

노동정책연구
2009. 제9권 제2호 pp.43-65
© 한국노동연구원

연구논문

남편의 미취업이 여성배우자의 노동공급에 미치는 영향*

박진희**

본 연구의 목적은 우리나라 노동시장에서 남편의 미취업상태에 대한 여성 배우자의 노동공급효과를 실증적으로 분석하고, 이러한 현상이 선택적 결혼 효과가 존재하기 때문인지 살펴보고자 한다. 한국노동패널의 1~10차년도 자료를 이용, 기술통계 분석결과 유배우 가구수준에서 부부의 인적속성과 경제활동상태 간에 상당한 유사성이 있다는 것을 확인함으로써 우리 노동시장에서 선택적 결혼효과가 존재함을 보였다. 또한 동태적 패널 프로빗 모형을 이용하여 분석한 결과, 개인의 이질성 및 상태의존성을 통제한 후 남편의 미취업상태는 기혼여성의 경우 취업상태에 부정적인 영향을 미치고 있어 우리나라 노동시장에 실망실업효과가 지배적으로 나타나고 있음을 보였다.

핵심용어 : 동태적 임의효과 프로빗 모형, 실망실업효과, 선택적 결혼

I. 서론

최근 핵심 노동계층인 남성의 비경제활동인구가 증가하고 있다. 특히 중장년

논문접수일: 2009년 2월 26일, 심사의뢰일: 2009년 3월 3일, 심사완료일: 2009년 4월 15일

* 이 논문은 제10회 한국노동패널 학술대회에 발표된 것으로서 초고의 개선·보완을 위해 유익한 논평을 주신 성효용 교수님과 익명의 심사자들에게 감사드린다.

** 한국고용정보원 부연구위원(woo991120@hanmail.net)

층 남성의 비경제활동인구 중 ‘특별한 활동 없이 쉬고 있는’ 유휴 비경제활동인구의 증가가 주목된다. 2008년 6월 중장년층 남성 유휴 비경제활동인구는 506천 명으로 전체 유휴 비경제활동인구의 약 54% 정도를 차지하고 있다.

이러한 남성 핵심 노동계층의 유휴 인력화는 그들의 비구직 이유와 전직특성을 고려할 때 건설 및 내수 산업의 경기침체¹⁾에 따른 것으로 보인다. 이러한 경기적 요인에 따른 남성의 유휴 인력화는 여성의 노동시장참가 선택에 긍정적이든 부정적이든 영향을 미치게 된다.

노동경제학에서는 남편의 미취업상태가 여성의 노동공급에 미치는 영향을 다음과 같은 두 가지 효과로 설명하고 있다. 하나는 가구내 주 수입원이던 남편의 실업 또는 노동시장에서의 퇴장은 가구소득을 유지시키기 위해 여성 배우자로 하여금 노동시장 참가를 선택하게 하거나 이미 취업하고 있는 경우 노동시간을 늘리는 선택을 하게 하여 노동공급을 증가시키게 된다는 것이다. 이것이 소위 부가노동효과(added worker effect)이다. 다른 하나는 남편의 미취업상태가 여성 배우자로 하여금 노동시장 상황이 어렵다는 것을 인식하게 하는 정보역할을 하여 구직활동을 중단하고 노동시장 퇴장이라는 선택을 하게 할 수 있다는 것이다. 이것이 실망실업효과(discouraged worker effect)이다. 이러한 효과는 가구별로 다르게 나타날 것이므로 결국 전체 노동시장에 나타나는 결과는 남편의 미취업상태에 대한 여성배우자의 두 가지 노동공급효과 중 어느 효과가 지배적이냐에 달려 있다.

실망실업효과가 부가노동효과보다 크다는 것은 남편이 취업하고 있을 때 여성 배우자가 취업상태에 있고, 반대로 남편이 미취업일 때 여성 배우자가 미취업상태에 있다는 것을 의미한다.

부부 간에 유사한 경제활동상태는 그들의 인적속성 또는 직면하는 노동시장 상황이 유사하기 때문으로 교육수준이 높고(낮고) 소득이 높은(낮은) 사람들끼리 결혼하는 소위 ‘선택적 결혼효과’가 존재하기 때문으로 설명할 수 있다.

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, 이직한 지 6개월 이내가 78%였고, 제조업, 건설업, 개인서비스 등의 산업에서 일용·임시 근로자로 종사하였던 저학력자로 나타나 건설 및 내수 산업의 경기침체 영향이 고용불안정 계층에 직접적으로 영향을 미치고 있다고 추정된다(이시균 외, 2008 참조).

따라서 실망실업효과와 부가노동효과와 상대적 크기 비교는 가계수준에서 여성 배우자의 취업에 대한 선택이 남편의 미취업에 대한 소득보전을 위한 것인지 아니면 여성 자신의 일하는 성향이나 인적자본축적 정도 등에 따른 선택 인지를 파악할 수 있기 때문에 기혼여성의 고용촉진을 위한 정책적 시사점을 제공할 수 있다.

본 연구의 목적은 우리나라 노동시장에서 남편의 미취업상태에 대한 여성 배우자의 노동공급효과 중 부가노동효과가 지배적인지 또는 실망실업효과가 지배적인지에 대해 살펴보고 이러한 현상이 선택적 결혼효과의 존재로 설명될 수 있는지 알아보려고 한다.

이에 본 연구는 우리나라 노동시장에서 남편의 미취업이 기혼여성의 노동시장참여에 미치는 효과는 실망실업효과가 지배적이다라는 가설을 설정하여 분석하고자 한다.

