

이민자의 사회자본이 주관적 건강상태에 미치는 영향

박 세 희

(서울대학교)

고브니엘

(한국국제협력단)

황 인 옥

(서울대학교)

이 태 진*

(서울대학교)

한국 사회는 최근 한 세대 동안 국제결혼을 통한 다문화 가정의 급속한 증가를 경험하였다. 이민자에게 있어 사회적 관계와 모임 참여는 정착 생활에 필요한 자원을 제공하는 사회자본의 역할을 수행하며, 이민자의 건강한 한국 생활을 지지하는 측면에서 그들의 사회자본에 관심을 가질 필요가 있다. 본 연구는 이민자 중에서도 모국인, 한국인, 기타 외국인과의 사회적 관계가 모두 단절되거나 참여 모임이 없는 사회자본 취약집단이 사회자본을 형성하게 될 경우 기대할 수 있는 건강증진의 효과를 분석하는 것을 목적으로 한다. 본 연구는 OLS 회귀분석, 성향점수매칭(PSM), 도구변수(IV) 등 다양한 연구방법을 적용하여 사회자본이 주관적 건강상태에 미치는 영향을 분석하고 사회자본 효과의 강건성을 확인하였다. 분석결과 OLS 회귀분석, 성향점수매칭, 도구변수의 방법 모두 사회적 관계 및 모임 참여 여부가 주관적 건강상태의 수준을 높이는데 유의한 영향을 미쳤으며, 도구변수의 방법을 적용하였을 때 효과의 크기가 가장 커지는 것으로 나타났다. 본 연구의 결과는 이민자 관련 정책에 다음과 같은 시사점을 줄 수 있다. 첫째, 이민자의 제한적인 사회자본이 건강 취약성으로 이어질 수 있는 만큼, 사회적으로 고립된 이민자를 확인하여 이들에게 사회적 관계 또는 모임 참여의 기회를 제공할 수 있는 방안을 개발할 필요가 있다. 둘째, 이민자가 한국인과 교류하여 사회자본을 형성하기 용이한 환경을 조성하는데 관심을 기울여야 한다. 셋째, 이민자뿐 아니라 그 배우자, 배우자의 부모까지 대상자를 확대하여 다문화 교육 프로그램이 제공되어야 할 것이다.

주요 용어: 이민자, 사회자본, 주관적 건강상태, 성향점수매칭, 도구변수

* 교신저자: 이태진, 서울대학교(tjlee@snu.ac.kr)

■ 투고일: 2018.10.31 ■ 수정일: 2019.1.27 ■ 게재확정일: 2019.2.7

I. 서론

한국 사회는 최근 한 세대 동안 국제결혼을 통한 다문화 가정의 급속한 증가를 경험하였다. 1990년대 농촌 총각의 미혼 문제를 해결하고자 다문화 혼인이 장려되기 시작하여 2000년 초부터 매년 2만 건 이상의 다문화 혼인이 꾸준히 이루어지면서 2017년 기준으로 약 31.9만 가구가 다문화 가구인 것으로 조사되었다(김유경, 2011, p.47; 통계청, 2017, p.4; 통계청 2018, p.55).

다문화 가구의 수가 늘어나는 만큼 사회통합과 결혼이민자·귀화자의 건강한 한국 생활 정착을 지지하는 측면에서 그들의 사회적 고립 해소에 주목할 필요가 있다. 이민자들은 이주 후 새로운 정착지에서 자신의 사회적 관계를 재구성해야 하는 상황에 처하나, 이민자는 기존 혹은 신규 관계망으로 통합되는 것에 어려움을 겪고 있으며, 관계망 형성의 어려움은 이민자의 사회적 고립으로 이어지기 쉬운 것으로 알려져 있다(Koelet & Valk, 2016, p.613). 이민자의 제한적인 사회자본은 건강불평등의 문제와 연결하여 생각해볼 수 있다. 낮은 환경에서의 적응과 부족한 언어 실력, 지지 시스템으로부터의 고립은 질병에 취약하게 만들며(Chan et al., 2009, p.51), 이민자의 사회적 고립은 신체적, 정신적, 사회적 건강 뿐 아니라 산전관리 의료이용 저하 등의 건강 관련 행동과도 관련이 있는 것으로 알려져 있다(Ahn et al., 2018, pp.724-725; Kim et al., 2010, p.330), 세계보건기구에서 건강불평등의 발생과 개입전략을 개념화하기 위해 채택한 디데리첸 모형(Diderichsen's Model)은 사회·문화·정치 등 사회적 맥락(social context)에 의해 구성되는 개인의 사회적 위치(social position)가 건강에 유해한 환경에 대한 차별적인 폭로(differential exposure), 건강 조건과 물리적 자원의 가용성 측면의 차별적인 취약성(differential vulnerability)으로 이어지며 발생하는 건강불평등의 메커니즘을 설명하였다(Solar & Irwin, 2010, p.24; 김창엽 등, 2015, p.77, 재인용). 디데리첸 모형을 적용할 경우, 한국의 다문화에 대한 인식이나 관련 정책과 같은 사회적 맥락에 의해 이민자의 사회적 위치가 어떻게 구성되는지, 이민자의 사회적 위치에 따라 사회자본이 어떠한 차이를 보이는지, 이민자의 제한적인 사회자본이 건강의 취약성 문제로 이어지는지 등의 다양한 논의가 이루어질 수 있을 것이다. 본 연구는 특히 이민자의 제한적인 사회자본과 건강 취약성 문제에 주목하여 이민자의 사회적 위치에 따라 사회자본 유무에 차이가 있는지 확인하고, 이민자의 사회자본 형성이 주관적 건강상태 증진 효과를

가지고 있는지 살펴보고자 하였다. 이민자의 사회자본이 사회적 위치에 따라 차이를 보이고 주관적 건강상태까지 영향을 미친다면, 이민자의 사회적 고립을 개인성향이나 가정문제로 치부하는 수준에서 더 나아가 정책적 개입이 요구되는 사회적 문제로 바라 볼 수 있을 것이다.

국내 거주 결혼이민자·귀화자의 사회자본과 주관적 건강상태의 연관성을 분석한 연구들은 모집단을 대표할 수 있다는 장점을 가지고 있는 다문화가족실태조사를 자료원으로 활용하고 있다. 결혼이민자·귀화자의 사회적 관계와 주관적 건강상태간 관계를 살펴본 연구로는 Chang과 Wallace(2016), Kim(2018)의 연구가 있으며, 결혼이민자의 모임 참여와 주관적 건강상태간 관계를 살펴본 연구로는 김옥진(2014), 윤지원과 강희선(2015)의 연구가 있다. 첫째, Chang과 Wallace(2016)의 연구는 2009년 전국다문화가족실태조사를 자료원으로 활용하여 한국에 거주하는 조선족, 중국, 베트남 출신 결혼이민여성의 사회적 관계가 주관적 건강상태에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 한국인과의 사회적 관계는 조선족, 중국, 베트남 출신 결혼이민여성의 주관적 건강에 긍정적인(+) 영향을 미쳤으나, 같은 모국인 출신과의 사회적 관계는 조선족, 중국 출신 결혼이민여성에게는 유의한 영향을 주지 못하였고 베트남 출신 결혼이민여성에게는 오히려 부정적인(-) 영향을 주는 것으로 나타났다. 연구결과에 대하여 Chang과 Wallace(2016)는 검증이 필요하다는 전제조건과 함께 모국인 출신끼리의 관계가 한국사회에서의 고립을 초래할 가능성에 대하여 언급하였다. 둘째, Kim(2018)의 연구에서는 2009년 전국다문화가족실태조사를 자료원으로 활용하여 개인뿐만 아니라 지역사회수준의 사회적 관계가 결혼이민여성의 주관적 건강상태에 미치는 영향을 살펴보았다. 다수준 모형을 통해 사회적 관계와 주관적 건강의 연관성을 분석한 결과, 모국인과의 사회적 관계는 개인수준에서 부정적인 연관성을 보였으며 지역사회수준에서는 유의한 연관성을 보이지 않았다. 반면 한국인과의 사회적 관계는 개인수준과 지역사회수준 모두에서 주관적 건강상태와 긍정적인 연관성을 보이는 것으로 나타났다. 모국인 출신과 한국인의 관계가 상반된 영향을 보인 결과에 대하여, Kim(2018)은 결혼이민여성이 한국인과의 연결망을 가지고 있을 경우 신체 건강을 유지하고 증진하는데 필요한 정보와 자원을 제공받을 수 있기 때문이라고 해석하였다. 셋째, 김옥진(2014)의 연구는 2012년 전국다문화가족실태조사를 자료원으로 활용하여 결혼이민여성의 사회참여를 취업활동, 이익집단활동, 지역사회활동으로 세분화하고 각각이 주관적 건강에 미치는 영향을 살펴보았다. 사회참

여가 활발한 사람이 건강상태가 좋을 것이라는 일반적인 통념과는 달리, 분석 결과 취업 활동은 주관적 건강상태에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나 이익집단활동은 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났으며 지역사회활동은 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않았다. 김옥진(2014)은 연구결과에 대하여 사회참여가 주류사회로의 통합으로 이어지지 않고 차별적인 관행을 경험하거나 인간관계의 스트레스를 유발하면서 건강이 오히려 악화되었을 수 있다고 설명하였다. 넷째, 윤지원, 강희선(2015)의 연구는 2012년 전국다문화가족실태조사를 활용해 결혼이민여성의 주관적 건강상태에 미치는 요인을 다중회귀분석을 통해 파악한 결과, 모국인 친구모임이 있는 경우 주관적 건강상태와 긍정적인 연관성을 보였으나, 지역주민 모임은 주관적 건강상태와 부정적인 연관성을 나타내어 연구결과를 제시하여 김옥진(2014)과 같은 연구결과를 보여주었다.

다문화가족실태조사를 통해 사회자본 관련 변수와 주관적 건강상태의 관계를 살펴본 선행연구들을 종합하면 i) 한국인과의 사회적 관계는 주관적 건강상태와 긍정적인 연관성을 보였으나, ii) 모국인과의 사회적 관계는 유의한 영향을 끼치지 못하거나 오히려 부정적인 연관성을 가지는 것으로 나타났으며, iii) 모국인 친구와의 모임 참여는 주관적 건강상태와 긍정적인 연관성을 보였으나, iv) 지역주민모임 또는 이익단체활동과 같이 한국인이 주류가 되는 모임 참여는 주관적 건강상태와 부정적인 연관성을 나타내었다. 그러나 국내 선행연구들은 모국인과의 사회적 관계, 한국인과의 사회적 관계, 모국인 친구모임, 지역주민모임, 이익단체활동 등 각각의 사회자본 변수의 효과만 평가했을 뿐, 모국인과 한국인과의 사회적 관계가 모두 단절되거나 참여 모임이 없는 사회자본 취약 집단에 대한 관심은 상대적으로 적었다고 할 수 있다. 또한 위와 같은 선행연구들은 단면조사(cross-sectional data)를 활용하였기 때문에 연구결과가 사회자본과 주관적 건강 사이의 연관성(association)이 있다는 것만 확인할 수 있을 뿐 인과성(causality)을 보여주지는 못하였으며, 사회자본과 건강 간 발생할 수 있는 내생성(endogeneity) 문제에 대해 주의 깊게 다루지 않았기 때문에 연구결과에 발생할 수 있는 편의(bias)로 인해 사회자본의 효과에 대한 신뢰성 있는 근거를 제시하기 어렵다는 한계를 가지고 있다.

