

금융위기 전후 기혼여성의 노동공급 변화¹⁾

정 성 미²⁾

본 연구는 한국노동패널 6-17차 자료를 이용하여 기혼여성의 노동공급태도분석을 하였다. 여성의 노동공급분석에 대단히 중요한 이슈인 선택편의를 교정하기 위해 임플리케이션과 헤크만 2단계 추정법을 이용해 비취업 여성의 유보임금을 추정하여 소득과 노동공급간의 관계를 분석하였다. 또한 추정한 참여방정식을 이용하여 국내에서는 거의 다루지 않은 기혼여성의 소득변화에 따른 노동참여탄력성을 추정하였다.

분석결과 여성의 자기소득에 대한 노동참여탄력성은 2000년대 추세적 감소를 하고 있으며, 최근으로 올수록, 특히 금융위기 이후 그 경향이 더욱 뚜렷하게 나타났다. 2003-05년 0.90에서 2012-14년 0.51로 자기소득에 대한 참여탄력성이 줄어들어 선행연구와 마찬가지로 장기적 관점에서 기혼여성의 노동공급탄력성이 작아짐을 확인하였다. 그러나 배우자소득에 대한 참여탄력성은 등락을 반복하며 절대 값이 크게 변하지 않았다.

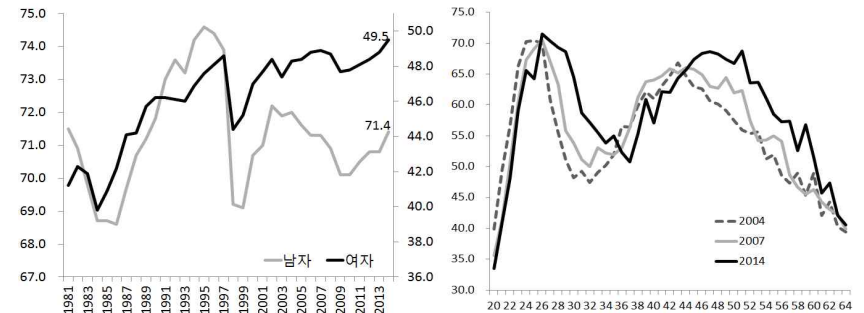
1. 서론

우리나라 여성의 고용률은 1980년대 40% 초반 수준에서 1997년 외환위기 직전까지 가파른 상승을 이어가다 1997년 외환위기 직후 급감하였다. 이후 여성 고용률은 이전 수준으로 회복하여 상승국면으로 진입하였지만, 2000년대 들어 담보상태를 유지하다 2008년 글로벌 국제금융위기 이후 정체를 벗어나 증가세가 지속되었다(그림 1 좌측).

이러한 변화는 2000년 중반 이후 연령대별로 다르게 나타나고 있다. 특히 20대 중반부터 30대 중반의 여성 고용률이 빠르게 증가하는 동시에 50대 이상 고령 여성의 고용률 역시 가파르게 상승하면서 M커브의 고용률 고점 구간과 하락 구간이 뒤로 밀려가는 모습을 보여 연령대별로 여성의 노동시장참여의 양상이 크게 달라지고 있다(그림 1 우측). 또한 과거에 비해 맞벌이가 늘어나면서 기혼여성들의 노동공급이 빠르게 늘어나고 있다. 이는 고령화와 더불어 고학력화, 만혼과 결혼기피, 출산이 늦어지는 영향 등이 반영됨과 동시에 여성 일자리 창출에 힘을 쏟는 법·제도의 변화가 2000년대 중반 이후 빠르게 변화한 것이 얹힌 복합적인 현상으로 볼 수 있다. 이러한 현상과 더불어 여성 노동공급이 빠르게 증가하는데 무엇보다도 중요한 것은 여성 임금률 변화일 것이다.

[그림 1] 15세 이상 성별 고용률 추이(왼쪽)와 여성의 세부연령별 고용률(오른쪽)

(단위 : %)



자료 : 정성미(2015), 금융위기 이후 여성 노동시장의 변화와 특징, 노동리뷰 2015년 5월호.

노동공급과 임금의 실증적 관계는 무수한 실증연구로 철저하게 분석된 연구분야로 손꼽힌다. 특히 여성의 노동시장 참여가 지속적으로 이어진 지난 수십년 간의 해외 연구들은 여성의 경제활동참가에 핵심 결정요인으로 임금률의 변화가 기여했음을 강조한다. 특히 Mincer(1962)의 일-여가 시간사용에 따른 가족노동공급이론 이후 기혼여성의 노동참여변화를 여성의 임금률 변화와 배우자 소득에의 영향으로 분리하여 연구가 발전되었다. 이론적으로 여성의 노동공급은 자신의 임금에는 정(+)의 관계를, 배우자 임금에는 부(-)의 관계를 가지며 남성에 비해 여성의 임금탄력성이 매우 큰 것으로 알려져 있다.

그런데 여성노동공급탄력성을 추정한 연구들은 무수히 많이 있지만, 자기임금탄력성(대체효과)은 양(+)의 값을, 비근로소득(배우자 소득이나 기타소득, 소득효과)에는 음(-)의 값을 보인다는 부호에 대한 공통된 결과만 있을 뿐 탄력성 추정치의 편차는 매우 큰 편이다. 이는 시기별 노동공급량의 변화와 속도의 차이, 임금과 근로시간 변수를 다루는 방식에서 오는 차이로 볼 수 있다. 그렇지만 다수의 선행연구들의 공통된 연구결과들은 대체로 소득탄력성이 대체탄력성보다 절대값이 크며, 기혼여성의 대체탄력성보다 남성과 미혼여성의 대체탄력성이 매우 작다는 공통된 결과들을 보이고 있다. 또 장기적 추세에서 남성과 미혼여성의 대체탄력성은 증가추세를 보이는 한편, 기혼여성의 대체탄력성은 줄어드는 경향이 발견되고 있다(McClelland and Mok, 2012). 기혼여성의 실질임금의 증가와 노동공급증가의 상호 연관성을 연구하며 장기적 추세에서 기혼여성의 노동공급패턴이 기혼 남성과 유사해지는 경향을 발견한 연구들도 있다(Blau and Kahn(2007), Heim(2007)). Goldin(1990)은 여성참여율이 한계에 이른데다, 이혼율 증가와 기혼여성의 경력유지욕구증가 등이 여성 노동공급 반응을 덜 민감하게 하기 때문에 장기적 여성 노동공급탄력성이 줄어든다고 한다.

그러나 국내에는 여성의 노동공급탄력성에 관한 연구가 많지 않다. 기존의 우리나라 여성 노동공급에 관한 연구들은 대다수 취업된 여성의 특성분석이나 고용불안과 경력단절 등을 주목한 연구들이 활발하게 진행되는 가운데 최근에는 여성의 노동시장 참여와 가구불평등에 초점을 맞추어 배

1) 발전 중에 있는 원고입니다. 저자의 허락 없는 인용을 금합니다.

2) 한국노동연구원 전문위원

우자 소득에 반응하는 정도를 분석한 연구들이 진행되고 있다(윤자영(2012), 장지연·이병희(2013), 장지연·전병유(2014), 최바울(2013)). 이들의 분석은 기혼여성의 소득변화에 따른 노동시장 참여에 대한 엄밀한 접근보다는 가구소득불평등에 초점을 맞추어 배우자 소득에 반응하는 정도와 가구 불평등에 어떤 역할을 하였는지를 조명해 분석하였다.

