

한국 사회의 양극화와 국민통합

누가 말하고, 누가 입을 다무는가: 계엄 그 후, 갈등
과 분열, 좌절, 그리고 자기검열

구세진 (인하대학교 정치외교학과)



서울대학교
국가미래전략원

Institute for
Future Strategy
Seoul National
University

IFS 워킹페이퍼 2026-01 (Vol.4)

누가 말하고, 누가 입을 다무는가

구세진^a
2026. 7

a 인하대학교 정치외교학과, 교수 (sjkoo@inha.ac.kr)

인용 정보

구세진 (2026). 「누가 말하고, 누가 입을 다무는가: 계엄 그 후, 갈등과 분열, 좌절, 그리고 자기검열」. 『한국 사회의 양극화와 국민통합』 (IFS 워킹페이퍼 No.2026-01, Vol. 4). 서울대학교 국가미래전략원.

목차

초록	04
Abstract	05
1. 서론	06
2. 이론적 검토	08
2.1. 정치적 자기검열과 침묵의 나선	08
2.2. 자기검열의 예측 요인과 연구 가설	10
3. 데이터와 연구방법	15
3.1. 데이터	15
3.2. 변수의 측정과 코딩	15
3.3. 분석 방법	18
3.4. 기술 분석	18
4. 로짓 분석 결과	19
5. SHAP 분석 결과	24
5.1. 분석 목적과 모형 성능	24
5.2. 자기검열 예측 요인의 기여도 분석: SHAP 값 결과	25
5.3. SHAP 의존도 그래프(Dependence Plot)를 통한 변수 효과의 함수 형태 분석	29
6. 결론	32
참고문헌	35

초록

민주주의 체제에서 정치적 자기검열은 공식적인 억압이 없는데도 시민들이 스스로 자신의 정치적 견해를 감추는 현상으로, 공론장의 대표성을 왜곡하는 기제로 작동한다. 본 연구는 계엄 선포 이후 극심한 갈등을 겪은 한국 사회 유권자들의 자기 검열 요인을 탐색하기 위해, 유권자 조사 데이터를 활용하여 전통적 회귀분석과 머신러닝 기반의 SHAP 분석을 수행했다. 분석 결과, 친밀한 관계에서의 다툼 경험과 사회 분열 인식이 자기검열의 가장 강력한 예측 요인이었으며, 교육 수준, 정치 지식, 내적 효능감이 높을수록 자기검열이 강화되는 '인지적 자원의 역설'이 확인되었다. 또한 여성, 청년층, 계층 이동 비관층에서 침묵 경향이 뚜렷해, 침묵의 불평등한 배분이 드러났다. 반면, 어느 정당을 지지하는지, 얼마나 지지하는지는 별로 중요하지 않았다. 비판과 반론은 민주주의를 지탱하는 핵심 요소이기에, 시민들이 이견(異見)을 표명하는 대가로 지불해야 하는 사회적 비용을 낮추는 방법을 고민해야 한다.

주제어: 정치적 자기검열, 침묵의 나선, 정서적 양극화, 고립 공포, SHAP

Abstract

Political self-censorship distorts public sphere representativeness and challenges democratic governance, yet systematic empirical research remains scarce in Korea. This study examines the individual-level determinants of political self-censorship using survey data collected after the 2024 martial law crisis, employing both logistic regression and machine learning-based SHAP analysis. The results show that one in three adults frequently withholds their political views. The two strongest predictors are micro-level political friction within close relationships and subjective perceptions of societal fracture, both of which activate the fear of isolation through concrete relational risk rather than abstract opinion climate perceptions. Notably, I find a 'paradox of cognitive resources': higher education, political knowledge, and internal efficacy reinforce self-censorship. Silence is also unequally distributed, falling disproportionately on women, youth, and those pessimistic about social mobility. Conversely, partisan identity and polarized attitudes show no significant effects. SHAP analysis further reveals asymmetric ideological patterns and nonlinear effects, capturing the intricate dynamics of self-censorship that remain obscured in conventional linear regressions.

Keywords: political self-censorship, spiral of silence, affective polarization, fear of isolation, SHAP

1. 서론¹⁾

2024년 12월 3일 비상계엄 선포와 그 해제, 이듬해 대통령 탄핵 소추 및 파면, 그리고 6월 보궐대선에 이르기까지 한국 사회는 정치적 격동을 경험했다. 이 기간 전국의 광장에서는 대통령 구속과 탄핵을 반대하거나 촉구하는 대규모 집회가 반복적으로 열렸고, 온라인 공론장에서도 격렬하고 거친 논쟁이 이어졌다. 동시에 또 다른 풍경이 존재했다. 한국 시민들이 느끼는 사회 갈등 수준이 역대 최고 수준에 달했으며 정치적 견해 차이로 인해 가족·지인과 연을 끊는 다툼이 일상화되고 있다는 분석이 제시되었다(정세정 외 2025; 강다은, 안준현, 이민경 2025). 학교 현장에서는 교사의 80% 이상이 교실 내 극우 혐오 표현을 자주 목격하며, 70% 이상이 12.3 사태 이후 이러한 현상이 심화되었다고 느낀다는 보고가 나왔다(윤근혁 2026). 택시 안과 같이 일상적 공간에서의 정치적 대화가 물리적 폭력으로 비화하는 사례나(김명진 2024; 장구술 2026), 술자리에서의 정치 논쟁이 강력범죄로 이어진 사건들도 심심치 않게 보도되고 있다(한준석 2026).

지극히 일상적이고 사적인 공간에서조차 공권력에 의해 표현의 자유가 억압당하고 침묵을 강요당했던 경험—소위 ‘막걸리 보안법’의 시대로 불렸던 권위주의 체제 시기—은 이제 과거사가 되었다.²⁾ 그러나 오늘날 한국 시민들은 국가의 강제 없이도 스스로 입을 다무는 새로운 압력에 직면해 있는 것으로 보인다. 억압의 주체가 국가에서 사회로 바뀌었을 뿐, 정치적 발언에 비용이 따르는 구조는 지속되고 있는 듯하다.

정치적으로 다른 입장을 가졌다고 생각되는 타인에게 자신의 견해를 드러내지 않는 것을 의미하는 정치적 자기검열(political self-censorship)은 독재 체제가 아닌 민주주의 사회에서도 관찰될 수 있다. 이 연구는 곧 민주화 40주년을 맞는 한국 사회에서 누가, 왜 침묵하는지, 그리고 반대로 누가, 왜 입을 여는가라는 질문에 답하는 것을 목적으로 한다. 침묵이 무작위로 배정되는 것이 아니라 우리 사회의 특정 집단에게서 더 많이 발견된다면, 그 집단의 목소리는 공론장에서 체계적으로 과소대표될 가능성이 높다. 이는

1) 이 논문은 <한국과 국제정치> 42(2): 181-223에 수록되었습니다.

2) 긴급조치위반 유형별 판결을 분석한 보고서에 의하면, 전체 589건 중 48%인 282건이 기타 범주, 즉 “음주대화 중, 수업 중 박정희 비판, 유신체제 비판발언”에 해당한다(진실·화해를위한과거사정리위원회 2008).

민주주의의 대표성 문제로 직결된다. 최근 민주주의의 지구적 후퇴 및 정치적 양극화에 대한 우려와 함께 정치적 자기검열 현상이 주목받고 있다. 그러나 한국에서는 아직 이 문제에 대한 체계적이고 실증적인 연구가 부재한 형편이다.

이 연구는 계엄 이후 격동의 1년이 지난 2025년 12월 말, 전국 성인 3,000명을 대상으로 수집된 서울대 국가미래전략원 설문조사 자료를 활용하여 정치적 자기검열의 미시적 요인들을 탐색한다. 분석 방법으로 전통적인 회귀분석과 더불어 머신러닝 기반의 SHAP(SHapley Additive exPlanations) 분석을 병행하여, 회귀분석이 사전에 지정해야 하는 함수 형태 제약에서 벗어나 데이터 내부에 존재하는 비선형적 패턴과 각 변수의 예측 기여도를 탐색적으로 검토한다. 이를 통해 한국적 맥락—높은 정치적 관심과 참여, 강한 감정적 양극화, 반공주의의 유산, 첨예한 온라인 담론—에서 정치적 자기검열의 예측 요인을 규명하고, 그 민주주의적 함의를 논의하고자 한다.

2. 이론적 검토

2.1. 정치적 자기검열과 침묵의 나선

정치적 자기검열에 대한 가장 널리 활용되는 정의는 “공식적인 제약이 없음에도 의도적이고 자발적으로 타인에게 자신의 정치적 견해를 감추거나 보류하는 것 (Sharvit et al. 2018)”이다. 보다 단순하게는, 특정 상황에서 의견을 표명할 것인지 또는 침묵할 것인지를 결정하는 선택(deciding to “talk” or “clam”)으로 정의되기도 한다(Mackuen 1990). 흔히 자기검열은 권위주의 체제 하의 현상으로 여겨져, 설문조사에서 정치적으로 민감한 문항에 대해 응답을 거부하거나 회피하는 것(Shen and Truex 2021; Lei and Lu 2017; Bullock, Imai and Shapiro 2011) 또는 민감한 이슈들에 대해 공개적으로 발언할 의향(Willnat, Lee, and Detenber 2002) 등으로 개념화되어 왔다. 특히, 실제 의견과 다른 답을 하는 것을 의미하는 선호 위장(Kuran 1998)의 맥락에서 주로 연구되어 왔다.

그러나 자기검열이 반드시 권위주의적 억압의 산물일 필요는 없다. Cook and Heilmann(2013)은 검열자(censor)와 피검열자(censee)의 관계를 기준으로, 공적 검열체제에 대한 개인의 반응을 의미하는 공적 자기검열과 외부 검열자 없이 개인이 스스로를 검열하는 사적 자기검열을 구분한다. 권위주의 체제 하에서 자기검열은 당연한 현상으로 보이지만, 민주주의 체제에서도 일상적 의견 표현을 자율적으로 억제하거나 조절하는 현상이 나타난다는 것이다. 이러한 맥락에서 Carlson and Settle(2023)은 진정한 의견 표현(expressing true opinions)—정치적 토론에서 자신이 실제로 생각하는 바를 상대방에게 전달하는 것—의 반대 행위를 자기검열로 보며 된다는 관점을 제시한다. 자기검열은 예외적이거나 억압적 상황의 산물이 아니라, 가족과의 저녁 식사나 직장 동료와의 대화처럼 일상적 관계 속에서 반복되는 보편적 의사소통 전략이라는 것이다.

그렇다면 이 일상적 침묵의 선택은 어떤 메커니즘으로 일어나는가? Noelle-Neumann(1974, 1993)의 침묵의 나선(spiral of silence) 이론은 자기검열 연구의 중요한 이론적 기초를 제공한다. 이 이론의 핵심은, 사람들이 자신의 의견을 표명할지

여부를 결정할 때 단순히 그 의견의 내용이나 자신의 신념 강도만을 고려하는 것이 아니라, 주변의 여론 기후(opinion climate)—즉 어떤 의견이 다수이고 어떤 의견이 소수인지에 대한 인식—를 준통계적 감각(quasi-statistical sense)을 발휘하여 끊임없이 관찰하고 그에 반응한다는 것이다. 자신의 의견이 다수라고 인식할 때 사람들은 비교적 자유롭게 발언하지만, 소수라고 느낄 때는 사회적 고립에 대한 두려움이 발동되어 침묵을 선택하게 된다. 그리고 이 침묵이 지배적 의견을 실제보다 더 크게 보이게 만들고 소수 의견을 가진 이들을 다시 위축시키는 악순환—나선—이 형성된다는 것이다. 이러한 메커니즘은 다수의 실증 연구를 통해 확인된 바 있다(e.g., Noelle-Neumann and Petersen 2004; Hayes, Glynn, and Shanahan 2005; Hayes, Matthes, and Eveland 2013; Matthes 2015).

