The Women's Studies 2011. Vol. 80 No. 1 pp. 143~180

# 기혼여성의 경제활동참가율 변화의 변동 분해 : 1998-2007

홍 정 림\*

초 록

이 연구는 1998년부터 2007년까지의 기혼여성의 경제활동참가결정에 영향을 미치는 요인들을 분석하고, 지난 10년 동안의 경제활동참가율의 변화를 개별 설명변수(X's)들의 변동과 설명변수에 대응하는 계수 $(\beta's)$ 의 변동으로 분해하여 설명하는 것을 목적으로 한다. 또한 개별 변수별로 설명 변수(X's)와 계수 $(\beta's)$ 의 효과를 나누어 분석하기 위하여 시뮬레이션을 통해 경제활동참가확률을 예측하였다. 즉 단순히 여성의 경제활동참가율에 어떠한 설명변수들이 정(+)의 효과를 미치는지 혹은 부(-)의 효과를 미치는 지에 초점을 두는 것이 아니라 개별 설명변수들의 변동(X's)과 계수들의 변동 $(\beta's)$ 이 경제활동참가율 변화에 어떻게 작용했는지 분석하고, 특히 각 변수별 한계효과가 10년간 어떻게 변하여 왔는지에 대해 설명하고자 한다.

분석 결과를 바탕으로 할 때 외환위기라는 충격을 제외할 경우 변동의 방향성은 3개의 기간 모두 대부분 일치하는 모습을 보였다. 여기서 주목할점은 비근로소득과  $7\sim19$ 세 학령기 자녀 변수이다. 이 두 개별 변수는 설명변수와 계수의 변동에 의한 효과가 모두 경제활동참가확률의 변화에 가장큰 부(-)의 영향을 미쳤을 뿐만 아니라 그 상대적인 효과가 점점 커지고 있음을 확인하였다.

주제어: 기혼여성, 경제활동참가율, 한국노동패널조사

# Ⅰ. 머리말

1960년대 이후 지속적으로 증가한 우리나라의 경제활동참가율은 주로

<sup>\*</sup> 서울대학교 사회과학대학 경제학부 대학원 박사과정 (pasg1004@hanmail.net) 본 논문의 지도를 해주신 서울대학교 경제학부 이철희 교수님께 감사드린다.

여성에 의해 주도되었는데, 여성에 의해 주도된 경제활동참가율의 증가는 미혼여성의 경제활동참가율의 상승보다는 주로 기혼여성의 참가율상승에 의해 설명된다. 따라서 여성의 경제활동 참가를 분석함에 있어 기혼여성의 경제활동 참가패턴의 분석은 중요하다. 우리나라 기혼여성의 경제활동참가율은 1960년대 이후 지속적으로 증가하였으나 1997년 외환위기를 기점으로 일시적으로 감소하였고 2002년까지 외환위기 이전 수준으로 회복되었다가 다시 감소하여 최근 다시 조금씩 증가하는 패턴을 보이고 있다. 외환위기 이전 지속적인 증가세는 주춤해졌고 외환위기 이전수준으로 회복한 2002년 이후를 봤을 때 증가세는 정체되어 있으며, 다른 OECD국가들과 비교해 보았을 때 현저히 낮은 수준에 머물러 있다.

결혼과 가정에서의 역할은 남성보다는 여성의 경제활동 참가에 결정적인 영향을 미치므로 기혼여성의 노동공급은 여러 가지 측면에서 남성의 노동공급에 비해 특수한 성격을 가지고 있다. 남성의 노동공급은 주로 노동의 수요 측 요인에 영향을 받지만 기혼여성의 노동공급은 노동의 공급 측 요인, 특히 학력, 연령 등 개인적 속성을 비롯하여 가계소득, 자녀수등 가족관련 변수에 크게 영향을 받는다는 점에서 여타 노동공급의 특성과는 대조를 보인다.

정부는 그동안 여성의 사회참여와 여성의 유휴노동력을 보다 적극적으로 활용한다는 차원에서 많은 정책을 펴 왔으며 그 중에서도 여성 경제활동참가에 가장 걸림돌이 되는 것이 자녀양육 문제라는 판단 하에 보육시설 확충사업에 주력하여 왔다. 그러나 그동안 보육시설의 대폭 확충에도불구하고 기혼여성의 경제활동참가에는 큰 영향을 미치지 않을 것으로나타나고 있다(1998 황윤재·최강식). 또한 조윤영(2006)은 기혼여성의 노동공급의 기회비용 감축 및 보육의 질 개선을 목표로 한 보육 보조금 정책이 실질적으로 보육시설의 질을 높이는데 기여한 바가 있으나, 기혼여성의 노동공급을 제고하는 효과를 유발하지는 못하였다는 결과를 제시하고 있어 여성 노동공급에 있어 보육 이외의 요인도 중요할 수 있음을 제시하고 있다(김대일 2008 재인용).

여성경제활동참가율을 높이기 위한 여러 가지 정책이 시행되고 있으나 정책 방향이 주로 여성의 능력개발과 보육시설투자에 맞추어져 있어 정책효과는 한계가 있을 것으로 전망된다. 따라서 여성의 경제활동 참가에 영향을 미치는 요인이 무엇인지, 또한 시간이 흐름에 따라 사회적·경제적 환경이 변함으로써 기혼여성들의 경제활동 참가에 영향을 미치는 요인들이 어떻게 변해왔는지 정확히 분석하는 것은 향후 정책수립에 매우 중요하다.

이 연구는 1998년부터 2007년까지의 기혼여성의 경제활동 참가결정에 영향을 미치는 요인들을 분석하고, 지난 10년 동안의 경제활동참가율의 변화가 자녀수의 감소나 고학력자의 비중 증가 등과 같은 개별 변수(X's)들의 변동 자체에 의한 것인지, 혹은 자녀수나 학력변수 등에 대응하는 계수(β's)의 변동에 의한 것인지 분해하여 경제활동참가율의 변화를 설명하고자 한다. 즉 단순히 여성의 경제활동참가율에 어떠한 설명변수들이 정(+)의 효과를 미치는지 혹은 부(-)의 효과를 미치는지에 초점을 두는 것이 아니라 개별 설명변수들의 변동(X's)과 계수의 변동(β's)이 경제활동참가율 변화에 어떤 방향으로 작용했는지 분석하고, 특히 각각의 변수별 한계효과가 어떻게 변했는가에 대해 설명하고자 한다.

1998년과 2007년을 비교할 때 기혼여성의 경제활동참가율은 약 2.5%의 증가에 그쳤으며, 외환위기 이전인 1996년과 비교하면 1%이내로 거의 차이가 없었다. 그러나 이러한 수치상의 변화는 개별 설명변수의 변동에 의한 효과와 설명변수에 대응하는 계수의 변동으로 인한 효과가 동시에 작용하는 것으로,이 두 효과를 분해함으로써 개별 변수의 변동으로인한 효과와 개별 계수의 변동으로인한 효과가 경제활동참가율의 변화에 같은 방향으로 작용했는지 혹은 상반된 방향으로 작용하여 상쇄되어있지는 않은지 등 기존의 연구에서 포착할 수 없었던 변화 또한 상세히분석할 수 있다. 뿐만 아니라 지난 10년간 개별 변수와 계수들이 각각 기혼여성의 경제활동 참가에 어떠한 영향을 미쳤으며 시간이 흐름에 따라어떻게 변화해 왔는지 분석함으로써 앞으로의 변화 방향을 예측하여 실효성 있는 정책을 수립하는데 도움이 될 수 있다.

# Ⅱ. 기존 문헌 연구

# 1. 국외 문헌연구

여성노동공급에 대한 이론적, 실증적 연구는 외국에서 1970년대 이후 매우 활발하게 이루어져 왔다. 기혼여성의 경제활동 참가에 관한 연구를 시작한 Mincer(1962, 1998)에 의하면, 기혼여성의 경우 횡단면자료에서 는 소득과 경제활동 참가 간에 부(-)의 관계를 보이는데 반해 시계열 자 료에서는 실질소득이 증가함에도 불구하고 이들의 경제활동참가율이 뚜 렷한 증가세를 나타내는데 주목하고 이 문제를 분석하기 위해 소득효과 와 대체효과를 적용하였다. 그 결과 정(+)의 대체효과가 부(-)의 소득효 과보다 컸으며, 이에 의해 기혼여성들의 경제활동참가율이 장기적으로 상승함을 설명하였다. 또한 기혼여성의 노동시장참여는 노동-여가간의 선택이 아니라 시장노동, 가사노동, 그리고 여가의 3가지 선택에 대한 배 분으로 이루어지므로 시장임금의 변동뿐만 아니라 가사노동의 생산성 변 화 역시 이들의 노동공급에 어떠한 영향을 미치는가 하는 것에 주목하였 다. 또한 항상소득이 기혼여성의 경제활동 참가에 영향을 미쳤음을 밝혔 는데, 가계소득이 충분할수록 남편과 부인의 노동분담이 보다 분업화되 어 남편은 임금노동에, 부인은 가사노동에 보내는 시간이 많아지게 된다 고 설명하였다.

Bowen & Finegan(1969)은 6세 미만 자녀가 기혼여성의 경제활동 참가에 부(-)의 관계가 있음을 설명하였으며, Leibowitz(1974)는 기혼여성의 교육수준과 경제활동 참가의 관계를 설명하였는데, 기혼여성의 교육수준이 시장임금을 상승시키므로 대체효과로 인해 경제활동 참가율을 증가시키거나 혹은 교육으로 인한 가사노동의 생산성으로 인해 반대로 경제활동 참가율을 감소시키는 상반된 영향력을 갖는다고 하였다.

Corgen(1980)은 기혼여성이 경제활동에 참가하기 위해 부담해야 하는 비용과 시간, 즉 육아 등 기사노동을 대체하는 데 필요한 고정비용에 주목하여 고정비용분석을 도입하였다. 그는 일반적인 효용함수로부터 실제노동시간함수와 최소노동시간함수, 그리고 유보임금함수를 도출하여

고정비용이 있을 때 그렇지 않은 경우보다 유보임금과 최소노동시간이 높아진다는 것을 밝혀냈다.

Heckman(1979)은 기혼여성의 노동공급함수에서 나타날 수 있는 표본 선택에 따른 편의를 수정하였다. 남성과 달리 비경제활동인구로 남아 있 는 비율이 큰 여성의 경우 취업자를 대상으로 하는 노동공급함수를 추정 할 때 발생하는 표본선택의 편의의 문제를 해결하기 위해 1단계로 프로 빗모형을 이용하여 경제활동참가확률을 추정하고 2단계로 1단계에서 얻 어진 추정치를 하나의 변수로 처리하여 취업자를 대상을 회귀분석을 통 해 선택편의를 수정한 노동공급함수를 추정하였다.