또 여성의 노동공급행태변화를 분석함에 있어 배우자 유무나 자녀수, 자녀의 연령, 배우자 소득이나 비근로소득과 같은 요소들이 변화의 핵심요소로 작용할 것이다. 이러한 변수를 충분히 고려한 여성의 노동공급변화에 관한 국내의 연구는 매우 탄탄하게 정립되어 있고, 시기별 차이 분석도 다수 잘 되어있다. 그런데 여성 노동공급분석에 무엇보다 중요한 비취업자의 유보임금 문제를 충분히 고려한 연구는 우리나라에서는 아직 충분히 축적되지 못한 상황이다. 취업된 여성의 관측가능한 임금으로만 분석한 연구는 선택편의(selection bias)가 발생하게 되고, 선택편의를 고려하지 않은 연구는 여성 전체에 일반화해 해석하기 어려워진다. 국내에서 선택편의를 교정해 여성의 임금과 관련한 연구는 최근 남녀 임금격차분석을 중심으로 진행되고 있지만, 여성노동공급의 관점에서의 분석은 없다.

윤자영(2012)은 기혼가구의 노동공급변화를 분석하는 과정에서 기혼여성의 노동공급변화를 연구하였는데, 남성의 임금분위에 따라 각 분위에서 여성고용의 변화를 분석했다. 이때 비취업자의 임금을 추정하는 방법을 사용하였지만, 이는 기혼남성의 비취업자 임금을 추정하여 사용하는 방식으로 엄밀하게 기혼여성의 유보임금을 추정해 분석한 것은 아니다.

따라서 본 연구는 지금까지 연구들에서 보다 엄밀하게 비취업 여성의 유보임금을 추정해 선택편의를 교정한 기혼여성의 노동공급행태를 분석한 논문이라는데 의의가 있다. 또한 국내에서는 거의 다루지 않은 기혼여성의 소득변화에 따른 노동참여탄력성과 배우자소득 변화에 따른 참여탄력성을 계산해 2000년대 탄력성의 변화 흐름을 추정하고 이를 통해 노동공급행태변화를 분석하여 기존의 연구와 차별성을 두었다.

이를 위해 본 연구는 다음과 같이 구성하였다. II장에서는 국내외에서 여성노동공급 행태변화를 다룬 선행연구들을 정리하고 III장에서 자료구성방식과 분석방법을 설명한 뒤 분석결과를 제시한다. 이때 분석대상 연령을 25~54세에 국한하여 분석한다. 기혼여성의 노동공급 분석이므로 배우자소득과 자녀양육 등에 영향을 받는 연령으로 제한하였다. 보다 엄밀한 여성노동공급의 행태변화를 분석하기 위해 필수적 변수인 비취업자의 유보임금을 추정해 선택편의를 교정하여 변화를 살펴보았다. 마지막으로 IV장에서는 분석결과를 정리하도록 한다.

II. 선행연구

여성의 노동공급과 관련한 연구는 매우 활발히 진행되었고 상당부분 학계에 합의된 결과로 받아들여지는 연구결과들도 다수 축적되어 있다. 특히 Mincer(1962)의 일-여가 시간사용 이론에서 시

간사용이 남성은 일-여가라면, 여성은 일-가사노동-여가로 시간사용에 제약이 있어 여성의 노동공급에 대한 대체효과가 남성보다 크기 때문에 기혼여성의 노동공급탄력성은 기혼남성에 비해 높은 수준이라는 것은 이미 합의된 내용이기도 하다. 그렇지만 전통적 젠더역할이나 여성노동력을 가구 내 부가노동으로 취급하는 시각이 무너지면서 여성 참여가 증가하는 동시에 남성의 근로시간이 감소하면서 여성 노동공급탄력성이 변화하기 시작했다. 남성의 탄력성 변화는 아주 작거나 거의 없는 수준에 불과하며 연구마다 탄력성이 다르기는 하지만 대체로 0.1~0.2 수준에 근접하다고 알려져 있다. 반면 기혼여성의 노동공급탄력성은 남성보다 높지만, 장기적 관점에서 보면 기혼여성의 노동공급탄력성은 서서히 줄어들어왔다. Blundell and MaCurdy(1999), Juhn & Murphy(1997), Mroz(1987) 등은 기혼여성의 노동공급탄력성 작아지고, 배우자 소득의 민감도 또한 작아짐을 증명하여, 시기에 따른 차이가 있음을 밝혔고, Goldin(1990)은 그러한 결과가 여성의 자기개발욕구와 이혼을 증가가 주된 이유임을 증명하는 등 이 분야의 연구결과들이 존재한다.

Juhn & Murphy(1997)는 70, 80년대 기혼여성의 노동공급이 급격하게 증가한 이유가 남성의 실질임금 감소에 따른 영향으로 배우자 소득하락을 채우기 위해 노동시장으로 대거 진입했다는 주장에 의문을 던지며, 저소득 배우자를 둔 기혼여성의 노동공급이 빠르게 증가하지 않았음을 보였다. 즉 배우자 소득이 낮아져서 기혼여성의 노동공급이 부가노동으로서 증가했다기보다 자기의 임금탄력성의 감소의 영향임을 주장하였고, Pencavel(1998)도 유사한 결과를 도출했다.

Blau and Kahn(2007)은 1980-2000년 미국의 기혼여성 고용률이 1980년대는 빠르게 증가하다 1990년대 이후 속도가 둔화하는 반면, 기혼남성은 그 반대의 양상이 나타난 것에 주목하며 80년대, 90년대, 00년대 모두 여성의 자기임금노동공급탄력성(own wage labor supply elasticity)은 감소(0.77→0.58→0.36)함과 동시에 장기추세에서 기혼여성의 배우자임금에 대한 탄력성이 감소(-0.36→-0.27→-0.19)함을 보였다. 그러나 기혼남성의 경우 자기임금탄력성 변화는 매우 작거나 없고, 배우자 임금 반응도 거의 없는 것으로 나타났다. 즉 추세적으로 기혼여성의 임금탄력성과 노동공급패턴이 기혼남성과 유사해지고 있음을 보였다.

Heim(1997)도 1978-2002년 분석에서 기혼여성의 노동공급탄력성이 빠르게 줄어드는 것을 근로시간에 대한 탄력성과 노동시장 참여에 대한 탄력성으로 나누어 분석했다. 분석기간동안 기혼여성의 근로시간에 대한 임금탄력성은 0.36에서 0.14로, 배우자임금에 대한 소득탄력성은 -0.053에서 -0.015로 줄어들었고, 노동시장참여에 대한 기혼여성의 임금탄력성은 0.66에서 0.03으로, 배우자소득에 대한 참여탄력성은 -0.13에서 -0.05로 줄어들었음을 확인했다. 특히 탄력성을 연령과 학력으로 분해해 코호트별 변화특징을 연구했다.

국내의 여성 노동시장 참여관련 다수 연구들은 여성의 노동공급탄력성에 주목하기보다는 취업률이나 가구내 소득변화에 따른 여성노동공급 변화로 조명했다. 윤자영(2012)은 기혼여성의 노동공급변화를 남성의 임금을 변화와 연관지어 남성 임금분위별을 나누어 기혼남성과 여성의 노동공급을 분석하였다. 남녀 방정식을 나누어 진행한 연구 결과 임금효과와 소득효과 변화가 각자의 노동공급 변화를 서로의 소득이 어느 정도 설명되는지 규명하였다. 이를 위해 기혼여성의 취업결정요인을 분석하였는데, 배우자의 임금분위가 기혼여성의 노동공급에 중요한 영향을 미치는 것으로

나타났다. 장지연·전병유(2014)는 배우자 소득계층별로 여성취업의 변화를 연구했는데, 배우자 소득이 높을수록 여성은 경제활동참가를 하지 않는 경향을 발견하였고, 배우자 소득이 상위계층일수록 여성은 전일제로 취업할 가능성이 줄어들며, 패널분석모형으로 미관찰 특성까지 통제할 경우 2008년 이후 배우자 소득증가에 여성 경제활동참가 가능성은 낮아지는 것으로 나타났다.

