

## 한국인의 종교정체성, 2009~2022년 : 사회인구학적 특징과 변화

이민정\*, 이병호\*\*

이 연구는 오늘날 한국인의 종교정체성이 유동적으로 변화하는 현실에 주목하여, 종교정체성 변화계적에 따른 잠재집단을 식별하고 집단별 사회인구학적 특징을 분석하였다. 분석에 활용된 자료는 한국노동패널 12차-25차 자료이고, 분석표본은 해당 기간에 진행된 조사에 전부 참여한 1950년대부터 1980년대까지 출생코호트 5,453명이다. 2009년부터 2022년까지 지속해서 종교가 있었던 응답자의 비율은 22.29%, 일관된 무종교인 비율은 28.72%로 나타났으나, 해당 기간 한 번이라도 종교유무의 변화가 일어난 응답자는 49%로 큰 절반에 달했다. 이런 종교정체성의 종단적 변화는 그간 횡단적 조사자료로 파악할 수 없었던 유동적 종교 즉 종교정체성의 가변성을 보여 준다. 나아가 종교정체성의 종단적 변화계적을 성장혼합모형(GMM)으로 분석한 결과, 총 5개 집단으로 분류되었고 이를 고수준, 중수준, 저수준-감소, 저수준-증가, 무종교 집단으로 명명하였다. 마지막으로 잠재집단별 사회인구학적 특징과 결정요인을 분석한 결과, 활발한 종교활동을 하는 고수준 집단은 뚜렷한 성별 차이를 보여 여성의 높은 종교정체성이 확인되었다. 성별과 출생코호트의 상호작용항을 투입해 다항로지회귀분석에는, 여성 중에서도 1950년대생과 1960년대생일수록 무종교 집단보다 고수준 집단에 속할 확률이 높았다. 이러한 결과는 가부장적 사회에서 사회적 박탈을 경험한 출생코호트 집단이 종교를 통해 보상받도록 사회화되었기 때문이라는 보상-박탈 이론으로 해석할 수 있다.

주요용어 : 종교정체성, 액체종교, 보상-박탈이론, 코호트효과, 성장혼합모형, 한국노동패널

### 1. 연구목적

종교는 인류 역사 오랜 시기부터 인간의 가치체계와 생활양식을 수립하고 개인의 정체성을 형성하는 보편적 요인으로 작용하였다. 현대사회는 그 어느 때보다 한국인의 정체성에 대한 심도 있는 논의가 요구된다. 사회에서 공유되는 정체성은 구성원들의 태도와 행위에 영향을 주는데 급변하는 사회에서 한국인의 정체성은 다변화되고 있기 때문이다. 사회정체성이론에 따르면 인간은 정체성을 통해 자신을 사회집단의 특정 범주로 분류하고 동일한 속성을 공유하는 구성원들과 자신을 유사한 존재로 인식한다(Tyler & Blader, 2003). 따라서 사회 구성원들의 정체성이 안정적으로 공유될 경우 구성원들의 연대와 협력이 강화되므로 현대인의 복잡한 정체성을 체계적으로 이해할 필요가 있다.

\* 숙명여자대학교 아시아여성연구원 연구교수(iminjeong@sookmyung.ac.kr), 주저자

\*\* 아주대학교 사회학과 교수(byungholee@ajou.ac.kr), 교신저자

정체성의 여러 유형 중에서도 종교정체성은 단일하고 고정성이 높은 요인으로 설명된다. 종교학계 전통 담론에 따르면 종교는 성별이나 인종과 같이 태어날 때부터 주어지는 것으로 간주한다. 이러한 맥락의 연구들은 사회구성원을 유종교인과 무종교인으로 구분하고, 2000년대 중반을 기점으로 무종교인이 증가하는 현실을 이른바 탈종교화 현상으로 규정하였다<sup>1)</sup>. 그러나 최근 종교변화의 특성으로 주목할 점은 종교인과 무종교인의 경계가 유연해지면서 구성원들의 종교정체성 변화양상이 다양해지고 있다는 사실이다. 이 과정에서 사회인구학적 특성은 종교정체성 변화에 영향을 주며 현대 한국인의 생애과정에서 종교정체성은 이질적이고 불연속적인 과정들로 전개되고 있다.

이러한 현실은 현대 한국인의 종교정체성에 대한 새로운 성찰을 요구하여, 현대인을 유종교인과 무종교인으로 분리하는 이분법적 시각에서 벗어날 필요성을 제기한다. 그러나 종교 유동성을 살펴본 연구들은 주로 이론적 논의에 머무르거나 양적연구의 경우에도 종교정체성의 시계열적 변화를 살펴본 연구는 미흡하다. 따라서 한국인의 종교정체성에 대한 변화 추세를 연구할 필요성이 제기되며, 종교정체성을 측정하기 위해 종교 유무와 더불어 종교성 수준이 변화하는 현실을 고려 수 있다. 종교성은 크게 두 가지 차원으로 설명하는데, 개인적 차원의 종교성은 개인의 종교 가치관, 신념, 태도 등을 의미하고 제도적 차원은 종교기관 참여와 같은 조직적인 종교 공동체 활동을 포함한다(Moberg, 1965). 따라서 종교성 수준을 고려한 종교정체성 연구는 유종교인을 동일한 범주로 분류하지 않고 위계화할 수 있는 이점을 지닌다.

이 연구는 현대인의 종교정체성이 유동적으로 변화하는 현상을 살펴보기 위해 한국노동패널을 활용하여, 한국인을 종교정체성 변화궤적에 따라 유형화하고 사회인구학적 맥락이 각 집단에 주는 영향을 살펴볼 것이다. 이는 현대사회 특징인 유동성이 종교에도 적용되는 경향을 확인하는 동시에, 변화하는 정체성을 바탕으로 한국 사회를 새롭게 이해하는 축이 될 것이다. 연구를 수행하기 위한 구체적인 연구문제는 다음과 같다.

연구문제1. 한국인은 종교정체성 변화 양상에 따라 분류되는 집단의 수가 몇 개로 도출되며, 각 집단의 형태는 어떠한가?

연구문제2. 한국인의 종교정체성 변화양상 집단 분류에 유의미한 영향을 주는 사회인구학적 요인은 무엇인가?

---

1) 한국 사회에서 유종교인 비율은 지속적으로 증가하여 2004년 54%로 정점에 달한 이후 점차 감소하여 2021년에는 인구의 40%만이 유종교인에 해당한다(한국갤럽, 2021).

## II. 이론적 배경

### 1. 현대인의 유동적 종교정체성

정체성은 개인을 규명하는 성질로서 장시간 동안 일관되게 유지된다는 특성을 지닌다. 그럼에도 사회적 구성주의 관점은 정체성이 고정불변한 것이 아니며 사회적 맥락에 영향을 받아 변화하는 현실에 주목한다. 정체성의 여러 유형 중에서도 종교정체성은 현대사회에서 변화가 두드러지는 요인으로 확인되며, 현대인의 종교정체성 변화양상은 크게 세 차원으로 살펴볼 수 있다. 첫째, 현대인들이 삶에서 중요하게 여기는 항목들 중 종교는 시간이 경과할수록 중요도가 감소하고 있다(이민정, 2016). 둘째, 현대사회에서 유종교인 비율은 지속적으로 감소(Hout, 2017)하여 오늘날 한국인의 과반수 이상이 무종교인에 해당한다(한국갤럽, 2021). 셋째, 유종교인 중에서 종교체제로부터 이탈하는 경향이 증가하고, 제도종교에 참여하는 사람들이라도 실질적인 종교참여는 다양하게 나타난다(임영빈, 2019). 따라서 현대인의 종교정체성을 유종교인과 무종교인으로만 구분하여 논의를 전개하기에는 한계가 있다.