Blau & Kahn(2006)은 1980~2000년 기혼여성의 노동시장참가 패턴의 변화를 분석하고, 20년간의 기혼여성들의 임금탄력성이 급격히 하락했음 을 보였다. 또한 80년 이후 지속적으로 남편의 소득으로 인한 기혼여성의 경제활동 참가에 미치는 영향이 작아지고 있음을 지적하고 있다.

# 2. 국내 문헌연구

우리나라에서 기혼여성의 노동공급에 대한 연구를 본격적으로 시작한 시기는 1980년대 부터였으며, 김수곤 & 심경옥(1984)은 한국여성의 경제 활동 참가요인 분석을 개인분석과 집단분석으로 나누어 분석한 결과, 여 성노동수요지수가 가장 강력한 설명변수로 나타났고 교육변수의 경우 경 제활동참가율과 부(-)의 상관관계가 나타났으며 자료의 제약으로 6세 미만 자녀의 효과는 통계적으로 유의하지 않았음을 분석결과로 제시하였다.

윤선희(1993)는 1985년 한국여성개발원에서 실시한「제 1차 여성취업실태조사」를 이용하여 경제활동 참가요인을 추정한 결과, 6세 이하 자녀수, 타 가구원 소득, 도시거주 더미변수 등이 부(-)의 효과를 갖는 것으로나타났고, 7~19세 자녀수는 정(+)의 효과를 갖는 것으로나타났으며, 기혼여성의 취업을 촉진하기 위해서는 시장임금을 높이고 탁아시설의 확충등으로 유보임금을 낮추는 방향으로 논의되어야 함을 지적하였다.

양승주(1994)는 1985년과 1992년 한국개발원에서 실시한 「제 1차 및 제 2차 여성취업실태조사」를 이용하여 기혼여성의 경제활동 참가요인과 노동시간함수를 헤크만(Heckman)의 방법을 사용하여 추정하였다. 연구

결과 경제활동 참가요인으로는 농가·비농가변수, 지역변수의 효과가 기혼여성의 경제활동 참가여부에 많은 영향을 미치는 것으로 나타났다. 연도별로는 1985년의 경우에는 연령, 교육수준, 경력유무, 6세 미만자녀 유무, 배우자의 유무가 기혼여성의 경제활동 참가 여부에 영향을 미쳤으며, 1992년에는 연령과 경력유무, 6세미만 자녀 유무와 타가구원 소득이 기혼여성의 경제활동 참가여부에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 학력변수는 두 해 모두 부(-)의 효과를 나타내 학력수준이 높을수록 취업할 확률이 낮아지는 것으로 나타났다.

황윤재 & 최강식(1998)은 대우 경제연구소의 한국가구패널조사 1993년 자료를 이용하여 실증분석한 결과 기혼여성의 경제활동 참가여부에 중요한 영향을 미치는 요인들은 자녀수, 연령, 학력 및 경력인 것으로 나타났다. 특히 8세 미만의 자녀의 존재는 기혼여성의 유보임금을 높임으로써 이들의 노동공급을 억제하는 결정적인 요인임을 확인하였다. 그러나 8~19세 자녀들은 여성의 노동시장 진출에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

조유현 & 김지경(2000)은 설명변수로 출산율, 주당노동시간, 소득, 대학졸업여성비율, 서비스산업의 비율, 도시화율 등을 사용하여 기혼여성의 노동력 변화요인을 추정하였다. 그 결과 출산율과 주당 평균시장노동시간의 감소는 우리나라 기혼여성의 경제활동참가율을 증가시키는데 기여한 것으로 나타났고, 결혼과 출산으로 이어지는 25~34세의 연령층에서급격히 하락하여 심각한 경력단절 현상을 낳고 있다고 설명하고 있다. 또한 기혼여성의 고학력화는 경제활동참가율을 감소시키는 것으로 분석 결과를 제시하고 있으며 도시화율에 관한 가변수는 도시화율이 50% 미만이었을 때가 도시화율 50%이상이었을 경우보다 경제활동참가율이 다소높은 것으로 나타나고 있다고 설명하고 있다.

권정현(2007)은 1980년에서 2000년까지의 20년 동안의 기혼여성의 경제활동 참가 패턴의 변화를 살펴보고 센서스 자료를 이용하여 연령, 교육수준, 연령대별 자녀수, 도시거주 여부 등을 설명변수로 기혼여성의 경제활동 참가요인을 분석하였다. 그 결과 배우자의 교육수준과 자녀의 존재가 기혼여성의 경제활동 참가여부를 결정하는 중요한 변수임을 설명하고

있다. 그러나 이들 변수의 영향력은 연도별, 범주별로 다르게 나타나는데, 배우자의 교육수준은 과거에는 기혼여성의 경제활동 참가와 부(-)의 상관관계를 가진 주요한 변수였으나 점차적으로 그 영향력이 감소하고 있으며 특히 코호트 범주로 나누어 볼 때 최근의 코호트는 배우자의 높은 학력에도 불구하고 기혼여성의 경제활동 참가의 확률이 증가하는 것으로 확인할 수 있다는 분석 결과를 제시하고 있다. 또한 자녀의 존재는 유의하게 기혼여성의 경제활동 참가를 저해하는 요인임을 지적하고 있다.

김대일(2008)은 「2006 전국가계조사」를 이용하여 기혼여성의 노동공급에 있어서 취학자녀가 제약조건으로 작용하는지 실증 분석하였다. 그결과 이미 다각도로 분석되어 온 바와 같이 기혼여성의 노동공급에 있어서 가장 중요한 제약조건은 영유아 등 미취학 자녀라는 점을 확인하였다. 또한 추가적인 결과에 의하면 영유아 이외에 취학자녀도 고학력 기혼여성, 그리고 고소득 가구에 있어서는 상대적으로 노동공급을 제약하는 효과를 갖는 것으로 추정되었고, 전반적으로는 고등학교 재학자녀에게서이 효과가 가장 뚜렷하게 관측되는 것으로 추정되었음을 설명하고 있다.

# Ⅲ. 기혼여성 경제활동 참가 결정요인 분석

# 1. 자료

이 연구에서 사용하는 자료는 1998에서 2007년까지인 제 1~10차 한국노동패널(Korean labor and Income Panel Study. 이하 KLIPS) 원자료이다. KLIPS에는 우리나라 도시 지역에 거주하는 5000 가구와 조사가구내에 거주하는 1만 여명의 가구원을 대상으로 1998년부터 매년 연 1회의조사를 실시하고 있다. KLIPS 표본의 모집단은 전체 도시조사구(시의 동부+시의 읍면부)에 거주하는 가구로서, 표본 틀은 1995년 인구주택총조사의 10% 표본조사구에서 제주도 및 군부지역을 제외한 전국 도시지역의 19025개 조사구이다.

이 연구는 55세 이하 기혼여성<sup>2)</sup>을 추출하여 분석대상으로 삼고 있으며, 1998년에서 2007년까지 총 10년 동안의 경제활동 참가 결정요인을

변동 분해하면서 1998년과 1999년 2개년도 표본을 풀링(pooling)하여 'period1'로, 2002년과 2003년 2개년도 표본을 풀링(pooling)하여 'period2'로, 2006년과 2007년 2개년도 표본을 풀링(pooling)하여 'period3'으로 자료를 재가공하여 분석하였다.

### 2. 추정 방법 및 설명변수

추정 모형으로는 프로빗 모형을 사용하였으며, 회귀분석에는 비근로소 득, 본인의 학력, 배우자의 학력, 연령, 6세 이하 자녀수, 7~19세 자녀수, 실업률 등을 포함하였다.

경제활동 참가 인구 중 취업자는 조사주간 중 수입을 목적으로 1시간 이상 일한 경우로서, 임금근로, 비임금근로, 주당 18시간 이상의 무급 가족근로를 포함하였다. 또한 실업자는 현재 미취업자이면서 지난 1주간 구직활동을 하였고 지난주에 일이 있었다면 일을 할 수 있었던 경우로 정의하였다.

비근로소득은 KLIPS 가구용 자료에서 조사되는 총가구소득<sup>3)</sup>에서 개인용 자료의 기혼여성 근로소득을 제외한 세후 소득<sup>4)</sup>으로 정의하였으며 통계청에서 발표한 소비자 물가지수(2005=100)를 바탕으로 환산한 수치이다.

본인의 학력은 노동시장에서 받을 수 있는 임금에 대한 대리변수이며, 경제활동 참가 패턴에도 영향을 미칠 수 있다. 따라서 본인의 학력을 중학교 졸업이하, 고등학교 졸업, 대학교 졸업 이상으로 나누어 더미 변수로 구성하였다. 배우자의 학력 역시 본인의 학력과 동일하게 중학교 졸업이하, 고등학교 졸업, 대학교 졸업 이상으로 나누어 더미 변수로 구성5)하였다.

<sup>2)</sup> KLIPS에서는 기혼여성에 '기혼이며 배우자가 있는 여성'과 '기혼이지만 배우자가 없는 여성'으로 구분하고 있으나 이 논문에서는 '유배우 기혼여성'만으로 한정하여 분석하였다.

<sup>3)</sup> 총가구 소득은 6개의 소득항목, 즉 이전년도의 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회 보험 수혜금, 이전소득, 기타소득을 모두 합산한 수치이다.

<sup>4)</sup> 가구소득을 추정하는 대표적인 국내의 통계조사로는 통계청의 가구소비실태조사와 도 시가계조사가 있는데 이 조사의 경우 소득을 '세전 소득'으로 조사하고 있는데 반해 KLIPS는 세후 소득을 측정한다.

<sup>5)</sup> 김대일(2007, 2008)의 연구에서는 기혼여성의 노동공급에 있어서 비근로소득의 항상적 요인(permanent component)이 중요한데, 경상소득은 항상 소득과 상당한 차이를 보일 수

연령은 55세 이하의 연령을 21~25세, 26~30세, 31~35세, 36~40세, 41~45세, 46~50세, 51~55세의 7개의 연령더미로 나누어 설명변수에 포함하였다. 기혼여성의 경우 40대 이후 경제활동참가율이 급격하게 증가하기 때문에 연령을 연속변수로 사용할 경우 연령에 따라 경제활동 참가가 증가하는 결과만이 나타나 연령별 차이를 분석할 수 없다. 따라서 연령을 더미 변수로 사용하였다.

자녀의 양육은 여성의 노동공급에 있어서 주요한 결정요인이 된다. 자녀의 연령에 따라 양육 시 필요로 하는 것은 상대적으로 다르다. 가령 영유아인 6세 이하의 자녀에게는 금전적인 투자보다는 시간의 투자가 상대적으로 중요하다. 반면에 7~19세의 학령기 자녀에게는 시간의 투자보다는 금전적인 투자가 집중적으로 요구된다. 따라서 6세 이하의 자녀수와 7~19세 학령기 자녀수로 나누어 설명변수에 구성하였다.

