

# 한국 사회 내 젠더갈등과 편향성의 동원\*

구본상 | 충북대학교

## | 국문요약 |

본 연구는 대선과정에서 주목받은 젠더갈등이 정치적으로 동원되었을 가능성에 주목한다. 제20대 대통령선거 과정, 선거 직후, 그리고 선거 이후 일정 시간이 지난 시점에서의 조사결과를 활용하여 우리 사회에서 젠더 간 이념적 차별성, 젠더갈등 인식에서의 성차, 젠더갈등 인식의 지속성을 체계적으로 분석한다. 경험적 결과는 다음과 같다. 첫째, 선거운동 과정에서 20대 남녀의 정책이념 간 차별성은 뚜렷해졌고, 청년 남성층 가운데 정치적으로 보수성이 강한 군집이 감지되었다. 둘째, 성별, 연령, 세대 외에도 다양한 정치변수와 젠더갈등 인식 간 연관성이 2022년 4월 조사에서 확인되었으나, 2023년 1월 조사에서는 사라졌다. 특히, 젠더갈등 인식과 정치적 양극화 간 강한 연관성이 더 이상 나타나지 않았다. 셋째, 여성가족부 폐지는 성차별주의적 인식과는 별개로 이미 정치 쟁점화된 반면, 여경 체력검정 기준과 같은 쟁점은 아직 정치적으로 동원되지는 않았으나 정파적 변수와도 연계를 보임으로써 향후 정치적 동원 가능성이 감지되었다. 결국, 현재 한국에서 드러난 젠더갈등 양상은 근본적인 균열에 기반을 두고 있다 기보다 청년층에 존재하는 성차가 특정 쟁점을 통해 정치적으로 동원된 것이라고 추론해 볼 수 있다.

주제어 | 젠더갈등, 편향성의 동원, 갈등인식, 성차별주의, 정치적 양극화

\* 본 논문은 경제인문사회연구회 협동과제 "정치양극화 시대 한국민주주의의 발전방안" 연구의 일환으로 수행되었습니다.

## I. 서론

2017년 문재인 정부가 들어선 이후 남성 청년층의 반(反)페미니즘과 정치적 보수화에 관한 논의가 본격화되었다. 2021년 서울시장 보궐선거, 그리고 2022년 대통령선거에서 특정 정당과 후보에 청년층에서 성별 쏠림현상이 감지되면서 ‘이대남’과 ‘이대녀’ 논쟁으로 이어졌다. 언론과 정치권에서도 남녀 청년층에서의 뚜렷한 차이를 ‘젠더갈등’으로 불렀다. 우리 사회에서 젠더갈등은 이념갈등이나 계층갈등과는 달리 비교적 최근에 본격화한 갈등으로 인식되고 있다. 젠더갈등의 실체에 도달하려는 여러 경험적 연구가 있었으나 그 결과는 데이터·시기·측정문항 등에 따라 일관적이지 않다. 이처럼 혼재된 경험적 연구 결과는 자연스럽게 다음과 같은 일련의 질문을 낳는다. 젠더갈등은 실재하는가? 허구인가? 과장되었는가? 아니면 특정 층(strata)에서만 유의미한 것인가?

이러한 근본적 질문에 대한 답을 구하는 과정에서 짚고 넘어가야 하는 것이 인식의 문제이다. 심각한 갈등 요인이 실재하더라도, 즉 실제 사회균열(social cleavages)이 있더라도 그 사회 구성원들이 그것을 갈등으로 인식하지 않을 때 사회갈등으로 표출되지 않을 수 있다. 예컨대, 한 사회에 심각한 소득불평등이 실재하더라도 구성원 다수가 이를 심각하다고 인식하지 않으면 그 사회에 계층간 긴장은 갈등으로 확대되지 않을 수 있다. 역으로 실제로 심각한 갈등 관계가 형성되지 않았더라도 다수가 이를 심각하게 인식할 때 이는 사회갈등으로 전화할 수 있다. 이러한 관점에서 볼 때 젠더갈등의 실재 여부와는 별개로 젠더갈등에 관한 인식을 이해하는 것은 중요하다.

본 연구는 2022년에 치러진 대통령선거 진행 과정에서 크게 주목받은 젠더갈등이 정치적으로 동원되었을 가능성에 주목한다. 즉 그동안 정치참여에 소극적이었던 청년층을 동원하기 위해 정치권이 이들 내 성차를 적극적으로 활용한 결과, 유권자들이 젠더갈등을 심각하다고 인식하게 됐을 가능성을 확인하고자 한다. 제20대 대통령선거 과정, 선거 직후, 그리고 선거 이후 일정 시간이 지난 시

점에서의 조사결과를 활용하여 우리 사회에서 젠더 간 이념적 차별성, 젠더갈등 인식에서의 성장, 젠더갈등 인식의 지속성을 체계적으로 분석하고자 한다. 이를 위해 젠더갈등 외에도 우리 사회 내에서 제기되는 다양한 갈등에 관한 인식과의 비교·분석도 함께 시행하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 진행된다. 다음 장에서는 한국사회 내 젠더갈등을 개관한 후 세대갈등과 젠더갈등의 중첩 가능성에 주목하여 정책이념 및 성차별주의에 관한 설문조사 결과를 분석한다. 3장에서는 계층과 이념 등 우리 사회에 존재하는 여러 사회갈등 및 균열에 대한 인식과 젠더갈등에 관한 인식을 비교 분석한다. 4장에서는 제20대 대통령선거 직후 시행된 조사결과와 일정 시간이 지난 시점에서 시행된 조사결과를 비교함으로써 젠더갈등이 정치적으로 동원되었을 가능성을 검증한다. 5장은 성 역할과 여성 관련 쟁점에 대한 태도 분석을 통해 젠더갈등이 실제 근본적인 성차별주의나 생물학적 성에 기반을 둔 것인지 아니면 여성가족부 폐지와 같은 특정 쟁점을 통해 선거전략 차원에서 동원된 것인지를 확인한다. 마지막 장은 경험적 발견을 요약하고, 정책적 함의를 제공하는 것으로 마무리한다.

## II. 한국사회 내 젠더갈등

### 1. 젠더갈등의 부각

젠더갈등은 성인 남녀의 개인적 갈등에서부터 노동시장에서의 성차별적 관행 및 제도를 둘러싼 갈등, 법 제정이나 정책수립과정에서 기존 가부장적 질서에 대한 도전을 둘러싸고 남성과 여성의 이해가 대립하는 공적 영역에서의 갈등으로 정의하는 경향이 있었다(변화순 외 2005, 이재경 2013). 그러나 남녀 간 갈등은 공적 영역에서만 이루어지는 것은 아니다. 개인적이고 사적 영역인 섹슈얼리

티와 가족의 영역에서도 가부장적 지배체제로 인한 젠더갈등을 경험할 수 있다 (Barry 1995; Hochschild 2003). 예를 들어, 2017년 미국에서 시작한 '미투(Me Too)운동'은 국내 유력 정치인을 비롯한 유명인들의 성폭력과 연계되면서 폭발력을 얻게 되었다. 즉 사적 영역에 머물러있던 섹슈얼리티 차원의 갈등 양상이 우리나라에서도 표출된 것이다.

이처럼 성역할과 관련된 젠더갈등은 공적 영역과 사적 영역 모두에서 발생할 수 있다. 성평등에 대한 욕구는 높아졌고, 적어도 교육에서의 남녀 간 성차는 사라졌으나 이후 진입하게 되는 노동시장에서의 남녀 간 불평등 경험하게 된다. 남성 생계부양자 가족체계는 여전히 견고하고, 변화한 여성과 변하지 않은 직장 과 사회 사이의 긴장이 증폭되면서 젠더갈등으로 확대될 가능성은 상당히 커졌다. 또한, 앞서 언급한 것처럼 남성과 여성 간 갈등의 원인은 가치관은 물론 이익에서의 차이로 인식할 수 있다는 점에서도 주요 사회갈등으로 확대될 여지가 있다.

국내 정치권이 젠더갈등에 본격적으로 관심을 가지기 시작한 것은 2018년 무렵이다. 당시 20대 남성의 문재인 대통령 지지가 크게 줄어드는 현상이 관찰되면서 이를 두고 다양한 해석이 나타났다. 이를 젊은 남성 보수 세대가 등장했다고 보기도 하고, 공정성에 유난히 민감한 세대의 등장으로 해석하기도 했다. 2015년 이후 강화된 페미니즘에 대한 반작용이라는 주장도 있었다. 여성에 대한 혐오가 확산하는 사회심리 현상으로 보아야 한다고 주장하는가 하면, 성별 권력관계가 이미 역전되었는데 사회가 그 현실을 못 따라가면서 나타난 현상으로 해석하기도 했다(천관울 2018).

이를 우리 사회의 구조적 특성으로 파악하고자 하는 시도도 있었다. 치열한 경쟁이 따르는 입시와 취업 전쟁으로 이어지는 '시험 공화국'이 낳은 결과물로 보기도 했고, IMF 구제금융 요구 이후 지속하여 온 저성장이 청년층을 좌절시켰다는 주장도 제기되었다(천관울 2018). 또한, 지금은 주류가 된 86세대에 대한 젊은 세대의 거부감이 발현된 것이라는 견해와 온라인상 소수의 극단주의자가

과대평가된 것에 불과하다는 주장도 제기되었다.

정치적으로는 2017년 박근혜 대통령을 끌어내리는 데 일조한 청년 남성층이 2021년 서울시장 보궐선거에서 보수정당 후보를 일반적으로 지지하는 상황이 발생하고, 이를 인지한 여성이 2022년 대통령선거에서 더불어민주당 후보를 선택하면서(이윤정 2022), 청년층 내 성차는 더욱 크게 느껴졌다. 특히, 언론을 통해 증폭된 ‘이대남’에 대한 관심은 ‘이대녀’에 대한 관심으로 전이되었고, 이는 젠더갈등이 우리 사회의 중요한 균열(cleavage) 가운데 하나로 인식되도록 했다(김한나 2022).

그러나 선거 국면에서 드러난 남녀 간 갈등을 근본적 사회균열에 기반을 둔 갈등으로 보는 것에는 좀 더 조심스러운 접근이 필요하다. 양대 정치 진영이 집결하는 과정에서 두 층이 동원되었을 가능성이 있기 때문이다. 즉 청년 남성에서 팽배한 페미니즘에 대한 혐오, 그리고 반대급부로 우리 사회에 여전히 존재하는 남녀 간 불평등과 여성에 가해지는 폭력 및 위협 자체를 부정하는 것에 대한 청년 여성의 분노를 젠더갈등화 함으로써 그동안 정치참여가 상대적으로 약했던 청년층을 동원한 것일 수 있다. 어쩌면 청년세대가 가진 취약성을 20대 남성이 처한 취약성으로 포장하여 남녀 간 대결 구도로 이끌어 간 것일 수 있다. 단편적인 예가 20대 남성의 지지를 얻기 위한 선거전략의 하나로 보수정당 대선 후보가 여성가족부 폐지를 전면 공약으로 내세운 것이다. 선거공학적 관점에서 볼 때 여성가족부 폐지 공약이 청년 남성을 동원하는 효과가 있었는데에 대해서는 이견이 있을 수 있다. 그러나 실제 동원효과 여부와는 별개로 정치권에서 여성가족부 폐지 공약이 특정 층(청년 남성층)을 동원하는 것에 성공했다고 인식할 때 이를 계속 활용하고자 하는 동기가 형성될 수 있음에 주목해야 한다. 그 동기가 구체화하는 순간 이에 반대하는 측과 대결 가능성은 커진다. 이렇게 반복된 양측의 대결은 사회갈등으로 굳어질 가능성이 크다는 점에서 우려할 만하다.

## 2. 세대와 젠더갈등의 중첩 가능성

앞서 언급했듯이 젠더갈등에 관한 선행연구 결과는 일관적이기보다는 혼재되었다. 이러한 특성 때문에 젠더갈등에 대한 논쟁은 데이터 대 데이터의 문제, 조사 문항 간 대결의 문제로 귀결되곤 한다.

우선 방법론적으로 볼 때, 젠더갈등이 가장 극명하게 나타나는 것으로 여겨지는 청년층(youth)에 관한 규정이 명확하지 않다는 문제가 있다. 20대만을 청년층으로 볼 것인지 30대까지 포괄할 것인지 명확하지 않다. 생물학적 연령대가 아닌 세대 개념을 포함해 밀레니얼 세대 또는 MZ세대로 볼 것인지, 아니면 학술적 규정처럼 19~34세로 보아야 하는지도 분명하지 않다. 어떻게 청년을 규정하느냐에 따라 그 해결책이 달라질 수 있다. 예컨대 청년 규정에 따라 핵심 청년 정책 목표가 주거 안정이 될 수도, 좋은 일자리 제공이 될 수도 있다. 분명한 점은 청년을 집합수준으로 묶을 때 그 연령 범위가 넓을수록 세대 내 계급(혹은 계층) 균열이 밋밋해질 수 있다는 점이다. 무엇보다 세대 담론의 과잉을 통해 청년 자체는 물론 사회 전반의 불평등 구조가 간과될 가능성을 고려해야 한다.

