

勞 動 經 濟 論 集
第18卷(1), 1995. 12. pp.147~168
© 韓國 勞 動 經 濟 學 會

既婚女性の 職業特性 決定要因分析

- 職業地位 및 職種の 女性典型性を 中心으로 -

陳 壽 姬*

< 目 次 >

I. 序 論	分析方法
II. 理論的 背景 및 先行研究 結果	IV. 分析結果 및 論議
III. 模型의 設定, 資料 및	V. 要約 및 結言

I. 序 論

1. 既婚女性들의 經濟活動參加 推移

1980년대 이후 우리나라 노동시장에 나타나고 있는 특징적인 변화 가운데 하나는 기혼 여성의 경제활동참가율이 현저히 증가하고 있다는 점이다. 1992년 현재 기혼여성의 경제활동참가율은 47.0%로서 1980년의 35.6%에 비해 무려 11.4%포인트가 증가하였는데¹⁾, 이는 남성의 경우 같은 기간 76.4%에서 75.3%로, 그리고 미혼여성의 경우 49.1%에서 48.1%로 각각 1.1%포인트와 1.0%포인트씩 감소한 것과 좋은 대조를 이루고 있다. 결과적으로 지난 10여년간 전체 여성들의 경제활동참가율이 42.8%(1980년)에서 47.3%(1992년)로 증가한 것

* 여의도연구소 연구위원

1) 우리나라에서는 취업의사는 분명히 있으나 취업하지 못하고 있는 부인들의 경우 실업자로 분류되기 보다는 비경제활동인구로 분류되는 경향이 있다. 따라서 이들이 만약 실업자로 분류되어 경제활동인구에 포함된다면 실제 기혼여성들의 경제활동참가율은 이보다 높게 나타날 것이다.

은 전적으로 기혼여성들의 참여증대에 의해 이루어진 것으로 볼 수 있을 것이다.

여성들의 경제활동참가율을 연령집단별로 구분해 보면, 미혼여성들의 경제활동참가율의 둔화추세와 기혼여성 참가율의 현저한 증가추세를 주도한 요인들의 윤곽이 드러난다. 미혼여성들의 경제활동참가율이 둔화한 것은 15~19세 연령층의 경제활동참가율이 급격히 저하한 데 따르는 것으로, 이는 동 연령층 여성들의 상급학교 진학률의 증가추세와 무관하지 않을 것이다. 한편 기혼여성들의 참가율이 현저히 증가한 데에는 여러 가지 요인이 복합적으로 작용한 것을 볼 수 있다. 우선 결혼과 함께 퇴직했거나 혹은 출산 및 육아를 이유로 노동시장으로부터 일단 퇴장했다가 재취업하는 중장년 여성들이 늘어났다는 점이다. 다음으로 결혼후 출산 및 육아부담에도 불구하고 퇴장하지 않고 연속적으로 노동시장에 참여하는 여성들이 많아졌다는 점인데, 이러한 연속적인 노동참여의 형태는 젊은 코호트로 올수록 그 경향이 강해지고 있는 것으로 나타나고 있다.²⁾ 그런가 하면 출산, 육아를 이유로 불연속적인 참여형태를 보이는 경우에도 노동시장으로부터 이탈했다가 재진입하기까지의 기간이 점차 짧아지고 있다는 점이다.³⁾

이와 같이 기혼여성들의 경제활동참여 수준이 전반적으로 상승했을 뿐 아니라 참여 내용상의 변화가 일어나게 된 데에는, 개인의 의식 변화로부터 사회제도적인 변화에 이르기까지 다양한 요인이 작용한 것으로 보인다. 첫째, 여성들의 교육수준이 향상되면서 공격 혹은 사회적 영역에서의 참여를 통해 자아를 실현하고자 하는 심리적 욕구는 물론 길고 값비싼 교육적 투자에 대한 경제적 보상을 바라는 보다 실질적인 욕구가 증대되었다는 점이다. 둘째, 자녀수가 감소함에 따라 육아부담이 줄어들었고, 기술발전으로 가사노동절약적인 가전제품의 보급이 확대되면서 가사노동의 부담이 감소했다는 점을 들 수 있을 것이다. 셋째, 소비수준의 향상 및 사교육비 부담에 따른 추가소득원의 필요성이 기혼여성들로 하여금 취업에의 동기를 유발하여 노동시장으로 밀어내는 요인으로 작용하고 있는 것이다. 넷

2) 어수봉(1991)은 각 출생 코호트별로 연령별 경제활동참가율을 추적한 결과, 젊은 코호트로 올수록 출산, 육아로 인한 노동시장 퇴장률이 감소하고 있음을 보이고 있다. 즉 1980년 20~24세 코호트 여성들의 경제활동참가율은 53%이었고 이들이 25~29세가 되는 5년 후 1985년에는 36%로서 퇴장률이 17%이었던 데 비해, 1985년 20~24세 코호트의 경제활동참가율은 55%에서 5년 후 1990년에 43%로 12% 하락한 것으로 나타나 노동시장으로부터 일시적으로 퇴장하는 비율이 젊은 세대로 올수록 점차 줄어들고 있음을 보이고 있다. 이에 덧붙여 그는 이러한 퇴장률 감소추세가 지속될 경우 우리나라에서도 90년대 중반 이후가 되면 선진국에서 80년대에 나타난 여성 경제활동의 연속성이 실현될 것으로 전망하고 있다.

3) 노미혜·김영옥(1993: 45~46)은 기혼여성들의 취업경력을 출생연령 코호트별로 분석한 결과, 젊은 세대일수록 빠른 시간에 노동시장에 복귀하고 있음을 밝히고 있다. 즉 첫 출산후 재진입에 소요되는 기간을 세대별로 비교한 결과 1992년 현재 26~30세 코호트의 경우 2.6년으로 나타나 46~50세 코호트의 10.1년에 비해 현저히 짧아졌음을 알 수 있다.

제, 여성들 특히 기혼여성들의 경제활동에 대한 사회적인 인식이 긍정적으로 변화하고 있다는 점과 남녀고용평등법과 같은 제도적 뒷받침도 간과할 수 없는 요인이라고 하겠다.

2. 既存研究의 動向 및 本 研究의 目的

기혼여성들의 취업이 증가함에 따라 이에 대한 학문적 관심이 높아지면서, 여성취업에 대한 실태조사는 물론 경험적인 연구가 축적되고 있음을 볼 수 있다. 우선 한국여성개발원의 고용팀에 의해 전국 규모의 기혼여성 취업실태 조사가 1985년과 1992년 두 차례에 걸쳐 실시됨으로써 그동안 거시적, 2차적 통계자료로는 불가능하였던 개인적 수준에서의 분석적 연구를 가능하게 해주는 기초자료가 마련될 수 있었다. 이 조사 결과를 토대로 기혼여성의 경제활동참가요인 및 취업형태에 대한 기술적 수준에서의 연구(한국여성개발원, 1986, 1992)는 물론 분석적인 연구(Chin, 1991; 김태홍, 1993; 양승주, 1993)가 시도되었다.

또한 취업력(就業歴 : work history)과 관련한 회고적인 정보(retrospective information)가 실태조사에 포함됨으로써 이를 토대로 불연속적인 노동참여의 특성을 보이는 기혼여성들의 취업경력 및 직종이동에 대한 종단적인(longitudinal) 연구(노미혜·김영옥, 1993; 김영옥, 1993)가 이루어졌다는 점도 주목할 만한 일이라 하겠다.

