

금융경제연구
2008. 6

기혼여성의 맞벌이 결정요인 분석

김 우 영 *

이 연구내용은 집필자의 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는 무관합니다. 따라서 본 논문의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

* 금융경제연구원 경제제도연구실 과장

한국은행 금융경제연구원

기혼여성의 맞벌이 결정요인 분석

김 우 영*

이 연구내용은 집필자의 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는 무관합니다. 따라서 본 논문의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

* 금융경제연구원 경제제도연구실 과장

(전화: 02-759-5338, E-mail: wooyoung@bok.or.kr)

본고의 작성에 많은 도움을 주신 연구심의위원회 위원(정규일 통화연구실장, 이찬영 과장, 보험연구원 유경원 박사)과 윤성훈 경제제도연구실장, 그리고 많은 조언을 해주신 세미나 참석자 여러분들께 진심으로 감사드립니다.

차례

I. 서론	1
II. 맞벌이가구 현황 및 기존 연구	3
1. 맞벌이가구 현황	3
2. 기존연구	6
III. 실증분석	9
1. 분석모형	9
2. 자료 및 변수	10
3. 추정 결과	13
4. 1998-1999 모형과의 비교	19
IV. 결론 및 시사점	22
<참고문헌>	24
<부록>	26

기혼여성의 맞벌이 결정요인 분석

우리나라 노동시장에서 나타나고 있는 특징적인 현상 중의 하나는 기혼여성의 경제활동참가가 활발해지고 있다는 점이다. 이에 따라 본 연구는 기혼여성이 맞벌이를 결정하는데 어떤 요인이 영향을 미치는지를 분석하였다. 분석대상을 기혼여성 전체가 아닌 가구주가 근로자인 가구의 기혼여성으로 제한한 이유는 상대적으로 이들이 노동공급을 늘릴 수 있는 여지가 많기 때문이다.

분석결과, 기혼여성의 맞벌이를 결정하는 주된 요인은 자녀의 연령분포, 기혼여성의 나이 및 학력 등으로 나타났다. 이를 구체적으로 보면 먼저 미취학 자녀가 있는 기혼여성의 경우 맞벌이 확률은 낮아지나 중·고등학생 자녀가 있는 경우 맞벌이 확률이 높아졌다. 이는 기혼여성의 경제활동이 출산이나 육아로 중단되는 한편, 기혼여성의 맞벌이가 인적자원의 활용보다는 교육비 등 일시적 비용을 보전하기 위해 이용되고 있음을 보여준다. 둘째, 기혼여성의 나이가 37세 이후가 되면 맞벌이 확률이 감소하였다. 이는 기혼여성의 인적자본을 필요로 하는 노동수요가 젊은층에 집중되어 있기 때문인 것으로 보인다. 셋째, 기존의 연구결과와는 달리 기혼여성의 학력이 높을수록 맞벌이 확률도 높아졌다. 이는 최근 들어 고학력 여성의 취업비중이 높아지는 등 여성의 노동수요에 구조적 변화가 발생하고 있음을 시사한다.

따라서 저출산·고령화에 대응하여 기혼여성의 노동공급을 제고하기 위해서는 기혼여성의 육아부담을 줄여주는 동시에 중년이상 기혼여성의 인적자본을 적극적으로 활용할 수 있는 환경변화와 인식전환이 필요하다.

핵심주제어: 맞벌이, 여성의 경제활동 참가, 학력과 여성의 노동공급

경제학문헌목록 주제분류: I29, J22

I. 서론

우리나라 노동시장에서 나타나고 있는 특징적인 현상 중의 하나는 기혼 여성의 경제활동참가가 활발해지고 있다는 점이다. 기혼여성의 경제활동참가율은 1970년 36.9%에서 2007년 49.9%로 상승하였다. 저출산, 고령화 등으로 인해 향후 노동공급 부족이 우려되는 상황에서 기혼여성의 노동공급 증가는 매우 고무적인 현상이라고 할 수 있으며 우리 경제의 잠재성장력이 더 이상 저하되지 않기 위해서도 기혼여성의 노동공급은 지속적으로 증가할 필요가 있다. 그러나 기혼여성의 노동공급이 어떠한 요인에 의해 결정되는지에 대해서는 아직까지 많은 연구가 이루어지지 않았다. 이에 따라 본 연구는 기혼여성의 노동공급 결정요인을 분석하였는데 다음과 같은 이유에서 기혼여성의 노동공급 중 맞벌이에 초점을 맞추었다.

첫째, 우리나라에서 노동공급이 늘어나기 위해서는 기혼여성의 노동공급이 증가하는 것이 중요하다. 그런데 가구주가 취업하지 않은 기혼여성보다는 가구주가 취업한 기혼여성이 상대적으로 노동공급을 늘릴 수 있는 여지가 많을 것이다. 따라서 기혼여성의 노동공급 제고 방안을 마련하기 위해서는 먼저 맞벌이 결정에 어떠한 요인이 영향을 미치는지를 다각적으로 분석할 필요가 있다.¹⁾

둘째, 저출산, 고령화 현상의 이면에는 미혼여성의 결혼지연 및 기혼여성의 출산기피가 자리잡고 있는데 이는 기혼여성의 경제활동참여를 아직까지 사회적으로 충분히 뒷받침해주지 못하고 있기 때문이다. 만일 결혼 및 출산으로 인한 경력단절이 사라지고 육아 등의 문제가 해결되면 결혼시기도 앞당겨질 뿐만 아니라 출산도 증가할 것으로 기대된다. 따라서 저출산 문제를 해결하기 위해서도 기혼여성의 노동공급 결정요인 분석이 중요한데, 특히

1) 노동공급은 주로 임금에 의해 결정되지만 기혼여성의 노동공급은 임금 이외에도 출산 등과 같은 여러 가지 가구의 환경에 영향을 받게 되며, 특히 가구주가 취업한 상태에 있는 기혼여성이 가구의 두 번째 소득원으로서 노동공급 여부(맞벌이)를 결정할 경우 가구의 환경은 더욱 큰 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(Mahoney 1961).

저출산과 기혼여성의 노동공급을 동시에 고려하기 위해서는 분석의 초점을 기혼여성 전체에서 맞벌이 기혼여성으로 좁힐 필요가 있다.

이 밖에도 외환위기 이후 우리나라 노동시장에서 기혼여성에 대한 노동 수요가 다양화되는 등 많은 변화가 발생하였는데 이에 대한 분석이 필요해진 시점이다. 특히, 기존연구에서는 기혼여성의 학력이 높을수록 노동시장 참여가 저조함을 지적하고 있다(양승주 1995, 김지경·조유현 2001). 그러나 학력이 노동의 질과 연결되고 노동시장에서의 취업 가능성을 높일 것으로 기대되기 때문에 기혼여성의 노동공급 결정에 학력이 부정적인 영향을 미친다는 것은 노동공급 이론과 부합하지 않는다. 이것은 기존 연구가 여성에 대한 노동수요가 단순노동 위주였던 시기의 자료를 이용하였기 때문일 가능성이 있다. 따라서 여성의 노동수요가 고학력 위주로 변화하고 있는 최근의 자료에서도 기존 연구와 같은 결과가 나타나는지도 확인해 볼 필요가 있다.

본 연구에서 발견한 주된 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 가구주의 특성보다는 배우자인 부인의 연령, 교육수준 등 기혼여성 본인의 특성이 맞벌이 결정에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 기혼여성의 학력과 관련하여 본 연구는 기존연구와는 달리 고교수준 및 그 이상의 학력을 가진 기혼여성의 경우 학력이 높아질수록 맞벌이 확률이 높아짐을 발견하였다. 즉, 기혼여성의 경우에도 노동의 질이 노동시장에서 중요한 요소로 평가받고 있었다. 둘째, 자녀의 연령분포 또한 맞벌이 결정에 주요한 요인으로 분석되었다. 영·유아 자녀가 있는 가구는 맞벌이 확률이 낮으나 가구주 또는 기혼여성의 부모가 동거할 경우 맞벌이 확률이 높아졌다. 특히 중·고등학생 자녀가 있는 가구는 맞벌이 확률이 크게 높아지는 것으로 추정되었다. 셋째, 가구의 소득도 기혼여성의 맞벌이 여부에 영향을 미치는 것으로 나타났는데 가구소득이 많아질수록 기혼여성의 맞벌이 확률은 줄어들었다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서 맞벌이가구의 현황을 살펴보고 기존 연구를 요약하였다. III장에서 실증분석 결과를 정리하였다. 마지막으

로 IV장에서 본 연구의 결론 및 시사점을 제시하였다.

