

아동건강에 대한 대리보고와 자기보고의 비교분석: 한국복지패널의 사례

이 용 우
(영남대학교)

설문조사 데이터에서 가구원 및 가구관련 각종 지표에 대한 조사는 일반적으로 대리 보고를 통해 이루어진다. 이는 건강에 대한 조사에서도 예외가 아니며 그간 실증연구들에서는 건강에 대한 대리보고와 자기보고 간의 일치정도, 대리보고와 자기보고의 결정 요인 등에 대해 고찰을 해 왔다. 하지만 우리나라에서는 이에 관한 연구가 거의 전무하다. 본 연구는 이러한 공백을 메꾸고자 하였고 특히 아동건강에 초점을 맞추어 연구를 수행하였다. 이를 위해 아동부가조사를 통해 일부 아동의 건강에 대한 자기보고를 조사하는 한국복지패널 데이터를 이용하였다. 일단 Polychoric 상관계수와 Cohen의 kappa 값 등의 기술통계지표를 통해 분석한 결과 아동건강에 대한 자기보고와 대리보고 간의 일치정도는 상당히 낮은 것으로 드러났다. 더 나아가 아동, 대리보고인, 가구 관련 변수들을 설명변수로 이용하여 순위프로빗모형 등에 대해 회귀분석을 실시한 결과 두 지표의 결정요인들은 상당히 상이한 것으로 나타났다. 이를 통해 보면 향후 아동건강지표의 측정 시 최소한 십대 아동의 경우에는 기존의 대리보고에 더해 자기보고도 측정하는 것이 중요하다고 생각한다. 두 지표는 대체재라기보다는 보완재일 가능성이 크기 때문이다.

주요 용어: 아동건강, 자기보고, 대리보고, 측정오차

한국복지패널의 가구용설문지에 대한 응답자 정보를 제공해 주신 한국보건사회연구원에 감사드립니다. 본 연구논문의 문제의식은 2016년 제1회 보건사회연구 우수논문 콜로키움에서 최초로 형성되었다. 당시 필자가 발표한 '가구소득과 아동기의 건강 불평등'이라는 논문에 대한 총평 중에 세미나의 사회자이신 김창엽선생께서 "우리는 아동건강에 대해 얼마나 이해하고 있는가?"라는 질문을 던지셨다. 이 질문은 사실 아동건강에 관심을 가진 모든 연구자들에게 던져진 질문이었으며, 이후 시간이 걸려 필자는 본 연구를 통해 아동건강의 한 측면에 대해 분석함으로써 나름대로 이 질문에 다시 돌아오게 되었다. 김창엽선생께 다시 한 번 감사를 드린다. 또한 익명의 심사자 세 분에게도 귀중한 논평을 해주신 것에 대해 진심으로 감사를 드린다.

■ 투고일: 2019. 12. 10. ■ 수정일: 2020. 3. 11. ■ 게재확정일: 2020. 3. 16.

I. 서론

현재 어느 나라에서나 설문조사 데이터의 구축과정에서는 응답률을 높이고 현장업무의 비용을 줄이기 위하여 다양한 주제들(노동 설문조사, 소비자출 설문조사, 교육 설문조사, 소득 설문조사, 삶의 질에 관한 설문조사, 시간이용연구, 건강 설문조사 등)에 대해 대리보고(proxy report)를 많이 이용하고 있다. 대리보고는 가구와 가구원들에 관한 '가장 정확한 정보를 보유하는 성인'(most knowledgeable adult)에 의한 설문항목 응답으로 정의된다(Warren & Cunningham, 2003). 특히 가구구성원의 건강상태에 대한 정보 수집에서는 시간과 돈의 절약에 더해 연령이나 설문응답관련 장애 때문에 대리보고를 광범위하게 이용하고 있다. 잘 알려져 있듯이 대리보고는 정확성에 있어 의문의 여지가 있으며, 신체계측 등을 통한 객관적인 건강지표가 없는 상황에서는 자기보고가 선호되어 왔다.¹⁾ 하지만 Alwin(2007)이 지적하듯이 두 경우에 모두 측정오차(measurement error)가 존재하며, 측정오차의 성격도 서로 다르다(26쪽 참조).²⁾

대리보고이든 자기보고이든 일반적으로 개인들의 건강상태에 대한 정보 수집은 주관적 건강상태(self rated health; 이하 SRH)에 대한 설문을 통해 이루어졌다. 그간의 연구를 통해 보면 개인들의 개별적인 질환에 대한 자기보고는 정확성이 떨어지지만 주관적 건강상태는 상대적으로 신뢰할 수 있는 기반을 가지는 것으로 드러났다. 하지만 최근의 연구는 주관적 건강상태가 방법론적·개념적 도전들에 직면하고 있음을 보여준다. 예를 들어, 인구사회학적 요인들에 의해 발생하는 동질적이지 않은 개인들의 보고행태(Layes et al., 2012), 설문지 내 설문문항의 위치에 따른 일관적이지 않은 보고행태(Crossley & Kennedy, 2002), 설문문항의 집행체계 변화에 따른 보고행태의 변화(Clarke & Ryan, 2006)³⁾, SRH에 대한 대담항목이 다른 경우 데이터 간의 비교가능성에 대한 의문(Jurges et al., 2008)⁴⁾ 등이 SRH의 신뢰성에 문제를 제기하는 것으로 나타났다. SRH와

1) 문제는 객관적인 건강지표는 차지하고 대부분의 경우 자기보고(self report) 조차도 획득하기가 어렵다는 사실이다(Alwin, 2007, p.152).

2) 설문조사 데이터에서 발생할 수밖에 없는 측정오차문제에 대한 광범위한 논의는 Bound 외(2001) 참조.

3) 예를 들어, 이들의 연구에 의하면 SRH에 대해 자기기입-개인적 면담의 순서로 묻는 경우와 개인적 면담-자기기입의 순서로 묻는 경우 응답자는 다르게 보고하는 것으로 나타났다.

4) 예를 들어, WHO의 '매우 좋음-매우 나쁨' 체계와 유럽의 '훌륭함-나쁨' 체계 간의 비교문제가 이에 해당한다.

관련된 이러한 문제들과 별개로 아동 SRH는 그간 연구자들의 많은 관심조차 받지 못했다는 문제가 존재한다(Breidablik et al., 2008; Page et al. 2009). 아동의 경우 그들이 논리적으로 자신의 건강에 대해 보고할 능력이 있을 뿐만 아니라(Riley, 2004) 자신의 신체적 기능, 생활습관, 정신건강의 중요성을 이해할 수 있다는 주장이 있지만(Normandeau et al., 1998), 아동이 건강 관련 정보들을 하나의 척도로 제대로 통합할 수 있는지, 설문조사의 질문들을 제대로 평가할 언어력과 인지력을 보유하고 있는지에 대한 우려도 존재한다(Waters et al., 2003). 이러한 아동건강의 자기보고에 대한 혼재된 평가 하에서 설문조사에서는 추후 추적조사에 있어 더 용이한 측면이 있으므로 부모나 보살피는 이에 의한 대리보고가 일반화되어 있다. 하지만 아동의 연령이 일정정도가 되면(예를 들어, 학령아동) 자신의 건강에 대해 대리보고인보다 더 잘 보고할 수 있는 가능성은 여전히 존재한다. 더군다나 아동건강에 대한 대리보고는 대리인의 건강상태에 의해 오염될 가능성도 있다.⁵⁾ 즉, 아동의 건강에 대한 보고가 단순히 대리보고인의 개인적 특성, 특히 대리보고인의 건강상태를 반영하는 것일 수가 있다. 예를 들어, Pastor 외(2011)은 대리보고인이 엄마인 경우를 분석하였는데, 엄마의 건강이 안 좋은 경우에 좋은 경우와 비교하여 아동건강이 안 좋은 비율이 높았으며, 이들은 이를 엄마와 아동이 공유하는 환경적 유전적 요인들의 결과로 분석했다.⁶⁾ 이들은 더 나아가 엄마의 건강이 좋은 경우에 아동의 주관적 건강과 아동의 건강관련 지표 간에는 뚜렷한 관계가 드러나는 반면 엄마의 건강이 좋지 않은 경우에는 아동의 주관적 건강과 건강관련 지표 간에 약한 관계가 있는 것으로 드러난다고 보고했다. 더 나아가 이러한 부모의 개인 특성 중에서도 부모의 성별이 중요한 역할을 한다는 연구결과들이 존재한다. 특히, Davis 외(2008)와 Waters 외(2000)는 모의 경우에는 모의 특성들이 아동의 건강에 대한 대리보고에 영향을 미치지만 부의 경우에는 이러한 관계가 약하거나 존재하지 않는다고 보고했다. 한편 아동들은 그들의 부모가 평가하는 것보다 더 부정적으로 자신의 건강을 평가하는 경향이 있다는 것을 분석한 연구도 존재한다(Page, 2009; Waters et al., 2003).⁷⁾

5) 일부 정신건강에 대한 연구는 엄마가 우울증을 앓는 경우 이는 엄마가 아동의 행태를 인지하고 평가하는 방식을 왜곡시킨다는 것을 보여주었다(Gartstein et al., 2009; Najman et al., 2001; Richters, 1992).

