

중장년층 1인 가구의 사회활동 참여: 다인 가구와의 비교

이 병 호

(홍콩과학기술대학교)

이 글은 30~40대 중장년층에게 홀로 살아간다는 것이 가지는 의미를 탐색한다. 대다수가 비혼 상태인 이 집단에 대해서는 두 가지 상반된 견해가 있다. 먼저 결혼이 삶의 만족도에 주는 긍정적 효과를 고려할 때 중장년층 1인 가구의 주관적 웰빙 및 건강상태 그리고 사회참여 수준은 낮을 것이란 입장이다. 반대로 최근에 나온 국내외 대중매체나 학술연구는 이들의 자존감과 삶에 대한 만족감은 높으며 활발한 사회참여를 하고 있다고 주장하고 있다. 이런 의견은 결혼이 예전만큼 효용을 가져다주지 않는 실정에서 일견 설득력을 가지지만, 표본의 대표성 문제와 더불어 다인 가구와의 비교가 결여된 방법론적 한계를 가진다. 따라서 이 연구는 중장년층 1인 가구의 실상을 밝히기 위해 가구 유형에 따른 사회참여도의 차이를 검증한다. 이를 위해 2010년 인구총조사 원자료를 활용하였다. 30~49세 1인 가구원 13,548명을 포함하는 151,494명을 대상으로 음이항 회귀분석을 실시한 결과, 결혼지위, 학력, 경제활동 등의 변수들을 모두 통제했음에도 1인 가구의 1년간 참여했던 단체수는 다인 가구에 비해 대략 8%정도 낮으며 이는 통계적으로 유의미하였다. 동일한 사회·인구학적 속성을 가진 집단들을 고려할 때도 1인 가구원의 사회활동 빈도는 다인 가구와 비교할 경우 예외 없이 낮았다. 이는 나홀로 가구라는 생태환경 그 자체가 사회참여도와는 부정적 상관관계를 가질 수도 있음을 시사한다. 한편 1인 가구 안에서는 학력이 높을수록, 소득을 얻는 일을 한 기간이 길수록, 그리고 유배우자인 경우 사회참여도가 높았다.

주요용어: 1인 가구, 중장년, 사회참여, 결혼지위, 주관적 웰빙

■ 투고일: 2014.7.30 ■ 수정일: 2014.9.18 ■ 게재확정일: 2014.9.19

I. 문제제기

네 가구 당 한 가구꼴로 1인 가구인 오늘날 한국의 실정에서 홀로 산다는 것은 더 이상 예외적인 상황이 아니다. 주지하듯이 지난 30년간 1인 가구는 급증해왔다. 1985년 1인 가구 비율은 6.9%에 불과했다. 하지만 1990년 9.0%, 2000년 15.5%로 늘더니 2010년에는 무려 23.9%로 급증했으며, 이미 2012년에 25%를 넘은 것으로 추정된다. 나홀로 가구 수는 2000년 222.4만 가구에서 2010년에는 414.2만 가구로 거의 2배가량 증가했고 2015년이면 500만 명을 돌파할 것으로 전망된다(통계청, 2012; 2013).

대략 2000년대 후반부터 1인 가구는 근래 한국사회의 주요 담론으로 공론화되고 있으며 다각도에서 논의가 진행되어왔다.¹⁾ 특히 빠르게 변화하는 시장상황에 대응하기 위해 마케팅 분야에서 이들의 소비형태, 소비규모, 재테크방식, 주택수요 등에 대한 연구가 활발하게 이루어지고 있다. 또한 골목마다 퍼져있는 편의점의 성장배경에는 나홀로 가구가 있다는 사회학 연구도 나왔다(전상인, 2014). 한편 중앙과 지방정부의 정책적 연구는 주로 이들의 주거형태를 분석하면서 소형주택 공급 확충과 같은 새로운 주택복지정책을 마련하는데 초점을 맞추고 있다. 이상의 논의를 대략 정리하면 청년층과 중장년층 1인 가구 구성원은 주로 가공식품이나 배달 또는 포장음식으로 끼니를 때우고 있으며 월세로 살면서 자주 거처를 옮기기 때문에 가구를 임대하는 경우가 많다고 한다. 이런 라이프스타일이 삶의 질을 높이는데 기여할 것 같지는 않다. 따라서 1인 가구에 대한 보건정책을 세우는데 있어 이들이 스스로 느끼는 삶의 만족도와 정신건강상태 그리고 그것에 긍정적 영향을 준다고 알려진 사회참여 실태를 확인하는 작업은 중요하다고 하겠다.

나홀로 가구를 바라보는 사회적 시선에는 속칭 ‘화려한 싱글’이라는 수사와 더불어 힘겨운 생활을 영위해가는 ‘독거노안’이라는 명암이 공존한다. 이런 세간의 고정관념은 그간의 보건연구 경향에서도 나타나는 듯하다. 1인 가구의 주관적 웰빙과 건강상태에 대한 학계의 관심은 주로 사회적 취약계층으로 인식되어온 노인인구에 집중되어 왔다. 더불어 노인의 건강상태에 영향을 주는 사회참여에 대해서도 노년학을 중심으로 활발한

¹⁾ 통상 1인 가구는 법적 배우자가 없이 홀로 사는 ‘독신 가구’와 비슷한 개념으로 간주되어왔으며, 학계에서도 두 개념을 엄격하게 구분하기보다는 동일한 것으로 사용해왔다. 대략 2006년쯤에 들어서야 비로소 한국의 1인 가구에 대한 본격적인 연구가 발표되기 시작했다. 자세한 논의는 김혜영 등(2007: 25-27)을 참고.

논의가 이뤄지는 추세이다(권중돈·조주연, 2000; 김수현, 2013; 민주홍, 2013; 장명숙·박경숙, 2012). 보건복지 당국 역시 독거노인의 현실개선이라는 문제에 상당한 노력을 기울여왔다. 반면 30~40대 중장년층의 실태에 대한 관심은 상대적으로 미흡하며 여전히 연구의 사각지대로 남은 듯하다. 아래에서 상론하겠지만 최근에 나온 학계의 주장을 따르면, 중장년층 독신 1인 가구는 자존감과 삶의 만족도가 결코 낮지 않으며 화려한 정도까지는 아니더라도 적극적이고 활발한 사회활동을 하고 있다. 과연 그럴까?

이 연구는 30~40대 1인 가구의 삶의 질과 상관성이 있는 사회참여 빈도를 2010년 센서스 표본자료를 바탕으로 분석한다. 기존의 논의는 대체로 나홀로 가구 집단 자체에 주목하는 편인데 여기서는 2인 이상 다인(多人) 가구와의 상대적 비교를 통해 집단의 특징을 보다 분명하게 확인하고자 한다. 전체 연령대가 아닌 30~40대 인구를 대상으로 한정된 것은 같은 1인 가구라도 형성원인에는 세대별로 큰 차이를 보이기 때문이다. 20대 1인 가구는 학업과 구직활동, 노년층 1인 가구는 사별 후 자식과의 별거가 주요 원인이라면, 30~40대는 미혼, 이혼, 이혼 전 별거 등이 주된 이유이기 때문이다.

이 글의 구성은 다음과 같다. 먼저 주관적 웰빙과 사회참여의 상관성에 대한 선행연구들을 검토하고, 여기에 가구 유형이란 변수를 추가했을 때 어떤 변화가 나타날지에 대한 두 가지 상반된 가설을 설정한다. 다음으로 분석에 사용할 자료에 대해 소개하고 주요 변수들 사이의 기본적인 관계를 살핀다. 그리고 다변량 회귀분석 결과를 제시하고 이를 통해 확인된 주된 특징들을 논의한다. 마지막으로 분석결과를 요약하고 몇 가지 제언을 덧붙인다.

