

勞 動 經 濟 論 集
 第24卷 (1), 2001.3, pp. 97~124
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

세대간 동거와 기혼여성의 노동공급*

성지미** · 차은영***

자녀양육에 수반되는 시간적·금전적 비용부담이 기혼여성의 노동시장 진입과 경력단절에 가장 큰 영향을 미치는 요인으로 지적한 선행 연구들은 이에 대한 정책적 지원을 강조하였다. 사회복지정책이 발달한 국가에서 세대간 동거(co-residence)는 고령층의 의료 및 부양과 관련된 공적 비용을 사적 비용으로 전환하고, 공식적인 부양을 비공식적인 것으로 대체하는 동시에 기혼여성의 노동공급을 증가시킨다는 관점에서 정책 설정에서 주요한 개선방안으로 인식되고 있다. 본 연구는 「한국노동패널」 2차년도(1999) 자료를 이용하여 부모세대와의 동거상태, 부모 및 기혼여성 본인의 건강상태가 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향을 살펴본다. Tobit모형의 추정 결과, 동거 여부, 여성노인과의 동거, 노동시장 근로를 하지 않는 여성노인과의 동거는 동거하는 노인의 건강상태에 관계 없이 기혼여성의 노동공급량에 정(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 세대간 동거는 세대간 사적 자원이전(intergenerational private transfer of resources)을 통하여 기혼여성의 노동공급에 긍정적인 영향을 미치며, 이는 세대간 사적 자원이전이 여성노인을 중심으로 시간자원의 이전이라는 형태를 취하고 있음을 의미한다.

— 주제어: 여성노동, 세대간 동거, 건강상태, 자원이전

투고일: 2001년 1월 2일, 심사일: 1월 15일, 심사완료일: 2월 20일

* 이 논문은 2001년도 두뇌한국 21사업 핵심분야에 의하여 지원되었음.

** 이화여자대학교 경제학과 Post-Doc(jsung13@chollian.net)

*** 이화여자대학교 경제학과 부교수

I. 문제의 제기

여성 경제활동참가율의 증가 추세는 여성에 대한 교육기회의 확대 등을 통하여 현 세대 여성의 인적자본(human capital)이 지난 세대의 여성에 비해 상당히 제고되었으며, 이에 따라 잠재적 또는 현실적인 고용 가능성(employability)과 근로소득이 높아지고 있다는 노동시장의 공급 측면과 및 제조업 중심으로부터 서비스업으로의 산업구조의 변화와 산업생산시설의 확대가 잠재되어 있던 여성인력을 노동시장으로 유인하고 있다는 수요 측면에서 요인을 찾을 수 있다.

기혼여성의 노동시장 진입과 경력단절(career interruption)에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 자녀양육 또는 이의 대체에 따르는 시간적·금전적 비용의 부담과 관련된 문제인 것으로 선행 연구들에서 지적되어 왔고, 이들은 이에 대한 정책적인 지원이 요구됨을 역설하였다. 정부의 정책적인 뒷받침으로 영유아보육시설이 양적으로 확대되었음에도 불구하고 여전히 영유아를 위한 시설 부족과 질적인 측면을 고려한 적절한 서비스의 부족이 해결되어야 할 문제로 남아 있는 실정이다. 특히 우리나라의 보육시설은 3세 미만의 어린 자녀를 위한 프로그램이 부족하고, 운영시간과 질적인 측면의 다양성이 제한되어 있다는 문제점을 갖고 있다. 한편 친인척을 포함한 타인은 자녀양육 서비스의 대체공급자라 할 수 있다. 그러나 타인을 고용할 경우 이에 따른 비용은 저소득층 가정뿐 아니라 일반 개별가정에도 적지 않는 부담을 주는 것으로, 자녀양육의 대체에 따른 비용은 기혼여성의 요구임금을 높여 결국 노동시장 참가를 포기하게 될 가능성을 크게 만든다.

사회복지정책이 발달한 국가에서는 부모세대와의 동거가 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향에 대한 연구가 지속되어 왔다. 세대간 동거는 노인연령층에 대한 의료 및 부양과 관련된 공적 비용(public eldercare costs)을 사적 비용(private costs)으로 전환하고, 또한 의료시설 및 부양시설 등 공식적인 부양(formal eldercare)을 비공식적인 부양(informal eldercare)으로 대체한다는 관점에서 정책 설정을 위한 주요한 개선방안으로 인식되고 있다. 또한 경제학적 관점에서 세대간 동거는 부모세대와 성인자녀세대 간에 시간, 금전, 그리고 공간을 공유 또는 이전하는 세대간 사적 자원이전(intergenerational

private transfer of resources)이라는 측면에서 노동시장에 참가하려는 성인자녀와 부모 세대 모두에게 편익을 제공하는 체제일 수 있다고 본다.

그러나 부모세대의 건강상태에 따라 부모세대와의 동거는 노년층 부양을 주로 담당하게 되는 기혼여성의 노동공급에 장애가 되는 요인이 될 수 있다. 노인의 건강상태가 양호할 경우 세대간 동거는 양쪽 모두에게 유익할 수 있는데, 노인세대는 성인자녀 및 손·자녀와의 동거를 통해 신체적·심리적으로 더 안정적일 수 있고, 성인자녀(특히 미국의 경우 부양의 책임은 딸에게 있으므로 딸은)는 어린 자녀의 양육을 부모세대에게 이전하고 노동시장에 참가함으로써 장기적인 관점에서 경제적 문제를 해결할 수 있게 된다. 그러나 노인세대의 건강상태가 좋지 못한 경우, 개인 부양은 많은 제한을 받게 되고 국가 차원의 시설 부양이 용이하지 않을 경우 자녀에 의한 노인부양을 선택하게 되며 이는 실제로 노인부양을 담당하는 여성의 노동력에 영향을 미쳐 노동공급을 중단하거나 시장노동시간을 감소시키는 효과를 가져오게 된다. 따라서 무의탁노인의 생활보호와 관련하여 본다면 현재 추진중인 부양상속분제도(특별한 유언이 없을 경우 자녀들 중 부모를 일정기간 모신 자녀에게 법정상속분의 50%까지 더 줌)의 도입은 노인복지를 사회에서 개별 가정으로 이전시킨다는 측면에서 긍정적인 것으로 평가되지만 부모세대의 건강 여부에 따라 부모세대와의 동거가 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향력을 고려하고 있지 않다는 미비한 점을 갖는다.

성인자녀와 부모세대의 동거가 기혼여성의 노동시장 참가에 미치는 영향은 두 가지 효과를 갖는 것으로 연구되었다. 첫째, 기혼여성과 부모가 동거할 때, 부모세대의 신체적인 제약은 자녀양육 및 자녀보육으로 간헐적으로 또는 지속적으로 노동시장 참가를 유보하여 온 여성, 특히 기혼여성의 노인부양에 필요한 시간의 요구 정도를 높이고 따라서 노동시장 참가에 부정적인 영향력이 있다. 둘째, 세대간 자원이전 및 동거로 노년층이 가사나 자녀양육을 분담할 수 있을 경우 기혼여성의 노동시장 참가에 긍정적인 효과를 가져올 수 있다. 세대간 사적 자원이전의 형태는 크게 이전소득으로서의 금전, 시간, 공간 등 세 형태로 구분된다. 세대간 동거는 동일 공간을 공유하며 금전과 시간을 공유할 가능성을 높여 준다. 자녀, 특히 어린 자녀를 위한 보육시설 및 방과 후 프로그램이나 직장 내 보육시설이 미비한 사회구조에서 비경제활동인구인 노년층이 자녀양육을 대행하게 되면 보육시설 이용에 소요되는 비용을 감소시킬 수 있고, 이에 따라 기혼여성의 유보임금(reservation wage)을 하락시킴으로써 여성의 노동공급에 긍정적인 효과를 가져올 수 있다. 이와 같이 세대간 자원이전 및 동거는 반대방향의 두 효과를 가지고 있는

데 어느 효과가 지배적인가는 세대간 자원이전의 결정요인들, 특히 노년층의 건강이 주요한 결정요인이라 하겠다.

1. 연구의 목적

본 연구의 목적은 부모세대와의 동거 여부와 부모 및 기혼여성 본인의 건강상태가 기혼여성의 노동공급(노동시장 참가 및 근로시간)에 미치는 영향을 살펴보고 정책수립을 위한 기초자료를 제공하는 것이다. 구체적인 연구목적은 첫째, 기혼여성의 노동공급에 영향을 미치는 요인을 파악한다. 이 때 부모세대와의 동거 여부, 동거하고 있는 부모의 건강상태 및 기혼여성 본인의 건강상태에 따라 기혼여성의 노동공급에 유의미한 차이가 있는지를 비교한다. 둘째, 부모세대와의 동거상태와 부모 및 본인의 건강상태, 그리고 그 이외의 기혼여성의 인구통계학적 특성과 가구의 특성에 따라 기혼여성의 시장노동공급에 미치는 영향을 분석한다. 셋째, 현행의 노인 관련 사회복지제도와 기혼여성의 노동력 확장과 관련된 정책들과 본 연구의 결과를 연계시킴으로써 정책개선방안을 모색함과 동시에 연구방법의 확장 가능성을 논의한다.