남편의 미취업이 기혼여성의 노동시장참여에 미치는 영향을 분석한 이 연구는 저자가 판단하기로 국내 연구로 최초의 분석이며, 분석방법에 있어서도 기존과 달리 개인의 미관측 이질성과 초기 조건의 문제를 통제할 수 있는 동태적 분석방법을 택하고 있다는 점에서 기존의 여성 노동공급 관련 연구에 공헌하고 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장은 남편의 미취업상태가 여성 배우자의 노동공급에 미치는 영향을 분석한 선행연구들을 살펴보고, 제Ⅲ장에서는 실증분석을 위해 사용한 자료와 분석방법을 설명하며, 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시한다. 제Ⅴ장에서는 본 연구의 요약, 정책적 시사점 도출 및 연구의 한계점을 지적하며 글을 맺는다.

Ⅱ. 선행연구

가구 내에서 남성의 미취업상태가 여성 배우자의 경제활동 선택에 미치는 영향에 대해 실증분석한 국내 문헌은 거의 없다. 국내에서는 수행된 기혼여성의 노동공급에 대한 연구는 가구가 아닌 여성 개인의 관점에서 여성의 총 노동시

간(황윤재·최강식, 1998; 성지미·차은영, 2001) 또는 임금(서병선·임찬영, 2004) 그리고 노동시장참가 여부 또는 취업 여부의 이항선택변수(이효수, 1990; 김지경·조유현, 2001; 황수경, 2002; 최형재, 2008) 등을 종속변수로, 학력, 연령, 경력 등 개인 속성변수와 자녀수, 남편임금, 남편의 종사상지위, 가구소득 등 가족관련 변수 등을 설명변수로 설정해 이들 변수가 여성 개인의 노동공급에 미치는 영향을 분석한 연구가 주를 이루고 있다.

가구 내에서 남성의 미취업상태가 여성 배우자의 경제활동선택에 미치는 영향에 대해 실증분석한 외국 문헌은 기혼 여성의 경제활동선택 모형을 활용하여 설명변수로 남성의 미취업상태변수를 추가하여 분석한 연구들이 있다. 이러한 연구 결과들 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 SCEL(Social Change and Economic Life Initiative) 자료의 직업력 자료를 이용하여 패널데이터를 이용한 동학모형을 통해 남편이 고용상태에 있는 기혼여성보다 실업상태에 있는 기혼 여성이 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 가계 내 남편의 실업이 기혼여성의 노동공급에 마이너스 영향을 미치는 원인에 대해 분석하였다. 그의 주된 연구 결과는 남편의 단기적인 실업은 기혼 여성의 노동공급에는 영향을 미치지 못하며, 남편의 실업급여 수급이 여성의 노동공급에 마이너스 영향을 미치는 요인이라고 분석하였다. 그러나 남편이 노동시장에서 퇴장하였을 때는 여성의 노동공급을 높인다는 것을 보였다.

이탈리아 기혼여성의 고용결정에 관한 연구를 통해 Del Boca et al.(2000)은 남편과 부인의 고용 속성과의 관계에 초점을 두고 여성의 고용이 남편의 실업에 대한 보상인지 일하고자 하는 성향 때문인지에 대해 분석하였다. 분석 결과 선택결혼 현상이 나타나고 있으며 여성의 일하고자 하는 성향이 남편의 실업과 소득수준과 관련된 변수보다 노동시장 참여 결정에 더 중요한 결정요인이라는 것을 보였다.

실망실업효과가 지배적이라는 위의 논문들과 달리 부가노동효과가 지배적이

라는 결과를 보인 연구는 Prieto-Rodriguez & Rodriguez-Gutierrez(2000)와 Başlevent & Onaran(2003)이다.

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

터키 노동시장을 분석한 Başlevent & Onaran(2003)도 가구노동력조사 자료를 이용하여 이항프로빗 모형을 분석한 결과 부가노동효과가 실망실업효과에 비해 지배적이라는 결론을 제시하였다.

Edward & Robert의 연구에 따르면, 부가노동효과는 저소득 국가에서 유의하게 나타나며, 중진국에서는 유의하지 않았고, 고소득 국가에서는 그 효과가 없다는 것을 밝혔다(Başlevent & Onaran, 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 실업 가능성을 실업이 되는 그 시점 이전에 알 수 있고, 배우자인 여성의 노동공급은 실업이 발생하기 전에 노동시장 참가를 결정하기 때문에 실업 그 시점에서는 부가노동효과가 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 부가노동효과보다는 실망실업효과가 더 크게 나타난다는 것이다. Prieto-Rodriguez & Rodriguez-

Gutierrez(2000), Del Boca et. al.(2000) 등은 선택적 결혼효과가 존재하고 있다고 설명하였다. Prieto-Rodriguez & Rodriguez-Gutierrez(2000)에 따르면 Meloney (1991; Prieto-Rodriguez & Rodriguez-Gutierrez, 2000에서 재인용)는 실망실업 효과의 존재 이유 중 선택적 결혼을 가장 중요한 요인으로 설명하고 있다.

마지막으로 실업급여제도의 존재는 실업 이전에 받는 소득의 일정 부분을 수급기간 동안 받게 되므로 배우자인 여성은 노동시장의 참가를 미루게 된다는 것이다.

이상의 선행연구 결과를 정리하면, 노동시장에 지배적인 부가노동효과 또는 실망실업효과는 국가별로 차이가 있으며, 영국·독일·이탈리아 등 고소득 국가의 경우 실망실업효과가 크게 나타났다. 연구 방법론적으로는 단순한 프로빗 또는 순위프로빗 분석을 이용한 연구(Prieto-Rodriguez & Rodriguez-Gutierrez, 2000), 여성 노동공급의 의사결정이 가구 내에서 이루어지므로 여성의 노동공급에 대한 선택이 부부 간에 결합되어 있다는 것을 설명하기 위해 Bivariate probit model을 이용하거나(Başlevent & Onaran, 2003), 미관측 이질성을 통제하기 위해 패널분석을 하거나(Del Boca et. al, 2000; Giannelli & Micklewight, 1995), 가구 내 여성의 노동공급이 부부의 상태 의존성에 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 패널프로빗 모형을 이용하여 분석하고 그 원인이 선택적 결혼효과에 의한 것인지 살펴보고자 한다.