II. 이론적 배경

일반적으로 말해서 활발한 사회활동은 개인의 인적 네트워크를 만드는데 중요한 역할을 할 뿐만 아니라, 행복과 삶에 대한 만족도라는 ‘주관적 웰빙’(subjective well-being, SWB)에도 긍정적인 영향을 준다.²⁾ 주관적 웰빙에 영향을 주는 요소는 개인의 유전인

²⁾ 이 글에서 말하는 웰빙은 개인이 스스로를 평가하는 주관적인 개념이며, 행복과 삶에 대한 만족도를 포괄한다(Helliwell, 2005; Helliwell & Putnam, 2004). 행복감은 최근 상황에 따라 수시로 바뀌는데 반해서 삶에 대한 만족도는 시간 살아온 이력에 근거하기에 보다 신뢰할 수 있다. 덧붙여서 심리학계에서 사용하는 SWB에 대한 개괄적 논의는 Diener(2000)와 Diener et al.(1999) 참고. 일반적으로

자, 성격 및 성향, 가치관, 건강상태 등의 내재적 요인과 경제력, 교육수준, 혼인상태, 사회활동 등과 같은 외재적 요인으로 분해할 수 있다. 흔히 소득수준, 재산, 인종, 직업 지위, 최종학력, 연령과 같은 객관적 조건들이 삶의 질에 강한 영향을 준다고 믿는다. 최근 연구들에서도 사회·인구학적 요인들의 효과는 여전히 확인된다. 가령 결혼한 젊은 백인 고학력자가 높은 연봉을 받는 직장에 다니면서 신앙심도 깊은 경우 생활에 대한 만족도와 행복감은 높은 편이다(Helliwell & Putnam, 2004). 하지만 한 개인이 처한 즉자적인 사회적 위치 '그 자체가 웰빙에 직접적으로 강한 영향을 준다고 보기는 어렵다'(구재선·서은국, 2011; 박주언 외, 2012; Huppert et al., 2005). 특히 물질적 웰빙(material well-being)과 주관적 웰빙 간의 상관성에 대한 경제학자들의 연구는 '행복은 돈을 주고 살수 없다는 세간의 속설을 입증하며, 그나마 다소 행복을 가져다주는 경우에도 절대적 소득증가가 아닌 상대적 소득수준에 기인함을 입증하고 있다'(Frank, 1999; Helliwell & Putnam, 2004).

비록 객관적 조건 자체가 주관적 웰빙에 주는 효과는 미약할 수 있지만, 둘 사이를 이어주는 어떤 매개변수를 추가로 고려할 경우 다른 결과가 나타날 수 있다. 각 분야 연구들이 공통적으로 지적하는 중요한 매개변수는 사회학자들이 흔히 '사회자본'(social capital)으로 부르는 사회적 연결망이다(Coleman, 1988; Lim & Putnam, 2010; Putnam, 1995; 2000). 사회자본의 핵심 주제를 간단히 말하면 개인의 '사회적 네트워크'는 가치가 있다는 것이다. 이런 명제에 입각해 다방면의 주제에 걸쳐 사회자본이 가지는 효과에 대한 경험적 연구와 함께 뜨거운 논쟁도 이루어졌다.

주관적 웰빙과 건강상태도 사회자본이 가지는 효과를 검증하는 적용대상이다.³⁾ 지난 20년간 사회자본과 웰빙 및 건강의 관계는 공중보건학 특히 사회역학(社會疫學, social epidemiology)의 핵심 주제 중 하나로 자리매김하고 있으며 개별 국가 혹은 국가별 비교를 통한 연구가 활발하게 이뤄지고 있다(Helliwell & Putnam, 2004; Helliwell et

SWB는 자기평가(self-rating) 방법으로 측정되는데, 자살 및 자살시도와 같은 대리변수(proxy variable)를 통한 대안적인 방법도 제시되고 있다. 주관적 웰빙에 대한 측정기법 개발은 현재 여러 나라에서 정책적 지원을 통해 활발히 이뤄지고 있다(박주언 외, 2012; 이희길 외, 2013; OECD, 2013).

³⁾ 주관적 웰빙에 대한 접근은 크게 보아서 사회적 네트워크를 강조하는 사회자본 진영과 개인 성격차이 같은 내적 속성을 보다 더 강조하는 심리학 진영으로 나뉜다. 100여 년 전 자살에 대한 뒤르껀의 연구가 나온 배경과 유사하다. 이 점에서 사회적 통합수준이 공공의 웰빙에 영향을 준다고 주장하는 사회자본 진영에 서있는 사회학자들은 뒤르껀의 방법론적 전통을 충실히 계승하고 있다.

al., 2010; Kawachi et al., 1999; Kawachi & Berkman, 2000. Lomas, 1998). 비록 사회자본이 각종 건강 결과(health outcome)에 주는 영향에 대해서는 보건학계 안에서 다양한 관점과 견해(Baum, 1999; Lynch et al., 2000; Putnam, 2004; Szreter & Woolcock, 2004)가 존재하지만, 사회자본이 주는 효과는 놀라울 만큼 강하다는 기본 명제에는 일반적으로 동의하고 있다. 가령 미국의 경우, 평균 소득과 빈곤율 같은 경제적 변수들을 통제하고 나서도 사회자본과 사망률은 강한 상관성을 보이며 사회자본이 결여된 경우 사망률은 높아진다(Kawachi et al., 1997). 나아가 자기평가 건강상태(self-assessed health status)는 사회자본의 영향을 강하게 받고 있으며 주관적 웰빙뿐만 아니라 자살이라는 객관적 행동과도 밀접한 관련을 가진다는 사실이 다국가 비교연구를 통해 확인되고 있다(Helliwell, 2005; Helliwell & Putnam, 2004). 요컨대 왕성한 사회 활동으로 우호적인 인맥이 쌓이고 사회자본이 높아지면 행복감, 삶에 대한 만족도, 정신 건강에 대한 자기평가 수치가 높아지고 그 반대면 자살률이나 사망률이 증가하는 것이다. 여러 사회심리학적 연구결과 역시 외재적 변수 가운데 사회적 관계맺음은 주관적 웰빙에 영향을 주는 가장 중요한 요인이라고 지적하고 있다. 결국 개인의 웰빙을 결정하는데 있어 충분조건은 없지만, 주위 사람들과 신뢰할만한 긍정적인 사회관계를 맺는 것은 필수조건이다(박주연 외, 2012: 154).

추상적 개념인 사회자본을 구체적으로 측정하기 위해서는 여러 가지 지표들을 생각할 수 있다. 그 중에서도 특히 각종 자발적 결사체에 가입해 활동하는 ‘사회참여’, 이웃이나 정부에 대한 ‘신뢰’ 그리고 사람들과의 주고받기인 ‘호혜성’(reciprocity)이라는 기준이 일반적으로 사용되고 있다. 이 세 가지 항목들의 높낮이 정도는 넓게 보아 시민의 참여(civic engagement)와 참여민주주의에 직접적인 영향을 준다. 사용될 자료의 한계 때문에 이 연구에서는 신뢰와 호혜성 문제는 다루지 않는다. 대신 공동체에서 활동한 빈도를 통해 본 시민의 사회참여도에 대해 논의를 집중한다. 또한 사회자본에 대한 선행연구들처럼 자발적으로 활동하는 각종 단체들에 대한 1인당 멤버십 숫자를 활용한다.

마지막으로 이 글의 주제인 중장년층 1인 가구의 사회참여 문제를 주관적 웰빙에 결부시켜 살펴보자. 만일 각종 단체에 가입해 참여하는 사회활동이 개인의 자아실현, 행복감, 삶에 대한 만족도에 긍정적인 영향을 준다면, 나홀로 가구의 삶의 질 역시 이들의 사회활동 빈도를 통해 어느 정도는 추론할 수 있다. 그렇다면 한국의 중장년층 1인 가구의 사회참여도는 어떠한가? 이 문제에 대해 두 가지 상반된 가설을 세울 수 있다.

먼저 다소 전통적인 가치관에 근거한 해석을 따르면 미혼, 이혼, 사별을 아우르는 비혼(非婚) 인구가 많은 1인 가구는 외로움과 고립감을 더욱 느끼며 심리적으로 위축되어 있기 때문에 사회참여에 상당히 소극적일 것으로 예상된다. 결혼지위는 30~40대 나홀로 가구 생성에 가장 중요한 원인인데, 여러 연구에서 밝히듯 (사실혼 상태의 동거가 아닌) 결혼은 국가와 인종을 초월하여 보편적으로 삶에 대한 만족감과 행복감 그리고 건강 결과에 상당히 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타나고 있다(Hughes & Waite, 2009; Stack & Eshleman, 1998; Umberson, 1992; Waite, 2000). 행복감과 건강상태의 서열이 결혼>동거>비혼 순이라면 홀로 살아가는 비혼 인구의 삶의 질은 상대적으로 낮은 편이라고 하겠다.

