

정부의 자녀양육 보조금이
기혼여성의 노동시장 참여에 미치는 영향
: 패널분석 방법을 이용하여
The Effect of Governmental Financial Support of
Child Care on Married Women's Labour Force Participation
: A Panel Data Analysis

한영선(Young-Sun Han)*

Department of Home Economics Education, Korea University

<Abstract>

This study analyzes how governmental financial support of child care affects the participation of married women in the labor market in Korea. This dynamic analysis used data gathered over four years via the fifth to the eighth Korea Welfare Panel Studies (KWPS). The major results are as follows.

First, child care allowance has a negative effect on the participation of married women in the labour market. Providing cash for child care seems to decrease women's labour market participation by cementing the role of women as the primary child care providers in the household.

Second, the support for families, used by child care facilities, is found to increase the probability of married women working either part-time or full-time, thereby decreasing the burden on household budgets caused by child care costs.

In conclusion, governmental policy-based child care benefits, used by child care centers, should be continued so that married women may participate in the labour market while raising their children.

▲주제어(Key Words) : 기혼여성의 노동시장 참여(married women's labour force participation), 패널자료 분석(panel data analysis), 양육수당(child care allowance), 보육료 보조(child care subsidy)

I. 서론

OECD(2009) 통계에 의하면 다수의 국가들에서 아동보육을 위한 정부의 지출규모가 증가추세를 보이는 것으로 나타났다. GDP 대비 미취학 아동을 위한 양육에 각국 정

부가 지출한 비용의 비중은 1998년에 스웨덴 1.1%, 노르웨이 0.8%, 프랑스 1.1%, 영국 0.6%, 한국 0.1%를 기록한 이후 2009년에는 스웨덴 1.4%, 노르웨이 1.2%, 프랑스 1.1%, 영국 1.1%, 한국 0.7%로 보고되었다(OECD, 2009).

일찍이 서구사회에서는 제2차 세계대전 이후 여성의

* Corresponding Author : Young-Sun Han, Department of Home Economics Education, Korea University, 145 Anam-ro, Seongbuk-gu, Seoul 136-701, Korea, Tel: +82-2-3290-2320, E-mail: youngsun3@korea.ac.kr

노동시장 참여가 증대되면서 보육서비스에 대한 수요도 증가하게 되었다(J. Heckman, 1974; J. Mincer, 1974). 아동보육에 대한 개인이나 가족 외 국가의 책임이 강조되면서 정부에서는 부족한 양질의 보육서비스를 확충하고, 아동양육을 위한 보조금으로 보육료, 양육수당 등을 가계에 제공하였다. 이러한 정부의 아동양육 지원은 취업여성들에게는 자녀를 출산하고 양육하게 됨에 따라 손실될 수 있는 임금, 경력, 직업훈련 등의 기회비용(opportunity costs)을 감소시키고, 가계에는 자녀를 낳고 키우게 되면서 드는 비용을 낮추게 되어 기혼여성들의 취업을 장려함과 동시에 가계에서 자녀를 출산하고 양육할 수 있는 기반이 된다(G. S. Becker, 1993).

다수의 실증연구들(D. M. Blau & P. K. Robins, 1988; G. Cleveland, M. Gunderson, & D. Hyatt, 1996; R. Connelly, 1992; D. Del Boca & D. Vuri, 2004; D. C. Ribar, 1992)에서는 가계가 지불하는 자녀양육 비용규모의 증가가 취업여성들의 순이익을 감소시켜 여성 노동시장 참여에 부적영향을 미치는 것으로 보고된다. 이에 따라 취업여성들의 자녀돌봄에 따른 기회비용이나 자녀돌봄에 가계가 지출하게 되는 비용부담을 낮출 수 있는 정부의 정책이 요구되면서 각국에서는 아동양육을 지원하는 정부의 지출규모가 증가하게 되었다.

각국 정부의 아동양육 지원을 보면, 프랑스의 경우 일찍이 가족정책에 있어 “출산장려주의를 채택하면서 자녀를 낳고 키우는 것에 대한 국가의 책임을 강조”하였다(J. S. Lee, J. Y. Shin, & N. R. Yoon, 2010, p.322). 1980년대 프랑스에서는 보육제도 개편을 통해 보육서비스 이용권자들이 정부로부터 받은 보육비로 공보육과 다양한 민간 보육서비스들 중 선택하여 이용할 수 있도록 하였다(S. A. Hong, 2005). 2014년 현재 프랑스에서는 0-2세의 자녀가 있는 가정에서 보육기관을 이용할 경우 보육비용을 지원하고, 보육기관을 이용하지 않고 부모가 직접 아이를 돌볼 경우 양육수당을 지급하고 있다. 3-6세미만 자녀가 있는 가정에는 교육부와 지방정부의 재원에 의해 유치원(école maternelles)을 무료로 이용할 수 있도록 하였다(S. A. Hong, 2005).

스웨덴에서는 1974년 모든 아동들에게 수당을 지급하는 아동수당제도가 도입되었고, 제2차 세계대전 이후 1960-70년 경제부흥기에 국가차원에서 여성들의 노동시장 진출을 장려함에 따라 일하는 여성들의 아동보육 서비스 부족이 사회적 문제로 부상하면서 유아학교법(Pre-school Act)에 의해 공보육 서비스를 대폭적으로 확충하였다(S. A. Hong et al., 2008). 영국의 경우 1990년대 저소득층 가정을 포함한 한부모 가정의 여성들이 그들의 자녀를 맡길 수 있는 보육기관의 부족으로 취업에 어려움을 겪게 되고, 결국

자녀돌봄 문제가 어머니들의 취업 방해요인이 되어 빈곤, 실업, 교육의 불평등성, 빈부격차 등의 사회문제로 이어지게 되었다. 이러한 문제를 해결하고자 영국 정부는 1999년 아동의 신체적·정서적 발달을 지원, 자녀돌봄 문제를 해결하고 저소득층, 한부모 가정의 어머니들의 취업을 지원하는 슈어 스타트 지역 프로그램(Sure Start Local Program)을 실시하게 되었다.

우리나라에서는 1991년 「영유아보육법」이 제정되면서 아동보육에 대한 사회적 관심이 증가되었고, 1992년에는 가구소득에 따른 ‘차등보육료’를 지원하기 시작하였다. 2005년 4년 인증주기의 보육기관 평가인증제를 실시하여 보육서비스의 질적 향상을 위한 기초를 다지게 되었고, 2006년 ‘영아 기본보조금’을 민간시설에 제공하게 되면서 아동보육에 대한 정부의 정책이 본격적으로 시작되었다.

2009년에는 「아이사랑플랜 2009-2012」에 의해 정부에서 만0-4세 아동을 대상으로 한 ‘차등보육료’를 지급하기 시작하였는데 이 때 정부지원 단가는 이용하고 있는 보육기관, 아동의 연령, 가구소득 수준 등에 의해 차이가 있었다. 만5세 아동의 경우 소득하위 70%이하 가구는 정부로부터 무상보육료를 지원받았고, 최저생계비 120%이하의 가정에서 만0-1세 영유아가 보육기관을 이용하지 않을 경우 월 10만원의 양육수당을 제공받을 수 있도록 하는 ‘양육수당제’가 도입되었다(S. E. Choi & S. J. Woo, 2009). 각 가정에서는 정부로부터 제공받은 ‘보육료를 사용할 때 I-사랑카드라 하여 보육서비스 이용권을 전자카드에 담아 보육시설을 이용할 수 있도록 하는 전자바우처 제도 방식”에 의해 보육비를 지급받을 수 있다(H.-C. Jung, 2011, p.345).

지나해 2013년에는 「영유아보육법」개정으로 해당 법률 제34조에 의거한 ‘무상보육제’가 시작되었다. 소득계층과 관계없이 어린이집을 이용하는 만0-5세 영유아가 있는 가구는 보육료 등을 지원받을 수 있게 되었고¹⁾, 소득계층과 무관하게 유치원에 다니는 만3-5세 아동이 있는 가정에는 유아학비가 지원되어 국공립 유치원에 다니는 자녀가 있는 가정은 월 60,000원을, 사립유치원에 다니는 자녀가 있는 가정은 월 220,000원을 지원받을 수 있도록 하였다. 양육수당제도는 소득계층과 무관하게 만0-5세 아동을 가정에서 직접양육 할 경우 보육기관을 이용하는 가정에만 지급되는 보육료로 인한 형평성 문제를 해결하고, 아동양육에 따른 가계의 경제적 부담을 경감할 수 있도록 하여 기존의 양육수당제도에서 개선되었다.²⁾

1) 보육료 지원단가는 아동의 연령에 따라 차이가 있어 만0세의 아동의 경우 394,000원, 만1세 아동 347,000원, 만2세 286,000원, 만3-5세 누리공통 과정의 경우 220,000만원을 지급받게 된다(Bokjiro, 2014).

2) Bokjiro(2014). Retrieved from <http://online.bokjiro.go.kr/>

각국의 아동양육에 대한 정부의 지원규모나 방식 등에는 차이가 있으나 우리나라를 포함한 다수의 국가들은 아동양육에 대한 가계부담을 해소할 수 있도록 정부의 지원을 확대하고 있는 것으로 보인다. 이렇게 아동양육에 대한 정부의 지원이 확대되면서 정부가 제공하는 다양한 형태의 아동양육 보조금이 가계나 아동에 미치는 영향을 분석한 연구들이 진행되었다. 아동양육에 대한 정부의 지원이 출산에 미치는 영향을 분석한 연구들(E. L. Lehrer & S. Kawasaki, 1985; K. Hank & M. Kreyenfeld, 2004), 정부의 양육보조금이 아동발달에 미치는 영향에 관한 연구들(D. M. Blau, 1999; H. Carollee, A. P. Deborah, & M. Whitebook, 2008; C. Herbst & E. Tekinb, 2010), 정부의 양육비 지원이 가계 경제적 복지에 미치는 영향을 분석한 연구들(F. Brooks, 2002; N. D. Forry, 2009)이 진행되었는데, 그 중 정부의 아동양육 지원이 여성의 노동시장 참여에 미치는 영향을 분석한 다수의 연구들이 발견되었다. 여성 노동참여와 관련된 초기 연구들(D. M. Blau & P. K. Robins, 1988; D. C. Ribar, 1992; J. Kimmel, 1998)은 가계에서 지출하는 보육비용 증가가 여성의 노동시장 참여에 부정적영향을 미치기 때문에 가계 보육비 부담을 줄여주기 위한 정부의 아동양육 지원의 필요성을 주장하였다. 각국 정부의 아동양육을 위한 현금지원 및 보육료 지원이 점차 증가함에 따라 이러한 정부의 아동양육 보조금이 기혼여성의 노동시장 참여에 미치는 영향을 분석한 연구들이 다수 발견되었는데 이 연구들(S. L. Averett, H. E. Peters, & D. M. Waldman, 1997; D. M. Blau, & P. K. Robins, 1988; S. K. Danziger, E. O. Ananat, & K. G. Browning, 2004; S. Gustafsson & F. Stafford, 1992; J. Kimmel, 1998; M. K. Meyers, T. Heintze, & D. A. Wolf, 2002)에서는 정부의 아동양육 지원이 여성 노동시장 참여여부 또는 시간제, 전일제 노동참여에 영향을 미치는 중요한 요인인 것으로 보고되었다.

이러한 흐름에 맞추어 최근 국내에서도 정부의 아동양육 보조금이나 가계부담의 보육비 지출이 여성 노동시장 참여에 미치는 영향을 분석한 연구(Y. Y. Cho, 2007; S. E. Choi, 2011; S. E. Choi & S. J. Woo, 2009; J. W. Kim, 2003)가 이루어졌다.

