

도시화와 빈곤감소의 관계에 대한 실증적 연구

An Empirical Study on the Relationship between Urbanization and Poverty Reduction

방설아* · 강명구**

Bang, Seolah · Kang, Myeonggu

Abstract

Poverty and urbanization are some of the most common phenomena in developing countries. It is also an important issue that constitutes sustainable development goals (SDGs). Currently, 10% of the world population experiences absolute poverty, and 80% of the poor live in developing countries. Meanwhile, in 2018, 55% of the world population lives in cities, and urbanization is rapidly proceeding in developing countries. Therefore, it is essential to understand the interaction effects of the two variables in terms of spatial coherence. The purpose of this study is to analyze the impact of urbanization on poverty reduction. We conduct an empirical analysis using 105 cross-country panel data for 35 years. The dependent variables are the poverty rate, the poverty gap, and the squared poverty gap in the FGT index. We classify the country income group for verifying the impact of poverty reduction on urbanization according to the national economic level. The results of the study show that the increase in urbanization contributes to the decrease in absolute poverty. In particular, poverty reduction shows the highest sensitivity to urbanization in the upper-middle-income country group. This study provides empirical proof that urbanization is a decisive factor that leads to poverty reduction. We find the implications that more active research is needed basing on understanding the positive correlation between urbanization and poverty reduction.

키워드 도시화, 빈곤, 빈곤감소, SDGs, 패널데이터분석

Keywords Urbanization, Poverty, Poverty reduction, Sustainable Development Goals (SDGs), Panel Data Analysis

1. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

빈곤과 도시화는 개발도상국에서 나타나는 대표적인 현상으로, 지속가능한 발전목표(Sustainable Development Goals, SDGs)의 1번과 11번을 구성하는 중요한 이슈이다. SDGs는 2015년 유엔총회가 채택한 의제로 단 한 사람도 소외되지 않음

(Leave no one behind)을 추구하고, 전 지구의 지속가능한 발전을 위해 지정한 17개의 목표이다.

이 중 첫 번째 목표인 SDG1은 '모든 곳 모든 형태의 빈곤 종식(End poverty in all its forms everywhere)'으로, 2030년까지 국제 빈곤선 기준 미만의 절대빈곤인구를 모두 없애는 것을 선언했다. 전통적 발전의 개념에서 경제가 성장하면 빈곤은 자연스럽게 감소할 것으로 여겨졌다. 실제로 지난 25년간 전 세계의 빈곤은 많이 감소했다. 그러나 하루에 \$1.90 미만의 소득으로 생활하는

* Doctor, Korea International Cooperation Agency (kofry@naver.com)

** Professor, University of Seoul (Corresponding Author: mk@uos.ac.kr)

계층을 절대빈곤인구로 평가할 때, 세계인구의 10%가 이에 해당한다. 또한 약 7억 6000만 명에 달하는 절대빈곤층 대부분은 아시아 및 아프리카 등 개발도상국에 거주하고 있다(Sachs, 2015).

한편 SDG11은 ‘포용적이고 안전하며, 회복력 있고 지속가능한 도시와 인간정주환경의 조성(Make cities and human settlements Inclusive, safe, resilient and sustainable)’을 목표로 한다. 2018년 기준으로 세계인구의 55%가 도시지역에 거주하며, 도시인구는 2050년까지 약 68%까지 증가할 것으로 예상된다. 아프리카 및 아시아 지역 개발도상국의 도시화는 현재 50% 미만 수준이지만, 유사 이래 경험하지 못한 급속한 도시화가 진행 중이라는 점을 주목해야 한다. 이렇듯 절대빈곤 종식과 급격한 도시화 현상은 오늘날 인류가 직면한 범인류적 발전 목표이며 도전과제이다. 이들은 공통적으로 개발도상국이라는 공간적 일치성을 갖고 있다. 따라서 절대빈곤 문제와 도시화 과제를 공간적 변수를 통해 살펴보는 것은 중요한 의미가 있고, 두 변수 간 상호작용의 이해는 SDGs 목표달성에 기여할 수 있다.

그러나 도시화와 빈곤의 관계에 대한 연구가 부족한 실정이며, 기존의 연구도 도시화의 빈곤감소 효과에 대해 상반된 의견이 상존한다. Ravallion et al.(2007)은 도시화가 전체 빈곤인구의 양적 감소에 중요하고 긍정적 역할을 한다고 주장했다. 또한 Arouri et al.(2014)은 베트남의 도시화가 농촌가구의 빈곤감소를 증명하며, 도시 개발 지원이 빈곤감소에 효과적이라 설명했다. 이와 반대로 Imai et al.(2018)은 거대도시(mega city)에서 인구증가는 빈곤을 증가시키는 반면 농촌지역의 인구증가는 빈곤을 감소시키므로 농촌 지원 정책을 강화해야 한다고 주장했다. 또한 Davis(2006)는 슬럼 문제를 지적하며 도시화를 강하게 비판하였다.

따라서 본 연구는 도시화가 빈곤을 양산하여 인류의 지속적인 발전을 방해하는 부정적 요소인지, 아니면 경제발전을 통해 빈곤 감소를 견인하는 주요 변수인지 실증적으로 증명하고자 한다. 도시화와 빈곤의 실증적 관계를 확인하는 것은 지속가능한 발전을

위한 도시 전략과 국제개발협력 발전 방향 수립에 시사점을 제시할 수 있을 것이다.

2. 연구의 범위 및 방법

1) 연구의 범위

연구의 공간적 범위는 <표 1>과 같고, 시간적 범위는 1981년부터 2015년까지 35년간이다. 빈곤을 주제로 하는 기존 연구들은 대부분 빈곤층이 거주하는 아프리카 및 남아시아 국가와 같이 저소득 국가를 연구 대상으로 다루었다. 그러나 본 연구는 선진국과 저개발국을 모두 포함한 105개국 전체의 도시화 효과를 파악하고, 각 소득그룹별로 도시화가 빈곤에 미치는 영향이 어떤 차이를 갖는지 비교 분석하고자 한다. 세계은행이 제공하는 세계발전지표(World Development Indicators, WDI)에 포함된 264개국에서 도시화율이 100%인 도시국가와 데이터의 결측치가 많은 국가, 인구가 500만 명 미만으로 도시화 효과를 파악하기 어려운 국가를 제외하여 총 105개국을 분석 대상 국가로 선정했다.

2) 연구의 방법

연구 방법은 이론적 고찰을 통해 도시화 및 빈곤과 관련된 개념적 정의를 살펴보고, 도시화가 빈곤에 미치는 영향의 상반된 두 가지 의견에 대한 선행연구를 검토했다. 국내에서는 도시화와 빈곤 관계를 다룬 연구가 활발히 진행되지 않아 국외 문헌을 중심으로 선행연구를 살펴보았다. 연구 가설로부터 분석을 위한 모형을 설정하고, 패널데이터 분석을 활용했다. 소득그룹에 따라 도시화와 빈곤의 영향력이 달라질 수 있으므로 105개국 전체에 대한 분석 외에 소득그룹별 분석을 진행했다. 통계패키지는 STATA 14.0을 사용하였다.

Table 1. Sample countries

| 변수 Variables | 개수 Obj. | 국가 Countries |
|-----------------------------|---------|---|
| 고소득 High income | 25 | Australia, Austria, Belgium, Canada, Chile, Czech Republic, Denmark, Finland, France, Germany, Greece, Hungary, Israel, Italy, Japan, Korea, Rep., Netherlands, Poland, Portugal, Slovak Republic, Spain, Sweden, Switzerland, United Kingdom, United States |
| 고중소득 Upper-middle income | 28 | Algeria, Angola, Azerbaijan, Belarus, Brazil, Bulgaria, China, Colombia, Cuba, Dominican Republic, Ecuador, Iran, Islamic Rep., Iraq, Jordan, Kazakhstan, Libya, Malaysia, Mexico, Paraguay, Peru, Romania, Russian Federation, South Africa, Thailand, Turkey, Turkmenistan, Venezuela |
| 저중소득 Lower-middle income | 31 | Bangladesh, Bolivia, Cambodia, Cameroon, Côte d'Ivoire, Egypt, Arab Rep., El Salvador, Ghana, Guatemala, Honduras, India, Indonesia, Kenya, Kyrgyz Republic, Lao PDR, Morocco, Myanmar, Nicaragua, Nigeria, Pakistan, Papua New Guinea, Philippines, Sri Lanka, Sudan, Tajikistan, Tunisia, Ukraine, Uzbekistan, Vietnam, Yemen, Rep., Zambia |
| 저소득 Low income | 21 | Afghanistan, Benin, Burkina Faso, Burundi, Chad, Congo, Dem. Rep., Ethiopia, Guinea, Haiti, Madagascar, Mali, Mozambique, Nepal, Niger, Rwanda, Senegal, Sierra Leone, Tanzania, Togo, Uganda, Zimbabwe |

Remark : County income group is following to World bank analytical classifications in FY2017.¹⁾

II. 이론 및 선행연구 고찰

1. 빈곤과 도시화

1) 빈곤의 이론적 고찰

유엔(United Nations, UN)은 빈곤을 선택과 기회가 박탈된 상태로 인간 존엄성을 위배하는 것이라 정의했다. 개인이 빈곤상태에 있을 때 사회에 효과적으로 참여 가능한 기본적 능력이 제약되며, 개인의 부자유는 결과적으로 개인과 국가가 이용 가능한 경제 및 사회적 선택 범위를 축소하는 부작용을 낳게 된다(Todaro and Smith, 2016). 인도의 경제학자이며 노벨상 수상자인 아마르티야 센은 가난은 결코 용인할 수 없는 재능 낭비를 낳는다고 주장했다(Sen, 2013). 그는 가난이 단순히 돈이 부족한 상태가 아니라 한 인간이 자신의 잠재력을 온전히 실현할 가능성이 없는 상태라고 말한다. 사람들은 아프리카에 사는 어느 빈곤 소녀의 인생을 안타깝게 여기지만 그러한 상황이 선진국에는 직접적인 영향을 미치지 않는다고 생각한다. 그러나 그 소녀가 에이즈 바이러스를 보유한 성매매 여성이 되어 에이즈를 퍼트리거나 항생제 내성이 강한 결핵을 앓아 결핵균을 선진국으로 퍼뜨릴 수도 있다. 반대로 지속적인 교육을 받아 알츠하이머 치료제 개발의 주역이 될 수도 있다. 그들의 빈곤상태가 선진국과 상관없다고 여겨질지라도, 최소한 그 소녀에게 기회를 제공하지 않은 것은 분명한 사실이다(Banerjee and Duflo, 2012). 따라서 이미 선진국 대열에 있는 한국사회도 개발도상국의 빈곤과 무관하지 않으므로 빈곤퇴치라는 세계적 발전 의제에 책임 있는 자세로 참여해야 한다.

