

Effects of Age, Cohort, and Period on Political Orientation

- A Pilot Study on the 2008 and 2018 Surveys -

Hyoungjoon Jeon⁺

Dankook Center for Dispute Resolution, Dankook University, 152 Juljeon-ro, Suji-gu, Yongin-si, Gyeonggi-do, Korea

Abstract

This study compares the results of two surveys conducted in 2008 and 2018 in South Korea to find out how political orientation remains consistent or changes over time depending on age, cohort, and period. To calculate the magnitudes of the three effects, it used longitudinal, cross-sectional, and time-lag differences. Based on the assumption that one of these effects does not exist, the other effects were measured as observed values. According to the 2008 survey, those born before 1959 were relatively conservative, while those born after 1959 were relatively progressive. However, three groups were identified in the 2018 survey, and the most progressive group was those born between 1969 and 1978 rather than the youngest group. Assuming that there was no period effect, the conservativeness of those who were born between 1949 and 1958 and the neutral attitude of those born between 1959 and 1968 were interpreted as a cohort effect. However, no specific effect was found for those born between 1979 and 1989.

Key words: political orientation, aging effect, cohort effect, period effect, life cycle effect, longitudinal survey

1. 서론

최근 우리나라의 사회갈등을 이해하는데 연령대별 차이는 중요한 논점이 되었다. 남녀갈등이 우리 사회에서 얼마나 심각하다고 생각하는지, 또는 빈부갈등이 우리 사회에서 얼마나 심각하다고 생각하는지 등과 관련하여 연령대별 양상이 다르게 나타나고 있다.¹⁾ 연령대별 차이에 대한 이해가 없이는 현재의 갈등 상황을 제대로 이해하기도 어렵고, 미래의 갈등 상황에 대해서도 예측하기 어렵다. 뉴스를 소비하는 패턴도

연령대별로 다르다는 것은 이러한 경향이 강화될 가능성까지 시사한다(Lee & Choi, 2018).

한국 유권자의 투표 행태를 이해하는 데 있어서도 연령대별 차이는 관심사이다. 과거에는 도시화와 지역주의라는 변수가 투표결과 예측에 필수적이었던, 1990년을 전후한 시기부터는 연령대도 중요한 변수가 되었다(Chung, 1992, 1994). 2002년 대통령선거의 투표 결과는 연령대별 차이를 제외하고는 설명하기 어렵고 (Lee, 2002; Hur, 2014), 2004년 치러진 17대 총선에서도 연령대가 중요 요소로 평가되었다(Choi & Cho,

⁺ Corresponding author: Hyoungjoon Jeon, Tel. +82-31-8005-2649, Fax. +82-31-8005-4019, e-mail. samjeon2000@hanmail.net

2005). 2004년부터 2012년까지의 세 차례 국회의원의 투표결과를 이해하기 위해서도 연령대별 차이에 주목한 분석이 필요했다(Lee, 2014).

설문조사 또는 선거 결과에 대한 횡단면적 분석에서 연령대별 차이가 존재한다는 것은 최근 기정사실화 되었지만, 이런 연령대별 차이가 왜 발생하는가에 대해서는 다양한 설명이 존재한다.

첫 번째 설명은 사람들이 나이가 들어감에 따라 인식과 태도가 변한다는 것으로서, 정치적 성향을 예로 들면 젊었을 때 진보적인 사람도 나이가 들면 보수화 된다는 것이다.

두 번째 설명은 사람들의 인식과 태도가 잘 변하지 않는다는 것인데, 사람들이 비교적 어린 시기에 특정한 성향을 갖추게 되고, 그것이 나이 든 이후에도 유지된다는 것이다. 정치적 성향을 예로 들면 어떤 시기에 태어난 사람들 중에 진보적인 사람들의 비중이 높다면 그들은 평생 진보적인 사람들의 비중이 높고, 또 다른 시기에 태어난 사람들 중에 보수적인 사람들의 비중이 높다면 그들은 평생 보수적인 사람들의 비중이 높다는 것이다.

세 번째 설명은 특정 시기에 영향력이 큰 사회적 사건이 발생하면 그로 인해 사람들의 성향에도 영향을 미친다는 것으로서, 예를 들어 선거 캠페인을 겪으면서 사람들의 정치적 성향도 영향을 받을 수 있다는 것이다. 이에 더해, 모든 연령대에 이러한 설명이 공통적으로 해당될 수도 있지만, 특정 연령대에는 해당하지 않을 수도 있다는 설명이 있다(Lee & Jeong, 2013).

본 연구는 10년의 차이를 두고 진행된 두 번의 설문조사 결과를 비교함으로써, 연령대별 차이를 체계적으로 분석하고자 했다. 예를 들어 2008년 진행된 설문조사에서 파악된 30대 응답자들의 정치적 성향이 2018년 진행된 설문조사에서 파악된 30대 또는 40대

응답자들의 정치적 성향과 같은지, 아니면 2018년의 40대는 2008년의 30대 또는 40대에 비해 상대적으로 보수화되었는지 등을 분석했다.

종속변수로는 응답자들이 스스로 답한 정치적 성향으로 했는데, 정치적 성향은 장기간에 걸쳐 동일한 표현으로 조사가 가능해 조사의 신뢰도를 높일 수 있다. 또한 정치적 성향은 미디어 등을 통해서 많이 언급되는 개념으로서 응답자 개인별 인식 차이가 다른 개념들에 비해 크지 않을 수 있다. 연령대별 차이를 분석한 기존 연구에서도 상당수가 정치적 성향에 주목하고 있는데, 이는 정치적 성향이 투표 행태 등을 설명하는데 유용한 변수이며, 사회적으로도 관심이 높은 변수이기 때문이다(Kim & Lim, 2013; Lee & Lee, 2008; Choi & Cho, 2005).

II. 선행연구 및 연구문제

1. 정치적 성향의 유지와 변화

정치적 성향에 대해서는 정치학과 심리학 등에서 다양한 연구가 진행되었다. 정치적 성향을 통해 여러 가지 사회적 쟁점에 대한 시민들의 관점 차이를 설명했는데, 경제적 측면에서 볼 때 분배가 중요한지 성장이 중요한지, 사회적 가치와 관련해서 법과 질서를 강조하는지 개인의 자유와 인권을 강조하는지 등이 정치적 성향과 밀접하게 관련되어 있다(Lodge & Hamill, 1986). 그리고 환경과 원자력 등에 대해 어떤 관점을 가지고 있는지가 정치적 성향과 맞물려 있으며, 우리나라의 정치 환경에서는 대북 정책에 대한 입장도 정치적 성향과 무관하지 않았다(Kang, 2005; Lee, 2005).

본 연구에서는 정치적 성향을 개인이 가지고 있는 가치지향적인 판단 성향으로서 보수와 진보로 표현되는 자아 인식으로 정의한다. 보수주의에 대해서 Jost, et. al.(2003)은 ‘변화에 대한 저항’과 ‘불평등의 수용’

1) 경기도가 2019년 11월 26일부터 28일까지 실시한 여론조사에 따르면, 남녀갈등에 대해서는 20대의 경우 31%가 심각하다고 인식한 반면, 50대 이상은 단 1%만이 심각하다고 인식했다. 한편 빈부갈등에 대해서는 20대의 20%, 50대의 17%가 심각하게 인식함으로써 그 차이가 미미했다. 참조: Financial News(2019) “경기도민 89% 우리사회 갈등 심각, 1위는 ‘이념갈등’”

을 핵심요소로 보았는데(as cited in Yun & Lee, 2011), 이는 변화가 불러올 수 있는 불확실성에 주목하고, 과도한 평등 추구가 가져올 수 있는 부작용을 경계하는 인식이라고 할 수 있다. 반면 진보주의는 기존 질서를 혁신하여 사회 발전을 가져오는 것을 중시하는데(Yun & Lee, 2011), Guttman(2001)은 이러한 혁신에 있어서 개인적 자유가 핵심요소라고 보았다.

