요한 요인으로 설명하고 있다.

마지막으로 실업급여제도의 존재는 실업이전에 받는 소득의 일정부분을 수급기간동안 받게 되므로 배우자인 여성은 노동시장의 참가를 미루게 된다는 것이다.

이상의 선행연구결과를 정리하면, 노동시장에 지배적인 부가노동효과 또는 실망실업효과는 국가별로 차이가 있으며, 영국, 독일, 이탈리아 등 고소득국가의 경우 실망실업효과가 크게 나타났다. 연구 방법론적으로는 단순한 프로빗 또는 순위프로빗분석을 이용한 연구(Juan Prieto-Rodríguez&Cesar Rodríguez-Gutiérrez,2000), 여성노동공급의 의사결정이 가구내에서 이루어지므로 여성의 노동공급에 대한 선택이 부부간에 결합되어있다는 것을 설명하기 위해 Bivariate probit model을 이용하거나(Cem Başlevent & İnaOnaran,2003), 미관측이질성을 통제하기 위해 패널분석을 하거나 (Del Boca et. al, 2000;Giannelli & Micklewright,1995), 가구내 여성의 노동공급이 부부의 상태의존성에 의해 영향을 받는다는 것을 분석하기 위해 동학모형을 이용한 연구(Davies et. al.,1992) 등이었다.

본 연구에서는 이상의 선행연구에 의거하여 우리나라의 경우 남편의 미취업이 여성의 노동공급에 미치는 영향 중 부가노동효과가 크지 아니면 실망실업효과가 크지에 대해 동학적 패널프로빗모

형을 이용하여 분석해보고자 한다.

III. 분석모형 및 분석자료

1. 분석모형

남편의 미취업이 여성의 노동공급에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 여성 노동공급에 미칠 수 있는 개인 간의 관측, 미관측 이질성들과 상태의존성 등을 적절하게 통제해야한다. 그렇지 않으면, 지배적으로 나타나는 부가노동효과 또는 실망실업효과 존재가 과대평가되거나 과소평가될 수 있기 때문이다. 여기서 개인 간의 이질성은 남편의 미취업의 가구환경에 대해 개인들이 가지는 일에 대한 태도, 선호 등의 특성 때문에 노동공급에 대한 의사결정에 영향을 미칠 수 있고, 상태의존성은 과거의 노동공급의 의사결정이 현재의 의사결정에 지속적으로 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 지속성이 상대적으로 변하지 않는 개인들의 일에 대한 선호, 동기, 생산성 등 차이 등 미관측 이질성 때문인지 아님 습관, 인적자본축적, 탐색비용 등 노동시장진입장벽 등 상태의존성 때문인지에 따라 노동시장 및 사회정책은 매우 다른 효과를 가질 수 있기 때문이다(Keane&Sauer,2007).

따라서 본 연구에서는 이러한 요인들을 통제할 수 있는 동태적 임의효과 프로빗 모형(Dynamic random effect probit model)을 이용하여 분석하고자 한다.

기혼여성이 취업상태이면 1, 그렇지 않으면 0의 값 일 때 t기 유배우 기혼여성 i 의 취업선택은 다음과 같은 동태적 모형을 추정하는 것이다.

$$y_{i,t}^* = \gamma y_{i,t-1} + x'_{i,t} \beta + u_{i,t} \quad (1)$$

위 식에서 $y_{i,t}^*$ 는 잠재종속변수이고, $y_{i,t}$ 는 관측된 이항결과변수이다.

$$\text{즉, } y_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{i,t}^* \geq 0 \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

여기서 $x_{i,t}$ 는 설명변수들이며, $y_{i,t-1}$ 는 $y_{i,t}$ 와 구조적관계에 있다는 것을 보여주기 위한 변수이다. 그런데 $y_{i,t}$ 와 $y_{i,t-1}$ 는 과거의 경제활동상태가 현재의 경제활동상태를 결정짓는 보이지 않는 특성과 밀접한 관계에 있을 가능성이 높기 때문이다. 이를 해결하기 위해서는 유배우 기혼여성의 보이지 않는 이질성을 통제해야하는데 여기서는 오차항 $u_{i,t}$ 가 다음의 관계를 갖는다고 가정한다.

$$u_{i,t} = \alpha_i + v_{i,t} \quad (2)$$

(2)식을 (1)에 대입하면

$$y_{i,t}^* = \gamma y_{i,t-1} + x'_{i,t} \beta + \alpha_i + v_{i,t} \quad (3)$$

(3)식을 추정할 때 임의효과프로빗모형은 $y_{i,t-1}$ 의 존재로 인해 일관된 추정치를 얻지 못하는데

이는 초기조건이 개인의 보이지 않는 이질성과 상관되어있기 때문이다(Hsiao, 1986 김우영·권현지 (2008)에서 재인용).