이런 관점과는 달리, 근래 한국에서도 상당한 주목을 받고 있는 견해는 홀로 사는 독신들의 삶은 '생각보다 나쁘지 않고 오히려 이들의 등장으로 인해 새로운 라이프스타일과 규범이 만들어지고 있다는 입장을 취한다(김도형, 2013; 노명우, 2013; Klinenberg, 2012). 특히 사회학자 Klinenberg(2012)에 따르면, 홀로 사는 사람들이 급증하는 이유는 바로 그것이 대중들에게 놀라울 만큼 어필하고 있기 때문이다. 이미 서구 사회는 수십 년 전부터 전통적 가족제도에 큰 변화가 일어났고 이와 결부되어 결혼이 주는 행복감은 꾸준히 감소해왔다. 가령 미국의 사례를 보면 미혼 남성의 행복감은 증가하고 있는 반면 결혼한 여성의 행복감은 감소해왔다(Glenn & Weaver, 1988). 이렇게 결혼에 대한 견해, 가치관, 규범이 급격하게 흔들리는 상황에서 어쩌면 필연적으로 발생하는 현상은 바로 독신 1인 가구의 급증이다. 물론 한국도 최근에 이와 비슷한 과정을 겪고 있으며, '화려한 싱글'이나 '골드미스' 같은 신조어의 등장은 결혼이 더 이상 예전만큼 효용을 가져다주지 않는 세태를 반영한 것이라고 하겠다. 이러한 맥락에서 '화려한 싱글'도 없지만 행복한 결혼도 없다는 주장(노명우, 2013)이 나오고 있는데, 이런 양비론적 시각에서 볼 때 홀로 서기에 나선 중장년층 독신가구의 삶의 질은 특별히 나쁠 것도 없다. 더불어서 전국 비혼 1인 가구에 대한 김혜영 외(2007)의 연구는 이를 경험적으로 뒷받침한다. 1,200개 표본을 대상으로 한 서베이 자료와 10명에 대한 심층 인터뷰를 분석해 이들이 내린 결론은 비혼 1인 가구원 스스로 자신의 생활에 대해 높은 자존감과 만족도를 지니고 있다는 것이다. 또한 대부분의 응답자들이 혼자 생활하는 것에 대한 사회적 시선을 크게 느끼는 것은 아니라고 한다.

그런데 중장년층 독신 1인 가구의 삶의 질은 양호하다는 견해를 받아들임에 있어 우선 제기될 수 있는 의문은 분석 대상을 설정하는 문제이다. 왜냐하면 이들의 실태에 대한 논의는 다인 가구 구성원과의 비교를 통한 '상대적' 수준을 고려할 때 보다 설득력을 가질 수 있기 때문이다. 또한 표본의 대표성에 대한 의문도 제기될 수 있다. 이들에 대한 광범위한 심층 인터뷰를 진행한 연구(Klinenberg, 2012)에서조차 표본 수는 300여 개 정도에 그친다. 그리고 표본 수 1,500개 이하 서베이 결과는 보다 큰 표본을 분석했을 때 다른 결과가 나올 수 있다. 이 연구에 사용할 30~40대 1인 가구 표본은 총 13,548 명이고 이 중 비혼 인구는 83.2%인 11,272명이다. 물론 자료의 한계로 인해 소규모 표본을 대상으로 할 경우에 가능한 깊이 있는 질적 비교연구를 수행하기에는 제약이 있다. 그럼에도 불구하고 이 연구는 적어도 대규모 표본을 대상으로 하는 양적 비교분석이 가능하다는 점에서 선행연구들이 가지는 방법론적 문제점을 다소나마 보완 할 수 있다.

보다 근본적인 의문은 초면에도 스스럼없이 결혼여부를 묻는 경우가 여전히 통상적으로 이뤄지는데다 타인을 상당히 의식하는 한국적 현실에서 이들에 대한 사회적 고정관념과 낙인찍기가 정말로 거의 사라졌는지의 여부이다. 개인의 사생활이 존중되며 이혼에 대한 편견과 미혼에 대한 주위의 압박이 덜한 서구사회에서 나온 담론을 한국에 그대로 적용하기에는 무리가 있다고 본다. 심지어 개인주의적 성향이 매우 강한 미국에서조차도 결혼한 사람의 행복지수는 다른 집단에 비해 여전히 높다(Waite, 2000). 따라서 한국의 중장년층 독신 1인 가구원들은 남들과 무언가 다르다는 의식을 공유할 가능성이 높으며, 이는 대인관계를 위축시키고 사회참여를 꺼리게 만드는 요인이 될 수 있다. 이들이 나름 만족스런 삶을 즐긴다고 밝힌 김혜영 외(2007)의 연구에서조차 여가생활 관련 만족도는 가족이나 친구와의 관계에서의 만족도에 비해 상대적으로 낮으며 이런 양상은 고연령층과 이혼자 집단에서 보다 뚜렷하게 나타났다.

앞서 논의한 사회자본과 웰빙의 상관성에 대한 논의를 바탕으로, 이 연구에서는 만일 대부분이 독신상태인 1인 가구가 자신의 생활에 대한 만족도가 낮다면 이는 다인 가구에 비해 상대적으로 저조한 사회활동 빈도라는 행동에 투영될 것으로 가정한다. 비록 사회참여와 주관적 웰빙 및 건강상태 간에 명확한 인과관계가 존재하는지 아니면 상호작용을 주고받는지는 논란의 여지가 있지만, 둘의 상관관계만큼은 분명 존재한다는 명제는 노년학이나 보건학계에서 일반적으로 받아들이고 있다(권중돈·조주연, 2000;

김수현, 2013; 민주홍, 2013). 때문에 위의 가정은 타당하다고 본다. 그리고 이미 언급했듯이 이 연구는 1인 가구를 다인 가구와 비교함으로써 홀로 살아가는 것이 사회활동 빈도에 어떤 영향을 주는지 검토한다. 가령 사별이나 이혼을 한 경우에도 혼자 사는 경우와 그렇지 않은 경우는 사회참여 수준에 있어 차이가 존재할 수 있다. 아래에서는 그런 차이가 존재하는지 만일 존재한다면 어느 정도인지 각종 단체에 참여하는 사회활동 빈도라는 변수를 통해 검증할 것이다.

III. 자료, 변수 및 연구방법

1. 연구대상

이 연구는 가장 최근에 행해진 2010년 한국 인구주택총조사 자료 중에서 인구센서스 1% 마이크로데이터를 활용한다.⁴⁾ 이 표본자료는 대한민국 총인구의 약 1%에 해당하는 468,284명에 대한 정보를 포함한다. 2010년 센서스의 주목할 특징으로는 전체 가구의 10%에 해당하는 가구를 대상으로 한 표본조사표(long form)에서 각종 사회단체 가입 및 참여 여부에 관한 문항이 처음으로 포함되었다는 점이다.⁵⁾ 표본가구에서 만 15세 이상 가구원을 대상으로 질문한 사회활동 항목의 범주는 도합 9가지 세부분야로 구분되었는데, 분야별 해당하는 단체들은 ① 사회분야(환경, 봉사, 인권단체 등), ② 경제분야(노조, 직업단체 등), ③ 문화분야(취미, 스포츠 등), ④ 정치분야(정당활동 등), ⑤ 종교분야, ⑥ 지역(아파트 주민단체 등), ⑦ 친목(동창회, 향우회 등), ⑧ 교육(학부모, 교사단체 등), ⑨ 기타단체 순으로 분류되었다. 이때 실질적인 사회활동 참여 여부를 가리기 위해 센서스 기준시점(2010년 11월 1일)으로부터 지난 1년간 한번 이상 단체 혹은 동호회에서 활동한 경우에만 사회활동으로 간주되었다. 단순히 가입하여 회비만 납부한 경우는 제외된 반면, 두 가지 분야 이상의 단체에 활동하는 경우에는 복수응답이 가능했다.

4) 인구주택총조사 1% 표본자료는 통계청 마이크로데이터서비스시스템(<http://mdss.kostat.go.kr>)에서 무료로 제공받아 활용할 수 있다.

5) 제17번 문항 '사회활동'의 질문내용은 "현재 가입하여 활동하고 있는 단체 또는 동호회가 있습니까?"

이 연구에서 분석대상은 사회활동 문항으로부터 얻어진 정보를 바탕으로 한 시민의 사회참여도이다. 센서스 당시 만 15세 이상의 응답자 가운데 본 연구의 관심 연령대인 30세부터 49세까지 인구 151,494명을 추출하였다. 그 결과 최종 분석대상 표본자료는 73,565가구로 구성되었다. 이 가운데 1인 가구는 13,548가구로 일반가구원 기준으로 8.94%, 가구수 기준으로는 전체의 18.42%를 차지한다.

표본은 2010년 당시 한국의 1인 가구 비율인 23.9%보다 5.5%정도 낮는데, 이는 1인 가구 비중이 높은 20대와 고령인구를 배제한 결과이다. 인구센서스 결과에 따르면, 나홀로 가구의 연령 및 성별 비율은 남성의 경우 28세에 17.3%, 여성은 26세에 13.0%로 정점을 이루다가 결혼을 통해 급감한다(통계청, 2012). 따라서 이 연구의 표본집단은 생애과정 관점에서 볼 때 혼인이라는 1차 필터링을 거친 뒤 나홀로 가구 증가를 가져오는 사별이라는 2차 단계가 본격화되지 않은 상태에 위치한다. 다시 말해서 사회·인구학적 구성에 있어 1인 가구 형성에 큰 영향을 주는 두 단계 사이에 위치한 비교적 안정적인 연령대이다. 그러므로 분석대상을 30~40대로 묶는 것은 표본에 내재하는 구성적 이질성(compositional heterogeneity) 문제를 상당히 해결한다.