Ⅲ. 분석 모형 및 분석 자료

1. 분석 모형

남편의 미취업이 여성의 노동공급에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 여성 노동공급에 미칠 수 있는 개인 간의 관측, 미관측 이질성들과 상태의존성 등을

적절하게 통제해야 한다. 그렇지 않으면, 지배적으로 나타나는 부가노동효과 또는 실망실업효과의 존재가 과대평가되거나 과소평가될 수 있기 때문이다. 개인간의 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. 왜냐하면 이 지속성이 상대적으로 변하지 않는 개인들의 일에 대한 선호, 동기, 생산성의 차이 등 비관측 이질성 때문인지 아니면 습관, 인적자본 축적, 탐색비용 등 노동시장 진입장벽 등 상태의존성 때문인지에 따라 노동시장 및 사회정책은 매우 다른 효과를 가질 수 있기 때문이다(Keane&Sauer, 2007).

따라서 본 연구에서는 남편의 미취업이 여성 노동공급에 미치는 영향을 분석하기 위해 유배우 기혼여성들 간의 관측, 미관측 이질성과 상태의존성을 통제할 수 있는 동태적 임의효과 프로빗 모형(Dynamic random effect probit model)을 이용하여 분석하고자 한다.

동태적 임의효과 프로빗 모형은 기혼여성이 취업상태이면 1, 그렇지 않으면 0의 값일 때 t 기 유배우 기혼여성 i 의 취업선택에 대해 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 구조적 관계에 있는지를 보여주는 변수이다. 그런데 $y_{i,t}$ 와 $y_{i,t-1}$ 는 과거의 경제활동상태가 현재의 경제활동상태를 결정짓는 보이지 않는 특성과 밀접한 관계에 있을 가능성이 높다. 따라서 이를 해결하기 위해서는 유배우 기혼여성의 보이지 않는 이질성을 통제해야 한다. 이를 위해 여기서는 오차항 $u_{i,t}$ 가 다음의 관계를 갖는다고 가정한다.

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

식 (2)를 식 (1)에 대입하면

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

그런데 임의효과 프로빗 모형으로 식 (3)을 추정할 때, $y_{i,t-1}$ 의 존재로 인해 일관된 추정치를 얻지 못한다. 이는 초기조건이 개인의 보이지 않는 이질성과 상관되어 있기 때문이다(Hsiao, 1986)(김우영 · 권현지(2008)에서 재인용). 초기 조건의 문제란, 조사에서 관찰된 기간의 처음 시점의 조건이 개인이 실제 사건을 경험한 확률적 과정의 처음 시점의 조건이 다른 데서 발생하는 문제이다(석상훈, 2008).

이를 해결하기 위해서 Heckman(1981)(Islam, 2005에서 재인용)은 잠재변수의 초기조건을 해결하는 방안을 제시하였고 Heckman이 제안한 잠재변수의 초기조건에 대한 추약된 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 상관되어 있다. 그러나 2기 이후부터는 상관되어 있지 않다. 따라서

$$\eta_i = \theta \alpha_i + u_{i,1} \quad (5)$$

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 F는 $\alpha^* = \alpha/\sigma_\alpha$ 의 함수이다.

그런데 이때 $u_{i,t}$ 가 자기상관되어 있다면 복잡한 추정과정을 거쳐야 한다. 여기서는 $u_{i,t}$ 가 AR(1) 또는 MA(1) 과정을 따른다고 가정하여 해결할 수 있다. 우도함수를 도출하면,

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

앞서 말한 바와 같이 오차항 $u_{i,t}$ 가 AR(1) 과정을 따른다고 가정하여 Hyslop(1999)와 Stewart(2006)는 식 (10)과 같은 관계를 가정하고 있다.

$$u_{i,t} = \rho u_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (10)$$

이때 $-1 < \rho < 1$ 이다.

한편, 오차항 $u_{i,t}$ 를 1계이동평균(MA(1)) 과정으로 가정하면 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$u_{i,t} = \epsilon_{i,t} - \mu\epsilon_{i,t-1} \quad (11)$$

그런데 이 논문에서는 Hyslop(1999)와 Stewart(2006)와 마찬가지로 오차항 $u_{i,t}$ 가 AR(1) 과정을 따른다고 가정하여 분석하고자 한다.

이러한 분석모형은 식 (8)과 식 (9)를 초기조건의 문제와 자기상관이 있는 오차항을 고려하여 추정함으로써 초기조건과 자기상관을 무시할 때 발생하는 편의를 교정하여 일관된 추정치를 제공한다는 점에서 바람직하다.

2. 분석 자료

본 연구에 사용된 자료는 한국노동연구원의 ‘한국노동패널(이하 KLIPS)’의 지난 10년간의 자료를 패널화한 것이다. KLIPS 자료는 1차 자료 조사 당시 비

농촌 지역에 거주하는 5,000개의 표본가구의 가구원을 대상으로 매년 경제활동 및 노동이동, 소득, 교육, 직업훈련, 사회보험 등에 관해 추적조사하는 종단면 조사로 가구 자료와 개인 자료, 직업력 자료가 구축되어 있어 개인의 노동생활과 관련된 변수가 총 망라되어 있고 패널데이터라는 장점이 있다.