실업률은 경기상태의 대리 변수로서 포함시켰다. 기혼여성의 경제활동참가율은 전반적인 실업수준에도 영향을 받는데 경기변동 등의 조건에따라 일반적으로 높을 때는 취업기회가 감소하므로 여성들이 낮아진 취업 가능성 때문에 구직활동을 아예 단념하게 된다. 따라서 경제활동참가율이 낮아지게 된다. 이 같은 현상을 실망노동자 효과(discouraged worker's effect)라고 한다. 이와는 반대 현상이 나타날 수도 있다. 즉 경기가 악화되고 가계내의 주소득원인 남편의 소득이 감소할 경우 기혼여성이 가계소득을 보전하기 위하여 비경제활동인구에 머물러 있다가 적극적으로 구직활동을 하는 경우이다. 이것을 부가노동자 효과(added worker's effect)라고 하는데 실제 실망노동자효과가 더 큰지 부가노동자효과가 더 큰지는 사전적으로 알기 힘들다. 따라서 실업률을 설명변수로포함시켜 고려하였다.

있음을 지적하였다. 따라서 비근로소득의 항상적 요인에 연계될 수 있는 배우자의 학력을 추가적인 소득효과 통제변수로 포함시켰다.

〈표 3-1〉회귀분석에 사용된 표본의 기초 통계

변수	period1	period2	period3
기혼여성 LFP(%)	48.47	52.32	52.16
비근로소득(천원/년)	22218	29169	34080
학력(%)			
중졸 이하	39.31	34.10	26.71
고졸	44.80	44.64	44.14
초대졸 이상	15.89	21.26	29.15
배우자 학력(%)			
중졸 이하	28.83	25.42	19.85
고졸	41.76	41.42	39.58
초대졸 이상	29.40	33.15	40.55
평균연령(세)	40.54	41.34	42.19
21~25세(%)	2.10	1.75	0.58
26~30세 (%)	12.50	11.70	9.96
31~35세(%)	18.14	16.23	18.76
36~40세 (%)	19.82	17.89	15.39
41~45세 (%)	17.29	18.54	16.96
46~50세 (%)	14.10	14.94	16.36
51~55세(%)	9.46	12.27	13.16
6세 이하 자녀수(명)	0.42	0.36	0.36
7~19세 자녀수(명)	0.88	0.78	0.70
실업률(%)	6.95	3.37	3.28
관측치	6482	5589	5874

자료 : 1998~2007 한국노동패널

표 3-1은 회귀분석에 사용된 표본의 기초 통계를 요약한 것이다. 최근으로 올수록 비근로소득이 높아졌고, 본인과 배우자의 학력수준 또한 향상되었으며, 초혼연령의 상승으로 인해 20대의 비중이 차츰 낮아지고 있다. 저출산현상으로 7~19세 자녀수는 꾸준히 감소하고 있다. 반면 6세이하의 자녀수는 period1에서 period2까지는 감소하였으나 그 이후에는소폭 증가하였다.

### 3. 회귀분석 결과

〈표 3-2〉 기혼여성의 경제활동참가확률 프로빗 회귀분석 결과

<u></u> 변수	period1	period2	period3
로그 비근로소득	-0.2498***	-0.3532***	-0.3823***
중졸 이하	0.1529**	0.0315	0.1277**
초대졸 이상	0.4023***	0.3967***	0.3731***
배우자 중졸 이하	0.095*	0.0796	0.0436
배우자 초대졸 이상	-0.3147***	-0.1867***	-0.1405**
21~25세	0.0979	-0.1548	0.2547
31~35세	0.3369***	0.1553**	0.1781**
36~40세	0.3556***	0.2299**	0.2868***
41~45세	0.3484***	0.3718***	0.4676***
46~50세	0.3127***	0.2515***	0.4398***
51~55세	0.0474	0.1922**	0.1457**
6세 이하 자녀수	-0.218***	-0.2817***	-0.24***
7~19세 자녀수	0.0933***	0.0747**	0.041
실업률	-0.0505***	-0.0844***	-0.0385*
Intercept	1.8647***	2.8516***	2.8844***
관측치	6482	5589	5874

자료: 1998~2007 한국노동패널 유의 수준 \*\*\*1%, \*\*5%, \*10%

표 3-2는 2개년도 표본을 풀링(pooling)한 period1, period2, period3의 3개의 자료를 이용해 55세 이하의 기혼여성에 대해 프로빗 회귀분석을 한 결과이다. 3개의 period 모두가 기존의 기혼여성의 노동공급에 대한 횡단면 분석 결과와 유사한 패턴을 보이고 있다.

우선 비근로소득은 여성의 경제활동 참여를 저해하는 요인으로 작용했다. 기혼여성에게 있어 비근로소득의 주원천이 배우자의 소득이므로, 비근로소득이 높을수록 순수소득효과가 크게 작용하여 경제활동참가확률을 낮추는 방향으로 작용한 것으로 볼 수 있다.

본인의 교육수준 더미변수를 살펴보면 모든 교육수준의 기혼여성이 고졸 기혼여성에 비해 경제활동참가확률을 높이는 방향으로 작용하였으며, 특히 초대졸 이상의 학력은 기혼여성의 경제활동참가확률을 가장 크게 높이는 결과를 보였다. 논문에는 포함하지 않았지만 비근로소득을 회귀분석에 포함시키지 않았을 경우에는 초대졸 이상 교육수준의 기혼여성의 경우 경제활동참가확률이 감소하는 결과를 보였다. 즉 고학력 기혼여성의 교육수준 자체는 경제활동참가확률을 높이지만 소득이 높은 남성과의 매칭으로 인한 소득효과가 교육수준의 증가에 따른 경제활동참가확률 증가의효과를 상쇄하는 것으로 볼 수 있다.

전통적 노동공급 이론은 일반적으로 교육수준은 인적 자본의 축적을 가져와 경제활동참가율에 정(+)의 상관관계가 있다고 설명한다. 이러한 교육수준과 경제활동참가율의 상관관계는 남성의 경우 매우 명확하게 드러난다. 미혼여성의 경우도 정도의 차이는 있지만 교육수준이 높을수록 경제활동참가율이 높은 것을 확인할 수 있으며 우리나라의 경우에도 교육수준과 경제활동 참가 사이의 정(+)의 상관관계가 점차 뚜렷해지고 있음을 확인할 수 있다. 그러나 기혼여성의 경우 위의 회귀분석 결과에서 보듯이 교육수준과 경제활동참가확률 간에는 뚜렷한 양의 상관관계가 나타시 않는다.

윤선희(1993)와 양승주(1994)는 교육수준이 증가할수록 기혼여성의 경제활동참가율이 하락하고 있음을 제시하면서 이는 고학력 여성이 기대하는 유보임금이 매우 높은 수준이기 때문이라고 주장하고 있으며, 금재호(2002)는 우리나라 여성 노동시장은 저연령·고학력·고소득 계층과 고연령·저학력·저소득의 두 계층으로 구분되어 대부분의 근로자들은 20대 후반에서 30대 초반에 경력단절을 경험하고, 그 결과 경력단절 이후의 재취업 여성들은 저소득 계층에 속할 가능성이 높으며 이러한 과정에서 학력별 경제활동참가율의 역전현상이 나타나 교육수준과 경제활동참가율 간에 부(-)의 상관관계를 보인다고 하여 이 연구와는 다른 결과를 제시하고 있다.

그러나 김영옥(1993)과 임이란(2006)은 대부분의 여성들이 결혼과 출산으로 인해 경력 단절과 그로 인한 직종하향을 경험한다고 해도 학력별로 살펴보면 학력수준별로 이질성이 두드러지게 나타나고 있음을 발견하였다. 즉 고학력 여성의 경우 노동시장 내에서의 직종이동이 빈번하지

않으며, 직종하향을 경험하는 여성들은 대부분 고졸여성에게서 두드러지게 나타난다고 하여 교육수준과 경제활동참가율 간에는 부(-)의 상관관계가 없음을 주장하고 있다. 또한 권정현(2006)에서도 역시 기혼여성의경제활동참가율과 교육수준 간에는 뚜렷한 상관관계가 없으며 고졸여성이 가장 낮은 경제활동참가율을 보였음을 제시하고 있어 이 논문의 결과와 일치한다.

앞서 기혼여성의 노동공급에 있어서 비근로소득의 항상적 요인 (permanent component)이 중요한데, 경상소득은 항상 소득과 상당한 차이를 보일 수 있음을 언급하였다. 따라서 비근로소득의 항상적 요인에 연계될 수 있는 배우자의 학력을 추가적인 소득효과 통제변수로 포함시킨결과 배우자의 교육수준 변수는 배우자의 학력이 높을수록 기혼여성의 경제활동참가확률을 낮추는 방향으로 작용하였다.

연령 더미변수는 모든 연령계층에서  $26\sim30$ 세 연령층보다 경제활동참 가확률을 유의하게 증가시키는 방향으로 작용했다. 특히 40대 연령층에서 경제활동참가확률을 크게 높였는데, 이것은 20대 후반 경제활동참가율이 하락하다가 40대까지 증가하는 M자형 구조와 일치하는 결과이다. 여성의 경제활동참가율이 M자 형태를 띠는 것은 출산과 육아에 따른 부담으로 주로 기혼여성들이 노동시장에서 이탈했기 때문이다. 아울러 연령더미 대신 연속변수인 연령과 연령의 제곱을 설명변수에 포함하여 회귀분석을 하였을 경우 연령은 모든 period에서 경제활동참가확률을 유의하게 증가시켰으며, 연령의 제곱은 모든 period에서 경제활동참가확률을 유의하게 감소시켰다.

자녀의 연령 더미변수는 자녀의 연령에 따라 차이를 보인다. 6세 이하자녀수 변수는 기혼여성의 경제활동을 제약하는 요인으로 나타났고 7~19세 학령기 자녀수 변수는 경제활동 참여에 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 6세 이하 자녀수 변수는 어린 자녀의 양육은 쉽게 대체할수 없는 노동이고 경제활동에 참여하려고 할 때 탁아비용을 부담해야하기 때문에 유보임금(reservation wage)을 높이는 방향으로 작용하고 있음을 알 수 있다. 즉 출산과 양육이 기혼여성의 경제활동을 억제하는 주요한 요인임을 보여준다.

반면 7~19세의 자녀수 변수는 자녀의 양육에는 직접적인 시간과 노력이 덜 요구되는 반면에 사교육비 등의 교육비 증가로 인한 경제적 부담이경제활동 참가를 유인하는 측면이 크게 작용하였기 때문에 경제활동참가확률을 높였다고 판단된다.

경기상태의 대리변수인 실업률 변수는 실업률이 높을수록 경제활동참 가율을 낮추는 방향으로 작용하고 있다. 이는 실망노동자 효과가 부가노 동자 효과보다 상대적으로 크게 작용하는 것으로 유추할 수 있다.