한편 기혼여성의 취업증가는 계층 혹은 계급 논의에 있어서의 분석단위와 관련된 논의에도 영향을 주고 있다(조은, 1991; 박숙자, 1991; 박미혜·홍두승, 1994). 즉 기혼여성들의 취업이 지속적으로 증가하고 있음에도 불구하고, 가족단위의 계급적 지위에 있어 여성(아내)은 철저히 배제되고 가장, 즉 남성(남편)의 계급적 지위가 곧 가족의 계급을 대표하는 전통주의적 입장이 지배적인 계급연구 풍토에 대해 문제가 제기되고 있는 것이다. 아직 본격적인 논의와 연구가 확산되고 있는 단계는 아니나, 최근에 들어 기혼 취업여성의 계급적 지위가 가구단위의 계급분석에 미치는 영향이 어느 정도인지(박미혜·홍두승, 1994) 그리고 부부간의 계급불일치가 나타나는 가구가 어느 정도나 되며 계급분석의 단위를 가구로 할 때 남편의 계급에만 의존하는 것이 어떠한 오류를 가져올 수 있는지에 대한 경험적인 연구(박숙자, 1991)들이 시작되고 있는 단계에 있다고 하겠다.

본고에서는 기존의 연구에서는 다루어지지 않았던⁴⁾ 기혼여성들의 직업특성을 결정짓는 요인들을 직업적 지위(occupational prestige)와 직종의 여성집중성 혹은 여성 典型性(female typicality)을 중심으로 밝혀내는 데 그 목적이 있다. 직업적 지위는 교육·소득과

4) 여성취업 자체에 대한 분석을 시도한 기존의 연구에서는 주로 노동시장참여 여부, 근로시간을 결정짓는 요인, 그리고 임금결정요인들을 밝혀내는 데 그 초점이 맞추어져 있었고 직업특성과 관련한 분석적 연구는 없었던 것으로 보인다.

함께 또는 독립적으로 사회계층적 지위의 결정에 중요한 역할을 하는 지표이며, 직종의 性典型性(gender typicality)은 성별 직종분리의 정도를 가늠할 수 있는 좋은 지표라 할 수 있다. 특히 직업지위의 결정모형에 대한 분석은 가족의 계급적 지위에 관한 전통주의적 시각과 여성주의적 입장간의 논쟁에 도움이 되는 결과를 제공해 줄 것으로 기대된다.

II. 理論的 背景 및 先行研究 結果

직업특성은 여러 측면으로 측정될 수 있겠으나 본 연구에서는 직업의 위계구조상 지위와 직업의 성전형성에 그 초점을 맞추고 있다. 직업적 지위를 결정하는 요인들과 관련된 대표적인 이론틀로는 지위획득이론(status attainment paradigm)을 들 수 있으며, 성별로 직업이 분리되면서 직종에 있어서의 성전형성이 나타나게 되는 원인들을 설명하는 입장 가운데 하나가 신고전파 미시경제학 중의 인적자본이론(human capital thesis)이다. 이하에서는 각 이론에서 주장하고 있는 내용들과 함께 대표적인 경험적 연구결과들을 간단히 살펴보고자 한다.

1. 地位獲得理論

직업이란 개인의 사회적 지위를 나타내 주는 중요한 지표이며, 사회적 지위로서의 직업을 획득하는 과정에서 중요한 영향을 미치는 변인들로서 부모의 사회경제적 지위와 같은 귀속적 요인과 학력, 직업경력 등의 개인적 성취요인을 강조하고 있다(Blau & Duncan, 1967 ; Duncan et al., 1972). 특히 지위획득모형의 초점은 교육의 역할에 맞추어져 있다고 볼 수 있다. 교육은 그 자체가 직업지위의 획득에 직접적인 영향을 줄 뿐만 아니라 부모의 사회경제적 특성의 영향을 직업적인 성취에 전달해 주는 매개변인의 역할을 하고 있다는 것이다. 다시 말해서 부모의 사회경제적 지위가 높을수록 자녀의 교육기회 및 질이 높아질 것이고 이는 다시 자녀의 직업성취에 正의 효과를 가져오게 된다는 것이다(부모의 SES → 학력 → 직업적 지위).

지위획득모형은 원래 미국 사회의 백인남성들의 직업성취과정을 설명하기 위해 만들어진 이론적 모형이었다. 이후 직업성취과정에 있어서의 집단간의 차이(성별·인종별·혼인상태별 등)에 관한 비교연구(Treiman & Terrell, 1975 ; McClendon, 1976 ; Sewell et al.,

1980)가 시도되어졌는데, 연구자에 따라 상반되는 결과를 보고하고 있다. 가령 Treiman & Terrell과 McClendon의 연구에서는 성별로 고도로 분화된 직업구조에도 불구하고 남성과 여성에 있어 직업지위의 성취과정에 있어서의 차이는 없는 것으로, 그리고 여성들의 경우 혼인상태(미혼/기혼)에 의한 차이도 발견하지 못하고 있어, 결국 대다수 여성근로자들이 직업구조상 낮은 지위의 직업을 가지게 되는 것은 교육적 성취수준이 낮은 데 있음을 시사하고 있다.

이와는 반대로 Sewell 등의 연구에서는 남성과 여성은 물론 여성집단 내에서도 혼인상태에 따라 뚜렷한 차이가 있음을 보이고 있다. 즉 미혼여성집단과 남성의 경우 유사한 성취과정을 나타내는데, 이들의 경우 교육변인 이외에 직업경력의 영향이 상대적으로 우세한 것으로 나타났다. 반면에 기혼여성의 경우 교육이 역시 중요한 영향을 미치고 있으나 직업경력은 별 영향이 없는 것으로 나타나 경력상의 상승이동이 미미함을 시사하고 있는데 이는 불연속적 취업형태 혹은 가사와 직장노동의 병행이 직업적 성취과정에 영향을 주고 있음을 의미하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 이들은 또한 취업여성들의 평균 직업지위가 미혼보다는 기혼여성이, 그리고 자녀수가 많을수록 낮아지고 있음을 보이고 있어 다음에 논의될 인적자본이론의 주장과 일관된 경험적 결과들을 제시하고 있다.

한편 사회간 비교연구에서는 교육변인이 사회를 초월하여 직업지위의 성취과정에 있어 가장 막강한 설명변인임을 확인하고 있으며(Roos, 1985) 특히 저개발국들의 경우는 교육 이외에 가구특성이 중요한 영향을 미치는 것으로 나타났다(Junsay & Heaton, 1989).

2. 人的資本論

인적자본이론 역시 노동시장에 참가하는 근로자들의 개별적 특성에 따라 직종이 결정됨을 시사하고 있다. Becker, Schultz 등에 의한 인적자본이론은 노동시장은 동질적이며 완전경쟁적이고, 개별근로자의 직업적 지위나 임금수준은 인적자본(즉 학력, 직업훈련, 업무경험 및 경력, 기술의 숙련도 등)에의 투자 정도에 의해 결정된다는 두 가지 기본가정으로부터 출발한다. 따라서 노동시장에서의 성별 직업분리가 나타나게 되는 것은 남녀근로자들이 서로 다른 개인적 자질과 인적자본을 가지고 노동시장에 참여하기 때문에 생기는 결과라는 것이다. 즉 여자들은 남자에 비해 인적자본에 적게 투자하므로 노동의 질과 생산성이 상대적으로 열등할 수밖에 없고 그 결과 여성들이 남성들의 노동력을 대체할 수도 없고 낮은 생산성에 상응하는 낮은 임금을 받게 됨으로써 성별 직업분리 및 임금격차현상이 나타나게 된다는 것이다.