이 글의 중심 논의가 되는 남편의 미취업상태가 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향은 기혼여성 개인의 시장 노동에 대한 성향, 선호 등에 의해 취업의 선택결정이 영향을 받기 때문에 편의가 없는 추정을 위해서는 개인 간의 이질성 문제 및 상태의존성을 통제해야 한다.

본 연구는 개인의 이질성 및 상태의존성을 통제하기 위해 패널자료를 이용하였다. 분석 대상은 가구번호와 가구주와의 관계를 이용하여 개인 자료와 가구 자료를 결합하여 유배우 기혼여성을 연결패널 자료(balanced panel data)로 구성하였다. 이로써 지난 10년의 기간에 대해 배우자 있는 기혼여성의 연령, 학력 등 개인적 속성, 가구소득, 0~2세 이하 자녀수, 3~6세 이하 자녀수, 7~12세 이하 자녀수 등 가구환경, 남편의 경제활동상태 등의 변수를 얻을 수 있다.

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

<표 1> 변수 및 기초통계

변수 정의	평균	표준편차
유배우 기혼여성의 취업 여부	0.47	0.50
연령	47.29	11.22
연령 ²	2361.85	1126.00
고학력 더미(전문대 이상=1)	0.11	0.31
수도권지역 더미(수도권=1)	0.40	0.49
기혼여성 제외 가구소득(만원/연)	2218.58	4670.44
0~2세 이하 자녀수	0.06	0.25
3~6세 이하 자녀수	0.17	0.44
7~12세이하 자녀수	0.35	0.65
남편의 미취업 더미	0.19	0.40

분석에 사용한 종속변수는 배우자 있는 유배우 기혼여성의 취업 여부이다. 종속변수를 노동시장의 참가 여부가 아닌 취업 여부로 한 이유는 여성의 경우 실업상태에 머무르기보다는 취업↔비경활로의 양방향 이동이 일반적이라는 판단에서이다.

분석에 사용한 독립변수는 선행연구들에서 기혼여성의 노동공급에 영향을 미친다고 경험적으로 밝혀진 연령, 학력 등 인적속성 변수와 기혼여성의 소득을 제외한 가구소득, 0~2세 이하 자녀수, 3~6세 이하 자녀수, 7~12세 이하 자녀수, 거주지역 등 가구관련 변수를 포함하였다. 여기에 본 연구의 관심인 남편의 미취업상태 변수²⁾를 포함하였고, 기혼여성의 전기 취업 여부 변수를 추가하여 노동공급의 상태의존성을 통제하였다.

유배우 기혼여성의 취업 여부에 대한 이행확률을 보면 <표 2>와 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

<표 2> 유배우 기혼여성의 취업 여부에 대한 이행확률(1차년도~10차년도)

(단위: %)

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

2) 익명의 심사자께서 독립변수에 남편의 실업기간을 포함시켜 분석할 것을 제안하였으나 KIIPS 자료는 한 시점에서 경제활동상태를 조사하여 자료의 특성이 이산적인 형태를 띠게 되므로 통계청의 ‘경제활동인구조사’의 실업기간과 같은 연속적인 실업기간을 구할 수 없다. 따라서 KIIPS 자료의 특성을 고려하여 실업기간보다는 남편의 미취업상태를 분석에 포함시켜 분석하였다. 심사자께서 지적하고 있듯이 Giannelli & Micklewright(1995)의 연구를 보면, 남편의 단기적인 실업이 기혼여성의 노동공급에 영향을 미치지 못한다고 분석하고 있어 남편의 실업기간이 기혼여성의 노동공급에 차별적인 영향을 미칠 수 있는 가능성이 있다. 이에 대한 연구는 추후 과제로 남겨둔다.

<표 3> 유배우 가구의 경제활동 현황 분포(2007)

(단위: %)

		여성			
		임금근로자	비임금근로자	미취업	전체
남성	임금근로자	17.3	4.3	29.9	51.4
	비임금근로자	5.3	11.8	12.3	29.3
	미취업	4.0	1.8	13.5	19.2
	전 체	26.6	17.8	55.6	100.0

<표 4> 유배우 가구 중 맞벌이부부의 학력 분포(2007)

(단위: %)

		여성		
		고졸이하	전문대졸이상	전체
남성	고졸 이하	50.7	4.3	54.9
	전문대졸 이상	12.7	32.4	45.1
	전 체	63.3	36.7	100.0

기혼여성의 취업선택에 상태의존성이 존재할 가능성을 엿볼 수 있다.

또한, 유배우 가구의 남성과 여성 배우자의 인적속성 및 경제활동상태 간의 관계를 보면 우리나라에도 선택적 결혼효과가 존재할 가능성을 엿볼 수 있다.

유배우 가구의 경제활동상태를 보면 <표 3>에서 보는 바와 같이 남성이 임금근로자일 때 여성 배우자도 임금근로자인 경우가 17.3%, 남성이 비임금근로자일 때 여성 배우자도 비임금근로자인 경우가 11.8%로 나타났다. 따라서 유배우 가구에서 남성이 임금 또는 비임금근로자로 취업하고 있을 때 여성 배우자가 임금 또는 비임금근로자로 취업하고 있는 맞벌이 상태인 경우는 38.7%였고, 두 부부가 미취업상태에 있는 경우는 13.5%임을 볼 수 있다.

