

2015~2025년 청년층의 계층이동성 인식 변화와 결정요인: 지역적 맥락과 주관적 계층귀속감을 중심으로

윤정윤¹⁾

요약

본 연구는 2015~2025년 청년층의 세대 내(intragenerational) 계층이동성 인식, 즉 개인이 자신의 생애과정에서 사회경제적 지위를 높일 수 있다고 얼마나 기대하는가의 변화와 그 결정요인을 분석하는 것을 목적으로 하였다. 이를 위해 국가데이터처 사회조사 2015, 2017, 2019, 2021, 2023, 2025년 자료를 통합한 반복횡단 자료를 활용하여 만 19~34세 청년층 34,047명을 대상으로 위계적 순서형 로짓 회귀분석을 실시하였다. 분석 결과, 청년층의 계층이동성 긍정 인식은 2015년 26.02%에서 2025년 37.39%로 상승하는 전반적인 낙관화 추세를 보였으며, 특히 2021년을 기점으로 뚜렷한 반등이 확인되었다. 또한 경제적 기회가 집중된 수도권 청년이 오히려 비수도권 청년보다 계층이동 가능성을 더 낮게 평가하는 역설적 패턴이 나타났으며, 이러한 지역 효과는 사회경제적 자원을 통제한 이후에도 유의하게 유지되었다. 주관적 계층귀속감은 계층이동성 인식과 가장 강력한 통계적 연관성을 보인 변수로 나타났으며, 하층 귀속 청년일수록 계층이동 가능성을 현저히 낮게 인식하였다. 본 연구는 청년층을 독립적 분석 단위로 설정하고 지역권역과 주관적 계층귀속감을 핵심 변수로 포함함으로써, 기존 연구에서 충분히 검토되지 못했던 청년층 계층이동성 인식의 시기적 변화, 지역적 맥락, 주관적 계층위치 인식의 복합적 효과를 실증하였다는 점에서 의의를 지닌다.

주요용어 : 청년층, 계층이동성 인식, 주관적 계층귀속감, 지역권역, 사회조사

1. 서론

계층이동성 인식은 현재 사회경제적 위치에서 출발하여 미래에 더 높은 계층으로 이동할 수 있다고 얼마나 기대하는가에 관한 주관적 평가를 의미하며, 개인이 자신의 생애과정에서 지위를 높일 수 있다고 보는 세대 내(intragenerational) 이동성 인식과 자녀 세대가 부모보다 나은 지위를 얻을 것이라고 보는 세대 간(intergenerational) 이동성 인식으로 구분된다. 본 연구는 전자, 즉 개인 자신의 생애과정에서의 상향이동 가능성에 대한 ‘세대 내 계층이동성’ 인식에 초점을 맞춘다. 이러한 인식은 단순한 심리적 태도에 그치지 않고, 개인의 삶의 만족도, 사회참여 의지, 경제활동 동기와 밀접하게 연관된다는 점에서 중요한 사회과학적 함의를 지닌다. 선행연구에 따르면 계층상승 가능성에 대한 기대가 높을수록 개인은 자신의 삶을 보다 긍정적으로 평가하고, 사회

1) 단독저자: 인제대학교, 연구교수. E-mail: jyyoon@inje.ac.kr

경제적 활동에 대한 의욕 역시 높게 나타난다(노민정, 2021; 최아영, 2022; Kelley & Kelley, 2009; Nunn, 2012). 반대로 계층이동이 어렵다고 인식될수록 개인의 노력 의지와 미래에 대한 기대는 약화될 수 있으며, 이러한 변화는 사회 전반 활력과 지속가능성에도 부정적인 영향을 미칠 수 있다(이용관, 2018; 김형연, 최진욱, 홍지은, 2025). 따라서 계층이동성 인식은 개인적 차원뿐 아니라 사회구조와 정책 환경을 진단하는 지표로서도 중요한 의미를 가진다.

한국 사회에서 계층이동 가능성에 대한 인식은 장기적으로 악화되어 왔다. 국가데이터처의 ‘사회이동 가능성 인식’ 조사에 따르면, 계층이동 가능성을 긍정적으로 평가하는 비율은 2009년 이후 전반적으로 하락하는 추세를 보여 왔으며, 이러한 변화는 한국 사회에서 이른바 ‘계층이동 사다리의 약화’ 또는 ‘사회이동성의 둔화’에 대한 우려를 확산시켰다(김형연, 최진욱, 홍지은, 2025). 특히 청년층은 교육, 취업, 주거, 가족형성 등 생애이행의 핵심 단계에 놓여 있다는 점에서 계층이동성 인식의 변화가 더욱 중요하게 검토될 필요가 있다. 청년층에게 계층이동에 대한 기대는 단순한 미래 전망이 아니라 진로 선택, 노동시장 참여, 소비와 저축, 결혼과 출산 등 생애 전반의 의사결정과 직접적으로 연결되기 때문이다.

최근 한국 사회에서 청년층의 계층이동성을 둘러싼 사회적 논의는 더욱 심화되어 왔다. 2010년대 중반 이후 확산된 ‘금수저·흙수저’ 담론은 부모의 사회경제적 배경이 자녀 세대의 기회를 구조적으로 규정한다는 인식을 대중적으로 확산시키는 계기가 되었다. 이러한 담론의 확산은 청년층 사이에서 노력과 성취보다는 출신 배경과 자산 격차가 사회경제적 위치를 좌우한다는 귀속주의적 인식이 강화되고 있음을 보여준다(최아영, 2022). 여기에 청년실업의 지속, 노동시장 이중구조의 고착화, 주거비용 상승과 자산격차 확대가 중첩되면서, 청년층의 계층상승 기대는 보다 취약한 기반 위에 놓이게 되었다. 이처럼 세대 간 불평등에 대한 담론이 확산되는 가운데, 개인 차원의 세대 내 계층이동 가능성, 즉, 자신이 살아가는 동안 지금보다 높은 계층으로 올라설 수 있다는 기대 역시 함께 약화되었을 가능성이 높다. 이러한 점에서 청년층의 계층이동성 인식은 단순히 특정 세대의 심리적 태도가 아니라, 한국 사회의 기회구조와 불평등이 청년에게 어떻게 인식되고 있는지를 보여주는 핵심 지표라고 할 수 있다.

본 연구가 다루는 2015~2025년은 청년층의 계층이동성 인식에 영향을 미칠 수 있는 사회경제적 변화가 집중된 시기라는 점에서도 주목할 필요가 있다. 2015년 전후는 수저계급론이 청년층 담론의 중심으로 부상한 시기였으며, 이후 소득양극화와 자산 불평등, 청년고용의 불안정성이 지속되면서 계층이동 가능성에 대한 회의적 인식이 확산되었다. 이어 2020년 이후 코로나19 팬데믹은 청년층이 상대적으로 많이 종사하는 서비스업과 불안정 고용 부문에 직접적인 충격을 주었고, 이는 청년의 노동시장 경험과 미래 전망에 상당한 영향을 미쳤다. 한편 2020년 청년기본법 제정과 이후의 청년정책 확대는 청년층을 대상으로 한 제도적 지원의 기반을 강화하는 계기가 되었다. 따라서 2015~2025년은 청년층의 계층이동성 인식이 다양한 사회경제적 변화가 중첩되는 시기에 걸쳐 어떠한 양상을 보이는지를 시계열적으로 검토하기 적절한 시기라 할 수 있다. 다만 반복횟단

자료의 특성상 특정 사건이나 정책의 효과를 직접 식별하는 것은 본 연구의 범위를 넘어선다.

청년층의 계층이동성 인식을 분석할 때 지역적 맥락 역시 중요한 고려 대상이다. 거주 지역은 노동시장 기회와 주거비용 등 객관적 기회구조를 반영할 뿐 아니라, 주거집단을 구성하는 주관적 비교환경으로도 기능하기 때문이다. 그러나 청년층을 대상으로 지역권역을 핵심 설명변수로 설정한 연구는 아직 충분하지 않다.

기존 연구들은 계층이동성 인식의 개념과 영향요인을 밝히는 데 중요한 기여를 해왔지만, 세 가지 한계가 있다. 첫째, 청년층의 계층이동성 인식을 장기간 반복횡단 자료로 분석하여 시계열적 전환점을 포착한 연구가 드물었고, 기존 연구는 전 연령대를 통합하거나 2020년 이전에 한정되어 있어 청년층의 최근 변화 양상을 파악하지 못하였다. 둘째, 지역은 통제변수 수준에서만 다루어져 지역권역 자체의 독립적 효과가 충분히 검토되지 못하였다. 셋째, 주관적 계층귀속감은 계층이동성 인식과 밀접하게 연관된 핵심 인식 변수임에도 계층이동성 인식에 미치는 직접적 효과가 충분히 검토되지 못하였다. 본 연구는 이러한 공백을 메우고자 한다.

이러한 문제의식을 바탕으로 본 연구는 국가데이터처 사회조사 2015, 2017, 2019, 2021, 2023, 2025년 자료를 통합한 반복횡단 자료를 활용하여, 만 19세 이상 34세 이하 청년층 중 34,047명을 대상으로 10년간 계층이동성 인식의 변화와 결정요인을 실증적으로 분석하고자 한다. 구체적인 연구문제는 다음과 같다. 첫째, 2015~2025년 동안 청년층의 계층이동성 인식은 어떠한 시계열적 변화를 보이는가? 둘째, 지역권역에 따라 청년층의 계층이동성 인식은 차이를 보이는가, 그리고 이러한 지역 효과는 사회경제적 자원을 통제한 이후에도 유지되는가? 셋째, 주관적 계층귀속감과 사회경제적 자원은 청년층의 계층이동성 인식에 어떠한 영향을 미치는가?

본 연구는 2015~2025년 장기 반복횡단 자료를 통해 청년층 계층이동성 인식의 시계열적 변화를 파악하고, 지역권역과 주관적 계층귀속감을 핵심 설명변수로 설정하여 기존 연구에서 충분히 검토되지 못한 지역적 맥락과 자기위치 인식의 효과를 실증적으로 분석한다는 점에서 학문적 의의를 지닌다.

2. 이론적 배경

2.1 계층이동성 인식의 개념과 측정

계층이동성 인식은 개인이 현재 자신이 속한 사회경제적 위치를 기준으로 미래에 더 높은 계층으로 이동할 가능성을 어떻게 평가하는가에 관한 주관적 인식을 의미한다. 이는 개인 또는 가족의 실제 계층 위치 변화 여부를 객관적으로 추적하는 계층이동과는 구별되는 개념으로, 사회구조에 대한 평가와 미래 전망, 그리고 개인의 행위 의지와

기대가 결합된 인식 차원이라는 점에서 독자적인 분석 가치를 지닌다(Kelley & Kelley, 2009; 김형연, 최진욱, 홍지은, 2025). 즉, 객관적 계층이동이 실제로 발생했는가의 문제와는 별개로, 개인이 사회 내 기회구조를 어떻게 인식하는가는 그 자체로 중요한 사회과학적 설명 대상이 된다.