6) Minkovitz 외(2002)는 엄마와 아동 간에 주관적 건강뿐만 아니라 의료서비스의 이용에 있어서도 뚜렷한 상관관계가 있음을 보였다.

7) 미국의 메디케어 수급자들을 대상으로 한 연구인 Li 외(2015)에 의하면 흥미롭게도 노년층의 경우에는 오히려 대리보고가 건강과 신체기능의 제약을 더 많이 보고하는 것으로 나타났다.

문제는 포괄적인 객관적 신체·건강계측이 존재하지 않는 경우 아동의 건강에 대한 대리보고와 자기보고 간에 어느 쪽이 올바른지 판단하기가 상당히 어렵다는 데 있다. 더군다나 건강관련 삶의 질 영역의 많은 연구들에서 드러나듯이 대리보고와 자기보고 간에는 상관관계가 약하거나 중간정도인 것으로 나타난다(Bastiaansen et al., 2005; Jocovic et al., 2004; Nolan, 2016). 따라서 본 연구는 우리나라에서 아동건강의 대리보고와 자기보고에 대한 연구의 출발점으로서 두 지표 간에 존재하는 관계의 정도는 어떠한지, 두 지표가 어떤 설명변수들에 의해 영향을 받는지, 더 나아가 두 지표가 모두 아동의 건강관련지표를 올바르게 반영하는가를 판단하고자 한다. 본 연구와 가장 관련이 있는 기존연구는 Nolan(2016)과 Garbarski(2014)이다. 이 두 연구 이전의 모든 연구들은 아동건강에 대한 분석에 있어 대리보고 변수만을 이용한 한계를 가진다(Pastor et al., 2011; Waters et al., 2000). 하지만 두 연구는 모두 아동건강에 대한 대리보고와 자기보고를 모두 가지고 있는 데이터를 이용하여 각종 기술통계법과 회귀분석을 통하여 두 지표 간의 관계, 각 지표에 영향을 미치는 변수들의 식별, 아동건강과 좀 더 관련이 있는 지표의 식별 등에 대한 연구를 수행하였다. Nolan(2016)은 청소년데이터를 이용한 다변량 회귀분석을 통해 보면 대리보고값의 강건성이 자기보고보다 상대적으로 약간 더 크지만 다중대체법을 통해 분석한 결과 한 지표가 다른 지표의 대체력을 높이는 것으로 나타나 연구에 있어 두 지표를 모두 이용하는 것이 필요함을 보였다. Garbarski(2014)는 Cohen의 kappa값, 다변량 회귀분석, 외관상 무관해 보이는 회귀(seemingly unrelated regression; 이하 SUR)를 통해 청소년 건강에 있어 대리보고와 자기보고 간의 관계가 상당히 약하며, 청소년의 BMI, 성별, 신체장애, 보고인(엄마)의 건강상태, 그리고 특정 사회경제적 변수들의 청소년건강에 대한 영향이 대리보고와 자기보고 간에 차이가 있음을 보였다. 결론적으로 이 연구는 자기보고와 대리보고를 이용하는 경우의 연구들이 서로 비교가능하지 않다고 주장하였다.

본 연구는 앞의 두 연구의 연장선상에서 우리나라에서 아동의 전반적인 건강상태에 대한 자기보고와 대리보고 모두를 일부 년도에 일부 아동에 대해 가지고 있는 데이터인 한국복지패널 데이터를 이용하여 두 지표 간의 관계, 각 지표에 영향을 미치는 변수들의 식별, 아동건강과 좀 더 관련이 있는 지표의 식별 등에 대한 연구를 수행하였다. 우리나라에서는 건강지표에 대한 대리보고와 자기보고의 결정요인과 두 지표 간의 차이에 대한 분석을 수행한 연구가 존재하지 않는 것으로 보인다.⁸⁾ 더군다나 설문조사 데이터에

서 불가피하게 유래하는 측정오차의 관점에서 접근한 문헌은 전무한 것으로 보인다. 위에서 설명한 연구목표와 의의를 가지고 본 논문은 다음과 같이 구성된다. II 장에서는 본 연구의 분석에서 이용한 한국복지패널데이터에 대해 자세하게 설명을 하고 분석에 이용된 방법론과 관련변수들에 대한 기술통계량을 제시한다. III 장에서는 아동건강에 대한 자기보고와 대리보고 간의 일치와 차이에 대한 각종 기술통계학적 분석결과와 회귀분석을 통하여 분석된 내용들을 제시한다. 마지막으로 VI 장에서는 분석내용들을 평가하고 향후 연구방향에 대해 논의하면서 글을 맺는다.

II. 연구방법

1. 한국복지패널데이터

본 연구에서는 분석을 위해 10차 한국복지패널(2015)을 이용한다. 잘 알려져 있듯이 한국복지패널은 효율적인 사회복지정책의 수립을 위해 2006년 이래 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소가 공동으로 주관하는 우리나라의 대표적인 패널데이터이다. 한국복지패널은 가구용 설문조사, 가구원용 설문조사, 부가조사로 이루어진다. 가구용 설문지는 앞에서 정의한 바와 같이 전체 가구와 가구원 개개인의 상황을 가장 잘 알고 있는 응답자가 응답하는 것을 원칙으로 하며, 가구원용 설문지는 15세 이상의 가구원을 대상으로 가구원 개인을 면접하는 방식을 원칙으로 한다. 아동의 주관적 건강 상태 항목은 가구용 설문지에 위치한다. 한국복지패널에서는 부가조사도 실시하는데 그간 부가조사는 아동, 복지인식, 장애인을 주제로 이루어졌으며 한 해에 한 주제를 번갈아가면서 조사하므로 각 주제를 3년에 한 번씩 조사하고 있다. 한국복지패널에서는 1차(2006년), 4차(2009년), 7차(2012년), 10차(2015년), 13차 조사(2018년)에서 아동 부가조사를 실시한 바 있다. 아동부가조사는 1차 조사 대상 가구에서 초등학교 4학년-6학년에 재학 중인 아동을 대상으로 이루어졌는데 이들이 1차/4차/7차를 경유하면서 성

8) 예를 들어, 이정원 외(2013)의 연구는 소아청소년 암환자의 삶의 질에 대해 환자와 부모 간에 인식의 차이가 존재함을 보이지만 이는 이들 분석의 주요 대상이 아니다.

인기로 이전함에 따라 10차 조사에서 2014년 기준 초등학교 4학년-6학년을 신규 아동 부가조사 대상으로 선정하여 조사가 이루어졌다. 아동조사의 경우 면접원이 동석한 자리에서 아동이 직접 자기기입하는 방식을 원칙으로 한다. 아동부가조사에서는 대상아동에게 자신의 건강상태에 대해 대답하게 하는 두 개의 항목이 존재한다. 하나는 F(나의 건강 및 생활) 영역의 문항 17 “현재 여러분의 건강상태는 어떠합니까?”이며, 다른 하나는 C(나의 생각과 행동) 영역의 문항 8의 자신에게 해당하는 번호에 표시하는 항목들 중 (가) “나는 건강하다고 생각한다.”라는 진술이다. 앞의 항목에 대한 대답은 ‘매우 좋다/좋다/보통이다/나쁘다/아주 나쁘다’이며, 후자에 대한 대답은 ‘전혀 그렇지 않다/별로 그렇지 않다/보통이다/다소 그렇다/매우 그렇다’이다. 대답의 내용이 가구용 설문지에 위치하는 아동건강에 대한 대리보고인의 대답내용과 유사하므로⁹⁾ 분석을 위해 우리는 전자의 항목, 즉 F영역의 문항 17을 아동건강의 자기보고 변수로 선택했다.¹⁰⁾ 따라서 아동부가조사를 실시한 1, 4, 7, 10, 13차 데이터에 대해 우리는 아동의 건강상태에 대한 대리보고와 자기보고 지표를 모두 가지게 된다. 이후 논의에서 첫 번째 자기보고(F 영역의 문항 17)를 자기보고, 두 번째 자기보고(C영역의 문항 8)를 자기보고2로 명명하며 이하 실증분석에서는 자기보고를 종속변수로 이용한다.

대리보고와 자기보고 지표의 결정요인을 분석하기 위해서는 누가 대리보고인인지를 식별하는 것이 분석에 있어 필수불가결하다. 즉, 결정요인에는 대리보고인에 관한 정보와 아동에 관한 정보가 존재하므로 대리보고인에 관련된 정보를 추출하기 위해서는 누가 대리보고인인지 대리보고인을 식별할 필요가 있다. 이에 관한 정보는 가구용 설문지에 존재한다. 하지만 공개용 한국복지패널 데이터에서는 누가 대리보고인인지에 대한 정보를 제공하지 않으므로 본 연구는 한국복지패널의 작성 및 관리주체인 한국보건사회연구원을 통하여 이와 관련한 정보인 대리보고인의 가구원번호를 얻었다. 한국보건사회연구원이 제공한 대리보고인의 가구원번호에 대한 정보는 10-12차에 걸쳐 있다. 이 가운데 아동의 건강에 대한 자기보고가 10차에만 존재하므로 본 논문의 실제 분석에 이용한 데이터는 10차에 국한된다. 즉, 10차 데이터에 한하여 우리는 아동의 건강상태에 대한 대리보고와 자기보고, 그리고 대리보고인의 가구원번호에 대한 정보를 보유한다.