개인이 자신을 둘러싼 사회적 환경에서 의견분포를 감지할 때, 대중매체는 여론 기후를 형성하고 전달하는 핵심 매개체로 기능한다. 디지털 미디어 시대에 이 이론을 적용한 연구들은 온라인 환경이 특정 의견을 실제보다 더 지배적으로 보이게 만드는 효과를 가질 수 있으며(Robertson et al. 2023), 소셜미디어가 뉴스피드 알고리즘 등으로 사용자를 정치 정보에 노출시키는 방식이 정치적 양극화를 더 가시적으로 만들어 자기검열과 양극화를 모두 촉진하는 결과를 낳는다고 주장한다(Settle 2018). 그렇다면, 온라인 환경에 비해 오프라인에서 자기검열 현상이 완화되어 나타날까? 여론 기후 인식과 정치적 의견 표현의 관계를 다룬 66개의 실증연구들을 다룬 메타분석 결과는 온라인과 오프라인의 자기검열 패턴이 별로 다르지 않다고 보고한다(Matthes, Knoll, and von Sikorski 2018). 오늘날 소통이 온·오프라인이 결합된 하이브리드 공간에서 이루어지면서 두 공간의 경계가 점점 더 불분명해지고 있음을 고려한다면, 정치적 자기검열은 특정 미디어 환경에 특화된 현상이기보다는, 개인이 일상 속에서 체화한 보편적인 소통 전략으로 이해될 필요가 있다.

1954년 미국에서 Stouffer(1954)가 도입한 설문 문항인 “귀하는 예전만큼 자기 견해를 자유롭게 말하고 있다고 느끼십니까?”는 바로 이러한 사적 자기검열을 측정하는 잘 알려진 방법 중 하나이다. Gibson and Sutherland(2023)에 따르면 이 문항에 대해 그렇지 않다고 답한 비율이 매카시즘 시대의 약 13%에서 2020년 46%로 증가했으며, 또 다른 조사에서는 “내 의견을 말했을 때 상대방이 불쾌해할 것 같아 말을 삼가게 된다.”라는 문항에 무려 62%가 동의한다고 답했다(Ekins 2020). 특히 자기검열 경험자 비율이 2010년대 초부터 두드러지게 증가했는데, 이는 공교롭게도 미국에서 정치적 양극화 문제가 전면화되기 시작한 시기와 맞물린다. 자기검열의 확산은 개인의 심리적 선택 문제에 그치지 않는다. 침묵한 다수의 목소리가 공론장에서 체계적으로 과소대표될수록 민주적 다원주의와 대표성은 훼손된다. 그렇다면 이 침묵은 누구에게서, 왜 더 많이 나타

나는가?

2.2. 자기검열의 예측 요인과 연구 가설

오늘날 한국에서 정치적 자기검열의 요인을 탐색할 때 가장 먼저 주목하게 되는 것은 정서적 양극화다. 앞서 살펴보았듯, 미국에서 자기검열 경험자 비율의 급증이 양극화의 심화와 시기적으로 맞물린다는 점은 양극화가 자기검열을 심화시키는 거시적 환경 조건으로 작동할 수 있음을 시사한다. 그러나 거시적 현상으로서의 양극화가 개인의 침묵으로 이어지는 경로는 자동적이지 않으며, 그 메커니즘은 아직 충분히 규명되지 않았다. 침묵의 나선 이론은 사회적 여론에 대한 개인의 주관적 인식과 고립에 대한 두려움이 그 연결고리임을 시사하지만, 양극화의 어떤 측면이, 누구에게서, 어떤 조건에서 침묵을 유발하는지는 여전히 경험적으로 열린 질문이다. 또한, 반공주의의 역사적 유산과 같은 한국 특유의 정치문화적 맥락도 고려할 필요가 있다. 이 절에서는 이러한 거시-미시적 연결을 염두에 두면서, 개인의 정치적 태도와 경험, 이념적 성향, 인구사회학적 특성 등 개인 수준의 요인들을 중심으로 선행연구를 검토하고 한국적 맥락에서 검증 가능한 가설을 도출한다.

먼저, 정서적 양극화는 유권자들이 지지정당에 따라 서로를 내집단(in-group)과 외집단(out-group)으로 구분하고, 상대 진영에 대해 강한 적대감이나 혐오를 갖는 현상을 의미한다(Iyengar et al. 2019). 최근 한국 정치학계에서도 활발히 논의되는 이 현상이 개인의 자기검열과 어떻게 연결되는지에 대해서는 이론적·실증적으로 두 가지 상반된 예측이 가능하다. 한편으로는, 양극화가 오히려 발언을 증가시킬 수 있다. Mason(2018)은 정당 정체성이 사회적 정체성과 정렬되면서 정책적 동의 여부와 무관하게 진영 논리에 따라 목소리를 높이는 경향이 강화된다고 보았다. 소수일지라도 사회적 압력에 굴하지 않고 적극적으로 발언하는 강경한 핵심 집단(hardcore vocal minority)의 존재도 이를 뒷받침한다 (Noelle-Neumann 1974; Porten-Cheé and Eilders 2015). 그렇다면 지지정당이 명확하거나 정당일체감이 강한 이들이라면 더 적극적으로 자신의 정치적 견해를 드러낼 가능성이 있다.

다른 한편으로는, 양극화가 침묵을 유발할 수 있다. Carlson and Settle(2022)은 양극화로 인해 정치적 발언에 수반되는 사회적 비용은 높아진 반면 그에 상응하는 이익은 증가하지 않았다고 보았다. 여러 실증 연구들이 이 관점을 뒷받침한다. 지지정당이 다른 가족과의 대화를 꺼리거나(Chen and Rohla 2018), 당파적 불일치가 발언 억제(Carlson and Settle 2023)와 토론 회피(Settle and Carlson 2019)로 이어지며, 상대 정

당 지지자의 숙의적 자질에 대한 불신이 정치적 대화 자체를 막는다는 연구 (McLaughlin, Geiger, and Rocha 2025)가 이를 뒷받침한다.

그러나 이러한 연구들은 당파적으로 이질적인 상대와의 대화 상황에서 발언이 억제 된다는 것을 보여줄 뿐, 지지정당 및 정당일체감 강도와 자기검열 간의 인과관계에 대한 직접적 실증 근거는 아직 부족하다(Gibson and Sutherland 2023; Burnett, Knighton, and Wilson 2022). 이는 한국의 경우도 마찬가지다. 양당제가 공고화되고 정서적 양극화가 심화되는 상황에서(장승진·장한일 2020; 가상준 2023; 구본상, 박상희, 최준영 2025; 신정섭 2023; 이준호·강우창 2025), 당파적 정체성이 강한 개인이 더 침묵할지 아니면 오히려 더 발언할지는 경험적으로 열린 질문이다. 당파적 정체성이 강한 개인일 수록 일상적 상호작용에서 의견 불일치를 지각할 가능성이 높아지고 그 결과 자기검열의 압력이 증가할 수 있다. 특히, 현재 소수 진영에 놓이게 된 정당의 지지자라면 더 침묵할 가능성이 있다. 그러나 반대로, 비상계엄 사태 이후 헌직 대통령 구속과 탄핵을 둘러싸고 치열한 법적, 물리적 공방을 경험한 상황에서, 하드코어 소수가 사회적 분위기에 저항해 더 적극적으로 발언하고 있을 가능성도 배제하기 어렵다.

당파성 외에, 정서적 양극화의 미시적 영향을 포착하는 또 다른 방법은 상대 진영에 대한 관용 정도를 측정하는 것이다. 외집단을 동료 시민이 아닌 소통 불가능한 적으로 인식하는 불관용적 태도는 정서적 양극화와 관련된 개인 수준의 심리적 성향을 포착하는 대리변수로 활용될 수 있다 (Martherus, et al. 2021; Cassese 2021). 특히, 이러한 적대감은 상대 진영 역시 우리를 극도로 혐오하며 의도적인 방해에 몰두하고 있다고 오인하는 투사적 추론(projective reasoning)을 촉발하기 쉽다(Lees and Cikara 2020). 결과적으로, 외집단에 대한 불관용과 투사적으로 왜곡된 메타 인지는 타인과의 상호작용에서 발생할 수 있는 갈등과 관계적 위험을 실제보다 크게 예측하도록 만든다. 이는 공론장에서 선제적인 자기검열을 수행하게 하거나, 아예 정치적 토론 자체를 회피하게 만드는 요인으로 작용할 수 있다. 외집단에 대한 비관용적 태도는 정서적 양극화의 표준적 측정인 감정온도계와는 구별되는 것으로, 상대 진영을 동료 시민이 아닌 소통 불가능한 적으로 인식하는 태도를 포착하는 데 초점을 둔다. 감정온도계는 정서적 양극화 연구에서 가장 광범위하게 사용되는 측정 도구이나, 최근 연구들은 그 측정 대상이 모호하고 응답에 노이즈가 많으며 양극화 수준을 과대추정할 위험이 있음을 지적한다 (Klar et al. 2018; Druckman et al. 2022).

그러나 이러한 위축 효과가 강성 적대론자에게만 국한되는 것은 아닐 수 있다. 상대 진영에 비교적 관용적인 개인들도 분열된 공론장에 대한 피로감과 환멸을 느끼며 정치적 발언 자체를 회피하게 될 수 있다. 즉, 개인의 불관용 태도와 무관하게, 정서적 양극화는 공론장 전체에 상시적인 냉각 효과(chilling effect)를 유발하여 침묵하는 다수를

만들어내는 거시적 배경 압력으로 작용할 가능성을 고려해야 한다. 실제로 미국의 최근 실증 연구에서도 카운티(county) 단위의 양극화 수준이든 개인의 정서적 양극화 태도이든, 자기검열과 통계적으로 유의한 관계가 없음이 확인된 바 있다(Gibson and Sutherland 2023).

이러한 맥락에서 정당일체감이나 상대 진영에 대한 주관적 호오를 넘어, 개인이 인지하는 사회분열의 심각성 인식 수준은 거시적 양극화와 미시적 소통 행위를 매개하는 연결고리(macro-micro link)로 작동할 수 있다. 개인이 자신이 속한 공동체가 극심하게 분열되어 있다고 진단할 때, 이는 단순히 특정 의견의 수적 우세를 감지하는 단계를 넘어 사회 전반의 갈등 임계치가 극도로 낮아져 있다는 위험 신호로 수용된다. 사회적 분열이 심각하다고 느낄수록 자신의 정치적 발언이 가져올 효능감보다는 그로 인해 직면해야 할 잠재적 비용, 즉 사회적 제재와 관계의 붕괴를 더 크게 우려하게 된다. 이러한 비용 회피 동기는 극단적으로 양극화된 환경에서 더욱 증폭될 수 있다. 오늘날 정치적 이견은 단순한 정책적 논쟁을 넘어 실존적 정체성의 충돌로 치환되었기에, 사소한 정치적 의견 차이조차 상대방에 대한 총체적 부정이나 도덕적 비난으로 받아들여질 위험이 크기 때문이다(Carlson and Settle 2022). 결과적으로, 공동체가 심각하게 분열되어 있다는 주관적 진단은 침묵의 나선이 가리키는 고립 공포를 강하게 활성화시키며, 개인으로 하여금 갈등 회피를 위해 침묵을 선택하도록 유도할 것으로 기대된다.