계층이동성 인식의 내용적 구분에 관한 선행연구는 크게 두 가지 차원을 제시한다. 첫째, 세대 내 계층이동인식(intragenerational mobility perception)으로, 개인이 자신의 노력과 능력을 통해 현재보다 높은 사회경제적 지위로 상승할 수 있다고 인식하는 정도이다. 둘째, 세대 간 계층이동인식(intergenerational mobility perception)으로, 자신의 자녀 세대가 현 세대보다 더 나은 사회경제적 지위를 획득할 수 있다는 기대를 의미한다(이왕원, 김문조, 최율, 2016; 최아영, 2022). 본 연구가 분석하는 종속변수인 ‘본인 세대 계층이동성 인식’은 전자에 해당하는 세대 내 상향이동인식으로, 개인이 우리 사회에서 노력하면 자신의 사회경제적 지위를 높일 수 있다고 얼마나 인식하는지를 4점 순서형 척도로 측정한 것이다. 다만 이 문항은 응답자 개인의 이동 기대만을 순수하게 측정한다고 보기 어려운 측면이 있다. ‘우리 사회에서 노력하면’이라는 전제는 개인의 기대를 묻는 동시에, 한국 사회의 기회구조가 얼마나 개방적인지에 대한 구조적 평가도 함께 반영하기 때문이다(이왕원, 김문조, 최율, 2016). 즉 본 연구의 종속변수는 좁은 의미의 개인적 이동 기대와 넓은 의미의 기회 개방성 인식의 중간에 위치하는 복합적 지표로 이해할 수 있다. 한편 이 문항은 기회구조의 공정성을 평가하는 공정성 인식과도 개념적으로 인접하나, 공정성 인식이 기회나 결과의 분배가 정당한가에 대한 규범적 판단을 강조하는 반면, 본 문항은 이동 가능성의 크기에 대한 평가적 판단에 초점을 둔다는 점에서 구별된다(장윤선, 한창근, 2025). 이러한 개념적 복잡성은 본 연구의 종속변수를 해석할 때 유념해야 할 사항이다.

2.2 계층이동성 인식의 시계열적 변화: 사회경제적 맥락

계층이동성 인식은 고정된 심리적 속성이 아니라 사회경제적 환경의 변화에 반응하는 동태적 인식이다. 이병훈, 윤정향(2006)은 사회계층의식이 개인, 가구, 사회 차원의 다양한 요인에 의해 형성되고 변화하는 가변적 속성임을 실증하였으며, 계층의식에 영향을 미치는 요인의 구조 역시 시간에 따라 달라질 수 있음을 지적하였다. 이러한 논의는 계층이동성 인식 또한 특정 시점의 정태적 태도로 파악하기보다, 사회변동과 역사적 맥락 속에서 변화하는 인식으로 이해해야 함을 시사한다.

이왕원, 김문조, 최율(2016)은 연령-기간-코호트(APC) 분석을 통해 세대 내 상향이동의식에는 연령효과와 기간효과가, 세대 간 상향이동의식에는 코호트효과가 작용한다는 점을 보여주었다. 이는 계층이동성 인식이 단지 개인의 사회경제적 속성만으로 결정되는 것이 아니라, 특정 시기와 세대가 경험한 역사적 조건의 영향을 함께 받는다는 사실을 의미한다. 다시 말해, 계층이동성 인식은 개인적 기대이면서 동시에 시대적 경험이 축적된 사회적 인식이기도 하다.

실제로 한국 사회에서는 2000년대 이후 세대 내 계층이동 가능성에 대한 비판적 인식이 전반적으로 확대되어 왔다. 홍지은, 최진욱(2024)은 사회조사와 관련 자료를 분석하여 사회경제적 지위 향상에 대한 기대가 시기에 따라 달라지는 양상을 추적하고, 소득수준, 고용형태, 자산과 같은 물질적 조건의 변화가 이동 기대의 변동과 밀접하게 연관되어 있음을 밝혔다. 이용관(2018)의 연구 역시 2013년과 2017년 사이에 저소득 청년층의 계층이동 가능성 인식이 뚜렷하게 하락하고, 부모의 소득과 자산의 영향력이 상대적으로 강화되는 경향을 보여주었다. 또한 김형연, 최진욱, 홍지은(2025)은 개인의 사회경제적 지위 향상 가능성에 대한 긍정적 평가가 2009년 이후 전반적으로 약화되었다고 보고하였다. 이는 소득양극화의 심화, 부동산 자산 집중, 노동시장 이중구조와 같은 구조적 불평등이 계층이동 기대의 기반을 약화시켜 왔음을 시사한다.

그러나 이러한 장기 추세가 모든 세대와 집단에 동일하게 나타난다고 보기는 어렵다. 전 연령대를 대상으로 한 장기 비관화 추세 속에서도 청년층은 노동시장 진입, 교육 투자, 주거형성, 가족형성과 같은 생애이행의 특수한 조건 속에서 상이한 궤적을 보일 가능성이 있다. 특히 2015~2025년은 청년층의 계층이동성 인식에 영향을 미칠 수 있는 사회경제적 충격과 제도 변화가 중첩된 시기였다는 점에서, 해당 기간의 청년층 인식 변화를 별도로 검토할 필요가 있다. 따라서 청년층의 계층이동성 인식을 장기 시계열 속에서 분석하는 것은 한국 사회의 기회구조 변화가 청년 세대에게 어떠한 방식으로 인식되고 있는지를 파악하는 데 중요한 의미를 가진다.

2.3 계층이동성 인식의 지역적 맥락

계층이동성 인식은 개인의 능력, 학력, 고용상태와 같은 개인 수준의 자원만으로 설명되기 어렵다. 개인이 속한 지역이 제공하는 노동시장 기회, 산업구조, 주거비용, 경쟁 환경, 불평등 수준 역시 계층이동 가능성에 대한 평가에 중요한 영향을 미친다. 지역에 따라 이용 가능한 일자리의 규모와 질이 다르고, 주거 및 생활비 부담의 수준이 상이하며, 사회적 기회에 대한 접근성도 차이를 보이기 때문이다. 따라서 동일한 인적 자원과 사회경제적 배경을 가진 개인이라 하더라도, 어느 지역에 거주하느냐에 따라 계층이동의 실질적 기회와 그에 대한 주관적 평가는 달라질 수 있다.

지역의 효과는 단순히 객관적 기회구조의 차이에만 한정되지 않는다. 계층에 대한 인식은 본질적으로 상대적 비교를 통해 형성되므로, 개인이 어떤 지역사회에 속해 있고 누구를 일상적 비교 준거로 삼는가도 중요하다(Jackman & Jackman, 1983; 이용관, 2018). 다시 말해, 지역은 객관적 자원 분포의 차이를 반영하는 동시에, 주관적 비교 환경을 구성하는 사회심리적 맥락으로 기능한다. 준거 집단 이론(reference group theory)에 따르면, 개인의 만족감과 기대는 자신이 처한 절대적 조건이 아니라 어떤 집단을 비교 대상으로 삼는가에 따라 결정적으로 달라진다(Merton, 1968). Runciman(1996)은 이를 상대적 박탈(relative deprivation) 개념으로 체계화하여, 동일한 객관적 조건에

처해 있더라도 비교 준거 집단이 다르면 박탈감과 기대 수준이 체계적으로 달라짐을 이론화하였다. 이 논의를 계층이동성 인식에 적용하면, 개인이 사회이동 가능성을 어떻게 평가하는가는 자신이 보유한 자원의 절대적 크기보다, 일상적으로 비교하는 주변 환경이 어떻게 구성되어 있는가에 의해 더 크게 좌우될 수 있다. 즉, 지역은 객관적 자원 분포의 차이를 반영하는 동시에, 개인이 계층 위치와 이동 가능성을 평가하는 주관적 비교환경을 구성하는 사회심리적 맥락으로 기능한다.

송하나, 이명진, 최선헌(2013)은 지역 규모에 따라 객관적 계급위치와 주관적 계층 의식 간의 불일치 양상이 달라짐을 보여주었는데, 중·소도시 거주자는 대도시와의 상대적 생활수준 격차로 인해 박탈감을 느끼며 계층의식을 낮게 인식하는 경향이 있음을 확인하였다. 이는 이병훈, 윤정향(2006)이 확인한 지역별 생활 여건의 차이가 계층의식 형성에 차별적인 영향을 미친다는 논의와도 맥을 같이한다. 반면, 이은우(2016)는 사회조사 자료 분석을 통해 다른 조건이 동일할 때 농촌 거주자가 도시 거주자보다 계층귀속감을 높게 인식하는 경향이 있음을 보고하였는데, 이는 불평등의 가시성과 비교 환경의 차이가 계층인식에 영향을 미친다는 점을 시사한다.

이와 관련하여 장윤선, 한창근(2025)은 기회 공정성 인식의 잠재유형 분석을 통해 수도권 거주자가 전반적으로 낮은 공정성 인식을 가질 가능성이 높다고 하였다. 이는 수도권이 기회와 자원이 집중된 공간이면서도 동시에 경쟁과 불평등이 더욱 치열하고 가시적으로 경험되는 공간이라는 점을 시사한다. 반대로 비수도권에서는 절대적 자원 수준이 낮더라도 비교 준거가 되는 지역 환경의 차이로 인해 계층이동 가능성을 상대적으로 다르게 평가할 가능성이 있다. 결국 지역은 단순한 배경변수가 아니라, 계층이동성 인식을 구성하는 독립적 맥락변수로 이해될 필요가 있다. 이러한 점에서 청년층의 계층이동성 인식을 분석할 때 지역권역을 핵심 설명변수로 포함하는 것은 충분한 이론적 정당성을 가진다.

2.4 계층귀속감과 사회경제적 자원의 효과

계층이동성 인식의 결정요인에 관한 선행연구들은 크게 주관적 계층귀속감과 객관적 사회경제적 자원에 주목해왔다. 두 요인은 상호 연관되어 있으나, 계층이동성 인식에 작용하는 방식과 경로는 구별될 필요가 있다.

먼저 주관적 계층귀속감은 개인이 스스로를 사회계층 구조의 어느 위치에 있다고 인식하는가를 의미하며, 계층이동성 인식과 개념적으로 구별되면서도 밀접하게 연관된 변수이다. 김병조(2000)는 주관적 계층귀속의식이 학력, 소득, 직업과 같은 객관적 지위지표뿐 아니라 소득, 재산, 문화생활, 사회적 지위에 대한 주관적 평가에 의해서도 결정된다고 보았다. 이왕원, 김문조, 최율(2016)은 계층귀속감과 상향이동 의식이 서로 다른 구조를 지니며 구분하여 분석할 필요가 있음을 강조하였다. 이는 현재 자신이 어느 계층에 속한다고 인식하는가가 미래에 상승할 수 있다고 기대하는가와 동일한

개념이 아님을 의미한다. 그럼에도 불구하고 현재의 계층 위치에 대한 인식은 미래 이동 가능성에 대한 심리적 출발점으로 작용할 가능성이 높다. 실제로 최아영(2022)은 계층귀속감이 낮을수록 계층상승 가능성에 대한 인식 또한 비판적으로 나타나는 경향을 보고하였다.