9) 가구용 조사표에서 대리보고인은 아동을 포함한 가족 구성원의 건강상태에 대해 ‘아주 건강하다/건강한 편이다/보통이다/건강하지 않은 편이다/건강이 아주 안 좋다’ 중 하나를 선택하도록 되어 있다.

10) 본 연구에서 이루어진 모든 분석을 C영역에 대한 대답을 통해서도 수행했으며, 본문에서는 필요한 경우 이 분석으로부터의 결과도 논의한다.

10차 데이터 상에 분석대상이 되는 아동은 총 427명이다.

2. 방법론

본 연구에서 주요 분석의 축은 기술통계적 분석과 회귀분석이다. 기술통계적 분석에서는 polychoric 상관계수와 Cohen의 kappa값을 계산한다. polychoric 상관계수는 두 순위변수들 간의 상관관계를 측정하는 도구로서 이변수정규분포를 취하는 연속잠재변수들을 표현하는 이론적 도구이다.¹¹⁾ Cohen의 kappa값은 두 명의 보고자와 두 개 이상의 보고가 발생하는 경우 보고자 간의 보고값의 일치 정도를 측정하며, 우연적으로 발생하는 두 보고자 간의 일치정도도 고려하기 때문에 더 믿을만한 도구로 여겨진다. 회귀방정식은 아동건강의 대리보고와 자기보고를 종속변수로 하며, 아동, 대리보고인, 가구 관련 변수들을 설명변수로 한다. 이를 통해 아동의 건강상태에 대한 자기보고와 대리보고의 결정요인들을 분석하게 된다. 특히, 종속변수가 자기보고인 경우와 대리보고인 경우 결정요인들은 비슷한지, 종속변수가 아동의 건강관련 지표들을 적절하게 반영하는지를 검토한다. 종속변수인 아동의 건강상태 변수는 5개의 순위값을 가진다. 따라서 순위변수를 종속변수로 하는 순위프로빗모형(ordered probit model)을 주요 분석 모형으로 이용한다. 순위프로빗모형을 추정할 후에는 문헌에서 일반적으로 실행하는 바와 같이 종속변수를 두 개의 범주(건강이 아주 안 좋다, 건강하지 않은 편이다, 보통이다/건강한 편이다, 아주 건강하다)로 재편성하여 프로빗모형(probit model)을 추정한다. 또한 두 방정식(자기보고방정식과 대리보고방정식)의 추정계수들 간의 차이가 존재하는 경우 이러한 차이가 통계적으로 유의한지 검증하기 위하여 외관상 무관해 보이는 회귀(seemingly unrelated regression; SUR)를 실행하고 추정계수 간의 차이에 대한 통계적 유의성을 검토한다. SUR은 두 개(이상의) 선형방정식으로부터 추정된 각각의 모수 추정치벡터와 분산-공분산행렬을 단일의 모수 추정벡터와 샌드위치 유형의 분산-공분산으로 결합(오차항 간의 상관관계를 허용)하여 추정을 하는데, 이를 통해 궁극적으로 두 개 모형 간의 추정계수들이 서로 다른지에 대한 월드 카이제곱 검정(Wald chi-square test)을 수행할 수 있게 해준다.¹²⁾ SUR의 실행에서는 종속변수를 연속변수로 취급하여 선형

11) Polychoric 상관계수의 정확한 수학적 정의는 Holgado-Tello 외(2010) 참조.

12) 이는 근본적으로 두 선형 모형 간의 추정계수의 동일함에 대한 초우검정(Chow test)과 동일하다.

모형을 추정한다.¹³⁾ 다음으로는 다른 나라의 연구에서처럼 우리나라의 경우에도 대리 보고에 있어 부와 모 간에 차이가 있는지를 분석한다. 이 분석에 있어서도 유의한 추정 계수를 중심으로 부와 모 간에 차이가 있는지 SUR을 통해 분석한다. 마지막으로 자기 보고와 대리보고의 차이에 대한 회귀분석을 실행하여 어떤 요인들이 이러한 차이를 만들어내는지를 분석한다. 모든 실증분석은 STATA13(Standard Edition)을 이용하여 수행하였다.

3. 기술통계량

회귀분석에서 사용하는 설명변수는 크게 아동 관련 변수들, 대리보고인 관련 변수들, 가구 관련 변수들로 구성된다. 이는 서론에서 논의한 기존 문헌들에서의 기준과 동일하다. 특히 본 연구와 직접적으로 연관이 있는 Nolan(2016)과 Garbarski(2014)에서 사용한 변수들을 보면 아동관련 변수들의 경우에 질병(유무, 개수), 만성질환, 기능장애, 학습/정서장애, 감각장애, BMI, 신장측정건강, 성별, 연령 등을 이용했다. 대리보고인관련 변수는 SRH와 교육수준이 이용되었으며, 가구관련 변수로는 가구자산지수, 영여사용가구 여부, 소득분위, 가구소득, 가구 내 아동의 수, 생물학적 부모 여부가 이용되었다. 본 연구는 이런 변수선정을 참고하여 한국복지패널데이터에서 이용가능한 변수들을 설명변수로 선정하였다.

<표 1>은 아동건강지표와 설명변수들의 기술통계량을 보여준다. 일단 아동건강의 자기보고가 대리보고에 비해 평균적으로 높는데¹⁴⁾, 이는 [그림 1]의 히스토그램에서 보았듯이 자기보고의 경우 상대적으로 5(아주 건강하다)의 빈도수가 많은 것에 기인하는 것이다. 여아의 비율은 52.7%로 427명의 표본에서 남녀아동의 비율은 상당히 근사한 것으로 나타난다. 앞에서 설명했듯이 본 표본은 초등학교 4-6학년들을 대상으로 하며, 아

하지만 일반적으로 초우검정의 경우 다른 데이터에 대한 두 결과를 비교하지만 월드 카이제곱 검정의 경우 일반적으로 동일한 데이터에 대한 두 결과를 비교한다. 이에 대한 엄밀한 논의는 Weesie(1999) 참조.

13) 물론 이러한 방법은 한계를 가진다는 것을 명심할 필요가 있다. 순위변수를 연속변수로 취급하여 분석하기 위해서는 건강상태의 각 범주 간의 거리가 같아야 함을 가정해야 하지만 이 가정은 상당히 강한 가정이다. 하지만 필자가 이해하기로 아직까지 프로빗모형이나 순위프로빗모형과 같은 비선형모형에서의 SUR에 대한 이론은 정립되어있지 않다.

14) t검정을 수행한 결과 이들 간의 차이는 통계적으로 유의한 것으로 나타난다.

동의 평균연령은 10.06세이다.¹⁵⁾ cmh는 아동부가조사 C(나의 생각과 행동)영역에 있는 문항 6의 6-1에 있는 질문 14개 항목을 근거로 구성하였다. 아동의 정신적 상황에 대한 자기평가 항목들이 부정문으로 제시되었으며, 각 질문에 대해 세 개의 대답(1=전혀 아니다, 2=그런 편이다, 3=자주 그렇다)이 있으므로 이론적으로 최대 40점, 최소 14점의 값을 가진다. 부록의 [부그림 2]는 이 지표의 추정된 커널밀도함수(kernel density)이며 오른쪽으로 긴 꼬리분포를 가지는 것을 알 수 있다. 표본아동의 6.7%가 6개월 이상 투약·투병을 하고 있는 만성질환을 보유하고 있으며, 18.3%가 주요 질병을 하나 이상 가지고 있는 것으로 나타난다.¹⁶⁾ 국민건강보험대비 의료급여가입 아동의 비율은 4.2%이며 이는 실제 모집단의 비율과 비슷한 것으로 판단된다.¹⁷⁾ 아동신장으로 측정된 객관적 건강지표는 소아청소년 성장도표를 기반으로 하여 성별 연령별 기준그룹의 중간값보다 2표준편차 이상 아래인 신장을 가졌는지 여부로 더미변수를 구축하였다(질병관리본부, 2017). 연령별 신장은 개인의 장기 영양적·역학적 환경을 반영하는 지표로 여겨진다(Nolan, 2016). 표본아동 중 대략 4.4%의 아동이 이 지표로 판단했을 때 건강이 좋지 않은 것으로 나타난다.

다음으로 대리보고인 관련 변수들을 살펴본다. 우리의 분석대상인 427명 아동의 건강에 대한 보고인은 모친이 78.2%이며 부친이 21.8%로 모친이 절대적으로 다수이다. 이 변수는 앞에서 설명했듯이 아동건강의 대리보고와 자기보고 결정요인의 분석에 있어서 설명변수의 결정을 위해 중요한 변수이다. 보고인의 주관적 건강상태의 평균값은 3.977로 아동의 건강에 대한 대리보고와 자기보고의 평균값보다 상대적으로 낮다. 대리보고인의 학력은 고등학교 졸업 이하가 대략 47%이며, 전문대학졸업 이상이 53%이다. 또한 보고인의 대략 65%가 어떤 형태로든지 경제활동을 하고 있는 반면 35%는 경제활동을 하지 않거나 실업상태인 것으로 나타난다.