사실 청년층, 특히 20대 가운데 적지 않은 남성이 우리 사회에서 성차별이 충분히 완화되었다고 생각하거나 자체를 심각하게 인식하지 않는 모습을 보인다. 그러나 이들이 여성 자체에 반감을 보인 것으로 보기도 어렵다. 다만, 청년 남성 다수는 이제는 그들이 남성으로서의 가부장적 문화의 이점은 누리지 못하는 대신 그 역할과 기대(man box)는 여전히 부과되어 있음에 불만을 표시하는 것이다 (Porter 2016). 2018년 <시사IN> 조사에 따르면, ‘한국의 결혼 문화는 여성에게 유리하다’라는 진술에 당시 20대 남성의 66.3%가 동의했지만, 30대 이상 남성의 48.2%, 20대 여성의 19.8%만 동의하였다. 또한, ‘남녀 간 법 집행이 공정한가?’라는 문항에 20대 남성의 53.6%가 남성에게 불리하다고 응답했지만, 30대 이상 남성 가운데 26.7%만 남성에게 불리하다고 응답하였다. 정부의 양성평등 정책에 대한 평가 역시 20대와 30대 남성 간 차이가 뚜렷하게 나타났다. 즉 20대 남성의

54.2%가 정부의 양성평등 정책에 대해 ‘매우 못하고 있다’라고 응답한 반면, 30대 이상 남성 가운데 22.0%만이 매우 부정적인 평가를 했다(천관율 2018).

서울대 사회발전연구소와 조선일보가 공동으로 조사한 ‘2022 대한민국 젠더 의식 조사’ 결과에 따르면, 결혼을 희망하지 않는 이유에 대해 20대 남성의 47.2%, 30대 남성의 52.6%는 ‘경제적 준비가 되지 않아서’라고 응답하였다. 반면, 20대 여성의 21.2%, 30대 여성의 25.2%만 경제적 준비 미비를 선택하였다(조선일보 2022). 이는 가족의 1차 생계부양자가 남성이고, 집값 마련의 1차 책임 역시 남성에게 있다는 가부장제 아래에서 남성의 부담을 반영하는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 특성은 2020년부터 2022년 사이 전국적으로 급상승한 집값 상승이 계기가 되어 남녀 간 차이를 더욱 두드러지게 했을 수 있다. 분명한 것은 위의 조사결과는 남녀 간 차이를 넘어 청년 남성 내에서도 20대와 30대가 처한 현실에 따라 다르게 인식할 수 있음을 보여준다.

### 1) 남녀는 이념적으로 다른가?

그렇다면 이들은 이념적으로 다른가? 젠더갈등 연구의 시발점이 된 ‘20대 남자, 그들은 누구인가’ <시사IN> 조사는 남성 청년층에서 젠더갈등의 여지를 지닌 반페미니스트 군집을 감지하였다. 당시 집필진은 20대 남성의 약 1/4이 반페미니즘 경향을 보이지만, 이념적으로 보수화되었다고 보기는 어렵다는 결론을 내렸다.

만약 선거 국면에서 반페미니즘 성향의 군집이 보수정당과 후보로 적극 지지층으로 이어진다면, 이는 정치적 동원을 통해 젠더갈등화했을 가능성을 보여준다 할 수 있다. 이를 검증하기 위해 본 연구는 제20대 대통령선거 국면에 조사가 시행된 한국정당학회와 중앙일보 공동조사(2021년 12월 시행) 및 한국정당학회와 에스티아이의 공동조사(2022년 1월 시행) 결과를 검토하였다.

<표 1>은 한국정당학회와 중앙일보 공동조사에 나타난 성별 영역별 정책이념 값을 비교한 것이다. 15개의 정책영역 문항에 대한 응답의 산술평균값인 정책이

념(종합지수)은 여성보다 남성이 약간 더 진보적인 것으로 나타났다(0=진보, 10=보수). 여성은 남성보다 대북·대외 및 사회·탈물질주의 영역에서 더 진보적이지만, 경제영역에서는 더 보수적인 것으로 나타났다. 특히, 사회·탈물질주의 영역에서의 차이는 통계적으로 유의했다( $p < 0.001$ ).

<표 1> 성별 영역별 정책이념(한국정당학회·중앙일보 공동조사, 2021. 12)

(단위: 점)

영역	여성	남성	t-test	전체
대북·대외	4.86	4.92	$p > 0.05$	4.89
경제	5.14	5.03	$p > 0.05$	5.09
사회·탈물질	5.03	5.58	$p < 0.01$	5.30
정책이념(종합지수)	5.03	5.15	$p > 0.05$	5.09
자가평가이념	5.14	5.19	$p > 0.05$	5.16

<표 2>는 연령대별 정책이념 값을 비교한 것이다. 정책이념(종합지수)은 연령대와 비선형 관계를 보인다. 40대가 가장 진보적이며, 18~29세와 60대 이상으로 갈수록 진보성이 약해지는 것으로 나타난다. 다만, 사회·탈물질 영역에서 18~29세 연령대는 30대보다 더 진보적인 특성을 보인다. 이는 청년층이 쟁점에 따라 진보적일 수도 보수적일 수도 있다는 것을 보여주는 결과라고 할 수 있다. 예를 들어, 이들은 대북 문제에 관해서는 60대 이상보다 더 보수적인 태도를 보이지만, 성 소수자 권리 보호나 할당제 등의 쟁점에는 상대적으로 진보적인 태도를 보인다.



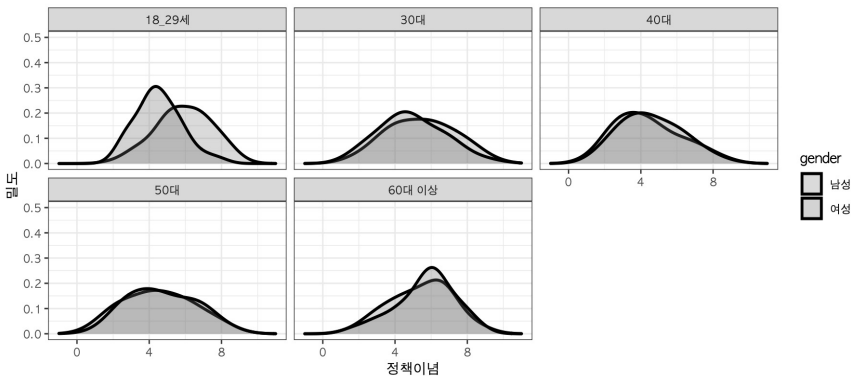
<표 2> 연령대별 영역별 정책이념(한국정당학회 · 중앙일보 공동조사, 2021. 12)

(단위: 점)

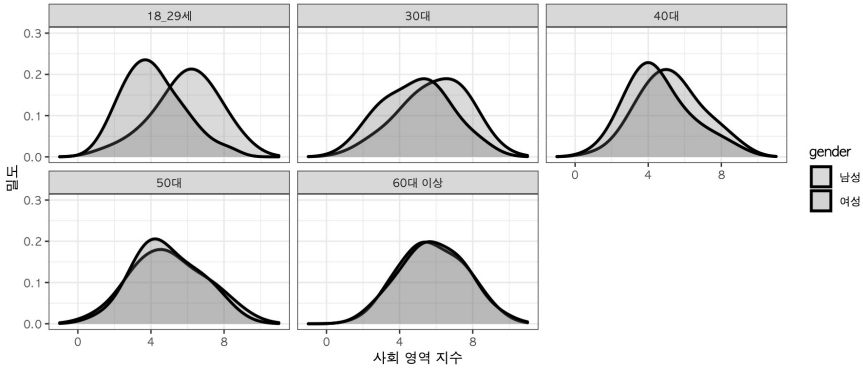
영역	18~29세	30대	40대	50대	60대 이상	전체
대북·대외	5.47	5.21	4.15	4.25	5.27	4.89
경제	5.25	5.11	4.45	4.67	5.66	5.09
사회·탈물질	5.08	5.46	4.89	4.96	5.85	5.30
정책이념(종합지수)	5.27	5.23	4.48	4.64	5.60	5.09
자가평がい념	5.09	4.94	4.56	4.92	5.92	5.16

<그림 1>은 성별·연령대별 정책이념 분포를 시각화한 것이다. 18~29세에서 여성과 남성 간 분포에서 차이를 확인할 수 있다. 이러한 경향은 하위 영역, 특히 사회·탈물질주의 영역에서 뚜렷하게 나타나는데 <그림 2>에서 쉽게 확인할 수 있다. 즉 20대 여성이 같은 연령대 남성보다 진보적이다. 이후 세대에서 성차가 줄어들다가 50대에서 비로소 남녀가 비슷해진다.

<그림 1> 성별 · 연령대별 정책이념 분포



〈그림 2〉 성별·연령대별 정책이념 분포: 사회 영역



제20대 대통령선거 국면이었던 2022년 1월 한국정당학회와 여론조사기관 에스티아이가 공동으로 시행한 조사결과에서도 청년층에서 남녀 간 정책이념에서의 차별성을 확인할 수 있다. 온라인으로 이루어진 이 조사는 60대 이상을 제외한 18세~50대를 표집 대상으로 하였다. <표 3>은 8개 쟁점(북한, 노동시장, 복지, 탈원전 등)에 대한 응답의 산술평균값(정책이념 혹은 정책태도)을 성별·연령대별로 요약한 것이다. 18세~30대까지는 남성이 여성보다 더 보수적인 경향을 보이지만, 연령대가 높아질수록 여성이 남성보다 더 보수적인 경향을 보인다. 이는 이념의 여성 내 세대 격차를 확인한 박선경(2020)의 결과와도 일맥상통한다. 정책태도에서 성차는 두 영역 모두 18~29세에서 가장 큰 것으로 나타났다(정치·경제 영역 0.33점, 사회·탈물질주의 영역 0.34점). 이러한 결과는 대선 국면에서 이 연령대 남성의 보수정책 선호와 여성의 진보정책 선호가 동시에 반영된 것으로 유추해 볼 수 있다.

<표 3> 성별 · 연령대별 정책이념 지수(1=진보, 5=보수)

(단위: 점)

	18~29세			30대			40대			50대		
	남성	여성	t-test	남성	여성	t-test	남성	여성	t-test	남성	여성	t-test
정치·경제	3.52	3.19	p<0.01	3.48	3.25	p<0.01	3.21	3.23	p>0.05	3.07	3.17	p>0.05
사회·탈물질	3.53	3.19	p<0.01	3.64	3.36	p<0.01	3.36	3.39	p>0.05	3.24	3.32	p>0.05

8개의 쟁점 정책 외에도 선거기간 가장 많은 주목을 받은 여성가족부 폐지에 대한 태도에서의 성차는 연령대별로 나누어 보면 더욱 뚜렷해진다(<표 4> 참조). 여성가족부 폐지에 관한 동의를 5점 척도로 측정했을 때 18~29세에서 남녀 평균 값은 무려 1.39점이나 차이가 난다. 그 차이가 0.40점에 그친 50대와 뚜렷하게 대비된다. 무엇보다 5점 척도에서 18~29세 남성의 평균값이 4.26점에 이른다는 점에 주목할 필요가 있다. 이는 20대 청년 남성은 여성가족부 폐지에 매우 분명한 태도를 지니고 있다는 것을 의미한다. 선거 국면에서 여성가족부 폐지 쟁점이 강하게 동원되었을 가능성을 엿볼 수 있다.

<표 4> 성별 · 연령대별 여성가족부 폐지 동의(5점 척도)

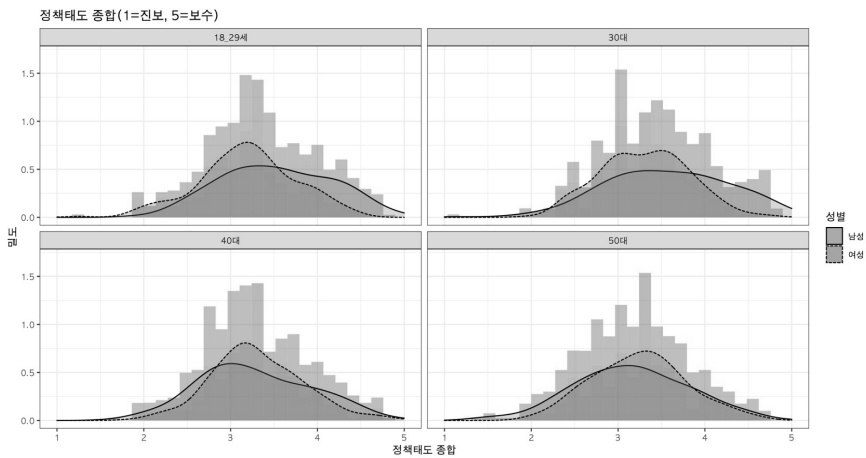
(단위: 점)

	18~29세			30대			40대			50대		
	남성	여성	t-test	남성	여성	t-test	남성	여성	t-test	남성	여성	t-test
	4.26	2.87	p<0.01	3.99	3.00	p<0.01	3.66	2.91	p<0.01	3.32	2.92	p<0.01

<그림 3>은 8개 쟁점에 대한 응답의 산술평균으로 측정된 정책이념 값의 분포를 시각화한 것이다. 5점 척도에서 4점 이상을 이념적으로 강한 보수라고 정의할 때 20대와 30대 남성 가운데 약 30%가 강한 보수층인 것으로 나타났다. 강한 보수층 남성 중 다수는 윤석열 후보를 지지하였다. 특히, 그 가운데 18~29세 남

성 보수층은 스스로 보수라고 평가하는 비율이 높았고, 정치적 효능감도 높았으며, 선거에 관한 관심도 높았다. 반면, 18~29세 여성 가운데 강한 보수층은 10% 수준에 머물렀다. 주목할 것은 보수적 정책 태도가 윤석열 후보 지지로 이어지지 않았다는 점이다. 또한, 이들은 스스로 보수라기보다 중도로 평가하는 경향을 보여 같은 연령대 남성 보수층과는 확실히 차별성을 보였다.