이념적 정체성 역시, 기존 문헌이 주목하고 있는 자기검열의 설명변수 중 하나이다. 미국을 사례로 하는 실증 연구들이 제시하는 발견은 두 방향이다. 먼저, 이념적으로 중도에 가까운 이들이 양극단에 가까운 이들보다 자기검열 수준이 높으며, 극단적 진보와 극단적 보수 간의 유의미한 차이는 없다는 발견이다(Burnett, et al. 2022). 소수이지만 강경하고 시끄러운 집단이 존재한다는 것이다. 그러나 또 다른 연구는 보수적일수록 자기검열한다는 결과를 보고하면서, 특히 이념정체성이 자기검열의 가장 중요한 예측변수임을 강조한다(Gibson and Sutherland 2023). 보수적인 이들이 자기검열을 더 하는 이유는 미-투(me-too), 워키즘(wokeism)과 같은 사회 분위기 탓일 수 있다. 이런 맥락에서, Norris(2023)의 다국가비교연구는 누가 침묵하느냐는 이념 그 자체가 아니라, 개인의 이념과 지배적 사회문화의 일치 여부에 달려있다고 보았다. 소속된 사회의 지배적 여론에서 벗어난 이념적 소수자—“물 밖의 물고기 (fish out of water)”—가 더 침묵한다는 것이다. 즉, 자기검열에 대한 이념효과의 방향은 사회적 맥락에 따라 역전될 수 있다.

그렇다면 한국에서는 이념 효과가 어떻게 나타날까? 두 가지 예측이 가능하다. 첫째, 이념적 양극단에 위치한 이들이 갈등 회피를 위해 더 침묵할 수 있다는 예측이다. 둘째, 한국의 반공주의 역사적 유산이 진보 이념에 대한 사회적 낙인으로 여전히 작용할

가능성이 있다는 점에서, 진보적일수록 더 침묵할 가능성을 배제하기 어렵다. 어느 패턴이 실제로 나타나는지는 경험적으로 열린 질문이며, 이에 이념의 선형 효과와 비선형 효과를 모두 검토한다.

한편, 정치적 표현의 위축에 있어 가장 강력하고 일관된 요인으로 지목되는 것은 표현의 상대가 누구인가이다. 정부나 낯선 타인의 압력, 거시적인 여론 기후에 대한 인식보다도, 친밀한 대인관계에서의 의견불일치가 더 강한 위축효과를 가진다는 것이다 (Gibson and Sutherland 2023; Matthes et al. 2018). Mutz(2006)에 따르면, 정치적 이견에 대한 노출은 합리적 숙의의 필수 요소이지만, 관계의 조화를 유지하려는 욕구와 충돌하여 심리적 불편함을 야기하고 참여 민주주의에 부정적 요인으로 작용한다. 특히, 가족, 친구, 이웃과 같은 친밀한 관계에서 경험하는 정치적 견해의 교차압력의 효과가 강력하다는 것이다. 결과적으로 개인은 사적 관계를 보호하기 위해 선제적으로 정치적 견해 표출을 자제하는 토론회피로 이어진다. 이는 침묵의 나선의 핵심 동인인 고립 공포가 추상적 여론 지형이 아니라, 친밀한 관계에서의 마찰이라는 구체적 경험을 통해 더욱 활성화됨을 시사한다.

본 연구는 개인이 체감하는 계층 상승 가능성에 대한 주관적 인식에도 주목한다. 이는 당파적 태도나 이념 지향 등 주로 정치적 요인에 주목해 온 기존 연구들과 달리, 구조적 기회의 차단으로 인한 개인의 주관적 좌절감이 어떻게 정치적 표현의 위축으로 전이되는지를 포착한다는 점에서 차별성을 지닌다. 계층 상승에 대한 긍정적 전망은 정치적 이견 표출에 따르는 비용에 대한 부담을 덜어주는 역할을 할 수 있다. 상승 이동 전망(prospect of upward mobility)이 열려 있다고 믿는 개인이라면(Bénabou and Ok 2001), 소득의 증가뿐 아니라 특정 관계망 내에서 정치적 갈등으로 인해 고립되더라도 새로운 사회적 공간에서 대안적 관계망을 재구축할 수 있다는 자신감, 즉 미래의 사회적 자본에 대한 기대가 있을 것이기 때문이다.

반면, 계층 이동 가능성에 회의적인 개인일수록 현재 점유하고 있는 사회경제적 위치와 로컬 네트워크를 대체 불가능한 사회적 자본으로 인식할 가능성이 높다(Lin 2002). 이처럼 기회 구조의 단절을 깊게 내면화한 개인은 정치적 견해 차이로 발생할 수 있는 사적 관계망의 균열과 평판 저하를 회복 불가능한 치명적 손실로 받아들이기 쉽다. 결과적으로 구조적 기회 상실에서 비롯된 개인의 좌절감은 침묵의 나선 이론이 가리키는 고립 공포의 무게를 증폭시키며, 갈등이 가져올 리스크를 회피하기 위해 공론장에서 본심을 숨기는 자기검열로 이어질 수 있다.

성별 및 연령과 같은 인구사회학적 변수들도 고려할 필요가 있다. 우선 공공 영역에서 구조적으로 소수자 지위에 있는 여성은 사회적 제재에 더 민감하여 발언을 자제하는 경향이 있다(Karpowitz et al. 2012; Burns et al. 2001). 또 여러 실증 연구들은 여성

이 남성보다 정치적 갈등 상황을 회피하려는 성향이 뚜렷하다는 것을 보여준다(Coffé and Bolzendahl 2017; Testa et al. 2014; Ulbig and Funk 1999). 이는 성별 사회화 과정을 통해 내면화된 규범적 기대에서 기인한 것일 수도 있다. 공동체 내에서 조율자 역할을 요구받는 여성은 정치적 이견 표출이 가져올 관계적 고립의 위험을 남성보다 더 예민하게 인지할 것으로 기대된다.

연령에 대해서는 사회적 지위가 불안정한 젊은 층이 갈등 비용을 더 크게 인식한다는 예측이 가능하다. 한국은 권력 거리(power distance)가 높은 문화권—위계질서가 뚜렷하고 권위주의적이며 상명하복 문화적 특성—에 속하며(Hofstede 2001), 유교문화의 영향으로 연령은 아직도 사회적 위계를 결정짓는 요소 중 하나이다. 또, 중장년층은 상대적으로 다층적인 관계망을 통해 정치적 이견으로 인한 갈등을 흡수할 수 있는 완충재를 확보했다면, 청년층은 이제 막 사회적 네트워크를 구축하는 단계에 진입한 이들이다. 관계망이 좁고 제한적일수록, 고립의 리스크를 훨씬 치명적으로 인지할 가능성이 높다. 나아가 일상과 사회적 관계가 온라인으로 실시간으로 기록되고 오프라인에 연동되는 환경에서 성장한 청년들에게, 자신의 견해를 표출하는 것은 곧 자신의 사회적 평판을 공개적으로 위험에 내모는 행위가 될 수 있다. 한 번의 의견 표출이 소위 ‘나락간다’고 일컬어지는 영구적이고 회복 불가능한 사회적 낙인과 배제로 직결될 수 있다는 공포는, 젊을수록 상대적으로 더 침묵을 선택하게 만드는 기제로 작용할 수 있다.

이상의 이론적 검토를 바탕으로, 본 연구는 오늘날 한국 시민들의 정치적 자기검열을 설명하기 위한 가설을 다음과 같이 도출하였다. 다음 장에서는 이 가설들을 경험적으로 검증하기 위한 데이터와 분석방법을 서술한다.

H1 (외집단에 대한 비관용) 상대 진영에 대한 비관용적 태도가 강할수록 정치적 자기검열 확률이 높을 것이다.

H2 (사회분열 인식) 사회가 심각하게 분열되어 있다고 인식할수록 정치적 자기검열 확률이 높을 것이다.

H3 (친밀한 관계에서의 갈등 경험) 가족·친구 등 친밀한 관계에서 정치적 견해 차이로 인한 갈등을 경험한 사람일수록 정치적 자기검열 확률이 높을 것이다.

H4 (계층이동 가능성 인식) 계층 이동 가능성에 회의적일수록 정치적 자기검열 확률이 높을 것이다.

H5 (이념) 이념적 성향은 정치적 자기검열과 유의한 관계를 가질 것이다. 다만 그 효과의 방향과 함수 형태—진보일수록 높아지는 선형 패턴인지, 양극단일수록 높아지는 비선형 패턴인지—는 경험적으로 검토한다.

H6 (성별) 여성이 남성보다 정치적 자기검열 확률이 높을 것이다.

H7 (연령) 연령대가 낮을수록 정치적 자기검열 확률이 높을 것이다.

3. 데이터와 연구방법

3.1. 데이터

이 연구는 서울대학교 국가미래전략원이 한국리서치에 의뢰하여 2025년 12월 29일부터 31일까지 수행한 「한국 사회 갈등 해소와 통합 실현을 위한 국민인식조사」를 분석 데이터로 사용한다. 해당 조사는 전국 만 18세 이상 성인을 모집단으로 하여 성별·연령·지역 비례 할당 방식으로 표집된 횡단면 조사이며, 휴대전화 문자와 이메일을 통한 웹조사 방식으로 3,000명의 응답을 수집하였다(중앙여론조사심의위원회 기준 응답률 및 협조율 = 12.5%).

3.2 변수의 측정과 코딩

3.2.1. 종속변수: 정치적 자기검열 경험

종속변수는 "선생님께서도 일상생활이나 직장에서 정치적 견해 차이로 인해 말을 아끼게 되신 적이 있으십니까?"라는 문항에 대한 응답으로 구성하였다. 원 문항은 5점 척도(1=전혀 없다 ~ 5=매우 자주 있다)로 측정되었으며, 4점("자주 있다") 이상을 자기검열 경험(=1), 3점 이하를 비경험(=0)으로 이진화하였다. 그 결과, 전체 응답자 중 32.4%(971명)가 자기검열 경험으로 분류되었다.³⁾

3) 이진화 기준점의 선택은 분석 결과에 영향을 미칠 수 있으므로, 본 연구에서는 다음과 같은 방식으로 그 적절성을 확인하였다. 첫째, 4점 이상(비교적 자주 + 매우 자주)을 자기검열로 정의한 것은 주변 분위기에 따라 일시적으로 의견을 유보하는 경우와 구별하기 위함이다. 일상적·직업적 상황에서 정치적 견해를 빈번하게 억제하는 응답자를 식별하기 위해 상위 두 범주를 임계치로 설정하였다. 실제로 가능한 기준점(≥ 2 , ≥ 3 , ≥ 4 , ≥ 5) 각각에 대해 로짓 모형을 추정하여 ROC 곡선 아래 면적(AUC)을 비교한 결과, ≥ 4 기준점에서 모형의 판별력이 가장 높게 나타나(AUC=0.70) 본 연구의 선택을 지지한다. 둘째, 기준점을 ≥ 3 또는 ≥ 5 로 변경하여 민감도 분석을 수행한 결과, 주요 독립변수의 통계적 유의성 패턴과 방향이 일관되게 유지되었다. 이는 임계치 설정의 변화와 관계없이 본 연구의 주요 분석 결과가 강건성을 확보하고 있음을 뒷받침한다.