마지막으로 가구 관련 변수들을 살펴보면 일단 거주 지역에 있어 서울거주 아동이 14%, 광역시거주 아동이 31%, 시/군/도농복합군에 거주하는 아동이 55%이다. 저소득층은 가구균등화된 경상소득을 기준으로 중위소득 60% 미만인 가구로 정의되며 대략 12%의 아동이 이에 속하는 것으로 나타난다. 거주주택 점유형태별로 보면 60% 아동이

15) Nolan(2016)은 12살가량이 자신의 건강을 보고하기에 충분한 나이라고 주장한다.

16) 주요병명은 가구용 설문지 II. 건강 및 의료 A'를 참조. 표본아동 중 질병을 가진 아동의 대부분은 아토피성 피부염, 치아우식증, 기타질병(급성질환 등)을 보유하는 것으로 나타난다.

17) 국가지표체계에 따르면 우리나라 의료급여 수급자의 비율은 대략 3%대이다.

자기소유주택에 거주하며, 전세주택과 기타 각종 임차주택에 거주하는 아동이 각각 20%인 것으로 나타난다.

표 1. 변수들의 기술통계량

변수	평균(표준편차)	변수설명
종속변수		
대리보고아동건강(cpsrh)	4.185(0.540)	아동건강의 대리보고(1=건강이 아주 안 좋다, 2=건강하지 않은 편이다, 3=보통이다, 4=건강한 편이다, 5=아주 건강하다)
자기보고아동건강(csrh)	4.389(0.747)	아동건강의 자기보고(1=아주 나쁘다, 2=나쁘다, 3=보통이다, 4=좋다, 5=매우 좋다)
아동관련 변수		
여아(dcggen)	0.527(0.500)	여아 더미(기준그룹: 남아)
연령(cage)	10.06(0.834)	아동 연령
아동정신건강(cmh)	17.52(3.985)	아동의 정신건강 지표
만성질환보유(dcchron)	0.066(0.248)	6개월 이상 투약·투병하고 있는 만성질환자 여부 더미(기준그룹: 만성질환 없음)
질병보유(dcdisea)	0.183(0.387)	주요 질병 보유여부 더미(기준그룹: 질병 없음)
신장측정건강(dheight)	0.044(0.206)	아동신장으로 측정된 객관적 건강여부 더미(기준그룹: 건강함)
대리보고인관련 변수		
보고인건강(psrh)	3.977(0.712)	보고인 주관적 건강상태(아동건강의 대리보고값과 동일)
보고인학력(pdled)	0.471(0.500)	보고인의 학력 고등학교 졸업이하 더미(기준그룹: 전문대졸 이상)
보고인경제활동(pdecon)	0.351(0.478)	보고인 실업 및 비경제활동 더미(기준그룹: 경제활동인구)
가구관련 변수		
의료급여(dcnhis)	0.042(0.201)	의료급여 가입여부 더미(기준그룹: 국민건강보험가입자)
광역시거주(dreg2)	0.314(0.465)	광역시 거주더미(기준그룹: 서울시)
시군거주(dreg3)	0.548(0.498)	시/군/도농복합군 거주더미(기준그룹: 서울시)
저소득층(dhhc)	0.119(0.325)	저소득층가구 더미(기준그룹: 일반가구)
전세주거(dhous2)	0.190(0.393)	거주주택 전세 더미(기준그룹: 자가)
월세주거(dhous3)	0.197(0.398)	거주주택 보증부월세/월세(사글세)/기타 더미(기준그룹: 자가)
엄마비율(resp)	74.24(0.438)	대리보고인 중 엄마의 비율

주: 1) 표본크기 n=427

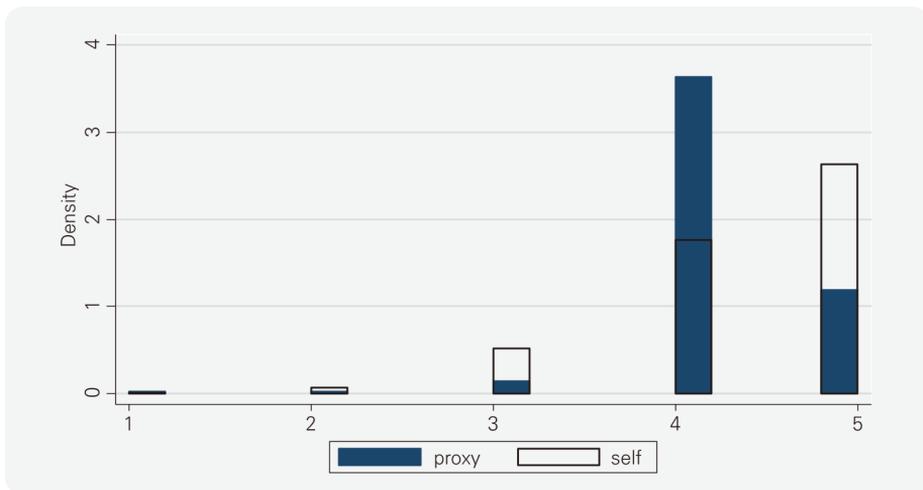
2) 더미변수의 경우 평균값은 해당그룹의 비율을 의미함

III. 연구결과

1. 아동의 건강에 대한 자기보고와 대리보고

본 소절에서는 회귀분석에서 종속변수로 기능하는 아동건강에 대한 자기보고와 대리 보고를 비교분석한다. [그림 1]은 자기보고와 대리보고에 의한 아동건강의 분포를 보여 준다. 본 연구에서는 원래 데이터에 기록되어 있는 대답항목의 값들을 재조정했다. 즉, 원래 ‘아주 건강하다(1) - 건강이 아주 안 좋다(5)’의 순서로 되어 있는 것을 일반적으로 다른 연구들에서 취하는 순서인 ‘건강이 아주 안 좋다(1) - 아주 건강하다(5)’의 순서로 바꾸어 분석을 진행한다. 일단 두 지표의 분포가 다른 것을 그림을 통해서 알 수 있다. 대리보고에 비해 자기보고는 상대적으로 ‘건강이 아주 안 좋다’, ‘건강하지 않은 편이다’, ‘보통이다’가 많은 비중을 차지한다. 대리보고의 경우에는 ‘건강한 편이다’에 거의 몰려 있음을 알 수 있다. 또한, 자기보고가 대리보고에 비해 ‘아주 건강하다’가 상대적으로 더 많다. 부록의 [부그림 1]은 대리보고와 자기보고의 분포를 보여주는데 [그림 1]과 유사함을 알 수 있다.

그림 1. 자기보고와 대리보고 분포



다음으로 이러한 두 지표 간의 분포 상 불일치를 수치적으로 분석하기 위하여 polychoric 상관계수를 계산한다. 비교를 위하여 대리보고자의 주관적 건강상태, 아동건강의 대리보고, 자기보고, 자기보고2 간의 polychoric 상관계수를 계산하였으며 결과는 다음의 <표 2>와 같다.

표 2. 주관적 건강상태들 간의 polychoric 상관계수

	대리보고인	아동 대리보고	아동 자기보고	아동 자기보고2
대리보고인	1			
아동 대리보고	0.718	1		
아동 자기보고	0.271	0.277	1	
아동 자기보고2	0.156	0.149	0.697	1

이 표에서 드러나듯 대리보고인의 주관적 건강상태와 아동건강에 대한 대리보고의 값 간의 상관계수는 0.718로 상당한 상관관계를 드러낸다. 하지만 대리보고인의 주관적 건강상태와 아동건강에 대한 자기보고는 상당히 약한 상관관계를 드러낸다(0.271과 0.156). 또한 아동건강에 대한 대리보고는 아동건강에 대한 자기보고와 상당히 약한 상관관계를 가지는 것으로 나타난다(0.277과 0.149). 참고로 Nolan(2016)의 데이터에서는 이 값이 0.56으로 중간정도의 값을 갖는 것으로 나타나며, 우리나라에서는 이 관계가 상대적으로 상당히 약한 것을 알 수 있다. 마지막으로 아동건강에 대한 자기보고의 두 값의 상관계수는 0.697로 상당히 강한 관계를 보여준다. 상관관계 분석에서 나타나는 가장 큰 함의는 아동건강의 결정에서 대리보고는 대리보고자의 건강상태에 의존할 가능성이 크다는 것이며 우리는 이를 회귀분석에서 구체적으로 살펴본다.

다음으로는 Cohen의 kappa값을 계산해 본다(Cohen, 1960). STATA 통계 패키지는 kappa값뿐만 아니라 <표 3>과 같은 두 보고값 간의 교차표도 제공한다. 표를 통해 보듯 아동건강에 대한 대리보고와 자기보고 간에는 일치율이 상당히 낮은 것을 알 수 있다. 실제 kappa값도 0.1023으로 상당히 낮다. kappa값을 통해 정확하게 일치정도를 평가하는 이론은 존재하지 않지만 일반적으로 값이 0.75보다 큰 경우 우연적 일치를 넘어서 일치정도가 무척 큰 것으로 평가하며, 0.40-0.75는 상당한 일치정도, 0.40 이하는 일치정도가 상당히 낮은 것으로 평가한다(Landis & Koch, 1977; Fleiss et al., 2003). 특히

우리의 데이터를 통해 계산한 값인 0-0.20의 값을 가지는 경우 약간의 일치정도만 갖는 것으로 평가한다. 부록의 <부표 1>은 자기보고2와 대리보고 간의 일치정도를 보여주는 교차표이며 이 경우 kappa값은 0.0145로 앞의 경우보다 더 낮은 것으로 나타난다.

