

# 女性就業率의 地域別 差異에 관한 研究 \*

- 結婚의 效果를 中心으로 -

李繁松\*\* · 張壽命\*\*\* · 金在暻\*\*\*\*

## 논문초록

본 논문은 우리나라 여성의 결혼과 경제활동참가와와의 관계를 분석하고, 결혼이 여성의 노동시장경험을 불연속적인 것으로 만들기 때문에 여성의 경제활동참가와 고용에 주요한 장애가 되고 있다고 주장한다. 도시 지역의 경우 21-30세의 기혼여성의 평균 경제활동참가율은 같은 연령의 미혼여성에 비해 40% 내지 70% 포인트가 더 낮다. 우리는 경제발전에 비하여 여성의 경제활동에 대한 문화적 시각의 변화와 사회 규범의 변화가 지체되고 있는 것이 젊은 기혼 여성의 경제활동참가율을 것처럼 낮게 만들고 있다고 주장한다. 우리의 가설을 검증하기 위해서, 두 가지 방법을 사용한다. 첫번째, 개개인의 인구학적 특성과 지역노동시장 조건이 결혼여부에 따라 21-30세인 젊은 여성의 경제활동참가에 상이한 효과를 가지는지를 검증한다. 두 번째, 우리는 25세에서 60세까지의 기혼여성의 표본을 세 개의 나이그룹(25-34, 35-44, 45-60)으로 나누고, 이 세 개의 동연령 그룹별로 소득효과와 대체효과가 어떻게 다른가를 고찰한다. 이러한 분석으로부터 주요측 요인 즉, 노동 수요곡선의 좌하향이동(고용자의 젊은 기혼여성 노동에 대한 기피성향)이 젊은 기혼여성의 낮은 경제활동참가에 보다 중요한 요인이 되며, 공급측 요인 즉, 노동공급 곡선의 우하향 이동(중년 기혼여성의 노동공급 증가)이 중년 기혼 여성의 높은 경제활동참가에 보다 큰 요인이 됨을 발견하였다.

핵심 주제어: 여성노동시장, 산업구성과 여성취업률, 지역별 여성취업률 차이

경제학문헌목록 주제분류: 7

\* 이 논문은 2001년 서울시립대학교 학술연구조성비 지원에 의하여 연구되었음.

\*\* 서울시립대 경제학부 교수, e-mail: bunslee@hotmail.com

\*\*\* 한국교육개발원 부연구위원, e-mail: smjang@kedi.re.kr

\*\*\*\* 정보통신정책연구원 위촉연구원, e-mail: redwind@kisd.re.kr

## I. 서론

여성고용(경제활동참가)과 성별 평등은 최근 우리 사회에서 논의되는 주요한 쟁점이다. 최근 정부는 여성의 경제활동참가를 증가시키고, 고용과 임금에서 성불평등을 감소시키는 정책들을 본격적으로 시행하고 있다. 예컨대, 중앙정부는 최근에 출산휴가를 전보다 한 달이나 더 연장하는 모성보호법을 사업자단체의 강한 반대와 저항에도 불구하고 제정하였다. 그렇다면 경제활동참가와 고용, 임금에서의 성별 평등을 성취하는데 장애가 되는 요소들은 무엇인가? 여성의 경제활동참가를 저해하는 것은 공급요인(기혼여성의 노동참여 기피현상) 때문인가, 아니면 수요요인(고용주의 기혼여성 고용 기피현상) 때문인가? 또 그것은 차별 때문인가?

본 연구는 혼인상태와 여성의 경제활동참가의 상호관계에 초점을 맞춘다. 혼인은 여성의 노동시장경험을 불연속적이게 만듦으로써 여성의 경제활동참가와 고용에 심각한 장애로 작용한다. 본 연구에 따르면, 1995년에 나이와 학력이 동일한 기혼여성은 미혼여성에 비해 경제활동참가율이 지역에 따라 40%에서 70%까지 떨어진 다. 여성의 노동공급에 영향을 줄 수 있는 다른 요소들에 비해서, 혼인이 여성의 경제활동참가에 주는 영향은 상대적으로 매우 크다고 할 수 있으며 다른 나라와 비교해 볼 때 더욱 그렇다.

출산연령의 한국기혼여성이 다른 선진국의 미혼여성과 기혼여성에 비해 경제활동참가가 현저히 적은 이유는 무엇인가? 한국기혼여성의 낮은 경제활동참가의 원인은 수요측면(고용주에 의한 여성노동에 대한 수요 부족) 때문인가? 공급측면(여성에 의한 노동의 공급 부족) 때문인가? 본 연구에서 우리는 높은 경제발전도에 비해서 문화적 요인과 사회규범이 느리게 변화하기 때문에 한국의 기혼여성들의 경제활동참가가 낮다고 주장한다(우리는 그것을 '사회규범의 느린 변화 - slowly changing social norms'이라고 부르코자 한다).

여성의 경제활동참가와 경제발전의 상호관계에 대한 선행연구들은 여성의 U자 형태의 경제활동참가를 보여준다. 경제가 산업화를 경험하기 시작함에 따라, 초기에는 여성의 경제활동참가율이 떨어진다. 그러나, 경제가 더욱 발전함에 따라, 여성의 경제활동참가율은 다시 증가한다. Mammen and Paxson(2000), Shina(1967), 그리고 Goldin(1995)는 그러한 주장에 대한 실증적 증거를 제공했다. 초기 산업화과정에서 여성의 경제활동참가의 감소는 '사회규범', '사회적 오명' 또는 기회

비용에 의해서 설명될 수 있다. '사회규범'가설은 블루 칼라의 업무(육체노동 계층)가 화이트 칼라(사무직 계층)의 업무보다 결혼한 여성에게 덜 적합하다고 인식하는 사회규범이 있다는 것이다. '사회적 오명'가설은 아내가 블루 칼라의 근로자로서 일을 하면, 남편들이 무능하다고 낙인찍힌다는 사회적 통념에서 그 원인을 찾는다. 한편 기회비용에 의한 설명은 공장일에서 얻는 수입으로는 가정 밖에 나가서 일하는 것의 고정비용(예컨대, 보육원 비용)을 감당할 만큼 충분한 임금을 받지 못하기 때문에 여성의 경제활동참가가 저조하다는 것이다.

1960년 이래, 일본을 제외한 대부분의 선진국에서 여성의 경제활동참가가 상당히 증가하였다. 경제발전의 후기 단계에서 여성의 경제활동참가의 이와 같은 증가는 기혼여성의 경제활동참가의 증가에 기인한다(Costa, 2000). 낮은 출산율, 새로운 가전 제품, 여성 교육의 발전, 육아 서비스산업의 증가, 성별 임금차이의 감소, 차별 감소, 사회규범의 변화, 파트타임 직장의 취득 용이성, 그리고 화이트 칼라 직장과 서비스 부문의 확장 등은 기혼여성의 경제활동참가<sup>1)</sup>가 증가하는 원인으로써 언급되고 있다(Killingsworth and Heckman 1986, Costa 2000, Blau and Kahn 2000).

한국은 지난 30년 동안 연 평균성장률 5-9%로 빠른 경제성장을 하였다. 빠른 경제성장으로 인해 우리나라는 선진국과 유사한 산업적, 직업적 구조를 가지게 되었다. 우리나라에서 사회간접자본 부문과 서비스 부문의 고용은 전체고용의 50% 이상을 차지한다. 화이트 칼라 일자리가 블루 칼라의 일자리보다 더 많다. 한국은 월 임금의 경우 성별에 따른 임금차이가 비교적 적다. 1년 미만의 업무경력을 가지고 고졸이하의 학력을 가진 여성은 같은 조건의 남성의 임금에 비해 67% 정도를 지급 받으며, 고졸의 학력을 가진 여성은 75%, 그리고 대졸의 학력을 가진 여성은 80% 정도의 남성 임금을 받는다(노동부, 1997년 임금구조기본통계조사보고서). 여성의 교육수준은 계속적으로 증가해왔으며, 소득수준과 여성의 교육수준이 높아지면서 출산율은 낮아졌다. 한국 여성의 출산율은 대체로 1970년과 1995년 사이에 4.5에서 1.5로 하락했다. 그리고 서비스 부문의 증가가 기혼 여성들이 일하기 쉬운 파트타임 일자리나 임시적인 일자리를 늘리고 있다는 사실도 쉽게 알 수 있다. 그러나, 기혼여성을 향한 사회규범은 경제적 변화와 산업적, 또는 직업적 구조의 변화보다

1) 높은 여성의 경제활동참가가 이 요소들의 변화에 하나의 요인이 될 수 있기 때문에 이 요소들의 일부는 잠재적으로 내생적이다.

매우 느리게 변화하고 있다고 생각된다.

