

서울시민들의 주관적 건강 행복지수 결정요인 분석

장 인 수
(한국보건사회연구원)

김 흥 석*
(서울대학교)

본 연구는 주관적 건강 상태에 영향을 미치는 지역 특성을 경험적으로 파악하고자 하였다. 이는 개인의 주관적 건강 상태를 고양시킬 수 있는 기반 조성을 위해 지역적, 미시적 차원에서의 도시계획 정책이 이루어져야 함을 역설하기 위함이다. 아울러 생태학적 이론을 바탕으로 개인과 지역사회가 위계 관계를 구성하고 있음을 고려하여 기존 연구와의 차별성을 도모하고자 하였다. 이에 따라 실증분석 방법론으로 다층순서형로지스틱모형(Ordered Logistic Multilevel Model)을 적용하고, 1수준 개인 변수에는 2013 서울서베이 자료를, 2수준 지역 변수로는 2013년도 서울통계(stat.seoul.go.kr)를 활용하여 각각 투입하였다. 지역 변수를 중심으로 분석결과를 간략히 요약하면, 1인당 도시공원 면적과 녹지면적, 가로녹시율과 같은 자연환경 중심의 쾌적한 환경(amenity) 요인이 주관적 건강 행복지수에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 파악되었다. 지속가능한 개발(sustainable development) 기조를 바탕으로 할 때, 개인의 주관적 건강 행복지수를 고양시키기 위한 방안으로서 다른 부문과의 정합성을 유지하여 쾌적한 근린 환경을 조성하는 것이 요구된다. 특히 현재 수립, 시행되고 있는 2030 서울도시기본계획(2030 서울플랜)과 같은 도시기본계획은 본 연구결과를 바탕으로 지속가능한 발전과 주관적 건강 행복지수를 동시에 고려할 수 있도록 부분적으로 도시공원과 녹지, 가로수 등 자연환경 중심의 쾌적한 환경을 효율적으로 배치할 수 있는 세부 계획을 미시적 차원에서 추가적으로 수립, 시행하여야 할 것이다.

주요용어: 주관적 건강 상태, 쾌적한 환경(amenity), 다층모형, 서울서베이

* 교신저자: 김흥석, 서울대학교(briankim66@snu.ac.kr)

■ 투고일: 2016.5.21 ■ 수정일: 2016.9.26 ■ 게재확정일: 2016.9.27

I. 서론

10여 년 전 우리나라에서 선풍적인 인기를 모았던 웰빙(well-being) 열풍은 개인의 불규칙한 식습관, 정기적 운동 부족 등의 신체적, 정신적 유해 행동과 습관 등에 대한 반성의 일환으로서 건강을 위한 좋은 먹거리, 바람직한 생활패턴 등을 강조하는 일련의 운동(movement)으로 풀이된다. 즉, 우리 몸과 친화적인 음식 위주의 식습관, 운동 등을 강조하며 건강을 추구하는 건강 제일의 바람직한 삶의 모습을 찾기 위한 노력으로 인식된다. 현재의 이러한 움직임은 지속적으로 그 중요성을 띠고 있으며, “건강이 제일”이라는 본연의 가치 역시 퇴색되지 않고 있다. 또한 1995년 1월 법률 제4914호로 제정된 국민건강증진법은 실정법과 정책적 차원에서 이와 그 궤를 같이 하는 것으로 이해할 수 있다. 본 법의 제1장 제1조에서 확인할 수 있는 바와 같이 본 법의 목적은 “국민에게 건강에 대한 가치와 책임의식을 함양하도록 건강에 관한 바른 지식을 보급하고 스스로 건강생활을 실천할 수 있는 여건을 조성함으로써 국민의 건강을 증진하는 것”이다. 즉, 국민 개개인이 건강을 증진시킬 수 있도록 국가가 환경을 조성하고 보호, 관찰하는 의무와 함께 자신들의 건강을 증진하는 노력과 책임을 동반 규정하는 것으로 이해할 수 있다. 그러나 국민들의 건강을 증진시키는 국가의 노력이 비단 보건복지 분야에만 국한되는 것은 결코 아닐 것이다. 가령 도시계획이나 지역개발 부문에서도 주민들의 건강을 고려하는 정책이 이루어질 수 있기 때문이다. “삶의 모든 기능을 수행하고 최대한의 잠재력을 개발하는 데 있어서 서로 지원하도록 도시의 물리적, 사회적 환경을 지속적으로 창조하고 향상시키며 지역사회 자원을 확장하는”, 이른바 “건강도시”(박윤형, 2014)의 개념에서 확인할 수 있듯 지역 사회 주민의 건강을 고려하기 위해 도시계획 분야에서 물리적으로 쾌적한 환경을 조성하는 것 역시 국가 차원에서 주민들의 건강을 증진시키는 노력의 범주로 이해할 수 있을 것이다.

한편 건강에 대한 국가적 차원에서의 정책적 관심을 국민건강증진법과 이에 언급되는 사업, 보건활동 등으로 이해할 수 있다면, 개인 차원의 관심은 주관적 건강 상태로 이해할 수 있다. 특히 주관적 건강 상태는 자신의 전반적인 건강 상태에 대한 인지적, 정서적 평가(Diener et al., 2002)이거나 이와 유사한 맥락에서 정의되는데, 개인이 자신의 건강 상태를 증진시킬 수 있는 기준이나 동기 부여의 특성을 가진다는 점에서 그 중요성이 있다. 즉, 자신의 주관적 건강 상태를 어떻게 정의하고, 평가하느냐에 따라 건강 증진

행동에도 영향을 미칠 수 있다는 것이다. 즉, 주관적 건강 상태는 개인과 국가의 건강 증진 노력에 대한 평가 기준이자 환류과정의 매개체로 이해할 수 있다.

이상의 논의를 종합하면, 본 연구의 목적은 지금까지의 주관적 건강 상태에 영향을 미치는 요인을 분석한 선행연구들이 다루지 않은 쾌적한 환경(amenity) 중심의 지역 특성의 영향을 계량적으로 파악하는 것이다. 이 때 응답자 개인의 성, 연령, 소득수준과 같은 인구사회학적 특성 이외에 초점을 두고 있는 지역 특성은 선행연구를 참고하되, 검토된 지금까지의 선행연구에서 투입되지 않은 자연환경을 중심으로 한 쾌적한 환경(amenity) 측면의 요인을 변수로 투입하고자 하였으며, 주관적 건강 상태가 리커트형 종속변수의 형태를 띠고 있음과 개인의 지역의 위계 관계를 동시에 고려할 수 있는 다층 순서형 로지스틱모형을 적용하고자 한다. 근린환경 요인 중심으로 주관적 건강 상태 결정요인을 분석하고자 하는 이유는 지속가능한 발전(sustainability)을 고려한 2030 서울도시기본계획의 중요성(이하 2030 서울플랜)을 역설하고자 함이다. 현재 수립되어 부분적으로 시행되고 있는 2030 서울도시기본계획은 교통, 문화, 고용, 치안, 주거, 역사 등 다양한 분야의 정합성을 고려하여 장기적으로 서울시의 바람직한 미래상을 도모하는 계획으로서 이해된다. 이 중 도시 경관 관리 분야를 살펴보면 시각적 배경요소인 자연, 녹지 등의 공공 경관을 충분히 경험하고 향유할 수 있도록 환경을 조성하여야 한다(서울특별시, 2014)는 내용을 확인할 수 있다. 따라서 본 연구는 이러한 2030 서울플랜의 도시 경관 부문의 실효성과 근거를 경험적, 계량적으로 제시하고자 하였다. 이를 위해 본 연구방법의 배경이 되는 생태학적 이론을 살펴보고, 개인의 주관적 건강 상태에 결정 요인에 대한 국내, 외 선행연구를 고찰하고 본 연구의 차별성을 제시하고자 한다. 이후 개인과 개인을 둘러싸고 있는 환경이 위계적 관계를 고려하여 개인의 주관적 건강 의식에 영향을 미치는 쾌적한 환경 중심의 지역 특성의 영향을 살펴보고 이를 바탕으로 2030서울플랜의 세부 도시 경관 부문에 대한 세부적 계획이 수립, 시행되어야 한다는 정책적 함의를 제시하고자 한다.

II. 이론과 선행연구 고찰

1. 이론적 배경

R. Frost(2008)에 따르면 건강신뢰모형(Health Belief Model), 보호-동기 이론(Protection-Motivation Theory), 정보-동기-행동적 기술 모형(Information-Motivation-Behavioral Skills Model), 계획된 행동이론(Theory of Planned Behavior/Theory of Reasoned Action), 사회인지이론(Social Cognitive theory/Social Learning Theory) 등 건강 증진 및 건강 상태에 관한 여러 이론 및 모형은 대부분 각 개인에 초점을 두어 이론적으로 접근하고 있다는 공통점이 있다. 즉, 개인의 성, 연령, 건강, 인지능력, 자존감, 지각 등 개인의 객관/주관적 특성을 중심으로 접근하고 있다.

한편, 개인의 주관적 건강 상태 결정요인은 생태학적 이론과 밀접한 관련성이 있다고 생각해 볼 수 있다. 이는 Bronfenbrenner(1979)가 각 개인의 인접 환경을 구조화된 체계로서 인식하여 접근하는 관점으로서 가족, 지역사회, 직장, 신념, 종교, 경제적 여건 등 물리적, 사회적 환경 등에 의해 개인의 건강 수준이 좌우될 수 있음을 주장한다. 아울러 개인을 둘러싸고 있는 이들 물리적, 사회적 환경요인은 그 수준에 따라 Micro, Meso, Exo, Macro의 네 가지 단계로 구분되며, 가장 낮은 단계인 Micro는 가족, 친구, 학교 등의 요인이, Exo는 산업, 사회복지서비스, 이웃, 지역의 정치적 신념, 대중매체가, 그리고 가장 높은 단계인 Macro는 문화에 대한 접근방식, 가치관, 이념 등이 각각 포함된다. 이러한 관점은 개인이 거주하고 있는 지역사회에 개인과 지역사회, 혹은 개인과 환경 등 개인을 둘러싸고 있는 모든 것과 개인이 위계적 관계를 형성하고 있음에 기인한다. 이러한 생태학적 이론은 인간의 다양한 행동을 이해하기 위해서는 개인의 인구사회학적 특성 뿐 아니라 여러 다양한 규모의 사회체계가 개인에 미치는 영향을 이해하여야 한다는 주장(이인정 등, 2007)과도 그 궤를 같이 한다. 이러한 논의를 본 연구와 결부시켜 생각해 보면, 개인의 주관적 건강 상태는 자신을 둘러싸고 있는 환경과 엄연히 밀접한 관련성이 있을 것이다. 지금까지의 주관적 건강 상태 결정요인에 대한 연구가 대부분 개인의 특성 수준에서만 이루어져, 개인을 둘러싸고 있는 제반 환경의 요소를 투입하지 않은 한계점을 노정하고 있다. 비록 생태학적 관점을 견지하여 지역맥락 특성을 고려한 연구(이석민, 2004; 김명일 등, 2013; 이경환, 2013; 김은정 등, 2011 등)가 수행된

바 있으나 고려된 지역 특성이 단순히 지역의 물리적, 사회문화적 환경을 반영하는 것에 지나지 않으며 이 중 대부분의 연구의 결론 역시 어떤 정책적 시사점보다는 개인의 특성에 영향을 미치는 요소로서 개인 뿐 아니라 지역맥락을 함께 고려하여야 한다는 결론에 그치고 있는 한계점이 존재한다.