Heckman(1981)이 제안한 잠재변수의 초기조건에 대한 축약된 방정식은 다음과 같다.

$$y_{i,1}^* = z'_{i,1}\pi + \eta_i \quad (4)$$

여기서 $z_{i,1}$ 은 설명변수의 초기 값(즉 $x_{i,1}$)을 포함한 외생적인 도구변수이고, η_i 는 α_i 와 상관되어있다. 그러나 2기 이후부터는 상관되어있지 않다. 따라서 $\eta_i = \theta\alpha_i + u_{i,1}$ (5)

여기서 α_i 와 $u_{i,1}$ 은 서로 독립적이다. 만약 $u_{i,1}$ 이 2기 이후 $u_{i,t}$ 와 같은 분포를 한다고 가정하면, 초기의 잠재변수는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$y_{i,1}^* = z'_{i,1}\pi + \theta\alpha_i + u_{i,1} \quad (6)$$

여기서 z 는 1기의 x 변수 값을 포함할 수 있다.

이를 다시 주어진 α_i 하에서 개인 i 의 관측된 가능성은 $u_{i,t}$ 가 독립이라고 가정하여 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\Phi[(z'_{i,1}\pi + \theta\alpha_i)(2y_{i,1} - 1)] \prod_{t=2}^T \Phi[(\gamma y_{i,t-1} + x_{i,t}'\beta + \alpha_i)(2y_{i,t} - 1)] \quad (7)$$

우도함수로 도출하면,

$$\prod_i \int_{\alpha^*} [\Phi[(z'_{i,1}\pi + \theta\sigma_\alpha \alpha^*)(2y_{i,1} - 1)] \prod_{t=2}^T \Phi[(\gamma y_{i,t-1} + x_{i,t}'\beta + \alpha_i)(2y_{i,t} - 1)] dF(\alpha^*) \quad (8)$$

여기서 F 는 $\alpha^* = \alpha/\sigma_\alpha$ 의 함수이다.

그런데 $u_{i,t}$ 가 자기상관되어있다면 복잡한 추정과정을 거쳐야 한다. 여기서는 $u_{i,t}$ 가 AR(1) 또는 MA(1)과정을 따른다고 가정하여 해결 할 수 있다.

우도함수를 도출하면,

$$L^* = \prod_{i=1}^N \left[\frac{1}{R} \sum_{r=1}^R [\Phi((2y_{i,1} - 1)a_{i,1}) \prod_{t=2}^T \Phi((2y_{i,t} - 1)a_{i,t}^r)] \right] \quad (9)$$

이 때, Hyslop(1999)와 Stewart(2005)는 (9)식의 앞부분에서 오차항 $u_{i,t}$ 가 다음과 같은 관계가 있다고 가정하고 있다.

$$u_{i,t} = \rho u_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

이때 $-1 < \rho < 1$ 이다.

뒷부분의 오차항 $u_{i,t}$ 는 1계이동평균과정으로 가정하면 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$u_{i,t} = \epsilon_{i,t} - \mu\epsilon_{i,t-1} \quad (6)$$

따라서 (8), (9)식의 추정은 초기조건의 문제2)를 해결하기 위해 두 단계로 추정된다.

이러한 방식은 초기조건을 무시하면서 발생하는 편의를 교정하여 일관된 추정치를 제공한다는

2) 초기조건의 문제란 조사에서 관찰된 기간의 처음시점의 조건이 개인이 실제사건을 경험한 확률적 과정의 처음시점의 조건이 다른데서 발생하는 문제이다(석상훈, 2008).

점에서 바람직하다.

2. 분석자료

본 연구에 사용된 자료는 한국노동연구원의 ‘한국노동패널(이하 KLIPS)’의 지난 10년간의 자료를 패널화한 것이다. KLIPS자료는 1차자료 조사 당시 비농촌지역에 거주하는 5,000개의 표본가구의 가구원을 대상으로 매년 경제활동 및 노동이동, 소득, 교육, 직업훈련, 사회보험 등에 관해 추적 조사하는 종단면 조사로 가구자료와 개인자료, 직업력 자료가 구축되어 있어 개인의 노동생활과 관련된 변수가 총 망라되어있고 패널데이터라는 장점이 있다.