그러나 국내 선행연구들의 경우 정부가 제공하는 보육 보조금인 보육료나 양육수당 등을 정확히 구분하지 않고 여성 노동시장 참여에 대한 효과성을 분석하였고, 실제로 정부로부터 제공받은 보육료나 양육수당의 액수 역시 정확히 측정하지 못한 자료를 이용하여 분석하였다. 그리고 대부분의 연구가 횡단면 자료를 이용하여 정부의 자녀양육

보조금이 여성 노동시장 참여에 미치는 영향을 분석하였기 때문에 시간의 흐름에 따라 변화하게 되는 변수들(여성연령, 자녀수, 가계소득, 정부로부터 제공받는 보육료, 양육수당, 가계부담 보육비 등)이 여성 노동시장 참여에 미치는 영향력을 충분히 분석하지 못한 한계를 지닌다.

따라서 본 연구에서는 『한국복지패널』 (Korea Welfare Panel Study; 이하 KWPS) 자료를 이용한 패널자료 분석(panel data analysis)을 통해 우리나라 정부에서 제공하는 두 가지 형태의 양육보조금인 보육료 지원, 양육수당이 기혼여성의 노동시장 참여여부와 시간제 및 전일제 노동참여에 미치는 영향을 분석한다. 정부차원의 양육보조금이 기혼여성들의 자녀양육에 대한 부담을 감소시킬 수 있는지 여부를 확인하고, 어머니들의 노동시장 참여에 대한 영향력을 검증하게 되어 어린 자녀가 있는 가계의 보육지원을 위한 정부정책에 기초를 제공할 수 있을 것으로 기대한다.

II. 선행연구 고찰

1. 기혼여성 노동시장 참여에 영향을 미치는 변인들

신가계경제학자인 베커는 1965년 시간배분이론(A theory of the allocation of time)을 통해 여성의 노동시장 참여를 설명하였다. 베커는 개인이나 가족은 그들의 효용을 극대화할 수 있도록 시장노동과 비시장노동(가사노동, 여가)간 시간을 배분하는데 여성은 주로 가사노동에, 남성은 주로 시장노동에 비교우위(comparative advantage)를 가지기 때문에 이러한 성별 노동분담에 따른 전문화와 교환이 가족의 효용을 증가시킬 수 있다고 설명하였다(G. S. Becker, 1965). 그러나 여성의 교육수준 상승에 의해 노동시장에서 받을 수 있는 여성의 시장임금이 높아지게 되었고, 가사노동 대체상품의 공급 등으로 여성들에게 있어 기존의 시장노동 시간가치와 비시장노동 시간가치가 변화하게 됨에 따라 제2차 세계대전 이후 본격적으로 여성 노동시장 참여가 증대되기 시작하였다(J. Heckman, 1974; J. Mincer, 1974).

기존 선행연구들에서는 기혼여성의 노동시장 참여에 영향을 미치는 요인으로 여성 개인특성, 가계특성 등을 제시하고 있다. 각 변수들이 여성 노동시장 참여에 미치는 기존 연구들의 결과를 보면 다음과 같다.

먼저 여성 개인특성 중 여성연령은 노동시장 참여와 비선형성(non-linearity)이 가정되는데 일반적으로 연령이 증가함에 따라 기혼여성의 노동시장 참여 가능성은 증가하다가 일정 시점 이후 감소하게 된다고 보고되고 있다(D.

Blau & E. Tekin, 2007; D. M. Blau & P. K. Robins, 1988; M. Rønsen, 2009; D. C. Ribar, 1992).

교육수준에 따른 여성 노동시장 참여 경향은 교육수준이 증가함에 따라 여성들은 가정 내 머무르는 시간이나 여가시간은 감소시키고, 시장노동에 투입하는 시간을 늘리게 되는 대체효과(substitution effect)가 소득효과(income effect)보다 우세하게 되어 여성의 높은 교육수준은 그들의 노동시장 참여에 정적영향을 미치게 된다(G. S. Becker, 1965; J. Heckman, 1974; J. Mincer, 1974). 그러나 우리나라의 경우 여성 교육수준 증가가 여성의 노동시장 참여에 어떠한 영향을 미치지 못한다고 보고되기도 한다(H. J. Min, 2008; H. Kim & J. Weon, 2004). 이러한 원인은 우리나라에서 여성의 교육수준에 따른 여성취업 경향은 “학력에 따른 어떠한 차이가 없이 전반적으로 여성들이 취업을 덜 하기 때문”인 것으로 보고된다(S. Woo & H. Min, 2007, pp.87-90). 또한 고학력 여성들이 출산 후 일과 자녀양육을 양립하기 어려운 제반환경으로 인해 여성들의 교육수준의 차이가 노동시장 참여에 어떠한 영향도 미치지 못하는 것으로 보고되기도 한다(H. Kim & J. Weon, 2004).

노동시장에서 받을 수 있는 여성 시간당 임금의 경우 여성의 노동시장 참여에 영향을 미치는 중요한 변수로 보고된다. 여성들은 시장노동의 시간가치와 비시장노동의 시간가치를 비교하여 시장노동 시간가치가 비시장 노동 시간 가치보다 우세할 때 노동시장에 참여하게 되는데 이때 시장노동 시간가치는 시장에서의 임금으로 산출될 수 있다. 따라서 여성 노동시장 참여를 분석한 대다수의 연구들(C. L. Baum II, 2002; M. C. Berger & D. A. Black, 1992; R. Connelly, 1992; J. Heckman, 1974; J. Mincer, 1974)은 여성의 시간당 임금 변수를 여성취업에 영향을 미치는 중요한 설명변수로 간주하여 여성임금의 여성 노동시장 참여에 대한 효과를 추정하였다.

다음으로 기혼여성의 노동시장 참여에 영향을 미치는 가계변수로는 타가구원에 의한 가계소득, 6세이하 자녀 수, 부모와의 동거, 거주지역 등이 있다. 여성 본인임금을 제외한 타가구원에 의한 가계소득이 높아질수록 비시장노동 시간에 대한 수요가 증가하게 되어 여성이 노동시장에 참여하지 않을 가능성이 높아진다. 결국 타가구원에 의한 가계소득의 증가는 여성의 비시장 노동시간의 가치를 상승시키고, 시장노동 시간의 가치를 감소시킨다고 볼 수 있다(C. L. Baum II, 2002; J. Heckman, 1974; J. Kimmel, 1998; J. Mincer, 1974).

취학전 어린자녀 변수의 경우 여성들의 가정내 머무르는 시간의 가치를 상승시켜 여성 노동시장 참여에 부적영향을 미치게 되는 요인으로 보고된다(S. L. Averett, H. E. Peters, & D. M. Waldman, 1997; C. L. Baum II, 2002; R.

Connelly, 1992; J. Heckman, 1974; J. Kimmel, 1998; J. Mincer, 1974).

부모와의 동거여부도 기혼여성의 노동시장 참여에 영향을 미치게 된다고 보고되는데 여성들이 출산 후 취업을 하거나 취업상태를 유지하기 위해서는 여성들의 돌봄시간을 대체해 줄 수 있는 보육기관이나 가정내 함께 거주하는 성인 등이 필수적이다. 따라서 여성들이 노동시장에 진입하고자 할 때 그들을 대신하여 자녀를 돌봐 줄 수 있는 부모와의 동거는 여성노동시장 참여에 정적영향을 미칠 수 있게 된다(B. Arpino, C. Pronzato, & L. Tavares, 2010; M. Kreyenfeld & K. Hank, 2000).

거주지역의 경우 대도시에서는 중소도시보다 일자리가 더 많이 공급되기 때문에 대도시 거주 여성들이 중소도시 거주 여성들에 비해 노동시장 참여 가능성이 높다고 보고되고 있다(C. L. Baum II, 2002; R. Connelly, 1992; J. Heckman, 1974; J. Kimmel, 1998; M. K. Meyers, T. Heintze, & D. A. Wolf, 2002).

본 연구에서는 선행연구들에서 검증한 기혼여성의 노동시장 참여에 영향을 미치는 변인들의 영향력을 확인하기 위해 여성 개인특성, 가계특성 등을 설명변수로 투입하여 기혼여성의 노동시장 참여에 대한 분석을 시도하고자 한다.

2. 정부의 자녀양육을 위한 보조금과 기혼여성의 노동시장 참여

정부가 제공하는 자녀양육을 위한 보조금이 기혼여성의 노동시장 참여에 미치는 영향을 분석한 기존연구의 일반적 경향을 보면, 초기 연구들의 경우 가계가 부담하는 양육비용이 여성의 노동시장 참여에 미치는 영향 분석에 초점을 맞추다가 각 국가에서 아동양육에 대한 국가의 책임이 강조되어 정부의 아동양육 정책이 확대되자 정부의 아동양육 보조금이 여성의 노동시장 참여에 미치는 영향을 분석한 연구들이 발견되었다.

먼저 가계부담의 보육비용이 여성 노동시장 참여에 미치는 영향을 분석한 연구를 보면, D. M. Blau and P. K. Robins(1988)는 가계가 지불하는 높은 자녀돌봄 비용이 여성의 노동시장 참여 가능성을 감소시키게 됨을 보고하였고, D. C. Ribar(1992) 역시 가계가 지불하는 자녀돌봄 비용의 증가가 기혼여성의 노동시장 참여에 부적영향을 미치게 된다고 보고하였다. R. Connelly(1992)도 가계부담의 자녀돌봄 비용의 증가가 여성의 노동시장 참여 가능성을 감소시키게 됨을 보고하였고, D. Del Boca and D. Vuri (2004)도 역시 R. Connelly(1992)와 동일한 결과를 보고하고 있다. J. Kimmel(1998)는 『Survey of Income and Program Participation』 자료를 이용한 실증분석을 통해 자녀

돌봄 가격의 상승이 유자녀 기혼여성과 한부모 가족의 어머니들 모두에게 전일제 취업가능성을 감소시킨다고 보고하였다.

G. Cleveland, M. Gunderson, and D. Hyatt(1996)는 「Canadian National Child Care Survey」 자료를 이용한 연구를 통해 자녀돌봄 비용의 상승이 여성의 노동시장 참여 가능성을 낮추게 됨을 보고하였고, M. K. Meyers, T. Heintze and D. A. Wolf(2002)는 실증분석을 통해 저소득층 유자녀 여성에게 자녀돌봄 비용이 여성의 취업장벽이 될 수 있음을 검증하였다. C. L. Baum II(2002)는 저소득층을 중심으로 한 연구에서 “여성취업은 실업률 등과 같은 경제적 상황에 의해 영향을 받지만 자녀돌봄 비용에 의해서도 결정될 수 있다”고 주장하면서 「National Longitudinal Survey of Youth」를 이용한 실증분석을 시도한 결과 시간당 자녀돌봄 비용이 저소득 유자녀 어머니들과 모든 소득계층의 유자녀 어머니들의 취업에 유의미하게 부적영향을 미치게 되는 것을 검증하였다(C. L. Baum II, 2002, p.147).

다음으로 정부의 자녀양육 보조금이 기혼여성의 노동시장 참여에 미치는 영향을 분석한 연구들을 보면, S. Gustafsson and F. Stafford(1992)는 스웨덴에서 자녀돌봄을 위한 정부보조금이 여성의 시간제, 전일제 노동시장 참여 가능성을 증가시킨다고 보고하였다. S. L. Averett, H. E. Peters and D. M. Waldman(1997)도 정부의 자녀돌봄에 대한 보조금 지급이 여성 노동참여 가능성을 크게 증가시키는 것으로 보고하였다. J. W. Kim(2003)은 우리나라에서 정부의 보육지원이 취업모의 노동생산성이나 여성 노동시장 참여에 정적효과가 있음을 확인하였다.