II. 맞벌이가구 현황 및 기존 연구

1. 맞벌이가구 현황

우리나라 여성의 경제활동참가율은 우리 경제의 산업화에 힘입어 1970년 39.3%에서 2007년 50.1%로 빠르게 높아졌다.²⁾ 이는 같은 기간 15세 이상 여성인구는 연평균 2.1% 증가하였으나 여성의 경제활동인구가 이를 초과하여 연평균 2.8% 증가하였기 때문이다.³⁾ 이러한 여성의 경제활동참가율 상승은 연령별로는 20대가, 학력별로는 대졸 이상이 주도하고 있다(<표 1> 참조).

우리나라 여성의 경제활동참가율을 연령별로 보면 20대의 경우 1980년 43.9%에서 2007년 62.6%로 18.7%p 상승하였으나 같은 기간 30대는 9.5%p(46.7%→56.2%), 40대는 8.7%p(57.0%→65.7%) 상승에 머물렀다.⁴⁾ 학력별로는 경제활동참가율이 대졸 이상의 경우 1980년 46.6%에서 2007년 64.3%로 17.7%p 상승하였으나 같은 기간 중졸은 4.9%p(33.0%→37.9%), 고졸은 10%p(43.1%→53.1%) 상승에 그쳤다.⁵⁾

2) 주요국 여성의 경제활동참가율을 살펴보면 2007년 미국 59.3%, 캐나다 62.7%, 영국 56.6% 등으로 우리나라 보다 높았다. 특히 1970년부터 2007년까지 경제활동참가율은 미국 16.0%p, 캐나다 24.4%p, 영국 14.3%p 증가하였는데 우리나라 10.8%p 보다 증가폭이 컸다. 이에 반해 일본의 경우 여성의 경제활동참가율이 1970년 48.7%였으며 이후에도 동 수준이 유지되고 있다(<부표 1>참조).

3) 이에 반해 남성의 경제활동참가율은 1970년 77.9%에서 2007년 73.9%로 하락하였다. 이는 같은 기간 15세 이상 남성인구는 연평균 2.3% 늘어났으나 남성의 경제활동인구는 2.1% 증가에 그쳤기 때문이다.

4) 남성의 경제활동참가율을 연령별로 보면 20대의 경우 1980년 86.3%에서 2007년 66.1%로 20.2%p 하락하였고 같은 기간 30대는 3.9%p, 40대는 1.6%p 하락하였다. 이에 반해 50대와 60대의 경제활동참가율은 같은 기간 각각 1%p, 6.4%p 상승하였다.

<표 1>

경제활동참가율

단위: %

	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2004	2005	2006	2007
계	57.6	58.3	59.0	56.6	60.0	61.9	61.0	62.0	61.9	61.7	61.7
남자	77.9	77.4	76.4	72.3	74.0	76.4	74.2	74.8	74.4	74.0	73.9
20-29세	-	-	86.3	79.7	79.6	76.9	72.0	69.4	68.3	66.9	66.1
30-39세	-	-	97.4	96.4	97.1	97.0	95.5	94.5	94.2	93.8	93.5
40-49세	-	-	95.3	94.1	95.0	96.0	93.6	93.7	93.5	93.7	93.7
중졸	-	-	64.3	59.1	56.6	58.1	53.7	52.4	51.3	50.7	49.1
고졸	-	-	81.1	77.1	80.0	81.1	78.4	77.7	77.2	76.8	76.4
대졸이상	-	-	95.1	92.8	93.2	93.4	88.6	89.3	89.3	88.9	88.9
여자	39.3	40.4	42.8	41.9	47.0	48.4	48.6	49.8	50.0	50.2	50.1
20-29세	-	-	43.9	45.1	53.5	57.1	58.1	63.1	64.1	63.3	62.6
30-39세	-	-	46.7	47.9	53.2	53.3	53.9	54.4	54.5	56.4	56.2
40-49세	-	-	57.0	58.7	62.2	63.4	64.1	64.1	64.2	64.9	65.7
중졸	-	-	33.0	32.8	38.2	40.7	42.2	41.0	40.8	39.7	37.9
고졸	-	-	43.1	42.1	47.5	50.2	49.5	53.0	53.2	53.0	53.1
대졸이상	-	-	46.6	50.6	57.2	60.0	60.7	62.6	62.9	64.3	64.3
기혼	36.9	43.1	40.0	41.0	46.8	47.6	48.8	48.7	49.0	49.5	49.9
미혼	44.3	55.8	50.8	44.7	45.6	50.4	47.9	53.3	53.6	52.5	51.3

자료: 경제활동인구조사(통계청), 여성관련 사회통계 및 지표(1986), 여성통계연보(2006), 한국여성개발원DB

여성의 경제활동참가가 활발해지면서 기혼여성의 경제활동참가도 증가하였다. 기혼여성의 경제활동참가율은 1970~2007년 전 기간에 걸쳐 미혼여성 보다는 낮았지만 미혼여성에 비해 더 가파르게 상승하였다. 구체적으로 보면 기혼여성의 경제활동참가율이 1970년 36.9%에서 2007년 49.9%로 13.0%p 높아졌고 미혼여성의 경우 같은 기간 7.0%p 높아졌다. 이에 따라

5) 남성의 학력별 경제활동참가율은 중졸이 1980년에서 2007년까지 15.2%p, 고졸이 4.7%p, 대졸 이상 6.2%p 하락하였다.

미혼여성의 경제활동참가율과 기혼여성의 경제활동참가율간의 격차도 같은 기간 7.4%p에서 1.4%p로 축소되었다.

기혼여성의 경제활동참가가 증가하면서 맞벌이가구의 비중도 커졌다. 인구주택총조사(통계청) 10% 표본을 통해 살펴본 결과, 전체가구 중 취업가구의 비중은 1995년에 91.3%, 2000년 87.9%, 2005년 85.5%로 줄어들었다. 그러나 취업가구 중 가구주와 배우자가 모두 취업한 맞벌이가구의 비중은 1995년 36.6%에서 2005년 41.2%로 높아졌다. 그리고 취업가구 중 맞벌이가구의 비중은 도시지역에 비해 비도시지역에서 높았으나 비도시지역에서의 맞벌이가구 비중은 하락한 반면 도시지역은 상승한 것으로 나타났다.

<표 2> 취업가구 및 맞벌이가구 비중

	구분	가구 수	취업가구(%)	맞벌이가구(%)
1995	전국	9,525,593	91.3	36.6
	도시	7,424,344	90.9	29.4
	비도시	2,101,249	92.9	61.3
2000	전국	10,108,896	87.9	40.2
	도시	7,963,962	87.1	34.8
	비도시	2,144,934	91.0	59.4
2005	전국	10,314,822	85.5	41.2
	도시	8,277,875	84.8	36.6
	비도시	2,036,947	88.3	59.2

주: 취업가구는 가구주와 배우자가 함께 거주하는 가구 중 가구주 또는 배우자가 취업한 가구를 의미하며 맞벌이가구는 취업가구 중 가구주와 배우자가 동시에 취업한 가구를 의미한다.

자료: 통계청의 인구주택총조사 10% 표본을 이용하여 계산.

한편, 사회통계조사보고서(통계청)도 맞벌이가구 비중을 발표하였는데 2006년 전체가구 중 43.9%가 맞벌이가구이며 연령별로는 가구주가 40대인 경우 맞벌이가구 비중이 52.9%로 가장 높았다. 한편, 맞벌이를 하는 기혼여성의 83.0%가 평균적으로 1주일에 36시간 이상(전일제) 일하는 것으로 나타났다.

2. 기존 연구

가구의 노동공급에 관한 연구는 1960년대 Mincer(1963)와 Becker(1965) 등까지 거슬러 올라간다. 개인의 노동공급은 자신의 임금에 의한 소득효과 및 대체효과에 의해 결정되나 기혼여성의 노동공급 결정에는 이와 함께 부부간의 상대임금에 의한 소득효과 및 대체효과도 고려된다. 또한 기혼여성의 노동공급은 출산 및 육아에 의해 제한받으며 가구환경이나 가구주의 특성 등에 의해서도 영향을 받는다. 특히 맞벌이로서 기혼여성의 노동공급은 가구환경에 의해 많은 영향을 받는 것으로 알려져 있다.