이 글의 중심논의가 되는 남편의 경제활동상태가 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향은 기혼여성 개인의 시장노동에 대한 성향, 선호 등에 의해 경제활동의 선택결정이 영향을 받기 때문에 편의가 없는 추정을 위해서는 개인 간의 이질성 문제를 통제해야한다.

본 연구에서는 가구 내에서 미취업상태인 남성과 그 배우자인 여성의 노동공급행태를 살펴보기 위해서 기혼이면서 배우자가 있는 여성을 분석대상으로 하여 가구번호와 가구주와의 관계를 이용하여 개인자료와 가구자료를 결합하여 유배우 기혼여성을 연결패널자료(balanced panel data)로 구성하였다. 이로써 지난 10년의 기간에 대해 배우자 있는 기혼 여성의 연령, 학력 등 개인적 속성, 가구소득, 6세미만 자녀수 등가구환경, 남편의 경제활동상태 등의 변수를 얻을 수 있다.

이에 따라 분석에서 사용된 관측치는 유배우 기혼여성가구 1,770가구이며 이들 표본의 특성은 <표1>와 같다.

<표 1> 변수 및 기초통계

변수정의	평균	표준편차
유배우 기혼여성의 취업여부	0.47	0.50
연령	47.29	11.22
연령 ²	2361.85	1126.00
고학력더미(전문대이상=1)	0.11	0.31
수도권지역더미(수도권=1)	0.40	0.49
기혼여성제외 가구소득	2218.58	4670.44
6세미만 자녀수	0.23	0.55

분석에 사용한 종속변수는 배우자 있는 기혼여성의 취업 여부이며, 독립변수는 유배우 기혼여성의 전기의 취업여부변수, 연령, 학력 등 인적속성변수와 배우자의 미취업여부, 지역을 나타내는 수도권지역더미, 기혼여성의 소득을 제외한 가구소득, 6세미만의 자녀수 등 가구관련변수 등을 포함하였다. 종속변수를 노동시장의 참가여부가 아닌 취업여부로 한 이유는 여성의 경우 실업상태에 머무르기보다는 취업↔비경활로의 양방향이동이 일반적이라는 판단에서 이다.

한편, <표2>에 나타난 유배우 기혼여성의 취업여부에 대한 이행확률을 보면 다음과 같다. 전기(t-1기)에 취업이었던 유배우 기혼여성이 다음 기(t기)에 취업상태를 유지할 확률은 88.3%였으나 전기에 취업이었던 유배우 기혼여성이 미취업으로 이행할 확률은 11.7%에 불과하였다. 이러한 현상은 미취업의 경우에도 유사하게 나타난다. 즉, 전기에 미취업이었던 유배우 기혼여성이 다음 기에도 역시 미취업상태를 유지할 확률은 88.5%로 매우 높게 나타나지만 전기에 미취업이었다가 다음 기에 취업으로 이행할 확률은 11.5%로 매우 낮다. 이 결과는 유배우 기혼여성의 취업선택에 상태의존성의 존재할 가능성을 엿볼 수 있다.

<표2> 유배우 기혼여성의 취업여부에 대한 이행확률

(단위 : %)

		t기		
			미취업	취업
t-1기	전체	미취업	88.5	11.5
		취업	11.7	88.3
		계	52.6	47.4

IV. 동태적 임의효과 프로빗모형의 추정결과

계량모형의 분석결과는 추정을 위한 가정에 따라 <표 3>의 세 가지로 구분된다.

<표3>의 두 번째 열은 앞의 방정식 (3)식을 추정한 결과이다. 이 때 추정은 2기 이후를 대상으로 이루어지며, 초기조건은 외생변수라고 가정한다. LR test를 보면, $\chi^2(1)=96.96$ 이고 1%의 유의수준하에서 $\lambda = 0$ 이라는 가설을 기각하여 임의효과가 존재함을 알 수 있다.

가구내에서 남편의 미취업이 여성배우자에게 미치는 영향은 pooled probit model을 추정한 결과에 비해 실망실업효과가 더 크게 나타남을 알 수 있다.

그런데 만약 초기조건이 외생변수가 아니라 α_i 와 상관관계가 있다면 전기(t-1기)가 현기(t기)에 미치는 영향은 과대평가될 수 있다(Stewart, 2006).