표 3. 자기보고와 대리보고에 의한 아동건강의 일치 정도

대리보고	자기보고					합계
	아주 안 좋음	안 좋은 편	보통	좋은 편	아주 좋은 편	
아주 안 좋음	0(0%)	0	0	2	0	2
안 좋은 편	0	0(0%)	0	2	0	2
보통	0	0	2(16.7%)	4	6	12
좋은 편	1	6	37	118(38.1%)	148	310
아주 좋은 편	0	0	5	25	71(70.3%)	101

2. 실증분석결과

가. 아동건강의 자기보고와 대리보고의 결정요인

<표 4>는 아동건강에 대한 대리보고와 자기보고의 결정요인에 대한 분석결과이다. 두 번째 열과 세 번째 열은 순위프로빗모형의 결과이며 네 번째 열과 다섯 번째 열은 프로빗모형의 결과이다.¹⁸⁾

일단 분석결과에서 가장 먼저 눈에 띄는 것은 순위프로빗모형에서 대리보고인의 주관적 건강상태 외에는 아동건강의 두 지표의 결정요인에 있어 공통요인이 존재하지 않는다는 사실이다. 더 나아가 프로빗모형에서는 두 지표의 결정에 있어 공통요인이 전혀 존재하지 않는다. 이러한 결과는 아동건강의 대리보고와 자기보고지표가 전혀 다른 방식으로 형성될 가능성을 보여준다.

18) 설명변수들 간에는 일정정도의 상관관계가 존재할 수 있으며, 심각한 경우 다중공선성의 문제가 발생할 수 있다. 본 연구에서는 순위프로빗모형과 프로빗모형을 모두 선형모형으로 추정한 후 STATA의 estat vif를 통하여 설명변수들 간의 다중공선성이 존재하지 않음을 확인하였다.

표 4. 아동건강의 자기보고와 대리보고의 결정요인

	순위프로빗모형		프로빗모형	
	자기보고	대리보고	자기보고	대리보고
여아(dcgen)	-0.139(0.115)	0.098(0.142)	-0.304*(0.179)	0.185(0.331)
아동정신건강(cmh)	-0.088***(0.014)	-0.016(0.019)	-0.106***(0.019)	0.065(0.054)
만성질환보유(dcchron)	-0.643**(0.272)	0.196(0.350)	-0.711*(0.390)	-0.110(0.520)
질병보유(dcdisea)	0.013(0.180)	-0.681***(0.232)	0.071(0.291)	-0.820**(0.358)
신장측정건강(dheight)	-0.112(0.273)	-0.504(0.384)	0.447(0.518)	-
보고인건강(psrh)	0.328***(0.083)	1.449***(0.119)	0.205(0.127)	1.009***(0.192)
보고인학력(pded)	-0.057(0.117)	0.106(0.145)	-0.138(0.181)	-0.0001(0.321)
보고인경제활동(pdecon)	0.068(0.121)	0.237(0.149)	-0.023(0.184)	0.819**(0.403)
의료급여(dnhis)	0.085(0.346)	0.486(0.398)	-0.061(0.463)	0.009(0.748)
광역시거주(dreg2)	-0.458**(0.193)	-0.110(0.230)	-0.969***(0.360)	-0.484(0.592)
시군거주(dreg3)	-0.348**(0.179)	-0.120(0.214)	-0.762**(0.344)	-0.441(0.554)
저소득층(dhhc)	-0.086(0.212)	0.322(0.262)	-0.375(0.297)	0.136(0.517)
전세거주(dhous2)	-0.074(0.156)	-0.039(0.196)	-0.076(0.234)	-0.229(0.428)
월세거주(dhous3)	-0.043(0.166)	0.400**(0.201)	-0.050(0.257)	0.176(0.490)

주: 괄호 안의 숫자는 표준오차이며 ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

다음으로 대리보고의 결정요인에 있어 통계적으로 유의한 변수들을 중심으로 논의한다. 대리보고의 경우에 질병보유여부 외에는 아동건강에 영향을 미치는 아동 관련 요인은 존재하지 않는다. 이는 대리보고에 대한 순위프로빗과 프로빗모형에서 공통으로 드러난다. 질병을 보유하는 경우 추정계수는 음의 값을 가져 더 낮은 건강상태를 보고할 확률이 높아지는 것을 알 수 있다. 이 두 변수에 대한 추정계수의 경우 크기는 다르지만 프로빗모형의 추정에서도 통계적으로 유의하게 동일한 부호를 가진다. 대리보고인의 주관적 건강상태는 순위프로빗과 프로빗모형에서 모두 유의하게 영향을 갖는 것으로 나타난다. 이는 두 가지로 해석할 수 있다. 첫째는 세대 간 건강의 전이(intergenerational transmission in health)이다. 즉, 대리보고인이 부거나 모인 상황에서 부모세대의 건강상태가 유전적·환경적으로 자식세대에게 이전되어 나타나는 현상일 수 있다. 둘째는 단순히 대리보고인인 부모의 주관적 자기건강 평가가 자식의 건강에 대한 평가로 투영된 것일 수 있다.¹⁹⁾ 현재의 데이터를 가지고는 어떤 요인에 기인하는지 정

확하게 평가할 수 없지만 잠정적으로 아동의 건강지표를 제대로 반영하고 있는지 여부로 평가한다면 후자일 가능성이 크다고 하겠다. 주택의 점유유형에서는 순위프로빗모형에서만 자가소유 대비 월세형태의 점유인 경우 아동건강을 높게 보고할 확률이 높은 것으로 나타난다. 이는 일견 직관에 반하는 것으로 생각하지만 주택의 소유여부보다는 주택의 물리적·환경적 특성들이 오히려 더 크게 구성원의 정서적 측면에 영향을 미친다면 이러한 생략된 변수가 미치는 영향이 사상되었을 가능성이 있다.²⁰⁾ 더 나아가 이 변수의 영향은 모델선택(model specification)에 의해 영향을 받은 것일 수도 있으며, 이는 프로빗모형의 추정에서 이 변수의 추정계수가 유의하지 않은 것에서 유추해 볼 수 있다. 반면 프로빗모형에서는 대리보고인의 경제활동상태가 대리보고에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타난다. 특히 대리보고인의 경제활동 상태가 비경제활동 상태이거나 실업상태인 경우 좋은 건강상태를 보고할 확률이 높아지는데 이는 시간효과(time constraint effect)의 작동일 가능성이 있다. Currie(2009)의 이론적 모형에 따르면 부모의 실업은 가구소득의 감소, 부모의 정신적 스트레스, 부모의 시간제약의 완화 등을 통해 아동의 건강에 영향을 미친다. 부호의 방향으로 보아 부모의 시간제약의 완화가 우세하게 작동하는 것으로 판단할 수 있다. 하지만 순위프로빗모형에서는 추정계수가 유의하지 않아 이 경우에도 단순히 모델선택에 의한 영향일 가능성을 배제할 수 없다.

자기보고의 경우에는 아동의 정신건강지표와 만성질환 보유여부가 모두 유의하게 건강상태에 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 이를 통해 보면 아동 정신건강지표점수가 높아지면(즉, 건강상태가 좋지 않을수록), 그리고 만성질환을 보유하면 아동의 자기보고 건강이 좋지 않을 확률이 높다. 이는 순위프로빗모형과 프로빗모형에서 모두 공통적으로 나타난다. 대리보고인의 건강상태는 순위프로빗모형에서는 양의 값으로 유의하게 나타나지만 프로빗모형에서는 유의하지 않은 것으로 나타난다. 따라서 대리보고인의 건강은 자기보고에서는 아주 약하거나 전혀 영향을 미치지 않고 상대적으로 아동의 건강지표가 자기보고에서는 중요한 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 마지막으로 대리보고와 달리 자기보고에서는 거주지역변수가 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타난다. 즉,

19) 이는 이미 기술통계분석에서의 polychoric 상관계수값(0.718)에서 드러난다. 특히, 보고인의 SRH를 보고인의 만성질환여부와 보고인의 정신건강지수에 대해 회귀분석해보면(결과는 부록의 <부표 2> 참조) 만성질환의 영향이 클 것으로 추측할 수 있다.

20) 한국복지패널의 전체 가구를 대상으로 분석한 김승연 외(2013)에 의하면 주거의 물리적 특성과 점유형태가 모두 개인의 건강에 영향을 미치는 것으로 나타난다.