2) 빈곤의 측정

빈곤의 정도를 파악하는 가장 보편적 방식은 '절대빈곤'이다. 이는 세계은행에서 정한 최소한의 실질소득 수준인 빈곤선을 기준으로 그 이하 소득의 빈곤상태를 의미한다. 국제적 빈곤선은 2018년 9월에 \$1.25에서 \$1.90로 상향 조정되었고, 해당 금액 이하로 하루 생계를 유지하는 소득 계층을 절대빈곤인구로 규정한다.

2015년에 \$1.90 미만인 인구는 전 세계 인구의 10%인 7억 3600만 명에 다다랐고 이들 빈곤인구의 대부분은 사하라이남 아프리카와 남아시아에 거주한다. 1990년 빈곤인구 비율이 36%임을 고려하면, 2015년에 빈곤인구 비율 10%는 상당히 감소된 수치이다. 그러나 세계은행(World Bank)은 'Poverty and Shared Prosperity 2018' 보고서에서 국가 소득수준에 따라 빈곤선의 기준이 달라질 수 있고, 절대빈곤선 \$1.90를 모든 소득그룹에 동일하게 적용하는 것은 모순이라고 언급했다(World Bank, 2018). 저중소득-고중소득 국가의 빈곤선을 \$3.20와 \$5.50로 상향 조정하면, 각각 세계인구의 25%, 50%가 빈곤층에 편입되기 때문이다. 지난 수십 년간 글로벌 경제성장은 절대빈곤인구를 급격히 감소시켰지만, 빈곤의 측정기준을 상대적이고 다차원적으로 확장하면 지

속가능한 발전목표의 '모든 곳 모든 형태의 빈곤 종식'의 달성이 경제성장만으로 해결될 수 없고, 더 많은 노력이 필요함을 알 수 있다(Anand and Sen, 1997).

빈곤을 측정하는 방법은 크게 물질적 차원의 측정법과 다차원적 측정법이 있다. 물질적 차원의 측정법은 전통적인 빈곤 측정법으로 소득이나 소비에 의한 빈곤선을 기준으로 빈곤선 하위 소득계층을 빈곤층으로 규정한다(방설아·강명구 2018). 가장 많이 쓰이는 빈곤지수는 포스트-그리어-토르베커(Foster, Greer, Thorbecke, FGT) 지수이다. 다차원적 빈곤 측정법은 경제적 측면과 빈곤의 또 다른 측면을 포함하여 혼합지표를 적용한다. 대표적으로 다차원적 빈곤지수(Multidimensional Poverty Index, MPI)가 있는데, 보건, 교육, 생활수준 세 가지 차원을 빈곤지수로 체계화한 것이다(Alkire and Jahan, 2018). 그러나 MPI 데이터 구축은 2010년부터 시작되어 국가별 보유 데이터양이 충분치 않은 한계가 있어, 빈곤 연구에 있어 아직 활발히 사용되지 못하고 있다. 이러한 한계로 인해 본 연구에서는 가장 보편적으로 사용되는 FGT 지수를 활용해 빈곤을 측정했다.

FGT 지수는 다음과 같은 수식으로 표현된다(Foster et al., 2010).

$$P_{\alpha} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^H \left(\frac{Y_p - Y_i}{Y_p} \right)^{\alpha}$$

여기서 P_{α} 는 빈곤에 대한 지수, Y_i 는 i 번째 가난한 사람의 소득, Y_p 는 빈곤선, N 은 인구이다. 매개변수 α 에 따라 P_{α} 지수는 P_0 , P_1 , P_2 와 같이 세 가지 세부 지표로 나뉜다. P_0 는 α 가 0인 빈곤율(headcount poverty index)이다. 빈곤선 이하의 인구 비율로 측정방법이 간단하여 가장 널리 통용되는 지표이다. 빈곤율은 전체 인구에서 빈곤선 아래에 있는 인구 비율을 쉽게 확인할 수 있지만, 빈곤층의 빈곤 정도와 깊이 등의 정보를 파악하기는 어려운 한계가 있다. P_1 은 빈곤격차(poverty gap index)로 빈곤선에 대한 각 개인의 빈곤격차 비율(%)의 평균값이다.

총 빈곤격차 $\sum_{i=1}^H (Y_p - Y_i)$ 는 빈곤선 Y_p 와 각 빈곤 개인 사이의 소득 격차의 총합이고, 이는 빈곤층의 빈곤을 제거할 때 필요한 비용을 의미한다. P_2 는 빈곤불평등(squared poverty gap)으로 빈곤선에 대한 빈곤격차의 비율(%)을 제곱한 값의 평균이다. 빈곤불평등 P_2 는 빈곤격차를 제곱한 값으로 일종의 분산개념이다. 빈곤상태가 심각한 개인에게 빈곤격차를 제곱한 가중치를 부여하기 때문에 빈곤한 개인 간 불평등 정도를 파악할 수 있다.

3) 도시화의 이론적 고찰

유엔경제사회국(United Nations Department of Economic and Social Affairs, UNDESA)의 세계 도시화 전망(world

urbanization prospects) 보고서에 의하면 도시화를 특정 시점의 상태와 시간이 지남에 따라 발생하는 프로세스라 정의하며, 도시 지역에 거주하는 인구 비율을 도시화 수준으로 나타낸다. 도시화 과정은 농촌지역에서 도시로의 이주이며, 도시인구의 절대적인 성장 또는 농촌 성장보다 빠르게 진행되는 도시 성장의 방식을 의미한다.

2050년에 세계인구가 100억 명에 다다를 것으로 예측되는데, 인구 증가의 대부분은 도시지역을 중심으로 집중되어 있다. 세계 도시인구는 1970년 36%에서 1990년 43%, 2010년에 51%가 되면서 농촌인구를 앞섰고, 2050년까지 67%에 다다를 것으로 예측된다. 특히 아프리카 및 아시아 대륙에 있는 개발도상국을 중심으로 도시화 속도가 급격하게 진행 중인데, 이는 인구 증가와 활발한 도농 이주에 기인한다(UN, 2014).

농촌인구의 도시 이주현상을 설명하는 대표적 모형은 해리스-토다로 모형(Harris-Todaro model)이다. 이 모형에서 이주는 기본적으로 경제적 현상이라는 가정에서 시작하고, 도시 실업이 존재함에도 불구하고 이주를 선택하는 것은 개별 이주민의 합리적인 결정일 수 있다고 본다. 또한 이주는 도농 간 실제 소득차이가 아니라 기대소득 차이에 따라 진행된다고 상정했다. 이주민은 그들에게 허용되는 다양한 노동시장의 기회를 고려하며, 기대소득을 극대화할 수 있는 곳인 도시를 선호하여 거주지를 농촌에서 도시지역으로 옮긴다.

도시화와 경제성장의 효과는 전반적으로 양의 상관관계가 있는 것으로 알려져 있다. 도시화로 인한 집적 효과가 경제성장에 영향을 미친다는 이론 중 대표적인 것이 Williamson(1965)의 역 U자 형태의 가설이다. Williamson은 거대도시의 집적현상이 경제발전 초기단계에는 경제성장에 도움이 되지만, 소득이 일정 수준에 도달한 이후에는 환경문제, 주택문제, 교통문제와 같은 도시문제가 발생하면서 경제성장을 방해할 수 있다는 가설을 제시했다. 즉 소득수준이 낮은 국가는 도시화의 집적현상으로 규모경제를 향유할 수 있지만, 소득수준이 증가하면 도시인구집적은 과밀에 따른 후생손실 및 지역 간 형평성을 악화하여 그에 따른 비용 발생을 초래하게 됨을 주장했다(김중섭, 2012). 또한 Henderson(2003)은 도시화는 경제성장과 매우 밀접한 양의 상관관계에 있다고 했다. 특히 저소득 국가에서 그 국가의 전체 인구대비 인구가 가장 많은 도시의 인구비율이 경제성장에 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미칠 수 있음을 보였다. 따라서 도시화와 경제성장이 양(+)의 상관관계이고 경제성장이 빈곤을 감소시키는 주요 견인 요소이므로 도시화는 빈곤을 감소시키는 요인으로 추정할 수 있다.

반대로 도시 성장 속도에 비해 지나치게 빠른 도시인구의 밀집은 불평등과 빈곤층을 양산하므로 도시화가 빈곤을 촉진한다는 부정적 시각도 있다. 2014년 기준 약 8억 8000만 명의 도시슬럼인구는 2050년까지 30억 명으로 증가될 것으로 예측되나, 도시 빈곤

에 대한 정확한 데이터는 포착조차 불가능한 상황이므로 현실은 더 부정적일 수 있다(Murali et al., 2018). 또한 토지 및 주택 소유의 불안정, 기초급수 및 위생시설의 부적절한 환경 등이 도시 빈곤을 더욱 악화하므로, 현재의 도시화 속도에서 빈곤 환경이 개선되지 않을 경우 빈곤함정에 빠진 극빈곤층(ultra-poor)은 더욱 늘어날 수 있다고 본다.