현대인의 종교정체성이 전반적으로 약화되는 현실은 유동성의 개념으로 설명할 수 있다. 유동성은 현대사회를 액체근대로 정의한 바우만(Bauman, 2003)의 논의에서 출발한다. 근대사회 초기에는 구성원들의 계급이나 정체성이 고정되어 있었다. 그러나 근대 후기 구성원들에게는 많은 선택권이 주어지면서 삶의 경계들이 완화되고 정체성마저 유연하게 변화한다는 점에서 액체에 비유되었다. 또한 위험사회로 대변되는 오늘날 더 이상 종교가 현대인에게 불확실성을 해소할 도구로 기능하지 못하는 것으로 나타나며 제도종교는 다른 사회제도들과 마찬가지로 와해되는 특성이 확인된다(Bauman, 1998).

이러한 논의를 바탕으로 종교사회학자들은 현대종교 특성에 유동성 개념을 적용하여, 다수의 종교조직이나 개인들의 종교성이 약화되는 현상을 “액체종교”(fluid religion)로 정의한다(Dorothea & Rafel, 2010). 특히 현대인들은 유종교와 무종교 간 빈번한 이동을 보이거나, 종교조직에 얽매이지 않고 자신들의 종교적 삶을 자유로이 선택하려는 태도를 지닌다. 최근으로 올수록 이러한 경향이 강화되는 현실은 현대인의 종교정체성이 유연하게 변화하고 있음을 시사한다. 즉, 현대인의 종교정체성은 갈수록 애매모호해지며 유종교와 무종교 경계를 오가는 임계성(liminality)의 특징을 갖는다(Hout, 2017).

그럼에도 개인 수준의 종교정체성 변화에 대한 중단 연구는 주로 두 시점의 특성을 비교하는 추세연구가 진행되었다(손용진, 2007). 현대인의 종교정체성을 설명하는 연구들은 오늘날 무종교인 비율이 증가하는 현상에 주목하는 경향이 있으나, 무종교인 역시 다시금 유종교인으로 회귀할 수 있고 유종교인이라 하더라도 제도종교 참여수준은 다를 수 있다. 이러한 관점에서 유동적인 종교현상에 대한 이론적 논의들이 제시되어(우혜란, 2016), 이를 경험적으로 검증할 필요가 있다. 구체적으로는 한국노동패널 원자료를 활용하여 시간 경과에 따른 종교정체성 변화궤적을 유형화해 한국인의 정체성을 기존 선행연구와 다른 방식으로 접근할 수 있다.

## 2. 종교정체성 변화 결정요인

종교정체성은 사회인구학적 맥락에 따라 서로 다른 영향력이 확인된다. 오늘날 종교인구가 감소하는 주요 원인으로 젊은층의 종교이탈이 지목되듯이, 코호트별로 종교정체성의 차이가 큰 편이다. 성별에 따른 종교정체성은 일관된 연구결과가 제시되는데 여성은 남성보다 종교에 대한 믿음이나 종교기관 참여율이 높은 것으로 나타난다(이민아, 2010).

여성이 더 종교적인 현상은 보상-박탈이론으로 설명할 수 있다. 종교는 경제영역, 사회영역, 건강영역 등 삶에서 박탈감을 느끼는 사람에게 위로나 격려, 축복, 의미부여와 같은 보상을 제공하는 기체가 된다. 따라서 박탈감을 많이 경험할수록 보상에 대한 기대와 함께 종교성이 강해진다. 가부장적 사회에서 여성은 차별이나 박탈을 경험할 경우 경제적, 정치적, 사회적 보상을 추구하기보다 종교를 통해 보상을 받도록 사회화된 경향이 있다(이원규, 2002). 이러한 경향은 성 불평등한 사회에서 성장한 세대일수록 높게 나타나, 여성 중에서도 연령이 많을수록 종교참여가 높은 현상을 설명할 수 있다. 이러한 논의는 여성의 사회적 지위가 향상될수록 종교정체성이 약화될 가능성이 높아진다는 종교사회학적 논의와도 일맥상통한다(Luckmann, 1967).

이와 유사한 맥락에서 성별 분업이 강한 사회의 여성들일수록 가족 성원들의 돌봄을 담당하고 이들의 안녕을 기원하는 경향이 높아 남성보다 종교성이 높아진다고 설명한다(오경남, 2015). 이러한 경향은 생애과정에서 견고한 가부장적 사회구조를 경험한 세대일수록 강화될 수 다는 점에서, 일반적으로 여성의 종교정체성이 높다 하더라도 이는 코호트별로 다를 수 있다. 한국사회에서 여성의 교육수준은 1970년대 출생코호트부터 점차 높아졌다는 점에서, 성별과 코호트에 따른 종교정체성을 살펴볼 필요성이 제기된다.

사회경제적 지위가 종교정체성에 주는 영향을 살펴보면 경제성장은 종교와 상호연관이 있는 것으로 확인된다. 세속화 이론에 따르면 사회가 발전할수록 종교믿음은 비록 정(+)의 관계를 가지더라도 종교활동과는 부(-)의 관계를 보이는 것으로 나타난다. 또한 교육수준이 높아질수록 종교에 대한 믿음이 약해지고 종교참여도가 낮은 것으로 보고된다(이현송, 2011).

가족특성으로 유배우자나 가구원수가 종교정체성에 주는 영향으로, 종교는 개인에게 소속감을 제공해주고 종교참여는 사회적 관계를 형성할 기회가 된다는 점을 고려하면 사별 노인이나 1인가구에게는 종교가 가족 성원의 부재를 도와 사회적응을 가능하게 한다는 논의를 적용할 수 있다(손의성, 2008).

이사를 하거나 거주지역에 따른 환경적 상황은 종교를 통해 정서적 지지나 일상생활에 필요한 정보와 같은 도구적 지지를 얻을 수 있어 지역과 관련한 요인 역시 종교정체성에 영향을 줄 수 있다. 한편 인구사회학적 특성 외에도 건강수준은 종교참여에 직접적인 영향을 줄 수 있는 요인으로, 건강이 악화되는 노년기에는 신체 건강상의 이유로 조직적 종교성은 낮아지는 데 비하여 비조직적 종교성이나 주관적 종교성은 높아지는 것으로 확인된다(전혜정, 2004). 이와 같이 개인의 특성에 따라 종교정체성이 다르게 나타난 기존 연구결과를 토대로, 종교정체성 변화에 영향을 주는 사회인구학적 요인을 살펴볼 필요가 있다.

### III. 연구방법

#### 1. 분석자료

이 연구는 한국인의 종교정체성 유동화를 경험적으로 검증하기 위해 한국노동패널 12차(2009년)부터 25차(2022년)까지 개인 수준 원자료를 분석자료로 활용한다. 한국 사회는 2000년대 후반부터 탈종교화가 진행되면서 한국인의 종교정체성은 다양하게 전개되고 있다. 한국노동패널은 2009년부터 매해 종교유무와 종교정체성을 측정하고 있어 개인의 종교정체성 변화를 종단적으로 살피는 동시에 이를 유형화하는 본 연구에 적합한 자료이다. 아울러 사회인구학적 특성을 비롯하여 가구소득과 같은 경제적 특성을 면밀히 조사할 뿐만 아니라 가족 현황이나 거주지 등을 객관적으로 측정하고 일상생활에 대한 주관적 의식도 포함한다. 따라서 종교정체성과 긴밀히 연동되는 외생적 효과를 통제할 수 있다는 자료의 추가적 장점을 확인할 수 있다.

#### 2. 분석표본

한국노동패널의 모집단은 도시에 거주하는 15세 이상 가구주와 가구원이다. 연구대상은 출생코호트에 따라 1950-1959년, 1960-1969년, 1970-1979년, 1980-1989년과 같은 네 집단을 포함한 5,453명이다.<sup>2)</sup> 이들은 14년간 전 조사에 응답한 표본으로 중도결측치를 포함하지 않는다. 물론 추정치 외삽을 허용하여 일부 결측치를 지닌 표본을 추가할 경우 대표성을 보다 강화할 수 있다. 하지만 한국인의 종교정체성을 매년 추적 조사해 장기간의 패널연구를 진행한 연구가 사실상 전무하다는 점에서, 모든 조사에 응답한 표본만을 활용해 종단모형의 엄밀성을 보다 확보하는 방향에 중점을 두었다.

