

근린의 사회적 혼합 수준과 거주민의 사회자본 형성 및 도움수혜 경험의 실증적 관계

The Empirical Relationship between the Neighborhood-level Social Mix
and the Residents' Social Capital and Experience of Receiving Help

김승남
Kim Seungnam

서울대학교 공학연구소 선임연구원(제1저자)
Senior Researcher, Engineering Research Institute,
Seoul National Univ.(Primary Author)
(enfey@hanmail.net)

김재홍
Kim Jaehong

울산대학교 사회과학부 교수(교신저자)
Prof., College of Social Science, Univ. of Ulsan
(Corresponding Author)
(jhkim@ulsan.ac.kr)

목 차

I. 서론

II. 이론적 고찰

1. 사회적 배제 문제와 사회적 혼합정책
2. 사회자본의 개념과 형성요인

III. 실증분석의 틀

1. 연구자료 및 조사설계
2. 분석 변수의 측정
3. 분석 방법론 및 모형의 설정

IV. 분석 결과

1. 사회적 혼합과 신뢰의 관계
2. 사회적 혼합과 네트워크의 관계
3. 사회적 혼합과 도움수혜 경험(사회자본의 1차적 효과)의 관계

V. 결론

I. 서론

1980년대 말 이후 도시문제 해결을 위해 본격적으로 시행된 대규모 택지개발과 공공임대주택 건설사업은 계층 간의 공간적 분리를 조장하는 한계를 보여왔다(소진광, 2007). 또한, 이는 1990년대 말 아시아 금융위기로 인해 사회적 양극화가 심화됨에 따라 이른바 ‘사회적 배제(social exclusion)’라 일컫는 보다 심각한 사회문제로 확대되고 있다.

이러한 문제는 이미 서구사회에서 확인된 바 있다(Barnes, 2005). 서구사회에서 사회적 배제 문제는 특정 인종 계층이나 사회·경제적 약자 계층의 공간적 분리와 고립으로 나타났고, 이는 빈곤과 실업의 집중, 더 나아가 반달리즘의 형태로 악화되어 갔다. 이러한 상황에서 그들은 사회적·공간적으로 배제된 이들의 문제를 해결하고 사회통합(social integration)을 달성하기 위한 방안을 모색하지 않을 수 없었으며, 그 과정에서 사회·경제적 약자 계층일수록 자신들의 상황을 스스로 극복하고 해결해나가는 데 필요한 사회자본(social capital)이 부족한 것이 문제의 근본적 원인이라는 데 의견을 함께했다(Putnam, 2000). 즉 사회적 약자 계층은 오직 강한 결속(strong ties)에 의존해 그들의 상황에서 벗어나려 할 수밖에 없는 데, 이는 그들의 문제를 해결하는 데 있어 매우 부족한 사회자본에 불과하다는 것이다(Zenou, 2011). 결국, 사회적 배제의 문제를 해소하기 위해서는 연계형 사회자본(bridging social capital)의 강화가 필요했다. 이에 서구사회에서는 사회적 혼합(social mix)을 통해 이러한 문제를 해결코자 했으며, 이러한 판단의 기저에는 사회적 혼합정책을 시행함에 있어 소요되는 예산이나 그로 인해 발생할 수 있는 사회적 불만이나 갈등에 비해, 사회적 배제 문제를 좌시했을 때 발생하는 사회적 문제와 이를 해결하기 위해 소요되는 사회적 비용이 훨씬 크다는 정책 입안자들의 확신이 있었다

(Van Kempen and Bolt, 2009).

한국의 경우 사회적 배제문제가 상대적으로 심각한 상황은 아니나, 이를 미연에 방지하고 사회적 지속가능성을 지향하기 위한 목적으로 사회적 혼합정책이 시행되고 있다. 그러나 국내에서는 아직까지 이 정책의 효과에 대해서 연구된 바가 많지 않으며, 서구에서도 이에 대해서는 상반된 주장이 상존하고 있다. 그럼에도 이 정책은 국내외를 막론하고 정책 입안자들에게 일종의 미신처럼 여겨질 정도로 맹신받고 있는 것이 현실이다(Van Kempen and Bolt, 2009). 따라서 사회적 혼합정책의 적용에 앞서 이것이 야기할 영향에 대한 실증적 검증이 요구된다 하겠다.

이렇듯 사회적 혼합정책은 근본적으로 사회적 배제 현상을 해소하기 위한 목적으로 등장했으며, 이를 달성하기 위한 선결 조건은 연계형 사회자본의 형성이라 할 수 있다. 따라서 이 정책의 효과를 검증하기 위한 지표로 사회자본 개념을 차용할 수 있다. 이 개념은 최근 정보통신기술과 온라인 커뮤니티의 발달로 인해 탈지역적 개념으로 변화해가고 있으나, 이것이 사람들 사이의 일상적이고 대면적인 상호작용으로부터 창출된다는 측면에서(Bullen and Onyx, 2005: 7), 여전히 사회적 혼합 수준 등과 같은 지역적 특성과 밀접한 관련이 있는 개념이라 할 수 있다. 또한, 사회자본은 다른 유형의 인적자본과는 달리 개인재화이자 집단재화의 성격을 띠기 때문에(난 린, 2008), 개인의 사회자본 감소는 개인적 자본손해가 될 뿐만 아니라 공적 자본손해가 되며(Fukuyama, 1995) 강력한 부정적 근린효과(neighbourhood effects)를 가진다(Buck, 2001; Putnam, 2000; Johnston et al, 2005; Gingrich, 2008; Abe, 2010; 김승남 외, 2011). 따라서 사회자본은 결국 모든 도시 공간 문제와 밀접한 관련이 있으며(Putnam, 2000; Bramley and Power, 2009), 이러한 측면에서 이는 도시연구 분야에서 더욱 중요하게 다루어져야 할 ‘자원’의 한 유형이라 할

수 있다(김승남 외, 2011: 48).

이에 본 논문은 지역개발이나 주택정책 등에 의해 공간적으로 구현된 사회적 혼합 수준과 지역주민의 사회자본 형성수준의 관계를 실증적으로 분석함으로써, 사회통합 측면에서의 사회적 혼합정책의 가능성과 한계를 논하는 것을 목적으로 한다. 이때 사회적 혼합 수준의 영향은 사회자본의 속성과 형성대상에 따라 달라질 수 있으므로 사회자본 유형별 층화 분석을 시행하며, 2012년 울산광역시민을 대상으로 조사한 ‘정주의식 및 사회자본에 대한 인식조사’ 자료를 활용한다.

II. 이론적 고찰

1. 사회적 배제 문제와 사회적 혼합정책

1) 사회적 배제의 개념과 한국적 상황

사회적 배제는 개인, 가족, 크게는 특정 근린이 정치, 사회, 경제, 문화적 측면의 사회관계와 활동에 참여하지 못하고 차단되는 복잡하고 다차원적인 과정 및 그 결과를 의미한다(Byrne, 1999; Barnes, 2005; Levitas et al, 2007; Pierson, 2010).

국내에서는 아직까지 사회적 배제 문제가 표면화되지 않은 편이나, 한국 사회 또한 점차 서구 국가가 경험했던 사회적 흐름이 나타날 것이란 의견이 지배적이다(노병일, 2006). 이러한 흐름의 원인을 진단하는 관점은 다양하지만, 도시연구 분야에서는 양적 성장 위주의 도시개발 정책에서 그 원인을 찾는다. 한국 전쟁 직후 국가 전반의 경제적 빈곤 상태는 1970년대 이후 고도 경제성장으로 인해 어느 정도 해소되었고, 그 결과 1980년대 들어서 한국사회는 중산층을 두텁게 하는 성과를 거두었다. 그러나 성장 중심의 국가 발전은 많은 사회문제를 야기했고, 그중 하나가 바로

주택난을 비롯한 도시문제였다. 1980년대 말부터 도시문제를 해결하기 위해 본격적으로 대규모 택지개발사업이 시행되었고, 이 과정에서 개발의 수혜를 누린 계층과 그렇지 못한 계층의 공간적 분리, 그리고 대규모 공공임대주택 건설로 인한 사회적 배제 문제가 본격화되었다(소진광, 2007). 이러한 문제는 1990년대 말의 아시아 금융위기로 인해 사회 전반적으로 양극화가 심화됨에 따라 더욱 악화되었으며, 이러한 도시개발 경향과 사회적 양극화 현상은 최근까지도 우리 사회의 지속적인 사회문제로 남아 있다.

2) 사회통합의 필요성과 사회적 혼합정책

사회적 배제는 사실 서구 국가에서 먼저 나타났던 도시문제였으며, 그들은 사회적 혼합정책을 통해 사회적 약자의 연계형 사회자본을 증진시킴으로써 이를 해결코자 했다. 그들은 인종, 소득 수준, 학력 수준, 연령대가 상이한 계층을 서로 혼합함으로써 계층 간의 사회적 혼합을 유도하고, 이로부터 사회·경제적 취약계층만이 집중되어 있을 때 발생하는 문제를 최소화하고 계층 간의 연계를 통해 사회적 약자 계층이 중상위 계층으로 도약할 수 있는 기회를 제공하고자 했다(Arthurson, 2002).