서울과 비교했을 때 순위프로빗과 프로빗모형 모두에서 다른 두 지역의 아동들이 건강이 좋지 않은 것으로 나타난다.²¹⁾

다음으로 순위프로빗모형의 분석에서 모두 통계적으로 유의하게 나타나는 아동건강에 대한 공통의 결정요인으로서 대리보고인의 주관적 건강상태에 대한 추정계수가 유의하게 크기에 있어 두 모형 간에 차이가 나는지 SUR을 통한 월드 카이제곱 검정으로 분석한다. SUR은 STATA 명령어 `suest`를 통해 수행하는데 추정 후 월드 카이제곱검정을 실행한 결과,²²⁾ 방정식 전체적으로 보면 자유도 14인 경우 χ^2 값이 68.79로 유의수준 1%에서 두 방정식 간 각 계수가 다른 것을 알 수 있다. 물론 대리보고인의 건강상태에 대한 추정계수의 차이에 대한 개별검정의 χ^2 값도 26.66으로 유의수준 1%에서 통계적으로 다르다는 것을 알 수 있다. 이를 통해 보면 대리보고인의 건강상태가 미치는 영향은 자기보고에서보다 대리보고에서 훨씬 크며, 이는 대리보고인의 건강상태가 아동건강에 미치는 경로가 단순히 대리보고인인 부모의 주관적 자기건강 평가가 자식의 건강에 대한 평가로 투영된 부분이 클 가능성이 있다는 것을 보여준다. 결과적으로 아동건강에 대한 대리보고와 자기보고의 결정요인은 완전히 다르다는 것을 알 수 있다.

나. 대리보고에 있어 부와 모간의 차이 분석결과

본 소절에서는 아동의 건강상태에 대한 대리보고에 있어 부와 모 간에 유의한 차이가 존재하는지를 분석한다. 서론에서 언급한 바와 같이 선행연구에 의하면 아동건강의 대리보고에 있어 보고인의 성별이 다르게 영향을 미치는 것으로 나타난다(Davis et al., 2008; Waters et al., 2000).

표5는 부와 모의 아동건강평가에 대한 결정요인 방정식의 추정결과이다. 부의 경우에는 자신의 주관적 건강상태와 자가소유 대비 월세형태의 주택점유 변수만이 통계적으로 유의한 결정요인으로 나타난다. 반면 모의 경우에는 아동의 질병보유여부, 자신의 주관적 건강상태, 경제활동상태가 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타난다. 이를 통해 보면 부의 경우에는 거의 자신의 주관적 건강상태를 기반으로 아동의 건강을 평가하지만 모

21) 이 문제는 향후 지역 간 건강불평등과 관련하여 연구가 이루어져야 하는 주제라고 생각한다. 그간 지역 간 건강불평등을 다룬 연구들은 있으나(예를 들어, 이진희, 2016) 아동건강에 집중한 경우는 없는 것으로 보인다.

22) SUR 추정결과는 별도로 보고하지 않으며 저자에게 요청 시 제공 가능함.

의 경우에는 아동건강지표, 자신의 건강상태, 자신의 시간제약여부 등이 결정요인으로 작용을 한다. 이러한 결과를 종합해 보면 대리보고에 있어 모의 보고가 부의 보고보다 더 충실한 정보를 담을 가능성이 큰 것으로 생각한다. 부모의 주관적 건강상태는 모두 유의하게 아동건강의 보고값에 영향을 미치지만 두 계수의 크기는 다르다. SUR을 실행한 후 두 추정계수 간의 차이에 대한 카이제곱 가설검정을 해 보면 χ^2 값이 4.39로 유의수준 5%에서 두 계수의 값이 다른 것으로 드러나 엄마들의 경우 본인의 주관적 건강상태가 아동건강의 보고값에 미치는 영향이 아빠보다 더 큰 것으로 나타난다.

표 5. 부와 모의 아동건강평가의 결정요인

	순위프로빗모형	
	부	모
여아(dcgen)	0.077(0.321)	0.084(0.170)
아동정신건강(cmh)	-0.037(0.046)	-0.016(0.023)
만성질환보유(dcchron)	8.800(727.1)	-0.112(0.403)
질병보유(dcdisea)	-8.565(727.1)	-0.642**(0.269)
신장측정건강(dheight)	-4.791(516.9)	-0.315(0.451)
보고인간강(psrh)	1.148*** (0.253)	1.658*** (0.151)
보고인학력(pded)	0.182(0.322)	0.132(0.176)
보고인경제활동(pdecon)	1.050(0.689)	0.367** (0.174)
의료급여(dnhis)	-0.773(0.732)	0.884(0.564)
광역시거주(dreg2)	0.062(0.485)	-0.176(0.282)
시도거주(dreg3)	-0.134(0.459)	-0.178(0.265)
저소득층(dhhc)	0.251(0.452)	0.333(0.376)
전세거주(dhous2)	-0.182(0.488)	-0.006(0.227)
월세거주(dhous3)	1.177*** (0.444)	0.271(0.251)

주: 괄호 안의 숫자는 표준오차이며 ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

다. 자기보고와 대리보고 간의 차이의 결정요인

마지막으로 본 소절에서 우리는 자기보고와 대리보고 간의 차이를 결정하는 요인들을 분석한다. 이 분석에서 종속변수는 다음과 같이 구성된다:

$$\text{차이}(dif) = \text{대리보고값} - \text{자기보고값}$$

아동건강에 대한 대리보고값과 자기보고값 간의 차이의 분포는 다음의 표6과 같다. 이를 통해 보면 두 건강평가 간의 차이에 있어 극단적인 차이의 경우는 많지 않으며, 거의 1의 차이를 보이는 것을 알 수 있다. 또한 차이의 경우 -1인 경우가 상대적으로 많아 표3에서와 같이 아동의 자기보고값이 보고인의 대리보고값보다 약간 높은 것을 알 수 있다. 이 변수 또한 순위변수이므로 이전 분석과 동일하게 순위프로빗모형을 이용하여 분석을 수행하며 설명변수는 앞의 분석들과 동일한 변수들을 이용한다. 표7은 분석결과를 제시한다.

표 6. 대리보고값과 자기보고값 간의 차이분포

대리보고-자기보고	빈도수
-3	2
-2	8
-1	152
0	191
1	62
2	11
3	1
	427

일단 표를 보면 6개의 변수가 통계적으로 유의하게 대리보고와 자기보고의 차이에 대해 영향을 미치는 것으로 나타난다. 일단 여아의 경우 남아에 비해 상대적으로 대리보고값이 커지거나 자기보고값이 작아지는 것으로 나타난다. 또한 아동의 정신건강지표가 상승하여 아동의 정신건강이 악화될수록 상대적으로 아동건강에 대한 대리보고값이 커지거나 자기보고값이 작아지는 것으로 나타난다. 이는 아동건강에 대한 대리보고지표가 아동의 정신건강 상태를 거의 반영하지 못하는 것에서 유래한다. 마찬가지로 자기보고에 영향을 미치지 못하는 아동의 만성질환보유도 두 지표 간의 차이를 크게 만드는 것으로 나타난다. 이는 만성질환보유가 대리인의 평가에는 영향을 미치지 않지만 자기평가에는 영향을 미치기 때문인 것으로 보인다. 하지만 질병보유는 상대적으로 대리보고값

을 크게 하거나 자기보고값을 작게 하는 것으로 나타난다. 또한 부모의 주관적 건강상태가 좋아질수록 상대적으로 대리보고값이 커지거나 자기보고값이 작아지는 것으로 나타난다. 마지막으로 서울거주 대비 광역시 거주자의 경우 두 지표 간의 차이가 커질 확률이 높아지는 것으로 나타나서 차이가 지역적 편차를 가지는 것을 알 수 있다.

표 7. 대리보고와 자기보고 간의 차이에 대한 결정요인 분석

	순위프로빗모형
여아(dcgen)	0.102*(0.107)
아동정신건강(cmh)	0.075*** (0.014)
만성질환보유(dcchron)	0.717*** (0.261)
질병보유(dcdisea)	-0.311*(0.169)
신장측정건강(dheight)	-0.140(0.262)
보고인건강(psrh)	0.463*** (0.080)
보고인학력(pded)	0.113(0.109)
보고인경제활동(pdecon)	0.079(0.112)
의료급여(dnhis)	0.129(0.322)
광역시거주(dreg2)	0.333*(0.176)
시군거주(dreg3)	0.236(0.163)
저소득층(dhhc)	0.309(0.196)
전세거주(dhous2)	0.066(0.145)
월세거주(dhous3)	0.234(0.154)

주: 괄호 안의 숫자는 표준오차이며 ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

IV. 결론

본 연구는 한국복지패널데이터를 이용하여 아동건강에 대한 자기보고와 대리보고 간의 일치정도, 두 지표의 결정요인, 대리보고에 있어 부와 모 간의 차이, 자기보고와 대리보고 간의 차이에 대한 결정요인을 살펴보았다. 먼저 두 지표 간의 일치정도는 polychoric 상관계수와 Cohen의 kappa값을 이용하여 살펴보았다. 전자에서는 아동건

강에 대한 대리보고와 자기보고 간의 상관계수가 0.271로 두 지표 간에는 상당히 약한 상관관계만이 존재하는 것으로 나타나는데, 이는 선행연구인 Garbarski(2014)의 0.44보다도 현저하게 작은 숫자이다. 후자에서도 kappa값이 Garbarski(2014)의 0.22보다 작은 0.102의 값을 가져 아동건강의 대리보고와 자기보고 간에 일치정도가 상당히 약한 것으로 나타난다. 이를 통해 보면 두 지표는 상당히 다른 요인들에 의해 작동할 가능성이 크다고 하겠다.