한부모 가족이나 저소득층을 대상으로 하는 연구들을 보면, J. Kimmel(1998)의 연구에서는 정부의 보육보조금이 한부모 가족 어머니들의 노동시장 참여 가능성을 증가시키는 것으로 확인되었다. S. K. Danziger, E. O. Ananat and K. G. Browning(2004) 역시 정부의 자녀양육 보조금이 저소득층 여성의 월소득을 상승시키고, 노동시장 참여에 정적영향을 미치게 됨을 실증분석을 통해 검증하였다. M. K. Meyers, T. Heintze and D. A. Wolf(2002)도 저소득층 한부모 가족 어머니들에게 자녀돌봄을 위한 보조금 지급이 여성들의 노동시장 참여에 정적영향을 미치게 됨을 보고하였다.

양부모 가정을 중심으로 한 연구들을 보면, C. Michalopoulos and P. K. Robins(2000)는 미국의 「National Child-Care Survey」 자료와 캐나다의 「National Child-Care Survey」 자료를 이용하여 미국과 캐나다에서 어린 자녀가 있는 양부모 가정의 어머니 취업에 대한 연구에서 세금혜택 형태의 정부의 보조금이 여성의 전일제 취업 가

능성을 높이고, 여성의 시간제 취업 가능성은 낮추는 것으로 나타났다. K. F. Fox and A. Beller(1993)는 미국에서 아동양육 지원이 여성의 전일제, 시간제 노동참여에 모두 유의미하게 정적영향을 미친다고 보고하였다. H. Kim and J. Weon(2004)의 연구에서는 우리나라에서 자녀보육에 대한 정부의 보조금액이 증가되면 여성의 시간제, 전일제 노동시장 참여도 증가되는 것으로 나타났다. E. Tekin(2007)은 미국에서 아동보육을 위한 금전적 지원이 여성들의 시간제 노동보다 전일제 노동 참여에 보다 유의미한 영향을 미칠 수 있다고 보고하였다.

그러나 이렇게 정부의 양육지원이 여성 노동시장 참여에 정적영향을 미친다고 보고한 연구들과 달리 정부의 자녀양육 보조금이 기혼여성의 노동시장 참여에 어떠한 영향을 미치지 못하거나 오히려 기혼여성의 노동시장 참여에 부적영향을 미치게 된다고 보고하는 연구도 있다.

M. C. Berger and D. A. Black(1992)는 자녀돌봄을 위한 주 차원의 보조금이 미국 켄터키주 저소득층 한부모 가족 어머니들의 노동시장 참여에 어떠한 영향도 미치지 못한다고 주장하였고, 2004년 「보육 실태조사」와 2004년 「보육·교육 이용 및 육구실태조사」 자료를 이용한 Y. Y. Cho(2007) 연구에서도 우리나라에서 보육보조금이 여성들의 시간제, 전일제 노동참여에 어떠한 영향도 미치지 못한다고 보고하고 있다.

S. E. Choi and S. J. Woo(2009)의 연구에서는 한국에서 아동보육료 지원이 여성의 노동시장 참여 가능성을 감소시키는 것으로 나타났고, N. J. Heo and J. E. Seok(2011)은 우리나라에서 정부의 보육료 100% 지원 집단, 보육료 40% 지원 집단의 경우 보육료 비지원집단에 비해 여성들의 취업가능성이 유의미하게 감소되는 것으로 나타났다. 이들은 연구결과를 통해 “보육료 지원제도가 소득이 낮은 계층의 보육비용 경감에는 도움이 되지만 취업에도 도움이 되지 못한다”고 주장하였다(N. J. Heo & J. E. Seok, 2011, p.159). S. E. Choi(2011)도 한국에서 정부의 보육료 지원액과 여성 노동공급은 음의 관계가 있다고 보고하였다. 또한 정부의 자녀양육 보조금의 형태에 따라 여성 노동시장 참여에 대한 영향은 다를 수 있음을 지적하는 연구들도 발견되는데 이 연구들에서는 수당제도와 같은 정부의 현금지급이 수급자들의 자유로운 보육 선택권을 보장하지만 수당제도가 여성들이 경제활동을 선택하는 대신 양육수당을 받고 가정 내에 머물러 아동을 돌보게 되는 선택을 하게 한다고 보고한다(S. A. Hong et al, 2008; T. Kosonen, 2013; M. Røsen, 2009).

P. Schøne(2004)는 정부의 양육수당이 여성 노동시장 참여에 부적영향을 미칠 수 있다고 보고하였다. M. Røsen(2009) 역시 노르딕 국가에서 아동돌봄에 대한 현금지급

이 여성 노동시장 참여에 부적영향을 미칠 수 있음을 검증하였는데 그는 정부의 아동돌봄에 대한 현금지급이 여성들을 전일제 노동보다 시간제 노동 참여를 유도한다고 보고하였다.

그러나 T. Kosonen(2013)의 연구에서는 양육수당제도와 여성 노동시장 진입간 부적관계가 발견되지 않아 기존 연구들의 결과와 차이를 보였다.

기존 선행연구 분석결과 정부의 자녀양육 보조금이 기혼여성의 노동시장 참여에 영향을 미칠 수 있는 중요한 변수임이 확인되었으나 그 영향력의 방향성이나 정도에는 다소 차이가 있는 것으로 확인된다. 지금까지 진행된 연구들 중 해외연구들의 경우 각국 정부의 아동양육 보조금이 일반적으로 기혼여성의 노동시장 참여에 정적영향을 미친다는 연구들이 다수 보고되나 국내 연구들의 경우 우리나라 정부의 자녀양육 보조금이 여성의 노동시장 참여에 어떠한 영향을 미치지 못하거나 오히려 노동시장 참여에 부적영향을 미친다고 보고되고 있다. 국내 연구들의 경우 모두 횡단면 자료를 이용하여 분석하였고, 보육료와 양육수당을 정확히 구분하지 않고 분석한 한계가 있기 때문에 이러한 한계를 극복한 연구의 필요성이 제기되어 본 연구에서는 패널분석 방법을 통해 정부제공의 자녀양육 보조금이 기혼여성의 노동시장 참여여부, 시간제 및 전일제 노동참여에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 따라서 본 연구에서 설정한 연구문제는 다음과 같다.

<연구문제 1> 정부의 보육료 및 양육수당 지급이 기혼 여성의 노동시장 참여여부에 영향을 미치는가?

<연구문제 2> 정부의 보육료 및 양육수당 지급이 기혼 여성의 시간제 노동 및 전일제 노동 참여에 영향을 미치는가?

III. 연구방법

1. 연구자료

본 연구에서는 정부가 제공하는 자녀양육 보조금이 여성 노동시장 참여에 미치는 영향을 분석하기 위해 「한국복지패널; KWPS」 제5차년도(2010년)부터 제8차년도(2013년)까지 총 4년간의 가구 자료와 가구원 자료를 이용하였다.

한국복지패널은 “『2006년 국민생활실태조사』 자료를 기초로 패널가구의 전국 대표성을 확보하기 위해 총 7,000 가구를 중위 소득 60%이하인 저소득 가구 3,500가구와 중위소득 60%이상인 일반 가구 3,500가구를 각각 표본으로

추출하여 그들의 가구형태, 소득수준, 취업상태 등의 실태변화를 동태적으로 파악하여 정책지원에 기여함과 동시에 정책적 효과성 제고를 위한 목적”으로 2006년부터 조사가 실시되어 2013년까지 8차 조사가 이루어졌다.³⁾

본 연구에서 1-4차년도 자료를 제외한 이유는 우리나라의 경우 2009년에 I-사랑 카드를 통한 ‘차등보육료’ 지급과 저소득층을 중심으로 한 ‘양육수당제’가 도입되어 이듬해 2010년 한국복지패널 5차 자료부터 이 두 가지 종류의 아동양육 보조금을 명확히 구분하여 조사하였기 때문이다.

분석대상은 합계출산율에 포함되는 15-49세⁴⁾ 유배우 기혼여성 중 보육료 및 양육수당의 수급대상이 되는 만6세이하 미취학 자녀가 있는 여성들이다. 분석자료는 한국복지패널 5-8차 자료를 통해 구축된 불균형 패널(unbalanced panel) 자료로 총 932명의 여성들의 2,403개의 관찰치가 최종분석에 이용되었다.

2. 변수

본 연구에 이용된 변수의 정의는 <Table 1>과 같다.

1) 종속변수

본 연구의 종속변수는 기혼여성의 노동시장 참여이다. 이때 기혼여성이 노동시장에 참여하는지 여부의 이항변수를 종속변수로 하는 모형과 기혼여성이 시간제 노동 참여, 전일제 노동 참여, 노동시장 미참여의 다항변수를 종속변수로 하는 모형 두 가지로 구분하여 분석하였다.

기혼여성의 노동시장 참여여부 변수는 만6세이하 자녀가 있는 15-49세이하의 기혼여성이 조사년도(t_i)⁵⁾에 임금

3) Korea Welfare Panel Study(2014). Retrieved from <http://www.koweps.re.kr/> 2014. 09. 03

4) 한국복지패널 각 조사년도 자료에서 여성의 연령이 15-49세인 유배우 기혼자이다. 연령은 시간의 흐름에 따라 변하게 되는데 한 기혼여성이 연령이 5-8차년도 조사를 거치게 되면서 49세를 넘게 되는 경우 49세를 넘게 된 당해년도 자료부터 분석대상에서 제외하였다. 그리고 한 여성이 5차년도 조사에서 15-49세의 미혼자였으나 6차년도 조사 당시 15-49세의 유배우 기혼자가 되면 5차년도부터 분석대상에 포함하였다.

5) 패널방정식의 기본모형은 $y_{it} = x_{it}\beta + u_{it}$ 인데 여기에서 관찰된 개체 i 를 t 라는 기간 동안(한국복지패널 5-8차 자료 조사된 2010, 2011, 2012, 2013년) 반복 조사하였을 때 β 는 시간에 따라 변화되지 않는 변수(성별 등)와 시간에 따라 변화되는 변수를 통해 추정된다(Y.-S. Han & Y.-S. Lee, 2014). 패널분석을 이용하면 시간에 따라 변화되는 독립변수들(여성연령, 타가구원에 의한 가계소득, 각 년도별 보육비용, 정부로부터 지급받은 양육수당액, 정부로부터 지원받은 보육료 등)의 값을 반영하여 여성 노동시장 참여가 여성개인 i 의 시간흐름에 따라 어떻게 변화하는지 알 수 있다(I. Min & P. Choi, 2009).

Table 1. Variable Definition

Variable		Definition
Dependent variable	Married women's labour force participation	1=if married woman participates in the labour market 0=if married woman does not participate in the labour market
		1=if married woman does not participate in the labour market 2=if married woman has part-time job 3=if married woman has full-time job
Independent variable	Age	age at the time of each year
	Education	years of schooling
	Hourly ln(wage)	estimated hourly ln(wage)
	Types of working hours	1=full-time, 0=part-time
	Nonearned income (monthly, won)	1=0-1,500,000, 0=others
		1=2,500,001-3,500,000, 0=others
		1=3,500,001-4,500,000, 0=others
	Co-residing with parents(-in-law)	1= $\geq 4,500,001$, 0=others
		1=if co-residing with parents(-in-law) 0=if not co-residing with parents(-in-law)
	Residence	1=if living in the city 0=if living in the town
	Number of children under age 6	1=one child, 0=others
		1=two children, 0=others
		1=three children or more, 0=others
	Years dummy	2011 dummy variable
2012 dummy variable		
2013 dummy variable		
Child care variables (monthly, 10,000won)	child care expenditure in household budgets	
	child care allowance	
	child care subsidy (for parents using child care center)	

노동시장에 참여하였으면 1, 그렇지 않으면 0으로 가변수화 하였다. 기혼여성의 노동시장 참여에 대한 다항로짓 모형의 종속변수의 경우 조사년도(t기)에 기혼여성이 임금 노동시장에 참여하지 않았으면 1, 시간제 임금노동에 참여하였으면 2, 전일제 임금노동에 참여하였으면 3의 범주로 나누었다.