2. 변수 및 주요 변수들 간의 상관관계

<표 1>은 가구 유형별 조사대상자의 일반적 특성을 제시한다. 분석된 표본은 2010년 조사 당시 30~49세 성인 151,494명으로 평균연령은 39.8세이다. 성별로 보면 49.93%가 남성이지만, 1인 가구에 한정하면 남성이 62.94%로 과반을 차지한다. 앞서 언급한 대로 나홀로 가구원의 대부분은 독신이며 16.8%만이 유배우자로 나타났다. 다인 가구에서 결혼지위는 이와 정반대로 81.4%가 유배우자였다. 교육수준을 보면 1인 가구의 경우 대학원을 다닌 고학력자와 고등학교 미만이 더 많이 분포하고 있으며 집단 내 교육 불평등 정도가 상대적으로 다소 높다. 수입을 목적으로 한 경제활동에서 주로 일한 경우의 비중은 1인 가구(76.08%)의 경우 다인 가구(68.10%)에 비해 매우 높은 편이다. 이는 경제적 독립이 홀로 살아가는데 관건임을 시사한다. 마지막으로 인구이동 동태정보를 살펴보면 1인 가구가 보다 빈번하게 거처를 옮기는 것으로 나타났다. 나홀로 가구 3명당 1명꼴로 1년 사이 거주지를 이전했다는 사실은 이들의 주거안정성이 낮은 현실을 반영한다.

표 1. 조사대상자의 사회·인구학적 특성

		1인 가구 표본		다인 가구 표본	
		N	%	N	%
연령집단	합계	13,548	100.00	137,946	100.00
	30대	7,279	53.73	65,119	47.21
	40대	6,269	46.27	72,827	52.79
성	남자	8,527	62.94	67,108	48.65
	여자	5,021	37.06	70,838	51.35
혼인상태	배우자 있음	2,276	16.80	112,290	81.40
	미혼	8,732	64.45	18,270	13.24
	사별	265	1.96	1,365	0.99
	이혼	2,275	16.79	6,021	4.36
최종학력	무학~중학교	1,280	9.45	9,999	7.25
	고등학교	5,518	40.73	58,559	42.45
	대학 또는 대학교	5,782	42.68	61,155	44.33
	대학원	968	7.14	8,233	5.97
경제활동 상태	주로 일하였음	10,307	76.08	93,948	68.10
	틈틈이 일하였음	286	2.11	4,327	3.14
	잠시 쉬고 있음	372	2.75	2,877	2.09
	일하지 않았음	2,583	19.07	36,794	26.67
1년 전 거주지	현재 살고 있는 집	8,962	66.15	112,768	81.75
	같은 시군구 다른 집	2,656	19.60	17,006	12.33
	다른 시군구	1,930	14.25	8,172	5.92
분야별 사회활동	0개	9,522	70.28	85,758	62.17
	1개	3,201	23.63	39,713	28.79
	2개~9개	825	6.09	12,475	9.04

주. 학력은 졸업여부와 관계없이 최종 진학한 정규 교육기관을 의미. 일을 한 경우는 수입을 목적으로 한 경우만 해당. 다른 시군구는 북한 또는 외국을 포함.

이 연구의 주요 관심사항인 <표 1>의 하단에 나오는 사회활동 분야를 보면 1인 가구와 다인 가구 사이에는 차이가 존재하는 것으로 나타났다. 지난 1년간 활동한 단체가 전혀 없는 경우 1인 가구가 8.11%가량 높은데 반해 2개 이상 단체에 참여한 경우는 2.95% 낮았다. 다변량 회귀분석에 앞서 <표 2>를 통해 주요 변수들과 단체참여 빈도수 사이의 관계를 보다 상세히 살펴본다.

표 2. 연령, 성, 가구형태별 단체가입 및 참여를 통한 사회활동 실태

		분야별 사회활동					
		0개		1개		2개 이상	
범주	가구형태	N	%	N	%	N	%
전체	1인 가구	9,522	70.28	3,201	23.63	825	6.09
	다인 가구	85,758	62.17	39,713	28.79	12,475	9.04
30대 남성	1인 가구	3,295	70.42	1,095	23.40	289	6.18
	다인 가구	20,386	64.65	8,759	27.78	2,387	7.57
30대 여성	1인 가구	1,882	72.38	603	23.19	115	4.42
	다인 가구	22,787	67.84	8,576	25.53	2,224	6.62
40대 남성	1인 가구	2,595	67.44	969	25.18	284	7.38
	다인 가구	19,827	55.73	11,641	32.72	4,108	11.55
40대 여성	1인 가구	1,750	72.28	534	22.06	137	5.66
	다인 가구	22,758	61.09	10,737	28.82	3,756	10.08

<표 2>에서 우선 주목할 것은 연령 및 성별 동일 인구집단에서 1인 가구는 다인 가구에 비해 사회활동의 비율이 매우 낮다는 결과이다. 그 차이는 30대 보다는 40대 연령층에서 더욱 두드러진다. 40대 남성의 경우 각종 단체에 참여한 경험이 전혀 없는 경우(67.44%)는 다인 가구(55.73%)에 비해 거의 12% 가까이 높다. 30대 남성의 경우 그 차이가 5.77%정도인 것을 감안하면 그 격차는 두 배가 넘는다. 연령집단별 차이는 여성의 경우 더욱 커진다. 30대 여성의 격차는 30대 남성에 비해 적은 4.54%이지만, 40대의 경우는 11.19%로 남성과 비슷한 수준이다.

이런 차이가 생긴 것은 주로 다인 가구 집단 내에서 발생한 연령 혹은 코호트효과에 기인한다. 남녀 공히 다인 가구의 사회활동 참여도는 40대가 30대에 비해 매우 높은 반면, 1인 가구의 경우는 큰 변화가 없다. 특히 다인 가구의 구성원이 남성인 경우 40대의 사회활동 참여는 30대에 비해 두드러지게 증가하였다. 가령 2개 이상 분야의 사회단체에서 활동하는 ‘적극적’ 사회참여의 비중은 40대(11.55%)가 30대(7.57%)에 비해 매우 높다. 여성의 경우도 40대(10.08%)가 30대(6.62%)보다 높다. 이러한 결과가 나온 배경에는 40대에 접어들면서 1인 가구보다는 다인 가구 구성원들에게 사회적 참여의 계기가 보다 현실적으로 다가온 것으로 추론해 볼 수 있다. 연령효과가 두드러질 개연성이 있는 학부모모임, 아파트 주민회, 동문회 등의 활동에 1인 가구원이 참여할 가능성은 상대적으로 낮아질 수 있기 때문이다.

3. 분석방법

앞 절에서는 분석에 이용할 변수들과 주요 변수들 간의 관계를 살펴보았다. 이를 바탕으로 여기서는 독립변수들과 종속변수 사이의 관련성을 밝히기 위한 회귀분석 모델을 구성한다. 특히 1인 가구와 다인 가구 사이의 사회참여도에는 상당한 차이가 있음을 이미 확인한 바 있다. 따라서 회귀분석에 있어 주된 연구가설은 ‘사회활동 여부는 가구 유형에 따라 유의미한 차이를 가진다’는 것이다. 만일 다른 설명변수들을 통제했을 때 통계적으로 유의미한 격차가 나타나지 않으면 영가설(1인 가구 평균-다인 가구 평균=0)은 기각되지 못한다. 만일 영가설이 기각된다면, 다음으로 1인 가구와 다인 가구 사이의 상대적 격차를 확인할 것이다. 사회활동 빈도는 동일한 사회·인구학적 특성을 가진 집단에서도 가구형태에 따라 크게 달라질 수 있기 때문이다.

회귀분석에는 <표 2>에서 논의한 가구원의 ① 가구형태, ② 연령, ③ 성 이외에도 ④ 결혼지위, ⑤ 최종학력, ⑥ 경제활동상태 같은 사회경제적 특성들이 추가되었다. 단 여기서는 앞서와 같은 10년 단위 연령 더미변수를 사용하지 않는다. 더불어 거처를 옮긴 경우 사회참여에 부정적 영향을 줄 수 있다고 가정할 수 있기에 ⑦ 최근 1년간 거주지 이전에 관한 정보도 활용하였다. 분석에 사용되는 설명변수는 총 7개이다.

사회참여의 정도 혹은 사회활동 빈도를 측정하기 위해 분석대상으로 삼는 종속변수는 2010년 인구센서스 현재 지난 1년간 최소 한번은 활동에 참여했던 단체의 총 개수이다.

따라서 종속변수의 범위는 참여했던 단체가 없었던 경우부터 9가지 범주의 단체에 모두 가입해 활동했던 경우까지다. 종속변수의 성질을 고려하면 변수 값은 '0'부터 '9'까지 음이 아닌 정수(non-negative integer)로 표현되는 건수(count) 변수이다.⁶⁾ 일반적으로 불연속적인 건수 변수에 대한 회귀분석은 포와송(Poisson) 분포 또는 음이항(negative binomial, 또는 Pascal) 분포를 따르는 모델을 사용하는데 이 가운데 어떤 모델을 선택하는지에 관한 논의는 다음 장에서 할 것이다.