보수적, 진보적이라는 표현이 우리나라에서 쓰인 것은 해방 이전부터이지만, 이 표현이 정치 현실에서 제도적 주체의 하나로 다뤄진 것은 80년대 이후이다(Yang, 1995; Jung, 1990). Jung(1990)은 1980년대 한국 사회를 논하면서, 보수와 진보의 이념적 갈등이 중요한 현실 문제가 된 점을 지적하면서, 동시에 당시 정당 중에서 진보정당으로 분류할 수 있는 곳은 없다고 주장하였다. Yang(1995)도 1990년대의 우리나라 상황을 설명하면서 보수주의를 표명하고 있는 사람들이 분명히 존재함에도 불구하고, 명시적이고 체계화된 보수주의 사상은 우리사회에 존재하지 않는다고 강조하기도 했다.

이러한 시각은 2002년 이후 달라졌는데, Kang(2005)은 3김의 퇴장으로 지역주의가 약화되었고, 16대 대통령 선거를 거치면서 두 축(반공 이데올로기의 수용-거부축, 권위주의-자유주의축)을 중심으로 한 보수-진보의 이념적 지형이 형성되었다고 설명했다. Lee(2005)도 2002년 대선과 2004년 총선을 진보진영과 보수진영의 대립으로 해석하면서, 좌-우의 구분이나 혁신-보수의 구분보다 진보-보수의 구분이 우리사회의 정치적 상황을 설명하는데 더 적절하다고 주장했다. Lee & Lee(2008)는 2007년 17대 대통령선거를 분석하면서, 유권자의 정치적 성향이 투표 결정에 직·간접적으로 영향을 미쳤다고 보았다.

본 연구는 정치적 성향의 유지 또는 변화에 연령대가 어떻게 관련되어 있는지에 특히 주목한다. 정치적 성향의 유지 또는 변화를 연구하는 데 있어서 정치적 성향의 수치화가 중요한데, 그 방법으로는 크게 두 가지가 활용되었다. 첫 번째 방법은 응답자에게 자신의

정치적 성향을 스스로 평가하도록 하는 방법으로서 진보-중도-보수의 스펙트럼을 가정하는 것이다. 이 방법은 여러 연구에서 비교적 유사한 문항을 사용하기 때문에 연구 결과의 상호 비교 등에 있어 유리한 측면이 있다. 또한 수십 년간 질문 문항의 변화가 거의 없어 시계열적 연구를 수행하기에도 적합하다.

한편 두 번째 방법은 정치적 성향에 따라 판단이 달라질 것으로 예상되는 여러 가지 문장을 제시하고, 그 문장 각각에 대해 얼마나 동의하는지를 질문하는 것이다(Kim & Yun, 2003). 이 방법은 정치적 성향에 대한 개인의 평가가 실제 그 개인의 정치적 성향을 객관적으로 나타내주기보다는, 그 개인이 가지고 있는 진보와 보수에 대한 선호 등에 영향을 받을 수 있다는 문제의식을 전제로 한다. 또한 정치적 성향을 일차원적이라고 보는 것은 과도한 가정이란 관점을 포함한다(Han, 2016). 그러나 이런 방식으로 정치적 성향을 측정할 때에는 조사 대상자의 사회적, 문화적, 시기적 맥락에 따라 예시문이 달라질 수 밖에 없으므로, 국제적 비교 연구나 수년 이상의 간격이 존재하는 종단적 연구에 활용하는데는 한계가 있다.

2. 연령효과, 코호트효과, 기간효과

일정한 기간을 기준으로 그 전과 후 사람들의 인식을 비교할 때, 주목해야 할 효과는 연령효과, 코호트효과, 기간효과로 세 가지로 구분할 수 있다(Palmore, 1978). 각각의 효과를 간략히 구분하면, 우선 연령효과는 사람들이 나이를 들어감에 따라 발생하는 효과이고, 코호트효과는 특정 시기에 태어났다는 공통점을 가지고 있는 사람들의 집단이 갖는 고유의 특성(Whelpton, 1949; Evan, 1959)을 의미한다. 이 두 가지의 효과가 가장 잘 대비되는 것이 정치적 성향 또는 이념적 성향이다. 이러한 성향이 평생에 걸쳐 지속적으로 변하는지 아니면 평생 변하지 않고 유지되는지는 두 가지 상반된 관점이다. 한편 기간효과는 특정 시기에 발생한 사회적 사건이 사람들에게 끼친 영향을 의미한다. 연령효과와 코호트효과가 평생에 걸친

시기를 염두에 두고 논의되는 것과는 달리 기간효과는 상대적으로 짧은 기간 중에 발생한 사회적 사건이 특정 연령대의 사람들에게 미치는 경우도 있어서, 구체적인 조사 시기도 영향을 미칠 수 있다.

코호트효과는 원래 인구통계학에서 쓰이던 개념으로서, 태도와 행동에 대한 연구에 응용한 것은 Evan(1959)이다. 그는 이 방법을 통해 세대의 경향을 실증적으로 추적하고자 했는데, 몇 년의 시차를 두고 진행된 복수의 설문조사를 통해 하나의 트렌드를 확인하거나, 적어도 변화를 볼 수 있다고 설명했다. 개개인의 변화까지 확인할 수 있는 패널연구에는 미치지 못하지만, 코호트연구를 통해서 어떤 연령대 집단의 평균적인 변화는 확인할 수 있다. Cutler(1969)도 세대 변화에 대한 연구를 진행함에 있어서 개인의 차이를 측정하는 것이 반드시 요구되지는 않으며, 집합적 변화를 보는 것도 가능하다고 설명했다. 코호트효과의 원인에 대해서는 다양한 관점이 가능하지만, 투표 성향 또는 정치적 성향과 관련해서는 코호트가 처음 투표를 하는 시기의 지배적인 정당이나 이념이 무엇이었느냐가 중요할 수 있다는 관점도 있다(Miller, *et. al.*, 1996).

그런데 문제점은 이 세 가지 효과가 개별적인 관측을 통해 구분하기 어렵다는 점이다. 종단적 연구에서 두 시기에 동일한 질문을 통해 인식이나 태도를 측정했다고 해도, 그때 구할 수 있는 것은 위의 세 가지 중 어느 하나가 아니라, 두 가지의 효과가 동시에 고려되어야 하는 복합적인 결과라는 것이다(Palmore, 1978). 예를 들어 1차 조사 시기와 2차 조사 시기가 10년의 간격을 두고 진행됐다고 할 때, 1차 시기에서 30대의 평균 측정값과 2차 시기에서 40대의 평균 측정값 간에 차이가 존재한다면 이 차이는 나이가 들어서 발생할 것일 수도 있고, 조사 중간의 10년 동안에 어떠한 사건이 있었기 때문에 발생한 것일 수 있다. Palmore(1978)는 이 측정값 차이를 L.D.(Longitudinal Difference)라고

구분하여, 이 값을 연령효과와 기간효과의 합으로 보았다.

한 시기의 조사에서도 연령대별로 차이를 발견할 수 있다. 이를 C.D.(Cross-sectional Difference)라고 하는데, 예를 들어 2008년 조사에서 30대의 평균 측정값과 40대의 평균 측정값을 비교할 경우 이것이 C.D.에 해당하며, 이 값을 Palmore(1978)는 연령효과와 코호트효과의 합으로 보았다.