외국의 주요 연구로는 Mahoney(1961), Connelly(1992), Prieto-Rodriguez and Rodriguez-Gutierrez(2003), Nawata and Li(2004) 등이 있다. 먼저 기혼여성의 노동공급에 관한 연구의 효시라고 할 수 있는 Mahoney(1961)는 기혼여성의 연령에 따라 경제활동참가율의 변동이 크다는 사실을 고려하여 기혼여성을 20대, 30대, 그리고 40대 이상으로 구분하여 분석하였다. 분석 결과, 가구원의 수, 6세 이하의 유아, 기혼여성의 소득을 제외한 가구소득 등이 기혼여성의 노동공급에 부(-)의 영향을 미치지만 과거의 노동경험은 노동공급에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

Connelly(1992)는 육아시설 이용에 따른 비용이 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 동 비용을 고려하지 않을 경우 기혼여성의 교육수준은 기혼여성의 노동시장 참여 확률을 높이는 것으로 추정되었으나 동 비용을 고려하게 되면 이와 반대되는 결과가 나타났다. 이 결과를 토대로 Connelly(1992)는 육아시설 이용에 따른 부담이 기혼여성의 노동공급에 부(-)의 영향을 미치며 이로 인해 취학 전 아동이 있는 기혼여성은 노동시장 참여가 저조하다고 주장하였다.

Prieto-Rodriguez and Rodriguez-Gutierrez(2003)는 1994, 1995, 1996년 European Community Household Survey를 이용하여 유럽 11개국 기혼여성의 노동시장 참여를 분석하였다.⁶⁾ 이들은 다른 연구와 달리 기혼여성의

6) 분석에 포함된 유럽국가는 벨기에, 덴마크, 프랑스, 독일, 영국, 그리스, 아일랜드, 이탈리아,

개인별 특성에 따른 임금함수를 추정하여 추정된 기대임금(expected wage)을 기혼여성의 노동시장 참여 분석모형에 포함하였다. 추정 결과, 기혼여성의 노동시장 참여에 기대임금이 가장 중요한 결정요인인 것으로 나타났다. 이 밖에 기혼여성의 노동시장 참여 결정에 연령, 교육, 자녀의 수도 영향을 미치지 않지만 배우자의 노동상태는 영향을 미치지 않았다.⁸⁾

Nawata and Ii(2004)는 일본 기혼여성의 노동시장 참여와 임금을 분석하였다.⁹⁾ 동 연구에 따르면 일본의 경우 기혼여성의 학력이 높을수록 노동시장 참여 확률이 낮은 것으로 분석되었으며, 0세 유아, 가구소득(남편의 소득)은 기혼여성의 노동시장 참여 확률에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 취업한 기혼여성의 경우 학력이 높거나 경력이 많을수록 노동시간이 늘어나는 것으로 추정되었다.

우리나라 기혼여성의 노동공급을 분석한 논문으로는 양승주(1995), 황운재·최강식(1999) 등이 있다. 양승주(1995)는 한국여성개발원의 여성취업실태조사(1985, 1992)를 이용하였는데 6세 이하의 자녀가 있는 경우, 기혼여성의 학력이 높은 경우, 가구의 소득이 높은 경우 기혼여성의 노동시장 참여가 낮다고 주장하였다. 이는 Mahoney(1961)와 유사한 결과이다.

대우경제연구소의 한국가구패널조사를 이용한 황운재·최강식(1999)에 따르면 8세 미만의 자녀수, 여성의 연령, 학력 등이 기혼여성의 노동시장 참여 결정에 부(-)의 영향을 미치지 않지만 양승주(1995)와는 달리 가구의 소득이 기혼여성의 노동시장 참여에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 한편, 김지경·조유현(2001)도 우리나라 기혼여성의 노동공

네덜란드, 포르투갈, 스페인 등 11개국이다.

- 7) 학력의 경우 네덜란드와 스페인을 제외하고 기혼여성의 노동시장 참여 확률에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며 14세 미만 자녀의 수는 11개국 모두에서 기혼여성의 노동시장 참여 확률에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다.
- 8) 배우자의 노동상태는 실업급여, 실업, 구직하지 않음, 가사 돌봄 등으로 구분하였으며 각각 더미 형태로 모형에 포함되었다. 배우자의 노동상태는 이탈리아의 경우에만 기혼여성의 노동시장 참여에 영향을 미치는 것으로 분석되었다.
- 9) 한편, Nawata and Ii(2004)는 Heckman's two-step estimator와 연립방정식을 이용한 모형의 추정치를 비교하였는데 연립방정식을 이용한 모형이 더 효율적인 것으로 나타났다.

급 결정요인을 분석하였다. 김지경·조유현(2001)은 배우자의 소득이나 자산소득이 기혼여성의 노동공급에 부(-)의 영향을 미치며 기혼여성의 연령과 학력은 노동공급에 유의한 영향을 미치지 않는다는 결과를 얻었다.¹⁰⁾

맞벌이에 대한 연구는 최근 들어 발표되기 시작하였는데 양세정(2004), 황수경·김가을(2005), 성지미(2006) 등이 있다. 이들에 따르면 부부간 시간의 대체 여부, 가사노동의 공평성, 가족 스트레스, 직업 만족도, 여성의 경제적 지위 등이 맞벌이 결정에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 양세정(2004)은 1996년 가구소비실태조사를 이용하여 맞벌이가구와 비맞벌이가구의 특징을 비교하는 한편 맞벌이 확률도 추정하였다. 맞벌이 확률에 자산규모, 부채규모, 교육비지출 등이 긍정적인 영향을 미치나 미취학자녀가 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 황수경·김가을(2005)은 노동패널 1차년도와 7차년도의 비교를 통해 소득을 위주로 맞벌이가구 기혼여성의 경제적 지위를 분석하였다. 동 연구에 따르면 저소득가구 기혼여성의 취업비율이 고소득가구 기혼여성의 취업비율보다 높았다. 맞벌이가구 중 20%는 부인의 소득이 남편의 소득보다 많았으며 남편의 소득이 높은 맞벌이가구일수록 부부간 소득격차는 커지는 것으로 나타났다. 그리고 부인의 학력상승에 의한 가구소득 증가폭이 남편의 학력상승에 의한 가구소득 증가폭보다 더 큰 것으로 분석되었다.

성지미(2006)는 한국노동패널 7차년도 자료를 이용하여 맞벌이 여성의 노동공급 및 여가시간을 분석하였다. 동 연구에 따르면 자녀가 있는 경우 맞벌이 여성의 노동공급시간은 줄어들고 가구의 총소득이 높은 경우 맞벌이 여부에 상관없이 여성의 여가시간이 늘어나는 것으로 나타났다.

10) 그러나 김지경·조유현(2001)은 직접 설문조사(1998년)를 통해 얻은 200개 표본만을 분석 대상으로 이용했다는 점에서 표본이 대표성을 지닌다고 보기가 어렵다.

III. 실증분석

1. 분석모형

본 연구의 목적은 가구주가 취업한 상태에 있는 기혼여성이 노동을 공급(맞벌이)할 것인지 아니면 공급하지 않을 것인지에 대한 결정에 어떠한 요인이 영향을 미치는지를 실증분석하는 것이다. 따라서 실증분석을 위한 추정식의 종속변수는 맞벌이를 하는 경우와 그렇지 않은 경우로 나누어지게 된다. 즉, 맞벌이를 하는 경우 종속변수는 1, 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는다. 그러나 식 (1)과 같이 가구의 맞벌이 여부 Y^* 는 기혼여성 개인 및 가구환경 x 에 의해 결정되는데(ϵ 는 오차항) 외부에서 관찰될 수 있는 값은 Y^* 가 아니라 맞벌이를 하는 경우와 하지 않는 경우로 분류되는 식 (2)의 Y 가 된다.

$$Y^* = x'\beta + \epsilon, \quad \text{where } \epsilon|x \sim N(0, 1) \quad (1)$$

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{if } Y^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

앞에서도 언급한 바와 같이 본 연구의 목적이 개인 및 가구환경 x 가 주어졌을 때 $Y=1$ 이 나타날 확률을 추정하는 것이기 때문에 추정모형을 식 (3)과 같이 설정할 수 있다.

$$\Pr(Y=1|x) = \Phi(x'\beta) \quad (3)$$

식 (3)에서 $\Pr(\cdot)$ 은 확률을 의미하고 함수 $\Phi(\cdot)$ 는 누적정규분포함수이며 따라서 위의 모형은 프로빗(Probit) 모형이 된다.