2) 독립변수

(1) 여성의 인구사회학적 특성 변수

여성의 인구사회학적 특성변수는 연령, 교육수준, 추정된 여성 시간당 ln(임금)이다. 여성의 연령과 교육수준은 시간에 따라 변화되는 변수로 연속변수이다. 기혼 여성의 노동시장 참여에 영향을 미치는 여성임금의 경우 한국복

지패널 자료에서 결측치가 다수 발견되어 추정된 여성 시간당 ln(임금) 값을 사용하였다.

한국복지패널 5-8차 자료 각 년도별 여성 시간당 ln(임금)을 소비자물가지수(2010년=100, 한국은행 제공)를 통해 값을 보정한 후 임금방정식의 종속변수로 하여 시간당 여성임금을 추정하였다. 임금방정식에 투입된 독립변수는 선행연구들(C. L. Baum II, 2002; M. C. Berger & D. A. Black, 1992; R. Connelly, 1992; J. Heckman, 1974; J. Mincer, 1974)을 기초로 연령, 연령², 교육수준, 교육수준², 0-6세미만 자녀수, 6-12세미만 자녀수, 12세이상 자녀수, 대도시로 선정하였다. 여성 노동시장 참여 모형에 투입된 추정된 여성 시간당 ln(임금)은 <Table 2>의 임금방정식에 의해 추정된 계수를 Mincer(1974)의 임금방정식으로 환

Table 2. Estimated Married Women's Hourly Wage

Variable	Pooled	Fixed-Effects	Random-Effects
	Coef. (Std. Err.)	Coef. (Std. Err.)	Coef. (Std. Err.)
constant	-2.265*** (0.144)	-4.362*** (0.909)	-2.348*** (0.196)
Age	0.053*** (0.006)	0.092** (0.028)	0.051*** (0.008)
Age ²	-0.001*** (0.000)	-0.000 ⁺ (0.000)	-0.001*** (0.000)
Education	-0.013 ⁺ (0.007)	-0.001 (0.108)	-0.007 (0.011)
Education ²	0.006*** (0.000)	0.002 (0.004)	0.005*** (0.001)
Number of children aged 0-6	-0.126*** (0.025)	-0.228*** (0.046)	-0.192*** (0.029)
Number of children aged 7-11	-0.103*** (0.018)	-0.054 (0.041)	-0.107*** (0.022)
Number of children aged 12+	-0.005 (0.012)	0.002 (0.030)	-0.006 (0.016)
City(ref. town)	0.125*** (0.019)	0.100 (0.110)	0.133*** (0.027)
Number of obs.	7477	7477	7477
Number of groups		3034	3034
R-squared	0.3403		
Adj R-squared	0.3396		
R-squared: overall		0.0941	0.3393
Wald chi ² /F	481.45(8,7468)***	11.30(8,4435)***	1872.60(8)***
sigma_u		1.2475419	0.65075355
sigma_e		0.53514873	0.53514873
rho		0.84458829	0.59656495

⁺ $p < .1$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

산한 것이다. Pooled 모형은 본 연구자료가 패널자료임을 가정하지 않고 추정된 모형이고, Fixed-Effects 모형과 Random-Effects 모형은 연구자료가 패널자료임을 가정하고 추정된 결과이다. 여성 노동시장 참여 분석에 설명변수로 사용된 여성 시간당 ln(임금)은 민서 임금방정식을 적용한 Random-Effects 모형의 추정계수에 의한 것이다.

(2) 가계특성 변수

가계특성 변수는 타가구원에 의한 가계소득, 부모와 동거여부, 거주지역, 6세이하 자녀의 수, 년도더미이다. 타

가구원에 의한 가계소득 변수는 여성 본인의 임금을 제외한 타가구원 의 소득으로 시간에 따라 변화되는 변수이다. 각 조사년도에 관찰된 타가구원에 의한 가계 월소득을 월 150만원초과-250만원이하를 준거변수로 하여, 월0-150만원이하, 월250만원초과-350만원이하, 월350만원초과-450만원이하, 월450만원초과 범주로 나누었다. 부모와 동거여부 변수는 가구자료의 가구주와의 관계 변수를 통해 성인자녀가 부모와 동거하는지 여부를 확인할 수 있었는데 각 조사년도에 성인자녀가 부모와 동거하면 1, 동거하지 않으면 0으로 가변수화하였다. 거주지역 변수는 각 조사

년도에 거주한 지역이 5개 권역별 지역구분에서 서울과 광역시에 거주한다고 응답하였으면 1, 시, 군, 도농복합군에 거주한다고 응답하였으면 0으로 가변수화하였다. 6세이하 자녀의 수 변수는 각 조사년도에 존재하는 6세이하 자녀의 수로 연속변수로 처리하였다. 년도더미 변수는 조사된 년도를 기준으로 한 것이며, 2010년을 준거변수로 하여 2011년, 2012년, 2013년 범주로 나누었다.

(3) 보육관련 변수

보육관련 변수는 가계부담의 보육비 지출액, 정부가 가계에 지급한 양육수당액, 정부가 가계에 지급한 보육료지원액이다. 가계부담의 보육비 지출액의 경우 각 조사년도에 가계가 지출한 월 보육지출비로 연속변수이다. 정부의 양육수당액은 각 조사 년도에 정부로부터 수급받은 양육수당액으로 연간액수를 월액수로 환산하여 연속변수로 처리하였다. 정부의 보육료지원액은 각 조사 년도에 정부로부터 수급받은 보육료지원액으로 연간액수를 월액수로 환산하였다. 세 가지 보육관련 변수의 단위는 모두 만원이다.

3. 분석방법

본 연구의 종속변수인 기혼여성의 노동시장 참여는 기혼여성의 노동시장 참여여부에 의한 이항 로짓모형(binary logit model)과 기혼여성이 노동시장에 미참여, 시간제 노동에 참여, 전일제 노동에 참여를 분석할 수 있는 다항 로짓 모형(multinomial logit model)에 의해 분석될 수 있다.

먼저 본 연구의 패널 이항종속모형을 보면 (3.1)과 같다.

$$y_{it} = 1, y^*_{it} > 0 \text{인 경우}$$

$$0, y^*_{it} \leq 0 \text{인 경우}$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, t = 1, 2, 3, \dots \quad (3.1)$$

관찰된 여성 i 가 t 기간 동안 반복 조사하였을 때 노동시장에 참여 하였으면 $y_{it}=1$, 노동시장에 참여 하지 않았다면 $y_{it}=0$ 이 된다.

다음으로 패널 다항로짓 모형은 종속변수를 조사년도(t)에 각 기혼여성이 노동시장에 참여하지 않았으면 1, 시간제 노동에 참여하기로 하였으면 2, 전일제 노동에 참여하기로 하였으면 3의 범주로 나누었을 때, 여성 개인 i 가 t 시점에 j 의 노동시장 참여(노동시장 참여하지 않음, 시간제 노동참여, 전일제 노동참여)에 관한 수식 (3.2), (3.3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$U_{itj} = x_{it}\beta_j + u_{ij} + e_{itj}$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, t = 1, 2, 3, \dots \quad (3.2)$$

“ u_{ij} 는 여성개인-선택 특성요인이고, e_{itj} 는 여성개인-시점-선택 특성요인”이다(I. Min & P. Choi, 2012, p.185).

$$\ln\left(\frac{\Pr(y_{it} = 2)}{\Pr(y_{it} = 1)}\right) | (x_{it}, u_{ij}) = x_{it}\beta_2 + u_{i2} \quad (3.3)$$

본 연구에서는 패널 로짓모형, 패널 다항 로짓모형 분석을 시도할 때 고정효과 모형과 확률효과 모형 중 확률효과 모형으로 분석하였다. 그 이유는 “패널개체들이 모집단에서 무작위로 추출된 표본의 개념이라면 오차항 u_{it} 가 확률분포를 따른다고 가정할 수 있기 때문에 고정효과, 확률효과 분석을 실시하여 하우스만 검증에 의한 모형선택을 하는 것이 아닌 확률효과 모형으로 분석하는 것이 적절”하다고 볼 수 있기 때문이다(I. Min & P. Choi, 2009, p.193).

따라서 한국복지패널조사 4-8차 자료를 병합(merge)하여 구축된 불균형 패널자료를 합동모형(Pooled Logit Model)과 확률효과 모형(Random-Effects Model) 두 가지로 분석하였다. 패널 로짓모형과 패널 다항 로짓모형 추정을 위해 Stata SE 10.0 통계 프로그램을 이용하였다. 확률효과 다항 로짓모형 분석 시 Stata 명령어는 gllamm 명령어를 사용하여 패널분석이 가능하도록 하였다. 패널 로짓모형과 패널 다항 로짓모형에 포함되는 독립변수들 중 한 가지 이상 변수에서 결측치가 발견된 관찰치는 제외하였다.⁶⁾

<Table 3>은 932명의 여성들의 5-8차년도 불균형패널 자료 2,403개의 총 관찰치와 5-8차년도 각 년도별 자료의 관찰치에 관한 요약통계량이다.

2010-2013년에 조사된 5-8차년도 2,403개의 총 관찰치를 중심으로 요약통계량을 보면 기혼여성들 중 노동시장에 참여한 여성은 1,005명(41.82%), 노동시장에 참여하지 않는 여성은 1,398명(58.18%)으로 나타났고, 118명(13.70%)의 여성이 시간제 노동에 참여하고 있었으며, 743명(86.30%)의 여성이 전일제 노동에 참여하고 있는 것으로 확인되었다.⁷⁾ 여성들의 평균연령은 34.854세(4.156), 평균 교육년수는 13.822년(2.027)으로 나타났다. 추정된 시간당 임금은 5559.33원(1833.795)으로 확인되었다.

가계 비근로소득을 보면 비근로소득이 월0-150만원이하가 70가구(2.91%), 월150만원초과-250만원이하 254가구(10.57%), 월250만원초과-350만원이하 579가구(24.09%), 월

6) 독립변수들 중 한 가지 이상 변수에서 결측치가 발견된 관찰치는 Stata SE 10.0 통계 프로그램의 모형분석에서 자동으로 탈락된다.

7) 여성 임금근로자의 전일제, 시간제 취업유형에 대한 결측치가 다수 발견되어 전일제 임금근로자와 시간제 임금근로자 수의 합과 총 여성 임금노동자의 수가 일치하지 않는 것이다.

Table 3. Summary Statistics

Freq.(Percent), Mean(Std. Dev.)