본 연구에서 검증되어질 가설은 다음과 같다. 첫째, 세대간 동거가 여성의 노동공급에 미치는 영향이다. 동거하는 부모세대가 시장노동을 하는 경우에는 가사노동의 분담 가능성이 낮아지므로 여성의 노동공급에 긍정적인 효과를 미치지 않을 것이다. 또한 남성 노인의 경우보다는 여성노인이 가사노동을 분담할 확률이 높으므로 여성의 노동공급에 긍정적인 효과를 미칠 것이다. 이러한 효과는 부모세대의 건강상태가 양호할 경우에 보다 긍정적일 것이며, 건강상태가 양호하지 않을 경우 긍정적인 효과는 감소할 것이다. 건강상태가 미치는 부정적인 효과가 가사노동의 분담에 따르는 긍정적인 효과를 능가하는 경우에 기혼여성의 노동공급에 미치는 총효과(total effect)는 부정적일 것이다. 두 세대의 협상(bargaining)에 의하여 세대간 동거가 결정된다면 이에 따른 부정적인 효과가 발생할 가능성은 거의 없으며, 이타적(altruism)인 의사결정인 경우는 부정적인 효과의 발생도 가능할 것이다. 둘째, 기혼여성 본인의 건강상태가 양호하다면 이는 노동공급에 긍정적인 효과를 미칠 것으로 예상된다. 셋째, 세대간 동거가 이들 각 집단에 속한 기혼여성의 노동공급에 미치는 효과를 검정함에 있어 자녀의 존재가 어떤 영향을 미치는가 살펴본다. 어린 자녀의 존재는 기혼여성의 노동공급에 부정적인 효과를 갖는 것으로 검

증되었으나 세대간 동거가 동시에 일어날 때 그 효과를 분석한다. 이러한 가설을 검증하기 위해 우도비검정법(likelihood ratio test)을 적용하여, 동거 여부를 고려하지 않은 모형과 부모세대와의 동거 여부, 노인세대의 성별을 고려한 동거 여부, 노인세대의 성별 및 경제활동상태와 건강상태를 고려한 동거 여부에 따른 변수를 추가한 3개의 모형을 비교 검증한다.

2. 선행 연구의 경향과 기여

복지정책이 발달한 국가에서 세대간의 사적 자원이전에 관한 연구(Weil, 1996; Gale and Scholz, 1994; Hoerger, Picone and Sloan, 1996; Pezzin, Kemper and Reschovsky, 1996; Schoeni, 1997; Pezzin and Schone, 1999)는 국가 차원의 공적인 노인부양과 여성 가장 가족에 대한 정부의 복지 지원에 따른 과도한 비용을 줄이기 위한 정책대안을 모색하는 관점에서 이루어지고 있다. 따라서 세대간 동거로 인해 정부가 공적인 노인부양에 지출하고 있는 비용을 얼마나 줄일 수 있는지, 세대간 동거가 여성가장 가족, 특히 자녀가 있는 여성가장 가족의 노동공급에 긍정적인 영향을 미치고 있는지, 이에 따라 정부가 여성가장 가족에게 직접적인 복지 지원보다는 기혼여성이 스스로 노동시장에 참가함으로써 경제적인 빈곤에서 벗어나도록 하는 데 초점이 주어져 왔다. 이러한 일련의 시각은 정부 차원의 직접적인 복지 지원을 개별 가정으로 이전시킴으로써 정부의 지출을 줄이고 특히 장기적인 측면에서 여성의 노동력을 창출한다는 관점에서 새로운 대안으로 주목받고 있다. 선진국의 경험을 볼 때, 우리나라도 노인부양을 기피하는 자녀세대에게 노인부양의 유인을 제공하고, 특히 여성가장 가족의 기혼여성이 노동시장 참가를 통해 경제적인 문제를 해결하도록 하는 정책을 설정해야 한다. 따라서 이러한 정책 설정에 기초가 되는 세대간 동거와 기혼여성의 노동공급에 관한 연구가 필요하다.

우리나라에서 세대간 동거에 관한 연구의 관점은 성인자녀 또는 부모세대 중 어느 한 세대를 대상으로 그 요인을 분석하기보다는 핵가족, 확대가족의 거주형태의 개념으로서 조사대상을 가구를 중심으로 하였으며, 주로 가구주의 인구통계학적 특성에 초점이 두었을 뿐 세대간의 동거와 부모의 건강상태가 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향력에 관한 연구는 이루어지지 않았다. 이러한 관점에서 본 연구는 우리나라의 선행 연구와 구별된다.

외국의 연구는 자료의 이용성과 방대함에도 불구하고 뚜렷한 결과를 보이지 못하고 있는데, 이는 핵가족화가 상당히 진행되어 세대간의 동거가 상당히 제한되어 있기 때문인 것으로 추측되고 있다. 우리나라의 경우 노인이 혼자 또는 노인부부로 거주하는 형태의 비율이 상대적으로 낮기 때문에 외국의 연구보다 더 유의한 결과를 가져올 수 있을 것으로 기대한다. 외국에 비해 세대간 동거가 많이 진행되지 않았고 세대간 자원이전이 보다 빈번히 이루어지고 있는 우리나라의 표본을 대상으로 한 연구는 외국의 연구에서 발생하는 제한점을 보완해 줄 것으로 기대된다.

II. 실증자료

1. 한국노동패널

본 연구는 한국노동연구원이 1999년에 실시한 한국노동패널의 2차년도 자료를 사용한다. 한국노동패널은 제주도를 제외한 전국에서 가구를 추출하고 각 가구의 15세 이상 생산가능인구를 개인표본으로 추출하여 가구용 자료와 개인용 자료를 구성한다. 1998년 1차년도 자료는 5,000가구와 13,738 개인을 포함하고 있으며, 1999년 2차년도 자료는 1차년도의 가구표본과 개인표본에 더하여 새로운 가구를 추가로 포함하였다. 또한 2차년도 조사시에 15세가 된 가구구성원과 혼인 등의 이유로 편입된 가구구성원이 신규 표본으로 자료에 추가되었다. 2차 자료의 총가구표본은 신규와 탈락을 합쳐 4,510가구이고 개인표본은 11,242명이며 개인신규표본은 803명이다.

한국노동패널은 각 개인의 성별, 가구주와의 관계, 연령, 교육수준, 경제활동, 건강상태 등의 가구구성원에 관한 정보와 가구의 총소득, 자산 및 부채 등에 관한 개인의 경제활동과 관련된 정보를 포함하고 있다. 개인표본에 관한 정보에는 개인의 임금과 취업 여부, 개인의 주관적인 건강상태에 관한 정보를 포함하고 있고 가구표본의 정보를 통해 노인세대와의 동거 여부에 관한 정보를 얻을 수 있다. 본 연구는 한국노동패널 2차년도 자료의 개인표본과 그 개인이 속해 있는 가구표본을 분석에 사용한다.

2. 표본의 선정

본 연구는 기혼여성의 건강상태 및 노인세대와의 동거 여부 및 노인세대의 성별 및 경제활동상태와 건강상태가 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향을 파악하는 것이므로 분석대상으로의 표본은 가구주이거나 가구주의 배우자인 여성 중 기혼(현재 이혼, 별거, 사별한 상태를 포함)이며 20세 이상 55세 미만인 여성으로 한정하였다. 이에 따라 전체 개인표본 중 27.7%인 3,111명이 실증분석을 위한 기혼여성 표본으로 선정되었다.

3. 기혼여성의 노동공급에 대한 기초분석

기혼여성의 노동공급을 파악하는 본 연구는 임금근로자와 비임금근로자를 노동시장 참가자로 간주한다. 표본 중 노동시장에 참가하고 있는 기혼여성은 전체의 50.6%를 차지하는 1,575명이며, 노동시장 참가자의 주당 평균근로시간은 54.4시간이다. 기혼여성의 노동시장 참가의 정도와 근로시간은 <표 1>에 제시되어 있다.

가. 기혼여성의 특성에 따른 노동공급의 현황

연령대별 취업 여부를 살펴보면, 20대 기혼여성 중 미취업여성의 비율은 64.9%로서 미취업 기혼여성이 취업 기혼여성에 비해 많고 40대 기혼여성의 경우에는 취업여성의 비율이 55.6%로서 취업 기혼여성이 미취업 기혼여성보다 많다. 연령대별 근로시간을 살펴보면, 20대 취업 기혼여성의 주당 평균근로시간은 49.2시간이고 40대 취업 기혼여성의 주당 평균근로시간은 20대보다 많은 56.9시간이다. 연령대별 기혼여성의 노동공급을 살펴보면, 40대의 경우, 20~30대에 비하여 참가율도 높고 근로시간도 더 많은 것으로 나타나고 있다.

교육수준별 취업 여부를 살펴보면, 고졸 미만과 대졸 이상의 경우에는 취업 기혼여성의 비율이 미취업 기혼여성의 비율보다 더 높고, 고졸과 대졸 미만의 경우에는 미취업 기혼여성의 비율이 취업 기혼여성의 비율보다 더 높다. 고졸 미만과 대졸 이상의 기혼여성 중 취업하고 있는 비율은 각각 60.2%와 51.4%로 전체 평균취업률인 50.6%보다 높은 것으로 나타난다. 이에 반해 고졸 기혼여성과 대졸 미만 기혼여성 중 취업한 비율은 각