사회적 혼합을 유도하는 방안으로는 전통적으로 주택정책이 활용되어 왔다. 대표적 예로, 미국에서는 HOPE VI 사업을 통해 소득계층 간 혼합을 유도함으로써 사회적 배제 문제를 해소하고자 했다. 국내의 경우 지속가능한 신도시 계획 기준(이하 신도시 계획기준)의 ‘사회적 혼합을 위한 주택건설기준’을 대표적인 예로 들 수 있다(〈표 1〉 참조). 이 기준에는 소득별·연령별 계층 간 혼합을 위한 방안으로 주택 유형, 평형, 소유관계 등의 적정 혼합 비율이 명시되어 있다. 이 외에도 국내의 사회적 혼합정책은 택지 및 주택개발 시 임대주택 단지 또는 임대주택을 일정비율

표 1 _ 사회적 혼합을 위한 주택건설기준

구분	기준
주거유형별 주택건설용지 혼합	주거유형별 용지의 혼합은 다음과 같은 면적 비율이 되도록 하되, 주거 수요의 추세를 고려하여 공동주택의 비율을 점차 조정함. • 단독: 연립 및 다세대: 아파트 = 20~30 : 5~10 : 60~75
공동주택의 평형별 세대수 비율 혼합	공동주택 세대수의 평형별 배분은 다음과 같은 비율이 되도록 하되, 평형별 시장 상황 및 주택정책에 따라 조정할 수 있음. 다만, 동일 블록 내에서는 가급적 2개 유형 이상이 혼합되도록 하여야 함. • 60m ² 이하: 61~85m ² : 85m ² 초과 = 25~35 : 35~45 : 25~35
공동주택의 소유관계별 세대수 비율 혼합 / 임대주택의 평형별 세대수 비율 혼합	① 공동주택 세대 수의 소유관계별 혼합은 다음과 같은 비율이 되도록 하되, 임대주택에 의한 의식변화와 주택정책을 고려하여 결정하며, 임대주택의 40% 이상을 국민임대주택으로 배분하여야 함. 분양주택: 임대주택 = 70 : 30 ② 임대주택 세대수의 평형별 배분은 다음과 같은 비율이 되도록 하되, 임대주택의 수요변화를 고려하여 결정함. • 60m ² 이하: 61~85m ² : 85m ² 초과 = 50~60 : 20~30 : 10~20
주거유형 및 평형규모별 용적률	주거유형 및 평형규모별 용적률은 「국토의 계획 및 이용에 관한 법률」 제78조의 규정을 준용함.

자료: 국토해양부(2010).

이상 포함시키는 것을 규정하는 방식으로 이루어져 왔다(김주진 외, 2005; 양승호 외, 2010). 그러나 이러한 사회적 혼합정책의 효과에 대해서는 실증적 검증이 부족한 실정이다.

2. 사회자본의 개념과 형성요인

1) 사회자본의 정의 및 유형

사회자본이라는 개념은 1835년 프랑스 정치학자 Tocqueville이 「미국의 민주주의」라는 저서를 통해 소개한 새로운 발견(공동의 이해를 추구하기 위해 상호 필요에 의하여 서로 결속하는 미국 사회의 경향)을 설명하기 위한 목적으로 후대에 활용되기 시작했으며(Wilson, 1997; Tocqueville, 2003), 일반적으로 사회적 상호작용, 네트워크, 호혜성(reciprocity), 규범, 상호 신뢰 등을 통해 형성되거나 접근 가능한 사회적 자원을 의미한다(Kleinhans et al, 2007; 김승남 외, 2011). 그러나 이는 다차원적 개념으로서 하

나의 용어로 정의되거나 측정되기 어렵고 연구자에 따라 각기 다른 측면이 강조되고 있다(Kleinhans et al, 2007). Bourdieu(1986), Coleman(1990), Healey(1998), 난 린(2008)은 사회적 관계자원(네트워크)과 동원능력을 강조했으며, Fukuyama(1995)는 공동체의 규범과 구성원 간의 신뢰를 중시했다. Putnam(2000)은 이와 함께 시민의식(civic engagement)과 참여를 강조했다.¹⁾

사회자본의 구성요소, 즉 사회자본의 유형은 다양한 관점과 기준에 따라 구분될 수 있다. 사회자본 형성주체의 성격 및 위계에 따라 개인-집단, 사적-공적, 일반적-지역기반 사회자본으로 구분되며, 사회자본이 가지는 효능에 따라 기능적-규범적, 연계형-결속형 사회자본으로 구분되기도 한다(김승남 외, 2011). 이 중 가장 자주 언급되는 구분은 동질적·내부적 집단으로부터 형성되는 결속형 사회자본(또는 강한 결속)과 이질적·외부적 집단으로부터 형성되는 연계형 사회자본(또는 약한 결속)이다(Putnam, 2000; Kleinhans et al, 2007).

1) 사회자본의 정의와 유형에 대한 보다 자세한 논의는 김승남 외(2011)를 참고하기 바람.

결속형 사회자본(bonding social capital)은 가족, 가까운 친구, 특정 인종 집단 내 구성원들 간의 강한 결속(strong ties)으로부터 생성되는 자원이며, 연계형 사회자본은 친구의 친구, 간접적으로 알고 지내는 지인, 이웃과 같은 이질적 관계의 개인들 간의 약한 사회적 결속(weak ties) 내에 숨겨져 있는 자분을 뜻한다(Kleinhans et al. 2007: 105). 상대적으로 전자는 규범적 성격, 후자는 기능적 성격의 사회자본과 가깝다고 할 수 있다. 전통적으로 결속형 사회자본이 갖는 효용의 대표적 예로는 소속집단 내 구성원들 간의 강한 신뢰와 규범의식 강화를 들고 있으며, 연계형 사회자본이 갖는 효용의 예로는 지인을 통한 인맥의 범위와 고용기회의 확대를 들고 있다(Putnam, 2000).

이러한 정의를 바탕으로 여러 연구자들이 제시한 사회자본 유형(속성)과 형성 대상을 구분하면 <표 2>와 같이 정리할 수 있다. 물론, 사회자본의 개념은 연구자들 사이에서도 쉽게 혼용되고 있을 정도로 다차원적이고 다소 피상적인 개념으로, 특정 사회자본 유형이 결속형 사회자본과 연계형 사회자본 중 하나에 포함된다고 확인하는 것은 무리가 있다. 따라서 신뢰는 상대적으로 결속형 사회자본(강한 결속)과, 네트워크는 상대적으로 연계형 사회자본(약한 결속)과 가까운 개념 정도로 이해하는 것이 바람직하다. 시민 의식 및 참여는 그것의 발현 효과가 지역에 대한 애착과 결속력 강화로 나타날 수도, 시민참여를 통해 타인을 돕는 형태로 나타날 수도 있기 때문에 두 유형의 중간적 성격을 띠다고 볼 수 있다. 또한 사회자

본 형성 대상에 따라서는 보다 동질적 집단인 가족, 친구, 동료는 결속의 대상에 가깝다고 볼 수 있으며, 이질적 성격을 띠게 될 가능성이 상대적으로 높은 이웃이나 일반 시민들은 연계의 대상으로 구분할 수 있다. 한편 연계의 결과로 얼마나 많은 새로운 네트워크를 형성하였고, 그들을 얼마나 신뢰할 수 있으며, 그들로부터 얼마나 많은 도움을 받을 수 있는지(연계의 효과) 여부는 그 자체로 개인의 연계형 사회자본이라 할 수 있다. 이러한 구분은 본 논문의 실증분석 과정에 적용된다.

2) 사회자본 형성요인과 도시 환경의 영향

개인의 사회자본 형성은 주로 세대(시대), 성장 환경, 교육 등에 의해 달라지는 개인의 경험, 성향, 생활습관 그리고 소득, 성별 등과 같은 일반적인 개인 속성(내적 요인) 등에 의해 결정된다. Putnam(2000)은 그중에서도 사회자본 형성에 가장 중요한 요소로 교육과 연령(세대)을 들었으며, 다수의 실증연구를 통해 이것이 증명되고 있다(Freeman, 2001; Brueckner and Largey, 2008; 김승남 외, 2011). 특히, 세대변수의 영향은 주로 연령으로 반영되는 그 자체의 영향 외에도 생활양식의 변화를 반영함으로써 사회자본 형성에 강력한 영향을 미친다. 그중 가장 큰 세대적 변화는 TV와 인터넷의 보급이라 할 수 있다. 이른바 ‘TV세대’로 일컬어지는 현 세대는 이전 세대에 비해 사회참여에 소극적인 것으로 알려졌으며

표 2_ 사회자본 유형 및 형성대상에 따른 성격 구분

사회자본 형성 대상별 성격 구분	결속(Bonding)의 대상 ←————→ 연계(Bridging)의 대상				연계의 결과
	가족	친구	동료	이웃	연계 지인
사회자본 유형별 성격 구분	Bonding-type 사회자본 ←————→ Bridging-type 사회자본				연계의 효과(기능)
	신뢰	시민의식 및 참여		네트워크	도움

(Putnam, 2000), 인터넷의 경우도 그것을 활용하는 것 자체만으로도 다른 활동의 여지를 감소시키기 때문에 사회자본 형성에 부정적 영향을 미칠 수 있다(김승남 외, 2011). 한편 근린에서의 긴 거주기간(김선희 외, 2008; 서종녀·하성규, 2009; 김승남 외, 2011)이나 자가 소유(Brisson and Usher, 2005) 여부 또한 지역에 대한 애착이나 소속감을 증대시킴으로써 지역에 기반을 둔 대부분의 사회자본 형성에 긍정적인 역할을 한다. 이 외에도, 성별, 소득, 가구 구성(결혼 여부) 또한 사회자본과 밀접한 관련이 있으며, 이와 같은 개인의 사회·경제적 속성은 본 논문의 분석모형에서 통제변수로 적용된다.

한편, Putnam(2000)은 앞서 설명한 요인들에 비해 그 크기는 작지만 도시의 사회적·물리적 환경 또한 사회자본 형성에 영향을 미친다고 주장했다. 사회자본은 개인의 사회·경제적 특성이나 성향에 의해서만 결정되는 것은 아니며, 다른 유형의 인적자본과는 달리 개인의 노력과 투자만을 통해 획득될 수 있는 성격의 자본도 아니다(Fukuyama, 1995). 사회자본은 사람들 사이의 일상적이고, 대면적인 상호작용으로부터 창출되며, 그런 의미에서 사회자본은 개인 또는 사회구조 안에 있는 것이 아니라 사람과 사람 사이의 공간 안에 있다고 할 수 있다(Bullen and Onyx, 2005: 7). 따라서 도시 환경은 사람들 간의 상호작용과 관계형성에 영향을 미침으로써 사회자본 형성에 관여한다.