한편 남녀간에 인적자본 투자 및 축적의 차이가 생기게 되는 이유로서, 여성은 가사노동과 시장노동의 이중적 책임을 가지고 있다는 점, 그리고 임신, 출산 및 육아로 인해 노동시장에의 참여가 비연속적(discontinuous)일 수밖에 없다는 점 등을 들고 있다(Mincer & Polachek, 1974 ; Polachek, 1975, 1981). 육아를 포함한 가사노동의 책임에 대한 認知 그 자체가 여성으로 하여금 교육이나 직업훈련에 시간과 노력을 투자하는 데 소극적이게 만들 뿐 아니라, 실제 가사활동으로 인해 노동시장에 참여하는 시간이 줄어들 수밖에 없고, 출산 및 육아를 위해 간헐적으로 노동시장에서 이탈(비연속적 참여)해야 하기 때문에 경험이나 경력을 통해 인적자본을 축적할 가능성이 적다는 것이다.

따라서 인적자본이론에 의하면 여성들이 길고 값비싼 교육이라든지 직업훈련에 시간과 돈을 투자하여 인적자본을 축적하는 것은 오히려 비합리적인 행위라는 것이다. 이와 반대로 남자들의 경우, 가족의 경제적 부양에 일차적인 책임이 두어지며 노동시장에 연속적으로 참여할 수 있다는 특성 때문에 직종선택의 가능성, 범위 그리고 기대소득수준(expected income)을 최대화시키기 위해서 교육 및 직업훈련 등 인적자본에 적극적으로 투자하는 행태를 보인다는 점에서 여성과 다르다는 점을 지적한다. 이러한 인적자본에 대한 투자 및 축적의 차이가 남녀 근로자 사이의 노동의 질의 차이, 작업생산성의 차이를 낳게 되고, 결과적으로 직업분리 및 임금의 차이를 가져오게 된다는 것이다.

따라서 인적자본론에서는 성역할의 사회화, 성별 분업구조를 주어진 것으로 보고 여성의 가사 및 육아에 대한 책임 및 실제 활동이 여성으로 하여금 특정직업—즉 가사활동의 수행에 지장을 별로 주지 않는다든지, 인적자본의 축적을 그다지 필요로 하지 않는다든지, 비연속적인 취업활동으로 인한 불이익(penalty)이 적으면서 離職과 재취업이 용이한 직종 등—에 집중적으로 취업하게 된다고 보고 있다. 그런데 이러한 직종들은 대부분이 직업위계 구조상 하위직업, 기술수준의 면에서 비숙련 단순노동직, 그리고 저임금직종이라는 것이다.

이상에서 본 바와 같이 지위획득모형이나 인적자본이론들에서는 기혼여성이 어떤 특성의 직업을 갖게 되는가가 결정되는 데 있어 주로 노동공급자인 여성 자신들의 특성(개인적 성취요인 및 가구특성을 포함한)을 강조하고 있음을 볼 수 있다. 즉 노동시장의 수요측면에서의 차별요인은 간과되고 있는 것이다. 따라서 현재 직업구조상 기혼여성들이 차지하고 있는 불리한 지위는 여성이 남성들과 동등한 능력과 자질을 갖추는 한편 여성 개개인의 규범적 태도가 바뀌어질 것을 묵시적으로 요구하고 있는 것이다.

사실상 여성들의 노동시장참여행태는 성역할에 관한 사회적 규범, 가족구조 및 관계, 제도적 제약 등의 요인들이 복잡하게 상호작용하여 나타나는 결과이기 때문에 공급측면의

영향과 수요측면의 영향을 분명히 구분하기 어렵다. 이를테면 성역할의 사회화를 통해 습득하는 태도나 행동유형 속에는 이미 존재하고 있는 노동시장의 성불평등, 즉 남녀간 직업 분리가 내면화된 하나의 규범으로 자리잡게 되는 것이다. 그리하여 노동공급자인 여성들이 직업을 선택하는 의사결정과정에는 이미 수요측면의 차별적 특성이 반영되어져 있을 것이기 때문에 두 형태의 요인들을 분리해 내는 것은 거의 불가능하며 또한 별 의미가 없는 것으로 보인다.

본 연구에서는 미국을 비롯한 서구사회를 모델로 하여 만들어진 이와 같은 이론적 모형들이 과연 우리나라에 어느 정도나 일반화시킬 수 있는지를 검증하는 동시에 한국적 특수성을 발견해 내는 데에도 목적이 있다고 하겠다.

Ⅲ. 模型의 設定, 資料 및 分析方法

1. 職業特性 決定模型

가. 종속변인

본 연구의 분석대상이 되고 있는 '직업특성'의 개념은 여러 가지 형태로 지표화될 수 있겠으나, 본 연구에서는 ① 직업적 지위와 ② 직종의 여성전형성의 두 변인으로 조작화하였다. 직업적 지위의 측정을 위해서는 Dunan의 SEI척도를 한국 사회의 직업구조에 적용한 홍두승(1983)⁵⁾의 한국 사회의 직업위신의 척도를 사용하였다. 직종의 여성전형성을 측정하기 위해서는 1985년 현재 직업구조의 성별 분포⁶⁾ 중 여성근로자가 차지하는 비율을 사용하였는데, 이는 말하자면 각 직종에 있어서의 여성근로자의 집중도를 의미하는 것이라 하겠다.

5) 홍두승은 1975년 센서스 중 경제활동인구에 대한 1% 표본을 기초자료로 하여, 각 직종에 있어서의 소득중위값(median income)과 교육의 중위값(median education)을 토대로 직종의 위신 척도를 구하는 방법을 사용하였다. 이는 기본적으로 Duncan의 SEI 척도와 유사하나, 차이점은 홍두승의 척도에는 나이의 영향이 제외되어 있다는 점이다.

6) 1985년 직종별 임금실태조사 자료를 참조하였는데, 이는 직종별 임금실태조사 자료가 유일하게 직종 소분류에 의한 성별 분포를 담고 있기 때문이다.

나. 설명변인

앞서 논의한 이론적 관점들을 종합해 볼 때, 취업 기혼여성들이 어떤 특성의 직종에 취업하게 되는가 하는 것이 결정되는 과정은 두 가지 점에서 미혼여성 및 남성들과 차이를 보이고 있다고 하겠다. 그 하나는 미혼여성들이나 남성들의 경우 주로 교육이나 부모의 사회경제적 배경과 같은 개인적 특성들에 의해 직업이 결정되는 반면에 기혼 취업여성의 경우, 육아를 포함한 가사노동과 직장노동을 병행해야 한다는 특성이 있으므로 남편의 교육 수준, 직업지위 등으로 대표되는 가구의 사회경제적 특성과 자녀의 수 및 연령 등과 같은 가구의 인구학적 특성이 개인적 특성 못지않게 중요한 영향을 미치리라는 점이다. 특히 우리나라의 경우 결혼에 있어 同類婚的인 성향이 강한 점을 고려한다면, 남편의 사회경제적 지위는 부인 자신의 교육변인 못지않게 부인의 직업적 지위에 큰 영향을 줄 것으로 예측된다.