2. 선행연구 고찰 및 차별성

1) 선행연구 고찰

Ravallion et al.(2007)은 세계적으로 도시화와 경제성장이 증가되는 추세이며 그로 인해 절대빈곤은 감소하지만 도시빈곤은 오히려 증가하고 있음을 지적했다. 90개 개발도상국의 200개 가계 조사 연구 결과, 도시화가 농촌 빈곤을 포함한 총체적 빈곤을 감소시켰지만, 상대적으로 도시 자체의 빈곤율을 감소시키는 영향력은 높지 않다고 설명했다.

또한 Ravallion(2001)은 개발도상국 빈곤층은 국가의 총 부가 증가하면 소득 분배로 인한 혜택을 보고, 부가 감소하면 손실을 본다고 하였다. 그러나 성장 효과가 분배로 이어지는 방법과 빈곤층의 영향 정도는 국가마다 차이가 있다고 지적했다. 따라서 빈곤감소를 위한 바람직한 정책수립을 위해서는 평균 저변의 다양한 영향에 대한 실증연구가 추진되어야 하고, 물적자본 및 인적자본의 개별적 기여 외에 지리적·사회적 요소 등이 중요하다고 강조했다.

Massimiliano and Carlo(2013)는 1983년부터 1999년까지 인도도 표본 자료를 사용하여 연구한 결과, 도시화는 인구가 유출되어 버린 농촌지역의 빈곤감소에 오히려 긍정적 역할을 했다. 그 요인은 지역효과와 경제연계효과 때문이다. 지역효과(location effect)란 농촌의 빈곤인구가 도시로 이동함으로써 원지역의 빈곤율이 낮아지는 효과이다. 경제연계효과(economic linkage effect)는 도시화 효과로 인해 농촌지역에 남아 있는 사람에게 간접적으로 복지가 돌아가는 것이고 지역효과보다 빈곤감소에 대한 영향력이 더 컸다. 개발도상국의 절대빈곤인구의 80% 정도가 농촌지역에 집중되어 있어 농촌개발을 통한 빈곤정책을 주장하는 경향이 지배적이다. 그러나 넓은 대지에 흩어져 있는 인구에게 그 혜택이 도달하려면 상당한 자원이 필요하다고 부연했다. 따라서 도시화는 농촌지역 빈곤감소에 실질적 효과를 미치므로 도시를 중심으로 한 빈곤감소 정책이 더 효율적일 수 있음을 밝혔다.

Christiaensen and Kanbur(2017)은 수위도시로부터 2차도시의 공적투자 이전이 빈곤감소 성과를 향상할 것이라는 가설을 증명했다. 대도시의 집적효과는 경제성장을 빠르게 촉진하지만, 개발도상국의 도시화로 인한 성장효과가 선진국의 성장효과보다 낮고 오히려 부정적인 부분도 있었다. 따라서 도시화 그 자체가 빈곤을 줄이기는 하나, 도시 규모에 따른 성장과 빈곤감소의 효

과를 세부적으로 다뤄야 할 필요성을 제기했다.

선행연구들은 연구방법과 범위의 차이는 있으나, 도시화와 빈곤감소의 관계를 긍정적 시각에서 바라보고 있다. 그러나 이와 반대로 도시화의 빈곤감소 영향을 부정적으로 바라보며, 농촌개발을 중심으로 한 빈곤감소 정책을 강조하는 연구들도 있다.

세계은행은 ‘세계개발보고 2008: 발전을 위한 농업’이라는 보고서에서 절대빈곤층의 80% 정도가 농촌지역에 살고 있으므로 빈곤감소를 위해 농촌개발이 중요하다고 강조했다(World Bank, 2008). 농촌에서 도시로의 이주현상에도 불구하고 농촌 빈곤이 수세기 동안 극심한 상태이므로, 노동 집약적, 고부가가치의 농업으로 변화를 통해 농촌의 일자리 창출 및 비농업과 연계하는 농촌개발 전략 방향을 제시했다.

Imai et al.(2018)은 농촌에서 도시로 이주에 의한 빈곤감소 효과를 다루며, 거대도시(mega city)의 인구 증가가 빈곤감소에 아무런 역할을 하지 못하고 오히려 빈곤을 더 증가시킨다고 하였다. 반면 패널데이터 분석결과 농업의 인구 점유율 증가는 장기 빈곤변화와 역동성을 고려한 빈곤감소와 관련이 있다고 하였다. 빠른 인구 성장과 농촌에서 도시로의 이주는 빈곤을 증가시키기 쉬우므로, 농촌지역의 농업과 비농업 분야에 대한 지원을 확장하는 정책이 중요하다고 강조한다.

선행연구 검토결과, 도시화의 빈곤감소 영향에 대하여 상반되게 바라보는 시각이 공존한다. 이런 관점의 차이는 빈곤감소를 위한 재원의 투자지역 선택에 영향을 미치고, 발전목표 달성을 위한 정책 방향을 상이하게 전개시킬 수 있다. 따라서 도시화와 빈곤의 관계에 대한 실증적 연구가 필요하다.

2) 연구의 차별성

선행연구와 비교하여 본 연구의 차별성은 다음과 같다.

첫 번째 차별성은 분석 대상국가를 개발도상국으로 국한하지 않고 선진국을 포함한 모든 소득그룹 국가로 확장해 고소득국, 고중소득국, 저중소득국, 저소득국 등 네 개 그룹의 효과로 나누어 살펴본 점이다. 기존 선행연구들은 절대빈곤층의 다수가 개발도상국에 살고 있으므로 도시화의 영향에 대한 분석 국가를 일부 개발도상국으로 국한했다. 그러나 1981년 전 세계 인구의 42%가 절대빈곤층이었고 이들의 지리적 분포가 현재의 개발도상국과 동일하지는 않았다. 도시화 수준도 변화했는데, 2017년 고중소득국의 도시화율은 70%이지만, 1981년에는 50% 수준이었다. 또한 1990년에 중국은 빈곤율이 66.6%인 저소득국이었지만 2015년에 빈곤율은 0.7%로 급격히 감소하여 고중소득국이 되었다. 따라서 이미 경제성장을 이룬 국가들의 도시화와 빈곤감소 관계를 살펴보는 것은 저소득국 및 저중소득국과 같은 개발도상국의 도시화 영향력을 예측하는 데 도움이 될 것이다.

두 번째 연구 차별성은 빈곤을 양적, 질적으로 평가한 점이다. 대부분 선행연구에서 빈곤 측정은 빈곤선 이하의 절대 빈곤인구

비율을 측정하는 양적빈곤, 즉 FGT지수 중 P_0 를 사용했다. 그러나 본 연구는 빈곤율 P_0 와 빈곤깊이 P_1 , 빈곤불평등 P_2 를 종속변수로 하여, 빈곤인구의 비율과 빈곤 심도, 빈곤불평등까지 빈곤의 분석범위를 확대했다.

III. 분석모형 및 변수

1. 분석 방법

본 연구는 105개국의 도시화가 35년간 국가의 빈곤감소에 미친 영향을 확인하기 위하여 패널분석모형을 적용했다. 기본 분석 모형으로는 로머의 내생적 성장이론을 이용했다(Romer, 1994; Acemoglu et al., 2015). 도시화와 경제성장의 관계를 다룬 다수의 선행연구들은 종속변수를 경제성장으로 하여 물적자본(K), 인적자본(H), 도시화(URB)와 같은 설명변수가 종속변수에 미치는 영향을 분석했다. 그러나 본 연구에서는 설명변수를 동일하게 유지하고, 종속변수를 경제성장 대신 빈곤지수로 대체하였을 때, 도시화 변수가 빈곤에 어떠한 영향을 미치는지 확인했다.

연구 가설은 ‘도시화율의 증가는 국가의 빈곤을 감소시킬 것이다’로 수립했다. 가설에 따라 종속변수를 빈곤율, 빈곤격차, 빈곤 불평등으로 하는 세 개의 모형을 수립하였고, 분석의 패널 선행 회귀분석 기본 모형은 다음 식과 같다.

①모형 1: 종속변수1= 빈곤율(P_0)

$$\ln POVi_t = \alpha + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln H_{it} + \beta_3 \ln URB_{it} + u_{it} + \epsilon_{it}$$

②모형 2: 종속변수2= 빈곤격차(P_1)

$$\ln POVG_{it} = \alpha + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln H_{it} + \beta_3 \ln URB_{it} + u_{it} + \epsilon_{it}$$

③모형 3: 종속변수3= 빈곤격차(P_2)

$$\ln POVGS_{it} = \alpha + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln H_{it} + \beta_3 \ln URB_{it} + u_{it} + \epsilon_{it}$$

$i =$ 분석대상국가 1,2,...,105 및 $t =$ 연도 1,2,...,35

$POVi_t$: i 국가의 t 연도에서 빈곤선 이하의 빈곤인구 비율

$POVG_{it}$: i 국가의 t 연도에서 빈곤선에 대한 각 개인의 빈곤격차 비율 평균

$POVGS_{it}$: i 국가의 t 연도에서 빈곤선에 대한 빈곤격차 비율 제곱의 평균

K_{it} : i 국가의 t 연도에서 물적자본스톡 변수

H_{it} : i 국가의 t 연도에서 인적자본스톡 변수

URB_{it} : i 국가의 t 연도에서 도시화율 변수

u_{it} : 국가별 차이만 반영한 오차항

ϵ_{it} : 국가와 연도에 따라 변하는 오차항

2. 변수 설정

본 연구에서 사용된 변수에 대한 설명과 각 변수의 출처는 <표 2>와 같이 구성된다. 주요 자료는 세계은행에서 제공하는 ‘세계발

Table 2. Variables explanation

| 구분 Classification | 변수 Variables | 내용 Contents | 출처 Reference |
|---------------------------------|--------------|---|--------------|
| 종속변수 Dependent Variable | 1 | POV 하루 \$1.90 미만으로 생활하는 빈곤인구 비율 (2011년 구매력평가) (전체인구에 대한 비율) Poverty headcount ratio at \$1.90 a day (2011 PPP)(% of Population) | PovcalNet |
| | 2 | POVG 하루 \$1.90 미만으로 생활하는 빈곤인구 빈곤격차 (2011년 구매력평가) (전체인구에 대한 비율) Poverty gap ratio at \$1.90 a day (2011 PPP)(% of Population) | |
| | 3 | POVGS 하루 \$1.90 미만으로 생활하는 빈곤인구 빈곤불평등 (2011년 구매력평가) (전체인구에 대한 비율) Squared poverty gap at \$1.90 a day (2011 PPP)(% of Population) | |
| 설명변수 Independent Variable | 1 | K 국내총생산에 대한 총자본형성 비율 Gross capital formation (% of GDP) | WDI |
| | 2 | H 인적자본지수 (교육연수와 교육수익률에 대한 합성변수) Human capital index | PWT |
| | 3 | URB 전체 인구에 대한 도시인구 비율 Urban population (% of Total) | WDI |