물리적 환경의 영향 측면에서는 도시 밀도가 사회자본 형성 및 해체에 미치는 영향에 대한 논의가 주를 이룬다. Brueckner and Largey(2008)는 기존의 이론적 논의(Lozano, 1990; Putnam, 2000)와는 달리 교외의 저밀도 지역 거주민의 사회자본 수준이 오히려 더 높다는 사실을 밝혔으며, Johnston et al.(2005)과 Besser et al.(2008) 또한 인구 규모가 크거나 인구 밀도가 높은 지역일수록 사회자본이 감소한다는 사실을 밝혔다. 이 외에도 보행 친화성(Leyden, 2003; 김선

희 외, 2008), 인식된 물리적 환경의 질(Kleinmans et al, 2007), 차량 의존도(Freeman, 2001) 등 다양한 지표에 대한 영향이 분석되고 있으나, 연구자 또는 사회자본의 유형에 따라서 그 결과가 서로 상이하게 나타나고 있다.

근린의 사회적 환경 또한 사회자본 형성과 밀접한 관련이 있다. 근린의 경제적 수준(Brisson and Usher, 2005), 인종 구성(Johnston et al, 2005), 인구 이동 및 구성 변화(이숙중 외, 2008; 김승남 외, 2011), 종교·전통·역사적 맥락(Fukuyama, 1995; 이숙중 외, 2008) 등과 같은 사회적 환경이 주민들의 활동과 사회적 관계 형성에 영향을 미침으로써 사회자본 형성에 관여한다는 사실이 여러 실증연구를 통해 밝혀져 왔다. 따라서 사회자본은 공간적으로 구현되는 도시 정책(주택정책)과 그로 인해 결정되는 사회적·물리적 환경에 의해 종합적으로 영향을 받아 형성된다고 할 수 있다. 그러나 다양한 도시정책(사회적 혼합정책)을 통해 구현된 사회적 혼합 수준이 실제로 사회자본 형성에 영향을 미칠 수 있는지에 대해서는 충분한 논의가 이루어지지 않고 있다.

III. 실증분석의 틀

1. 연구자료 및 조사설계

사회적 혼합과 사회자본 형성의 관계를 살펴보기 위해 2012년 4월 중순부터 5월 초순까지 울산광역시민을 대상으로 정주의식 및 사회자본에 대한 인식조사를 실시했다. 조사는 가구 방문조사와 주요 인구밀집 지역 현장조사를 병행했다. 가구 방문조사는 조사 모집단을 울산광역시 전 가구로 설정하고 48개 읍·면·동의 인구 규모에 따른 비례 층화추출법으로 920 가구의 조사표본을 추출한 후, 각 가구당 성인 가구원 1명을 조사하는 방식으로 이루어졌다. 인구밀집

지역 현장조사는 울산광역시민 중 조사원에 의해 무작위로 선정된 성인 300여 명을 대상으로 시행됐다. 이때, 설문조사의 정확성을 기하기 위해 전문 조사업체 (주)리서치프라이프와 사전에 교육된 울산대학교 재학생 조사원에 의해 조사가 이루어졌다. 총 1,230여 부의 설문지가 수거되었으며 이 중 1,182부의 설문지가 최종 분석에 활용되었다. 유효율은 약 96%다.

설문 내용에는 다양한 유형의 사회자본 형성수준(종속변수)과 개인 및 가구의 사회·경제적 특성(통제변수)을 정량화할 수 있는 문항이 포함되었다. 또한 응답자의 거주지 주소를 지번까지(아파트의 경우 주동까지) 정확하게 기재하도록 함으로써 검증변수가 되는 사회적 혼합 정도와 근린환경 특성 변수가 매우 미시적인 수준으로 측정될 수 있도록 하였다. 이는 근린환경 변수를 개인 변수화(individual-specific variables)하거나, 응답자의 근린환경 변수가 행정구역 단위로 산정됨으로써 발생하는 기존 연구의 한계를 최소화하는 방법이다. 즉, 실제 거주환경에 차이가 있음에도 동일한 행정구역 내에 거주하는 응답자들의 거주환경이 동일하게 관측되는 문제를 해결할 수 있다. 따라서 본 논문에서는 개인속성과 지역속성을 동시에 포함할 경우 일반적으로 적용하는 다수준 분석(multi-level analysis)의 필요성이 크지 않다.

2. 분석 변수의 측정

1) 사회자본 수준 및 도움수혜 경험(종속변수)

종속변수인 개인의 사회자본 수준과 도움수혜 경험은 <표 3>과 같이 총 12개 지표로 측정했다. 사회자본 유형으로는 이론적 논의에서 살펴본 유형 중 지역 특성과는 관련성이 떨어지는 시민의식 및 참여를 제외한 두 유형(신뢰, 네트워크)을 포함했으며, 사회자본의 1차적 기대효과라 할 수 있는 ‘지난 1년간 도움

받은 정도’를 추가로 적용했다. 이때 이론적 논의에서 설명한 바와 같이 각 종속변수를 사회자본 유형과 사회자본 형성 대상에 따라 결속형 사회자본 또는 연계형 사회자본에 보다 가까운 유형으로 구분할 수 있다. 이를 토대로 각 종속변수의 기술 통계량을 정리하면 <표 4>와 같다. 결과를 살펴보면, 실제로 결속의 대상일수록 평균적인 신뢰와 네트워크 수준이 높은 반면, 연계의 대상일수록 신뢰와 네트워크 수준이 낮은 것으로 나타나 이러한 구분이 합리적임을 보여주고 있다.

한편, ‘도움수혜 경험’은 개념상 연계형 사회자본이 갖는 효용의 대표적 예라고 할 수 있으나, 다른 유형들과 마찬가지로 사회자본 형성 대상에 따라 보다 결속형에 가까울 수도, 보다 연계형에 가까울 수도 있다. 응답 결과를 살펴보면, 연계의 대상이나 연계의 결과로 새로 알게 된 지인으로부터 도움을 받는 경우보다는 결속의 대상으로부터 도움을 받는 경우가 상대적으로 많은 것으로 나타났다.²⁾ 즉 사람들은 대체로 결속의 대상으로부터 많은 도움을 얻고 있는데, 이는 전술한 바와 같이 사회적 약자 계층이 사회적으로 고립될 수밖에 없는 상황을 보여주는 결과라 할 수 있다.

2) 근린환경(검증변수)

근린환경 변수는 2010년 집계구별 통계자료를 활용해 응답자의 주소지에서 반경 500m 범위를 대상으로 측정한다. 500m는 일반적으로 보행권으로 알려진 범위이며, 이는 주거지로부터 500m 이상 떨어진 목적지에 대한 통행은 자가용 승용차나 다른 유형의 동력수단을 이용할 가능성이 커짐을 의미한다. 따라서 사람들의 일상적 활동으로부터 형성되는 사회자본은 대체로 이 권역 내부에서의 사회적 환경과 사회적 접촉 기회에 의해 영향을 받는다고 할 수 있다. 그러나 집계구별 경계가 응답자 주소지의 500m 반경

표 3_ 변수의 정의 및 측정 지표

측정 항목 및 분석 변수명			측정 지표 및 설문 문항
종속 변수	신뢰	친구 신뢰	친구에 대한 신뢰 7점 척도(1: 전혀 신뢰하지 않음~7: 매우 신뢰함)
		동료 신뢰	직장 동료에 대한 신뢰 7점 척도(상동, 취업자만 응답)
		이웃 신뢰	우리 동네 이웃에 대한 신뢰 7점 척도(상동)
		연계 지인 신뢰	친구·동료·이웃을 통해 새로 알게 된 사람들에 대한 신뢰 7점 척도(상동)
	네트워크	친구 네트워크	마음을 터놓고 이야기하거나, 어려울 때 도움을 요청할 수 있는 친구의 수(개방형)
		동료 네트워크	마음을 터놓고 이야기하거나, 어려울 때 도움을 요청할 수 있는 동료의 수(개방형, 취업자만 응답)
		이웃 네트워크	마음을 터놓고 이야기하거나, 어려울 때 도움을 요청할 수 있는 이웃의 수(개방형)
		연계 지인 네트워크	지난 1년간 친구·동료·이웃의 소개로 새롭게 알게 된 사람들 중 지속적으로 관계를 유지하고 있는 사람의 수(개방형)
	도움 (결과)	친구 도움	지난 1년간 친구로부터 도움을 받은 정도(1: 전혀 없음~7: 자주 있음)
		동료 도움	지난 1년간 동료로부터 도움을 받은 정도(상동, 취업자만 응답)
		이웃 도움	지난 1년간 이웃으로부터 도움을 받은 정도(상동)
		연계 지인 도움	지난 1년간 친구·동료·이웃을 통해 새로 알게 된 사람들로부터 도움을 받은 정도(상동)
검증 변수	사회 혼합	주택 유형 혼합도	단독, 연립·다세대, 아파트의 혼합도(주택 호수 기준)
		주택 평형 혼합도	85m ² 이하, 86~130m ² , 130m ² 초과의 혼합도(주택 호수 기준)
		주택 소유관계 혼합도	자가, 전세, 월세·보통부월세의 혼합도(가구 수 기준)
		주택 낙후수준 혼합도	1990년 이전 건설, 1990년대 건설, 2000년 이후 건설의 혼합도(주택 호수 기준)
		건축물 용도 혼합도	표준전자지도 DB의 342개 건축물 용도 중 500m 내에서 접근 가능한 용도 수
		학력수준 혼합도	중학교 이하, 고등학교·전문대, 대학 이상의 혼합도(개인 기준)
		연령 혼합도	만 14세 이하, 경제인구(15~64세), 65세 이상의 혼합도(개인 기준)
	기타 환경	ln(인구밀도)	반경 500m 내에 포함되는 집계구의 인구 밀도(인/ha)
		ln(지가)	울산광역시 8,010개 표준지의 공시지가를 활용해 추정한 반경 500m 내의 확률적 지가(만 원/m ²)
통제 변수	개인 사회 경제 특성	성별(여성)	여성=1, 남성=0
		연령	만 연령
		교육 기간	초등학교 이하=6, 중학교=9, 고등학교=12, 전문대학교=14, 대학교 이상=16
		기혼	기혼=1, 미혼=0
	개인 행태 특성	TV 시청시간	지난 1주일간 하루 평균 TV 시청시간(개방형)
		인터넷 사용시간	지난 1주일간 하루 평균 인터넷 사용시간(개방형)
		참여 단체 수	적극 참여하거나 활동하고 있는 단체의 수(향후회·종친회·동호회 등의 친목단체, 부녀회 등의 주민단체, 종교단체, 봉사단체, 시민단체, 환경단체, 정당, 노동조합 등)(개방형)
	가구 특성	가구원 수	가구원 수
		현주택 거주기간	현 거주 주택 거주기간(년)
		아파트 거주	아파트 거주=1, 기타 유형의 주택 거주=0
		자가 거주	자가 거주=1, 임차 거주=0
		ln(가구 소득)	작년 한 해 동안 가구의 월평균 세전 소득(만 원) (임금, 부동산 소득, 연금, 금융소득, 정부 보조금 등)