2. 선행연구 고찰

가. 국외 주요 선행연구

1) 주관적 건강상태 결정요인 선행연구

주관적 건강상태는 개인의 삶의 질과 밀접한 관련이 있다는 데 그 중요성을 찾을 수 있으며(M. Vaez et al., 2004), 이에 따라 이에 영향을 미치는 요인에 대한 선행연구는 주로 개인의 특성과 개인을 둘러싸고 있는 환경에 초점을 둔 경향을 띤다(A. Meireles et al., 2015; J. Alvarez-Galvez et al., 2013; . 청소년을 대상으로 이들의 주관적 건강상태 영향요인을 분석한 A. Meireles 등(2015)은 개인 및 사회경제적 특성 중 특히 가정과 학교, 이웃의 중요성을 역설하였다. 특히 연구대상을 청소년으로 설정한 이유에 대해서는 이론적 틀에 기반하여 측정된 이들의 삶의 질이 사회적 불평등을 측정하는 데 있어 중요한 근거를 제시할 수 있다고 언급하고 있다. 흡연을 하고 부정기적으로 운동을 하는 청소년들은 낮은 주관적 건강상태를 보이고 있다는 연구 역시 주목할 만하다(Kelleher, Saoirse., 2007). 이는 주관적 건강상태가 개인의 생활습관과도 밀접한 관련이 있음을 실증적으로 관찰하였기 때문이다. 통념적으로도 Alvarez-Galvez 등(2013)이 논문 서두에서 밝히고 있는 바와 같이 사회경제적 여건은 개인의 신체적, 정신적 건강에 영향을 미치기 때문이다. 특히 개인의 소득 수준이 주관적 건강상태에 영향을 미치고 있음은 자명하나, 이보다는 학력 격차에 따른 사회적 약자의 경우 큰 영향을 받기 때문에 이들을 살피는 정책이 필요하다고 역설한 점은 주목할 만하다. 비록 본 연구가 유럽의 29개국을 대상으로 하고 있어, 국가 간 사회경제적 차이에 초점을 둔 경향은 있으나 주관적 건강상태가 경제적 불평등으로부터 약화되는 것과 더불어 심리적인 불평등을 야기하는 학력에 의한 사회적 격차 및 배제(exclusion)를 지적한 부분은 연구의 의의로 판단된다. 이러한 학력과 주관적 건강상태의 관계를 관찰하는 맥락은

여러 연구에서의 공통된 특성으로 이해되는데, 즉 학력에 따른 직업의 안정성, 경제적 여건, 근무 환경의 차이에서 비롯되는 주관적 건강 상태의 차이를 바탕으로 논리를 전개하고 있다는 것이다(Gueorguieva et al., 2009; Zhang et al., 2015; Duke, 2016). 즉, 학력이라는 매개에 의해 결과적으로 발생한 다양한 개인의 환경 차이가 주관적 건강 상태에 영향을 미치는 점을 제시하고 있다. 학력은 개인의 삶을 더 창조적으로 통제할 수 있는 능력을 길러준다는 점에서 학력이 개인의 삶의 질을 고양시킬 수 있음을 언급한 Mirowsky 등(2015) 역시 큰 범주 내에서는 이러한 논의와 그 맥락을 같이 하고 있다고 할 수 있다. 또한 Coleman(1988)이나 Putnam(1995)에 의해 관심도가 높아진 사회적 자본이 주관적 건강상태 및 우울에 미치는 영향을 분석한 것(Sund et al., 2007) 역시 개인의 주관적 건강상태가 환경이나 여건과 밀접한 관련이 있음을 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 아울러 비록 우리나라에서는 관찰할 수 없는 특성이지만 인종 간 차이 역시 주관적 건강상태에 영향을 미치는 다른 여건을 비교 분석하기 위해 여러 선행연구에서 통제된 주요 특성으로 이해된다(Shetterly et al., 1995; Cagney et al., 2005). 지금까지 살펴본 연구의 주된 내용과 의의를 종합하면, 개인의 주관적 건강상태는 삶의 질과 불가분의 관계를 형성하고 있으며, 생활습관, 학력, 소득, 생활습관과 같은 인구 사회학적 특성을 포함하여 개인을 둘러싸고 있는 환경 및 사회경제적 특성 등 다양한 요인에 의해 영향을 받는 것을 확인할 수 있다.

2) 지역특성 변수 투입 선행연구

지역 특성을 고려한 국외 주요 선행연구는 주로 보건복지 부문과 도시계획 부문에서 이루어진 것으로 나타났으며, 특히 건강 상태(health outcomes)에 영향을 미치는 지역 수준의 사회경제적 요소 분석에 대한 연구가 두루 수행되었다. 사실 이들 연구가 모두 다층분석(multilevel analysis)을 연구방법론으로 적용한 것은 아니다. 가령 Sloggett와 Joshi(1998)은 선거구(electoral ward)와 같은 행정구역을 지역 구분 기준으로 하고, 지역 내 사회적 박탈 수준과 사망자 수, 여성의 자가 기록 장기 질환, 사산(stillbirth) 등에 대한 건강 특성과의 관계를 규명하고자 하였다. 이때 빈곤지역 거주 여부와 실업, 자동차 소유, 사회적 지위 등을 지역 수준의 사회경제적 변수를 투입하였음에도 이를 다층이 아닌 다항로지스틱모형으로 분석하였다. 반면, Jones와 Duncan(1995)는 주관적 건강 상태(Self assessed health), 심장질환(reported symptoms of heart disease), 최대호기량

(forced expiratory volume)을 각각 종속변수로 하여 실업, 주거보유기간, 지역 인구과밀도 등을 지역 독립변수로 하여 다층분석을 수행한 바 있다. 전자의 경우 개인의 건강 상태는 개인의 특성만으로 개선되는 것이 아니며, 인구학적, 사회구조적 특성 등의 영향을 받을 수 있음을 언급하면서, 개인적 상태를 고려하지 않더라도, 저소득층이나 사회적으로 낮은 계층에 있는 이들이 거주하는 지역은 가장 나쁜 건강 상태를 보이고 있는 것으로 분석하여 동네 효과(neighborhood effect)가 존재하고 있음을 확인하였다. 아울러 Duncan 등(1993)은 지역적 요소가 건강과 관련된 행동 즉, 흡연과 음주에 영향을 미치는지 영국을 공간적 범위로 설정하여 실증분석을 수행한 바 있다. 이들은 지금까지의 논의가 개인의 건강관련 행위와 관련된 특이한 지역적 특성이 존재하고 있음을 언급하고 있는 것에 착안하여 실증분석을 수행하였으나 그 영향력은 그리 크지 않은 것으로 확인하였다.

또한 도시계획학적 부문에서도 여러 연구가 수행되어 온 가운데(Ewing et al., 2003; Cohen et al., 2003) 지역의 건물 밀집도나 보행 환경 등의 변수에 초점을 두어 이들이 거주민의 비만도와 같은 신체적 측면에 영향을 미치고 있음을 파악하고 있거나 지역 간 건강불평등을 완화시키는 것이 거주민 간 건강 불평등 완화에도 도움이 된다는 내용을 주 골자로 하고 있다.

나. 국내 주요 선행연구

1) 주관적 건강상태 결정요인 선행연구

김명일 등(2013)에 따르면 주관적 건강 상태를 공리와 같은 수준으로 정의내리기는 어려우나 일반적으로는 다음과 같이 이해할 수 있다. 즉, 이는 측정이 용이하고, 개인의 건강 수준을 총체적으로 파악할 수 있다는 점에서 보편적인 지표로서 이해된다는 것이다. 이러한 개념은 대개 일반적으로 주관적 건강 상태의 영향 요인을 분석한 대부분의 연구에서 두루 적용된 것으로 보인다. 주관적 건강 상태에 대한 여러 선행연구는 대부분 그 분석대상을 특정 인구 집단에 한정하고 있다는 데 그 공통점을 찾을 수 있다. 특히 그 중에서도 노인 인구에 대한 연구가 주를 이루고 있다(남연희 등, 2011; 염지혜, 2013; 이성은, 2012 등). 이러한 흐름은 인구 고령화에 따라 길어진 수명에 대해 건강을 유지하면서 삶을 영위하는 것이 특히 노인 인구집단에게는 가장 큰 관심사이기 때문이다(염