또 다른 차이점은 기혼여성의 직업은 지역 노동시장의 여건의 영향을 더 크게 받는다는 점이다. 기혼여성의 경우 더 나은 취업을 위해 다른 곳으로 이동하는 것이 용이하지 않으며, 남편의 직장이 있는 특정한 지역에 한정해서 직업을 선택해야 한다는 제약조건하에 놓여 있는 것이다. 따라서 남편이 더 나은 조건을 찾아 다른 지역으로 이동하지 않는 한, 그 지역의 노동시장에 적응할 수밖에 없는 것이다. 특히 도시지역과 농촌지역은 질적으로 다른 직업구조를 보이고 있으므로 도시 거주와 농촌 거주에 따라 서로 다른 직업을 갖게 될 것이다. 이러한 점을 감안해 볼 때, 부인의 직업특성을 결정하는 데 작용하는 요인들은 다음과 같이 분류될 수 있을 것이다.

- ① 개인적 특성: 연령, 부모의 사회경제적 지위 등의 귀속요인과 교육, 취업경력 등과 같은 성취요인들
- ② 가구특성: 남편의 교육, 직업 등으로 대표되는 가구의 사회경제적 지위와 자녀의 수 및 연령 등 출산을 관련변인들
- ③ 지역특성: 도시·농촌

2. 資 料

분석을 위해 사용된 자료는 1985년 한국여성개발원(KWDI)에 의해 전국적으로 실시된 기혼여성 취업실태 파악을 위한 가구단위 표본조사 결과이며⁷⁾, 표본에 포함된 기혼여성

7) 이미 1992년에 다시 여성취업실태조사가 실시되었기 때문에 지금 1985년 자료를 가지고 분석한다는 것이 늦은 감은 있지만, 이 연구가 실시된 시점에서는 1992년 자료가 개방되지 않았기 때문에 자료의

총수는 4,726가구에 거주하고 있는 4,316명이다. 이 자료는 각 가구에 살고 있는 모든 가구원에 대한 정보(성, 연령, 교육, 경제활동상태 등)와 면접대상 기혼여성들의 취업경험과 출산에 관한 회고적 정보를 담고 있어 각 부인들의 就業歴과 出産歴을 추적해 낼 수 있다는 장점이 있다.

표본에 포함된 총기혼여성을 거주지별로 보면, 59.5%가 도시지역(비농가)에, 그리고 40.5%가 농촌지역에 거주하고 있는 것으로 나타났다. 한편 경제활동참가율을 보면, 1985년 현재 57.7%가 경제활동에 참가하고 있었는데 이를 거주지별로 보면, 도시지역의 경우 45.4%인 데 비해, 농촌지역의 경우 75.9%로서 부인 4명당 3명은 어떤 형태로든 경제활동에 참가하고 있는 것으로 나타났다.

3. 分析方法

본 연구에서 종속변인이 되고 있는 직업지위와 성전형성은 '표본선택에 따른 偏倚'(sample selection bias)의 문제를 내포하고 있어 이에 대한 특별한 방법론적인 조치를 필요로 한다. 직업지위나 직종의 여성전형성은 1985년 현재 취업하고 있지 않은 부인들의 경우는 관측될 수 없기 때문에(즉 missing dependent variable의 문제) 분석에서 자연히 제외되며, 전체 표본 중 취업부인들에 한해서만 분석이 이루어지게 된다. 따라서 이때 분석 대상이 되는 취업 기혼여성집단은 '1985년 현재 취업중'이라는 분명한 기준에 의해 선택되어지기 때문에 표본의 무작위성을 상실하게 되면서 표본선택에 따른 偏倚의 문제를 안게 되는 것이다.

이와 같이 표본선택에 의한 偏倚가 존재할 경우, 모형이나 변인 측정에 있어 외적 타당도(external validity)는 물론 내적 타당도(internal validity)를 잃게 되며, 따라서 일반최소자승법(ordinary least square method)에 의한 회귀추정계수들은 비편파성(unbiasedness)을 유지할 수 없게 된다는 것이다(Heckman, 1980 ; Berk & Ray, 1982 ; Berk, 1983). Berk(1983)는 종속변인의 관측 가능이라는 분명한 기준에 의해 전체 표본으로부터 다시 선택되어진 표본은(이 경우 1985년 현재 취업부인), 원래의 표본이 대표하고 있었던 전체 모집단(즉 전체 기혼여성)을 적절히 대표할 수 없기 때문에 표본 결과를 전체 모집단에 일반화시킬 수 없으므로 외적 타당도를 견지할 수 없게 됨을 지적하고 있다.

또한 설사 선택된 표본의 결과를 그 선택된 표본이 대표하고 있는 전체 모집단 중 일부(즉 전체 '취업' 기혼여성)에 국한하여 일반화시킴으로써 외적 타당도를 유지한다 하더라도

사용이 불가능했음을 지적하면서, 1992년 자료의 분석은 추후 과제로 남겨두고자 한다.

도 내적 타당도는 여전히 위협받게 된다는 것이다. 그 이유는 OLS의 중요한 가정 중의 하나인 독립변수들과 잔차(residual) 혹은 오차(error)가 서로 관련되어 있지 않아야 한다는 ($E(X, e) = 0$) 가정이 위반됨으로써 회귀계수가 편파적이 되기 때문이다. 즉 이는 회귀계수가 변수들 사이의 인과관계를 과대 혹은 과소 추정하게 됨을 의미하는 것이다.⁸⁾ 이 점은 모형설정상의 오류(misspecification error)의 문제로 설명될 수도 있을 것이다. 즉 종속변인(직업지위 혹은 직종의 성전형성)이 직업특성 결정모형에 포함되지 않은 변인, 즉 '선택된 표본에 포함되어질 확률'(이 경우 1985년 현재 '취업할 확률'을 의미)의 영향을 받는다는 것이다. 이렇게 되면 종속변인에 영향을 주는 것이 분명함에도 불구하고 인과모형에서 누락되는 변인이 존재하는, 말하자면 모형설정상의 오류를 범하게 되는 것이다.

다행히도 이와 같은 명백한 표본선택에 의한 偏倚의 문제를 치유할 수 있는 방법이 마련되어 있다(Heckman, 1980 ; Berk, 1983). 본 연구에서는 Berk가 제시하고 있는 프로빗(probit) 방법에 의해, 다음과 같이 偏倚를 교정하는 절차(correction procedure)를 이용하여 직업지위와 직종의 성전형성에 관한 회귀분석을 시도하였다.

- ① 선택된 표본에 포함될 확률을 나타내는 변인으로서 1985년 현재 취업하고 있을 경우 '1', 비취업 '0'으로 부호화된 모조변인(dummy variable)을 종속변인으로 하여, 이에 영향을 주는 것으로 보이는 일단의 독립변수들⁹⁾에 회귀시키는데 이때의 회귀분석은 OLS가 아닌 프로빗에 의한 분석¹⁰⁾을 하게 된다.
- ② 위에서 추정된 회귀방정식을 통해 현재 취업하고 있는 부인들은 물론 비취업 부인들의 취업확률 추정치(즉 예측치)¹¹⁾를 구한다.
- ③ 이 추정치들로부터 소위 'hazard rate'을 얻게 되며,
- ④ 구해진 'hazard rate'를 새로운 변인으로 취급하여 직업특성 결정모형 중의 독립변수의 하나로 포함시킨 다음 회귀분석을 하게 되는 것이다.

8) 만약 독립변수들과 잔차항이 π 으로 관련되어 있으면, 이때의 회귀계수는 본래의 인과관계에 비해 과대추정될 것이며, 이들 사이에 負의 상관관계가 있을 경우는 독립변수의 인과적 영향이 과소추정될 것이다. 보다 자세한 설명과 논의를 위해서 Berk(1983)을 참조할 것.