한편, 기존의 연구들은 기혼여성의 노동시장참여에 각 변수들이 미치는 영향을 선형으로 가정하고 있다. 그러나 이러한 가정은 기혼여성의 노동시장 참여 성향이 개인의 특성에 따라 일률적인 형태를 보인다는 것이기 때문에 다소 비현실적이다. 따라서 본 연구는 연령, 학력, 가구의 소득 등은 1차항과 함께 제2차항(2차항)까지 모형에 포함하였다.

2. 자료 및 변수

통계청은 1963년부터 가계조사를 실시하고 있으며 개별가구의 자료를 1982년부터 제공하고 있다.¹¹⁾ 본 연구는 1998~99년, 2005~07년 가계조사 자료를 이용하였다. 가계조사 자료 중 가구주가 남성이며 근로자인 가구를 대상으로 하였고 가구주와 배우자인 부인이 함께 거주하고 있는 가구만을 분석에 포함하였다.¹²⁾ 또한 가구주의 연령을 25세 이상 55세 이하로 제한하여 가구주와 부인의 경제활동 가능성이 높은 가구를 선별하였다.¹³⁾ 그리고 자료의 제약상 도시지역 가구만을 분석하였다.¹⁴⁾

가구주가 경제활동을 하고 있는 상황에서 배우자는 여러 가지 요인을 고려하여 경제활동참여 여부를 결정하게 된다. 그 중 가장 중요한 요인은 여성의 취업 가능성에 영향을 미치는 요인으로 교육수준 등 배우자 본인이 갖고 있는 특성이라고 할 수 있다. 그러나 맞벌이 결정은 배우자의 단독 결

11) 가계조사는 1951년 한국은행에 의해 시작되었으며 1963년 경제기획원 조사통계국(현 통계청)으로 이관되었다. 동 조사는 가구의 수입과 지출을 조사하여 가구의 생활실태와 변동사항을 명확히 파악하기 위해 매월 실시되고 있다.

12) 가계조사는 가구에 현재 거주하고 있는 사람만 조사를 하기 때문에 배우자가 있어도 동거하지 않는 경우 배우자에 관한 사항이 포함되지 않는다. 따라서 기혼이지만 배우자와 함께 거주하지 않는 경우는 분석에서 제외하였다.

13) 가계조사에서 가구주는 호주 또는 세대주와 관계없이 그 가구를 실질적으로 대표하고 사실상 생계를 책임지고 있는 사람을 의미한다(통계청). 또한 가계조사는 가구를 근로자 가구와 근로자의 가구로 구분하는데 근로자의 가구의 경우 2005년까지 소득자료가 제공되지 않았으며 2006년부터 소득자료가 제공되지만 신뢰성이 높지 않을 수 있어서 분석에서 제외하였다.

14) 가계조사의 경우 2003년부터 읍, 면지역이 조사에 포함되는데 비도시지역을 포함하고 있지 않는 1998~99년 모형과 비교하기 위해 2005~07년 모형에서 비도시지역은 제외하였다.

정이 아니라 가구의 환경을 고려한 가구주와의 공동 결정이기 때문에 배우자의 특성뿐만 아니라 가구주의 특성에 의해서도 영향을 받게 된다. 그리고 이와 함께 가구의 소득, 미혼자녀의 수, 부모와의 동거 여부 등 가구환경도 맞벌이 결정에 중요한 요인이 된다. 따라서 프로빗 모형에 이러한 변수들을 모두 포함시켰다. 모형에 포함된 변수들과 이들이 맞벌이 결정에 어떠한 영향을 미칠지에 대해 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 기혼여성의 특성을 나타내는 변수로는 나이와 교육수준 등이다. 기혼여성의 나이는 일정 연령이 지나면 본인의 건강상 이유와 시장에서의 노동수요 감소로 인해 취업에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상되며 교육수준은 노동의 질(생산성)과 관련이 있으므로 교육년수가 길수록 기혼여성의 취업에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다.

둘째, 가구주의 특성을 나타내는 변수는 가구주의 연령, 교육수준, 직업 등이다. 가구주의 특성에 따라 여성 배우자의 맞벌이에 대한 선호가 다르게 나타날 수 있기 때문에 각 변수의 부호를 예상하기가 어렵다.

셋째, 가구환경을 나타내는 변수로는 가구소득(기혼여성의 소득을 제외한 가구소득을 의미), 자녀의 유무 및 자녀의 연령분포, 부모와의 동거 여부, 주거형태, 거주지역 등을 선택하였다. 기혼여성의 노동공급이 가구의 두 번째 소득원일 경우 가구소득은 맞벌이 결정에 부(-)의 영향을 미칠 것으로 보인다. 출산이나 유아가 있는 경우 맞벌이 참여가 위축될 것이지만 가구주인 남편 또는 배우자인 부인의 부모가 동거하는 경우 육아에 직접적인 도움을 줄 수 있기 때문에 맞벌이 결정에 정(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 가구의 주거형태도 맞벌이 결정에 영향을 미칠 수 있는데, 예를 들어 대출을 통해 주택을 구입한 경우 대출 상환을 위해 맞벌이 확률이 커질 것이기 때문이다.¹⁵⁾

15) 가구의 총부채도 맞벌이 결정에 영향을 미칠 것으로 예상되나 자료의 한계로 인해 분석에는 포함되지 않았다.

<표 3>

표본의 통계적 특성(2005~07)

변수	전체가구		맞벌이가구		홀벌이가구	
	가중 평균	표준 편차	가중 평균	표준 편차	가중 평균	표준 편차
가구주(남편) 나이(세)	40.8	(7.2)	41.5	(7.1)	40.1	(7.1)
가구주 교육년수(년)	13.6	(2.7)	13.3	(2.7)	13.7	(2.6)
가구주 직업: 고위직	.14	(.34)	.13	(.34)	.14	(.35)
기술공, 사무종사자, 준전문가	.36	(.48)	.33	(.47)	.39	(.49)
일용직, 숙련노동자, 서비스 등	.50	(.50)	.54	(.50)	.47	(.50)
기혼여성 나이(세)	37.9	(7.0)	38.7	(6.8)	37.3	(7.1)
기혼여성 교육년수(년)	12.8	(2.5)	12.7	(2.6)	12.9	(2.4)
기혼여성소득제외가구소득(만원)	3,080	(1,570)	2,850	(1,490)	3,260	(1,610)
미혼자녀수(명)	1.54	(.86)	1.50	(.88)	1.58	(.84)
부모와 동거	.07	(.26)	.09	(.29)	.05	(.22)
주거형태: 자가	.54	(.50)	.55	(.50)	.54	(.50)
전세	.30	(.46)	.29	(.45)	.30	(.46)
월세	.12	(.33)	.14	(.34)	.11	(.32)
사택, 무상주택	.04	(.19)	.03	(.17)	.04	(.21)
출산여부	.14	(.34)	.07	(.25)	.19	(.39)
유아여부 (2세-취학전)	.30	(.46)	.22	(.42)	.36	(.48)
초등학생여부	.35	(.48)	.36	(.48)	.35	(.48)
중·고등학생여부	.26	(.44)	.34	(.47)	.20	(.40)
대학생여부	.07	(.26)	.08	(.28)	.06	(.24)
맞벌이 가구	.44	(.50)	-	-	-	-
지역: 서울	.24	(.43)	.25	(.43)	.24	(.43)
서울 외 도시지역	.76	(.43)	.75	(.43)	.76	(.43)
표본수	10,060		4,389		5,671	

주: 소득은 2005년 기준 소비자 물가지수로 조정된 실질가치이다.

<표 3>은 위에서 설명한 변수들의 2005~07년간 통계적 특성을 요약한 것이다. 이를 이해하기 위해서는 몇 가지 추가적인 설명이 필요하다. 먼저, 통계청의 가계조사는 매월 실시되고 있지만 각 가구별 연간 조사 회수가 일정하지 않다. 이에 따라 본 연구에서는 당 년도에 마지막으로 조사된 가구별 자료를 이용하였으나 가구소득만은 당 년도에 조사된 모든 자료를 이용하여 계산하였다. 가구소득은 가계조사에서 제공되는 연간소득 중 배우자에

의한 소득을 제외한 경상소득을 이용하였으며¹⁶⁾ 2005년 기준 소비자물가지수를 이용하여 실질가치로 환산하였다.¹⁷⁾

그리고 교육수준은 교육년수로 대체하였다. 가계조사에서 교육수준은 초등학교, 중학교, 고등학교, 대학교, 대학원으로 구분되며 교육상태는 졸업, 휴학, 중퇴로 표기된다. 졸업의 경우 해당 학교의 교육년수를, 중퇴 및 휴학의 경우 해당학교 교육년수의 절반을 적용하였다. 예를 들어 고등학교를 졸업한 경우 교육년수는 12년(6+3+3)이 되고 고등학교 중퇴의 경우 교육년수는 10.5년(6+3+1.5)이 된다.

