

## 결혼이민여성에서 차별에 의한 건강불평등과 사회자본의 역할

김창오 (서울대학교 사회복지학과 박사과정)

### 1. 서론

건강을 사회적 결정요인(social determinant)의 관점에서 살펴보았을 때, 인종차별은 국제이주민의 건강불평등을 설명하는 가장 중요한 구조요인 중 하나이다. 국제이주민에서 주관적으로 인지된 차별이 신체 및 정신건강, 건강행동 및 의료접근성과 부정적으로 연관되어 있음은 이미 잘 알려져 있다(Paradies et al., 2015). 이들이 매일 매일의 일상생활을 통해 경험하는 차별은 한 개인을 인종적 서열(ethnoracial hierarchy)에 따라 타자화(othering) 시키는 사회학적 과정에 근거하고 있으므로, 차별에 의한 건강효과는 일시적이기 보다 이주 후 시간의 경과에 따라 누적적으로 작동하게 된다(Viruell-Fuentes et al., 2012).

하지만, 차별에 의한 건강불평등이 실재한다면 반대로 이를 완화시키는 회복요인 또한 존재할 것이다(Tunstall et al., 2007; Allmark et al., 2014). 이에 대해 문헌을 통해 나타나는 하나의 아이디어는 사회자본이 가난한 사람과 빈곤밀집지역의 발전에 기여하는 대안적 자원이 될 수 있다는 것이다(Szreter & Woolcock, 2004; Kim & Cho, 2015). 선행연구에 따르면, 사회적 네트워크에 참여한 사람에서 주관적 건강수준과 기능적 역량은 일반적으로 높은 것으로 알려져 있다(Gilbert et al., 2013). 하지만, 결혼이민여성에서 사회자본과 건강수준이 아닌 건강불평등과의 연관성은 자세히 알려져 있지 않다(Uphoff et al., 2013). 또한 건강불평등을 다룬 대부분의 연구들에서도 건강불평등은 소득, 소비지출, 또는 자산에 따른 건강수준의 분포

---

\* 김창오, 1) 現 서울대학교 사회복지학과 박사수료  
2) 前 서울시 보건의료정책과 공공보건팀장(2013-2014), 前 강북구보건소 관리의사(2008-2013)  
3) 한국건강형평성학회 운영위원  
4) 대한가정의학회 가정의학전문의

를 바탕으로 측정되어왔으며(O'Donnell et al., 2008), 차별에 근거한 불평등지수를 제시한 연구는 거의 찾아볼 수 없었다.

과연 한국사회에서 결혼이민여성의 건강수준은 차별경험에 따라 불평등한 양상으로 나타날 것인가? 만일 그러하다면, 사회자본은 어떠한 역할을 수행할 수 있을까? 과연 사회자본은 건강불평등을 완화시키는 회복요인으로 작동할 수 있는가? 본 연구는 차별에 의한 건강불평등을 완화하는 사회자본의 핵심적 속성이 무엇이고, 이를 가능하게 하는 네트워크에 내재된 자원이 무엇인지를 규명하고자 한다. 이를 검증하기 위해 본 연구는 차별에 의한 건강집중지수를 측정하고 이를 분해함으로 이에 대한 기여요인이 무엇인지를 규명할 것이다. 그 이전에서론에서는 한국 사회에서 결혼이민 여성의 사회적 맥락을 간략히 살펴보기로 한다.

### 한국사회에서 결혼이민여성의 건강

한국사회는 민족적 국가주의의 뿌리 깊은 전통으로 오랫동안 ‘단일민족’이라는 정체성을 공유해왔다(Kim, 2012). 하지만, 최근 20년 동안 한국사회는 역사적으로 그 어느 시기에서 보다 인종적 다양성이 진행되었다. 특히 국제결혼이 빠르게 증가하여 1990년 1.2%에 불과했던 국제결혼율은 2014년 7.6%로 7배 가량 급증하였다(Korean National Statistical Office, 2015).

이 시기 결혼이민자의 사회정체성과 이주지위는 성(性)에 따라 다르게 구성되었다. 이는 대부분의 결혼이민남성이 미국, 캐나다, 영국 등 서구 선진국가의 시민권을 가지고 있는 것과 대조적으로 결혼이민여성들은 중국, 베트남, 필리핀 등 저개발국가 출신들로 이루어졌기 때문이다. 이와 같은 현상은 한국사회에서 성비가 점차 불균형해지면서 특히 농촌과 도시빈곤밀집지역에서 외국인 신부에 대한 수요가 증가했던 것과 연관이 크다. 이에 더하여 정부는 저출산 정책의 일환으로 다문화주의 패러다임을 수용하였다. 그 결과 2000년대 이후 상업적 브로커가 활동하는 국제결혼시장이 형성되었으며, 이와 함께 충분한 계획과 준비 없이 진행되는 국제결혼의 사례가 크게 증가하였다. 이는 외국인 신부들의 건강문제를 설명하는 한 가지 원인이 된다. 실제 많은 결혼이민여성들이 이민 초기 배우자의 문화와 언어에 적응하지 못한 채 스트레스와 연관된 우울증 등의 증상을 호소하는 것으로 알려져 있다(Lee et al., 2011; Kim et al., 2015).

하지만, 결혼이민여성의 매일 매일 일상을 따라다니는 차별과 부정적 정형화는 이들의 건강에 보다 심대한 영향을 줄 것으로 여겨진다. 교차성 이론(intersectionality theory)에 따르면 결혼이민여성의 불평등은 인종적 차별, 남성중심적 사회에서 겪게 되는 성적 억압, 남편의 계급적 지위에 의한 사회적 배제 등 다른 요소들과 동시에 고려할때만이 정확한 이해가 가능하다(Davis, 1981; Canstanaeda et al., 2015; Viruell-Fuentes et al., 2012; Grollman, 20014). 한국사회의 맥락에서 결혼이민여성이 다양한 유형의 차별을 경험하고 있으며 이들이 신체 및 정신

건강에 부정적인 영향을 미치고 있다는 근거는 풍부하게 존재한다(Kim, 2012; Lee et al., 2011; Watson, 2010; Cheon & Chung, 2015). 특히, 이들의 차별경험은 부정적인 자기정체성과 연관되어 사회적 고립을 초래하는 것으로 알려져 있다(Kim, 2012).

과연 사회자본은 배제와 주변화를 지속적으로 재생산하는 한국사회의 인종화된 구조 속에서 어떠한 방식으로 작동할 것인가? 불평등연구 분야에서 사회자본이 건강불평등의 조절 또는 매개변수로 작용한다는 근거는 충분히 있다(Uphoff et al., 2013). 하지만, 여기에 인종, 성별 과 차별 변수를 동시에 투입하였을 때, 사회자본이 건강불평등을 완화시키는 중재요인으로 작용할 수 있을지에 대해서는 거의 연구되지 못하였다. 특히, 사회자본의 속성을 Portes (1998)의 제안에 따라 관계적(relational) 요인과 물질적(material) 요인으로 구분하거나, Szreter & Woolcock (2004)의 제안대로 접합적(bonding), 교량적(bridging), 연결적(linking) 요인으로 구분할 경우 이에 따른 복잡성은 더욱 심화되어 어떠한 결론도 알려져 있지 않다. 본 연구는 이와 같은 선행연구의 틈을 매우는데 기여할 수 있다.

## 2. 연구방법

### 1) 자료 및 연구대상

본 연구는 2009년 한국에 거주하는 131,702명의 결혼이민자 전수에 대한 실태조사 자료를 바탕으로 하고 있다. 한국정부는 2008년 『다문화가족지원법』이 제정된 이후 결혼이민자의 인구 구성, 가족관계, 건강상태, 사회적 삶의 질 등에 대한 공식적인 자료를 얻기 위해 전수 조사를 결정하였다. 이에 약 3,000명의 인구조사원과 160명의 감독자로 구성된 조사단이 결혼이민자 가정에 방문하여 모국어 설문지를 통한 면접조사를 실시하였다. 행정안전부가 보유한 131,702명의 결혼이주민 데이터베이스 중에서 73,669명(55.9%)의 결혼이민자가 조사참여에 동의하였다. 본 연구는 결혼이민자 중 외국인 신부에 초점을 두고 있으므로 『2009년 전국다문화가족 실태조사』 자료 중 4,275명의 결혼이민남성과 22,291명의 한국국적을 취득한 결혼이민여성은 분석에서 제외되었다. 그밖에 6,664명의 대상자가 주요변수에 대한 결측(주관적 불건강 855명, 차별경험 1,111명, 거주기간 4,698명, 연령 9명)을 이유로 제외되었고, 결국 최종 연구대상자는 외국인 결혼이민여성 40,430명(30.7%)으로 구성되었다. 비응답에 대한 가중치가 모든 분석에 적용되었으며 이를 통해 출신국가와 거주지역별 무응답률이 교정될 수 있었다.