* WDI: World Development Indicator (<https://datacatalog.worldbank.org/dataset/world-development-indicators>)
 PWT: Penn World Table (<https://cid.econ.ucdavis.edu/pwt.html>)
 PovcalNet (<http://iresearch.worldbank.org/PovcalNet/povOnDemand.aspx>)

전지표(world development indicators)’를 통해 구축하였고, 인적자본은 Penn World Table의 자료를 사용했다. 종속변수는 절대빈곤의 기준인 하루 \$1.90 미만으로 생활하는 전체인구에 대한 빈곤인구의 FGT 지수이다. 즉 절대빈곤선 이하의 빈곤인구비율 (P_0), 빈곤격차비율(P_1), 빈곤불평등(P_2)으로 빈곤의 변화정도를 측정하기 위하여 자연로그를 취했다.

첫 번째 설명변수는 경제성장을 촉진하는 자본축적 변수인 물적 자본변수(K)이다. 국내총생산(GDP)에 대한 총자본형성비율을 의미한다. 두 번째는 인적자본변수(H)로 교육연수와 교육수익률에 대한 합성변수인 인적자본지수를 사용했다. 마지막은 도시화 변수를 넣었다(Groningen Growth and Development Center, 2019). 이는 자본의 외부효과가 나타나기 위해서는 자본의 집약이 일어나는 대표적인 공간이 도시이고, 도시가 수용할 수 있는 능력의 인구규모만큼 도시는 집약된 자본을 보유한다는 가정에 근거한다.

3. 기초통계량 분석

도시화와 빈곤감소를 측정하기 위해 선정된 변수의 기초통계량 분석결과는 <표 3>과 같다. 105개국의 35년 포괄기간에 시간 갭이 있는 패널데이터이며, 총 3,877개의 관측대상을 갖는다. 모든 변수에서 between 표준편차가 within 표준편차보다 크게 나타난 바, 국가별 분포의 편차가 시계열 편차보다 더 크고 국가별 차이가 뚜렷함을 알 수 있다.

1) 종속변수

빈곤율은 전체인구 중 \$1.90 미만의 소득을 보유한 빈곤인구의 비율로서 빈곤의 양적 수준을 판단하는 지수이다. 빈곤율 변수는

1,417개 관측치를 가진 불균형 패널데이터이다. 평균값은 21.16%이고 최솟값은 0%, 최댓값은 95.72%이다. 고소득 국가군의 2010년 이후 빈곤율의 다수가 0이고, 빈곤율 최댓값은 미얀마의 1990년 데이터이다. 한편 빈곤격차와 빈곤불평등은 빈곤층의 소득이 절대빈곤선인 \$1.90까지 벌어진 빈곤의 분포정도와 격차의 심도를 파악하는 지수로 빈곤의 질적 수준을 파악할 수 있고 각각의 평균은 8.53과 4.70이다.

세 가지 종속변수 중 가장 보편적으로 사용하는 빈곤율의 국가 소득그룹에 따른 차이를 비교한 것이 <표 4>이다. 전체 국가의 1,417개 관측치 평균 빈곤율은 21.16%이다. 이를 세계은행에서 국가의 경제수준에 따라 구분한 소득구분 그룹별로 보면, 고소득군 25개국의 빈곤율 평균은 0.58%, 고중소득군 25개국 평균 빈곤율은 8.06%, 저중소득군 30개국 평균 빈곤율은 25.12%, 저소득군 21개국 평균 빈곤율은 58.36%이다.

각 소득그룹별 빈곤율 데이터를 시계열 그래프로 나타낸 것이 <그림 1>이다. 전반적으로 우하향하므로 빈곤율이 감소하고 있는 것을 알 수 있다. 고중소득국은 2000년까지 평균 빈곤율이 10% 수준이었으나, 이후 급격히 감소하여 2015년에는 4% 정도까지 감소했다. 인구가 가장 많은 중국이 고중소득국에 포함되어 있는데 중국의 성장이 고중소득국의 빈곤율 감소와 전 세계적 빈곤인구 수 감소에 영향을 미쳤다. 저중소득국은 1981년 37%의 평균 빈곤인구 비율을 보였으나 지속적으로 하락하여 2015년에는 15% 수준까지 빈곤율이 감소했다. 저소득국은 다른 그룹과 달리 1990년까지는 빈곤율이 상승하다 이후에 급격히 하락하는 변화를 보인다. 63% 수준의 빈곤율이 1992년 전후로 약 70%까지 치솟았다가 2015년까지 45%로 감소했다.

Table 3. Basic statistic analysis

| Variable | Mean | Category | Std. Dev. | Min | Max | Observations |
|--|-------|----------|-----------|---------------------|-------|--------------|
| 빈곤율 Poverty headcount ratio at \$1.90 a day (% of Population) | 21.16 | overall | 25.98 | 0.00 | 95.72 | N = 1,417 |
| | | between | 23.95 | 0.00 | 79.98 | n = 101 |
| | | within | 10.20 | -29.94 | 77.40 | T = 14.03 |
| 빈곤격차 Poverty gap ratio at \$1.90 a day (2011 PPP) | 8.53 | overall | 12.61 | 0.00 | 66.03 | N = 1,417 |
| | | between | 11.06 | 0.00 | 44.82 | n = 101 |
| | | within | 6.02 | -19.93 | 44.25 | T = 14.03 |
| 빈곤불평등 Squared poverty gap at \$1.90 a day (2011 PPP) | 4.70 | overall | 7.91 | 0.00 | 49.62 | N = 1,417 |
| | | between | 6.62 | 0.00 | 29.54 | n = 101 |
| | | within | 4.28 | -13.48 | 35.82 | T = 14.03 |
| 총자본형성비율 Gross capital formation (% of GDP) | 22.52 | overall | 7.77 | -0.69 ²⁾ | 60.16 | N = 3,495 |
| | | between | 5.98 | 7.00 | 49.40 | n = 105 |
| | | within | 5.57 | -3.81 | 60.83 | T = 33.29 |
| 인적자본지수 Human capital index | 2.17 | overall | 0.76 | 1.01 | 3.73 | N = 3,203 |
| | | between | 0.74 | 1.08 | 3.52 | n = 95 |
| | | within | 0.22 | 1.46 | 2.95 | T = 33.72 |
| 도시화율 Urban population (% of Total) | 50.62 | overall | 23.53 | 4.72 | 97.96 | N = 3,877 |
| | | between | 23.00 | 8.97 | 96.81 | n = 105 |
| | | within | 5.19 | 27.11 | 73.21 | T = 36.92 |

Table 4. Basic statistic analysis for poverty headcount ratio sorted by county income group

| Var. | Mean | Std. Dev. | Min | Max | Obs. | |
|------|------|-----------|--------|-------|----------|--------|
| O | O | 25.98 | 0.00 | 95.80 | N= 1,417 | |
| | B/T | 21.16 | 23.95 | 0.00 | 79.98 | n= 101 |
| | W/T | 10.20 | -29.94 | 77.40 | T= 14.03 | |
| H | O | 1.20 | 0.00 | 13.17 | N= 367 | |
| | B/T | 0.58 | 0.91 | 0.00 | 4.66 | n= 25 |
| | W/T | 0.79 | -3.16 | 9.09 | T= 14.68 | |
| UM | O | 11.71 | 0.00 | 88.32 | N= 352 | |
| | B/T | 8.06 | 9.23 | 0.41 | 34.97 | n= 25 |
| | W/T | 7.13 | -26.18 | 61.41 | T= 14.08 | |
| LM | O | 20.96 | 0.00 | 95.72 | N= 415 | |
| | B/T | 25.12 | 15.75 | 1.53 | 57.46 | n= 30 |
| | W/T | 14.02 | -25.99 | 81.35 | T= 13.83 | |
| L | O | 19.90 | 4.93 | 95.06 | N= 283 | |
| | B/T | 58.36 | 14.90 | 14.10 | 79.98 | n= 21 |
| | W/T | 13.03 | 22.28 | 93.01 | T= 13.48 | |

O: Overall countries, H: High Income group, UM: Upper middle income group, LM: Low middle income group, L: Low income group

2) 설명변수

국내총생산에 대한 총자본형성비율은 경제의 고정자산에 가산되는 비용과 재고수준의 순 변화를 더한 값으로 구성되었다. 고정자산은 토지 개선(올타리, 도랑, 배수구 등), 공장, 기계 및 장

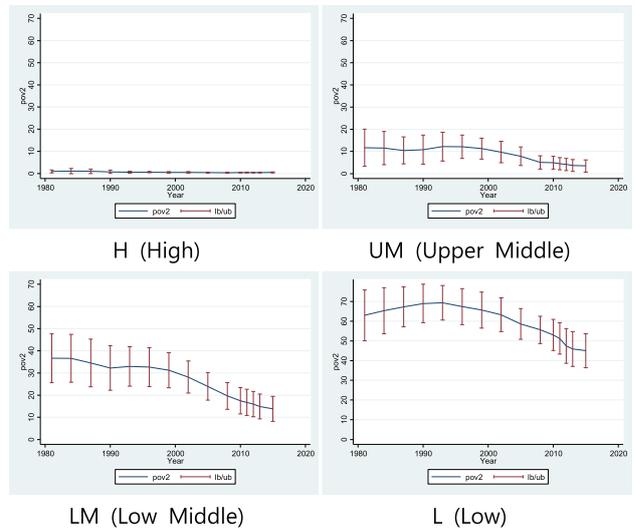


Fig. 1. Variation of poverty headcount ratio (1981-2015)

비 구입을 포함하고, 도로, 철도, 학교, 사무실, 병원, 개인주택, 상업 및 산업 건물의 건설을 포함한다. 재고는 생산 또는 판매의 일시적 또는 예기치 않은 변동 및 진행 중인 작업을 충족하기 위해 회사가 보유한 물건의 비축분이다. 총자본형성비율 K의 기초통계량 평균값은 22.52%이다. 인적자본지수는 재학 평균연수와 교육에 대한 추정환수 비율을 기반으로 만들어졌다. 인적자본지수는 교육 수익률과 교육 평균연수를 가지고 가중치를 주어 합성한 변수로 그 숫자는 각 국가의 상대적인 상태를 나타낼 뿐 절대적 수치는 아니다(김기홍, 2015). 인적자본지수 3,203개 관측치

의 평균값은 2.17, 표준편차는 0.76이고, 최솟값은 1.01, 최댓값은 3.73으로, 소득수준이 낮아질수록 인적자본지수도 낮아지는 경향을 보였다.