3. 추정 결과¹⁸⁾

모형의 추정결과를 <표 4>에 요약하였다. 프로빗(Probit) 모형의 추정치를 직접적으로 해석하기가 어렵기 때문에 각 변수의 평균값에서 한 단위 변화가 가구의 맞벌이 확률에 미치는 한계효과를 계산하여 제시하였다.¹⁹⁾

-
- 16) 가계조사는 연간소득과 함께 매월의 경상소득과 비경상소득을 항목별로 구분하여 보고한다. 경상소득은 근로소득, 사업소득, 재산소득, 이전소득으로 나뉘며 근로소득, 사업소득은 가구주, 배우자, 기타가구원에 의한 소득으로 구분된다.
 - 17) 앞으로 '가구소득'은 여성 배우자의 소득을 제외한 가구의 실질경상소득을 의미한다.
 - 18) 본 연구는 맞벌이 확률을 분석하였다는 점에서 양세정(2004)과 비슷하나 다음과 같은 점에서 뚜렷한 차이가 있다. 첫째, 양세정(2004)은 가구주의 특성을 분석에 전혀 반영하지 않아 기혼여성의 맞벌이 결정을 가구의 결정이 아닌 개인의 결정으로 가정하였다. 둘째, 양세정(2004)은 배우자의 특성으로 교육년수나 연령을 직접 이용하지 않고 더미변수를 이용하였기 때문에 본 연구와 달리 교육년수나 연령의 변화에 따른 맞벌이 확률 변화를 분석할 수가 없다. 셋째, 양세정(2004)은 본 연구가 소득자료의 부재 및 신뢰성문제로 인해 분석에서 제외한 비근로자가구까지 분석에 포함시켰다. 넷째, 본 연구는 양세정(2004)과 달리 가구주 및 배우자의 특성, 가구소득 등의 변수를 2차항까지 포함하여 개인의 특성이 맞벌이에 미치는 영향을 자세하게 분석하였다.
 - 19) 가구주의 연령, 교육수준, 배우자의 연령 및 교육수준, 가구소득(배우자에 의한 소득 제외)은 모형에 2차항(제곱항)이 포함되어 있기 때문에 그 한계효과는 측정하는 변수의 값에 따라 변하게 된다. 따라서 모형에 2차항이 포함된 변수들의 한계효과를 변수의 여러 값에서 계산하여 <부표 2>에 제시하였다. 연령 및 교육수준의 한계효과는 연령 1세 및 교육년수 1년의 증가가 맞벌이 확률에 미치는 영향을 의미하며 가구소득의 한계효과는 제시된 소득수준에서 가구소득이 10% 증가할 경우 맞벌이 확률에 미치는 영향을 나타낸다.

<표 4>

맞벌이 모형의 추정결과(2005~07)

변수명	추정치	표준편차	한계효과	변수평균
가구주(남편) 나이	-.0915**	(.0363)	.0020	40.8
가구주 나이 제곱	.0012***	(.0004)		
가구주 교육년수	.0942**	(.0402)	-.0107	13.5
가구주 교육년수 제곱	-.0045***	(.0016)		
가구주직업 (준전문가, 사무종사자)	-.0409	(.0405)	-.0161	.35
가구주직업 (고위임직원, 관리자, 전문가)	.0489	(.0629)	.0193	.13
기혼여성 나이	.1491***	(.0333)	-.0011	38.0
기혼여성 나이 제곱	-.0020***	(.0004)		
기혼여성 교육년수	-.1406***	(.0451)	.0227	12.7
기혼여성 교육년수 제곱	.0078***	(.0018)		
가구소득 로그값 (배우자 소득제외)	.3185***	(.0758)	-.1700	17.1
가구소득 로그값 제곱	-.0219***	(.0028)		
미혼자녀 수	-.0324	(.0279)	-.0128	1.56
부모의 동거 여부 (부모 동거=1)	.4883***	(.0632)	.1927	.07
주거형태 (전세)	.0187	(.0379)	.0074	.25
주거형태 (월세)	.0278	(.0508)	.0110	.13
주거형태 (사택, 무상주택)	-.1158	(.0780)	-.0451	.05
출산 여부 (출산=1)	-.7035***	(.0597)	-.2529	.13
유아 여부 (2세이상 미취학아동)	-.3374***	(.0466)	-.1306	.30
초등학생 여부	-.0248	(.0446)	-.0098	.36
중·고등학생 여부	.3014***	(.0452)	.1193	.27
대학생 여부	.1194*	(.0649)	.0473	.07
지역 더미 (서울 외 도시)	-.0374	(.0392)	-.0147	.85
연도더미 (2006=1)	-.0289	(.0356)	-.0114	.33
연도더미 (2007=1)	-.0238	(.0370)	-.0094	.29
표본수		10,060		
R ²		.0792		

주: 모형은 상수항 포함하여 추정. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 표시.

가. 가구주(남편)의 특성이 맞벌이 결정에 미친 영향

먼저 맞벌이 확률은 가구주의 나이에 따라 변하는 것으로 분석되었다. 가구주의 나이는 25세부터 39세까지 맞벌이 결정에 부(-)의 영향을 미치다가 39세 이후부터 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다(<그림 1a> 참조). 가구주의 평균 나이(41세)에서의 한계효과는 0.002로 가구주의 나이가 41세에서 1년 많아지면 배우자가 맞벌이를 할 확률은 0.2%p 높아지는 것으로 추정되었다.

가구주의 교육수준도 맞벌이 결정에 통계적으로 유의한 영향을 미쳤다. 가구주의 교육년수가 증가함에 따라 맞벌이 확률도 높아지다가 가구주의 교육년수가 고교 2학년 수준인 11년 이후부터 교육수준이 높아질수록 맞벌이 확률이 낮아지는 것으로 분석되었다(<그림 1b> 참조). 가구주의 평균 교육년수는 13.5년이며 교육년수가 이 보다 1년 늘어나게 되면 맞벌이 확률은 1.07%p 하락하였다.

가구주의 연령과 교육수준이 맞벌이 결정에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것과는 달리 가구주의 직업은 맞벌이 결정에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다.²⁰⁾

나. 기혼여성의 특성이 맞벌이 결정에 미친 영향

배우자인 부인이 37세가 될 때까지 나이가 많아짐에 따라 맞벌이 확률은 높아지지만 37세 이후에는 맞벌이 확률이 낮아지는 것으로 분석되었다.²¹⁾ 배우자의 평균 나이가 38세이며 나이가 이 보다 1년 많아질 경우 맞벌이 확률은 0.11%p 낮아졌다. 기존연구에서는 기혼여성의 노동시장 참여가 나

20) 가구주의 직업은 세 부류로 구분하였다. 의회의원, 고위임직원, 관리자, 전문가를 한 그룹으로 묶었으며 기술공, 준전문가, 사무종사자가 또 다른 그룹을 구성한다. 나머지 한 그룹은 농·임·어업 숙련노동자, 기능종사자, 조립종사자, 단순노무종사자 등으로 구성되었다.

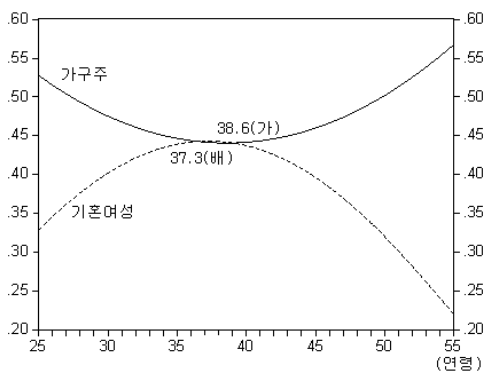
21) 기존 연구에 따르면 일반적으로 여성의 연령이 노동공급에 부정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 위의 분석은 이러한 결과에 어느 정도 일치하는 모습을 보인다.

이가 들어감에 따라 감소하는 것을 건강상의 이유 등 주로 노동공급측면에서 설명하고 있다. 그러나 노동수요측면에서도 여성에 대한 노동수요가 젊은층에 몰려있어 중년 이상 기혼여성에 대한 일자리가 부족한 것도 또 다른 설명이 될 것으로 보인다.