한국 경제는 빠른 경제 발전과 변화를 경험한 반면에, 기혼여성을 향한 사회규범의 변화는 지체되고 있다. 한국 사회가 빠른 발전과정에서 두 개의 다른 단계를 경험한다고 생각할 수 있다. 즉, 경제적 측면과 공식적 측면에서 한국은 매우 발전한 단계에 있는 반면, 문화적 또는 비공식적측면에서는 발전의 초기 단계 또는 중간 단계에 있다고 볼 수 있다. 일반적으로, 문화가 변화하는 것은 경제적, 사회적, 정치적 변화 보다 더 오랜 시간을 필요로 한다. 또한 비공식적인 제도는 공식적인 제도보다 변화하는 데 더 오랜 시간이 걸린다. 여성은 결혼을 해야 하며, 결혼을 하면 집에서 가사일을 해야 한다<sup>2)</sup> 는 것은 전통적 사회 규범이다. 우리는 이러한 종류의 사회규범이 주로 여성에 의해서가 아니고 남성에 의해서 유지되고 있다고 주장한다.

젊은 여성의 유보임금(reservation wage)은 그들이 결혼하거나 또는 자녀를 가짐에 따라 크게 증가할 수 있다. 결혼후에, 여성은 집 밖에서 일하는 대신 가사일을 돌보거나 또는 그들의 아이들을 집에서 돌보는 일을 할 수 있다. 젊은 기혼여성의 경우 높은 유보임금과 노동시장에서의 낮은 시장임금(offered wage)을 가질 것이기 때문에, 시장임금이 유보임금보다 높을 가능성은 미혼여성의 경우에 비해서 젊은 기혼여성의 경우가 매우 낮다. 따라서, 젊은 기혼여성의 경제활동참가율은 낮아진다.

한국에서, 40-49세인 여성의 경제활동참가율은 거의 선진국 여성의 경제활동참가율 만큼이나 높은 약 60%이다. 출산연령 후에, 대부분의 기혼여성은 과거의 직장에서 가졌던 인적자본이 퇴화하였고 집안을 돌보아야 하는 임무가 감소되었기 때문에 낮은 유보임금을 가질 수 있다. 대부분의 기혼 여성이 직장경험의 단절을 경험하기 때문에 그들은 노동시장에 재진입 할 때 지위가 낮은 직업을 갖게 된다. 이 때문에, 중년의 기혼여성은 함께 일하는 남성 근로자들이나 고용주로부터 차별 또는 저항을 적게 받게 되는 것이다. 중년의 기혼여성이 노동시장에 재진입할 때 지위가 낮은 직업을 갖게 되는데 이는 대부분의 기혼여성이 직장경험의 단절을 경험하기 때문이다. 우리는 기혼여성이 직장경험의 단절을 경험하는 것이 낮은 사회규범 때문이며 따라서 '사회규범의 느린 변화'가 중년 기혼여성이 직장 재진입시 낮은

2) 자기집에서 농사를 짓는 것은 여전히 가사일을 하는 것으로 간주된다.

직위를 수용해야 하는 한 원인이 된다고 생각한다.

이와 같은 관점에서, 여성의 경제활동참가에 미치는 혼인의 영향을 분석함에 있어서, 우리는 개별 여성의 인구학적 특성들과 지역 노동시장 조건을 함께 고려한다. 이 요인들이 젊은(21-30세) 기혼여성의 경제활동참가와 미혼여성의 경제활동참가에 어떻게 다른 영향을 주는지를 우선 분석한다. 그리고 모든 연령의 기혼 여성의 경제활동참가를 분석하는데, 남편의 경제적 지위, 고용상태, 교육, 그리고 가족 구성이 어떻게 나이그룹별로 다른 영향을 미치는지에 주목한다.

우리의 논문은 다음과 같이 구성된다. 다음 장(II장)은 가설 검증을 위한 계량모형, 분석방법 및 변수들을 설명한다. III 장에서는 1995년의 여성경제활동참가와 혼인사이의 관계를 상세하게 서술한다. IV 장은 회귀분석 결과를 설명하고, 마지막 장에서 결론을 요약하고 본 연구결과의 정책적인 함의를 논한다.

## II. 회귀분석을 위한 계량모형, 분석방법 및 변수들

이 논문의 일반적인 분석 틀은 다음과 같다. 여성의 경제활동참가 결정은 노동시장에서의 유보임금(reservation wage)과 시장임금(offered wage)의 정보에 기초한다. 잠재 시장임금  $W$ 는 다음과 같은 식을 따른다.

$$W = Z\beta + \epsilon_1 \quad (1)$$

여기에서  $Z$ 는 시장임금에 영향을 주는 변수의 벡터이다. 노동시장에서 시장임금은 주로 인적자본(학력 또는 업무경력)에 의해서 결정된다고 가정한다. 거기에서 기혼여성에 대한 어떤 성차별이 있거나, 혼인이 생산성에 영향을 줄 수 있다면, 혼인상태가 잠재적 시장임금에 영향을 주는 주요한 요소가 될 수 있다. 유보임금( $W_r$ )은 혼인상태, (기혼여성의 경우) 가족 구성과 같은 다양한 요소들에 의해서 결정된다고 볼 수 있다. 우리는 과거에 축적된 인적 자본이 또한 개별 유보임금에 영향을 줄 수 있다고 생각한다.

$$W_r = X\delta + \epsilon_2 \quad (2)$$

여기에서  $X$ 는 위에서 서술된 독립변수들의 벡터이다. 여성은 그녀의 잠재 시장 임금이 그녀의 유보임금을 초과하면 노동시장에 참여를 할 것이다.

$$Z\beta - X\delta > \varepsilon_2 - \varepsilon_1 \quad (3)$$

우리는  $\varepsilon_2$ 와  $\varepsilon_1$ 가 0의 평균을 가지고 정규 분포되었다고 가정하기 때문에  $V = \varepsilon_1 - \varepsilon_2$ 로 정의할 수 있고,  $V$ 가 0의 평균과 일정한 분산을 가지며 정규 분포된다고 가정한다. 노동참가의 확률은  $Z$ 와  $X$ 에 의해서 결정된다.

$$\frac{Z\beta - X\delta}{\sigma} > \frac{-V}{\sigma} \text{ or } \frac{V}{\sigma} > \left( \frac{Z\beta - X\delta}{\sigma} \right) \quad (4)$$

$(Z\beta - X\delta)/\sigma$ 를  $\mu/\sigma$ 과 동일한 것으로 정의하면,  $\mu/\sigma$ 가 커짐에 따라 노동참가의 가능성이 크게 될 것은 명백하다. 그 이유는 참가의 확률이  $P = 1 - F(-\mu/\sigma)$ 이기 때문이다. 여기에서  $F$ 는 누적 분포 함수이다.  $\mu/\sigma$ 가 표준 정규 분포를 따름에 따라, 우리의 회귀 분석모형은 프로빗 모형이 된다. 종속변수는 여성이 1995년 10월에 경제활동에 참여했으면 1이고, 그렇지 않으면 0이다.  $X$ 와  $Z$ 의 모든 변수들이 독립 변수들로 포함된다.

앞에서 설명한 바와 같이 '사회규범의 느린 변화'의 가설을 테스트 하는데, 두 가지 방법을 이용한다. 첫번째, 표본을 현재 학교를 다니지 않으며 연령이 21세에서 30세까지인 젊은 여성들로 제한하고 독립 변수들의 계수가 기혼여성과 미혼여성 사이에서 다른지 여부를 테스트한다.<sup>3)</sup> 그렇게 하기 위하여, 우리는 혼인(결혼)더미(여성이 결혼을 했으면 1, 그렇지 않으면 0), 모든 인구학적 특성 그리고 지역 노동 시장 지표들을 포함하고 이에 더하여 혼인더미와 기타의 독립변수들의 교차항들(interaction terms)을 포함시킨다. 혼인 더미의 계수들과 모든 interaction term이

3) 우리가 표본을 21세에서 30세까지의 젊은 여성으로 제한하는 이유는 30세 이상의 여성 가운데는 미혼 여성이 매우 적어 미혼과 기혼 여성 사이의 차이를 분석하는데 어려움이 있기 때문이다.

0이라는 귀무가설에 대한 F 테스트가 그러한 테스트를 위한 도구가 될 수 있다.<sup>4)</sup>

두 번째, 우리는 25세에서 60세까지의 기혼 여성을 나이별로 25세에서 34세, 35세에서 44세, 45세 60세까지의 세 그룹으로 나누고, 나이 그룹별로 수요측 요인과 공급측 요인이 어떻게 다른가를 살펴 보면서, '사회규범의 느린 변화'를 검증할 수 있다. 젊은 기혼여성의 경우 우리의 추정결과 대체효과가 특별히 강하다면 고용주의 노동 수요에 따라 결정되는 시장 임금에 특히 민감할 것이다. 따라서 젊은 기혼 여성이 일하기를 원하더라도 결혼과 자녀양육을 하면서 동시에 할 수 있는 일을 찾기가 어렵다는 것은 공급측 요인보다 수요측 요인이 상대적으로 크다는 것을 의미한다. 반면에, 중년 기혼여성의 경우 우리의 추정결과 소득효과가 특별히 강하다면 중년 기혼여성의 노동 참여는 여성 자신의 필요에 의해 노동을 공급하는 공급요인이 더 중요하다는 것을 의미한다. 그러므로, 수요측 요인이 젊은 기혼여성의 낮은 노동참가에 대해 원인이 되고, 공급측 요인이 중년의 기혼여성의 높은 노동 참가에 대해 주요한 원인이 된다.