III. 실증분석

1. 분석방법

가. 비취업자의 유보임금 추정

여성의 노동공급을 분석하는데 있어 선택편의는 반드시 고려해야하는 매우 중요한 문제이다. 기존의 많은 실증연구들에서 유보임금이 관찰되지 않은 비취업자를 표본에서 제외하고 분석하는 방식을 취했지만, 이러한 분석은 선택편의를 야기하기 때문에 올바른 추정이 되지 않는다는 것은 학계에 존재하는 중요한 합의 중 하나이다. 특히 여성 임금(소득)의 경우 선택편의를 고려하지 않고 취업한 여성만을 대상으로 분석하면 그 결과를 전체 여성 집단으로 일반화 할 수 없으며, 보다 엄밀한 노동공급변화를 분석하려면 비취업자의 유보임금을 함께 고려해 여성 전체로 일반화할 수 있는 연구를 해야 할 것이다.

노동시장 참여여부에 대한 결정은 시장임금과 유보임금의 차이를 비교하는 과정에서 이루어지고, 실제 노동시장에 진입하는 경우는 유보임금보다 높은 임금을 제안 받은 사람들만 참여했을 것이다. 따라서 시장임금은 실제 취업한 이들의 근로소득으로 관찰이 가능하지만 비취업자의 유보임금은 관찰이 불가능하다.

따라서 선택편의 교정을 위해 비취업자의 유보임금을 추정하였다. 선택편의 교정은 크게 두 가지 방법으로 접근되는데 하나는 임금이 보고되지 않은 사람들에게 직접 임금값을 대체해주는 임putation(Imputation)기법이고, 다른 하나는 헤크만 2단계 추정법(Heckman, 1979)을 이용해 추정된 임금으로 분석하는 방법이다. 성제민(2012)은 헤크만 2단계 모형과 임putation 방법을 각각 활용해 2000년대 남녀 임금격차변화를 분석하였는데, 선택편의 교정 전에는 남녀 임금격차가 줄어드는 것으로 나타나지만 선택편의 교정 후에는 남녀 임금격차는 증가하거나 적어도 감소하지 않았음을 보여 선택편의 교정의 중요성을 언급한 바 있다.

본 연구에서는 임금값을 직접 넣어주는 임putation 방식과 헤크만 2단계 추정법을 단계별로 이용해 비취업자의 유보임금을 추정하였다.

먼저 임putation 방식으로 비취업자의 임금을 대체해 주었다. 임putation으로 비취업자의 임금을 정확하게 부여하기란 어려운 일이기 때문에 다수의 연구들은 특성화한 집단의 평균임금이나 중

위임금을 부여하거나, 특정집단에 일괄값을 부여하는 방식등의 방법을 이용해 선택편의를 교정한다. 본 연구에서는 Blau and Khan(2006), 성제민(2012)이 남녀 임금격차분석에서 사용한 방식인 과거 일자리 경험을 추적해 당시 근로소득을 그대로 가져와 직접 대체하는 방식을 사용하였다. 과거의 일자리 경험으로 보고된 임금의 정보값을 임putation 하는 것이 임의적 방식이기는 하지만 이와 같은 방식은 개인의 특성이 반영된 과거에 관측되었던 임금값이므로 선택편의를 최대한 교정한 값이라 볼 수 있다. 한국노동패널조사는 직업력 자료에서 과거 일자리 관련 정보를 제공해주므로 이 내용을 활용하였다. 과거 일자리의 소득정보는 분석대상년도의 이전 4년 간 임금 및 소득 정보를 찾아내 실질시간당임금으로 전환한 후 가장 가까운 년도의 값을 비취업자에게 직접 임putation 해주었다.

이렇게 하고나면 비취업자 가운데 일자리 경험이 과거 5년 전에 있거나, 아예 일자리 경험이 없는 경우는 보고된 임금이 없기 때문에 임금값을 추정해 임putation 해주었다. 임금값을 추정하는 방식은 선택편의를 교정하는 방식으로 가장 널리 알려져 있는 헤크만 2단계 추정 방식을 사용하였다³⁾. 소득이 있는 여성 취업자의 임금방정식은 (1)이고, 여성의 노동시장 참여여부를 결정하는 방정식은 (2)이다. 편의 없는 β 를 추정해 Y_i 를 예측하는 것이 주된 목적이 된다. 이때 임금방정식에는 취업되어 임금이 있는 경우만 추정되어 선택편의가 존재하므로 두 방정식 잔차에 이항정규분포를 가정하여 참여방정식을 추정하고, 이로부터 inverse Mill's ratio를 추정해 임금방정식에 포함해 추정하면 (3) 식이 된다. 이러한 단계를 거쳐 2단계로 선형회귀모형을 추정하게 되면서 편의가 제거된 β 를 얻어 올바른 Y_i 예측치를 구할 수 있게 된다.

$$(1) \quad Y_i = X' \beta + \epsilon$$

$$(2) \quad s = 1(Z\gamma + \nu_i > 0)$$

$$(3) \quad Y_i = X' \beta + \eta \lambda(Z' \gamma) + \epsilon$$

헤크만 2단계 추정법처럼 회귀식을 추정해 임금정보가 없는 비취업자의 임금을 추정하려면 각 집단의 임금 평균값을 가급적 정확하게 추정해야하므로 적절한 변수들로 통제를 해야 하고 그 내용에 따라 추정값이 달라지게 된다. 분석대상은 25~54세 여성 가운데 무급가족종사자를 제외한 취업자를 대상으로 하였다. 임금방정식의 종속변수로 실질시간당소득⁴⁾, 설명변수로는 연령(제곱항 포함), 교육년수(제곱항 포함), 시 거주여부(서울, 부산, 대구, 대전, 인천, 광주, 울산이면 1, 도 단위면 0)를 이용하였다. 1단계 추정모형인 취업여부 방정식은 취업이면 1, 아니면 0인 더미변수로 하여 종속변수를 만들고 독립변수로는 연령(제곱항 포함), 교육년수(제곱항 포함), 시 거주여부를 임

3) 자세한 방법론은 Mulligan and Rubinstein(2008), 성제민(2012)을 참조

4) 임금근로자와 자영업자는 각각 월평균임금과 월평균소득을 2010년 소비자물가지수로 환산해 근로시간으로 조정한 실질시간당소득으로 사용하였다. 이하의 모든 임금은 이와 동일한 방식으로 실질시간당소득으로 전환

금방정식과 동일하게 넣어주고, 혼인상태(기혼유배우자 유무), 3세 이하 자녀여부, 4-6세 이하 자녀여부, 7-12세 이하 자녀여부를 도구변수로 추가하였다. 도구변수는 여성의 임금에는 영향을 미치지 않으나 노동시장 참여여부와는 밀접한 관계가 있는 변수여야 한다. 헤크만 2단계 추정모형은 별도의 도구변수가 없어도 식별가능하지만, 1단계 추정에 도구변수가 있을 경우 다중공선성으로 인한 미식별을 막을 수 있기 때문에(성제민(2012) 제인용) 여성의 임금과는 관련이 없지만, 참여에는 영향을 미치는 변수를 도구변수로 추가하였다. 배우자 유무와 자녀의 연령, 미취학 아동 여부는 여성의 노동시장 참여와 밀접한 연관이 있다는 다수의 연구에 따라 도구변수로 추가하였다. 특히 자녀의 연령구간에 따라 참여방정식에 각기 다른 영향을 줄 것으로 판단하여 도구변수를 구성하였다.

이렇게 추정된 예측 임금값은 비취업자 가운데 일자리 경험이 과거 5년 전에 있거나 아예 일자리 경험이 없을 경우 부여하였다. 이렇게 하면 비취업자의 유보임금이 모두 구해지게 되고, 실제 관측된 취업자의 실질시간당임금과 미관측된 비취업자의 유보임금이 생성되어 여성 모두의 임금값이 모두 존재하게 되어 선택편의가 교정된다고 볼 수 있다.