주관적 계층귀속감은 단순히 현재의 경제적 위치를 반영하는 것이 아니라, 개인의 누적된 사회 경험과 원가족 배경이 반영된 복합적 인식이라는 점에서도 중요하다(Lundberg & Kristenson, 2008; 정윤탈, 2018; 서광민, 2009; 조동기, 2006; Vanneman & Cannon, 1987). 이희정(2018)은 청년층의 주관적 계층귀속감이 전반적으로 하향화되는 경향을 확인하였고, 이러한 변화가 공정성 인식과도 밀접하게 연관된다고 보았다. 또한 이병훈, 윤정향(2006)과 송한나, 이명진, 최섯별(2013)은 부모의 교육수준과 직업위세가 개인의 현재 사회경제적 특성 못지않게 계층귀속감 형성에 중요한 영향을 미친다고 지적하였다. 이는 주관적 계층귀속감이 단순한 현재 상태의 반영이 아니라, 가족배경과 사회 경험이 누적된 결과라는 점을 보여준다. 따라서 주관적 계층귀속감을 계층이동성 인식의 주요 독립변수로 설정하는 것은 현재의 자기위치 인식이 미래 전망에 미치는 효과를 파악한다는 점에서 중요한 이론적 의미를 가진다.

객관적 사회경제적 자원 역시 계층이동성 인식에 영향을 미치는 중요한 요인이다. 그중에서도 교육은 가장 핵심적인 변수로 논의되어 왔다. 일반적으로 교육수준이 높을수록 노동시장에서의 경쟁력과 사회경제적 기회가 확대되므로 계층상승 가능성에 대한 기대도 높아질 것이라는 관점이 우세하다(이연경, 이승중, 2017; 이왕원, 김문조, 최윤, 2016). 그러나 2020년대 이후의 최근 연구에서는 이러한 관계가 단선적이지 않음을 보여준다. 김형연, 최진욱, 홍지은(2025)은 대졸 이상 학력이 오히려 계층상승 가능성에 대한 낙관적 평가를 약화시키는 결과를 보고하였는데, 이는 고등교육이 더 이상 안정적인 계층상승의 경로로 기능하지 못한다는 인식과 기대-현실 간 괴리가 반영된 결과로 해석할 수 있다. 한국 사회에서 교육이 계층의식의 핵심 결정요인으로 작용해 온 역사적 맥락을 고려하면, 이러한 변화는 교육 팽창과 자격 인플레이션이 심화된 현실을 반영하는 것으로 볼 수 있다.

경제활동 여부 역시 청년층의 계층이동성 인식에 영향을 미칠 가능성이 있는 변수이다. 취업 상태에 있는 청년은 노동시장에 실제로 진입하여 소득, 고용안정성, 승진기회, 직업위세 등을 경험한다는 점에서 계층상승 가능성을 보다 현실적으로 평가할 수 있다(Vanneman & Pampel, 1977). 반면 미취업 상태의 청년은 아직 노동시장에 본격적으로 진입하지 않았거나 불안정한 이행 상태에 머물러 있어, 계층이동 가능성에 대한 기대와 현실 인식이 서로 다르게 작용할 수 있다(이용관, 2018). 따라서 청년층의 계층이동성 인식을 설명할 때, 교육수준과 더불어 경제활동 여부를 함께 고려하는 것은 중요한 의미를 가진다.

이상의 선행연구 검토를 종합하면, 청년층의 계층이동성 인식은 시기적 맥락(거시), 지역적 비교환경(중범위), 주관적 계층귀속감(미시)이 중층적으로 결합하여 형성된다.

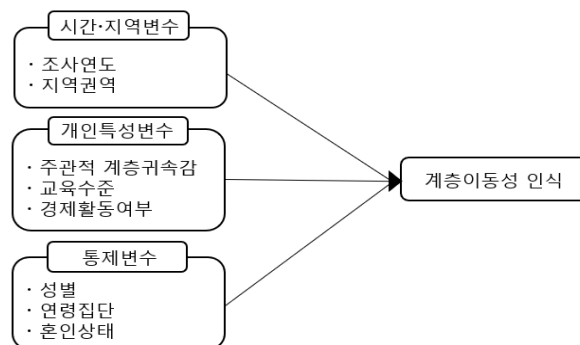
이 세 차원을 함께 분석하는 것은 단순한 변수 추가가 아니라, 계층이동성 인식의 형성 과정을 통합적으로 이해하기 위한 이론적 선택이며, 본 연구는 이를 바탕으로 조사연도, 지역권역, 주관적 계층귀속감, 사회경제적 자원이 청년층의 계층이동성 인식에 미치는 영향을 실증적으로 검증하고자 한다.

3. 연구방법

3.1 연구모형

본 연구의 연구모형은 <그림 3.1>과 같다. 2015~2025년 청년층의 계층이동성 인식을 종속변수로 설정하고, 이에 영향을 미치는 요인을 시간·지역 차원, 주관적 계층귀속감과 사회경제적 자원의 개인 차원, 그리고 인구사회학적 특성의 통제 차원으로 구분하여 분석하였다.

<그림 3.1> 연구모형



먼저 시간·지역 차원의 변수로는 조사연도와 지역권역을 포함하였다. 조사연도는 2015, 2017, 2019, 2021, 2023, 2025년의 6개 시점으로 구성되며, 청년층의 계층이동성 인식이 10년간 어떠한 추세와 변화를 보였는지를 파악하기 위한 변수이다. 지역권역은 수도권, 충청권, 호남권, 대경권, 동남권, 강원·제주권의 6개 권역으로 구분하였다. 지역은 노동시장 구조, 주거비용, 사회경제적 기회의 분포 등 객관적 조건의 차이를 반영할 뿐 아니라, 개인이 일상적으로 비교하는 사회적 준거환경을 구성한다는 점에서 지역은 계층이동성 인식에 독립적인 영향을 미칠 수 있다(이용관, 2018; Jackman & Jackman, 1983). 이에 본 연구는 지역권역을 단순한 통제변수가 아니라 핵심 설명변수로 설정하여 그 효과를 검토하고자 하였다.

개인 차원의 주요 설명변수로는 주관적 계층귀속감, 교육수준, 경제활동 여부를 포함

하였다. 주관적 계층귀속감은 개인이 자신의 현재 사회경제적 위치를 어떻게 인식하는지를 보여주는 변수로, 계층이동성 인식의 심리적 출발점으로 기능한다는 선행연구의 논의에 근거하여 핵심 독립변수로 포함하였다(이왕원, 김문조, 최율, 2016; 최아영, 2022). 교육수준과 경제활동 여부는 개인이 보유한 객관적 사회경제적 자원을 대표하는 변수로, 계층이동의 실질적 기회와 미래 전망 형성에 중요한 영향을 미칠 수 있다는 선행연구(이용관, 2018; 김형연, 최진욱, 홍지은, 2025)의 논의에 근거하여 포함하였다. 성별, 연령집단, 혼인상태는 통제변수로 설정하였다. 이들 변수는 청년층 내부의 생애 이행 경험과 사회적 위치의 차이를 반영하며, 계층이동성 인식과 관련된 가능성이 있는 인구사회학적 특성으로 기존 연구(이용관, 2018; 이왕원, 김문조, 최율, 2016)에서도 중요하게 다루어져 왔다. 이러한 변수들을 함께 포함함으로써 조사연도, 지역권역, 주관적 계층귀속감, 사회경제적 자원의 효과를 보다 엄밀하게 추정하고자 하였다.

3.2 분석자료 및 대상

본 연구는 국가데이터처 사회조사 원자료를 활용하여 청년층의 계층이동성 인식 변화와 결정요인을 분석하였다. 사회조사는 국민의 사회적 관심사와 삶의 질에 관한 인식을 파악하기 위해 매년 실시되는 국가승인통계로, 본 연구에서는 복지, 사회참여, 문화와 여가, 소득과 소비, 노동 영역을 공통적으로 포함하는 2015, 2017, 2019, 2021, 2023, 2025년 자료를 활용하였다. 이들 연도는 계층이동성 인식과 관련된 핵심 문항과 조사 영역이 동일하게 유지되어, 청년층 인식의 시계열적 변화를 비교·분석하는 데 적합하다.

분석대상은 청년기본법(2020) 제3조 제1항에 따라, 각 연도 자료에서 만 19세 기준 19세 이상 34세 이하에 해당하는 청년층으로 한정하였다. 청년기본법은 국가 수준에서 법률적으로 청년을 정의한 기준이며, 국가데이터처를 포함한 주요 국가기관의 청년 관련 통계 산출 기준과도 일치한다. 일부 기초자치단체에서 청년 연령 상한을 39세 또는 그 이상으로 상향한 사례가 있으나, 이는 지역 청년 유치라는 정책적 목적에 따른 것으로 생애이행 단계를 기준으로 한 개념적 정의와는 구별된다. 이에 따라 각 연도별 자료에서 해당 연령대 응답자만을 추출한 후, 연도별 자료를 통합하여 반복횡단자료 형태로 구축하였다. 6개 연도를 통합한 전체 표본 수는 총 34,058명이었다. 이후 종속변수와 주요 설명변수의 결측 사례를 제외한 결과, 최종 분석대상은 34,047명이었다. 연도별 최종 표본 수는 2015년 6,650명, 2017년 6,273명, 2019년 5,648명, 2021년 5,675명, 2023년 5,136명, 2025년 4,665명이다.

본 연구는 사회조사 자료의 표본설계를 고려하여 가구원 가중값을 적용하였다. 이에 따라 기술통계 분석에서는 원자료 기준 빈도와 가중치 반영 비율을 함께 제시하였으며, 회귀분석에서도 가구원 가중값을 적용하여 청년층의 계층이동성 인식 변화와 결정요인을 분석하였다. 이를 통해 단순한 표본 분포를 넘어서 모집단을 보다 적절하게 반영한 추정 결과를 제시하고자 하였다.

3.3 분석변수

본 연구의 종속변수는 청년층의 계층이동성 인식이며, 설명변수는 조사연도, 지역권역, 주관적 계층귀속감, 교육수준, 경제활동 여부, 성별, 연령집단, 혼인상태로 구성하였다. 이 중 조사연도, 지역권역, 주관적 계층귀속감은 주요 설명변수이며, 성별, 연령집단, 혼인상태는 통제변수로 활용하였다. 주요 분석변수의 조작적 정의는 <표 3.1>에 제시하였다.

<표 3.1> 변수의 조작적 정의

구분		측정변수	조작적 정의	척도
종속변수		계층이동성 인식	1=매우 낮다, 2=비교적 낮다, 3=비교적 높다, 4=매우 높다	4점 순서형
독립변수	시간·지역변수	조사연도	2015, 2017, 2019, 2021, 2023, 2025	더미
		지역권역	1=수도권(서울·인천·경기), 2=충청권(대전·세종·충북·충남), 3=호남권(광주·전북·전남), 4=대경권(대구·경북), 5=동남권(부산·울산·경남), 6=강원·제주권(강원·제주)	6범주 더미
	개인 특성	주관적 계층귀속감	1=상층(상상·상하), 2=중층(중상·중하), 3=하층(하상·하하)	3범주 더미
		교육수준	1=고졸 이하, 2=전문대·대학, 3=대학원 이상	3범주 더미
		경제활동 여부	0=미취업, 1=취업	이분형
통제변수		성별	0=남성, 1=여성	이분형
		연령집단	1=19~24세, 2=25~29세, 3=30~34세	3범주 더미
		혼인상태	0=미혼, 1=유배우·기타	이분형

종속변수는 본인 세대의 계층이동성 인식으로, 응답자가 자신의 세대에서 사회경제적 지위가 상승할 가능성을 어떻게 인식하는지를 나타내는 문항을 활용하였다. 본 연구에서 활용한 문항은 6개 연도에 걸쳐 동일한 문항 표현, 응답 범주, 조사 방식으로 반복 측정된 것으로, 시계열 비교를 위한 형식적 동일성은 확보되어 있으나, 사회경제적 맥락의 변화에 따라 동일 문항에 대한 응답의 의미가 시기에 따라 달라질 가능성을 완전히 배제하기는 어렵다는 점을 유념할 필요가 있다. 원문항의 응답범주는 ‘매우 높다’, ‘비교적 높다’, ‘비교적 낮다’, ‘매우 낮다’, ‘모르겠다’로 구성되어 있다. 본 연구에서는 ‘모르겠다’ 응답을 결측처리하고, 값이 클수록 계층이동성 인식을 더 긍정적으로 나타내도록 재코딩하여 1=매우 낮다, 2=비교적 낮다, 3=비교적 높다, 4=매우 높다는 순서형 변수로 구성하였다. 이 문항은 응답자 개인의 이동 기대와 함께 사회의 기회구조

개방성에 대한 평가를 복합적으로 반영하는 지표로, 이러한 개념적 특성을 고려하여 결과를 해석할 필요가 있다(이왕원, 김문조, 최윌, 2016).