아래에서 분석결과를 제시하고 해석함에 있어 종속변수의 값이 클수록 사회활동 참여도가 높다고 가정한다. 물론 이러한 접근에는 분명한 한계가 있음을 밝힌다. 비록 단체 참여 수는 적으나 해당 단체에서 참여빈도가 높은 경우는 참여도가 낮은 것으로 볼 수 없다. 그렇지만 센서스 자료는 각각의 분야에 대한 참여유무만을 확인할 수 있을 뿐 그 질적인 차원까지 깊이 있게 파악할 수 없다. 게다가 하나의 범주로 묶인 복수의 단체에 가입한 경우 역시 분석할 수 없는 한계를 가진다. 가령 고등학교 및 대학 동문회, 향우회 등의 친목단체 가운데 하나만 참여하는 경우와 그 이상 참여하는 경우 사회활동 참여도는 분명 다름에도 이를 간과하게 된다. 또한 여기서는 자료의 성격상 단체에 가입해 활동하는 것만을 사회활동으로 인정한다. 이런 협의적 개념화는 사실상의 사회활동으로도 볼 수 있는 친척, 친구, 동료, 이웃주민 등과 맺어진 비공식적인 자발적 결사체에서의 활동이나 조직화된 단체가 아닌 개인 차원에서 이뤄진 자원봉사활동과 같은 유의미한 행위를 배제하는 문제점이 있다. 그러므로 다음에 제시할 분석결과는 이상의 한계를 가지고 있으며, 향후 보다 심도 있는 질적 연구를 통해 이 연구가 가지는 문제점들이 보완되어야 할 것이다.

IV. 분석결과

여기서는 타당한 회귀분석 모형과 회귀식을 선택하고 그에 따른 분석결과를 살핀다. 분석과정은 아래의 세 단계로 나눌 수 있다. 먼저 전체 표본을 대상으로 회귀분석을

⁶⁾ 실제 표본 자료에서는 극히 활발하게 사회활동을 한 경우가 발견되었다. 7건, 8건, 9건의 경우 각각 13명, 10명, 3명으로 나타났다. 사건 발생빈도가 극히 낮은 이러한 극단값은 종속변수를 건수 변수로 다룰 경우 OLS 회귀분석과 달리 문제를 야기하지 않는다.

실시하여 다른 설명변수들이 통제되었을 때 1인 가구 여부가 여전히 통계적 유의미성을 가지는지 검증한다. 다음으로 가구형태 변수를 제거한 후 1인 및 다인 가구 두 표본을 대상으로 회귀분석을 실시하여 각 설명변수별 두 집단 사이에 존재하는 차이를 확인한다. 마지막으로 그 차이가 통계적으로 유의미한 것인지의 여부를 가리기 위해 두 집단의 평균 차이검증(two sample t-test)를 실시한다.

앞서 언급했듯이 종속변수가 건수 자료인 경우 통상적으로 포와송 또는 음이항 회귀 분석 방법을 선택한다. 표본집단에 대해 두 가지 회귀분석을 시행하였을 때 회귀계수와 p-값에는 큰 차이가 없었다. 하지만 반응변수 값이 퍼진 형태를 살펴보면 '0' 과 '1'의 값은 각각 62.9%, 28.3%인 반면 '4'부터 '9'까지의 누적확률은 1% 미만인 편향된 분포를 보인다. 때문에 평균에 비해 분산이 커지는 과분산(overdispersion)의 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 과분산 존재 유무를 검증하기 위해 평균값과 분산이 같다($\mu = \sigma^2 = \lambda$)는 포와송 과정에 기반을 두는 포와송 회귀분석 보다는 음이항 분포를 따르는 음이항 회귀 분석을 선택하였다.⁷⁾

전체, 1인 가구, 다인 가구 표본을 대상으로 시행한 음이항 회귀분석의 결과는 <표 3>에 제시하였다. 우선 회귀분석 모형의 타당성을 평가하기 위해 각각의 설명변수와 과분산 성향을 지칭하는 패러미터인 알파에 대한 Wald 검증 및 우도비(likelihood-ratio, LR) 검증을 시행한 결과 모두 통계적으로 유의미한 것으로 판명되었다. 특히 알파의 값이 유의미하다는 점은 포와송 보다는 음이항 회귀분석이 적합한 모델이란 것을 입증한다. 다음으로 연령변수에서 단순 선형관계만이 아닌 비선형적 이차형(quadratic) 관계도 존재할 수 있기에 연령제곱(연령²) 변수를 회귀식에 추가해보았다. 연령제곱 변수는 전체 및 다인 가구 표본에서는 모델 적합도(goodness-of-fit)를 유의미하게 높였으나, 1인 가구에 그렇지 않은 것으로 확인되었다(Wald $\chi^2(1)=1.38$; $p=0.24$). 따라서 <표 3>에서는 전체 가구와 다인 가구인 경우에만 연령제곱 변수의 효과를 보고한다.

한편 반응변수가 정규분포가 아닌 음이항 분포를 따르는 경우 회귀계수는 OLS 모델과는 다른 특성을 가진다. <표 3>은 회귀분석 결과의 해석을 용이하게 하기 위해 회귀계수 수치를 $\exp(\beta)$ 형태로 변환한 사건발생 비율(incidence rate ratio, IRR) 값을 제시하

7) 음이항 분포는 이항 분포의 역의 성질을 가지며 성공률 p인 사건이 r번 일어날 때까지 베르누이 시행을 실시한 회수에 대한 분포이다. 확률변수 $X \sim NB(r, p)$ 인 경우 평균(μ)은 r/p , 분산(σ^2)은 $r(1-p)/p^2$ 이다. 즉 포와송 분포와 달리 평균치는 분산값과 다르며 p값이 낮을 경우 분산값은 평균보다 커지는 속성을 가진다.

였다. 설명변수 값의 변화에 따른 발생률 변동의 상대적 비율을 나타내는 IRR은 의학과 보건학 연구에서 흔히 사용되고 있으며, 상대위험비(relative risk ratio, RRR) 또는 위험비(hazard ratio, HR)와 유사한 개념이다. 포외송 및 음이항 회귀분석의 경우 영가설은 IRR=1이며 값이 1보다 크면 위험변수의 사건발생 건수는 증가한다. 아래에서는 IRR의 값을 통해 나타난 분석결과를 구체적으로 논의한다.

표 3. 사회참여도에 영향을 주는 변수들에 대한 음이항 회귀분석 결과

	전체		1인 가구		다인 가구	
	IRR	p-값	IRR	p-값	IRR	p-값
가구형태(다인 가구=0)	0.926	0.000				
연령	1.098	0.000	1.024	0.000	1.111	0.000
연령 ²	0.999	0.000			0.999	0.000
성(남자=0)	1.020	0.021	0.923	0.012	1.022	0.016
혼인상태(有배우자=0)						
미혼	0.779	0.000	0.806	0.000	0.779	0.000
사별	0.695	0.000	0.741	0.015	0.702	0.000
이혼	0.653	0.000	0.722	0.000	0.654	0.000
학력(무학~중학교=0)						
고등학교	1.396	0.000	1.328	0.000	1.396	0.000
대학 또는 대학교	1.887	0.000	1.959	0.000	1.876	0.000
대학원	2.588	0.000	2.890	0.000	2.560	0.000
경제활동상태 (주로 일하였음=0)						
틈틈이 일하였음	1.129	0.000	0.913	0.356	1.142	0.000
잠시 쉬고 있음	0.935	0.014	0.741	0.004	0.955	0.108
일하지 않았음	0.707	0.000	0.513	0.000	0.719	0.000
1년 전 거주지 (현 거주지=0)						
같은 시군구 다른 집	0.929	0.000	0.916	0.025	0.931	0.000
다른 시군구	0.830	0.000	0.881	0.004	0.819	0.000
상수	0.030	0.000	0.125	0.000	0.023	0.000
표본 수 (N)	151,494		13,548		137,946	

	전체		1인 가구		다인 가구	
	IRR	p-값	IRR	p-값	IRR	p-값
Wald and LR tests						
자유도(df)	15		13		14	
Wald chi ² (자유도)	7759.39	0.000	767.44	0.000	6724.69	0.000
alpha	0.231		0.251		0.228	
LR chibar ² (1)	1078.09	0.000	68.58	0.000	999.33	0.000

<표 3>을 보면 우선 가구 유형에 따라 사회활동 빈도에 통계적으로 유의미한 차이가 있음을 확인할 수 있다. 이런 결과는 앞서 제시한 이 연구의 핵심 연구가설에 부합한다. 1인 가구 집단의 IRR 값은 0.926인데, 이는 이들의 평균적인 사회참여도는 다인 가구 집단에 비해 92.6% 수준에 머무르고 있음을 의미한다. 다시 말해 다인 가구는 대략 1.08배(1/0.926) 즉 8%가량 높다.⁸⁾ 결혼지위나 학력과 같은 다른 독립변수들을 모두 통제해도 가구 유형 변수는 여전히 유의미하다는 사실은 나홀로 가구라는 생태환경 '그 자체가 사회활동 참여도와 부(-)적 상관관계를 가지고 있음을 시사한다.