지혜, 2013). 또한 이들 연구를 통해 연구 동향이 인구 고령화라는 시대적 정합성을 밀접하게 고려하기 위한 방향으로 이어지고 있다고 해석할 수 있다. 한편 특정 행정구역 및 사업장 등 국한된 공간 내의 구성원들을 대상으로 분석을 수행하였다는 점도 공히 나타나고 있는 이들 선행연구의 특성으로 판단된다. 신순철 등(2007)은 성, 연령, 거주지, 결혼 여부 등 일반적인 인구사회학적 특성 이외에 분석대상의 취업 지위(employment status)라는 분석대상의 독자적인 특성, 즉 사회경제적 지위(SES: Socio Economic Status)를 고려하였다는 점에서 그 특징을 찾을 수 있다. 취업 지위는 인구 고령화 못지않게 그 중요성이 높아지고 있는 실업이라는 사회경제적 흐름을 반영하는 주요 변수로서, 개인의 경제적 측면을 나타내어 이러한 요소가 개인의 주관적 건강 상태를 어느 정도 좌우하는 중요한 역할을 수행하고 있음을 보였다. 강현숙 등(2015)은 여중생을 분석대상으로 특정하여 이들의 올바른 식행동과 생활습관이 주관적 건강 상태에 정(+)의 영향을 미침을 계량적으로 보였다. 청소년을 분석 대상으로 한 연구(이지형 등, 2015)의 연구는 청소년의 주관적 건강 상태를 종속변수로 하여 다층모형을 적용함으로써, 또래 지지와 자존감 등의 유의한 영향력을 확인하였다. 이들 선행연구를 종합하면 분석 대상 인구 집단이 다른 인구 집단이나 일반적인 인구 집단에 비해 더 크게 영향을 받을 수 있는 특성이나, 더 도드라질 수 있는 특성을 고려하거나 통제하였다는 점에서 그 공통점을 찾을 수 있다. 가령, 노인 인구집단은 “노인”이라는 분석대상 자체가 주관적 건강 상태에 가장 큰 관심이 있으며, 또 외부적으로 이들 집단의 주관적 건강 상태를 고려하는 것은 상당히 중요한 의미를 가질 수 있다고 판단하였다고 할 수 있으며, 근로자의 주관적 건강 상태에는 “근로자”들의 직업과 고용 형태가 가장 중요한 영향을 미칠 수 있음을 고려한 것이다. 청소년의 경우 한창 성장하는 시기의 집단으로서, 식습관과 생활습관이 가장 큰 영향 요인 중 하나로 이해될 수 있으며, 또한 비만과 같은 신체적 특성도 영향 요인으로서의 의미를 충분히 생각해 볼 수 있다고 판단된다는 점에서 이들 연구의 의의를 찾을 수 있다 하겠다. 또한 이들 연구는 대부분 연구의 주제와 부합되는 요인을 통제한 것과 더불어 성별, 연령, 학력, 교육수준, 흡연, 음주, 운동 여부 등의 건강 행태와 같이 분석 대상 개인의 인구사회학적 특성을 중심으로 한 변수를 고려하였다는 공통점도 있다. 이들 연구에서의 변인 설정은 물론 여러 선행연구에서 관찰할 수 있듯 주관적 건강 상태에 영향을 미치는 요인 중 가장 중요한 특성이 개인 특성임을 고려한 것이라고 할 수 있다. 그러나 한편으로 주관적 건강 상태에 영향을 미치는 요인

을 개인-지역이라는 위계적 관계에 기반하여 지역 환경으로 생각해 볼 수 있다. 즉, 개인의 주관적 건강 상태가 자신이 살고 있는 거주지의 쾌적한 환경에 영향을 받을 수 있지 않을까 분석해 볼 수 있다는 것이다.

2) 지역특성 변수 투입 선행연구

지역 변수를 고려하여 생태학적 관점을 견지한 연구는 최근 활발하게 이루어지고 있는 경향을 보이고 있다(김명일 등, 2013; 김은정 등, 2011; 김태형 등, 2012; 김형용, 2010; 이경환, 2013 등). 즉, 건강수준의 차이를 뜻하는 건강불평등, 지역의 유병률, 의료서비스 접근성, 시설 접근성 등 지역의 사회학적 특성의 차이가 지역 간 존재하고 있는 것을 고려하는 흐름은 분명 지역 특성을 고려하고 있는 최근 연구의 동향으로 이해된다. 지역의 다양한 특성으로 말미암아 개인의 주관적 건강의식에 변화 또는 차이가 존재할 수 있음을 지적하고 있는 이들 연구의 흐름은 사회학적 측면에서 지역의 경제 수준이나 학력 등과 같은 사회적 특성을 고려하였거나 도시계획학적 측면에서 지역의 물리적 환경에 초점을 둔 연구로 크게 구분된다. 도시계획학 부문에서의 국내 선행연구로는 이경환(2013), 김태형 등(2012), 김명일 등(2013) 등이 있는데, 공히 거주민의 주관적 건강 상태에 영향을 미치는 지역 특성을 분석하였다는 데 그 공통점을 찾을 수 있으나 이경환(2013)은 자전거 이용을 도모하기 위한 물리적 환경 조성을 정책적 함의로 제시하여 도시계획적 측면을 강조한 반면, 김태형 등(2012), 김명일 등(2013)은 보건 의료자원 수라는 지역요인과 지역 간 소득불평등과 같은 지역 특성을 각각 고려하여 정책적 측면에서 사회복지적 개입 방안을 제시하였다는 점에서 말하고자 하는 주된 내용의 분야 및 성격이 다르다. 아울러 모두 생태학적 관점을 견지하여 연구방법론으로서 다층모형을 적용하고 거주민의 주관적 건강의식을 고려하는 것을 주로 하였으나 전자는 지속가능한 발전의 개념을 어느 정도 견지하여 환경 친화적인 교통수단인 자전거 이용 환경 조성을 제시하고 있는 반면, 김태형 등(2012), 김명일 등(2013)은 실증분석 모형에 투입한 지역 특성 변수를 바탕으로 인구구조 변화를 야기하는 가장 큰 흐름이라고 할 수 있는 인구 고령화에 대비하기 위한 정책적 대안을 모색하였다는 점에서도 차이가 존재한다. 또한 김은정 등(2011)은 개인의 건강수준을 나타내는 변수로 비만도를 설정하여 이에 영향을 미치는 지역특성을 분석한 결과, 지역의 단위면적 당 공원 수와 지역 내 거주민의 비만도가 부(-)의 관계가 있음을 파악하였다. 즉, 건강도시의 개념을 이론적

배경으로 하여 거주민의 비만도라는 보건사회학적 요소에 영향을 미치는 도시 및 지역 계획적 영향요인을 고려하여 앞서 살펴본 두 가지 연구의 흐름을 고루 고려하였다는 점에서 연구의 의의를 찾을 수 있다.

다. 본 연구의 차별성

본 연구는 지금까지 살펴본 선행연구와 다음과 같은 차별성이 존재한다. 첫째, 본 연구는 종속변수로 개인의 주관적 건강 상태를 최대한 반영하기 위해 응답자가 응답한 개인의 건강 행복지수 리커트형 변수를 그대로 적용하였고, 이러한 종속변수의 형태를 계량적으로 고려하기 위해 다층 순서형 로지스틱 모형을 적용하였다는 점이다. 둘째, 이경환(2013)의 연구와 마찬가지로 도시계획학적 관점을 견지하여 지역의 쾌적한 환경 변수 중심으로 분석을 수행하였으나, 앞선 연구가 분석결과를 바탕으로 환경 조성을 주장하고 있는 반면, 본 연구에서는 분석결과를 바탕으로 2030서울플랜과 같이 현재 수립된 도시기본계획에 대한 실증적 근거와 방향을 제시하였다는 점이다.

III. 모델링

1. 연구방법

지역의 특성이 개인의 주관적 건강 상태와 관련이 있음을 나타내는 주요 이론적 배경 중 하나는 앞서 논의한 생태학적 관점을 들 수 있다. 이러한 관점에서 각 개인 또는 가구가 밀집되어 형성된 커뮤니티 맥락(context)에 따라라도 개인의 차이를 발생시킬 수 있다는 동네효과(neighborhood effect)는 지역사회 요인을 따로 고려함에 따라 그 분석결과가 달라질 수 있음을 시사한다. 앞서 선행연구에서 살펴본 바와 같이 생태학적 관점과 동네효과를 견지하여 진행된 연구들은 공히 지역의 소득 수준, 교육 수준의 차이에 기인하여 발생하는 결과적 차이에 주목하고 있다.

이러한 생태학적 관점의 저변에 내재되어 있는 기본적 전제는 개인과 지역이 서로

다른 수준, 즉 위계적 체계를 형성하고 있다는 점이다. 즉, 개인을 둘러싸고 있는 지역은 개인보다는 상위에 존재하고 있는 개념으로 이해한다. 그러므로 이러한 위계적 구조를 고려하지 않고 분석을 수행할 경우 거시적인 분석결과가 미시적인 부분을 간과, 결여하는 경우인 생태학적 오류(Robinson, 1950)와 그 반대의 경우인 원자학적 오류(Alker, 1969)의 문제가 발생한다(이성우 등, 2006). 그러므로 이러한 문제점을 보완할 수 있는 분석 방법론의 적용이 요구된다.

자료의 위계 구조를 적절하게 다룰 수 있는 일반적인 다층모형(multilevel linear model)은 두 가지 제한점이 있다. 이는 1) 종속변수가 선형(linear)이어야 하며, 2) 오차항이 모든 위계에서 정규분포함을 가정한다는 것이다(이성우 등, 2006). 첫 번째의 제한점을 바꾸어 말하면, 일반적인 다층모형은 종속변수가 연속적(continuous)일 때만 적용 가능하다는 것이다. 그러므로 종속변수가 연속적이지 않은 경우, 연계함수(link function)를 적용하여야 한다(Raudenbush et al., 2002). 앞서 살펴본 바와 같이 본 실증 분석의 종속변수는 거주민의 운동 여부와 주관적 건강의식이라는 이항 변수 및 리커트형 척도변수로서 이를 적절하게 처리하기 위해서는 위계를 고려하지 않은 일반적인 이항로지스틱/프로빗모형과 순서형 로지스틱/프로빗모형과 같이 누적로지스틱/표준정규분포 역함수를 연계함수로서 차용해야 한다. 본 연구의 실증분석에서는 분석의 용이성을 도모하기 위해 로지스틱 모형을 연계함수로 차용하여 확률을 부여함으로써 주관적 건강 상태라는 리커트 형태의 종속변수를 선형으로 적절하게 처리하고자 하였다.

한편, 다층모형은 종속변수의 형태와는 관계없이 임의효과의 절편, 기울기 존재 여부에 따라 임의절편모형(random intercept model)과 임의계수모형(random coefficient model)로 구분된다. 즉, 지역 간 차이를 절편에만 두는 것인가, 아니면 절편과 기울기에 모두 두는 것인가의 여부가 두 모형의 구분 근거라 할 수 있다. 아울러 이때의 임의효과란 절편 및 기울기의 추정계수가 2수준인 지역 혹은 집단 등의 특성에 따라 다르게 나타나는 것을 뜻한다(이희연 등, 2012). 본 연구에서는 임의절편모형을 채택하고 이를 바탕으로 실증분석을 진행하였다. 이는 임의효과가 절편에만 존재하고 있는 임의절편모형을 적용하는 것이 독립변수별 영향을 고려한 종속변수의 지역 간 차이를 더 명확하게 살펴볼 수 있다고 판단하였기 때문이다. 임의효과가 절편에만 존재하는 경우 본 연구에서의 서울시 25개 자치구별 종속변수의 기울기는 동일하나 절편만 서로 다르게 나타나기 때문에, 자치구별 종속변수의 차이를 명확하게 한 눈에 파악할 수 있는 장점이 있다.