〈표 1〉 기혼여성의 노동공급에 대한 기초분석

	전체 표본 (N=3,111)	취업 여부		취업 기혼여성의 노동공급량
		미취업 (N=1,536)	취업 (N=1,575)	
	Freq.	Freq. (%)	Freq. (%)	Mean (SD)
전체	3,111	1,536 (49.4)	1,575 (50.6)	54.4 (21.7)
연령별				
20대	407	264 (64.9)	143 (35.1)	49.2 (18.1)
30대	1,197	603 (50.4)	594 (49.6)	52.1 (21.6)
40대 이상	1,507	669 (44.4)	838 (55.6)	56.9 (22.1)
교육수준				
고졸 미만	1,149	457 (39.8)	692 (60.2)	58.3 (22.7)
고졸	1,424	800 (56.2)	624 (43.8)	53.7 (21.0)
대졸 미만	213	121 (56.8)	92 (43.2)	52.4 (18.3)
대졸 이상	325	158 (48.6)	167 (51.4)	42.1 (16.6)
기혼여성의 건강상태				
양호: (매우) 좋다	2,256	1,108 (49.1)	1,148 (50.9)	53.3 (21.2)
보통	583	264 (45.3)	319 (54.7)	58.3 (21.6)
불량: (매우) 나쁘다	263	161 (61.2)	102 (38.8)	56.2 (26.3)
동거 여부(유형 1): 동거	300	107 (35.7)	193 (64.3)	57.9 (21.7)
동거 여부(유형 2)				
동거하지 않음	2,811	1,429 (50.8)	1,382 (49.2)	53.9 (21.7)
남성노인과 동거 여부	26	9 (34.6)	17 (65.4)	45.8 (22.8)
여성노인과 동거 여부	229	82 (35.8)	147 (64.2)	59.2 (21.1)
남녀노인과 동거 여부	45	16 (35.6)	29 (64.4)	58.2 (22.6)
동거 여부(유형 3)				
취업 여성노인	24	9 (37.5)	15 (62.5)	45.4 (17.8)
미취업 건강한 여성노인	158	63 (39.9)	95 (60.1)	58.2 (20.2)
미취업 건강하지 않은 여성노인	92	26 (28.3)	66 (71.7)	63.4 (22.3)
취업 남성노인	6	2 (33.3)	4 (66.7)	56.3 (14.9)
미취업 건강한 남성노인	34	12 (35.3)	22 (64.7)	46.0 (22.9)
미취업 건강하지 않은 남성노인	31	11 (35.5)	20 (64.5)	61.5 (23.0)

주: 표본; 20세 이상 55세 미만의 기혼여성.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」, 2차년도(1999 조사자료).

각 43.8%와 43.2%로 전체 평균인 50.6%보다 현저하게 낮은 것으로 나타난다. 취업률과는 달리 근로시간은 교육수준이 높아질수록 감소하고 있다. 근로시간이 가장 많은 고졸 미만 취업 기혼여성의 주당 평균근로시간은 58.3시간이고 근로시간이 가장 적은 대졸 이상 취업기혼여성의 주당 평균근로시간은 42.1시간으로 15시간 정도의 차이를 보이고 있다.

기혼여성 본인의 건강상태별 취업 여부를 살펴보면 건강이 보통이라고 응답한 기혼여

성 중 취업한 비율은 54.7%로서 건강이 좋거나 매우 좋다고 응답한 기혼여성 중 취업한 비율보다 더 높다. 근로시간은 건강상태가 보통이라고 평가한 기혼여성의 근로시간이 다른 두 집단에 비해 많아 주당 평균 58.3시간이다. 건강상태가 나쁘거나 매우 나쁘다고 응답한 기혼여성의 취업률은 전체 평균인 50.6%에 비해 현저히 낮은 38.8%이지만 주당 평균근로시간은 56.2시간으로 건강상태가 양호하다고 응답한 기혼여성이나 전체 평균근로시간보다도 높은 것으로 나타난다. 따라서 불량한 건강상태는 취업 여부에는 차이를 보이지만 근로시간에는 차이를 보이지 않고 있다.

나. 동거여부에 따른 노동공급의 현황

부모세대와 동거(동거유형 1)하고 있는 기혼여성의 비율은 본 연구에 사용되는 표본 중 9.6%로 이는 통계청(1998)의 1995년 인구주택총조사보고서에 나타난 부부 및 양(편)친과 자녀로 구성된 가구의 비중인 8.0%보다는 약간 높은 것이다. 부모세대와 동거하고 있는 기혼여성 중 취업 기혼여성의 비율은 64.3%이고, 부모세대와 동거하지 않는 기혼여성 중 취업 기혼여성의 비율은 49.2%로 나타나, 세대간 동거가 여성의 노동시장 참가에 양의 효과를 미치는 것을 알 수 있다. 부모세대와 동거하고 취업하고 있는 기혼여성의 주당 평균근로시간은 57.9시간인 반면, 부모세대와 동거하지 않는 취업 기혼여성의 주당 평균근로시간은 53.9시간으로 세대간 동거가 노동시장 참가율뿐만 아니라 근로시간에도 양의 효과를 미치는 것으로 나타난다.

동거 여부에 노인의 성별(동거유형 2)을 고려하여 남성노인과 동거, 여성노인과 동거, 남녀 두 명의 노인과 동거로 구분하여 기혼여성의 노동공급을 살펴보면, 동거하지 않는 기혼여성의 취업률은 49.2%인 반면, 동거하는 경우에는 남성노인이든 여성노인이든, 또는 남녀노인이든, 세 가지 경우 각각에서 취업 기혼여성의 비율은 표본 전체 평균보다 약 15% 더 높은 64~65% 정도로 나타난다. 이는 동거하는 노인의 성별을 고려하지 않고 동거 여부만을 본 결과와 일치하는 것이다. 한편, 기혼여성의 근로시간은 취업비율과는 다른 형태를 보여 여성노인과 동거하거나 남녀노인과 동거하는 취업 기혼여성의 주당 평균근로시간은 각각 59.2시간, 58.2시간으로, 이는 남성노인과 동거하는 취업 기혼여성의 주당 평균근로시간인 45.8시간과 많은 차이를 보이고, 동거하지 않는 취업 기혼여성의 주당 평균근로시간인 53.9시간보다 많은 것이다. 이와 같은 결과를 볼 때, 여성노인과의 동거는 성인자녀 기혼여성의 노동공급을 증가시키는 효과를 가져오는 반면, 남성

노인과의 동거는 기혼여성의 노동시장 참가에는 양의 효과를 미치는 반면 근로시간에는 음의 효과를 미치는 것으로 요약된다.

성별을 고려한 동거 여부에 노인세대의 건강상태(동거유형 3)를 추가로 고려하여 기혼 여성의 노동시장 참가 여부와 근로시간을 살펴보면 건강상태에서 예상되는 결과를 볼 수 있다¹⁾. 첫째, 노동시장 참가 여부를 살펴보면, 건강하지 않은 미취업 여성노인과 동거하는 기혼여성 중 취업비율은 71.7%로 이는 동거유형 1의 동거하는 기혼여성의 취업비율(64.3%)이나 동거유형 2에서 가장 취업비율이 높은 것으로 나타난 남성노인과 동거하는 기혼여성의 취업비율(65.4%)보다 현저히 높은 비율이다. 이와는 대조적으로 여성노인이지만 일하지 않고 건강한 경우에는 기혼여성의 취업비율은 동거유형 2의 여성노인과 동거하는 기혼여성의 취업비율보다 낮은 60.1%로 나타난다. 둘째, 근로시간을 살펴보면 주당 평균근로시간은 취업률과는 약간 다른 양상을 보여 남녀 구분 없이 건강하지 않은 남녀노인과 동거하는 취업 기혼여성의 근로시간이 동거유형 1의 동거하는 경우의 주당 평균근로시간(57.9시간)보다도 많은 약 61~63시간인 것으로 나타나며, 취업한 여성노인과 동거하는 경우 근로시간이 가장 적은 45.4시간이다. 이와 같은 결과는 노인세대의 건강상태에 따라 기혼여성의 노동공급에 다른 영향력을 가져올 것이라는 가설과는 상반되는 것으로 기혼여성의 취업률은 동거하는 여성노인의 건강상태가 좋지 않은 경우에 더 높아지는 것으로 나타나고, 근로시간은 남녀노인 모두에서 노인의 건강상태와 관계가 없는 것으로 나타난다.

4. 실증분석모형

본 연구는 건강상태를 고려한 노인세대와의 동거와 기혼여성 본인의 건강상태가 기혼 여성의 노동공급에 미치는 영향을 파악하고자 표본을 20세 이상 55세 미만의 기혼여성(현재 이혼, 별거, 사별한 상태를 포함)으로 한정하였다. 노동시장 참가와 근로시간을 동시에 고려하는 노동공급을 추정하기 위해 표본선택편의(sample selectivity bias)를 제거하는 토빗모형(Tobit regression model)을 사용한다. 본 연구에서는 4개의 실증모형을 추정한 후 결과를 비교 검토한다. 모형 1은 통상적인 노동시장의 수요 및 공급과 관련된

1) 동거유형 2의 구분에서와는 달리 남녀 두 명의 노인과의 동거를 구분하지 않고 두 명의 노인이 성인자녀와 동거하는 경우는 남성노인과의 동거와 여성노인과의 동거의 한 쪽에 포함하였다.

변수만을 포함한다. 모형 2는 부모세대와의 동거 여부가 추가되었다. 모형 3은 동거 여부에서 노인세대의 성별을 고려한다. 모형 4는 동거 여부를 성별뿐 아니라 노인세대의 경제활동상태 및 건강상태를 함께 고려하는 모형이다.

4개의 모형식은

$$\text{모형 1: } Y_i^* = X_i\beta_1 + \varepsilon_{i1} \quad Y_i = Y_i^* 1(Y_i^* > 0)$$

$$\text{모형 2: } Y_i^* = X_i\beta_2 + Z_{2i}\gamma_2 + \varepsilon_{i2} \quad Y_i = Y_i^* 1(Y_i^* > 0)$$

$$\text{모형 3: } Y_i^* = X_i\beta_3 + Z_{3i}\gamma_3 + \varepsilon_{i3} \quad Y_i = Y_i^* 1(Y_i^* > 0)$$

$$\text{모형 4: } Y_i^* = X_i\beta_4 + Z_{4i}\gamma_4 + \varepsilon_{i4} \quad Y_i = Y_i^* 1(Y_i^* > 0)$$

로 표현할 수 있다. Y_i^* 는 관찰 불가능한 근로시간을 나타내는 잠재변수(latent variable)이며, 노동시장에 참가한 경우($Y_i^* > 0$) 실제 근로시간 Y_i 가 관찰 가능하며, 그렇지 않은 경우($Y_i^* \leq 0$) 실제 근로시간 Y_i 는 0시간에서 Censored되어 있다. $1(\cdot)$ 은 지수함수(indicator function)로 괄호 안의 조건이 성립하면 1의 값을 가지며, 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 함수이다. X_i 와 Z_{2i} , Z_{3i} , Z_{4i} 는 근로시간에 영향을 미치는 설명변수의 벡터이며, β_1 , β_2 , β_3 , β_4 와 γ_2 , γ_3 , γ_4 는 설명변수와 연관된 추정되어질 계수의 벡터이며, $\varepsilon_{ij}(j=1, 2, 3, 4)$ 는 각 모형에서의 오차항을 의미한다.