나. 분석모형과 탄력성 추정방법

먼저 기혼여성의 노동공급 모형의 추정을 위해 널리 알려진 간단한 노동공급 모형을 추정하였다. Mincer(1962)의 일-여가 시간사용에 따른 전통적 가족노동공급모형은 배우자소득과 가구자산을 합산해 가구 내 노동공급변화를 분석하였다. 이때 배우자 소득을 가구자산과 합산하지 않고 분리해 추정하는 모형은 가족교섭모형으로 해석이 가능할 것이다(Blau and Khan, 2007). 맞벌이 가구가 확산되는 가운데 본인과 배우자의 근로소득에 대한 노동공급변화를 보기 위해 비근로소득(금융, 부동산, 이전소득)은 제외하고 근로소득(임금근로자와 자영업자 모두 근로소득이므로 본 연구에서는 소득으로 간주)만 대상으로 하여 가구 내 소득 변수가 아닌 개인의 시간당소득으로 분석하였다.

$$(4) \quad E = \alpha_0 + \alpha_1 \ln W + \alpha_2 \ln A + B'X + u$$

E 는 25~54세 기혼여성을 대상으로 취업상태면 1, 비취업상태면 0을 부여한 이항선택모형이다. $\ln W$ 는 여성의 실질 시간당 로그소득으로 관측된 취업자의 소득과 비취업자의 유보임금이 모두 포함된 소득값이다. $\ln A$ 는 배우자의 실질 시간당 로그소득으로 임금근로자의 임금과 비임금근로자의 소득을 모두 포함하였다. X 는 통제변수들의 집합으로 연령, 연령제곱, 배우자 연령, 배우자 연령제곱, 교육더미(초졸이하, 중졸, 고졸, 전문대졸, 대졸, 대학원이상), 시 거주여부, 3세 이하 자녀여부, 4-6세 자녀여부, 7-12세 자녀여부, 12세 이하 자녀유무, 년도더미를 포함하였다. 모형에서 α_1 은 여성 자신의 소득이 취업확률에 미치는 영향을, α_2 는 배우자의 소득이 여성의 취업확률에 미치는 영향을 의미한다.

그런데 임금과 근로시간 측정에 따른 측정오차(measurement error)문제는 널리 알려져 있다. 이를테면 임금은 설문조사를 할 경우 월평균임금이나 시간당 임금 혹은 근로시간을 조사하게 할 때

응답자가 자신의 임금과 근로시간을 정확하게 대답하지 않은 경우들이 섞여있게 되고, 이렇게 조사한 자료로 월평균임금이나 시간당임금을 사용하게 되면 원래변수와 측정오차가 함께 측정되어 편의(bias)가 발생할 수 있어 올바른 분석이 되지 않는다. 또 월평균임금을 근로시간으로 조정해 시간당임금을 만들어 사용하는 방식도 측정오차문제를 야기한다. 측정오차를 올바르게 교정하지 않고 노동공급합수를 추정하게 되면 소득효과와 중요성을 과장하는 경향을 보이게 되고, 실제 근로시간의 측정오차를 제거할 경우 소득효과와 크기가 상당히 감소된다는 연구결과들도 제시되고 있다(Borjas(2003)).

이러한 측정오차 문제를 해결하기 위해 도구변수를 이용한 확률선형모형 2단계 추정법(LPM-2SLS)으로 추정하였다⁵⁾. 통상 관측되거나 대체된 임금과 근로시간은 측정오차 문제가 발생하게 되고 이는 내생성문제를 야기한다. 이러한 문제를 해결하기 위한 전통적 방식은 도구변수(IV) 추정법으로 Angrist(1991)는 변수의 각 집단별 평균값을 도구변수로 사용해 노동공급모형을 추정한 바 있다. 이후 Juhn and Murphy(1997), Pencavel(1998), Devereux(2004), Blau and Khan(2007) 등 다수의 연구자들이 이러한 방식을 활용하여 측정오차문제를 교정해 분석하였다. 본 연구는 Blau and Khan(2007)의 도구변수방식을 따라 여성의 실질 시간당로그임금의 10분위 값을 더미변수로 하여 여성 소득의 도구변수로 사용하였다.

노동공급을 연구한 많은 문헌들은 추정된 노동공급합수를 이용해 노동공급탄력성을 보고하고 있다. 일반적으로 노동공급탄력성이라 함은 임금률의 변화에 따른 노동공급량(근로시간)의 변화율을 의미한다. 이론상 노동공급탄력성은 임금률이 1% 변할 때 근로시간이 몇 % 변하는지를 나타내고, 대체효과가 소득효과보다 우세하면 양의 값을, 소득효과가 대체효과보다 우세하면 음의 값을 갖으며 근로시간은 노동공급탄력성이 커질수록 임금률의 변화에 더욱 민감하게 반응한다.

다수의 여성노동공급을 연구한 해외 선행연구들은 종속변수를 근로시간으로 추정하여 탄력성을 추정하였다. 그렇지만 우리나라는 근로시간 조절이 비탄력적인 노동시장의 특성상 노동공급행태변화가 근로시간 조절을 통한 방식이기 보다는 노동시장 참여 여부나 전일제 혹은 시간제와 같은 고용형태의 변화로 공급변화가 나타나는 것이 더 일반적인 상황이다. 즉 종속변수가 연속형변수가 아닌 취업여부와 같은 이진형방식이 되므로 탄력성 추정과 해석은 Heim(2007)⁶⁾의 방법에 따라 노동참여탄력성을 구하도록 한다. 추정된 노동공급합수 식 (6)을 이용해 구한 기혼여성 소득에 대한 참여탄력성과 배우자 소득에 대한 참여탄력성은 식 식 (7)이다.

5) 내생성을 교정하는 이항종속변수모형의 방법으로 MLE방식의 도구변수프로빗(ivprobit)이나 프로빗 2단계 추정(ivprobit-twostep)이 가능한데, 이는 선형확률모형에 비해 보다 강력한 가정이 필요한데다 수렴이 잘 되지 않고, 무엇보다 한계효과를 구하는 매우 복잡한 과정을 거쳐야 하는 문제가 있다. 반면, 선형확률모형 2단계 추정법(LPM-2SLS)은 추정이 쉽고 평균효과의 추정치를 비교적 쉽게 구할 수 있으며, 좋은 추정치라는 장점이 있다.(Wooldridge(2010)).

6) Heim(2007)은 참여방정식을 프로빗모형으로 추정해 소득과 비근로소득에 대한 한계효과를 각각 계산해 참여탄력성을 계산했다. 본 연구는 선형확률모형을 이용하였기 때문에 한계효과를 따로 구할 필요 없이 추정계수를 그대로 이용해 참여탄력성을 계산하였다.

$$(6) \quad E_{it}^* = \alpha_{it} + \alpha \ln \hat{W}_{it} + \alpha_2 \ln \hat{A}_{it} + B' X_{it} + u_{it}$$

$$(7) \quad \epsilon_{w_t}^e = \frac{\ln \hat{W}_t}{emp_t}, \quad \epsilon_{A_t}^e = \frac{\ln \hat{A}_t}{emp_t} \quad \text{이때 } emp_t \text{ 는 고용률}$$

본 연구에서는 기혼여성의 노동시장참여여부에 대한 분석과 함께 식 (7)을 이용한 참여탄력성을 함께 보고하도록 한다.

2. 분석자료 및 기혼여성의 노동공급 변화

한국노동패널조사는 기혼여성의 노동공급분석에 무엇보다도 중요한 자녀와 배우자 소득관련 변수를 장기간 추적 조사한 자료로 본 연구의 실증분석을 위해 6~17차 자료를 활용하도록 한다. 분석의 표본은 25~54세 기혼여성(기혼유배우자, 별거, 이혼, 사망)으로 분석대상을 제한하였다. 또한 충분한 분석케이스 확보를 위해, 그리고 2008년 글로벌 금융위기 이전과 이후의 변화를 나누어 살펴보기 위해 3개 년도씩 묶어 4개의 시기로 나누어 6-8차(2003-2005년), 9-11차(2006-2008년), 12-14차(2009-2011년), 15-17차(2012-2014년)를 활용하였다.