3개의 모든 period에서 경제활동 참가 요인에 대해서는 동일한 방향으로 작용했지만, 그 한계효과의 크기에는 차이가 있었다. 가장 주목해야할 것은 비근로소득 변수이다. 최근 period로 올수록 비근로소득에 대한한계효과는 부(-)의 방향으로 절대치 또한 커지고 있으며 이전 period와절대치의 차이는 감소하는 것을 확인할 수 있다. 비근로소득 변수가 기혼여성의 경제활동참가확률에 부(-)의 방향을 보이는 것은 남편의 소득이높거나 기타 가구소득이 많을수록 기혼여성 자신이 경제활동에 참가함으로써 추가적으로 발생되는 소득보다는 여가의 가치 혹은 가사노동의 생산성이 상대적으로 중시되고 있음을 의미한다. 아울러 최근으로 올수록그 절대치가 증가하는 경향을 보이는 것은 여가 혹은 가사노동의 상대적가치가 과거보다 현재에 더 높게 평가하고 있음을 나타내는 것이라 판단된다.

배우자의 학력더미 중에서 초대졸 이상의 변수 역시 한계효과에 주의를 할 필요가 있다. 비근로소득과 계수의 방향은 동일하지만 그 절대치는 감소하고 있으며 이전 period와의 절대치의 차이도 감소하고 있다. 배우자의 학력은 비근로소득의 항상적 요인에 연계될 수 있음을 앞서 지적하였듯이 배우자가 고학력일수록 경제활동참가확률을 낮춘다는 것은 예측가능하다. 그러나 최근 period로 올수록 절대치가 작아진다는 것은 기혼여성의 경제활동 참가결정에 있어서 항상소득과 여가 혹은 가사노동의상대적 가치를 비교했을 때 현재 항상소득에 대한 여가의 가치가 과거보다 작아지고 있음을 나타내는 것으로, 경상소득에 대한 여가의 상대적 가치와 반대 방향으로 평가되고 있음을 보여주고 있다.

연령별 더미변수에서 30대의 연령더미는 과거보다 현재 경제활동참가

확률을 높이는 정도가 작아지고 있으나 40대의 연령더미에서 대체적으로 최근으로 올수록 경제활동참가확률을 높이는 것을 확인할 수 있었다.

# Ⅳ. 기혼여성 경제활동참가확률 변화의 변동 분해

경제활동참가확률의 변화를 분석함에 있어 설명변수에 의한 효과와 설명변수에 대응하는 계수에 의한 효과를 분해하기 위해서 각 period의 경제활동참가확률을 설명변수의 표본평균과 설명변수의 계수를 사용하여시뮬레이션 하였다. 시뮬레이션을 통해 예측된 경제활동참가확률과 실제경제활동참가확률을 비교함으로써 설명변수의 변동에 의한 효과와 설명변수에 대응하는 계수의 변동에 의한 효과를 분해할 수 있다.

### 1. 분해방법 및 변동 분해

아래의 식은 프로빗 회귀분석에 사용된 함수로  $I^t=1$ 은 t period에 기혼여성이 경제활동에 참가한 경우이고,  $I^t=0$ 은 t period에 기혼여성이 경제활동에 참가하지 않은 경우를 나타내는 이산 변수(binary variable) 이다.

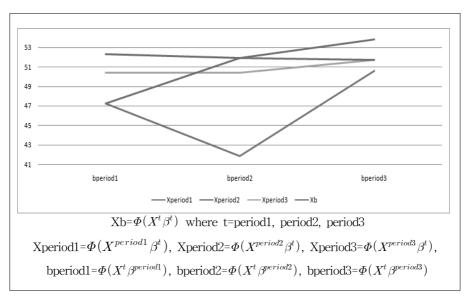
$$Prob(I^t = 1) = \Phi(X^t \beta^t) = \Phi^t$$
$$Prob(I^{t-k} = 1) = \Phi(X^{t-k} \beta^{t-k}) = \Phi^{t-k}$$

t period와 t-k period의 경제활동참가확률의 변화는 다음과 같이 분해 할 수 있다<sup>6)</sup>.

<sup>6)</sup>  $\Delta P = \Phi^t - \Phi^{t-k}$ 는 t period와 t-k period 사이에 실제 자료에서 관측된 기혼여성의 경제 활동참가율의 차이로 최근년도를 기준으로 하였으며,  $\Phi[(\Delta X)\beta] = \Phi(X^t\beta^t) - \Phi(X^{t-k}\beta^t)$ 는 설명 변수(X's)의 변화에 의해 설명되는 경제활동참가확률의 차이이고,  $\Phi[X(\Delta\beta)] = \Phi(X^{t-k}\beta^t) - \Phi(X^{t-k}\beta^{t-k})$ 는 프로빗 회귀분석에서 측정된 계수의 변화에 의해서 설명되는 경제활동참가확률의 차이다.  $\Delta U = U^t - U^{t-k}$  는 실제 관측된 경제활동참가율과 회귀분석을 통해 예측된 경제활동참가확률의 차이를 의미한다.

$$\begin{split} & \varPhi^t - \varPhi^{t-k} = \\ & [\varPhi(X^t \, \beta^t) - \varPhi(X^{t-k} \, \beta^t)] + [\varPhi(X^{t-k} \, \beta^t) - \varPhi(X^{t-k} \beta^{t-k})] + [U^t - U^{t-k}] \end{split}$$

where t = period1(1998 $\sim$ 1999), period2(2002 $\sim$ 2003), period3(2006 $\sim$ 2007)



[그림 4-1] 실제 경제활동참가율과 예측된 경제활동참가확률(%)

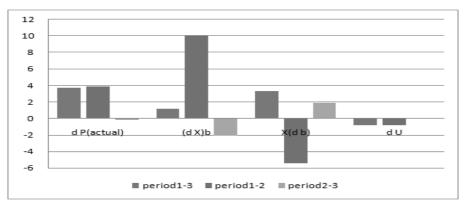
그림 4-1은 프로빗 회귀분석결과에서 예측된 3개 period 각각의 경제활동참가확률과 프로빗 회귀결과의 계수와 표본평균을 이용하여 각각 설명변수의 변동에 의한 효과와 계수의 변동에 의한 효과를 나누어 분석하기 위하여 앞서 제시한 방법으로 시뮬레이션 한 결과를 나타낸 것이다. X는 각 period 설명변수의 표본평균에 해당되며, b는 각 period 설명변수에 대한 계수에 해당된다. 또한 Xb는 실제 표본평균과 계수에 의해 예측된경제활동참가확률을 나타낸다. t period와 t-k period 간 설명변수에 대한계수가 변함이 없다는 가정 하에 그림 4-1에서 두 라인간의 수직 거리의차는 경제활동참가확률의 변화에 있어서 설명변수의 변동에 의한 효과로설명할 수 있다. 반면 한 라인을 따라 이동했을 경우 경제활동참가확률의

변화는 계수의 변동에 의한 효과로 설명할 수 있다.

표 4-1은 그림 4-1로 설명된 분해 결과를 요약한 것이다. 전체 기간인 period1 - period3 간 경제활동참가확률 변화의 변동 분해, 즉 분석에 사용한 데이터의 기점(1998~1999)과 종점(2006~2007)에 대한 변동 분해와 더불어 전체를 다시 두 부분 기간으로 나누어 period1 - period2 간 변동 분해, period2 - period3 간 변동 분해로 나누어 경제활동참가확률 변화에 대한 분석을 제시하고 있으며 그림 4-2는 표 4-1을 그림으로 재구성하였다.

	period1과 period3	period1과 period2	period2와 period3
	분해	분해	분해
$\Delta P$	3.689	3.844	-0.155
$(\Delta X)\beta$	1.149	10.114	-2.083
$X(\Delta\beta)$	3.331	-5.429	1.879
$\Delta U$	-0.791	-0.840	0.050

〈표 4-1〉 기혼여성의 경제활동참가확률 변동 분해(%)



[그림 4-2] 기혼여성의 경제활동참가확률 변동 분해(%)

period1에서 period2는 외환위기 이후 꾸준히 경제활동참가율이 상승했던 시기이다. 설명변수의 변동으로 인한 경제활동참가확률은 무려 10.11%를 상승시킨 것으로 나타났으나 설명변수에 대응하는 계수의

변동으로 인한 경제활동참가확률은 오히려 5.43% 가량 감소시켜, 전체적으로 두 효과의 동시작용으로 경제활동참가확률은 3.84% 증가에 그친 것으로 확인되었다. 설명변수의 변동에 의한 경제활동참가확률이 상승한이유로는 본인의 학력수준의 증가와  $26\sim30$ 세의 연령비중의 감소, 6세이하 자녀의 수 감소, 실업률의 감소 등 경제활동참가확률에 정(+)의 영향을 미치는 요인들의 변동으로 인한 효과가 비근로소득의 증가, 배우자의 학력수준 증가 등 경제활동참가확률에 부(-)의 영향을 미치는 요인들의 변동으로 인한 효과보다 상대적으로 더 크게 작용했음을 의미한다.

반면 실제로 경제활동참가율이 증가했음에도 불구하고 계수의 변동으로 인한 경제활동참가확률은 감소한 것으로 나타났다. 이것은 비근로소득 변수에 대한 계수의 부(-)의 절대치 증가와 고학력 변수에 대한 계수의 정(+)의 절대치 감소, 연령더미 변수의 계수에 대한 정(+)의 절대치 감소, 7~19세 자녀수변수에 대한 계수의 정(+)의 절대치 감소, 실업률 변수에 대한 계수의 부(-)의 절대치 증가 등이 다른 경제활동참가확률을 높이는 요인들에 대한 계수의 변동보다 상대적 크기가 컸음을 의미한다.

period2에서 period3은 외환위기 이후 꾸준히 상승하던 경제활동참가율의 증가세가 둔화되더니 소폭의 등락을 거듭하여 전체적으로 봤을 때 -0.16%가 감소한 시기이다. 이 시기는 경제활동참가율도 하락했지만 이전 기간의 변동 분해와도 역시 상반되는 결과를 보여준다. 설명변수의 변동에 의한 경제활동참가 확률의 변화는 -2.08%로 경제활동참가확률에부(-)의 영향을, 설명변수에 대한 계수의 변동에 의해 정(+)의 영향을 미쳤으며 두 상반된 방향의 효과가 서로 상쇄되어 경제활동참가확률은 거의 변화가 없는 것처럼 수치상으로 나타나고 있다. 설명계수 변화만으로는 경제활동참가확률을 낮추었는데 이것은 이전 기간의 변동 분해와는반대로 비근로소득 증가와 배우자의 학력수준 증가 등 경제활동 참가를 저해하는 효과가 본인의 학력수준 증가 및 20대 후반 연령비중감소 등의경제활동참가를 견인하는 효과에 비해 상대적으로 컸기 때문인 것으로유추할 수 있다.