노동시장 참가와 근로시간을 함께 고려하는 노동공급의 토빗모형에 사용되는 설명변수의 벡터 X_i 는 인적자본 저장(human capital stock)과 개인 및 가계의 특성 등 근로자의 유보임금(reservation wage)에 영향을 미치는 변수와 인적자본 저장과 노동시장의 수요 측면 등 제의임금(offered wage)에 영향을 미치는 변수를 포함한다. 세대간 동거를 나타내는 설명변수 Z_{2i} 는 부모세대와의 동거 여부를 통제하는 가변수이며, 세대간 동거와 동거노인의 성별을 구분하는 설명변수의 벡터 Z_{3i} 는 여성노인과의 동거 여부와 남성노인과의 동거 여부를 포함하며, 동거노인의 성별 및 건강상태를 구분하는 설명변수의 벡터 Z_{4i} 는 일자리가 있는 여성 동거노인, 일자리가 없는 건강한 여성노인, 일자리가 없는 건강하지 않은 여성노인, 일자리가 있는 남성 동거노인, 일자리가 없는 건강한 남성노인, 일자리가 없는 건강하지 않은 남성노인과의 동거 여부를 포함한다.

5. 실증모형 추정을 위한 설명변수

본 연구는 부모세대와의 동거상태, 부모 및 기혼여성 본인의 건강상태를 함께 고려하

여 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향을 살펴보는 것이다. 부모세대와의 동거와 관련된 변수들 이외에, 일반적으로 여성의 노동시장 참가의 추정에서 노동시장의 공급(또는 유보임금)과 수요(제의임금)에 영향을 미치는 요인이 설명변수에 포함된다. 본 연구에 포함된 설명변수는 기혼여성의 연령, 교육수준, 건강상태, 남편의 취업 여부, 기혼여성의 근로소득을 제외한 가구의 연간 총소득, 주택소유 여부, 자녀의 연령을 반영²⁾한 2세 미만 자녀, 2세 이상 6세 미만 자녀, 6세 이상 12세 미만 자녀, 12세 이상 18세 미만 자녀의 존재 여부, 대도시 거주 여부, 지역실업률을 포함한다. 지역실업률은 응답자의 거주지역과 응답 월에 관한 정보를 이용하여 매월 경제활동인구조사자의 지역별 실업률 자료를 사용한다.

본 연구에서 정의한 부모세대는 기혼여성을 중심으로 친정부모 또는/그리고 시댁부모를 의미하며 부모 어느 한 쪽 또는 부모 모두를 포함한다. 한국노동패널 2차 자료는 동거하고 있는 가족원 개인의 주관적인 건강상태를 5점 척도로 파악하고 있다: 매우 건강하다, 건강한 편이다, 보통이다, 건강이 나쁜 편이다, 매우 건강이 나쁘다. 부모세대의 건강상태와 기혼여성의 건강상태의 설명변수는 두 개의 범주로 구성된다. 노인세대의 건강상태는 '매우 건강하다', '건강한 편이다', '보통이다'가 건강한 것으로 정의되었고, '건강이 나쁜 편이다'와 '매우 건강이 나쁘다'가 건강하지 않은 것으로 정의되었다. 기혼여성의 건강상태는 '건강이 나쁜 편이다'와 '매우 건강이 나쁘다'가 불량한 건강상태로 정의된다. 동거상태는 실증연구의 모형에서 제시한 세 가지 유형으로 추정된다. 설명변수에 대한 개념정의는 <표 2>에 제시되어 있다.

2) 자녀와 관련된 변수는 기혼여성의 노동공급에 관한 연구에서 중요한 변수임이 선행 연구에서 입증되었다. 선행 연구에서는 가장 보육이 대체되기 어려운 연령인 2세 미만 자녀의 존재 여부, 또는 표본의 숫자를 고려하여 6세 미만 자녀의 존재 여부를 설명변수로 사용하였다. 하나의 가변수를 사용할 경우, 제한된 정보만을 얻는다는 제한점 때문에 몇몇 선행 연구는 어린 자녀의 연령을 설명변수로 사용하였다. 그러나 이 방법은 자녀의 수가 제한된 현재의 가족구조의 경우 변수가 갖는 범주가 제한될 뿐 아니라 교육수준이 가져오는 효과와 마찬가지로 7세와 8세간에는 보육의 측면에서 별달리 큰 차이가 없다는 점을 제한점으로 이야기할 수 있다. 이러한 이유로 본 연구는 자녀의 연령별로 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향력을 보다 자세히 살펴보기 위해 자녀의 연령을 4개의 가변수인 2세 미만, 6세 미만, 12세 미만, 18세 미만의 4개의 설명변수로 선정한다.

<표 2> 분석에 사용된 독립변수의 개념정의

변 수	변수의 정의
연속변수	
연령	기혼여성의 연령
가구 총소득	기혼여성의 연간 총근로소득을 제외한 가구의 연간 총소득
지역실업률	1996년 1월부터 1999년 12월까지의 전국 각 지역의 실업률
범주형 변수	
교육수준	기혼여성의 교육수준
고졸 미만	1: 고등학교 졸업 미만, 0: 그 외
고졸	1: 고등학교 졸업, 0: 그 외
대졸 미만	1: 4년제 대학 졸업 미만, 0: 그 외
대졸 이상	1: 4년제 대학 졸업 또는 이상, 0: 그 외
남편취업	1: 남편이 취업상태, 0: 그 외
주택소유	1: 주택소유, 0: 그 외 (전세, 월세 기타)
대도시 거주	1: 만약 광역 도시에 거주, 0: 그 외
2세 미만 자녀의 존재 여부	1: 2세 미만 자녀 존재, 0: 그 외
2세 이상 6세 미만 자녀의 존재 여부	1: 2세 이상 6세 미만 자녀 존재, 0: 그 외
6세 이상 12세 미만 자녀의 존재 여부	1: 6세 이상 12세 미만 자녀 존재, 0: 그 외
12세 이상 18세 미만 자녀의 존재 여부	1: 12세 이상 18세 미만 자녀 존재, 0: 그 외
기혼여성의 건강상태: 불량	1: 기혼여성의 건강하지 않음(매우 건강이 나쁘다), 0: 그 외
세대간 동거 여부:	세대간 동거 여부는 세 가지 유형으로 분석에 사용됨. 동거 여부만을 고려한 변수, 성별에 따른 동거 여부를 고려한 변수, 성별과 노인의 건강상태를 함께 고려한 동거 여부의 변수로 각기 다른 분석모형에서 사용됨.
유형 1: 동거	1: 부모세대와 동거, 0: 그 외
유형 2: 여성노인과 동거 여부	1: 여성노인(친정(할)어머니, 시(할)어머니)과 동거, 0: 그 외
남성노인과 동거 여부	1: 남성노인(친정(할)아버지, 시(할)아버지)과 동거, 0: 그 외
유형 3: 취업여성노인	1: 일자리가 있는 여성노인, 0: 그 외
미취업 건강한 여성노인	1: 일자리가 없고 건강이 매우 건강, 건강 또는 보통인 여성노인과 동거, 0: 그 외
미취업 건강하지 않은 여성노인	1: 일자리가 없고 건강이 나쁜 편 또는 매우 나쁜 편인 여성노인과 동거, 0: 그 외
취업 남성노인	1: 일자리가 있는 남성노인, 0: 그 외
미취업 건강한 남성노인	1: 일자리가 없고 건강이 매우 건강, 건강 또는 보통인 남성노인과 동거, 0: 그 외
미취업 건강하지 않은 남성노인	1: 일자리가 없고 건강이 나쁜 편 또는 매우 나쁜 편인 남성노인과 동거, 0: 그 외

6. 조사대상자의 일반적 특성

전체 표본의 일반적인 특성, 취업 기혼여성과 미취업 기혼여성의 일반적인 특성은 실증연구의 추정을 위한 설명변수에 따라 <표 3>에 제시되어 있다.

가. 전체 표본

전체 표본 기혼여성 3,111명의 평균연령은 39세이고, 고등학교를 졸업한 기혼여성이 가장 많아 전체 표본의 46% 정도를 차지한다. 전체 기혼여성의 3분의 1 정도가 18세 미만의 자녀를 갖고 있었고, 기혼여성의 취업에 가장 큰 장애요인으로 작용하는 2세 미만의 자녀가 있는 기혼여성은 9.5%이고, 2세 미만보다는 덜 하지만 성인의 돌보는 시간을

필요로 하는 연령층인 학령기 이전의 2세 이상 6세 미만 자녀를 갖고 있는 기혼여성의 비율은 약 5분의 1 (21.9%) 정도로 나타난다. 약 4분의 3 정도의 기혼여성의 남편은 취업하고 있고 기혼여성의 근로소득을 제외한 가구의 연간 총소득은 1,177만원(월 평균 148만원) 정도이다. 전체 기혼여성 중 절반 정도가 주택을 소유(54.9%)하고 대도시에 거주(57.3%)하고 있다.