3.2.2 주요 독립변수

주요 독립변수는 가설의 순서에 따라 외집단에 대한 비관용, 사회 분열 인식, 갈등 경험, 계층이동 가능성 인식, 이념 성향, 성별, 연령으로 구성된다.

[외집단 비관용 태도(H1)] 상대 진영에 대한 불관용 수준을 측정하기 위해 정치적 외집단에 대한 배타성을 묻는 세 문항을 활용하였다. 각 문항은 (a) '내가 지지하지 않는 정치 세력이 집권하게 되면 국가 발전에 해가 될 것이다', (b) '정치적 반대 세력과 타협하는 정치인은 배신자로 보인다', (c) '대통령은 국민 모두의 지도자라고 하지만 사실은 한 정파의 대표일 뿐이다'로 구성되었으며, 각 문항별 응답은 5점 리커트 척도(Likert scale)를 따랐다. 세 문항 응답의 평균값을 산출하여 외집단 비관용 태도로 활용하였다. 점수가 높을수록(5점) 상대 진영에 대한 비관용이, 낮을수록(1점) 관용적인 태도가 강함을 의미한다.⁴⁾

[사회 분열 인식(H2)] '한국 사회는 정치적으로 심각하게 분열되어 있다'는 주장에 대한 동의 정도로 측정하였다. 높은 값일수록 분열을 심각하게 인식하도록 재코딩하였다(1=전혀 동의하지 않음 ~ 5=매우 동의). 외집단에 대한 비관용적 태도가 상대 진영에 대한 개인의 감정적 반응을 포착하는 변수라면, 사회 분열 인식은 거시적 정치환경에 대한 주관적 평가를 포착하는 변수이다.

[가족·친구 갈등 경험(H3)] '지난 1년간 가족이나 친구, 지인과 정치 문제로 다투거나 갈등을 겪은 적이 있으십니까?'라는 문항으로 측정하였다(0=없다, 1=있다). 앞의 두 변수가 태도와 인식 수준의 요인이라면, 이 변수는 실제로 체험한 관계적 비용 지출의 경험을 포착한다.

[계층 이동 가능성 인식(H4)] '우리 사회에서 노력한다면 개인의 사회경제적 지위가 높아질 가능성은 어느 정도입니까?'에 대한 응답으로 측정하였다(1=매우 높다 ~ 5=매우 낮다). 값이 높을수록 계층 이동에 대한 비관적 인식을 나타낸다. 이 변수는 사회경제적 기회구조에 대한 비관과 좌절감이 자기검열로 이어지는 경로를 포착한다.

[이념 성향(H5)] 응답자의 주관적 이념 자기배치(0=매우 진보 ~ 10=매우 보수)를 연속형으로 투입하였다. 선형 효과와 비선형 효과를 동시에 검증하기 위해 이념의 제곱항을 함께 포함하였다.

4) 다만 정치적 외집단에 대한 비관용 태도를 구성하는 세 문항의 내적 일관성 신뢰도가 다소 낮게 나타나(Cronbach $\alpha = 0.516$), 강건성 검토 차원에서 신뢰도가 더 높은 두 문항((a) - (b); $\alpha = 0.642$)의 평균으로 동일한 회귀분석을 수행하였다. 그 결과 외집단 비관용 태도 변수의 유의성과 다른 변수들의 효과가 본질적으로 변하지 않아, H1의 비유의 결과가 척도 구성에 따른 산물이 아님을 확인하였다. 내적 일관성이 다소 낮은 것은 각 문항이 외집단 혐오, 반타협적 태도, 정치적 냉소 등 인접하지만 완전히 동일하지 않은 개념을 포착하고 있기 때문일 수 있으며, 일부 문항이 포퓰리즘 성향과 중첩될 가능성도 배제하기 어렵다. 다만 분석 모형에 포퓰리즘 태도 변수가 별도로 통제되어 있어 두 개념의 효과는 어느 정도 분리되어 추정된다. 두 변수의 상관은 Pearson's $r = 0.268$ ($p < .001$)로 높지 않았고, 회귀분석(모형 4 기준)에서 산출한 분산팽창계수(VIF)도 각각 1.18, 1.30으로(전체 변수 최대 VIF=3.31) 다중공선성 문제는 발견되지 않았다.

[성별(H6)] 여성=1, 남성=0으로 코딩하였다.

[연령대(H7)] 만 29세 이하(=1)부터 70세 이상(=6)으로 코딩하였다.

[기타 통제변수] 당파성을 반영하는 변수로, 지지정당(더미) 및 정당일체감 강도(5=매우 강함 ~ 1=매우 약함)를 일부 모델에 포함하였다. 이외에, 정치적 자기검열에 영향을 줄 수 있는 다양한 인구사회학적 특성 및 정치적 태도 변수들을 통제변수로 설정하였다. 우선 인지적, 심리적으로 정치행태에 영향을 미친다고 알려진 정치적 관심(1=매우 무관심 ~ 5=매우 관심), 내적 효능감('나는 우리 사회의 중요한 정치적 문제가 무엇인지 잘 알고 있다'; 5=높음 ~ 1=낮음), 외적 효능감('나 같은 사람은 정부가 하는 일에 어떤 영향을 주기 어렵다'와 '정부는 나 같은 사람의 생각이나 의견에 관심이 없다' 두 개 문항 평균; 5=높음 ~ 1=낮음), 정치지식(4개 문항의 정답 수)을 포함하였다. 또한 최근 한국정치의 맥락과 체제불신을 포착하는 변수들로 포퓰리즘 태도(4개 문항 평균; 5=높음 ~ 1=낮음), 부정선거론 믿음(5=매우 동의 ~ 1=매우 비동의), 민주주의 수준 평가(낮음 =0 ~ 높음=10)를 통제하였다. 마지막으로, 주관적 계층(상/중/하 더미), 교육 수준 (4년제대졸=1, 기타=0), 거주지역(수도권/영남/호남/기타 더미)과 같은 인구사회학적 변수들을 통제했다.

다음 표 1은 주요 변수의 기술통계량이다.

표 1. 연구 변수의 기술통계

변수	평균	중위값	최솟값	최댓값	N
정치적 자기검열 (1=자주 또는 매우 자주)	0.32	0	0	1	3000
정치적 관심 (5=높음)	3.63	4	1	5	
내적 효능감 (5=높음)	3.60	4	1	5	
외적 효능감 (5=높음)	2.67	2.5	1	5	
정치 지식 (4=높음)	2.19	2	0	4	
응답자 이념 (10=매우 보수)	5.02	5	0	10	
민주주의 수준 평가 (10=매우 민주주의적)	5.14	5	0	10	
선거부정론 동의 (5=매우 동의)	2.62	3	1	5	
포퓰리즘 태도 (5=매우 포퓰리즘적)	3.00	3	1	5	
사회분열 인식 (5=매우 분열)	4.16	4	1	5	
외집단 비관용 태도 (5=매우 비관용적)	3.15	3	1	5	
(가족/친구와) 정치적 갈등 경험 (1=있음)	0.41	0	0	1	
계층이동 가능성 (5=매우 낮음)	2.98	3	1	5	
성별 (여성=1)	0.50	0.5	0	1	
연령대 (1=18~29, 6=70 대 이상)	3.60	4	1	6	
4년제 대졸	0.61	1	0	1	
계층 인식 (1=상위, 3=하위)	2.40	2	1	3	
정당일체감 강도 (5=매우 강함) (지지정당 있는 경우만)	3.12	3	1	5	2254

3.3. 분석 방법

분석은 두 단계로 진행하였다. 먼저, 이항 로짓 회귀분석을 수행하였다. 이분형 종속 변수를 다루는 데 적합한 방법으로, 이분산 문제를 고려하여 강건 표준오차(HC1)를 적용하였다. 다음으로, 로짓과 같은 전통적 회귀분석 모형이 포착하기 어려운 변수 간 상호작용 효과와 복잡한 비선형 패턴을 탐색하기 위해 XGBoost 기반의 머신러닝 분석을 병행하고, SHAP 기법으로 결과를 해석하였다. SHAP은 게임 이론의 샵리 값(shapley value)을 머신러닝 모델의 예측값에 적용한 설명 가능한 AI(XAI) 기법이다. 로짓 분석과 SHAP 분석의 결과를 교차 확인함으로써 결과의 강건성을 확인하였다.

3.4. 기술 분석

본격적인 다변량 분석에 앞서 주요 변수별 자기검열 비율의 분포를 기술적으로 검토하였다. 지면의 한계상 전체 결과를 모두 보고하는 대신, 이후 분석과 관련하여 특히 주목할 만한 패턴 몇 가지를 선별하여 소개한다. 가족·친구와의 정치적 갈등 경험에 있는 응답자(n=1,219)의 자기검열 비율은 46.4%로, 경험이 없는 응답자(n=1,781)의 22.7%에 비해 두 배 이상 높았다. 사회분열 인식과의 관계에서는 '매우 동의' 집단(44.1%)과 '보통' 집단(12.7%) 사이에 31.4%의 격차가 나타나, 분열 인식이 강할수록 자기검열 비율이 높아지는 패턴이 확인되었다.⁵⁾ 지역별로는 17개 광역 시도 중 자기검열 비율이 가장 낮은 세 지역이 전남(17.6%), 광주(19.0%), 전북(25.7%) 순으로 모두 호남 지역이었다. 호남 거주자의 자기검열 비율(21.0%)이 전체 평균(32.4%)에 비해 현저히 낮았으며, 이 패턴은 이념 성향을 구분하여도 일관되게 유지되었다. 호남 거주 보수 응답자도 다른 지역의 보수 응답자에 비해 낮은 자기검열 비율을 나타냈다. 이러한 기술적 패턴이 다른 변수들을 통제 한 후에도 유지되는지를 다음 절의 다변량 분석에서 확인한다.

5) 사회분열 심각성에 대해 '매우 동의하지 않음'과 '동의하지 않음' 응답자들의 자기검열 비율이 '보통' 응답자에 비해 평균적으로 약간 높다. 그러나 이 두 집단 응답자 수의 합은 114명(표본 전체의 3.8%)에 불과하여 추정치가 불안정하다.

4. 로짓 분석 결과

표 2는 정치적 자기검열에 미치는 요인을 추정한 회귀분석 결과이다. 본 분석에서는 모형의 적합성과 변수 투입의 타당성을 검토하기 위해 다음과 같이 네 가지 모형을 구성하였다.