반대로 임의효과가 절편 이외에 기울기에도 존재하면, 임의효과의 상호작용은 더 정교하게 파악할 수 있는 장점이 있는 반면, 자치구별 종속변수의 차이를 한 눈에 파악하기 어려운 한계점이 존재한다. 또한 본 연구에서와 같이 리커트형 이산 형태의 종속변수의 자치구별 임의효과를 고려하기 위해서도 임의효과가 절편 모형에만 존재하는 것이 분석의 용이성을 도모할 수 있다고 판단하였다.

본 연구에서 적용된 다층모형의 특성에 대해서 간략하게 언급하면 다음과 같다.

첫째, 하기된 분산감소비율통계를 통해 모형의 적합성을 제시할 수 있다. 이는 무조건부모형에서의 분산에 대해 독립변수를 각 수준에서 투입한 조건부모형의 감소된 분산의 비율¹⁾을 의미한다(이성우, 2006). 둘째, 각 자치구별 개인 간 임의효과는 상호 독립을 가정하여 수준별 분포에 대한 차이점을 적절하게 고려하였으며, 각 자치구의 공분산 구조를 Unstructured의 형태로 적용하였다. 이는 다양한 공분산 구조 중 제한적 요소가 적은 이유로서(liberal)²⁾ 적용의 용이성으로 인해 채택되었다. 셋째, 모든 다층모형에서 가장 중요하게 적용되어야 할 부분은 더미변수가 아닌 독립변수에 대해 중심보정을 수행하는 절차라 할 수 있다. 이는 지역과 개인 간 차이를 고려하기 위한 계량적 절차로 이해될 수 있다. 이를 위해 Luke(2004)에 언급되어 있는 바와 같이 1수준 독립변수에는 집단평균보정방식(group mean centering) 방식을 적용하여 분석 대상 자치구 간 차이를 더욱 명확하게 살펴보고자 하였으며, 2수준 독립변수에는 총평균보정방식(grand mean centering)을 채택하였다. 이는 집단평균보정방식보다 절편에 대한 직접적인 해석에 있어 용이성을 도모할 수 있는 방식으로서(이성우 등, 2006) 일반적으로 2수준에서 많이 적용된다. 마지막으로 지역 수준의 차이에 의한 분산이 종속변수의 전체 분산에서 얼마나 차지하고 있는지 파악함과 동시에 독립변수의 설명력을 측정할 수 있는 객관적 지표라 할 수 있는 집단 내 상관(ICC: Intraclass correlation)은 1수준 분포와 2수준 분포가 서로 다르게 나타나고 있으므로 일반적인 다층선형모형과는 다르게 도출된다. 이를 자세히 살펴보면 1수준의 오차항은 로짓 분포를 따름을 가정하고 있는데, 이는 평균 0, 분산 $\frac{\pi^2}{3}$ 을 가지고 있으므로 본 모형의 총 분산은 2수준 분산 γ_2 와 1수준 분산 $\frac{\pi^2}{3}$ (3.286)의 합으로 나타낼 수 있으므로 집단 내 상관은 고정된 1수준 분산값 3.286이

1) $\theta = \frac{\text{무조건부모형의 2수준 분산} - \text{조건부모형의 2수준 분산}}{\text{무조건부모형의 2수준 분산}}$

2) <http://www2.sas.com/proceedings/sugi30/198-30.pdf>

항상 적용되어 계산됨을 파악할 수 있다(O'Connell, 2010)³⁾.

2. 분석데이터 및 범위

본 연구의 실증분석을 위해 2013 서울서베이 가구원용 데이터를 사용하였으며 서울시를 연구의 공간적 범위로 설정하였다. 이는 근린 환경 요소의 영향력을 더욱 명확하기 위한 조작적 설정으로서 대도시에 거주하고 있는 이들이 상대적으로 농어촌에 거주하고 있는 이들보다 근린 환경 요소에 더 적게 노출되어 있는 일종의 분석 환경의 차이에 기인한다. 즉, 보이지 않는 잠재적인 실험군을 농어촌 거주민으로 설정하고 대조군으로서 대도시를 설정한 것이라 하겠다.

아울러 더욱 명확한 분석결과를 도출하기 위한 각 모형에 대한 변수의 조작적 정의는 하기된 <표 1>에서 확인할 수 있다. 이를 간략하게 설명하면 다음과 같다. 본래 의도한 종속변수는 응답자 개개인의 주관적 건강 상태이나, 실증분석을 위한 2013 서울서베이 가구원용 데이터에서는 “행복지수” 부문 중 자신의 건강 상태를 11단계 리커트형 척도로 제시하고 있음을 확인할 수 있다. 본 연구에서는 본 데이터를 별도의 가공 절차 없이 그대로 적용하였기 때문에, 데이터 상의 변수 명을 수정하지 않는 범위 내에서 이를 주관적 건강 행복지수로 명명하였으며, 건강상태에 의한 행복지수가 아닌 건강상태를 뜻하는 또 다른 표현으로 이해하고 변수를 투입하였음을 밝힌다. 종속변수인 “주관적 건강 행복지수”는 응답자 자신의 건강 상태에 대한 행복지수를 의미하는 것으로서 가장 행복한 상태를 10점, 가장 불행한 상태를 0점으로 하여 자신의 건강 상태에 대한 점수를 기입한 11단계의 리커트형 척도변수이다. 아울러 응답자의 성별, 연령, 학력, 소득과 같은 인구사회학적 변수와 함께, 5단계 리커트형 척도변수인 주거지역과 서울도심의 보행만족도가 1수준의 독립변수로서 적용되었으며, 2수준 독립변수는 1인당 도시공원 면적, 1인당 생활권공원 면적, 녹지면적, 가로녹시율, 공공체육시설이 투입되었다. 1수준 독립변수 중 주거지역과 서울도심의 보행만족도는 거주민을 둘러싸고 있는 공간적 변인에 대한 만족도이며, 2수준 독립변수는 거주민을 둘러싸고 있는 근린환경을 고려한 변수라는 점을 확인할 수 있다.

본 연구에서 영향력을 살펴보기 위한 1, 2수준 독립변수의 투입 근거를 제시하면

3) 기타 다층순서형로지스틱모형에 대한 수식이나 이론적 내용은 O'Connell(2010)을 참고

다음과 같다. 성, 연령, 학력, 소득과 같은 인구사회학적 특성은 지금까지 살펴본 여러 선행연구에서 공통적으로 투입되고 있는 독립변수이며, 보행만족도는 주거 지역과 서울 도심으로 구분하여 각각의 구역을 걸어 다닐 때 느끼는 만족도를 뜻하는 것으로서, 개인의 주관적 건강 행복지수에 영향을 미칠 수 있는 개인의 주관적 특성으로 판단하였기 때문이다. 또한 서울 거주 기간 역시 분석대상을 현재 서울에 거주하고 있는 이들로 한정하였기 때문에, 거주기간 역시 주관적 건강 행복지수에 영향을 미칠 수 있는 주요 요인일 것이라고 판단하였다. 2수준 변수들의 투입 근거는 다음과 같다. 본 연구에서는 앞서 언급한 바와 같이 다른 사회경제적 변수보다는 쾌적한 환경(amenity) 중심의 지역 변수를 중심으로 이들의 영향력을 살펴보고자 하였다. 따라서 1인당 도시 공원 면적, 1인당 생활권 공원 면적은 개인의 비만도에 영향을 미치는 지역 특성을 분석한 김은정 등(2011)의 연구에서 투입된 지역 단위 면적 당 공원 수에 착안한 변수로서, 해당 지역에 살고 있는 이들의 주관적 건강 행복지수에 영향을 미치는 특성을 조금 더 명확하고 정교하게 파악하기 위하여 공원 면적을 해당 지역 주민등록인구 수로 나누어 가공 투입하였다. 또한 녹지 면적과 가로녹시율은 자연 환경 중심의 쾌적한 환경(amenity) 요인을 직접적으로 대표하는 것으로 다른 선행연구와의 차별성을 부각하기 위해 투입하였으며, 공공체육시설은 쾌적한 환경을 대변하여 건강 상태에 영향을 미칠 수 있는 시설 측면의 변수라고 판단하여 투입하였다. 지금까지 언급한 지역 특성 변수는 김형용(2010), 김은정 등(2011), 김태형 등(2012), 김명일 등(2013) 등에서 기 투입된 여러 변수들 중 노인 인구비율, 건강인구비율, 빈곤율, 신뢰, 조직네트워크 등의 사회적 자본과 같은 무형적 특성을 지닌 변수보다는 보건의료자원 수, 패스트푸드 점 수, 자전거도로 연장과 같은 지역의 물리적 변수 변수에서 착안하여 근린환경을 조성할 수 있는 도시 계획 요소로서 고려될 수 있는 변수를 중심으로 투입하였음을 밝힌다. 이는 물론 2030서울플랜의 세부적 방향에 대한 정책적 시사점을 도출하기 위함이다.

표 1. 투입변수의 조작적 정의 및 설명

구분	변수	내용
종속변수	주관적 건강 행복지수	자신의 건강 상태에 대한 행복지수를 의미하는 것으로서, 2013 서울서베이(도시정책지표 조사표 - 가구원용) 설문지에서 가장 행복한 상태를 10점, 가장 불행한 상태를 0점으로 하여 자신의 건강 상태에 대한 점수를 기입한 것(11점 척도 변수)
1수준 독립변수	성별	응답자의 성별
	연령	응답자의 연령
	학력	응답자의 최종학력
	소득	응답자의 월 평균 소득
	보행 만족도	주거지역 서울도심 2013 서울서베이(도시정책지표 조사표 - 가구원용) 설문지에서 “귀하의 주거지역 인근이나 서울 도심(시내)에서 걸어다니기가 어느 정도 만족스러우신지요? 라는 질문에 <매우 만족 5-약간 만족4-보통이다3-약간 불만족2-매우 불만족1> 의 다섯 가지 척도로 응답
	서울거주 총 기간	2013 서울서베이(도시정책지표 조사표 - 가구원용) 설문지에서 “귀하께서 서울에 사신 지는 몇 년이나 되셨습니까?” 에 대한 질문에 서울에 사신 총 거주기간(이사로 인한 타지역 거주기간은 제외)을 기입(약 ~년의 형태로)
2수준 독립변수	1인당 도시공원 면적(m ²)	도시생활권 기반의 생활권공원과 생활권 공원 외 다양한 목적으로 설치하는 주제공원(역사, 문화, 수변, 묘지, 체육, 도시농업)의 총칭이며, 이들의 총 면적을 자치구의 해당년도 주민등록인구로 나눈 값임
	1인당 생활권공원 면적(m ²)	도시생활권의 기반공원 성격으로 설치, 관리되는 공원으로, 소공원, 어린이공원, 근린공원을 총칭하며, 이들의 총 면적을 자치구의 해당년도 주민등록인구로 나눈 값임
	녹지면적(10,000m ²)	광장, 공원, 녹지 등 공간시설로서 도시지역 안에서 자연환경을 보전하거나 개선하고, 공해나 재해를 방지함으로써 도시경관의 향상을 도모하기 위하여 도시공원 및 녹지 등에 관한 법률의 규정에 의해 도시관리계획으로 결정된 것으로, 완충녹지, 경관녹지, 연결녹지로 구분됨, 각 자치구별 녹지의 총 면적을 의미함
	가로녹시율(%)	일정지점에 서 있는 사람의 시계 내에서 식물의 잎이 접하고 있는 비율을 의미하는 것으로서, 가로변에서 거주민이 체감하는 녹시율을 의미함
	공공체육시설(개)	국가나 지방자치단체 또는 공공단체가 국민의 체육활동에 제공하기 위해 설치, 관리, 운영하는 체육시설로서, 서울시 축구장, 하키장, 야구장, 싸이클경기장, 테니스장, 간이운동장(동네체육시설), 구기체육관, 투기체육관, 생활체육관, 전천후 게이트볼장, 수영장, 롤러스케이트장, 국궁장, 양궁장, 승마장, 골프연습장, 빙상장, 기타 체육시설의 개수를 합친 수를 의미함