#### 3. 변수

연구에서 사용한 변수에 대한 설명은 <표 1>과 같다. 종속변수는 종교정체성으로 종교유무와 종교참여도를 포함한다. 종교정체성의 측정방식으로 무종교인은 0으로 처리하고, 유종교인은 종교참여도에 따라 1-4점의 점수를 부여하여 리커트 5점 척도를 구성하였다.

종교정체성 유동화의 결정요인을 확인하기 위해 사회인구학적 요인을 독립변수로 활용하였다. 성별과 출생코호트는 변수들의 개별적 효과를 확인하는 동시에 두 변수의 상호작용효과를 살펴보았다. 응답자의 사회경제적 지위는 교육수준, 가구소득, 경제활동을 토대로 살펴보았고, 가족 관련 요인으로 유배우자와 1인 가구를 포함하였다. 거주지와 관련해서는 이사여부, 수도권유무를 사용하

2) 출생년도를 1세로 간주할 경우 연도별 표본의 연령은 2009년 기준 20-60세까지 청·중년층에 해당하며, 2022년 기준으로는 35세부터 74세까지 중·노년층에 해당한다.

였고 이러한 요인에 영향을 주는 효과를 통제하기 위해 주관적 건강을 함께 고려하였다.

<표 1> 변수 목록

| 구분       | 변수명       | 측정방식  |
|----------|-----------|---|
| 종속<br>변수 | 종교정체성     | 0=(종교유무) 종교없음<br>1=(종교참여) 종교참여에 전혀 적극적이지 않다<br>2=(종교참여) 종교참여에 적극적이지 않은 편이다<br>3=(종교참여) 종교참여에 적극적인 편이다<br>4=(종교참여) 종교참여에 매우 적극적인 편이다 |
|          | 종교정체성 유형  | 12차-25차 간 종교정체성 변화에 따라 집단 분류  |
| 독립<br>변수 | 성별        | 0=남성, 1=여성  |
|          | 출생코호트     | 1950년대생, 1960년대생, 1970년대생, 1980년대생  |
|          | 교육수준      | 0=무학, 6=초등, 9=중등, 12=고등, 14=전문대, 16=대학, 18=석사, 20=박사  |
|          | 경제활동(합계)  | 12차-25차 동안 응답자가 경제활동을 한 해의 합계 (0~14)  |
|          | 가구소득(평균)  | 12차-25차 동안 전월 가구소득을 평균화한 값 (단위: 백만원)  |
|          | 유배우자(합계)  | 12차-25차 동안 응답자의 유배우자 기간 합계 (0~14)   |
|          | 1인가구(합계)  | 12차-25차 동안 응답자의 1일 가구 기간 합계 (0~14)  |
|          | 주거이동(합계)  | 12차-25차 동안 응답자가 전년도에 이사한 기간의 합계 (0~14)  |
|          | 수도권거주(합계) | 12차-25차 동안 응답자가 수도권에 거주한 해의 합계 (0~14)   |
|          | 건강만족도(평균) | 12차-25차 동안 응답자의 주관적 건강만족도를 평균화한 값<br>1=매우불만족, 2=불만족, 3=보통, 4=만족, 5=매우만족   |

#### 4. 분석방법

한국인의 종교정체성 변화 과정을 종단적으로 살펴보기 위해 이 연구는 성장혼합모형(Growth Mixture Model, GMM)을 활용한다(Ram & Grimm, 2009). GMM을 통해 도출된 종교정체성 집단의 사회인구학적 특성 차이를 비교하기 위해서는 ANOVA를 실시하고, 집단별 영향요인은 다항로짓회귀분석을 활용한다. 성장혼합모형은 잠재프로파일분석(Latent Profile Analysis)과 잠재성장모형(Latent Growth Model)을 결합한 모형으로, 관측치의 변화에 관해 이질성과 동질성의 관계를 고려하여 잠재집단들을 추출한 후 집단별 성장요인과 모수를 추정하는 분석이다(Laursen & Hoff, 2006).

요인분석이 변수들의 관계를 살펴보는 데 중점을 둔다면, GMM은 유사한 변화 양상을 보이는 개인 및 관측치들을 같은 잠재집단으로 분류하는 개인중심접근(person-centered approach) 분석이다. 개인중심접근 분석의 대표적인 방법으로 군집분석이 있으나 군집분석은 잠재집단의 분류 오류(classification error)를 고려하지 못한다는 한계가 있다. 반면 GMM은 사후확률을 이용해 집단의

분류 오류를 통계적으로 검증한다는 장점을 가진다(Magdison & Vermunt, 2002).

GMM은 최적의 잠재집단을 확인하기 위해 정보준거지수(Information Criterion, IC)를 통한 모형 비교, Lo-Mendell-Rubin의 조정된 우도비 검증(LMR-LRT), 모수적 부트스트랩 우도비검증(Parametric bootstrap likelihood ratio test, BLRT)을 활용한 모형비교검증 방법을 실시한다(Lo, Mendell & Rubin, 2001). 구체적으로 이번 연구의 경우 12차부터 25차 조사기간동안 측정된 개인의 종교정체성에 관해 잠재집단을 순차적으로 증가해 가면서, 정보준거지수와 분류정확도(Entropy)를 비교하고 잠재집단 k 모형과 잠재집단 k-1모형 간 비교검증을 통해 최적의 잠재집단을 결정한다.

모형의 정보준거지수 비교는 일반적으로 사용되는 AIC(Akaike Information Criterion) · BIC(Bayesian Information Criterion) · ABIC(adjusted Bayesian Information Criterion)의 값의 증감 여부에 따라 결정된다. 정보준거지수가 작아질 때 k개 잠재집단으로 분류된 GMM모형이 k-1개의 잠재집단보다 적절집단의 이질성을 보다 적합하게 구분한다고 볼 수 있다. 잠재집단 분류의 질을 확인하기 위해서는 Entropy를 활용하여 추정된 잠재집단 확률분포에 실제 개인들이 얼마나 적절히 분류되고 있는지를 확인한다. 마지막으로 모형비교검증은 k개와 k-1개 잠재집단 모형간 카이제곱검증을 통해 모형적합도 차이가 통계적으로 유의미한지를 검증한다. 또한 통계적 모형적합도뿐만 아니라 해석가능성, 집단 크기, 이론적 연관성 등을 종합적으로 고려해 최적의 잠재집단 규모를 선정해 분석을 수행한다(Nagin, 1999).

이상의 GMM 분석기법을 활용하여 이 연구는 한국인의 종교정체성을 중단적으로 유형화하는 것에 일차적 목적을 둔다. 이는 한국인의 종교정체성 변화가 사회인구학적 특성에 따라 특정한 패턴으로 유형화될 수 있음을 가정하고, 이후 통계적 수치에 근거해 최적의 종교정체성 집단을 추출하는 것이다. 집단을 분류한 이후에는 교차분석 · ANOVA 등을 통해 추출된 집단의 사회인구학적 특징을 파악하고, 다항로지회귀분석을 통해 집단별 사회인구학적 요인들의 영향력을 검증할 것이다.