반면에 계수의 변동은 경제활동참가확률을 증가시켰는데 이것은 배우 자의 고학력 더미에 대한 계수의 부(-)의 절대치 감소와 30대 후반에서 40대의 연령더미에 대한 계수의 정(+)의 절대치 증가, 실업률 변수에 대한 계수의 부(-)의 절대치 감소 등 경제활동참가확률 변화에 정(+)의 방향으로 작용하는 효과가 비근로소득 변수에 대한 계수의 부(-)의 절대치 증가와 고학력변수에 대한 계수의 정(+)의 절대치 감소, 7~19세 자녀수 변수에 대한 계수의 정(+)의 절대치 감소 등 경제활동참가확률 변화에 부(-)의 방향으로 작용하는 계수의 변동 효과 보다 상대적 크기가 컸음을 의미한다.

전체 기간인 period1에서 period3의 변동을 분해한 결과 기혼여성 경제활동참가확률의 변화는 설명변수 변동에 의한 효과와 설명변수에 대응하는 계수의 변동에 의한 효과가 서로 같은 정(+)의 방향을 보이고 있다. 부분 기간인 period1 - period2의 변동 분해 결과와 period2 - period3의 변동 분해 결과는 실제 경제활동참가확률 변화의 방향과 설명변수의 변동으로 인한 경제활동참가확률 변화의 방향과 일치한다. 다시 말해서 설명변수의 변동에 의한 효과와 계수의 변동에 의한 효과가 서로 반대 방향이었으며 설명변수의 변동으로 인한 효과가 상대적으로 더 컸다. 그러나전체 기간의 분석 결과는 이와는 다르다. 두 효과가 같은 방향이었으며설명변수의 변동으로 인한 효과보다 계수의 변동으로 인한 효과가 상대적으로 더 컸다.

외환위기 이후 하락한 경제활동참가율이 회복되기까지의 시기와 그 이후의 시기는 변동 분해의 결과 상반된 효과를 보여주고 있다. 그러나 경제활동참가확률 전체에 대한 변동 분해 결과로는 개별 변수와 계수가 어떠한 방향으로 영향을 미쳤는지 분석하기에 한계가 따르므로 개별 변수와 계수 각각의 변동 분해가 필요하다. 다음 장에서는 개별 변수와 계수의 변동 분해를 한 결과를 보여주고자 한다.

# 2 설명변수(X's)에 의한 변동과 계수 $(\beta's)$ 에 의한 변동 분해

이 장에서는 각 시기에 어떤 설명변수의 변동 혹은 어떤 설명변수에 대응하는 계수의 변동이 각각 경제활동참가확률의 변화에 어떠한 영향을 미쳤는지 개별적으로 분석하고자 한다.

#### 1) 설명변수(X's)에 의한 변동

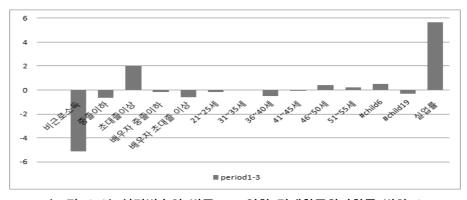
개별 변수별로 설명변수의 변동에 의해 경제활동참가확률이 어떠한 방향으로 변화했는지 혹은 상대적으로 어떤 개별 변수에 더 영향을 받아 변화하였는지 분석하기 위해 다른 변수들은 변함없다는 가정 하에 각각의특정 변수만을 과거 period 설명변수의 표본평균을 사용하여 경제활동참가확률을 시뮬레이션 하였다.

#### (1) period1과 period3 사이의 시뮬레이션 결과

표 4-2는 개별 변수별로 설명변수의 변동에 의해 경제활동참가확률이어떠한 방향으로 혹은 상대적으로 어떤 개별 변수에 대해 더 영향을 받아변화하였는지 분석하기 위해 다른 변수들은 변함없다는 가정 하에 각 설명변수의 과거 period 표본평균을 사용하여 경제활동참가확률을 시뮬레이션한 결과이다.  $\Phi(X^{period3})$ 는 프로빗 결과에서 period3의 실제경제활동참가확률이다.

〈표 4-2〉	설명변수의	변동으로	인한	경제활동참가확률	1
---------	-------	------	----	----------	---

period 1-3					
$\Phi(X^{period3}eta^{period3})$	51.74	배우자 중졸이하	51.90	41~45세	51.81
비근로소득	56.88	배우자 초대졸 이상	52.37	46~50세	51.35
중졸이하	52.39	21~25세	51.90	51~55세	51.53
초대졸이상	49.77	31~35세	51.70	#child6	51.25
실업률	46.11	36~40세	52.25	#child19	52.04



[그림 4-3] 설명변수의 변동으로 인한 경제활동참가확률 변화 1

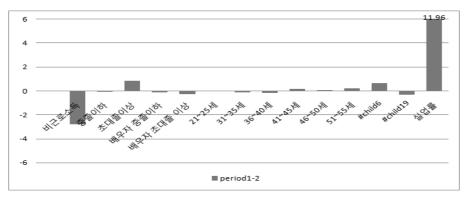
그림 4-3은 해당 기간 동안 개별 변수별로 설명변수의 변동으로 인한 경제활동참가확률 변화를 시뮬레이션을 통해 예측하여 그 결과를 바탕으로 하여 재구성한 그림이다. 실제 경제활동참가확률을 기준으로 하여, 각 변수별로 시뮬레이션을 통해 예측된 수치보다 period3에서의 실제 경제활동참가확률이 낮을 경우 즉 확률이 감소했을 경우 (-)의 값을 나타내고, 확률이 증가했을 경우 (+)값을 나타낸다.

전체 기간인 period1 - period3 사이에 실제 경제활동참가율은 3.69% 증가했으며 설명변수에 의한 경제활동참가확률 시뮬레이션 분해 결과 이중 실업률의 감소가 가장 주목할 만큼의 상승을 견인하고 있으며, 초대졸학력 비중의 증가 역시 실업률 다음으로 기혼여성의 경제활동참가확률의 상승을 견인하고 있는 것으로 나타났다. 그 외에 6세 이하의 영유아 자녀수 감소와 40대 중반이후의 연령더미가 전체 기간 동안의 경제활동참가확률을 상승시켰다. 반면에 비근로소득의 증가는 경제활동참가확률 상승에 가장 큰 장애요인으로 작용하고 있었으며, 그 다음으로 배우자의 초대졸 이상의 학력 비중 증가, 30대 이후부터 40대 중반까지의 연령더미, 7~19세의 학령기 자녀수 감소 역시 경제활동참가확률을 낮추는 방향으로 작용하고 있다.

(2) period1과 period2 사이의 시뮬레이션 결과

〈표 4-3〉 설명변수의 변동으로 인한 경제활동참가확률 2

period 1-2						
$\Phi(X^{period2}eta^{period2})$	51.95	배우자 중졸이하	52.06	41~45세	51.77	
비근로소득	54.75	배우자 초대졸 이상	52.23	46~50세	51.87	
중졸이하	52.01	21~25세	51.93	51~55세	51.73	
초대졸이상	51.10	31~35세	52.07	#child6	51.32	
실업률	39.99	36~40세	52.13	#child19	52.27	



[그림 4-4] 설명변수의 변동으로 인한 경제활동참가확률 변화 2

앞서 설명변수의 변동으로 인한 효과가 period1 - period3 간 변동 분해결과와 period1 - period2 간 분해결과가 동일한 방향이었음을 확인하였듯이, 설명변수별 시뮬레이션 결과 역시 대체적으로 동일했다. 설명변수에 의한 경제활동참가확률 시뮬레이션 결과 period1에서 period2까지실제 경제활동참가확률은 전체 기간 동안의 증가치 3.69%보다 더 큰 3.84% 가량의 증가를 나타냈으며 경제활동참가확률의 상승에 정(+)의 효과를 미친 설명변수와 부(-)의 효과를 미친 설명변수들은 큰 차이가 없었다.

전체 기간의 분석결과와 비교해 볼 때 주목할 만한 측면은 이 기간 동안은 전체 기간보다 실업률의 감소로 인한 효과가 더욱 강한 것으로 확인되었으며 그 외 6세 이하 자녀수의 감소가 전체 기간보다 정(+)의 효과를조금 더 크게 보인 것 이외에 경제활동참가확률을 높이는 다른 변수들의효과는 전체 기간보다 약해졌음을 확인할 수 있었다.

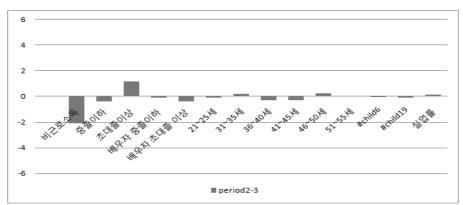
경제활동참가확률을 낮추는 역할을 한 변수들 역시 대체적으로 전체 기간과 비슷하며 비근로소득의 증가가 가장 주목할 만한 변수로 전체 기 간의 결과보다는 경제활동참가확률을 낮추는 정도가 작았으며, 배우자의 초대졸 이상 학력의 비중 증가와 학령기 자녀수 감소 등이 경제활동참가 확률 증가에 장애요인으로 작용했다.

전체적으로 경제활동참가확률 변화에 정(+)의 영향을 미치는 변수와 부(-)의 영향을 미치는 변수를 종합해 보았을 때 이 시기는 전체 기간의 결과와 동일하게 실업률의 감소로 인한 효과가 경제활동참가확률을 증가 시키는데 가장 큰 영향을 미쳤음을 알 수 있다.

(3) period2와 period3 사이의 시뮬레이션 결과

⟨₩ 4-4⟩ ⟨	설명변수의	변동으로	이하	경제활동참가확률	3
-----------	-------	------	----	----------	---

period 2-3						
$\Phi(X^{period3}eta^{period3})$	51.74	배우자 중졸이하	51.84	41~45세	52.04	
비근로소득	53.87	배우자 초대졸 이상	52.16	46~50세	51.50	
중졸이하	52.12	21~25세	51.86	51~55세	51.69	
초대졸이상	50.57	31~35세	51.56	#child6	51.79	
실업률	51.61	36~40세	52.03	#child19	51.87	



[그림 4-5] 설명변수의 변동으로 인한 경제활동참가확률 변화 3

period2에서 period3으로 오면서 경제활동참가율은 0.16% 감소하여 거의 정체하였고, 이 기간의 결과는 앞서 분석했던 결과들과 설명변수(X's)의 변동으로 인한 효과의 방향은 대조적으로 나타났으나, 설명변수별 시뮬레이션 결과는 이전 분석과 효과의 방향측면에서는 큰 차이를 보이지는 않았다. 그러나 앞 선 두 기간의 분석결과를 볼 때 실업률의 감소로인한 효과가 가장 컸으며 타 변수와의 격차도 컸던 것과는 달리 period2 - period3의 시뮬레이션 결과에서는 실업률의 감소로 인해 경제활동참가

확률에는 정(+)의 효과를 미치기는 했으나 그 영향이 다른 변수들과 비교 했을 때 두드러진 차이를 보이지 않았다.