도시화율은 전체인구에 대한 도시인구 거주비율로 총 3,877개 관측치의 평균 도시화율은 50.62%이고 최솟값은 4.72%, 최댓값은 97.96%이다. 로그로 변환한 도시인구비율 히스토그램은 우상향하는 곡선 형태를 보이는데, 이는 도시인구비율이 증가하고 있는 상황임을 뜻한다. <표 5>와 <그림 2>는 소득구분별 도시화율에 대한 표와 시계열 그래프이다.

Table 5. Basic statistic analysis for urban population ratio sorted by county income group

| Var. | Mean | Std. Dev. | Min | Max | Obs. |
|------|------|-----------|-------|-------|----------|
| O | O | 23.53 | 4.72 | 97.96 | N= 3,877 |
| | B/T | 50.62 | 23.00 | 8.97 | n= 105 |
| | W/T | 5.19 | 27.11 | 73.21 | T= 36.92 |
| H | O | 10.88 | 41.98 | 97.96 | N= 970 |
| | B/T | 75.37 | 10.61 | 52.90 | n= 25 |
| | W/T | 3.54 | 53.92 | 90.21 | T= 38.80 |
| UM | O | 14.28 | 17.90 | 90.75 | N= 990 |
| | B/T | 62.52 | 13.05 | 34.36 | n= 27 |
| | W/T | 6.66 | 39.02 | 85.11 | T= 36.67 |
| LM | O | 14.70 | 5.58 | 71.28 | N= 1,124 |
| | B/T | 37.72 | 14.15 | 13.18 | n= 31 |
| | W/T | 5.13 | 20.43 | 54.14 | T= 36.26 |
| L | O | 10.80 | 4.72 | 54.35 | N= 793 |
| | B/T | 23.76 | 10.31 | 8.97 | n= 22 |
| | W/T | 4.87 | 8.78 | 42.64 | T= 36.05 |

O: Overall countries, H: High Income group, UM: Upper-middle income group, LM: Low-middle income group, L: Low income group

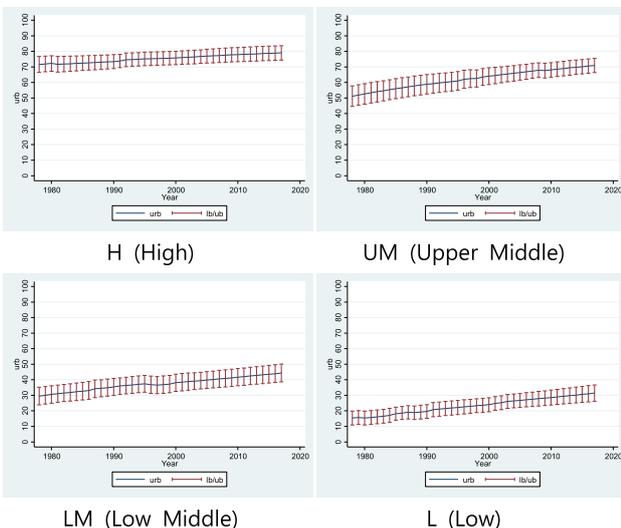


Fig. 2. Variation of urban population ratio (1981-2015)

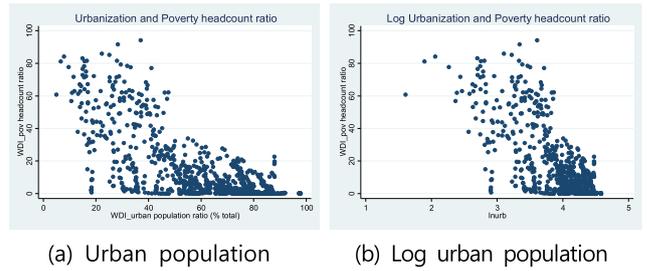


Fig. 3. Scatter plot of urban population ratio and poverty headcount ratio (1981-2015)

고소득군 970개 표본의 평균 도시인구 비율은 75.37%이고, 고중소득군 990개 표본의 평균 도시화율은 62.52%이다. 저중소득국은 1,126개 표본에 대해 37.76%의 평균 도시화율을 갖고, 저소득국은 793개 표본에 대해 23.76%의 평균 도시화율을 보였다. 선진국일수록 도시화율이 높고, 저소득국일수록 비율이 낮음을 확인할 수 있다. <그림 1>의 빈곤율과 <그림 2>의 도시화율 시계열 그래프를 비교해 보면, 시간이 지날수록 빈곤율은 감소하는 반면 도시화율은 증가하는 경향을 확인할 수 있다. 단 고소득군에서는 두 변수의 기울기가 상당히 완만하여 변화 탄력성이 높지 않다.

<그림 3>은 빈곤과 도시화의 관계를 산포도로 나타낸 것이다. (a) 그림에서 빈곤율과 도시화의 관계는 음의 상관관계를 갖는다. 그러나 빈곤율 20% 이하 수준의 국가는 도시인구비율이 30~90% 수준까지 넓게 분포되어 있으므로, 도시인구비율이 높은 국가는 빈곤율이 낮다고 단언하기 어렵다. 또한 빈곤율이 50% 이상 되는 국가들은 도시인구비율이 50% 미만에서 분포되어 있어, 도시인구비율이 낮은 국가일수록 빈곤율이 높게 보인다. (b)는 로그로 변환한 도시화율에 대한 산포도로 전반적으로 음(-)의 기울기를 갖는 것으로 보인다. 즉 도시화율이 상승할수록 빈곤은 감소하는 관계에 있다.

IV. 분석결과

1. 패널모형 검정

패널모형의 기본 검정 결과, 연구가설에 의한 모형은 자기상관과 이분산성이 있고, 다중공선성은 없다. 또한 각 모형의 종속변수에 단위근이 있고, 독립변수는 단위근이 없다.

패널모형의 기본가정 중 오차항에 이분산성이 존재하여 공분산 행렬 가정이 위배될 경우, 효율적인 추정량을 구하기 위해 GLS(generalized least squares)방법을 사용한다.³⁾ 오차항에 패널 개체 간 이분산성을 가정하면, 모든 t에서 $var(\epsilon_{it}) = \sigma_i^2$ 로 정의되며, 이러한 가정을 위해 xtglse에 panel(hetero)옵션을 사용했다.

기본 GLS 모형은 모든 패널 개체에 대하여 1계 자기상관 계수가 모두 ρ 로 같다고 가정하지만, 본 연구의 모형은 자기상관이 존

재하므로 이를 보완하기 위해 xtgls에 corr(pсар1)옵션을 동시에 사용했다.⁴⁾ 본 연구의 패널데이터는 시간갭이 있는 자료이므로 force 옵션을 추가로 사용해 시간갭을 무시하고 자기상관 모형을 추정함으로써, corr(pсар1) 옵션에서 나타날 수 있는 오류를 보완했다. 또한 종속변수에 존재하는 단위근을 제거하여 시계열을 안정적으로 만들어야 한다. 연구의 종속변수인 빈곤 관련 변수들은 PovcalNet이 조사 연도의 값을 이용하여 미조사 연도의 값을 보간법으로 계산하여 삽입한 값이다. 따라서 실제 시계열에서 관측된 추세가 확률적(stochastic)이지 않고 확정적(deterministic)이므로 '확정적 추세'라 볼 수 있다. 불안정한 시계열을 안정적으로 변환하기 위하여 추세 안정적(trend stationary process, TSP) 방법을 적용했고, 시계열에 시간변수인 year를 회귀하여 잔차를 안정적으로 했다. 여기서 year는 시간 연대순으로 측정된 추세변수이다.⁵⁾

2. 패널모형 분석결과

가설 '도시화율의 증가는 국가의 빈곤을 감소시킬 것이다'에 대한 분석은 빈곤의 개념을 빈곤율, 빈곤격차, 빈곤불평등으로 세분화하여 다음과 같이 세 개의 모형을 바탕으로 실증분석했다.

1) 빈곤율

〈표 6〉은 모형1 빈곤율에 대하여 92개국의 1,082개 관측치를 전체국가 및 네 개 소득구분 국가그룹별로 실증분석한 결과이다. 변수의 시계열 자료가 연속적이지 않은 불균형 패널데이터여서, 분석 그룹이 105개국에서 변수를 모두 보유한 95개국으로 축소되었다.