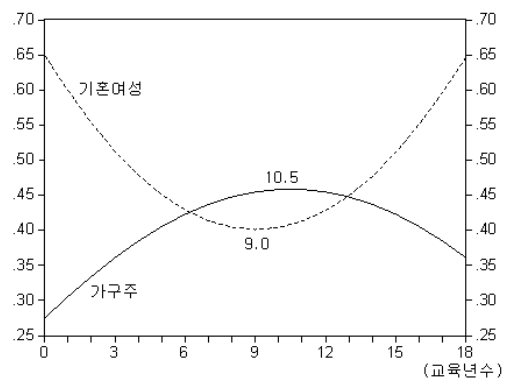
노동의 질과 밀접한 관련이 있는 배우자의 교육수준이 맞벌이 결정에 미치는 영향을 보면 배우자의 교육년수가 중학교 졸업수준인 9년에 이르기까지 교육년수가 맞벌이 결정에 부정적인 영향을 미치지만 이후부터는 긍정적인 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 배우자의 평균 교육년수가 12.7년이며 교육년수가 이 보다 1년 늘어나면 맞벌이 확률은 2.27%p 높아졌다 (<그림 1b> 참조). 이러한 결과는 학력이 높은 기혼여성일수록 노동시장 참여 확률이 낮아진다는 기존연구(양승주 1995, 황윤재·최강식 1999)와 다른 것이다.²²⁾ 교육수준은 공급되는 노동의 질과 직접적으로 관련이 있기 때문에 질 높은 노동이 공급될 경우 취업 가능성을 높인다는 점에서 이는 당연한 결과로 받아들여진다. 또한 고학력 여성에 대한 노동수요가 늘어나고 있는 노동시장의 움직임을 잘 반영하고 있는 것으로 보인다.

<그림 1> 연령 및 교육수준에 따른 맞벌이 확률의 변화

(a) 연령에 따른 변화



(b) 교육수준에 따른 변화



22) 이에 대해서는 p.19에서 자세히 설명하였다.

다. 가구환경이 맞벌이에 미친 영향

첫째, 배우자의 소득을 제외한 가구소득도 맞벌이 확률에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 추정되었다. <그림 2a>를 보면 가구소득의 로그값이 7.3일 경우 맞벌이 확률은 가장 높았으며 그 이후에는 소득이 증가함에 따라 맞벌이 확률이 하락하였다.²³⁾ 그러나 <그림 2b>에서 가구소득의 분포를 보면 평균 가구소득은 2,670만원(로그값으로는 17.1)이다. 따라서 가구소득이 작은 경우에는 맞벌이 확률이 높아지나 가구소득이 증가함에 따라 맞벌이 확률은 낮아졌다.²⁴⁾

둘째, 미혼자녀의 수는 맞벌이 결정에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다. 이는 자녀가 많을 경우 배우자의 노동가능시간이 줄어드나 자녀가 많을수록 생활비 및 교육비가 증가하게 되어 맞벌이 유인이 커지기 때문에 두 가지 영향이 서로 상쇄된 결과로 보인다.

셋째, 자녀의 연령분포를 더미변수로 모형에 포함하여 추정된 결과는 다음과 같다. 먼저 최근 2년 이내에 출산이 있었던 경우 맞벌이 확률이 그렇지 않은 경우에 비해 25.3%p 낮았다. 또한 육아에 많은 시간이 소요되는 유아(2세 이상 미취학 자녀)가 있는 경우 맞벌이 확률이 유아가 없는 경우에 비해 13.1%p 낮았다. 그러나 가구주 또는 배우자의 부모가 함께 사는 기혼여성의 경우 맞벌이 확률은 그렇지 않은 기혼여성에 비해 19.3%p 높았다. 이는 가구의 육아 및 가사 문제가 해결된다면 기혼여성의 경제활동참가가 제고될 수 있음을 보여준다. 그리고 초등학교 자녀가 있는 기혼여성보다 그렇지 않은 기혼여성을 비교해 보면 맞벌이 확률에 통계적으로 유의한 차이가 나타나지 않았다. 그러나 중·고등학교 자녀가 있는 경우는 그렇지 않은 경우에 비해 맞벌이 확률이 11.9%p 높았다. 대학생 자녀가 있는 가구의 경우에도 맞벌이 확률이 대학생 자녀가 없는 가구에 비해 4.7%p 높았다.

23) 가구소득의 로그값이 7.3인 경우 가구소득은 약 1,480원이다.

24) 평균소득에서의 한계효과는 -17.0%p로 추정되었는데 이는 가구소득의 로그값이 1만큼 증가할 경우, 다시 말하면 가구소득이 2,670만원에서 약 7,257만원으로 증가할 경우 맞벌이 확률이 17.0%p 줄어들게 됨을 의미한다.

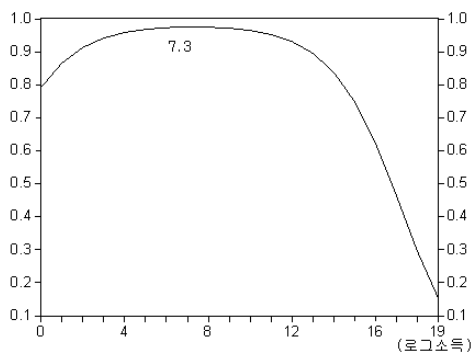
이러한 현상은 기혼여성의 육아부담이 줄어 노동공급 여력이 많아졌기 때문으로 보인다. 그런데 대학생 자녀가 있는 가구의 맞벌이 확률이 중·고등학생 자녀를 둔 가구보다 낮다는 점에 비추어 볼 때 매월 지출되는 학원비 등 교육비 부담이 중·고등학생 자녀를 둔 기혼여성의 맞벌이 확률을 높이는 것으로 추측된다.²⁵⁾

넷째, 가구의 주거형태는 기혼여성의 노동시장 참여에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다. 자가를 소유한 가구에 비해 전세 및 월세 가구의 경우 맞벌이 확률이 조금 높았고 사택과 같은 무상주택에 거주하는 가구의 경우 맞벌이 확률이 4.5%p 정도 낮았으나 통계적으로 유의하지 않았다.

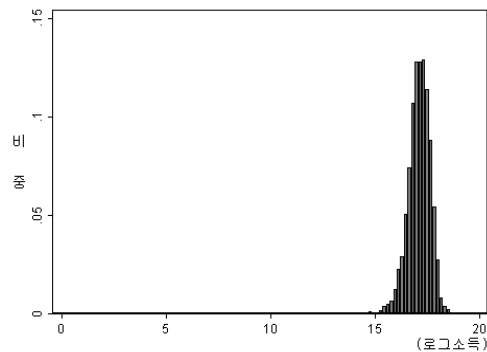
마지막으로 거주지역의 차이가 맞벌이 결정에 미치는 영향을 분석하기 위해 지역 더미(서울과 서울 이외 도시지역)를 모형에 포함하여 추정한 결과, 서울 이외의 도시지역에 거주하는 가구의 맞벌이 확률은 서울에 거주하는 가구에 비해 낮은 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다. 지역 구분과 함께 포함된 연도더미도 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다.

<그림 2> 가구소득에 따른 맞벌이 확률의 변화 및 가구소득 분포

(a) 가구소득에 따른 맞벌이 확률



(b) 가구소득 분포



25) 대학생 자녀를 둔 경우 배우자의 나이가 중·고등학생 자녀를 둔 배우자보다 많아 맞벌이 확률이 낮은 것으로 볼 수도 있으나 배우자의 나이에 의한 차이는 이미 통제되었으므로 나이에 의한 차이는 고려할 필요가 없다.