주: 지가는 국토해양부에서 2012년 1월 1일 기준으로 제공한 표준지 공시지가 자료를 기준으로 함(주소지 반경 500m 범위), 용도 혼합도는 2011년 초를 기준으로 행정안전부에서 제공한 새 주소 기반 표준전자지도 DB를 기준으로 함(주소지 반경 500m 범위). 나머지 혼합도 지표는 통계지리정보서비스에서 제공하는 2010년 말 기준 집계구별 통계자료를 기준으로 함(주소지 반경 500m 범위에 포함되는 집계구).

표 4_ 울산광역시민의 사회자본 유형별 형성 수준(평균)

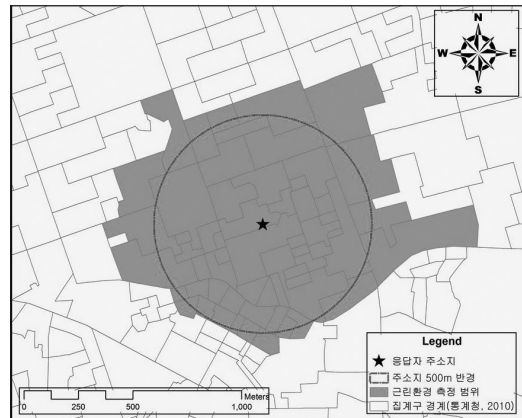
구분		Bonding-type 사회자본 (strong ties)	↔	Bridging-type 사회자본 (weak ties)	사회자본의 1차적 효과 (도움수혜 경험)(7점 척도)
		신뢰(7점 척도)		네트워크(개방형, 명)	
Bonding의 대상 (동질적/결속의 대상) ↑↓ Bridging의 대상 (이질적/연계의 대상)	가족				
	친구	5.384		3.852	4.228
	동료	5.144		3.206	4.130
	동네(이웃)	4.618		2.448	3.698
	지역(구민)	4.502			
	울산(시민)	4.462			
Bridging의 1차적 효과		연계 지인	4.693	3.948	3.530

주: 연계 지인 네트워크는 나머지 대상에 대한 네트워크와 설문 문항에 있어 차이가 있음(〈표 3〉 참조). N=1,182.

과 정확하게 일치할 수는 없기 때문에, 500m 반경 내에 포함되거나 공간적으로 조금이라도 중첩되는 집계구를 분석대상으로 포함한다. 이 경우, 응답자에 따라서 분석에 포함되는 영역의 크기가 다소 달라질 수 있지만, 본 논문에서는 총량 개념의 변수를 사용하지 않으므로 큰 오차가 발생하지는 않을 것으로 판단된다. 근린환경 변수 측정의 공간적 범위를 설정하는 방법에 대한 예시는 〈그림 1〉과 같다.

통계청에서 제공하는 집계구별 통계자료는 크게 인구, 가구, 주택, 사업체 등으로 구분되며, 본 논문에서는 이 자료를 활용해 주택 유형, 주택 평형, 주택 소유관계, 주택 노후도, 학력수준, 연령 혼합도, 용도 혼합도 등 7개 항목에 대한 사회적 혼합 정도와 인구밀도를 측정한다. 소득 혼합도는 인구주택총조사에 소득 관련 문항이 포함되지 않은 관계로 분석에서 제외했다. 사회혼합 지표를 산정하는 방법론으로는 엔트로피 지수를 활용했다. 엔트로피 지수는 각 유형의 혼합 수준에 따라서 0~1의 값으로 산정되는데, 대상지역이 단일 유형으로 구성되어 있으면 0, 모든 유형이 균등한 비율로 구성되어 있으면 1의 값을 갖게 된다(김승남·안건혁, 2010: 122). 산정식은 〈식 1〉과 같다.

그림 1_ 근린환경 측정의 공간적 범위 설정 예시



$$ENTROPY_i = - \frac{\sum_{i=1}^k (P_i \times \ln P_i)}{\ln k}$$

$ENTROPY$ = 지역 i 의 엔트로피 지수
 P_i = i 의 유형의 비율
 k = 유형의 수

〈식 1〉

그러나 이 지표는 해당 영역 내에서 각 유형별 총합의 혼합 수준만을 나타낼 뿐, 각 유형이 해당 공간 내에 얼마나 밀집되어 있거나 분포되어 있는지, 어

2) 이는 친구나 동료가 이웃이나 연계 지인에 비해 상대적으로 결속의 대상에 가깝다는 사실을 재확인시켜주는 결과임.

느 유형이 더욱 지배적인지 등에 대한 정보를 제공하지 않는다. 따라서 엄밀히 말하면 공간적 혼합수준을 정확히 나타낼 수 있는 지표는 아니라 할 수 있다. 이러한 한계를 최소화하기 위해서는 본 논문에서와 같이 측정의 대상이 되는 공간적 범위를 최소화할 필요가 있다. 또한, 혼합지수를 산정하고자 하는 대상의 유형 수를 최소화할 필요가 있어, 본 논문에서는 기존 연구에서 주로 적용하는 바와 같이, 각 사회지표의 세부 유형 수를 세 유형으로 한정해서 혼합지표를 산정했다.

각 지표에 대한 구체적인 산정방법과 근거는 다음과 같다(〈표 1, 3〉 참조). 우선 주택 유형 혼합도는 단독, 연립·다세대, 아파트 호수의 혼합도로 산정했다. 신도시 계획기준에서 제시하고 있는 주택유형별 건설용지 면적 비율을 중위 값으로 환산하고, 이 값을 「국토의 계획 및 이용에 관한 법률」 제78조의 주거유형별 용적률 기준을 활용해 주택 호수 기준으로 전환한 후 엔트로피 지수를 활용해 혼합도를 산정하면 0.525가 된다. 연구 대상지역의 평균 엔트로피 지수는 약 0.628로 신도시 계획기준의 권장수준을 이미 넘어서고 있다. 따라서 분석을 통해 주택유형 혼합의 효과가 사회자본 증진에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타난다면, 신도시 계획기준에서 단독, 다세대·연립 주택의 비중을 더욱 확대시키는 방안을 고려할 수 있다.

주택 평형별 혼합도는 60m² 이하, 61~85m², 85m² 초과 주택 호수의 혼합도로 산정했다. 신도시 계획기준에서는 세 유형이 25~35%, 35~45%, 25~35% 정도로 배분되는 것이 바람직하다고 권장하고 있으며, 이 기준을 중위 값으로 가정하고 각 유형의 혼합도를

엔트로피 지수로 산정하면 약 0.991로 매우 높게 나타난다. 연구 대상지역의 평균 주택 평형 혼합도 또한 0.884로 비교적 높게 나타났다. 따라서 만약 이 변수가 사회자본 형성에 긍정적 영향을 미친다면, 이 기준에 따라 국민주택 평형(85m²) 이상 주택 수를 70% 수준으로 건설하는 것이 바람직할 것이다.

주택 소유관계 혼합도는 자가, 전세, 월세·보증부월세 가구 수의 혼합도로 산정했다. 신도시 계획기준에서는 분양과 임대 비율을 각각 7:3으로 책정할 것을 권장하고 있다.

주택 낙후수준 혼합도는 1990년 이전 건설, 1990년대 건설, 2000년 이후 건설 주택 호수의 혼합도로 산정했다. 세 시점은 연구 대상지역에서 각 시기에 대한 평균적인 점유 비율이 비교적 균등하게 구분되는 시점으로 선정한 것이다.

용도 혼합도는 일반적으로 토지이용 용도별 면적 비율을 활용해 산정하는 경우가 많으나, 본 논문에서는 매우 미시적인 범위에서의 혼합도를 산정해야 하므로 이와 같은 방법의 적용이 어렵다. 따라서 본 논문에서는 주거지에서 500m 내에서 도달 가능한 건축물 용도의 수를 용도 혼합도 지수로 활용했다. 신도시 계획 기준에서는 환경적 지속가능성 달성을 위한 용도별 입지배분 원칙에 복합용도용지의 계획기준을 명시하고 있다.