전체 표본에서 부모세대와 동거하는 비율은 전체의 약 10% 정도(9.6%)인 것으로 나타나고 여성노인과 동거하는 비율(남녀 두 명인 경우 포함)은 8.8%로 남성노인과 동거하는 비율(남녀 두 명인 경우 포함)인 2.3%보다 높다. 이는 여성의 기대수명이 남성의 기대수명보다 높아 노인인구 중 여성이 더 많은 비율을 차지하고 있는 상황을 반영하고 있는 것으로 보인다. 동거형태의 여부를 성별 및 건강상태를 함께 고려하여 살펴볼 때 8.8%의 여성노인과의 동거 중 5.6%는 건강한 여성노인과 3.2%는 건강하지 않은 여성노인과의 동거로 구성되어 있고, 남성노인과 동거하는 2.3% 중 1.3%는 건강한 남성노인과 1.0%는 건강하지 않은 남성노인과의 동거로 구성되어 있다. 여성노인 중 건강한 사람의 비율(64%)이 남성노인 중 건강한 사람의 비율(56%)보다 약간 더 높은 것으로 나타난다.

나. 취업 기혼여성과 미취업 기혼여성

취업 기혼여성의 비율은 50.6%로서 취업 기혼여성집단과 미취업 기혼여성집단을 비교해 보면, 취업 기혼여성의 연령(40.1세)이 미취업 기혼여성의 연령(38.4세)보다 약간 더 높다. 2세 미만의 자녀, 2세 이상 6세 미만의 자녀가 있는 경우는 취업 기혼여성에 비해 미취업 기혼여성집단이 더 많은 것으로 나타난다. 2세 미만 자녀를 갖고 있는 비율은 취업여성의 경우는 3.9%이고 미취업 기혼여성의 경우에는 15.1%로서 미취업이 취업에 비해 4배 정도 많다. 이러한 차이는 2세 이상 6세 미만의 존재 여부에도 나타나, 취업 기혼여성의 경우는 14.8%이고 미취업 기혼여성의 경우에는 29.2%로서 미취업이 취업에 비해 2배 정도 많다. 이러한 두 집단간의 비율의 차이는 6세 이상 12세 미만 자녀의 존재 여부에서는 크게 줄어들고(취업 기혼여성의 27.8%와 미취업 기혼여성의 29.3%), 12세 이상 18세 미만 자녀의 존재 여부에서는 바뀌어 12세 이상 18세 미만의 자녀가 존재하는 비율은 취업 기혼여성의 37.9%이고 미취업 기혼여성의 25.9%이다.

교육수준을 살펴보면 대졸 이상의 비율은 취업과 미취업의 두 집단에서 비슷하고 대졸 미만의 비율은 미취업집단에서 약간 높다(7.9% 대 5.9%). 고졸 미만과 고졸의 비율은

〈표 3〉 조사대상자의 일반적인 특성

	전체 표본 (N=3,111)	취업 (N=1,575)	미취업 (N=1,536)
연속변수			
	Mean S.D.	Mean S.D.	Mean S.D.
연령	39.2 (7.9)	40.1 (7.4)	38.4 (8.3)
가구 총소득 ³⁾	1776.9 (2016.7)	1502.7 (2071.1)	2058.1 (1919.7)
지역실업률	5.2 (1.4)	5.2 (1.4)	5.3 (1.4)
범주형 변수			
	Freq. %	Freq. %	Freq. %
교육수준			
고졸 미만	1149 (36.9)	692 (43.9)	457 (29.7)
고졸	1424 (45.8)	624 (39.6)	800 (52.1)
대졸 미만	213 (6.8)	92 (5.9)	121 (7.9)
대졸 이상	325 (10.5)	167 (10.6)	158 (10.3)
남편취업			
주택소유	2413 (77.6)	1172 (74.4)	1241 (80.8)
대도시거주	1707 (54.9)	867 (50.6)	840 (54.7)
2세 미만 자녀의 존재여부	1781 (57.3)	854 (54.2)	927 (60.4)
2세 이상 6세 미만 자녀의 존재여부	294 (9.5)	62 (3.9)	232 (15.1)
6세 이상 12세 미만 자녀의 존재여부	681 (21.9)	233 (14.8)	448 (29.2)
12세 이상 18세 미만 자녀의 존재여부	887 (28.5)	437 (27.8)	450 (29.3)
기혼여성의 건강상태: 불량	995 (32.0)	597 (37.9)	398 (25.9)
세대간 동거 여부	263 (8.5)	102 (6.5)	161 (10.5)
동거 여부 (유형 1) ¹⁾	300 (9.6)	193 (12.3)	107 (7.0)
동거 여부 (유형 2) ^{1) 2)}			
여성노인과 동거	274 (8.8)	176 (11.2)	98 (6.4)
남성노인과 동거	71 (2.3)	46 (2.9)	25 (1.6)
동거 여부 (유형 3) ¹⁾			
취업 여성노인	24 (0.8)	15 (1.0)	9 (0.6)
미취업 건강한 여성노인	158 (5.1)	95 (6.0)	63 (4.1)
미취업 건강하지 않은 여성노인	92 (3.0)	66 (4.2)	26 (1.7)
취업 남성노인	6 (0.2)	4 (0.3)	2 (0.1)
미취업 건강한 남성노인	34 (1.1)	22 (1.4)	12 (0.8)
미취업 건강하지 않은 남성노인	31 (1.0)	20 (1.3)	11 (0.7)

주 : 1) 동거하지 않은 사람들로 인해 빈도의 합은 100%가 되지 않음.

2) 남녀노인 두 명이 함께 성인자녀세대와 동거하는 경우는 전체 45명, 취업 기혼여성의 경우에는 29명, 미취업 기혼여성의 경우에는 16명으로 성별로 구분한 경우에는 여성노인과의 동거와 남성노인과의 동거 양쪽에 모두 포함되었음.

3) 기혼여성의 근로소득을 제외한 가구의 총소득.

표본 : 20세 이상 55세 미만의 기혼여성.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 2차년도(1999 조사자료).

취업과 미취업의 두 집단에서 비슷하지만(취업의 83.5%와 미취업의 81.8%), 취업 기혼 여성의 경우 고등학교 졸업 미만의 비율이 많은 43.9%이고 미취업 기혼 여성의 경우에 이에 해당하는 비율이 29.7%로서 두 집단간에 차이를 보인다.

남편이 취업하고 있는 비율은 취업 기혼 여성의 집단이 미취업 기혼 여성의 집단에 비해 낮아 취업 기혼 여성의 74.4%가 남편이 취업하고 있고 미취업 기혼 여성의 80.8%가 남편이 취업하고 있다. 취업 기혼 여성의 근로소득을 제외하였을 때, 가구의 총소득은 취업 기혼 여성의 집단에서 더 낮아 취업 기혼 여성가구의 연간 총소득은 1,503만 원으로 월평균 125만 원 정도이고 미취업 기혼 여성가구의 연간 총소득은 2,058만 원으로 월평균 172만 원 정도이다. 자산의 상태를 용이하게 파악하는 데 자주 사용되는 변수 중의 하나인 주택소유 여부를 비교해 보면, 미취업 기혼 여성의 주택소유 정도는 54.7%이고 취업 기혼 여성의 주택소유 정도는 50.6%로 미취업 기혼 여성에서 더 높은 것으로 나타난다. 지역실업률은 취업과 미취업 기혼 여성의 두 집단에서 비슷하게(각각 5.2%와 5.3%) 나타나고 대도시에 거주하는 비율은 미취업 기혼 여성집단에서는 60.4%이고 취업 기혼 여성집단에서는 54.2%로 미취업 기혼 여성에서 약간 더 높은 것으로 나타난다.

부모세대와의 동거 비율은 취업 기혼 여성의 경우 12.3%이고, 미취업 기혼 여성의 경우 7.0%로 미취업 기혼 여성집단에 비해 취업 기혼 여성집단에서 더 높게 나타난다. 동거 여부를 동거하는 노인의 성별을 고려하여(동거유형 2) 살펴보면, 취업 기혼 여성과 미취업 기혼 여성의 두 집단 모두에서 여성노인과 동거하는 비율이 남성노인과 동거하는 비율보다 높다. 노인의 성별에 경제활동상태와 건강상태까지 포함하여(동거유형 3) 살펴보면, 취업 기혼 여성과 미취업 기혼 여성의 두 집단 모두에서 일하지 않는 건강한 여성노인과의 동거 비율이 가장 많고 그 다음으로 일하지 않고 건강하지 않은 여성노인과의 동거, 일하지 않고 건강한 남성노인과의 동거, 일하지 않고 건강하지 않은 남성노인과의 동거의 순으로 나타난다. 일하는 노인이 기혼 여성과 동거하는 비율은 남녀노인 각각의 집단 모두에서 가장 적은 것으로 파악되며, 이는 노인세대가 경제력은 있고 자녀세대의 가정 생산에 시간을 할당하려 하지 않아 동거하는 비율이 낮아진다는 것을 의미한다.

Ⅲ. 실증분석 결과

본 연구에서는 기혼여성의 인적자본요인, 가구의 경제적인 자원요인, 거주지역과 거주 지역의 실업률과 같은 노동시장의 공급과 수요에 영향을 미치는 설명변수(모형 1), 부모 세대와의 동거 여부(모형 2), 노인세대의 성별을 고려한 동거 여부(모형 3), 노인세대의 성별과 건강상태를 함께 고려한 부모세대와의 동거 여부(모형 4)의 변수를 추가하여 4개의 모형을 제시하였다. 우도비검정(log-likelihood ratio test) 결과 모형 2, 모형 3, 모형 4 각각은 모형 1에 비해 더 나은 모형이라는 것을 알 수 있다. 즉 세대간 동거를 나타내는 변수가 설명력이 있음을 의미한다. 모형 1, 모형 2, 모형 3, 모형 4의 토빗모형의 추정치 결과와 우도비검정 결과가 <표 4>에 제시되어 있다.