핵심 설명변수 중 조사연도는 2015, 2017, 2019, 2021, 2023, 2025년으로 구분하여 청년층의 계층이동성 인식의 시기별 변화를 파악하고자 하였다. 지역권역 변수는 원자료의 행정구역 시도코드를 활용하여 수도권, 충청권, 호남권, 대경권, 동남권, 강원·제주권의 6개 권역으로 재구성하였다. 이는 개별 시도 단위의 차이를 넘어 보다 구조적인 지역 맥락을 파악하기 위한 것이다. 주관적 계층귀속감은 응답자가 현재 자신의 사회경제적 위치를 어떻게 인식하는지를 나타내는 변수로, 원자료의 세분화된 계층의식 범주를 상층, 중층, 하층의 3범주로 재구성하였다. 구체적으로 상상·상하를 상층, 중상·중하를 중층, 하상·하하를 하층으로 통합하였다. 이러한 범주 재구성은 응답 분포와 해석 가능성을 함께 고려한 것으로, 상상·상하는 모두 상위 계층 귀속, 중상·중하는 모두 중간 계층 귀속, 하상·하하는 모두 하위 계층 귀속이라는 점에서 개념적으로 동질적인 집단으로 볼 수 있다. 특히 상층(상상, 중상, 하상)에 해당하는 응답자 비율이 매우 낮아 세부 범주를 유지할 경우 통계적 추정의 불안정성이 높아질 수 있다는 점도 고려하였으며, 선행연구에서도 동일한 방식의 범주 재구성이 널리 활용되고 있다(이왕원, 김문조, 최윌, 2016; 이병훈, 윤정향, 2006; 윤인진, 김상돈, 2008; 서광민 2009; 이은우, 2016; 송한나, 이명진, 최셋별, 2013).

사회경제적 자원 변수로는 교육수준과 경제활동 여부를 포함하였다. 교육수준은 최종학력 정보를 바탕으로 고졸 이하, 전문대·대학, 대학원 이상의 3범주로 재구성하였다. 이러한 3범주 구분은 한국 청년층의 실제 학력 분포와 노동시장에서의 질적 분기점을 반영한 것이다. 한국 사회에서 전문대·대학 졸업은 이미 보편화된 학력 수준으로, 고졸 이하 집단과 전문대·대학 집단, 그리고 대학원 이상 집단은 노동시장 진입 경로, 기대 임금 수준, 직업 안정성 측면에서 실질적으로 구별되는 집단으로 볼 수 있다(김형연 외, 2025). 경제활동 여부는 경제활동 상태 관련 변수를 활용하여 취업=1, 미취업=0으로 재코딩하였다. 여기서 미취업에는 실업 및 비경제활동 상태를 포함하였다. 이를 통해 현재 노동시장 진입 여부가 계층이동성 인식에 미치는 영향을 검토하고자 하였다. 청년층은 경력 형성의 초기 단계에 있어 노동시장 진입 자체가 핵심적인 생애이행 과제이므로, 취업 여부라는 이분적 구분이 고용 형태나 직업의 질보다 계층이동성 인식의 차이를 설명하는 보다 근본적인 분기점으로 기능할 수 있다(이용관, 2018). 또한 청년층은 경력 초기 단계의 특성상 고용 형태가 빈번하게 변화하여 세분화된 분류가 오히려 측정의 불안정성을 높일 수 있다는 점도 고려하였다.

통제변수로는 성별, 연령집단, 혼인상태를 포함하였다. 성별은 남성=0, 여성=1로 재코딩하였다. 연령은 만 연령을 기준으로 만 19~24세, 25~29세, 30~34세의 3개 집단으로 구분하였다. 이는 청년층 내부에서도 생애이행 단계에 따라 계층이동성 인식이 달라질 가능성을 고려한 것이다. 혼인상태는 미혼=0, 유배우·기타=1로 재구성하였으며, 유배우·기타에는 배우자 있음, 별거, 이혼, 사별 등을 포함하였다.

이와 같은 변수 구성은 청년층의 계층이동성 인식이 단순한 개인 배경의 산물이 아니라, 시기 변화, 지역적 맥락, 현재 자신의 계층위치에 대한 주관적 인식, 교육 및 노동시장 참여와 같은 사회경제적 자원, 그리고 생애이행 과정의 영향을 함께 받는다는 문제의식에 기초한다.

3.4 분석방법

본 연구는 분석 목적에 따라 기술통계 분석과 순서형 로짓 회귀분석(ordered logistic regression)을 순차적으로 실시하였다. 분석에는 Stata 17.0을 사용하였으며, 사회조사의 복합표본 설계를 반영하여 가구원 가중값을 적용하였다.

분석은 다음과 같은 절차로 수행하였다. 첫째, 기술통계 분석에서는 청년층의 계층이동성 인식 분포를 연도별·권역별·집단별로 파악하기 위해 빈도와 비율을 산출하였다. 특히 계층이동성 인식의 시계열 변화와 집단 간 차이를 보다 직관적으로 제시하기 위해, 4점 순서형 척도의 상위 두 범주인 ‘비교적 높다’, ‘매우 높다’를 긍정 인식으로, 하위 두 범주인 ‘비교적 낮다’, ‘매우 낮다’를 부정 인식으로 통합한 이분형 지표를 함께 활용하였다.

둘째, 청년층의 계층이동성 인식에 영향을 미치는 요인을 검토하기 위해 순서형 로짓 회귀분석을 실시하였다. 순서형 로짓 모형은 종속변수가 순서를 지닌 범주형 변수일 때 적합한 분석방법으로(Long, 1997), 각 범주 이하에 속할 누적확률의 로그오즈를 추정한다. 본 연구의 종속변수인 계층이동성 인식이 4점 순서형 척도로 측정되었으므로, 이러한 자료의 특성을 반영하기 위해 순서형 로짓 모형을 적용하였다. 모형의 추정 결과는 오즈비(Odds Ratio)로 제시하였으며, 오즈비가 1보다 크면 해당 변수가 계층이동성 인식을 보다 긍정적으로 평가할 가능성을 높이는 방향으로 작용함을 의미한다.

순서형 로짓 모형의 적용을 위해서는 비례오즈 가정, 즉 모든 경계에서 설명변수의 효과가 일정하다는 가정이 충족되어야 한다. 본 연구에서는 Brant 검정을 실시한 결과, 비례오즈 가정을 크게 위반하지 않는 것으로 나타났다($\chi^2=43.57$, $df=38$, $p=.369$). 변수 투입은 연구문제에 따라 위계적 방식으로 구성하였다. 모형 1은 조사연도만 투입하여 청년층 계층이동성 인식의 시계열적 변화 방향과 크기를 우선 확인하였다. 다만 반복 횟단 자료에서 조사연도 더미의 계수는 순수한 시기 효과(period effect)라기보다 연령 효과, 코호트 효과, 표본 구성의 변화가 결합된 결과일 수 있으므로, 이를 시기적 변화의 방향과 크기를 탐색하는 기술적 지표로 해석하는 것이 적절하다. 모형 2는 지역권역 변수를 추가하여 연도 효과를 통제한 상태에서 지역 간 차이를 검토하였다. 모형 3은 성별, 연령집단, 혼인상태 등 인구사회학적 특성을 추가하여 지역 효과가 개인의 기본 특성을 통제한 이후에도 유지되는지를 확인하였다. 모형 4는 주관적 계층귀속감, 교육 수준, 경제활동 여부를 포함한 최종 모형으로, 사회경제적 자원을 함께 고려한 상태에서 각 변수의 독립적 효과를 검토하였다. 이러한 단계적 모형 구성은 시간적 변화, 지역적 맥락, 개인의 인구사회학적 특성, 사회경제적 자원의 효과를 순차적으로 확인하기 위한 것이다. 모형의 적합도는 McFadden의 Pseudo R^2 와 Wald χ^2 통계량으로 평가하였으며,

표준오차는 robust 방식으로 산출하였다. 이를 통해 분산 추정치의 불안정 가능성을 완화하고 보다 안정적인 추정치를 제시하고자 하였다.

4. 연구결과

4.1 연구대상 청년층의 일반적 특성

본 연구는 국가데이터처 사회조사 2015, 2017, 2019, 2021, 2023, 2025년 자료를 통합하여 만든 19~34세 청년층 총 34,047명을 분석대상으로 하였다. <표 4.1>은 연구대상의 일반적 특성을 제시한 것이다. 조사연도별 표본은 2015년 6,650명(17.31%)에서 2025년 4,665명(15.90%)으로 연도에 따라 소폭 감소하는 양상을 보이나, 전체적으로 연도별 비율이 약 16~17% 수준으로 고르게 분포되어 있어 반복횟단 분석에 적합한 구조이다.

성별은 남성 51.68%, 여성 48.32%로 비교적 균등하며, 연령집단은 19~24세(32.83%), 25~29세(33.38%), 30~34세(33.79%)의 세 집단이 각각 약 33% 내외로 고르게 분포되어 있다. 혼인상태는 미혼이 76.23%로 다수를 차지하며, 교육수준은 전문대·대학 졸업이 78.23%로 가장 높은 비율을 나타낸다. 경제활동 여부는 취업 62.53%, 미취업 37.47%이며, 주관적 계층귀속감은 중층이 63.54%로 가장 많고, 하층 33.63%, 상층 2.83% 순이다. 지역권역별로는 수도권이 54.80%로 과반수를 차지하며, 이는 실제 청년 인구의 수도권 집중 현상을 반영한 결과라 볼 수 있다.