남성과 여성 배우자 모두 취업하고 있는 경우 학력수준을 보면 남편이 고졸 이하의 학력소지자일 경우 여성 배우자가 고졸 이하의 학력을 가진 비중이 50.7%이고, 남편이 전문대졸 이상의 학력소지자일 경우 여성 배우자가 전문대졸 이상의 학력을 가진 비중이 32.4%로 나타났다(표 4 참조). 남편의 학력수준이 부인의 학력수준보다 높은 경우는 12.7%였고, 반대로 여성 배우자의 학력수준이 남편에 비해 높은 경우는 4.3%에 불과하였다. 이는 부부가 비슷한 학력수

〈표 5〉 유배우 가구 중 맞벌이 가구의 학력 분포(2007)

(단위: %)

		여성			
		상용근로자	임시근로자	일용근로자	전 체
남성	상용근로자	65.0	12.8	4.0	81.7
	임시근로자	2.1	1.8	0.7	4.6
	일용근로자	7.2	2.3	4.1	13.7
	전 체	74.3	16.9	8.7	100.0

준을 가지고 있다는 것을 보여준다.

유배우 가구 중 맞벌이 부부가 임금근로자 취업하고 있는 경우의 종사상 지위별 상태를 보면 남성이 상용근로자인 경우 여성 배우자가 상용근로자 상태에 있는 경우가 65%로 매우 높게 나타나고 있다(표 5 참조).

이상의 기술통계 분석결과 유배우 가구 수준에서 부부의 인적속성과 경제활동상태 간에 상당한 유사성이 있다는 것을 확인하였다. 이는 선택적 결혼효과가 존재할 가능성이 있음을 보여준 것이며, 이하에서 분석하게 될 남편의 미취업이 여성 배우자의 노동공급에 미치는 효과의 분석을 통해 이러한 특성을 확인할 수 있을 것이다.

IV. 동태적 임의효과 프로빗 모형의 추정결과

가구수준에서 남편의 미취업이 여성 배우자에게 미치는 영향의 두 효과 중 어느 효과가 지배적인지를 살펴보기 위해 여성 배우자 개인의 이질성 및 상태의존성을 통제한 분석 모형을 설정하여 추정하여 보자.

먼저, 추정 결과를 보기 전에 독립변수들의 상관관계를 보면 다음의 <표 6>과 같다. 독립변수들 간의 상관관계는 낮은 것으로 나타났다. 특히 우려하였던 남편의 미취업더미와 가구소득 간의 상관관계가 낮음을 알 수 있다.

다음으로, 계량모형의 분석 결과는 <표 7>과 같이 모형 추정을 위한 가정에 따라 다음과 같다.

<표 6> 독립변수들의 상관관계

	전기의 취업 더미	기혼 여성 연령	기혼여 성의 연령 제곱	고학력 더미	수도권 거주 더미	가구소 득	0~2세 이하 자녀수	3~6세 이하 자녀수	7~12세 이하 자녀수	남편의 미취업 더미
전기의 취업 더미	1.0000									
기혼여성 연령	-0.0825	1.0000								
기혼여성의 연령제곱	-0.1062	0.9919	1.0000							
고학력더미	-0.0091	-0.1951	-0.1842	1.0000						
수도권거주 더미	-0.0645	-0.0673	-0.0700	0.0893	1.0000					
가구소득	-0.0731	-0.0299	-0.0451	0.1660	0.0756	1.0000				
0~2세 이하 자녀수	-0.1157	-0.2322	-0.1960	0.0909	-0.0030	-0.0389	1.0000			
3~6세 이하 자녀수	-0.1132	-0.3968	-0.3477	0.1450	0.0004	-0.0242	0.2049	1.0000		
7~12세 이 하 자녀수	0.0020	-0.4503	-0.4249	0.1186	0.0247	0.0315	-0.0336	0.0837	1.0000	
남편의 미취 업더미	-0.1678	0.4626	0.4805	-0.0658	-0.0177	-0.0288	-0.0578	-0.1157	-0.1716	1.0000

<표 7>의 동태적 모형 (1)은 앞의 방정식 (3)을 추정한 결과이다. 이때 추정 은 2기 이후를 대상으로 이루어지며, 초기조건은 외생변수라고 가정한다. LR검 정을 통해 pooled probit model과 panel probit model 중 어느 모델이 적정한가 를 살펴보자. LR test 결과 $\lambda = 0$ 이면, 전체의 분산($\sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\nu}^2$)에 대한 개별 특성효 과의 분산(σ_{α}^2)의 비중이 0이 되기 때문에 동태적 모형(1)과 pooled probit model 이 동일하게 된다. LR test 결과를 보면, $\chi^2(1)=102.38$ 이고 1%의 유의수준하에 서 $\lambda = 0$ 이라는 가설을 기각하여 개별특성효과(즉 임의효과)가 존재하므로 동 태적 모형 (1)이 적절한 추정모형이라는 것을 알 수 있다.

가구 내에서 남편의 미취업이 여성 배우자에게 미치는 영향은 남편의 미취업 더미변수가 양수(+)이면 남편이 미취업상태에 있을수록 여성 배우자가 취업할