- 모형 1: 지지정당이 있는 응답자만을 표본으로, 정당일체감 강도 변수를 통제.
- 모형 2: 표본 전체를 사용하고 지지정당 변수 더미를 통제.
- 모형 3: 지지정당과 정당일체감 변수를 제외하고, 이념의 비선형 효과를 검증.
- 모형 4: 이념 정체성의 선형적 효과를 검증하기 위해 모형 3에서 제곱항을 제외.

먼저, 모형 1의 정당 일체감 강도와 모형 2의 지지정당은 정치적 자기검열을 설명하는 데 유의미하지 않은 변수로 나타났다. 특히, 모형 1은 무당파 집단이 분석에서 제외됨에 따라 상당한 표본 손실(약 25%)이 발생하여 추론의 외적 타당성을 저해한다.⁶⁾ 모형 2의 경우, 더불어민주당을 기준 범주로 한 4개 지지정당 더미의 결합 유의성 검정 결과(LR $\chi^2=1.20$, $df=4$, $p=.878$; Wald $\chi^2=1.21$, $df=4$, $p=.877$) 모두 유의하지 않았으며, BIC도 모형 3에서 더 낮게 나타났다. 이에 따라 본 연구는 당파성 변수들을 배제한 모형 3과 모형 4를 최종 분석 모형으로 채택하였다.

6) 부정선거 믿음 변수는 모형1에서만 유의했다. N이 줄어드는 표본인데도 효과가 더 크게 나타나는 것은 부정선거론에 동의할수록 더 자유롭게 정치적 발언을 하는 경향이 (무당파를 포함한) 전체 유권자들보다 지지정당이 있는 이들 사이에서 강하다는 의미로 해석된다.

표 2. 정치적 자기검열의 예측 요인: 이항 로짓 회귀분석 결과

	모형1		모형2		모형3		모형4	
	β	(SE)	β	(SE)	β	(SE)	β	(SE)
양극화태도	0.046	(0.070)	0.037	(0.064)	0.035	(0.064)	0.013	(0.063)
사회분열인식	0.420**	(0.076)	0.410**	(0.066)	0.409**	(0.065)	0.414**	(0.066)
갈등경험	0.960**	(0.097)	0.963**	(0.086)	0.965**	(0.085)	0.970**	(0.085)
계층이동성	0.133**	(0.052)	0.175**	(0.046)	0.174**	(0.046)	0.173**	(0.046)
이념	-0.161*	(0.084)	-0.157**	(0.075)	-0.165**	(0.074)	-0.014	(0.025)
이념 ²	0.015*	(0.008)	0.014**	(0.007)	0.015**	(0.007)		
부정선거론	-0.097**	(0.044)	-0.066	(0.041)	-0.064	(0.040)	-0.058	(0.039)
민주주의평가	-0.036	(0.024)	-0.037	(0.022)	-0.034	(0.021)	-0.031	(0.021)
포폴리즘태도	0.115	(0.076)	0.125*	(0.069)	0.125*	(0.068)	0.140**	(0.068)
정치적 관심	0.023	(0.070)	0.047	(0.057)	0.054	(0.056)	0.072	(0.055)
정치지식	0.090*	(0.048)	0.097**	(0.041)	0.099**	(0.041)	0.099**	(0.041)
내적 효능감	0.253**	(0.067)	0.242**	(0.059)	0.243**	(0.059)	0.248**	(0.059)
외적 효능감	0.015	(0.056)	0.012	(0.052)	0.016	(0.051)	0.019	(0.051)
여성	0.289**	(0.101)	0.270**	(0.090)	0.271**	(0.089)	0.270**	(0.089)
연령대	-0.103**	(0.033)	-0.087**	(0.029)	-0.082**	(0.028)	-0.082**	(0.028)
4년제 대졸	0.353**	(0.107)	0.320**	(0.093)	0.322**	(0.093)	0.311**	(0.092)
계층-중	0.073	(0.172)	-0.055	(0.151)	-0.049	(0.151)	-0.057	(0.151)
계층-하	0.323*	(0.176)	0.118	(0.154)	0.125	(0.154)	0.123	(0.154)
지역-호남	-0.780**	(0.182)	-0.666**	(0.162)	-0.660**	(0.160)	-0.660**	(0.160)
지역-영남	-0.141	(0.117)	-0.063	(0.103)	-0.060	(0.103)	-0.061	(0.103)
지역-기타	-0.197	(0.142)	-0.146	(0.125)	-0.148	(0.125)	-0.148	(0.124)
지지-국민의힘			0.024	(0.150)				
지지-개혁신당			-0.073	(0.202)				
지지-조국혁신당			0.175	(0.233)				
지지-기타/없음			-0.060	(0.126)				
정당일체감	0.012	(0.045)						
상수항	-4.168**	(0.644)	-4.196**	(0.564)	-4.270**	(0.555)	-4.596**	(0.537)
Log-Likelihood	-1295.7		-1690.2		-1690.8		-1693.0	
AIC, BIC	2637.5, 2769.1		3432.3, 3588.5		3425.5, 3557.7		3428.0, 3554.2	
N	2,254		3,000		3,000		3,000	

* $p < .10$; ** $p < .05$

주: HC1 이분산-일관 표준오차(괄호 안). 모형2에서 지지정당 기준 범주는 더불어민주당. 거주 지역 기준 범주는 수도권. 모형3은 이념 선형+제공항을, 모형4는 이념 선형항만 투입.

두 모형을 비교하면, 모형 3이 모형 4보다 AIC와 우도비 검정(LR $p=0.03$)에서 적합도가 약간 더 높다. 이념의 선형항과 제곱항이 모두 $p<.05$ 에서 유의하며, 이는 자기검열이 이념적 양극단에서 증가하는 U자형 비선형 효과를 의미한다. 모형 3 추정치에 따른 최저점은 이념 자기위치 약 5.6점(중도 - 약한 보수)이며, 양극단으로 갈수록 자기검열 로그오즈가 증가한다. 이는 침묵의 나선 이론이 시사하는 '다수 의견으로부터 멀리 있는 사람일수록 침묵한다'는 주장과 정합한다. 반면, 모형 4는 BIC가 더 낮아 모수 1개를 적게 사용하면서도 거의 같은 설명력을 갖는다. 두 모형 간 주요 독립변수의 부호, 크기, 유의성은 사실상 동일하다. 다만, 이념의 유의성과 포폴리즘 태도의 유의 수준에서 차이가 나타난다. 모형 3에서 유의했던 이념 선형항이 모형 4에서는 단일 선형 효과만 추정하면서 유의하지 않게 나타났다. 포폴리즘 태도는 모형 4에서 $p<.05$ 수준으로 강하게 유의해지는데, 이는 이념 제곱항이 흡수하던 양극단 변량의 일부가 모형4에서 포폴리즘 변수로 이동했기 때문으로 해석된다.

각 가설에서 제시된 주요 독립변수들의 효과는 다음과 같이 나타났다. 첫째, 상대 진영에 대한 비관용적 태도(H1)는 정치적 자기검열을 증가시킬 것이라는 가설은 지지되지 않았다. 이 변수의 계수는 네 모형 모두에서 양의 부호를 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 즉, 외집단에 대한 비관용적 태도로 측정한 정서적 양극화 태도는 자기검열과 유의한 관련이 없는 것으로 나타났다.

둘째, 한국 사회가 정치적으로 심각하게 분열되어 있다고 인식할수록 자기검열을 더 많이 한다는 가설(H2 사회분열인식)은 네 모형에 걸쳐 일관되게 지지되었다($p<.05$; 오즈비 약 1.51). 거시적 정치환경에 대한 부정적 평가가 개인의 의견 표명을 위축시킨다는 점이 강력하게 확인된다. 직관적인 비교를 위해 다른 변수들을 고정한 평균 한계효과 (average marginal effect)를 산출하면, 사회 분열 인식이 한 단위 높아질 때마다 자기검열 확률이 평균 7.9% 증가하여, 분열을 '전혀 심각하지 않다'고 본 응답자(12.2%)와 '매우 심각하다'고 본 응답자(38.9%) 사이에 26.7%의 격차를 보였다.

셋째, 지난 1년간 가족·친구·지인과 정치 문제로 갈등을 경험한 응답자는 그렇지 않은 응답자보다 자기검열할 가능성이 높았다(H3 가족·친구 갈등 경험). 구체적으로, 갈등을 경험한 응답자의 자기검열 오즈는 그렇지 않은 응답자보다 약 2.6배 높았다. 한계효과로 보면, 갈등 경험 응답자는 그렇지 않은 응답자보다 자기검열 확률이 평균 19.7% 높았다(경험 없음 24.1% vs. 경험 있음 43.8%). 이는 실제 가까운 관계망에서 체험한 관계적 비용이 자기검열의 핵심 변수임을 시사하며, 이는 이후 SHAP 분석에서도 확인된다.

넷째, 사회경제적 기회구조에 대한 비관적 인식이 자기검열과 관련된다는 가설(H4 계층이동성) 역시 네 모형 모두에서 일관되게 지지되었다. 계층 이동에 대한 비관 점수

가 1단계 높아질 때마다 자기검열의 로그오즈가 0.13~0.17 증가하며(오즈비 약 1.14~1.19), 평균 한계효과로 환산하면 가장 낙관적인 응답자(26.0%)와 가장 비관적인 응답자(39.3%) 사이에 13.3% 만큼의 자기검열 확률 차이가 나타났다. 사회경제적 좌절감이 정치적 의견 표명의 위축과 관련된다는 점이 확인된다.

다섯째, 이념 효과는 모형의 함수 형태에 따라 결과가 달랐다. 이념의 비선형(U자형)을 허용한 모형1과 모형 3에서는 선형항과 제곱항이 모두 통계적으로 유의했다. 추정된 변곡점은 약 5.6(0=매우진보, 10=매우보수 척도)으로, 자기검열이 가장 낮은 지점은 중도-약보수 위치이며 양극단으로 갈수록 자기검열이 증가하는 U자 곡선을 따른다. 다만 곡선이 비대칭적이어서, 매우 진보(0) 쪽에서 변곡점 대비 증가폭이 매우 보수(10) 쪽보다 약간 더 크다. 반면 이념을 단일 선형항으로만 투입한 모형 4에서는 이념 효과가 유의하지 않은데, 이는 양극단의 증가 효과가 평균적으로 상쇄된 결과로 해석된다. 따라서 H5는 '이념의 일방적 선형 효과'라는 형태로는 지지되지 않으나, '이념 양극단에서 자기검열이 동시에 증가한다'는 형태로는 지지된다.

여섯째, 여성은 남성보다 자기검열을 유의하게 더 많이 하는 것으로 나타났다(H6 성별). 여성의 자기검열 오즈는 남성보다 약 1.31배 높으며, 이 효과는 네 개 모형 모두에서 일관되게 유의하게 나타났다.

일곱째, 연령대가 한 구간(약 10세) 높아질 때마다 자기검열 로그오즈는 0.08 ~ 0.10 만큼 감소하며, 모든 모형에서 유의하게 나타났다($p<.05$). 가장 젊은 구간(29세 이하)에서 가장 나이든 구간(70대 이상)까지는 5단계 차이이므로 누적 로그오즈 변화는 -0.41에서 -0.51 사이, 오즈비로는 약 0.60에서 0.66 사이이다. 즉 70대 이상의 자기검열 오즈는 29세 이하의 약 60~66% 수준으로, 가장 젊은 세대가 가장 나이든 세대보다 자기검열을 약 1.5에서 1.7배 더 자주 한다.