젊은 여성(21-30세 또는 25-34세)에 대하여는 여성의 경제활동참가결정에 있어서 대체효과가 중요함을 밝히며 고용주의 기혼여성기피로 인하여 시장임금이 낮게 책정되는 것이 임금에 민감한 젊은 기혼여성의 경제활동을 낮추므로 수요측 요인(노동수요곡선의 좌하향 이동)이 젊은 기혼여성의 낮은 경제활동을 가져 온다는 것을 보여 준다. 이는 '사회규범의 느린 변화'로 인해 고용주가 기혼여성을 기피하기 때문이라고 주장한다. 우리나라에서 중년 기혼여성의 경제활동참가는 매우 높다. 그러나 우리는 이것이 '사회규범의 느린 변화'의 가설을 부정하는 것이 아니라고 주장한다. 우리는 중년 기혼여성의 경제활동참가의 결정에 있어서 대체효과보다 소득효과가 중요함을 보여줌으로써 고용주의 기혼여성기피, 즉 수요측면에는 진전이 없는데도 기혼여성이 소득의 결핍을 보전하기 위해 노동공급을 증가하기 때문에, 즉 공급요인(노동공급곡선의 우하향 이동) 때문에 중년 기혼여성의 경제활동참가가 높다는

4) 여성에 대한 회귀분석결과를 남성의 회귀결과와 비교할 것을 한 논문심사자가 제안하였다. 그러나 여성의 경제활동참가 행태를 남성의 참가행태와 비교하는 것이 별 의미가 없음을 추정결과 발견하게 되었다. 현재 학교를 다니지 않으며 연령이 21세에서 30세 사이의 여성은 우리의 2% 표본에서 68,150명이며 이 중에서 36,314명이 경제활동에 참여 했고 31,836명(46.7%)이 참여하지 않았다. 반면에, 남성의 경우 55,619명의 표본중 경제활동 참가를 하지 않은 수는 3,798명으로 6.8%에 불과한다. 남성의 경우 경제활동참가율이 압도적으로 높아 결혼이 참가율에 미치는 영향을 의미 있게 분석하는 것이 불가능하다.

것을 설명한다. 따라서 중년 기혼여성의 경제활동참가는 높으나 낮은 직급과 낮은 임금을 수용해야 하는 것이 '사회규범의 느린 변화'의 가설을 지지하는 것이라고 우리는 주장한다.

첫번째 방법에 관해서 두 가지 질문이 발생한다. 왜 기혼의 젊은 여성과 미혼의 젊은 여성 사이에서 인구학적 특성들과 지역 노동시장 조건의 계수들이 다를 수 있는가? 그리고 그러한 차이들이 어떻게 '사회규범의 느린 변화' 가설에 대한 증거가 될 수 있는가? 개인의 인구학적 특성들의 계수들이 여성의 결혼여부에 따라 다르다면, 이것은 인구학적 특성이 기혼여성과 미혼여성의 경제활동 참가에 다른 영향을 끼칠 수 있다는 것을 나타낸다. 예를 들면, '나이'는 상이한 효과를 가질 수 있다. 기업가들이 그들의 승진결정관행에서 여성에 대해 차별을 한다면, 나이는 미혼인 여성에게 불이익을 가져다 줄 수 있다(우리는 이것을 여성은 반드시 결혼을 해야 한다는 사회규범과 연관되어 있다고 생각한다). 반대로, 직업 경로의 단절을 경험하고 시장임금에 비해 충분히 낮게 유보임금을 낮춘 중년의 기혼 여성들은 나이를 더 많이 먹을수록 일자리를 구하기가 쉬울 것이다. 우리는 기혼 여성이 직업경로의 단절을 경험하고 중년이 된 후 노동 시장 재진입시에 낮은 임금을 감수해야 하는 것이 여성은 결혼하면 가사에 충실해야 한다는 사회규범과 연관되어 있다고 생각한다. 나이가 미혼여성에게는 경제활동을 저해하는 변수가 되는 반면에 기혼여성에게는 경제활동을 증진하는 변수가 될 수 있다.<sup>5)</sup> 우리는 이와 같은 설명을 교육의 변수에도 적용할 수 있다. 특히, 21세에서 30세의 나이를 가진 여성으로 우리의 표본을 제한할 때, 인적 자본 변수들의 상이한 계수들은 우리의 가설에 대한 증거가 된다.

독립 변수에 학력과 나이 외에 2개의 인구학적 특성들을 추가하여 포함시킨다: 이주 상태와 60세 이상의 노인과 함께 사는지 여부를 나타내는 변수이다. 이주는 유보임금에 영향을 줄 수 있다. 이주를 한 미혼여성은 이주를 하지 않은 미혼여성보다 낮은 유보임금을 가질 수 있는데, 그 이유는 미혼여성은 직장을 찾기 위해 이동했을 가능성이 높기 때문이다.<sup>6)</sup> 반대로, 이주한 기혼여성은 이주하지 않은 기혼

5) 여기에서 나이는 경험의 대리변수로 취급되는 것이 아니고 미혼여성의 경우 나이가 차별의 구실을 제공하고 중년 기혼여성의 경우 나이가 경력단절로 인한 인적자본의 감가상각 정도를 나타내는 것으로 취급된다.

6) 우리의 21-30세의 여성표본은 현재 학교를 다니지 않는 여성으로 국한되어 있으므로 학업 때문에 이주하는 가능성은 배제한다.



여성에게 비해 높은 유보임금을 가질 수 있다. 그 이유는 이주한 기혼여성은 결혼을 해서 남편을 따라 이동했을 가능성이 높는데 주거지가 남편의 취업에 따라 결정되었을 가능성이 높아 부인들의 취업에 어려움이 있을 수 있기 때문이다.

60세 이상의 부모와 함께 사는 것은 기혼여성의 유보임금을 감소시킬 수 있는데 그 이유는 높은 생활비와 집 밖에서 일하는 것의 낮은 기회비용 때문이다(노인들은 가정내의 육아서비스를 제공할 수 있을 것이다). 또 시어머니와 같이 사는 며느리는 심리적 압박감을 해결하기 위해 직장을 더 원할 가능성이 있다. 따라서 본 논문은 60세이상의 노인과 함께 사는 것에 대하여 기혼여성의 경우 정의 계수를 예상하며 미혼여성의 경우 노인과 함께 사는 것으로부터 육아서비스의 도움은 받음이 없이 양로의 부담만 가져와 음의 계수를 가질 것으로 예상할 수 있다.

지역 노동시장 조건을 나타내는 변수들은 아래에 설명되는 것처럼 우리의 가설을 테스트하는데 더 적합할 수 있다. 지역 노동시장조건을 나타내는 변수들로 포함된 것은 도시의 실업률과 도시의 산업부문별 구성에 대한 다양한 변수들이다. Elhorst(1996)가 설명한 바와 같이, 여성의 경제활동참가는 일을 찾는 가능성에 따라 영향을 받으며 일을 찾는 가능성은 미시적 또는 거시적인 여러 경제 요인들에 의해 영향을 받는다. 이 두 지표는 대체로 여성 또는 기혼 여성들의 경제활동참가에 영향을 주는 요소들로 고려되고 있다(실업률에 대해서는, Mincer 1966, Clark and Summers 1981, 1982, Coleman 1984 를 참고하고, 산업부문별 구성에 대해서는, Molho 1983, Elhorst 1996 를 참고 바람). 실업률은 여성의 경제활동참가에 부정적인 영향을 줄 수 있다. 그러나, 높은 지역별 실업률은 가구주가 실업일 가능성을 증가시킬 수 있다. 따라서 기혼여성은 일을 하지 않을 수 없기 때문에 실업률이 높은 지역에서 더 많이 일을 할 지도 모른다. 실업률에 대한 변수들은 반드시 우리의 가설을 테스트한다고 볼 수는 없으나 여성의 시장 참여에 유의한 효과가 있으리라 하는 것을 알 수 있다.

도시의 산업부문별 구성의 효과는 명확하지 않다. 서비스 부문은 여성의 일반적인 참여에 명확치 않은 효과를 가진다고 판명되었다(European Commission 1992, Sackmann 과 Haussermann 1994). 그러나, 기혼여성이 사회규범 때문에 일반적으로 노동시장에서 차별을 받는다면, 기혼여성은 차별이 법 또는 다른 제약에 의해서 금지되는 공공부문이나 교육부문, 또는 여성이 압도적인 의료 서비스업에서 더 많이 일을 할 수 있고, 이 업종의 비율이 높은 도시에서 기혼여성의 경제활동참가를

이 높을 것으로 예측된다. 따라서, 우리는 독립변수로 여성이 살고 있는 도시에서 이 부문의 고용 비율을 포함시켰다(젊은 미혼여성에게는 모호하지만 젊은 기혼 여성에 대해서는 이 변수의 계수가 정(+)의 부호가 될 것이라 예측한다).