## 2) 변수측정

건강지표로 주관적 불건강은 다음의 설문을 바탕으로 측정되었다. “귀하의 전반적인 건강 상태는 어떻습니까? 매우좋다(1), 좋은 편이다(2), 보통이다(3), 나쁜 편이다(4), 매우 나쁘다(5)” 주관적 불건강 수준은 많은 연구에서 사망률 등 주요 건강지표와의 독립적인 연관성이 입증되었으며 가장 널리 사용되고 있는 건강지표 중 하나이다(Idler & Kasl, 1991). 흔히 주관적 불건강 변수는 이분형 변수로 전환되어 사용되고 있지만, 건강불평등 분석에서 이와 같은 변수전환은 신뢰도를 낮출 수 있는 것으로 알려져 있다(Wagstaff & van Doorslaer, 1994). 따라서 본 연구에서 주관적 불건강은 1~5점의 범위에서 균등한 간격을 갖는 연속변수로 간주되었다.

차별에 대한 주관적 경험은 Experience of Discrimination 설문지의 변형된 버전을 이용하여 측정되었다(Krieger et al., 2005). “귀하는 한국에서 생활하면서 외국인이라는 이유로 차별대우를 받은 적이 있습니까? 있다면 다음의 장소에서 어느 정도의 차별대우를 받았습니까? 1) 거리나 동네에서, 2) 상점, 음식점, 은행 등에서, 3) 공공기관(동사무소, 경찰서 등)에서, 4) 집 주인 또는 부동산중개업소에서, 5) 직장/일터에서.” 각각의 질문에 대상자는 5개의 범주로 응답하였다: 심한 차별을 받았다(4), 조금 차별 받은 편이다(3), 별로 차별을 받지 않은 편이다(2), 전혀 차별을 받지 않았다(1), 해당없음(0). 선행연구에서 차별의 측정은 다양한 장소와 상황 속에서 발생하는 불공정한 대우를 직접적인 질문을 통해 수집하도록 강조되어 있으며, 가능한 차별의 강도 또한 함께 측정할 것이 제안되고 있다(Karlsen & Nazroo, 2006; Williams et al., 2003). 따라서, 본 연구에서 모든 설문점수는 합산되어 0-20의 범위를 갖는 차별경험 점수로 환산되었다. 본 설문의 내적일관성은 충분한 것으로 나타났다(Cronbach's  $\alpha$  0.90).

사회자본은 네트워크 또는 다른 사회구조에 대하여 회원 가입을 통해 이익을 얻을 수 있는 역량으로 정의되었고(Portes, 1998), 단체가입(associational membership)을 통해 측정되었다. 모든 대상자는 지난 한 해 6가지 유형의 단체(모국인 친구 모임, 자녀 학교의 학부모 모임, 지역주민 모임, 시민단체, 노동조합, 정당)에 가입하였는지에 여부에 대한 질문을 받았다. 이에 따라 사회자본 유형은 다음의 두 가지 방식으로 조작화되었다. 첫째, 접합적 사회자본과 교량적 사회자본은 인종에 대하여 회원들이 인식하는 주관적 유사성을 기준으로 구분되었다(McPherson et al., 2001). 이에 따라, 모국인 친구 모임에만 참여하고 있다고 응답한 결혼이민 여성은 접합적 사회자본으로 분류되었다. 둘째, 교량적 사회자본과 연결적 사회자본은 ‘명확하고, 공식적이고, 제도화된 권력 또는 권위(explicit, formal, or institutionalized power or authority)’에 대한 구조적 유사성에 따라 구분되었다(Szreter & Woolcock, 2004). 이와 같은 관점에서 연결적 사회자본(수직적 관계망)은 교량적 사회자본(수평적 관계망)과 달리 유사하지 않은 집단 간에 의미 있는 자원의 접근을 허용하게 한다(Kim & Cho, 2015). 본 연구에서 연

결적 사회자본은 시민단체, 노동조합 또는 정당에 참여하고 있는 대상자로 조작화되었다. 비록 이와 같은 방식으로 사회자본의 유형을 정의한 연구들이 많지 않으나(Lofors & Sundquist, 2007; Sundquist & Yang, 2007; Nogueira, 2009; Derose & Varda, 2009; Poortinga, 2012), 이와 같은 접근은 선행연구에서 자주 간과되고 있었던 사회자본의 물질적또는 정치적인 측면을 강조하게 한다(Hawe & Shiell, 2000; Lynch et al., 2000; Muntaner et al., 2001).

인구사회학적 변수로 연령, 한국에서 거주기간, 출신국가, 가구소득, 결혼상태, 교육수준 및 경제활동 참여여부가 측정되었다. 다음의 세 가지 구조요인이 집중지수 분해를 위해 추가되었다. 1) 한국어 유창성, 2) 주관적 사회지위 변화, 4) 차별에 대한 항의. 한국어 유창성은 말하기, 읽기 및 쓰기 영역에서 5점 자가응답 리커드 척도로 이루어진 한국어 문해력 척도(Korean Language Literacy Scale)로 측정되었고, 이 점수는 합산되어 1점(가장 유창하지 않음)에서 15점(가장 유창함)의 지수로 환산되었다. 이에 대한 내적일관성은 충분한 것으로 나타났다(Cronbach's  $\alpha$  0.94). 주관적 사회지위란 사회적 위계 속에서 대상자 스스로 인식하는 사회적 위치를 뜻한다(Cundiff et al., 2013). 모든 연구 대상자는 한국에서 또한 모국에서 “가장 못사는(최하층)을 ①으로 하고, 가장 잘 사는 가족(최상층)을 ⑩으로 할 때, 귀하의 가족은 어디에 속합니까?”라는 질문을 받았으며, 이에 ①에서 ⑩ 사이의 숫자 중 한 가지를 선택하도록 하였다. 본 연구에서 주관적 사회지위 변화는 모국에서 기록된 점수에서 한국에서 기록된 점수를 차감한 값으로 정의하였다(-10~10 범위). 차별에 대한 항의는 다음의 설문을 바탕으로 측정되었다. “(차별대우를 받았을 때) 귀하는 차별 시정을 요구한 적이 있습니까?” 이 질문은 ‘예’, ‘아니오’ 또는 ‘해당 없음’으로 응답할 수 있었다. 선행연구에 따르면 ‘직면하기’와 같은 문제중심 대응방식은 감정중심 대응방식(예를 들어, 소리지르기, 울기, 다른 사람과 상의하기, 잊어버리기 등)과 비교하여 차별에 의한 부정적 건강영향을 보다 효과적으로 막아주는 것으로 알려져 있다(Karlsen & Nazroo, 2006; Williams et al., 2003).

### 3) 통계적 분석

사회자본 유형에 따른 주관적 불건강의 평균 수준을 비교하기 위하여 가장 먼저 일원분산 분석과 Bonferroni 사후검정을 실시하였다. 다음으로 결혼이민여성의 주관적 불건강에 대한 총불평등을 측정하기 위해 집중곡선(concentration curve)과 집중지수가 산출되었다. 통상적으로 집중곡선은 가장 가난한 사람에서 가장 부유한 사람으로 정렬한 후(x축) 건강변수의 누적 퍼센트(y축)를 도식화함으로써 소득 또는 자산에 의한 건강불평등을 시각적으로 보여준다. 하지만, 본 연구에서 집중곡선은 차별에 의한 건강불평등을 측정하기 위해 주관적 불건강의 누적비율을 차별경험의 순위에 따라 도식화하였다. 또한 사회자본 유형에 따라 두 개 이상의 집중곡선을 표시한 후 어떠한 곡선이 보다 우위에 있는지(Lorentz dominance)를 19개 지점에

서 모두 비교하는 다중비교방법을 통해 검증하였다(Dardanoni & Forcina, 1999; O'Donnell et al., 2008).

집중지수는 집중곡선과 45도선(i.e., 평등선) 면적의 2배 값으로 정의된다. 따라서, 만일 모든 연구대상자에서 주관적 불건강이 동일한 값으로 측정되었다면 집중곡선은 45도선 위에 위치하게 되며 결국 집중지수는 0이 된다(완전한 평등). 반면에 주관적 불건강이 차별을 많이 받은 사람에게서 보다 많이 분포한다면 집중곡선은 평등선 보다 아래에 위치할 것이고 점차 1의 값에 가까워질 것이다. 본 연구에서 집중지수는 Kakwani 등(1997)에 의해 제안된 간편회귀분석법(convenient regression method)으로 산출하였다. 이 방법의 장점은 회귀방정식에 인구학적 변수와 표본가중치를 투입하는 것이 용이하므로 표준적이고 대표적인 집중지수를 산출할 수 있다는 것이다.