따라서 위와 같은 선행연구들의 한계를 보완하여 결혼이민자·귀화자의 사회적 관계와 모임 참여가 주관적 건강에 미치는 영향에 대한 신뢰성 있는 근거를 제시하고자 본 연구는 OLS 회귀분석과 성향점수매칭, 도구변수 등 다양한 연구방법을 적용하여 연구결과의 강건성(robustness)을 확인하고자 하였다. 또한 결혼이민자·귀화자 중에서도 모

국민, 한국인, 기타 외국인과의 사회적 관계가 모두 단절되거나 참여 모임이 없는 사회자본 취약집단에게 사회자본이 형성될 경우 기대할 수 있는 건강증진의 효과를 분석함으로써 향후 사회자본 취약집단에 대한 적극적인 정책 대응의 필요성을 논의하고자 한다. 본 연구의 주요 연구가설은 다음과 같다.

1. 사회적 관계 유무는 이민자의 주관적 건강상태에 영향을 미칠 것이다.
2. 모임 참여 여부는 이민자의 주관적 건강상태에 영향을 미칠 것이다.

II. 이론적 배경

1. 사회자본의 정의

사회자본에 대해서는 다양한 정의가 존재하나 크게 구조적 사회자본(structural social capital)과 인지적 사회자본(cognitive social capital)으로 구분할 수 있다. 구조적 사회자본은 관계망·모임과 같이 객관적이고 외부에서 관찰 가능한 사회조직의 형태를 포함하는 개념이며, 인지적 사회자본은 공유된 가치·신뢰·신념·문화 등 주관적이고 무형의 요소들에 의해 강화되는 정신적인 절차와 결과를 의미한다(Uphoff, 1999, p.218).

구조적 사회자본 중에서도 관계의 특성, 즉 관계망을 통해 얻을 수 있는 ‘자원(resource)’에 초점을 둘 경우 사회자본은 “지속적으로 존재하는 관계의 연결망을 통해 얻을 수 있는 실제적이고 잠재적인 자원의 총합(Bourdieu, 1986)”, “사회적 연결망 혹은 사회구조의 구성원이 됨으로써 확보할 수 있는 행위자의 능력(Portes, 1998)” 또는 “행위자가 자신이 속한 집단, 즉 연결망 속에 있는 자원에 접근함으로써 얻을 수 있는 자산(Lin, 2001)”과 같이 정의될 수 있다(Bourdieu, 1986, p.248; Lin, 2001, p.19; Portes, 1998 p.6; 유석춘, 장미혜, 2002, 재인용)¹⁾.

1) Putnam은 사회적 관계망 뿐 아니라 신뢰, 호혜성과 같은 인지적 사회자본의 역할을 함께 강조하였음. “사회자본이란 개인들 사이의 연계, 그리고 이로부터 발생하는 사회적 네트워크, 호혜성과 신뢰의 규범을 가리키는 말이다(Putnam, p.17)”

본 연구에서는 특히 구조적 사회자본 중에서도 다문화가족실태조사를 통해 확인할 수 있는 사회적 관계와 모임 참여가 이민자의 이주 사회 적응에 필요한 자원을 제공한다는 것에 주목하였다. 이민자라는 사회적 위치는 새롭게 이주한 사회에 대한 정보를 얻고, 사회구성원으로서의 정체성을 형성하며, 사회적 지지를 획득하는 차원에서 사회적 관계 형성 및 모임 참여의 필요성이 커지게 된다(노연희 등, 2012, p.160; 배경희, 2013, p.34; Palmer, 2010, p.90; Ryan, 2008, p.673). 사회적 관계와 모임 참여의 '자원적 사회자본'의 성격에 집중할 경우(조병희, 2012, p.794), 사회적 관계가 단절되고 참여 모임이 없는 이민자는 건강한 이주 생활을 위해 필요한 자원이 결핍되어 있다고 볼 수 있을 것이며, 이민자의 사회적 소외 해소를 위한 정책적 개입의 필요성을 강조할 수 있을 것이다.

2. 사회자본과 건강

사회자본이 건강에 미치는 메커니즘은 정보(information)와 사회적 규범(social norm), 사회적지지(social support)의 차원에서 설명될 수 있다.

첫째, 사회자본은 어떻게 질병을 예방하고 관리해야 하는지, 어느 병원에 가서 치료를 받는 것이 좋을지 등의 건강과 관련된 유용한 정보를 제공하여 보건의료서비스의 접근성을 향상시키고 건강증진의 효과를 기대할 수 있다(Rocco et al., 2012, p.3). 장인순 등(2010, p.332)은 결혼이민여성들의 산전관리 수진율이 우리나라 평균 여성보다 낮으며, 모든 임신부에게 산전관리 바우처가 제공됨에도 결혼이민여성들이 비싼 의료비로 인해 산전관리를 받지 않는다고 응답한 비율이 높은 이유로 결혼이민여성들이 바우처와 같은 보건의료서비스 정보를 접하기 어려운 근본적인 장애요인이 있음을 지적하였다.

둘째, 사회자본은 건강행동을 위한 규범으로 작동할 수 있다(Berkman et al, 2000, p.849). 음주, 흡연, 백신접종 등 건강 행동과 관련된 규범들은 연결망에 속한 구성원들의 건강 행동에 직접적으로 영향을 미칠 수 있다.

셋째, 사회자본을 통해 얻게 되는 사회적지지, 즉 다른 사람과의 관계나 공동체로부터 얻을 수 있는 도움은(조병희 등, 2018, p.253) 스트레스 대처 능력을 높여 스트레스가 건강에 미치는 부정적인 영향을 낮추거나 자아존중감·자기조절능력 향상시켜 건강에 직접적인 영향을 미치거나, 사회적 갈등을 감소시키는 방법으로 건강을 증진할 수 있다

(Cohen 등, 2000, pp.29-46). 한국인의 사회적 지원망의 구조를 분류한 구혜란, 박상희 (2016, p.49)의 연구에 따르면 도움을 요청할 대상이 없는 '제한적 지원망' 유형은 저학력과 저소득층이 집중된 취약집단의 성격을 가지고 있었다. 사회지원망의 유형에 따라 신체 건강과 마음 건강의 수준을 분석한 조병희 등(2018, p.262)의 연구에 따르면 '제한적 지원망'을 가진 사람은 다른 유형에 비하여 주관적 건강상태를 더 나쁘게 평가하고, 우울감과 같은 부정적인 정서의 수준은 가장 높게 나타났다.

3. 사회자본의 내생성

사회자본이 건강에 미치는 인과관계를 분석함에 있어 내생성이 발생하는 주요 원인은 i) 건강이 사회자본에 영향을 미치게 될 경우 발생하는 역인과관계(reverse causation), ii) 사회자본에 영향을 미치는 통제변수가 모형에서 누락되면서 일어나는 누락변수(omitted variables)의 문제²⁾, iii) 설명변수인 사회자본과 종속변수인 건강이 모두 주관적으로 측정되어 발생하는 동일방법편의(common method bias)에 의한 측정오류(measurement errors)로 분류할 수 있으며, 내생성 문제를 해결하지 못할 경우에는 사회자본이 건강에 미치는 영향에 편이가 발생할 수 있다(Folland & Rocco, 2014, pp.97-101). 사회자본과 건강 간 관계를 분석한 논문들을 고찰한 Folland와 Rocco(2014)의 연구에 따르면, 최근 십년 간 연관성을 살펴본 연구들이 대부분이었으며 인과성을 분석하기 위해 적절한 분석 방법을 적용한 연구는 소수에 불과하였다³⁾.

편의를 제거한 인과성을 분석하기 위해서는 도구변수의 방법이 사용될 수 있다. 이때 도구변수는 설명변수인 사회자본과 통계적으로 유의한 연관성(relevance)이 있어야 하며, 관찰되지 않는 개인의 특성, 즉 오차항과 상관관계가 없는 외생성(exogeneity)의 조건을 충족하여야 한다. 사회자본과 주관적 건강상태의 인과성을 분석하기 위하여 활용한 도구변수는 연구마다 다양하다. Yamamura(2011, p.390)의 연구에서는 자가 보유 여부와 12세 이하 자녀 유무를 도구변수로 사용하였으며⁴⁾, Ronconi 등(2010)의 연구는

2) 실수로 변수를 모형에서 누락하거나, 해당 변수를 측정할 수 있는 방법이 없어 모형에서 누락할 수 있음.
3) 인과성 분석 연구로 선정된 12건 중 8건은 도구변수, 2건은 연립 방정식, 2건은 고정효과의 방법을 사용하였음.
4) 자기를 보유한 사람이 사회자본을 축적하기 위한 시간을 더 많이 투자할 수 있을 것이며, 12세 이하

대중교통의 이용가능성 및 중요성, Schultz 등(2008)의 연구는 지역사회 6년 이상 거주 여부와 주기적인 종교행사 참여여부를 도구변수로 활용하였다.

사회자본이 주관적 건강에 미치는 영향을 살펴본 국내 연구는 사회자본의 내생성 문제에 대한 고려가 부족한 것으로 나타났다. 한국노동패널 자료를 사용해 50세 이상 중고령층에서 정서적 지지와 사회참여의 정도가 주관적 건강에 미치는 영향을 밝힌 서지원(2006)의 연구나 2006년 사회통계조사 자료를 활용해 사회자본과 주관적 건강의 관계를 살펴본 송에리아와 남은우(2009)의 연구 등은 모두 사회자본이 주관적 건강과 긍정적인 연관성을 가지는 연구결과를 보여주었으나, 도구변수와 같이 사회자본의 내생성을 보정한 인과관계를 분석하지는 못하였다. 향후 사회자본의 효과를 검증하고 다양한 정책적 시사점을 제안하기 위해서는 연관성 분석에서 더 나아가 인과성을 분석하는 연구가 필요하다고 할 수 있으며, 이 때 내생성을 일으키는 요인들을 보정하기 위하여 계량경제학의 연구방법을 적용할 수 있을 것이다.

III. 연구방법

1. 분석대상 및 자료원

본 연구는 2015년 전국다문화가족실태조사를 자료원으로 사용하였다. 전국다문화가족실태조사는 여성가족부가 다문화가족지원법에 따라 3년 주기로 시행하는 국가승인통계자료로서 조사대상은 결혼이민자·귀화자와 그의 배우자 및 만 9-24세 청소년 자녀이다. 실태조사를 위한 조사표는 총 4종으로, 가구 구성표, 결혼이민자·귀화자 조사표, 결혼이민자·배우자 조사표, 청소년 자녀 조사표가 포함되며, 각각 가구 구성원 및 소득(주택 보유 포함), 결혼생활 및 가족관계와 경제활동 등 사회활동 상태, 가정 및 학교생활 등을 조사한다(여성가족부, 2016, pp.8-9). 이 때 결혼이민자란 대한민국 국민과 혼인한 적 있거나 혼인관계에 있는 재한외국인으로 한국에 체류하고 있으나 한국 국적을 취득하지 않은 자를 의미하며(법무부, 2017), 귀화자란 귀화에 의하여 한국 국적을 취득

자녀가 있을 경우 주민모임에 참석할 가능성이 높다는 가정 하에 도구변수로 선정하였음.