관측할 수 있는 세 번째 값은 1차 조사 시기의 특정 연령대와 2차 조사 시기의 같은 연령대를 비교함으로써 얻을 수 있다. 즉 2008년 조사에서 30대의 평균 측정값과 2018년 조사에서 30대의 평균 측정값을 비교하는 것인데, L.D.와 C.D.에 대한 위의 두 가지 식으로부터 이 값은 기간효과에서 코호트효과를 뺀 값에 해당한다(Palmore, 1978).

종단적 설문조사가 가장 많이 진행된 것은 대통령 선거나 국회의원선거 직후였다. 선거는 일정한 주기로 진행되기 때문에 선거와 연동된 조사의 경우 자연스럽게 주기적인 반복횡단면 자료가 된다. Hur(2014)는 1992년부터 2012년까지 5년마다 실시된 대통령선거 사후조사 자료를 분석하여 연령-코호트효과²⁾를 나누어 비교하였는데, 정치적 성향에 있어서 연령효과가 존재함을 발견했다. 그는 전쟁세대, 산업화세대 뿐 아니라 386세대까지도 나이가 들어감에 따라 보수화되고 있다고 해석했다. 한편 Noh, *et. al.*(2013)도 1997년부터 2012년까지의 대선 설문조사 결과를 분석했는데, 386세대의 경우 정치적 성향이 큰 변화 없이 유지되었다고 해석함으로써 코호트효과의 측면을 주목했다. 연령효과가 발생하는 정도가 특정 연령대 이후에 도드라질 수 있다는 분석도 있는데, Truett(1993)는 정치적 성향에 있어서 보수화가 진행되는 것은 50대에 분명해진다고 주장했다.

연령효과를 주장한 다른 연구로 Crittenden(1962)을 들 수 있는데, 그는 횡단면적 설문조사 4건을 관찰한

2) Hur(2014)는 코호트효과라는 표현 대신 세대효과라는 표현을 사용했다. Noh, *et. al.*(2013)도 연령효과 뿐 아니라 출생 시기에 따른 효과가 존재한다고 결론내렸는데, 이 효과를 세대 효과라 칭했다.

결과, 나이가 들어감에 따라 공화당지지 성향이 강해진다고 결론내렸다. 각각의 설문조사에서 노년층이 젊은층에 비해 공화당지지 성향이 강했다는 것을 근거로 한 것이다.

하지만, Cutler(1969)는 이와 같은 연령효과에 의문을 제기했다. 코호트를 4살 단위로 구성하여, 총 9개의 연령대를 비교한 결과, 분석단위인 코호트를 기준으로 할 때 코호트 변동의 평균값과 연령대 증가에 따른 변동의 평균값을 비교한 결과 코호트 변동의 평균값이 더 적었다. 즉 연령의 증가에 따라 공화당지지 성향이 강화되었다고 해석하기보다는 코호트의 특성이 유지되었다는 해석이 더 타당하다는 것이었다.

3. 연구문제

이상과 같은 맥락에서 본 논문의 연구문제는 다음과 같다.

연구문제1. 만약 모든 연령대에 대하여 기간효과가 존재하지 않았다면, 정치적 성향에 대한 코호트효과와 연령효과는 출생시기별로 어떠한 차이가 있는가?

연구문제2. 만약 모든 연령대에 대하여 연령효과가 존재하지 않았다면, 정치적 성향에 대한 코호트효과와 기간효과는 출생시기별로 어떠한 차이가 있는가?

연구문제3. 만약 모든 연령대에 대하여 코호트효과가 존재하지 않았다면, 정치적 성향에 대한 연령효과와 기간효과는 출생시기별로 어떠한 차이가 있는가?

III. 조사방법과 연구의 분석틀

본 연구는 10년의 간격을 두고 진행된 두 설문조사 결과를 비교·분석한다. 첫 번째 설문조사는 2008년 11월 진행된 것으로 성별·연령대별·거주지별 층화표집을 통해 1천 명을 조사했다. 남자 49.6%, 여자 50.4%였고, 연령대별 표집 대상은 19세 이상 20대가 21.5%, 30대가 23.5%, 40대가 22.7%, 50대 이상이 32.3%였다. 거주지별로는 서울 21.3%, 인천·경기

27.0%, 대전·충청 10.0%, 광주·전라 10.5%, 대구·경북 10.6%, 부산·울산·경남 16.6%, 강원·제주 4.0%였다.

2018년 12월 진행된 설문조사 역시 성별·연령대별·거주지별 층화표집을 통해 1천 명을 조사했으며, 남녀 비율은 동일했다. 연령대별 표집 대상은 19세 이상 20대가 17.3%, 30대가 16.8%, 40대가 19.7%, 50대가 20.2%, 60대 이상이 26.0%였다. 우리나라 인구 구조의 변화에 따라 19세 이상 20대부터 40대까지의 조사 대상이 감소하고, 50대 이상의 조사 대상이 증가했다. 거주지별로는 서울 19.6%, 인천·경기 30.4%, 대전·세종·충청 10.2%, 광주·전라 10.1%, 대구·경북 10.2%, 부산·울산·경남 15.4%, 강원·제주 4.1%였다.

두 조사 모두 동일한 여론조사 전문기관에서 진행하여 기관 변경으로 인한 영향은 배제할 수 있으며, 정치적 성향에 대해서도 동일한 문항을 사용하여 문항 변경에 따른 영향도 배제할 수 있다. 사용된 문항은 “선생님께서서는 본인이 정치적으로 어느 정도 보수적 또는 진보적이라고 생각하십니까?”였으며, 5점 리커드 척도를 사용하여 ①매우 보수적, ②보수적인 편, ③중도적, ④진보적인 편, ⑤매우 진보적으로 제시했다. 조사 방식 역시 구조화된 설문지를 통한 1대1 전화 조사로 동일했다. 실제 조사 인원은 각 조사에서 1천 명을 초과했으나, 층화표집 기준에 따른 가중치를 부여하여 분석 인원은 각 조사에서 1천 명이였다. 95% 신뢰수준에 표본오차는 $\pm 3.1\%$ 포인트였다.

본 연구를 위해 위의 두 설문조사 결과를 결합하였으며, 10년을 단위로 한 코호트를 기본으로 하여 다음 <Table 1>과 같이 분석틀을 구성하였다. 예를 들어 A값은 2008년 조사의 응답자 중에서 1948년 이전에 출생한 사람들(1기 코호트)에 대한 정치적 성향의 평균값이며, B값은 같은 조사에서 1949년부터 1958년까지 출생한 사람들(2기 코호트)에 대한 정치적 성향의 평균값이다. 마찬가지로 C, D, E도 각각의 코호트에 속하는 응답자들에 대한 정치적 성향의 평균값이다. 한편 2018년 조사의 경우 1990년부터 1999년까지 출생

한 사람들(6기 코호트)이 새로이 포함되었으므로, 이들의 정치적 성향 평균값이 F'이며, A', B', C', D', E'는 각각의 코호트에 속하는 응답자들의 정치적 성향 평균값이되 2018년 조사의 결과이다.

Palmore(1978)의 식을 기준으로 코호트를 분석 단위로 할 때, 계산이 가능한 수치는 L.D., C.D.(2008년 및 2018년), T.D.의 네 가지가 되며, 각각의 계산식은 <Table 1>의 각 셀에서 제시한 산술식과 같다. 예를 들어, 1979년부터 1989년까지 출생한 코호트(5기 코호트)가 2008년 조사에서 관측된 정치적 성향 평균값은 E에 해당하며, 2018년 조사에서 관측된 정치적 성향 평균값은 E'에 해당하는데, E'에서 E를 뺀 값이 L.D. 값이며 이는 연령효과와 기간효과의 합으로 개념화할 수 있다.