4. 1998~99년 자료를 이용한 분석 결과와의 비교

본 절에서는 맞벌이 결정에 미친 영향들이 어떻게 변해왔는지를 살펴보기 위해 가계조사 1998~99년 자료를 이용하여 앞에서 사용한 방식과 동일하게 추정하였다. 추정 결과는 <표 5>에 정리되어 있다.²⁶⁾

1998~99년과 2005~07년 두 기간의 비교에서 몇 가지 특이한 점이 발견되는데, 첫째, 1998~99년의 경우 가구주의 연령이나 교육수준이 맞벌이 결정에 전혀 영향을 미치지 않았다는 것이다. 이것은 외환위기 직후라는 당시의 특수성이 반영된 결과로 보인다. 먼저, 1998~99년은 외환위기 직후 실업률이 매우 높았던 시기로 남성 실업률이 1998년 7.8%, 1999년 7.2%에 이르렀다.²⁷⁾ 황윤재·최강식(1999)에 의하면 경기가 좋지 않아 실업률이 높은 경우 기혼여성의 노동시장 참여가 높아지는 것으로 나타났다. 따라서 외환위기 직후 높은 실업률이 가구주의 특성에 상관없이 기혼여성의 맞벌이 유인을 높였을 것으로 생각된다. 그리고 실업률 상승과 함께 1998년에는 남성 기혼 근로자의 평균 실질급여가 6.4%나 하락하였다. 이러한 요인 또한 맞벌이 유인을 높였을 것으로 보인다.

둘째, 배우자의 특성(연령과 교육년수)이 맞벌이에 미친 영향은 양 기간 유사한 것으로 나타났다. 특히 1998~99년 자료를 이용한 분석에서도 기혼여성의 학력이 맞벌이 참여 결정에 미치는 영향은 기존연구와 다르게 추정되었다. 기존연구는 기혼여성의 학력이 높아질수록 유보임금(reservation wage)이 높아지지만 시장임금이 그에 미치지 못하고(황윤재·최강식 1999), 노동시장의 수요구조가 저학력 여성에 몰려있기 때문에(양승주 1995) 학력이 기혼여성의 경제활동참여에 부정적인 영향을 미치는 것으로 보았다. 기존연구가 본 연구와 다른 결과를 얻은 이유로는 분석 시기의 차이에 따라 기혼여성 노동에 대한 수요구조가 변하였거나 가구주의 특성이 모형에 포

26) 2차항의 한계효과는 <부표 3>에 정리하였다.

27) 남성 실업률은 외환위기 위기 이전에는 2%대 후반이었으며 2000년 이후에는 4% 초반에서 3% 후반을 유지하였다.

합되지 않았기 때문인 것으로 보인다.28)

<표 5> 맞벌이 모형의 추정결과(1998~99)

변수명	추정치	표준편차	한계효과	변수평균
가구주(남편) 나이	-.0412	(.0470)		
가구주 나이 제곱	.0006	(.0006)	.0021	38.3
가구주 교육년수	-.0023	(.0604)		
가구주 교육년수 제곱	-.0001	(.0024)	-.0014	12.9
가구주직업 (준전문가, 사무종사자)	.0342	(.0608)	.0120	.33
가구주직업 (고위임직원, 관리자, 전문가)	-.0343	(.0999)	-.0119	.10
기혼여성 나이	.1288***	(.0433)		
기혼여성 나이 제곱	-.0016***	(.0006)	.0054	35.2
기혼여성 교육년수	-.1088**	(.0536)		
기혼여성 교육년수 제곱	.0071***	(.0023)	.0202	11.7
가구소득 로그값 (기혼여성 소득제외)	.5275***	(.0936)		
가구소득 로그값 제곱	-.0360***	(.0039)	-.2428	16.9
미혼자녀 수	-.0608	(.0407)	-.0213	1.60
부모의 동거 여부 (부모 동거=1)	.4489***	(.0738)	.1682	.09
주거형태 (전세)	.0112	(.0528)	.0039	.39
주거형태 (월세)	.0242	(.0760)	.0085	.12
주거형태 (사택, 무상주택)	-.2080*	(.1225)	-.0688	.04
출산 여부 (출산=1)	-.7764***	(.0796)	-.2306	.19
유아 여부 (2세이상 미취학아동)	-.3187***	(.0657)	-.1086	.37
초등학생 여부	.1229*	(.0649)	.0435	.30
중·고등학생 여부	.1886***	(.0700)	.0675	.25
대학생 여부	.0267	(.1045)	.0094	.06
지역 더미 (서울 외 도시)	-.0341	(.0518)	-.0120	.82
연도더미 (1999=1)	-.1186***	(.0438)	-.0414	.48
표본수		5,158		
R ²		.1153		

주: 모형은 상수항 포함하여 추정. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 표시.

28) 양승주(1995)에 따르면 기혼여성의 학력이 1985년에는 부(-)의 영향을 미쳤으나 1992년에는 유의한 영향을 미치지 않았다. 이에 따라 80년대 후반 및 90년대 초반 노동수요의 구조 변화 가능성을 추론할 수 있다. 그리고 기존연구는 선형모형을, 본 연구는 비선형모형을 추정하였기 때문에 모형의 차이가 분석결과와의 차이를 가져올 수 있다. 그러나 기존연구와 같이 선형모형으로 추정한 경우에도 기혼여성의 학력은 여전히 맞벌이 확률에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미쳤다.

참고로 노동수요의 구조 변화를 보기 위해 여성취업자의 학력별 비중을 살펴보았다(<부표 4> 참조). 1980년에는 취업여성 중 중졸이하의 비중이 83.1%, 고졸 비중이 14.5%, 대졸이상의 비중이 2.5%로 노동수요가 저학력 여성에 몰려 있었다. 그러나 1992년 취업여성 중 대졸이상의 비중이 처음으로 10%를 넘어섰으며 2007년에는 31%로 상승하였다. 반면에 2007년 취업여성 중 중졸이하 여성의 비중은 29%로 하락하였다. 고졸여성 비중은 1980년 14.5%에서 상승하여 2004년 41%로 최고점에 달한 이후 2007년 40%로 하락하였다. 이는 여성에 대한 노동수요가 고학력을 선호하는 방향으로 움직이고 있음을 의미한다.

셋째, 가구환경의 경우 가구소득과 주거형태, 그리고 자녀의 연령분포가 맞벌이 확률에 미치는 영향에 있어서 다소 차이를 보였다. 2차항을 고려한 한계효과를 비교해보면(<부표 2> 및 <부표 3> 참조) 가구소득이 10% 증가할 경우 2005~07년 자료에서는 맞벌이 확률의 하락폭이 가구소득별로 비슷하였으나 1998~99년 자료의 경우 가구소득이 높아질수록 맞벌이 확률의 하락폭은 줄어드는 경향을 보였다.

1998~99년 자료에서는 사택 및 무상주택에 사는 가구의 경우 2005~07년 자료와는 달리 자가에 거주하는 가구에 비해 맞벌이 확률이 통계적으로 유의하게 낮은 것으로 나타났다.²⁹⁾ 그리고 1998~99년 자료의 경우 대학생 자녀가 있는 가구와 그렇지 않는 가구 사이에 맞벌이 확률이 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다.

29) 이는 자가의 경우 대출로 집을 마련한 경우 부채상환 등으로 기혼여성이 노동시장에 참여할 유인이 높을 수 있으며 전세 및 월세의 경우에도 주택마련을 위해 기혼여성의 노동시장 참여 유인이 높을 수 있기 때문에 상대적으로 주택구입에 대한 부담이 적은 사택 및 무상주택에 사는 여성의 경우 노동시장 참여 유인이 낮게 나타난 것으로 보인다.

IV. 결론 및 시사점

본 연구는 가구주가 근로자로 취업한 가구의 기혼여성이 노동공급을 결정(맞벌이)하는데 영향을 미치는 요인을 가구의 특성, 기혼여성의 특성, 가구환경 등의 변수를 이용하여 살펴보았다. 본 연구에서 근로자 가구의 기혼여성을 분석대상으로 삼은 이유는 서론에서도 언급한 바와 같이 가구주가 취업하지 않은 기혼여성의 경우에 비해 상대적으로 노동공급을 늘릴 여지가 클 것이기 때문이었다. 분석기간은 2005~07년이며 비교를 위해 1998~99년 자료도 이용하여 추정하였다.

분석 결과 가구의 특성, 배우자의 특성, 가구환경 등이 모두 맞벌이 확률에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가구의 연령이나 학력수준보다는 배우자 본인의 연령과 학력수준이 맞벌이에 미치는 영향이 더 큰 것으로 드러났으며 특히 자녀의 연령분포가 큰 영향을 미치고 있었다. 이러한 결과는 다음과 같은 점을 시사한다.