〈그림 3〉 정책이념(태도) 지수 성별·연령대별 분포: 한국정당학회·에스티아이 공동조사



2018년 <시사IN> 조사는 페미니즘에 주목해 20대 남성의 반(反) 페미니스트 군집이 감지되었으나 그것이 정치적 보수화로 이어졌다고 보지는 않았다. 반면, 제20대 대통령선거를 앞두고 시행된 조사는 조금 더 일반적인 차원에서 정치 성향에서의 성차, 그리고 청년 남성 보수 군집을 확인하였다. 결국, 청년 남성과 여성 간 정책이념에서의 차이가 근본적인 것인지 아닌지를 판단하기는 어렵지만, 적어도 대선 국면에서 정책이념에서 유의한 성차가 나타난다는 점 역시 부정하기는 어렵다.

## 2) 성차별주의와 정치적 성향 간 연계 가능성

앞선 정책이념에서의 성차 외에 성차별주의(sexism) 역시 젠더갈등을 설명할 수 있다. 본 연구는 이를 위해 글릭과 피스케(Glick and Fiske 1996, 2001)가 제안한 양가적 성차별주의(ambivalent sexism), 스윌 외(Swim et al. 1996)가 정의한 현대적 성차별주의(modern sexism)를 활용한다. 적대적 성차별주의(hostile sexism, HS)는 전통에 도전하는 여성을 처벌하려는 태도를 보인다. 반면, 온정적 성차별주의(benevolent sexism, BS)는 전통적인 여성상(가사와 육아에 관한 주된 책임 등)에는 동조하나, 개인적으로는 여성에 긍정적이며, 이들을 친밀하게 대하고자 한다는 특징을 보인다. 온정적 성차별주의는 극단적인 남녀 갈등을 피할 수 있는 여지를 제공하지만 사회 구조적 성 불평등의 근본적 개선이 아닌 적대적 성차별주의를 보완하는 역할에 머문다는 한계를 지닌다.

한편, 스윌 외(Swim et al. 1996)는 구식 성차별주의(old-fashioned sexism)와 구별되는 현대적 성차별주의(modern sexism)를 제시하였다. 현대적 성차별적 태도를 지닌 사람들은 자신이 속한 사회에서 성차별이 계속되고 있다는 점을 부정하고, 오히려 여성에게 특혜가 주어지고 있다는 것에 분노하는 경향을 보인다. 즉 이들은 전통적인 성에 관한 역할과 고정관념은 거부하지만, 이미 성평등이 이루어졌다고 생각하기 때문에 여성을 위한 특별한 정책 시행에 반대한다. 현대적 성차별주의는 유럽 및 선진 민주주의 연구에 따르면 주로 젊은 층에서 감지된다(Bornatici et al. 2020). 최근 남성 역차별을 주장하는 우리나라 20대 남성에서도 어렵지 않게 발견할 수 있다.

성차별주의는 실제 정치적 선택과 정책적 태도로 연계되기도 한다(권수현·윤채영 2022). 우선 성차별주의와 제19대 대통령선거에서 후보선택과 연관성을 검증한 구분상(2021)에 따르면, 적대적 성차별주의의 한 요소인 지배적 남성주의가 강할수록 당시 보수정당 후보였던 홍준표 후보보다 더불어민주당의 문재인 후보에 투표할 가능성은 줄어들었다. 반면, 온정적 성차별주의 가운데 하나인 친밀한 이성애에 공감할수록 홍준표 후보보다 문재인 후보선택 가능성은 유의하게

커졌다.

그러나 예상과는 달리 성평등인식(feminist consciousness) 수준이 높다고 해서, 즉 현대적 성차별주의 경향이 약하다고 해서 홍준표 후보보다 문재인 후보를 선택할 가능성이 커진다고 보기 어려웠다. 반면, 성평등인식이 강하면 홍준표 후보보다 심상정 후보에 투표할 가능성은 뚜렷하게 커졌다. 이처럼 양가적 성차별주의는 홍준표 후보를 기준으로 할 때 심상정 후보선택에서의 차이를 만들어내지는 못하지만, 성평등인식 수준은 유의한 차이를 만들었다. 당시 TV토론에서도 성차별 문제에 관해 강력한 의제를 던지며 홍준표 후보와 부딪혔던 심상정 후보를 선택한 유권자들은 양가적 성차별주의보다는 실질적 성평등을 훨씬 중요한 것으로 인식했다는 점 역시 유추해 볼 수 있다.

성차별주의와 정치적 선택 간 연계는 2021년에 치러진 서울시장 보궐선거에서도 확인된다(구본상 외 2022; 박영득·김한나 2022). 구본상 외(2022)는 보궐선거라는 특수한 맥락까지 고려하더라도 성차별주의가 유권자의 후보선택을 설명할 수 있는 변수임을 보였다. 비록 서울시장 보궐선거는 전임 시장의 성추행 논란을 계기로 치러졌으나 당시 보수 야당을 더 성차별적이라고 보는 우리 사회 내 기존 정당 인식이 여전히 작동하고 있음을 알 수 있다.

또한, 적대적 성차별주의 수준이 높은 유권자는 여성 후보선택에 부정적인 것으로 나타났다. 당시 여성 후보였던 박영선 후보를 선택한 것은 세 개의 성차별주의 가운데 온정적 성차별주의에 기반을 두고 있다는 점을 재차 확인할 수 있었다. 앞선 제19대 대선 조사 결과(구본상 2021)와 마찬가지로 더불어민주당 지지층은 성평등주의적이기보다 온정적 성차별주의적 특성을 보인다는 점이 다시 한번 드러났다.

그렇다면, 왜 청년 여성은 보수정당 후보선택을 주저했을까? 우선 보수정당 소속 정치인들의 성차별주의적 행동을 더 빈번하게 목도하기 때문일 수 있다. 예를 들어, 제19대 대통령선거에서 자유한국당 홍준표 후보는 선거운동 기간 내 성인지 감수성이 부족하다는 평가를 받았다. 특히, 대학 시절 일명 ‘돼지홍분

제’를 사용한 강간 모의에 가담했는지와 설거지 발언으로 여성 비하 논란의 중심에 섰다. 홍 후보는 논란에 유감을 표하며 사과하였으나 여성 혐오 발언을 농담으로 치부하고, 강간 모의를 과거에 있었던 사소한 일로 축소하려 했다는 비판을 받았다(구본상 2021). 2011년에도 “이화여대 계집애들 싫어한다. 꼴깁잖은 게 대들어 패버리고 싶다”라고 말한 바 있고, 이후 이화여자대학생들이 사과를 요구하자 “농담을 한 것”이라고 해명한 것이 다시 언론에 주목받으면서 홍 후보는 선거 운동 기간 내내 성차별적 시각을 가졌다는 비판에서 벗어나지 못했다(이하나 2017).

여성 관련 정책 차원에서든 문재인 후보와 홍준표 후보가 속한 정당의 공약은 큰 차별성을 보인다. 제19대 대통령선거를 앞두고 제시된 여성폭력에 관한 정당별 공약에 따르면, 보수정당인 자유한국당은 여성 관련 정책에서 다른 정당과 비교할 때 뚜렷하게 소극적인 모습을 보였다. 청년 여성은 성폭력에 매우 민감하게 반응하지만, 보수정당은 이에 관해 소극적이거나 법 중심의 정책으로 일관하는 경향이 있다(구본상 2021). 이런 이유에서 여전히 여성, 특히, 청년 여성은 더불어민주당 소속 정치인들의 성추행 논란에도 불구하고 보수정당 선택을 주저하는 것으로 보인다.

또한, 보수정당은 선거 양상에 따라 여성 관련 정책 방향을 쉽게 반복하는 모습을 보였다. 윤석열 국민의힘 후보는 2021년 12월 20일 페미니스트 정치인으로 알려졌던 신지예 전 녹색당 대표를 새시대 준비위원회 위원장에 위촉하였다. 남성 청년 지지층은 온라인을 중심으로 이에 강하게 반발하였고, 2022년 1월 7일 윤석열 후보 페이스북에 ‘여성가족부 폐지’라는 7자(字) 공약을 제시하면서 여성 관련 정책 방향을 틀었다. 이러한 급격한 정책 방향 선회는 보수정당의 여성 관련 정책에 관한 신뢰를 크게 떨어뜨렸다.

대선에서 청년 남성층의 보수정당 후보 지지에 따른 반사이익으로 청년 여성의 표 결집을 누렸던 더불어민주당도 청년 여성을 지지세력으로 만드는 것에는 한계를 드러냈다. 앞서 경험적 분석에서 나타났듯이 더불어민주당 후보 주요 지

지층은 성평등주의적이기보다 온정적 성차별주의적 특성을 보인다. 이러한 특성 때문에 더불어민주당과 소속 후보는 적극적인 성평등정책을 펼치는 것에 한계를 드러낸다. 그 결과 젊은 여성층의 적극적 지지를 끌어내는 것까지 이르지 못하고 있다. 제19대 대선에서 홍준표 후보처럼 보수정당이 적대적 성차별주의적 후보를 내거나 제20대 대선에서 윤석열 후보처럼 성평등정책에 반하는 태도를 명확하게 보일 때는 반사이익을 얻을 수 있다. 그러나 유권자의 관심이 상대적으로 떨어지는 국회의원 선거나 지방선거에서는 대선만큼 응집된 지지를 끌어내지 못했다. 이러한 더불어민주당의 한계는 성평등정책을 축소하는 결과를 초래할 수 있다.

### III. 다른 사회갈등 인식과의 비교 분석

한국사회에 존재하고 있는 다른 사회갈등과 젠더갈등에 관한 인식을 비교함으로써 젠더갈등의 실체를 규명해 볼 수 있다. 우선 한국사회 내 잠재적 갈등은 계층, 지역, 이념, 세대, 남녀 및 젠더 갈등으로 나누어 접근해 볼 수 있다. 한국은 일제강점기와 한국전쟁을 겪으면서 상대적으로 계층 간 차이는 다른 나라와 비교해 크지 않은 편이었다. 그러나 1997년 외환위기에 이은 IMF 구제금융 신청 시점을 계기로 한국사회 내 계층 분화가 급속하게 진행되었다. ‘국제표준’(global standard)이라는 명목 아래 시행된 신자유주의적 구조조정을 감내해야 했고, 이 과정에서 경제적 불평등과 양극화는 심해졌다. 이후 보수 정부는 경제성장 우선 전략을, 진보 정부는 복지 확대 전략을 펴면서 분배와 복지 문제를 두고 충돌하게 되었다(신광영 2008).

한편, 한국의 지역갈등은 영남과 호남에 지역적 기반을 둔 두 정당이 전국적으로 경쟁하면서 나타난다. 특히, 호남의 경우 정치로부터 소외감을 느끼면서 스스로 지역정체성을 강화해 온 경향이 있다(박기덕 2006). 이처럼 정치적 소외가 정



서적으로 다른 지역에 대한 배타성과 연계되면서 사회균열화하였다. 사회 구성원들 간 집단적 갈등을 초래하거나 초래할 가능성이 큰 사회적 구분을 사회균열이라 할 때 한국에서는 지역균열만이 완전한 균열(full cleavage)이라 할 수 있다(윤광일 2018; Bartolini 1985; Deegan-Krause 2007).

세대는 유사한 시기에 태어나 비슷한 역사·문화적 경험을 공유하는 집단을 의미한다. 세대 간 갈등으로 진행하려면, 세대 구성원이 자신의 세대에 대한 소속감과 연대의식을 지니고 있어야 한다(박길성 2013). 예를 들면, 밑으로부터의 민주화를 주도한 86세대는 정치세력화하였고, 사회 전반에서 핵심적 위치를 차지하고 있다. 일자리 영역을 두고 젊은 세대는 기성세대인 86세대에 대한 불만을 표출하는 등 갈등의 여지가 있다.