## VI. 분석결과

### 1. 응답자의 일반적 특성

이 연구에서 사용한 응답자의 일반적 특성은 <표 2>와 같다. 표본 5,453명 가운데 여성은 55.1%, 남성은 44.9%이며, 코호트의 경우 1950년대 출생자 28.9%, 1960년대 출생자 29.4%, 1970년대 출생자 30.0%, 1980년대 출생자는 11.7%로 집계되었다. 응답자의 평균 교육연한은 12.4년으로 고졸 정도에 해당하고, 가구소득은 조사기간 2009년부터 2022년까지 평균 금액이 406만원으로 확인된다. 경제활동은 0에서 최대 14의 값을 지니는 가운데 응답자들의 평균 경제활동 기간은 약 10년이지만 편차가 큰 것으로 확인된다. 유배우자 역시 평균 혼인기간은 약 11년으로 나타났으나 응답자마다 큰 편차를 보였다. 가구원수의 경우 오늘날 한국에서 보편적인 가구형태는 1인 가구이지만,

조사기간 14년동안 1인 가구로 생활한 기간은 평균 1.2년으로 짧은 편이었다. 이러한 결과는 중년층이 다른 연령대에 비해 다인 가구 비율이 높는데, 이 연구의 표본 대다수가 중년층에 해당하기 때문이라 볼 수 있다. 거주지이동은 조사기간 중 평균 1.5회 정도로 확인되었고, 수도권에 약 6년 정도 거주한 것으로 나타났다. 건강만족도는 조사기간 14년 평균 3.5점으로 보통 이상으로 평가되었다.

<표 2> 응답자의 사회인구학적 특성

| 변수명       | N      | 비율 (%) | 평균     | 표준편차   | 최소값  | 최대값     |
|-----------|--------|--------|--------|--------|------|---------|
| 성별        | 여성     | 3,004  | 55.09  | -      | -    |         |
|           | 남성     | 2,449  | 44.91  | -      | -    | 0       |
| 출생<br>코호트 | 1950년대 | 1,578  | 28.94  | -      | -    |         |
|           | 1960년대 | 1,601  | 29.36  | -      | -    | 0       |
|           | 1970년대 | 1,637  | 30.02  | -      | -    | 1       |
|           | 1980년대 | 637    | 11.68  | -      | -    |         |
| 교육수준 평균   |        | -      | 12.35  | 3.08   | 0    | 18      |
| 경제활동 합계   |        | -      | 10.05  | 4.94   | 0    | 14      |
| 가구소득 평균   |        | -      | 406.05 | 218.13 | 0.57 | 2272.21 |
| 유배우자 합계   |        | -      | 11.34  | 4.97   | 0    | 14      |
| 1인가구 합계   |        | -      | 1.26   | 3.44   | 0    | 14      |
| 이사여부 합계   |        | -      | 1.54   | 1.54   | 0    | 10      |
| 수도권거주 합계  |        | -      | 6.36   | 6.85   | 0    | 14      |
| 건강만족도 평균  |        | -      | 3.49   | 0.48   | 1.00 | 4.64    |
| 총합        | 5,453  | 100.00 | -      | -      | -    | -       |

<표 3>은 조사기간 14년 동안 응답자의 종교유무 변화를 살펴본 결과이다. 자신을 14년간 유종교인으로 인식한 비율은 22.3%, 지속해서 무종교인이라 인식한 비율은 28.7%로 나타났다. 즉, 한국인의 54%가 일관된 종교정체성을 보였으나, 46%는 14년간 한 번이라도 종교유무에 일관된 응답을 보이지 않아 종교유무 변화가 유동적인 종교정체성을 지닌 집단으로 확인된다. 이는 한국인의 종교정체성은 단순히 유종교인과 무종교인으로 구분되기보다 유동적 흐름이 존재함을 함의한다. 따라서 종교정체성의 변화궤적을 검토하는 동시에, 유종교인 집단 내에서도 종교정체성 수준을 살펴볼 필요가 있다.

<표 3> 응답자의 종교정체성 변화 여부

| 종교정체성의 동태적 추세 | 빈도 (명) | 비율 (%) |
|---------------|--------|--------|
| 종교정체성 유종교인 지속 | 1,215  | 22.29  |
| 지속집단 무종교인 지속  | 1,566  | 28.72  |
| 종교정체성 변화집단    | 2,672  | 49.00  |
| 총계            | 5,453  | 100    |



## 2. 종교정체성 변화유형에 따른 성장혼합모형 분석

### 가. 잠재집단 수 결정

한국인의 종교정체성 변화궤적에 따라 집단을 분류하기 위해 통계프로그램 Mplus 6.0을 사용해 성장혼합모형을 실시하였다. 최적 잠재집단 선정을 위한 정보준거지수(IC) 및 모형비교 검증결과는 <표 4>와 같다.

조사기간 종교정체성 변화에 관하여 순차적으로 잠재집단을 증가시켜 검증한 결과, IC값은 잠재집단의 수가 커질수록 감소하였고, 감소 폭은 잠재집단 수가 늘어날수록 줄어들었다. 잠재집단 추정치와 실제 모형의 분류 정확도를 의미하는 Entropy 지수는 잠재집단 수 증가에도 불구하고 0.8 이상의 안정된 수치를 보이고 있었다. 다음으로 k-1개 잠재집단 모형과 k개 잠재집단을 비교해 모형적합도가 통계적으로 유의미하게 개선되었는지를 확인한 결과, LRT·ALRT 모든 검정결과에서 잠재집단의 수가 5개를 초과할 때부터 통계적 유의미성을 상실하였다. 결과적으로 정보적합도지수 감소분, 모형비교 검증결과, 그리고 해석의 용이성 등을 감안할 때, 한국인의 종교정체성 변화궤적은 5개 잠재집단으로 유형화되는 것이 최적의 결과임을 확인하였다.

<표 4> 잠재계층 모형적합도 결과

| Class | IC     |        |        | LRT<br>(p-value) | ALRT<br>(p-value) | Entropy | 집단별 비율 |      |      |      |      |     |  |  |
|-------|--------|--------|--------|------------------|-------------------|---------|--------|------|------|------|------|-----|--|--|
|       | AIC    | BIC    | ABIC   |                  |                   |         | 1      | 2    | 3    | 4    | 5    | 6   |  |  |
| 1     | -      | -      | -      | -                | -                 | -       | 100    |      |      |      |      |     |  |  |
| 2     | 192399 | 192683 | 192546 | .3333            | .3333             | 0.991   | 53.6   | 46.5 |      |      |      |     |  |  |
| 3     | 173660 | 174043 | 173859 | .0000            | .0000             | 0.977   | 51.2   | 28.4 | 20.5 |      |      |     |  |  |
| 4     | 167823 | 168305 | 168073 | .0306            | .0321             | 0.978   | 49.9   | 26.7 | 5.4  | 18.0 |      |     |  |  |
| 5     | 162240 | 162821 | 162541 | .0002            | .0002             | 0.981   | 6.2    | 48.5 | 24.7 | 5.1  | 15.5 |     |  |  |
| 6     | 158459 | 159139 | 158812 | .2118            | .2154             | 0.973   | 48.4   | 4.7  | 1.9  | 0.5  | 0.17 | 6.3 |  |  |

\* AIC(Akaike Information Criteria), BIC(Baysian Information Criteria), ABIC(Adjusted BIC) LMR-LRT(Vuong-Lo-Mendell Rubin Likelihood Ratio Test), ALRT(Lo-Mendell-Rubin Adjusted Likelihood Ratio Test), B-LRT(Bootstrap Likelihood Ratio Test).