Variable		2010-2013 (5-8th waves)	2010 (5th wave)	2011 (6th wave)	2012 (7th wave)	2013 (8th wave)
Married women's labour force participation	unemployed	1,398(58.18)	374(62.75)	309(57.12)	376(57.49)	338(55.32)
	employed	1,005(41.82)	222(37.25)	232(42.88)	278(42.51)	273(44.68)
	total	2,403(100.0)	596(100.0)	541(100.0)	654(100.0)	611(55.32)
	part-time	118(13.70)	17(9.4)	32(15.92)	36(14.94)	33(13.81)
	full-time	743(86.30)	163(90.6)	169(84.08)	205(85.06)	206(86.19)
	total	861(100.0)	180(100.0)	201(100.0)	241(100.0)	239(100.0)
Age	continuous variable	34.854(4.156)	34.471(4.202)	34.704(4.078)	35.062(4.137)	35.134(4.175)
Education	continuous variable	13.822(2.027)	13.719(2.014)	13.778(1.982)	13.860(2.032)	13.919(2.070)
Estimated hourly wage (won)	continuous variable	5559.33 (1833.795)	5458.53 (1782)	5501.25 (1722.662)	5585.58 (1897.792)	5681.07 (1904.835)
Nonearned income (monthly, won)	0-1,500,000	70(2.91)	28(4.70)	12(2.21)	22(3.36)	8(1.31)
	1,500,001-2,500,000	254(10.57)	82(13.76)	57(10.52)	67(10.24)	48(7.86)
	2,500,001-3,500,000	579(24.09)	169(28.36)	141(26.01)	147(22.48)	122(19.97)
	3,500,001-4,500,000	603(25.09)	141(23.66)	138(25.46)	179(27.37)	145(23.73)
	≥ 4,500,001	896(37.29)	176(29.53)	193(35.61)	239(36.54)	288(47.14)
	total	2,403(100.0)	596(100.0)	542(100.0)	654(100.0)	611(100.0)
Co-residing with parents(-in-law)	co-residing with parents(-in-law)	209(8.70)	53(8.89)	55(10.15)	55(8.41)	46(7.53)
	non-co-residing with parents(-in-law)	2,194(91.30)	543(91.11)	487(89.85)	599(91.59)	565(92.47)
	total	2,403(100.0)	596(100.0)	542(100.0)	654(100.0)	611(100.0)
Residence	city	1,423(59.22)	345(57.89)	323(59.59)	391(59.79)	364(59.57)
	town	980(40.78)	251(42.11)	219(40.41)	263(40.21)	247(40.43)
	total	2,403(100.0)	596(100.0)	542(100.0)	654(100.0)	611(100.0)
Number of children under age 6	one child	1,790(74.49)	443(74.33)	412(76.01)	476(72.78)	459(75.12)
	two children	592(24.64)	147(24.66)	128(23.62)	172(26.30)	145(23.73)
	three children or more	21(0.87)	6(1.01)	2(0.37)	6(0.92)	7(1.15)
	total	2,403(100.0)	596(100.0)	542(100.0)	654(100.0)	611(100.0)
Child care variables (monthly, 10,000won)	child care expenditure in household budgets	17.258 (21.634)	17.972 (20.863)	18.638 (22.313)	17.309 (21.664)	15.323 (21.632)
	child care allowance	2.131 (5.991)	6.026 (8.346)	2.774 (4.607)	0.830 (3.935)	0.925 (4.273)
	child care subsidy (for parents using child care center)	14.598 (16.956)	6.006 (8.499)	13.728 (16.564)	16.238 (17.804)	21.993 (18.669)
Number of obs.		2,403	596	542	654	611

350만원초과-450만원이하 603가구(25.09%), 월450만원초과 896가구(37.29%)로 나타났다. 부모와 동거여부 변수는 성인자녀가 부모와 동거하는 가구는 209가구(8.70%), 동거하지 않는 가구는 2,194가구(91.30%)로 나타났다. 거주지역은 대도시에 거주하는 가구가 1,423가구(59.22%), 중소도시에 거주하는 가구가 980가구(40.78%)로 확인되었고, 6세이하 자녀의 수가 1명인 가구는 1,790가구(74.49%), 2명인 가구는 592가구(24.64%), 3명인 가구는 21가구(0.87%)로 나타났다.

보육관련 변수를 보면 가계부담의 보육비 지출액은 월평균 17.258만원(21.634)이고, 정부가 가계에 지급한 양육수당액은 월평균 2.131만원(5.991), 정부가 가계에 지급한 보육료지원액은 월평균 14.598만원(16.956)으로 확인되었다.

IV. 연구결과

1. 정부의 자녀양육 보조금이 기혼여성의 노동시장 참여에 미치는 영향

정부의 자녀양육 보조금이 기혼여성의 노동시장 참여에 미치는 영향을 분석한 결과는 <Table 4>와 같다. 실증분석 결과 기혼여성의 노동시장 참여에 영향을 미치는 변수는 연령, 연령², 추정된 여성 시간당 ln(임금), 타가구원에 의한 가계소득, 부모와의 동거, 대도시, 6세이하 자녀수, 가계부담의 보육비 지출액, 정부의 양육수당액, 정부의 보육료지원액인 것으로 나타났다.

먼저 연령을 보면 다른 조건이 일정할 때, 여성연령이 한 단위 증가함에 따라 기혼여성의 노동시장 참여 가능성은 낮아지다가 점차 기혼여성의 노동시장 참여 가능성이 상승하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 본 연구대상이 15-49세의 가입연령기에 있는 유자녀 기혼여성들이기 때문에 여성들이 주출산·양육기에 노동시장에서 이탈하였다가 자녀양육 후 노동시장에 재진입하는 것에 의한 결과라 생각된다.

여성임금의 경우 노동시장에서 받을 수 있는 여성의 시간당 ln(임금)이 한 단위 증가할수록 기혼여성의 노동시장 참여 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 노동시장에서 받을 수 있는 임금이 높은 여성의 경우 가정 내 머무르게 될 때 손실되는 인적자본과 기회비용이 크기 때문에 대체효과가 소득효과보다 우세하게 되어 상대적으로 비싸진 비시장노동시간(여가시간, 가사노동시간)은 감소시키고, 시장노동시간을 증가시키게 됨에 따라 경제활동 참여 가능성이 높아지는 것이다(G. S. Becker, 1993).

타가구원에 의한 가계소득의 경우 기혼여성의 노동시

장 참여에 미치는 영향이 비교적 큰 것으로 나타났는데 여성 본인의 임금을 제외한 타가구원의 가계소득이 높을수록 여성들의 경제활동 참여 가능성이 낮아지는 것으로 대부분의 연구에서 보고된다(C. L. Baum II, 2002; J. Heckman, 1974; J. Kimmel, 1998; J. Mincer, 1974). 본 연구결과 타가구원에 의한 가계소득이 월150만원초과-250만원이하인 집단에 비해 가계소득이 월250만원초과-350만원이하인 여성들의 노동시장 참여 가능성은 낮았고, 가계소득이 월150만원초과-250만원이하인 여성들에 비해 가계소득이 월450만원초과인 여성들의 노동시장 참여 가능성이 높은 것으로 나타나 타가구원에 의한 가계소득의 여성 노동시장 참여에 대한 영향력은 기존 선행연구의 결과와 일치하였다.

부모와의 동거는 유자녀 기혼여성의 노동시장 참여에 정적영향을 미치는 것으로 나타났다. 다른 조건이 일정할 때, 부모와 동거하는 집단이 부모와 동거하지 않는 집단에 비해 노동시장 참여 가능성이 높았다. 미취학 아동이 있는 기혼여성이 노동시장에 진입하고자 할 때 자녀를 맡길 수 있는 부모에 의한 비공식 아동돌봄이 유자녀 기혼여성의 노동시장 참여 가능성을 증가시키는 것이라 볼 수 있다. 이러한 결과는 선행연구들(B. Arpino, C. Pronzato, & L. Tavares, 2010; M. Kreyenfeld & K. Hank, 2000)과 일치하는 것이다.

거주지역의 경우 대도시에 거주하는 집단이 중소도시에 거주하는 집단에 비해 여성의 노동시장 참여 가능성이 높았다. 6세이하 자녀의 수 변수는 합동모형에서만 유의성이 나타났는데, 다른 조건이 일정할 때 6세이하 자녀의 수가 증가할수록 기혼 여성의 노동시장 참여 가능성이 낮았다.

가계부담의 보육비용 변수의 경우 보육비용이 커질수록 기혼여성의 노동시장 참여 가능성이 증가하는 것으로 나타났다. 가계가 지불하는 보육비용 증가는 여성 노동시장 참여에 의한 순이익을 감소시키기 때문에 여성의 노동시장 참여 가능성을 낮추게 된다고 해외 선행연구들(D. M. Blau & P. K. Robins, 1988; R. Connelly, 1992; J. Kimmel, 1998; D. C. Ribar, 1992)에서 보고되나 본 연구에서는 이러한 해외 연구들과 다소 다른 결과가 나타났다. 이 원인은 역인과(reverse causality) 관계에 의한 것으로 생각되는데 노동시장에 참여한 여성들일수록 보다 많은 가계부담의 양육비용을 지출하게 되고, 가계부담의 많은 양육비용을 지출하여 자녀양육을 해결하는 여성들의 경우 이미 노동시장에 참여하고 있는 여성일 가능성이 높기 때문이다.

다음으로 본 연구의 주된 관심변수인 정부가 제공한 양육수당액과 보육료가 기혼여성의 노동시장 참여에 미치는

Table 4. Coefficients From the Panel Logit Models for Married Women's Labour Force Participation

Variable	Pooled	Random-Effects
	Coef. (Std. Err.)	Coef. (Std. Err.)
constant	7.539** (3.027)	21.712** (10.354)
Age	-0.304** (0.148)	-0.977* (0.512)
Age ²	0.004** (0.002)	0.014** (0.007)
Education	-0.286 (0.173)	-0.993 (0.606)
Estimated hourly ln(wage)	1.590*** (0.570)	4.776** (1.962)
(ref. 1,500,001-2,500,000)	0.319 (0.315)	0.702 (0.657)
0-1,500,000		
Nonearned income	-0.427** (0.185)	-0.34 (0.414)
2,500,001-3,500,000		
3,500,001-4,500,000	-0.051 (0.183)	0.525 (0.441)
≥ 4,500,001	0.592*** (0.181)	2.075*** (0.493)
Co-residing with parents(-in-law) (ref. non-co-residing)	1.016*** (0.177)	2.067*** (0.646)
City (ref. town)	0.541*** (0.123)	1.510*** (0.464)
Number of children under age 6	-0.675*** (0.137)	-0.489 (0.381)
(ref. 2010)	-0.062 (0.152)	-0.002 (0.298)
dummy_2011		
Years dummy	-0.142 (0.149)	0.351 (0.312)
dummy_2012		
dummy_2013	-0.216 (0.159)	0.520 (0.355)
Child care variables	child care expenditure in household budgets 0.023*** (0.003)	0.047*** (0.007)
child care allowance	0.003 (0.009)	-0.034* (0.019)
child care subsidy (for parents using child care center)	0.023*** (0.003)	0.030*** (0.008)
Number of obs.	2118	2118
Number of groups		863
LR chi ² /Wald chi ²	306.37(17)***	132.87(17)***
Log likelihood	-1301.5021	-1033.8518
rho		0.862
Pseudo R ²	0.1053	

+ $p < .1$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

영향을 보면 다음과 같다.

양육수당액이 기혼여성의 노동시장 참여에 미치는 영향을 보면 확률효과 모형에서만 해당 변수의 영향력이 유의미한 것으로 확인되었다. 다른 조건이 일정할 때, 정부가 제공하는 양육수당액이 한 단위 증가할수록 여성의 노동시장 참여 가능성은 낮아졌다. 정부의 현금급여 형태의 양육지원이 여성의 자녀 돌봄노동에 대한 보상으로 제공될 경우 여성들이 노동시장에서 일하기보다 가정 내 머무르는 선택을 하게 됨으로써 양육수당이 여성 노동시장 참여에 부적영향을 미칠 수 있음을 지적한 선행연구(S. A. Hong et al., 2008; T. Kosonen, 2013; M. Røsen, 2009)의 결과와 일치하였다.