한 자를 의미한다(법무부, 2014). 본 연구에서는 다문화가족 구성원의 결혼이민자·귀화자를 통칭하여 “이민자”라는 용어를 사용하였다. 본 연구에서는 배우자가 이민자의 모임 참여를 지지하는 정도가 이민자의 사회적 관계와 모임 참여 여부에 미치는 영향을 분석에 고려하고자, 이민자와 그 배우자가 모두 설문에 응답한 총 14,866명(표본가구의 약 54.8%, 설문응답자의 약 86.9%⁵⁾)을 연구대상으로 설정하였다.

2. 주요변수 및 측정방법

본 연구는 이민자 중에서도 모국인, 한국인, 기타 외국인과의 사회적 관계가 모두 단절되거나 참여 모임이 없는 사회자본 취약집단에게 사회자본이 형성될 경우 기대할 수 있는 건강증진의 효과를 분석하는 것에 목적을 두고 있다. 따라서 본 연구는 사회자본을 보유한 치료군(treatment group)과 사회자본을 보유하지 않은 대조군(control group)으로 구분하여 사회자본의 효과를 분석하는 접근방법을 사용하였다. 먼저 ‘사회적 관계’ 유무는 i) 자신이나 집안의 어려움이 있을 때 의논하는 사람, ii) 여가와 취미생활을 같이 할 사람, iii) 몸이 아플 때 도움을 요청할 사람이 있는지 여부를 묻는 설문에서 하나라도 있다고 응답할 경우 ‘있음’으로, 모두 없다고 응답할 경우 ‘없음’으로 정의하였다. ‘모임 참여’ 여부는 지난 1년간 i) 모국인 친구모임, ii) 지역주민모임, iii) 민간단체활동 중 하나라도 참여하고 있다고 응답할 경우 ‘있음’으로, 모두 참여하고 있지 않을 경우 ‘없음’으로 분류하였다. 사회적 관계와 모임 참여의 신뢰도(Cronbach's alpha)는 각각 0.76, 0.36이었다. 참여모임 각각의 성격이 상이하기 때문에 모임 참여의 변수 신뢰도가 다소 낮게 나타난 것으로 보이나, 본 연구가 세 가지 유형의 모임에 모두 참여하지 않은 사회자본 취약집단을 확인하는 것에 목적을 두고 있다는 점에서 신뢰도 수치를 감안할 수 있을 것이다. 종속변수는 응답자가 5점 리커트 척도(매우 좋음, 좋은 편, 보통, 나쁜 편, 매우 나쁨)로 평가한 주관적 건강상태를 사용하였다. 통제변수로는 연령, 성별, 가구 소득, 교육수준 등 일반적인 인구사회학적 변수와 한국어 말하기 능력, 출신국가, 체류기간, 다문화가족지원센터 등 이민자의 특성을 반영한 변수를 포함하였다.

5) 2015년 다문화조사 실태조사는 표본가구 27,120가구 중 65.8%인 17,849가구에 대한 조사가 완료되었으며, 결혼이민자·귀화자 조사표는 표본가구의 63.1%인 17,109명, 배우자는 표본가구의 57.3%에 해당하는 15,540명에 대한 조사가 완료되었음(여성가족부, 2016, p.9).

본 연구는 민무숙 등(2013)의 연구를 참고하여 배우자가 이민자의 모임 참여를 지지하는 정도가 이민자의 사회적 관계 및 모임 참여 여부와 관련이 있을 것으로 보고, 배우자의 모국인 친구모임 참여 지지와 다문화가족지원센터, 고용센터 등에서 운영하는 프로그램 참여지지를 도구변수로 사용하였다. 배우자의 참여 지지의 정도는 이민자의 배우자가 응답한 내용을 기반으로 하였다. ‘나는 배우자가 자신의 모국인 친구나 이주자 모임에 참여하도록 지지한다’, ‘나는 배우자가 다문화가족지원센터, 고용센터 등에서 운영하는 프로그램에 참여하도록 격려한다’의 설문 문항에서 각각 0점(전혀 그렇지 않다)에서 4점(매우 그렇다)으로 측정된 점수를 도구변수로 사용하였다. 민무숙 등(2013)의 연구에서는 결혼이민여성의 사회적 관계에 영향을 미치는 조절요인으로 “나의 가족은 내가 한국인과 사귀는 것을 좋아한다”와 같이 결혼이민여성이 지각하는 가족의 지지를 변수로 사용하였으나 본 연구에서는 도구변수의 외생성의 조건을 충족하고자 배우자 자신이 평가하는 이민자 참여 지지의 수준을 도구변수로 설정하였다. 즉, 배우자가 결혼 이민자의 참여를 지원하는 수준이 결혼이민자 개인 특성과는 무관하게 배우자가 누구냐에 따라 결정되는 외생적인 변수로 보았다.

3. 분석방법

주관적 건강에 대한 사회자본의 인과적 영향을 추정하는 데 있어 중요한 문제는 사회자본이 가지는 내생성에 기인한다(Xue & Lei, 2016, p.206). 앞서 II.이론적 고찰에서 사회자본이 건강에 미치는 인과관계 분석은 누락변수편의, 역인과관계, 측정오류로 인하여 내생성의 문제가 발생할 수 있으며, 내생성에 대한 보정 없다면 사회자본의 효과가 과소추정 또는 과대추정 될 수 있음을 살펴보았다. 본 연구에서는 사회자본 변수의 내생성을 보정하고 사회자본 효과에 대한 신뢰성 있는 근거를 제시하고자 OLS(Ordinary Least Square, 최소자승법) 회귀분석 외에도 성향점수매칭(Propensity Score Matching, PSM), 도구변수를 적용한 2SLS(Two Stage Least Square, 2단계 최소자승추정법)의 분석방법을 사용하였다.

첫째, OLS 회귀분석은 인구사회학적 통제변수를 모형에 반영하여 사회자본이 오차항과 상관관계가 없다는 가정을 바탕으로 수행된 분석방법이다. 그러나 관찰되지 않은 개인의 특성이 모형에 반영되지 않아 발생하는 누락변수편의, 건강이 역으로 사회자본

에 영향을 미치는 역인과관계, 측정오류 등이 발생할 경우 OLS 회귀분석 결과에 편향이 있을 수 있으므로 주의가 필요하다.

둘째, 성향점수매칭은 사회자본 유무에만 차이가 있을 뿐 다른 인구사회학적 특성들은 유사한 대상자끼리의 매칭을 통해 가상의 임의배정(pseudo-randomization) 상태를 만들어 사회자본의 효과를 분석하는 방법이다. 성향점수매칭은 성향점수를 추정하는데 사용되는 인구사회학적 변수의 수에 제한이 없다는 점에서 이론적으로 실험군과 대조군 비교에 적합한 방법으로 간주되며⁶⁾(Laborde-Castérot et al., 2015, p.1233), 실험군과 대조군의 유사한 정도를 공통영역의 분포를 통해 확인할 수 있고⁷⁾(Li, 2013), 선형 또는 로그선형과 같은 함수형태에 구애받지 않고 활용가능하다는 점(Zanutto, 2006, p.85)에서 선호되는 분석방법이다. 그러나 성향점수매칭은 OLS 회귀분석과 마찬가지로 누락변수편의에 취약하며(Li, 2013, p.7; Zanutto, 2006, p.86), 조건부 독립성의 가정을 충족하지 못할 때 사회자본의 인과성을 올바르게 추정할 수 없다는 점에서 한계를 가지고 있다. 본 연구에서는 실험군과 대조군의 성향점수가 0과 1에 치우치지 않고 대부분이 겹쳐 있어 공통영역의 가정을 충족하는 것으로 나타났으며(<부록 1>), 성향점수가 가장 유사한 개체를 하나씩 매칭하는 최근접 매칭의 방법을 사용하였다. 실험군과 대조군이 얼마나 동질성을 가지고 있는지 밸런스 테스트를 통해 살펴보고 매칭이 잘 이루어졌음을 확인하였다(<부록 2>).

셋째, 도구변수(instrumental variable, IV)를 적용한 2SLS는 사회자본을 보유할 기대값을 계산하는 1단계, 1단계에서 구한 사회자본 기대값이 주관적 건강에 미치는 영향을 분석하는 2단계로 구분하여 사회자본의 외생적인 부분만을 활용해 인과관계를 분석하는 방법이다(Pokropek, 2016, p.4). 도구변수는 역인과관계, 누락변수편의, 측정오류로 인한 내생성 문제를 효과적으로 해결할 수 있는 것으로 알려졌으나, 타당한 도구변수를 발견해 적용하는 것이 쉽지 않다는 어려움이 있다(Folland & Rocco, 2014, p.107; Laborde-Castérot et al., 2015, p.1237). 본 연구에서는 도구변수의 타당성을 다음의 단계를 통하여 확인하였다. 첫째, 도구변수가 관련성의 조건을 만족하는지 1단계 추정식의 도구변수 F통계량 값을 연구결과에 제시하였다. 일반적으로 F통계량의 값이 10보

6) 본 연구에서는 실험군과 대조군의 매칭이 잘 이루어졌는지 확인하고자 밸런스 테스트를 수행하였음(부록 2).

7) 본 연구에서는 실험군과 대조군의 성향점수가 0과 1에 치우치지 않고 대부분이 겹쳐 있었기 때문에 공통영역의 가정을 충족하는 것으로 나타남(부록 1).

다 크면 관련성이 높은 강한 도구변수라고 간주한다. 둘째, 외생성의 조건을 충족하는지 확인하고자 과대식별검정(over-identification test)을 수행하였다. 과대식별검정의 귀무가설은 선정한 도구변수들 전체가 오차항과 상관관계를 가지지 않는다는 것이므로, 만약 귀무가설이 기각될 경우 선정한 도구변수들 중 적어도 하나가 외생성의 조건을 충족하지 못한다는 의미가 된다. 셋째, 설명변수의 내생성 검정을 수행하여 사회자본과 오차항이 상관성이 없다는 귀무가설이 기각되는지 확인하였다.

OLS 회귀분석, 성향점수매칭, 도구변수의 방법에서 사회적 관계와 모임 참여가 일관된 방향으로 주관적 건강상태에 영향을 미친다면 사회자본의 효과에 대한 신뢰성 있는 근거를 제시하는 것을 기대할 수 있다.