이념갈등은 한국의 역사적 현실과 연계되어 있다. 해방 이후 형성되기 시작한 분단체계는 한국전쟁 이후 남북한이 대결하면서 공고화되었고, 그 과정에서 이념갈등은 뚜렷하게 표출되었다. 북한 및 대북정책에 대한 시각에 따라 보수세력과 진보세력이 대결하는 양상을 보이는데, 이러한 이념갈등은 영호남 지역갈등과 중첩되기도 하면서 강화되었다. 더 폭넓게 이념을 규정하면, 자본과 노동 세력 간 갈등으로 표출되기도 하고, 소위 남남갈등으로 전이되어 나타나기도 한다.

그러나 윤성이(2006)는 2002, 2004, 2006년 사회의식조사 분석을 통해 당시 우리 사회 내 이념갈등이 과장되어 있으며, 이념갈등의 원인은 정치권의 ‘편향성의 동원’(mobilization of bias)에 기인한 바가 크다고 주장하였다. ‘편향성의 동원’은 정치조직이 유리한 지지자 동원을 위해 특정 갈등은 억압하고 특정 갈등을 이용하려는 성향을 의미한다. 그 결과 어떤 쟁점들은 정치 안으로 들어오도록 조직되고, 다른 쟁점들은 정치 밖에 있도록 조직된다(Schattschneider 1960, 71). 이렇게 볼 때 계층, 지역, 이념, 세대, 젠더 간 갈등은 모두 편향적으로 동원될 수 있다.

본 장은 편향성의 동원 가능성을 확인해 보기 위해 제20대 대통령선거가 치러진 지 약 한 달 후 시행된 KINU 통일인식조사 결과를 검토하였다. 이후 설문조

사와의 구분을 위해 편의상 2022년 4월 조사라고 부른다. <표 5>는 다양한 사회갈등의 인식 결과를 정리한 것이다. 대선 이후 새로운 정부가 들어서기 직전 가장 심각하다고 인식한 것은 계층갈등(81%)이었다. 그 외에 지역갈등, 이념갈등, 세대갈등에 대해 응답자의 70% 이상이 심각하다고 응답하였다. 반면, 대북·통일 관련 남남갈등과 젠더갈등 인식은 그보다 낮은 수준에서 형성되었다. 즉 다른 갈등과 비교해 젠더갈등을 심각한 갈등으로 인식하는 비율은 낮은 편이었다.

그러나 이러한 갈등인식은 조사 시점과 방식에 따라 달라질 수 있음에 유념해야 한다. 예를 들어, 대통령선거에서 여성가족부 폐지 공약을 두고 논란이 있었던 2022년 1월에 한국리서치가 시행한 ‘2022 젠더인식조사’에서는 젠더갈등이 심각하다고 응답한 비율이 70%를 넘어서기도 했다.<sup>1)</sup>

<표 5> 사회갈등에 관한 인식

(단위: %)

갈등	심각하지 않다	심각하다
지역갈등	27.7	72.3
계층갈등	19.0	81.0
이념갈등	26.1	73.9
세대갈등	26.6	73.4
대북·통일관련 남남갈등	44.8	55.2
젠더갈등	40.6	59.4

다만 위의 결과는 사회갈등 인식과 관련될 수 있는 여러 요인을 함께 고려하지 않은 채 얻은 결과이기에 해석에 주의가 필요하다. 본 연구는 다양한 사회갈등에 대한 인식을 보다 엄격하게 규명하기 위해 사회갈등 인식과 연계될 수 있는 다양

1) 갈등인식에 관한 문항은 모두 4점 척도로 측정되었으며, <표 5>는 긍정 답변(‘매우 심각하다’, ‘약간 심각하다’)은 ‘심각하다’로, 부정 답변(‘별로 심각하지 않다’, ‘전혀 심각하지 않다’)은 ‘심각하지 않다’로 코딩한 결과이다.

한 변수를 고려한 통계분석을 시행하였다. 인구학적 변수,<sup>2)</sup> 사회경제적 지위에 관한 변수 외에 주관적 계층 인식을 통제하였다.<sup>3)</sup> 또한, 최근 유권자의 정치 행동을 설명하는 가장 중요한 변수로 여겨지는 정서적 거리감도 통계모형에 포함하였다(구본상 외 2023; 김기동·이재묵 2021). 즉 두 거대정당에 대한 감정적 양극화 정도가 클수록 사회갈등을 심각하게 인식하리라 예상해 볼 수 있다.<sup>4)</sup>

그 외에 정치변수인 정당일체감,<sup>5)</sup> 이념,<sup>6)</sup> 정책태도,<sup>7)</sup> 대통령 국정 운영 평가도 고려하였다. 우선 여당을 지지하는 국민은 정부와 여당이 자신의 이해관계를 더 잘 반영한다고 생각하며, 이들이 사회적 갈등을 일으키기보다 해결하려 노력한다고 인식하는 경향이 있다. 반대로 야당을 지지하는 사람들은 여당과 정부가 그들의 이해관계를 잘 반영하지 않으며, 사회적 갈등 오히려 일으키는 것으로 본다. 따라서 여당을 지지 혹은 여당에 정체성을 느끼면 사회갈등을 덜 심각하게 인식하리라 예상해 볼 수 있다. 반면, 정치 엘리트들이 정당을 중심으로 정치적 갈등을 재생산하고 강화하고 있다는 주장처럼 지지 정당이 없는 무당파 유권자는 기존 정당이 갈등을 해결하기보다 오히려 갈등을 증폭한다는 태도를 보일 수 있다(조원빈 2016, 228).

이념에 따라 사회갈등 인식 수준이 달라질 수도 있다. 보수적일수록 그 사회의 질서가 유지되는 것을 중요하게 생각하는 반면, 진보적일수록 사회의 개혁과 변

- 
- 2) 지역 관련 변수는 영호남 변수 대신 영남 내 정치적 선택의 뚜렷한 분화를 고려해 부산·울산·경남과 대구·경북을 나누었다.
  - 3) 중산층은 사회갈등을 상대적으로 덜 심각하게 인식할 수 있다는 점에서 주관적 계층의 제공항을 통계모형에 포함하였다.
  - 4) 정치에서의 양극화에는 이념적·정서적 차원에서 발생할 수 있다. 다만, 2022년 시행된 KINU 통일의식조사에는 이념적 양극화를 측정할 수 있는 문항이 없어 정서적 양극화만을 검증하였다.
  - 5) 정당일체감 변수는 캐어문기 과정을 통해 가깝게 느끼는 정당이 있다고 밝힌 응답자로 코딩하였다.
  - 6) 이념은 11점 척도(0=진보 ~ 5=중도 ~ 10=보수)의 자가평가 방식으로 측정하였다.
  - 7) 정책태도는 한미동맹 등 8개의 정책영역에 대한 태도를 5점 척도로 측정한 값의 평균으로 그 값이 작을수록 진보적 정책태도를 의미한다.

회를 받아들이는 경향이 강하다(강원택 2005). 즉, 보수적 유권자들은 법과 질서를 중요시하고 권위와 전통을 지키고자 한다(조원빈 2016, 228). 진보적 유권자는 자신이 속한 사회에 만족감이 떨어지므로 정부에 압력을 행사하기 위한 집회 등에 참여할 가능성이 크다. 이들은 사회갈등이 존재한다는 것을 당연한 것으로 받아들이고 그 심각성을 크게 느낄 수 있다. 반면, 보수적 유권자들은 안정된 사회를 선호하므로 사회갈등에 덜 민감하게 반응하여 그 심각성도 덜 느낄 가능성이 있다(조원빈 2016, 229). 다만, 특정 분야에서 갈등은 보수적일수록 더 심각하게 반응할 수도 있다. 예를 들어, 가부장적 질서에 반하는 내용을 담은 젠더갈등에 대한 인식은 보수적 유권자에서 더 크게 나타날 수 있다.

대통령의 국정운영평가 역시 사회갈등 인식과 연계될 수 있다(조원빈 2016, 227). 한국인들은 대통령 중심의 시각으로 사회 및 정치 현상이나 정책을 바라보는 특징을 가진다. 사회의 여러 갈등 양상도 대통령(정부)의 국정운영과 자연스럽게 연계하는 경향이 있다. 대통령의 국정 운영을 긍정적으로 평가할수록 사회갈등을 심각하지 않다고 인식할 수 있다.

정치·사회제도에 대한 신뢰 역시 갈등인식에 영향을 미칠 수 있다(조원빈 2016). 우리 사회 전반에 대한 신뢰도를 측정할 수 있는 문항이 KINU 통일외교조사 2022에 포함되어 있다. 구체적으로는 “귀하는 우리 사회가 어느 정도 믿을 수 있는 사회라고 생각하십니까? ‘매우 믿을 수 없다’가 0점, ‘매우 믿을 수 있다’가 10점입니다”라는 질문에 대한 응답을 11점 척도로 측정한다. 선행연구에 따르면, 대인 신뢰도 혹은 사회적 자본과 같은 개인 및 사회적 가치는 다양한 유형의 정치참여뿐만 아니라 경제성장이나 안정된 민주주의 정치체제 등과 같은 사회조직의 안정성에 기여한다(Dekker and Uslander 2001; Inglehart 1997, 1999). 즉, 대인 신뢰가 사회연결망이 잘 작동하게 하고 자연스럽게 다수의 사회참여로 이어져 정치적 관심과 참여를 늘린다는 것이다. 이처럼 대인 신뢰의 증대와 시민의 정치참여 확산은 정치 엘리트와 정부 관료의 책임의식을 높여 다양한 사회집단 간의 이해 갈등을 해소하려고 노력하게 되고, 시민들은 이를 긍정적으로 인식

하게 된다는 논리이다(조원빈 2016, 227).

사회갈등 인식에 미디어도 영향을 줄 수 있다. 미디어 리터러시(media literacy), 즉 미디어에 접근할 수 있고, 미디어 작동 원리를 이해하며 미디어를 비판할 수 있을 뿐만 아니라 미디어를 적절하게 생산하고 활용할 수 있는 미디어 정보 활용 능력을 갖추고 있으면, 우리 사회 내 갈등 양상을 더 정확하게 파악할 수 있을 것이다. 따라서 미디어 리터러시가 높을수록 특정 갈등을 더 심각하게, 또 어떤 갈등은 덜 심각하게 인식하리라 예상해 볼 수 있다.

<표 6>은 다양한 갈등에 대한 인식을 종속변수로 설정하고 앞서 언급한 설명 변수를 포함한 회귀분석 결과를 정리한 것이다.<sup>8)</sup> 흥미로운 점은 계층에 따라 계층갈등 인식, 이념에 따라 이념갈등 인식, 세대에 따라 세대갈등 인식, 성별에 따라 젠더갈등 인식에서의 차이가 드러나지 않았다는 점이다. 다른 지역과 비교해 호남지역에서 지역갈등 인식 수준이 높게 나타나는 점만 확인되었다.

---

8) 종속변수가 4점 척도로 측정되었기 때문에 순위형 로지스틱 회귀모형을 사용하였다.

〈표 6〉 사회갈등인식 분석: 순위형 로지스틱 회귀분석 결과(2022년 4월 조사)

	지역	계층	이념	세대	남남	젠더
	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)
성별	-0.039 (0.127)	-0.033 (0.126)	-0.130 (0.123)	-0.117 (0.127)	-0.057 (0.126)	-0.011 (0.128)
연령	0.000 (0.005)	0.005 (0.005)	0.004 (0.005)	-0.007 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.010* (0.005)
X세대(=1)	-0.223 (0.165)	-0.118 (0.163)	0.041 (0.161)	-0.027 (0.166)	-0.073 (0.163)	-0.382* (0.170)
교육수준	0.024 (0.067)	0.081 (0.065)	0.040 (0.063)	0.049 (0.065)	-0.037 (0.065)	-0.052 (0.065)
월가구소득(log)	0.316* (0.143)	0.164 (0.142)	0.116 (0.138)	-0.322* (0.140)	-0.063 (0.140)	-0.134 (0.141)
대구·경북	-0.207 (0.232)	0.445* (0.226)	0.403 (0.218)	0.000 (0.226)	0.106 (0.221)	0.088 (0.231)
부산·울산·경남	-0.333 (0.183)	-0.287 (0.186)	-0.082 (0.181)	-0.023 (0.184)	0.129 (0.182)	0.032 (0.187)
호남	0.633** (0.244)	0.447 (0.237)	0.270 (0.227)	0.659** (0.234)	0.947*** (0.235)	1.056*** (0.241)
주관적 계층	-0.787 (0.456)	-0.774 (0.452)	-0.505 (0.440)	-0.338 (0.453)	-0.549 (0.447)	-1.176** (0.457)
주관적 계층2	0.154 (0.091)	0.119 (0.090)	0.093 (0.088)	0.092 (0.091)	0.121 (0.089)	0.268** (0.091)
개인재정평가	-0.064 (0.113)	0.108 (0.110)	0.351*** (0.107)	0.035 (0.110)	0.051 (0.109)	0.085 (0.113)
국가경제평가	-0.053 (0.100)	-0.130 (0.099)	-0.160 (0.096)	-0.289** (0.100)	-0.107 (0.098)	0.019 (0.100)
국정운영평가	-0.082 (0.110)	0.144 (0.109)	-0.115 (0.105)	0.207 (0.109)	-0.049 (0.108)	-0.248* (0.111)