Wagstaff 등(2003)에 따르면 건강변수  $y$ 가  $k$ 개의 결정요인  $x_k$ 의 선형회귀모형으로 설명될 수 있다면(수식 1), 건강집중지수 CI는 다음과 같이 분해될 수 있다(수식 2: 회귀계수  $\beta_k$ , 평균, 집중지수  $CI_{k,y}$ 의 평균  $\mu$ , 잔차  $GCI_\varepsilon/\mu$ ). 또한 두 그룹의 건강집중지수의 차이(dCI)는  $\beta_k$ 와  $CI_k$ 의 가중평균의 합으로 분해될 수 있다(수식 3).

$$y_i = \alpha + \sum_k \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i, \quad (1)$$

$$CI = \sum_k \left( \frac{\beta_k \bar{x}_k}{\mu} \right) CI_k + \frac{GCI_\varepsilon}{\mu}, \quad (2)$$

$$dCI = \sum_k \frac{\bar{x}_k}{\mu} (CI_k - CI) d\beta_k + \sum_k \frac{\beta_k}{\mu} (CI_k - CI) d\bar{x}_k + \sum_k \frac{\beta_k \bar{x}_k}{\mu} dCI_k + d\frac{GCI_\varepsilon}{\mu} - \frac{CI}{\mu} d\alpha. \quad (3)$$

이와 같은 총차이분해법(total differential decomposition)을 통해 서로 다른 사회자본을 가진 대상자의 건강불평등 차이가 어떠한 요인에 의해 비롯되었는지를 설명할 수 있다. 차별에 의한 건강불평등의 차이는 두 그룹(e.g., 연결적 사회자본과 비연결적 사회자본)간 결정요인의 건강영향 차이( $d\beta_k$ ), 건강요인의 평균차이( $d\bar{x}_k$ ) 또는 건강요인의 불평등한 분포의 차이( $dCI_k$ ) 때문일 수 있다. 비록 이는 기술적인 분석이지만 건강불평등의 원인적 요인을 규명하는 하나의 방법으로 활용될 수 있다(O'Donnell et al., 2008).

### 3. 연구결과

연구대상자의 일반적 특징은 <표 1>에 기술되어 있다. 전체 표본에서 36.9%와 26.9%의 여성 결혼이민자는 각각 접합적 사회자본과 교량적 사회자본으로 분류되었고, 26.9%의 대상자

Table 1. General characteristics of the study participants in addition to types of social capital

	Total (n=40430)	Social Capital				p*
		None (n=12553)	Bonding (n=14518)	Bridging (n=12359)	Linking (n=1000)	
Weighted proportion, %	100.0	34.0	36.9	26.9	2.2	
Self-rated poor health, score	2.33 (0.92)	2.36 (0.94)	2.28 (0.90)	2.35 (0.90)	2.50 (0.92)	<.001
Experiences of discrimination, score	2.28 (3.90)	2.18 (3.86)	2.36 (3.90)	2.22 (3.86)	3.44 (4.72)	<.001
<b>Demographics</b>						
Age, year	32.0 (9.4)	33.9 (10.1)	30.9 (8.7)	30.9 (8.8)	35.1 (9.7)	<.001
Length of residence, month	42.3 (39.9)	37.6 (34.7)	37.5 (32.9)	51.9 (47.8)	80.4 (68.2)	<.001
Country of origin, %						
China	49.4	67.9	49.4	27.6	28.0	<.001
Vietnam	26.4	18.0	27.2	37.1	13.8	
Others	24.2	14.1	23.4	35.3	58.2	
Household income, %						
<1 million KRW (US \$935)	18.3	19.9	15.3	20.2	20.2	<.001
1-2 million KRW	37.6	38.4	39.2	34.8	35.8	
≥2 million KRW (US \$1,870)	27.5	24.8	30.5	26.7	27.7	
Missing	16.6	16.9	15.0	18.3	16.3	
Marital status, %						
Married	93.9	92.4	94.3	95.4	92.6	<.001
Separated/divorced/widowed	4.1	5.2	4.0	2.9	5.0	
Missing	2.0	2.4	1.7	1.7	2.4	
Educational level, %						
Less than Bachelor's degree	77.7	82.9	77.5	73.1	56.6	<.001
Bachelor's degree or higher	21.5	16.2	21.8	26.2	42.6	
Missing	0.8	0.9	0.7	0.7	0.8	
Economic activity, %						
Unemployed (homemaker)	67.0	63.5	67.6	71.2	60.6	<.001
Employed	31.8	35.0	31.5	27.8	37.6	
Missing	1.1	1.5	0.9	1.0	1.8	
<b>Additional variables</b>						
Language proficiency, score	8.3 (3.4)	8.1 (3.7)	8.3 (3.2)	8.5 (3.1)	9.0 (3.1)	<.001
Change of social position, score	-0.5 (2.2)	-0.6 (2.3)	-0.4 (2.2)	-0.3 (2.1)	-0.7 (2.3)	<.001
Protest against discrimination, %	9.2	8.5	9.8	9.0	13.3	<.001

Source: 2009 National Survey of Multicultural Families, Republic of Korea

Note: The data are presented as weighted proportion or weighted mean (standard deviation) according to the variable characteristics. The nonresponse weight provided from the data source was applied.

\* p values were calculated between the group values from the chi-squared test (without applying the sample weight) except for six variables of the following; p values for experiences of discrimination and length of residence were calculated using the Kruskal-Wallis test; p values for self-rated poor health, age, language proficiency, and change of social position were calculated using the one-way ANOVA (F-test).

는 자신이 아무런 단체에 가입하고 있지 않다고 응답하였다. 단지 2.2%의 결혼이민여성만이 시민사회단체(n=779), 노동조합(n=557) 또는 정당(n=361)에 가입하여 연결적 사회자본으로 분류되었다. 이들은 대체로 나이가 많고, 한국에서 거주기간이 길었으며, 중국이나 베트남이 아닌 국가 출신이 많았으며, 고졸이상의 고학력자로 직업을 갖고 있는 경우가 많았다. 또한 한국어가 능숙하고, 이민 후 사회지위의 하락을 경험하고 있었으며, 차별에 대해서는 항의와 같이 보다 적극적으로 대응하는 경우가 많았다.

<표 2>는 사회자본 유형에 따라 구분된 집단별로 주관적 불건강의 평균적 차이를 보여주고 있다. 한국에서 아무런 차별도 경험하지 않았다고 응답한 결혼이민여성(n=28,001)에서 주관적 불건강은 사회자본의 유형에 따라 유의한 차이를 갖는 것으로 나타났다(F-test  $p < .001$ ; post-hoc test  $p < .001$  [excepting, none vs. bridging  $p = 1.000$ ]). 하지만, 이와 같은 차이는 차별을 경험하였다고 응답한 결혼이민여성(n=12,429)에서는 두드러지게 감소하였다(F-test  $p < .001$ , post-hoc test  $p \geq .140$  [excepting, none vs. bonding  $p < .001$ ]). 이는 선행연구를 통해 잘 알려진 사회자본과 건강수준의 연관성이 인종차별의 상황적 조건에서는 약해질 수 있음을 의미한다.

Table 2. Group differences of poor self-rated health score among types of social capital according to the characteristics of discrimination experiences

	Experience of discrimination					
	No (n=28001)			Yes (n=12429)		
	%	mean (SD)	<i>p</i>	%	mean (SD)	<i>p</i>
Self-rated poor health, score						
No social capital	34.5	2.26 (0.92)	<.001 <sup>a</sup>	33.0	2.56 (0.97)	<.001 <sup>a</sup>
Bonding social capital	36.3	2.19 (0.88)		38.2	2.47 (0.93)	
Bridging social capital	27.4	2.28 (0.89)		26.0	2.51 (0.90)	
Linking social capital	1.8	2.45 (0.90)		2.9	2.58 (0.93)	
-----						
Group Difference (B - A)						
None (A) vs. Bonding (B)		-0.08	<.001 <sup>b</sup>		-0.09	<.001 <sup>b</sup>
None (A) vs. Bridging (B)		0.01	1.000 <sup>b</sup>		-0.05	.140 <sup>b</sup>
None (A) vs. Linking (B)		0.19	<.001 <sup>b</sup>		0.01	1.000 <sup>b</sup>
Bonding (A) vs. Bridging (B)		0.09	<.001 <sup>b</sup>		0.04	.201 <sup>b</sup>
Bonding (A) vs. Linking (B)		0.26	<.001 <sup>b</sup>		0.11	.142 <sup>b</sup>
Bridging (A) vs. Linking (B)		0.17	<.001 <sup>b</sup>		0.06	1.000 <sup>b</sup>

Abbreviations: SD, standard deviation

Source: 2009 National Survey of Multicultural Families, Republic of Korea

Note: Experiences of discrimination is a dichotomous variable ('No' if a summary discrimination score is zero; else 'Yes'). The data are presented as weighted proportion or weighted mean (standard deviation). The nonresponse weight provided from the data source was applied.