자료: 변수별로 2013 서울서베이 설문지 및 코드북, 서울시데이터(<http://data.seoul.go.kr>)의 내용을 바탕으로 기술하였음

IV. 분석결과

1. 기술통계량

실증분석 데이터에 대한 기술통계량은 <표 2>에서 확인할 수 있다. 먼저, 분석대상 표본은 총 47,384명이다. 종속변수인 11점 척도의 주관적 건강 행복지수의 평균은 7.20으로 불행한 상태보다는 행복한 상태 쪽에 가깝게 형성되어 있는 것으로 해석할 수 있다. 1수준 독립변수 중 성별 더미변수에 대해 남성과 여성을 각각 1, 0으로 코딩한 바 여성이 조금 더 많은 비율임을 확인할 수 있으나, 그 차이는 크지 않은 것으로 나타났다. 응답자 연령의 평균은 40대에 가까운 30~40대 사이이며, 학력 평균은 고졸과 대졸 사이, 월 평균소득은 300~400만원 미만과 400~500만원 미만 사이에 형성되어 있는 것으로 나타났다. 응답자의 주거지역 보행만족도와 도심 보행만족도의 평균은 각각 3.64, 3.54로 보통과 약간 만족 사이에 위치하며, 주거지역 보행만족도 평균이 약간 더 높은 것으로 나타났다. 서울거주 총 기간의 평균은 30.16년으로 편차가 13.12년이며, 최댓값은 93년으로 나타났다.

다음으로 2수준 독립변수의 경우 1인당 도시공원 면적, 1인당 생활권 공원 면적, 녹지 면적, 가로녹시율, 공공체육시설을 투입하였으며, 최댓값과 최솟값이 적게는 6배, 많게는 15배 이상 차이가 나는 것으로 나타났다. 이를 통해 볼 때 투입된 2수준 지역변수의 경우 지역 간 인프라 차이가 분명히 존재하고 있는 것으로 해석할 수 있다.

표 2. 변수의 기술통계량

변수	내용	N	빈도	%	평균	표준 편차	최솟값	최댓값
종속변수								
	자신의 건강 상태에 대한 행복지수를 0점부터 10점까지 11점 척도로 나타냄 (0점: 가장 불안한 상태, 10점: 가장 행복한 상태)	47,384	0: 11 32	0.02 0.07	7.20	1.39	0	10
			271	0.57				
			468	0.99				
			1,277	2.70				
			2,918	6.16				
			6,871	14.50				
			13,478	28.44				
			15,587	32.90				
			5,336	11.26				
			11: 1,135	2.40				

변수	내용	N	빈도	%	평균	표준 편차	최솟값	최댓값
1수준 독립변수								
성별	1: 남성	47,384	22,745	48.00	0.48	0.49	0	1
	0: 여성(참조집단)		24,639	52.00				
연령	1: 10대		3,199	6.75	3.87	1.49	1	6
	2: 20대		6,745	14.23				
	3: 30대		8,934	18.85				
	4: 40대		11,027	23.27				
	5: 50대		9,181	19.38				
	6: 60대 이상		8,298	17.51				
학력	1: 중학교 이하		7,459	15.74	2.34	0.75	1	4
	2: 고졸 이하		16,888	35.64				
	3: 대졸 이하		22,479	47.44				
	4: 대학원 이상		558	1.18				
소득	1: 100 만원 미만		969	2.04	4.49	1.29	1	6
	2: 100~200 만원 미만		2,728	5.76				
	3: 200~300 만원 미만		6,404	13.52				
	4: 300~400 만원 미만		12,641	26.68				
	5: 400~500 만원 미만		11,530	24.33				
	6: 500 만원 이상		13,112	27.67				
주거지역 보행 만족도	1: 매우 불만족		152	0.32	3.64	0.70	1	5
	2: 약간 불만족		2,291	4.83				
	3: 보통이다		15,373	32.44				
	4: 약간 만족		26,037	55.05				
	5: 매우 만족		3,481	7.35				
서울도심 보행 만족도	1: 매우 불만족		465	0.98	3.54	0.77	1	5
	2: 약간 불만족		3,392	7.16				
	3: 보통이다		16,889	35.64				
	4: 약간 만족		23,368	49.32				
	5: 매우 만족		3,270	6.90				
서울거주 총 기간	연속변수(년)				30.16	13.12	1	93
2수준 독립변수								
	1인당 도시공원 면적(m ²)	25			10.94	9.68	1.77	38.43
	1인당 생활권공원 면적(m ²)				5.74	3.58	1.46	18.13
	녹지면적(10,000m ²)				50.12	34.92	12.47	130.16
	가로녹시율(%)				21.82	9.44	9.31	55.71
	공공체육시설(개)				110.44	70.10	31	277

2. 무조건부모형

리커트형 척도변수인 거주민의 건강 상태에 대한 주관적 행복지수에 영향을 미치는 개인 및 지역 특성 분석결과는 하기된 <표 3>, <표 4>에서 확인할 수 있다.

먼저 <표 3>의 무조건부모형은 어떠한 독립변수도 투입하지 않은 모형을 말한다. 이는 이후 수준별 독립변수의 순차적인 투입 가능 여부를 가늠하게 한다는 점에서 그 의미를 찾을 수 있다. 분석결과를 보면 절편의 추정값이 유의수준 1%에서 통계적 유의성을 확보하였으며, 임의효과도 2수준 분산이 통계적으로 유의성을 확보하였음을 확인할 수 있다. 집단 내 상관을 살펴보면, 1수준(개인 특성) 분산은 앞서 언급한 바와 같이 $\pi^2/3$ 으로 가정되어 약 3.286이며, 2수준(지역 특성) 분산은 0.22602로 나타났는데, 이를 바탕으로 1수준 분산(개인 간 분산)은 0.936, 2수준 분산(서울시 각 자치구의 지역 간 분산)은 0.064로 각각 계산할 수 있다. 아울러 이의 의미를 살펴보면, 개인 간 주관적 건강의식의 차이 중 지역 간 어떤 특성에 기인한 차이에 의해 발생하는 것이 약 6.4% 정도 된다는 뜻이며 이는 곧 독립변수의 투입여부를 결정하는 ICC값이다. 김형용(2010)에 의하면 표본 수와 2수준 지역 수를 고려하였을 때, 본 분석결과와 집단 내 상관값인 0.064는 작은 수치라고 단정 지을 수 없다. 또한 지역 간 차이를 나타내는 분산값이 어느 정도의 비율을 보이는 것은 위계수준(hierarchical level)을 고려하여야 함을 나타내는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 이러한 경우에 순서형 로지스틱 회귀분석을 사용할 경우 자료 간 공간적 의존성이 나타나므로 추정결과에 편의(bias)가 발생하는 문제점이 생기기 때문이다(Kreft et al., 1998).

아울러 신뢰도는 본 모형에서 설정한 임의효과가 과연 고정효과보다 더 나은 것인지 이를 판단하는 근거를 제공하는 것으로서, 0.1 이하일 경우 고정효과를 적용하는 것이 더 바람직하다는 유정진(2006)에 따를 때, 본 연구의 임의효과 0.992로 판단해 볼 때, 임의효과의 설정은 적절한 것으로 판단할 수 있다.

3. 조건부모형: 1수준 변수만 투입

다음의 조건부모형은 무조건부모형의 분산 유의성과 ICC에 따라 독립변수를 수준별로 순차적으로 투입한 모형이다. 즉, 일정비율(6.4%)의 2수준 분산비율을 나타내고 있

는 것을 근거로 하여 1수준 독립변수를 투입한 분석결과를 살펴보면 다음과 같다. 거주민의 인구사회학적 특성과 보행만족도, 서울 거주 총 기간을 나타내는 변수인 1수준 독립변수의 경우 적어도 계수의 부호에 대해서는 일반적인 통념에 따른 기대와 유사하게 도출되었다. 즉, 학력이 높고, 소득이 많을수록 주관적 건강 행복지수가 높은 것으로 나타난 것, 반면 연령이 많을수록 낮게 도출된 것 등이다. 특히 학력과 소득 변수에 대한 본 연구의 분석결과는 다층선형모형을 적용하고 분석대상이 특정 인구집단이 아닌 이경환(2013)의 분석결과와 동일한 것으로 해석할 수 있다.

로그오즈비(log-odd ratio)를 적용하여 해석하면, 응답자 표본의 여성인구보다 남성인구의 로그오즈비가 12.13% 높으며, 학력과 소득이 한 단위 증가할 때, 주관적 건강 행복지수의 로그오즈비가 30.73%, 24.58% 증가하는 것으로 해석할 수 있다. 또한 주거 지역 보행만족도와 도심 보행만족도가 한 단계 증가하면, 종속변수의 로그오즈비는 각각 42.59%, 25.19% 증가하는 것으로 나타났으며, 서울 거주 총 기간이 1년 증가하면, 종속변수의 로그오즈비는 약 0.6% 증가하는 것으로 나타났다. 이 중 주거지역과 서울도심 보행만족도 변수의 정(+)의 부호 결과는 개인의 주관적 건강 행복지수를 고양시키기 위한 방안으로서의 보행 친화적 환경 조성의 중요성을 확인하는 것으로 해석할 수 있다. 아울러 연령과 건강 행복지수의 부(-)의 관계 및 연령변수의 계수 절대값이 가장 크게 도출된 결과를 볼 때 고령화가 급속하게 진행되고 있는 현 시점에서 고령인구의 주관적 건강 행복지수를 특히 고려할 필요성이 있음을 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 한편 통계적으로는 모든 변수가 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났으며, 2수준 분산은 무조건부모형에서 나타난 0.22602보다 0.04404만큼 감소한 0.18198로 도출되었으며, 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이를 분산비율감소통계에 의해 계산하면 0.1949로 나타나는데, 투입된 1수준 변수가 종속변수인 응답자의 주관적 건강 행복지수 분산의 19.49%를 설명하고 있는 것으로 해석할 수 있다.