요약하면, 7개 주요 독립변수들 중, 5개 변수—사회분열인식, 갈등경험, 계층이동성, 성별, 연령대—가 모든 모형에서 통계적으로 유의했고 방향도 동일하게 나타났다. 외집단에 대한 비관용적 태도는 일관되게 유의하지 않았고, 이념은 U자형 비선형 형태로만 유의하였다.

가설로 설정하지 않은 통제변수 중에서도 주목할만한 결과를 얻었다. 먼저, 정치지식, 내적효능감, 교육수준 변수들이 일관되게 양의 방향으로 유의했다. 인지적 자원 보유 수준을 반영하는 이 세 변수들이 양의 효과를 가진다는 것은 '아는 사람이 더 말할 것'이라는 직관과 대비된다. 정치를 잘 알고, 잘 이해한다는 자신감이 있고, 학력수준이 높을수록 오히려 자기 의견을 더 숨긴다는 것이다. 한편, 정치적 태도 변수들 중에서는, 포퓰리즘적 태도가 강할수록 더 침묵하는 것으로 나타났다(모형 1 제외). 부정선거 믿음은 모형 1을 제외하면 대체로 유의하지 않았고, 민주주의 수준 평가는 모든 모형에

서 유의하지 않았다. 마지막으로, 앞서 기술분석 결과가 보여주듯이, 호남거주의 경우 다른 지역 대비 자기검열을 현저하게 덜하는 것으로 나타난다. 호남 거주자의 자기검열 오즈는 수도권 거주자의 약 52% 수준에 불과했다.⁷⁾

7) 종속변수를 원래의 5점 척도로 보존한 순서형 로짓 분석(ordered logistic regression)을 추가로 수행하여 강건성을 검토하였다(변수 구성 및 모형 분류 동일; 모형기반 표준오차). 그 결과 본 연구의 핵심 발견은 척도 형태와 무관하게 일관되게 재현되었다. 주요 가설 변수인 갈등 경험, 사회분열 인식, 계층이동 가능성은 물론, 내적 효능감, 4년제 대졸, 연령대, 호남 거주 등 통제변수의 효과도 모든 모형에서 부호와 통계적 유의성이 동일하게 유지되었다. 한편 당파성 변수(지지정당 더미 및 정당일체감 강도)는 이항 로짓과 순서형 로짓 모두에서 대체로 유의하지 않았으며, 지지정당 4개 더미의 결합 유의성 검정도 두 분석 방법 모두에서 유의하지 않은 것으로 나타나, 당파성 변수를 배제한 모형 선택은 종속변수 척도와 무관하게 정당함을 확인하였다. 다만 여성, 정치지식은 이항 로짓에서 유의했으나 순서형에서는 유의하지 않았고, 반대로 민주주의 수준 평가와 정치적 관심이 순서형에서 새롭게 유의하게 나타나, 이들 변수가 척도 선택에 다소 민감하였다. 마지막으로, 이념 제곱항은 이항 로짓 모형에서 유의했으나 순서형 모형에서는 유의하지 않아, 이념의 비선형 효과에 대해서는 잠정적으로 유보적인 해석이 요구된다.

5. SHAP 분석 결과

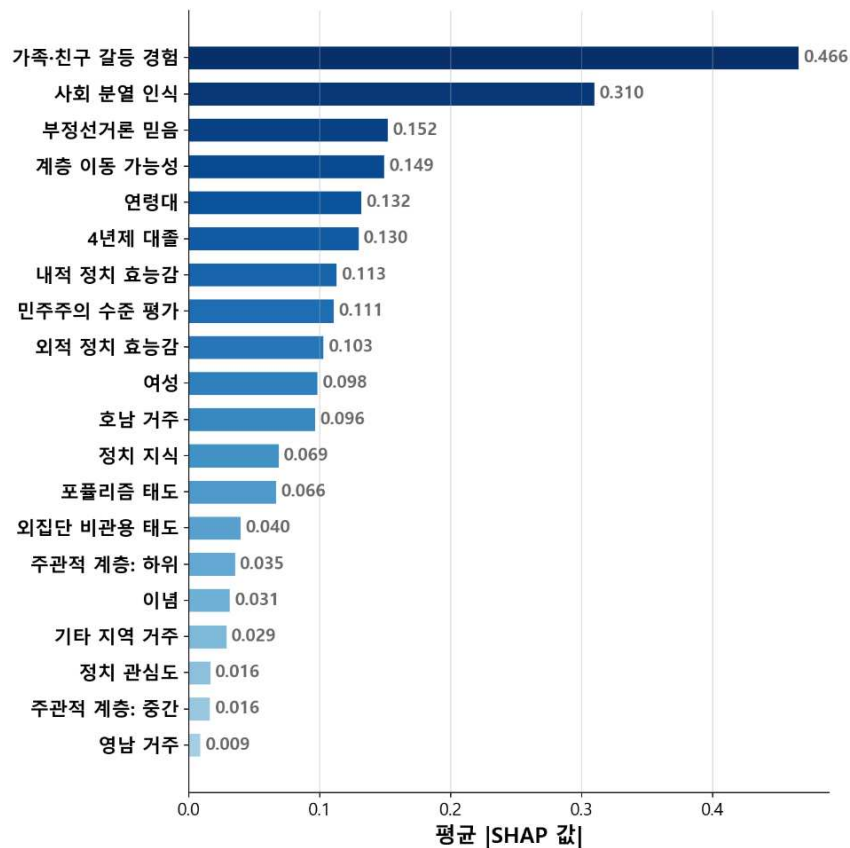
5.1. 분석 목적과 모형 성능

이항 로짓 회귀 분석은 비선형·상호작용 효과를 연구자가 사전에 모형에 지정해야 한다는 점에서, 데이터 내에 어떤 비선형 구조가 존재하는지를 탐색적으로 확인하는 데 한계가 있다. 이를 보완하고자 회귀 모형 4와 동일한 변수군(이념의 선형항만 포함, 제곱항·정당 관련 변수 제외)을 투입하여 그래디언트 부스팅 모형(XGBoost)을 학습시켰다.⁸⁾ 그리고 SHAP값을 산출했다.

분석 결과, XGBoost 모형의 5-fold 교차검증(CV) AUC는 0.715로 로지스틱 회귀 모형(0.703) 대비 미미하게 더 높은 예측 성능을 보였다. 성능 차이가 크지 않다는 점은 로짓 모형이 자기검열의 주요 패턴을 이미 충분히 포착하고 있음을 시사한다. 그럼에도 XGBoost 모형의 AUC가 우세하게 나타난 것은 비선형적 관계나 복잡한 교호작용이 일부 존재할 가능성을 시사한다. 따라서 본 연구에서는 가설 검정을 위해 로짓 회귀 분석을 주 모형으로 채택하되, 데이터 주도적으로 비선형 패턴과 변수 중요도를 탐색하기 위해 SHAP 분석을 보조적으로 병행하였다. 로짓 분석이 개별 독립변수의 단위 변화가 자기검열 로그오즈에 미치는 변화를 추정한다면, SHAP 분석은 게임 이론적 배분 원리를 통해 각 변수가 예측값 형성에 기여하는 방향과 크기를 정량화한다.

8) XGBoost의 하이퍼파라미터는 표본 규모(N=3,000)를 고려하여 과적합(overfitting) 위험을 사전에 통제한 수 있도록 보수적으로 설정하였다. 구체적으로, 얇은 트리 구조(max_depth=2)와 낮은 학습률(learning_rate=0.05)을 적용하여 모형의 복잡도를 제한하였으며, 충분한 트리 수(n_estimators=300)를 확보하되 행·열 부분 추출 비율(subsample=0.8, colsample_bytree=0.8)을 제한하여 규제(regularization)를 강화하였다. 분석 결과, 훈련 데이터와 교차검증(CV) 데이터 간의 AUC 격차가 0.06 수준에 그쳐 모형이 안정적으로 일반화되었음을 확인하였다.

그림 1. SHAP 변수 중요도(importance) 그래프



5.2. 자기검열 예측 요인의 기여도 분석: SHAP 값 결과

그림 1은 평균 절댓값 SHAP 값($\text{mean}(|\text{SHAP}|)$)을 기준으로 변수의 중요도 순위를 보여준다. 자기검열을 가장 강력하게 예측하는 변수는 가족·친구 간 정치적 갈등 경험(0.466)이었으며, 사회 분열 인식(0.310)이 그 뒤를 이었다. 이 두 변수는 3위 이하 변수들과 평균 |SHAP| 격차가 크게 벌어져 자기검열의 핵심 예측 요인임이 분명히 드러났다. 그 다음으로 부정선거론 믿음(0.152), 계층이동 가능성(0.149), 연령대(0.132), 4년제 대졸(0.130), 내적 효능감(0.113), 민주주의 수준 평가(0.111), 외적 효능감(0.103), 여성(0.098), 호남 거주(0.096) 등이 중상위권을 형성하였으며, 정치적 비관용 태도(0.040)와 이념(0.031)은 하위권에 머물렀다. 회귀 결과와의 차이를 보면, 갈등경험·사회분열 인식·계층이동·연령대·대졸·내적효능감·여성·호남은 로짓 모형에서도 모두 $p < .05$ 에서 유의하여 두 분석의 결론이 일치한다. 반면 부정선거론 동의(3위), 민주주의 수준 평가(8위), 외적 효능감(9위)은 SHAP 중요도 상위에 위치함에도 로짓에서는 대체로 유의하지 않았다. 이는 해당 변수들이 자기검열을 일정 정도 예측하기는 하나, 그 기여 패턴이 단

순 선형 형태가 아니라 다른 변수와의 상호작용이나 비선형 구간 영향력으로 작동하고 있음을 시사한다. 반대로 이념은 SHAP 16위로 자기검열 예측력이 매우 낮는데, 이는 로짓 모형 3에서 확인된 U자형 효과의 절대적인 크기 자체가 작다는 점과 일치한다.