초대졸 이상의 학력비중 증가가 경제활동참가확률을 높였으며 그 외에 30대 초중반, 40대 중후반 연령더미가 경제활동참가확률을 높이는 방향으로 작용했다. 비근로소득의 증가와 배우자의 초대졸 이상 학력비중의증가 등이 경제활동참가확률을 낮추는 주요 변수였으며, 전체적으로 봤을때 비근로소득의 증가가 경제활동참가확률의 변화에 주요 요인임을 확인할 수 있었다.

### 2) 계수(β's)에 의한 변동

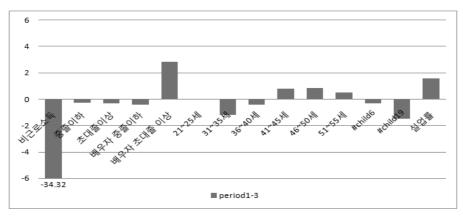
개별 변수별로 설명변수에 대응하는 계수의 변동(β's)에 의해 경제활동참가확률이 어떠한 방향으로 변화하였는지 혹은 상대적으로 어떤 개별 변수의 계수에 대해 더 영향을 받아 변화하였는지 분석하기 위해 다른 변수들은 변함없다는 가정 하에 각각의 특정 변수만 과거 period의 계수를 사용하여 경제활동참가확률을 시뮬레이션 하였다.

# (1) period1과 period3 사이의 시뮬레이션 결과

표 4-5는 개별 변수별로 설명변수에 대응하는 계수의 변동에 의해 경제활동참가확률이 어떠한 방향으로 혹은 상대적으로 어떤 개별 변수에 대해 더 영향을 받아 변화하였는지 분석하기 위해 다른 변수들은 변함없다는 가정 하에 각 변수만을 과거 period의 계수를 사용하여 경제활동참가확률을 시뮬레이션 한 결과이다.

⟨∓ 4-5⟩	계수이	벼도이르	이하	경제활동참가확률	1
\ <del>#</del> + J/	711 T —	-		이에들이라기락을	- 1

period 1-3					
$\Phi(X^{period3}eta^{period3})$	51.74	배우자 중졸이하	52.15	41~45세	50.94
비근로소득	86.07	배우자 초대졸 이상	48.93	46~50세	50.92
중졸이하	52.01	21~25세	51.71	51~55세	51.23
초대졸이상	52.09	31~35세	52.93	#child6	52.06
실업률	50.18	36~40세	52.17	#child19	53.21



[그림 4-6] 계수의 변동으로 인한 경제활동참가확률 변화 1

그림 4-6은 해당 기간 동안 개별 변수별로 설명변수에 대응하는 계수의 변동으로 인한 경제활동참가확률 변화를 시뮬레이션을 통해 예측하여 그 결과를 바탕으로 하여 재구성한 그림이다. 설명변수에 의한 변동과 동일하게 실제 경제활동참가확률을 기준으로 하여, 각 변수별로 시뮬레이션을 통해 예측된 수치보다 period3에서의 실제 경제활동참가확률이 낮을 경우, 즉 확률이 감소했을 경우 (-)의 값을 나타내고, 확률이 증가했을 경우 (+)값을 나타낸다.

시뮬레이션 결과 전체 기간인 periodl - period3 사이의 계수의 변동에 의해 경제활동참가확률을 높이는 주요 요인으로는 배우자의 초대졸 이상 학력더미로 이는 설명변수의 변동으로 인한 효과와는 반대방향으로 작용했다. 이는 시간이 흐름에 따라 배우자가 고학력일수록 기혼여성의 경제활동참가확률에 부(-)의 영향을 미치는 정도가 작아지고 있음을 보여주는 것으로 항상소득에 대한 부(-)의 효과가 작아지고 있음을 유추할 수 있다.

실업률에 대한 계수의 변동 역시 실업률의 감소로 설명되는 변수의 변동으로 인한 효과와 동일하게 경제활동참가확률을 높이는 방향으로 작용했으나 그 효과는 설명변수에 의한 변동보다 작았다. 또한 40대 이후 연령더미가 경제활동참가확률 변화에 정(+)의 방향으로 효과를 미쳤다.

반면에 비근로소득에 대한 계수의 변동은 비근로소득의 증가라는 설명 변수의 효과와 동일하게 경제활동참가확률을 낮추는 주요 요인이었으며 초대졸 이상의 학력더미는 설명변수의 효과와는 반대방향, 즉 경제활동 참가확률을 낮추는 방향으로 작용하고 있었다. 고학력 기혼여성의 전반적인 경제활동참가율은 증가하고 있으나 이것은 고학력비중의 증가에 기인한 것으로 이미 대학진학률이 2006년 82.1%이고 여성의 대학진학률 역시 남성의 82.9%와 다르지 않은 81.1%를 보이고 있어 더 이상 대졸자의비중증가에 기인한 고학력 여성의 경제활동참가율 증가는 무의미하다.시간이 흐름에 따라 고학력 여성들의 경제활동참가확률에 정(+)의 영향을 미치는 효과의 정도가 줄어들고 있음, 즉 계수의 변동에 의한 경제활동참가확률 변화가 부(-)의 영향을 미치는 점에 주목할 필요가 있다.

그 외 30대 연령더미, 6세 이하 자녀수, 7~19세 자녀수 역시 경제활동참가확률을 낮추는 것으로 확인되었다. 특히 7~19세 학령기 자녀수 변수는 경제활동참가확률에 모든 기간에서 정(+)의 상관관계를 나타내었다. 그러나 그 결과 역시 자녀수의 감소, 즉 설명변수의 변동으로 기인한 것으로서 계수의 변동에 의한 결과는 경제활동참가확률을 낮추는 효과를 나타냈다. 학령기 자녀들은 상대적으로 6세 이하의 영유아 자녀보다 직접적인 양육시간과 노력이 상대적으로 덜 소요되는데 비해 사교육비 등의양육비 증가로 인한 경제적 부담으로 경제활동참가를 유인하는 측면이크게 작용하여 경제활동참가확률을 높여왔으나, 과거에 비해 최근으로올수록 학령기 자녀가 경제활동참가확률을 높이는 효과가 작아지고 있으며 계수의 변동으로 인해서는 오히려 경제활동참가확률에 지속적인 부(-)의 효과를 보이고 있었다. 이것은 고교입시와 대학 입시 경쟁이 치열해지면서 입시에서 어머니의 역할이 점차 강조되고 있는 현실을 반영한다.

#### (2) period1과 period2 사이의 시뮬레이션 결과

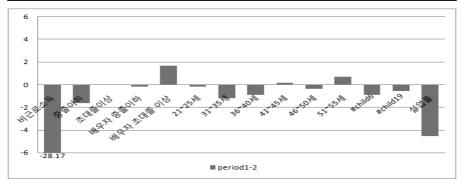
부분 기간인 period1 - period2 사이의 계수의 변동에 의한 경제활동참가확률 시뮬레이션 결과 경제활동참가확률을 높이는 주요 요인은 전체기간과 동일하게 배우자 초대졸 이상 학력더미였으며, 이 변수는 설명변수의 변동으로 인한 효과와는 반대방향으로 작용했다. 또한 40대 초반 연령더미 역시 경제활동참가확률을 높였다.

반면에 비근로소득, 초대졸 이상 학력더미, 30대 연령더미, 6세 이하 자녀수, 7~19세 자녀수는 전체 기간과 동일하게 경제활동참가확률 변화에부(-)의 방향으로 작용했으며, 그 효과가 상대적으로 작아지긴 했지만

비근로소득이 경제활동참가확률을 낮추는 주요 요인임에는 다르지 않았다. 그러나 전체 기간인 period1 - period3 간 시뮬레이션 결과와는 달리실업률 계수의 변동에 의해 경제활동참가확률은 낮아졌음을 확인할 수있었다. 전체 기간에서 실업률의 계수의 의한 변동은 정(+)의 방향이었다. 실업률이 낮은 period3에서는 상대적으로 경제활동참가확률에 부(-)의 영향을 미친 정도가 낮은 것으로 보아 실업률이 높아질 경우 낮아진취업가능성으로 구직현상을 단념하여 구직현상을 단념하는 실망노동자효과(discouraged worker's effect)가 경기가 악화되어 가계내의 주소득원인 남편의 소득이 감소할 경우 기혼여성이 가계소득을 보전하기 위하여 비경제활동인구에 머물러 있다가 적극적으로 구직활동을 하는 부가노동자 효과(added worker's effect)보다 상대적 증가율이 컸기 때문인 것으로 판단된다. 그러나 이 시기에는 부가노동자가 실망노동자 보다 상대적으로 더 빨리 증가하여 실업률 계수의 변동으로 인해 경제활동참가확률을 높였다고 판단된다.

〈표 4-6〉계수의 변동으로 인한 경제활동참가확률 2

period 1-2					
$\Phi(X^{period2}eta^{period2})$	51.95	배우자 중졸이하	52.11	41~45세	51.78
비근로소득	80.12	배우자 초대졸 이상	50.26	46~50세	52.31
중졸이하	53.60	21~25세	52.13	51~55세	51.24
초대졸이상	52.00	31~35세	53.12	#child6	52.87
실업률	56.48	36~40세	52.84	#child19	52.52

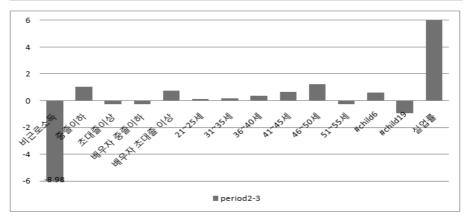


[그림 4-7] 계수의 변동으로 인한 경제활동참가확률 변화 2

(3) period2와 period3 사이의 시뮬레이션 결과

〈표 4-7〉계수의 변동으로 인한 경제활동참가확률	〈莊	4-7	계수의	변동으로	이하	경제활동참가확률	3
-----------------------------	----	-----	-----	------	----	----------	---

period 2-3					
$\Phi(X^{period3}eta^{period3})$	51.74	배우자 중졸이하	52.03	41~45세	51.10
비근로소득	60.72	배우자 초대졸 이상	51.00	46~50세	50.52
중졸이하	50.72	21~25세	51.65	51~55세	51.99
초대졸이상	52.02	31~35세	51.58	#child6	51.14
실업률	45.75	36~40세	51.40	#child19	52.69



[그림 4-8] 계수의 변동으로 인한 경제활동참가확률 변화 3

부분 기간인 period2 - period3 사이의 시뮬레이션 결과 계수의 변동에 의해 경제활동참가확률을 높이는 요인으로는 전체 기간의 시뮬레이션 결과와 동일하게 배우자 초대졸 이상 학력더미와 실업률의 계수 변동으로 인한 효과가 주요했고, 이 시기의 시뮬레이션 결과 특징적인 점은 전체기간과는 달리 실업률 계수의 변동으로 인한 효과가 상대적으로 클 뿐만아니라 설명변수에 의한 효과와 그 방향성 또한 일치했다는 사실이다. period2 - period3에서의 실업률은 3.37%에서 3.28%로 0.1%내의 변동을보여 설명변수의 변동으로 인한 영향은 매우 작았으나 계수에 의한 변동으로 인한 경제활동참가확률은 상대적으로 수치상의 큰 변동을 나타냈다. 외환위기 직후 급속히 냉각된 경기로 급격히 하락했던 경제활동참가율은

2002년 서서히 예전 수준으로 회복되었고 그 과정에서 기혼여성들은 가계소득 보전을 위해 비경제활동인구에서 경제활동인구로 편입되었으나, 그 이후 경기상태가 안정을 찾아가자 다시 경제활동인구에서 비경제활동으로 편입되어 실업률에 대한 계수의 변동이 급격한 차이를 보인 것으로 판단된다.