<표 4.1> 연구대상 청년층의 일반적 특성

변수	구분	빈도(명)	비율(%)
조사연도	2015년	6,650	17.31
	2017년	6,273	17.37
	2019년	5,648	16.97
	2021년	5,675	16.38
	2023년	5,136	16.07
	2025년	4,665	15.90
성별	남성	17,019	51.68
	여성	17,028	48.32
연령집단	19~24세	11,315	32.83
	25~29세	10,951	33.38
	30~34세	11,781	33.79
혼인상태	미혼	25,406	76.23
	유배우·기타	8,641	23.77
교육수준	고졸 이하	5,754	16.56
	전문대·대학	26,656	78.23
	대학원 이상	1,637	5.21

<표 4.1> 연구대상 청년층의 일반적 특성 (계속)

변수	구분	빈도(명)	비율(%)
경제활동 여부	미취업	13,187	37.47
	취업	20,860	62.53
주관적 계층귀속감	상층	829	2.83
	중층	21,756	63.54
	하층	11,462	33.63
지역권역	수도권	11,694	54.80
	충청권	6,430	10.73
	호남권	4,582	8.57
	대경권	3,453	8.72
	동남권	5,382	13.66
	강원·제주권	2,506	3.52
합계		34,047	100.00

주: 빈도(명)는 원자료 기준 빈도이며, 비율(%)은 가구원 가중값을 반영함

4.2 연도별 청년층의 계층이동성 인식 변화

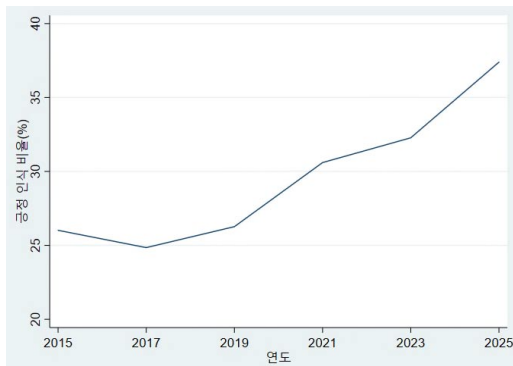
<표 4.2>와 <그림 4.1>, <그림 4.2>는 2015년부터 2025년까지 청년층의 계층이동성 인식 분포와 긍정 인식 비율의 변화를 나타낸 것이다. 전체 분석 기간에 걸쳐 부정 인식(‘낮다’, ‘매우 낮다’)이 다수를 차지하는 가운데, 긍정 인식 비율은 2015년 26.02%에서 2025년 37.39%로 약 11.4%포인트 상승하였다. 이는 10년간 청년층의 계층이동 가능성에 대한 인식이 완만하지만 지속적으로 낙관화되고 있음을 시사한다. 시기별로 살펴보면, 2015년에서 2019년 사이에는 긍정 인식 비율이 26% 내외에서 정체하는 양상을 보였다. 그러나 2021년(30.60%)을 기점으로 긍정 인식이 30%를 넘어서며 뚜렷한 상승 전환이 이루어졌고, 2023년(32.27%), 2025년(37.39%)으로 상승세가 지속되었다. 이는 코로나19 전후의 사회경제적 변화, 청년 정책 환경의 변화 등 동시기 맥락과 관련될 가능성이 있다. 다만 반복횡단 자료에서 관찰된 연도별 차이는 순수한 시기 효과 외에 표본을 구성하는 청년층의 연령 분포나 코호트 구성의 변화가 함께 반영된 결과일 수 있다. 또한 반복횡단 자료의 특성상 특정 시기의 사건이나 정책의 효과를 인과적으로 식별하는 것은 어려우며, 이러한 맥락 요인과의 연관성은 향후 연구에서 보다 엄밀하게 검토될 필요가 있다.

응답 범주별로 보면, ‘매우 낮다’의 비율은 2015년 23.93%에서 2025년 16.94%로 감소한 반면, ‘높다’는 23.02%에서 32.39%로, ‘매우 높다’는 3.00%에서 5.00%로 증가하였다. 전반적으로 부정 인식의 강도가 완화되면서 중간 이상의 긍정 인식으로 이동하는 분포 변화가 관찰된다.

<표 4.2> 연도별 청년층의 계층이동성 인식 분포(단위: %)

구분	2015	2017	2019	2021	2023	2025
매우 낮다	23.93	23.17	24.29	24.04	19.20	16.94
낮다	50.05	51.99	49.44	45.36	48.52	45.67
높다	23.02	21.49	23.15	27.20	28.07	32.39
매우 높다	3.00	3.35	3.12	3.40	4.20	5.00
합계	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
긍정 인식 비율	26.02	24.85	26.27	30.60	32.27	37.39

주: 값은 가구원 가중값을 반영한 비율(%)임. 긍정 인식 비율은 '비교적 높다'와 '매우 높다' 응답의 합임. 비율(%)의 합은 반올림으로 인해 100.0과 일치하지 않을 수 있음

<그림 4.1> 연도별 청년층의 계층이동성
긍정 인식 비율 추이<그림 4.2> 연도별 청년층의 계층이동성
인식 분포 변화

4.3 지역권역별 청년층의 계층이동성 인식 차이

<표 4.3>과 <그림 4.3>은 지역권역별 계층이동성 인식 분포와 긍정 인식 비율을 비교한 것이다. 전체 기간을 통합하여 살펴보면, 수도권 청년의 긍정 인식 비율은 28.08%로 6개 권역 중 가장 낮게 나타났다. 반면 강원·제주권(33.73%)과 호남권(33.30%)이 상대적으로 높은 긍정 인식 비율을 보였으며, 충청권(30.90%), 대경권(30.17%), 동남권(29.62%)이 중간에 위치하였다. 이는 경제적 기회가 집중된 수도권 청년층이 오히려 비수도권 청년층에 비해 계층이동 가능성을 더 낮게 평가하는 역설적 패턴을 보여준다.

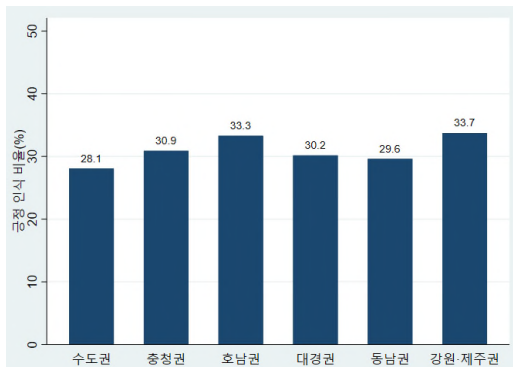
<표 4.3> 지역권역별 청년층의 계층이동성 인식 분포(단위: %)

구분	수도권	충청권	호남권	대경권	동남권	강원·제주권
매우 낮다	24.09	19.12	19.43	19.88	19.87	18.20
낮다	47.83	49.98	47.27	49.95	50.51	48.07
높다	24.27	27.39	29.95	27.78	25.71	29.06
매우 높다	3.81	3.51	3.35	2.39	3.91	4.66
합계	100	100	100	100	100	100
긍정 인식 비율	28.08	30.90	33.30	30.17	29.62	33.73

<표 4.4> 연도별 지역권역별 청년층의 계층이동성 긍정 인식 비율 변화(단위: %)

구분	2015	2017	2019	2021	2023	2025
수도권	24.30	22.95	24.62	29.17	30.33	37.65
충청권	29.15	24.40	26.96	33.01	36.11	36.83
호남권	26.33	33.66	27.71	37.83	35.45	39.65
대경권	27.13	29.96	25.83	28.49	34.78	35.48
동남권	27.57	22.99	29.17	30.43	32.54	37.04
강원·제주권	33.12	29.42	34.09	34.20	36.54	35.32

<그림 4.3> 지역권역별 청년층의 계층이동성 긍정 인식 비율 비교



<그림 4.4> 연도별 지역권역별 청년층의 계층이동성 긍정 인식 비율 추이



<표 4.4>와 <그림 4.4>는 연도별 지역권역별 긍정 인식 비율의 추이를 보여준다. 전반적으로 모든 권역에서 2021년을 전후로 긍정 인식 비율이 상승하는 공통적인 추세가 관찰되어, 앞서 확인된 시계열적 낙관화 흐름이 특정 지역에 국한된 현상이 아님을 알 수 있다. 수도권은 분석 기간 대부분의 연도에서 타 권역 대비 낮은 수준을 유지하는 패턴이 일관되게 관찰된다. 다만 2025년(37.65%)에는 타 권역과 유사한 수준으로 수렴하는 양상이 나타났다. 강원·제주권은 초반부터 상대적으로 높은 긍정 인식을

유지한 반면, 호남권은 연도별로 다소 불규칙한 변동 패턴을 보였다. 이러한 패턴이 다른 변수를 통제한 이후에도 유지되는지 여부는 후속 회귀분석에서 확인하고자 한다.

4.4 주요 변수별 계층이동성 인식 차이

<표 4.5>는 주관적 계층귀속감, 교육수준, 경제활동 여부, 성별, 연령집단, 혼인상태별 긍정 인식 비율을 비교한 것이다. 이는 회귀분석에 앞서 각 설명변수와 종속변수 간의 단변량 관계를 파악하기 위한 것이다.

<표 4.5> 주요 변수별 청년층의 계층이동성 인식 차이

변수	구분	빈도(명)	긍정 인식 비율(%)
주관적 계층귀속감	상층	829	57.71
	중층	21,756	33.90
	하층	11,462	18.42
교육수준	고졸 이하	5,754	25.63
	전문대·대학	26,656	29.79
	대학원 이상	1,637	35.99
경제활동 여부	미취업	13,187	30.55
	취업	20,860	28.74
성별	남성	17,019	29.89
	여성	17,028	28.93
연령집단	19~24세	11,315	33.94
	25~29세	10,951	28.52
	30~34세	11,781	25.92
혼인상태	미혼	25,406	29.90
	유배우·기타	8,641	27.89

주: 빈도(명)는 원자료 기준 빈도이며, 긍정 인식 비율(%)은 가구원 가중값을 반영한 값임. 긍정 인식은 ‘비교적 높다’와 ‘매우 높다’ 응답의 합으로 정의함

그 결과, 주관적 계층귀속감에 따른 차이가 가장 두드러진다. 상층 귀속 집단의 긍정 인식 비율은 57.71%인 반면, 중층은 33.90%, 하층은 18.42%로 계층귀속감이 낮을수록 계층이동 가능성을 비관적으로 인식하는 뚜렷한 단계적 패턴이 확인된다. 교육수준별로는 고졸 이하(25.63%), 전문대·대학(29.79%), 대학원 이상(35.99%)으로 학력이 높을수록 긍정 인식 비율이 높아지는 경향을 보인다. 연령집단별로는 만 19~24세(33.94%), 25~29세(28.52%), 30~34세(25.92%)로 연령이 높아질수록 긍정 인식이 낮아지는 패턴이 관찰된다. 한편, 경제활동 여부에서는 미취업(30.55%)이 취업(28.74%)보다 오히려 긍정 인식 비율이 소폭 높게 나타나는 역방향 관계가 관찰된다. 이는 취업 청년이 실제 노동시장에서 경쟁과 불평등을 직접 경험하면서 계층이동 가능성을 더 현실적으로 평가하기 때문으로 해석할 수 있다. 성별 차이는 남성 29.89%, 여성 28.93%로 미미하며, 혼인상태별로도 미혼(29.90%)과 유배우·기타(27.89%) 간 차이는 크지 않다.

4.5 청년층의 계층이동성 인식 결정요인: 순서형 로짓 회귀분석

<표 4.6>은 청년의 계층이동성 인식에 영향을 미치는 요인을 파악하기 위해 순서형 로짓 회귀분석을 실시한 결과이다. 변수 투입 방식은 연도 효과를 먼저 확인한 후 지역권역, 인구사회학적 특성, 사회경제적 자원을 단계적으로 추가하는 위계적 모형으로 구성하였다.