그림 2. SHAP 벌집 그래프

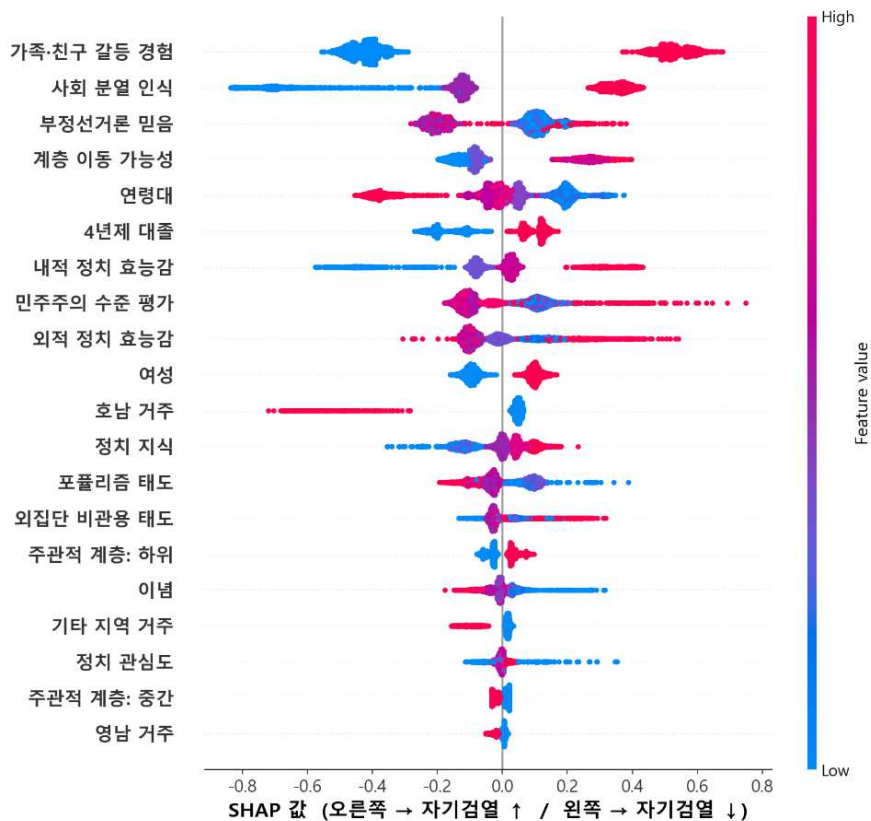


그림 2의 벌집 그래프(beeswarm)는 각 변수의 값(붉은색=높은 값, 파란색=낮은 값)이 자기검열 확률에 미치는 영향의 방향과 분포를 동시에 보여준다. 그래프 상단의 갈등 경험 변수에서는 경험이 있는 응답자(붉은색)가 명확히 오른쪽(SHAP > 0)에, 경험이 없는 응답자(파란색)가 왼쪽(SHAP < 0)에 깔끔하게 분리되어 있다. 갈등 경험 외에도, 회귀분석에서 유의했던 변수들(사회 분열 인식, 계층이동 가능성, 연령대, 4년제 대졸, 내적 효능감, 여성, 호남 거주)은 모두 색과 위치가 일관된 방향으로 대응되는 패턴을 보인다. 변수 값이 높을수록 자기검열이 높아지거나(또는 낮아지거나) 하는 관계가 응답자 전반에 걸쳐 안정적으로 나타나며, 이는 회귀분석의 결과가 함수 형태와 무관하게 강건함을 시각적으로 확인시켜 준다.

반면 부정선거론 동의와 외적 효능감은 붉은 점과 파란 점이 SHAP=0 양쪽에 뒤섞여 있어, SHAP 값의 분포가 단순하지 않은 패턴을 나타낸다. 외집단 비관용 태도와 이념

의 경우, 점들이 SHAP=0 부근에 좁게 밀집되어 있어 예측값에 대한 기여도 자체가 작았다.

그림 3-가. SHAP 의존도 그래프: 중요도 1-6위 변수

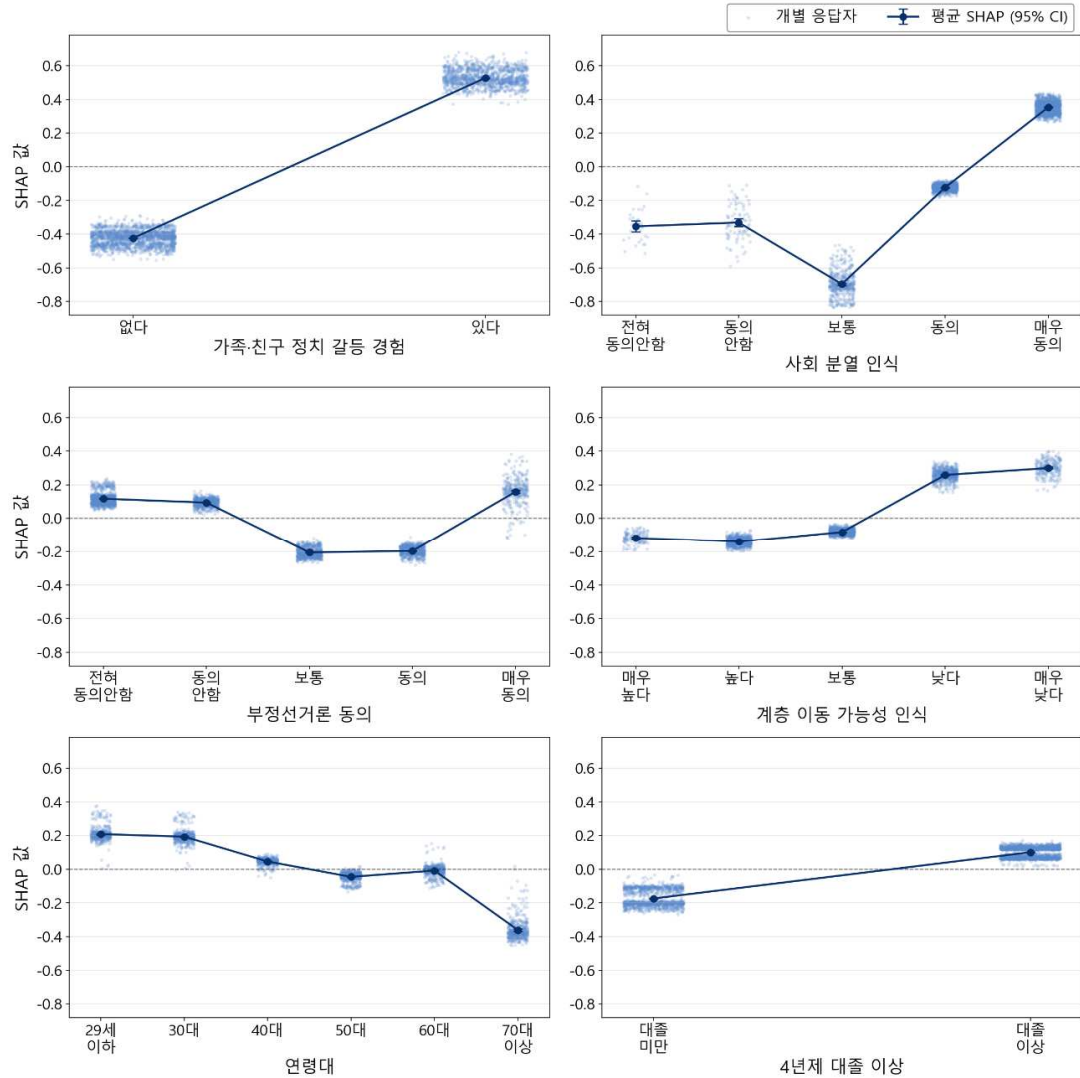


그림 3-나. SHAP 의존도 그래프: 중요도 7-12위 변수

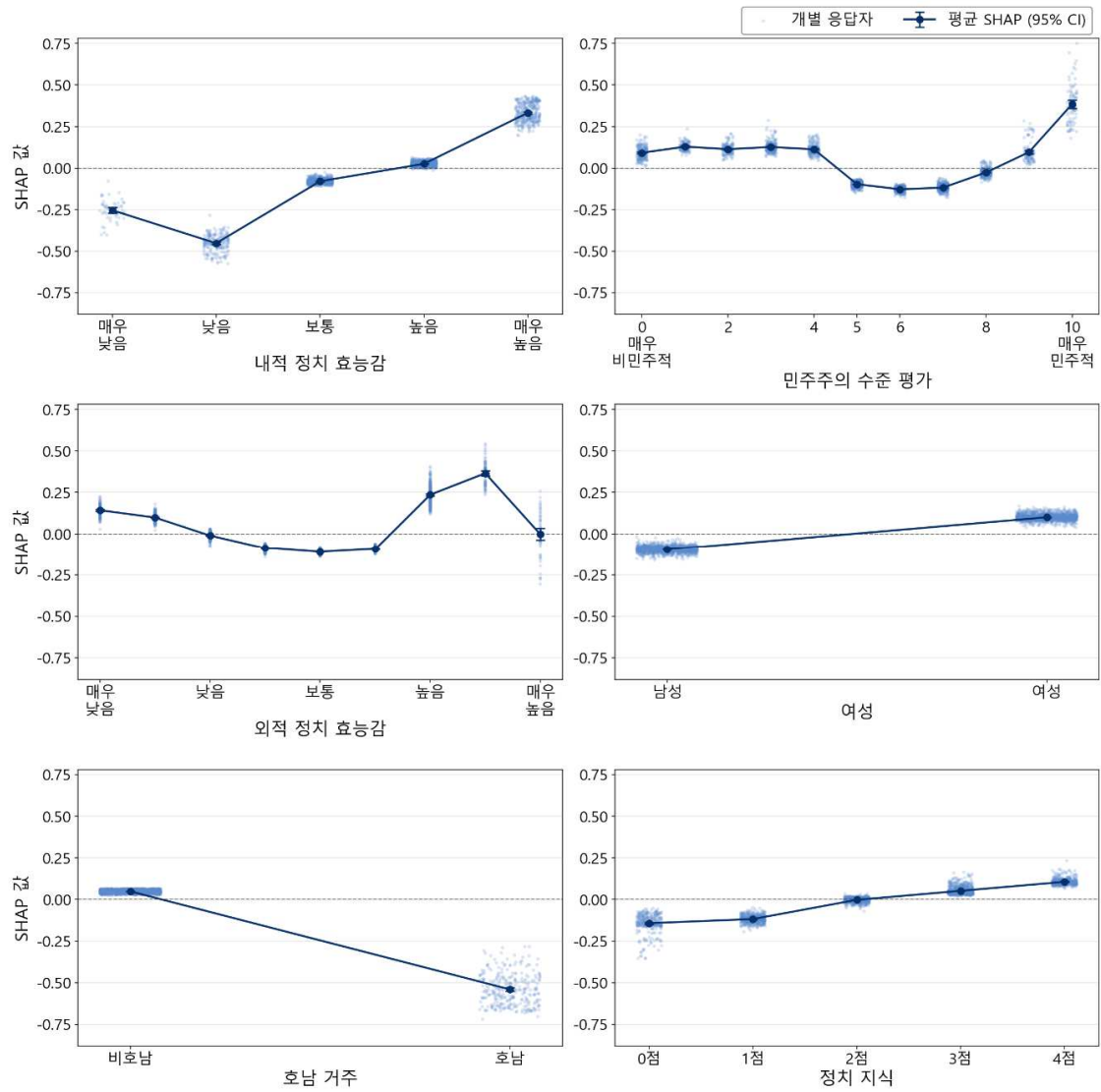
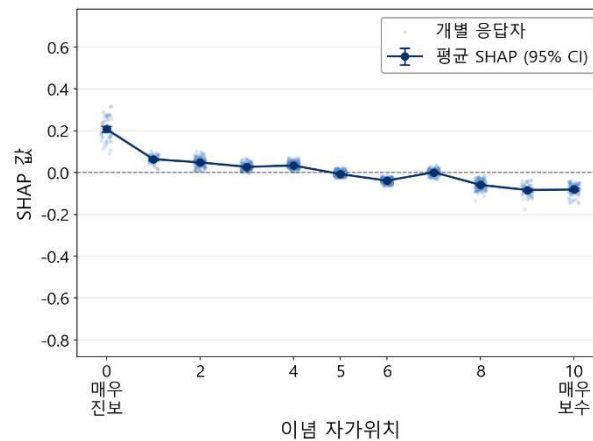


그림 3-다. SHAP 의존도 그래프: 이념 (중요도 16위)



5.3. SHAP 의존도 그래프(Dependence Plot)를 통한 변수 효과의 함수 형태 분석

주요 변수별 SHAP 의존도 그래프(그림 3-가, 나)은 평균 기여도(Mean |SHAP|)나 별 집그래프가 포착하지 못하는 변수 영향력의 구체적인 양상(지속적 증감·문턱형·U자형 곡선 등)을 시각적으로 보여준다. 앞서 중요도 및 별집그래프에서 회귀분석 결과와 일치 또는 불일치를 보였던 변수들의 효과가 실제로 어떤 모양을 띠는지 확인한다.