전체국가에 대하여 물질자본, 인적자본, 도시화율은 빈곤율과 음(-)의 영향력을 갖고 유의확률 1% 범위 내에서 통계적으로 유의하다. 여타의 조건이 일정하다면 총자본형성비율(K)이 1% 증가할 때 빈곤율은 0.11% 감소하고, 인적자본지수(H)가 1% 올라가면 빈곤율은 3.99% 감소한다. 또한 도시화율이 1% 상승하면 빈곤율은 0.61%만큼 하락했다. 표준화계수 변환값으로 빈곤율 감소에 영향을 미친 변수들의 상대 크기를 비교해 보았다. 전체국가에서 빈곤율 감소에 표준화 회귀계수 절댓값이 가장 큰 순서는 인적자본지수, 도시화율, 총자본형성비율 순서이다. 인적자본 표준화계수의 절댓값은 0.66이고 도시화율 표준화계수는 0.17로 인적자본 축적이 도시인구 증가에 비해 빈곤선 이하의 빈곤인구 감소에 4배 정도 더 큰 영향력을 가진 것으로 해석된다.

고소득 국가에서 도시화율과 빈곤율의 관계는 유의하지 않았다. 총자본형성비율, 인적자본지수의 1% 상승은 빈곤율을 각각 0.21%, 2.75%만큼 음(-)의 방향으로 변화시켰다. 고소득국의 평균 빈곤율은 0.58%로 상당히 낮으므로 인프라나 물질자본의 영향보다는 빈곤층의 인적 역량강화가 빈곤층을 빈곤선 이상으로 끌

Table 6. Result of analysis-1 (poverty headcount ratio)

| Model 1 (Inpov) | Coef. | Std. Coef. | z | Remarks | |
|--------------------------------------|-------|------------|------------|---------|---|
| Overall countries 92EA (1,082) | Ink | -0.11 *** | -0.02 *** | -6.03 | ○ |
| | Inh | -3.99 *** | -0.66 *** | -35.99 | ● |
| | Inurb | -0.61 *** | -0.17 *** | -8.91 | ◎ |
| | year | 0.03 *** | 0.01 *** | 14.3 | |
| | _cons | -43.73 *** | -23.44 *** | -12.51 | |
| High income 23EA (263) | Ink | -0.21 * | -0.04 * | -1.64 | ◎ |
| | Inh | -2.75 *** | -0.46 *** | -4.78 | ● |
| | Inurb | 0.32 | 0.09 | 0.61 | - |
| | year | 0.01 | 0.00 | 1.27 | |
| | _cons | -10.58 | -6.33 | -1.10 | |
| Upper-middle income 22EA (269) | Ink | -0.32 *** | -0.06 *** | -4.02 | ○ |
| | Inh | -3.75 *** | -0.62 *** | -10.48 | ● |
| | Inurb | -1.10 * | -0.30 * | -1.83 | ◎ |
| | year | 0.02 *** | 0.01 *** | 2.80 | |
| | _cons | -33.08 ** | -19.62 ** | -2.39 | |
| Low-middle income 28EA (328) | Ink | -0.16 *** | -0.03 *** | -3.25 | ● |
| | Inh | -0.18 | -0.03 | -0.49 | - |
| | Inurb | -0.15 | -0.04 | -0.76 | - |
| | year | -0.03 *** | -0.01 *** | -4.51 | |
| | _cons | 58.99 *** | 25.76 *** | 4.98 | |
| Low income 19EA (222) | Ink | -0.05 *** | -0.01 *** | -3.52 | ○ |
| | Inh | -1.13 *** | -0.19 *** | -4.18 | ● |
| | Inurb | -0.10 ** | -0.03 ** | -2.36 | ◎ |
| | year | 0.01 ** | 0.00 ** | 2.40 | |
| | _cons | -6.90 | -4.60 | -1.42 | |

*significant at 10%, **significant at 5%, ***significant at 1%
 ** k: Gross capital formation, h: Human capital index, urb: Urban population
 *** Contribution index: ● most, ◎ medium, ○ least

어올리는 데 더 효과적이다. 또한 고소득국의 도시화는 이미 상당히 진행된 상태이고 빈곤인구가 도시에 거주할 확률이 더 높기 때문에 고소득국의 도시화율과 빈곤율은 유의하지 않은 것으로 추정된다.

고중소득국에서 도시화율 1%의 증가는 빈곤율 1.10%를 감소시켰다. 여타조건이 일정할 때, 인적자본지수와 총자본형성비율의 1% 상승은 빈곤율을 각각 3.75%, 0.32%만큼 감소시킨다. 표준화계수의 크기를 비교해 보면, 빈곤율 감소에 있어 인적자본의 축적은 도시화율 상승보다 2배, 물질자본축적보다 11배 정도 효과적으로 기여했다.

저소득국에서 인적자본축적과 도시화율 변수의 영향력은 통계적으로 유의하지 않았지만, 저소득국에서 도시화율 1%의 증가는 빈곤율을 0.10% 감소시키는 효과가 있었다. 결과적으로 도시화율의 증가가 빈곤감소에 영향을 미치는 그룹은 베트남, 멕시코

코, 중국 등과 같은 고중소득국 그룹과 콩고, 에티오피아, 네팔, 탄자니아와 같은 저소득 그룹이다.

2) 빈곤격차

〈표 7〉은 모형2 빈곤격차에 대한 실증분석 결과이다. 전체국가에 대하여 물적자본, 인적자본, 도시화율은 빈곤격차와 음(-)의 영향력을 갖고 유의확률 1% 범위 내에서 통계적으로 유의하다. 다른 조건이 일정하다면 총자본형성비율(K)이 1% 증가할 때 빈곤격차는 0.15% 감소하고, 인적자본지수(H)가 1% 올라가면 빈곤격차는 4.16% 감소한다. 또한 도시화율이 1% 상승 시 빈곤격차는 0.45%만큼 하락했다. 빈곤격차 감소에 대한 세 가지 독립변수의 표준화 회귀계수 절댓값이 가장 큰 순서는 인적자본지수(0.66) > 도시화율(0.12) > 총자본형성비율(0.03) 순서로 이전 모형의 분석 결과와 동일하다.

Table 7. Result of analysis-2 (poverty gap ratio)

| Model 2 (Inpovg) | Coef. | Std. Coef. | z | Remarks | |
|--------------------------------------|-------|------------|------------|---------|---|
| Overall countries 92EA (1,082) | Ink | -0.15 *** | -0.03 *** | -5.75 | ○ |
| | Inh | -4.16 *** | -0.66 *** | -35.15 | ● |
| | Inurb | -0.45 *** | -0.12 *** | -5.56 | ◎ |
| | year | 0.02 *** | 0.01 *** | 8.60 | |
| | _cons | -29.43 *** | -15.51 *** | -7.25 | |
| High income 23EA (263) | Ink | -0.28 ** | -0.05 ** | -2.36 | ◎ |
| | Inh | -3.50 *** | -0.56 *** | -5.01 | ● |
| | Inurb | 1.60 *** | 0.42 *** | 3.20 | |
| | year | 0.00 | 0.00 | -0.04 | |
| | _cons | -3.24 | -0.53 | -0.34 | |
| Upper-middle income 22EA (269) | Ink | -0.41 *** | -0.07 *** | -4.15 | ○ |
| | Inh | -3.66 *** | -0.58 *** | -6.95 | ● |
| | Inurb | -1.96 *** | -0.51 *** | -2.72 | ◎ |
| | year | 0.02 ** | 0.01 ** | 2.29 | |
| | _cons | -34.01 * | -20.23 * | -1.82 | |
| Low-middle income 28EA (328) | Ink | -0.19 *** | -0.03 *** | -3.15 | ◎ |
| | Inh | -0.74 ** | -0.12 ** | -1.94 | ● |
| | Inurb | -0.16 | -0.04 | -0.78 | |
| | year | -0.03 *** | -0.01 *** | -4.74 | |
| | _cons | 63.54 *** | 26.95 *** | 5.10 | |
| Low income 19EA (222) | Ink | -0.10 *** | -0.02 *** | -4.08 | ○ |
| | Inh | -2.33 *** | -0.37 *** | -4.72 | ● |
| | Inurb | -0.13 * | -0.03 * | -1.81 | ◎ |
| | year | 0.01 *** | 0.01 *** | 3.39 | |
| | _cons | -20.90 *** | -10.57 *** | -2.81 | |

*significant at 10%, **significant at 5%, ***significant at 1%
 ** k: Gross capital formation, h: Human capital index, urb: Urban population
 *** Contribution index: ● most, ◎ medium, ○ least

고소득국에서 총자본형성비율, 인적자본지수의 1% 상승은 빈곤격차를 각각 0.28%, 3.50%만큼 감소시켰다. 반면 도시화율 1% 증가 시 빈곤격차를 1.60%만큼 증가시킨 것으로 나타났다. 따라서 고소득국에서 도시인구가 늘어나면 빈곤선 이하의 빈곤층 간의 격차가 커진다는 의미이다.

고중소득국에서 도시인구비율이 1% 상승 시 빈곤격차는 1.96% 감소했다. 인적자본지수와 총자본형성비율 1% 증가는 빈곤격차를 각각 3.66%와 0.41% 감소시켰다. 표준화계수로 비교하면 도시화율과 인적자본지수가 빈곤격차를 감소시키는 정도는 0.5 수준에서 비슷하였고, 도시화의 효과가 빈곤인구의 감소보다는 빈곤층 내의 소득수준 격차의 감소에 보다 영향력이 크다고 볼 수 있다.

방글라데시, 카메룬, 미얀마 등이 포함된 저중소득국은 도시화율 변수의 영향력이 통계적으로 유의하지 않지만 음(-)의 값을 가지므로 도시화가 빈곤격차를 감소시키는 요인으로 해석된다. 저소득국도 세 변수 모두 빈곤격차를 감소시켰고, 인적자본지수의 향상이 가장 크게 빈곤격차를 감소시켰다.

3) 빈곤불평등

모형3 빈곤불평등에 대하여 92개국의 1,082개 관측치를 실증 분석한 결과는 〈표 8〉과 같다. 빈곤불평등은 빈곤격차의 비율을 제공한 값의 평균이므로 빈곤상태가 심각한 개인에게 빈곤격차에 비례한 가중치를 부여한다. 빈곤격차가 빈곤선 이하 빈곤인구의 격차 정도를 전반적으로 파악하는 지표인 반면, 빈곤불평등은 빈곤선 이하 빈곤인구의 소득소비 분배에 보다 민감한 지표라 볼 수 있다.