학력수준 혼합도는 중학교 이하, 고등학교·전문대, 대학 이상 인구의 혼합도로 산정했다.³⁾ 마지막으로 연령 혼합도는 만 14세 이하, 경제인구(15~64세), 65세 이상 인구의 혼합도로 산정했다. 이 기준은 노령화 지수를 14세 이하 인구에 대한 65세 이상 인구의 비율로 산정하는 것을 반영한 것이다. 학력과 연

3) 인구주택총조사에서 현재 학업 중인 인구의 경우 최종학력이 현재학력으로 조사되기 때문에 본 연구에서 산정한 학력수준 혼합도는 지역의 연령대 분포에 따라 다소 간의 오차가 반영되었을 수 있음. 그럼에도 불구하고 성인들의 학력수준 혼합 정도가 일정 정도 반영될 수 있는 것은 분명하며, 연령 혼합도를 별도로 분석모형에 반영하기 때문에 학력수준에 대한 대리변수로서는 충분히 활용 가능할 것으로 판단됨.

표 5_ 사회적 혼합 변수(검증 변수)에 대한 요인분석 결과

구분	물리적 혼합	사회적 계층 혼합	
	요인 1: 주택/건축물 혼합도	요인 2: 학력수준 혼합도	요인 3: 연령 혼합도
주택 유형 혼합도	0.85415	-0.28728	-0.04754
주택 소유관계 혼합도	0.77979	-0.0861	-0.3483
주택 평형 혼합도	0.75745	-0.07856	0.37352
건축물 용도 혼합도	0.61512	0.49406	-0.13933
주택 낙후수준 혼합도	0.57752	0.28246	0.48573
학력수준 혼합도	-0.21847	0.73337	0.43284
연령 혼합도	-0.10755	-0.60636	0.65984
Eigen value	2.68258	1.32550	1.14118
누적 분산 비율	38.32%	57.26%	73.56%
신뢰도 분석(Cronbach's α)	0.772	-	-

령 혼합도는 신도시 계획기준에 별도로 언급되어 있지 않으나, 앞서 제시한 주택 유형, 평형, 소유관계 혼합 등을 통해 이와 같은 사회계층의 혼합을 유도하고 있다고 할 수 있다.

지금까지 7개 유형의 혼합도 지표를 살펴보았다. 그러나 이 지표를 분석 모형에 모두 포함할 경우, 독립변수의 수가 너무 많아져 해석의 어려움이 커지고, 유사한 특성을 갖는 변수의 중복으로 인해 다중공선성 문제가 발생할 수 있다. 따라서 본 논문에서는 이들 7개 변수를 요인분석(〈표 5〉 참조)을 통해 합성변수화해 분석모형에 적용했다.

요인분석 결과, 주택 유형 혼합도, 소유관계 혼합도, 평형 혼합도, 건축물 용도 혼합도, 주택 낙후수준 혼합도 등 5개 변수가 합성되어 제1요인이 형성되었으며, Cronbach's Alpha 값 또한 0.772로 비교적 높게 나타났다. 이 요인은 주택 및 건축물 혼합도로 명명했다. 나머지 두 요인은 기존 변수가 그대로 도출되었다. 제1요인은 도시계획 및 주택정책 등을 통해 조성된 물리적 환경의 혼합 수준이라고 볼 수 있으며, 제2, 3요인은 그 결과로서 나타난 사회적 계층의 혼합 수준으로 해석할 수 있다. 이렇게 총 세 요인이 도출되었으며 이는 전체 누적 분산의 73.56%를 설명했다.

사회적 혼합 변수 외에도 근린환경을 대표할 수 있는 변수로 지가와 인구밀도 변수를 추가했다. 우선, 근린의 지가는 울산광역시의 8,010개 표준지의 공시지가 자료와 GIS 프로그램의 Kriging 기법을 활용해 울산 전 지역의 확률적 지가를 100m×100m cell 단위로 추정(interpolate)한 후, 주거지로부터 500m 반경 내에 포함되는 셀의 지가를 평균해 산정했다. 이는 근린의 일반적인 사회·경제 수준을 대표하는 지표이자 도심 근접성을 나타내는 지표로 해석될 수 있다. 인구밀도는 앞서 사회혼합 지표를 산정한 방식과 마찬가지로 500m 반경 내에 포함되는 모든 집계구의 인구밀도로 산정했다. 이는 사회적 관계 형성의 발생 빈도와 가능성을 나타내는 지표이자, 도시성 또는 혼잡도를 나타내는 지표로 활용될 수 있다(Lozano, 1990).

3) 개인 및 가구의 사회경제적 특성(통제변수)

모형에서 통제변수의 역할을 하는 사회·경제적 특성 변수로는 개인의 성별, 연령, 교육연수, 결혼 여부, 가구원 수, 현 주택 거주기간, 주택 유형(아파트 거주 여부), 자가 거주 여부, 월평균 가구소득 등을 적용했다. 또한 Putnam(2000) 등의 기존 연구에서 사회자

본을 설명하는 주요 요인으로 제시되고 있는 TV 시청시간, 인터넷 사용시간, 가입 단체 수 등을 개인 행태변수로 적용했다.

3. 분석 방법론 및 모형의 설정

상기한 모든 변수가 통제된 상태에서 검증변수의 영향을 파악하기 위해 총 12개 종속변수(사회자본 및 도움수혜)에 대한 계량분석을 시행했다. 7단계의 리커트 척도로 측정된 8개의 종속변수에 대해서는 순서형 로지스틱(ordered logit) 모형을 적용했다. 또한 개방형 응답 방식으로 조사된 네트워크 수준 변수의 경우는 변수값이 양의 정수 형태를 취하고 있으며, 종속변수의 분산이 평균보다 큰 특성을 보여 음이항 분포 모형(negative binomial model)을 선택했다(SAS Institute Inc. 2011: 557).

이때, 친구·동료·이웃으로부터 소개받은 지인에 대한 신뢰와 네트워크 수준은 각각에 대한 신뢰와 네트워크 수준의 결과로서 나타나는 사회자본이므로, 이 모형에는 각각 친구·동료·이웃에 대한 신뢰 평균값과 네트워크 합을 반영했다. 또한, 사회자본 형성의 결과로 나타나는 ‘도움수혜 경험’ 모형에서는 각 사회자본 형성대상에 대한 신뢰와 네트워크 수준을 독립변수로 반영했다. 친구와 이웃에 대한 모형에는 전체 유효 표본 1,182명이 모두 활용되었으며, 동료와 연계 지인에 대한 모형에는 취업자 849명만이 활용되었다.

IV. 분석 결과

1. 사회적 혼합과 신뢰의 관계

신뢰에 대한 순서형 로지스틱 회귀분석 결과, 주택 및 건축물 혼합도가 높은 근린 거주자일수록 동료와

이웃에 대한 신뢰가 높은 것으로 나타났다(〈표 6〉 참조). 또한 학력 수준 혼합도가 높은 근린 거주자일수록 친구·동료·이웃에 대한 신뢰가 높은 것으로 나타났다. 이는 사회적 혼합을 위한 도시계획 및 주택정책이 거주민의 사회자본 형성에 긍정적인 기여를 할 수 있으며, 그 영향이 사회자본 형성 대상에 따라서 큰 차이가 없음을 의미한다. 그러나 사회적 혼합 수준과 연계 지인에 대한 신뢰는 통계적으로 유의미한 관계를 보이지 않았다. 이는 사회적 혼합이 신뢰 형성에 미치는 효과가 결속이나 연계의 대상보다는 연계의 결과로서 알게 된 새로운 대상에 대해 보다 작게 나타난다는 사실을 의미한다. 그럼에도 불구하고, 친구, 동료, 이웃에 대한 신뢰의 평균값은 연계 지인에 대한 신뢰 증대에 통계적으로 유의미한 영향을 미친 것으로 나타났다. 따라서 사회적 혼합의 직접적인 영향은 확인되지 않았으나, 친구·동료·이웃에 대한 신뢰에 영향을 미침으로써 연계 지인에 대한 신뢰에 간접적인 영향을 미칠 수 있을 것이라 예측할 수 있다. 이러한 가능성은 구조방정식 모형 등과 같은 다변량 분석 모형을 통해 검증해볼 필요가 있다. 한편, 다른 근린환경 변수 중에서는 지가가 높은 지역(즉, 사회·경제적 수준이 높은 근린 또는 도심 인접 지역) 거주자일수록 친구·동료·이웃에 대한 신뢰가 낮은 것으로 나타났으며, 인구밀도 변수는 유의미한 결과를 보이지 않았다.