9) 프로빗 선택과정(probit selection process)에서 독립변수로 포함된 변인들은 연령, 지역, 교육, 부모의 사회경제적 특성, 남편의 교육, 직업지위, 가구소득, 직업경력, 출산율 등이다.

10) 이때 종속변인은 연속변인이 아니라 '85년 현재 취업 여부'를 나타내는 불연속변인이므로 단순 OLS에 의한 방법은 여러 문제를 내포한다. 그 하나는 同分散性(homoscedasticity)의 위반에 따른 문제이며, 다른 하나는 종속변인의 관측치는 0에서 1 사이에 한정되어 있음에도 불구하고 OLS에 의한 추정치는 이 한계선을 벗어날 수 있기 때문이다. 보다 자세한 논의는 Goodman(1972)을 참조할 것.

11) 현재 취업하고 있지 않은 부인들의 경우, 종속변인의 관측치(Y_i)는 0이라 하더라도 취업확률을 나타내는 추정치(\hat{Y})는 0에서 1까지 다양한 값을 가질 수 있게 되는데, 이 추정치들은 무작위(random)변인으로서, 정규(normal) 분포를 보이게 된다.

여기서 이 'hazard rate'이란 표본선택에 따른 偏倚의 정도를 진단해 주는 지표이자 동시에 문제를 치유해 주는 교정요인(correction factor)의 구실을 하고 있는 것이다. 말하자면, 앞서 지적한 모형상의 오류 및 독립변인들과 잔차항의 상관관계를 야기시켰던 장본인인 '선택된 표본에 포함되어질 확률'을 반영하고 있는 새로운 변인인 셈이다. 따라서 이 교정요인이 모형에 포함됨으로써 종속변인에 중요한 인과적 영향을 미치고 있으면서도 모형으로부터는 누락되는 독립변인이 없어지게 되는 것이다. 따라서 '선택된 표본에 포함될 확률'(취업할 확률)이 통제된 상태에서 얻게 되는 회귀계수들은 비편파성을 회복할 수 있게 되는 것이다. 이렇게 볼 때, 프로빗에 의한 교정절차를 거친 회귀분석 결과는 원래의 모형에 'hazard rate'를 첨가한 OLS 회귀계수에 다름아닌 것이다.

IV. 分析結果 및 論議

1. 職業分布上的 特徵

표본에 나타난 취업 기혼여성의 직업분포를 보면(표 1 참조), 전체 취업 기혼여성 중 44.7%가 농림수산업에 종사하고 있는데 이는 농촌지역 부인들의 높은 경제활동참가율에 기인하는 것이다. 농림수산업을 제외하고는 생산관련직, 판매직 그리고 서비스직에 집중되어 있음을 볼 수 있는데, 도시지역의 경우 무려 85.5%가 이 세 직종에 종사하고 있는 것으로 나타나고 있다. 기혼여성이 집중 취업해 있는 이 직종들은 타직종(즉 전문, 기술, 행정, 관리직 그리고 사무직)에 비해 직업의 위계구조상 그 지위의 정도가 낮은 하위직종들이라 할 수 있다.

직종 소분류에 의한 분포를 보면(표 2 참조), 직업지위가 낮은 몇몇 특정직종에 집중되어 있는 현상이 더욱 확연히 드러난다. 판매직의 경우 80.2%가 직업지위 점수 39.9인 도·소매 자영업자들로서, 판매직내 최고의 직업지위 점수를 나타내고 있는 판매감독직의 59.4와는 큰 차이를 보이고 있다. 특히 판매직종사 취업부인 중 13.3%가 취업하고 있는 행사, 외판원의 경우가 판매직내 최하위직종(30.9)으로 나타나고 있는 것도 주목할 만하다. 서비스직의 경우 역시 43.1%가 가정부, 이·미용사, 청소부로 일하고 있는데 이들 직종은 서비스직종의 직업지위점수의 범위(최고 48.5에서 최저 24.8)에 견주어 볼 때, 아주 낮은 직종들임을 알 수 있다. 생산관련직의 경우도 이와 마찬가지로 생산직관련 취업주부 두 명 중의

<표 1> 표본에 나타난 취업 기혼여성의 직업분포

직 종(대분류)	전 국	도 시
전 문 · 기 술 직	2.7	5.5
행 정 · 관 리 직	0.0	0.1
사 무 직	0.9	1.6
판 매 직	18.8	30.3
서 비 스 직	13.7	22.9
농 립 수 산 직	44.1	7.3
생 산 관 련 직	19.7	32.3
합 계	100.0(2,154)	100.0(968)

<표 2> 판매직, 서비스직, 생산관련직 내의 기혼여성 집중직종의 직업지위

직 종(소분류)	취업자수(%)	직업지위점수
판매직	405(100.0)	59.4~30.9 ¹⁾
도·소매자영자	325(80.2)	39.9
행상, 외판	54(13.3)	30.9
서비스직	295(100.0)	48.5~24.8 ¹⁾
요식, 숙박자영자	133(45.1)	39.9
가정부, 가사관련 종사자	79(26.8)	31.2
이발사, 미용사	28(9.5)	26.6
청소부	20(6.8)	24.8
생산관련직	424(100.0)	48.7~21.1 ¹⁾
일반노무자	142(33.5)	23.8
재봉공, 자수공	45(10.6)	32.1
기타생산관련 종사자	44(10.4)	26.0

주 : 1) 각 직종내 최고위와 최하위 직업간의 지위점수 범위를 나타냄.

한 명은 생산직내 하위직종인 일반노무자 및 기타생산관련 종사자로 일하고 있어 하위직종에의 집중이 뚜렷함을 알 수 있다.

기혼여성의 특정직종 집중적인 취업구조는 1992년 취업실태조사(한국여성개발원, 1992 : 52~53)에서도 크게 달라지지 않고 있는 것을 볼 수 있다. 1992년의 경우 판매직 18.9%, 서비스직 16.3%, 생산직 19.6%, 농업직 37.5%로 나타나고 있는데, 시부지역의 경우만을 그 리고 직종을 좀더 세분하여 본다면 판매, 서비스, 생산직종 중의 하위직종에의 집중률은

1985년에 비해 별로 완화되지 않고 있는 것으로 볼 수 있다. 여기서 참고로 미혼여성의 직종분포와 비교하여 보면¹²⁾, 미혼여성의 경우 사무직 종사자가 압도적으로 많고(52.0%), 전문행정직(18.8%), 생산직(15.6%)의 순으로 나타나, 우리나라의 여성취업구조는 혼인상태별로도 매우 뚜렷한 직업분리가 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

2. 職業地位의 決定要因

직업지위를 결정하는 요인들이 무엇인지를 밝혀내기 위해서 회귀분석을 한 결과가 <표 3>에 나타나 있다. 앞서 지적했듯이 직업지위의 변인은 표본선택에 의한 偏倚의 문제를 내포하고 있기 때문에 '표본에 포함될 확률'('취업할 확률')이 반영된 프로빗 교정절차에 의한 회귀분석을 시도하였다. <표 3>에서는 프로빗 교정과정을 거치지 않고 일반최소자승에 의해 회귀분석을 한 결과와 교정과정을 거친 분석결과를 같이 제시하고 있다. 표에서 보는 바와 같이 교정 이전의 회귀계수와 교정 이후의 회귀계수간에는 계수의 크기는 물론 통계적 유의도면에서도 차이가 있음을 알 수 있다. 대체적으로 보아 프로빗에 의한 회귀계수의 크기가 작게 나타나고 있다. 프로빗에 의한 분석의 경우, hazard rate(즉 lamda)이 2.457이며 $p < .10$ 에서 유의미한 것으로 나타나고 있는데, 여기서 lamda가 陽의 부호를 보이는 것은 현재 취업하고 있지 않은 부인들의 경우, 만약 취업을 하게 되면 현재 취업중인 부인들보다 높은 직업지위를 갖게 될 것임을 의미하고 있다. 이는 우리나라의 여성들의 경우 교육수준(직업지위에 상당히 강한 正의 효과를 가지고 있는)이 취업과 負의 관계를 가지고 있기 때문인 것으로 보인다. 즉 교육수준이 높을수록 비취업주부의 상태로 남아 있는 확률이 높지만 이들이 만약 취업을 하는 경우는 보다 높은 지위의 직업에 취업하게 되리라는 것이다.