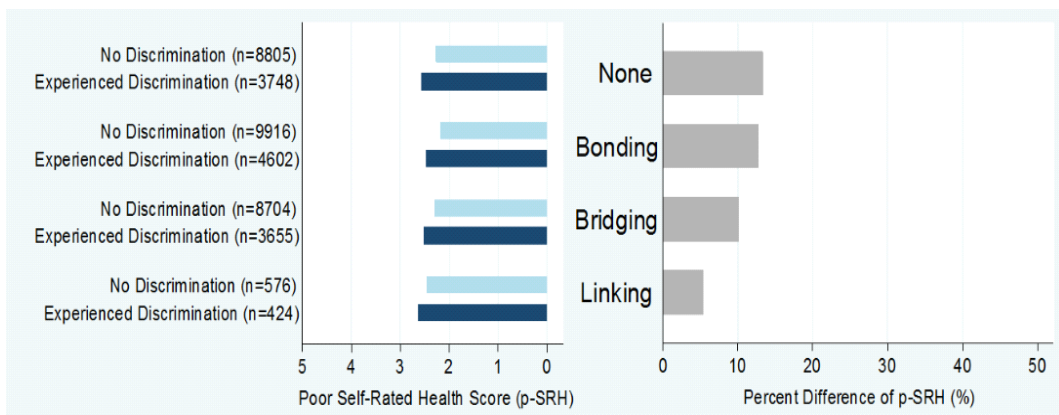
<sup>a</sup>*p* values were calculated using the one-way ANOVA (F-test).

<sup>b</sup>*p* values were calculated using post-hoc multiple comparison test with Bonferroni correction.



<그림 1>은 차별을 경험한 집단과 그렇지 않은 집단 간에서 주관적 불건강 점수의 % 차이를 사회자본 유형에 따라 기술한 결과이다. 사회자본 유형에 따라 구분된 네 가지 하위집단 중에서 주관적 불건강의 집단 간 차이는 다음 순서로 낮아지는 것으로 나타났다: 사회자본 없음(13.2%), 접합적 사회자본(12.8%), 교량적 사회자본(10.1%), 연결적 사회자본(5.3%).

Figure 1. Percent differences of poor self-rated health among marriage migrant women between the subgroups of discrimination (D) and non-discrimination (ND) according to the types of social capital.



Note: Percent differences were calculated by the following equation:  $\{(D \text{ score} - ND \text{ score}) / ND \text{ score}\} * 100$ . 'ND' if a summary discrimination score is zero; else 'D'.

연구대상자의 사회자본 유형에 따른 집중곡선은 <그림 2>와 같다. 이 곡선은 주관적 불건강의 누적비율과 차별경험의 순위의 무보정 관계를 나타낸 것으로 사회자본 유형별로 서로 다른 곡선으로 표시되었다. 이에 따르면 불건강은 연결적 사회자본 집단에서 보다 평등하게 분포하고 있다. 다중비교방법의 검정결과 연결적 사회자본은 접합적 또는 교량적 사회자본 보다 최소한 한 개 이상의 분위지점에서 위에 위치하고 있고, 어떠한 분위지점에서도 아래에 위치하지 않음이 확인되었다(표 3). 이는 연결적 사회자본이 접합적 또는 교량적 사회자본 보다 로렌츠 우위에 있음을 뜻한다. 반면 연결적 사회자본과 아무런 사회자본을 갖지 않는 집단과의 로렌츠 우위는 유의하지 않았다(표 3).

Figure 2. Concentration curves for discrimination-related health inequality according to the types of social capital among marriage migrant women in South Korea.

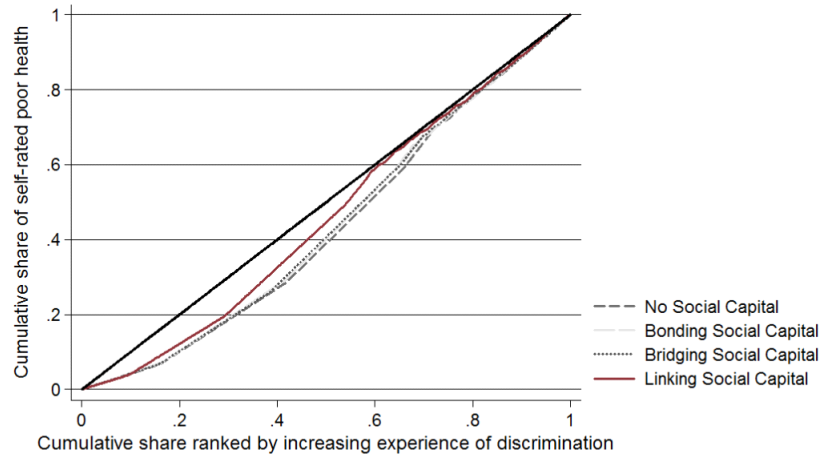


Table 3. Dominance test between concentration curves according to the types of social capital

Data 1	Data 2	Results	Sig. level	# points	Rule
None	Bonding SC	'None' dominates 'Bonding SC'	5%	19	mca
None	Bridging SC	curves cross	5%	19	mca
None	Linking SC	non-dominance	5%	19	mca
Bonding SC	Bridging SC	curves cross	5%	19	mca
Bonding SC	Linking SC	'Linking SC' dominates 'Bonding SC'	5%	19	mca
Bridging SC	Linking SC	'Linking SC' dominates 'Bridging SC'	5%	19	mca

Abbreviations: SC, social capital; mca, multiple comparison approach; Sig., significance; #, number

Source: 2009 National Survey of Multicultural Families, Republic of Korea

Note: The nonresponse weight provided from the data source was applied. Dominance test was conducted by the user-developed program *dominance* (O'Donnell et al., 2008).

<표 4>는 사회자본 유형에 따른 건강집중지수를 서로 다른 회귀분석모형을 통해 추정된 결과이다. 전체표본과 하위표본 중 사회자본 없음, 접합적 사회자본 및 교량적 사회자본 집단에서 차별에 의한 건강집중지수는 각각 0.023, 0.022, 0.023, 0.024로 나타났으며, 이는 주관적 불건강이 차별을 많이 경험한 결혼이민여성에서 보다 집중적으로 분포하고 있음을 뜻한다(CI 0.022-0.024, SE 0.001-0.003,  $p < .001$ ). 하지만, 하위표본 중 연결적 사회자본에서는 건강집중지수가 0.008로 크게 감소하였고, 이는 건강집중지수가 0과 같다는 귀무가설을 기각할 수 없음을 뜻한다(unadjusted model: CI 0.008, SE 0.008,  $p = .332$ ). 이는 연결적 사회자본이 인종차별에 대응하여 건강평준화 효과를 가지고 있음을 시사하는 결과이다. 이상의 결과는 교란

변수로서 다양한 인구사회학적 요인을 투입한 여타 분석모형에서도 크게 달라지지 않았다 (fully adjusted model: CI 0.007, SE 0.012, p .442). 비교상의 목적으로 소득순위와 주관적 불건강의 누적비율의 관계를 반영한 소득에 의한 건강집중지수는 <표 4>의 하단부에 기술되어 있다. 표준적 삶의 지표로 소득을 선택하였을 경우 집중지수 값은 다른 사회자본 유형의 하위집단과 비교하여 크게 다르지 않은 것으로 나타났다(unadjusted model: CI -0.030 to -0.023, SE 0.002-0.008, p ≤ .003; fully adjusted model: CI -0.027 to -0.025, SE 0.002-0.014, p ≤ .014).