IV. 연구결과

1. 연구대상자의 인구사회학적 특성

본 연구대상자의 인구사회학적 특성은 <표 1>과 같다. 연령별로 분류할 경우 30대(37.0%), 20대(24.8%), 40대(24.1%)의 순이었으며, 성별의 비율은 여성이 84.6%로 높은 비중을 차지하였다. 연구대상 이민자의 39.8%가 미취업상태였으며, 취업의 성격을 세분화할 경우 상용근로자(21.8%), 임시근로자(17.4%), 일용근로자(9.5%), 자영업자(6.2%), 무급가족 종사자(5.3%)의 순으로 나타났다. 가구소득을 100만원 단위로 구분할 경우 200만원 이상 300만원 미만이 33.1%, 300만원 이상 400만원 미만이 22.6%, 100만원 이상 200만원 미만이 19.5%의 순으로 조사되었다. 교육수준은 중·고등학교 졸업이 57.8%, 전문대 이상이 35.1%로 대다수를 차지하였다. 이민자 본인이 한국어 말하기 실력을 ‘상’으로 평가한 비율이 54.1%, ‘중’으로 평가한 비율이 32.0%, ‘하’로 평가한 비율이 13.9%였다. 출신국가는 동아시아(46.6%)와 동남·남아시아(39.0%)가 높은 비중을 차지하고 있었다. 체류기간이 10년 이상이라고 응답한 사람은 42.9%, 6년 이상 10년 미만이 30.2%, 3년 이상 6년 미만이 19.1%인 것으로 나타나 연구대상자의 90% 이상이 3년 이상 한국에 체류 중인 것으로 조사되었다. 전체 응답자 중 다문화가족지원

센터를 모른다는 응답은 16.7%, 알고 있으나 이용 경험은 없다는 응답은 32.0%, 알고 있으면서 이용경험이 있다는 응답은 51.3% 인 것으로 나타났다.

표 1. 연구대상자의 인구사회학적 특성

구분	빈도(명)	백분율(%)
연령		
- 20세 미만	19	0.1
- 20세 이상~30세 미만	3,691	24.8
- 30세 이상~40세 미만	5,505	37.0
- 40세 이상~50세 미만	3,575	24.1
- 50세 이상~60세 미만	1,518	10.2
- 60세 이상	558	3.8
성별		
- 남성	2,297	15.4
- 여성	12,569	84.6
취업		
- 미취업	5,919	39.8
- 상용근로자	3,242	21.8
- 임시근로자	2,584	17.4
- 일용근로자	1,407	9.5
- 자영업자	918	6.2
무급가족 종사자	796	5.3
월 가구소득		
- 100만원 미만	786	5.3
- 100만원 이상~200만원 미만	2,892	19.5
- 200만원 이상~300만원 미만	4,921	33.1
- 300만원 이상~400만원 미만	3,359	22.6
- 400만원 이상	2,908	19.5
교육수준		
- 미취학	135	0.9
- 초등학교	924	6.2
- 중·고등학교	8,597	57.8
- 전문대이상	5,210	35.1
한국어 말하기 능력		
- 하	2,070	13.9
- 중	4,751	32.0
- 상	8,045	54.1

구분	빈도(명)	백분율(%)
출신국가		
- 미국·유럽	912	6.1
- 동아시아1	6,928	46.6
- 동남·남아시아2	5,789	39.0
- 기타3	1,237	8.3
체류기간		
3년 미만	1,166	7.8
3년 이상~6년 미만	2,837	19.1
6년 이상~10년 미만	4,489	30.2
10년 이상	6,374	42.9
다문화가족지원센터		
모른다	2,485	16.7
알고 있으나 이용한 경험이 없다	4,757	32.0
알고 있으며 이용한 경험이 있다	7,624	51.3

주1: 중국, 중국(한국계), 일본, 대만, 홍콩

주2: 베트남, 필리핀, 그 외 동남아시아, 남부아시아

주3: 몽골, 러시아, 중앙아시아, 기타

2. 주요변수에 대한 기술통계

본 연구의 주요변수인 사회자본 유무에 따른 빈도분석 결과를 <표 2>에 제시하였다. 전체 연구대상자 14,866명 중 16.9%(2,508명)가 사회적 관계가 없는 것으로 나타났으며, 31.5%(4,687명)가 참여 모임이 없는 것으로 조사되었다. 연령별로 사회적 관계 및 모임 참여 여부의 비율은 유의미한 차이가 있었으며, 성별 차이는 모임 참여 여부만 통계적으로 유의하였다. 미취업자에 비해 취업자가 사회적 관계 및 모임 참여 비율이 더 높은 것으로 나타났으나, 취업의 성격에 따라 차이가 있다는 점에 유의할 필요가 있다. 예를 들어 상용근로자는 사회적 관계 보유 비율이 85.2%, 모임 참여 비율이 67.3% 이었으나, 무급가족 종사자는 각각 81.7%, 69.8%의 비율을 가지는 것으로 나타났다. 가구소득과 교육수준이 높아질수록 사회적 관계 및 모임 참여 비율이 높아지는 모습을 보였으며 통계적으로 유의한 차이를 나타내었다. 한국어 말하기 수준에 대하여 스스로 좋게 평가할수록 사회적 관계 및 모임 참여 비율이 높은 것으로 나타났다. 출신 국가별로 구분할 경우, 사회적 관계의 보유 비율은 미국·유럽 출신의 이민자가 87.7%로

가장 높고 참여 모임이 있다고 응답한 비율은 동남·남아시아 출신의 이민자가 70.8%로 가장 높았다. 한국 체류기간은 3년 미만인 이민자보다 그 이상 체류하고 있는 이민자의 사회적 관계 및 모임 참여 비율이 높은 것으로 나타났다. 다문화가족지원센터를 알고 있으면서 이용한 경우, 알고 있으나 이용하지 않은 경우, 모르는 경우 순으로 사회적 관계 및 모임 참여 비율이 높은 것으로 나타났다.

표 2. 인구사회학적 특성별 사회자본 유무

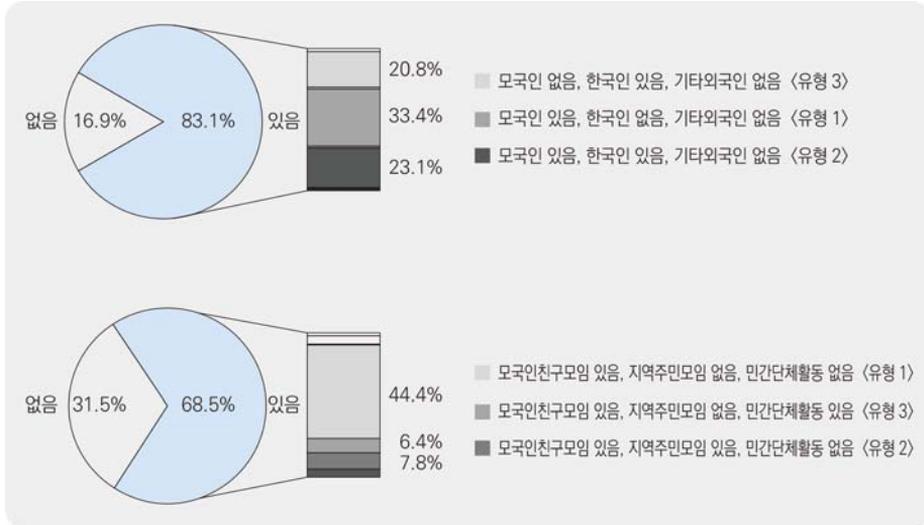
	사회적 관계 보유 여부			모임 참여 여부		
	없음 (%)	있음 (%)	F 통계량 ¹	없음 (%)	있음 (%)	F 통계량 ²
전체	16.9	83.1	-	31.5	68.5	-
연령						
- 20세 미만	10.5	89.5	72.13***	47.4	52.6	57.25***
- 20세 이상~30세 미만	17.5	82.5		31.4	68.6	
- 30세 이상~40세 미만	14.9	85.1		30.5	69.5	
- 40세 이상~50세 미만	16.4	83.6		30.6	69.4	
- 50세 이상~60세 미만	19.6	80.4		32.3	67.7	
- 60세 이상	27.8	72.2		45.5	54.5	
성별						
- 남성	18.0	82.0	2.57	33.4	66.6	4.57*
- 여성	16.7	83.3		31.2	68.8	
취업						
- 미취업	18.4	81.6	29.26***	32.4	67.6	12.74*
- 상용근로자	14.8	85.2		32.7	67.3	
- 임시근로자	16.4	83.6		30.6	69.4	
- 일용근로자	17.8	82.2		30.1	69.9	
- 자영업자	13.5	86.5		27.9	72.1	
무급가족 종사자	18.3	81.7		30.2	69.8	
가구소득						
- 100만원 미만	27.5	72.5	140.03***	40.1	59.9	44.35***
- 100만원 이상~200만원 미만	19.8	80.2		34.0	66.0	
- 200만원 이상~300만원 미만	17.3	82.7		30.9	69.1	
- 300만원 이상~400만원 미만	15.7	84.3		30.2	69.8	
- 400만원 이상	11.7	88.3		29.4	70.6	
교육수준						
- 미취학	17.8	82.2	122.81***	37.0	63.0	111.09***

	사회적 관계 보유 여부			모임 참여 여부		
	없음 (%)	있음 (%)	F 통계량 ¹	없음 (%)	있음 (%)	F 통계량 ²
- 초등학교	24.0	76.0		37.7	62.3	
- 중·고등학교	18.7	81.3		34.0	66.0	
- 전문대 이상	12.6	87.4		26.2	73.8	
한국어 말하기 능력						
- 하	20.5	79.5	47.62***	37.2	62.8	35.42***
- 중	18.4	81.6		30.4	69.6	
- 상	15.0	85.0		30.8	69.2	
출신국가						
- 미국·유럽	12.3	87.7	17.49***	34.0	66.0	33.37***
- 동아시아	16.6	83.4		33.6	66.4	
- 동남·남아시아	17.7	82.3		29.2	70.8	
- 기타	17.8	82.2		29.4	70.6	
체류기간						
3년 미만	19.0	81.0	11.57**	36.7	63.3	19.49**
3년 이상~6년 미만	16.6	83.4		30.6	69.4	
6년 이상~10년 미만	17.9	82.1		32.2	67.8	
10년 이상	15.9	84.1		30.5	69.5	
다문화가족지원센터						
모른다	23.4	76.6	98.11***	43.7	56.3	386.66***
알고 있으나 이용한 경험이 없다	16.7	83.3		36.2	63.8	
알고 있으며 이용한 경험이 있다	14.9	85.1		24.7	75.3	

주: *p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001

사회자본의 성격을 세분화한 결과는 [그림 1]과 같다. 사회적 관계를 모국인, 한국인, 기타외국인으로 분류할 경우, 전체 연구대상자의 33.4%(4,962명)가 모국인과 사회적 관계는 있으나 한국인 또는 기타외국인과의 사회적 관계가 없었으며, 23.1%(3,440명)가 모국인 또는 한국인과의 사회적 관계는 있으나 기타외국인과의 사회적 관계가 없고, 20.8%(3,087명)는 한국인과 사회적 관계가 있으나 모국인 또는 기타외국인과의 사회적 관계가 없는 것으로 나타났다. 참여 모임을 모국인 친구모임, 지역주민모임, 민간단체활동을 구분할 경우, 전체 연구대상자의 44.4%(6,600명)가 모국인 친구모임은 있으나 지역주민모임이나 민간단체활동은 참여하고 있지 않은 것으로 조사되었다.