같은 맥락에서 C.D.는 어느 한 시점에 조사한 결과에서 코호트별 차이를 계산한 것으로서 A-B는 2008년 조사에서 1948년 이전 출생자들(1기 코호트)의 정치적 성향 평균값에서 1949년부터 1958년까지 출생자들(2기 코호트)의 정치적 성향 평균값을 뺀 수치가 된다.

T.D.는 두 번의 설문조사에서 같은 연령대의 정치적 성향 평균값의 차이를 구한 것으로서, 2018년 조사에서 1959년부터 1968년 출생자(3기 코호트)는 50대인데, 이들의 정치적 성향 평균값인 C'에서 2008년 조사에서 1949년부터 1958년 출생자(2기 코호트, 이들 역시 조사 시점 기준으로 50대)들의 정치적 성향 평균값인 B를 뺀 수치가 된다.

본 연구는 데이터를 통해 계산 가능한 수치인 L.D.,

C.D. T.D.로부터 연령효과, 코호트효과, 기간효과를 추산해 보고자 한다. 다만 코호트를 분석 단위로 할 경우에는, 데이터의 양이 매우 제한적이라는 점을 감안하여, 연구문제와 같이 세 가지 효과 중에서 어느 한 효과가 존재하지 않는다는 가정으로 추산한 후 이에 대해 통계적으로 검토하는 방식을 적용했다.

정기적으로 실시되는 선거 후 여론조사들을 결합한 기존 연구의 경우 선거 자체가 하나의 사건이 되어 응답자들의 정치적 성향에 영향을 미칠 수 있기 때문에 기간효과의 영향이 상대적으로 클 수 있지만, 본 연구에 활용된 첫 번째 설문조사의 시기인 2008년 12월은 대통령 선거가 치러진 지 1년 후이며, 국회의원 선거가 치러진 지 7개월 이후이기 때문에 선거로 인한 기간효과의 영향은 제한적인 것으로 판단된다.

Kim & Yun(2003)는 정치적 성향에 대한 연구에서 대선 직후에 실시된 조사 결과와 그로부터 4개월 후 실시된 조사 결과를 비교했는데, 직후에 실시한 조사의 결과에서는 선거의 과정에서 후보자의 정치적 성향이 응답자의 정치적 성향에 일시적인 영향을 미칠 수 있다는 점을 지적하였다. 그러나 4개월 후 그런 영향은 상당 부분 해소되었던 것으로 나타났다. Kim & Yun(2003)는 이런 현상이 발생한 원인으로 선거 직후에 존재하는 자기 합리화를 꼽았다. 자신의 투표 행위를 합리화하기 위해 후보자의 정치적 성향과 응답자의 정치적 성향을 일시적으로 동조화시킬 수 있다는 것이다.

Table 1. Frame of analysis

Year of Birth	Average Political Orientation (Sample Size)		Longitudinal, Cross-sectional, and Time-lag Differences (Observable Differences)			
	Survey 2008	Survey 2018	L.D. (Age+Period)	C.D. 2008 (Age+Cohort)	C.D. 2018 (Age+Cohort)	T.D. (Period-Cohort)
-1948 (1st cohort)	A(174)	A'(119)	A'-A	A-B	A'-B'	
1949-1958 (2nd cohort)	B(149)	B'(141)	B'-B	B-C	B'-C'	C'-B
1959-1968 (3rd cohort)	C(227)	C'(202)	C'-C	C-D	C'-D'	D'-C
1969-1978 (4th cohort)	D(235)	D'(197)	D'-D	D-E	D'-E'	E'-D
1979-1989 (5th cohort)	E(215)	E'(181)	E'-E		E'-F'	F'-E
1990-1999 (6th cohort)		F'(160)				
Sum	(1000)	(1000)				

Table 2. Political orientation and observable differences

Year of Birth	Average Political Orientation		Longitudinal, Cross-sectional, and Time-lag Differences (Observable Differences; Unit of Analysis is cohort)			
	Survey 2008	Survey 2018	L.D. (Age+Period)	C.D. 2008 (Age+Cohort)	C.D. 2018 (Age+Cohort)	T.D. (Period-Cohort)
-1948 (1st cohort)	2.68	2.52	-0.16	-0.03	-0.26	
1949-1958 (2nd cohort)	2.71	2.78	0.07	-0.26	-0.17	0.24
1959-1968 (3rd cohort)	2.97	2.95	-0.02	-0.01	-0.26	0.24
1969-1978 (4th cohort)	2.98	3.21	0.23	-0.21	0.06	0.17
1979-1989 (5th cohort)	3.19	3.15	-0.04		0.07	-0.11
1990-1999 (6th cohort)		3.08				
Gross Average	2.94	2.99	0.02	-0.13	-0.11	0.14

IV. 연구결과

1. 개별 설문조사에서 출생시기별 정치적 성향 분포

두 차례의 설문조사에서 응답자들의 정치적 성향의 평균값은 각각 2.94와 2.99로서, 2008년과 2018년을 비교하여 전체적인 정치적 성향에 변화가 있었는지를 독립표본 t-검정을 통해 분석한 결과, 통계적으로 유의미한 차이는 발견되지 않았다($p>.05$).

2008년 조사에서 연령대별 코호트에 따른 차이가 있는지를 보기 위해 일원배치분산분석을 실시한 결과, 통계적으로 유의미한 차이가 있었다($F=10.45$; $p<.001$). 사후검정 결과 5개의 코호트는 <Table 3>과 같이 2개의 부분집합으로 분류할 수 있었는데, 1958년 이전 출생자들(1기 코호트 및 2기 코호트)이 한 부분집합이었고, 1959년 이후(3기, 4기, 5기 코호트)가 또 다른 부분집합으로 나타났다. 서로 다른 부분집합에 속하는 코호트 간에는 통계적으로 유의미한 차이가 존재했다($p<.05$).

2018년 조사에 대해서도 연령대별 코호트에 따른 차이에 있는지를 보기 위해 일원배치분산분석을 실시한 결과, 통계적으로 유의미한 차이가 있었다($F=10.34$; $p<.001$). 새로이 조사에 진입한 1990년에서 1999년 출생자들(6기 코호트)이 추가되어 코호트의 수는 6개였으며, 사후검정 결과는 2008년보다 복잡했다. 가장 보수적인 코호트는 1948년 이전 출생(1기 코호트)으로서 2008년 조사와 동일했지만, 가장 진보적인 코호트

Table 3. Political orientation subgroups in the survey 2008

Cohort	Subgroup 1	Subgroup 2
1st cohort	2.68	
2nd cohort	2.71	
3rd cohort		2.97
4th cohort		2.98
5th cohort		3.19

는 1969년에서 1978년 사이에 출생한 코호트(4기 코호트)였다. 새로 진입한 1990년에서 1999년 출생자들로 이루어진 코호트(6기 코호트)는 4기와 5기 코호트에 비해서는 중도에 가까웠다. 유의수준 0.05에 대한 부분집합은 다음 <Table 4>와 같다.

2. 정치적 성향에 대한 코호트효과 및 연령효과

만약 모든 연령대에 대하여 2008년과 2018년의 조사와 관련하여 기간효과가 존재하지 않았다면, 주관적 이념평가에 대한 연령효과와 코호트효과는 <Table 5>와 같다.

기간효과가 없다는 가정 하에서, 연령효과는 -0.16에서부터 +0.23까지 폭 0.39의 범위 안에서 발생했다.