Table 4. Concentration indexes for inequality in self-rated poor health among marriage migrant women in South Korea

	n	Unadjusted Model		Fully Adjusted Model	
		CI (SE)	p	CI (SE)	p
Discrimination-related inequality					
Total sample	40430	0.023 (0.001)	<.001	0.018 (0.002)	<.001
Subsample					
No social capital (A)	12553	0.022 (0.003)	<.001	0.018 (0.005)	<.001
Bonding social capital (B)	14518	0.023 (0.002)	<.001	0.017 (0.004)	<.001
Bridging social capital (C)	12359	0.024 (0.002)	<.001	0.018 (0.004)	<.001
Non-linking social capital (A+B+C)	39430	0.023 (0.001)	<.001	0.018 (0.002)	<.001
Linking social capital (D)	1000	0.008 (0.008)	.332	0.007 (0.012)	.422
Income-related inequality					
Total sample	33108	-0.026 (0.001)	<.001	-0.027 (0.002)	<.001
Subsample					
No social capital (A)	10264	-0.030 (0.003)	<.001	-0.027 (0.005)	<.001
Bonding social capital (B)	12115	-0.023 (0.002)	<.001	-0.026 (0.004)	<.001
Bridging social capital (C)	9901	-0.024 (0.002)	<.001	-0.026 (0.004)	<.001
Non-linking social capital (A+B+C)	32280	-0.026 (0.002)	<.001	-0.027 (0.002)	<.001
Linking social capital (D)	828	-0.025 (0.008)	.003	-0.025 (0.014)	.014

Abbreviations: n, sample size; CI, concentration index; SE, standard error  
 Source: 2009 National Survey of Multicultural Families, Republic of Korea  
 Note: CIs, SEs, and p values were estimated using the convenient regression:

$$2\sigma_r^2 \left(\frac{h_i}{\mu}\right) = \alpha + \beta r_i + \sum_j \delta_j x_{ji} + \varepsilon_i,$$

where  $r_i$  and  $\varepsilon_i$  are the variance of the fractional rank  $\left(\frac{h_i}{\mu}\right)$  and share of the poor self-rated health, respectively.  $r_i$  is selected as the rank of discrimination experiences to estimate the discrimination-related CI; in contrast,  $\varepsilon_i$  is selected as the rank of household income to estimate the income-related CI.  $\sum_j \delta_j x_{ji}$  represents the confounding variables listed below to estimate indirectly standardized CI. For the discrimination-related inequality model, variables include age, length of residence, country of origin, household income, marital status, educational level, economic activity, language proficiency, change of subjective social position, and protest against discrimination. For the income-related inequality model, the variable of experiences of discrimination (dichotomous variable) was additionally inserted and the variable of household income was excluded from the model. The nonresponse weight provided from the data source was applied.

연결적 사회자본과 비연결적 사회자본 집단에서 건강집중지수를 결정요인에 따라 분해한 결과는 <표 5>에 요약되어 있다. 첫 번째 열 ' $\beta$ (SE)'은 주관적 불건강에 대한 각각 결정요인의 영향력을 뜻하는 회귀계수이다. 여기에서 차별경험은 비연결적 사회자본 집단에서 불건강과 유의한 연관성을 갖는 것으로 나타나 있다( $\beta$  0.218, SE 0.12,  $p < .001$ ). 하지만, 연결적 사회자본 집단에서 이와 같은 영향은 상당히 감소하였다( $\beta$  0.163, SE 0.07,  $p .018$ ). 또한, 차별에 대한 항의가 건강에 미치는 영향은 두 집단에서 질적으로 다르게 나타나고 있다. 비록 이 들은 10% 유의수준에서 유의하지 않은 결과이나, 차별에 대한 항의는 비연결적 사회자본 집단에서 불건강과 '정'의 연관성을 보이고 있던 반면( $\beta$  0.033 SE 0.02,  $p .132$ ), 연결적 사회자본에서는 '부'의 연관성이 관찰되고 있다( $\beta$  -0.122, SE 0.10,  $p .238$ ).

' $\beta\bar{x}/\mu$ '과 'CI' 열을 곱하여 건강집중지수에 대한 결정요인별 기여비율(%)을 산출한 결과는 <표 3>의 다섯 번째와 여섯 번째 열인 'Total(%)'에 기술되어 있다. 비연결적 사회자본 집단에서 가장 기여율이 높은 결정요인은 차별경험(85.2%), 거주기간(8.4%) 순으로 나타났다. 연결적 사회자본 집단에서도 이와 유사한 패턴이 관찰되었다. 하지만, 차별에 대한 항의(-49.3%)와 미설명요인(-80.4%)의 기여비율이 반대방향으로 커지면서, 전체적으로 차별경험(194.9%), 연령(39.1%) 및 거주기간(23.7%)의 기여분의 크기는 크게 증가한 것을 알 수 있다.

<표 6>은 유독 연결적 사회자본 집단에서 차별에 의한 건강불평등 차이가 발생한 원인을 알아보기 위해 총차이분해법을 적용한 결과이다. 연결적 사회자본 집단과 비연결적 사회자본 집단에서 발생한 건강집중지수의 총 차이는 0.0154였다. 미측정 변수에 의한 기여분(45.5%)을 제외한다면, 총 차이의 대부분은 차별에 대한 항의(35.8%)와 차별경험(28.3%)으로 설명되었다. 두 집단에서 차별에 대한 항의의 차이가 발생한 이유는 주로 회귀계수(0.0049)와 평균(0.0012)이 두 집단에서 달랐기 때문이다. 즉, 연결적 사회자본 집단에서 차별에 대한 항의는 보다 빈번하게 관찰되고 있으며, 이는 건강에 보다 긍정적인 영향을 주고 있다. 반면, 차별경험이 두 집단에서 다르게 나타난 원인은 주로 회귀계수의 차이(0.0052)와 차별 자체의 불균형한 분포(0.0030)로 설명된다. 반면 두 집단에서 차별경험의 유병률은 큰 차이를 보이지 않고 있다(-0.0038).

Table 5. Decomposition of discrimination-related health inequalities between non-linking vs. linking social capital among marriage migrant women in South Korea

	Non-linking Social Capital (n=39430)				Linking Social Capital (n=1000)					
	$\beta$ (SE)	$\bar{x}$	$\beta\bar{x}/\mu$	Total (%)	$\beta$ (SE)	$\bar{x}$	$\beta\bar{x}/\mu$	Total (%)		
Experiences of discrimination <sup>a</sup>	0.218 (0.12) <sup>‡</sup>	0.32	0.030	0.656	0.020	85.2	0.163 (0.07)*	0.549	0.015	194.9
Demographics										
Age	0.016 (0.00) <sup>‡</sup>	31.9	0.217	-0.004	-0.001	-3.3	0.021 (0.01) <sup>‡</sup>	0.010	0.003	39.1
Length of residence (log)	0.097 (0.01) <sup>‡</sup>	3.40	0.142	0.014	0.002	8.4	0.052 (0.05)	0.023	0.002	23.7
Country of origin: China	0.071 (0.01) <sup>‡</sup>	0.50	0.015	-0.004	-0.000	-0.3	-0.084 (0.09)	-0.000	0.000	0.0
Country of origin: Vietnam	0.102 (0.01) <sup>‡</sup>	0.27	0.012	-0.008	-0.000	-0.4	-0.070 (0.11)	-0.116	0.000	5.7
Income: <1 million KRW	0.284 (0.02) <sup>‡</sup>	0.18	0.022	0.052	0.001	5.0	0.262 (0.10) <sup>‡</sup>	0.021	0.000	2.9
Income: 1-2 million KRW	0.146 (0.01) <sup>‡</sup>	0.38	0.024	0.010	0.000	1.0	0.173 (0.08)*	0.008	0.000	2.6
Income: Missing	0.248 (0.02) <sup>‡</sup>	0.17	0.018	-0.011	-0.000	-0.8	0.126 (0.10)	-0.101	-0.001	-10.5
Marital status: Separated	0.105 (0.03) <sup>‡</sup>	0.04	0.002	0.026	0.000	0.2	0.143 (0.19)	-0.044	-0.000	-1.6
Marital status: Missing	-0.145 (0.03) <sup>‡</sup>	0.02	-0.001	-0.054	0.000	0.3	0.098 (0.28)	-0.113	-0.000	-1.3
Education: $\geq$ Bachelor's degree	-0.077 (0.01) <sup>‡</sup>	0.21	-0.007	0.014	-0.000	-0.4	-0.087 (0.07)	0.069	-0.001	-13.0
Education: Missing	0.033 (0.05)	0.01	0.000	-0.019	-0.000	-0.0	-0.033 (0.44)	-0.000	-0.000	-0.1
Economic activity: Employed	-0.042 (0.01) <sup>‡</sup>	0.32	-0.006	0.046	-0.000	-1.1	0.026 (0.07)	0.043	0.000	2.1
Economic activity: Missing	-0.102 (0.04)*	0.01	-0.000	-0.055	0.000	0.1	-0.130 (0.30)	-0.288	0.000	3.4
Additional variables										
Language proficiency	-0.022 (0.00) <sup>‡</sup>	8.29	-0.078	0.005	-0.000	-1.6	-0.030 (0.01) <sup>‡</sup>	0.014	-0.002	-19.2
Change of social position	-0.020 (0.00) <sup>‡</sup>	-0.46	0.004	0.204	0.001	3.4	-0.002 (0.02)	0.130	0.000	0.9
Protest against discrimination	0.033 (0.02)	0.09	0.001	0.684	0.000	3.8	-0.122 (0.10)	0.598	-0.004	-49.3
Residual				0.000	0.6				-0.006	-80.4
Total				0.023	100.0				0.008	100.0