배우자 초대졸 이상 학력더미는 설명변수의 변동으로 인한 효과와는 반대방향으로 작용했다. 또한 30·40대 연령더미와 6세 이하 자녀수 또한 경제활동참가확률을 높였다. 반면에 비근로소득, 초대졸 이상 학력더미, 7~19세 자녀수는 전체 기간과 동일하게 경제활동참가확률 변화에 부(-) 의 방향으로 작용했으며, 그 효과가 상대적으로 작아지긴 했지만 비근로 소득이 경제활동참가확률을 낮추는 주요 요인임에는 변함이 없었다.

#### 3. 변동 분해 결과 요약

이상의 결과를 요약하면 다음과 같다. 이 연구는 1998년부터 2007년까지 약 10년 동안의 기혼여성의 경제활동 참가결정에 영향을 미치는 요인들을 분석하고 지난 10년 동안 경제활동참가율의 변화를 설명함에 있어설명변수(X's)들의 변동과 계수(β's)의 변동에 의한 효과를 분해하였다. 또한 개별 변수별로 설명변수(X's)와 계수(β's)의 효과를 나누어 분석하기 위하여 시뮬레이션을 통해 경제활동참가확률을 예측하였다.

약 10년 동안 기혼여성의 경제활동참가확률 변화를 설명변수의 변동과 계수의 변동으로 분해하여 분석하고, 다시 10년의 전체 기간을 두 부분 기간으로 나눈 후 변동 분해한 결과 두 부분기간은 각각 경제활동참가확률 변화에 있어 설명변수의 변동에 의한 효과와 계수의 변동에 의한 효과가 서로 상반된 방향성을 가진 것으로 확인되었다. 첫 번째의 부분기간은 외환위기 직후 급락했던 경제활동참가율이 서서히 그 이전수준으로 회복되기까지의 시기로 설명변수의 변동에 의해 경제활동참가확률을 높였으나 계수의 변동으로 인해서는 경제활동참가확률을 오히려 감소시킨 것으로 나타났다. 반면에 두 번째 부분기간의 분해 결과는 설명변수의 변동에 의해서 경제활동참가확률은 감소했으며 계수의 변동에 의해서 경제활동참가확률은 참가확률은 증가한 것으로 나타났다. 또한 이 두 부분 기간을 합한 전체

기간, 즉 약 10년간의 경제활동참가확률의 변화는 설명변수와 계수의 변동으로 인한 효과가 모두 경제활동참가확률을 높인 것으로 확인되었다.

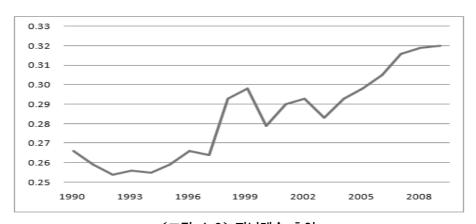
개별 설명변수(X's)의 변동에 의한 경제활동참가확률 시뮬레이션 결과역시 전체 기간과 두 부분기간의 결과가 일치하였다. 실업률이 경제활동참가확률의 변화에 정(+)의 영향을 미친 주요한 요인이었고 그 다음으로는 초대졸 이상의 학력더미 순이었으며, 비근로소득과 배우자 초대졸 이상 학력 더미가 경제활동참가확률 변화에 부(-)의 영향을 미친 것으로 확인되었다. 그러나 두 번째 부분기간의 경우 실업률의 변동이 거의 없었으므로 실업률의 변동으로 인한 효과는 경제활동참가확률에 정(+)의 영향을 미치는 정도가 다른 기간과 차이가 있었다.

설명변수에 대응하는 계수(β's)의 변동에 의한 시뮬레이션결과는 각기간마다 조금씩 차이를 보인다. 우선 3개의 기간이 모두 동일하게 배우자 초대졸 이상 학력더미 계수의 변동이 경제활동참가확률 변화에 정(+)의 영향을 가장 강하게 미쳤으며, 비근로소득 변수 계수의 변동이 경제활동참가확률 변화에 부(-)의 영향을 가장 강하게 미쳤고 7~19세 학령기자녀수 변수 계수의 변동 역시 경제활동참가확률 변화에 부(-)의 영향을 지속적으로 미쳤음이 확인되었다. 그러나 실업률의 변화가 상대적으로 큰 첫 번째 부분기간과 상대적으로 작은 두 번째 부분기간에 대한 실업률계수의 변동은 상반된 결과를 낳았다. 첫 번째 부분기간의 경우 계수의 변동에 의해 경제활동참가확률의 변화에 부(-)의 영향을, 두 번째 부분기간의 경우 실업률 계수의 변동은 경제활동참가확률의 변화에 정(+)의 효과를 미쳤다. 이것은 외환위기 직후 실업률이 높았던 시기와 실업률이 어느 정도안정을 되찾은 시기 부가노동자와 실망노동자의 상대적 증가율이 시기별로 차이가 있음을 의미한다.

분석 결과를 바탕으로 할 때 외환위기라는 충격을 제외할 경우 변동의 방향성은 3개의 기간 모두 대부분 일치하는 모습을 보였다. 여기서 주목할 점은 비근로소득과 7~19세 학령기 자녀 변수이다. 이 두 개별 변수는 설명변수와 계수의 변동에 의한 효과가 모두 경제활동참가확률의 변화에 가장 큰 부(-)의 영향을 미쳤을 뿐만 아니라 그 상대적인 효과가 점점 커지고 있음에 주목할 필요가 있다.

배우자의 소득은 비근로소득에서 가장 큰 비중을 차지한다. 분석 결과 우리나라의 경우 비근로소득이 높은 경우, 즉 고소득 배우자가 있는 여성의 경제활동참가율이 낮을 뿐만 아니라 시간이 흐름에 따라 더욱 강해지는 추세를 보이고 있다. 이것은 고소득 배우자에 의한 소득 효과가 더욱 강해지고 있음을 의미한다. 기혼여성의 경제활동참가율이 높은 미국의경우에는 우리나라와 정반대의 현상을 보인다. Blau and Khan(2005)에 따르면 미국의 경우 고소득 배우자가 있는 여성들의 경제활동참가율이빠르게 증가하고 있으며, 배우자의 실질 소득이 이전에 비해 증가하였음에도 불구하고 기혼여성의 경제활동 참가가 증가한 것은 기혼여성의 임금탄력성의 변화에 따른 것으로 임금 탄력성의 변화와 함께 기혼여성이배우자의 소득 변화에 대해 과거에 비해 민감도가 떨어졌기 때문으로 이러한 현상을 해석하고 있다. 이와는 반대로 우리나라의 기혼여성의 경우에는 임금의 탄력성이 커진 것으로 해석가능하다.

또한 소득의 불평등 측면에서의 해석도 가능하다. 가구 소득의 불평등도를 나타내는 지니계수는 외환위기 직전인 1996년 0.266이었으나 2007년 0.316, 2009년 0.320으로 지속적으로 증가하여 가구소득의 불평등도가심해지고 있다. 따라서 비근로소득이 낮은 여성들은 가구소득을 보전하기위한 생계유지형 노동공급의 행태를 보이는 것으로 이는 앞으로 저소득층에서 맞벌이가 확산될 것이라는 추측도 가능하다.



[그림 4-9] 지니계수 추이

자료: 통계청, '가계동향조사」

전통적으로 기혼여성의 노동공급에 있어서 자녀가 미치는 효과에 대해서는 정책적으로나 학문적으로나 영유아에 대해 초점이 맞추어져 있었다. Heckman(1974)은 여성의 생애주기에서 출산과 육아가 외생적으로주어졌다는 전제하에 기혼여성의 노동공급 결정을 분석하였고, 우리나라기혼여성의 노동공급에 대한 분석에 있어서도 영유아 보육에 대한 연구가 대부분이었다.

그러나 최근 학령기 자녀의 교육, 특히 입시 준비에 있어서 어머니의 역할이 강조되는 사회적 경향이 심화되고 있고 이에 따라 영유아뿐만 아 니라 학령기 자녀도 기혼여성의 노동공급에 제약요인으로 작용할 가능성 을 고려하기 시작하였다. 김대일(2008)에서는 학령기 자녀도 고학력 기혼 여성, 그리고 고소득 가구에 있어서는 상대적으로 노동공급을 제약하는 효과를 갖는다는 결과를 제시하였고, 전반적으로는 고등학교 재학 자녀 에게서 이 효과가 가장 뚜렷하게 나타난다는 연구결과를 보이고 있다.

이 연구에서는 각 period에서의 개별 회귀분석 결과는 학령기 자녀가 경제활동참가확률을 약간 높이거나 유의하지 않은 것으로 나타났지만 시뮬레이션을 통한 변동 분해 결과 경제활동참가확률을 지속적으로 낮추고 있으며 그 상대적인 효과 또한 커지고 있음을 밝혔다. 이는 상대적으로 영유아기 자녀에게는 시간을 집중적으로 투자하고 학령기 자녀에게는 금전적 투자가 집중적으로 이루어진다는 전통적인 이론과 부합하지 않는 결과이다. 즉 시간이 흐름에 따라 기혼여성들은 학령기 자녀를 양육하기 위해서 금전적 투자를 위해 경제활동에 참가하는 대신 자녀에게 시간을 집중적으로 투자하고 있음을 의미한다. 이것은 고교입시와 대학 입시 경쟁이 치열해지면서 입시에서 어머니의 역할이 점차 강조되고 있는 현실을 반영한다.