다음으로 나이 및 성별 차이가 종속변수에 주는 영향을 살핀다. 이미 <표 2>를 통해 단체참여에 있어 뚜렷한 연령효과가 있음을 확인한 바 있는데, <표 3>을 통해 이것이 통계적으로 유의미한 것임을 재차 확인할 수 있다. 1인 가구 표본에서는 나이가 한살 늘수록 반응변수 값은 2.4% 증가(IRR=1.024)했다. 가령 다른 설명변수들 값은 동일하며 평균치인 경우, 30세는 1인당 평균 0.30개 단체에서 활동했던 것으로 예측되는데 35세 0.34개, 40세 0.39개, 45세 0.44개, 49세 0.48개로 증가한다. 한편 전체 및 다인 가구 표본에서는 이차형 관계도 나타나기 때문에 분석결과에 대한 해석을 다소 복잡하게 만든다. 따라서 연령효과에 대한 추가적 논의는 종속변수 예상치를 각 표본별 4개 연령집단으로 나누어 제시한 <표 4>를 통해 별도로 다룰 것이다.

그런데 연령과 달리 남녀 차이는 <표 2>와 다소 다르게 나타난다. <표 2>에서는 1인 및 다인 가구 모두 남성이 여성보다 단체 가입 및 활동이 활발한 것으로 나타났지만, 결혼지위를 통제한 <표 3>에서는 다인 가구의 경우 여성의 사회참여도가 오히려 2%가량 높은 것으로 확인된다. 이런 남녀 차이의 이유는 독신이 많은 1인 가구와 유배우자가

8) 참고로 포와송 회귀분석에 따른 IRR의 값 역시 0.926로 나타났다.

많은 다인 가구 간의 구성적 차이에서 찾을 수 있으며 아마도 여성이 결혼지위에 보다 민감하게 반응하기 때문일 수 있다. 1인 가구 여성 표본(5,021명)에서 비혼 인구는 4,275명으로 무려 85%가 넘는다는 사실을 감안할 때 배우자 없이 홀로 사는 사람에 대한 사회적 편견을 여성이 더 예민하게 느끼는 것은 아닌지 짐작케 한다. 물론 1인 가구 독신 남성 역시 정도의 차이만 있을 뿐 이런 상황에서 예외일 수는 없다.

결혼지위별 참여했던 단체 수는 세 표본 공히 유배우자>미혼>사별>이혼 순으로 나타났다. 가령 전체 표본의 경우 사별자 집단 IRR 값의 크기는 0.695인데, 이는 유배우자 그룹이 사별 후 독신 집단에 비해 약 1.44배(1/0.695)가량 높음을 의미한다. 한편 현재 배우자가 없는 경우와 그렇지 않은 경우와의 차이는 1인 가구 보다 다인 가구의 경우 더 큰 것으로 나타난다. 가령 다인 가구에 거주하는 이혼 후 독신 집단의 IRR 값(0.654)은 1인 가구(0.722)에 비해 낮은 것으로 나타난다. 하지만 이것이 홀로 사는 독신들이 더 활발히 사회활동을 한 결과인지는 다소 의문스럽다. 가족과 별거 중인 1인 가구 유배우자의 사회활동 빈도가 다인 가구에 비해 낮기 때문일 수도 있다. 이에 대한 검증은 뒤에 나오는 <표 4>를 통해 따로 다룰 것이다.

교육수준별 사회참여도 차이는 매우 뚜렷한 선형관계를 보인다. 학력불평등이 종속변수에 주는 영향은 1인 가구 표본에서 더욱 두드러진다. 가령 석·박사과정을 다닌 경우 고등학교에 진학하지 못한 그룹에 비해 거의 3배정도 높다. 이는 한국 중장년층의 주된 사회활동 가운데 하나인 동창회 같은 친목단체 활동기회에 있어 저학력 집단이 상대적으로 불리한 위치에 있기 때문으로 보인다.

한편 경제활동상태에 따른 사회참여도는 1인 및 다인가구 사이에 차이가 있다. 1인 가구의 경우 경제활동 유형과 사회참여도 사이에는 보다 선명한 상관관계가 존재한다. 주로 일을 해온 집단은 파트타임에 비해 1.10배, 휴직 중인 경우에 비해 1.35배, 그리고 일하지 않는 경우에 비해 무려 1.95배 높았다. 이러한 결과는 사회활동을 할 '시간'이 많다는 것이 활발한 사회참여로 이어지지는 않는다는 것을 암시하며, 바쁘게 일을 하는 가운데 짬을 내서 '여가활동까지 병행하는 것으로 보인다. 1인 가구가 경제활동상태에 보다 민감하게 반응하는데 그 이유로는 아마도 이들이 밥벌이를 제대로 하지 못하는 상황에 대한 외부의 시선을 더욱 의식하고 있기 때문 아닐까 한다. 마지막으로 거주지 이동의 영향을 살펴보면 1인 가구보다는 다인 가구 집단에서 보다 명확하게 통계적으로 유의미한 관계가 나타난다. 지난 1년간 다른 시군구 지역으로 이주한 경우 종속변수

값은 거주지 이동이 없는 경우에 비해 1인 가구에서는 0.88배, 다인 가구는 0.82배에 그친다.

<표 4>는 설명변수 속성에 따른 반응변수 값의 차이를 보다 쉽게 확인하기 위해 <표 3>의 회귀분석 결과를 통해 예상된 사건발생 수(predicted number of events, 여기서는 참여한 단체 수)를 보여준다. 표에 나타난 변수속성별 값은 다른 독립변수들이 평균치인 경우에 해당한다. 또한 앞서 언급한대로 1년 단위로 변하는 연령변수를 5년 단위로 묶어서 4개의 연령집단으로 범주화하였다. 더불어 맨 오른쪽 열에는 1인 가구 표본(b)과 다인 가구 표본(c) 간의 차이 및 두 표본 간의 평균 차이검증 결과를 제시하였다. 단 연령집단의 경우 각각의 회귀식이 다르므로 보고하지 않는다.

표 4. 변수 속성별 예측된 1인당 1년간 한번 이상 활동한 단체 수

		전체(a)	1인 가구(b)	다인 가구(c)	(b)-(c)	(t-값)
가구형태	다인 가구	0.468				
	1인 가구	0.433				
연령집단	30~34세	0.210	0.304	0.193		
	35~39세	0.334	0.343	0.327		
	40~44세	0.532	0.387	0.554		
	45~49세	0.848	0.437	0.939		
성	남자	0.460	0.356	0.472	-0.116***	(-5.25)
	여자	0.469	0.328	0.483	-0.155***	(-5.67)
혼인상태	배우자 있음	0.499	0.422	0.505	-0.083	(-1.81)
	미혼	0.389	0.340	0.393	-0.053*	(-2.41)
	사별	0.347	0.312	0.354	-0.042	(-0.35)
	이혼	0.326	0.304	0.330	-0.026	(-0.64)
최종학력	무학~중학교	0.288	0.214	0.297	-0.083	(-1.94)
	고등학교	0.402	0.284	0.414	-0.130***	(-5.44)
	대학 또는 대학교	0.543	0.419	0.556	-0.137***	(-4.60)
	대학원	0.745	0.619	0.759	-0.140	(-1.63)

		전체(a)	1인 가구(b)	다인 가구(c)	(b)-(c)	(t-값)
경제활동 상태	주로 일하였음	0.507	0.396	0.520	-0.124***	(-5.80)
	틈틈이 일하였음	0.573	0.362	0.594	-0.232*	(-2.06)
	잠시 쉬고 있음	0.474	0.294	0.496	-0.202*	(-2.12)
	일하지 않았음	0.359	0.203	0.374	-0.171***	(-5.73)
1년 전 거주지	현재 살고 있는 집	0.475	0.358	0.488	-0.130***	(-6.04)
	같은 시군구 다른 집	0.441	0.328	0.454	-0.126***	(-3.45)
	다른 시군구	0.394	0.315	0.399	-0.084*	(-2.06)

주: *p<.05, **p<.01, ***p<.001

우선 1인 가구와 다인 가구의 차이를 보여주는 우측의 (b)-(c)열을 살펴보면, 5가지 변수의 모든 속성에서 1인 가구는 다인 가구에 비해 사회활동 빈도가 낮은 것으로 나타났다. 그 중 가장 큰 격차를 보이는 변수는 경제활동상황이다. 예컨대 일하지 않은 집단에서 1인 가구 100명 당 활동하는 단체의 총 숫자는 평균 20.3개 인데 반해 다인 가구는 37.4개로 나타났으며 그 17.1개라는 차이는 통계적으로 유의미하다.