〈표 7〉 동태적 임의효과 프로빗 모형의 추정 결과

	pooled probit	동태적 모형 (1)	동태적 모형 (2)	동태적 모형 (3)
	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)	계수 (표준오차)
전기의 취업 여부	2.3203 (0.0269)***	1.9295 (0.0483)***	1.8254 (0.1476)***	2.2379 (0.2295)***
기혼여성의 연령	0.0661 (0.0129)***	0.1207 (0.0197)***	0.2359 (0.1028)**	0.0917 (0.0909)
기혼여성의 연령제곱	-0.0008 (0.0001)***	-0.0014 (0.0002)***	-0.0027 (0.0010)***	-0.0012 (0.0009)
학력	0.0952 (0.0450)**	0.1307 (0.0726)*	0.2901 (0.2494)	0.2931 (0.2289)
수도권거주더미	-0.0806 (0.0273)***	-0.1500 (0.0457)***	0.1567 (0.1869)	0.0889 (0.1503)
가구소득	-0.0001 (0.0000)***	-0.0001 (0.0000)***	-0.0001 (0.0000)***	-0.0001 (0.0000)***
0~2세 이하 자녀수	-0.3699 (0.0674)***	-0.5293 (0.0824)***	-0.9169 (0.3023)***	-0.8050 (0.3174)**
3~6세 이하 자녀수	-0.0981 (0.0373)***	-0.1726 (0.0480)***	-0.4358 (0.2039)***	-0.3666 (0.1928)*
7~12세 이하 자녀수	0.0121 (0.0237)	-0.0353 (0.0310)	-0.1533 (0.1295)	-0.1353 (0.1149)
남편의 미취업더미	-0.2669 (0.0386)***	-0.3788 (0.0513)***	-0.7073 (0.2054)***	-0.5695 (0.1935)***
상수항	-2.1773 (0.3261)***	-3.0849 (0.4864)***	-5.0108 (2.4331)**	-2.0186 (2.0731)
λ		0.3155 (0.0315)	0.5354 (0.0819)***	0.3160 (0.1721)*
θ			1.0163 (0.2811)***	1.5376 (0.7759)**
$\rho(ar1)$				-0.1989 (0.0759)***
Log likelihood	-5489.52	-5438.32	-518.07	-521.28
Wald chi2(10)	11060.53	2922.63	304.52	359.70
(pvalue)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

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

가능성이 높아짐을 의미하여 부가노동효과가 지배적이라고 해석할 수 있고, 남편의 미취업더미변수가 음수(-)이면 남편이 미취업상태에 있을수록 여성 배우자가 미취업상태에 있을 가능성이 높아짐을 의미하여 실망실업효과가 지배적이라고 해석할 수 있다.

동태적모형 (1)의 추정 결과 남편의 미취업더미변수가 음수(-)로 나타나 실망실업효과가 지배적이라고 해석할 수 있다. 또한 pooled probit model로 추정한 결과에서는 남편의 미취업더미변수의 계수가 -0.2669인 데 비해 동태적 모형 (1)의 추정 결과에서는 남편의 미취업더미변수의 계수가 -0.3788이어서 pooled probit model 비해 실망실업효과가 더 크게 나타남을 알 수 있다.

그런데 만약 초기조건이 외생변수가 아니라 α_i 와 상관관계가 있다면 전기($t-1$ 기)가 현기(t 기)에 미치는 영향은 과대평가될 수 있다(Stewart, 2006a). 이를 고려하여 추정한 것이 동태적 모형 (2)이다.

동태적 모형 (2)는 초기조건을 외생적으로 취급하여 발생하는 편의를 교정함으로써 일관된 추정치를 제공하기 위해 Heckman의 추정치(estimator)를 이용하여 앞의 방정식 (8)을 추정한 결과이다.

초기조건은 처음 조사 시점인 1998년에 취업 또는 미취업을 선택한 유배우 기혼여성이 이전의 경제활동상태에 따른 것일 수도 있고, 또는 유배우 기혼여성의 낮은 노동시장 경쟁력에 기인하는 개인의 이질성 때문일 수 있기 때문에 추정치에 영향을 미치게 된다. 따라서 Heckman은 초기조건을 내생화하여 추정하게 된다. 이때 $u_{i,t}$ 는 자기상관이 없다고 가정한다.

Heckman의 방법을 이용하여 추정한 동태적 모형 (2)는 $\theta=0$ 이라는 것을 강하게 기각하고 있어 동태적 모형 (1)이 초기조건의 문제로 추정치에 비일관성이 존재함을 알 수 있다.

또한 동태적 모형 (2)의 추정 결과 가구 내에서 남편의 미취업이 여성 배우자에게 미치는 영향은 남편의 미취업더미변수의 계수 값이 -0.7073으로 동태적 모형 (1)의 추정 결과와 비교할 때 실망실업효과는 더 크게 나타났다.

그런데 이때 만약 $u_{i,t}$ 가 자기상관이 존재한다면, 앞의 동태적 모형 (2)는 비일관된 추정치를 갖게 될 것이다. 따라서 Stewart(2006b)는 $u_{i,t}$ 가 AR(1)을 따른다고 가정하여 추정한다. 이것이 앞의 방정식 (9)를 추정한 결과이고, <표 3>

의 동태적 모형 (3)이다.

추정 결과를 보면, $u_{i,t}$ 가 AR(1)을 따르고 있고 $\rho < 0$ 으로 나타나 오차항의 자기상관이 없다고 가정하여 추정된 동태적 모형 (2)보다 유배우 기혼여성의 전기의 취업 여부가 현기의 취업에 더 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 가구 내에서 남편의 미취업이 여성 배우자에게 미치는 영향을 보여주는 미취업 더미변수의 계수 값은 -0.5695로 동태적 모형 (2)보다 다소 작게 나타나 실망실업효과가 다소 줄어든 결과를 보이고 있다.

결국 어떠한 동태적 모형을 이용하여 추정하더라도 가구 내에서 남편의 미취업에 따른 여성 배우자의 경제활동상태 변화에 대한 효과는 실망실업효과가 더 크게 나타남을 알 수 있다.

동태적 모형 (3)을 중심으로 추정 결과를 구체적으로 보면 다음과 같다.