그림 1. 연구대상자의 사회자본 세분화



주: 백분율은 전체 연구대상자 14,866명을 기준으로 함.
 각 사회자본 유형의 빈도수, 백분율은 <부록3>을 참고

3. 연구결과

<표 3>, <표 4>, <표 5>는 사회적 관계와 모임 참여 여부가 주관적 건강상태에 미치는 영향을 <표 1>에 제시된 인구사회학적 통제변수를 보정하여 분석한 결과이다. <표 3>에서는 OLS 회귀분석, 성향점수매칭, 도구변수의 방법 모두 사회적 관계 및 모임 참여 여부가 주관적 건강상태에 긍정적인 영향을 유의미하게 미치는 것으로 나타났다. 특히 도구변수의 방법을 적용할 경우 OLS 회귀분석, 성향점수매칭보다 사회자본의 효과가 커지는 모습을 보였다. 도구변수는 관련성과 외생성의 조건을 충족하였으며, 도구변수를 적용할 경우 주관적 건강수준은 사회적 관계가 존재할 경우 1.2140점, 참여모임이 있을 경우 0.6055점 더 높았다.

OLS 회귀분석 결과 사회자본 외에도 <표 1>의 인구사회학적 요인들이 주관적 건강상태와 유의한 연관성을 가지는 것으로 나타났다(<부록 4>). 20대 미만에 비해 40세 이상 연령대에서, 남성에 비해 여성이 주관적 건강상태가 낮았다. 미취업자와 비교하여 상용근로자와 무급가족 종사자는 주관적 건강상태가 더 높았으나, 일용근로자는 더 낮

게 나타났으며, 임시근로자와 무급가족 종사자와는 유의한 차이가 나타나지 않았다. 가구소득이 늘어날수록 주관적 건강상태가 높았으며, 미취학자에 비해 전문대 이상을 졸업하였을 때, 한국어 말하기 능력을 '상'으로 평가하였을 때 '하'로 평가하였을 때 보다 주관적 건강상태가 높았다. 미국·유럽 출신 이민자보다 동아시아, 기타 출신 이민자가 주관적 건강상태가 낮은 것으로 나타나고, 체류기간이 길어질수록 주관적 건강상태는 낮았다. 다문화가족지원센터를 모른다고 응답한 이민자에 비해 알고 있으나 이용하지 않는 이민자, 알고 있으면서 이용하고 있는 이민자의 주관적 건강상태가 높았다.

표 3. 사회자본 유무가 주관적 건강상태에 미치는 영향

	사회적 관계 유무	모임 참여 여부
OLS 회귀분석 ¹	0.0864***	0.0708***
성향점수매칭	0.0732**	0.0724***
도구변수	1.2140***	0.6055***
- 설명변수 내생성	Yes	Yes
· 카이제곱 통계량	28.43***	26.42***
- 도구변수 외생성	Yes	Yes
· 카이제곱 통계량	0.38	<0.00
- 도구변수 관련성		
· F 통계량	58.62***	168.33***

주: OLS 회귀분석, 성향점수매칭, 도구변수의 사회자본의 효과는 <표 1>에 제시된 인구조화학적 통제변수를 보정한 후의 결과임

주: *p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001

주1. OLS 회귀분석의 전체 결과는 <부록4>를 참고

<표 3>이 사회적 관계가 단절되거나 참여 모임이 없는 사회자본 취약집단에게 사회자본이 형성될 경우 기대할 수 있는 주관적 건강상태 증진의 평균 효과를 나타낸다면, <표 4>와 <표 5>에서는 사회적 관계와 참여 모임 유형별 주관적 건강상태 증진 효과를 확인할 수 있다.

<표 4>는 사회적 관계를 세분화하여 주관적 건강상태 수준에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 사회적 관계 <유형1>, <유형2>, <유형3>은 OLS 회귀분석, 성향점수 매칭, 도구변수 모두 주관적 건강상태에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 효과의 크기는 도구변수의 방법에서 가장 높았다. 한국인과의 사회적 관계만 가지고 있는 <유

형3>은 세 가지 연구방법에서 모두 효과 크기가 <표 3>의 평균치에 비해 큰 것으로 나타났다.

<표 5>는 참여모임 유형을 세분화하여 주관적 건강상태 수준에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 참여모임 <유형1>, <유형2>는 OLS 회귀분석, 성향점수 매칭, 도구변수의 방법 모두 주관적 건강상태에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났으며, 효과의 크기는 도구변수의 방법에서 가장 높았다. <유형3>은 OLS 회귀분석과 성향점수매칭에서는 유의한 영향을 나타내지 않았으나, 도구변수의 방법을 적용하였을 때 주관적 건강상태를 증진하는 효과를 보였다. 모국인 친구모임과 지역주민모임에 모두 참여하는 <유형2>는 세 가지 연구방법에서 모두 효과의 크기가 <표 3>의 평균치보다 큰 것으로 나타났다.

표 4. 사회적 관계 주요 유형별 주관적 건강상태에 미치는 영향

	〈유형1〉 모국인 있음 한국인 없음 기타외국인 없음 (N=4,962, 33.4%)	〈유형2〉 모국인 있음 한국인 있음 기타외국인 없음 (N=3,440, 23.1%)	〈유형3〉 모국인 없음 한국인 있음 기타외국인 없음 (N=3,087, 20.8%)
OLS 회귀분석 ¹	0.0667***	0.0681***	0.0961***
성향점수매칭	0.0862***	0.0584*	0.1105***
도구변수	0.6555***	0.7018***	1.8272***
- 설명변수 내생성	Yes	Yes	Yes
· 카이제곱 통계량	14.10***	17.01***	20.53**
- 도구변수 외생성	Yes	Yes	Yes
· 카이제곱 통계량	0.14	0.81	0.51
- 도구변수 관련성			
· F 통계량	78.28***	80.07***	13.21***

주: OLS 회귀분석, 성향점수매칭, 도구변수의 사회자본의 효과는 <표 1>에 제시된 인구사회학적 통제변수를 보정한 후의 결과임.

주: *p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001

주1. OLS 회귀분석의 전체 결과는 <부록4>를 참고

표 5. 참여 모임 주요 유형별 주관적 건강상태에 미치는 영향

	〈유형1〉 모국인친구모임 있음 지역주민모임 없음 민간단체활동 없음 (N=6,600, 44.4%)	〈유형2〉 모국인친구모임 있음 지역주민모임 있음 민간단체활동 없음 (N=1,155, 7.8%)	〈유형3〉 모국인친구모임 있음 지역주민모임 없음 민간단체활동 있음 (N=948, 6.4%)
OLS 회귀분석 ¹	0.0655***	0.07454***	0.0172
성향점수매칭	0.0614***	0.0887**	0.01671
도구변수	0.5794**	0.7431***	0.5831***
- 설명변수 내생성	Yes	Yes	Yes
· 카이제곱 통계량	20.19*	18.49**	12.88*
- 도구변수 외생성	Yes	Yes	Yes
· 카이제곱 통계량	0.01	0.07	0.20
- 도구변수 관련성			
· F 통계량	133.79***	89.21***	89.83***

주: OLS 회귀분석, 성향점수매칭, 도구변수의 사회자본의 효과는 <표 1>에 제시된 인구사회학적 통제변수를 보정한 후의 결과임.

주: *p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001

주1. OLS 회귀분석의 전체 결과는 <부록4>를 참고

V. 고찰 및 결론

본 연구는 다양한 연구방법을 적용하여 이민자의 사회자본이 주관적 건강상태에 미치는 영향을 분석하고 사회자본 효과의 강건성을 확인하였다는 점에서 의의를 가질 수 있다. 본 연구는 사회자본이 없는 이민자에게 사회자본이 형성될 경우 기대할 수 있는 건강증진 효과를 확인하는 것에 초점을 맞추고, ‘사회적 관계가 단절된 집단과 한 개 이상의 영역에서 사회적 관계를 가지고 있는 집단을 비교하고, ‘참여 모임이 없는 집단과 ‘한 개 이상의 모임에 참여하고 있는 집단을 비교하여 주관적 건강상태의 차이가 유의한지 확인하였다. 분석결과 OLS 회귀분석, 성향점수매칭, 도구변수의 방법 모두 사회적 관계 및 모임 참여 여부가 주관적 건강상태의 수준을 높이는데 유의한 영향을 미쳤으며, 도구변수의 방법을 적용하였을 때 가장 효과의 크기가 커지는 것으로 나타났다.

본 연구에서는 도구변수의 방법을 적용하였을 때 OLS 회귀분석이나 성향점수매칭보다 사회자본의 주관적 건강상태 증진 효과가 커지는 것으로 나타났다. 이는 Xue 등 (2016, pp.49-51)의 연구에서 도구변수를 적용하여 사회자본이 건강에 미치는 영향을 분석한 문헌을 고찰한 결과, 선정 논문 12편 중 9편이 도구변수를 사용하였을 때 사회자본의 효과 크기가 증가한 내용과 일치한다고 볼 수 있다. 설명변수인 사회자본과 긍정적인 상관관계를 가지면서 종속변수인 주관적 건강상태에 부정적인 영향을 미치는 요인이 누락되었을 경우(누락변수편의), 건강한 사람이 그렇지 않은 사람에 비해 사회자본에 투자해야 할 필요를 느끼지 못해 건강이 사회자본 형성에 부정적인 영향을 미치는 경우(역인과관계), 사회자본의 효과는 과소추정 될 수 있다.

사회적 관계 유무나 모임 참여 여부와 같이 OLS 회귀분석과 성향점수매칭, 도구변수가 동일하게 긍정적인 방향으로 주관적 건강상태에 영향을 미칠 경우, 사회자본 효과에 대한 강건성을 확인할 수 있었다. 그러나 <참여모임-유형3>과 같이 연구방법 간 유의성에 차이가 있을 경우 각 연구방법의 장단점을 고려하여 해석에 주의를 기울일 필요가 있다(Laborde-Castérot et al., 2015, pp.1235-1236). 도구변수는 관측할 수 없는 변인에 의한 편의를 제거할 수 있다는 점에서 성향점수매칭 보다 선호되는 연구방법이나, 도구변수 역시 전체평균처치효과(Average Treatment Effect, ATE)가 아닌 국지적인 평균처치효과(Local Average Treatment Effect, LATE)만을 나타낸다는 한계를 가지고 있다(Laborde-Castérot et al., 2015, p.1236). 따라서 본 연구는 도구변수를 적용하여 사회자본의 내생성을 보정해 주관적 건강에 미치는 인과성을 분석하였다는 점에서 의의를 가질 수 있으나, 배우자의 참여 지지에 따라 사회자본 보유 확률이 변화하는 하위그룹에 한정된 국지적인 평균처치효과(LATE)라는 점을 염두에 두고 추정치를 해석해야 할 것이다⁸⁾.