Table 4. Political orientation subgroups in the survey 2018

Cohort	Subgroup 1	Subgroup 2	Subgroup 3
1st cohort	2.52		
2nd cohort	2.78	2.78	
3rd cohort		2.95	2.95
6th cohort		3.08	3.08
5th cohort			3.15
4th cohort			3.21

Table 5. Age and cohort effect on political orientation

Year of Birth	Political Orientation		Age & Cohort Effects	
	Survey 2008	Survey 2018	Age Effect (If Period Effect=0)	Cohort Effect (If Period Effect=0)
-1948 (1st cohort)	2.68	2.52	-0.16	
1949-1958 (2nd cohort)	2.71	2.78	0.07	-0.24* (50's 2nd-3rd)
1959-1968 (3rd cohort)	2.97	2.95	-0.02	-0.24**(40's 3rd-4th)
1969-1978 (4th cohort)	2.98	3.21	0.23**	-0.17 (30's 4th-5th)
1979-1989 (5th cohort)	3.19	3.15	-0.04	0.11 (20's 5th-6th)
1990-1999 (6th cohort)		3.08		

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

이 값은 2018년 조사에서 1기 코호트와 2008년 조사에서 1기 코호트를 비교하고, 같은 방법으로 각각의 코호트에 대해서 두 조사의 결과를 비교함으로써 얻을 수 있기 때문에, 독립표본 t-검증을 실시한 결과 1기 코호트(p=0.149), 2기 코호트(p=0.554), 3기 코호트(p=0.879), 4기 코호트(p=0.006), 5기 코호트(p=0.619) 중에서 4기 코호트의 경우에만 통계적으로 유의미한 연령효과가 존재했다. 즉 기간효과가 없다고 가정했을 때, 나이가 들어감에 따라 보수화가 된다는 연령효과와는 두 번의 설문조사를 비교한 결과 확인되지 않았고, 도리어 4기 코호트의 경우 나이가 들어감에 따라 진보적으로 된 것이 관측되었다.

기간효과가 없다는 가정 하에서, 코호트효과는 T.D.값과 절대값의 크기는 같고, 부호는 반대이다. 예를 들어, 2008년 조사에서 2기 코호트의 정치적 성향을 2018년 조사에서 3기 코호트의 정치적 성향과 비교하는 방식으로, T.D. 값을 기반으로 한 코호트효과를 측정하면 -0.24에서 +0.011까지 폭 0.35의 범위 안에서 코호트효과가 발생했다. 독립표본 t-검증을 실시한 결과 50대의 2기-3기 코호트 비교(p=0.024), 40대의 3기-4기 코호트 비교(p=0.005), 30대의 4기-5기 코호트 비교(p=0.063), 20대의 5기-6기 코호트 비교(p=0.223) 중에서 50대와 40대의 비교의 경우 통계적으로 유의미한 코호트효과를 확인할 수 있었다. 서로 다른 코호트 간 비교가 필요하므로, 여러 연령대에 걸친 코호트인 1기 코호트는 제외되었다.

즉 T.D.값은 특정 연령대에 도달한 두 코호트를 비

교하는 방식이므로, 같은 50대의 시기에서 볼 때, 3기 코호트가 2기 코호트보다 진보적이라고 해석할 수 있다. 마찬가지로 같은 40대의 시기에서 볼 때, 4기 코호트가 3기 코호트보다 진보적이었다고 해석할 수 있다.

연구문제1과 관련하여 정치적 성향에 대한 연령효과는 4기 코호트(1969년~1978년 출생자들)에서 발견되었다. 연령효과에 대한 기존 연구와 다른 점은 4기 코호트의 연령효과가 보수화되는 것이 아니라, 진보화되는 것으로 나타난 점이다. 한편 2기 코호트와 3기 코호트의 경우, 이들의 정치적 성향이 보수적인 것은 연령효과의 결과가 아니라 코호트효과의 결과로 추정된다. 따라서, 기간효과가 존재하지 않을 경우, 이들은 추후의 조사에서도 보수적 성향을 노출하겠지만, 지금보다 더 보수화되지는 않을 가능성이 있다. 5기 코호트의 경우 연령효과와 코호트효과 모두 통계적으로 유의미하지 않았다.

위 결과는 횡단면적 설문조사를 분석한 기존의 연구들에서 연령효과로 인한 보수화를 과도하게 상정했을 가능성을 보여준다. 4기 코호트는 30대였던 때에 비해 40대가 되고나서 상대적으로 더 진보적이 됐으며, 전 연령대에 있어서 연령효과로 인한 보수화는 관찰되지 않았다.

이 결과는 사람은 나이가 들수록 보수화된다는 기존 통념과 상반된 결과이다. 2008년의 단면적 조사결과만 보면, 나이가 든 사람들이 젊은 사람들에 비해 보수적이라는 것이 관측되며, 이것이 연령효과 때문이라고 추측되었으나, 사실 연령효과가 거의 없거나, 고령

층의 보수적인 정치 성향은 대부분 코호트효과일 수 있다는 점이 추정된다.

2008년 설문조사 결과만 보면, 젊을수록 좀 더 진보적이라는 추측이 가능하지만, 이러한 결과 역시 2018년 설문조사와 비교하면, 신중하게 접근할 것이 요구된다. 두 조사 시기를 비교해 변화의 측면을 볼 때, 진보적인 변화를 더 많이 보여준 연령대는 젊은 층이 아니라, 40대와 50대였다. 실제로 2018년 설문조사에서 가장 진보적인 성향을 보여준 것은 20대가 아니라 40대였다.

3. 정치적 성향에 대한 코호트효과 및 기간효과

만약 연령효과가 사람들의 정치적 성향 변화를 설명하는 데 제한적이라면, 연령효과가 존재하지 않을 수 있다는 가정 하에, 정치적 성향에 대한 코호트효과와 기간효과를 검증해 보는 것도 주목할 필요가 있다 (<Table 6>).

연구문제2와 관련하여 정치적 성향에 대한 기간효과는 4기 코호트에서, 코호트효과는 3기 코호트에서 발견되었다.

L.D.값이 연령효과와 기간효과의 합이므로, 기간효과가 없다고 가정했을 때의 L.D.값이 연령효과가 됐던 것과 마찬가지로, 연령효과가 없다고 가정했을 때의 L.D.값은 기간효과가 된다. 따라서, 기간효과는 -0.16에서부터 +0.23까지 폭 0.39의 범위 안에서 발생하며, 4기 코호트의 경우에만 통계적으로 유의미한 기간효과가 존재했다. 기간효과의 관점에서만 보면, 2008

년에서 2018년 사이에 정치적으로 유의미한 사회적 사건이 있었으며, 2008년엔 30대였고, 2018년엔 40대가 된 4기 코호트에 이 사건이 의미 있는 영향을 끼쳤다고 볼 수 있다. 그리고, 이 사회적 사건은 4기 코호트의 정치적 성향을 보다 진보적으로 바꾸는 데 영향을 끼친 것이다.

한편 코호트효과는 2018년 조사에서 C.D.값으로부터 산출이 가능하다. 2018년 조사의 2기 코호트와 3기 코호트를 비교하고, 같은 방법으로 각각의 코호트에 대해서 조사 결과를 비교함으로써 얻을 수 있기 때문에, 독립표본 t-검증을 실시한 결과 2기-3기 코호트 비교(p=0.133), 3기-4기 코호트 비교(p=0.007), 4기-5기 코호트 비교(p=0.515), 5기-6기 코호트 비교(p=0.519)를 검증했고, 이 중에서 3기-4기 코호트 비교의 경우에만 통계적으로 유의미한 코호트효과가 존재했다.

앞서 기간효과가 없다고 가정했을 때와 이번에 연령효과가 없다고 가정했을 때 코호트효과가 유의미한 경우가 약간 다르다. 앞서 <Table 5>에서는 50대의 2기-3기 코호트, 40대의 3기-4기 코호트에 대해 코호트효과가 존재했고, 이번 분석에서는 3기-4기 코호트에 대해서만 통계적으로 유의미한 코호트효과가 존재했다.