먼저, 기혼여성의 노동공급 제고를 위해서는 무엇보다도 출산 및 육아에 의한 경제활동 단절이 발생하지 않도록 하는 정책이 필요하다. 육아휴직의 실질적 확대와 휴직 후 복귀에 대한 보장 등은 기혼여성의 경제활동을 지속시키는데 도움이 될 것이다. 특히 이러한 정책은 저출산 문제 해결에도 일조할 것이다. 김우영(2007)에 따르면 학력이 높은 여성일수록 결혼 확률이 낮아지기는 하지만 일단 결혼을 하면 학력이 높은 여성일수록 출산 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 학력이 높은 여성이 결혼을 기피하거나 연기하는 이유로는 결혼에 의한 경력 단절, 사회활동 중단, 육아 부담 등을 들 수 있는데, 결혼 후 또는 출산 후에도 경제활동이 가능하다면 결혼의 기피나 연기가 많이 줄어들 것으로 보이며, 이에 따라 결과적으로 출산율 하락도 완화될 것으로 예상된다.³⁰⁾ 특히 가구주나 기혼여성의 부모가 동거하

30) 2007년 우리은행이 비정규직 여성을 정규직으로 전환한 후 출산휴가 신청이 증가하였다. 이는 육아휴직 및 직장복귀 보장과 자녀 학자금 지원 등의 혜택에 의한 것으로 분석된다(2008년 2월 12일자 조선일보).

는 경우 맞벌이 확률이 높아지는 것으로 분석되었는데 이는 육아나 가사의 직접적인 도움 때문이다. 따라서 육아문제가 해결되면 기혼여성의 노동시장 참여가 크게 증가할 것이므로 이에 대한 사회의 적극적인 관심과 정책 마련이 필요하다.

그리고 기혼여성의 경제활동에 대한 인식 전환이 필요하다. 본 연구에 따르면 출산 및 육아에 의해 단절된 기혼여성의 경제활동이 자녀들이 중·고등학생이 되었을 때 일시적으로 증가하는 것으로 나타났다. 이는 부분적으로 기혼여성이 교육비 등 일시적 비용상승을 보전하기 위해 나타난 현상이기는 하지만 인적자본 활용 측면에서 볼 때 바람직한 현상은 아니다. 기혼여성의 노동력이 경제발전과 연결되기 위해서는 일시적 비용상승에 의한 노동시장 참여보다는 지속적인 참여가 필요하다. 특히 30대 후반부터 기혼여성의 연령에 따라 맞벌이 확률이 하락하는데 이는 중년 이상 기혼여성의 인적자본을 활용하는 노동수요가 부족하거나 남녀간 차별적인 노동환경이 원인일 수 있다. 이를 해결하기 위해서는 기혼여성의 경제활동 참여에 대한 사회 인식이 전환되어야 한다.

마지막으로 본 연구는 기혼여성의 학력이 높을수록 맞벌이 확률이 높아진다는 결과를 얻었는데 이는 기존연구와 다른 결과이다. 이것은 기존연구의 분석시기 이후(80년대 말부터 90년대 중반) 여성 노동수요에 대한 구조적인 변화가 나타났기 때문인 것으로 보인다. 이에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다.

<참고문헌>

- 김우영, "여성의 출산과 경제활동참가 결정요인 분석," 금융경제연구, 제307호, 한국은행, 2007.
- 김지경·조유현, "기혼여성의 노동공급 결정요인에 관한 연구," 『대한가정학회지』, vol.39, no.2, 2001, pp.15-24.
- 성지미, "맞벌이 여성의 시간 분배 결정요인," 『노동정책연구』, vol.4, no.4, 2006, pp.1-29.
- 양세정, "맞벌이가구의 가계특성요인 분석," 『사회과학연구』, vol.18, 2004, pp.1-18.
- 양승주, "기혼여성의 노동공급행태분석," 『한국인구학회지』, vol.19, no.1, 1995, pp.63-87.
- 황수경·김가을, "기혼여성의 경제적 지위-맞벌이가구를 중심으로-," 『노동리뷰』, vol.9, 2005, pp.38-48.
- 황윤재·최강식, "기혼여성의 노동공급 결정요인," 『계량경제학보』, vol.10, no.1, 1999, pp.35-69.
- Becker, Gary, "A Theory of the Allocation of Time," *Economic Journal*, vol.75, 1965, pp.493-517.
- Connelly, Rachel, "The Effect of Child Care Costs on Married Women's Labor Force Participation," *Review of Economics and Statistics*, vol.74, no.1, 1992, pp.83-90.
- Mahoney, Thomas, A., "Factors Determining the Labor-Force Participation of Married Women," *Industrial and Labor Relations Review*, vol.14, no.4, 1961, pp.563-577.
- Mincer, Jacob, "Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply," in Aspects of Labor Economics, Princeton: NBER, 1963.

- Nawata, Kazumitsu and Masako Ii, "Estimation of the Labor Participation and Wage Equation model of Japanese Married Women by the Simultaneous maximum likelihood Method," *Journal of Japanese International Economies*, vol.18, 2004, pp.301-315.
- Prieto-Rodriguez, Juan and Cesar Rodriguez-Gutierrez, "Participation of Married Women in the European Labor Markets and the "Added Worker Effect"," *Journal of Socio-Economics*, vol.32, 2003, pp.429-446.

<부록>

<부표 1>

주요국 여성의 경제활동참가율

단위: %

	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2004	2005	2006	2007
미국	43.3	46.3	51.5	54.5	57.5	58.9	59.9	59.2	59.3	59.4	59.3
캐나다	38.3	44.4	51.0	54.9	58.5	57.3	59.5	62.0	61.8	62.1	62.7
프랑스	39.8	41.7	44.5	46.4	46.8	48.3	49.9	50.6	50.6	51.1	51.3
독일	38.4	39.3	40.3	41.1	43.6	47.1	48.4	49.2	50.3	51.2	--
영국	42.2	46.6	48.6	50.8	54.0	53.5	55.2	55.9	56.2	56.7	56.5
일본	48.7	45.7	46.6	47.6	49.1	49.3	48.6	47.6	47.7	47.9	47.9
한국	39.3	40.4	42.8	41.9	47.0	48.4	48.6	49.8	50.0	50.2	50.1

자료: Comparative Civilian Labor Force Statistics, 10 Countries, 1960-2007, US Bureau of Labor Statistics, 경제활동인구조사

<부표 2>

맞벌이 확률에 대한 각 변수의 한계효과(2005-07)

연령	한계효과		교육 수준	한계효과		실질소득 (만원)	한계 효과
	가구주	기혼여성		가구주	기혼여성		
25	-.0128	.0177	6	.0158	-.0185	2,000	-.0159
30	-.0081	.0112	7.5	.0106	-.0092	3,000	-.0163
35	-.0034	.0036	9	.0053	-.0002	4,000	-.0162
40	.0013	-.0043	10.5	-.0000	.0089	5,000	-.0159
45	.0060	-.0119	12	-.0053	.0182	6,000	-.0155
50	.0108	-.0182	14	-.0124	.0309	7,000	-.0151
55	.0153	-.0210	16	-.0191	.0430	8,000	-.0147
			18	-.0252	.0519	9,000	-.0143
						10,000	-.0139

주: 소득의 한계효과는 실질 소득이 10% 증가할 경우 맞벌이 확률의 변화를 나타냄.

<부표 3>

맞벌이 확률에 대한 각 변수의 한계효과(1998-99)

연령	한계효과	교육 수준	한계효과	실질소득 (만원)	한계효과
	기혼여성		기혼여성		
25	.0137	6	-.0080	2,000	-.0234
30	.0106	7.5	-.0009	3,000	-.0205
35	.0056	9	.0062	4,000	-.0177
40	-.0000	10.5	.0136	5,000	-.0152
45	-.0057	12	.0217	6,000	-.0131
50	-.0106	14	.0338	7,000	-.0114
55	-.0138	16	.0466	8,000	-.0100
		18	.0577	9,000	-.0087
				10,000	-.0077

주: 소득의 한계효과는 실질 소득이 10% 증가할 경우 맞벌이 확률의 변화를 나타냄.
 가구주의 연령 및 교육수준은 통계적으로 유의하지 않아 제외됨.

<부표 4>

여성 취업자 중 학력별 비중

교육정도	1980	1985	1990	1995	2000	2004	2005	2006	2007
취업자 중 여성의 비중	0.382	0.390	0.408	0.405	0.414	0.415	0.417	0.419	0.419
여성취업자 중 각 학력별 비중									
중졸이하	0.831	0.715	0.606	0.473	0.411	0.328	0.318	0.307	0.294
고졸	0.145	0.236	0.311	0.392	0.397	0.411	0.406	0.399	0.400
대졸이상	0.025	0.049	0.082	0.135	0.192	0.261	0.276	0.294	0.307

자료: 경제활동인구조사(통계청)