<표 1>은 모형에 사용된 주요 변수들에 대한 기초통계량을 요약해 제시하고 있다. 여성과 배우자의 관측된 취업자의 실질 시간당소득은 임금근로자의 경우 월평균임금을 근로시간으로 조정하였고, 비임금근로자의 시간당 소득도 월평균소득과 평균노동시간을 이용해 계산해 이용하였다. 그리고 비취업자의 유보임금을 추정해 표본으로 대체(impute)한 실질 시간당 임금도 비교를 위해 함께 제시하였다. 이 대체한 실질 시간당임금이 본 분석에서 사용된 여성의 임금값이 된다.

먼저 기혼여성의 고용률은 4 기간 동안 지속적으로 상승을 했는데, 2003-05년 45.9%에서 매 기간 2~3%p가량의 증가를 지속해 2012-14년 53.4%까지 증가했다. 평균으로 본 여성 실질 시간당소득은 2003-05년에서 2006-08년 1.9%감소했으나 2009-11년 3.6%, 2012-14년 9.1%로 빠른 증가를 했고, 중위임금 기준으로는 더 가파른 증가를 한 것으로 나타났다. 반면, 배우자의 실질 시간당소득은 평균과 중위값 모두 증가세를 유지했지만, 금융위기 직후인 2009-11년 매우 낮은 증가율을 보였고 이후 다시 증가한 것으로 나타났다. 여성과 배우자의 연령은 시간이 지나면서 점차 상승하고 있으며, 학력수준은 시기가 최근으로 올수록 고졸이하 저학력 비중은 크게 줄고 전문대졸 이상 고학력 비중은 늘어나는 것이 관찰된다.

<표 1> 모형에 사용된 변수의 기초통계 : 기혼여성(25~54세)

			2003-2005	2006-2008	2009-2011	2012-2014
고용률(%)			45.9	47.7	50.4	53.4
여성 시간당소득	평균 (원)	실제소득 대체소득	8,914 6,138	8,741 6,407	9,054 7,025	9,873 8,113
	중위 (원)	실제소득 대체소득	5,442 4,260	6,087 4,869	6,639 5,588	7,579 6,639
	시간당 (원)	평균 중위	12,846 10,246	14,291 11,584	14,421 12,140	15,539 13,359
배우자소득	월평균 (만원)	평균 중위	267.2 232.2	291.1 249.8	292.6 257.4	313.9 278.6
	평균연령 배우자 평균연령		39.8 42.6	40.4 43.1	40.8 43.4	41.4 43.9
학력(%)	중졸이하		27.8	22.3	16.2	11.3
	고졸		46.7	47.1	46.1	44.9
	전문대졸		10.5	12.8	15.8	18.0
	대졸이상		13.9	16.2	19.6	23.1
	대학원졸		1.3	1.7	2.2	2.7
배우자 학력(%)	중졸이하		20.0	16.1	12.4	9.1
	고졸		41.5	41.3	39.5	38.0
	전문대졸		10.2	11.9	14.4	16.1
	대졸이상		24.2	25.9	28.1	30.5
	대학원졸		4.2	4.8	5.7	6.4
자녀유무(%)	3세이하		17.9	18.2	19.3	19.3
	4-6세이하		11.4	11.8	11.5	12.1
	7-12세이하		19.3	18.1	17.4	19.0
	12세이하		35.1	35.1	35.1	35.2
대도시 거주			53.4	51.3	50.1	47.7

주 : 무급가족종사자는 제외.

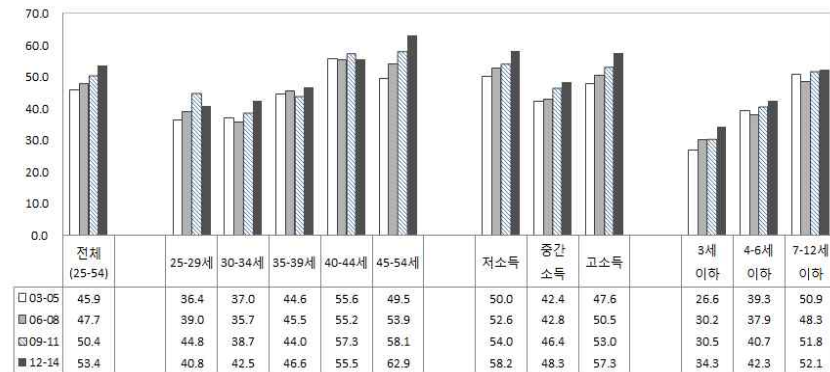
소득은 모두 2010년 기준 소비자물가지수로 환산한 실질소득임.

여성의 실제소득은 취업자의 보고된 실제값 이고 대체임금은 취업자의 실제값에 비취업자의 유보임금이 모두 포함된 값으로 분석에 이용됨.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널』 6~17차 (학술대회용) 자료.

[그림 2]은 기혼여성의 특성별 고용률 변화를 보여주고 있다. 먼저, 연령구간별로 볼 때 중고령 기혼여성의 고용률이 25~39세 기혼여성의 고용률 보다 높은 수준에 있음이 확인된다. 특히 45~54세 여성의 고용률이 가파른 상승을 지속하여 2003-05년에 비해 13.4%p나 증가해 2012-14년 62.9%에 이른 것으로 나타났다. 반면 35~44세 구간은 약 4시기 동안 소폭의 증감을 보이기는 했지만 큰 변화는 보이지 않았다. 한편 30~34세의 고용률은 금융위기 이전에는 고용률이 하락했지만, 위기 직후 증가하였고, 2012-14년 증가폭이 크게 증가해 42.5%를 기록했다. 반면 25~29세 기혼여성은 금융위기 직후까지 고용률이 상승국면에 있었지만 2012-14년 구간에 4%p가 감소한 것으로 나타났다.

[그림 2] 기혼여성(25~54세)의 특성별 고용률 추이



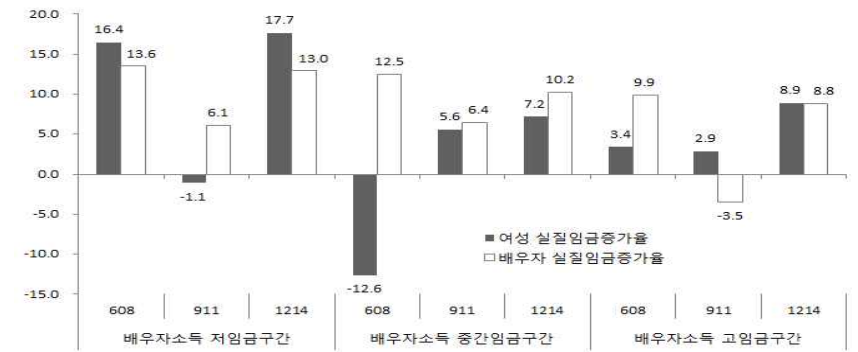
주 : 무급가족종사자는 제외.

소득은 모두 2010년 기준 소비자물가지수로 환산한 실질소득임.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널』 6~17차 (학술대회용) 자료.

러한 현상이 발견되었는데 2003-05년에서 2006-08년 중간소득구간 배우자의 실질임금이 12.5% 증가했을 때, 여성고용률은 0.4%p증가에 그쳤고, 2006-08년에서 2009-11년 배우자 실질임금이 6.4%로 증가율이 둔화되었을 때 여성 고용률은 3.6%p 증가로 증가폭이 늘어났으며, 2009-11년에서 2012-14년 배우자 실질임금이 10.2% 증가했을 때, 여성 고용률은 1.9%p로 둔화되었다. 즉 중위임금 배우자를 둔 기혼여성의 고용률 변화는 어느 정도 배우자 소득에 영향을 받아 움직인 것으로 해석할 수 있다. 반면, 저소득구간과 고소득구간의 경우는 배우자 실질임금 증가변화와 상관없이 고용률이 변화했는데, 배우자 소득보다는 자신의 임금변화에 고용률 증가폭이 변화하는 특징을 보였다.