또한 도시의 직업별 구성을 나타내는 다양한 변수를 독립변수로 추가한다. 산업화 과정에서 기혼 여성의 참가가 초기에 하락하는 것을 사회 규범을 가지고 설명하는 연구들은 블루칼라 업무가 기혼여성에게 적합하지 않은 반면 화이트칼라 업무가 기혼 여성에게 적합하다고 주장한다(Mammen and Paxson 2000, Goldin 1995). 사무 업무 부문의 증가와 파트 타임 업무의 출현이 선진국에서 기혼 여성 참가의 가속화에 대한 주요 요인들로서 지적된다(Costa 2000). 그러나, 우리는 한국에서는 '사회규범의 느린 변화' 때문에, 특정 도시에서 사무직 직장을 갖을 가능성이 높아진 것이 미혼여성의 참가에는 긍정적인 효과를 가지지만 기혼 여성의 참가에는 부정적인 효과를 가질 것이라고 기대한다. 반대로, 우리는 특정 도시에서 파트타임 직장의 확대가 기혼여성의 참가에 긍정적인 효과를 가진다고 기대한다. 그 이유는 파트타임 직장을 택하려는 여성들의 유보임금은 낮을 것이기 때문이다. 따라서, 도시의 직업별 구성을 나타내는 두 가지 변수를 독립변수에 포함한다: 1) 각 개별 도시의 사무직 일자리의 비율, 2) 개별 도시의 '서비스 부문과 소매점, 시장 판매 부문,' '숙련된 농, 어업' 및 '단순 노무직'에 종사하는 근로자의 비율. 후자의 변수는 각 도시에서의 파트타임 또는 불규칙적인 직장의 비율을 나타낼 수 있다.

마지막으로, 우리는 개별 도시의 대기업 또는 중소기업의 고용 비율을 독립변수로 포함한다. 같은 직업 내에서 개인적인 특성과 업무 특성들의 성별 차이를 고찰한 후에, Lee(1994)는 "한국 고용주들은 사무직과 사무업무에 젊은 여성 근로자들을 매우 강하게 선호한다... 대기업들은 중년이나, 나이가 많은 여성 근로자들을 더 차별을 하는 것으로 보인다...소기업들은 중년이나 나이가 많은 여성 근로자들을 포함하여 여성을 더 많이 고용하도록 강요 받는다"고 주장했다. 대기업과 소기업 사이의 임금 차이는 잘 알려진 사실이다(Lee 1987). 우리는 여기에서 대기업들은 그들의 사무실이나, 제조업 공장에서 젊은 미혼 여성들을 선호하며, 젊은 기혼 여성을 차별한다고 주장한다. 젊은 미혼 여성을 고용함으로써, 회사는 여성의 승진을 막거나 지연시킬 수 있다. 즉, 그들은 기혼여성 또는 결혼할 나이의 여성들을 내보낼 수 있다. 결과적으로, 단지 낮은 임금만을 지불할 수 있는 소기업들이 기혼 여성을 고용할 것이다. 그러므로, 특정 도시의 대기업 또는 중소기업의 비율은 기혼여

성과 미혼여성이 일자리를 얻을 가능성에 다르게 영향을 미칠 수 있다. 우리는 이 가설을 고찰하기 위하여 두 변수를 고려한다: 도시의 300인이상의 근로자를 고용하는 회사의 종사자 비율과 50인이하의 근로자를 고용하는 회사의 종사자 비율이다.

앞에서 언급한 바와 같이, 우리의 두 번째 전략은 다른 나이 코호트 별로 대체효과와 소득효과에 기초하여 임금에 대한 탄력치와 가구의 소득에 대한 탄력치가 기혼 여성의 나이에 따라 어떻게 달라지는가를 살펴봄으로써 수요 요인이 더 중요한지 공급 요인이 더 중요한지를 검증하는 것이다. 여기에서 대체효과는 여성의 임금이, 예컨대, 여성의 교육수준 증가로 인해, 증가 할수록 여성의 노동 공급이 늘어나게 되어 여성의 임금 또는 대리 변수인 여성의 교육에 대한 계수가 정일 것이라는 것이다. 소득효과는 가구의 소득이, 예컨대, 남편의 교육수준이 높아짐에 따라, 증가할수록 여가에 대한 소비가 늘어 여성의 노동공급이 감소하게 되므로 가구의 소득 또는 그 대리 변수인 남편의 교육에 대한 계수가 음일 것이라는 것이다. 따라서 여성의 교육에 대한 계수가 젊은 기혼 여성에 있어서 더 큰正的 값을 갖는다면 즉, 임금에 대한 탄력치가 크다면 젊은 여성에 있어서 시장 임금에 대한 여성의 경제활동참가가 민감하게 반응할 것이며 이는 고용주로부터 기혼 여성에 대한 수요의 결핍이 젊은 기혼 여성의 경제활동참가에 중요한 요인이 됨을 의미한다. 반면에, 남편의 교육에 대한 계수가 중년의 기혼 여성에 있어서 더 큰 음의 값을 갖는다면, 즉, 소득에 대한 노동 공급 탄력치가 크다면 중년의 기혼 여성의 노동공급은 가구의 소득에 민감하게 반응할 것이며 이들에게 있어서는 고용주에 의한 수요요인보다 여성 자신의 노동 공급 요인이 더욱 중요함을 보여준다.

미국에서 20세기에 기혼여성의 경제활동참가에 있어서 수요 요인이 더 중요한지 공급 요인이 더 중요한지를 판단하기 위하여 Goldin(1990)은 임금과 소득에 대해 계산된 여성노동참가의 탄력치를 이용했다. 임금에 대해서 비탄력적인 노동공급은 경제활동참가에서의 움직임이 공급에 의해서 더 많이 영향을 받음을 보여주고, 반대로, 임금에 대해서 탄력적인 노동공급은 경제활동 참가에서의 움직임이 수요에 의해서 더 많이 영향을 받음을 제시한다. 그러나, 소득 탄력성이 크다면, 기혼 여성의 경제활동참가의 증가는 공급요인에 의해서 설명될 수 있고 소득 탄력성이 작다면, 기혼 여성의 경제활동참가의 증가는 수요요인에 의해서 설명될 수 있다 (Costa 2000). Goldin(1990)은 1890년과 1930년 사이에 기혼 여성의 경제활동참가 증가의 대부분은 공급(여성에 의한 노동의 공급)이 설명했고, 반면 1940년과

1960년 사이에 여성의 경제활동참가 증가의 거의 대부분 수요(고용주에 의한 여성 노동에 대한 수요)가 설명했다고 주장했다. 1960년과 1980년 사이에는 수요와 공급 둘 다 여성의 경제활동 참가를 증가 시키는 역할에 기여했다.

우리는 임금과 소득측정에 대한 자료를 가지고 있지 않으므로, 임금에 대한 기혼 여성의 노동공급 탄력치나 소득에 대한 탄력치를 직접적으로 검증할 수 없다. 그러나, 우리는 기혼여성 자신의 교육과 남편의 교육을 대리변수로 사용할 수 있다 (Riboud 1986). 후자는 남편의 교육이 항상소득(permanent income) 또는 기대생애 소득의 평균으로써 간주될 수 있기 때문이다. 기혼 여성 노동 공급의 임금에 대한 탄력정도는 기혼 여성 자신의 교육에 대한 계수를 살펴봄으로써 알아 낼 수 있고, 기혼 여성 노동공급의 소득에 대한 탄력정도는 남편의 교육에 대한 계수들을 살펴봄으로써 알아 낼 수 있다.

우리는 젊은 기혼 여성의 낮은 경제활동참가가 수요 요인에 의해 야기되는 반면 나이는 기혼 여성의 상대적으로 높은 경제활동참가는 공급 요인에 의해 야기될 것으로 예상한다. 종종 중년 여성들은 자녀들의 많은 사교육비때문에 노동시장에 참여하는 것이 필요된다고 보도된다. 또한 기혼여성이 나이를 먹음에 따라 전업주부로서의 이익은 감소한다. 그러므로, 우리는 나이가 많은 연령의 여성에 대해서는 커다란 소득 탄력성을, 나이가 적은 연령의 여성에 대해서는 작은 소득 탄력성을 예상한다. 우리는 또한 나이가 적은 연령의 여성에 대해 큰 임금 탄력성을 나이가 많은 연령에 대해서는 작은 임금 탄력성을 예상한다.

다음 장에서 우리는 서술적인 통계를 이용하여 결혼과 여성의 경제활동참가 사이의 관계를 보여준다.