또한 <표 4>에서 확인되듯이 지난 1년간 최소 한번은 활동에 참여했던 단체 수는 다인 가구원의 경우 1인 당 대략 0.468개, 1인 가구원 평균은 이보다 8% 낮은 0.433개로 나타났다. 바꿔 말해서 1000명의 1인 가구원이 총 433개 단체에서 활동했다면, 1000명의 다인 가구원은 총 468개 단체에서 활동했던 것으로 예측된다. 연령집단별 차이는 이차형 관계의 유무에 따라 1인 가구보다 다인 가구 집단에서 훨씬 강한 것으로 나타났다. 30대 초반에 비해 40대 후반 다인 가구원이 참여한 단체 수는 무려 5배(4.87배)정도 높지만 1인 가구에서는 그 차이(1.44배)가 상대적으로 미약하다. 참고로 이차형 관계를 회귀식에서 제거한 경우 그 차이는 1.6배로 줄어들지만 여전히 1인 가구보다 차이가 크다. 이런 결과는 <표 2>에서 논의했던 가구 유형별 연령효과 차이를 재확인시켜준다.

한편 앞에서 비혼 집단과 유배우자 집단 사이의 차이는 다인 가구에서 더 큰 것으로 나타났는데 이것이 과연 혼자 사는 독신들이 보다 적극적인 사회활동을 한 결과인지에 대해 의문을 제기한 바 있다. <표 4>에서 보듯 유배우자 중에서도 기러기아빠, 이혼 전 별거, 직장위치와 같은 이유로 인해 배우자 등과 떨어져 사는 1인 가구원은 다인

가구원에 비해 사회활동 빈도가 낮으며, 그 격차는 비혼 집단에 비해 높은 것으로 나타났다. 미혼, 사별, 이혼 집단 역시 다인 가구원의 사회활동 빈도가 더 높은 것으로 나타났다. 특히 미혼의 경우 두 표본 간 존재하는 차이는 통계적으로 유의미(p-값: 0.016)하였다.

최종학력 역시 결혼지위와 유사한 결과를 보인다. 고학력일수록 왕성한 사회활동을 하는 사실은 앞서 확인한 바 있는데, 이에 덧붙여 <표 4>에서는 동일한 학력을 가진 경우 1인 가구원은 다인 가구에 비해 평균적으로 사회참여 빈도가 낮음을 보여준다. 가령 대학원에 다닌 집단에서 1인 가구원 100명은 평균 61.9개 단체에서 활동한 반면, 다인 가구원의 경우 75.9개 단체로 예측된다. 더불어 하나 주목할 사실은 최종학력이 높아질수록 1인 가구와 다인 가구 간의 격차는 커진다는 점이다. 즉 1인 가구원 100명과 다인 가구원 100명 사이의 차이는 고등학교 미만(8.3개), 고등학교(13개), 4년제 미만 대학 또는 4년제 대학교(13.7개), 대학원(14개) 순으로 나타났다. 요컨대 고학력층의 사회참여 빈도는 대체로 높음에도 불구하고 1인 가구의 경우 다인 가구에 비해서 활동에 소극적이라고 하겠다.

V. 요약 및 제언

이 연구는 한국에서 홀로 살아가는 것의 사회적 의미를 밝히려는 시도이며, 이를 경험적으로 확인하기 위해 30~40대 중장년층을 대상으로 하여 가구형태에 따른 사회참여 빈도의 차이에 주목하였다. 2010년 인구총조사 1% 원자료에서 추출한 남녀 151,494명을 대상으로 한 분석결과에서 주목할 것들을 다시 정리하면 아래와 같다.

먼저 나홀로 가구라는 생태환경 그 자체는 각종 단체에서 활동하는 사회참여 빈도를 약 8%정도 낮추는 결과를 초래하였다. 사회학자 뒤르켐의 개념을 빌리면 1인 가구로 묶인 사회집단은 사회공동체 전체의 유기적 연대를 약화시키는 사회적 실재라고 하겠다. 거기에 나홀로 가구 비중이 급격히 늘어나는 현실은 타인과 덜 어울리는 상황을 더욱 심화시킬 수 있다. 이는 시민의 자발적 결사체 참여에 기반을 두는 시민사회의 미래뿐만 아니라 사회 전체의 보건환경에도 부정적인 결과를 초래할 수 있다.

나아가 동일한 지위를 가진 집단 내에서도 가구 유형의 따른 격차는 존재하는 것으로

나타났다. 성별로 보면 다인 가구인 경우 여성은 남성보다 사회참여도가 높는데 반해 홀로 사는 30~40대 여성의 대다수가 비혼 인구인 점을 감안할 때 이들이 주위의 시선을 더 예민하게 느끼는 것은 아닌지 짐작해 볼 수 있다. 통상 여성이 우울증에 빠질 확률이 더 높은 상황에서 이를 해소할 사회활동 참여가 저조하다는 결과는 1인 가구 비혼 여성의 정신건강에도 부정적 영향을 줄 개연성이 충분하다. 덧붙여 한 가지 흥미로운 결과는 최종학력이 높아질수록 1인 가구와 다인 가구 사이의 격차는 커진다는 점이다. 이는 고학력 1인 가구는 남들 못지않게 사회활동에 적극적이라는 기존의 통념을 뒤집는 것이다. 일부 언론이나 학자들이 주장하듯 1인 가구 '안'에서 고학력층이 보다 빈번한 사교활동을 한다는 것은 사실이다. 하지만 다인 가구와 '비교'했을 때 학력이 높을수록 사회활동 빈도는 오히려 줄어든다. 이와 비슷하게 비혼자 집단에서도 혼자 사는 경우 그렇지 않은 경우에 비해 사회활동이 줄어드는 것으로 나타났다. 가족으로부터의 잔소리 혹은 따가운 시선이 부담스러워서 홀로서기에 나설 뿐 외로움과 고독감을 이겨낼 대안을 적극적으로 찾아 나서지는 않는 듯하다.

한편 1인 가구 내에서 결혼지위, 학력, 경제활동상태는 사회활동에 영향을 주는 요인들로 나타났다. 각종 단체에서 활동한 평균 빈도수는 유배우자, 미혼, 사별, 이혼 순으로 나타났다. 그 수치는 물론 다인 가구 유배우자 집단에 비해 현저히 낮다. 가령 다인 가구 유배우자는 혼자 사는 이혼자에 비해 1.66배 높았다. 교육수준은 사회참여에 대한 1인 가구 집단 내 이질성을 가장 극명하게 보여준다. 학력차이는 사회참여 불평등을 심화시키는데, 예를 들면 대학원을 다닌 경우 고등학교 미만의 학력집단에 비해 1년간 참여했던 단체수가 거의 3배(2.89배)가량 높았다. 마지막으로 일을 하지 않은 경우는 소득을 얻기 위해 주로 일을 하는 경우에 비해 사회참여가 거의 절반수준으로 줄어들었다. 결국 이혼을 겪고 낮은 학력에 경제적 자립도가 낮은 집단이 1인 가구 중에서도 사회참여가 가장 저조한 것으로 나타났다.

사회참여가 주관적 웰빙이나 각종 건강 결과들과 가지는 연관성을 고려했을 때 30~40대 1인 가구원의 전반적 건강실태는 더 이상 방관할만한 상황은 아니다. 비록 이 글에서 다루지는 않았지만 정신적 질환이나 집중력 장애와 같은 활동제약을 가진 사람들의 비율은 1인 가구 표본이 다인 가구 표본보다 높은 편이다. 특히 이 연구에서 사용된 표본집단의 경우 1인 가구에서 정신적 질환을 가진 경우는 2.05%로 다인 가구(1.01%)에 비해 두 배 이상 높다. 따라서 이들을 대상으로 우울증, 자살생각 및 자살시

도, 나홀로 음주 등의 실태를 파악하기 위한 본격적인 건강실태조사가 이루어지길 제안한다.

마지막으로 이와 관련하여 중장년층 1인 가구에 대해 보건당국과 연구자들이 보다 적극적인 관심을 가져줄 것을 제안한다. 30~40대 1인 가구의 사회적 고립은 동년배 다인 가구에 비해 높을 수 있다는 이 연구의 결과는 장래 이들의 비중이 꾸준히 증가한다면 국가 전체의 후생수준과 삶의 질이 낮아질 수 있음을 시사한다. 생활이 어려운 독거노인이 세계 최고수준의 자살률에 상당부분 기여하는 상황은 잘 알려진 사실이며, 이미 이들의 사회활동과 건강실태는 보건복지당국과 학계의 각별한 주목을 받고 있다. 반면 대중매체와 언론이 조장하는 잘나가는 솔로 혹은 화려한 싱글이라는 신화만들기 이면에서 중장년층 나홀로 가구의 상당수는 세간의 주목을 받지 못한 채 소리 없이 고립된 삶을 영유해 가고 있다. 따라서 이들에 대한 당국의 본격적인 실태조사와 더불어 사회참여를 증진시킬 효과적인 방안을 모색할 필요성이 있다. 가령 이들을 서로 이어주는 맞춤형 사회참여 프로그램 개발과 이에 대한 정책적 지원이 마련되어야 할 것이다.