<표 4.6> 청년층 계층이동성 인식 결정요인: 순서형 로짓 회귀분석 결과

변수		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 4 AME
		OR	OR	OR	OR	dy/dx
		(Std. Err.)	(Std. Err.)	(Std. Err.)	(Std. Err.)	(Std. Err.)
연도 (기준변수 :2015)	2017	0.993	0.995	0.996	0.972	-0.004
		0.037	0.037	0.038	0.037	0.006
	2019	0.998	0.996	0.996	0.984	-0.002
		0.039	0.039	0.039	0.039	0.006
	2021	1.128***	1.131***	1.140***	1.128***	0.019***
		0.047	0.047	0.048	0.048	0.007
	2023	1.339***	1.346***	1.373***	1.327***	0.046***
		0.055	0.055	0.056	0.055	0.007
	2025	1.636***	1.640***	1.688***	1.589***	0.076***
		0.070	0.070	0.072	0.068	0.007
지역권역 (수도권)	충청권		1.218***	1.189***	1.199***	0.029***
			0.039	0.038	0.039	0.005
	호남권		1.284***	1.250***	1.325***	0.045***
			0.045	0.044	0.047	0.006
	대경권		1.156***	1.134**	1.198***	0.029***
			0.043	0.042	0.045	0.006
	동남권		1.174***	1.156***	1.199***	0.029***
			0.039	0.038	0.040	0.005
	강원·제주권		1.360***	1.326***	1.361***	0.050***
			0.061	0.060	0.063	0.008
성별(남성)	여성			1.001	0.958	-0.007
				0.025	0.024	0.004
연령집단 (만19~24세)	만25~29세			0.733***	0.749***	-0.047***
				0.022	0.024	0.005
	만30~34세			0.624***	0.632***	-0.074***
				0.022	0.023	0.006
혼인상태 (미혼)	유배우·기타			1.174***	1.089**	0.014**
				0.040	0.037	0.005
주관적 계층귀속감 (상층)	중층				0.351***	-0.180***
					0.036	0.014
	하층				0.133***	-0.330***
					0.014	0.015

<표 4.6> 청년층 계층이동성 인식 결정요인: 순서형 로짓 회귀분석 결과(계속)

변수		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 4 AME
		OR	OR	OR	OR	dy/dx
		(Std. Err.)	(Std. Err.)	(Std. Err.)	(Std. Err.)	(Std. Err.)
교육수준 (고졸 이하)	전문대·대학				1.042	0.006
					0.035	0.005
	대학원 이상				1.301***	0.043***
경제활동 여부(미취업)	취업				0.087	0.011
					0.971	-0.005
					0.026	0.004
관측치 수(N)		34,047				
Wald χ^2		216.37	324.17	526.56	1961.06	
Pseudo R ²		0.0042	0.0055	0.0092	0.0394	

*p<.05, **p<.01, ***p<.001.

주1: 모형 1~모형 4 값은 오즈비(Odds Ratio)이며, AME 열은 최종 모형(모형 4)의 ‘비교적 높다(3)’ 범주에 대한 평균 마진효과(Average Marginal Effect)임. dy/dx는 기준범주 대비 이산적 변화량

주2: 긍정 인식 전체에 대한 마진효과는 ‘비교적 높다(3)’와 ‘매우 높다(4)’ 범주의 AME합산값으로 추산할 수 있으며, 주요 변수의 효과 방향과 상대적 크기는 ‘비교적 높다(3)’ 범주의 결과와 일관되게 유지됨

모형 1에서는 연도 변수만 투입하였다. 2015년을 기준으로 2017년(OR=0.993)과 2019년(OR=0.998)은 통계적으로 유의한 차이가 없었으나, 2021년(OR=1.128, p<.001)부터 유의한 증가가 확인되었다. 2023년(OR=1.339, p<.001), 2025년(OR=1.636, p<.001)으로 오즈비가 단계적으로 상승하여, 기술통계에서 확인된 2021년 이후의 낙관화 추세가 다른 변수를 통제하지 않은 상태에서도 통계적으로 유의함을 보여준다. 이는 2021년 이후 집단 수준의 계층이동성 인식 변화가 뚜렷해졌음을 시사한다. 다만 연도 더미만 투입한 모형1의 특성상 표본의 연령 구성 및 코호트 구성의 변화 가능성을 완전히 배제하기는 어려우므로, 이를 청년층 전반의 실질적 인식 변화로 단정하기보다는 집단 수준의 시계열적 경향으로 해석하는 것이 적절하다. 최종 모형(모형 4)의 평균 마진효과(AME)로 살펴보면, 2015년 대비 2025년은 ‘비교적 높다’ 응답 확률이 7.6%p 높아(dy/dx=0.076, p<.001) 시계열적 변화의 실질적 크기를 확인할 수 있다.

모형 2에서 지역권역 변수를 추가하였을 때, 수도권을 기준으로 모든 비수도권 권역에서 유의하게 높은 오즈비가 나타났다. 강원·제주권(OR=1.360, p<.001), 호남권(OR=1.284, p<.001), 충청권(OR=1.218, p<.001), 동남권(OR=1.174, p<.001), 대경권(OR=1.156, p<.001) 순으로, 기술통계에서 관찰된 수도권의 낮은 긍정 인식이 통계적으로 유의한 권역별 차이임을 확인하였다. 연도 변수의 오즈비는 모형 1과 거의 변화가 없어 지역권역이 연도 효과를 크게 매개하지 않음을 알 수 있다.

모형 3에서 인구사회학적 특성을 추가하면, 연령집단에서 25~29세(OR=0.733, p<.001)와 30~34세(OR=0.624, p<.001)는 19~24세에 비해 유의하게 낮은 계층이동성 인식을 보여 연령이 증가할수록 인식이 비관화됨을 나타낸다. 혼인상태에서는 유배우·

기타($OR=1.174$, $p<.001$)가 미혼보다 유의하게 높은 긍정 인식을 보인다. 반면 성별은 유의하지 않아, 기술통계에서 관찰된 미미한 성차는 다른 변수를 통제하면 소멸하는 것으로 나타났다.

모형 4는 사회경제적 자원 변수를 추가한 최종 모형으로, Pseudo R^2 가 0.0394로 가장 높았으며, 주관적 계층귀속감의 효과가 가장 두드러졌다. 상층에 비해 중층($OR=0.351$, $p<.001$)과 하층($OR=0.133$, $p<.001$)의 오즈비가 현저히 낮아, 계층귀속감이 낮을수록 계층이동 가능성을 낮게 평가하는 효과가 매우 강하게 나타난다. 이는 중요한 함의를 지닌다. 교육수준이나 취업 여부와 같은 객관적 자원보다 현재 자신이 어느 계층에 속한다고 느끼는가가 미래 이동 가능성 평가를 훨씬 강하게 좌우한다는 것은, 청년층의 계층이동성 인식이 객관적 조건의 반영이기도 하지만 동시에 주관적 인식들에 의해 증폭되거나 억제될 수 있음을 보여준다. 하층으로 귀속감을 가진 청년일수록 실제 자원 수준과 무관하게 이동 가능성을 낮게 보는 경향이 강하다면, 이는 낮은 주관적 계층귀속감이 계층이동성 기대를 억제하고, 이러한 비관적 기대가 다시 낮은 계층귀속감을 강화하는 인식의 재생산 기제로 작동할 수 있음을 시사한다. 다만 이는 동일 시점의 반복횡단 자료로는 직접 확인할 수 없으며, 향후 종단자료를 활용한 후속 연구를 통해 검증될 필요가 있다. 평균 마진효과(AME)로 살펴보면, 상층 대비 중층은 ‘비교적 높다’ 응답 확률이 $18.0\%p(dy/dx=-0.180$, $p<.001$), 하층은 $33.0\%p(dy/dx=-0.330$, $p<.001$) 낮게 나타나, 계층귀속감에 따른 계층이동성 인식의 실질적 격차가 매우 큼을 확인할 수 있다. 교육수준에서는 고졸 이하 대비 대학원 이상($OR=1.301$, $p<.001$)이 유의하게 높은 긍정 인식을 보인 반면, 전문대·대학($OR=1.042$)은 유의하지 않았다. 경제활동 여부($OR=0.971$)와 성별($OR=0.958$)도 최종 모형에서 유의하지 않았다. 사회경제적 자원 변수를 투입한 모형 4에서도 지역권역의 효과는 유지되었다. 호남권($OR=1.325$)과 강원·제주권($OR=1.361$)의 경우, 모형 2 대비 오즈비가 오히려 소폭 증가하였는데, 이는 지역 간 사회경제적 구성 차이를 통제한 이후에도 권역별 차이가 유의하게 유지됨을 시사한다. 이는 청년층의 계층이동성 인식이 개인이 보유한 자원의 절대적 수준만으로 형성되는 것이 아니라, 거주 지역이 제공하는 비교환경과 기회구조에 의해서도 구조화됨을 의미한다. 즉 동일한 자원을 가진 청년이라도 어디에 살고 있는가에 따라 계층이동 가능성을 다르게 평가한다는 것이다. 최종 모형의 평균 마진효과(AME)로 살펴보면, 수도권 대비 강원·제주권은 ‘비교적 높다’ 응답 확률이 $5.0\%p(dy/dx=0.050$, $p<.001$), 호남권은 $4.5\%p(dy/dx=0.045$, $p<.001$) 높게 나타났다.

5. 결론 및 제언

본 연구는 국가데이터처 사회조사 6개 연도 반복횡단 자료를 활용하여 청년층의 세대 내 계층이동성 인식 변화와 결정요인을 분석하였다. 주요 결과를 요약하면 첫째, 긍정 인식 비율이 2015년 26.02%에서 2025년 37.39%로 약 11.4%p 상승하며 특히

2021년 이후 뚜렷한 반등이 확인되었고, 둘째, 수도권 청년이 비수도권 청년보다 계층이동 가능성을 낮게 평가하는 역설적 지역 패턴이 나타났으며, 셋째, 주관적 계층귀속감이 가장 강력한 연관 변수로 확인되었다.