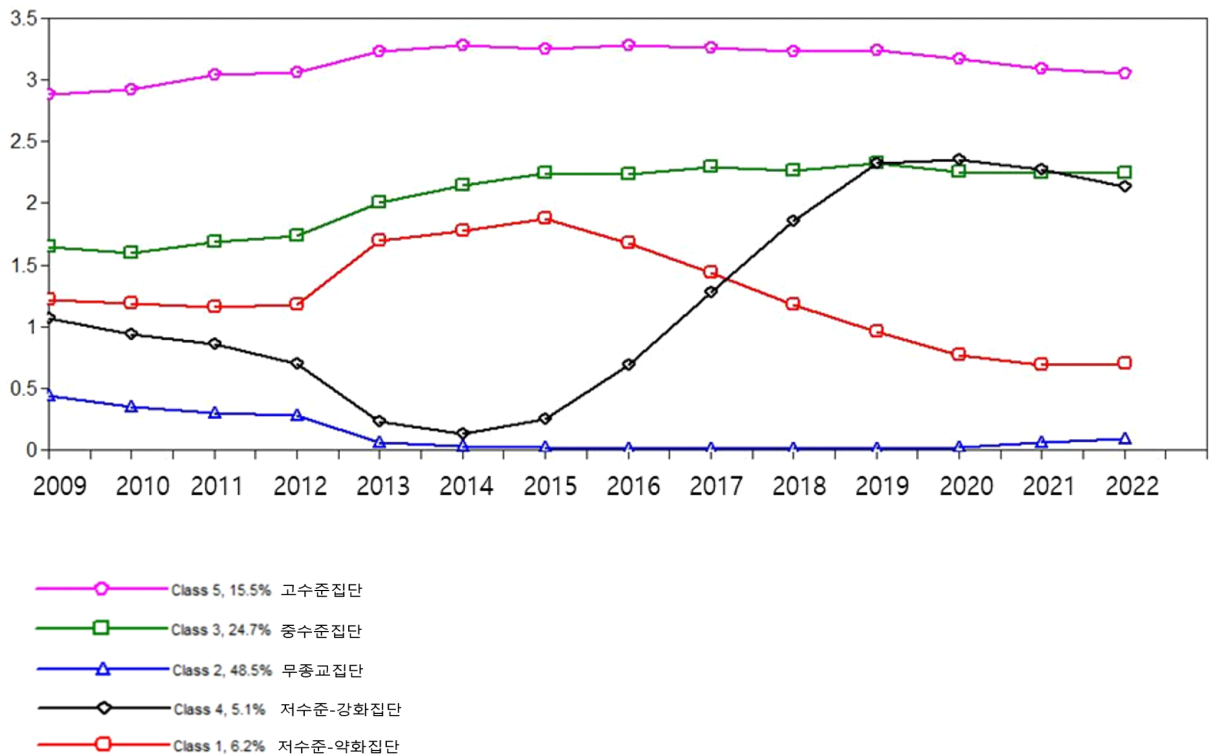
### 나. 종교정체성 변화궤적 잠재집단 유형

<그림 1>은 조사시기인 2009년부터 2022년까지 14년간 종교정체성에 대한 잠재계층 최적 모형의 확률분포를 보여준다. 추출된 5개 잠재집단은 종교정체성이 가장 높거나 중간수준, 낮은 수준의 위계를 보여주는 3개 집단 그리고 시간의 흐름에 따라 종교정체성이 강화되거나 약화되는 일련의 변화를 보이는 2개 집단으로 구분되었다.

각 잠재집단을 상세히 살펴보면 다음과 같다. 우선 표본의 과반수 가까이 차지하는 잠재집단2는 약 49%의 비중을 차지하였고, 조사시기 전반적으로 무종교인을 의미하는 0에 가까운 수치를 보여 ‘무종교집단’으로 명명하였다. 유종교인은 네 집단으로 분류되었으며, 그 중에서 가장 적극적인 종교참여도를 보인 잠재집단5는 응답자의 15.5%로 집계되었다. 잠재집단5의 높은 종교정체성은 전 조사시점에서 별다른 변동 없이 높은 종교성을 유지하였기 때문에 ‘고수준 집단’으로 명명하였다. 잠재집단5 다음으로 적극적인 종교참여를 보이는 잠재집단3은 응답자의 24.7%를 차지한다. 이 집단은 시간이 경과할수록 종교정체성이 점차 증가하였으나, 유종교인에 해당하는 네 집단 중 중간 수준의 종교정체성을 보여 ‘중수준 집단’으로 명명하였다.

유종교인 집단 중에서 조사기간 초기에 가장 낮은 종교정체성을 보인 잠재집단1과 잠재집단4는 시간 흐름에 따라 종교정체성이 상반된 양상으로 나타나며 가장 큰 유동성을 보였다. 잠재집단별로 종교정체성에 대한 구체적인 평균값과 표준편차를 살펴볼 수 있는 <표 5>에서도 잠재집단1과 잠재집단4의 표준편차는 각각 0.82, 0.39로 타 집단보다 크게 나타나, 두 집단의 종교정체성 변화가 빈번함을 알 수 있다. 각 집단의 특성을 구체적으로 살펴보면, 5.1% 비중을 보인 잠재집단4는 조사가 시작된 2009년부터 2014년까지 감소하였으나 이후로는 큰 폭으로 증가하여 2019년부터는 종교정체성이 ‘중수준 집단’과 유사한 수준을 보였다. 따라서 잠재집단4는 ‘저수준-강화집단’으로 명명하였다. 마지막으로 잠재집단1은 응답자의 6.2%가 분포하였으며, 2015년까지 종교정체성이 증가하였으나 이후 점차 감소한 특성을 보여 ‘저수준-약화집단’으로 명명하였다.

[그림 1] 종교정체성 변화궤적 잠재집단 유형



<표 5> 잠재집단별 종교정체성 평균값

| 종교성   | 고수준  | 중수준   | 저수준-강화집단 | 저수준-약화집단 | 무종교   | 전체    |
|-------|------|-------|----------|----------|-------|-------|
| 2009년 | 2.88 | 1.65  | 1.08     | 1.21     | .44   | 1.19  |
| 2010년 | 2.92 | 1.60  | .94      | 1.21     | .34   | 1.14  |
| 2011년 | 3.05 | 1.68  | .85      | 1.17     | .30   | 1.15  |
| 2012년 | 3.07 | 1.73  | .69      | 1.19     | .27   | 1.14  |
| 2013년 | 3.23 | 2.01  | .22      | 1.69     | .06   | 1.14  |
| 2014년 | 3.29 | 2.14  | .13      | 1.77     | .03   | 1.17  |
| 2015년 | 3.26 | 2.24  | .25      | 1.87     | .02   | 1.20  |
| 2016년 | 3.28 | 2.24  | .69      | 1.68     | .01   | 1.20  |
| 2017년 | 3.26 | 2.29  | 1.26     | 1.43     | .01   | 1.23  |
| 2018년 | 3.23 | 2.26  | 1.85     | 1.19     | .01   | 1.23  |
| 2019년 | 3.24 | 2.32  | 2.33     | .97      | .01   | 1.26  |
| 2020년 | 3.17 | 2.26  | 2.36     | .77      | .02   | 1.22  |
| 2021년 | 3.10 | 2.24  | 2.28     | .69      | .06   | 1.22  |
| 2022년 | 3.05 | 2.24  | 2.13     | .70      | .09   | 1.22  |
| 평균    | 3.14 | 2.07  | 1.22     | 1.25     | .12   | 1.19  |
| 표준편차  | .13  | .27   | .82      | .39      | .14   | .04   |
| N     | 842  | 1,347 | 276      | 344      | 2,644 | 5,453 |

### 3. 잠재집단별 사회인구학적 특성

종교정체성 변화궤적에 대한 잠재집단별로 사회인구학적 특성의 차이를 살펴보기 위해 ANOVA를 실시한 결과는 <표 6>과 같다. 잠재집단들은 대다수 사회인구학적 특성에 따라 통계적으로 유의미한 차이를 보였고 주요 내용은 다음과 같다.

성별의 경우 종교정체성이 저수준이거나 무종교집단에서 성비는 유사하게 나타났으나, 고수준 집단과 중수준 집단에서는 여성의 비중이 매우 높았으며 고수준 집단의 여성 비율은 74%에 달하는 것으로 확인되었다. 잠재집단별로 출생코호트의 분포도를 살펴보면 출생코호트가 최근으로 올수록 종교정체성이 낮은 집단에 더 많이 포함되었다. 구체적으로 1980년대생은 고수준 집단에 속하는 비중이 6%에 불과한 반면, 1950년대 출생코호트는 고수준 집단과 중수준 집단에 가장 많이 분포하였다. 한편 1970년대생과 1980년대생은 잠재집단 중 종교정체성 변화가 가장 유동적인 저수준-강화집단과 저수준-약화집단에 분포된 비율이 다른 집단보다 높게 나타났다. 따라서 두 집단은 한국인의 종교정체성이 감소하는 주된 배경인 동시에 유동적인 종교정체성을 지닌 특성이 확인된다.