그러나 프로빗모형의 경우 독립변수들과 잔차항간의 상관관계의 정도를 의미하는 Rho^2 가 비교적 작고(0.053), hazard rate의 통계적 유의미도가 강하지 않으므로($p=0.9$), 직업지위의 모형에 있어서의 표본선택에 따른 偏倚의 정도는 그리 심각하지 않은 것으로 보인다. 그러나 프로빗에 의한 분석결과가 직업지위의 결정에 있어 취업확률이 가지는 잠재적인 영향을 반영해 주고 있으므로, 전체 표본이 대표하고 있는 모집단에 推理, 즉 일반화시키는 과정에 있어서 비교우위를 가지고 있다고 하겠다¹³⁾

12) 1992년 한국여성개발원의 제2차 여성취업실태조사에는 미혼여성도 포함되어 있다.

13) Berk(1983 : 396)는 그러나 특정한 기준에 의한 명백한 표본선택이 이루어질 때는, 항상 표본선택에 의한 偏倚의 문제가 존재함을 가정한 다음 이에 대한 진단을 선행할 것을 강력히 권고하고 있다. 그리고 Rho^2 의 크기를 판단하는 경우에도 어느만큼 작아야 과연 무시해도 좋을 만큼 작은 것인지에 관

있는 영향을 주고 있지 않음을 알 수 있다. 이는 여성들의 경우 결혼전 취업과 현재의 취업 사이의 연속성이 없으며, 남성의 경우에서 볼 수 있는 것과 같은, 지위의 상승이 배태된 견고한 직업경력 경로(career path)가 존재하지 않음을 의미하는 것이라 하겠다.

다음으로 남편과 자녀 등 가구의 특성이 미치는 영향을 보면, 우선 남편의 직업지위는 부인의 직업지위에 正의 영향을 미침과 동시에 통계적으로 유의미한 것으로 나타나고 있다. 남편의 사회경제적 지위는 부인의 취업 여부에는 負의 영향을 주는, 즉 남편의 지위가 높을수록 부인의 취업확률은 낮은 것으로 밝혀졌으나, 일단 부인이 취업을 하는 경우에는 부인의 직업지위에 正의 효과를 가지고 있는 것이다. 반면에 자녀의 수라든지 미취학 자녀의 존재 등과 같은 출산율변인은 인적자본론에서 주장하는 바와 같이 負의 효과를 가지고 있는 것으로 나타났으나 통계적 유의미도로 보아 전체 모집단에 일반화시키기에는 미흡한 것으로 보인다. 한편 쉽게 짐작할 수 있듯이 지역변인(도시)은 강한 正의 영향을 보이고 있다. 이는 취업부인들의 개인적 및 가구특성 못지않게 지역의 직업구조, 즉 노동수요측면의 영향을 받고 있음을 의미하는 것이다.

3. 職種の 女性典型性 決定要因

인적자본론에서는 기혼여성들이 특정직종에 집중취업함으로써 성별 직업분리현상이 강화되는 결과를 가져오는 가장 큰 요인으로서 여성들이 가지고 있는 육아 및 가사의 부담을 강조하고 있다. 출산, 육아에 따른 불연속적인 취업으로 인해 지속성을 요구하는 직종으로부터는 채용이 기피되는가 하면, 여성 자신들 쪽에서 아예 지속성을 그다지 필요로 하지 않는 직종에 선택적으로 취업하게 됨으로써 분리현상은 나타날 수밖에 없다는 설명이다. 이러한 인적자본론의 명제를 검증하기 위해 본 연구에서는 취업여성들이 가지고 있는 직업이 어느 정도 여성직종 전형성을 띄고 있는가를 각 직종에서의 여성취업자 비율을 통해 측정함 다음, 이를 독립변수들에 회귀시켜 보았다(표 4 참조).

직종의 여성전형성 결정모형의 경우에도 분명히 취업 기혼여성만이 선택적으로 해당되기 때문에 표본선택의 偏倚를 의심해야 하므로 프로빗에 의한 절차를 시도하였다. 그 결과 $Rho^2(0.058)$ 값이 작고 hazard rate를 나타내는 lamda 값의 통계적 유의미도가 낮은 것으로 나타나, 표본선택에 따른 偏倚의 문제는 심각하지 않은 것으로 보이나, 직업지위모형에서와 마찬가지로 이유로 프로빗 교정에 의한 회귀계수가 더 나은 선택인 것으로 생각된다.

회귀분석 결과를 보기 전에 우선 종속변인들(직업지위와 여성직종전형성) 간의 단순상관관계를 보면 두 변인이 正的으로 관련(0.456, $p<.001$)되어 있음을 볼 수 있는데, 이는 성별

<표 4> 직종의 여성전형성에 관한 회귀분석 결과 : 전국

	교정 이전(uncorrected)		교정 이후(probit correction)	
	b(Beta)	t	b	t
연령	-0.262(-0.089)	-2.399*	-0.092	-0.860
연령 ²	-0.004(0.015)	0.681	-0.012	1.958*
도시거주	22.184(0.349)	16.051***	18.717	12.027***
학력	0.066(0.009)	0.280***	-0.018	0.076
母의 학력	0.433(0.012)	0.550*	0.042	0.054
父의 직업지위	-0.267(-0.012)	-0.590***	-0.561	-1.246
남편의 학력	0.156(0.014)	0.541**	-0.074	-0.252
남편의 직업지위	1.262(0.059)	2.699**	1.364	2.864**
결혼전 취업	3.235(0.051)	2.655**	2.192	1.756
5년전 취업	-7.326(-0.106)	-5.108***	-4.386	-1.768
5년전 자녀수	-1.468(-0.110)	-3.486***	-1.158	-2.681**
5세 미만 자녀수	-1.918(-0.039)	-1.610	-1.557	-1.274
intercept	30.970(0)	6.358***	22.815	4.598***
lamda(hazard rate)			6.698	1.765
R ²	0.280 ⁰		0.232 ²	
F값	67.949***		51.680***	
Rho ²			0.0588 ³	

주 : 1) *는 $p < 0.05$, **는 $p < 0.01$, ***는 $p < 0.001$ 을 나타냄.

2) b는 비표준화된 회귀계수이며, beta는 표준화된 회귀계수를 나타냄.