2009년 이후 우리나라 정부에서 제공한 보육료 지원은 기혼여성의 노동시장 참여에 정적영향을 미치는 것으로 나타났다. 다른 조건이 일정할 때, 보육료 지원액이 한 단위 증가할수록 기혼여성의 노동시장 참여 가능성도 증가하였다. 이러한 연구결과는 기존연구(C. L. Baum II, 2002; S. K. Danziger, E. O. Ananat, & K. G. Browning, 2004, J. Kimmel, 1998; M. K. Meyers, T. Heintze, & D. A. Wolf, 2002)의 결과와 일치하는 것이다. 자녀양육 비용을 보조하는 바우처 방식의 보육료 지원이 가계의 보육비용 부담을 덜어 주어 유자녀 기혼여성의 노동시장 참여 가능성을 높일 수 있게 된 것으로 추측된다. 또한 본 연구자료의 경우 저소득 가구가 과표집된 조사자료인데 가계소득이 낮아 취업하고자 했던 저소득층 여성들에게는 특히 정부가 지원한 보육료가 취업의 방해요인이었던 아동돌봄 비용 문제를 해결해 주었기 때문에 정부의 보육료 지원이 여성 노동시장 참여를 증가시킨 것으로도 풀이될 수 있다.

2. 정부의 자녀양육 보조금이 기혼여성의 시간제, 전일제 노동시장 참여에 미치는 영향

정부의 자녀양육 보조금이 기혼여성의 시간제, 전일제 노동시장 참여에 미치는 영향의 분석결과를 보면 <Table 5>와 같다.

먼저 시간제 노동시장 참여의 분석결과를 보면, 연령, 연령², 타가구원에 의한 가계소득, 부모와의 동거, 대도시, 6세이하 자녀수, 년도더미, 가계부담의 보육비 지출액, 정부의 양육수당액, 정부의 보육료 지원액이 유자녀 기혼여성의 시간제 노동시장 참여에 유의미하게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

연령변수의 영향력을 보면 다른 조건이 일정할 때, 연령이 한 단위 증가할수록 미취업으로 남아있기 보다 기혼여성이 시간제 노동에 참여할 가능성이 높아지다가 일정시점 이후 시간제 노동참여 가능성이 낮아지는 것으로 나

타났다. 분석결과를 통해 주출산·양육연령기에 있는 15-49세 기혼여성들이 노동시간이 비교적 유연한 시간제 노동을 통해 일과 자녀양육간 양립 문제를 해결하고 있는 것으로 예측할 수 있다.

타가구원에 의한 가계소득 변수의 영향력을 보면, 여성 본인의 임금을 제외한 타가구원에 의한 가계소득의 증가는 기혼여성이 미취업으로 남아있기 보다 시간제 노동에 참여할 가능성을 낮추는 것으로 나타났다. 가계소득이 월 150만원초과-250만원이하 집단에 비해 가계소득이 월 250만원초과-350만원이하 집단, 가계소득이 월 350만원초과-450만원이하 집단, 가계소득이 월 450만원초과 집단의 여성 시간제 노동참여 가능성이 낮은 것으로 확인되었다.

기혼여성의 시간제 노동참여에 대한 부모와의 동거 변수의 영향력을 보면, 다른 조건이 일정할 때 유자녀 기혼여성이 부모와 동거하는 경우, 미취업으로 남아있기보다 시간제 노동에 참여할 가능성이 높았다. 이러한 결과는 성인자녀가 부모에 의해 자녀돌봄에 대한 부담을 덜 수 있기 때문이다. 6세이하 자녀수의 경우 기혼여성의 시간제 노동참여에 부적영향을 미치는 것으로 확인되었다. 다른 조건이 일정할 때, 6세이하 자녀수가 한 단위 증가할수록 기혼여성이 미취업으로 남아있기 보다 시간제 노동에 참여할 가능성이 낮아졌다. 취학이전의 어린 자녀가 많을 경우 어머니들은 시장노동에 시간을 투입하기보다 가정 내 돌봄노동에 투입하는 시간을 증가시킬 가능성을 높음을 확인할 수 있다.

년도더미 변수를 보면, 유자녀 기혼여성은 2010년에 비해 2011년, 2012년, 2013년 시기에 미취업으로 남아있기 보다 시간제 노동에 참여할 가능성이 높은 것으로 확인되었다. 이를 통해 2010년 이후 시간이 흐름에 따라 점차 여성들이 단시간 노동에 더 참여하려 하는 경향성을 보이고 있는 것을 확인할 수 있다.

가계부담의 보육비 지출액의 경우, 다른 조건이 일정할 때 보육비 지출액이 한 단위 증가할수록 기혼여성들이 미취업으로 남아있기 보다 시간제 노동에 참여할 가능성이 높았다.

본 연구의 주된 관심 변수인 정부의 양육수당액, 정부의 보육료 지원액이 유자녀 기혼여성의 시간제 노동시장 참여에 미친 영향을 보면 다음과 같다.

정부의 양육수당액은 합동모형에서만 유의성이 확인되었는데, 다른 조건이 일정할 때 정부의 양육수당액이 한 단위 증가할수록 미취업으로 남아있기 보다 기혼여성이 시간제 노동에 참여할 가능성이 높았다. 정부의 보육료 지원액 변수의 경우 합동모형과 패널모형에서 모두 기혼여성의 시간제 노동참여에 유의미하게 정적영향을 미치는 것으로 나타났다. 다른 조건이 일정할 때, 정부의 보

Table 5. Coefficients From the Panel Multinomial Logit Models for Married Women's Labour Force Participation

Variable	Pooled		Random-Effects		
	Part-time /Unemployment	Full-time /Unemployment	Part-time /Unemployment	Full-time /Unemployment	
	Coef. (Std. Err.)	Coef. (Std. Err.)	Coef. (Std. Err.)	Coef. (Std. Err.)	
constant	-21.492*** (8.042)	11.562*** (3.460)	3.972 (14.154)	36.890*** (11.793)	
Age	1.064*** (0.410)	-0.459*** (0.170)	0.020 (0.616)	-1.519*** (0.453)	
Age ²	-0.014** (0.006)	0.006** (0.002)	0.001 (0.009)	0.021*** (0.006)	
Education	0.029 (0.353)	-0.498** (0.199)	-1.255 (0.907)	-1.724* (0.885)	
Estimated hourly ln(wage)	0.280 (1.169)	2.504*** (0.655)	5.191 (2.884)	6.812** (2.784)	
Nonearned income	(ref. 1,500,001-2,500,000) 0-1,500,000	0.727 (0.490)	0.180 (0.411)	1.097 (0.791)	0.404 (0.717)
	2,500,001-3,500,000	-0.651** (0.321)	-0.293 (0.230)	-0.503 (0.530)	-0.219 (0.471)
	3,500,001-4,500,000	-1.155*** (0.353)	0.357 (0.221)	-0.548 (0.580)	0.865 (0.497)
	≥ 4,500,001	-0.825** (0.346)	0.995*** (0.220)	0.636 (0.625)	2.476*** (0.549)
	Co-residing with parents(-in-law) (ref. non-co-residing)	1.030*** (0.341)	0.974*** (0.192)	1.783** (0.827)	1.649** (0.763)
City (ref. town)	0.341 (0.258)	0.687*** (0.139)	1.548*** (0.598)	1.764*** (0.554)	
Number of children under age 6	-1.539*** (0.340)	-0.481*** (0.152)	-0.925* (0.524)	0.080 (0.435)	
Years dummy	(ref. 2010) dummy_2011	0.873** (0.355)	-0.145 (0.171)	1.051** (0.455)	-0.169 (0.308)
	dummy_2012	0.774** (0.349)	-0.209 (0.167)	1.282*** (0.457)	0.091 (0.315)
	dummy_2013	0.778** (0.373)	-0.271 (0.178)	1.570*** (0.499)	0.306 (0.351)
	child care expenditure in household budgets	0.024*** (0.006)	0.025*** (0.003)	0.044*** (0.009)	0.044*** (0.007)
Child care variables	child care allowance	0.038** (0.017)	-0.00 (0.011)	0.009 (0.025)	-0.047** (0.021)
	child care subsidy (for parents using child care center)	0.027*** (0.007)	0.024*** (0.004)	0.032*** (0.011)	0.028*** (0.009)
Number of obs.	1984		1984		
Number of groups			824		
LR chi ²	407.09(34)***				
Log likelihood	-1466.8759		-1227.8917		
Pseudo R ²	0.1219				

* $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$, **** $p < .001$

육료 지원액이 한 단위 증가할수록 미취업으로 남아있기 보다 기혼여성이 시간제 노동에 참여할 가능성이 높았다.

다음으로 기혼여성의 전일제 노동참여에 영향을 미치는 변수를 보면, 연령, 연령², 교육수준, 추정된 여성 시간당 ln(임금), 타가구원에 의한 가계소득, 부모와의 동거, 대도시, 6세이하 자녀수, 가계부담의 보육비 지출액, 정부의 양육수당액, 정부의 보육료지원액이 유자녀 기혼여성의 시간제 노동시장 참여에 유의미하게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

연령변수가 기혼여성의 전일제 노동참여에 미치는 영향을 보면, 다른 조건이 일정할 때 연령이 한 단위 증가할수록 미취업에 비해 기혼여성이 전일제 노동에 참여할 가능성이 감소하다가 일정시점 이후 점차 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 앞서 제시한 시간제 노동참여에 대한 영향과 다소 다른 경향성을 보이는 것으로 시간제 근무의 경우 주출산·양육기 일과 가정을 양육하기 어려운 시기에 근무시간이 유연한 시간제 노동시장 참여 가능성이 높아지나 전일제 노동시장 참여의 경우 근무시간이 길고, 노동시간의 유연성이 부족하기 때문에 그 가능성이 낮아지는 것으로 볼 수 있다. 이러한 결과는 어머니의 시간을 비교적 많이 필요로 하는 자녀의 취학이전의 시기에는 기혼여성들이 노동시장 참여를 하지 않거나 시간제 노동을 하고, 이 시기 후에는 기혼여성들이 전일제 노동참여를 하는 것에 의한 결과라 생각된다.

교육수준의 경우 기혼여성의 전일제 노동참여에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다른 조건이 일정할 때, 기혼여성의 교육수준이 한 단위 증가할수록 기혼여성들이 미취업으로 남아있기 보다 전일제 노동에 참여할 가능성이 낮아졌다. 고학력 여성들의 경우 미취업으로 남아있게 될 경우 손실되는 기회비용이 크기 때문에 전일제 노동참여 가능성이 높을 것으로 일부 선행연구(G. S. Becker, 1965; J. Heckman, 1974; J. Mincer, 1974)에서 보고하였으나 본 연구의 경우 상반된 결과가 나타났다. 이러한 결과는 교육수준이 높은 여성의 경우 교육수준이 낮은 여성에 비해 전문직이나 사무직 등의 직종에 근무할 가능성이 높고, 우리나라에서는 이러한 직종의 여성들이 아직까지 일과 가정생활을 양립할 수 있는 제반 환경이 조성되지 못하여 취학이전의 어린 자녀가 있는 여성들의 전일제 노동참여 가능성이 낮아지는 것으로 생각된다. 이러한 결과는 국내 선행연구(H. J. Min, 2008; H. Kim & J. Weon, 2004) 결과와 일치하는 것이다.

여성임금은 기혼여성의 전일제 노동참여에 유의미하게 정적영향을 미치는 것으로 확인되었다. 시간당 여성 ln(임금)이 한 단위 증가할수록 기혼여성은 미취업자로 남아있기 보다 전일제 노동참여를 할 가능성이 높았다. 이러한

결과는 노동시장에서 받게 되는 시장임금이 높을수록 가정 내 머무르는 시간을 감소시키고, 시장노동에 더 많은 시간을 투입하고자 하는 대체효과가 소득효과보다 우세하기 때문일 것이다(G. S. Becker, 1993).

타가구원에 의한 가계소득은 기혼여성의 전일제 노동참여에 유의미하게 정적영향을 미치는 것으로 나타났다. 가계소득이 월150만원초과-250만원이하인 집단에 비해 가계소득이 월450만원초과 집단은 기혼여성이 미취업으로 남아있기 보다 전일제 노동참여 가능성이 높았다. 이러한 결과는 소득수준이 높은 가계의 경우 기혼여성이 전일제 노동참여를 하고자 할 때 자녀돌봄에 대한 비용부담에서 비교적 자유로울 수 있는 것에 기인된 것으로 예측된다.