통제변수에 대한 결과를 살펴보자. 우선 기혼자이거나 교육 기간이 긴 주민일수록 동료와 이웃에 대한 신뢰 수준이 높은 것으로 나타났으며, 이는 선행연구와 일치하는 결과다. 또한, 적극 참여하고 있는 단체 수가 많은 사람일수록 친구·동료·이웃에 대한 신뢰가 높은 것으로 나타났다. 이는 고용관계와 무관한 사회활동을 통해 관계자원의 증가뿐만 아니라 동질적·이질적 대상에 대한 신뢰까지 증가시킬 수 있음을 의미한다. 반대로, 아파트 거주자는 단독이나 연립

표 6_ 사회자본 형성 대상별 신뢰에 대한 순서형 로지스틱 회귀분석 결과

구분	결속의 대상 ← 연계의 대상 →						연계의 결과	
	친구 신뢰		동료 신뢰		이웃 신뢰		연계 지인 신뢰	
	β	$p > \chi^2$	β	$p > \chi^2$	β	$p > \chi^2$	β	$p > \chi^2$
친구·동료·이웃 신뢰의 평균							2.190	<.0001
성별(여성)	-0.078	0.485	-0.071	0.593	0.083	0.454	0.299	0.031
연령	0.000	0.988	0.010	0.239	0.015	0.035	-0.008	0.350
교육 기간	0.041	0.151	0.125	0.000	0.048	0.087	0.015	0.667
기혼	0.153	0.418	0.582	0.009	0.432	0.022	0.315	0.177
가구원 수	-0.055	0.128	-0.031	0.621	-0.065	0.070	-0.034	0.609
현 주택 거주기간	0.001	0.849	0.002	0.852	0.016	0.039	0.018	0.077
아파트 거주	-0.240	0.057	-0.366	0.016	-0.239	0.056	0.166	0.297
자가 거주	0.009	0.947	-0.218	0.184	0.362	0.009	-0.385	0.025
ln(가구 소득)	0.137	0.192	0.168	0.205	0.109	0.295	-0.098	0.484
TV 시청시간	0.000	0.997	0.007	0.830	-0.039	0.133	0.059	0.077
인터넷 사용시간	0.012	0.644	-0.005	0.873	-0.064	0.014	-0.039	0.246
참여 단체 수	0.086	0.015	0.086	0.037	0.062	0.077	0.040	0.353
ln(지가)	-0.313	0.037	-0.348	0.047	-0.278	0.061	-0.161	0.384
ln(인구밀도)	0.067	0.312	0.089	0.258	0.022	0.741	-0.035	0.677
주택/건축물 혼합	0.033	0.661	0.158	0.073	0.188	0.012	0.057	0.543
학력수준 혼합	0.177	0.026	0.158	0.095	0.151	0.056	0.146	0.141
연령 혼합	-0.006	0.913	0.020	0.774	0.042	0.474	-0.087	0.235
Intercept1	7.867	0.000	6.184	0.012	5.535	0.006	-1.720	0.505
Intercept2	6.553	0.001	4.885	0.044	4.319	0.032	-3.208	0.212
Intercept3	5.396	0.008	3.838	0.112	3.191	0.113	-5.292	0.040
Intercept4	4.150	0.041	2.151	0.372	1.565	0.436	-7.732	0.003
Intercept5	2.549	0.208	0.469	0.846	-0.014	0.994	-10.331	<.0001
Intercept6	0.648	0.749	-1.623	0.501	-2.000	0.320	-13.090	<.0001
N	1,182		849		1,182		849	
-2Log L(0)	3,451		2,472		3,707		2,566	
-2Log L(β)	3,424		2,419		3,620		1,950	
χ^2	27		53		87		616	

주: 음영은 유의확률 10% 이내에서 통계적으로 유의함(Intercept는 제외).

주택 거주자에 비해 친구·동료·이웃에 대한 신뢰가 낮은 것으로 나타났다. 이 외에도, 연령이 높거나 자가 거주자일수록 이웃에 대한 신뢰가 높았으며, 반대로 가구원 수가 많거나 인터넷 사용시간이 길수록 이웃에 대한 신뢰가 낮은 것으로 나타났다. 또한 연계 지인에 대해서는, 여성이거나 타가 거주자일수록,

TV 시청시간이 길수록, 현 주택 거주기간이 길수록 신뢰가 높아지는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 대체로 기존 연구 결과와 일치한다.

2. 사회적 혼합과 네트워크의 관계

네트워크 사회자본에 대한 음이항 분포 회귀분석 결과는 <표 7>과 같다. 모든 모형의 Alpha 값이 통계적으로 유의한 것으로 나타나, 음이항 분포 모형의 적용이 적합한 것으로 확인되었다.

우선 근린환경 변수의 영향을 살펴보자. 주택 및 건축물 혼합도가 높은 근린의 거주자일수록 동료와 연계 지인에 대한 네트워크 수준이 높은 것으로 나타났다. 앞서 신뢰에 대한 분석 결과에서도 설명했듯이 이 결과는 주택 유형, 평형, 소유관계 혼합 등을 통한 사회 혼합정책이 거주민의 사회자본 형성에 긍정

적으로 기여할 수 있다는 사실을 의미한다. 또한 사회혼합 변수의 영향이 비교적 결속의 대상에 가까운 동료 네트워크와 연계의 결과인 연계 지인 네트워크 모형에서 유의하게 나타난 것으로 미루어보아, 적어도 네트워크 사회자본에 한해서는 사회적 혼합정책의 영향이 형성대상의 성격에 따라서 크게 다르지 않을 것이라고 판단할 수 있다. 한편 지가에 의한 영향은 신뢰 모형에서와 마찬가지로 부(-)로 나타났으며, 반대로 인구밀도에 의한 영향은 정(+)으로 나타났다.

통계변수에 의한 영향을 살펴보자. 우선 앞서 살펴본 신뢰 사회자본에 대한 분석 결과와 마찬가지로 참여단체 수는 친구·동료·이웃 네트워크와 양의

표 7_ 사회자본 형성 대상별 네트워크에 대한 음이항분포 회귀분석 결과

구분	결속의 대상 ← → 연계의 대상						연계의 결과	
	친구 네트워크		동료 네트워크		이웃 네트워크		연계 지인 네트워크	
	β	$p > t $	β	$p > t $	β	$p > t $	β	$p > t $
친구+동료+이웃							0.747	<.0001
성별(여성)	-0.094	0.043	-0.200	0.006	0.393	<.0001	-0.058	0.496
연령	-0.003	0.268	0.003	0.487	0.017	<.0001	-0.022	<.0001
교육 기간	0.003	0.832	-0.011	0.553	-0.014	0.370	0.007	0.753
기혼	-0.263	0.001	0.054	0.660	-0.020	0.855	0.243	0.087
가구원 수	0.027	0.076	-0.029	0.406	0.031	0.148	0.054	0.165
현 주택 거주기간	0.000	0.903	0.002	0.694	0.017	<.0001	0.004	0.428
아파트 거주	0.226	<.0001	0.205	0.012	0.162	0.017	0.085	0.378
자가 거주	-0.017	0.768	-0.056	0.529	-0.137	0.069	0.134	0.182
ln(가구 소득)	0.053	0.220	0.114	0.123	0.076	0.215	-0.097	0.234
TV 시청시간	-0.019	0.095	-0.003	0.856	0.004	0.813	0.025	0.225
인터넷 사용시간	0.013	0.241	0.051	0.006	-0.015	0.279	0.060	0.003
참여 단체 수	0.066	<.0001	0.050	0.018	0.146	<.0001	0.043	0.105
ln(지가)	-0.129	0.036	-0.185	0.052	-0.155	0.057	-0.209	0.069
ln(인구밀도)	0.101	0.000	0.133	0.002	0.022	0.547	-0.031	0.545
주택/건축물 혼합	0.045	0.138	0.086	0.069	-0.007	0.857	0.160	0.006
학력수준 혼합	0.001	0.987	-0.039	0.440	0.046	0.293	0.079	0.196
연령 혼합	0.036	0.145	0.050	0.185	0.033	0.311	-0.063	0.127
_Alpha	0.293	<.0001	0.632	<.0001	0.529	<.0001	1.017	<.0001
Intercept	2.418	0.004	2.264	0.082	1.105	0.322	3.080	0.048
N	1,182		849		1,182		849	

주: 음영은 유의확률 10% 이내에서 통계적으로 유의함(Intercept는 제외).

관계를 보였으며, 이는 합리적인 결과라 판단된다. 또한, 아파트 거주자일수록 친구·동료·이웃 네트워크가 큰 것으로 나타났다. 이는 앞서 살펴본 결과와는 상반되는 결과인데, 네트워크 자본의 경우 그 크기를 나타내는 단위가 ‘사람의 수’이고 그것이 대인 접촉의 기회와 빈도에 의해 결정된다는 측면에서, 신뢰 자본에 비해 주변 지역의 인구 집중도와 보다 밀접하게 관련되어 있기 때문에 나타난 결과라 할 수 있다. 이는 인구밀도가 높거나 주택 거주기간이 길수록 네트워크 자본이 큰 것과도 같은 맥락이라 할 수 있다.

다른 통제 변수의 경우는 앞서 살펴본 결과와는 다소 차이를 보였으며, 네트워크 사회자본 중에서도 사회자본 형성 대상별로 결과가 다르게 나타났다. 우선 남성은 여성에 비해 친구와 동료 네트워크가 큰 반면, 여성은 남성에 비해 이웃 네트워크가 큰 것으로 나타났다. 이는 남성과 여성의 사회생활 범위와 영역의 차이에 기인한 것으로 보인다. 다음으로 이웃 네트워크의 경우 앞서 설명한 신뢰 자본 모형과 마찬가지로 연령이 높을수록 그 값이 큰 것으로 나타났다. 반면 연계 지인 네트워크의 경우는 반대의 결과가 나타났다. 이는 고령자일수록 기존의 네트워크가 아닌 새로운 네트워크 형성이 제한적이라는 사실을 의미한다. 기혼자의 경우 대부분의 사회자본에 대해 양의 영향을 미쳤으나, 친구 네트워크에 대해서만큼은 음의 영향을 미쳤으며, 이는 결혼 이후 개인 활동보다는 가정 활동에 할애하는 시간이 많아질 수밖에 없기 때문으로 판단된다. 유사한 맥락에서 가구원 수가 많을수록 친구 네트워크가 큰 것으로 나타났는데, 이는 가구원 수가 많을수록 가정 활동에 대한 개인의 역할 비중이 감소할 수 있기 때문일 것이다. 이 외에도 자가 거주자일 경우 이웃 네트워크가 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 마지막으로 인터넷 사용시간이 길수록 동료와 연계 지인 네트워크가 큰 반면 TV 시청시간이 길수록 친구 네트워크가 작은 것으로 나타났

다. 이는 앞서 살펴본 결과와 다소 상반되는 결과인데, 인터넷 활용도가 높은 젊고 활동적인 계층일수록 신뢰와 같은 규범적 성격의 사회자본이 낮은 반면 네트워크와 같은 관계자원 형성이 용이하기 때문이라 해석할 수 있다. 마찬가지로 TV 시청시간이 긴 사람의 경우 사회·경제활동이 적은 장년층일 가능성이 크다고 볼 수 있는데, 이러한 계층일수록 규범적 성격의 사회자본이 공고한 반면 네트워크 자본 형성이 부족한 것으로 판단된다.