직업분리에 대한 보편적인 인식과는 반대되는 것으로서 분석 결과가 이론적인 예측과 상당히 달라질 수 있음을 예고하고 있다고 하겠다. 즉 여성근로자 비율이 높은, 그리하여 소위 여성직종이라 불리는 직종들은 대부분 직업의 위계구조상 하위를 점하고 있는 직종들로 알려져 있다. 그러나 본 연구에서 사용되고 있는 표본에 포함되어 있는 기혼여성들의 직업특성을 보면, 오히려 지위가 높은 직종과 여성근로자비율이 높은 직종이 일치되는 경우가 많은 것으로 나타나고 있다. 이는 아마도 기혼여성과 미혼여성간의 직업분리에 의해 나타나는 현상이 아닐까 생각된다. 즉 여기서 직종의 여성전형성은 각 직종의 전체 여성근로자비율(미혼여성 포함)로 측정되었기 때문에, 이 표본의 기혼여성들이 집중취업해 있는

직종이라도 미혼여성의 비율이 상대적으로 적으면 전체적으로 보아 여성근로자비율은 높지 않을 수도 있기 때문이다.¹⁵⁾ 만일 전체 취업여성집단을 대상으로 직업지위와 직종의 여성근로자비율간의 상관관계를 측정한다면 이와는 다른 결과를 얻게 될 것으로 생각된다.

회귀분석 결과를 보면 도시지역의 취업부인일수록 여성전형적인 직종을 가지는 것으로 나타나고 있는데, 이는 도시지역의 경우 다양한 직종에의 취업기회가 있지만, 농촌부인들은 농림업직에 집중 취업해 있으며, 농림업직은 성별 분포로 볼 때는 남성근로자가 다수를 점하고 있기 때문에 여성전형성이 낮게 나타나게 되는 것이다. 단순상관관계만으로 보면 (부표 참조), 직종의 여성전형성은 학력 및 부모의 사회경제적 특성과 유의미한 正의 관계를 보이고 있지만, 지역과 연령에 의한 영향을 통제했을 경우 인과적인 관계의 유의미성이 없어짐을 볼 수 있다.

직종의 여성전형성에는 남편의 직업지위와 자녀수만이 통계적으로 유의미한 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 남편의 직업지위가 높을수록, 자녀수가 적을수록 여성근로자 비율이 높은 직종에 취업해 있음을 볼 수 있는데, 이는 앞서 지적한 직업지위 변인과 여성전형성 변인과의 상관관계(0.456)로 미루어 볼 때 충분히 가능한 결과라 하겠다. 또한 이는 교육수준이 높을수록 여성전형성이 낮은 직종에 취업할 가능성이 높으며, 출산 및 육아의 책임으로 인한 노동참여의 단속성이 강할수록 여성전형적인 직종에 취업하게 될 것임을 예측하고 있는 인적자본론의 주장과는 상반되는 결과라 할 수 있다.

이러한 현상이 나타나는 이유는 가구의 사회경제적 특성에 있는 것으로 보인다. 즉 우리나라의 경우 도시지역에서는 취업 기혼여성들의 대다수가 경제적인 이유로 추가소득의 필요성이 절실한 상태에서 일하게 되므로 출산, 육아부담에도 불구하고 취업할 수밖에 없는 것이다. 이러한 부인들은 주로 저학력 및 하위계층에서 많이 발견되며, 앞에서 보았듯이 주로 생산, 판매, 서비스관련 직종내 최하위직에 취업하게 되는데, 이러한 직종이 우리나라 직업구조에서는 남성근로자가 상대적으로 많이 분포해 있는, 즉 여성전형성이 낮은 직종인 것이다. 한편 농촌지역의 경우는 노동력 부족이라는 지역의 노동수요의 특성 때문에 출산, 육아부담과 관계없이 일을 해야만 하며, 농업직 역시 여성근로자비율은 낮은 직종인 것이다.

이상에서 본 바와 같이, 직업특성의 두 측면인 직업지위와 직종의 여성전형성은 인과관계의 구조면에서 상당히 유사한 것으로 나타났는데 이는 결국 앞서 지적한 대로 두 변인, 즉 직업지위와 직종의 여성전형성간의 강한 상관관계 때문인 것으로 풀이할 수 있을 것이다.

15) 우리나라의 여성취업구조가 기혼여성과 미혼여성 집단간에 뚜렷한 차이를 보이고 있음은 이미 지적한 바 있다.

V. 要約 및 結言

본 논문에서는 기혼여성의 취업행태를 취업여부나 취업시간 등의 양적인 측면보다는 직업특성이라고 하는 질적인 측면에서 접근하여 보았다. 최근 들어 노동시장에 참여하는 기혼여성들의 수가 현저히 늘어나는 추세에 있으나, 취업구조상의 취약성은 별로 개선되지 않고 있는 듯하다.

우선 기혼여성 취업자의 직종분포로 미루어 보아, 우리나라의 노동시장은 근로자의 성에 따라 남성 노동시장과 여성 노동시장으로, 그리고 혼인상태에 따라 기혼여성 노동시장과 미혼여성 노동시장으로 분절되어 있음을 짐작할 수 있다. 이에 따라 직업구조 역시 성별로 대단히 분리되어 있으며, 직업 대분류상으로는 잘 나타나지 않지만, 직업을 세분하여 볼수록 이러한 분리현상은 더욱 뚜렷해질 것으로 보인다. 또한 기혼여성과 미혼여성들간의 직종분리도 상당히 큰 것으로 나타난다. 1985년의 실태조사 자료에 의해서는 직접적으로는 확인할 수 없었지만, 기혼여성의 경우 직업경력변인이 직업지위에 의미있는 영향을 주지 못하고 있는 점으로 미루어 두 여성집단의 취업구조가 단절되어 있는 것을 간접적으로 확인할 수 있었다.¹⁶⁾

또한 취업 기혼여성들의 대다수가 저소득층 근로자가구의 주부들로서 사회참여 욕구나 자아실현의 동기와는 거리가 먼 경제적인 이유로 취업하고 있는데, 이들은 인적자본의 축적 정도가 낮은, 즉 저학력 여성들이기 때문에 하위, 단순, 저임금직종에 취업하게 되고 따라서 기혼여성의 직종집중적인 현상이 완화되지 못하고 있는 것이다.

기혼여성의 직업지위를 결정하는 요인 가운데에는 자신의 학력과 남편의 사회경제적 지위가 가장 막강한 설명변인임이 드러나고 있다. 학력이 높을수록 취업 여부에는 負의 영향을 주고 있으나 일단 취업하는 경우에는 높은 직업지위를 가지게 하는 요인으로 작용하는 것으로 나타나, 기혼여성의 경우에도 지위획득모형이나 인적자본론의 가설이 적용될 수 있음을 뒷받침해 주고 있다. 한편 기혼여성의 직업지위는 부모의 사회경제적 특성보다는 남편의 직업지위에 의해 결정되는 측면이 강한 것으로 나타나, 자신이 출생하였던 가족(family of origin)의 특성보다는 자신이 성장하여 이룬 가정(family of procreation)의 사회

16) 그러나 1992년의 실태조사 자료에 의하면 이러한 혼인상태에 따른 분리가 분명히 존재함을 알 수 있다. 한국여성개발원(1992)를 참조할 것.

경제적 특성의 영향력이 더 큼을 보이고 있다. 이와 함께 기혼여성들의 취업이 증가하는 추세에 있기는 하나, 아직도 우리나라에서의 기혼부인의 취업은 취업여부 자체는 물론 직업특성도 남편의 사회경제적 지위의 영향권내에 있음을 시사해 주고 있다.