먼저, 유배우 기혼여성의 전기(t-1기) 취업 여부는 기혼 여성의 현재의 취업 여부에 매우 유의한 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 Davies et al.(1992)의 논의를 지지하는 것이며, 개인 간의 미관측 이질성을 통제한 후 ‘순수한’ 상태의존성을 구분해내었다는 데 그 의의가 있다. 상태의존성의 존재는 기혼여성의 과거와 현재의 미취업상태 간에 구조적 관계가 존재한다는 것이다.

둘째, 유배우 기혼여성의 연령, 학력 등의 인적속성이 취업 여부에 미치는 효과는 기혼여성의 경제활동참가에 대한 연령효과를 분석한 선행연구들의 연구 결과(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 음(-)의 영향을 미치고 있다. 이러한 결과는 기혼여성의 근로소득을 제외한 총가구소득 등 소득의 증가가 기혼여성의 경제활동참가를 낮추는 요인으로 작용하였다는 연구 결과(서병선·임찬영, 2004; 김지경·조유현, 2001; 성지미·차은영, 2001; 황수경, 2002; Spencer, 1973)와 일치하는 결과이다. 그러나 선행연구보다 가구소득의 계수 값이 매우 작게 나타나는데 이는 선행연구에서 고려하지 않았던 개인적 이질성과 상태의존성을 통제한 결과로 보여진다.

다음으로, 자녀수가 기혼여성의 취업선택에 미치는 영향을 보자. 0~2세 이하 자녀 수는 매우 유의적으로 기혼여성의 취업선택에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 영유아 자녀의 양육을 지원하는 사회적 시스템이 여전히 부족하기 때문으로 보인다. 3~6세 이하 자녀수도 기혼여성의 취업선택에 음(-)의 영향을 미치고 있으나 0~2세 이하 자녀의 경우보다 더 그 충격의 정도가 낮게 나타난다. 한편, 7~12세 자녀수가 기혼여성의 취업선택에 미치는 영향은 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못하였다.

자녀수와 관련된 이러한 결과는 자녀양육 등 가사부담이 기혼여성의 의중임금을 높임으로써 이들의 취업선택을 억제하는 방향으로 작용한다는 선행연구 결과들을 다시 한번 확인해 준다.

넷째, 우리의 관심 변수인 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.

이상의 분석 결과로, 개인 간의 이질성, 상태의존성을 통제한 후 남편의 미취업이 여성 배우자에게 미치는 영향은 남편이 미취업상태에 있을수록 여성 배우자가 미취업상태에 있을 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이는 다른 선진국과 마찬가지로 우리나라에서도 실망실업효과가 부가노동효과보다 지배적임을 보여주는 결과이다. 이러한 발견은 우리나라에도 선택적 결혼(*assortative mating*) 현상이 존재함을 보여주는 것이다. 즉 선택적 결혼 효과가 있기 때문에 유사한 인적 속성을 지니고 있고, 유사한 노동시장 환경에 직면하고 있는 가구의 구성원은 노동공급에 대한 참여 정도가 유사하게 나타난다고 설명할 수 있다.

V. 결 론

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

패널분석 모형을 이용하여 분석해 보았다.

이 글에서 주된 발견은 다음과 같다.

첫째, 유배우 기혼여성의 취업 여부에 대한 이행확률을 분석한 결과 과거의 취업상태가 현재에도 지속될 가능성이 높게 나타났고, 계량모델 분석 결과로도 개인 간의 미관측이질성을 통제한 후 유배우 기혼여성의 전기($t-1$ 기) 취업 여부가 현재의 취업 여부에 매우 유의한 영향을 미치고 있어 상태의존효과가 있는 것으로 나타났다.

둘째, 기술통계 분석결과 유배우 가구수준에서 부부의 인적속성과 경제활동 상태 간에 상당한 유사성이 있다는 것을 확인하였다. 즉 유배우 가구 내에서 남편의 학력수준이 높거나 취업상태에 있는 경우 여성 배우자도 학력수준이 높고 취업상태에 있었으며, 남편이 상용근로자인 경우 여성이 상용근로자인 경우의 비중이 높게 나타났다. 이는 우리 노동시장에서 선택적 결혼효과가 존재함을 보여주는 것으로 해석할 수 있다.

셋째, 유배우 기혼여성의 취업에 영향을 미치는 요인 중 연령, 6세 이하 자녀 수 등은 기존의 연구 결과를 다시 한번 확인하는 결과를 보였다.

넷째, 기혼여성의 소득을 제외한 가구소득은 기혼여성의 노동공급에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 기존의 연구 결과를 다시 한번 확인하는 결과를 보였다.

다섯째, 남편이 미취업상태는 기혼여성의 경우 취업상태에 부정적인 영향을 미치고 있어 실망실업효과가 우리나라 노동시장에 지배적으로 나타나고 있음을 보여준다.

본 연구의 분석 결과 기혼여성 개인의 이질성 및 상태의존성을 통제한 후 실망실업효과가 지배적으로 나타나는 원인은 선택적 결혼(*assortative mating*) 현상으로 설명할 수 있다. 즉 주거지(지역노동시장), 유사한 부부의 인적속성 등에 의해 동일한 노동시장 환경에 직면하게 되어 가구의 구성원은 노동공급에 대한 참여 정도가 유사하게 나타난다는 것이다.

따라서 기혼여성의 노동시장 참여에 대한 정책은 과거와 현재의 구조적 관계가 존재한다는 상태의존성의 존재와 실망실업효과의 존재를 고려해야 한다는 정책적 시사점을 얻을 수 있다. 즉 가계수준에서 여성 배우자의 취업에 대한

선택이 남편의 미취업에 대한 소득보전을 위한 것이 아니라 여성 자신의 인적 자본 축적 정도, 일자리 탐색비용 등 노동시장 진입장벽 등의 요인에 의한 것이다. 또한 우리나라 노동시장에서 실망실업효과가 지배적이어서 남편과 기혼 여성 배우자가 동일한 경제활동상태에 놓일 가능성이 높으며, 선택적 결혼효과 존재, 즉 부부간 유사한 인적속성 및 동일 거주지로 인해 동일한 노동시장 환경에 직면하고 있어 부부 모두 경제활동을 하지 않을 경우 빈곤가구화할 가능성이 높기 때문이다.