	지역	계층	이념	세대	남남	젠더
	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)
자가평がい념	0.104** (0.039)	0.041 (0.038)	0.073 (0.038)	0.069 (0.038)	0.063 (0.037)	0.063 (0.038)
정체감: 민주당	-0.166 (0.225)	-0.369 (0.223)	0.106 (0.214)	-0.219 (0.219)	-0.336 (0.221)	0.001 (0.217)
정체감: 국민의힘	-0.702** (0.261)	-0.539* (0.256)	-0.681** (0.257)	-0.710** (0.256)	-0.689** (0.259)	-0.879*** (0.268)
정서적 양극화	0.006* (0.003)	0.006* (0.003)	0.008** (0.003)	0.005 (0.003)	0.010*** (0.003)	0.009** (0.003)
윤석열 투표	0.442 (0.252)	0.284 (0.248)	0.599* (0.247)	0.591* (0.248)	0.246 (0.249)	0.694** (0.258)
지역규모	0.224* (0.091)	0.153 (0.091)	0.083 (0.088)	0.262** (0.090)	0.201* (0.089)	0.264** (0.091)
미디어리터러시	0.086 (0.062)	0.112 (0.062)	0.128* (0.037)	0.092 (0.062)	0.143* (0.061)	0.300*** (0.062)
한국사회신뢰도	-0.061 (0.039)	-0.212*** (0.040)	-0.131** (0.037)	-0.105** (0.039)	0.087* (0.038)	-0.092* (0.040)
N	1000	1000	1000	1000	1000	1000
R <sup>2</sup> Nagelkerke	0.06	0.08	0.07	0.08	0.08	0.13

주: \*\*\*:  $p < 0.001$ ; \*\*:  $p < 0.01$ ; \*:  $p < 0.05$ . 절편은 생략함.

우선 인구학적·사회경제적 지위 변수 가운데 모든 사회갈등 인식에서 유의한 차이를 만드는 것은 없었다. 반면, 정치 관련 변수는 사회갈등 인식과 상당한 관련성을 보였다. 특히, 보수정당인 국민의힘에 정체성을 느낀 응답자들은 모든 갈등의 심각성을 상대적으로 덜 느끼는 것으로 확인되었다. 이는 KINU 통일외국인사 연구소가 대선에서 국민의힘 후보가 당선된 지 채 한 달이 지나지 않은 시기에 시행되었기 때문일 수 있다. 즉 이들은 보수정당에 정체감을 느끼지 않음에도 윤석열 후보에게 표를 준 유권자들과 비교해 선거 결과에 훨씬 만족할 것이며, 새로운 정부에 대한 기대감도 크리라 예상해 볼 수 있다. 따라서 이들은 사회갈등 상황에 관해 더 긍정적인 인식을 할 수 있다.

그렇다면, 젠더갈등에 대한 인식은 다른 사회갈등에 대한 인식과 다른가? 다르다면, 어떻게 다른가? 다른 사회갈등 인식과 비교해 젠더갈등 인식에서 나타나는 특징은 다음과 같다. 우선 다른 갈등인식과는 달리 연령과 연계되어 있다는 것을 확인할 수 있다. 즉 노년층에서 젠더갈등 인식 수준은 낮게 나타난다. 다만, ‘이대남’, ‘이대녀’ 등의 명칭으로 언론 등에서 빈번하게 언급되었던 것과는 달리 청년층에서 성별 젠더갈등 인식에서 차이는 감지되지 않은 것으로 나타났다. 이는 <표 6>에서 사용한 모형에 성별과 연령대 상호작용항(interaction term)을 포함한 모형에서도 그 회귀계수가 통계적으로 유의하지 않았다는 점을 통해 확인하였다.

다만, 연령을 통제했음에도 X세대(1970~1979년 출생)에서 젠더갈등 인식 수준은 다른 세대와 비교해 유의하게 낮은 것으로 나타났다.<sup>9)</sup> <표 2>에서 뚜렷하게 드러났듯이 조사 시점에서 X세대가 절대다수를 차지하고 있는 40대가 전 정책 영역에서 가장 진보적 성향이 강하다는 점과도 연결된다. 이는 다른 사회갈등

9) 두 명의 심사자가 다른 세대도 더미변수화 하여 포함하거나 연령(혹은 세대)변수의 제곱항을 포함하여 비선형적 관계를 확인해 볼 것을 제안하였다. 이를 시행하였으나 유의한 결과는 얻지 못했다. 이는 젠더갈등 인식에서 연령효과를 통제하더라도 세대로서의 특징을 보이는 세대는 X세대뿐임을 뜻하며, <표 4>에 제시된 회귀모형의 타당성을 방증한다.



인식에서는 나타나지 않은 결과이다. 이는 우리 사회의 젠더갈등 인식에는 세대 특성이 어느 정도 반영되었을 가능성을 보여준다. 물론, 이는 생애주기에서 중년이 가진 특성이 반영된 것일 수도 있다. 직장을 비롯한 사회생활 과정을 통해 성차별적 제도 개선을 직접 경험하고, 또한 어린 자녀세대에서 성차별 등이 실제로 크게 개선된 것을 보면서 젠더 관련 쟁점을 긍정적으로 바라보는 경향이 반영된 것일 수도 있다.

주관적 계층 인식에선 비선형(U자 모양)의 관계가 나타난다. 특히, 상위 계층에서 갈등인식 수준이 뚜렷하게 높게 나타난다. 즉 중산층이라고 인식하는 경우 젠더갈등을 덜 심각한 것으로 인식하는 경향을 보인다. 이 점 역시 다른 사회갈등의 인식에서는 나타나지 않는 특징이다.

지역적으로는 호남 거주 응답자에서 젠더갈등 인식 수준이 다른 지역보다 뚜렷하게 높게 나타났다. 이러한 경향성은 젠더갈등 외에도 지역·세대·남남갈등 인식에서도 확인된다. 이는 대통령선거 결과가 크게 영향을 미쳤으리라 볼 수 있다. 호남 거주 유권자들 절대다수가 지난 대통령선거에서 이재명 후보를 지지했다. 승자독식으로 귀결되는 대통령선거에서 지지한 대선 후보가 간발의 차이로 패했다. 다수의 패자를 만들어낸 선거 결과는 이들이 사회갈등 수준을 높게 인식하도록 했을 수 있다.

그 외에 미디어 리터러시 수준이 높을수록 갈등인식 수준이 높은 것으로 확인되었다. 이념갈등과 남남갈등 인식에서도 그 관련성이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 특히, 젠더갈등 인식에서 그 연계가 뚜렷하게 나타났다. 또한, 사회 전반에 대한 신뢰도가 낮은 경우 갈등인식 수준이 높아지는 점이 대체로 일관성 있게 나타났다.

무엇보다 젠더갈등 인식은 정치변수와 강한 연계성을 보였다는 점은 주목할 만하다. 첫째, 대통령 국정 운영을 긍정적으로 평가할 때 갈등인식 수준이 낮게 나타났다. 다른 갈등인식에서는 이 관계가 확인되지 않았다. 둘째, 보수정당인 국민의힘에 정채감을 가진 경우에 갈등인식 수준이 낮게 나타났고, 이러한 연계

는 모든 종류의 갈등인식에서 확인되었다. 대통령선거에서 보수정당 후보의 승리는 사회갈등을 긍정적으로 인식하도록 한 것으로 보인다. 즉 사회 갈등인식 정치적으로 동원될 수 있음을 확인하였다. 셋째, 개인 수준의 정서적 거리감(=민주당 호감도 - 국민의힘 호감도) 강도가 큰 경우 갈등인식 수준이 높은 것으로 나타났다. 이러한 관련성은 세대갈등 인식을 제외한 모든 사회갈등 인식에서 유의한 것으로 확인되었다. 세대갈등 인식에서는 유의수준 0.05에서 통계적으로 유의하지 않으나 0.10 수준에서는 유의하다는 점에서 감정적 거리감(혹은 정서적 양극화) 역시 사회갈등 인식과 상당히 강한 연관성을 가진다는 것을 알 수 있다.

흥미로운 점은 대통령선거에서 윤석열 후보를 최종 선택한 경우 젠더갈등 인식 수준이 높은 경향이 있다는 점이다. 이는 앞선 보수정당 정체성을 지닌 응답자들이 갈등인식 수준이 낮은 경향성을 보이는 것과 상충하는 것처럼 보인다. 그러나 지난 대선에서 윤석열 후보를 최종적으로 선택한 응답자 가운데 적지 않은 비율이 무당파라는 점을 상기할 필요가 있다.<sup>10)</sup> 무당파 혹은 중도적 유권자 가운데 윤석열 후보를 선택한 경우 이들에게 젠더갈등에 대한 인식과 후보선택 간 연계가 있음을 보여주는 결과로 이해해야 한다. 이러한 상관관계는 이념갈등과 세대갈등 인식에서도 확인된다. 제20대 대선에서 윤석열 후보를 선택한 것은 지역, 계층, 남남 문제보다는 이념, 세대, 젠더 문제와 연계되었음을 시사한다.

종합적으로 다른 사회갈등 인식과 비교할 때 젠더갈등 인식은 특정 세대 및 정치적 변수와 강한 관련성을 지닌다는 차별성이 확인되었다. 특히, 무당파 유권자 중 여성 관련 정책을 급진화한 후보를 선택한 사람들이 젠더갈등을 더 심각하게 인식하는 경향이 있다는 것은 젠더갈등이 정치적으로 동원되었을 가능성을 보여준다. 젠더갈등은 그 실재 여부와는 무관하게 샤프슈나이더가 말한 ‘편향성의 동원’ 가능성이 큰 사회갈등으로 인식될 수 있다는 점에 주목할 만하다.

10) 실제로 윤석열 투표자 가운데 무당파는 정당일체감을 가진 집단보다 젠더갈등 인식 수준이 더 높은 것으로 나타났다(2.90>2.65).

#### IV. 정부 교체 이후 조사결과와의 비교 분석

앞선 조사결과는 흥미롭지만, 조사시점의 특징, 즉 대통령선거를 통해 젠더갈등이 극단적으로 반영된 결과물일 수 있음에 유의해야 한다. 더 명확한 검증을 위해 본 장은 대선과 지방선거가 마무리되고, 양대 정당으로 집결하면서 크게 줄었던 중도층이 다시 늘어난 현시점에서 시행한 설문조사를 분석하였다. 만약 청년층 남녀 간 인식의 차이가 크게 줄어들었거나 정치변수와의 연계에서의 변화가 감지된다면, 이는 젠더갈등이 선거 국면에서 정치적으로 동원되었을 가능성이 크다는 것을 의미한다. 즉 다른 사회갈등처럼 근본적인 균열에 기반을 두고 있지 않았다는 점에서 해결 노력에 따라 젠더갈등은 현재보다 완화될 수도 있다.

본 연구는 비교 분석을 위해 한국행정연구원과 한국정당학회가 주관하고 한국리서치가 조사한 ‘정치 양극화 현황과 제도적 대안에 관한 국민의식조사’ 결과를 활용한다. 4월 조사와 마찬가지로 대면면접 방식으로 이루어진 이 조사는 2022년 12월 21일과 2023년 1월 15일 사이에 한국리서치에 의해 시행되었다. 이 조사를 편의상 2023년 1월 조사로 부른다.

<표 7>은 여러 사회갈등에 대해 심각하다고 응답한 비율에서의 변화를 요약한 것이다. 우선 2023년 1월 조사에서 갈등인식 수준은 갈등에 따라 다르게 나타난다. 지역갈등, 이념갈등, 대북·남남갈등 인식은 확연하게 증가한 반면, 세대갈등과 젠더갈등 인식은 유의하게 감소하였다. 제20대 대통령선거 운동 기간 세대갈등과 젠더갈등이 중첩된 특징을 보였던 것과는 뚜렷하게 대비된다. 특히, 젠더갈등을 심각하게 인식하는 비율은 44.2%로 2022년 4월 조사 대비 15.2%p 감소하였다. 동일 조사기관이 같은 방법(대면면접)으로 조사하였으나 불과 9개월 정도 지난 시점에서 젠더갈등 인식 수준은 크게 달라진 것이다. 반면, 이념·세대·지역 갈등의 심각성 인식 수준은 뚜렷하게 증가하였다. 특히, 이념갈등 인식 수준은 무려 92.6%까지 증가하였다. 이념 갈등의 한 갈래로 볼 수 있는 남남갈등 인식 수준 역시 24.5%p나 증가한 점은 새로 들어선 정부에서 이념과 북한 문제로

갈등이 전환된 것으로 보인다. 즉 편향성의 동원이 이루어지고 있는 것을 방증하는 결과로 볼 수 있다.