표 3. 무조건부모형 및 1수준 변수 투입 조건부 모형 분석결과

고정효과	무조건부모형				조건부모형: 1수준변수 투입								
	β	표준오차	T-ratio	p-value	β	표준오차	exp(β)	p-value					
절편	8.440542***	0.462834	18.237	0.000	8.951242***	0.310710	-	0.000					
성별					0.114576***	0.016885	1.121398	0.000					
연령					-0.521142***	0.007150	0.593842	0.000					
학력					0.267984***	0.011720	1.307326	0.000					
소득					0.219786***	0.006936	1.245810	0.000					
주거지역 행만족도					0.354836***	0.014013	1.425947	0.000					
서울도심 행만족도					0.224666***	0.012817	1.251905	0.000					
서울 거주 총 기간					0.005976***	0.000760	1.005994	0.000					
μ_2	1.364094***			0.000	1.366264***			0.000					
μ_3	3.359576***			0.000	3.372958***			0.000					
μ_4	4.284247***			0.000	4.316001***			0.000					
μ_5	5.284889***			0.000	5.358531***			0.000					
μ_6	6.246995***			0.000	6.403770***			0.000					
μ_7	7.321936***			0.000	7.633253***			0.000					
μ_8	8.617215***			0.000	9.164465***			0.000					
μ_9	10.390436***			0.000	11.197553***			0.000					
μ_{10}	12.277238***			0.000	13.203786***			0.000					
임의효과	표준편차	분산	자유도	χ^2	p-value	신뢰도	임의효과	표준편차	분산	자유도	χ^2	p-value	신뢰도
Level 2	0.47542	0.22602***	24	3165.0621	0.000	0.992	Level 2	0.42659	0.18198***	24	2404.15411	0.000	0.990
Level 1							Level 1						

주: 1) ***, ***, ***, *은 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 뜻함

2) 신뢰도는 임의효과의 중요도를 뜻하며, 임의효과가 고정효과보다 더 다음을 판단하는 근거가 됨

3. 조건부모형: 1, 2수준 변수 모두 투입

다음의 조건부모형은 1수준, 2수준 독립변수를 순차적으로 공히 투입한 모형이다. 본 연구에서 핵심이 되는 2수준 변수를 살펴보면, 1인당 도시공원 면적과 녹지면적, 가로녹시율이 응답자의 주관적 건강 행복지수에 정(+)¹의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이 중 녹지면적은 5% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 정(+)¹의 영향을 미치는 것으로 나타난 2수준 독립변수를 중심으로 보면, 1인당 도시공원 면적, 녹지면적, 가로녹시율이 각각 한 단위 증가하면, 표본인구의 주관적 건강 행복지수 로그 오즈비는 각각 0.45%, 0.56%, 0.76% 증가하는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 분석결과는 앞서 고찰한 김은정 등(2011), 이정환(2013) 등의 연구결과와 그 궤를 같이 하는 것으로서, 근린환경 중심의 공간적 요인의 거주민의 주관적 건강 행복지수에 영향력을 확인하는 것이라 하겠다. 특히 1인당 도시공원 면적에 대한 분석결과는 앞서 살펴본 김은정 등(2011)의 연구와 유사한 분석결과로도 해석할 수 있는데, 즉, 이 연구에서는 시군구 지역의 단위면적당 공원 개수가 한 개 증가하면, 개인의 비만도는 -0.47단위 감소하는 것으로 나타났으며, 이는 통계적으로도 유의하였다. 이정환(2013)의 연구에서는 자전거 이용환경 중 자전거 편의시설의 질적 측면과 자전거 이용 시 안전성, 주요시설 접근성 등의 변수가 지역주민의 주관적 건강 상태에 정(+)¹의 영향을 미치고 있다고 보고하는 바, 이러한 변수가 넓은 범주에서의 쾌적한 환경으로 이해할 수 있으므로, 본 연구의 분석결과도 이러한 맥락과 유사한 방향으로 해석할 수 있다. 이러한 해석은 김명일 등(2013)에서 보고하고 있는 것과 같이 지역 내 보건의료자원 수가 노인이 인식하는 자신의 건강수준에 정(+)¹의 영향을 미치고 있는 것과도 무관하지 않는데, 즉, 이는 지역 내 이용 가능하거나, 지역 주민의 일반적인 혹은 특정한 지역 주민 집단의 삶의 질과 밀접한 관련이 있는 기본적 인프라 등은 공히 개인의 주관적 건강 수준에 정(+)¹의 영향을 나타내고 있다는 점이다. 반면, 종속변수에 정(+)¹의 영향을 미칠 것으로 판단되었던 1인당 생활권 공원 면적이 한 단위 증가하면, 종속변수의 로그 오즈비는 6.5% 감소하는 것으로 나타났다. 공공체육시설은 부(-)¹의 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 계수의 절대값이 크지는 않았으며, 통계적으로도 유의하지는 않았다. 또한 2수준의 분산값이 앞선 모형에서 확인하였던 무조건부모형과 1수준 변수만을 투입한 조건부모형의 분산값보다 더 감소한 0.13072로 나타났으며, 이를 바탕으로 2수준 독립변수 투입에 대한 근거가 어느

정도의 신뢰성을 가지고 있음을 확인할 수 있다. 분산통계감소비율로 이를 다시 확인하면, 0.4216이며 이는 1수준, 2수준 독립변수가 종속변수의 42.16%를 설명하고 있는 것으로 해석된다. 다만, 본 조건부모형에서 통계적 유의성을 보이고 있는 동시에, 감소되지 않은 13.1%의 분산은 종속변수에 영향을 미칠 수 있는 영향력을 아직 고려하지 못한 것이므로, 모형의 설명력과 분산 감소를 위한 추가적인 변수 투입 과정이 요구된다고 해석할 수 있다.

한편, 수준별 독립변수가 모두 투입된 모형에서 독립변수 간 다중공선성과 같이 모형의 강건성을 약화시키는 여러 요인을 확인할 필요가 있다. 비록 본 연구모형은 선형 모형이 아닌 종속변수가 리커트형 척도 형태의 이산 형태이며, 다중공선성은 독립변수 간 선형 방정식으로 표현되는 회귀모형의 신뢰도를 저하시키는 요인으로 알려져 있기 때문에(류시균, 2008), 이에 따라 모든 독립변수와 종속변수 간 관계를 선형 모형으로 구축하고 분석을 수행한 이후 다중공선성 존재 여부를 관찰하였다. 이때 확인 수치인 분산팽창계수(VIF)가 10 미만으로 확인되어 독립변수 간 다중공선성은 없는 것으로 판단하였다.

표 4. 조건부모형 분석결과: 1수준, 2수준 변수 모두 투입

고정효과 독립변수	β	표준오차	exp(β)	p-value		
1수준						
성별	0.114687***	0.016885	-	0.000		
연령	-0.521217***	0.007150	0.593797	0.000		
학력	0.267907***	0.011720	1.307226	0.000		
소득	0.219789***	0.006936	1.245814	0.000		
주거지역 보행만족도	0.354763***	0.014013	1.425843	0.000		
서울도심 보행만족도	0.224570***	0.012816	1.251784	0.000		
서울 거주 총 기간	0.005974***	0.000760	1.005992	0.000		
μ_2	1.366266***			0.000		
μ_3	3.372973***			0.000		
μ_4	4.316043***			0.000		
μ_5	5.358632***			0.000		
μ_6	6.403997***			0.000		
μ_7	7.633667***			0.000		
μ_8	9.165089***			0.000		
μ_9	11.198356***			0.000		
μ_{10}	13.204677***			0.000		
2수준						
절편	8.951422***	0.307370	0.000130	0.000		
1인당 도시공원 면적	0.004567	0.009393	1.004577	0.632		
1인당 생활권공원 면적	-0.067129**	0.029362	0.935075	0.035		
녹지면적	0.005587*	0.002852	1.005603	0.065		
가로녹시율	0.007547	0.009810	1.007576	0.452		
공공체육시설	-0.001688	0.001616	0.998313	0.311		
임의효과	표준편차	분산	자유도	χ^2	p-value	신뢰도
Level 2	0.36155	0.13072***	18	1378.92852	0.0000	0.986
Level 1		1.0000				

주: 1) *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함을 뜻함

2) 신뢰도는 임의효과의 중요도를 뜻하며, 임의효과가 고정효과보다 더 나음을 판단하는 근거가 됨

4. 임의효과를 고려한 자치구별 절편 분포

이성우 등(2006)에 따르면, 일반적으로 지역별 임의효과를 고려하기 위해 다층선형 회귀모형에서는 복합잔차를, 다층이산종속변수모형에서는 축약잔차(residual)를 고려, 적용하는데, 본 연구의 종속변수인 주관적 건강 행복지수는 위계를 가지지 않는 순서화된 리커형 척도 변수이므로, 종속변수가 선형일 경우가 아닌 다른 공식의 적용이 요구된다고 할 수 있다.

Goldstein(2011)에서 확인할 수 있는 이산(discrete) 종속 변수에 대한 다층모형의 2수준(상위수준) 잔차(residual)가 실질적으로 적용가능한 산식이 아니며, 통계 프로그램 등에서도 지원되지 않는 프로시저이므로, 본 연구에서는 서울시 자치구별 임의효과가 고려된 절편값을 통해 순위를 산정하였다. 임의효과를 고려한 자치구별 절편은 단순히 종속변수의 자치구별 산술평균이 아닌 수준별 독립변수가 모두 투입된 분석결과에서 도출된 자치구별 주관적 건강 행복지수의 차이를 보여주는 수치로서 제시하였다. 또한 임의효과가 고려된 다층선형모형에서의 복합잔차와 다층이산종속변수모형의 축약잔차를 대리할 수 있는 값으로 판단하였다. 이는 모형에서 통제된 고정효과가 적용된 독립변수의 변수별 평균조건인 경우에 대해서 자치구별 만족도가 다르게 나타나므로, 미시적이고 차등적 정책의 수립 및 시행을 위해서도 유용한 근거를 제시할 수 있으며, 이의 지도 표현을 바탕으로 공간종속성이나 연계성을 확인할 수 있는 장점이 있다. 아울러, 이는 자치구의 보이지 않는 특성을 반영하여 이러한 임의효과를 고려하지 않는 경우와 다른 특징을 파악할 수 있다.