본 연구의 결과는 이민자와 관련된 정책에서 다음과 같은 시사점을 줄 수 있다.
첫째, 사회자본이 주관적 건강에 미치는 중요성을 인지하고 사회적으로 고립된 이민

8) 국지적 평균처치효과(LATE)가 평균처치효과(ATE)와 같다고 간주하기 위해서는 연구대상 간 효과의 크기가 동일하거나 또는 효과의 크기가 이질적이더라도 처치 여부를 정하는 의사결정이 효과의 크기에 의해 좌우되지 않아야 함(Fang et al., 2012, p.61; Laborde-Castérot et al., 2015, p.1236). 그러나 사회자본 형성에 관한 의사결정은 본 연구에서 다루고 있는 분석 범위에서 벗어나기 때문에, 본 연구에서는 보수적으로 도구변수의 방법으로 추정한 사회자본의 효과를 국지적인 평균처치효과(LATE)로 보는 것이 더 적절할 것이라 판단하였음.

자를 확인하여 이들에게 사회적 관계 또는 모임 참여의 기회를 제공할 수 있는 방안을 개발할 필요가 있다. <표 2>에서 제시한 바와 같이 이민자 중에서 소득과 교육수준이 낮은 사회적 취약집단이거나, 한국어 말하기 능력이 낮을수록 사회적 관계 또는 모임 참여 경험이 없는 제한적 사회자본의 성격을 가지고 있었다. 현재 다문화가족센터에서 운영하고 있는 ‘다문화가족 사례관리사업⁹⁾’은 가족폭력·이혼·자살시도 등을 경험한 개인과 가족을 ‘위기 관리가구’로 분류하고 있으며(여성가족부, 2018a, p.291), 사례관리 대상자는 가정방문교육사업 교사들의 요청 또는 다문화가족지원센터에서 이루어지는 활동을 통해 사례관리자가 대상자를 선정하는 방식으로 결정된다(강기정 등, 2013, p.165). 그러나 2015년 다문화가족실태조사 분석에 따르면 가정방문교육과 다문화가족지원센터 이용률이 각각 40.7%, 42.3%에 불과한 것으로 나타났다(한국여성정책연구원, 2016, pp.220-229). 향후 다문화가족 사례관리사업이 이민자의 사회적인 고립을 해소하고 건강한 한국생활을 지원하는 정책적 수단으로서의 역할을 충실히 수행하기 위해서는 위기가구의 범위를 ‘사회적으로 소외된 개인 및 가구’로 확대하고 ‘찾아가는 보건복지 서비스¹⁰⁾’와 같이 지역사회단체와의 연계를 강화하고 위기가구에 직접 찾아가 방문상담을 실시하는 등 사회적 소외문제를 해소하기 위한 적극적인 개입전략이 필요할 것으로 보인다.

둘째, 이민자가 한국인과 교류하여 사회자본을 형성하기 용이한 환경을 조성하는데 관심을 기울일 필요가 있다. OLS 회귀분석, 성향점수매칭, 도구변수의 방법에서 모국인과의 사회적 관계만을 가지고 있는 <사회적 관계-유형1> 보다 한국인과의 사회적 관계만 가지고 있는 <사회적 관계-유형3>, 한국인과 모국인 모두에게 사회적 관계를 가지고 있는 <사회적 관계-유형2>의 주관적 건강상태 증진 효과가 높게 나타났으며, 참여 모임 역시 모국인 친구모임만 있는 <참여모임-유형1> 보다 모국인 친구모임과 지역주민모임을 함께 참여하고 있는 <참여모임-유형2>에서 주관적 건강상태의 증진 효과가 더 높게

9) 사례관리사업이란 “복합적인 욕구를 가진 개인과 가족을 대상으로 그들의 욕구 충족을 위해 공식적, 비공식적 사회자원을 연결, 조정하는 활동”을 의미함(강기정 등, 2013, p.151; 권진숙 등, 2009에서 재인용).

10) 찾아가는 보건복지서비스란 “기존 읍면동 주민센터 내 복지행정팀 외에 찾아가는 보건복지팀을 추가로 설치하여, 복지대상자를 발굴하거나 방문상담을 통한 가구별 특성에 따라 복지수요를 파악하여 공식서비스나 민간복지지원 연계 등 맞춤형 복지서비스를 제공하는 것”을 의미함. 지역사회보장협의체, 복지통장 등 지역사회 의 자원을 활용하여 복지사각지대에 있는 대상자를 발굴하고 있음 (보건복지부, 2018, pp.1-3).

나타났다. 그러나 연구대상자의 52.9%(7,861명)가 한국인과의 사회적 관계를 가지고 있지 않았고, 75.9%(11,287명)가 지역주민모임이나 민간단체에 참여하고 있지 않는 것으로 나타나 국내 거주 이민자의 한국인과의 사회자본 형성은 다소 저조한 것으로 보인다. 제3차 다문화가족정책 기본계획(2018-2022)에서는 ‘결혼이민자의 다양한 사회참여 확대와 ‘다문화 수용성 제고’를 정책과제로 선정하여 자립역량 강화를 위한 멘토링 프로그램을 확대 운영하고, 이주민과 한국인의 교류 지원 프로그램을 활성화하며, 다문화 이해교육을 강화하는 등의 내용을 발표하였다(여성가족부, 2018b, pp.22-24). 그러나 다양한 배경의 사회구성원이 수평적 위치에서 서로 존중하는 다문화사회 기반이 부족한 상태에서 단순히 자조모임이나 멘토링 프로그램을 운영하는 것만으로는 이민자를 도움이 필요한 수혜자로만 바라보는 시각을 변화시키기 어려우며, 한국사회의 다문화수용성을 높이는 것에도 한계가 있을 것으로 보인다. 향후 이민자와 한국인과의 지속적인 교류가 이루어지기 위해서는 한국사회의 다문화에 대한 이해를 높이고 보편적 인권 차원에서 다양성을 존중하는 문화를 만들어가는 등의 사회적 차원의 노력이 필요할 것으로 보인다. 안산 다문화거리와 같이 다문화에 대한 이해를 높이고 이주민과 한국인이 수평적으로 소통할 수 있는 거리나 공간을 조성하거나(박범중, 2017, p.304), 다문화가족 구성원에 대한 적응 지원에 초점을 맞춘 다문화가족지원법¹¹⁾을 수정·보완하여 캐나다의 다문화주의법(Canadian Multiculturalism Act)¹²⁾과 같이 정부의 의사결정에 다문화에 대한 존중이 반드시 고려되도록(배상식, 장흥성, 2014, p.191) 명시하는 등의 방안을 고려할 수 있을 것이다.

셋째, 도구변수로 활용된 배우자의 참여 지원의 정도가 사회자본 형성에 도움이 되는

11) 다문화가족지원법 제3조(국가와 지방자치단체의 책무) ① 국가와 지방자치단체는 다문화가족 구성원이 안정적인 가족생활을 영위하고 경제·사회·문화 등 각 분야에서 사회구성원으로서의 역할과 책임을 다할 수 있도록 필요한 제도와 여건을 조성하고 이를 위한 시책을 수립·시행하여야 한다. ② 특별시·광역시·특별자치시·도·특별자치도 및 시·군·구(자치구를 말한다. 이하 같다)에는 다문화가족 지원을 담당할 기구와 공무원을 두어야 한다. ③ 국가와 지방자치단체는 이 법에 따른 시책 중 외국인정책 관련 사항에 대하여는 「재한외국인 처우 기본법」 제5조부터 제9조까지의 규정에 따른다. (여성가족부, 2017)

12) 캐나다 다문화주의법 제2조. 모든 연방 기관들이 아래와 같이 이행해야 하는 것이 캐나다 정부의 정책이라는 점을 선언한다. (a) 모든 출신의 캐나다인들이 이들 기관에서 평등하게 고용과 승진을 할 기회를 가지는 것을 보장한다. (b) 모든 출신의 개인과 집단의 능력이 캐나다의 지속적인 발전에 기여할 수 있도록 하는 정책과 프로그램의 실행을 증진시킨다. (c) 캐나다 사회의 구성원들의 다양성에 대한 이해와 존중을 증진시키는 정책과 프로그램의 실행을 증진시킨다. (신승연, 2009, pp.59-60)

만큼 이민자뿐 아니라 그 배우자를 대상으로 한 다문화 교육 프로그램이 제공되어야 할 것이다. 향후 사회자본 형성을 독려하기 위한 정책은 이민자와 그 배우자, 또는 배우자 부모님까지 대상자를 확대하여 추진되는 것이 바람직할 것으로 보인다. 법무부에서 2010년부터 시행하고 있는 해피스타트는 국제결혼을 희망하는 내국인 대상 교육 프로그램으로, 2011년부터 국제결혼 이혼율이 상대적으로 높은 8개 국가(중국·베트남·필리핀·캄보디아·몽골·우즈베키스탄·태국) 출신의 외국인과 결혼할 경우 교육 이수 의무화 되었고, 2018년부터는 부부간 권리존중, 가정폭력 방지 등 인권 관련 내용이 교육과정에 추가되었다(출입국외국인정책본부 이민통합과, 2014). 다문화가족지원센터의 한국인 배우자 대상 다문화 교육이 선택사항인 것에 비해, 해피스타트는 결혼 전 의무교육 이면서 이민자의 한국 적응에서 벗어나 내국인 배우자 대상의 소양 교육을 수행한다는 점에서 의의를 가질 수 있을 것이다. 그러나 해피스타트는 특정 국가 출신의 외국인 배우자만을 한정해 교육 이수를 의무화하고 결혼 전 4시간의 일회성 교육이라는 점에서는 한계를 가지고 있다. 해피스타트의 정책 목표를 이민자의 사회적 고립 해소를 통한 건강한 정착 지원으로 확대한다면, 향후 i) 의무교육 대상 국가 제한을 없애거나, ii) 'EBS 다문화 고부열전(시어머니의 결혼이주여성의 모국 방문 방송 프로그램)'과 같이 배우자 및 배우자 부모님까지 교육 대상을 확대하고, iii) 교육 과정에 이민자의 사회적 관계 및 참여의 중요성, 배우자의 역할 등의 내용을 추가하는 등의 방안을 고려할 수 있을 것이다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 이차자료의 한계로 인해 다양한 유형의 사회자본 효과를 분석하지 못하였다. 자료원으로 활용한 2015년 다문화가족실태조사는 사회자본 관련 변수가 사회적 관계와 참여로 한정되고 거주 지역 관련 변수가 동과 읍면 구분으로 제한되어 있었다. 향후 개인과 지역사회수준에서 다양한 유형의 사회자본 효과를 분석하기 위해서는, 시군구와 같은 행정구역 정보나 신뢰 등의 변수를 추가할 필요가 있다. 둘째, 다문화가족실태조사에서 배우자가 설문에 응답한 이민자만을 분석 대상으로 설정하였다. 2015년 다문화가족실태조사에 응답한 이민자 총 17,109명 중 미혼은 1.4%(239명), 사별 2.5%(433명), 이혼·별거 5.1%(876명), 배우자가 있으나 설문에 응답하지 않은 이민자 4.1%(695명) 등 13.1%(2,243명)이 본 연구에 포함되지 않았다. 배우자가 있는 이민자보다 사별, 이혼·별거 상태의 이민자의 사회적 관계와 모임 참여 비율이 낮은 만큼¹³⁾ 향후 사별, 이혼·별거 상태 이민자의 사회자본의 특징 및 건강과의

연관성 등의 연구가 필요할 것으로 보인다. 셋째, 이민자 간 이질성(heterogeneity)을 충분히 반영하지 못하였다. 이민자는 성별, 출신국가, 거주 지역 등등에 따라 서로 다른 특징을 가지고 있다. 본 연구는 이민자 중에서 사회자본이 취약한 집단을 확인하는 것에 초점을 두고 남성과 미국·유럽 출신의 결혼이민자까지 연구대상에 포함하여 분석을 수행하였으나, 제시된 연구결과는 이질성을 가진 연구대상자들이 가진 사회자본 효과의 평균치라는 점을 고려해야 할 것이다. 넷째, 도구변수를 적용한 방법은 효과가 국지적일 수 있다는 점을 유의하여 해석해야 한다.