첫 번째 결과는 청년층의 계층이동성 인식이 전 연령대를 대상으로 한 기존의 장기 비관화 추세와는 다소 다른 궤적을 보일 수 있음을 시사한다. 선행연구는 한국 사회 전반에서 2000년대 이후 계층이동 가능성에 대한 긍정적 인식이 약화되어 왔음을 보고해왔다(김형연, 최진욱, 홍지은, 2025). 그러나 본 연구는 청년층만을 분리하여 분석할 경우, 적어도 2021년 이후에는 계층이동성 인식이 일정 정도 반등하는 양상이 나타남을 보여주었다. 다만 이러한 비교를 해석할 때에는 선행연구와 본 연구는 분석 대상의 연령 범위가 다르고, 각 연구가 측정하는 계층이동성의 유형이 동일하지 않을 수 있다는 점을 유념할 필요가 있다. 일부 선행연구는 세대 내 이동성 인식과 세대 간 이동성 인식을 구분하지 않거나 두 유형을 통합하여 보고하는 경우가 있으므로(이왕원, 김문조, 최윌, 2016), 본 연구에서 확인된 세대 내 이동성 인식의 낙관화 추세가 기존 연구에서 보고된 장기 비관화 추세와 단순히 상반된다고 단정하기는 어렵다. 이러한 차이를 고려할 때, 본 연구의 결과는 ‘청년층의 세대 내 이동성 인식’이라는 특정 집단·특정 유형의 맥락에서 해석되어야 한다. 이는 청년층의 계층이동성 인식이 전 연령대 평균 속에 포섭될 수 없는 세대 특유의 변동성을 지닌다는 점을 보여준다. 이왕원, 김문조, 최윌(2016)이 세대 내 상향이동의식에 기간효과가 작용함을 밝힌 것처럼, 2021년 이후의 변화 역시 동일한 시기의 사회경제적 환경의 변화가 청년층의 인식에 반영된 결과로 이해할 수 있다. 특히 코로나19 이후의 상황은 청년층의 계층이동성 인식에 두 가지 경로로 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 하나는 코로나19로 인한 경제적 충격이 전 연령대에 걸쳐 광범위하게 작용하면서 청년층만이 유독 불리하다는 상대적 박탈감이 일정 부분 완화되었을 가능성이다. 다른 하나는 디지털 전환의 가속화와 비대면 경제의 확산이 기술 친화적인 청년층에게 새로운 기회 창출의 가능성으로 인식되었을 가능성이다. 이 두 경로는 모두 객관적 기회의 확대가 아닌 인식의 재조정을 통해 낙관화에 기여했을 수 있다는 점에서, 이번 반등이 심리적 기대 수준의 변화를 반영하는 것으로 해석하는 것이 보다 타당하다. 향후 연구에서는 동일 시기의 청년고용, 주거안정성, 자산형성 기회, 정책 체감도 등과 연계하여 인식 변화의 실질적 기반을 보다 면밀히 검토할 필요가 있다.

두 번째로, 수도권 청년이 비수도권 청년보다 오히려 계층이동 가능성을 더 낮게 평가한 결과는 본 연구의 중요한 발견이다. 일반적으로 수도권은 일자리, 교육, 문화, 사회경제적 자원이 집중된 지역으로 간주되므로 계층상승 가능성에 대한 기대 역시 더 높을 것이라고 예상하기 쉽다. 그러나 본 연구에서는 수도권 청년의 긍정 인식 비율(28.08%)이 6개 권역 중 가장 낮게 나타났고, 이러한 차이는 교육수준과 경제활동 여부를 포함한 사회경제적 자원을 통제한 이후에도 유의하게 유지되었다. 이는 지역 간 격차가 단순한 인구 구성이나 개인 자원의 차이로 환원되지 않으며, 청년층이 체감하는 지역적 기회구조와 비교환경의 차이가 계층이동성 인식에 독립적인 영향을 미칠 수 있음을 보여준다.

실제로 ‘2024년 청년 삶 실태조사’에 따르면 수도권 청년의 생활비와 소득 수준은 비수도권보다 높지만, 높은 주거비용과 경쟁 압력으로 인해 삶의 부담 역시 크게 나타난다. 또한 ‘2023년 한국인의 행복조사’ 기초분석에서도 수도권 청년의 우울감과 외로움 경험 빈도가 지방 대도시보다 높고, 동네환경 만족도도 낮음을 보고하였다. 즉, 수도권은 절대적 기회가 많은 공간일 수 있지만, 동시에 경쟁이 가장 치열하고 불평등이 가장 가시적으로 경험되는 공간이기도 하다. 이는 준거집단 이론(Merton, 1968)에서 설명하는 상대적 박탈 기제와 맞닿아 있다. 수도권 청년은 성취 수준이 높은 주변 집단과의 비교 속에서 자신의 상대적 위치를 더 낮게 인식하고, 이것이 계층이동 가능성에 대한 비관적 평가로 이어질 수 있다. 즉 수도권의 역설적 패턴은 객관적 기회의 부재가 아니라 기회가 집중된 환경에서 오히려 강화되는 상대적 박탈감과 경쟁 압력의 산물로 이해할 수 있다. 이러한 결과는 청년 계층이동성 인식을 제고하기 위한 정책이 개인 역량 강화나 교육투자 확대에만 머물러서는 충분하지 않으며, 지역별 노동 시장 구조, 주거비용 부담, 삶의 질 격차와 같은 구조적 조건을 함께 고려해야 함을 시사한다. 특히 청년정책은 수도권과 비수도를 단순히 동일한 청년집단으로 상정하기 보다, 권역별 기회구조와 체감 불평등의 차이를 반영하는 방향으로 정교화될 필요가 있다.

세 번째로, 주관적 계층귀속감이 계층이동성 인식의 가장 강한 통계적 연관성을 보인 결과는 중요한 이론적 함의를 갖는다. 본 연구에서 주관적 계층귀속감은 교육수준이나 경제활동 여부보다 훨씬 큰 설명력을 보였으며, 특히 최종 모형에서 상층 대비 하층의 오즈비는 0.133에 불과하여, 하층 귀속 청년은 상층 귀속 청년에 비해 계층이동 가능성을 현저히 낮게 평가하였다. 이는 현재 자신의 계층 위치에 대한 주관적 인식이 미래 이동 가능성에 대한 판단이 매우 긴밀하게 연결되어 있음을 보여준다. 다시 말해 청년층의 계층이동성 인식은 단순히 현재 보유한 객관적 자원의 수준만으로 설명되기 보다, 자신이 사회구조 속 어디에 위치해 있다고 느끼는가와 강하게 결부되어 있다. 이러한 결과는 계층귀속감이 단순한 배경변수가 아니라 계층이동성 인식과 구조적으로 맞물린 핵심 인식 변수임을 시사한다. 다만 두 변수는 개념적으로 밀접하게 연관되어 있어 상호 내생성의 가능성을 배제하기 어렵다. 현재 계층 위치 인식이 이동 가능성 평가에 영향을 미칠 수도 있지만, 반대로 이동 가능성이 낮다는 인식이 자신을 하층으로 귀속시키는 데 영향을 줄 수도 있기 때문이다. 따라서 본 연구의 결과는 두 변수 간의 강한 연관관계로 해석하는 것이 적절하며, 인과적 방향성에 대해서는 후속연구를 통해 보다 엄밀하게 검토할 필요가 있다.

한편 교육수준에서는 대학원 이상 집단에서만 유의한 긍정 효과가 확인되었고, 전문대·대학 집단은 고졸 이하 집단과 비교할 때 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 결과는 고등교육이 더 이상 청년층에게 계층이동의 보편적 경로로 인식되지 않을 가능성을 시사한다. 김병조(2000)가 교육이 계층귀속감의 핵심 결정요인이었음을 확인한 맥락을 고려할 때, 과거에는 대학 진학이 안정적인 사회경제적 상승 경로로 작동하였으나, 교육 팽창과 자격 인플레이션이 심화된 현재에는 대학 학력 자체

만으로는 계층상승 기대를 충분히 담보하지 못하는 것(김형연, 최진욱, 홍지은, 2025)으로 해석할 수 있다. 또한 경제활동 여부가 최종 모형에서 유의하지 않게 나타난 점은 청년층의 계층이동성 인식이 현재 취업 여부 자체보다는, 노동시장 진입 이후에도 지속되는 고용의 질, 소득 안정성, 장기 전망 등에 의해 더 복합적으로 형성되고 있음을 시사한다. 이는 청년 고용 정책이 단순 취업률 제고를 넘어 일자리의 안정성과 질적 개선까지 포괄해야 함을 보여준다.

이상의 결과를 바탕으로 본 연구는 다음과 같은 정책적 제언을 제시하고자 한다. 첫째, 청년층의 계층이동성 인식을 제고하기 위해서는 청년 정책의 초점을 단순한 취업 기회 확대에서 벗어나, 안정적인 자산 형성과 생애이행 기반 구축으로 확장할 필요가 있다. 청년층이 계층상승 가능성을 긍정적으로 평가하기 위해서는 현재의 일자리 여부뿐 아니라 향후 소득 상승 가능성, 주거 안정, 장기적 삶의 전망이 뒷받침되어야 하기 때문이다. 둘째, 수도권과 비수도권의 지역 맥락 차이를 고려한 차등적 청년정책이 필요하다. 수도권에서는 고비용 구조와 경쟁 압력 완화를 위한 주거·노동시장 정책이 중요하며, 비수도권에서는 양질의 일자리와 정주여건 개선을 통해 청년의 실질적 기회 구조를 확장하는 접근이 요구된다. 셋째, 청년층의 계층귀속감 하향화를 완화하기 위한 사회적 신뢰 회복 정책이 필요하다. 이는 단지 심리적 지원의 문제가 아니라, 공정한 기회 구조와 예측 가능한 보상 체계를 제도적으로 마련함으로써 노력의 사회적 효능감이 회복될 수 있도록 하는 문제와 직결된다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 지닌다. 첫째, 반복횡단자료의 특성상 동일 개인을 추적하지 못하므로, 청년 개인 내부에서 계층이동성 인식이 어떻게 변화하는지에 대한 인과적 분석에는 제약이 있다. 또한 집단 수준의 시계열 변화를 파악하는 데는 적합하지만, 2021년 이후 긍정 인식의 상승을 코로나19 이후 사회경제적 변화나 청년정책 확대 등 특정 요인의 결과로 직접 기인하기는 어렵다. 아울러 서로 다른 연도의 자료를 통합하여 비교할 때 전제되는 측정동일성과 관련하여, 본 연구의 종속변수가 단일 문항으로 측정되어 있어 확인적 요인분석 기반의 측정동일성 검정을 실시하기 어렵다는 한계가 있다. 동일한 문항이 동일한 조사 체계 안에서 반복 측정되었다는 점에서 형식적 동일성은 확보되어 있으나, 코로나19와 같은 사회적 충격을 포함한 사회경제적 맥락의 변화에 따라 동일 문항에 대한 응답의 의미가 시기에 따라 달라질 가능성을 완전히 배제하기는 어렵다. 나아가 반복횡단 자료에서 조사연도 더미를 통해 추정되는 시기 효과는 순수한 시기 효과가 아니라 분석 시점에 따른 표본의 연령 구성 및 코호트 구성의 변화가 결합된 결과일 가능성이 있다. 이러한 연령·기간·코호트 효과를 엄밀하게 분리하기 위해서는 향후 APC(Age-Period-Cohort) 분석 등 보다 정교한 방법론의 적용이 필요하다. 둘째, 본 연구는 세대 내 상향이동 가능성 인식에 초점을 두었기 때문에, 세대 간 계층이동 인식과의 차이나 상호관계를 함께 검토하지 못하였다. 세대 내·세대 간 이동성 인식을 동시에 분석한다면, 청년층이 자신의 세대에서 계층상승 가능성과 자녀 세대의 계층상승 가능성을 어떻게 구분하여 인식하는지를 비교함으로써 계층이동성 인식의 구조를 더 입체적으로 이해할 수 있을 것이다. 셋째, 지역권역의 독립적 효과를

확인하였으나, 지역 수준의 주택가격, 노동시장 구조, 산업구성, 사회 인프라 등 구체적 맥락 변수를 직접 포함하지 못하였다. 향후 연구에서 개인 수준 변수와 지역 수준 변수를 결합한 다층모형 분석을 적용한다면, 본 연구에서 확인된 지역 효과가 구체적으로 어떠한 지역 맥락 요인을 통해 매개되는지를 실증적으로 규명하는 데 기여할 수 있을 것이다. 아울러 본 연구는 개인 수준 회귀모형에 권역 더미를 투입하는 방식을 사용하였으며, 관찰된 권역별 차이가 지역 맥락의 효과를 반영하는지 아니면 특정 특성을 가진 청년이 특정 지역에 거주하는 선택 편향(selection bias)이나 모형에 포함되지 않은 미관측 지역 특성을 반영하는지를 완전히 구분하기 어렵다는 한계가 있다. 향후 다층모형이나 도구변수 등을 활용한 분석을 통해 이를 보다 엄밀하게 분리할 필요가 있다. 넷째, 주관적 계층귀속감을 독립변수로 투입하였으나, 주관적 계층귀속감과 계층이동성 인식은 개념적으로 밀접하게 연관된 변수로서 두 변수 간 상호 내생성의 가능성을 완전히 배제하기 어렵다. 반복횟단 자료의 특성상 두 변수의 시간적 선후관계를 확인할 수 없으므로, 계층귀속감의 효과를 독립적 인과효과로 해석하는 데에는 한계가 있다. 향후 종단자료를 활용하거나 도구변수 등의 방법론을 적용하여 두 변수 간의 인과적 방향성을 보다 엄밀하게 규명할 필요가 있다.