4. 정치적 성향에 대한 연령효과 및 기간효과

마지막으로 만약 코호트효과가 존재하지 않는다면, 정치적 성향에 대한 연령효과와 기간효과는 어떨 것 인지는 <Table 7>과 같다.

연구문제3과 관련하여 정치적 성향에 대한 연령효

Table 6. Period and cohort effects on political orientation

Year of Birth	Political Orientation		Period & Cohort Effects	
	Survey 2008	Survey 2018	Period Effect (If Age Effect=0)	Cohort Effect (If Age Effect=0)
-1948 (1st cohort)	2.68	2.52	-0.16	
1949-1958 (2nd cohort)	2.71	2.78	0.07	-0.17 (2018, 2nd-3rd)
1959-1968 (3rd cohort)	2.97	2.95	-0.02	-0.26** (2018, 3rd-4th)
1969-1978 (4th cohort)	2.98	3.21	0.23**	0.06 (2018, 4th-5th)
1979-1989 (5th cohort)	3.19	3.15	-0.04	0.07 (2018, 5th-6th)
1990-1999 (6th cohort)		3.08		

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

Table 7. Age and period effects on political orientation

Year of Birth	Political Orientation		Age & Period Effects	
	Survey 2008	Survey 2018	Age Effect (If Cohort Effect=0)	Period Effect (If Cohort Effect=0)
-1948 (1st cohort)	2.68	2.52		
1949-1958 (2nd cohort)	2.71	2.78	-0.17 (2018, 2nd-3rd)	0.24* (50's 3rd-2nd)
1959-1968 (3rd cohort)	2.97	2.95	-0.26** (2018, 3rd-4th)	0.24**(40's 4th-3rd)
1969-1978 (4th cohort)	2.98	3.21	0.06 (2018, 4th-5th)	0.17 (30's 5th-4th)
1979-1989 (5th cohort)	3.19	3.15	0.07 (2018, 5th-6th)	-0.11 (20's 6th-5th)
1990-1999 (6th cohort)		3.08		

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

과는 3기 코호트에서, 기간효과는 2기와 3기 코호트에서 발견되었다.

만약 코호트효과가 없다면, 연령효과는 2018년 조사에서 C.D.값으로부터 산출이 가능하므로, 2018년 조사의 2기 코호트와 3기 코호트를 비교하고, 같은 방법으로 각각의 코호트에 대해서 조사 결과를 비교함으로써 얻을 수 있다. 독립표본 t-검증을 실시한 결과 2기-3기 코호트 비교(p=0.133), 3기-4기 코호트 비교(p=0.007), 4기-5기 코호트 비교(p=0.515), 5기-6기 코호트 비교(p=0.519) 중에서, 3기-4기 코호트 비교의 경우에만 통계적으로 유의미한 연령효과가 존재했다. 이 결과는 40대에서 50대가 되면서 연령효과에 의해 통계적으로 유의미한 보수화가 진행되었다고 해석할 수 있다.

코호트효과가 없다는 가정 하에서, 기간효과는 T.D.값과 동일하다. 예를 들어, 2018년 조사에서 3기 코호트의 정치적 성향에서 2008년 조사의 2기 코호트 정치적 성향을 빼 주면 T.D. 값이 나온다. 같은 방식으로 각 코호트의 기간효과를 추산하면, -0.11에서 +0.24까지 폭 0.35의 범위 안에서 기간효과가 발생했다.

독립표본 t-검증을 실시한 결과 50대의 2기-3기 코호트 비교(p=0.024), 40대의 3기-4기 코호트 비교(p=0.005), 30대의 4기-5기 코호트 비교(p=0.063), 20대의 5기-6기 코호트 비교(p=0.223) 중에서 50대와 40대의 비교에 있어서 통계적으로 유의미한 기간효과를 확인할 수 있었다. 앞서와 마찬가지로 서로 다른 코호트간 비교가 필요하므로, 여러 연령대에 걸친 코호트인 1기 코호트는 제외되었다.

V. 토론

본 연구에서는 분석단위를 개인으로 하여 통계적 유의미성을 검증하기 위해 연령효과, 코호트효과, 기간효과 중 어느 하나가 존재하지 않는다고 가정할 때, 다른 두 가지의 값이 코호트 기수별로 어떻게 도출되는지를 분석하였다. 세 가지 효과가 모두 복합적으로 존재할 수 있기 때문에, 어느 하나의 효과가 존재하지 않는다는 가정은 상황을 단순화하는 문제가 있다. 하지만, 이 과정을 통해 두 가지 다른 효과측정치를 도출할 수 있으며, 어떤 가정이 더 개연성이 높은지를 토론했으므로 보다 현실성 높은 결론에 다가갈 수 있으므로, 이러한 가정을 통한 단순화는 적지 않은 의의가 있다.

연령효과에 대한 두 가지 분석을 놓고 볼 때, 어떤 가정을 하느냐에 따라, 3기 코호트가 40대에서 50대로 되면서 -0.26 만큼의 연령효과로 보수화가 진행되었을 가능성과, 4기 코호트가 30대에서 40대로 되면서 +0.23 만큼의 연령효과로 진보화가 진행되었을 가능성이 제기된다(<Table 8>).

코호트효과에 대한 두 가지 분석을 놓고 볼 때, 3기-4기 코호트의 비교에서 연령효과가 없는 경우든, 기간효과가 없는 경우든 유사한 정도의 코호트효과를 확인할 수 있다. 2기-3기 코호트를 비교하는 경우도 유사한데, 다만 통계적으로 유의미한 경우는 기간효과가 없다고 가정한 경우였다. 4기에서 6기까지의 코호트를 비교한 경우에는 코호트효과가 통계적으로 유

Table 8. Age effect on political orientation based on two assumptions

Year of Birth	Political Orientation		Age Effect	
	Survey 2008	Survey 2018	(If Period Effect=0)	(If Cohort Effect=0)
-1948 (1st cohort)	2.68	2.52	-0.16	
1949-1958 (2nd cohort)	2.71	2.78	0.07	-0.17 (2018, 2nd-3rd)
1959-1968 (3rd cohort)	2.97	2.95	-0.02	-0.26** (2018, 3rd-4th)
1969-1978 (4th cohort)	2.98	3.21	0.23**	0.06 (2018, 4th-5th)
1979-1989 (5th cohort)	3.19	3.15	-0.04	0.07 (2018, 5th-6th)
1990-1999 (6th cohort)		3.08		

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

의미하지 않았다(<Table 9>).

기간효과에 대한 두 가지 분석을 놓고 볼 때, 4기 코호트가 2008년에서 2018년이 되는 동안 +0.23 만큼의 기간효과로 진보화가 진행되었을 가능성과, 50대 및 40대가 2008년에서 2018년이 되는 동안 +0.24 만큼의 기간효과로 진보화가 진행되었을 가능성이 있다. 종합해 보면, 2008년에서 2018년까지의 10년 간 기간효과의 측면에서 보면 진보화 현상이 발생했다고 추정할 수 있다(<Table 10>).

Downs(1957)는 유권자들이 선거에서 정당이나 후

보를 선택함에 있어서, 자신의 정치적 성향을 활용함으로써 해당 선거와 관련된 모든 이슈들을 개별적으로 평가하는 데 필요한 막대한 인지적 노력을 절감하는 측면이 있다고 보았다.

각각의 코호트들이 어떠한 정치적 성향을 갖는지를 이해하는 것은 여론을 이해하는 데 있어 중요한 요소이며, 미래의 선거를 예측하는 데 있어서도 중요하다.