전체국가에 대하여 물적자본, 인적자본, 도시화율은 빈곤불평등과 음(-)의 영향력을 갖고 유의확률 1% 범위 내에서 통계적으로 유의하다. 다른 조건이 일정하다면 도시화율 1% 상승은 빈곤불평등을 0.45%만큼 감소시켰다. 또한 총자본형성비율(K)이 1% 증가할 때 빈곤불평등은 0.19% 감소하고, 인적자본지수(H)가 1% 올라가면 빈곤불평등은 3.79% 감소했다. 소득그룹별로 도시화의 영향을 살펴보면, 고소득국에서 1% 도시화율 증가는 1.46%의 빈곤불평등을 증가시켜서 빈곤인구의 소득불평등을 촉진하는 부정적 요소로 해석된다. 반면 고중소득국에서는 도시화율 1% 증가가 빈곤불평등을 1.89% 감소시켜 긍정적 효과가 있었다. 특히 표준화계수를 비교하면 고중소득국가에서 도시화율의 증가는 인적자본지수·물적자본지수보다 빈곤불평등 감소에 더 큰 영향력을 보였다. 고중소득국은 네 가지 소득그룹 중 도시화의 빈곤감소 영향력에 가장 민감한 그룹이다. 또한 고중소득국의 도시화는 빈곤인구의 감소뿐 아니라 빈곤선 이하 계층의 빈곤수준과 분배의 완화에도 긍정적 영향을 미치는 요소이다. 따라서 고중소득국은 도시화를 이용한 빈곤감소 정책에 가장 민감하게 반응하는 그룹으로 해석된다.

Table 8. Result of analysis-3 (squared poverty gap)

| Model 3 (Inpovgs) | Coef. | Std. Coef. | z | Remarks | |
|--------------------------------------|-------|------------|------------|---------|---|
| Overall countries 92EA (1,082) | Ink | -0.19 *** | -0.03 *** | -5.86 | ○ |
| | Inh | -3.79 *** | -0.56 *** | -26.16 | ● |
| | Inurb | -0.45 *** | -0.11 *** | -5.15 | ◎ |
| | year | 0.01 *** | 0.00 *** | 3.20 | |
| | _cons | -9.94 ** | -6.08 *** | -2.13 | |
| High income 23EA (263) | Ink | -0.31 ** | -0.05 ** | -2.41 | ◎ |
| | Inh | -3.33 *** | -0.49 *** | -3.76 | ● |
| | Inurb | 1.46 *** | 0.36 *** | 2.58 | ○ |
| | year | -0.01 * | -0.01 ** | -1.89 | |
| | _cons | 20.34 * | 9.31 ** | 1.72 | |
| Upper-middle income 22EA (269) | Ink | -0.41 *** | -0.07 *** | -3.58 | ○ |
| | Inh | -2.95 *** | -0.44 *** | -3.85 | ◎ |
| | Inurb | -1.89 ** | -0.46 ** | -2.25 | ● |
| | year | 0.01 | 0.00 | 0.70 | |
| | _cons | -8.36 | -7.70 | -0.33 | |
| Low-middle income 28EA (328) | Ink | -0.22 *** | -0.03 *** | -3.21 | ◎ |
| | Inh | -1.47 *** | -0.22 *** | -4.31 | ● |
| | Inurb | -0.13 | -0.03 | -0.63 | - |
| | year | -0.03 *** | -0.01 *** | -5.09 | |
| | _cons | 58.80 *** | 23.29 *** | 5.38 | |
| Low income 19EA (222) | Ink | -0.14 *** | -0.02 *** | -4.28 | ◎ |
| | Inh | -3.02 *** | -0.45 *** | -4.66 | ● |
| | Inurb | -0.07 | -0.02 | -0.71 | - |
| | year | 0.02 *** | 0.01 *** | 2.89 | |
| | _cons | -25.19 * | -11.47 *** | -2.51 | |

*significant at 10%, **significant at 5%, ***significant at 1%
 ** k: Gross capital formation, h: Human capital index, urb: Urban population
 *** Contribution index: ● most, ◎ medium, ○ least

V. 결론

본 연구의 목적은 도시화로 인해 빈곤이 감소되는지, 아니면 도시화가 빈곤을 확산하는지를 실증데이터를 바탕으로 분석하여 도시화와 빈곤감소의 관계를 검증하는 것이다. 분석범위는 1982년부터 2015년까지 35년간 세계은행의 패널데이터를 이용하여 105개국의 빈곤에 대한 분석을 수행했다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 총자본형성비율과 인적자본지수 변수를 통제한 상태에서 도시화율은 빈곤감소에 유의한 영향을 주었다. 전체 표본 대상과 소득구분에 따른 국가 그룹별 분석결과에서도 도시화가 빈곤인구 비율과 부(-)의 영향관계를 보이며, 도시화는 빈곤인구를 감소시켰다. 위의 결과는 Ravallion(2001)의 선행연구 결과

와 일치하며, 도시인구 증가가 일정규모 이상의 자본을 넘어서는 내생적 발전을 일으키고 외부효과를 발생시킨 결과로 해석할 수 있다.

둘째, 고중소득국에서 도시화율의 영향력은 다른 변수에 비하여 우월하게 높다. 여타 조건이 일정할 때 도시화율 1%의 상승은 빈곤율을 1.10% 감소시킨다. 또한 빈곤불평등 측면에서는 도시화율의 영향력이 0.46%로 인적자본(0.44) 및 총자본형성비율(0.07)보다 빈곤불평등의 감소에 가장 큰 영향력을 보였다. 즉 네 개의 소득그룹 중 고중소득국의 도시화가 절대빈곤인구 수의 감소와 빈곤층의 소득불평등 완화에 가장 영향력이 높았다. 고중소득국에는 다수 신흥 경제성장국이 포함되어 있고 향후 급진적인 도시화가 예상되므로 그에 따른 경제성장 및 빈곤감소의 효과를 기대할 수 있다. 이들 국가가 '성장으로부터의 재분배'라는 과거의 이념에 따라 경제성장만을 추구한다면, 도시화의 기회를 통한 자유로서의 발전과 빈곤감소를 기대만큼 달성할 수 없을 것이다. 따라서 고중소득국에는 도시화가 갖고 있는 빈곤감소의 영향력을 최대한 활용한 도시 전략과 계획이 요구된다.

셋째로 평균 도시화율이 75% 수준인 고소득국의 도시화는 빈곤불평등을 오히려 증가시킨다. 고소득국의 도시화는 빈곤율 및 빈곤격차와 유의한 통계적 결과를 도출하지는 않았지만 계수가 양의 값을 가졌고, 도시화율 1%의 증가가 1.46% 빈곤불평등을 촉진하는 결과를 보였다. 다른 세 개의 소득그룹 모두 도시화와 빈곤이 부(-)의 관계에 있음에 반해, 고소득그룹에서 도시인구의 증가는 양적·질적 부분의 빈곤과 양(+)의 상관관계에 있었다. 상당 수준의 도시화에 다다르고 경제적 고소득국에 해당하는 한국사회가 이 그룹에 해당된다. Florida(2018)는 인재와 경제적 자산의 집중이 일방적이고 불평등한 도시화를 낳는다고 지적하며, 이러한 새로운 도시 위기의 극복을 위해 좀 더 사회 통합적인 도시화를 위한 노력이 필요함을 강조했다. 향후 한국의 도시계획도 개발 중심의 과도한 도시화를 통제하고, 빈곤불평등 격차 해소를 위한 포용적 발전을 고려해야 할 것이다.

본 연구의 의의는 도시가 빈곤을 양산하며 인류 발전을 방해하는 부정적 요소가 아니라, 오히려 빈곤감소를 촉진하는 주요한 요인임을 실증적으로 밝힌 것이다. 1976년 해비타트 I에서는 도시화로 인해 초래된 빈곤을 감소하고 불평등을 완화하며 적정 수준의 주거를 보장하는 정부 책임을 선언하였고, 1996년 해비타트 II에서도 급속한 도시화로 인해 악화되는 정주환경 개선을 촉구하기도 하였다. 심지어 오늘날까지 농촌빈곤율이 도시빈곤율의 3배 정도 많은 통계적 차이로 인해, 도시가 농촌인구를 흡수하여 농촌의 빈곤은 더욱 깊어지고, 도시는 나름대로 인구증가로 인한 슬럼과 무질서가 확산된다고 본다. 그러나 지속가능한 발전목표(SDGs)와 해비타트III의 새로운 도시 의제(New Urban Agenda, NUA)를 기점으로 도시를 인류발전 동력의 기회로 간주하게 됐다(박세훈 외, 2016). 도시화로 인한 도시빈곤의 확산과 도농 간

상대적 불평등이 존재하기는 하지만, 도시화를 통한 지속가능한 성장이 기회로 작용할 수 있다. 실제 연구 분석결과에서 보이듯 1980년대부터 35년간 도시화는 경제성장뿐 아니라 빈곤감소에도 지대한 역할을 했다. 새천년개발목표에서 절대빈곤인구의 수를 절반 이하로 감소시키는 데 도시화의 기여가 분명히 있었고, 앞으로의 과제인 지속가능 발전목표에서 절대빈곤의 완전한 소멸에도 도시화의 역할이 기대된다.