사회경제적 지위에 해당하는 요인 중 경제활동이 각 잠재집단에 차지하는 비중은 뚜렷한 차이를 드러낸다. 고수준 집단의 경제활동 평균 기간은 9년이 채 되지 않는 반면, 저수준-강화집단은 약 11년, 무종교집단은 약 10년으로 가장 긴 경제활동 기간을 보였다. 가족요인에 해당하는 유배우자와 1인 가구도 잠재집단별로 유의미한 차이가 확인되었다. 유배우자 기간이 길수록 종교정체성이

높은 집단에 더 많이 분포하여 고수준 집단과 무종교집단의 유배우자 기간은 각각 11.82와 10.60으로 큰 차이를 보인다. 반면 1인 가구로 생활한 기간은 종교정체성이 가장 유동적인 저수준-약화집단이나 저수준-강화집단, 무종교집단에서 가장 긴 것으로 나타났다.

<표 6> 잠재집단별 사회인구학적 특성 차이

| 종교성집단     | 고수준    | 중수준   | 저수준<br>강화집단 | 저수준<br>약화집단 | 무종교   | F-value  |          |
|-----------|--------|-------|-------------|-------------|-------|----------|----------|
| 성별        | 남성     | .26   | .39         | .53         | .42   | .51      | 57.32*** |
|           | 여성     | .74   | .61         | .47         | .58   | .49      |          |
| 출생코<br>호트 | 1950년대 | .39   | .37         | .22         | .28   | .29      | 36.79*** |
|           | 1960년대 | .31   | .30         | .29         | .28   | .27      | 0.60     |
|           | 1970년대 | .25   | .24         | .34         | .30   | .31      | 14.10*** |
|           | 1980년대 | .06   | .09         | .15         | .14   | .13      | 14.74*** |
| 교육수준      | 12.37  | 12.01 | 12.52       | 12.32       | 12.41 | 6.16     |          |
| 경제활동      | 8.77   | 9.81  | 10.58       | 9.83        | 10.34 | 23.21*** |          |
| 가구소득      | 417.2  | 410.8 | 403.7       | 405.5       | 378.5 | 2.15     |          |
| 유배우자      | 11.82  | 11.68 | 11.15       | 10.89       | 10.60 | 7.07***  |          |
| 1인가구      | .98    | 1.12  | 1.36        | 1.67        | 1.39  | 3.66*    |          |
| 거주지이동     | 1.51   | 1.42  | 1.56        | 1.50        | 1.90  | 7.04***  |          |
| 수도권거주     | 7.23   | 5.67  | 6.61        | 5.63        | 5.56  | 9.72***  |          |
| 건강만족도     | 3.45   | 3.48  | 3.52        | 3.47        | 3.46  | 5.27***  |          |
| N         | 842    | 1,347 | 2,644       | 276         | 344   |          |          |

#### 4. 잠재집단별 결정요인

종교정체성 변화궤적에 따라 도출된 5개 잠재집단에 영향을 주는 사회인구학적 요인을 살펴보기 위해 준거집단을 무종교집단으로 설정한 후 다항로지회귀분석을 실시하였고 분석결과는 <표 7>과 같다.

첫째, 무종교집단과 종교정체성의 위계나 변화양상이 상반되는 고수준 집단에 대한 분석결과이다. 우선 성별효과로 여성은 해당 집단에 소속될 확률이 남성에 비해 3.5배 가량 높았다. 출생코호트 역시 강한 영향력이 확인되는데 1980년대생에 비해 1960년대생이나 1950년대생일수록 고수준 집단에 속할 확률이 크게 증가했다. 특히 1950년대생은 1980년대생에 비해 약 7.7배에 달하는 높은 소속확률을 보였다. 그 밖의 요인으로는 교육수준이 증가하거나 거주지이동기간이 길수록 고수준 집단에 속할 확률이 높게 나타났다.

둘째, 조사기간 동안 중간수준의 종교정체성을 지닌 중수준 집단에 대한 연구결과이다. 성별효과는 여성이 남성에 비해 약 두 배 높은 소속 확률을 보였다. 출생코호트는 1980년대생 대비 1960년생이 약 2배, 1950년생은 약 3.7배에 달하는 효과가 확인되었다. 교육수준은 고수준 집단에 이어 중수준 집단에 속할 확률이 높게 나타나, 교육은 종교정체성 강화에 정적 효과를 주는 것으로 이해할 수 있다.

셋째, 저수준-강화집단에서도 무종교집단 대비 성별의 효과가 유의미하게 확인된다. 여성은 남성 에 비해 해당 집단에 속할 확률이 1.6배 정도 높았으나, 이는 고수준 집단이나 중수준 집단의 성별 효과보다 낮은 편이다. 한편 고수준 집단과 중수준 집단에서 공통적으로 발견되는 출생코호트의 효과가 통계적으로 지지되지 않아, 저수준-강화집단에 대한 출생코호트의 영향력은 무종교집단과 큰 차이가 없음을 예측할 수 있다. 또한 수도권에 오래 거주할수록 저수준-강화집단에 속할 확률은 다소 감소하였다.

넷째, 무종교집단 대비 저수준-약화집단에 대한 결정요인을 확인한 결과 앞서 살펴본 세 집단과 달리 성별효과는 확인되지 않았다. 출생코호트 변수는 해당 집단에 속할 확률이 1980년대 출생자보다 1950년대생이 2.5배, 1960년대생은 1.6배 높았다. 한편 저수준-약화집단은 고수준 집단이나 중수준 집단과 달리 가족 관련 특성에서 유의미한 영향력이 확인되었다. 구체적인 결과로는 유배우자 기간이 길거나 1인 가구로 생활한 기간이 길수록 저수준-약화집단에 소속할 확률이 낮아졌다. 거주지 관련 요인으로는 이사를 많이 할수록 해당 집단에 속할 확률이 높아진 반면, 수도권 거주는 소속확률을 낮추는 요인으로 확인되었다.

<표 7> 잠재집단별 결정요인 분석 (준거집단: 무종교집단)

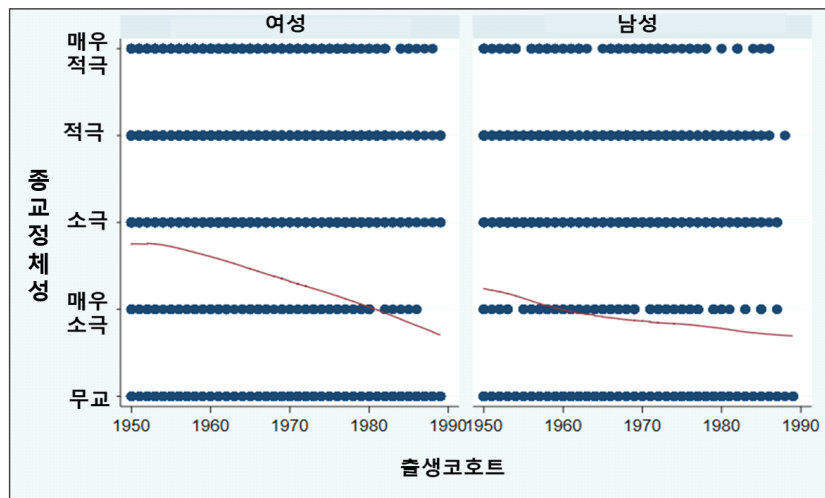
| 변수명         | 고수준      |       | 중수준                          |      | 저수준<br>강화집단 |      | 저수준<br>약화집단 |      |
|-------------|----------|-------|------------------------------|------|-------------|------|-------------|------|
|             | RRR      | S.E   | RRR                          | S.E  | RRR         | S.E  | RRR         | S.E  |
| 여성          | 3.518*** | .352  | 1.909***                     | .150 | 1.577***    | .229 | 1.133       | .148 |
| 출생코호트       |          |       |                              |      |             |      |             |      |
| _1950년대생    | 7.663*** | 1.468 | 3.681***                     | .543 | 1.521       | .393 | 2.515***    | .588 |
| _1960년대생    | 3.411*** | .616  | 1.950***                     | .266 | 1.085       | .255 | 1.581*      | .339 |
| _1970년대생    | 1.835*** | .320  | 1.223                        | .159 | .989        | .213 | 1.284       | .253 |
| 교육연한        | 1.123*** | .020  | 1.029*                       | .015 | 1.026       | .028 | 1.041       | .026 |
| 경제활동        | .984     | .009  | .999                         | .008 | .988        | .015 | 1.003       | .014 |
| 가구소득        | 1.000    | .000  | 1.000                        | .000 | 1.000       | .000 | 1.000       | .000 |
| 유배우자        | 1.004    | .013  | 1.008                        | .010 | 1.000       | .019 | .963**      | .014 |
| 1인가구        | .978     | .018  | .996                         | .015 | 1.034       | .025 | .947*       | .021 |
| 거주지이동       | 1.092**  | .032  | 1.039                        | .026 | .996        | .045 | 1.209***    | .045 |
| 수도권거주       | 1.007    | .006  | .978***                      | .005 | .979*       | .009 | .975**      | .008 |
| 건강만족도       | .904     | .092  | 1.114                        | .096 | .894        | .139 | .931        | .131 |
| 상수          | .013***  | .006  | .081***                      | .029 | .080        | .051 | .097***     | .056 |
| N           | 276      |       | 2644                         |      | 1347        |      | 344         |      |
| Pesudo R-sq |          |       | .0418 (LR chi2(48) = 597.85) |      |             |      |             |      |