마지막으로 친구·동료·이웃 네트워크의 합은 연계 지인 네트워크에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 기존의 네트워크 자본이 최근 1년간 새로 형성된 네트워크 자본 수준에 영향을 미칠 수 있음을 의미한다. 즉, 소속 집단 및 근린에 대한 네트워크 형성은 새로운 연계형 사회자본 형성에 파급효과를 가진다. 그러므로 기존 네트워크 자본에 영향을 미친 요인들 또한 간접적으로 연계 네트워크에 영향을 미칠 것이라 예상할 수 있다.

3. 사회적 혼합과 도움수혜 경험(사회자본의 1차적 효과)의 관계

마지막으로 사회자본 형성을 통해 기대되는 효과라 할 수 있는 ‘지난 1년간 도움수혜 경험’에 대한 순서형 로지스틱 회귀분석 결과를 살펴보자(〈표 8〉 참조). 우선 모든 모형에서 사회자본 형성 대상에 대한 신뢰와 네트워크 수준은 해당 대상으로부터 최근 1년간 도움을 받은 빈도에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 친구·동료·이웃에 대해 형성되는 사회자본과 이를 연계로 새롭게 형성되는 연계 지인에 대한 사회자본이 실생활에서 ‘자본’으로서의 역할을 충분히 하고 있다는 사실을 확인한 결과라 할 수 있다. 또한, 앞서 설명한 모형에서 신뢰와 네트워크 형성에 미친 요인이 이와 같은 자본의 효과(도움을 받은

표 8_사회자본 형성 대상별 '도움수혜 경험'에 대한 순서형 로지스틱 회귀분석 결과

구분	결속의 대상 <연계의 대상>						연계의 결과	
	친구로부터의 도움		동료로부터의 도움		이웃으로부터의 도움		연계 지인으로부터의 도움	
	β	$p > \chi^2$	β	$p > \chi^2$	β	$p > \chi^2$	β	$p > \chi^2$
친구 신뢰	0.335	<.0001						
친구 네트워크	0.481	<.0001						
동료 신뢰			0.307	<.0001				
동료 네트워크			0.440	<.0001				
이웃 신뢰					0.548	<.0001		
이웃 네트워크					0.766	<.0001		
연계 지인 신뢰							0.466	<.0001
연계 지인 네트워크							0.511	<.0001
성별(여성)	-0.032	0.770	-0.008	0.951	0.250	0.025	0.061	0.576
연령	-0.008	0.215	-0.015	0.078	-0.008	0.274	0.001	0.888
교육 기간	-0.030	0.284	-0.025	0.455	-0.025	0.375	0.004	0.880
기혼	-0.062	0.739	0.188	0.387	0.261	0.164	0.214	0.249
가구원 수	0.008	0.828	-0.085	0.165	0.008	0.822	-0.003	0.923
현 주택 거주기간	0.016	0.035	0.014	0.133	-0.003	0.674	0.016	0.034
아파트 거주	-0.086	0.489	-0.284	0.056	-0.263	0.034	-0.163	0.189
자가 거주	-0.002	0.986	0.120	0.454	0.192	0.165	0.005	0.971
ln(가구 소득)	-0.041	0.694	-0.098	0.450	-0.062	0.549	-0.162	0.117
TV 시청시간	0.043	0.095	0.076	0.015	0.069	0.008	0.077	0.003
인터넷 사용시간	-0.049	0.056	-0.077	0.014	-0.048	0.064	-0.081	0.002
참여 단체 수	0.048	0.167	0.045	0.273	0.041	0.242	-0.007	0.846
ln(지가)	-0.436	0.003	-0.577	0.001	0.116	0.429	0.009	0.950
ln(인구밀도)	0.123	0.056	0.255	0.001	0.050	0.445	0.162	0.012
주택/건축물 혼합	0.157	0.034	0.083	0.338	-0.098	0.186	-0.111	0.135
학력수준 혼합	0.111	0.154	0.231	0.013	-0.022	0.774	-0.032	0.686
연령 혼합	0.119	0.040	0.046	0.503	0.088	0.128	0.074	0.204
Intercept1	5.886	0.004	8.536	0.000	-2.580	0.197	-1.294	0.521
Intercept2	5.240	0.009	7.773	0.001	-3.300	0.099	-1.919	0.341
Intercept3	4.624	0.022	7.024	0.003	-4.052	0.043	-2.620	0.193
Intercept4	3.649	0.070	5.932	0.013	-5.133	0.010	-3.881	0.054
Intercept5	2.444	0.224	4.500	0.059	-6.617	0.001	-5.164	0.011
Intercept6	0.464	0.818	2.504	0.293	-8.342	<.0001	-7.377	0.000
N	1,182		849		1,182		849	
-2Log L(0)	4,280		3,031		4,335		4,232	
-2Log L(β)	4,157		2,920		4,003		4,016	
χ^2	123		111		332		216	

주: 음영은 유의확률 10% 이내에서 통계적으로 유의함(Intercept는 제외).

빈도)에 간접적인 영향을 미칠 수 있음을 의미한다.

주택 및 건축물 혼합도와 연령 혼합도가 높은 지

역 거주자일수록 친구로부터 도움을 받은 경험이 많

은 것으로 나타났으며, 학력수준 혼합도가 높은 지역

거주자일수록 동료로부터 도움을 받은 경험이 많은 것으로 나타났다. 반면 이웃과 연계 지인으로부터의 도움에는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못했다. 이는 앞서 확인했듯이 사회적 혼합이 연계형 사회자본 형성에 영향을 미치는 것은 분명하나, 사회자본 형성의 결과(효과)로서 나타나는 ‘도움’에 대해서만 큼은 연계의 대상인 이웃과 연계의 결과로부터 알게 된 지인보다는 결속의 대상인 친구와 동료로부터의 도움(즉, 결속)에 더 직접적인 영향을 미친다는 사실을 의미한다. 다른 사회자본 유형과 마찬가지로 밀도는 양의 영향을, 지가는 음의 영향을 미쳤다.

마지막으로, 통제변수에 의한 영향은 대체로 기존 이론과 부합하는 관계를 보였다.

V. 결론

본 논문에서는 울산광역시민을 대상으로 근린의 사회적 혼합 수준이 지역 주민의 유형별 사회자본 수준에 미치는 영향에 대한 실증분석을 수행했다. 연구 결과, 사회혼합의 영향은 측정 변수의 유형에 따라서 그리고 종속변수인 사회자본의 유형에 따라서 다르게 나타났다. 그러나 유의확률 10% 이내에서 통계적으로 유의한 관계를 보인 계수의 부호는 모두 양으로 나타나, 전반적으로 사회적 혼합 수준이 높은 지역에 거주하는 주민일수록 사회자본 수준이 높은 것으로 분석되었다. 따라서 주택 유형, 평형, 소유관계 혼합 등을 통해 시행되고 있는 사회적 혼합정책이 사회자본 형성에 긍정적 기여를 하고 있다고 판단된다. 또한 본 논문은 사회적 혼합이 신뢰와 네트워크 형성을 통해 사회자본의 1차적 효과라 할 수 있는 도움 수혜에 영향을 미칠 수 있다는 사실을 밝혔다. 이는 사회적 혼합정책을 통한 사회적 배제 해소(사회통합)의 가능성을 보여주는 실증적 근거라 할 수 있다.

따라서 본 연구 결과는 신도시 계획기준의 사회

혼합 규정 등과 같은 사회적 혼합정책을 뒷받침하거나 보완하기 위한 근거자료로 활용될 수 있다. 예를 들어, 사회자본 향상만을 고려할 경우, 주택 유형별 혼합 비율에서 단독과 연립주택의 비중을 증가시키는 것이 바람직하다. 이 외에도, 통제변수들에 대한 분석 결과는 사회자본 유형별 형성요인과 그 차이를 설명하고 이해하기 위한 학술적 근거로 활용될 것으로 기대된다.

그러나 본 연구 결과만으로는 사회적 혼합정책의 근본적 목표라 할 수 있는 ‘저소득 계층’의 연계형 사회자본 증가를 확인하는 데에는 한계가 있다. 실증분석을 통해 사회혼합의 효과가 연계형 사회자본 형성에 더욱 유의미한 영향을 미친다는 증거는 발견되지 않았으며, 오히려 결속형 사회자본에 가까운 종속변수일수록 사회적 혼합 변수의 영향이 두드러지는 것으로 나타났다. 따라서 사회적 혼합정책이 ‘사회적 약자계층’의 사회적 배제를 해소하고 사회통합을 달성하기 위한 정책으로서도 효과가 있는지는 분명치 않다. 따라서 향후 연구에서는 소득계층별 층화분석을 통해 사회적 혼합의 효과가 소득계층별로 다르게 나타나는지 여부를 보다 깊이 있게 분석할 필요가 있다.

또한, 본 논문은 사회적 혼합의 영향을 사회자본이라는 개인적 측면에 한정해 분석한 한계가 있다. 사회적 혼합의 영향은 다양하게 나타날 수 있으며, 사회자본 또한 사회적·공간적 파급효과를 갖는 자본의 형태이므로 향후 연구에서는 두 개념의 사회적 영향에 대한 논의가 접목될 필요가 있다. 이 외에도 본 논문에서는 다양한 사회자본 유형을 동시에 다루었음에도 다변량 분석(multivariate analysis)을 시행하지 못한 한계가 있다. 각 사회자본 유형들은 서로 상호 영향을 주고받는 관계이므로 향후 연구에서는 구조방정식 모형 등을 통해 각 변수의 내생 관계를 고려한 분석이 이루어질 필요가 있다.