[그림 3] 배우자 소득구간별 실질시간당임금 증가율



주 : 무급가족종사자는 제외.

소득은 모두 2010년 기준 소비자물가지수로 환산한 실질소득임.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널』 6~17차 (학술대회용) 자료.

나이 어린 자녀가 있는 경우 여성 고용률은 급격히 낮아지게 된다. [그림 2]의 우측 끝을 보면, 3세 이하 영유아 자녀가 있는 경우의 고용률은 2003-05년 26.2%에서 2012-14년 34.3%까지 증가했지만, 가장 낮은 수준의 범주에 있다. 자녀의 연령이 많아질수록 기혼여성의 고용률도 높아지는데 4-6세 이하 미취학 아동이 있는 경우 2003-05년 39.3%에서 2012-14년 42.3%로, 7-12세 초등학교 자녀가 있는 경우는 2003-05년 50.9%에서 2012-14년 52.1%로 증가했다.

3. 분석결과

이전의 절에서 기혼여성의 고용률 변화를 특징별로 나누어 살펴보았다. 본 절에서는 제시한 분석모형 및 자료를 활용하여 본인소득과 배우자소득이 기혼여성의 노동공급에 어떠한 영향을 미쳤

배우자의 소득구간을 중위소득의 2/3미만을 저소득, 3/2이상을 고소득, 나머지를 중간소득으로 나누어 구간별 여성 고용률이 어떤 변화를 했는지 보았다. 국내에서 진행된 소득계층별 여성노동공급 분석은 분석대상 시기별 차이는 있지만 대체로 배우자 소득이 낮은 구간의 여성의 고용률이 높고, 높은 구간의 여성 고용률이 낮다는데 일관된 동향을 보이고 있다. 특히 윤자영(2014)은 1999년에서 2006년까지 자료로 분석한 결과 저임금납편이나 고임금납편의 아내들의 고용률은 증가하고 중간임금납편을 둔 아내의 고용률은 감소했음을 보인다고 하였고, 여유진 외(2013)는 배우자 소득 분위가 낮을수록 여성고용률이 증가하는 현상이 2012년까지 관찰된다고 하였다.

본 연구의 분석자료로 분석한 결과도 이같은 동향의 흐름에서 크게 벗어나지 않아 배우자소득이 저소득, 고소득구간의 여성고용률은 대상 시기 모두에서 지속적으로 증가한 것으로 나타났다. 다만 고소득구간의 고용률이 2003-05년에서 2012-14년 사이 약 10%p 증가해 증가폭이 크게 나타나 2012-14년 기준 저소득구간의 고용률 수준과 차이가 거의 없는 것으로 나타났다. 금융위기를 거친 후 저소득 배우자의 고용률이 고소득 배우자의 고용률보다 빠르게 증가했다는 기존의 연구와는 다른 양상이다. 한편, 배우자 소득이 중간소득 구간인 여성 고용률은 상대적으로 낮은 편인데 금융위기 직전까지는 42% 수준에서 변화가 없었지만, 금융위기 이후 약 4%p 증가하였고, 2012-14년까지 증가를 지속했다.

배우자 소득구간별로 실질 소득증가율을 여성의 고용률 변화와 연결지어 분석해보도록 한다(그림 2 참조). 배우자의 실질소득의 감소와 기혼여성 노동참여는 밀접한 연관이 있어, 배우자 소득하락을 채우기 위해 여성들이 대거 노동시장으로 진입한다는, 즉 남편소득이 저소득이면 기혼여성노동공급이 빠르게 증가한다는 주장은 본 연구에서는 지지되지 않았다. 오히려 중간소득구간에서 그

는지 분석한 결과를 제시하도록 한다.

4개의 시기로 나누어 6-8차(2003-05년), 9-11차(2006-08년), 12-14차(2009-11년), 15-17차(2012-14년)로 묶었다. 이러한 범주는 크게 금융위기 직전 시기와 이후 시기로 나누어 볼 수 있다고 판단하였다. 모형의 추정 방법은 선형확률모형 도구변수 추정법(LPM-2SLS)을 이용하였고, 이분산 교정으로 올바른 표준오차를 얻기 위해 로버스트 표준오차로 추정하였다. 종속변수는 25~54세 기혼여성의 취업여부이고, 기혼여성의 취업여부에 영향을 줄 수 있는 독립변수들의 시기별 영향력을 나누어 보도록 한다.

<표 2>는 분석결과를 요약하고 있다. 여성의 노동공급을 추정한 다수의 연구의 결과와 마찬가지로 여성의 노동공급에 자신의 소득에는 정(+)의 관계를, 배우자 소득에는 부(-)의 관계를 모든 시점에서 보이고 있다. 시기적 변화를 보면, 자기소득변화에 따른 취업확률은 최근으로 올수록 감소하는 추세를 보이며, 금융위기 직후인 2009-11년과 2012-14년에 감소속도가 빨라진 것을 확인할 수 있다. 한편 배우자소득변화에 따른 여성의 취업확률은 시기별 등락을 반복하며 추세를 보이지는 않고 있다. 한편 자녀여부에 따른 취업확률은 여전히 부(-)의 관계에 있는데 3세이하 영유아 자녀가 있는 경우와 4-6세 미취학 자녀가 있는 경우는 최근으로 올수록 확률이 커지고 있어 여성 취업에 미치는 부정적 영향이 강해지고 있음을 보이고 있다. 반면 7-12세 자녀의 효과는 시기별 변화를 보이지 않았다.

<표 2> 기혼여성(25~54세)의 취업결정요인 :확률선형모형 2단계 추정(LPM-2SLS)

		2003-2005	2006-2008	2009-2011	2012-2014
로그소득		0.412*** (0.017)	0.391*** (0.019)	0.337*** (0.020)	0.273*** (0.020)
배우자 로그소득		-0.143*** (0.010)	-0.137*** (0.011)	-0.162*** (0.012)	-0.157*** (0.013)
연령		0.048*** (0.013)	0.044*** (0.013)	0.035** (0.015)	0.066*** (0.016)
연령제곱		-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.000** (0.000)	-0.001*** (0.000)
배우자 연령		-0.009 (0.010)	0.003 (0.011)	-0.011 (0.012)	-0.022* (0.012)
배우자 연령제곱		0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000* (0.000)
여성 학력	중졸	-0.035 (0.029)	-0.060* (0.033)	0.005 (0.039)	0.010 (0.047)
	고졸이하	-0.188*** (0.031)	-0.175*** (0.034)	-0.115** (0.039)	-0.047 (0.046)
	전문대졸	-0.240*** (0.037)	-0.209*** (0.040)	-0.123** (0.043)	-0.044 (0.049)
	대졸	-0.266*** (0.040)	-0.268*** (0.042)	-0.121* (0.045)	-0.045 (0.051)
	대학원졸	-0.265*** (0.064)	-0.264*** (0.064)	-0.064 (0.060)	0.043 (0.064)
배우자 학력	중졸	0.036 (0.033)	0.039 (0.036)	0.159*** (0.042)	0.272*** (0.051)
	고졸	-0.020 (0.033)	0.016 (0.036)	0.131** (0.042)	0.189*** (0.050)
	전문대졸	-0.058 (0.037)	-0.052 (0.040)	0.082* (0.045)	0.170*** (0.053)
	대졸	-0.018 (0.036)	0.008 (0.039)	0.136** (0.045)	0.192*** (0.053)
	대학원졸	-0.058 (0.045)	-0.087* (0.047)	0.080 (0.051)	0.163** (0.058)
대도시거주		-0.013 (0.011)	0.007 (0.011)	0.011 (0.012)	0.020 (0.012)
3세 이하 자녀 여부		-0.202*** (0.020)	-0.200*** (0.021)	-0.245*** (0.022)	-0.290*** (0.024)
4-6세 이하 자녀여부		-0.075*** (0.024)	-0.131*** (0.023)	-0.147*** (0.024)	-0.205*** (0.026)
7-12세 이하 자녀여부		-0.031 (0.020)	-0.142*** (0.020)	-0.146*** (0.021)	-0.137*** (0.021)
자녀유무		0.035* (0.021)	0.089*** (0.021)	0.115*** (0.021)	0.005 (0.022)

주 : ()안은 추정계수의 표준오차를 의미하며, *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 통계적으로 유의함을 의미함.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널』 1~17차 (학술대회용) 자료.