표 5. 자치구별 표본 수 및 절편 추정계수

자치구	자치구 내 표본 수	절편 추정계수	자치구	자치구 내 표본 수	절편 추정계수
종로구	1,317	8.122	마포구	1,624	8.67
중구	1,028	8.463	양천구	2,082	9.055
용산구	1,511	8.818	강서구	2,181	9.149
성동구	1,889	8.388	구로구	2,120	9.046
광진구	1,717	8.882	금천구	1,411	9.386
동대문구	1,639	9.076	영등포구	1,909	8.983
중랑구	1,947	8.973	동작구	1,828	9.053
성북구	1,828	8.841	관악구	2,280	9.021
강북구	1,996	8.957	서초구	1,970	9.353
도봉구	1,929	8.919	강남구	2,226	9.148
노원구	2,296	9.116	송파구	2,529	8.971
은평구	2,114	9.296	강동구	2,265	9.177
서대문구	1,748	8.924			

주: 지역별 절편 추정계수는 RML(한정최대우도법: Restricted Maximum likelihood)을 적용하였음

V. 결론

본 연구에서는 개인의 주관적 건강 행복지수에 영향을 미치는 요인을 공간적 측면에서 접근하여 이에 영향을 미치는 지역 특성을 살펴보고자 하였다. 이는 “건강이 제일”이라는 인간 사회에서의 공리에 대하여 자연환경 중심의 쾌적한 환경 조성이 큰 역할을 수행할 수 있을 것이라는 기대의식에 기인한다. 또한 이러한 기대의식에는 앞서 서두에서 언급한 생태학적 관점(ecological perspective)에 기초하여 개인과 개인을 둘러싸고 있는 환경을 함께 체계적 구조로 이해할 수 있다는 이론이 그 배경으로 작용한다. 결국 본 연구는 개인과 지역사회가 위계적 관계를 형성하고 있으므로, 지역 및 공간적 관점에서의 접근은 효율적인 것으로 판단하는 것에서부터 시작하였다고 할 수 있다.

이러한 관점에 따라 거주민의 주관적 건강 행복지수에 영향을 미치는 지역 특성을 실증분석 하고자 하였다. 이 때 지역특성은 자연환경을 중심으로 한 쾌적한 환경

(amenity)와 같은 도시계획적 측면에서 제공, 공급 가능한 시설을 고려하기 위해 1인당 도시공원 면적, 1인당 생활권 공원 면적, 녹지면적, 가로녹시율, 공공체육시설을 지역 변수로 투입하였다. 아울러 생태학적 관점을 견지하는 연구방법론으로서 다층모형을 채택하였으며 종속변수의 형태가 선형이 아닌 점을 고려하여 순서형 로지스틱함수를 연계함수로서 고려하였다. 이러한 점은 종속변수가 리커트형 척도변수임에도 불구하고, 선형 방정식으로 모형을 구성한 일부 기존 연구의 한계를 계량적으로 보완한 것으로 해석할 수 있다.

2수준 지역 특성 변수를 중심으로 분석결과를 간략히 요약하면 거주민의 주관적 건강 행복지수에는 1인당 도시공원 면적과 녹지면적, 가로녹시율이 응답자의 주관적 건강 행복지수에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 통계적으로는 녹지면적 변수만이 유의하였다. 변수의 통계적 유의성을 확보하지 못한 것은 한계점으로 지적될 수 있으나, 모형 전체적인 관점에서는 각 모형별 2수준 분산이 순차적으로 감소하는 것을 볼 때 계량적 관점에서의 변수 투입의 근거는 제시하였다고 판단된다. 또한 임의효과를 고려하여 자치구별 절편을 파악하여 모형에서 통제된 고정효과가 적용된 독립변수의 변수별 평균조건인 경우에 대해서 자치구별 만족도가 각기 다르게 나타남을 확인하였다. 임의효과를 고려한 자치구별 절편은 단순히 종속변수의 자치구별 산술평균이 아닌 수준별 독립변수가 모두 투입된 분석결과에서 도출된 자치구별 주관적 건강 행복지수의 차이를 보여주는 수치이다.

본 연구의 이러한 분석결과는 2030 서울플랜과 같은 지방자치단체의 도시계획 정책의 세부적 방향과 내용을 구성하는 데 큰 역할을 할 수 있다. 본 연구에서 고려된 지역 특성의 독립변수는 대부분 자연 환경 중심의 쾌적한 환경으로서 도시 경관을 구성하는 주요 요인이며, 이는 한 개인의 경제적 여건에 크게 좌우되지 않는, 모두가 공평하게 이용할 수 있는 공공재의 특성을 지니기 있으므로 지방자치단체의 공급 소관이기 때문이다.

앞서 언급한 2030 서울플랜은 서울에 대하여 지속가능한 발전의 기초를 견지하여 여러 부문과 함께, 도시 경관 관리 부문에 대하여 자연 환경 중심의 쾌적한 환경 요인의 중요성을 인지하고 이를 분명히 명시하고 있다. 이에 본 연구결과를 바탕으로 지속가능한 발전과 미시적 관점에서의 주관적 건강 행복지수를 동시에 고려할 수 있도록 도시공원과 녹지, 가로수 등 자연환경 중심의 쾌적한 환경을 효율적으로 마련할 수 있는 세부

계획을 자치구 단위로 수립, 시행할 필요가 있다. 종속변수인 주관적 건강 행복지수에 대한 각각의 독립변수의 영향력이 각 자치구별로 다르게 나타나고 있으며, 이에 임의효과를 고려한 각 자치구별 절편값이 다른 것은 적어도 지역 주민의 주관적 건강의식을 고양시키기 위한 지역 개발 및 보완 등의 정책은 중앙집권적이고 획일적인 방향이 아닌 미시적, 세부적 접근이 요구됨을 보여주고 있다. 가령 절편계수가 가장 높은 서초구(9.353)와 가장 낮은 종로구(8.122)는 1 이상의 차이를 보이고 있는데, 본 연구결과에 근거한 방향을 제시하면, 지역 주민의 주관적 건강 행복지수를 높게 끌어올리기 위해 쾌적한 자연 환경 요인을 고려하는 경우 이들 자치구에 획일적인 가중치보다는 낮은 자치구 중심으로 가중치를 부여하는 것이 요구된다는 것이다.

반면, 본 연구는 다음과 같은 한계점을 노정하고 있다. 왜 이러한 결과가 도출되었는지에 대한 보다 심도 있는 논의가 부족하다. 보다 명확한 인과관계를 파악하기 위한 중간단계가 분명치 않다는 것이다. 이러한 부분은 사례 연구 등과 같은 질적 연구방법론을 적용하거나, 변수별 세부 경로를 파악할 수 있도록 구조방정식 모형을 적용하여 극복하여야 할 것으로 판단된다. 또한 분석의 공간적 범위가 서울이므로, 이러한 분석결과는 다른 공간적 범위에서는 충분히 달라질 수 있으므로 일괄적이고 일반적인 해석이 어려운 한계점도 존재한다. 또한 지역 특성을 쾌적한 환경 군 변수에만 국한시켜, 다른 사회경제적 지역 특성이 전혀 고려되지 않은 한계가 존재한다. 마지막으로 모형의 종속변수로서 투입된 건강 부분의 행복지수 역시 다른 관점이 존재할 수 있다. 저자는 본 변수를 자신의 건강 상태에 대한 행복지수로 이해할 수 있으며, 주관적 건강 상태를 나타내는 (행복)지수로서 판단하였으나 한편으로는 주관적 건강상태에 의한, 주관적 건강상태로 인한 행복감으로 이해할 수도 있다. 이러한 관점을 견지하면 주관적 건강상태를 뜻하는 변수가 아닐 수도 있으므로 본 연구의 의도에 부합시키기 위한 일종의 대리변수로서도 이해할 수 있다. 즉, 본 연구에서의 연구대상은 분명히 개인의 주관적 건강상태이나 2013 서울서베이에 포함된 변수가 여러 부문 행복지수 중 건강 부문에 대한 자료가 있어 이를 투입하였다는 점에서는 의도한 변수가 아닌 일종의 대리변수를 투입하였다는 점에서는 연구의 한계로 지적될 수 있다. 지금까지 언급한 한계점을 극복하기 위해 데이터의 구득 여부 등 실증 분석 가능성 여건에 따라 추후 연구를 수행하고자 한다.

그러나 개인과 지역 환경의 위계적 관계를 고려하여 자연환경을 중심으로 한 쾌적한 환경이 거주민의 주관적 건강의식 등의 웰빙과 관련된 변수에 어떤 영향을 미치고 있는

지에 대한 접근과 함께 리커트형 척도변수인 종속변수를 계량적으로 정교하게 다루기 위해 다층순서형로지스틱모형을 적용한 점은 본 연구의 새로운 시도였다고 판단된다. 분석결과를 바탕으로 현재 수립된 2030서울플랜은 다른 부문과의 정합성을 유지하는 가운데, 본 연구의 분석결과를 바탕으로 세부 자치구별로 지역 주민의 주관적 건강 상태와 지속가능한 개발을 견지한 도시 경관 측면의 개선과 보완에 대한 세부적 계획을 추가적으로 수립, 시행하여야 할 것이다. 이는 통일된 기준에 따라 자치구별로 동일하게 지역 주민의 건강 수준 및 쾌적한 환경 현황을 파악하고 이를 종합하여, 본청에서 이를 판단하여 하향식, 미시적으로 접근하여야 할 것이다.