결론적으로 기혼여성의 취업이 양적으로는 현격히 증가했음에도 불구하고 양적인 증가가 질적인 지위향상에는 기여하고 있지 못하고 있음을 알 수 있다. 앞으로도 기혼여성의 취업증가 추세는 지속될(김태홍, 1993) 것으로 보이지만 다음의 두 가지 측면에서의 변화가 이루어지지 않는 한, 취업 기혼여성들의 사회경제적 지위향상은 기대하기 어려울 것으로 보인다. 우선 고학력 여성들이 전문직종을 중심으로 한 다양한 직종에 취업할 수 있는 기회가 증대되어야만 할 것이며, 나아가 이들의 취업이 결혼 및 출산에 관계없이 연속적으로 이루어짐으로써 여성근로자에게도 남성들의 경우와 마찬가지로의 직업경력의 개념이 존재하는 등의 변화가 있어야만 할 것이다. 고학력 미혼여성들에게 남성들과 마찬가지로의 고용기회가 주어지고 또한 이들이 지속적으로 취업할 수 있도록 하는 고용관행이 정착된다면 직종의 성별 분리는 물론 혼인상태에 따른 분리현상이 서서히 완화되어 전반적인 지위향상을 기대해 볼 수 있을 것이다.

參考文獻

- 김영옥, 「여성의 불연속적 취업과 직종이동」, 『여성연구』, 제11권 제4호, 한국여성개발원, 199, pp.39~61.
- 김태홍, 「여성의 취업실태조사」, 『여성연구』, 제11권 제1호, 한국여성개발원, 1993, pp. 75~109.
- _____, 「여성고용구조의 변화와 과제」, 『여성연구』, 제11권 제2호, 한국여성개발원, 1993, pp.111~126.
- 노미혜·양승주, 『한국여성의 취업경력』, '93 연구보고서 한국여성개발원, 1993, pp.200~208,
- 박미혜·홍두승, 「계층인식에 있어서의 여성의 기여」, 『한국사회학』, 제28집 봄호, 1994, pp.101~120.
- 박숙자, 「계급연구의 분석단위 : 기혼여성의 계급적 지위」, 서울대학교 사회학연구회 편, 『사회계층: 이론과 실제』, 다산출판사, 1991, pp.383~400.

- 어수봉, 『한국의 여성노동시장』, 한국노동연구원, 1991.
- 양승주, 「기혼여성의 경제활동참가요인 분석」, 『여성연구』, 제11권, 제3호, 한국여성개발원, 1993, pp.133~156.
- 조 은, 「한국사회의 성과 계급 : 성분절적 계급구조와 계급분석에 대한 시론」, 서울대학교 사회학연구회 편, 『사회계층: 이론과 실제』, 다산출판사, 1990, pp 401~420.
- 통계청, 『경제활동인구연보』, 1986, 1993.
- 한국여성개발원, 『여성의 취업실태조사』, '86 연구보고서 1986, pp.200~201.
- _____, 『여성의 취업실태조사』, '92 연구보고서 pp.200~208.
- 홍두승, 「한국사회계층연구를 위한 예비적 고찰」, 서울대 사회학연구회 편. 『한국사회의 전 통과 변화』. 범문사, 1993, pp.160~213.
- Berk, R., and S.C. Ray. "Selection Biases in Sociological Data," *Social Science Research*, 11, 1982, pp.352~398.
- _____, "An Introduction to Sample Selection Bias in Sociological Data," *American Sociological Review* 48, 1983, pp.386~398.
- Blau, P. and O.D. Duncan, *The American Occupational Structure*. New York: John Wiley, 1967.
- Chin, S.H., *Married Women's Labor Force Participation and Employment Patterns: The Case of Korea*, Unpublished Ph.D. Dissertation, University of Illinois at Chicago, 1991.
- Duncan, O.D. et al., *Socioeconomic Background and Achievement*. New York: Seminar Press, 1972.
- Goodman, L., "A Modified Multiple Regression Approach to the Analysis of Dichotomous Variables," *American Sociological Review*, 37, 1972, pp.28~46.
- Heckman, J.J., "Sample Selection Bias as a Specification Error with an Application to the Estimation of Labor Supply Function," in *Female Labor Supply: Theory and Estimation*, edited by Smith, J.P. Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1980.
- Junsay, A.T. and T.B. Heaton, *Women Working: Comparative Perspectives in Developing Areas*, New York: Greenwood Press, 1989.
- McClendon, M.J., "The Occupational Status Attainment Processes of Males and Females," *American Sociological Review*, 41, 1976, pp.52~64.

- Mincer, J. and S. Polachek, " Family Investments in Human Capital: Earnings of Women," *Journal of Political Economy*, 82, pp.76~108.
- Polachek, S., "Discontinuous Labor Force Participation and Its Effect on Women's Market Earnings," in *Sex, Discrimination, and the Division of Labor*, edited by C.B. Lloyd, New York: Columbia University Press, 1975.
- _, "Occupational Self Selection: A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure, *Review of Economics and Statistics*, 58, 1981, pp.60~69.
- Roos, P., *Gender and Work: A Comparative Analysis of Industrial Societies*, Albany: State University of New York Press.
- Sewell, W.H., R. Hauser, and W. Wolf, "Sex, Schooling and Occupational Status," *American Journal of Sociology*, 86, 1980, pp.551~583.
- Treiman, D. and K. Terrel, "Sex and the Process of Status Attainment," *American Sociological Review*, 40, 1975, pp.174~200.

<부표 1> 변인들의 평균, 표준편차 및 단순상관관계

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
(1) 연령	1.000														
(2) 연령 ²	.336***	1.000													
(3) 도시거주	-.192	.096***	1.0000												
(4) 학력	-.616***	.266***	.374***	1.000											
(5) 사의 학력	-.423***	.101***	.243***	.587***	1.000										
(6) 父의 직업지위	-.172***	-.044**	.219***	.421***	.005***	1.000									
(7) 남편의 학력	-.290***	-.111***	.350***	.661***	.469***	.386***	1.000								
(8) 남편의 직업지위	-.257***	-.136***	.301***	.463***	.335***	.275***	.571***	1.000							
(9) 결혼전 취업	-.313***	-.063***	.065*	.196***	.156***	.057***	.097***	.085***	1.000						
(10) 5년전 취업	.148***	.085***	-.358***	-.282***	-.152***	-.131***	-.248***	-.185***	.091***	1.000***					
(11) 5년전 자녀수	.808***	.180***	-.282***	-.610***	-.423***	-.230***	-.363***	-.290***	-.261***	.200***	1.000***				
(12) 5세 미만 자녀수	-.586***	-.013***	.062***	.347***	.235***	.107***	.169***	-.139***	-.200***	-.064***	-.584***	1.000***			
(13) 현재 취업	.181***	-.091***	-.312***	-.308***	-.220***	-.188***	-.313***	-.251***	-.065***	.428***	.269***	-.216***	1.000***		
(14) 직업지위	-.291***	.142***	-.514***	.488***	.334***	.281***	.443***	.453***	-.075***	-.247***	-.358***	.088***	.081***	1.000***	
(15) 여성신형성	-.299***	-.120***	.471***	.310***	.203***	.116***	.247***	.281***	.099***	-.305***	-.334***	.118***	.078***	.455***	1.000***
평균	39.89	130.74	.60	7.00	2.13	1.71	6.05	2.55	0.59	0.51	2.77	0.50	0.56	15.13	13.47
표준편차	11.44	131.37	.49	4.33	1.01	1.63	3.24	1.74	0.49	0.50	2.38	0.75	0.50	16.02	26.23.

주 : * p < .05 ** p < .01 *** p < .001