Abbreviations:  $\beta$ , regression coefficient; SE, standard error;  $\mu$ , mean of determinants;  $\mu$ , mean of poor self-rated health; CI, concentration index  
 Source: 2009 National Survey of Multicultural Families, Republic of Korea  
 Note:  $\beta$  (SE) and CI of each determinant were estimated by Equations (1) and (2), respectively. The reference groups were listed as follows: Others (country of origin),  $\geq$  2 million KRW (income), Married (marital status), Less than Bachelor's degree (education), Unemployed (economic activity). The nonresponse weight provided from the data source was applied.  
<sup>a</sup>Experiences of discrimination is a dichotomous variable (0 if a summary discrimination score is zero; else 1).  
 \* $p < .05$ ; <sup>‡</sup>  $p < .001$  (two-tailed test)

Table 6. Decomposition of the difference in discrimination-related health inequalities between the non-linking vs. the linking social capital among marriage migrant women in South Korea

	Total Differential Decomposition					
	$\beta$ 's	Mean of x's	CI's	$GC_{\varepsilon}$	Total	(%)
Experiences of discrimination <sup>a</sup>	0.0052	-0.0038	0.0030		0.0044	28.3
Demographics						
Age	-0.0002	-0.0001	-0.0041		-0.0044	-28.6
Length of residence (log)	0.0011	-0.0002	-0.0007		0.0002	1.0
Country of origin: China	-0.0001	-0.0001	-0.0000		-0.0000	-0.3
Country of origin: Vietnam	-0.0012	0.0004	-0.0004		-0.0011	-7.5
Income: <1 million KRW	0.0000	-0.0000	0.0009		0.0009	5.7
Income: 1-2 million KRW	0.0000	0.0000	0.0000		0.0001	0.3
Income: Missing	-0.0009	-0.0000	0.0007		-0.0001	-0.9
Marital status: Separated	0.0000	0.0000	0.0002		0.0003	1.7
Marital status: Missing	0.0003	0.0000	0.0001		0.0004	2.3
Education: $\geq$ Bachelor's degree	0.0001	0.0005	0.0008		0.0014	9.0
Education: Missing	0.0000	0.0000	0.0000		0.0000	0.1
Economic activity: Employed	-0.0004	-0.0000	0.0000		-0.0004	-2.3
Economic activity: Missing	-0.0001	-0.0001	-0.0002		-0.0004	-2.5
Additional variables						
Language proficiency	0.0002	0.0001	0.0010		0.0012	8.0
Change of social position	0.0006	-0.0000	0.0001		0.0007	4.2
Protest against discrimination	0.0049	0.0012	-0.0006		0.0055	35.8
Residual					0.0070	45.5
Total	0.0096	-0.0020	0.0008	0.0070	0.0154	100
Percent	62.3	-12.8	5.0	45.5	100	

Abbreviations:  $\beta$ , regression coefficient; CI, concentration index;  $GC_{\varepsilon}$ , generalized concentration index for residual  
Source: 2009 National Survey of Multicultural Families, Republic of Korea

Note:  $\beta$ 's, mean of x's, CI's, and  $GC_{\varepsilon}$  were estimated in Equation (3). The reference groups were listed as follows: Others (country of origin),  $\geq 2$  million KRW (income), Married (marital status), Less than Bachelor's degree (education), Unemployed (economic activity). The nonresponse weight provided from the data source was applied.

<sup>a</sup>Experiences of discrimination is a dichotomous variable (0 if a summary discrimination score is zero; else 1).

## 4. 고 찰

본 연구는 우리나라에서 인종차별에 대응하여 연결적 사회자본이 건강평준화 효과를 가지고 있음을 보여준 최초의 연구이다. 선행연구에서와 마찬가지로 결혼이민여성에서 주관적으로 측정된 불건강은 차별경험이 많은 여성일수록 보다 집중적으로 분포하고 있었다. 하지만, 이를 서로 다른 사회자본의 유형별로 구분하여 살펴보았을 때, 유독 연결적 사회자본을 가진 결혼이민여성에서 차별에 의한 건강불평등은 유의하게 관찰되지 않았다. 총차이분해법을 통해 이에 대한 원인을 고찰한 결과 이와 같은 차이는 다음과 같은 두 가지 요인에 의한 것으로 나타났다. 1) 차별에 대한 항의의 유병률과 건강영향의 차이, 2) 차별 자체의 건강영향과 분포의 차이.

이와 같은 결과는 어느 정도의 개연성을 가지고 있는가? 어떻게 우리는 시민단체, 노동조합 또는 정당에 참여가 결혼이민여성의 건강평준화 효과를 내포한다고 설명할 수 있겠는가? 첫째, 차별에 대한 항의의 유병률과 건강영향의 차이는 서로 다른 크기의 권력자원을 가진 집단에서 항의가 갖는 의미의 차이로 설명할 수 있다. Walter Korpi(1985)의 권력자원 이론에 따르면, 두 명의 행위자가 가지고 있는 권력자원의 차이가 클 경우, 보다 약한 행위자의 권력 행사 동기는 약해진다고 하였다(예를 들어, 무이슈, 무의사결정). 갈등이란 두 행위자가 압력적 권력자원(pressure power resources)을 행사하는 경우에 한하여 발생하므로, 이와 같은 상황적 조건에서는 착취(exploitation)만이 발생하게 된다. 반면, 두 집단의 권력자원의 차이가 비교적 작을 경우, 성공의 가능성이 높아지므로, 권력행사에 대한 동기는 강화되며 결국 구체적인 갈등이 발생할 가능성이 높아진다. 결혼이민여성의 맥락에서 ‘항의’는 이와 같은 갈등의 구체적 표현으로 해석될 수 있다. 또한 시민단체, 노동조합 또는 정당에의 참여는 ‘항의’를 가능하게 하는 권력자원 또는 이에 대한 접근을 가능하게 하는 자원으로 이해될 수 있다. 비록 Korpi(1985)는 결혼이민여성에 대해 아무런 언급을 하지 않았지만, 역사적으로 취약계층에게 가장 중요한 권력자원은 결사체의 조직화를 통한 집합행동(collective action)이었다. 이와 같은 관점에서, 소수의 결혼이민여성이 일상생활 속에서 부딪히는 차별에 대해 항의를 하더라도, 만일 그 여성이 시민단체나 정당에 참여하고 있다면, 이는 매우 다른 사회적 의미를 가질 수 있다(Verkuyten & Martinovic, 2015). 이는 단지 스트레스를 피하고자 하는 개인적 수준의 대응(coping response)이 아니라, 권력자원을 통해 차별을 극복하고자 하는 적극적 행동으로 간주된다. 본 연구에 따르면, 이와 같은 방식에 의한 ‘차별에 대한 항의’는 해당집단의 건강불평등은 개선시킬 수 있다.

둘째, 시민단체, 노동조합 또는 정당 참여자에게서 관찰되는 차별경험의 분포와 건강영향의 차이는 임파워먼트(empowerment)와 의식화(conscientization)의 개념을 통해 부분적으로 설명

명을 할 수 있다. Wallerstein(1992)은 임파워먼트를 가리켜 정치적 효능과 사회정의의 목표를 달성하기 위하여 사람들에게 동기를 부여하는 사회적 행동과정이라고 하였다. 임파워먼트의 중심 전략 중 하나는 의식화이며, 이는 사람들로 하여금 삶을 둘러싸고 있는 정치적, 사회경제적, 문화적 모순을 인식하게 하고, 이를 통해 자신이 누구인지를 깨닫게 하는 과정에 있다 (Guareschi & Jovchelovitch, 2004). 만일 결혼이민여성이 이와 같은 비판적 성찰(critical reflexivity)의 기술을 시민단체 등의 활동을 통해 획득하게 되었다면, 그녀는 자신의 차별경험에 대해 더 많이 인식하고 회상할 것이며, 따라서 ‘차별을 받았다’고 응답하였을 것이다. 반면에 아무런 단체에 참여하지 않거나 단지 계급적으로 격리된 네트워크에만 참여하고 있는 경우, 이들은 자신의 실패를 감추거나 비난을 회피할 목적으로 자신의 차별경험을 무시하거나(Chahal & Julienne, 1999) 또는 과장하여 응답할 수 있다(Neighbors et al., 1996). 선행연구에 따르면 이와 같은 차별경험의 내재화(internalization)는 만성질환의 이환과 연관되어 불건강을 초래할 수 있다(Karlsen & Nazroo, 2006; Williams et al., 2003).