부모와의 동거는 기혼여성의 전일제 노동참여에 유의미하게 정적영향을 미치는 것으로 확인되었다. 여성들이 부모와 비동거하기 보다 동거할 경우, 미취업으로 남아있기 보다 전일제 노동에 참여할 가능성이 높았다. 여성의 돌봄노동 시간을 대체해 줄 수 있는 성인의 존재가 기혼여성의 전일제 노동참여 확률을 높일 수 있음이 확인되었다.

거주지역 변수의 경우, 대도시의 거주는 기혼여성의 전일제 노동시장 참여 가능성에 유의미하게 정적영향을 미치는 것으로 나타났는데 중소도시에 거주하기보다 대도시에 거주할 경우 기혼여성들이 미취업으로 남아있기 보다 전일제 노동에 참여할 가능성이 높았다. 기혼여성의 전일제 노동참여에 대한 6세이하 자녀수의 영향력을 보면, 합동모형에서만 유의성이 확인되었는데 다른 조건이 일정할 때 6세이하 자녀수가 한 단위 증가할수록 기혼여성의 전일제 노동참여 가능성은 낮아졌다.

가계부담의 보육비 지출액은 기혼여성의 전일제 노동참여에 유의미하게 정적영향을 미치는 것으로 나타났다. 다른 조건이 일정할 때, 가계부담의 보육비 지출액이 한 단위 증가할수록 미취업으로 남아있기 보다 전일제 노동에 참여할 가능성이 높았다. 이러한 결과는 앞서 제시한 바와 유사하게 전일제 시장노동에 참여하고 있는 여성들은 자녀를 보육기관 등에 맡기게 되기 때문에 이에 지출되는 비용이 많은 역인과 관계에 기인된 것으로 생각된다.

정부의 양육수당액과 정부의 보육료지원액이 유자녀 기혼여성의 전일제 노동시장 참여에 영향을 보면 정부의 양육수당액의 경우 확률효과 모형에서만 유의성이 확인되었다. 다른 조건이 일정할 때, 양육수당액이 한 단위 증가할수록 미취업으로 남아있기 보다 기혼여성이 전일제 노동에 참여할 가능성이 낮았다.

정부의 보육료 지원액의 경우 합동모형과 패널모형에서 모두 기혼여성의 전일제 노동참여에 유의미하게 정적영향을 미치는 것으로 나타났다. 다른 조건이 일정할 때, 정부의 보육료 지원액이 한 단위 증가할수록 기혼여성이

전일제 노동에 참여할 가능성이 높았다.

V. 결론 및 제언

최근 아동보육을 위한 정부의 지출규모가 증대되고 있는데 이는 아동돌봄에 대한 책임을 국가가 분담하여 출산한 여성의 노동시장 참여와 자녀양육간 양립을 가능하게 함으로써 여성들의 경제활동 참여를 증가시키고, 저출산 문제를 해결하여 궁극적으로 지속가능한 사회·경제성장의 토대를 마련하기 위한 것이다.

본 연구에서는 한국복지패널 자료를 이용한 패널모형 분석을 통해 우리나라 정부에서 제공하는 두 가지 형태의 아동양육 보조금인 보육료 지원, 양육수당 제공이 기혼여성의 노동시장 참여에 미치는 영향을 분석하였다. 본 연구결과의 주요내용은 다음과 같다.

첫째, 기혼여성의 노동시장 참여에 대한 여성 개인특성 변수의 효과성을 분석한 결과 연령, 교육수준, 여성 시간당 $\ln(\text{임금})$ 이 기혼여성의 노동시장 참여에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 여성의 연령이 증가할수록 여성들의 시간제 노동참여 가능성이 높아지다가 일정시점 이후 시간제 노동참여 가능성이 낮아지는 것으로 나타났다. 반면 전일제 노동의 경우 기혼여성의 연령이 증가할수록 여성들이 전일제 노동에 참여할 가능성이 감소하다가 일정시점 이후 그 가능성이 증가하는 것으로 확인되었다. 교육변수의 경우 기혼여성의 전일제 노동참여에만 유의미한 영향을 미치는 것으로 확인되었는데 교육수준이 증가할수록 기혼여성의 전일제 노동참여 가능성은 감소하였다. 여성 개인특성 변수의 기혼여성의 노동시장 참여에 대한 영향력 분석결과 주출산 양육기에 있는 여성들이 인적자본에 대한 손실이나 기회비용을 낮추기 위한 전략으로 근무시간이 비교적 유연한 시간제 노동을 함으로써 일과 자녀양육간 양립 문제를 해결하고 있음을 확인할 수 있었다. 반면 주출산 양육기에 여성들의 전일제 노동시장 참여 가능성이 연령에 따라 감소하다가 점차 증가추세를 보이는 것은 어머니들이 취학이전의 어린 자녀가 있을 경우 노동시장에 참여하지 않거나 시간제 노동을 하고, 자녀가 성장한 이후 전일제 노동참여를 하는 것에 의한 결과라 생각된다.

여성 시간당 $\ln(\text{임금})$ 은 기혼여성의 노동시장 참여(패널 로짓모형), 시간제, 전일제 노동참여에 모두 유의미하게 정적영향을 미치는 것으로 나타났다. 노동시장에서의 여성 임금상승이 여성들이 노동시장에 더 참여하도록 유인하는 것이 확인되었다.

둘째, 가계특성 변수의 기혼여성의 노동시장 참여에 대

한 영향력을 보면, 여성본인을 제외한 타가구원의 가계소득, 부모와의 동거, 거주지역, 6세이하 자녀수, 가계부담의 보육비용액이 출산한 기혼여성의 노동시장 참여에 유의미하게 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 타가구원에 의한 가계소득이 증가할수록 유자녀 기혼여성의 노동시장 참여 가능성이 높아졌다. 타가구원에 의한 가계소득이 비교적 높을 경우 기혼여성들은 시간제 노동참여 가능성은 낮아진 반면 전일제 노동참여 가능성은 높아지는 것으로 나타났다. 이는 소득수준이 높은 가계의 경우 기혼여성이 전일제 노동참여를 하고자 할 때 자녀돌봄에 대한 비용부담에서 비교적 자유로울 수 있는 것에 기인된 것으로 예측된다. 부모와의 동거는 기혼여성의 노동시장 참여(패널 로짓모형), 기혼여성의 시간제, 전일제 노동참여에 모두 유의미하게 정적영향을 미치는 것으로 확인되었다.

기혼여성들이 중소도시 보다 대도시에 거주하는 경우 노동시장 참여(패널 로짓모형), 시간제, 전일제 노동참여 가능성이 유의미하게 증가되는 것으로 나타났고, 6세이하 자녀수의 증가는 기혼여성의 노동시장 참여(패널 로짓모형), 시간제, 전일제 노동참여에 모두 유의미하게 부적영향을 미치는 것으로 확인되었다. 보육비용 변수의 경우 가계가 부담하게 되는 보육비용의 증가가 기혼여성의 노동시장 참여(패널 로짓모형), 시간제, 전일제 노동참여에 모두 유의미하게 정적영향을 미치는 것으로 나타났다.

셋째, 정부가 제공하는 두 가지 형태의 아동양육 보조금의 기혼여성의 노동시장 참여에 대한 영향력을 보면, 우리나라 정부에서 제공하는 양육수당은 기혼여성의 전일제 노동참여에 부적영향을 미치는 것으로 나타났다. 정부의 현금급여 형태의 양육지원이 여성들이 노동시장에서 일하기보다 가정 내 머무르는 선택을 하게 됨으로써 양육수당이 여성 노동시장 참여에 부적영향을 미칠 수 있게 된다. 특히 한국복지패널 5-8차 조사당시 가계소득이 낮은 가계만이 양육수당을 지급받는 구조였기 때문에 저소득 가계가 많이 포함된 본 자료의 특성상 저소득층 가계에 지급된 양육수당이 저소득층 여성들로 하여금 취업보다 가정 내 남아있는 선택을 하도록 한 것으로 생각된다. 보육기관 이용에 대한 정부의 보육료 지원의 경우 기혼여성의 노동시장 참여에 정적영향을 미치는 것으로 나타났다. 정부의 보육료 지원이 기혼여성의 노동시장 참여(패널 로짓모형), 시간제, 전일제 노동참여 가능성을 모두 높이는 것으로 확인되어 보육비용에 따른 가계부담을 덜어 주어 자녀를 낳고 키우는데 드는 비용을 낮추는 보육료 지원정책의 효과성이 검증되었다.

넷째, 패널분석 모형에 투입된 년도더미 변수를 통해 유자녀 기혼여성의 노동시장 참여에 대한 시기별 특성이 확인되었다. 유자녀 기혼여성들은 2010년 이후 시간이 흐

름에 따라 미취업으로 남아있기보다 시간제 노동에 참여할 가능성이 높아졌다. 이러한 결과는 한국복지패널 5-8차 조사 당시에는 2013년 영유아보육법 개정에 의해 소득계층과 관계없이 정액으로 지급되는 현재의 보육료 방식과는 달리 소득계층에 따른 차등보육료가 지급이 되어 소득수준이 낮을수록 보육료를 많이 지급받았는데 저소득층이 많이 포함된 본 연구자료의 특성상 소득수준이 낮은 계층의 가계에서 자녀성장에 따라 일하려는 여성들이 보육료 지출 부담이 비교적 적은 시간제 노동을 선택한 것에 기인된 결과라 생각된다.

이상의 연구결과를 통해 정책적 제안을 하면 다음과 같다.

첫째, 합계출산율에 포함되는 15-49세 유자녀 기혼여성의 연령증가에 따른 기혼여성의 시간제, 전일제 노동참여의 영향은 차이가 것으로 나타났는데 주출산·양육기에 있는 여성들은 연령이 증가함에 따라 근무시간이 유연한 시간제 노동참여 가능성이 높았다가 일정시점 이후 시간제 노동참여 가능성이 낮아졌다. 근무시간이 길고, 노동시간의 유연성이 부족한 전일제 노동의 경우 여성의 연령이 증가함에 따라 주출산·양육기 여성들의 전일제 노동참여 가능성이 낮아졌다가 일정 시점 이후 여성들의 전일제 노동참여 가능성이 높아졌다. 이러한 결과는 15-49세의 가임연령기에 있는 유자녀 기혼여성들이 주출산·양육기에 노동시장으로부터 이탈해 있거나 시간제 노동에 참여하였다가 자녀양육 후 전일제 노동에 참여하는 것에 의한 결과라 생각된다. 따라서 2014년 현재 우리나라 정부에서 시행하고 있는 시간 선택적 일자리 제공이 자녀양육기에 있는 여성들의 경력단절 방지와 함께 일과 자녀양육을 양립할 수 있는 효과적인 방안이 될 것으로 보인다.

둘째, 여성 교육수준의 증가는 기혼여성의 전일제 노동참여에 부적영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 원인은 교육수준이 높은 여성의 경우 교육수준이 낮은 여성에 비해 전문직이나 사무직 등의 직종에 근무할 가능성이 높으나 우리나라에서는 아직까지 이러한 직종의 여성들이 출산 후 일과 가정생활을 양립할 수 있는 제반 환경이 조성되지 못하여 전일제 노동참여 가능성이 낮아지는 것으로 생각된다. 따라서 여성들이 출산 이후 전일제 근무를 가능하게 하는 기업의 가족친화제도의 활용과 이러한 제도 활용이 가능한 직장 내 조직문화 개선이 필요할 것으로 보이고, 지역사회 내 이용가능한 보육기관의 확충 또한 필요할 것으로 생각된다.