### III. 여성의 경제활동 참가율과 결혼

혼인과 경제활동참가율 사이의 관계를 상세하게 보여주기 위해 1995년 인구주택 총조사 2% 표본자료테이프를 이용한다.<sup>7)</sup> 66개의 도시에서 고등학교 졸업이상의 학

7) 1995년 인구주택 총조사는 한국 총가구의 2%에 대해 주택 특성들, 가구 구성원들의 인구학적 인 특성 및 그들의 경제행위에 대한 정보를 포함하고 있다.

이것은 우리의 기초 데이터셋 이고, 우리는 또한 지역의 산업 구성과 회사의 크기별 고용구성을 알기 위하여 1995년 총사업체 통계조사와 1995년 광공업 통계조사를 활용하였다.

력을 가지며 25세에서 34세까지의 연령인 여성에 대해 혼인상태에 따른 경제활동참가율을 계산하고, <표 1>의 좌측에 미혼여성의 경제활동참가율이 가장 높은 10개 도시를 보이고 우측에는 기혼여성의 경제활동참가율이 가장 높은 10개 도시들을 보여준다. <표 1>는 한국 도시간에 있어서 결혼과 여성의 경제활동참가율 사이에 뚜렷한 관계가 있음을 보여준다. <표 1>에서, 기혼여성과 미혼여성사이의 경제활동참가율의 차이는 매우 크다. 미혼여성의 경제활동참가율이 가장 높은 10개 도시들에서, 기혼여성의 경제활동참가율은 매우 낮다. 경제활동참가율의 차가 거의 70% 포인트가 된다. 이와 같은 큰 차이는 이 도시들이 제조업 중심의 도시들이기 때문인 것으로 보인다. 큰 제조업 회사들은 기혼여성들보다 젊은 미혼여성의 고용을 원하기 때문일 것이다.

기혼 여성의 경제활동참가율이 가장 높은 10개 도시들에서는 기혼여성과 미혼여성사이의 차이가 상대적으로 작다(약 40%). 이와 같은 도시들은 일반적으로 농업 지향적이기 때문에 미혼 여성들이 아니라 기혼 여성들이 일을 많이 하는 경향이 있다.

<표 1> 고등학교 졸업이상의 25-35세 미혼여성과 기혼여성의 그룹 각각에 대해  
가장 높은 경제활동참가율을 보이는 상위 10개 도시들

(단위:%)

상위10개 지역	지역	결혼비율	미혼여성	기혼여성	지역	결혼비율	기혼여성	미혼여성
1	구미시	65	97	20	김제시	70	40	79
2	창원시	87	92	18	공주시	69	38	55
3	제주시	73	92	37	제주시	73	37	92
4	경산시	72	91	25	밀양시	77	35	82
5	여천시	91	90	19	상주시	81	35	78
6	성남시	78	90	23	속초시	83	35	87
7	부천시	80	90	24	나주시	66	35	58
8	안양시	77	89	22	남원시	77	34	72
9	안산시	85	89	25	정읍시	72	34	85
10	오산시	73	89	24	사천시	77	32	72

자료 : 1995년 인구주택 총조사

지면관계로 자료는 제공되지 않았으나 대학 교육을 받은 여자의 미혼과 기혼사이의 경제활동참가율 차이나 교육수준이 고졸 이하인 여성에게 있어서 미혼과 기혼사이의 경제활동참가율의 차이는 모두 고등학교 졸업 이상의 학력을 가진 여성들에 대

한 미혼과 기혼의 차이와 매우 유사하다. 또한 동일한 나이와 학력으로 통제해도 미혼 여성과 기혼 여성의 경제활동의 차이는 매우 유사하다.

〈표 1〉은 미혼 여성과 기혼 여성의 경제활동 참가의 두 가지 중요한 특징을 알려준다. 첫째, 결혼은 젊은 여성의 낮은 경제활동참가와 매우 높은 상관관계를 갖는다. 둘째, 기혼 여성과 미혼 여성 사이의 경제활동 참가의 차이는 도시에 따라 크게 다르며 대도시와 산업도시에서 매우 크다. 이유는 이들 도시에서 미혼 여성의 참가가 상대적으로 높고, 반면에 기혼여성의 참가가 상대적으로 낮기 때문이다. 도시에 따른 경제활동참가율의 커다란 차이에 주목을 요한다. 만일 비슷한 인구학적 특성을 가진 여성이 시장에서의 일에 대해 유사한 성향과 용의를 가진다고 가정하면, 경제활동 참가율이 도시에 따라 차이가 나는 이유는 무엇일까? 우리는 도시에 있어서 산업 구조, 직업 구조, 또는 고용 구조의 차이로 인한 여성 노동에 대한 수요의 차이가 원인이 될 것이라고 생각한다. Odland와 Ellis(1998)의 최근 연구는 미국의 대도시지역간(intermetropolitan) 여성의 경제활동참가율의 차이를 두개의 구성요소로 나누며 분석하였다. 이 두개의 구성요소는 인구학적 특성들의 차이와, 같은 인구학적 특성을 가진 여성들에 의한 노동 경험률의 차이이다. 그들은 대도시 지역간 차이의 대부분이 유사한 개인 특성을 공유하는 여성들간의 경제활동참여율의 차이에 기인한다는 것을 발견하였다. 그래서 지역 노동 시장 조건의 차이가 기회구조(opportunity structure)를 변화시킴으로써 여성의 노동 공급 결정에 중요한 역할을 한다고 그들은 결론을 내렸다. Odland 와 Ellis가 지역에 따른 기회구조의 변화를 반영하는 요소로 제안한 것들은 대도시 지역간 임금수준의 차이들과 특정한 직업 또는 산업에서 일할 수 있는 기회들이다.

다음 장에서, 우리는 회귀분석을 가지고 우리의 주장을 검증하며, 우리의 가설에 대해 더욱 엄정한 증거를 제공한다.

#### IV. 회귀분석 결과

현재 학교를 다니지 않는 21-30세의 젊은 기혼과 미혼 여성의 표본에 대한 회귀분석 결과들이 〈표 2〉에 보고되었다. 보고된 계수들은 Probit 모형을 MLE방법으로 계산하고 이들 변수에 대해 한계 효과(marginal effect)를 산출한 것이다. 앞에서 밝힌 바와 같이 인구학적인 특성들과 지역별 노동시장 조건이 '사회 규범의 느린 변

화' 때문에 기혼여성과 미혼여성에게 다르게 영향을 미칠 수 있다. 회귀분석의 결과는 많은 관점에서 이러한 사실을 뒷받침해 준다.

첫째, 모형 1에서 인구학적 특성들을 통제한 후에, 기혼여성은 미혼여성보다 노동시장에 약 60% 덜 참가한다는 것을 알 수 있다.

둘째, 모형 2-6을 볼 때 교육의 효과는 기혼과 미혼의 그룹 모두에 유사한 반면, 나이의 계수는 크게 다르다. '나이'의 계수는 미혼여성의 경우 유의하면서 음(-)의 부호를 갖는 반면 기혼 여성의 경우 유의하면서 정(+)의 부호를 갖는다. 미혼 여성의 경제활동 참가가 나이가 들어감에 따라 낮아지는 것은 고용주가 나이가 들어가는 미혼 여성 노동에 대해 수요를 감소하기 때문이라고 생각된다. 그러나, 결혼을 위해 노동시장을 떠났던 기혼 여성들은 나이가 들어감에 따라 노동시장으로 되돌아온다. 이 같은 현상은 기혼여성은 그들의 인적 자본이 퇴화되고 육아의 임무는 가벼워져 유보임금을 낮출 수 있기 때문에 발생한다. 즉, 기혼 여성의 경제활동 참가가 나이가 들어감에 따라 증가하는 것은 나이가 들어가는 기혼 여성의 노동공급 증가에 기인한다고 생각된다.

셋째, 모형 2-6을 볼 때 두 개의 다른 인구학적 특성의 효과 -- 60세 이상의 노인과 함께 사는 것과 이주 상태 -- 는 우리가 예상했던 것처럼 기혼여성과 미혼여성에게 다른 효과를 준다. 60세 이상의 나이든 부모와 함께 사는 것은 기혼여성의 경우 경제활동참가에 유의하며 정(+)의 관계를 가지는 반면, 미혼여성의 경우는 유의하며 음(-)의 관계를 가진다. 이주 또한 결혼여부에 따라 경제활동참가에 반대의 관계를 가진다. 즉 이주는 미혼여성의 경우 유의한 정(+)의 관계를 갖고 기혼여성의 경우 유의한 음(-)의 관계를 갖는다. 이들 두 인구학적특성 변수의 계수들에 대한 이유는 II장에서 이미 설명하였다.

넷째, 모형 3-6에 의하면 노동시장조건이 여성의 경제활동참가에 미치는 영향은 결혼상태에 따라 뚜렷이 다르다. 도시의 실업률이 1% 증가하면 미혼 여성의 참가의 가능성이 2%가 감소하는 반면, 기혼여성의 참가가능성은 3% 증가한다. 이 결과는 어떤 의미에서 기혼여성이 경제가 침체할 때 경제활동참가를 강요 받는다는 것을 나타낸다.