셋째, 상당히 많은 사회경제학적 요인들이 교란변수로 투입되었음에도 불구하고, 본 연구는 미측정 변수에 의한 내생성(endogeneity)을 충분히 해결하였다고 볼 수 없다. 이민자의 지역집중도, 작업장 안전, 만성질환 및 정신질환 유병률 등 건강불평등에 영향을 미칠 수 있는 다양한 결정요인 변수들이 측정되지 못하였고, 그 결과 이에 대한 영향들은 회귀분석의 잔차에 포함되었을 것이다. 연결적 사회자본의 개념을 최초로 제안한 Szreter & Woolcock(2004)은 가진 자(haves)와 가지지 못한 자(have-nots) 간에 연결적 사회자본을 형성하기 위해서는 단순한 언어 이상의 선결조건이 필요함을 강조한 바 있다. 이들은 그 기초로서 ‘공정성에 대한 공감대(a shared sense of fairness)’를 언급하였다(Szreter & Woolcock, 2004). 아마도 이와 같은 선결조건을 만들어내기 위해서는 오랜 역사적 과정을 통해 정치적, 제도적, 또는 이데올로기적 영역에서 특별한 작업들이 선행되어야 할 것이다(Verkuyten & Martinovic, 2015). 이와 같은 개념들의 조작화와 측정은 매우 어려운 일이다. 하지만, 만일 이와 같은 요인이 존재한다면, 이들은 본 연구의 미설명변수에 포함되어 있을 것이다.

본 연구의 강점은 우리나라를 대표하는 대규모 표본을 활용하여 전수에 가까운 결혼이민 여성에 대한 조사를 실시했다는 점에 있다. 또한 본 연구는, 저자가 아는 한, 차별에 의한 건강불평등을 인구학적 또는 사회구조적 변수로 분해를 시도한 최초의 연구이다. 국제이주민에서 경제적 박탈은 건강불평등을 설명하는 유일한 결정요인으로 볼 수 없으므로, 건강불평등 지수를 소득변수가 아닌 차별변수로 구성하는 시도는 특히 이민자 연구에서 매우 중요한 의미를 갖는다. 경제학은 모든 행위자가 균형적인 권력자원을 소유하고 있다는 가정 하에서 특별히 교환적 관계(exchange relationship)를 분석하는 특수 학문이다(Korpi, 1985). 하지만, 결혼이민여성과 같이 기본적인 시민권이 주어지지 않은 경우, 불평등을 단지 소득에 근거하여 측정하는 것만으로는 충분한 분석을 수행했다고 할 수 없다. 더욱이, 가족 내에서 소득자원



은 여성에게 불리하게 불균형적으로 분포되었음을 고려하였을 때, 가구 소득이 결혼이민여성 삶의 삶의 표준을 적절하게 대표한다고 보기도 어렵다(Piachaud, 1982).

본 연구는 다음과 같은 몇 가지 점에서 한계를 가진다. 첫째, 단면적 연구만으로 본 연구의 결과를 인과적으로 해석하기에는 부족하다. 둘째, 잔차의 설명력 크기에서 드러난 것과 같이, 본 연구에서 요인분해를 위한 회귀방정식의 예측력과 설명력은 제한적이며, 특히 연결적 사회자본 집단에서는 더욱 그러하였다. 셋째, 설문조사를 중심으로 이루어진 본 연구에서 측정의 문제는 충분히 해결되지 못하였다. 예를 들어, 차별경험에 대한 설문은 한국적 맥락에서 충분한 타당도를 가지고 있지 않다. 추가적인 연구를 통해 결혼이민여성에서 각 측정도구의 교차문화적 또는 교차언어적 타당도 평가가 이루어져야 할 것이다. 넷째, 본 연구의 결과는 ‘결혼이민여성에서 연결적 사회자본이 주관적 건강수준을 증진시킨다’는 식으로 해석될 수 없다. 사실, 연결적 사회자본을 가진 결혼이민여성에서 주관적 불건강의 평균 수준은 다른 집단에서 보다 높은 것으로 나타나고 있다(표 1의 두 번째 열). 하지만, 이민자의 건강수준이 일반적인 인구집단과 비교하여 상당히 높으며, 여기에는 선택적 편의요인이 관여하고 있음을 상기하였을 때(이른바, 건강이주자 효과 또는 연어효과), 조건부 평균에 근거하여 건강수준을 측정·비교하는 것은 특히 단면적 연구에서 적절한 연구방법으로 볼 수 없다. 더욱이 건강이주민의 건강정책을 개발하고자 하는 실천적 관점에서 이민자의 평균적 건강수준을 높이는 것 보다 ‘불공평하고 받아들일 수 없는 건강격차(unjust and unaccepted health disparity)’를 개선하기 위한 노력은 보다 중요한 연구주제일 수 있다.

이상의 방법론적 한계에도 불구하고 본 연구는 연결적 사회자본이 결혼이민여성의 차별에 의한 건강불평등을 완화시킬 수 있는 의미 있는 회복요인임을 보여주었다. 권력자원이론과 관련된 해석은 이에 대한 이론적 개연성을 풍부하게 해주며, 사회자본의 물질적 측면 또한 선행연구를 통해 충분히 잘 알려져 있다(Lynch et al., 2000; Muntaner et al., 2001). 비록 본 연구는 정치적 참여가 건강평준화 효과의 핵심요인인지 아니면 이를 가능하게 하는 선행요인(예를 들어, 공정성에 대한 공감대)이 보다 중요한 것인지에 대해 뚜렷한 결과를 제시하지 못하였지만, 향후 국제이주민의 건강불평등을 개선하기 위하여 이들의 사회자본을 정치경제학적 관점에서 새롭게 고찰해야 할 필요가 있음을 보여주었다. 건강불평등을 완화하기 위한 정책방안을 설계하는데 항상 고민이 되는 지점은 보다 근본적인 원인(distal determinant)에 대한 중재를 시도해야할지 또는 보다 직접적인 원인(proximal determinant)에 대한 처방을 내려야 할지를 결정하는 것이다. 건강불평등에 대한 근원적 처방(upstream solution)이란 일반적으로 거시적인 경제정책 또는 교육정책 등을 통해 건강불평등을 개선하고자 하는 시도를 말한다. 반면 문제별 처방(downstream solution)이란 주거환경, 영양, 신체활동, 건강습관, 질병관리 등을 통한 미시적 접근을 뜻한다. 본 연구의 결과는 국제이주민의 건강불평등을 개선하기 위해서 ‘정치권력의 불평등’을 개선하기 위한 보다 근원적인 접근이 이루어져야 함을 시사한다.

이는 한국사회의 국제이주민에게 ‘권력자원’이 보다 균등하게 분배되어야 함을 의미한다. 시민단체 등 연결적 사회자본을 활성화 시키는 것은 이와 같은 중재를 시작점이 될 수 있다. 아직까지 한국에 거주하는 결혼이민여성에게 이와 같은 유형의 시민권적 기본권은 실질적으로 제공되고 있지 않는 것 같다.

또한 본 연구에서 제시된 ‘차별에 의한 건강집중지수’는 국제이주민의 건강불평등을 모니터링하기 위한 유용한 정책지표로 활용될 수 있다. Whitehead(1998)에 따르면 한 사회에서 건강불평등 문제는 1) ‘측정 → 문제인식 → 정책의지 → 체계적 정책수립’ 또는 2) ‘측정 → 문제인식 → 무관심 또는 심리적 봉쇄’의 순서를 따른다. 이는 건강불평등을 정확히 측정하는 것이 사회적 관심을 만들어내고 정책 아젠더의 우선순위를 높이는데 매우 중요한 과정임을 뜻한다. 본 연구의 차별에 의한 건강집중지수는 단순히 건강불평등의 정도를 측정할 뿐만 아니라 요인분해법을 통해 어떠한 요인이 건강불평등에 중요하게 기여하고 있으며 어떠한 지점에서 정책적 개입이 필요한지를 구체적으로 드러낼 수 있다는 점에서 강점이 있다. 구체적으로 정책적 중재요인을 알아내지 못한다면 효과적인 해결 또한 기대할 수 없기 때문이다. 향후 국제이주민의 차별과 연관된 건강집중지수를 시간적 경과에 따라 추적관찰하고 이에 대한 정책적 중재요인을 발견하는 작업을 수행할 수 있다면, 이주민의 건강불평등을 완화시키는 근거중심의 정책을 개발하는데 보다 구체적으로 기여할 수 있게 될 것이다.