<표 7> 사회갈등에 관한 인식 변화: 심각하다고 인식하는 비율

(단위: %)

	2022년 4월 조사	2023년 1월 조사
지역갈등	72.3%	84.3% (▲12.0)
계층갈등	81.0%	80.6% (▼0.4)
이념갈등	73.9%	92.6% (▲18.7)
세대갈등	73.4%	66.2% (▼7.2)
대북·통일관련 남북갈등	55.2%	79.7% (▲24.5)
젠더갈등	59.4%	44.2% (▼15.2)

<표 8>은 앞서 2022년 4월 조사결과에 대한 분석처럼 다양한 갈등에 대한 인식을 종속변수로 설정한 회귀분석 결과를 정리한 것이다. 이전 분석에 사용한 조사에서 사용한 변수가 부재한 경우 최대한 이를 대체할 수 있는 변수를 포함함으로써 비교 가능성을 높이고자 하였다.<sup>11)</sup>

결과를 요약하면, 대통령선거를 통해 정권이 교체된 지 채 1년이 되지 않아 사회갈등 인식 수준은 달라졌고, 이와 연계된 변수 역시 달라진 양상을 보인다. 특히, 2022년 4월 조사에서는 성별, 연령, 세대 외에도 다양한 정치변수와 젠더갈등 인식은 연계되어 있었으나 2023년 1월 조사에서는 그런 변수들과의 관련성은 사라지고 지역(호남), 교육, 주관적 계층인식 등에서의 관련성이 대신 두드러졌다. 정치변수 가운데에는 윤석열 후보 투표자와 자가평가 이념만이 젠더갈등

11) 예를 들어, 2023년 1월 조사에는 대통령 국정운영평가에 관한 직접적인 문항이 없었다. 이를 대체하기 위해 대통령에 대한 신뢰에 대한 변수(11점 척도)를 대체하여 회귀분석 모형에 포함하였다. 그 외에도 “우리 사회에서 경쟁은 우리 사회 발전을 위해서 항상 도움이 된다”(1점) - “우리 사회에서 경쟁은 부작용이 심하고, 삶의 질을 떨어뜨린다”(4점)에 대한 답변을 경쟁의 부작용 인식으로 변수화하여 회귀모형에 포함하였다.

인식 수준에서의 차이를 설명하는 것으로 확인되었다. 즉 다른 설명변수를 충분히 통제한 가운데에도 세대와 성별에 따라 젠더갈등 인식에서의 차이가 있다고 보기 어려웠다. 모형적합도 역시 다른 사회갈등 인식과 비교해 가장 떨어지는 것으로 나타났다.<sup>12)</sup> 이는 2022년 4월 조사에서 젠더갈등 인식의 모형적합도가 가장 높았던 것과는 상반된 결과이다. 결국, 두 조사 회귀분석 결과로부터 젠더갈등 인식은 특정 변수와 근본적인 연관되었다기보다 동원된 특정 계층에서 일시적으로 강화될 수 있다고 추론해 볼 수 있다. 즉 젠더갈등은 편향성의 동원에 가장 민감했던 것으로 볼 수 있다.

---

12) 한 심사자는 오즈비(odds ratio)를 통해 모형 내, 모형 간 변수를 비교할 것은 제안하였으나, 본 분석의 목적이 갈등인식과 연관된 변수를 확인하는 것인데, 오즈비는 회귀계수의 실질적 해석을 위해 사용하는 것으로 표준화된 회귀계수가 아닌 한 엄밀한 회귀계수 간 비교는 불가능하다는 점에서 불필요하다고 판단하였다. 또한, 종속변수(다양한 갈등인식)의 척도가 동일하고, 회귀모형에 포함한 설명변수가 동일하다는 점에서 로그우도(log likelihood) 기반의 가성  $R^2$ (Pseudo  $R^2$ )를 사용한 모형 간 비교는 가능하다고 판단하였다.

〈표 8〉 사회갈등인식 분석: 순위형 로지스틱 회귀분석 결과(2023년 1월 조사)

	지역	계층	이념	세대	남남	젠더
	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)
성별	0.146 (0.125)	0.098 (0.126)	0.002 (0.130)	0.063 (0.125)	-0.036 (0.128)	0.210 (0.127)
연령	0.014** (0.004)	0.018*** (0.005)	0.010* (0.005)	0.013** (0.004)	0.010* (0.005)	0.001 (0.004)
X세대(=1)	0.054 (0.161)	0.095 (0.160)	0.216 (0.169)	0.104 (0.161)	-0.009 (0.165)	-0.151 (0.165)
교육수준	0.203*** (0.063)	0.149* (0.063)	0.084 (0.066)	0.025 (0.062)	0.169** (0.064)	0.125* (0.064)
월가구소득	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
대구·경북	-0.495* (0.226)	0.373 (0.223)	0.536* (0.242)	0.341 (0.222)	0.947*** (0.230)	-0.216 (0.233)
부산·울산·경남	-1.058*** (0.186)	-0.576** (0.187)	-0.775*** (0.189)	-0.606*** (0.187)	-0.052 (0.189)	-0.112 (0.192)
호남	0.097 (0.241)	0.790*** (0.244)	0.168 (0.261)	0.490* (0.236)	-0.185 (0.247)	0.183 (0.241)
주관적 계층	0.896** (0.337)	0.062 (0.337)	1.050** (0.393)	-0.833** (0.314)	0.436 (0.347)	-0.885** (0.320)
주관적 계층2	-0.204** (0.071)	-0.017 (0.070)	-0.188* (0.081)	0.175** (0.066)	-0.069 (0.072)	0.190** (0.068)
자산	-0.083* (0.037)	-0.069 (0.037)	-0.077* (0.039)	-0.015 (0.037)	0.018 (0.038)	-0.059 (0.038)
경쟁 부작용	0.254** (0.081)	0.251 (0.081)	0.180* (0.085)	-0.093 (0.081)	0.083 (0.083)	-0.031 (0.084)
자가평가이념	0.025 (0.041)	0.024 (0.042)	-0.045 (0.043)	-0.036 (0.040)	-0.004 (0.042)	0.095* (0.042)

	지역	계층	이념	세대	남남	젠더
	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)
정체감: 민주당	0.100 (0.190)	0.161 (0.194)	-0.111 (0.202)	-0.252 (0.196)	-0.047 (0.195)	0.079 (0.197)
정체감: 국민의힘	0.082 (0.201)	0.705*** (0.203)	-0.245 (0.212)	-0.080 (0.203)	0.109 (0.209)	0.194 (0.209)
정서적 양극화	0.047 (0.029)	-0.029 (0.029)	0.148*** (0.031)	-0.015 (0.028)	0.058 (0.030)	-0.003 (0.030)
윤석열 투표	0.039 (0.165)	-0.466** (0.167)	0.294 (0.171)	-0.105 (0.165)	-0.023 (0.169)	-0.524** (0.171)
대통령 신뢰도	0.028 (0.031)	0.000 (0.032)	-0.029 (0.033)	-0.025 (0.032)	-0.123*** (0.032)	0.006 (0.032)
미디어리터러시	0.041 (0.107)	-0.150*** (0.040)	0.079 (0.114)	0.592*** (0.110)	-0.015 (0.112)	0.504*** (0.113)
한국사회신뢰도	-0.033 (0.039)	0.527*** (0.110)	-0.092* (0.041)	-0.104** (0.039)	-0.053 (0.039)	-0.086* (0.039)
N	1001	1001	1001	1001	1001	1001
R <sup>2</sup> Nagelkerke	0.08	0.13	0.11	0.10	0.07	0.06

주: \*\*\*:  $p < 0.001$ ; \*\*:  $p < 0.01$ ; \*:  $p < 0.05$ . 절편은 생략함.

젠더갈등 인식과 정서적 거리감 간 연관성도 사라졌다. <표 9>는 양대 정당에 대한 호감도 차의 절댓값으로 측정된 개인 수준에서의 정서적 양극화를 종속변수로, 다양한 갈등인식 수준을 설명변수로 포함한 회귀분석결과를 보여준다. 이에 따르면, 젠더갈등 인식은 통계적 유의성뿐만 아니라 실질적 유의성 관점에서도 더는 정서적 양극화를 설명하지 못한다는 것을 확인할 수 있다. 반면, 2023년 1월 현재 대한민국의 정서적 양극화는 이념갈등 인식이 가장 중요한 설명력을 지닌다.

<표 9> 개인 수준의 정서적 거리감(정서적 양극화): 선형회귀모형

	모형(1)	모형(2)	모형(3)
	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)
상수	1.016 (0.855)	1.380 (0.837)	0.597 (0.931)
성별	0.094 (0.156)	0.155 (0.139)	0.152 (0.138)
나이	0.045*** (0.006)	0.028*** (0.005)	0.027*** (0.005)
X세대	0.405* (0.204)	0.302 (0.180)	0.273 (0.179)
교육수준	0.022 (0.081)	-0.039 (0.072)	-0.040 (0.072)
가구소득	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
자산	-0.045 (0.045)	-0.006 (0.040)	-0.001 (0.040)
주관적 계층	-0.632 (0.551)	-0.418 (0.484)	-0.577 (0.484)
주관적 계층(제공)	0.147 (0.111)	0.104 (0.098)	0.132 (0.098)
대구·경북	0.140 (0.273)	0.09 (0.25)	0.048 (0.251)
부산·울산·경남	-0.199 (0.229)	-0.722*** (0.208)	-0.658** (0.211)
호남	2.111*** (0.272)	0.963*** (0.261)	0.997*** (0.260)
사회적 신뢰		-0.010 (0.044)	-0.006 (0.044)
미디어 리터러시		0.096 (0.122)	0.122 (0.124)
자가평가이념		-0.122** (0.046)	-0.113* (0.046)
정당일체감: 민주당		2.560*** (0.198)	2.516*** (0.197)
정당일체감: 국민의힘		2.317*** (0.215)	2.342*** (0.215)



	모형(1)	모형(2)	모형(3)
	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)
대통령 신뢰도		-0.033 (0.034)	-0.031 (0.034)
윤석열 투표		0.169 (0.184)	0.103 (0.184)
갈등인식: 이념			0.510*** (0.123)
갈등인식: 계층			-0.179 (0.105)
갈등인식: 지역			-0.022 (0.110)
갈등인식: 세대			-0.096 (0.108)
갈등인식: 젠더			0.020 (0.110)
N	1001	1001	1001
Adj. R <sup>2</sup>	0.132	0.334	0.345

주: \*\*\*:  $p < 0.001$ ; \*\*:  $p < 0.01$ ; \*:  $p < 0.05$ .

## V. 성역할과 여성 관련 쟁점에 대한 태도 분석

젠더갈등 인식에 관한 분석을 넘어 연령대별로 쟁점이 될 수 있는 젠더갈등 내용과 연계된 변수로는 어떠한 것들이 있을까? 예를 들어, 취업이 가장 큰 관심사인 20~30대 초반에서는 취업 및 승진 등에서의 성불평등에 남녀가 다르게 반응할 수 있을 것이다. 그러나 30대 후반부터 50대까지는 취업과 승진보다 가부장적 문화로 인한 육아 및 가사에서 나타나는 성불평등에 남녀가 다르게 반응할 수 있다. 2023년 1월 설문조사에는 이러한 연령대별 젠더갈등 인식에서의 차이를 확인할 수 있는 문항이 포함되었다. 이러한 문항에 관한 답변 분석을 통해 젠더갈등 양상을 좀 더 세밀하게 파악해 볼 수 있다.

<표 10>은 성역할에 관한 여러 진술에 대한 동의 정도를 종속변수로 설정한 회귀분석 결과이다. 문항은 총 5개로 구체적으로는 다음과 같다: (1) 여성이 전일 제근로로 일할 경우 가족의 일상생활은 힘들어진다; (2) 미취학 아동의 어머니가 일을 할 경우 미취학 아동에게 나쁘다; (3) 전업주부로 일하는 것은 밖에서 돈을

버는 것만큼 중요하다; (4) 남성의 임무는 밖에서 돈을 버는 것이고, 여성의 임무는 가족을 돌보는 것이다; (5) 남성과 여성 모두 가구소득에 기여해야 한다.