따라서 기혼여성의 취업을 촉진할 수 있는 정책이 필요하다. 즉 기혼여성에게 특화된 평생교육 등 숙련형성 프로그램 및 일자리 탐색비용을 낮출 수 있는 직업알선 기능의 강화와 같은 적극적 노동시장정책의 활성화와 연계된 정책이 요구된다.

마지막으로 본 연구가 갖는 한계를 지적할 필요가 있다.

본 연구가 남편의 미취업이 여성 배우자의 취업선택에 미치는 효과 중 실망실업효과가 지배적인지를 살펴보는 데 그 목적이 있어 기혼여성의 노동공급에 대한 소득효과나 남편의 사회경제적 지위·계층 등이 여성 배우자의 노동공급에 미치는 영향 등을 충분히 고려하여 분석하지 못하였다. 기혼여성의 노동공급 선택 메커니즘을 보다 깊이 있게 이해하기 위해서는 가구의 다양한 이전소득, 자본소득, 근로소득 등 소득효과에 대한 분석과 남편의 사회경제적 지위·계층 등이 노동공급에 미치는 영향 등을 고려한 후속 연구가 필요할 것이다.

참고문헌

- 김우영·권현지. 「비정규일자리 결정의 동태성과 성별 비정규직 비중의 격차 분석」. 『여성연구』 74 (1) (2008): 5~43.
- 김지경·조유현. 「기혼여성의 노동공급 결정요인에 관한 연구」. 『대한가정학회지』 39 (2) (2001): 15~24.
- 서병선·임찬영. 「가계생산과 기혼여성의 노동공급」. 『국제경제연구』 10 (1) (2004):

141~167.

- 석상훈. 「저임금 근로의 동태적 분석: 상태의존성 검증」. 『산업경제연구』 21 (2) (2008): 691~709.
- 성지미·차은영. 「세대간 동거와 기혼여성의 노동공급」. 『노동경제논집』 24 (1) (2001): 97~124.
- 이효수. 「노동공급의 미시분석」. 『노동경제논집』 14 (0) (1991): 63~82.
- 이시균 외. 『실업, 비경제활동인구 현황분석 및 시사점』. 한국고용정보원, 2008.
- 최형재. 『자녀교육과 기혼여성의 노동공급』. 한국노동연구원, 2008.
- 황수경. 『기혼 여성의 경제활동참여에 관한 연구』. 한국노동연구원, 2002.
- _____. 『단시간근로와 여성인력활용』. 한국노동연구원, 2004.
- 황윤재·최강식. 『기혼여성 노동공급행위에 관한 연구- 準母數的 접근』. 한국노동연구원, 1998.
- Başlevent, C., & Onaran, Ö. “Are Married Women in Turkey More Likely to become Added or Discouraged Workers?” *Labor* 17 (3) (2003): 439~458.
- Davies, R. B. et. al. “The Relationship between a Husband's Unemployment and His Wife's Participation in the Labor Force.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54 (2) (1992): 145~171.
- Del Boca, D. et al. “Employment Decisions of Married Women: Evidence and explanation.” *Labour* 14 (10) (2000): 35~52.
- Giannelli, G., & Micklewright, J. “Why Do Women Married to Unemployed Men Have Low Participation Rate?” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57 (4) (1995): 471~486.
- Hsiao, C. *Analysis of Panel Data*. Cambridge MA: MIT Press, 1986.
- Hyslop, D. R. “State Dependence, Serial Correlation and Heterogeneity in Intertemporal Labor Force Participation of Married Women.” *Econometrica* 67 (6) (1999): 1255~1294.
- Islam, N. “Dynamic Labour-force Participation of Married Women in Sweden.” website: <http://ideas.repec.org/p/hhs/gunwpe/0184.html>.

Keane, M. P., & Sauer, R. M. "Implication of Classification Error for the Dynamics of Female Labor Supply."

website : <http://www.biu.ac.il/soc/ec/seminar/data/31.03.08/draft23.pdf>.

Prieto-Rodriguez, J., & Rodriguez-Gutierrez, C. "The Added Worker Effect in the Spanish Case." *Applied Econometrics* 32 (0) (2000): 1917~1925.

Stephan, M. "Worker Displacement and the Added Worker Effect." *Journal of Labor Economics* 15 (1) (2002): 293~329.

Stewart, M. B. "A Stat Program for the Heckman Estimator of the Random Effects Dynamic Probit Model." 2006a.

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

Stewart, M. B. "Maximum Simulated Likelihood Estimation of Random Effects Dynamic Probit Models with Autocorrelated Error." *The Stata Journal* 6 (2) (2006b): 256~272.

abstract

The Impact to the Employment Choice by Married Women under her Spouse's Non-employment Status

Jin Hee Park

The purpose of this study is to examine the labor market outcomes of married women to find out which of the added and discouraged worker effect is dominant in Korean labor market. I used the KLIPS panel data from 1998 to 2007 to analysis. The result show that an assortative mating effect exist through descriptive method. Also the estimation results using the dynamic random effect probit model show that the her spouse's non-employment status negatively effect on the employment choice of married women. Even after heterogeneity and the state dependence controlled, this study shows that discouraged worker effect is dominant in Korean labor market.

Keywords : the dynamic random effect probit model, discouraged worker effect, assortative mating effect