## 참고문헌

1. Paradies Y, Ben J, Denson N, Elias A, Priest N, Pieterse A., Gupta A, Kelaher M, Gee G: **Racism as a determinant of health: a systematic review and meta-analysis.** PLoS One 2015, **10**(9):e0138511.
2. Viruell-Fuentes EA, Miranda PY, Abdulrahim S: **More than culture: structural racism, intersectionality theory, and immigrant health.** Soc Sci Med 2012, **75**(12):2099–2106.
3. Tunstall H, Mitchell R, Gibbs J, Platt S, Dorling D: **Is economic adversity always a killer? Disadvantaged areas with relatively low mortality rates.** J Epidemiol Community Health 2007, **61**(4):337–343.
4. Allmark P, Bhanbhro S, Chrisp T: **An argument against the focus on Community Resilience in Public Health.** BMC Public Health 2014, **14**:62.
5. Szreter S, Woolcock M: **Health by association? Social capital, social theory, and the political economy of public health.** Int J Epidemiol 2004, **33**(4):650–667.
6. Kim CO, Cho BH: **Can geographic bridging social capital improve the health of people who**

- live in deprived urban neighborhoods? *Int J Health Serv* 2015, pii: 0020731415615306.
7. Gilbert KL, Quinn SC, Goodman RM, Butler J, Wallace JM: **A meta-analysis of social capital and health: a case for needed research.** *J Health Psychol* 2013, **18**(11):1385-1399.
  8. Uphoff EP, Pickett KE, Cabieses B, Small N, Wright J: **A systematic review of the relationships between social capital and socioeconomic inequalities in health: a contribution to understanding the psychosocial pathway of health inequalities.** *Int J Equity Health* 2013, **12**:54.
  9. O'Donnell O, van Doorslaer E, Wagstaff A, Lindelow M: *Analyzing health equity using household survey data: a guide to techniques and their implementation.* Washington, D.C.: World Bank Publications; 2008.
  10. Kim H: **Social contexts and coping strategies of foreign wives in Korea: using a conceptual framework of social identity theory.** *Asian Soc Work Policy Rev* 2012, **6**(3):237-251.
  11. Korean National Statistical Office: *Dynamic trends in Korean population*; 2015. <http://kosis.kr/>.
  12. Lee S, Lee MS, Kim HJ: *Health barriers for female marriage migrants in Korea, and health policy recommendations.* IOM MRTC Research Report Series, No. 2012-02. Goyang: IOM Migration Research Centre; 2011.
  13. Kim H, Kim H, Tupas L: **Mental health in non-Korean women residing in South Korea following marriage to Korean men: literature review.** In *Women's mental health - Resistance and resilience in community and society.* Edited by Khanlou N, Pilkington FB. Cham: Springer; 2015
  14. Davis AY: *Women, race, and class.* New York: Random House; 1981.
  15. Castañeda H, Holmes SM, Madrigal DS, Young MED, Beyeler N, Quesada J: **Immigration as a social determinant of health.** *Ann Rev Public Health* 2015, **36**:375-392.
  16. Grollman E: **Multiple disadvantaged statuses and health: the role of multiple forms of discrimination.** *J Health Soc Behav* 2014, **55**(1):3-19.
  17. Watson I: **Multiculturalism in South Korea: a critical assessment.** *J Contemp Asia* 2010, **40**(2):337-346.
  18. Cheon YM, Chung GH: **The role of social contact in the experience of discrimination: implications for subjective health among marriage migrant women in South Korea.** *Asian Soc Work Policy Rev* 2015, **10**(1):34-49.
  19. Portes A: **Social capital: its origins and applications in modern sociology.** *Ann Rev Sociol* 1998, **24**:1-24.
  20. Idler EL, Kasl S: **Health perceptions and survival: do global evaluations of health status really predict mortality?** *J Gerontol* 1991, **46**(2):S55-S65.
  21. Wagstaff A, Van Doorslaer E: **Measuring inequalities in health in the presence of multiple-**

- category morbidity indicators.** *Health Econ* 1994, **3**(4):281-291.
22. Krieger N, Smith K, Naishadham D, Hartman C, Barbeau EM: **Experiences of discrimination: validity and reliability of a self-report measure for population health research on racism and health.** *Soc Sci Med* 2005;**61**(7):1576-1596.
23. Karlsen S, Nazroo JY: **Measuring and analyzing “race,” racism, and racial discrimination.** In *Methods in social epidemiology.* Edited by Oakes JM, Kaufman JS. San Francisco: Jossey-bass; 2006.
24. Williams DR, Neighbors HW, Jackson JS: **Racial/ethnic discrimination and health: findings from community studies.** *Am J Public Health* 2003, **93**(2):200-208.
25. McPherson M, Smith-Lovin L, Cook JM: **Birds of a feather: homophily in social networks.** *Ann Rev Sociol* 2001, **27**(1):415-444.
26. Lofors J, Sundquist K: **Low-linking social capital as a predictor of mental disorders: a cohort study of 4.5 million Swedes.** *Soc Sci Med* 2007, **64**(1):21-34.
27. Sundquist K, Yang M: **Linking social capital and self-rated health: a multilevel analysis of 11,175 men and women in Sweden.** *Health Place* 2007, **13**(2):324-334.
28. Nogueira H: **Healthy communities: the challenge of social capital in the Lisbon Metropolitan Area.** *Health Place* 2009, **15**(1):133-139.
29. Derose KP, Varda DM: **Social capital and health care access: a systematic review.** *Med Care Res Rev* 2009, **66**(3):272-306.
30. Poortinga W: **Community resilience and health: the role of bonding, bridging, and linking aspects of social capital.** *Health Place* 2012, **18**(2):286-295.
31. Hawe P, Shiell A: **Social capital and health promotion: a review.** *Soc Sci Med* 2000, **51**(6):871-885.
32. Lynch J, Due P, Muntaner C, Smith GD: **Social capital—is it a good investment strategy for public health?.** *J Epidemiol Community Health* 2000, **54**(6):404-408.
33. Muntaner C, Lynch J, Smith GD: **Social capital, disorganized communities, and the third way: understanding the retreat from structural inequalities in epidemiology and public health.** *Int J Health Serv* 2001, **31**(2):213-237.
34. Ronksley PE, Sanmartin C, Quan H, Ravani P, Tonelli M, Manns B, Hemmelgarn BR: **Association between chronic conditions and perceived unmet health care needs.** *Open Med* 2012, **6**(2):e48-58.
35. Cundiff JM, Smith TW, Uchino BN, Berg CA: **Subjective social status: construct validity and associations with psychosocial vulnerability and self-rated health.** *Int J Behav Med* 2013, **20**(1):148

-158.

36. Dardanoni V, Forcina A: **Inference for Lorenz curve orderings.** *Econom J* 1999, **2**(1):49-75.
37. Kakwani N, Wagstaff A, Van Doorslaer E: **Socioeconomic inequalities in health: measurement, computation, and statistical inference.** *J Econom* 1997, **77**:17-103.
38. Wagstaff A, Van Doorslaer E, Watanabe N: **On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam.** *J Econom* **112**(1):207-223.
39. Korpi W: **Power resources approach vs action and conflict: On causal and intentional explanations in the study of power.** *Sociol Theory* 1985, **3**(2):31-35.
40. Verkuyten M, Martinovic B: **Majority member's recognition and protest against discrimination of immigrants: The role of power threat, deprovincialization and common national identity.** *Soc Justice Res* 2015, **28**:257-273.
41. Wallerstein N: **Powerlessness, empowerment, and health: implications for health promotion programs.** *Am J Health Promotion* 1992, **6**(3):197-205.
42. Guareschi PA, Jovchelovitch S: **Participation, health and the development of community resources in Southern Brazil.** *J Health Psychol* 2004, **9**(2):311-322.
43. Chahal K, Julienne L: *'We can't all be white!': Racist victimisation in the UK.* London: YPS; 1999.
44. Neighbors HW, Jackson JS, Broman C, Thompson E: **Racism and the mental health of African Americans: the role of self and system blame.** *Ethn Dis* 1996, **6**(1-2):167-175.
45. Piachaud D: **Patterns of income and expenditure within families.** *J Soc Policy* 1982, **11**(4):469-482.
46. Whitehead M: **Diffusion of ideas on social inequalities in health: a European perspective.** *Milbank Q* 1998, **76**(3):469-492.