이병호는 미국 University of Michigan-Ann Arbor에서 사회학 석박사학위를 받았으며, 현재 홍콩과기대학교(HKUST)에서 강사로 재직 중이다. 근현대 중국의 국가형성과 사회제도, 급변하는 동아시아 인구구조 등에 관심을 가지고 있다. (E-mail: bhlee@umich.edu)

참고문헌

- 구재선, 서은국(2011). 한국인, 누가 언제 행복한가. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 25(2), pp.143-166.
- 권중돈, 조주연(2000). 노년기의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인. *한국노년학*, 20(3), pp.61-76.
- 김도형(2013.12.30). 혼자 살아서 안됐다고 맘대로 상상하지 마세요 한겨레.
- 김수현(2013). 노인의 자원봉사 참여가 신체적 건강, 우울, 사회적 지지 및 삶의 의미에 미치는 영향. *한국노년학*, 33(1), pp.53-66.
- 김혜영, 선보영, 진미정, 사공은희(2007). *비혼 1인 가구의 가족의식 및 생활실태조사*. 서울: 한국여성정책연구원.
- 노명우(2013). *혼자 산다는 것에 대하여 - 고독한 사람들의 사회학*. 서울: 사월의책.
- 민주홍(2013). 한국 노인의 사회참여가 주관적 건강 및 건강 변화에 미치는 영향에 대한 종단연구: 다양한 사회참여의 영향을 중심으로. *보건사회연구*, 33(4), pp.105-123.
- 박주언, 심수진, 이희길(2012). 주관적 웰빙 측정 방안, 통계개발원. *통계개발원 연구보고서* (2012년 상반기 연구보고서). 대전: 통계개발원, pp.143-214.
- 이희길, 심수진, 박주언, 배현혜(2013). 국민 삶의 질 측정 2013, 통계개발원. *통계개발원 연구보고서* (2013년 하반기 연구보고서 제IV권). 대전: 통계개발원, pp.1-98.
- 장명숙, 박경숙(2012). 노인의 생활만족도에 영향을 미치는 요인: 생태체계적 관점에서. *보건사회연구*, 32(2), pp.232-266.
- 전상인(2014). *편의점 사회학*. 서울: 민음사.
- 통계청(2012). 인구주택총조사에서 나타난 1인 가구 현황 및 특성. http://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/2/1/index.board?bmode=read&aSeq=269194. 2014.07.15 인출.
- 통계청(2013) 떠오르는 '나홀로 1인 가구'. <http://hikostat.kr/2165>. 2014.07.19 인출.
- Baum F. (1999). Social capital: Is it good for your health? Issues for a public health agenda. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 53, pp.195-196.
- Coleman, J. S. (1988). Social capital in the creation of human capital. *American Journal of Sociology*, 94 Suppl, pp.S95-S120.
- Diener, E. (2000). Subjective well-being: The science of happiness and a proposal

- for a national index. *American Psychologist*, 55(1), pp.34-43.
- Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological Bulletin*, 125(2), pp.276-302.
- Frank, R. H. (1999). *Luxury Fever: Why Money Fails to Satisfy in an Era of Excess?* New York, NY: The Free Press.
- Glenn, N. D., Weaver, C. N. (1988). The changing relationship of marital status to reported happiness. *Journal of Marriage and the Family*, 50, pp.317-324.
- Helliwell, J. F. (2005). Well-being, social capital and public policy: What's new? *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, 11807. <http://www.nber.org/papers/w11807>. 2014.07.24 인출.
- Helliwell, J. F., Barrington-Leigh, C., Harris, A., Huang, H. (2010). International evidence on the social context of wellbeing. In E. Diener, J. F. Helliwell, D. Kahneman (Eds.), *International Differences in Well-Being*. Oxford: Oxford University Press, pp.291-327.
- Helliwell, J., Putnam, R. D. (2004). The social context of well-being. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London, series B*, 359, pp.1435-1446.
- Hughes, M. E., Waite, L. J. (2009). Marital biography and health at mid-life. *Journal of Health and Social Behavior*, 50(3), pp.344-358.
- Huppert, F. A., Baylis, N., Keverne, B. (Eds.). (2005). *The Science of Well-being*. Oxford: Oxford University Press.
- Kawachi I., Kennedy B. P., Lochner K, Prothrow-Stith D. (1997). Social capital, income inequality, and mortality. *American Journal of Public Health*, 87, pp.1491-1498.
- Kawachi, I., Berkman, L. (2000). Social cohesion, social capital, and health. In L. F. Berkman & I. Kawachi (Eds.), *Social Epidemiology*. Oxford: Oxford University Press, pp.174-190.
- Kawachi, I., Kennedy, B. P., Glass, R. (1999). Social capital and self-rated health: A contextual analysis. *American Journal of Public Health*, 89(8), pp.1187-1193.
- Klinenberg, E. (2012). *Going Solo: The Extraordinary Rise and Surprising Appeal of*

- Living Alone*. New York, NY: The Penguin Press. 에릭 클라이넨버그, 안진이 역(2013). *고잉 솔로: 싱글턴이 온다*. 서울: 더퀘스트
- Lim, C., Putnam, R. D. (2010). Religion, social networks, and life satisfaction. *American Sociological Review*, 75(6), pp.914-933.
- Lomas, J. (1998). Social capital and health: Implications for public health and epidemiology. *Social Science and Medicine*, 47(9), pp.1181-1188.
- Lynch, J., Due, P., Muntaner, C., Smith, G. D. (2000). Social capital—Is it a good investment strategy for public health? *Journal of Epidemiology and Community Health*, 54(6), pp.404-408.
- OECD (2013). *OECD Guidelines on Measuring Subjective Well-being*. OECD Publishing. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264191655-en>. 2014.09.25 인출.
- Putnam, R. D. (1995). Bowling alone: America's declining social capital. *Journal of Democracy*, 6(1), pp.65-78.
- Putnam, R. D. (2000). *Bowling alone: The collapse and revival of American community*. New York, NY: Simon & Schuster. 로버트 D. 퍼트남, 정승현 역(2009). *나 홀로 볼링: 사회적 커뮤니티의 붕괴와 소생*. 서울: 페이퍼로드.
- Putnam, R. D. (2004). Commentary: 'Health by association': some comments. *International Journal of Epidemiology*, 33(4), pp.667-671.
- Stack, S., Eshleman, J. R. (1998). Marital status and happiness: A 17-nation study. *Journal of Marriage and the Family*, 60, pp.527-536.
- Szreter, S., Woolcock, M. (2004). Health by association? Social capital, social theory, and the political economy of public health. *International Journal of Epidemiology*, 33(4), pp.650-667.
- Umberson, D. (1992). Gender, marital status and the social control of health behavior. *Social Science and Medicine*, 34(8), pp.907-917.
- Waite, L. J. (2000). Trends in men's and women's well-being in marriage. In L. J. Waite (Ed.), *The Ties that Bind: Perspectives on Marriage and Cohabitation*. Hawthorne, NY: Aldine de Gruyter, pp.368-392.

The Social Engagement of People Living Alone at Mid-life in Korea: A Comparison with Those of Living Together

Lee, Byung Ho

(Hong Kong University of Science and Technology)

This paper explores the quality of life of people 'living alone' at mid-life in Korea. There can be two opposing arguments on this population comprising predominantly single people. It is possible to predict that their levels of subjective well-being and social engagement are relatively lower, considering a positive effect of marriage on happiness and life satisfaction. By contrast, many recent studies have asserted that they are not only high in self-esteem and life satisfaction, but they also actively engage in social activities. Given that the utility of marriage has gradually declined, this perspective is seemingly valid. However, it entails several methodological shortcomings especially failing to compare with those who 'living together.' Hence this study, which tests the validity of these two hypotheses, aims to identify an empirical reality of living alone through analyzing the most recent 2010 Korean census individual-level microdata. It employs the negative binomial regression analysis on the sample of 151,494 individuals aged 30 to 49 including 13,548 cases who are living alone. It finds that the average number of membership in voluntary associations that participated at least once during the last year for people living alone is around 8 percent lower than for people living together, which is statistically significant controlling for other socio-demographic variables such as marital status, educational attainment, and economic activity status. This efficacy of being one-person household is very robust as it appears all characteristics of independent variables; for instance, divorced people who live together tend to engage more social activities than those who live alone. Thus, one-person household per se has a negative association with social engagement level. Meanwhile, this level also differs among people who live alone: those who have a spouse, are more educated, and spend longer time for income-related work are more likely to participate in social activities.

Keywords: One-person Household, Mid-life, Social Engagement, Marital Status, Subjective Well-being