세 번째 열은 초기조건을 외생적으로 취급하여 발생하는 편의를 교정함으로써 일관된 추정치를 제공하기 위해 Heckman의 추정치(estimator)를 이용하여 앞의 방정식 (8)식을 추정한 결과이다. 초기조건은 처음 조사시점인 1998년에 취업 또는 미취업을 선택한 유배우 기혼여성이 이전의 경제활동상태에 따른 것일 수도 있고, 또는 유배우 기혼여성의 낮은 노동시장경쟁력에 기인하는 개인의 이질성 때문일 수 있기 때문에 추정치에 영향을 미치게 된다. 따라서 Heckman은 초기조건을 내생화하여 추정하게 된다. 이 때 $u_{i,t}$ 는 자기상관이 없다고 가정한다. Heckman의 방법을 이용하여 추정한 동태적모형(2:redprob)은 $\theta=0$ 이라는 것을 강하게 기각하고 있어 동태적모형(1:xtprobit)

이 초기조건의 문제로 추정치에 비일관성이 존재함을 알 수 있다.

이 결과 가구 내에서 남편의 미취업이 여성배우자에게 미치는 영향은 동태적모형(1;xtprobit)의 추정결과와 비교하면, 실망실업효과는 더 크게 나타난다.

그런데 만약 $u_{i,t}$ 가 자기 상관성이 존재한다면, 앞의 동태적모형(2)는 비일관된 추정치를 갖게 될 것이다. 따라서 Stewart(2006)는 $u_{i,t}$ 가 AR(1)을 따른다고 가정하여 추정한다. 이것이 앞의 방정식 (9)식을 추정한 결과이다.

추정결과를 보면, $u_{i,t}$ 가 AR(1)을 따르고 있고 $\rho < 0$ 이어서 오차항의 자기상관이 없다고 가정하여 추정한 동태적모형(2:redprob)보다 유배우 기혼여성의 전기의 취업여부가 현기의 취업에 더 크게 영향을 미치는 것으로 나타났고, 가구 내에서 남편의 미취업이 여성배우자에게 미치는 영향은 실망실업효과가 다소 줄어든 결과를 보이고 있다.

어떠한 동태적 모형을 이용하여 추정하더라도 가구 내에서 남편의 미취업에 따른 여성배우자의 경제활동상태변화에 대한 효과는 실망실업효과가 더 크게 나타남을 알 수 있다.

동태적 모형(3:redpace)을 중심으로 추정결과를 구체적으로 보면 다음과 같다.

먼저, 유배우 기혼여성의 전기(t-1기) 취업여부는 기혼여성의 현재의 취업여부에 매우 유의한 영향을 미치고 있어 상태의존효과가 있는 것으로 나타났고, 이는 Davies et. al.(1992)의 논의를 지지하였다.

둘째, 유배우 기혼여성의 연령, 학력 등의 인적속성이 취업 여부에 미치는 효과는 기혼여성의 경제활동참가에 대한 연령효과를 분석한 선행연구들의 연구결과(황윤재·최강식, 1998; 성지미·차은영, 2001; 서병선·임찬영, 2004)와 달리 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못하였다.

셋째, 유배우 기혼여성의 취업선택에 미치는 효과를 가구소득, 자녀수를 중심으로 보면, 기혼여성의 근로소득을 제외한 가구소득은 여성의 취업선택에 통계적으로 매우 유의하게 중립적인 영향을 미치고 있다고 볼 수 있다. 이러한 결과는 기혼여성의 근로소득을 제외한 총가구소득 등 소득의 증가가 기혼여성의 경제활동참가를 낮추는 요인으로 작용하였다는 연구결과(서병선·임찬영, 2004; 김지경·조유현, 2001; 성지미·차은영, 2001; 황수경, 2002; Spencer, 1973)와 배치되는 결과이다.

다음으로, 6세미만 자녀수는 매우 유의적으로 기혼여성의 취업선택에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 자녀양육 등 가사부담이 기혼여성의 의중임금을 높임으로써 이들의 취업선택을 억제하는 방향으로 작용한다는 선행연구결과들을 다시 한 번 확인해 준다.

넷째, 우리의 관심변수인 배우자의 미취업더미는 여성의 취업선택에 대해 유의하게 부정적인 효과를 갖는 것으로 나타나 남편이 미취업상태에 있는 기혼여성의 경우 취업상태에 있을 가능성이 낮다는 것을 보여주는 결과이다. 역으로 말하면 남편이 취업하고 있는 경우 기혼여성이 취업하고 있을 가능성이 더 높다는 것이다.