이는 두 지표의 결정요인에 대한 회귀분석에서 잘 드러난다. 회귀분석을 통해 보면 대리보고인의 주관적 건강상태를 빼고는 두 지표의 결정요인에서 일치하는 요인이 존재하지 않는다. 여기서 주목할 것은 대리보고는 주로 대리보고인의 건강상태, 대리보고인의 경제활동상태, 가구의 주거점유형태 등이 주로 아동의 건강상태에 영향을 미치며 아동의 건강에 직접적으로 연관이 있는 변수는 아동의 질병보유여부 변수만 존재한다는 사실이다. 이에 반해 자기보고의 경우 지역변수 외에 아동의 정신건강상태, 만성질환보유여부 등 아동의 건강과 직접적으로 관련이 있는 변수들이 결정요인으로 작용한다는 결과이다. 여기서 특히 유의할 것은 아동의 건강의 심층적인 기저를 이루는 정신건강 측면이 대리보고에서는 완전히 사상되어 있다는 것이다. 결국 본 연구의 잠정적인 결론은 우리나라에서는 SRH로 나타나는 아동건강의 대리보고와 자기보고에 있어 자기보고가 좀 더 아동의 다양한 건강지표들을 반영한다는 것이다. 이는 Nolan(2016)과는 다른 결과여서 주목을 받는다. 그녀의 연구에서는 아동의 다양한 건강지표들 중에 조금 더 많은 지표들이 어머니의 보고와 연관되어 있어 본 연구와는 약간 상반된 결과를 보여준다. Garbarski(2014)의 경우에는 대부분의 아동의 건강지표들이 대리보고와 자기보고에 있어 유의하게 영향을 끼치는 것으로 나타나지만 BMI로 측정된 비만정도를 제외하고는 이러한 건강상의 문제들이 대리보고의 경우 좀 더 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 상이함은 문화적인 차이 혹은 연구대상이 되는 표본의 연령 차이²³⁾ 등에 기인할 수 있으며, 연구 간 아동의 건강지표들의 차이에 기인할 가능성도 있다.²⁴⁾ 향후 연구가 더 이루어져야 할 필요가 있는 부분이라고 할 수 있다. 이 문제와 관련하여

23) Nolan(2016)과 Garbarski(2014) 표본의 경우는 아동의 평균연령이 각각 12세와 15세이며, 본 연구의 아동들의 평균연령은 10세이다.

24) 정신건강지표, 만성질환 및 질병보유를 이용한 본 연구와 달리 Nolan(2016)의 경우 질병/사고, 만성질환, 기능장애, 신장측정건강, 영양상태를 이용하였으며 Garbarski(2014)는 기능장애, 질병, 학습/정서장애, 감각장애, 만성질환, BMI를 이용하였다.

Tamborini와 Kim(2013)의 연구는 시사하는 바가 크다. 이들은 가구소득에 대한 대리보고와 자기보고 간의 비교에 대한 연구를 수행하였는데 특이한 것은 이러한 두 지표 외에 국세청 소득데이터를 연결하여 그간의 연구를 넘어서는 분석을 수행하였다는 것이다. 이들은 이 제3의 지표까지 결합하여 분석한 결과 대리보고값이 약간의 편의를 가짐을 보여 두 지표 모두 편의를 가지지 않는다는 그간의 연구에 의문을 제기하였다. 이렇게 볼 때 선행연구와 본 연구는 아동의 여러 건강측면을 더 많이 포괄하는 아동 SRH가 더 좋은 척도라고 간주했지만 실제 완전히 객관적인 제3의 척도까지 이용가능한 상황이 아니라면 결론은 항상 잠정적일 뿐이라고 생각한다. 하지만 이러한 결과의 잠정적인 성격을 고려하더라도 향후 아동건강의 측정에 있어 최소한 10대 아동의 경우에는 자기보고값을 측정하는 것이 상당히 중요하다고 생각한다. 두 지표는 대체재라기보다는 보완재일 가능성이 크기 때문이다. Nolan(2016)의 연구에서 드러나듯 결측치가 문제가 되어 대체(imputation)가 필요한 경우 두 지표는 서로 상대방 지표의 대체력을 높이는데 효과가 있다. 더 나아가 Garbarski(2014)의 지적처럼 아동건강의 대리보고와 자기보고의 두 지표가 상당한 차이를 가지는 경우 이들 변수를 설명변수로 이용한 실증분석은 상당히 다른 결과들을 산출할 수 있다. 따라서 향후 두 지표를 모두 조사하는 데이터의 집적이 활성화된다면 아동건강을 설명변수로 이용하는 연구를 더 풍부하게 수행할 수 있을 것이다.

선행연구에서처럼 본 연구를 통해 대리보고에 있어 부와 모 간에도 상당한 차이가 있는 것을 알 수 있었다. 모의 경우에는 자기 건강상태 외에 아동의 질병보유여부와 자신의 시간자원의 배분측면(경제활동상태)이 중요한 기제로 작동하지만 부의 경우에는 자기 건강상태와 주거 점유형태변수만이 유의한 것으로 나타난다. 이는 모의 경우에는 모의 특성들이 아동의 건강에 대한 대리보고에 영향을 미치지만 부의 경우에는 이러한 관계가 약하거나 존재하지 않는다고 보고한 선행연구들과 궤를 같이 한다. 따라서 부와 모 중에는 모가 아동의 건강상태에 대한 더 좋은 대리보고인이 될 가능성이 크다고 조심스럽게 결론지어 본다. 마지막으로 대리보고와 자기보고 간의 차이에 대한 분석에 있어서는 대리보고인의 주관적 건강상태, 지역변수, 아동의 정신건강상태, 아동의 질병 및 만성질환보유여부, 아동의 성별 등이 두 지표 간의 차이를 크게 할 확률이 높은 것으로 나타난다.

이상의 결과들을 보면 데이터 상 자기보고와 대리보고 중 어느 지표가 이용가능한지

에 따라 연구결과들이 다를 가능성을 항상 염두에 두어야 한다는 것을 알 수 있다. 결국 Najman 외(2001)가 제시하듯 아동건강의 일반적인 지표에서 발생하는 측정오차는 확률적이라기보다는 체계적이라는 것을 추측해 볼 수 있다. 향후에는 앞에서 언급한 것과 같이 여건이 허락하는 한 10대 아동의 경우 좀 더 적극적으로 건강에 대한 대리보고뿐 아니라 자기보고도 획득해야 할 것으로 보인다. 궁극적으로는 더 나아가서 비용이 허락하는 최대한의 객관적인 건강지표를 집적하도록 해야 할 것이다.²⁵⁾

본 연구의 가장 큰 한계는 데이터 질에서 설명했듯이 연구에 이용된 표본이 전체 아동을 대표하지 못한다는 것이다. 즉, 표본이 2014년 기준 초등학교 4학년-6학년생으로 국한되어 본 연구의 결론을 전체 아동에까지 확대해서 해석할 수는 없다는 것이다. 향후 데이터 정보 집적 상의 발전이 이루어지면 이 한계는 극복될 수 있으리라 생각한다.

이용우는 UCL에서 경제학 박사학위를 받았으며, 현재 영남대학교 경제금융학부에서 부교수로 재직 중이다. 주요 연구분야는 보험경제, 보건경제, 노동경제이며, 근로장려세제의 건강효과, 건강과 노동시장 이동, 보험시장에서의 순선택 등을 연구하고 있다.

(E-mail: leastsquares@yu.ac.kr)

25) 잘 알려져 있듯이 표본들에 대해 실제 건강계측을 하고 있는 데이터는 국내에서는 질병관리본부가 주관하는 국민건강영양조사가 유일하며, 패널데이터에서는 이를 실행하지 못하고 있다.

참고문헌

- 김승연, 김세림, 이진석. (2013). 주거환경이 건강수준에 미치는 영향. *보건과 사회과학*, 34, pp.109-133.
- 이정원, 한지은, 박호란. (2013). 소아청소년 암환자의 삶의 질. *Child Health Nursing Research*, 19(1), pp.21-28.
- 이진희. (2016). 지역적 건강불평등과 개인 및 지역수준의 건강결정요인. *보건사회연구*, 36, pp.345-384.
- 질병관리본부. (2017). 2017 소아청소년 성장도표 해설집. 세종: 보건복지부.
- Alwin, D. (2007). *Margins of error*. New Jersey: Wiley Inter-Science.
- Bastiaansen, D., Koot, H., & Ferdinand, R. (2005). Determinants of life in children with psychiatric disorders. *Quality of Life Research*, 14, pp.1599-1612.
- Bound, J., Brown, C., & Mathiowetz, N. (2001). Measurement error in survey data. In Heckman J. J. & Learner E. (eds.), *Handbook of Econometrics*. (pp.3705-3843). Amsterdam: North Holland.
- Breidablik, H-J., Meland, E., & Lydersen, S. (2008). Self-rated health in adolescence: A multifactorial composite. *Scandinavian Journal of Public Health*, 36, pp.12-20.
- Clarke, P., & Ryan, C. (2006). Self-reported health: reliability and consequences for health inequality measurement. *Health Economics*, 15, pp.645-652.
- Cohen, J. (1960). A coefficient of agreement for nominal scales. *Education and Psychological Measurement*, 20, pp.37-46.
- Crossley, T., & Kennedy, S. (2002). The reliability of self-assessed health status. *Journal of Health Economics*, 21, pp.643-658.
- Currie, J. (2009). Healthy, wealthy, and wise: socioeconomic status, poor health in childhood, and human capital development. *Journal of Economic Literature*, 47, pp.87-122.
- Davis, E., Davies, B., Waters, E., & Priest, N. (2008). The relationship between proxy reported health-related quality of life and parental distress: Gender differences. *Child: Care, Health and Development*, 34, pp.830-837.