장인수는 서울대학교에서 경제학 석사학위를 받았으며, 현재 한국보건사회연구원 전문연구원으로 재직 중이다. 주요 관심분야는 계량경제, 통계분석방법론이며, 현재 사회계정행렬, 단기거시계량모형을 이용한 사회보험제도의 파급효과, 혼인/출산에 대한 사건사 분석, 저출산, 고령화에 대한 다층모형 응용 등을 연구하고 있다. (E-mail: sescis@kihasa.re.kr)

김홍석은 미국 New York University에서 경제학 석사학위를, Cornell University에서 지역경제학 박사학위를 받았으며, 현재 서울대학교 농경제사회학부 지역정보전공 교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 지속가능한 개발 및 계획, 지역/환경경제학이며, 현재 지속가능한 개발과 경제정책, 지속가능성 평가를 위한 응용경제모형 등을 연구하고 있다. (E-mail: briankim66@snu.ac.kr)

부표 1. 2수준 지역특성 변수 통계

서울시 자치구	2013년				
	1인당 도시공원 면적 (m ²)	1인당 생활권공원 면적 (m ²)	녹지면적 (10,000m ²)	가로녹시율 (%)	공공체육시설 (개)
종로구	38.43	18.13	6.299	17.08	38
중구	22.31	10.51	4.735	21.40	40
용산구	3.11	6.54	7.922	30.41	31
성동구	3.98	9.55	4.201	13.38	48
광진구	7.73	3.23	1.905	19.90	235
동대문구	2.64	3.00	7.001	21.74	52
중랑구	12.11	4.14	5.335	14.75	108
성북구	9.21	4.52	8.130	23.06	155
강북구	6.67	6.27	2.132	20.02	66
도봉구	3.19	3.51	2.776	25.52	77
노원구	23.32	4.41	29.772	55.71	229
은평구	12.31	2.47	12.063	13.54	43
서대문구	15.12	4.94	12.402	16.29	135
마포구	6.00	11.25	37.379	20.29	90
양천구	5.00	3.78	14.326	22.56	151
강서구	5.63	5.68	38.969	9.31	158
구로구	6.34	2.80	14.820	25.20	90
금천구	7.86	1.46	4.003	13.17	78
영등포구	1.77	7.01	4.173	22.12	75
동작구	10.53	7.42	2.914	24.38	33
관악구	20.50	2.39	0.499	19.16	152
서초구	33.65	4.98	68.462	21.21	200
강남구	8.64	5.30	26.797	39.91	277
송파구	2.46	6.20	21.909	13.79	142
강동구	5.04	4.03	13.801	21.72	58

참고문헌

- 강현숙, 장미화. (2015). 일부 여중생의 식행동, 생활습관과 주관적 신체건강상태와의 관계, *디지털융복합연구*, 13(6), pp.287-296.
- 김명일, 이상우, 김혜진. (2013). 서울시 거주노인의 주관적 건강인식 연구: 다층모형 적용을 통한 개인의 노후준비와 지역효과 검증. *보건사회연구*, 33(3), pp.327-360.
- 김은정, 강민규. (2010). 도시환경과 개인특성이 지역주민의 건강수준에 미치는 영향. *지역연구*, 27(3), pp.27-42.
- 김태형, 권세원, 이운진. (2012). 서울시민의 개인 및 지역 효과에 의한 건강불평등. *서울도시연구*, 13(3), pp.15-35.
- 김형용. (2010). 지역사회 건강불평등에 대한 고찰 : 사회자본 맥락효과에 대한 해석. *한국사회학*, 44(2), pp.59-92.
- 남연희, 남지란. (2011). 노인의 주관적인 건강상태에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. *한국가족복지학*, 16(4), pp.145-162.
- 대한민국 법령. 국민건강증진법. 법률 제13986호. 2016.2.3. 일부개정.
- 류시균. (2008). 로짓모형에 있어서 다중공선성의 영향에 관한 연구. *대한교통학회지*, 26(1), pp.113-126.
- 박윤형. (2014). 건강도시의 건강영향 평가 적용 및 추진방안. *보건복지포럼*, 214, pp.5-14.
- 서울특별시. (2014). 2030 서울도시기본계획(2030서울플랜) 본보고서.
- 신순철, 김문조. (2007). 직업과 고용형태가 주관적 건강상태에 미치는 영향. *보건과 사회과학*, 22, pp.205-224.
- 염지혜. (2013). 도시노인과 농촌노인의 주관적 건강상태 궤적에 대한 비교 연구: 잠재성장모형을 이용하여, *농촌계획*, 23(1), pp.193-239.
- 유정진. (2006). 위계적 선형모형의 이해와 활용. *아동학회지*, 27(3), pp.169-187.
- 이경환. (2013). 지역주민들의 주관적 건강수준에 영향을 미치는 근린환경요인 분석. *한국산학기술학회논문지*, 14(8), pp.4019-4027.
- 이성우, 윤성도, 박지영, 민성희. (2006). *공간계량모형응용*. 서울: 박영사.

- 이성우, 윤성도, 박지영, 민성희. (2005). 로짓·프라빗모형 응용. 서울: 박영사.
- 이성은. (2012). 만성질환 노인의 주관적 건강상태와 생활만족도의 관계에서 경제활동참여의 조절효과, *정신보건과 사회사업*, 40(1), pp.234-262.
- 이인정, 최해경. (2007). *인간행동과 사회환경*. 서울: 나남출판사.
- 이지형, 이기혜. (2015). 청소년의 건강불평등 영향요인 분석: 주관적 건강상태와 비만여부를 중심으로, *한국교육학연구*, 21(2), pp.217-243.
- 이희연, 노승철. (2012). *고급통계분석론 - 이론과 실습 -*. 서울: 법문사.
- Bronfenbrenner. (1979). *The Ecology of Human Development: Experiments by Nature and Design*. Cambridge, MA : Harvard University Press.
- Cohen, D. A., Farley, T. A., & Mason, K. (2003). Why is poverty Unhealthy? Social and Physical Mediators. *Social Science and Medicine*, 57, pp.1631-1641.
- Coleman, J. S. (1988). Social Capital in the Creation of Human Capital, *American Journal of Sociology*, 94, Supplement: Organizations and Institutions: Sociological and Economic Approaches to the Analysis of Social Structure(1988), pp.s95-s120.
- Diener, E., Oishi, S., & Lucas, R. E. (2002), Subjective Well-being: The Science of happiness and life satisfaction. In C. R. Snyder & S. J. Lopez(Ed.) *Handbook of Positive Psychology*, Oxford and New York: Oxford University Press.
- Duncan, C., Jones, K., & Graham Moon. (1993). Do Places matter? A multi-level analysis of regional variations in health-related behaviour in Britain. *Social Science & Medicine*, 37(6), pp.725-733.
- Ewing, R., Schmid, T., Killingsworth, R., Stephen, A., & Raudenbush, S. (2003). Relationship between urban sprawl and physical activity, obesity and morbidity. *American Journal of Health Promotion*, 18(1), pp.47-57.
- Frost. R. (2008). *Health Promotion Theories and Models for Program Planning and Implementation*. Mel & Enid Zuckerman College of Public Health, University of Arizona, pp.1-6.
- Goldstein, H. (2011). *Multilevel Statistical Models*. Wiley Series in Probability and Statistics, A John Wiley and Sons, Ltd., Publications.

- Gueorguieva, R., Sindelar, J. L., Falba, T. A., Fletcher, J. M., Keenan, P., & Wu, R. et al. (2009). The impact of occupation on self-rated health: Cross-sectional and longitudinal evidence from the health and retirement survey. *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 64B(1), pp.118-124, 10.1093/geronb/gbn006.
- Jones, K., & Duncan, C. (1995). Individuals and their ecologies: analysing the geography of chronic illness within a multilevel modelling framework. *Health and Place*, 1(1), pp.27-40.
- Kathleen A. Cagney, Christopher R. Browning, & Ming Wen. (2005). Racial Disparities in Self-Rated Health at Older Ages: What Difference Does the Neighborhood Make? *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 60B(4), pp.s181-s190.
- Kreft, leeuw. (1998). *Introducing Multilevel Modelling*. London: Sage Publications.
- Luke, D. A. (2004). *Multilevel Modelling*. Thousand Oaks, London, New Delhi: Sage Publications.
- Marjan Vaez, Margareta Kristenson, & Lucie Laflamme. (2004). Perceived Quality of Life and Self-Rated Health among First-Year University Students: A Comparison with Their Working Peers. *Social Indicators Research*, 68(2), pp.221-234.
- Mirowsky, J., & Ross, C. E. (2015). Education, Health, and the Default American Lifestyle. *Journal of Health and Social Behavior*, 56(3), pp.297-306.
- Naomi Duke, & Ross Macmillan. (2016). Schooling, Skills, and Self-rated Health - A Test of Conventional Wisdom on the Relationship between Educational Attainment and Health-. *Sociology of education*, 89(3), pp.171-206.
- O'Connell, Ann A. (2010). *An Illustration of Multilevel Models For Ordinal Response Data*. ICOTS8(2010) Invited Paper.
- Pender, N. J. (1996). *Health promotion in nursing practice*. Appleton and Lange Stamford, Connecticut.
- Putnam, R. D. (1995). Bowling Alone: America's Declining Social Capital. *Journal of Democracy*, January 1995, pp.65-78.

- Raudenbush, S. W., & Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models: applications and data analysis methods*. Thousand Oaks, Sage Publications.
- Shetterly, S. M., Baxter, J., Mason, L. D., & Hamman, R. F. (1996). Self-rated health among Hispanic vs non-Hispanic white adults: the San Luis Valley Health and Aging Study. *American Journal of Public Health*, 86(12), pp.1798-1801.
- Sloggett, A., & Joshi, H. (1998). Deprivation indicators as predictors of life events 1981-1992 based on the UK ONS longitudinal study. *Journal of Epidemiological Health*, 52, pp.228-233.
- Sund, E. R., Jørgensen, S. H., Jones, A., Krokstad, S., & Heggdal, M. (2007). The influence of social capital on self-rated health and depression - The Nord-Trøndelag health study (HUNT). *Norsk Epidemiologi*, 17(1), pp.59-69.
- Wei Zhang, Huashuai Chen, & Qiushi Feng. (2015). Education and Psychological Distress of Older Chinese Exploring the Longitudinal Relationship and Its Subgroup Variations. *Journal of Aging Health*, 27(7), pp.1170-1198.

Regional Factors Affecting Subjective Health and Wellbeing:

Spatial Analysis for the Case of Seoul

Chang, Insu

(Korea Institute for
Health and Social Affairs)

Kim, Brian H. S.

(Seoul National University)

The implementation of urban planning policy should come about at the regional level with ecological perspectives based on the social need for promoting individuals' subjective health and wellbeing. Recognizing the hierarchical relationship between the individual and the community, this study examined the regional factors that affect people's subjective health and wellbeing. For our empirical analysis we used Ordered Logistic Multilevel model. The data used for this study are from the 2013 Seoul Survey (for the individual) and Seoul Statistics (for the regional). The results indicated that environmental amenities such as local parks, green spaces and green streetscape had a positive association with local residents' subjective health and wellbeing. Therefore, the effect of environmental amenities are empirically supported, which further argues for the importance of developing local amenities in promoting the wellbeing of local residents. Consequently, planning policies such as 2030 Seoul Plan should consider the regional characteristics and their potential effect on the wellbeing and health of Seoul citizens.

Keywords: Subjective Wellbeing, Amenity, Multilevel Model, Seoul Survey