4개의 모형 모두에서 통계적으로 유의한 결과를 보인 변수 중 양의 효과를 보인 설명 변수는 연령과 남편의 취업이고, 음의 효과를 보인 설명변수는 연령의 제곱, 고졸, 대졸 미만, 가구의 연간 총소득, 대도시 거주, 2세, 6세, 12세 미만 자녀의 존재 여부, 불량한 기혼여성의 건강상태로 나타난다. 모형에 따라 다소 차이 나는 결과를 보인 설명변수는 대졸 이상과 주택소유로서 대졸 이상의 설명변수는 모형 2와 모형 3에서는 10% 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 보인다. 가구의 총소득과 유사하게 가구의 경제적인 상태를 파악하는 척도로 사용되는 주택소유는 모형 2에서는 5% 수준에서, 모형 3과 모형 4에서는 10% 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 보인다. 4개의 모형에서 유의하지 않은 설명변수는 지역실업률, 18세 미만 자녀의 존재 여부이다.

가. 모형 1: 노동시장의 공급과 수요 변수만 포함

기혼여성의 연령은 양의 효과를 보이고 연령의 제곱은 음의 효과를 보인다. 따라서 기혼여성의 근로시간은 기혼여성의 일정한 연령(모형에 따라 38.9~40.7세)까지는 연령에 따라 증가하다가 그 이후에는 감소하는 역U자형(inverse U-shaped)을 보이고 있다.

교육수준이 기혼여성의 근로시간에 미치는 영향력을 보고자 고졸 미만, 고졸, 대졸 미만(대학에 진학한 적이 있으나 4년대 대학의 학력을 갖지 않은 자), 대졸 이상의 4개의

〈표 4〉 기혼여성노동공급의 결정변수: Tobit 추정치

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
연령	7.102(1.544)***	6.834(1.537)***	6.765(1.537)***	3.762(1.538)***
연령의 제곱	-0.091(0.020)***	-0.084(0.019)***	-0.087(0.019)***	-0.087(0.019)***
교육수준 (고졸 미만)				
고졸	-13.466(2.447)***	-13.401(2.435)***	-13.351(2.436)***	-13.154(2.437)***
대졸 미만	-10.479(4.508)*	-10.649(4.489)*	-10.832(4.489)*	-10.644(4.493)*
대졸 이상	-6.069(3.745)	-6.270(3.729)*	-6.324(3.729)*	-6.089(3.730)
남편취업	6.675(2.730)*	6.041(2.720)*	6.037(2.718)*	6.152(2.718)*
가구 총소득 ¹⁾ (log)	-6.141(0.466)***	-6.026(0.464)***	-6.029(0.464)***	-6.037(0.464)***
주택소유	-2.579(2.196)	-3.930(2.205)*	-3.980(2.205)*	-3.871(2.208)
대도시 거주	-7.391(2.399)**	-7.106(2.389)**	-7.053(2.390)**	-7.125(2.388)**
지역실업률	-0.812(0.841)	-0.756(0.837)	-0.795(0.837)	-0.737(0.837)
2세 미만 자녀의 존재여부	-34.094(4.481)***	-34.186(4.468)***	-34.372(4.472)***	-34.321(4.471)***
2세 이상 6세 미만 자녀	-17.689(3.097)***	-17.562(3.084)***	-17.586(3.083)***	-17.656(3.084)***
6세 이상 12세 미만 자녀	-6.735(2.576)**	-6.797(2.564)**	-6.805(2.564)**	-6.749(2.568)**
12세 이상 18세 미만 자녀	1.980(2.514)	2.082(2.502)	2.144(2.502)	2.160(2.500)
기혼여성의 건강: 불량	-22.556(3.825)***	-22.141(3.806)***	-22.090(3.804)***	-21.129(3.803)***
동거 여부 (유형1)		15.655(3.260)***		
동거 여부 (유형2)				
여성노인과의 동거 여부			15.335(3.535)***	
남성노인과의 동거 여부			7.284(6.634)	
동거 여부 (유형3)				
취업 여성노인				14.709(11.158)
미취업 건강한 여성노인				11.638(4.529)*
미취업 건강하지 않은 여성노인				21.621(5.625)***
취업 남성노인				8.947(22.168)
미취업 건강한 남성노인				2.628(9.407)
미취업 건강하지 않은 남성노인				11.520(9.654)
Constant	-63.398(29.441)*	-59.791(29.307)*	-58.322(29.306)	-58.653(29.320)*
scale	49.805(1.003)	49.556(0.998)	49.533(0.997)	49.491(0.996)
-log L	9430.47	9419.02	9418.19	9416.75
Test: 모형 1과 모형 2		22.90***		
Test: 모형 1과 모형 3			24.55**	
Test: 모형 1과 모형 4				27.43**

주 : 1) 기혼여성의 근로소득을 제외한 가구의 총소득.

***, **, * +는 유의수준 0.001, 0.01, 0.5, 0.10을 의미함. 괄호 안은 표준오차.

표본 : 20세 이상 55세 미만의 기혼여성.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 2차년도(1999 조사자료).

집단으로 분류하였다. 고졸 미만의 저학력자와 비교하여, 고졸 이상의 고학력은 기혼여성의 근로시간에 부(-)의 효과를 갖는 것으로 나타난다. 고졸이나 대졸 미만이 미치는 부(-)의 효과는 통계적으로 유의하게 나타난다. 이러한 결과는, 소득효과가 대체효과보다 작은 경우에 임금이 높을수록 근로시간은 증가하고 임금이 충분히 높아 소득효과가 대체효과를 능가할 때에만 근로시간이 감소하게 된다는 이론적인 결론과는 달리, 임금이 낮은 근로자(저학력자)들의 근로시간이 높은 성향을 가지는 우리나라의 노동시장을 반영하고 있다.

어린 자녀의 존재 여부는 기혼여성의 근로시간에 부(-)의 영향을 갖는 것으로 나타나 2세 미만의 자녀가 있는 기혼여성의 근로시간은 2세 미만의 자녀가 없는 기혼여성의 근로시간에 비해 통계적으로 유의하게 적은 것으로 나타난다. 이러한 결과는 2세 이상 6세 미만, 6세 이상 12세 미만의 자녀가 있는 기혼여성의 근로시간에서도 나타나 통계적으로 유의한 효과를 갖는 것으로 나타난다. 이와 같은 결과는 어린 자녀의 존재는 기혼여성의 노동공급에 장애가 된다는 선행 연구결과를 입증해 주는 것이라 하겠다.

기혼여성 본인의 건강상태가 양호하지 않은 것은 기혼여성의 근로시간에 부(-)의 효과를 갖는 것으로 나타난다. 이는 건강상태는 노동공급의 중요한 인적자본이라는 사실을 입증해 주는 결과라 할 수 있다. 기혼여성의 근로소득을 제외한 가구의 연간 총소득은 기혼여성의 근로시간에 부(-)의 효과를 갖는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 가구의 총소득이 낮은 경우 기혼여성이 생계유지 또는 가계 보편을 위해 근로시간을 증가시킨다는 소득효과를 입증해 주는 것으로 간주할 수 있다. 남편의 취업은 기혼여성의 근로시간에 정(+)의 효과를 갖는 것으로 나타난다. 남편의 취업은 기혼여성의 노동시장 참가에는 부정적인 효과를 가질 수 있지만, 일단 노동시장에 참가한 경우에는 정(+)의 효과를 갖는 것으로 추측된다.³⁾ 대도시 거주는 기혼여성의 근로시간에 부(-)의 효과를 갖는 것으로 나타난다.

3) 한 배우자의 근로시간이 증가하면 다른 배우자의 근로시간이 감소할 것이라는 논의를 할 수 있다. 이러한 논의의 배경에는 가사노동의 양이 일정하며 가사서비스를 구매할 수 없다는 것을 전제로 하는 가사노동과 시장노동의 배우자간 비교우위에 의한 특화이론이라 할 수 있다. 그러나 두 배우자의 인적자본 수준이 높고, 가사서비스의 구매가 용이하며 구매비용이 이들의 임금보다 낮을 경우에 오히려 두 배우자의 근로시간은 양의 상관관계를 가질 수 있다. 실증분석에서 나타난 결과는 후자의 견해를 뒷받침해 준다.

나. 모형 2: 부모세대와의 동거 여부 변수 추가

모형 2의 결과를 모형 1의 결과와 비교하여 보면, 모형 1에서 통계적으로 유의하게 나타난 설명변수들은 모형 2에서도 통계적으로 유의한 변수로 나타나며, 이에 더하여 대졸 이상의 집단이 .10 수준에서 통계적으로 유의한 변수로 나타나며, 주택소유가 .05 수준에서 통계적으로 유의한 변수로 나타난다. 모형 2에 추가된 변수인 부모세대와의 동거 여부는 기혼여성의 근로시간에 정(+)의 효과를 갖는 것으로 나타난다.

가구의 경제상태를 파악하는 지표 중의 하나인 주택소유는 기혼여성의 근로시간에 부(-)의 효과를 갖는 것으로 나타나 주택을 소유하고 있는 기혼여성의 근로시간은 전세, 월세인 주택에 거주하는 기혼여성에 비해 근로시간이 적다. 이러한 결과는 기혼여성의 근로소득을 제외한 가구의 총소득이 기혼여성의 근로시간에 부의 효과를 갖는 것과 일치하는 결과로서 소득효과를 입증하는 것으로 해석할 수 있다.

부모세대와의 동거 여부는 기혼여성의 근로시간에 정(+)의 효과를 갖는 것으로 나타난다. 자녀(2세 미만, 6세 미만, 12세 미만, 18세 미만)의 존재 여부가 통제된 모형에서 부모세대와의 동거 여부가 양의 효과를 보인 것은 부모세대와 성인 기혼여성간에 시간의 교환을 중심으로 하여 사적 자원이전이 있음을 시사해 주는 결과라 하겠다.