이상의 분석결과에서 한국인의 종교정체성 잠재집단에 대한 성별과 출생코호트 효과는 유사한 결과가 매우 유의미하게 제시되어, 다른 사회인구학적 특성에 비해 두 요인의 강한 영향력을 확인하였다. 특히 잠재집단을 위계화했을 때 무종교집단 대비 종교정체성이 높은 고수준 집단과 중수준 집단에서 성별 및 출생코호트 효과는 종교정체성 수준과 비례하여 증대하는 결과도 살펴볼 수 있었다. 그

렇다면 두 요인의 영향력을 더욱 자세히 규명하기 위해, 출생코호트가 잠재집단에 주는 영향력이 성별에 따라 이질적인 결과가 나타나는지 추가적으로 확인할 수 있다.

이를 위해 성별과 출생코호트, 종교정체성의 관계를 검토하였다. 분석방법으로는 국부 가중선형회귀(locally weighted regression)를 적용하였다(Cleveland, 1979). 분석결과는 <그림 2>와 같으며, 그림에서 적색 실선은 국부 선형회귀 추정결과를 보여준다. 성별에 따라 여성과 남성 집단으로 구분하고 집단별 출생코호트와 종교정체성의 관계를 확인하면, 여성과 남성 모두 최근 코호트로 올수록 종교정체성이 낮아지는 경향이 발견된다. 그러나 남성에 비해 여성 집단은 출생코호트에 따라 종교정체성이 낮아지는 결과가 보다 가파른 기울기를 보여 출생코호트와 종교정체성의 관계에서 성별 조절효과를 추론할 수 있다.

[그림 2] 성별, 출생코호트별 종교정체성 추세



이러한 결과를 바탕으로 <표 8>에서는 성별과 출생코호트의 상호작용항을 투입한 분석을 진행하였다. 분석결과 성별과 출생코호트 간의 상호작용 효과는 무종교집단에 대비해 고수준 집단에서 유의미한 정적 영향이 나타났다. 구체적으로는 여성이면서 1960년대 출생자인 경우 고수준 집단에 속할 확률이 약 2.4배 높았고, 1950년대 출생자는 60년대생보다 더 높은 약 2.9배의 가능성을 보였다. 한국 사회는 1990년대 이후 여성의 교육수준과 경제활동 참여가 높아졌으며 이런 기회에서 배제되었던 1950년대생과 1960년대생은 사회적 박탈을 경험하였을 때, 종교를 통해 보상을 받도록 사회화된 경향이 있다(이원규, 2002).

그런데 한국 사회에서 종교는 중산층 이상 집단의 교류기회를 많이 제공한다는 특성 즉 종교집단은 지위집단으로 기능하는 측면이 있다(서우석, 1994). 이는 여성들의 강한 종교정체성이 지속될 수 있는 배경으로 가부장적 사회구조에서 성별 분업을 내재화한 세대적 특성만이 아닌, 일정 수준의 사회경제적 지위가 보장되어야 함을 의미한다. 이러한 논의는 학력이 높아질수록 유종교이며 종교활동에 적극적인 고수준 집단에 속할 확률이 높게 나타난 결과를 뒷받침한다.

<표 8> 성별과 출생코호트의 상호작용 결과 (준거집단: 무종교집단)

| 변수명         | 고수준집단                        |       | 중수준집단    |      | 저수준-강화집단 |      | 저수준-약화집단 |      |
|-------------|------------------------------|-------|----------|------|----------|------|----------|------|
|             | RRR                          | S.E   | RRR      | S.E  | RRR      | S.E  | RRR      | S.E  |
| 여성*코호트      |                              |       |          |      |          |      |          |      |
| 여성*50년대생    | 2.898**                      | 1.024 | 1.412    | .359 | 1.250    | .537 | 1.358    | .528 |
| 여성*60년대생    | 2.367*                       | .841  | 1.188    | .300 | 1.362    | .583 | 1.352    | .526 |
| 여성*70년대생    | 1.197                        | .424  | .913     | .233 | .832     | .347 | 1.373    | .521 |
| 여성          | 1.807                        | .572  | 1.693*   | .375 | 1.452    | .515 | .879     | .284 |
| 출생코호트       |                              |       |          |      |          |      |          |      |
| 1950년대생     | 3.837***                     | 1.142 | 3.124*** | .653 | 1.386    | .493 | 2.177**  | .634 |
| 1960년대생     | 1.890*                       | .562  | 1.792**  | .366 | .920     | .320 | 1.364    | .386 |
| 1950년대생     | 1.582                        | .460  | 1.282    | .259 | 1.091    | .355 | 1.093    | .295 |
| 교육수준        | 1.131***                     | .020  | 1.033*   | .015 | 1.029    | .028 | 1.042    | .026 |
| 경제활동        | .982*                        | .009  | .997     | .008 | .986     | .015 | 1.003    | .014 |
| 가구소득        | 1.000                        | .000  | 1.000    | .000 | 1.000    | .000 | 1.000    | .000 |
| 유배우자        | 1.007                        | .013  | 1.009    | .011 | 1.001    | .019 | .964*    | .014 |
| 1인가구        | .977                         | .018  | .995     | .015 | 1.034    | .025 | .947*    | .021 |
| 거주지이동       | 1.091*                       | .032  | 1.038    | .026 | .994     | .045 | 1.209*** | .045 |
| 수도권거주       | 1.006                        | .006  | .978***  | .005 | .979*    | .009 | .975**   | .008 |
| 건강만족도       | .911                         | .094  | 1.120    | .097 | .900     | .140 | .933     | .131 |
| 상수          | .018***                      | .009  | .080***  | .031 | .078***  | .052 | .107***  | .063 |
| N           | 276                          |       | 2,644    |      | 1,347    |      | 344      |      |
| Pesudo R-sq | .0418 (LR chi2(48) = 597.85) |       |          |      |          |      |          |      |

## V. 결론 및 제언

이 연구는 현대 한국인의 종교정체성이 유동적으로 변화하는 현상에 주목한다. 구체적으로는 종교정체성 변화궤적에 따른 잠재집단 유형을 확인하고, 잠재집단 분류에 영향을 주는 사회인구학적 요인들의 효과를 살펴보았다. 분석을 위해 매년 한국인의 종교정체성을 조사한 한국노동패널 12차-25차년도 데이터를 활용하여, 1950년대, 1960년대, 1970년대, 1980년대 출생 코호트를 연구대상으로 선정하였다. 분석결과에 대한 논의는 다음과 같다.