이러한 결과를 탄력성으로 바꾸어 여성의 자기소득과 배우자소득에 대한 참여탄력성을 구해보면, 기혼여성의 자기소득에 대한 참여탄력성이 2000년대에 가파르게 감소국면에 있는 것으로 나타났다. 2003-05년 0.90에서 2006-08년 0.82로 소폭 감소했지만 금융위기를 거친 이후인 2009-11년 0.67에서 2012-14년에는 0.51로 감소속도가 빨라졌다. 글로벌 금융위기 이전의 감소속도보다 위기 이후의 감소속도가 더 빠르게 진행된 것이다. 반면 배우자소득에 대한 참여탄력성은 시기별 약간의 차이는 있지만 약 -0.29~-0.32 수준에서 큰 변화 없이 등락을 반복했다.

이는 다수의 선행연구들의 실증분석결과와 마찬가지로 여성의 노동공급탄력성이 장기적 흐름에서 감소하는 추세를 보인다는 결과들과 유사하며, 노동참여탄력성을 분석한 Heim(2007)의 결과와 절대 수치는 다르지만, 비슷한 경향을 보였다.

선행연구들의 결과와 마찬가지로 우리나라에서도 장기적 흐름에서 대체탄력성이 감소해 여성의 노동공급탄력성이 남성의 탄력성 수준에 근접하는 수준으로 줄어든다는 것은 여성의 고학력화, 직종 다양화가 진행되면서 기혼여성이 자신의 정체성을 가족관계에서 찾기보다 일, 경력중심으로 전환하는 영향이 일어났기 때문이며, 동시에 이혼률의 증가의 영향으로 배우자 소득에의 반응이 줄어들고 좀 더 독립적인 방향으로 행해진다고 볼 수 있다(Goldin, 1990).

<표 3> 25~54세 기혼여성 노동참여탄력성

	2003-2005	2006-2008	2009-2011	2012-2014
자기소득	0.897***	0.821***	0.670***	0.511***
배우자소득	-0.312***	-0.288***	-0.322***	-0.294***

주 : *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 통계적으로 유의함을 의미함.
 <표 2>에 보고한 모든 변수를 통제함.
 자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널』 1~17차 (학술대회용) 자료.

<표 4>를 보면, 기혼여성들은 배우자 소득에 따라 노동공급 결정이 달라지게 되는데, 배우자 소득이 저임금구간인 경우 여성의 자기소득에 대한 참여탄력성은 중간임금, 고임금 구간에 비해 가장 빠른 속도로 줄어들었고, 탄력성 절대값도 가장 작은 것으로 나타났다. 2003-05년 0.68에서 추세적 감소를 하였고, 금융위기를 거친 이후 2012-14년 0.28로 급격한 감소를 보여 위기에 가장 크게 변화한 것으로 보인다. 반면, 배우자소득에 대한 참여탄력성은 통계적으로 유의미한 값을 보이지 않았다. 이는 배우자 소득이 저소득인 가구의 기혼여성들의 노동참여결정에 배우자소득이 영향을 받지 않는다는 것을 의미한다고 볼 수 있다.

한편 배우자소득이 중간소득구간의 자기소득에 대한 참여탄력성은 금융위기 0.98에서 1.01로 늘어났지만, 금융위기 직후 0.73에서 2012-14년 0.59로 줄어들었다. 고임금구간의 자기임금 참여탄력성은 줄어드는 추세를 지속하기는 하지만, 속도가 느리게 진행되어 2012-14년 중간임금 자기임금 탄력성의 절대값 보다 큰 것으로 나타났다. 배우자소득에 대한 참여탄력성은 중간임금구간과 고임

금구간 모두 금융위기 이후인 2009-11년에 증가하였다 최근 줄어들었다. 이는 저소득구간의 기혼 여성은 경제위기와 관계없이 자신의 임금에 대한 참여탄력성이 줄어들고 배우자 소득에 영향을 받지 않는 것과 달리 중간임금과 고임금구간의 기혼여성들은 경제위기에 자신의 유보임금이 하락하며 노동시장에 진입할 확률이 증가해 참여탄력성이 줄어드는 동시에 배우자의 의존도가 높아지는 영향이 반영된 것으로 추측해 본다.

<표 4> 25~54세 기혼여성의 노동참여탄력성 : 배우자 소득구간별

		2003-2005	2006-2008	2009-2011	2012-2014
저소득	자기소득 탄력성	0.682***	0.533***	0.463***	0.275***
	배우자소득 탄력성	-0.038	0.021	-0.041	-0.023
중간소득	자기소득 탄력성	0.981***	1.011***	0.732***	0.587***
	배우자소득 탄력성	-0.342***	-0.326***	-0.416***	-0.369***
고소득	자기소득 탄력성	0.980***	0.819***	0.772***	0.625***
	배우자소득 탄력성	-0.268***	-0.218**	-0.386***	-0.253***

주 : *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 통계적으로 유의함을 의미함.
 상대적 기준에 따라 배우자의 시간당임금의 중위값의 2/3 미만을 저소득으로, 3/2 이상을 고소득으로 정의. <표 2>에 보고한 모든 변수를 통제함.
 자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널』 1~17차 (학술대회용) 자료.

한편, 영유아 자녀나 미취학아동, 초등학생기 자녀가 있는 기혼여성의 참여탄력성은 어떻게 변화했는가를 <표 5>를 통해 보면, 3세 이하 영유아 자녀가 있는 기혼여성의 자기소득 참여탄력성은 추세적으로 줄어들고는 있지만, 매우 높은 절대값을 보이고 있어 참여탄력성이 가장 높은 것으로 나타났다. 배우자소득에 대한 탄력성은 2003-05년에 -0.3, 2006-08년에 -0.28, 2009-11년에 -0.23으로 줄어들었으나 최근 -0.28로 늘어났다.

4-6세 미취학 아동이 있을 경우 자기소득에 대한 참여탄력성은 2003-05년에 0.87에서 2006-08년에 1.50으로 크게 늘어났고 2009-11년에 1.04, 2012-14년에 0.87로 줄어들었다. 배우자소득에 대한 참여탄력성은 금융위기 직후 늘어나기 시작해 2012-14년에 -0.43으로 늘어나 가장 높아져 있는 것으로 나타났다. 7-12세 이하 초등학생 자녀가 있는 기혼여성은 금융위기 이전까지 줄어들었던 자기소득에 대한 참여탄력성이 금융위기 직후 0.61로 크게 늘었다 최근 다시 줄어들었고, 이런 추세와 비슷하게 배우자소득에 대한 탄력성도 금융위기 이전까지 줄어들다 위기 직후 증가했고, 최근 줄어들었다.

정리하면 자녀의 연령에 따라 탄력성의 절대값의 차이는 있지만, 자녀의 연령과 무관하게 금융위기 이후 기혼여성의 자기임금에 대한 참여탄력성은 줄어드는 방향에 있는 것으로 나타났다.