다. 모형 3: 노인의 성별을 고려한 동거 여부 변수 추가

모형 3의 결과를 모형 1의 결과와 비교하여 보면, 모형 1에서 통계적으로 유의하게 나타난 설명변수들은 모형 3에서도 통계적으로 유의한 변수로 나타나며, 이에 더하여 대졸 이상의 집단과 주택소유의 두 설명변수가 .10 수준에서 통계적으로 유의한 변수로 나타난다. 이는 통계적 유의수준에서는 차이가 있지만 모형 2와 같은 결과이다. 모형 3에 추가된 두 개의 설명변수인 여성노인과의 동거 여부와 남성노인과의 동거 여부 중 여성노인과의 동거 여부만이 기혼여성의 근로시간을 설명하는 데 통계적으로 유의한 차이를 보이고 있다. 여성노인과의 동거는 기혼여성의 근로시간에 양(+)의 효과를 갖는 것으로 나타난다. 이와 같은 결과는 부모세대와 성인자녀세대간에 시간자원의 사적 이전은 기혼여성의 총가용시간(total available time)을 증가시켜 근로시간과 여가시간을 동시에 늘리게 된다는 점을 시사해 주는 결과이다. 특히 여성노인이 남성노인에 비해 기혼 취업 여성이 필요로 하는 자원(예를 들어 어린 자녀 돌보기, 그 외의 가사노동과 관련된 시간, 기술 등의 자원)을 더 제공할 수 있고, 이는 직접적으로 기혼여성의 근로시간으로 연결

되어 기혼여성이 시장노동에 더 많은 시간을 참가하여 더 많은 소득을 갖도록 하는 것을 가능하게 하는 것으로 해석된다.

라. 모형 4: 노인의 성별과 건강상태를 함께 고려한 동거 여부 변수 추가

모형 4는 부모세대의 성별, 취업 여부, 건강상태를 고려한 6개의 동거 여부에 관련된 설명변수를 추가하였다. 모형 4의 결과를 모형 1의 결과와 비교해 보면, 모형 1에서 통계적으로 유의하게 나타난 변수들은 모형 4에서도 통계적으로 유의한 변수로 나타나며, 이에 더하여 주택소유의 설명변수가 .10 수준에서 통계적으로 유의한 변수로 나타난다. 모형 2와 모형 3과는 달리 대졸 이상은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난다.

일하는 노인과의 동거는 성별에 관계 없이 기혼여성의 근로시간에 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 일하지 않는 노인과 동거할 경우, 여성노인의 경우는 건강상태에 관계 없이 기혼여성의 근로시간에 통계적으로 유의한 양(+)의 효과를 보여주는 반면, 남성노인은 통계적으로 유의한 효과를 갖지 않는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 모형 3에서 나타난 결과와 맥락을 같이하는 것으로 세대간 동거가 노인부양이라는 측면보다는 가정생산을 중심으로 이루어지고 있음을 알 수 있다.

결과에서 나타나듯, 일하지 않는 여성노인과의 동거에서 노인의 건강상태가 좋으면 노인부양의 금전적 또는 시간적 비용은 거의 존재하지 않으며 노인의 시간자원이전으로 인한 긍정적인 효과를 기대할 수 있다. 그러나 노인의 건강상태가 좋지 않으면, 노인부양에 따르는 금전적 또는 시간적 비용이 발생하게 되며, 시간적 비용은 총가용시간을 감소시켜 근로시간에 부(-)의 효과를 미치는 반면, 금전적 비용의 발생은 근로시간에 정(+)의 효과를 가질 것으로 기대된다. 그러나 이런 노인부양의 문제는 건강상태가 심각하게 안 좋은 경우에만 나타날 것이며, 이런 경우 노인은 기관요양에 맡겨질 가능성이 크며 이러한 노인과의 동거확률은 낮다. 본 연구에 포함된 표본의 경우 건강상태가 심각하게 안 좋은 경우는 거의 없어 노인부양보다는 시간자원의 이전이라는 측면에서 동거가 결정되고 있는 것으로 보인다.

IV. 결 론

우리나라의 주요한 사회보장제도의 대상 중에는 노인과 여성가장 가족이 포함된다. 통계청(1998) 자료에 의하면, 1997년 기준 총인구 중 생활보호⁴⁾대상자의 비율은 3.1%이었고, 65세 이상의 총노인인구 중 생활보호대상자의 비율은 8.3%이며, 노인복지시설에 수용된 노인의 수는 노인인구의 증가와 함께 증가하였지만 비율은 0.3%로 1982년부터 1997년까지 거의 고정적인 비율을 보이고 있다. 1998년의 경우 사회복지서비스에 지출한 액수는 정부예산의 2.4%로 비율이 계속 증가하고 있는 추세이다.

여성의 노동력 창출을 위한 정책적인 지원은 노동시장의 수요와 공급 측면에서도 중요한 문제일 뿐 아니라 여성가장 가족의 경제적 자립이라는 측면에서도 중요하다. 본 연구는 한국노동연구원의 1999년 「한국노동패널」 2차년도 자료를 이용하여 부모세대와의 동거상태와 부모 및 기혼여성 본인의 건강상태가 기혼여성의 노동공급(노동시장 참가 및 근로시간)에 미치는 영향을 살펴보고, 정책수립을 위한 기초자료를 제공하고자 한다. 우리나라의 경우 여성의 노동공급과 관련된 정책은 여성인력을 확대하기 위해 노동시장의 성차별을 제거해 가는 정책대안과 함께 기혼여성을 고려하여 가정과 직장을 병행할 수 있도록 자녀보육과 관련된 정책적인 배려라는 두 가지로 이루어지고 있다. 정부 차원의 자녀보육비 지원과 자녀보육시설의 확충에 관한 많은 대안이 제시되고 있지만, 미국과 같이 복지정책이 우리 나라보다 더 많이 진행되어 온 국가가 채택하고 있는 복합적 복지정책에 대한 대안은 고려되고 있지 않다. 본 연구는 기혼여성의 노동공급과 노인세대의 생활보조를 함께 고려하는 정책적 대안의 필요성을 제시할 수 있다는 점에서 종래의 기혼여성과 관련된 정책방안에 색다른 면을 제시할 것으로 기대한다.

실증연구에서 발견된 특징을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 노동시장에 참가하고 있는 기혼여성은 전체 3,111명 중 1,575명으로 50.6%를 차지하고 있고 평균 노동공급시간은 주당 54.4시간이었다. 기혼여성의 노동공급에 관한 기

4) 생활보호는 거택보호, 자활보호, 시설보호로 구분된다. 생활보호대상자에는 65세 이상의 노인, 18세 미만의 아동, 임산부, 폐질 또는 심신장애로 인하여 근로능력이 없는 자로 구성된 가구 또는 이들과 50세 이상 부녀자로만 구성된 가구가 포함된다.

초분석에 의하면 노동시장에 참가하고 있는 기혼여성의 비율은 연령별 집단에서는 40대에서 가장 높으며, 학력수준별 집단에서는 고졸 미만에서 가장 높으며, 건강상태별 집단 분류에서는 건강상태가 보통이라고 응답한 집단에서 가장 높게 나타난다. 동거하는 집단의 경우에는 취업의 비율이 미취업의 비율보다 더 높으며 성별만을 고려한 동거유형 2의 분류에서는 남성노인과의 동거집단에서, 동거하는 노인의 성별에 건강을 추가한 동거유형 3의 분류에서는 노동시장 근로를 하지 않고 건강하지 않은 집단의 경우에 취업한 비율이 미취업의 비율보다 높은 것으로 나타난다. 한편 노동공급량을 살펴보면, 근로시간은 연령의 증가와 함께 증가하고 교육수준이 증가함에 따라 감소하는 상태를 보인다. 40대 기혼여성고 고졸 기혼여성은 각각 주당 평균근로시간보다 많은 주당 평균 56.9시간, 58.3시간을 일하고 있다. 건강상태별로 보면 건강상태가 보통이라고 응답한 기혼여성의 주당 평균근로시간이 가장 많은 58.3시간이며, 부모세대와 동거하고 있는 기혼여성의 근로시간은 주당 평균 57.9시간이다. 여성노인과 동거하는 기혼여성의 주당 평균근로시간은 59.2시간으로 다른 집단에 비해 많고, 이를 동거하는 노인세대의 건강상태를 고려하여 분류할 경우 건강상태가 좋지 않은 노인과 동거하는 기혼여성의 근로시간이 더 많아 노동시장 근로를 하지 않고 건강하지 않은 여성노인, 남성노인과 동거하는 기혼여성의 주당 평균근로시간은 각각 63.4시간, 61.5시간으로 평균과 크게 차이를 보이고 있다.

둘째, 본 연구는 부모세대와의 동거 여부, 동거하는 부모세대의 성별과 경제활동상태 및 건강상태가 기혼여성의 노동공급에 미치는 영향력을 비교하기 위해 동거와 관련된 변수가 배제된 모형 1, 부모세대와의 동거 여부변수를 추가한 모형 2, 노인의 성별을 고려한 동거 여부변수를 추가한 모형 3, 노인의 성별과 경제활동상태 및 건강상태를 함께 고려한 동거 여부변수를 추가한 모형 4를 설정하고 우도비검정을 하였다. 모형 1에 비해 모형 2, 모형 3, 모형 4 각각이 더 나은 모형인 것으로 파악되었고, 4개의 모형 모두에서 통계적으로 유의한 결과를 보인 변수 중 양의 효과를 보인 설명변수는 연령과 남편의 취업이고 음의 효과를 보인 설명변수는 연령의 제곱, 고졸, 대졸 미만, 가구의 총소득, 대도시 거주, 2세 미만, 2세 이상 6세 미만, 6세 이상 12세 미만의 자녀의 존재, 불량한 기혼여성의 건강상태로 나타난다. 어린 자녀의 존재(2세 미만, 2세 이상 6세 미만, 6세 이상 12세 미만)는 기혼여성의 노동공급에 부(-)의 효과를 나타내어, 어린 자녀의 존재가 기혼여성의 노동공급에 장애가 된다는 선행연구와 현실을 다시 입증해 주고 있다.