〈표 3〉 동태적 임의효과 프로빗모형의 추정결과

	pooled probit	동태적 모형(1) xtprobit	동태적 모형(2) redprob	동태적 모형(3) redpace
	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)
전기의 취업여부	2.321 (0.027)***	1.946 (0.048)***	1.829 (0.145)***	2.326 (0.244)***
기혼여성의 연령	0.064 (0.012)***	0.129 (0.019)***	0.288 (0.097)***	0.108 (0.091)
기혼여성의 연령제곱	-0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	-0.003 (0.001)***	-0.001 (0.001)
고학력더미	0.093 (0.045)**	0.123 (0.071)*	0.204 (0.243)	0.225 (0.205)
수도권거주 더미	-0.080 (0.027)***	-0.146 (0.045)***	0.175 (0.187)	0.077 (0.135)
가구소득	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)***
6세이하 자녀수	-0.168 (0.032)***	-0.223 (0.040)***	-0.432 (0.162)***	-0.336 (0.157)**
남편의 미취업더미	-0.267 (0.039)***	-0.375 (0.051)***	-0.660 (0.199)***	-0.510 (0.191)***
상수항	-2.116 (0.294)***	-3.473 (0.464)***	-6.467 (2.224)***	-2.700 (1.987)
λ		0.305 (0.032)	0.539 (0.081)***	0.242 (0.186)
θ			1.000 (0.281)***	1.929 (1.260)
$\rho(ar1)$				-0.213 (0.073)***
Log likelihood	-5496.54	-5448.06	-520.105	-523.103
Wald chi2(8)		2909.21	299.86	386.01
(pvalue)		0.000	0.000	0.000

주: ***는 1%, **는 5%, *는 10%의 유의수준에서 유의함

이상의 분석결과로, 개인 간의 이질성, 상태의존성을 통제한 후 우리나라에서도 실망실업효과가 부가노동효과보다 지배적이라는 것을 알 수 있다. 또한 여성의 전기의 취업상태가 여성의 취업에 미치는 영향이 상당히 높게 나타나고 있다는 것을 확인할 수 있었다. 특히 이러한 상태의존성이 개인 간의 미관측이질성을 통제한 후 ‘순수한’ 상태의존성을 구분해 내었다는데 의의가 있다. 이는 기혼여성의 과거와 현재의 미취업상태간에 구조적 관계가 존재한다는 것이고, 미취업남편을 둔 기혼여성들이 일에 대한 의욕 등 개인 간의 차이에 기인한 것이 아니라 자신의 인적자본축적정도, 일자리탐색 비용 등 노동시장 진입장벽 등의 요인에 의해 미취업상태에 머물고 있다는 것이다. 이

러한 발견은 우리나라에도 선택적 결혼 assortative mating 현상이 있음을 간접적으로 보여주는 것이다. 즉, 선택적 결혼 효과가 있기 때문에 동일한 노동시장환경에 직면하고 있는 가구의 구성원은 노동공급에 대한 참여정도가 유사할 것이며, 이에 따라 우리나라에서도 남편의 미취업에 따른 여성의 노동공급에 관한 선택은 부가노동효과 보다는 실망실업효과가 더 크게 나타나고 있다고 설명할 수 있다.

V. 결론

본 연구는 KLIPS 1~10차년도 개인 및 가구자료를 이용하여 유배우 기혼여성의 취업선택에 있어 남편의 미취업이 어떠한 영향을 미치는지에 대해 동태적 패널분석모형을 이용하여 분석해보았다.

이 글에서 주된 발견은 다음과 같다.

첫째, 유배우 기혼여성의 취업여부에 대한 이행확률을 분석한 결과 과거의 취업상태가 현재에도 지속될 가능성이 높게 나타났고, 계량모델분석결과로도 개인 간의 미관측이질성을 통제한 후 유배우 기혼여성의 전기(t-1기) 취업여부가 현재의 취업여부에 매우 유의한 영향을 미치고 있어 상태의 존효과가 있는 것으로 나타났다.

둘째, 유배우 기혼여성의 취업에 영향을 미치는 요인 중 연령, 6세 이하 자녀 수 등은 기존의 연구결과를 다시 한 번 확인하는 결과를 보였으나 기혼여성의 소득을 제외한 가구소득은 계수가 거의 0에 가깝고 통계적으로 유의하여 중립적인 영향을 미친다. 이 결과는 가구 내에 소득효과³⁾가 존재한다는 기존의 연구결과와는 차이를 보이는 것이다.