본 연구는 이민자의 제한적인 사회자본이 건강 취약성 문제로 이어질 수 있음을 확인하고, 다양한 연구방법을 적용하여 사회자본 효과에 대한 신뢰성 있는 근거를 제시하였다는 점에서 의의를 가질 수 있다. 사회자본이 부족한 이민자는 건강증진을 위한 자원을 충분히 활용할 수 없다는 측면에서 차별적인 건강 취약성을 가진 존재로 인식할 필요가 있다. 향후 이민자의 건강한 한국 생활을 지지하기 위하여 사회적으로 고립된 이민자를 적극적으로 파악하는 정책, 보편적 인권 차원에서 다양성 존중 문화를 만들기 위한 법안, 이민자의 배우자와 배우자 부모까지 대상을 확대한 다문화 교육 프로그램 등 이민자의 사회자본 형성을 위한 개입전략이 필요할 것으로 보인다.

박세희는 서울대학교 보건대학원에서 석사학위를 받고 현재 동 대학원에서 박사과정 중이다. 주요 관심분야는 이민자 건강, 통일보건의료, 보건의료 형평성, 보건사업 경제성 평가 등이다.
(E-mail: sherry.park@snu.ac.kr)

황인옥은 서울대학교 보건대학원에서 석사학위를 받고 현재 동 대학원에서 박사과정 중이다. 주요 관심분야는 보건의료 재원 조달의 형평성, 노인의료비, 노후소득보장, 은퇴, 장애인의 건강 등이다.
(E-mail: inukhwang87@snu.ac.kr)

고브니엘은 서울대학교 보건대학원에서 석사학위를 받고, 현재 한국국제협력단(KOICA)에서 개발협력 코디네이터로 근무 중이다. 주요 관심분야는 건강형평성, 건강과 정치, 국제보전 등이다.
(E-mail: kobnl@snu.ac.kr)

이태진은 서울대학교에서 보건학 석사학위를, University of Manchester에서 보건관리학 석사학위를 받았으며, 현재 서울대학교에서 보건대학원에서 교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 보건의료형평성, 보건의료제도, 의약품 및 의료기술의 경제성평가 등이다. (E-mail: tjlee@snu.ac.kr)

13) 사회적 관계 및 모임 참여 비율은 사별한 이민자는 각각 80.4%, 55.9%, 이혼·별거한 이민자는 각각 75.3%, 51.0% 로 나타남.

참고문헌

- 강기정, 이무영, 정은미. (2013). 다문화가족 사례관리모델 개발을 위한 탐색적 연구: 다문화가족지원센터의 포커스 그룹 인터뷰를 중심으로. *한국가족복지학*, 18(2), pp.149-171.
- 구혜란, 박상희. (2016). 한국인의 마음 건강: 어떤 사회 지원망 속에서 건강한가? *보건과 사회과학*, 43, pp.33-62.
- 김옥진. (2014). 여성결혼이민자의 사회참여와 건강. *한국지역사회복지학*, 48, pp.77-103.
- 김유경. (2011). 다문화 가족의 변화 전망과 정책과제. *보건복지포럼*, 175, pp.45-62.
- 김이선, 민무숙, 김경미, 주유선, 이정원. (2011). 결혼이민자의 사회적 관계 증진을 위한 정책지원방안. 서울: 한국여성정책연구원.
- 김이선, 민무숙, 홍기원, 주유선. (2011). 다문화사회 정책의 성과와 미래 과제. 서울: 한국여성정책연구원
- 김창엽, 김명희, 이태진, 손정인. (2015). 한국의 건강불평등. 서울: 서울대학교출판문화원.
- 노연희, 이상균, 박현선, 이재원. (2012). 결혼이주여성의 사회적 연결망 특성에 대한 연구: 자아중심적 연결망 분석을 통하여. *한국사회복지학*, 64(2), pp.159-183.
- 민무숙, 김이선, 주유선, 이정연. (2013). 결혼이주여성의 사회적 관계 양상을 통해 본 사회통합의 과제. *여성연구*, 85(2), pp.5-43.
- 배경희. (2013). 여성결혼이민자의 사회참여가 자아존중감 및 생활만족도에 미치는 영향. *한국가족복지학*, 41(9), pp.33-54.
- 배상식, 장훈성. (2014). 캐나다의 다문화교육정책에서 나타나는 도덕교육적 함의. *초등도덕교육*, 44(0), pp.181-214.
- 법무부. (2014). 국적법 [법률 제12421호, 2014. 3. 18., 타법개정]. <http://www.law.go.kr/lsInfoP.do?lsiSeq=151992#0000>에서 2019.1.11. 인출
- 법무부. (2014). 재한외국인 처우 기본법 [법률 제14974호, 2017.10.31., 일부개정]. <http://www.law.go.kr/법령/재한외국인처우기본법> 에서 2019.1.11. 인출
- 보건복지부. (2018). 전국 모든 읍면동주민센터에서 빠짐없이 “찾아가는 보건복지서비스”

- 제공. 보건복지부 보도자료, 세종: 보건복지부 지역복지과
- 송예리아, 남은우. (2009). 사회자본 정도 및 건강행동이 한국인의 주관적 건강에 미치는 영향분석. *보건교육 건강증진학회지*, 26(3), pp.1-13.
- 서지원. (2006). 중고령기 건강에 대한 인적자본과 사회자본의 효과. *대한가정학회지*, 44(10), pp.133-144.
- 설진배, 김소희, 송은희. (2013). 결혼이주여성의 사회적 연결망과 초국가적 정체성: 한국 생활 적응과정을 중심으로. *아태연구*, 20(3), pp.229-258.
- 신승연. (2009). 캐나다 다문화주의 프로그램에 관한 고찰 - 한국에의 시사점을 중심으로. *교육문화연구*, 15(2), pp.45-74.
- 여성가족부. (2016). 2015년 전국다문화가족실태조사 분석. 서울: 여성가족부 다문화가족 정책과.
- 여성가족부. (2017). 다문화가족지원법 [법률 제15204호, 2017.12.12., 일부개정]. <http://www.law.go.kr/법령/다문화가족지원법에서> 2019.1.7. 인출.
- 여성가족부. (2018a). 2018년 다문화가족지원 사업안내. 서울: 여성가족부 다문화가족과.
- 여성가족부. (2018b). 제3차 다문화가족정책 기본계획. 서울: 여성가족부 다문화가족과.
- 유석춘, 장미혜. (2002). 사회자본과 한국사회. *사회발전연구*, 8, pp.87-125.
- 윤지원, 강희선. (2015). 여성결혼이민자의 주관적 건강상태에 영향을 미치는 요인: 2012년 전국다문화가족실태조사를 중심으로. *여성건강간호학회지*, 21(1), pp.32-42.
- 장인순, 황나미, 윤미선, 박승미. (2010). 결혼이민여성의 산전관리 실태와 영향요인. *여성간호학회지*, 16(4), pp.326-335.
- 조병희. (2012). 사회자본과 건강: 5개국 간 비교 연구. *한국사회학회 사회학대회 논문집*, pp.793-802.
- 조병희, 이재열, 구혜란, 유명순, 박상희, 양준용. (2018). *아픈 사회를 넘어. 경기: 21세기 북스*.
- 출입국외국인정책본부 이민통합과. (2014.07.01.). *국제 결혼안내프로그램*. https://www.hikorea.go.kr/pt/InfoDetailR_kr.pt?catSeq=&categoryId=1&parentId=1294&showMenuId=8 에서 2019.1.7. 인출.
- 통계청. (2017). 2016년 다문화 인구동태 통계. 대전: 동 기관.
- 통계청. (2018). 2017 인구주택총조사. 대전: 동 기관.

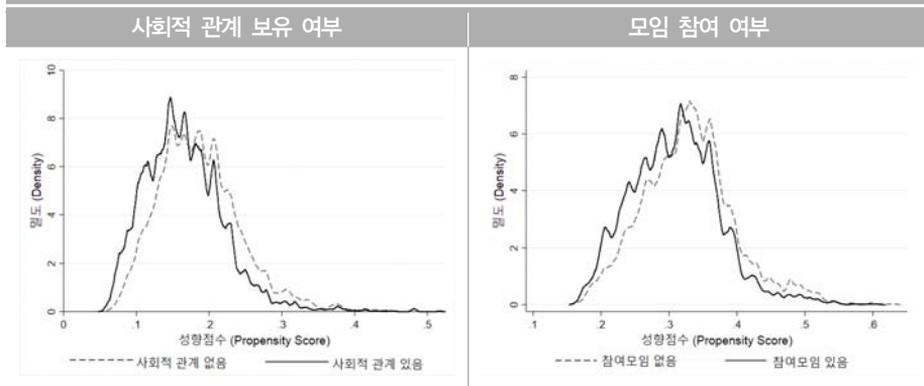
- Ahn, J. A., Kim, T., Roh, E. H., & Song, J. E. (2018). Health of International Marriage Immigrant Women in South Korea: A Systematic Review. *Journal of Immigrant Minority Health, 20*(3), pp.717-728.
- Akkaymak, G. (2015). Social network development experiences of immigrants from Turkey to Canada. *Journal of Ethnic and Migration Studies, 42*(15), pp.2611-2628.
- Austin, P. C. (2011). An Introduction to Propensity Score Methods for Reducing the Effects of Confounding in Observational Studies. *Multivariate Behavioral Research, 46*(3), pp.399-424.
- Berkman, L. F., Glass, T., Brissette I., & Seeman T. E. (2000). From social integration to health: Durkheim in the new millennium. *Social Science & Medicine, 51*, pp.834-857.
- Chan, E. Y. Y., Mercer, S. W., Yue, Ch., Wong, S., & Griffiths, S. M. (2009). Mental Health of Migrant Children. *International Journal of Mental Health, 38*(3), pp.44-52.
- Cohen, S., Underwood, L. G., & Gottlieb, B. H. (2000). *Social Support Measurement and Intervention: A Guide for Health and Social Scientists*. New York: Oxford University Press.
- Fang, G., Brooks J. M., & Chrischiles, E. A. (2012). Apples and oranges? Interpretations of risk adjustment and instrumental variable estimates of intended treatment effects using observational data. *American Journal of Epidemiology, 175*(1), pp.60-65.
- Folland, S., & Rocco, L. (2014). *Economics Of Social Capital And Health, The: A Conceptual And Empirical Roadmap*. New Jersey: World Scientific.
- Karlan, D., Mobius, M., Rosenblag, T., & Szeidl A. (2009). Trust and Social Collateral. *Quarterly Journal of Economics, 124*, pp.1307-1361.
- Kim, H. H. (2018). Investigating the Associations between Ethnic Networks, Community Social Capital, and Physical Health among Marriage Migrants in Korea. *International Journal of Environment Research and Public Health, 15*(1),

pp.1-12.