셋째, 양육수당제도가 기혼여성의 시간제 노동시장 참여에는 정적영향을 미쳤지만 기혼여성의 전일제 노동시장 참여에는 부적영향을 미치는 것으로 나타났다. 현금급여 형태의 양육수당 지급이 여성들로 하여금 노동시장에 진입하여 일하기보다 가정 내 머무르는 선택을 하게 함으

로써 결국 여성들의 전일제 노동참여에 부적영향을 미칠 수 있음이 확인되었기 때문에 2013년 영유아보육법 개정을 통해 확대된 가정양육 수당제도에 대한 재고가 필요할 것으로 보인다.

넷째, 보육료 지원이 기혼여성의 노동시장 참여에 미친 영향은 양육수당제도와 다소 다른 양상을 보여 2009년 이후 우리나라 정부에서 제공한 보육료 지원은 그 금액이 증가할수록 기혼여성의 시간제, 전일제 노동시장 참여 가능성도 높아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 특히 기혼여성의 전일제 노동참여 증대를 위해서는 양육수당 제도보다 보육기관 이용에 대한 비용을 보조하는 보육료 지원이 보다 적합함을 의미한다. 본 연구를 통해 보육료 지원이 여성의 전일제 노동 참여를 장려할 수 있는 수단 이 될 수 있는 것으로 확인되었으나 2013년 영유아보육법 개정 후 어린이집을 이용하는 만0-5세 아동이 있는 모든 가계에 소득수준에 관계없이 정액으로 제공되는 보육료로 인해 정부의 재정적 부담이 가중될 수 있기 때문에 보편적 보육료 지급과 정부의 재정부담 문제를 해결하기 위한 방안 모색이 필요할 것으로 사료된다.

본 연구에서는 정부의 아동양육 보조금이 기혼여성의 노동시장 참여에 미치는 영향력을 분석하였는데 저소득층 가구가 과표집된 분석자료의 특성으로 인해 연구결과를 전국 가구로 일반화하기엔 다소 무리가 있을 수 있다. 또한 개정된 현 보육료 및 양육수당을 반영한 자료가 아직까지 구축되지 않은 관계로 2013년부터 시작된 보편적 보육복지 정책이 궁극적으로 기혼여성의 노동시장 참여 여부에 미치는 영향을 확인하지 못한 한계가 있다. 따라서 후속연구에서는 현재 정부에서 정액제로 지급하고 있는 보육료와 양육수당이 소득계층별 기혼여성의 노동시장 참여에 어떠한 영향을 미치는지 고찰해 볼 필요가 있을 것으로 생각된다.

이러한 연구의 한계에도 불구하고 본 연구에서는 정부가 제공하는 보육료 및 양육수당에 대한 지원액수의 증감 여부에 따른 어머니들의 노동시장 참여에 대한 효과성을 검증함으로써 앞으로 정부가 가계에 지급할 보육료나 양육수당액을 조정하고자 할 때 필요한 기초자료가 될 수 있을 것으로 생각된다.

결론적으로 자녀양육 비용을 보조하는 바우처 방식의 보육료지원이 가계의 보육비용 부담을 덜어 주고, 수급받은 지원금으로 자녀 돌봄문제를 해결할 수 있게 되어 유자녀 기혼여성의 노동시장 참여 가능성을 높일 수 있게 되는 것으로 확인되었다. 정부의 보육료 지원이 출산 후 여성들이 자녀돌봄과 노동시장 참여간 양립을 가능하게 하는 지원책이 될 수 있다는 점에서 볼 때 아동양육의 사회적 분담 차원에서 정부의 보육료 지원이 지속적인 이루

어려야 할 것으로 보인다.

REFERENCES

- Arpino, B., Pronzato, C., & Tavares, L. (2010). All in the family: informal childcare and mothers' labour market participation. ISER Working Paper Series 2010-24.
- Averett, S. L., Peters, H. E., & Waldman, D. M. (1997). Tax credits labor supply, and child care. *The Review of Economics and Statistics*, 79(1), 125-135.
- Baum II, C. L. (2002). A dynamic analysis of the effect of child care costs on the work decisions of low-income mothers with infants. *Demography*, 39(1), 139-164.
- Becker, G. S. (1965). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299), 493-517.
- Becker, G. S. (1993). *Human capital*. The University of Chicago Press, Ltd., London.
- Berger, M. C., & Black, D. A. (1992). Child care subsidies, quality of care, and the labor supply of low-income, single mothers. *The Review of Economics and Statistics*, 74(4), 635-642.
- Blau, D. M. (1999). The effect of child care characteristics on child development. *The Journal of Human Resources*, 34(4), 786-822.
- Blau, D. M., & Robins, P. K. (1988). Child-care costs and family labor supply. *The Review of Economics and Statistics*, 70(3), 374-381.
- Blau, D., & Tekin, E. (2007). The determinants and consequences of child care subsidies for single mothers in the USA. *Journal of Population Economics*, 20(4), 719-741.
- Bokjiro (2014). Retrieved from <http://online.bokjiro.go.kr/apl/info/aplInfoNurView2.do>
- Brooks, F. (2002). Impacts of child care subsidies on family and child well-being. *Early Childhood Research Quarterly*, 17(4), 498-511.
- Carolle, H., Deborah, A. P., & Whitebook, M. (2008). Thresholds of quality: Implications for the social development of children in center-based child care. *Child Development*, 63(2), 449-460.
- Cleveland, G., Gunderson, M., & Hyatt, D. (1996). Child care costs and the employment decision of women: Canadian Evidence. *The Canadian Journal of Economics*, 29(1), 132-151.
- Connelly, R. (1992). The effect of child care costs on married women's labor force participation. *The Review of Economics and Statistics*, 74(1), 83-90.
- Cho, Y. Y. (2007). An evaluation of a basic subsidy program for infants. *KDI Journal of Economic Policy*, 29(3), 101. 29-73.
- Choi, S. E. (2011). Child care subsidies and the labor supply of married women. *The Korean Social Security Association*, 27(2), 85-105.
- Choi, S. E., & Woo, S. J. (2009). A study on the effectiveness of the childcare policies. Research Paper 2009-31-4. The Korea Institute for Health and Social Affairs.
- Danziger, S. K. Ananat E. O., & Browning, K. G. (2004). Childcare subsidies and the transition from welfare to work. *Family Relations*, 53(2), 219-228.
- Del Boca, D., & Vuri, D. (2005). Labor supply and child care costs: the effect of rationing, IZA Discussion Papers, No. 1779.
- Folk, K. F., & Beller, A. H. (1993). Part-time work and child care choices for mothers of preschool children. *Journal of Marriage and Family*, 55(1), 146-157.
- Forry, N. D. (2009). The Impact of Child Care Subsidies on Low-Income Single Parents: An Examination of Child Care Expenditures and Family Finances. *Journal of Family and Economic Issues*, 30(1), 43-54.
- Gustafsson, S., & Stafford, F. (1992). Child care subsidies and labor supply in Sweden. *The Journal of Human Resources*, 27(1), 204-230.
- Han, Y.-S., & Lee, Y.-S. (2014). The effect of informal grandparent-provided child care and support on married women's additional birth plans: A panel data analysis. *Journal of Korean Family Resource Management Association*, 18(2), 163-182.
- Hank, K., & Kreyenfeld, M. (2004). A Multilevel Analysis of Child Care and Women's Fertility Decisions in Western Germany. *Journal of Marriage and Family*, 65(3), 584-596.
- Heckman, J. (1974). Shadow prices, market wages, and labor supply. *Econometrica*, 42(4), 679-694.
- Heo, N. J., & Seok, J. E. (2011). Is the child care subsidy program in Korea friendly to working mothers?

- Journal of Social Welfare Policy*, 38(2), 139-163.
- Herbsta, C. M., & Tekinb, E. (2010). Child care subsidies and child development. *Economics of Education Review*, 29(4), 618-638
- Hong, S. A., (2005). Gender and welfare state restructuring: Focusing on French childcare policy. *Women's Studies Forum*, 69(2), 139-173.
- Hong, S. A., Rue, Y. K., Kim, S. J., Jung, H. J., Lee, J. S., Leprince, F., Jenson, J., Dulk, L., & Naoko, S. (2008). Case studies on work-family balance policies in eight countries. Korea Women's Development Institute. Research Paper, 2008-12-1.
- Jung, H.-C. (2011). Issue and task of child care policy of president Myung Park Lee Government. *Korea Journal of Child Care and Education*, 67, 327-352.
- Kim, H., & Weon, J. (2004). The government policy for women's labor supply and costs. Research Paper 04-04. Korea Institute of Public Finance.
- Kim, J. W. (2003). Macroeconomic effects of the governmental support nursery system. *Journal of Economic Research*, 24(2), 313-332.
- Kimmel, J. (1998). Child care costs as a barrier to employment for single and married mothers. *The Review of Economics and Statistics*, 80(2), 287-299.
- Korea Welfare Panel Study (2014). Retrieved from <http://www.koweps.re.kr/>
- Kosonen, T. (2013). To work or not to work? The effect of child-care subsidies on the labour supply of parents. CESIFO Working Paper No.4065.
- Kreyenfeld, M., & Hank, K. (2000). Does the availability of child care influence the employment of mothers? Findings from western Germany. *Population Research and Policy Review*, 19(4), 317-337.
- Meyers, M. K., Heintze, T., & Wolf, D. A. (2002). Child care subsidies and the employment of welfare recipients. *Demography* 39(1), 165-179.
- Michalopoulos, C., & Robins, P. K. (2000). Employment and child-care choices in Canada and the United States. *Canadian Journal of Economics*. 33(2), 435-470.
- Min, I., & Choi, P. (2009). *Stata panel data analysis*. The Korean Association of STATA. Seoul: Korea.
- Min, I., & Choi, P. (2012). *Stata advanced panel data analysis*. The Korean Association of STATA. Seoul: Korea.
- Min, H. J. (2008). Motherhood, Sex-separated jobs, and women's wage. *Journal of Women and Economics*, 5(1), 75-91.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Nat. Bur.
- Lee, J. S., Shin, J. Y., & Yoon, N. R. (2010). *Family Policy*. Hakjisa. Seoul: Korea.
- Lehrer, E. L., & Kawasaki, S. (1985). Child care arrangements and fertility: An analysis of two-earner households. *Demography*, 22(4), 499-513.
- OECD. (2009). OECD Family database. Children and employment status. Retrieved from www.oecd.org/social/family/database
- OECD. (2012). OECD Family database. Fertility trends. Retrieved from www.oecd.org/social/family/database
- OECD. (2013). OECD Family database. Families. Children and employment Status. Retrieved from www.oecd.org/social/family/database
- Ribar, D. C. (1992). Child care and the labor supply of married women: Reduced form evidence. *The Journal of Human Resources*, 27(1), 134-165.
- Rønsen, M. (2009). Long-term effects of cash for childcare on mothers' labour supply. *Labour*, 23(3), 507-533.
- Schøne, P. (2004). Labour supply effects of a cash-for-care subsidy. *Journal of Population Economics*, 17(4), 703-727.
- Tekin, E. (2009). Childcare subsidies, wages, and employment of single mothers. *Psychological Science*, 10(2), 49-88.
- White, L. A. (2001). Child care, women's labour market participation and labour market policy effectiveness in Canada. *Canadian Public Policy*. 27(4), 385-405.
- Woo, S., & Min, H. (2007). The effects on pronatal policies on fertility, labor supply, and marriage of Korean women. Research Paper 07-03. Korea Institute of Public Finance.

□ 접수 일 : 2014년 09월 15일

□ 심사 일 : 2014년 11월 03일

□ 게재확정일 : 2014년 12월 14일