다섯째, 도시의 '사무직'의 직업비율은 우리가 기대했던 것처럼 미혼여성의 경제활동참가를 높이지만, 기혼여성의 경제활동참가를 감소시킨다. 도시의 사무직 비율이 1% 증가하면 미혼여성의 참가의 가능성은 약 0.7% 증가하는 반면에, 기혼여

성의 참가가능성을 약 0.7% 감소시킨다(모형3 참조). 모형6에 의하면 '서비스근로자', '농업 및 어업 숙련근로자' 그리고 '단순 노무직'이 도시 전체 고용에서 차지하는 비율은 기혼여성의 참가가능성을 증가시키고 미혼여성의 참가가능성은 감소시키는 것을 알 수 있다.

여섯째, 모형 5와 6에 의하면 공공부문, 교육부문 그리고 의료서비스 부문의 고용이 도시의 고용에서 차지하는 비율은 기혼 여성의 참가에 분명히 정(+)의 효과를 갖고 있다. 이 변수의 계수가 기혼여성의 경우에는 정(+)이고, 유의한 반면 미혼 여성의 경우에는 음(-)이고, 유의한 것에 대해 다음과 같은 해석을 할 수 있다. 미혼여성의 음의 관계는 젊은 미혼 여성이 집중적으로 고용되어 있는 도시들은 제조산업이 집중된 도시이므로 이들 도시에서, '차별이 적은 부문(공공, 교육 그리고 의료 서비스 부문)'의 비율은 상대적으로 작기 때문일 것이다. 기혼여성에게 대한 정(+)의 관계는 다른 부문에서 일하는 여성은 결혼을 하면 대체로 노동시장을 떠나게 되는 반면에, 차별이 적은 부문에 일하는 여성들은 일을 계속하기 때문이다. 이 결과는 노동시장으로부터 젊은 여성이 결혼하면 갑작스럽게 퇴출하는 중요한 요인이 수요 때문이라는 것을 의미한다. 즉, '차별이 적은 부문'에서는 이와 같이 결혼 후에도 고용주에 의한 여성 노동에 대한 수요가 감소하지 않으므로 기혼 여성의 노동 참가가 감소하지 않음을 알 수 있다.

일곱째, 기혼여성과 미혼여성사이의 경제활동 차이는 회사 크기에 관련이 있다. 이와 같은 추론은 300인 이상의 근로자들을 고용하고 있는 회사의 고용이 도시의 고용에서 차지하는 비율 또는 50인 이하의 근로자들을 고용하고 있는 회사가 도시의 고용에서 차지하는 비율을 통제함으로써 증명할 수 있다. 모형 4, 5, 6에 의하면 기혼 여성의 참가는 그 도시의 소기업 고용비율과 정(+)의 관계를 가지며, 미혼 여성의 참가는 그것과 음(-)의 관계를 가진다. 회사 크기에 따라 크고 영속적인 임금 차이가 존재한다는 것을 고려하면, 기혼 여성은 Lee(1994)가 주장하는 바와 같이 대기업에 의해 차별 받고 있는 것으로 보인다.

〈표 3〉은 기혼여성을 세 개의 나이 그룹으로 나누어 Probit모형의 회귀분석을 한 결과이다. 앞에서 설명한 것처럼, 나이 코호트별로 소득에 대한 탄력치와 임금에 대한 탄력치의 비교를 통해 젊은 여성이 노동시장으로부터 갑작스럽게 퇴출하는 것이 주로 수요요인 때문인지 혹은 공급요인 때문인지를 파악할 수 있다.



〈표 2〉 21-30세 연령그룹 기혼과 미혼여성의 경제활동참가에 대한 Probit 모형분석

(관찰치=69, 213명)

변수	〈1〉	〈2〉	〈3〉	〈4〉	〈5〉	〈6〉
나이	-0.006** (0.001)	-0.012** (0.002)	-0.012** (0.002)	-0.012** (0.002)	-0.012** (0.002)	-0.012** (0.002)
나이^결혼더미		0.007** (0.002)	0.008** (0.002)	0.008** (0.002)	0.008** (0.002)	0.008** (0.002)
학력	0.017** (0.001)	0.010** (0.002)	0.010** (0.002)	0.011** (0.002)	0.010** (0.002)	0.010** (0.002)
학력^결혼더미		0.012** (0.002)	0.011** (0.002)	0.011** (0.002)	0.011** (0.002)	0.012** (0.002)
부모님 (60이상) 더미	0.061** (0.009)	-0.031* (0.013)	-0.029* (0.013)	-0.029* (0.013)	-0.029* (0.013)	-0.027* (0.013)
부모님 (60이상) 더미^결혼더미		0.161** (0.016)	0.159** (0.016)	0.158** (0.016)	0.157** (0.016)	0.155** (0.016)
이주더미	-0.030** (0.005)	0.077** (0.008)	0.065** (0.009)	0.065** (0.009)	0.067** (0.009)	0.068** (0.009)
이주더미^결혼더미		-0.156** (0.010)	-0.142** (0.010)	-0.142** (0.010)	-0.145** (0.010)	-0.144** (0.010)
결혼더미	-0.590** (0.004)	-0.759** (0.026)	-0.812** (0.023)	-0.825** (0.027)	-0.889** (0.020)	-0.905** (0.015)
교육, 의료 서비스산업 (Edper) 비율				-0.004 (0.003)	-0.006** (0.003)	-0.007** (0.003)
Edper비율^결혼더미				0.009** (0.003)	0.012* (0.003)	0.008* (0.003)
식당 또는 소매업 근로자(저급 산업) 비율				0.184 (0.213)		
저급 산업비율^결혼더미				-0.128 (0.262)		
실업률			-0.020** (0.003)	-0.019** (0.004)	-0.016** (0.003)	-0.010** (0.003)
실업률^결혼더미			0.034** (0.004)	0.030** (0.005)	0.025** (0.004)	0.023** (0.004)
사무직 비율			0.709** (0.095)	0.540** (0.138)	0.433** (0.136)	
사무직 비율^결혼더미			-0.678** (0.120)	-0.396** (0.171)	-0.165 (0.166)	
서비스, 농업, 단순직 직업비율(저급 직업)						-0.152** (0.045)
저급 직업비율^결혼더미						0.216** (0.055)
소기업비율 (50인 이하)					-0.554** (0.216)	-0.694** (0.200)
소기업비율^결혼더미					0.953** (0.258)	0.888** (0.241)
대기업비율 (300인 이상)				0.119 (0.171)		

변수	<1>	<2>	<3>	<4>	<5>	<6>
대기업비율 <sup>^</sup> 결혼더미				-0.257 (0.196)		
Likelihood ratio	28623	29021	29170	29183	29194	29192
Pseudo-R square	0.2993	0.3034	0.2998	0.3049	0.2995	0.3057

주 : (1) 보고된 계수는 한계 효과이다.

(2) 괄호안은 표준오차이다.

(3) “<sup>^</sup>” 은 interaction을 의미한다.

(4) \*통계학적으로 0.05에서 유의.

\*\* 통계학상으로 0.01에서 유의함을 의미한다.

모형 1, 3, 5의 간단한 회귀식으로부터 여성학력의 계수와 남편의 학력계수의 변화를 비교하면서 나이 코호트별로 대체효과와 소득효과가 어떻게 다른가를 알 수 있다. 여성 학력은 시장 임금에 대한 대리변수로 간주하며 남성 학력은 가구의 소득에 대한 대리변수로 간주한다. 젊은 기혼 여성의 코호트에서, 여성 학력계수는 약 0.02이다. 이 의미는 여성의 학력이 3년 늘면 참가가능성이 약 6%로 증가한다는 것을 의미한다. 그러나, 나이가 많은 코호트에서 여성학력의 계수는 정(+)의 부호를 가지기는 하지만 크기가 상대적으로 작다. 이것은 임금에 대한 여성 노동 공급의 탄력치가 젊은 여성에서 더 크다는 것을 의미한다. 반면에, 남편의 학력 계수는 모든 3개의 나이그룹에서 음(-)의 부호를 갖고 유의하다. 그러나 절대적 크기는 나이가 많은 연령에서 더 크다. 이것은 소득에 대한 여성의 노동공급 탄력치가 연령이 높은 그룹에서 더 크다는 의미이다<sup>8)</sup>.

요약하면, 젊은 기혼여성의 낮은 노동참가는 상대적으로 수요요인(고용주의 기혼 여성기피에 근거한 낮은 시장임금)에 의해 결정되나 중년 또는 노년 여성의 높은 노동참가는 상대적으로 공급요인(낮은 가구 소득으로 인한 여성의 노동공급 증가)에 의해 결정된다고 결론지을 수 있다.

8) 지면의 제한 때문에 표3의 모형 2, 4, 6에서 보여진 남편의 직업, 고용상태 및 경제활동상태가 기혼여성의 경제활동참가에 미치는 영향에 대한 설명을 생략한다.