이러한 한계에도 불구하고 본 연구는 기존 선행연구와 구별되는 독자적 기여를 지닌다. 첫째, 본 연구는 한국 청년층의 계층이동성 인식이 2021년을 기점으로 반등하였음을 실증적으로 포착함으로써, 계층이동성 인식이 장기적으로 비관화되어 왔다는 기존 연구의 주장을 청년층 맥락에서 재검토할 필요성을 제기한다. 이는 단순한 시점 추가의 결과가 아니라, 청년층이 전 연령대와 구별되는 독자적인 인식 변화 궤적을 가질 수 있음을 보여주는 실질적 발견이다. 둘째, 지역을 도시 규모의 통제변수로만 처리해 온 기존 연구와 달리 6개 지역권역을 핵심 분석변수로 설정하였으며, 수도권 청년의 긍정 인식이 전 권역 중 가장 낮다는 역설적 패턴을 발견하였다. 이는 계층이동성 인식이 객관적 자원의 절대적 수준만으로 설명되지 않으며 거주 지역의 비교 환경이 독립적으로 연관됨을 확인한 결과로, 준거집단 이론(Merton, 1968)과 부합하는 결과이며 상대적 박탈 기제가 작동할 가능성을 시사한다. 셋째, 주관적 계층귀속감을 독립변수로 설정하고 그 효과를 직접 검증한 결과, 교육수준이나 취업 여부 등 객관적 자원보다 현재의 자기위치 인식이 훨씬 강력하게 계층이동성 인식과 연관됨을 확인하였다. 이는 계층이동성 인식의 형성에서 구조적 자원 못지않게 주관적 인식 틀이 중요하게 작용함을 보여주며, 향후 계층이동성 인식 연구에서 주관적 계층귀속감을 핵심 변수로 다루어야 할 필요성을 제기한다. 이를 통해 본 연구는 청년층의 계층이동성 인식이 단순한 개인 심리의 문제가 아니라 시간적 변화, 지역적 기회구조와 비교 환경, 현재의 자기위치 인식이 복합적으로 결합된 사회적 구성물임을 보여주었다.

(2026년 4월 16일 접수, 2026년 5월 26일 수정, 2026년 6월 18일 채택)

참고문헌

- 국회미래연구원 (2023). 2023년 한국인의 행복조사, 국회미래연구원.
- 김낙년 (2017). 한국에서의 부와 상속, 1970-2014, <경제사학>, 41(2), 127-160.
- 김동훈, 하상웅. (2020). 소득 불평등 인식과 정부신뢰: 주관적 계층상승 가능성을 중심으로, <평화연구>, 28(1), 49-85.
- 김병조 (2000). 한국인의 주관적 계층의식의 특성과 결정요인, <한국사회학>, 34(여름), 241-268.
- 김영주 (2025). 사회계층 상향이동이 소득 불평등 인식에 미치는 영향: 사회계층에 대한 본질주의 신념의 매개 역할 탐구, <한국심리학회지>, 39(2), 179-198.
- 김형연, 최진욱, 홍지은 (2025). 패널자료 분석을 이용한 미시적·거시적 요인이 한국 사회의 계층이동 전망에 미치는 영향, <정부학연구>, 31(1), 113-142.
- 노민정 (2021). 사회적 공정성에 대한 지각 및 계층상승 가능성에 대한 기대가 정서적 우울에 미치는 영향, <한국콘텐츠학회논문지>, 21(1), 173-184.
- 백다미 (2017). 계층상승 사다리에 대한 국민인식 설문조사. 현대경제연구원 이슈리포트, 2017(9), 1-16.
- 서광민 (2009). 주관적 계층의식에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 소득·교육수준·직업·소득 만족도·생활 만족도를 중심으로, 한국사회학회 2009 전기 사회학대회, 911-921.
- 송한나, 이명진, 최셋별 (2013). 한국 사회의 객관적 계급위치와 주관적 계층의식간 격차 결정요인에 관한 연구, <한국인구학>, 36(3), 97-119.
- 윤인진, 김상돈 (2008). 사회경제적 지위와 주관적 계층인식이 생활만족도에 미치는 영향: 고급여가활용의 매개효과분석, <도시행정학보>, 21(2), 153-185.
- 이병훈, 윤정향 (2006). 사회계층의식의 변동에 관한 연구, <경제와사회>, 70, 111-140.
- 이왕원, 김문조 (2015). 한국인의 생활전망 잠재유형과 영향요인에 관한 분석, <보건사회연구>, 35(3), 5-41.
- 이왕원, 김문조, 최울 (2016). 한국사회의 계층귀속감과 상향이동의식 변화: 연령, 기간 및 코호트 효과를 중심으로, <한국사회학>, 50(5), 1-38.
- 이연경, 이승중 (2017). 사회계층이 행복에 미치는 영향에 관한 연구: 객관적 계층과 주관적 계층인식을 중심으로, <행정논총>, 55(1), 1-39.
- 이용관 (2018). 청년층의 주관적 계층의식과 계층이동 가능성 영향요인 변화 분석, <보건사회연구>, 38(4), 465-491.
- 이은우 (2016). 주관적 계층의식과 지역 간 격차의 결정요인, <경제연구>, 34(4), 173-191.
- 이하영, 이수영 (2016). 사회계층이 국민의 희망 인식에 미치는 영향에 관한 연구-계층상승 가능성과 정부신뢰의 매개효과를 중심으로, <한국정책학회보>, 25(3), 325-356.

- 이희정 (2018). 청년층 계층인식 변화가 공정성 인식에 미치는 영향 분석, <한국사회학>, 52(3), 119-164.
- 장상수 (1996). 한국사회에서의 주관적 계층위치, <사회와 역사>, 49, 180-212.
- 장운선, 한창근 (2025). 기회 공정성 인식 유형과 계층상승가능성 간의 관계: 잠재계층 분석(LCA)을 활용하여, <사회과학연구>, 36(4), 115-134.
- 정운태 (2018). 경제생활 위험인식이 주관적 계층인식에 미치는 영향, <사회보장연구>, 34(2), 183-208.
- 조동기 (2006). 중산층의 사회인구학적 특성과 주관적 계층의식, <한국인구학>, 29(3), 89-109.
- 최아영 (2022). 청년층의 주관적 계층인식과 계층이동인식이 삶의 만족도에 미치는 영향: 사회참여 매개효과 검증, <보건사회연구>, 42(4), 326-346.
- 최효미 (2008). 중산층의 사회계층 소속감에 대한 분석-노동패널자료를 이용한 사례, <노동리뷰>, 46, 73-74.
- 한국보건사회연구원 (2021). 코로나19의 확산과 청년노동시장 변화, 한국보건사회연구원.
- 한국보건사회연구원 (2025). 2024년 청년 삶 실태조사. 한국보건사회연구원.
- Blau, P. M. (1956). Social Mobility and Interpersonal Relations. *American Sociological Review*, 21(3), 209-295.
- Jackman, M. and Jackman, R. (1973). An interpretation of the relation between objective and subjective social status. *American Sociological Review*, 38(5), 569-582.
- Jackman, M. and Jackman, R. (1983). *Class Awareness in the United States*. Los Angeles: Berkeley: University of California Press.
- Kim, J. W, Lim, C., and Falci, C. (2020). Subjective Social Class, Perceived Quality of Social Relationships, and Happiness: A Case of Mediation and Moderation across Gender, *International Sociology*, 35(3), 312-335.
- Kelley, S. and Kelley, C. (2009). *Subjective Social Mobility: Data from 30 Nations*. Charting the Globe: The International Social Survey Programme 2009.
- Kluegel, J. R, Singleton Jr. R. and Starnes, C. E. (1977). Subjective Class Identification: A Multiple Indicator Approach. *American Sociological Review*, 42(4), 599-611.
- Long, J. S. (1997). *Regression model for categorical and limited dependent variables*. Sage Publications.
- Lundberg, J. and Kristenson, M. (2008). Is Subjective Status Influenced by Psychosocial Factors?, *Social Indicators Research*, 89(3), 375-390.
- Merton, R. K. (1968). *Social Theory and Social Structure*. Simon & Schuster.
- Nunn, A. (2012). *Fostering Social Mobility as a Contribution to Social Cohesion*.

- Paris: Council of Europe Publishing.
- Runciman, W. G. (1996). *Class, status and power?*. Taylor & Francis.
- Vanneman, R. (1980). U.S and British Perceptions of Class, *American Journal of Sociology*, 85(Jan.), 769-790.
- Vanneman, R., and Pampel, F. (1977). The American perception of class and status. *American Sociological Review*, 42(3), 422-437.
- Vanneman, R., and Cannon, L. (1987). *The American Perception of Class*. Philadelphia: Temple University Press.
- Veenhoven, R. (2002). Why social policy needs subjective indicators. *Social Indicators Research*, 58(1), 33-46.

Changes and Determinants of Young Adults' Perceptions of Social Mobility in Korea, 2015~2025: Focusing on Regional Context and Subjective Class Identification

JungYoon Yoon²⁾

Abstract

This study aims to examine changes in young adults' perceptions of intragenerational social mobility in Korea from 2015 to 2025 and to identify the key determinants of these perceptions. For this purpose, repeated cross-sectional data were constructed by integrating the 2015, 2017, 2019, 2021, 2023, and 2025 waves of the Korean Social Survey, and a hierarchical ordered logistic regression analysis was conducted on 34,047 young adults aged 19 to 34. The results show that positive perceptions of social mobility among young adults increased from 26.02% in 2015 to 37.39% in 2025, indicating an overall trend toward optimism, with a notable rebound after 2021. In addition, a paradoxical pattern was observed in which young adults in the Seoul metropolitan area were less likely than those in non-metropolitan regions to perceive upward mobility positively, and this regional effect remained significant even after controlling for socioeconomic resources. Subjective class identification emerged as the variable most strongly associated with perceptions of social mobility, with those identifying as lower class being substantially less likely to perceive upward mobility positively. By treating young adults as an independent unit of analysis and incorporating regional divisions and subjective class identification as core explanatory variables, this study contributes to the literature by demonstrating the combined effects of temporal change, regional context, and subjective class position on perceptions of social mobility among young adults in Korea.

Key words : young adults, perception of social mobility, subjective class identification, regional context, Korean Social Survey

2) Single Author, Research Professor, Inje University, E-mail: jyoon@inje.ac.kr