셋째, 남편이 미취업상태는 기혼여성의 경우 취업상태에 부정적인 영향을 미치고 있음을 알 수 있었고, 이는 개인 간의 이질성 및 상태의존성을 통제한 후 실망실업효과가 우리나라 노동시장에 지배적으로 나타나고 있음을 보여준다.

이러한 분석결과는 상태의존성이 존재하고, 가구 내 소득효과가 거의 없고, 실망실업효과가 지배적으로 나타나는 원인은 선택적 결혼 assortative mating 현상이 존재하기 때문으로 추정된다. 즉, 선택적 결혼 효과가 있기 때문에 동일한 노동시장환경에 직면하고 있는 가구의 구성원은 노동공급에 대한 참여정도가 유사하게 나타난다는 것이다.

따라서 기혼여성의 노동시장참여를 높이기 위해서는 이들의 자신의 인적자본축적정도, 일자리 탐색 비용 등 노동시장 진입장벽 등의 요인을 제거할 필요가 있음을 정책적으로 시사한다. 여기서

3) 가구 총소득이 낮은 경우 기혼여성이 생계유지 또는 가계보탬을 위해 근로시간을 증가시킨다는 소득효과를 입증해주는 것으로 간주할 수 있다(성지마·차은영, 2001).

일자리 탐색비용 등 노동시장 진입장벽은 육아부담에 기인한 것으로 해석되므로 육아의 사회적 책임을 강화할 수 있는 정책이 요구된다. 여기에 기혼여성에게 특화된 평생교육 등 숙련형성프로그램 및 직업알선 기능의 강화와 같은 적극적 노동시장정책의 활성화와 연계될 필요가 있음을 시사한다.

참고문헌

- 김우영·권현지(2008), 「비정규일자리 결정의 동태성과 성별 비정규직 비중의 격차분석」, 『여성 연구』 제74권1호, pp.5 ~ 43.
- 김지경·조유현(2001), 「기혼여성의 노동공급 결정요인에 관한 연구」, 『대한가정학회지』 제39권2호, pp.15 ~ 24.
- 서병선·임찬영(2004), 「가계생산과 기혼여성의 노동공급」, 『국제경제연구』 제10권1호, pp.141 ~ 167.
- 석상훈(2008), 「저임금 근로의 동태적 분석: 상태의존성 검증」, 『산업경제연구』 제21권2호, pp.691 ~ 709.
- 성지미·차은영(2001), 「세대간 동거와 기혼여성의 노동공급」, 『노동경제논집』 제24권 1호, pp.97 ~ 124
- 이효수(1991), 「노동공급의 미시분석」, 『노동경제논집』 제14권 pp.63 ~ 82.
- 황수경(2002), 『기혼 여성의 경제활동참여에 관한 연구』, 한국노동연구원
(2004), 『단시간근로와 여성인력활용』, 한국노동연구원
- 황윤재·최강식(1998), 『기혼여성노동공급행위에 관한 연구- 準母數的 접근』, 한국노동연구원
- Başlevent & Onaran(2003), "Are Married Women in Turkey More Likely to become Added or Discouraged Workers?", *Labor* 17(3) pp.439-458.
- Davies et. al.(1992) " The Relationship Between a Husband's Unemployment and His Wife's Participation in the Labor Force", *Oxford Bulletin of Economics and statistics* 54(2) pp.145-171.
- Del Boca et al.(2000), "Employment Decisions of Married Women: evidence and explanation", *Labour* 14(10) pp.35-52
- Giannelli & Micklewright (1995), "Why Do Women Married to Unemployed Men Have Low Participation Rate?" *Oxford Bulletin of Economics and statistics* 57(4) pp.471-486.
- Prieto-Rodriguez & Rodriguez-Gutierrez (2000) "The Added worker effect in the Spanish case", *Applied Econometrics* 32 pp.1917-1925
- Stephan(2002), "Worker Displacement and the Added Worker Effect", *Journal of Labor Economics* 15(1) pp.293-329
- Stewart(2006), "A Stat program for the Heckman estimator of the random effects dynamic probit model"

<http://www2.warwick.ac.uk/fac/soc/economics/staff/faculty/stewart/stata/redprobnote.pdf>

Stewart(2006), "Maximum Simulated Likelihood Estimation of Random Effects Dynamic Probit Models with Autocorrelated Error", *The Stata Journal* Vol.6(2) pp. 256–272