〈표 3〉 연령그룹별 기혼여성의 경제활동참가에 대한 Probit 모형분석

변수	25 ≤ 나이 ≤ 34		35 ≤ 나이 ≤ 44		45 ≤ 나이 ≤ 60	
	〈1〉	〈2〉	〈3〉	〈4〉	〈5〉	〈6〉
나이	0.008** (0.001)	0.006** (0.001)	0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.010** (0.001)
자녀 (나이<6)	-0.179** (0.005)	-0.182** (0.005)	-0.068** (0.006)	-0.073** (0.006)	-0.018 (0.013)	-0.025 (0.014)
학력	0.017** (0.001)	0.018** (0.001)	0.003* (0.001)	0.006** (0.001)	0.000 (0.001)	0.008** (0.001)
(남편) 학력	-0.010** (0.001)	-0.008** (0.001)	-0.023** (0.001)	-0.014** (0.001)	-0.033** (0.001)	-0.016** (0.001)
부모님 (60세이상)	0.173** (0.009)	0.153** (0.009)	0.116** (0.007)	0.099** (0.008)	0.111** (0.009)	0.075** (0.010)
(남편) ecost2		0.047 (0.034)		0.122** (0.036)		-0.026 (0.028)
(남편) ecost3		-0.001 (0.031)		-0.025 (0.027)		-0.113** (0.027)
(남편) status2		0.142** (0.007)		0.088** (0.006)		0.129** (0.009)
(남편) status3		0.036** (0.007)		0.016* (0.007)		0.033** (0.010)
(남편) status4		0.393** (0.057)		0.380** (0.043)		0.329** (0.041)
(남편) hocc2		-0.012 (0.007)		-0.022* (0.009)		-0.016 (0.013)
(남편) hocc3		-0.007 (0.008)		-0.013 (0.010)		0.010 (0.015)
(남편) hocc4		0.051** (0.008)		0.191** (0.009)		0.238** (0.012)
(남편) hocc5		0.236** (0.020)		0.337** (0.013)		0.430** (0.013)
(남편) hocc6		-0.043** (0.007)		0.042** (0.009)		0.056** (0.013)
(남편) hocc7		-0.069** (0.007)		-0.005 (0.009)		-0.000 (0.013)
(남편) hocc8		-0.019 (0.012)		0.084** (0.012)		0.115** (0.014)
산업 (교육, 의료처리)		0.003** (0.001)		0.003 (0.001)		0.002 (0.002)
전체 실업률		0.006** (0.001)		-0.009** (0.002)		-0.022** (0.002)

	25≤나이≤34		35≤나이≤44		45≤나이≤60	
변수	〈1〉	〈2〉	〈3〉	〈4〉	〈5〉	〈6〉
서비스, 농업, 단순직 직업 (저급 직업)		0.056* (0.022)		0.096** (0.026)		0.338** (0.033)
소기업 (50인이하)		0.050 (0.095)		0.547** (0.114)		0.31* (0.159)
Likelihood ratio	2236	4209	1536	4449	4448	7095
Pseudo-R square	0.0362	0.0677	0.0229	0.0664	0.0524	0.1672
표본수	53,680		50,801		31,770	

주 : Ecost1 : Full-time 근로자(비교변수)

Ecost2 : 틈틈이 일하는 사람.

Ecost3 : 일을 하다가 잠시 쉬고있는 사람, 가사만을 하거나 또는 학교만을 다니는 사람.

Status1 : 피고용자(비교변수)

Status2 : 고용원이 없는 자영업자.

Status3 : 고용원을 둔 사업주.

Status4 : 무급 가족 종사자.

Hocc1 : 입법공무원, 고위임직원 및 관리자와 전문가(비교변수)

Hocc2 : 기술공 및 준전문가.

Hocc3 : 사무직원.

Hocc4 : 서비스근로자 및 상점과 시장판매 근로자.

Hocc5 : 농업 및 어업숙련 근로자.

Hocc6 : 기능원 및 관련 기능근로자.

Hocc7 : 장치, 기계조작원 및 조립원.

Hocc8 : 단순 노무직 근로자.

## V. 결 론

본 장에서 본 논문의 결과를 요약하고, 연구의 한계점을 서술한 후, 본 논문의 결과가 여성의 노동참가와 성별 평등에 대한 정부 정책에 의미하는 바가 무엇인가를 고찰한다.

본 논문은 결혼이 여성의 경제활동참가에 주요한 장벽이라고 주장한다. 한국경제는 매우 짧은 기간에 크게 성장하였고 선진국과 유사한 직업별 산업별 분포의 패턴을 가진다. 그러나 아직도 남성은 기혼여성에 대해 낮은 사회 규범을 유지하고 있

다. 여성은 결혼을 해야 하고, 결혼한 여성은 집에 머물러야 한다는 우리의 전통적인 규범들이 여전히 남성 근로자, 소비자, 고용주에 의해서 합당한 것으로 받아들여지고 있다. 이러한 낡은 규범들이 젊은 여성이 결혼 후 노동시장으로부터 갑작스럽게 퇴출하는 가장 큰 원인이 된다. 고용주로부터 기혼 여성의 노동에 대한 낮은 수요가 젊은 기혼여성과 젊은 미혼여성 사이에서 경제활동참가에 큰 차이가 발생하는 가장 주요한 원인이 된다. 또한 많은 중년 기혼여성이 노동시장으로 재진입하지만 이 경우에 낡은 사회 규범으로 중년 기혼 여성은 낮은 직업적 지위를 갖기 쉽다. 직업의 차별현상은 남성과 여성사이 뿐만이 아니라 기혼여성과 미혼여성사이에도 일어난다.

실증적 검증을 위해, 첫째, 표본을 현재 학교를 다니지 않으며 연령이 21세에서 30세인 여성들로 제한하였다. 결혼이 젊은 여성들 사이의 경제활동참가에 어떤 차이를 만드는지 고찰한 결과 인구학적 특성과 여성의 경제활동참가와의 관계에서 혼인상태에 따라 많은 차이가 있음을 발견할 수 있다. 지역의 노동시장 조건들과 여성의 경제활동참가와의 관계에서도 혼인상태에 따라 큰 차이가 남을 알 수 있다. 21세에서 30세인 기혼여성은 같은 조건의 미혼여성들보다 60% 가량 노동시장에 참여할 확률이 적다.

학력을 제외한, 다른 모든 인구학적 특성은 여성의 경제활동참가와 관련하여 결혼상태에 따라 상반된 효과를 나타낸다. 나이는 미혼여성의 노동참가에는 유의한 음(-)의 관계를 가지며 기혼여성의 참가에는 유의한 정(+)의 관계를 가진다. 이주한 기혼여성은 이주하지 않은 기혼여성보다 경제활동참가 가능성이 낮은 반면 이주한 미혼여성은 이주하지 않은 미혼여성보다 노동시장에서 일할 경향이 훨씬 높다. 60세 이상의 부모님과 함께 사는 기혼 여성은 그렇지 않은 기혼여성보다 더 많이 경제활동에 참가하는 경향이 있다. 그러나, 60세 이상의 부모님과 함께 사는 미혼 여성은 그렇지 않은 미혼여성들보다 경제활동에 참가하지 않는 경향이 더 크다.

노동시장조건은 결혼여부에 따라 여성의 경제활동참가에 다르게 영향을 미친다. 미혼여성의 참가는 지역실업율이 높을 때 낮은 반면에 기혼여성의 참가는 지역실업율이 높을 때 더 높다. 공공, 교육 및 의료서비스부문의 고용이 도시의 고용에서 차지하는 비율이 높은 경우에 기혼여성의 참가가 두드러지게 높다. 도시의 '사무직' 고용의 비율은 미혼여성에게 긍정적인 효과를 가지는 반면에 기혼여성에게는 부정적인 효과를 가진다. 일반적으로, 도시의 '서비스근로자 및 상점과 시장판매 근로

자', '농업 및 어업숙련 근로자', '단순 노무직 근로자' 부문에서 고용되는 비율은 기혼여성의 참가에 매우 긍정적인 영향을 주는 반면에 미혼여성에게는 부정적인 영향을 준다. 대기업(300인 이상 고용하는)에 의해서 고용되는 도시의 고용비율이 높으면, 기혼여성의 참가는 낮은 반면에 미혼여성의 참가는 높다. 그러나, 소기업(50인 이하 고용하는)에 의한 도시의 고용비율은 반대의 영향을 나타낸다. 인구학적 특징들과 여성 참가사이의 관계와 지역 노동시장조건과 여성 참가사이의 관계가 결혼상태에 따라 각각 다르다는 것을 알 수 있다.

이와 같은 결과들은 여성의 결혼과 사회적 참여에 대한 낮은 사회 규범이 크게 작용하고 있음을 보여준다. 이와 같은 규범 때문에 기혼 여성은 실업률이 높을 때, 하위직 직업의 고용이 높은 지역에서, 또 소기업이 많은 지역에서 경제활동율이 높다. 반면에 이와 같은 사회 규범을 뛰어 넘어 기혼 여성의 고용을 상대적으로 차별하지 않는 공공, 교육 및 의료서비스 부문에서는 기혼 여성의 취업율이 결코 낮지 않다.