- 국토해양부. 2010. 지속가능한 신도시계획 기준. 경기 : 국토해양부.
- 김선희 · 천현숙 · 서연미 · 윤윤정. 2008. 국토관리분야의 사회적 자본 확충방안(1): 사회적 자본 영향요인 분석. 경기 : 국토연구원.
- 김승남 · 김재홍. 2012. 12. 15. “사회적 혼합이 결속형 사회자본과 연계형 사회자본 형성에 미치는 영향”. 한국지역학회. 2012년 후기학술대회. 서울대학교.
- 김승남 · 안건혁. 2010. “승용차 통행비용의 공간적 차이가 통행수단 선택에 미치는 영향”. 국토계획 제45권 제4호. pp111-127.
- 김승남 · 안건혁 · 김재홍. 2011. “택지개발이 지역주민의 사회자본에 미치는 영향: 근린수준 사회자본과 일반적 사회자본에 대한 차이를 중심으로”. 국토연구 제71권. pp47-68.
- 김주진 · 서수정 · 정경일. 2005. “사회통합을 고려한 임대주택정책 및 개발사례의 특성 연구”. 국토계획 제60권 제6호. pp159-176.
- 난 린. 2008. 사회자본. 김동윤 · 오소운 역. 서울 : 커뮤니케이션 북스.
- 노병일. 2006. 취약지역의 사회적 배제. 서울 : 다운샘.
- 서종녀 · 하성규. 2009. “공동주택 커뮤니티와 사회적 자본의 영향요인 분석”. 국토계획 제44권 제2호. pp183-193.
- 소진광. 2007. “우리나라 신도시개발 경험과 향후 과제”. 토지연구 제22권 제4호. pp19-47.
- 양승호 · 김승남 · 안건혁. 2010. 10. 30. “사회적 혼합이 사회자본 형성에 미치는 영향에 관한 연구”. 한국도시설계학회. 2010년 추계학술대회. 고려대학교.
- 이숙중 · 최준규 · 유희정. 2008. “사회적 특성과 행위 변수가 사회자본에 미치는 영향”. 지방행정연구 제22권 제4호. pp101-132.
- Abe, A. K. 2010. “Social Exclusion and Earlier Disadvantages”. *Social Science Japan Journal* vol.13, no.1. pp5-30.
- Arthurson, K. 2002. “Creating Inclusive Communities through Balancing Social Mix”. *Urban Policy and Research* vol.20, no.3. pp245-261.
- Barnes, M. 2005. *Social Exclusion in Great Britain: An Empirical Investigation and Comparison with the EU*. Aldershot : Ashgate.
- Besser, M., Marcus, M. and Frumkin, H. 2008. “Commute Time and Social Capital in the U.S.”. *American Journal of Preventive Medicine* vol.34, no.3. pp207-211.
- Bourdieu, P. 1986. “The Forms of Capital”. ed. Richardson, J. in

Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education. New York : Greenwood.

- Bramley, G. and Power, S. 2009. “Urban form and Social Sustainability: The Role of Density and Housing Type.” *Environment and Planning B: Planning and Design* vol.36, no.1. pp30-48.
- Brisson, D. and Usher, C. 2005. “Bonding Social Capital in Low-Income Neighborhoods”. *Family Relations* vol.54, no.5. pp644-653.
- Brueckner, K. and Largey, G. 2008. “Social Interaction and Urban Sprawl”. *Journal of Urban Economics* vol.64, no.1. pp18-34.
- Buck, N. 2001. “Identifying Neighbourhood Effects on Social Exclusion”. *Urban Studies* vol.38, no.12. pp2251-2275.
- Bullen, P. and Onyx, J. 2005. *Measuring Social Capital in Five Communities in NSW: A Practitioner's Guide*. Sydney : Management Alternatives Pty Ltd.
- Byrne, D. 1999. *Social Exclusion*. Buckingham : Open University Press.
- Coleman, S. 1990. *Foundations of Social Theory*. Cambridge : Belknap Press.
- Freeman, L. 2001. “The Effects of Sprawl on Neighborhood Social Ties”. *Journal of the American Planning Association* vol.67, no.1. pp69-77.
- Fukuyama, F. 1995. *Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity*. New York : Simon and Schuster.
- Gingrich, L. G. 2008. “Social Exclusion and Double Jeopardy”. *Social Policy & Administration* vol.42, no.4. pp379-395.
- Healey, P. 1998. “Building Institutional Capacity through Collaborative Approaches to Urban Planning”. *Environment and Planning A* vol.30, no.9. pp1531-1546.
- Johnston, R., Propper, C., Sarker, R., Jones, K., Bolster, A. and Burgess, S. 2005. “Neighbourhood Social Capital and Neighbourhood Effects”. *Environment and Planning A* vol.37, no.8. pp1443-1459.
- Kleinhans, R., Priemus, H. and Engbersen, G. 2007. “Understanding Social Capital in Recently Restructured Urban Neighbourhoods: Two Case Studies in Rotterdam”. *Urban Studies* vol.44, no.5-6. pp1069-1091.
- Levitas, R., Pantazis, C., Fahmy, E., Gordon, D., Lloyd, E. and Patsios, D. 2007. *The Multi-Dimensional Analysis of Social Exclusion*. Bristol Institute for Public Affairs. Bristol : University of Bristol.
- Leyden, M. 2003. “Social Capital and the Built Environment: The Importance of Walkable Neighborhoods”. *American*

- Journal of Public Health* vol.93, no.9, pp1546-1551.
- Lozano, E. 1990. "Density in Communities, or the Most Important Factor in Building Urbanity". eds. Larice, M. and Macdonald, E. in *Urban Design Reader*. New York : Routledge.
- Pierson, J. 2010. *Tackling Social Exclusion*. London : Routledge.
- Putnam, R. 2000. *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York : Simon and Schuster.
- SAS Institute Inc. 2011. *SAS/ETS 9.3 User's Guide*. Cary, NC : SAS Institute Inc.
- Tocqueville, A. 2003. *Democracy in America*. trans. Reeve, H. Pennsylvania : The Pennsylvania State University.
- Van Kempen, R. and Bolt, G. 2009. "Social Cohesion, Social Mix, and Urban Policies in the Netherlands". *Journal of Housing and the Built Environment* vol.24. pp457-475.
- Wilson, A. 1997. "Building Social Capital: A Learning Agenda for the Twenty-first Century". *Urban Studies* vol.34, no.5-6, pp745-760.
- Zenou, Y. 2011. "Spatial Versus Social Mismatch: The Strength of Weak Ties". *IZA Discussion Paper* no.5507. (<http://hdl.handle.net/10419/51656>). [2012. 11. 27].

-
- 논문 접수일: 2013. 1. 7
 - 심사 시작일: 2013. 1. 21
 - 심사 완료일: 2013. 2. 21

The Empirical Relationship between the Neighborhood-level Social Mix and the Residents' Social Capital and Experience of Receiving Help

Keywords: Social Mix, Social Exclusion, Social Integration, Bonding Social Capital, Bridging Social Capital, Receiving Help

As a one of the dominant policy alternatives to solve the social exclusion, enhancing bridging social capital of the socioeconomically disadvantaged through social mixing has been suggested. Against this backdrop, this study examines the relationship between level of social-mixing of neighborhood and residents' social capital and experience of receiving help. The results suggest that the people who live in the more mixed neighborhood are more likely to have higher social capital than who live in the less mixed neighborhood. Hence, social-mixing policies such as housing type mixing, housing size mixing, and tenure mixing positively contribute to formulation of social capital. However, the impact of social-mixing is more effective on bonding social capital rather than on bridging social capital and experience of receiving help. Therefore, it is not clear whether the social-mixing policies have potential to enhance bridging social capital and mitigate social exclusion of 'the socioeconomically disadvantaged'. Thus, future research need to explore the relationship between social-mixing and bridging social capital using a stratified analysis by income group.

근린의 사회적 혼합 수준과 거주민의 사회자본 형성 및 도움수혜 경험의 실증적 관계

주제어: 사회적 혼합, 사회적 배제, 사회통합, 결속형 사회자본, 연계형 사회자본, 도움수혜

사회적 배제를 해소하고 사회통합을 달성하기 위한 방안의 하나로 사회적 혼합을 통해 사회경제적 약자의 연계형 사회자본을 강화시키는 정책이 제안되고 있다. 이에, 본 논문은 울산광역시를 대상으로 근린의 사회적 혼합 수준이 주민의 사회자본 형성과 도움수혜 경험에 미치는 영향에 대한 실증분석을 통해 사회적 혼합정책의 효과와 한계를 고찰한다. 연구 결과, 사회적 혼합 수준이 높은 지역에 거주하는 주민일수록 사회자본 수준이 높은 것으로 나타났다. 따라서 주택 유형, 평형, 소유관계 혼합 등을 통한 사회적 혼합정책이 사회자본 형성에 긍정적 기여를 하고 있다고 판단된다. 그러나 사회적 혼합의 효과가 도움수혜 경험과 연계형 사회자본 형성에 대해 보다 유의미한 영향을 미쳤다는 증거는 발견되지 않았으며, 오히려 결속형 사회자본에 가까운 종속변수일수록 사회적 혼합 변수의 영향이 두드러졌다. 따라서 사회적 혼합정책이 '사회적 약자 계층'의 연계형 사회자본을 증진시킴으로써 사회적 배제 문제를 해소하는 효과를 갖는지는 분명치 않다. 따라서 향후 연구에서는 소득계층별 층화분석을 통해 사회적 혼합과 연계형 사회자본의 관계를 보다 심도 깊게 연구할 필요가 있다.