첫째, 2009년-2022년 한국인의 종교정체성 변화를 살펴본 결과, 한국인의 절반에 가까운 49%가 유종교인과 무종교인의 경계를 유연하게 넘나들며 종교정체성 변화를 경험한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 현대사회 종교현상이 유동적 종교의 특성(우혜란, 2016) 특히 유종교와 무종교 경계를 오가는 임계성(liminality)이란 특징(Hout, 2017)을 보인다는 기존의 연구결과를 뒷받침한다.

둘째, 종교정체성 변화를 성장혼합모형으로 분석한 결과, 시간의 흐름에 따른 변화궤적은 고수준, 중수준, 저수준-감소, 저수준-증가, 무종교 집단으로 도합 5개 유형의 잠재집단으로 분류되었다. 이에 따라 한국인의 종교정체성은 내부적으로 분화하며 다양성이 증가한다는 사실을 살펴볼 수 있다.

이 중 무종교 집단 비중은 48.5%로 전체 인구의 절반 가량을 차지하여 오늘날 무종교인구가 많은 현상과 일치한다(한국갤럽, 2021). 유종교인의 경우에도 제도종교 참여수준은 전반적으로 낮게 나타나 오늘날 제도종교를 거부하는 사람들이 증가한다는 논의와 유사한 결과가 확인된다(정재영, 2014). 이를 바탕으로 전통적 권위 또는 권위주의에 대한 거부감이 높고 집단주의 문화가 약화되는 작금의 현실을 이해할 수 있다.

셋째, 종교정체성 변화궤적을 바탕으로 한 잠재계층 분류에 영향을 주는 사회인구학적 요인은 다음과 같다. 먼저 여성일수록 고수준 집단이나 중수준 집단, 중수준-증가 집단에 속할 확률이 높아, 남성보다 여성의 종교정체성이 강하다는 기존의 연구들과 동일한 결과가 확인되었다(이민아, 2010). 출생코호트의 경우 1970년대생은 고수준 집단에 속할 확률이 높고, 1960년대생 이하는 고수준 집단, 중수준 집단, 중수준-감소 집단에 포함될 가능성이 높았다. 특히 1950년대생은 고수준 집단에 속할 확률이 가장 높아 노인세대의 종교정체성이 강하다는 연구를 지지한다(손의성, 2008). 교육연한이 높을수록 고수준 집단이나 중수준 집단에 속할 확률이 높은 결과는, 종교가 지위집단으로 기능하여 종교기관을 통해 계급이 분리된다는 논의를 적용할 수 있다(Lenski, 1963). 거주지 관련 요인으로서는 이사를 할수록 고수준 집단과 저수준-감소 집단일 가능성이 높아 이사는 종교정체성을 강화하거나 약화시키는 상반된 결과를 줄 수 있는 것으로 확인된다. 수도권에 거주할수록 중수준 집단, 저수준-증가 집단, 저수준-감소 집단에 속할 확률이 높아, 수도권 거주자는 종교정체성이 유동적으로 변화하는 경향을 살펴볼 수 있었다.

넷째, 여성이 5개 잠재집단에 속할 확률에서 출생코호트의 조절효과를 확인한 결과, 1960년대생과 특히 1950년대생 여성 고수준 집단에 속할 확률이 높았다. 이러한 결과는 젠더 불평등을 경험한 세대일수록 종교를 통해 보상을 추구한다는 박탈-보상이론을 토대로 해석할 수 있다(Luckmann, 1967).

마지막으로 이 연구는 14년의 장기간을 연구하면서 독립변수로 사회인구학적 요인들의 평균값을 사용하여 추세 변화를 포함하지 못한 것을 한계로 들 수 있다. 향후 사회인구학적 요인을 시간에 따른 불변변수와 가변변수로 구분하여 후자(time-varying covariate)인 경우 종단적 변화값을 사용해 잠재집단을 구분하는 결정요인에 관해 더 깊이 탐색할 필요가 있다.



## 참고문헌

- 바우만(Bauman, Z). 2009. 『액체근대』. 강.
- 서우석. 1994. “중산층 대형교회에 관한 사회학적 연구.” 『한국사회학』 28: 151-174.
- 손용진. 2007. “노인기의 종교변화에 따른 생활 만족도.” 『노인복지연구』 36: 181-200.
- 손의성. 2008. “배우자 사별노인의 종교참여와 대처자원 및 우울에 관한 연구.” 『노인복지연구』 41: 183-204.
- 오경남. 2015. “한국 기독교 여성과 남성의 종교성 비교연구.” 『기독교교육정보』 44: 221-252.
- 우혜란. 2016. “동시대 종교현상으로서 ‘유동적 종교’(Fluid Religion)에 대한 논의.” 『서울대학교 종교문제연구소』 30: 33-65.
- 이민아. 2010. “결혼상태에 따른 노인의 우울도와 성차.” 『한국사회학』 44(4): 32-62.
- 이민정. 2016. “한국인의 행복과 종교의 관계: 종교의 영향력 변화를 중심으로.” 『사회사상과문화』 19(4): 291-328.
- 이원규. 2002. “종교사회학적 관점에서 본 교회여성의 교회생활과 여성의식 사회의식.” 『신학과세계』 45: 182-201.
- 이현승. 2011. “미국 사회에서 교육과 종교성의 관계.” 『국제·지역연구』 20(3): 151-173.
- 임영빈. 2019. “한국 종교 인구 변화에 관한 코호트 분석.” 『현상과인식』 43(4): 123-150.
- 전혜정. 2004. “노년기 종교활동이 정신건강에 미치는 영향.” 『노인복지연구』 25: 169-186.
- 정재영. 2014. “종교 세속화의 한 측면으로서 소속 없는 신앙인들에 대한 연구.” 『신학과 실천』 39: 575-606.
- 한국갤럽. 2022. 『한국인의 종교와 종교 의식: 1984-2021』
- Bauman, Z. 1998. “Postmodern Religion?” In Paul Heelas (Ed.), Religion, Modernity and Postmodernity. Oxford: Blackwell Publishers. pp. 55-78.
- Cleveland, W. S. 1979. Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots. Journal of the American Statistical Association, 74(368): .829-836.
- Dorothea, L. & R. Walthert. 2010. “Fluide Religion: Eine Einleitung, In Fluide Religion: Neue religiöse Bewegungen im Wandel.” Theoretische und empirische Systematisierungen. Bielefeld: Transcript Verlag, pp. 9-17.
- Hout, M. 2017. “Religious ambivalence, liminality, and the increase of no religious preference in the United States, 2006 - 2014.” Journal for the Scientific Study of Religion, 56(1), 52-63.
- Laursen, B., & Hoff, E. (2006). “Person-centered and variable-centered approaches to longitudinal data.” Merrill-Palmer Quarterly 52(3): 377-389.
- Lenski. G. 1963. The Religious Factor: A Sociological Study of Religion’s Impact on Politics,

- Economics and Family Life. (Revised edition). Garden City, NY: Doubleday.
- Lo, Y., N. R. Mendell, & D. B. Rubin. 2001. "Testing the number of components in a normal mixture." *Biometrika* 88(3): 767-778.
- Luckmann, T. 1967. *The Invisible Religion: The Problem of Religion in Modern Society*. New York: Macmillan.
- Moberg, D. 1965. "Religiosity in old age." *The Gerontologist* 5: 78-87.
- Nagin, D. S. 1999. "Analyzing developmental trajectories: A semiparametric, group-based approach." *Psychological Methods* 4(2): 139-157.
- Ram, N., & K. J. Grimm. 2009. "Methods and measures: Growth mixture modeling: A method for identifying differences in longitudinal change among unobserved groups." *International Journal of Behavioral Development* 33(6): 565-576.
- Tyler, T. R. & S. L. Blader. 2003. "The group engagement model: Procedural justice, social identity, and cooperative behavior." *Personality and Social Psychology Review* 7(4): 349-361.