두 번째, 여성의 교육을 대리변수로 이용한 임금에 대한 여성경제활동참여의 탄력치와 남편의 교육을 대리변수로 이용한 가구의 소득에 대한 탄력치를 추정하였다. 기혼여성에게 있어서 나이 코호트별로 어떻게 다른지를 고찰했는데, 젊은 여성의 경우 나이가 많은 기혼여성에게 비해 임금에 대한 탄력치가 더 크고, 가구의 소득에 대한 탄력치가 작다는 것을 알 수 있다. 이와 같이 여성 자신의 교육과 남편의 교육이 여성의 참가에 미치는 효과를 고찰함으로써, 고용주에 의한 기혼 여성에 대한 수요가 젊은 기혼여성의 참가를 결정하는 매우 결정적인 요인이며, 여성의 노동 공급은 나이든 기혼여성의 참가를 결정하는 매우 유력한 요인인 것을 확인하였다.

그러나, 이 연구는 많은 한계를 갖는다. 첫째, 수요와 공급이 다른 나이 코호트 사이의 경제활동참가 차이에 얼마나 큰 원인이 되는지, 그 양적 규모를 결정할 수 없다. 둘째, 사회규범의 느린 변화가 젊은 여성의 결혼 후 참가의 갑작스러운 감소의 원인이 된다는 몇 가지 주장에 대해 직접적인 증거를 찾을 수 없다.

그러나, 이 연구로부터 몇 가지 정책 함의를 도출할 수 있다. 첫째, 노동시장으로부터 젊은 여성의 결혼 후 갑작스러운 퇴출을 억제하는 방법을 찾는 것이 필요하다. 젊은 여성의 결혼 후 노동 시장으로부터의 퇴출을 방지하기 위해서는 고용주가 기혼 여성의 고용을 기피하지 못하도록 제도적 장치를 마련해야 한다. 예컨대, 기업별로, 특히 대기업에 있어서 직종별로 기혼 여성의 고용 비율에 대한 자료를 지

속적으로 공개하여 사회적 압력을 가하는 것이다.

둘째, 높은 유보임금과 비교해서 낮은 시장 임금이 젊은 기혼여성의 참가의 갑작스러운 감소의 원인이 된다. 젊은 기혼 여성의 유보임금을 감소시키는 한가지 방법은 부부가 돈을 버는 경우 세금을 적게 내게하는 것이다. 공장 근로자의 아내는 전문가의 아내와 비교해서 참가율이 크게 낮으므로, 특히 제조업의 공장 근로자를 대상으로 부부소득에 대한 감세정책을 시행하는 것이 바람직하다. 시장임금을 증가시키고 유보임금을 감소시키는 다른 방법은 정부가 공공육아시설을 제공하거나, 육아시설을 제공하는 회사들에게 세금감면을 해주는 것이다.

셋째, 출산 후에 노동시장에 재진입하는 여성을 대상으로, 정부가 재훈련 또는 재교육을 보조하는 것이 필요하다. 노동시장으로 되돌아오는 기혼여성은 그들의 인적자본이 저하되어, 시장에서 낮은 위치에서 일하도록 강요된다. 이것은 여성과 남성 사이 뿐이 아닌 기혼여성과 미혼여성 사이에 직종차별현상의 결과를 가져온다.

마지막으로, 공공, 교육, 의료부문의 직종에 대한 효과에서 본 바와 같이, 여성이 결혼 후에도 계속해서 일할 수 있는 조건을 제공하는 것은 매우 효과적인 방법이다. 따라서 정부에서 이와 같은 부문을 확장하는 것이 필요하다. 예를 들면, 정부가 사립 학교에게 기혼여성들을 계속 고용하도록 강한 유인책을 사용하는 것이다.

## ■ 참고 문헌

1. Blau, Francine D. and Lawrence M. Kahn, "Gender Differences in Pay," *Journal of Economic Perspectives*, Fall, 14:4, 2000, pp. 75-100.
2. Clark, K. B. and L. H. Summers, "Demographic Differences in Cyclical Employment Variation," *Journal of Human Resources*, 16, 1981, pp. 61-79.
3. Clark, K. B. and L. H. Summers, "Labour Force Participation: Timing and Persistence," *Review of Economic Studies*, 49 (Supplement), 1982, pp. 825-844.
4. Coleman, T., "Essays on Aggregate Labor Market Business Cycle Fluctuations," unpublished Ph.D. dissertation, University of Chicago, 1984.
5. Costa, Dola L. "The Wage and the Length of the Work Day: From the 1890s to 1991," *Journal of Labor Economics*, 18:1, 2000, pp. 156-181.
6. Elhorst, J. Paul, "A Regional Analysis of Labor Participation Rates across the Member

- States of the European Union," *Regional Studies*, Vol. 30, No. 5, 1996. pp. 4555-4565.
7. European Commission, *Employment in Europe*, EC, Luxembourg, 1992.
8. Goldin, Claudia, *Understanding the Gender-Gap: An Economic History of American Women*, Oxford: Oxford University Press, 1990.
9. Goldin, Claudia, "The U-shaped Female Labor Force Function in Economic Development and Economic History" in *Investment in Women's Human Capital and Economic Development*. T. Paul Schultz, ed., Chicago: University of Chicago Press, 1995, pp. 61-90.
10. Killingsworth, Mark R. and James J. Heckman, "Female Labor Supply: A Survey" in *Handbook of Labor Economics*, Orley Ashenfelter and Richard Layard, eds., Amsterdam: North-Holland, 1986, pp. 139-156.
11. Lee, Bun Song, "Sex Discrimination in Korea's Job Market," in *The Korean Economy at a Crossroad*, Sung Yeung Kwack, ed., Westport, Connecticut: Praeger Publishers, 1994, pp. 73-101.
12. Lee, Won Duk, "Earning Distribution and the Role of Enterprises in Korea" unpublished Ph.D. Dissertation, Boston University, 1987.
13. Mammen, Kristin and Christina Paxson, "Women's Work and Economic Development," *Journal of Economic Perspectives*, Fall, 14:3, 2000, pp. 141-164.
14. Mincer, J., "Labor Force Participation and Unemployment: A Review of Recent Evidence," in *Prosperity and Unemployment*. R. A. Gordon and M. S. Gordon, eds., New York: Wiley, 1966, pp. 73-112.
15. Molho, I. I., "A Regional Analysis of the Distribution of Married Women's Labour Force Participation Rates in the UK," Institute for Employment Research, University of Warwick, Coventry, 1983.
16. Odland, J. and Ellis, M., "Variations in the Labor Force Experience of Women across Large Metropolitan Areas in the United States," *Regional Studies*, Vol. 32, No. 4, 1998, pp. 333-347.
17. Riboud, M., "An Analysis of Women's Labor Force Participation in France: Cross-Section Estimates and Time-Series Evidence," *Journal of Labor Economics*, Vol. 3, No. 1, 1986.
18. Sackmann, R. and Haussermann, H., "Do Regions Matter? Regional Differences in Female Labour-Market Participation in Germany" *Environ. Plann. A*. vol. 26, No. 1, 1994, pp. 377-396.
19. Sinha, J. N., "Dynamics of Female Participation in Economic Activity in a Developing Economy," in *Proceedings of the World Population Conference*, Belgrade, 1965, Vol. 4, *Migration, Urbanization, and Economic Development*, New York: United Nations, 1967, pp. 336-337.



## Regional Differences in Korean Female Employment Rate - The Effect of Marriage -

Bun Song Lee\* · Soomyung Jang\*\* · Jae Kwang Kim\*\*\*

### Abstract

In this paper, we examine the relationship between marital status and women's labor force participation in Korea, and argue that marriage remains as a dominant obstacle to Korean women's labor force participation and employment by causing women to break off the labor market. The average participation rate of married women aged between 21-30 is around 40 to 70 percent lower than that of single women of the same age group with high school graduates across six largest Korean cities. We argue that culture lags or slower changes in social norms toward married women in Korea with comparison to its rapid economic development can explain such low labor force participation among young married women. To test our hypothesis, two strategies are employed. First, we test whether individual demographic characteristics and local labor market conditions are differently related to young women's participation according to their marital status for those women aged between 21 and 30. Second, we examine whether income and substitution effects in married women's labor force participation decisions are different across three different age groups: ages 25-34, ages 35-44, and ages 45-60. By utilizing these strategies, we find that demand (firm's demand for women's labor) is more responsible for the low participation by young married women and supply (labor supply by women) is more responsible for the high participation by middle-aged married women.

**Key Words :** female labor market, industrial composition and female employment, regional difference in female employment rate

---

\* Professor, Division of Economics, University of Seoul

\*\* Associate Research Fellow, Korea Educational Development Institute

\*\*\* Researcher, Korea Information Society Development Institute