두 번째 연구의 의의는 동 분야 연구가 부족한 국내 학계에 국제 사회의 주요 이슈인 빈곤과 도시화라는 화두를 던짐으로써 관심을 유도하고 연구의 필요성을 제기한 점이다. 국내에서는 발전정책과 빈곤전략의 다수가 농촌개발을 통한 빈곤감소에 초점을 맞추고 있어 도시화와 빈곤문제의 연계성에 대한 관심이 부족한 현실이다. 빈곤 문제에 대한 관점의 차이와 이해부족은 발전을 위한 대외 협력정책과 공적개발원조(Official Development Development, ODA) 재원 배분 등 세부 전략을 상이하게 전개시키고, 원조효과성을 저해할 수 있다. 따라서 본 연구는 도시화와 빈곤의 관계에 대한 인식 제고에 기여하고, 지속가능한 발전을 위한 국가정책과 국제개발협력 등 발전전략 수립에 시사점을 제시할 수 있다. 아울러 본 연구는 각 소득그룹별로 국가가 도시 관리를 어떻게 해야 하는지에 대한 방향성을 제안하고 있다. 따라서 연구 시사점을 바탕으로 향후 도시화와 빈곤감소 간의 긍정적 상호관계 이해에 기반을 둔 보다 활발한 세부 연구가 필요하고, 이는 바람직한 빈곤정책 및 도시계획 수립에 기여할 것이다.

주1. 소득 정도에 따른 국가그룹의 구분은 세계은행 2017년 기준에 따라 1인당 GNI로 나뉘며, 고소득군(H)은 \$12,475 초과, 고중소득군(UM)은 \$4,036 이상 \$12,235 이하, 저중소득군(LM)은 \$1,026 이상 \$4,035 미만, 저소득군(L)은 \$1,025 이하임.

주2. 기초통계분석 중 총자본형성비율의 최솟값이 음수로 나온 것은 1992년 아제르바이잔 데이터로 WDI 자료제공의 특이치로 여겨짐.

주3. 이분산성과 자기상관이 존재하는 패널분석에서, 일반적으로 $N > T$ 일 경우 regress, vce(cluster) 옵션을 쓰고, $N < T$ 일 경우 xtgls 모형을 씀. 그러나 본 연구의 패널데이터는 N 이 105개국이고 T 가 35년으로 N 과 T 가 모두 충분히 크므로 보다 효율적인 추정량을 구할 수 있는 xtgls 모형을 적용함.

주4. psar1: panel-specific AR(1) / 자기상관이 있을 경우 xtregar를 사용하여 자기상관을 제거하기도 하지만, 이분산성이 같이 있을 경우에는 xtgls를 사용하는 것이 보다 효율적이므로 xtgls에 자기상관을 보완하는 옵션을 사용함. (<http://www.sayedhossain.com/panelserial.htm>)

주5. 불안정한 시계열을 변환하는 방법으로 차분안정적과정(DSP)과 추세안정적과정(TSP)이 있는데, DSP는 시계열을 1차 차분하는 것이고, TSP는 시계열을 시간에 회귀하는 것임. 본 연구에서 단위근이 존재하는 변수들은 확정적 추세를 갖고 있으므로 TSP를 적용함(Gujarati and Porter, 2009).

인용문헌 References

- 김기홍, 2015. “수원국의 도시화가 자본과 ODA 생산탄력성에 미치는 영향에 관한 연구”, 서울대학교 공학박사학위논문.
Kim, K.H., 2015. “Study on the Effect of Partner’s Urbanization to Output Elasticity of Capital and ODA”, Doctor’s Degree Dissertation, Seoul National University.
- 김종섭, 2012. “Williamson 가설검정에 의한 중국의 도시화와 경제성장에 관한 연구”, 「국제지역연구」, 16(3): 323-341.
Kim, J.S., 2012. “Urbanization and Economic Growth in China: Test of Williamson’s Hypothesis”, *International Area Studies Review*, 16(3): 323-341.
- 박세훈·김태환·김은란·박미선·김수진·강명구·김세용·노영순·박인권·박준·윤정중·신혜란·조만·최막중, 2016. 「해비타트 III와 한국 도시정책에의 시사점」, 안양: 국토연구원.
Park, S.H., Kim, T.H., Kim, E.R., Park, M.S., Kim, S.J., Kang, M.G., Kim, S.Y., Noh, Y.S., Park, I.K., Park, J., Yoon, J.J., Shin, H.R., Cho, M., and Choi, M.J., 2016. *Habitat III and Its Implication for Urban Policies in Korea*, Anyang: Korea Research Institute for Human Settlements.
- 방설아·강명구, 2018. “개발도상국의 도시빈곤과 KOICA의 도시개발 원조사업에 관한 연구: SDGs를 바탕으로”, 「국제개발협력연구」, 10(4): 55-71.
Bang S.A. and Kang M.G., 2018. “A Study of Urban Poverty in Developing Countries and KOICA Urban Development Aid Projects (Based on SDGs)”, *International Development and Cooperation Review*, 10(4): 55-71.
- Acemoglu, D., Laibson, D., and List, J., 2015. *Economics 2nd Edition*, London: Pearson.
- Alkire, S. and Jahan, S., 2018. *New Global MPI 2018: Aligning with the Sustainable Development Goals*, UNDP Human Development Report Office (HDRO) Occasional Paper, New York: United Nations Development Programme.
- Anand, S. and Sen, A., 1997. *Concepts of Human Development and Poverty: A Multidimensional Perspective*, Human Development Papers, New York: United Nations Development Programme.
- Arouri, M.E.H., Youssef, A.B., and Nguyen, C., 2014. “Does Urbanization Help Poverty Reduction in Rural Area? Evidence from Vietnam”, *PGDA Working Paper*, No. 115, Boston: Program on the Global Demography of Aging at Harvard University.
- Banerjee, A. and Duflo, E., 2012. 「가난한 사람이 더 합리적이다」, 이순희 역, 서울: 생각연구소.
Banerjee, A. and Duflo, E., 2012. *Poor Economics*, Translated by Lee, S.H., Seoul: Thinking-lab.
- Christiaensen, L. and Kanbur, R., 2017. *Secondary Towns and Poverty Reduction: Refocusing the Urbanization Agenda*, Bonn: IZA Institute of Labor Economics.
- Davis, M., 2006. *Planet of Slums*, London and New York: Verso.

12. Florida, R., 2018, 「도시는 왜 불평등한가」, 안중희 역, 서울: 매일경제신문사.
Florida, R., 2018. *The New Urban Crisis: How Our Cities Are Increasing Inequality, Deepening Segregation, and Failing the Middle Class-and What We Can Do about It*, Translated by An, J.H., Seoul: Maeil Business News Korea.
13. Foster, J., Greer, J., and Thorbecke, E., 2010, “The Foster–Greer–Thorbecke (FGT) Poverty Measures: 25 Years Later”, *J Econ Inequal*, 8(4): 491-524.
14. Gujarati, D.N. and Porter, D.C., 2009. 「Gujarati의 계량경제학」, 박완규·홍성표 역, 파주: (주)지필미디어.
Gujarati, D.N. and Porter, D.C., 2009. *Basic Econometrics, 5th Edition*, Translated by Park, W.G. and Hong, S.P., Paju: Jiphil Media.
15. Henderson, J.V., 2003, “The Urbanization Process and Economic Growth: The So-what Question”, *Journal of Economic Growth*, 8(1): 44-71.
16. Imai, K.S., Gaiha, R., and Garbero, A., 2018, *Poverty Reduction during the Rural-Urban Transformation: Rural Development Is Still More Important than Urbanization*, International Fund for Agricultural Development Research Series, No. 22, Rome: International Fund for Agricultural Development.
17. Massimiliano, C. and Carlo, M., 2013. *Does Urbanization Affect Rural Poverty: Evidence from Indian Districts*, Policy Research Working Paper, No. 6338, Washington, D.C.: World Bank.
18. Michael, P.T. and Stephen, C.S., 2015, *Economic Development 12th Edition*, London: Pearson.
19. Murali, M., Cummings, C., Feyertag, J., Gelb, S., Hart, T., Khan, A., Langdown, I., and Lucci, P., 2018, *10 Things to Know about the Impacts of Urbanisation*, London: Overseas Development Institute.
20. Ravallion, M., 2001, “Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages”, *World Development*, 29(11): 1803-1815.
21. Ravallion, M., Chen, S., and Sangraula, P., 2007, “New Evidence on the Urbanization of Global Poverty”, *Population and Development Review*, 33(4): 667-701.
22. Romer, P.M., 1994. “The Origins of Endogenous Growth”, *Journal of Economics*, 8: 3-22.
23. Sachs, J., 2015. 「지속가능한 발전의 시대」, 홍성완 역, 파주: 21세기북스.
Sachs, J., 2015. *The Age of Sustainable Development*, Translated by Hong, S.W., Paju: Book21.
24. Sen, A., 2013. 「자유로서의 발전」, 김원기 역, 서울: 갈라파고스.
Sen, A., 2013. *Development as Freedom*, Translated by Kim, W.G., Seoul: Galapagos.
25. Todaro, M.P. and Smith, S.C., 2016. 「경제발전론 12판」, 김중렬·송치웅·신범철·윤미경 역, 서울: (주)시그마프레스.
Todaro, M.P. and Smith, S.C., 2016. *Economic Development 12th edition*, Translated by Kim, J.R., Song, C.U., Cin, B.C., and Yun, M.K., Seoul: Sigmappress.
26. UN, 2014. *World Urbanization Prospects the 2014 Revision-Highlights*, New York.
27. Williamson, J.G., 1965, “Regional Inequality and the Process of National Development”, *Economic Development and Culture Change*, 13(4): Part 2 (1-84).
28. World Bank, 2008, *World Development Report 2008: Agriculture for Development*, Washington, D.C.
29. World Bank, 2018. *Piecing Together the Poverty Puzzle*, Washington, D.C.
30. Groningen Growth and Development Center, “Penn World Table”, Accessed Jan. 3, 2019. <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>
31. World Bank, “World Development Indicators”, Accessed Nov. 20, 2018. <http://datatopics.worldbank.org/world-development-indicators/stories/as-countries-urbanize-poverty-falls.html>.
32. World Bank, “PovcalNet”, Accessed Apr. 3, 2019. <http://iresearch.worldbank.org/PovcalNet/>.

Date Received 2019-02-02
 Reviewed(1st) 2019-06-04
 Date Revised 2019-09-09
 Reviewed(2nd) 2019-09-29
 Date Accepted 2019-09-29
 Final Received 2019-10-29