<표 5> 25~54세 기혼여성 특성별 노동참여탄력성 : 자녀의 연령별

		2003-2005	2006-2008	2009-2011	2012-2014
3세 이하	자기소득 탄력성	1.647***	1.517***	1.361***	0.815***
	배우자소득 탄력성	-0.303***	-0.282***	-0.233***	-0.287***
4-6세 이하	자기소득 탄력성	0.865***	1.498***	1.038***	0.873***
	배우자소득 탄력성	-0.389***	-0.256***	-0.372***	-0.425***
7-12세 이하	자기소득 탄력성	0.559***	0.489***	0.613***	0.471***
	배우자소득 탄력성	-0.391***	-0.321***	-0.436***	-0.338***

주 : *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 통계적으로 유의함을 의미함.

<표 2>에 보고한 모든 변수를 통제함.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널』 1~17차 (학술대회용) 자료

IV. 결론

본 연구는 여성 비취업자의 유보임금을 추정하여 기혼여성의 노동공급행태분석을 하였다. 분석 결과 2000년대 기혼여성의 노동시장 참여가 활발해지면서 최근으로 올수록 여성의 자기소득에 대한 노동참여탄력성이 줄어들어 좀 더 독립적으로 행해지고 있음을 밝혀내었다. 특히 금융위기 이후 그 경향이 더욱 뚜렷해졌다. 즉 Blau and Kahn.(2007), Juhn & Murphy(1997), Pencavel(1998)의 연구결과처럼 기혼여성의 노동공급 증가가 배우자 소득하락을 채우기 위한 부가노동으로서의 증가라기보다는 자기소득에 대한 노동공급탄력성의 감소에 의한 것이라는 주장과 유사한 결과를 도출하였다. 반면, 해외 문헌들과는 달리 배우자 소득변화에 따른 참여탄력성은 큰 변화를 보이지 않고 등락을 반복하는 것으로 나타났다.

주된 연구결과를 배우자 소득구간별로 나누어 보면 배우자 소득구간에 상관없이 여성 고용률은 증가했지만, 배우자 소득범주별 참여탄력성은 다른 결과를 보였다. 고소득범주의 여성의 자기소득에 대한 참여탄력성이 2000년대 내내 지속적 감소추세를 안정적으로 유지하는 한편 저소득과 중간소득 범주의 여성은 금융위기 이전에는 탄력성이 늘거나 변화가 적었지만, 금융위기 이후 자기소득에 대한 참여탄력성이 급격히 줄어들었다. 많은 국내 연구들은 여성 노동공급이 저소득 가구에서 빠르게 증가하는 반면 동류혼 등의 이유로 고소득 여성은 그렇지 않음을 주장해왔는데, 본 연구 결과 금융위기 이전 2000년대 초반에는 중간소득과 고소득구간의 자기소득에 대한 참여탄력성이 저소득에 비해 매우 높았지만, 최근으로 올수록 자기소득에 대한 참여탄력성이 줄어들은 경향이 진행되고 있음을 확인했다.

여성의 노동참여탄력성의 변화를 살펴보는 것은 고용률 제고를 위한 정책효과를 분석함에 중요한 함의를 가진다. 우리나라의 경우 노동시장 진입에 대한 근로시간의 변화는 탄력적이지 않다. 사실상 근로시간 조정을 통한 노동참여정도를 결정하기 어려운 구조이기 때문에 일차적으로 참여를 하는지 여부에 초점을 맞출 수밖에 없고 참여를 한다면 어떤 고용형태로 하는지가 주된 관심사가 된다. 따라서 본 연구 역시 여성의 노동시장 참여여부에 초점을 맞추어 참여탄력성의 변화를 살펴 보았다.

그러나 과거에 비해 참여탄력성이 줄어들어 소득에 대한 일자리 변동이 덜 민감해진다는 것은 여러 힘이 혼재된 결과로 탄력성의 변화만으로 해석하기는 어려운 일이다. 법·제도의 영향으로 기존의 일자리 유지 경향이 강해져 이탈자가 줄어들은 영향이 반영되었을 수 있고, 아니면 시장으로 흡수된 여성노동자들이 상대적으로 일자리 접근이 쉬운 저임금-저숙련 서비스업으로의 진입이 많았기 때문일 수도 있다. 어떠한 영향이 크게 작용하였는지 혼재된 효과를 분리해 어떤 일자리로 흡수되어 고용률이 증가하고 소득에 대한 참여탄력성이 줄어들었는지 분석하는 것을 다음 과제로 남겨둔다.

참고문헌

성재민(2012), “2000년대 남녀 임금격차의 변화-선택편의의 검증”, 『여성경제연구』 제9집 1호, pp 1~21

여유진 외(2013), 『여성고용 활성화 방안 연구』, 한국노건사회연구원 연구보고서.

윤자영(2012), “외환위기 이후 기혼가구의 노동공급 변화요인”, 『여성경제연구』 제9집 1호 pp99~122.

장지연·전병유(2014), “소득계층별 여성 취업의 변화 : 배우자 소득 수준을 중심으로”, 『산업노동 연구』, 20권 2호, pp219~248.

정성미(2015), “금융위기 이후 여성 노동시장의 변화와 특징”, 노동리뷰 2015년 5월호

최바울(2013), “부부의 노동소득과 취업상태가 불평등 변화에 미치는 효과”, 노동경제논집, 36권 3호:pp97-128

Angrist, J.D(1999), “Grouped-Data Estimation and Testing in Simple Labor-Supply Models”, *Journal of Econometrics* 47(February-March): pp243-66

Blau, F.D. and L.M. Kahn.(2006), “The U.S. Gender Pay Gap in the 1990s : Slowing Convergence”, *Industrial and Labor Relations Review*, 60(1): 45-66

Blau, F.D. and L.M. Kahn.(2007), “Changes in the labor Supply Behavior of Married Womens : 1980-2000”, *The Journal of Labor Economics*, 25(3): 393-438

Blundell, R, and McCurdy T.(1999), “Labor Supply : A Rebiev of Alternative Approaches”, *In Handbook of labor economics*, vol. 3A, ed. Orley Ashenfelter and Dabid Card.

Borjas, G. J.(2009), “The Labor Demand Curve is Downward Sloping : Reexamining the Impact of Immigration on the Labor Market”, *Quarterly Journal of Economics*, 118(3): 1335-74.

Devereux, P. J.(2004), “Changes in Relative Wages and Family Labor Supply”, *The Journal of Human Resources*, 39(3): 696-722.

Goldin, C.(2006), “The Quiet Revolution That Transformed Womens’s Employment, Education, and Family”, *The American Economic Review*, 96(2): 1-21.

Heim, Bradley T.(2007), “The Incredible Shrinking Elasticities : Married Female Labor Supply, 1987-2002”, *The Journal of Human Resources*, 42(4): 881-918.

Juhn, C. and Murphy, K. M.(1997), “Wage Indquality and Family Labor Supply”, *The Journal of Labor Economics*, 15(1): 72-97

McClelland, Robert and Mok, Shannon(2012), “A Review of REcent Research on Labor Supply Elasticities”, Working Paper Series Congressional Budget Office Washington, D.C.

Mincer, J (1962), “Labor Force Participation of Marrid Women. In Aspects of Labor Economics”, ed. H Gregg Lewis. NBER, no.14

Mroz, T. A. (1987), “The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women’s Hours of Work to Economic and Statistical Assuptipon”, *Econometrica* 55(6): 765-99

Mulligan, C. B. and Rubinstein, Y(2008), “Selection,m Investment, and Women’s Relative Wages Over Time ”, *Quarterly Journal of Economics*, 123(3): 1061-1110.

Neal, D.(2004), “The Measured Black-White Wage Gap among Women Is Too Small”, *Journal of Political Economy*, 112(S1): S1-S28

Pencaverl, J.(1998), “The Market Work Behavior and Wages of Women.” *The Journal of Human Resources*, 33(9): 771-804.