- Kim, Y. A., Choi, S. Y., & Ryu, E. (2010). Social Support, stress, and practice of prenatal care in married immigrant women in Korea. *Journal of Transcultural Nursing, 21*(4), pp.325-331.
- Koelet, S., & de Valk, H. A. (2016). Social networks and feelings of social loneliness after migration: The case of European migrants with a native partner in Belgium. *Ethnicities, 16*(4), pp.610-630.
- Laborde-Castérot, H. Agrinier, N., & Thilly, N. (2015). Performing both propensity score and instrumental variable analyses in observational studies often leads to discrepant results: a systematic review. *Journal of Clinical Epidemiology, 68*, pp.1232-1240.
- Li, M. (2013). Using the propensity score method to estimate causal effects: a review and practical guide. *Organizational Research Methods, 16*(2), pp.188-226.
- Lin, N. (2001). *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Palmer, N.A., Perkins, D.D., & Xu Q. (2010). Social capital and community participation among migrant workers in China. *Journal of community psychology, 39*(1), pp.89-105.
- Pokropek, A. (2016). Introduction to instrumental variables and their application to large-scale assessment data. *Large-scale Assessments in Education, 4*(4), pp.1-20.
- Portes, A. (1998). Social Capital: Its Origins and Applications in Mordern Sociology, *Annual Review of Sociology, 22*, pp.1-24.
- Rocco, L. & Suhrcke, M. (2012). *Is social capital good for health a european perspective*. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe.
- Ronconi, L., Brown, T. T., & Scheffler, R. M. (2010). Social capital and self-rated health in Argentina. *Health Economics, 21*(2), pp.201-208.
- Ryan, L., Sales, R., Tilki, M. & Siara, B. (2008). Social networks, social support and social capital: the experience of recent polish migrants in London. *Sociology, 42*(4), pp.672-690.

- Rubin, D. B. (2001). Using Propensity Scores to Help Design Observational Studies: Application to the Tobacco Litigation. *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 2(3-4), PP.169-188.
- Schultz, J., O'Brien, A. M., & Tadesse, B. (2008). Social capital and self-rated health: Results from the US 2006 social capital survey of one community. *Social Science & Medicine*, 67(4), pp.606-617.
- Solar, O. & Irwin, A. (2010). *A conceptual framework for action on the social determinants of health. Social Determinants of Health Discussion Paper 2 (Policy and Practice)*. Geneva: WHO.
- Uphoff, N. (1999). Understanding social capital: Learning from the analysis and experience of participation. In: Dasgupta, P., & Serageldin, I. (eds.). (1999). *Social Capital: A Multifaceted Perspective*. Washington, DC: The World Bank.
- Xue, X., & Lei, Q. (2016). Does social capital lead to better health? a review of causal research. *Social Science, Education and Humanities Research(SSEHR): 5th International Conference on Social Science, Education and Humanities Research*, Tianjin: Atlantis Press. pp.206-211.
- Xue, X., Mo, E., & Reed, W. R. (2016). The Relationship Between Social Capital and Self-reported Health in China. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 10, pp.1-44.
- Yamamura, E. (2011). Differences in the effect of social capital on health status between workers and non-workers. *International Review of Economics*, 58(4), pp.385-400.
- Zanutto, E. L. (2006). A Comparison of Propensity Score and Linear Regression Analysis of Complex Survey Data. *Journal of Data Science*, 4, pp.67-91.

부록 1. 성향점수매칭 공통영역의 가정 검토



부록 2. 성향점수매칭 밸런스 진단 - 매칭 전후 표준화된 차이(standardized differences in means) 비교

구분		사회적 관계 보유 여부		모임 참여 여부	
		매칭 전	매칭 후	매칭 전	매칭 후
연령	- 20세 이상-30세 미만	-0.0257	0.0028	0.0026	-0.0009
	- 30세 이상-40세 미만	0.1072	-0.0118	0.0359	0.0061
	- 40세 이상-50세 미만	0.0192	0.0058	0.0242	-0.0189
	- 50세 이상-60세 미만	-0.0630	0.0071	-0.0116	0.0024
	- 60세 이상	-0.1379	-0.0038	-0.1214	0.0221
성별	- 여성	0.0347	-0.0156	0.0375	0.0058
취업	- 상용근로자	0.0804	-0.0089	-0.0277	-0.0113
	- 임시근로자	0.0164	0.0266	0.0203	0.0135
	- 일용근로자	-0.0204	0.0280	0.0209	0.0151
	- 자영업자	0.0639	0.0257	0.0439	0.0103
	- 무급가족 종사자	-0.0245	0.0081	0.0152	0.0130
가구소득	- 100만원 이상-200만원 미만	-0.1006	0.0079	-0.0771	0.0131
	- 200만원 이상-300만원 미만	-0.0221	-0.0008	0.0544	-0.0060
	- 300만원 이상-400만원 미만	0.0471	0.0000	0.0629	-0.0239
	- 400만원 이상	0.1910	-0.0005	0.0684	-0.0037
교육수준	- 초등학교	-0.1223	0.0357	-0.0924	0.0078
	- 중·고등학교	-0.1539	-0.0600	-0.1352	-0.0194
	- 전문대 이상	0.2328	0.0427	0.2077	0.0127

구분		사회적 관계 보유 여부		모임 참여 여부	
		매칭 전	매칭 후	매칭 전	매칭 후
한국어 말하기 능력	- 중	-0.0749	0.0014	0.0517	-0.0021
	- 상	0.1436	-0.0155	0.0050	0.0037
출신국가	- 동아시아	0.0161	-0.0025	-0.1356	-0.0218
	- 동남·남아시아	-0.0464	-0.0144	0.1240	0.0123
	- 기타	-0.0194	0.0353	0.0442	0.0239
체류기간	3년 이상 6년 미만	0.0093	-0.0070	0.0412	-0.0103
	6년 이상 10년 미만	-0.0463	0.0155	0.0047	-0.0071
	10년 이상	0.0606	-0.0085	-0.0088	0.0076
다문화가족 지원센터	알고 있으나 이용한 경험이 없다	0.0098	0.0000	-0.1466	0.0024
	알고 있으며 이용한 경험이 있다	0.1474	-0.0095	0.3316	-0.0061

주. 표준화된 평균 차이 값이 |.25| 이상이면 불균형(ubalance)된 공변량을 가진다고 볼 수 있음(Rubin, 2001)

부록 3. 연구대상자의 사회자본 세분화

	모국인	한국인	기타외국인	빈도(명)	백분율(%)
사회적 관계	없음	없음	없음	2,508	16.9
	없음	없음	있음	229	1.5
	없음	있음	없음	3,087	20.8
	없음	있음	있음	217	1.4
	있음	없음	없음	4,962	33.4
	있음	없음	있음	162	1.1
	있음	있음	없음	3,440	23.1
	있음	있음	있음	261	1.8
	모국인친구모임	지역주민모임	민간단체활동	빈도(명)	백분율(%)
모임 참여	없음	없음	없음	4,687	31.5
	없음	없음	있음	228	1.5
	없음	있음	없음	560	3.8
	없음	있음	있음	96	0.6
	있음	없음	없음	6,600	44.4
	있음	없음	있음	948	6.4
	있음	있음	없음	1,155	7.8
	있음	있음	있음	592	4.0

부록 4. 최소자승법(OLS) 회귀분석 결과

구분		사회적 관계 보유 여부	모임 참여 여부
사회자본		0.0864***	0.0708***
연령(ref. 20세 미만)	- 20세 이상~30세 미만	-0.1170	-0.1329
	- 30세 이상~40세 미만	-0.1997	-0.2160
	- 40세 이상~50세 미만	-0.4487*	-0.4674*
	- 50세 이상~60세 미만	-0.5939**	-0.6154**
	- 60세 이상	-0.9982***	-1.0164***
성별(ref. 남성)	- 여성	-0.1096***	-0.1054***
취업(ref. 미취업)	- 상용근로자	0.0442*	0.0475*
	- 임시근로자	0.0083	0.0091
	- 일용근로자	-0.0634*	-0.0639*
	- 자영업자	0.0570	0.0575
	- 무급가족 종사자	0.1076***	0.1066***
가구소득(ref. 100만원 미만)	- 100만원 이상~200만원 미만	0.2348***	0.2372***
	- 200만원 이상~300만원 미만	0.3380***	0.3397***
	- 300만원 이상~400만원 미만	0.3867***	0.3886***
	- 400만원 이상	0.4571***	0.4608***
교육수준(ref. 미취학)	- 초등학교	0.0552	0.0510
	- 중·고등학교	0.0814	0.0784
	- 전문대이상	0.1917**	0.1873***
한국어	- 중	-0.0290	-0.0307
말하기 능력(ref. 하)	- 상	0.1940***	0.1942***
출신국가(ref. 미국·유럽)	- 동아시아	-0.2091***	-0.2121***
	- 동남·남아시아	-0.0639	-0.0708
	- 기타	-0.1218**	-0.1284**
체류기간(ref. 3년미만)	3년 이상~6년 미만	-0.1179***	-0.1203***
	6년 이상~10년 미만	-0.2377***	-0.2409***
	10년 이상	-0.3297***	-0.3328***
다문화가족지원센터(ref. 모른다)	알고 있으나 이용한 경험이 없다	0.0692**	0.0695**
	알고 있으며 이용한 경험이 있다	0.0503*	0.0441*

주: *p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001

The Effect of Social Capital on Self-Rated Health Among Immigrants in South Korea

Park, Se-Hee

(Seoul National University)

Ko, Beuniel

(Korea International Cooperation Agency)

Hwang, Inuk

(Seoul National University)

Lee, Tae-Jin

(Seoul National University)

In recent decades, South Korea has witnessed an increase in immigrants living in the country through international marriage. Social capital is required for immigrants to allow access to social support, helping them to settle in South Korea successfully. Therefore, the attention to immigrants' social capital, which is obtained from social relationship and participation, is needed to lead to their healthy adaptation to Korean society. The objective of this study was to examine whether self-rated health would improve by developing social capital for immigrant population who have lack of social relationship or participation. We employed various methods such as OLS regression, propensity score matching (PSM), and instrumental variable (IV) in order to adjust for endogeneity of social capital as well as investigate the robustness of its effect on health. All results of OLS regression, PSM, and IV show that social relationship and participation affect self-rated health positively and the treatment effect is largest when IV regression analysis is conducted. These results have following implications for marriage immigrant policy in South Korea: first, since lack of social capital could cause differential vulnerability to poor health, it should be recommended to consider social capital as an important intervention to improve health for immigrant population with limited social capital; second, environment for marriage immigrants to communicate with native Koreans without difficulty should be provided; last, policy should be developed to target not only marriage immigrants but also other members of the households, including spouse and parents-in-law.

Keywords: Immigrants, Social Capital, Self-Rated Health, PSM, Instrumental Variable