〈표 10〉 성역할에 관한 설명: 순위형 로지스틱 회귀모형

	여성이 전일 제근로로 일 할 경우 가 족의 일상생 활은 힘들어 진다	미취학 아동 의 어머니가 일을 할 경우 미취학 아동 에게 나쁘다	전업주부로 일하는 것은 밖에서 돈을 버는 것만큼 중요하다	남성의 임무 는 밖에서 돈 을 버는 것이 고, 여성의 임무는 가족 을 돌보는 것 이다	남성과 여성 모두 가구소 득에 기여해 야 한다
	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)
성별	0.351** (0.131)	-0.009 (0.124)	0.220 (0.127)	-0.209 (0.124)	0.012 (0.137)
연령대	0.079 (0.054)	0.000 (0.052)	0.077 (0.052)	0.111* (0.051)	-0.043 (0.054)
대도시 거주	-0.667*** (0.149)	-1.085*** (0.146)	0.401*** (0.145)	-0.195 (0.143)	0.125 (0.156)
교육수준	0.091 (0.066)	0.076 (0.063)	0.051 (0.063)	-0.135* (0.063)	-0.010 (0.068)
가구소득	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
자산	0.001 (0.041)	0.041 (0.039)	-0.092* (0.040)	-0.009 (0.039)	-0.035 (0.043)
주관적 계층	-0.280 (0.448)	-0.522 (0.436)	0.061 (0.406)	-0.066 (0.436)	0.243 (0.360)
주관적 계층(제공)	0.061 (0.090)	0.078 (0.089)	-0.040 (0.083)	-0.001 (0.088)	-0.092 (0.076)
필요 기반 공정성	0.201* (0.085)	0.110 (0.082)	-0.108 (0.082)	0.232** (0.083)	-0.040 (0.088)
사회적 신뢰	-0.046 (0.040)	0.003 (0.039)	0.000 (0.039)	0.105** (0.039)	0.052 (0.042)

	여성이 전일 제근로로 일 할 경우 가 족의 일상생 활은 힘들어 진다	미취학 아동 의 어머니가 일을 할 경우 미취학 아동 에게 나쁘다	아동 일하는 것은 밖에서 돈을 버는 것만큼 중요하다	전업주부로 일하는 것은 밖에서 돈을 버는 것만큼 중요하다	남성의 임무 는 밖에서 돈 을 버는 것이 고, 여성의 야 임무는 가족 을 돌보는 것 이다	남성과 여성 모두 가구소 득에 기여해 야 한다
	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)	
미디어 리터러시	0.168 (0.115)	0.236* (0.109)	0.169 (0.112)	-0.081 (0.111)	0.098 (0.118)	
자가평가이념	-0.018 (0.042)	0.034 (0.040)	0.035 (0.040)	0.069 (0.040)	-0.041 (0.042)	
정당일체감(더민주)	0.099 (0.190)	0.497** (0.0184)	0.250 (0.187)	0.466* (0.188)	-0.189 (0.201)	
정당일체감(국힘)	-0.001 (0.197)	-0.079 (0.186)	0.531** (0.194)	-0.378* (0.188)	-0.122 (0.210)	
대통령 신뢰도	-0.046*** (0.040)	0.104*** (0.031)	0.000 (0.039)	0.170*** (0.031)	-0.059 (0.034)	
정서적 양극화	0.051 (0.030)	0.001 (0.028)	-0.007 (0.029)	-0.074* (0.029)	0.036 (0.031)	
N	1001	1001	1001	1001	1001	
R <sup>2</sup> Nagelkerke	0.08	0.11	0.04	0.13	0.02	

주: \*\*\*:  $p < 0.001$ ; \*\*:  $p < 0.01$ ; \*:  $p < 0.05$ . 절편은 생략함.

모든 성역할에 대한 태도와 일관된 관련성을 보인 변수는 없었다. 생물학적 여성이라고 해서 모든 성역할 쟁점에서 남성과 유의한 차이를 보여준 것도 아니었다. 특정 연령대에서 성역할에 대해 다르게 인식하고 있다는 점도 확인되지 않았다. 남성과 비교해 여성은 여성의 전일제 노동의 문제에만 더 강한 동의 수준을 보여주었을 뿐이다. 대도시 거주자의 경우 여성의 전일제 노동, 미취학 아동을 둔 여성의 노동, 전업주부에 관한 평가와는 유의한 관련성이 있는 것으로 나타났다. 이는 대도시에 거주하는 경우 맞벌이나 여성 노동이 일반화된 점이

반영된 결과일 수 있다.

정치변수 가운데에는 대통령에 대한 신뢰도가 여성의 전일제 노동, 미취학 아동을 둔 여성의 노동, 남녀 간 역할 분담에 관한 진술과 유의하게 연결된 것을 확인할 수 있었다. 양대 정당 가운데 하나에 일체감을 지니는 응답자 역시 성역할에 관한 판단에서 유의한 차이를 만들어냈다. 반면, 이념과 성역할에 관한 인식 간 유의한 연결고리를 발견하지 못했다. 결국, 이러한 결과로부터 성역할에 대한 인식이나 태도는 단순하게 이념적 분화에 근거한다기보다 대통령에 대한 선호나 정당일체감처럼 정파적인 특성과 연결될 수 있음을 추론해 볼 수 있다. 이는 성역할에 관한 쟁점이 정치적으로 동원될 경우 정파적 판단 및 지지와 연결될 수 있음을 의미한다.

본 연구는 성역할에 관한 태도 분석에서 더 나아가 여성 관련 쟁점에 대한 태도에 관한 분석도 시행하였다. <표 11>은 그 결과를 정리한 것이다. 여성가족부 폐지, 여경 체력검정 기준, 성폭력 무고죄 처벌 강화 등에 대한 태도를 종속변수로 설정한 회귀분석을 시행하였다. 이 분석에는 대통령선거 및 서울시장 보궐선거 후보선택에서 그 유의성이 확인된 성차별주의(현대적 성차별주의, 적대적 성차별주의, 온정적 성차별주의)도 설명변수로 고려하였다(구본상 2021; 구본상 외 2022; 박영득·김한나 2022).

<표 11> 여성 관련 쟁점에 대한 태도: 순위형 로지스틱 회귀모형

	여성가족부는 폐지되어야 한다	여경을 채용할 때 남성과 같은 수준의 체력검정 기준을 적용해야 한다	성폭력 무고죄에 대한 처벌을 강화해야 한다
	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)
성별	-0.884*** (0.129)	-0.160 (0.128)	-0.009 (0.131)
연령대	-0.193*** (0.052)	0.013 (0.052)	0.052 (0.054)
대도시 거주	0.105 (0.140)	-0.582*** (0.143)	-0.550*** (0.146)

	여성가족부는 폐지되어야 한다	여경을 채용할 때 남성과 같은 수준의 체력검정 기준을 적용해야 한다	성폭력 무고죄에 대한 처벌을 강화해야 한다
	Coef. (SE)	Coef. (SE)	Coef. (SE)
교육수준	0.055 (0.063)	0.055 (0.063)	-0.053 (0.064)
가구소득	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
자산	0.012 (0.039)	-0.062 (0.039)	0.041 (0.039)
현대적 성차별주의	-0.104 (0.133)	-0.221 (0.135)	-0.276* (0.136)
적대적 성차별주의	0.025 (0.115)	0.435*** (0.119)	-0.476*** (0.118)
온정적 성차별주의	0.081 (0.129)	-0.040 (0.134)	0.359** (0.134)
비경쟁 기반 공정성	-0.212* (0.088)	0.038 (0.089)	0.148 (0.091)
필요 기반 공정성	-0.016 (0.087)	0.146 (0.089)	0.008 (0.091)
자가평가이념	0.060 (0.040)	0.049 (0.039)	0.035 (0.041)
정당일체감: 민주당	-0.544** (0.191)	0.153 (0.188)	-0.120 (0.196)
정당일체감: 국민의힘	0.351 (0.191)	0.134 (0.190)	0.039 (0.196)
정서적 양극화	0.036 (0.029)	0.071* (0.029)	0.068* (0.030)
대통령 신뢰도	0.175*** (0.032)	0.005 (0.032)	0.005 (0.040)
사회적 신뢰	-0.155*** (0.039)	-0.025 (0.039)	-0.093** (0.032)
미디어 리터러시	0.019 (0.111)	0.041 (0.113)	0.162 (0.114)
N	1001	1001	1001
R Nagelkerke <sup>2</sup>	0.18	0.11	0.04

주: \*\*\*:  $p < 0.001$ ; \*\*:  $p < 0.01$ ; \*:  $p < 0.05$ . 절편은 생략함.

주목할 점은 여러 쟁점 가운데 지난 대선에서 쟁점이 되었던 여성가족부 폐지에 관한 태도만이 성별·연령대와 연계되었을 뿐만 아니라 정당일체감과 대통령에 대한 신뢰도와 같은 정파적 판단 변수와 강한 연관성을 보였다는 점이다. 여성가족부 폐지에 관한 태도는 이러한 정치변수와의 강한 연계를 보인 반면, 성차별주의와는 어떠한 유의한 연계도 발견되지 않았다. 이는 여성가족부 폐지는 성차별주의와는 별개로 이미 정치 쟁점화된 것임을 뜻한다.

반면, 여경 체력검정 기준이나 성폭력 무고죄 처벌에 관한 쟁점은 아직까지는 정치적으로 동원되지는 않은 듯하다. 대신 이 쟁점에 관한 태도는 각종 성차별주의와는 유의한 연관성을 보인다. 이 두 쟁점 역시 아직 정당일체감이나 대통령에 대한 평가와 연결되진 않았다. 그러나 감정적 분화, 즉 정서적 양극화와 연계성은 확인되었기에 향후 정치적 동원에 의해 정치 쟁점화될 가능성은 충분하다.

## VI. 결론

2018년 이후 청년층을 중심으로 남녀 간 갈등의 양상이 부각되고, 2021년 이후 치러진 선거에서 20대 남녀 간 지지 후보가 뚜렷하게 갈리면서 우리 사회는 이들 간 갈등을 젠더갈등이라 부르며 주목하기 시작했다. 선거운동 과정에서 20대 남녀 정책이념에서의 차이는 뚜렷해졌고, 청년 남성층에서 단순하게 반페미니즘적인 태도를 지닌 특정 군집이 아닌 정치적으로 보수적인 시각을 가진 군집이 감지되었다. 이들은 정치지식 수준이 높고, 정치에 관한 관심이 높으며, 정치적 효능감도 강하는 특성을 지녀 선거과정에서 보수정당의 적극적 지지세력으로서 기능한 것으로 보인다.

본 연구는 경험적 분석을 통해 젠더갈등이 언론과 정치권에 의해 동원되었을 가능성이 크다는 결론에 도달했다. 2022년 4월 조사에서 다른 사회갈등 인식과

의 비교 분석을 통해 젠더갈등 인식이 정치변수와 강하게 연계되었다는 점을 확인하였다. 그러나 대선과 지방선거가 마무리되고, 양대 정당으로 집결하면서 크게 줄었던 중도층이 다시 늘어난 2023년 1월에 시행한 설문조사 결과를 분석한 결과, 지역갈등, 이념갈등, 대북·남남갈등 인식은 확연하게 증가한 반면, 세대갈등과 젠더갈등 인식은 유의하게 감소하였다. 제20대 대통령선거 기간 세대갈등과 젠더갈등이 확연하게 중첩된 특징을 보였던 것과도 뚜렷하게 대비된다. 특히, 젠더갈등을 심각하게 인식하는 비율은 44.2%로 2022년 4월 조사 대비 15.2%p 감소하였다. 반면, 이념·세대·지역 갈등의 심각성 인식 수준은 증가하였다. 이는 새로 들어선 정부에서 이념과 북한 문제에 관한 갈등이 동원되고 있는 것, 즉 편향성의 동원이 다른 갈등으로 전환된 것으로 보인다.

다양한 사회갈등 인식 수준을 종속변수로 설정한 회귀분석 결과에 따르면, 2022년 4월 조사에서는 성별, 연령, 세대 외에도 다양한 정치변수와 젠더갈등 인식 간 연관성이 드러났으나, 2023년 1월 조사에서는 사라졌다. 정치변수 가운데에는 윤석열 후보 투표자와 자가평가이념만이 젠더갈등 인식 수준에서의 차이를 설명하는 것으로 확인되었다. 두 조사결과와의 비교로부터 추론할 수 있는 것은 젠더갈등 인식은 정치적 맥락에 따라 동원된 특정 계층에서 일시적으로 나타날 가능성이 크다는 점이다. 이는 젠더갈등에 대한 인식과 정서적 양극화 간 연관성이 2023년 1월 조사에서는 사라진 것에서도 확인할 수 있다. 이처럼 젠더갈등은 편향성의 동원에 매우 민감하다는 특성을 가진다고 결론 내릴 수 있다.

본 연구는 연령대별로 젠더갈등 인식에서의 차이가 있는지 확인하기 위해 성역할에 대한 인식을 종속변수로 설정한 회귀분석을 추가로 시행하였다. 그러나 생물학적 여성이라고 해서 모든 성역할 쟁점에서 유의한 차이를 보여준 것은 아니었다. 남성과 비교해 여성은 여성의 전일제 노동 문제에만 더 강한 동의 수준을 보여주었을 뿐이다. 또한, 연령대에 따라 성역할 인식에서 성차는 발견되지 않았다. 오히려 정치변수 가운데에는 대통령에 대한 신뢰도가 여성의 전일제근

로, 미취학 아동을 둔 여성의 근로, 남녀 간 역할 분담에 관한 진술과 유의하게 연결된 것을 확인할 수 있었다. 양대 정당 가운데 하나에 일체감을 지니는 응답자 역시 성역할에 관한 판단에서 유의한 차이를 만들어냈다. 이러한 결과로부터 성역할에 관한 쟁점이 정치적으로 동원될 경우 정파적 판단 및 지지와 연결될 수 있음을 추론해 볼 수 있다.