- Fleiss, J., Levin, B., & Paik, M. (2003). *Statistical methods for rates and proportions*. New Jersey: Wiley Inter-Science.
- Garbarski, D. (2014). Comparing self and maternal reports of adolescents' general health status: Do self and proxy reports differ in their relationship with covariates? *Quality of Life Research*, 23, pp.1953-1965.
- Gartstein, M., Bridgett, D., Dishion, T., & Kaufman, N. (2009). Depressed mood and maternal report of child behavior problems: Another look at the depression-distortion hypothesis. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 30, pp.149-160.
- Hollgado-Tello, F., Chacón-Moscoso, S., Barbero-García, I., & Vila-Abad, S. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality and Quantity*, 44, pp.153-166.
- Jokovic, A., Locker, D., & Guyatt, G. (2004). How well do parents know their children? Implications for proxy reporting of child health-related quality of life. *Quality of Life Research*, 13, pp.1297-1307.
- Jürges, H., & Avendano, M. (2008). Are different measures of self-rated health comparable? An assessment in five European countries. *European Journal of Epidemiology*, 23, pp.773-781.
- Landis, R., & Koch, G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*, 33, pp.159-174.
- Layes, A., Asada, Y., & Kephart, G. (2012). Whiners and deniers - What does self-rated health measure? *Social Science and Medicine*, 75, pp.1-9.
- Li, M., Harri, I., & Lu, Z. (2015). Differences in proxy-reported and patient-reported outcomes: assessing health and functional status among medicare beneficiaries. *BMC Medical Research Methodology*, 15, pp.1-10.
- Minkovitz, C., O'Campo, P, Chen, Y-H., & Grason, H. (2002). Associations between maternal and child health status and patterns of medical care use. *Ambulatory Pediatrics*, 2, pp.85-92.
- Najman, J., Williams, G., Nikles, J., Spence, S., Bor, W., O'Callaghan, M., Le

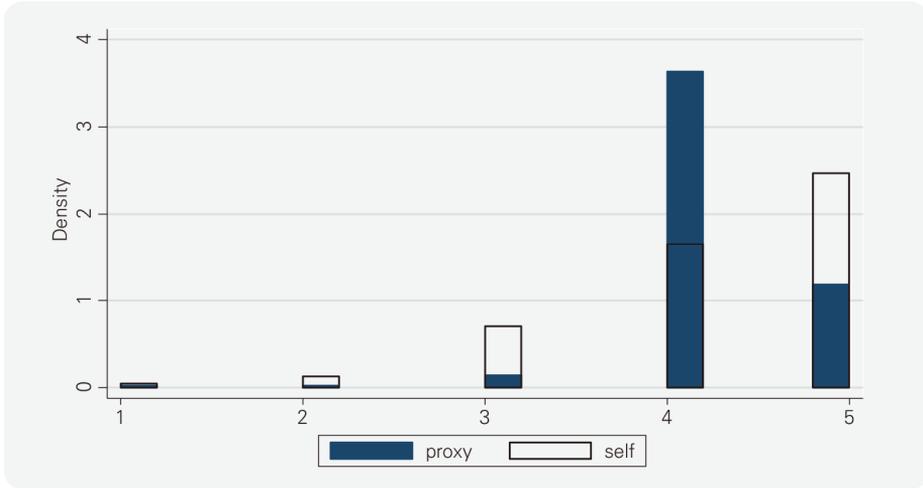
- Brocque, R., Andersen, M., & Shuttlewood, G. (2001). Bias influencing maternal reports of child behaviour and emotional state. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 36, pp.186-194.
- Nolan, L. (2016). An exploration of proxy- and self-reported adolescent health in low-resource settings. *Survey Research Methods*, 10, pp.65-83.
- Normandeau, S., Wins, I., Jutras, S., & Hanigan, D. (1998). A description of 5- to 12-year old children's conception of health within the context of their daily life. *Psychology & Health*, 13, pp.883-896.
- Page, R., Simonek, J., Ihász, F., Hantiu, I., Uvacsek, M., Kalabiska, I., & Klarova, R. (2009). Self-rated health, psychosocial functioning, and other dimensions of adolescent health in central and eastern European adolescents. *European Journal of Psychiatry*, 23, pp.101-114.
- Pastor, P., & Reuben, C. (2011). Maternal reports of child health status and health conditions: The influence of self-reported maternal health status. *Academic Pediatrics*, 11, pp.311-317.
- Richters, J. (1992). Depressed mothers as informants about their children: A critical review of the evidence for distortion. *Psychological Bulletin*, 112, pp.485-499.
- Riley, A. (2004). Evidence that school-age children can self-report on their health. *Ambulatory Pediatrics*, 4, pp.371-376.
- Tamborini, C., & Kim, C. (2013). Are proxy interviews associated with biased earnings reports? Marital status and gender effects of proxy. *Social Science Research*, 42, pp.499-512.
- Warren, P., & Cunningham, P. (2003). *2002 NSAF telephone survey methods*. Washington DC: Urban Institute.
- Waters, E., Doyle, J., Wolfe, R., Wright, M., Wake, M., & Salmon, L. (2000). Influence of parental gender and self-reported health and illness on parent-reported child health. *Pediatrics*, 106, pp.1422-1428.
- Waters, E., Stewart-Brown, S., & Fitzpatrick, R. (2003). Agreement between adolescent self-report and parent reports of health and well-being: results of

an epidemiological study. *Child: Care, Health & Development*, 29, pp.501-509.

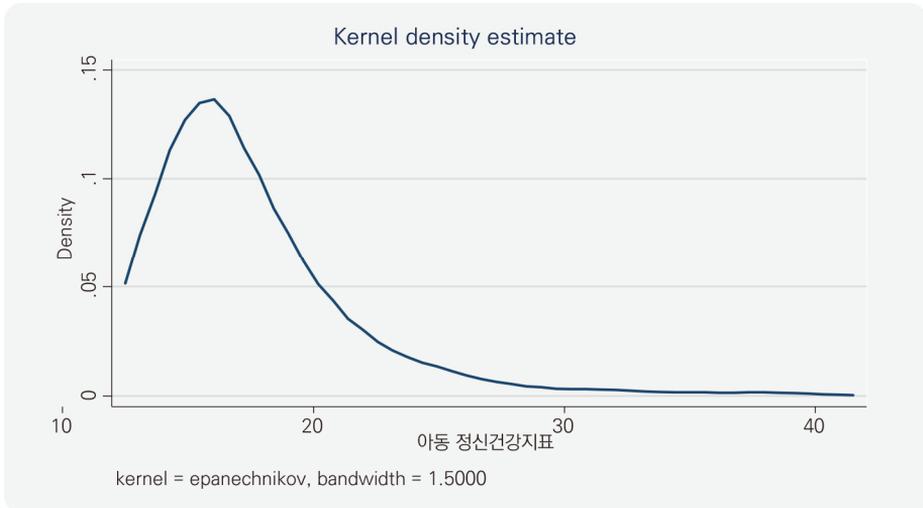
Weesie, J. (1999). Seemingly unrelated estimation and the cluster-adjusted sandwich estimator. *Stata Technical Bulletin*, 52, pp.34-47.

부록

부그림 1. 자기보고2와 대리보고 분포



부그림 2. 아동 정신건강지표의 분포



부표 1. 자기보고2와 대리보고에 의한 아동건강의 일치 정도

대리보고	자기보고					합계
	아주 안 좋음	안 좋은 편	보통	좋은 편	아주 좋은 편	
아주 안 좋음	0(0%)	0	0	4	0	4
안 좋은 편	0	0(0%)	1	8	2	11
보통	0	1	2(3.3%)	49	8	60
좋은 편	2	0	4	100(70.9%)	35	141
아주 좋은 편	0	1	5	149	56(26.5%)	211

부표 2. 대리보고인의 SRH 결정요인

	순위프로빗모형
만성질환	-0.773***(0155)
정신건강지표	-0.079***(0.020)

주: 1) 괄호 안의 숫자는 표준오차이며 ***는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄
 2) 정신건강지표는 11개의 설문지표로 구성되었으며 11-35의 값을 가짐. 숫자가 높아질수록 정신건강이 나빠짐.

A Comparative Analysis of Proxy- and Self-Reported Child Health: Case of Korea Welfare Panel Study

Lee, Yong-Woo

(Yeungnam University)

In the survey data, information on household and household members are usually collected through proxy reports. With no exception to health survey, empirical research have investigated the extent of agreement between proxy- and self-reported health and the determinants of proxy- and self-reported health. However, research on the topic hardly exists in Korea. This work attempts to fill the gap with a special focus on child health, using the Korea Welfare Panel Study. Polychoric correlation coefficient and Cohen' kappa show the fairly low degree of correlation between proxy- and self-reported child health. Further, the factors that determine proxy- and self-reported child health are clearly different from each other, judging from the ordered probit and probit regression analyses. From this observation, we propose to collect both proxy- and self-reported health, at least for adolescents since two measurements are likely to be complements rather than substitutes.

Keywords: Child Health, Self-Reported Health, Proxy-Reported Health, Measurement Error