셋째, 모형 2의 동거 여부, 모형 3의 여성노인과의 동거, 모형 4의 노동시장 근로를 하지 않는 여성노인과의 동거는 기혼여성의 노동공급량에 정(+)의 효과를 미치는 것으로

나타나는데, 세 가지 모형을 통해 일관성 있는 결과를 제시하고 있다고 할 수 있다. 즉 부모세대와의 동거는 세대간 자원이전의 결과로 기혼여성의 노동공급에 긍정적인 영향을 미치는데 이는 특히 여성노인과의 동거에 해당한다고 할 수 있다. 이러한 결론은 특히 모형 4의 결과에서 뒷받침된다고 하겠는데, 여성노인의 경우 노인의 건강상태에 관계없이 기혼여성의 노동공급을 증가시켜 주는 효과를 보이고 있는데 이는 기혼여성의 노동공급을 중심으로 볼 때 세대간 동거를 통해 세대간의 자원이전은 금전적인 자원보다는 시간자원을 통해 더 많이 이루어지고 있음을 시사해 주고 있다고 할 수 있다. 이러한 점은 세대간 동거와 세대간의 금전적인 자원의 이전과 시간자원의 이전을 직접적으로 파악할 수 있는 자료를 이용하여 금전적인 자원 또는 시간자원의 이전된 양을 종속변수로 하여 설명될 때 더 구체적인 결론을 얻을 수 있다고 하겠으며 이에 대한 연구의 필요성을 시사하고 있다고 할 수 있다.

넷째, 세 가지 가설 중 일부는 입증된 반면 여전히 입증되지 않은 부분도 존재한다. 기혼여성의 건강상태는 노동공급에 정(+)¹의 효과를 갖는 반면, 세대간 동거가 통제되었을 경우에도 어린 자녀의 존재는 기혼여성의 노동공급에 부(-)²의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 취업한 노인과의 동거와 남성노인과의 세대간 동거는 기혼여성의 노동공급에 통계적으로 유의한 효과를 갖지 않는 것으로 나타나는 반면 세대간 동거, 여성노인과의 동거, 미취업 여성노인과의 동거는 통계적으로 유의하게 정(+)³의 효과를 갖는 것으로 나타나, 세대간 동거가 가정생산에 기여하는 시간자원 이전의 형태로 나타나고 있음을 알 수 있다. 그러나 기혼여성의 노동공급에 대한 긍정적인 효과는 미취업한 여성노인의 건강상태와는 무관한 것으로 나타나고 있다. 이와 같은 결과는 건강상태의 설명변수가 1개로 이루어진 주관적인 변수라는 한계점과 노인의 건강상태가 좋지 않은 경우에 건강과 관련된 지출이 증가하여 이에 대한 경제적인 필요성이 증가하여 근로시간을 증가시키게 되는지의 여부에 관한 후속연구의 필요성을 제시하는 것이라 할 수 있다. 특히 건강상태에 관한 보다 객관적이고 종합적인 변수를 가진 자료의 필요성을 시사하며, 이에 따라 보다 나은 연구가 이루어질 것으로 기대된다.

본 연구의 결과는 부모세대와의 동거가 기혼여성의 노동공급에 긍정적인 효과를 가져오는 것을 보여주고 있다. 이러한 결과는 노인복지와 기혼여성의 노동공급을 함께 고려하는 복합적인 정책방안의 필요성을 시사한다고 할 수 있다. 그러나 이러한 정책대안에 대한 구체적인 방안을 제시하기 위해서는 미국을 비롯한 다른 국가의 제도를 그대로 도입하기보다는 우리나라의 상황을 더 잘 파악하여 현실에 부합하는 방안에 대한 연구가

이루어져야 할 것이다. 이는 특히 미국의 경우 이미 세대간 동거의 비율은 낮고 국가 부양의 제도가 발달되어 있기에 세제혜택 등의 방법을 시행하는 것이 양쪽 세대에게 동거에 대한 동기(incentive)를 부여할 수 있었지만, 우리나라의 경우 국가 부양이 많이 진전되지 않아 정부 차원에서 세대간 동거를 유도하기 위해 누구에게 혜택을 주어야 할지, 그리고 세대간 동거에 의해 얻을 수 있는 이득이 얼마나 인식되어 있는지 등의 문제에서부터 출발해야 할 것이다. 그러나 우리나라의 경우도 핵가족화는 많이 이루어져 1995년 부부와 미혼자녀로 구성된 가구의 비율이 58.6%(통계청, 1998)이기 때문에 이와 같은 연구는 필요한 것으로 생각된다. 세대간 동거로 노인세대와 자녀세대, 특히 여성가장 가구에게 지급되고 있는 생활보호·생계비 지원 등 국가 차원의 지원을 일할 수 있는 세대에게 일할 수 있는 동기와 여건을 조성하는 방식으로 정책을 설정한다면, 미국과 같은 복지선진국이 현재 하고 있듯이 과도한 지출을 줄이기 위한 방편으로 세대간 동거를 고려하는 정책개혁의 순환 과정을 거치지 않고 효율적인 정책 설정을 할 수 있을 것으로 보인다.

분석방법상의 한계 및 개선방향으로는 첫째, 본 연구는 동거하고 있는 가구구성원에 관한 정보만 제공하므로 세대간 동거가 일어나지 않는 경우, 이것이 선택에 의한 비동거인지 또는 사망에 의한 것인지를 확인할 수 없다는 자료상의 제한점을 갖고 있다. 따라서 본 연구는 다소 제한된 의미에서의 효과를 분석한 것이며, 이러한 제한점은 부모세대와 성인자녀세대를 쌍으로 표본으로 추출하여 자료로 이용함으로써 개선될 것이다. 둘째, 여성의 노동시장 참가와 세대간 동거가 동시에 일어나는 결정일 경우 이변량프로빗 모형(bivariate probit model)이나 동태적 프로빗 또는 토빗 모형(dynamic probit or Tobit model)을 사용하여 추정하는 것이 바람직하다. 그러나 첫 번째에서 제시되었듯이, 미비한 변수를 종속변수로 사용하는 경우 설명변수로 사용하는 연구에 비해 결과에 있어 더 편의(bias)를 가져올 수 있으므로 횡단면자료(cross-sectional data)는 이에 적절하지 않으며 패널자료(panel data)가 요구됨을 의미한다. 한국노동패널이 계속 진행될 경우 분석의 확장 가능성을 기대할 수 있다.

참 고 문 헌

- 통계청. 『한국의 사회지표』. 대전: 통계청, 1998.
- Gale, William G., and Scholz, John K. "Intergenerational Transfers and the Accumulation of Wealth." *Journal of Economic Perspectives* 8 (4) (Fall 1994): 145-160.
- Hoerger, Thomas J., Picone, Gabriel A., and Slon, Frank A. "Public Subsidies, Private Provision of Care and Living Arrangements of the Elderly." *The Review of Economics and Statistics* 78 (5) (August 1996): 428-440.
- Pezzin, Liliana E., Kemper, Peter and Reschovsky, James. "Does Publicly Provided Home Care Substitute for Family Care?: Experimental Evidence With Endogenous Living Arrangements." *Journal of Human Resources* 31 (3) (Summer 1996): 451-676.
- Pezzin, Liliana E., and Schone, Barbara S. "Intergenerational Household Formation, Female Labor Supply and Informal Caregiving: A Bargaining Approach." *Journal of Human Resources* 34 (3) (Summer 1999): 475-503.
- Schoeni, Robert F. "Private Intrahousehold Transfers of Money and Time: New Empirical Evidence." *Review of Income and Wealth* 43 (4) (December 1997): 423-448.
- Weil, David N. "Intergenerational Transfers, Aging, and Uncertainty." In *Advances in the Economics of Aging*, edited by Wise, David A, pp. 321-339. Chicago: The University of Chicago Press, 1996.

abstract

Co-residence and Its Effect on Labor Supply of Married Women

Jaimie Sung and Eun Young Chah

Co-residence is a type of intergenerational private transfers of resources: money, time and space. Adult daughters and their elderly parents decide to co-reside, depending on their utility levels before and after co-residence that mainly depend on the health status of the elderly. Therefore, co-residence implies positive net benefits to both parties in the sense that, when they co-reside, elderly parents share childcare and adult daughter provide elderly care. In other words, formal (paid) care can be substituted with informal (unpaid) one.

Both marriage and giving births are considered as the major obstacles to labor market attachment of women who bear burdens of home production and childcare. Co-residence can be a solution for married women to avoid career interruption by sharing burdens with their elderly parents. However, most previous studies using the U.S. data on intergenerational private transfers focused on elderly care and have concluded that they reduce government expenditures associated with public subsidies to the elderly.

This study focuses on adult daughters and it examines effects of co-residence on labor supply of married women in Korea, who face limited formal childcare programs in terms of both quantity and quality. It applies the Tobit model of married women's labor supply to the data from the Second Wave of the Korean Labor and Income Panel Survey(1999), in order to investigate effects of

co-residence and the work and health status of the co-residing elderly as well as their own health status. Four specifications of the empirical model are tested that each includes co-residence with elderly parents, their gender, or their work and health status.

Estimation results show that co-residence, co-residence with female elderly, and co-residence with not-working female elderly have significant positive effects on labor supply of married women while poor health status of co-residing female elderly does not bring about any negative effects. However, co-residence with male elderly, regardless of their work and health status, has no significant effect. The results indicate that co-residence is closely related to sharing of home production among female elderly and adult daughters who are married and, through intergenerational private transfers of resources in terms of time, it helps women avoid career interruption.