여성가족부 폐지, 여경 체력검정 기준, 성폭력 무고죄 처벌 강화 등 여성 관련 쟁점에 대한 태도를 분석한 결과, 지난 대선에서 쟁점이 되었던 여성가족부 폐지에 관한 태도만이 성별·연령대와 연계되었을 뿐만 아니라 정당일체감과 대통령에 대한 신뢰도와 같은 정파적 판단 변수와 강한 연관성을 보였다. 반면, 다양한 성차별주의(현대적 성차별주의, 적대적 성차별주의, 온정적 성차별주의)도 설명 변수로 함께 고려하였으나 이들과 여성가족부 폐지에 대한 태도 간에는 어떠한 유의한 연계도 확인되지 않았다. 이는 여성가족부 폐지는 성차별주의와는 별개로 이미 정치 쟁점화된 것임을 뜻한다. 반면, 여경 체력검정 기준이나 성폭력 무고죄 처벌에 관한 쟁점은 정치적으로 아직 동원되지는 않은 것으로 볼 수 있다. 이 두 쟁점 역시 아직 정당일체감이나 대통령에 대한 평가와 연결되지 않았으나, 정서적 양극화와의 연계성은 드러났다. 이는 향후 정치적 동원에 의해 언제든지 정치 쟁점화될 가능성이 있음을 의미한다.

본 경험적 연구 결과를 통해 젠더갈등 인식의 근본적 해결책은 국가 구성원에 대한 신뢰 향상인 것은 확인하였다. 그러나 이는 단기간에 이루어지기 어려워 현실적 대안이 되기는 어렵다. 분명한 것은 젠더갈등은 특히 대통령선거를 앞두고 동원될 가능성이 크다는 점, 그리고 여성가족부 폐지처럼 동원되어 일단 정치 쟁점이 되고 나면, 갈등 인식 해소는 매우 어려워진다는 점이다. 이를 방관할 경우 동원된 젠더 갈등이 지속되어 고착화될 것이고, 이는 갈등해결의 기제로서 민주주의 작동에 대한 불신으로 연결될 수 있다. 젠더갈등을 비롯한 사회갈등에 기반을 둔 정체성 정치(identity politics)의 부상, 이에 대한 기득권의 반발, 정당 및 정당 정치의 양극화로 이어질 수 있다. 이념적 분화가 충분하지 않



은 상태에서 정서적 분화의 심화는 민주주의에 대한 심각한 도전이 될 수 있다 (Fukuyama 2019). 따라서 대선 국면으로 들어서기 이전에 잠재적으로 동원될 가능성이 있는 젠더 관련 쟁점을 충분히 논의하는 공론장을 마련하는 것이 그 무엇보다 필요하다.

## 참고문헌

- 강원택. 2005. “한국의 이념 갈등과 진보·보수의 경계.” 『한국정당학회보』 4권 2호, 193-217.
- 구본상. 2021. “성차별 인식은 대선 후보 선택에 영향을 주는가?: 제19대 대통령 선거 분석.” 『한국정당학회보』 20권 2호, 39-71.
- 구본상·최준영·김준석. 2022. “성차별주의(sexism) 중심의 2021년 서울시장 보궐선거 분석.” 『동서연구』 34권 1호, 39-66.
- 구본상·최준영·김준석. 2023. “정서적 양극화, 사회적 압력, 그리고 지지 후보 변경: 제20대 대선 패널데이터 분석.” 『한국정치학회보』 57집 2호, 87-109.
- 권수현·윤채영. 2022. “의원 여성 할당제 선호에 대한 양가적 성차별주의의 상호작용 효과.” 『한국여성학』 38권 1호, 73-109.
- 김기동·이재묵. 2021. “한국 유권자의 당파적 정체성과 정서적 양극화.” 『한국정치학회보』 55집 2호, 57-87.
- 김한나. 2022. “20대 청년 유권자의 젠더 균열과 투표 선택: 제20대 대통령 선거를 중심으로.” 『동향과 전망』 115호, 296-338.
- 박기덕. 2006. “한국정치의 갈등 분석과 해소방안의 모색-지역, 계층 및 이념 갈등을 중심으로.” 『민주주의와 인권』 6권 1호, 237-268.
- 박선경. 2020. “젠더 내 세대격차인가, 세대 내 젠더격차인가?: 청년 여성의 자가평가이념과 정책태도 분석.” 『한국정당학회보』 19권 2호, 5-36.
- 박영득·김한나. 2022. “한국 청년 세대 남성의 양가적 성차별주의 성향과 투표선택: 2021년 서울시장 보궐선거 분석.” 『한국정치학회보』 56집 2호, 5-35.
- 변화순·장혜경·김혜영·전영주·정재동·구선영. 2005. 『가족·성별 갈등현황 및 정책과제』. 서울: 한국여성개발원.
- 신광영. 2008. “중산층 살리기는 사회양극화 해소의 방안인가.” 한국사회학회 편. 『기로에 선 중산층-현실진단과 복원의 과제』, 19-28. 서울: 인간사랑.
- 윤광일. 2018. “균열구조와 19대 대선: 완전한 균열로서 지역균열.” 『한국정치연구』 27권 1호, 241-280.

- 윤성이. 2006. “한국사회 이념갈등의 실체와 변화.” 『국가전략』 12권 4호, 37-56.
- 이상신·민태은·윤광일·구본상. 2021. 『KINU 통일의식조사 2021: 통일·북한 인식의 새로운 접근』. KINU 연구총서 21-15. 서울: 통일연구원.
- 이윤정. 2022. “‘출거조사 20대 표심’ 남성은 윤석열, 여성은 이재명…10명 중 6명 꼴 ‘몰표’.” 『경향신문』 (3월 9일).
- 이재경. 2013. “한국사회 젠더갈등과 사회통합.” 『저스티스』 134권 2호, 94-109.
- 이하나. 2017. “‘설거지’에 ‘돼지 발정제’까지… 바닥 드러낸 홍준표의 ‘젠더 감수성.’” 『여성신문』 (4월 22일).
- 조선일보. 2022. “결혼 꺼리는 이대녀 ”맞벌이해도 독박육아…여자만 손해”.” (5월 13일).
- 조원빈. 2016. “정치사회제도에 대한 신뢰와 사회갈등.” 『정치·정보연구』 19권 1호, 209-242.
- 천관율. 2018. “20대 남자, 그들은 누구인가.” 『시사IN』 (4월 15일).
- Barry, Kathleen. *The Prostitution of Sexuality: The Global Exploitation of Women*. New York, N.Y.: New York University Press.
- Bartolini, Stefano and Peter Mair. 1990. *Identity, Competition, and Electoral Availability: The Stabilisation of European Electorates 1885-1985*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Deegan-Krause, Kevin. 2007. *The Oxford Handbook of Political Behavior*. New York, N.Y.: Oxford University Press.
- Dekker, Paul and Eric M. Uslander. 2001. “The ‘Social’ in Social.” In *Social Capital and Participation in Everyday Life*, edited by Paul Dekker and Erik M. Uslander, 176-187. London: Routledge.
- Fukuyama, Francis. 2019. *Identity: Contemporary Identity Politics and the Struggle for Recognition*. London: Profile Books.
- Glick, Peter and Susan T. Fiske. 1996. “The Ambivalent Sexism Inventory: Differentiating Hostile and Benevolent Sexism.” *Journal of Personality and Social Psychology* 70(3): 491-512.

- Hochschild, Arlie and Anne Machung. 2003. *The Second Shift: Working Families and the Revolution at Home*. New York, N.Y.: Penguin Books.
- Inglehart, Ronald. 1997. *Modernization and Postmodernization: Cultural, Economic, and Political Change in 43 Societies*. Princeton, N. J.: Princeton University Press.
- Inglehart, Ronald. 1999. "Postmodernization Erodes Respect for Authority, but Increase Support for Democracy." In *Critical Citizens: Global Support for Democratic Government*, by edited by Pippa Norris, 94-143. London: Oxford University Press.
- Porter, Tony. 2016. *Breaking Out of the "Man Box": The Next Generation of Manhood*. New York, N.Y.: Skyhorse Publishing.
- Swim, Janet, Kathryn Aikin, Wayne Hall, and Barbara Hunter. 1995. "Sexism and Racism: Old-Fashioned and Modern Prejudices." *Journal of Personality and Social Psychology* 68(2): 199-214.

투고일: 2023.06.09.    심사일: 2023.07.24.    게재확정일: 2023.07.24.
--

## Gender Conflict and Mobilization of bias in Korean Society

Koo, Bon Sang | Chungbuk National University

This study examines the potential mobilization of gender conflict, a topic that gained prominence in the milieu of the presidential election. Drawing upon data from a series of surveys conducted during the campaign of the 20th presidential election, immediately in its aftermath, and at a subsequent point in time, this study analyzes the gender gap in policy attitudes, gender-based perceptions of conflict, and their sustained presence within the South Korean societal context. The empirical findings can be summarized as follows. First, during the election campaign, distinct differences in policy attitudes between men and women in their 20s were observed, and a politically conservative cluster was detected among young men. Second, in the April 2022 survey, relationships between political variables and gender-based perceptions of conflict were observed, but these relationships disappeared in the January 2023 survey. In particular, the strong association between gender-based perceptions of conflict and political polarization no longer appeared. Third, while the abolition of the Ministry of Gender Equality and Family has already become a distinct political issue, separate from sexist perceptions, other issues, such as the physical fitness standards for women police officers, remain on the periphery of political debate. In conclusion, the manifestation of gender conflict observed in Korean society appears less a reflection of deeply-rooted cleavages, and more indicative of a political mobilization of the gender disparity observed among the younger generation through targeted issues.

---

**Key Words** | Gender Conflict, Politicization of Bias, Perception of Conflict, Sexism, Emotional Polarization

## 〈부록〉

〈표 A1〉 기술통계: 2022년 5월 조사

	관측치	평균	표준편차	중앙값	최솟값	최댓값
성별	1,000	0.51	0.50	1.0	0	1
나이	1,000	48.73	16.61	49.0	18	90
X세대	1,000	0.18	0.38	0.0	0	1
교육수준	1,000	4.62	1.25	4.0	1	8
가구소득	1,000	465.70	397.58	425.0	30	9999
자산	1,000	4.60	1.91	5.0	1	8
주관적 계층	1,000	2.58	0.73	3.0	0	1
대구·경북	1,000	0.10	0.30	0.0	0	1
부산·울산·경남	1,000	0.15	0.35	0.0	0	1
호남	1,000	0.10	0.29	0.0	0	1
사회적 신뢰	1,000	5.89	1.68	6.0	0	10
미디어 리터러시	1,000	4.69	1.15	4.8	1	7
자가평가이념	1,000	5.23	2.15	5.0	0	10
정당일체감(더민주)	1,000	0.40	0.49	0.0	0	1
정당일체감(국힘)	1,000	0.46	0.50	0.0	0	1
대통령 신뢰도	1,000	2.19	0.71	2.0	1	4
윤석열 투표	1,000	0.46	0.50	0.0	0	1
갈등인식: 이념	1,000	2.98	0.75	3.0	1	4
갈등인식: 계층	1,000	3.06	0.68	3.0	1	4
갈등인식: 지역	1,000	2.88	0.66	3.0	1	4
갈등인식: 세대	1,000	2.90	0.68	3.0	1	4
갈등인식: 젠더	1,000	2.68	0.65	3.0	1	4
갈등인식: 남남	1,000	2.63	0.70	3.0	1	4

〈표 A2〉 기술통계: 2023년 1월 조사

	관측치	평균	표준편차	중앙값	최솟값	최댓값
성별	1,001	0.50	0.50	1.0	0	1
나이	1,001	48.70	16.29	49.0	18	90
X세대	1,001	0.18	0.39	0.0	0	1
교육수준	1,001	4.66	1.22	4.0	1	8
가구소득	1,001	477.14	494.60	450.0	50	9999
자산	1,001	4.21	1.91	4.0	1	8
주관적 계층	1,001	2.52	0.73	3.0	1	5
대구·경북	1,001	0.10	0.30	0.0	0	1
부산·울산·경남	1,001	0.15	0.36	0.0	0	1
호남	1,001	0.10	0.29	0.0	0	1
사회적 신뢰	1,001	5.70	1.77	6.0	0	9
미디어 리터러시	1,001	2.73	0.62	2.8	1	4
자가평가이념	1,001	5.21	1.88	5.0	0	10
정당일체감(더민주)	1,001	0.24	0.43	0.0	0	1
정당일체감(국힘)	1,001	0.21	0.41	0.0	0	1
대통령 신뢰도	1,001	4.40	2.62	5.0	0	10
윤석열 투표	1,001	0.45	0.50	0.0	0	1
갈등인식: 이념	1,001	3.41	0.63	3.0	1	4
갈등인식: 계층	1,001	3.10	0.71	3.0	1	4
갈등인식: 지역	1,001	3.20	0.70	3.0	1	4
갈등인식: 세대	1,001	2.80	0.72	3.0	1	4
갈등인식: 젠더	1,001	2.47	0.67	2.0	1	4
갈등인식: 남남	1,001	3.01	0.67	3.0	1	4