본 연구에서는 기존의 코호트 연구에서 분석단위를 코호트로 함에 따라 측정치의 통계적 의미를 판단하기 힘들었던 점을 극복하고자, 세 가지 효과 중 어느

Table 9. Cohort effect on political orientation based on two assumptions

Year of Birth	Political Orientation		Cohort Effect	
	Survey 2008	Survey 2018	(If Age Effect=0)	(If Period Effect=0)
-1948 (1st cohort)	2.68	2.52		
1949-1958 (2nd cohort)	2.71	2.78	-0.17 (2018, 2nd-3rd)	-0.24* (50's 2nd-3rd)
1959-1968 (3rd cohort)	2.97	2.95	-0.26** (2018, 3rd-4th)	-0.24** (40's 3rd-4th)
1969-1978 (4th cohort)	2.98	3.21	0.06 (2018, 4th-5th)	-0.17 (30's 4th-5th)
1979-1989 (5th cohort)	3.19	3.15	0.07 (2018, 5th-6th)	0.11 (20's 5th-6th)
1990-1999 (6th cohort)		3.08		

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

Table 10. Period effect on political orientation based on two assumptions

Year of Birth	Political Orientation		Period Effect	
	Survey 2008	Survey 2018	(If Age Effect=0)	(If Cohort Effect=0)
-1948 (1st cohort)	2.68	2.52	-0.16	
1949-1958 (2nd cohort)	2.71	2.78	0.07	0.24* (50's 3rd-2nd)
1959-1968 (3rd cohort)	2.97	2.95	-0.02	0.24** (40's 4th-3rd)
1969-1978 (4th cohort)	2.98	3.21	0.23**	0.17 (30's 5th-4th)
1979-1989 (5th cohort)	3.19	3.15	-0.04	-0.11 (20's 6th-5th)
1990-1999 (6th cohort)		3.08		

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

하나가 존재하지 않는다고 가정하여 다른 두 가지 효과의 통계적 유의성을 검증하였다. 코호트 분석의 권위자인 Glenn(1976, 2005)은 연령-기간-코호트 간 상호작용이 존재하며, 이들을 기술적으로 분해하는 것이 불가능에 가깝다고 한 점을 감안하면(as cited in Hur, 2014), 세 가지 값 중 어느 하나를 0으로 가정한 것이 다소 과한 측면이 있더라도 이를 통해 얻을 수 있는 통계적 유의성을 감안하면 이러한 접근은 택할 수 있는 현실적 대안이라고 판단된다.

한편 세부적으로는 코호트별로 어떤 효과가 존재할 가능성이 가장 크지에 대해, 보다 합리적인 추정도 가능하다. 예를 들어 3기-4기 코호트 비교의 경우 연령효과가 없다고 가정했을 때 뿐 아니라 기간효과가 없다고 가정했을 때에도 통계적으로 유의미한 코호트 효과가 도출된 것을 기반으로 코호트효과가 존재한다고 가정하면, 다른 분석들에서 코호트효과가 없다고 가정한 것들을 기각할 수 있다. 이 경우 3기 코호트의 연령효과는 사실상 0이며, 기간효과도 0인 것을 알 수 있다. 즉 3기 코호트가 2008년 설문조사에서 정치적 성향이 2.97이었고, 2018년 조사에서 2.95였던 것과 마찬가지로 추후의 설문조사에서도 이들의 정치적 성향은 3에 가까운 값이 유지될 것으로 예상할 수 있다.

마찬가지 논리로 5기 코호트의 경우 기간효과가 없다고 가정했을 때 뿐 아니라 코호트효과가 없다고 가정했을 때에도 연령효과가 통계적으로 유의미한 값으로 나오지 않았으므로, 이들의 연령효과가 0이라고 판단하면, 이들의 코호트효과도 0.07로 사실상 0에 해당하고, 기간효과도 -0.04로 사실상 0에 해당한다. 따라서 5기 코호트의 경우 아직 어떠한 효과도 뚜렷하다고 할 수 없고 추가적인 연구가 필요하다고 할 수 있다.

다른 기의 코호트의 경우 두 가지 상반된 해석이 가능하므로, 본 연구의 데이터로는 추가적인 해석이 어렵다.

본 연구는 연령에 따른 코호트를 기준으로 10년의 간격을 두고 실시된 두 번의 설문조사 결과를 분석하였다. 코호트연구는 패널조사와는 달리 개인의 변화

를 측정할 수 없다는 한계가 있는 반면에 패널 연구에서 직면하는 응답자 탈락의 문제 등에서 자유로운 장점이 있다. 물론 일정 시간 간격을 두고 동일한 문항을 조사해야 하는 한계는 패널연구나 코호트연구나 동일하게 갖는 어려움이다(Evan, 1959).

References

- Choi, Jun Young and Jinman Cho. 2005. Is Regional Cleavage in Korea Disappearing?: Empirical Analysis of the Ideological and Generational Effects on the Outcomes of the 17th Congressional Election. *Korean Political Science Review*. 39(3): 375-394.
- Chung, Jin-Min. 1992. Generational Factors in Korean Elections. *Korean Political Science Review*. 26(1): 145-167.
- Chung, Jin-Min. 1994. Political Generational and the 1992 Parliamentary Election in Korea. *Korean Political Science Review*. 28(1): 257-274.
- Crittenden, John. 1962. Aging and Party Affiliation. *Public Opinion Quarterly*. 26(4): 648-657.
- Cutler, Neal E. 1969. Generation, Maturation, and Party Affiliation: A Cohort Analysis. *The Public Opinion Quarterly*. 33(4): 583-588.
- Downs, Anthony. 1957. *An Economic Theory of Democracy*. New York: Harper and Row.
- Evan, William M. 1959. Cohort Analysis of Survey Data: A Procedure for Studying Long-term Opinion Change. *Public Opinion Quarterly*. 23(1): 63-72.
- Financial News. 2019. 12. 17. 89% of Gyeonggi-do Residents Say Ideological Conflict Is Very Serious in Our Society.
- Glenn, Norval D. 1976. Cohort Analysts' Futile Quest: Statistical Attempts to Separate Age, Period and Cohort Effects. *American Sociological Review*. 41(5): 900-904.
- Glenn, Norval D. 2005. *Cohort Analysis*. 2nd ed. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Guttmann, A. 2001. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*. "Liberalism" in N.J. Smelser & P.B. Batles. eds. New York: Elsevier.
- Han, Jeong Hun. 2016. Korean Voters Ideological Propensities:

- A Case Study of the Effect of Ideology on Voters Perception of Unification in Korea. *Korean Political Science Review*. 50(4): 105-126.
- Hur, Suk Jae. 2014. Generation, Life-cycle, and Vote Choice: 1992~2012 Presidential Elections in South Korea. *Korea and World Politics*. 30(2): 167-199.
- Jost, J. T., J. Glaser, F. Sulloway, and A. W. Kruglanski. 2003. Political Conservatism as Motivated Social Cognition. *Psychological Bulletin*. 129(3): 339-375.
- Jung, Yong-Dae. 1990. The Origin of Progressive Parties and Political Development in Korea. *Korean Political Science Review*. 23(2): 172-190.
- Kang, Won-Taek. 2005. Generation, Ideology and Transformation of South Korean Politics. *Korean Party Studies Review*. 4(2): 193-217.
- Kim, Jae Shin and Jae Hyoung Lim. 2013. The Ideological Conflict between Conservatives and Progressives in University Students' Voting for the 19th General Election. *The Journal of Political Science & Communication*. 16(2): 61-87.
- Kim, Ju Chan and Seong Yi Yun. 2003. The Influence of Ideology in the 2002 Presidential Election. *21st Century Political Science Review*. 13(2): 87-103.
- Lee, Hyun Chool. 2005. South Koreans' Ideological Disposition: Its Feature and Change. *Korean Political Science Review*. 39(2): 321-343.
- Lee, Jong Hyuk and Yun Jung Choi. 2018. An Analysis of Changes in Korean Peoples Interest in Social Issues by Generation: Constructing Hierarchical Age-Period-Cohort Cross-Classification Random Effect Model(HAPC-CCREM). *Korean Journal of Broadcasting and Telecommunication Studies*. 32(1): 66-95.
- Lee, Jun Han. 2014. The Ideological Changes and Life Cycle Effects in Korea: Focused on the 2004, 2008, and 2012 National Assembly Elections. *The Journal of International Relations*. 17(1): 27-48.
- Lee, Kap-Yun and Hyeon-Woo Lee. 2008. A Study of Influence of Ideological Voting: Scope, Measurement and Meaning of Ideology. *Journal of Contemporary Politics*. 1(1): 137-166.
- Lee, Nae Young and Han Wool Jeong. 2013. Cohort Effect and Aging Effect in Generation Gap. *Journal of Legislative Studies*. 19(3): 37-83.
- Lee, Nae Young. 2002. Generation and Political Ideology. *Ideology Quarterly*. 54: 53-79.
- Lodge, Milton and Ruth Hamill. 1986. A Partisan Schema for Political Information Processing. *The American Political Science Review*. 80(2): 505-520.
- Miller, Warren Edward, J. M. Shanks, and R. Y. Shapiro. 1996. *The New American Voter*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Noh Hwanhee, Jungmin Song, and Won-Taek Kang. 2013. Generation Effects Remain Salient?: An Analysis of the South Korean Presidential Elections between 1997 and 2012. *Korean Party Studies Review*. 12(1): 113-140.
- Palmore, Erdman. 1978. When Can Age, Period, and Cohort be Separated? *Social Forces*. 57(1): 282-295.
- Truett, K. R. 1993. Age Differences in Conservatism. *Personality and Individual Differences*. 14(3): 405-411.
- Whelpton, P. K. 1949. Cohort Analysis of Fertility. *American Sociological Review*. 14(6): 735-749.
- Yang, Seung-Tae. 1995. A Methodological Preface to the Study of Conservatism in Korea. *Korean Political Science Review*. 28(2): 7-32.
- Yun, Seoung Yi and Min Kyu Lee. 2011. Reconstruction of Measuring Ideological Orientation in Korean Society. *Journal of Legislative Studies*. 17(3): 63-82.

Korean References Translated from the English

- 강원택. 2005. 한국의 이념 갈등과 진보·보수의 경계. *한국정당학회보*. 4(2): 193-217.
- 김재신, 임재형. 2013. 대학생의 투표행태에 나타난 보수와 진보의 이념갈등: 제19대 총선을 중심으로. *정치정보연구*. 16(2): 61-87.
- 김주찬, 윤성이. 2003. 2002년 대통령선거에서 이념성향이 투표에 미친 영향. *21세기정치학회보*. 13(2): 87-103.
- 노환희, 송정민, 강원택. 2013. 한국 선거에서 세대 효과: 1997년부터 2012년까지의 대선을 중심으로. *한국정당학회보*. 12(1): 113-140.
- 양승태. 1995. 한국 보수주의 연구를 위한 방법론적 시론. *한국정치학회보*. 28(2): 7-32.
- 윤성이, 이민규. 2011. 한국사회 이념측정의 재구성. *의정연구*.

- 17(3): 63-82.
- 이갑윤, 이현우. 2008. 이념투표의 영향력 분석: 이념의 구성, 측정 그리고 의미. *현대정치연구*. 54: 137-166.
- 이내영, 정한울. 2013. 세대균열의 구성 요소: 코호트 효과와 연령 효과. *의정연구*. 19(3): 37-83.
- 이내영. 2002. 세대와 정치이념, 계간 사상. 54: 53-79.
- 이종혁, 최윤정. 2018. 세대별 사회 이슈에 대한 관심도 변화 추적: 뉴스 주제 이용에 대한 '위계적 연령-시기-세대 교차분류임의효과모형(HAPC-CCREM)' 검증. *한국방송학보*. 31(1): 66-95.
- 이준한. 2014. 한국 이념의 보수화와 생애주기효과 2004, 2008, 2012년 국회의원선거를 중심으로. *국제정치연구*. 17(1): 27-48.
- 이현출. 2005. 한국 국민의 이념성향: 특성과 변화. *한국정치학회보*. 39(2): 321-343.
- 정용대. 1990. 한국의 진보정당과 정치발전: 생성과정을 중심으로. *한국정치학회보*. 23(2): 172-190.
- 정진민. 1992. 한국선거에서의 세대요인. *한국정치학회보*. 26(1): 145-167.
- 정진민. 1994. 정치세대와 14대 국회의원 선거. *한국정치학회보*. 28(1): 257-274.
- 최준영, 조진만. 2005. 지역균열의 변화 가능성에 대한 경험적 고찰: 제17대 국회의원선거에서 나타난 이념과 세대균열의 효과를 중심으로. *한국정치학회보*. 39(3): 375-394.
- 파이낸셜뉴스. 2019년 12월 17일자. 경기도민 89% 우리사회 갈등 심각, 1위는 '이념갈등'. <https://www.fnnews.com/news/201912170845170356>.
- 한정훈. 2016. 한국 유권자의 이념성향: 통일의 필요성 인식에 미치는 효과에 관한 사례분석. *한국정치학회보*. 50(4): 105-126.
- 허석재. 2014. 세대와 생애주기, 그리고 투표선택: 1992~2012 대통령선거 분석. *한국과 국제정치*. 30(2): 167-199.

Received: Feb. 25, 2020 / Revised: Mar. 18, 2020 / Accepted: Mar. 18, 2020

연령 · 코호트 · 기간 효과와 정치적 성향

- 2008년 및 2018년 설문조사를 중심으로 -

국문초록 본 연구는 2008년과 2018년 실시된 2번의 설문조사 결과를 비교함으로써, 정치적 성향의 유지 또는 변화에 연령대가 어떻게 관련되어 있는지를 파악하고, 그 차이의 원인이 연령효과, 코호트효과, 기간 효과 중 어떤 것에 기인하는지를 분석했다. 이 세 가지 효과의 크기를 구하기 위해, 데이터를 통해 산출이 가능한 값인 longitudinal difference, cross-sectional difference, time-lag difference를 활용했는데, 각각의 값을 검토하면서, 세 가지 효과 중 어느 한 효과가 존재하지 않는다고 가정해서, 다른 두 가지 효과의 크기를 통계적으로 구하는 방식을 활용했다. 2008년 조사에서는 1958년 이전 출생자들은 상대적으로 보수적이었으며, 1959년 이후 출생자들은 상대적으로 진보적이었다. 하지만, 2018년 조사에서는 세 그룹이 도출되었으며, 가장 진보적인 연령대는 중간 연령대인 1969년에서 1978년 사이의 출생자들이었다. 세부적으로는 기간효과가 존재하지 않는다고 가정할 때, 1949년에서 1958년 사이의 출생자들의 보수성과 1959년에서 1968년 사이의 출생자들의 중립적인 태도는 코호트 효과로 해석되었다. 1979년에서 1989년 사이의 출생자들의 경우 어떤 효과도 특정되지 않았다.

주제어 : 정치적 성향, 연령효과, 코호트효과, 기간효과, 생애주기효과, 종단적 연구

Profiles **Hyungjoon Jeon** : He received his Ph.D. from University of Missouri, USA in 2004. He is an Assistant Professor of Dankook Center for Dispute Resolution at Dankook University, in which he has taught and conducted research since 2008. His is interested in risk communication and conflict communication. He also works as a conflict coach, conflict consultant, facilitator, or mediator to resolve conflicts(samjeon2000@hanmail.net).