# V. 맺음말

교육수준의 향상과 출산율의 감소, 편견이나 차별 등의 사회적·제도적환경의 변화로 인해 우리나라 여성의 경제활동참가율은 꾸준히 증가하였지만 다른 선진국과 비교했을 때 그 절대치가 낮을 뿐만 아니라 증가 속도 또한 상당히 느리다. 세계 최저 수준의 저출산과 고령화로 인하여 여성인

력의 활용이 노동력 확보에 주요 쟁점이지만 우리나라 여성의 경제활동참가율은 다른 선진국과 비교할 때 현저하게 낮은 수준이다. 통계청이 발표한 2010년 15세 이상 여성 경제활동참가율은 49.4%로 OECD 평균61.3%, 미국 69% 등과 큰 차이를 보이며, 우리나라와 여성의 노동공급의여건이 유사한 일본의 62.9%와 비교하더라도 매우 낮은 수치이다.

이에 따라 정부는 여성 경제활동참가율을 높이기 위한 여러 가지 정책을 시행하였다. 2002년 '국가인적자원개발기본계획'에서 정책과제로 '여성인적자원의 활용제고'가 제시되었으며, 이를 위한 하위과제로 '여성인적자원의 능력개발기회 확대, 전업주부의 능력개발, 고학력여성 취업지원'이 제안되었다. 2002년에 발표된 '제 2차 여성정책기본계획'에서도 '여성인적자원의 개발과 활용, 남녀고용평등과 여성의 경제활동참여제고'가 10대 여성정책과제 가운데 포함되어 있으며, 2006년 발표된 제 1차 평생직업능력개발 중 여성인력개발종합계획은 여성인력활용을 통한 선진경제로의 도약을 비전으로 2010년까지 여성경제활동참가율 55% 달성을 목표로 하였다. 그러나 이러한 정책 방향은 주로 여성의 능력개발과 출산및 영유아 보육지원 등 M자형에서 역U자형 구조를 만드는 것에 초점을 두고 있어 정책효과는 한계가 있을 것으로 전망된다.

이 연구의 분석 결과에 따르면 영유아 자녀로 인해 경제활동 참가가 억제되기는 하나 억제되는 정도는 상대적으로 점점 작아지고 있다. 반면 현재까지는 학령기 자녀로 인해 경제활동 참가가 증가하기는 하나 그 효과역시 작아져 향후 경제활동 참가를 억제하는 요인이 될 가능성이 크다. 따라서 출산과 영유아 보육이 해결되어도 분석 결과를 바탕으로 하면 점차 기혼여성의 경제활동 참가는 학령기 자녀들로 인해 억제될 가능성이 있으므로 이에 대한 정책적 고려 또한 수반되어야 한다. 김대일(2008)에서는 자녀교육에 있어서 부모의 시간과 금전적 투자에 대체성이 매우 낮으며 어떤 형태로든 자녀 교육을 위한 부모의 시간적 투자 부담을 감축시켜 줄 수 있어야 기혼여성의 노동공급을 장기적이고 지속적으로 촉진하는 효과를 기대할 수 있을 것이라고 지적하고 있다.

무엇보다도 여성의 경제활동참가율을 지속적으로 증가시키기 위해서는 비근로소득에 의해 경제활동 참가를 억제하는 효과가 시간이 흐를수록 더 커지고 있는 점에 주목해야 한다. 기혼여성의 경우 남편의 높은 소득은 경제활동 참가의 유인을 가장 확실하게 떨어뜨리는데 이는 남편의 고소득이 기혼여성의 여가의 가격뿐만 아니라 가사노동의 가격까지도 높이기 때문이다. 고소득층 기혼여성들은 유보임금이 높기 때문에 저임금의단순 직종을 중심으로 형성되어 있는 재취업 시장구조로는 경제활동 참가를 유인할 수 없다. 따라서 사회적으로 이들을 흡수할 수 있는 일자리창출 정책에 중점을 두어야 할 것이다.

정부는 1988년 남녀고용평등법을 시행한 이후 고용상의 남녀차별을 해 소시키기 위한 노력을 지속해 왔고, 2006년에 적극적 고용개선조치제도 가 실시되는 등 여성의 고용 촉진을 위한 제도적 장치를 마련하였으며, 여성인력 활용의 중요성에 대해 국민적인 공감대가 형성되도록 노력하여 왔다. 그러나 남성에 비해 여성 고용의 성과는 여전히 현저하게 낮은 것 이 현실이다. 앞서 언급했듯이 우리나라 여성의 경제활동참가율은 선진 국에 비하여 매우 낮은 수준이며, 남성에 비해 임금 수준이 낮고 취업하 고 있는 여성일지라도 비정규직에 집중되어 있는 등 고용의 질이 낮은 편 이다. 금재호(2002)는 지속적으로 완화되어 온 성별 임금격차는 1998년 이후 정체된 현상을 보이고 있으며 과거보다는 감소하였지만 여전히 상 당한 수준의 성별 임금격차가 설명되지 않는 성차별적 요인에 의한 차이 로 간주된다고 주장하였다. 또한 정체상태에 놓인 성별 임금격차의 추이 는 우려의 대상으로 여성 인력의 효율적 활용을 위한 체계적이고 성공적 인 노력이 부재할 경우 성별 임금격차의 정체현상이 향후에도 지속될 가 능성이 높다고 지적하고 있다. 양수경(2008)은 다른 인적 속성을 통제하 였을 때 고용될 확률은 여성이 남성에 비해 6~8%정도 낮으며, 고용상태 중 상용직이 될 확률은 13~17%정도 낮다는 결과를 제시하고 있다. 뿐만 아니라 여성의 임금은 남성에 비해 대략 28~30% 정도 낮고 그 격차의 크기는 2002년에 28.4%로 최저 수준이었다가 점차 커져 성별임금 격차는 최근 들어 더 확대되는 추세임을 밝혔다.

위의 결과들을 종합해 볼 때 기혼여성의 경제활동참가율을 제고하기 위해서는 성차별을 완화시키고 여성의 경제활동 참가 활성화를 위한 정 부차원에서의 종합적이고 체계적 노력과 지원이 요구된다.

<sup>■</sup> 투고일: 2011년 3월 31일 ■ 심사일: 2011년 6월 7일 ■ 수정일: 2011년 6월 13일 ■ 게재확정일: 2011년 6월 27일

### 참고 문헌

- 권정현(2006) 기혼여성의 경제활동 참가 패턴. 노동경제논집 31(2)
- 금재호(2002) 여성노동시장의 현상과 과제. 한국노동연구원
- 김대일(2008) 기혼여성의 노동공급과 자녀교육. 노동경제논집 31(2)
- 김수곤·심경옥(1984) 한국여성의 경제활동 참가요인 분석. 한국개발연구원
- 양수경(2008) 여성고용의 변화추이분석. 한국고용정보원
- 양승주(1995) 기혼여성의 노동공급행태 분석. 한국인구학회지 18(1)
- 윤선희(1993) 기혼여성의 노동공급에 관한 실증분석. 이화여대 경제학과 석사논문
- 임이란(2006) 기혼여성의 경력 연속성에 관한 연구. 서울대 사회학과 석 사논문
- 김영옥(1993) 여성의 불연속적 취업과 직종이동. 여성연구 11(4)
- 조유현·김지경(2000) 기혼여성의 경제활동 참가의 변화에 관한 연구
- 황수경(2002) 기혼여성의 경제활동 참여에 관한 연구. 한국노동연구원
- \_\_\_\_(2004) 기혼여성의 노동공급과 단시간 근로. 한국노동연구원
- 황윤재 ·최강식(1998) 기혼여성의 노동공급 결정 요인 準母數的 接近. 한국노동연구원
- Albanesi Stefania & Olivetti Claudia.(2007). Gender role and Technological Progress CEPR Disscussion Paper No. DP6352.
- Blau, Francine, D. Lawrence M. Kahn. (2005). Changes in the Labor Supply Behavior if Married Women: 1980–2000. NBER WORKING PAPER 11230.
- Bowen, W & A. Finegan.(1969). The Economics of Labor Force Participation. Princeton: Princeton University Press.
- Costa Dora L.(2000). Understanding the Twentieth-Century in Chronic Conditions among Older Men. Demography, vol. 37, No.1. pp.53–72.
- Fernandez Raquel. (2007). Culture as Learning: The Evolution of

- Female Labor Force Participation over a Century. NBER Working Paper No.13373.
- Goldin, Claudia.(1990). Understanding the Gender Gap. Oxford University Press.
- Hotchkiss, Julie L.(2006). Change in Behavioral and Characteristic Determination of Female Labor Participation, 1975–2005. Economic Review 2006,
- Killinfworth. Mark R. and James J. Heckman(1986). Female labor Supply; A survey. in Handbook of Labor Economics, volume 1. eds. O. Aahenfelter and R. Layard: pp. 103–198.
- Mincer, J.(1962). Labor Force Participation of Married Women. Aspects of Labor Economics, Princeton: Princeton University Press,

통계자료 교육인적 자원부, 「교육통계연보」각 년도 통계청, 「가계동향조사」각 년도 통계청, 「경제활동인구연보」 각 년도 통계청, 「경제활동인구조사」 각 년도 한국 노동연구원, 「한국노동패널」 1~10차 OECD(2007), OECD Labour Force Statistics

#### **Abstract**

# Decomposition of Changes in Labor Force Participation of Married Women: 1998-2007

Jeong-lim Hong\*

This paper analyzes factors which affect labor force participation decision of married women from 1998 to 2007 and intends to explain change of labor force participation rate in the last decade decomposing by individual changes in Xs and changes in  $\beta$ s corresponding to changes in Xs. In addition, this paper estimated the labor force participation probability through a simulation in order to analyze effects of Xs and  $\beta$ s with each variable.

Two sub periods had directly-opposed course each other between effect by changes in Xs and one by changes in  $\beta$ s in each change of labor force participation rate, as a result of decomposition after dividing the last decade's total period by two sub periods and analyzing by decomposition change of labor force participation rate of married women in the last decade with changes in Xs and changes in  $\beta$ s. Also, the effects by changes in Xs and  $\beta$ s made probability of labor force participation in the last decade increase.

Total period and two sub periods' analysis results of lengths of time almost correspond in side of direction although there are different degrees as a result of a simulation of probability of labor force participation by a double change of Xs and  $\beta$ s with each variable.

<sup>\*</sup> Ph.D. candidate, Department of Economics, Seoul National University (pasg1004@hanmail.net)

I heartily thank Professor Chulhee Lee for helpful comments and suggestions.

Also, total period and two sub periods' results was same as a whole with results of a simulation of probability of labor force participation by changes of Xs. On the one hand the results of a simulation by changes of  $\beta$ s have a slight difference in every period.

Being based on analysis results, the course of change of all three periods is almost same in case of exception economic crisis.

keywords: married women, labor force participation, KLIPS