5.3.1. 문턱 효과: 특정 임계 구간에서의 급격한 변화

회귀분석에서 유의했던 일부 변수들은 변수 값이 증가함에 따라 그 효과가 선형적으로 증감하는 것이 아니라, 특정 임계점을 기점으로 효과가 급격히 전환되는 패턴을 보였다. 계층이동 가능성 인식의 경우 '보통'에서 '낮다'로 이행하는 순간 평균 SHAP가 음에서 양으로 급격히 전환되어, 계층 상승에 대한 비관적 인식이 일정 임계점을 넘어설 때 비로소 자기검열을 강력히 유발함을 시사한다. 사회 분열 인식도 '동의' 단계까지는 음의 영역에 머물다가 '매우 동의' 단계에서 명확한 양의 방향으로 SHAP값이 급상승한다.⁹⁾ 연령대는 20대부터 60대까지 완만한 감소 추세를 보이다가 70대 이상에서 급락하여, 연령에 따른 자기검열 감소 효과가 고령층에 두드러진다. 이러한 비연속적 패턴은

9) 사회 분열 인식이 '동의 안 함' 이하인 응답자는 114명(전체의 3.8%)에 불과해 신뢰구간이 넓다. 결과적으로 이 구간의 불안정성을 배제하고 보면, 사회 분열 인식이 '매우 동의' 단계로 진입할 때 자기검열 기여도가 급증하는 문턱형 패턴의 신뢰성이 더욱 뚜렷해진다.

회귀분석으로는 포착하기 어려웠다.

5.3.2. 곡선형 패턴: 양극단에서의 자기검열 동시 증가

회귀분석에서는 통계적으로 유의하지 않았으나 SHAP 중요도에서 중상위를 기록한 변수들은 공통적으로 양극단에서 자기검열 기여도가 동시에 상승하는 U자형 패턴을 나타냈다. 부정선거론 믿음의 경우, '전혀 동의하지 않음'·'동의하지 않음'과 '매우 동의'에서 SHAP 값이 양의 영역에 위치하는 반면, 중간인 보통·동의(3~4) 구간에서는 음의 영역에 위치한다.¹⁰⁾ 외적 효능감은 매우 낮음과 높음의 양극단에서 양의 기여도를 보이며, 중간 구간은 음의 영역에 머무는 비대칭 곡선형 패턴을 보였다. 다만 5.0(매우 높음) 응답자가 54명에 불과해 우측 끝의 기여도 급락은 표본 한계로 해석할 수 있다. 민주주의 수준 평가의 경우에도, 체제를 부정적으로 평가하는 군(0~4)과 긍정적으로 평가하는 군(9~10)에서 동시에 SHAP 값이 상승하는 비대칭적 U자 패턴을 보인다(단, 우측 끝 '매우 민주적(10)' 응답자가 87명에 불과해, 해당 구간의 효과는 표본 크기의 한계를 동반한다). 회귀분석이 이를 포착하지 못한 것은 양 끝의 양(+) 효과와 중간의 음(-) 효과가 서로 상쇄되어 선형 계수가 0에 가깝게 추정되었기 때문이다. 의존도 그래프는 이 평균 아래 숨어 있던 패턴을 그대로 드러낸다.

5.3.3. 이념의 선형 효과 및 기타 변수

갈등 경험, 대졸 여부, 성별, 호남 거주 등의 이분 변수를 비롯해 정치지식과 내적 효능감은 모두 로짓 분석 결과와 일관된 양상을 보였다. 다만, 이념의 경우, '매우 진보(0)'에서 평균 SHAP +0.21로 자기검열에 강한 양의 기여를 하는 반면, 나머지 구간(1~10)은 0 부근에 밀집되어 있고 '매우 보수(10)'에서는 -0.08로 음의 영역에 머문다. 즉 양극단 동시 상승이 아니라 좌측 끝에서만 자기검열이 두드러지는 좌편향 비대칭 패턴이다. 이는 로짓 분석(모형 3)에서 제공항을 투입해 도출한 U자형 비선형 효과와 대비된다. 사전 가정 없이 데이터 자체를 학습하는 비모수적(non-parametric) 성격의 SHAP 분석은 복잡한 곡선 관계보다는 '매우 진보' 응답자층의 강한 자기검열 성향을 가장 뚜렷하게 뒷받침한다. 즉, 전통적인 회귀분석의 U자형 결과는 모델에 제공항을 명시적으로 투입한 함수적 제약의 산물일 가능성이 있는 반면, SHAP 분석은 그러한 인위적 제

10) 부정선거론을 강력히 신봉하는 집단(매우 동의)은 소수 음모론자에 대한 사회적 낙인이나 평판 저하를 회피하기 위해 본심을 숨기는 반면, 이를 부정하는 집단(동의 안 함)은 극단적 성향의 타인과 소모적인 논쟁에 휘말리지 않으려는 전략적 침묵을 선택하는 것으로 해석할 수 있다. 결과적으로 우리 사회에서 갈등적 사안에 대해 선명한 입장을 가진 유권자일수록 공론장에서 체감하는 관계적 리스크와 고립 공포를 더 크게 인지하고 있을 가능성을 시사한다.

약 없이 좌측 극단의 영향력을 더 투명하게 드러낸 것으로 해석된다. 다만, 표본에서 '매우 진보(0)'에 해당하는 응답자가 61명에 불과하므로 본 연구에서 발견된 좌측 극단의 차별적 기여패턴에 대한 일반화 가능성은 향후 추가적인 검증이 필요하다.

6. 결론

Alexis De Tocqueville(2000[1835-1840])은 『아메리카의 민주주의』 제 2권에서 민주주의 사회에서 나타나는 다수의 폭정(tyranny of majority)을 깊이 우려한 바 있다. 물리적 억압이 사라진 자리에 타인의 인정과 여론의 무게에 짓눌려 절망하고 침묵하게 된다는 것을 그는 건국 초기 미국에서 이미 목격했다. 200년 가까이 지나고 정치적 양극화가 전지구적으로 심화하는 가운데, 이 통찰은 극심한 분열의 경고음이 울리는 오늘날 한국의 현실 앞에서 새롭게 소환된다.

본 연구는 비상계엄 선포(2024년 12월 3일)로부터 약 1년, 보궐대선 이후 약 반년이 지난 시점, 격동의 정치적 사건들이 우리 사회를 휩쓸고 지나간 직후 수집된 데이터를 분석해, 오늘날 한국인의 정치적 자기검열 요인을 탐색하였다. 높은 투표율, 전체 유권자의 4분의 1에 달하는 당원 수, 계엄과 헌직 대통령 구속 및 탄핵 국면에서 빈발한 대규모 시위 등은 한국 시민의 높은 정치적 관심과 참여 수준을 보여준다. 동시에 양당 지지자들 간의 강한 감정적 양극화, 첨예한 온라인 공격 담론, 오랜 반공주의 체제의 역사적 유산이 공존한다. 이 데이터에 의하면 셋 중 한 명이 일상이나 직장에서 정치적 견해를 자주 감춘다. 이를 가리켜, 현재 우리 사회는 개인이 정치적 견해를 지나치게 드러내는 경향이 있어 말을 삼갈 필요가 있다고 평가할 수도 있고, 반대로 자기검열이 심각한 수준이며 건강한 민주주의와 거리가 멀다고 평가할 수도 있을 것이다. 또한 문항의 워딩에 따라 자기검열 수준이 다르게 측정될 가능성도 무시할 수 없다.

다만, 그동안 한국 정치학계에서 주로 다뤄 온 현상들이 개인의 '드러난' 행태에 가깝다면 정치적 자기검열은 전형적인 '감춰진' 행태라는 점에서, 본 연구는 그동안 가시적 행태를 중심으로 전개되어 온 학문적 논의를 공론장 저변의 침묵과 보이지 않는 압력의 영역으로 확장하고자 시도하였다. 주관적 자기검열에 주목함으로써, 한국 민주주의의 외형적 역동성—시민의 높은 정치적 관심과 헌정 질서를 수호하는 열정적인 참여—과 그 내면의 취약성—조금이라도 다른 목소리를 내면 '수박', '토착왜구' 등의 낙인이 찍히며 얼어붙은 일상의 공론장—을 동시에 직시하고 설명하고자 했다. 그리고 연구방법으로 전통적인 회귀분석과 함께 데이터 중심의 머신러닝 방법을 탐색적으로 병행함으로써, 특정 함수 형태를 강제하는 모형 중심 분석의 한계를 보완하였다.

본 연구의 결과는 개인이 미시적 일상에서 체감하는 관계적 리스크가 자기검열을 예측하는 강력한 요인임을 보여준다. 어느 쪽 편이냐, 얼마나 그 쪽 편이냐, 상대 진영을 얼마나 싫어하느냐는 별로 중요하지 않았다. 친밀한 관계에서의 갈등 경험과 더불어, 사회 분열에 대한 주관적 인식이 개인이 공론장에서 이견을 표출할 때 감당해야 하는 심리적·사회적 비용을 가중시켜 침묵으로 연결되는 가장 결정적 예측 변수로 작동하고 있었다.

한편, 시민 자발성 모형(civic voluntarism model)은 시민적 기술(civic skills)과 관련된 정치 지식 및 교육 수준 같은 요인이 정치참여에 긍정적인 영향을 미친다고 보았다(Brady, Verba, and Schlozman 1995). 내적 효능감 역시 참여의 직접적인 트리거로 여겨진다. 그러나 본 연구에서 인지적 역량과 내적 효능감은 더 적극적인 정치적 발언이 아니라 더 높은 자기검열로 연결되는 것으로 나타났다. 이는 자기검열이 무지나 무관심의 산물이 아니라 정보를 가진 사람들의 의도적·전략적 선택임을 시사한다. 즉, 정치를 잘 안다는 것은 주변 여론 기류를 예민하게 포착하고 발언이 수반할 사회적 비용을 더 잘 계산한다는 의미로 볼 수 있다.

또한 침묵은 불평등하게 배분되는 것으로 나타났다. 여성, 청년층, 그리고 계층 이동 가능성을 비관적으로 전망하는 이들—정치·사회적 소수이거나, 사회적 자원이 부족하거나, 사회경제적으로 무력감을 느끼는 집단—일수록 자기검열 성향이 높았다. 특히 청년층은 다차원적으로 재편된 이념 지형 속에서 중장년층보다 훨씬 더 극심한 분열을 경험하고 있기에(구세진 2025), 더욱 염려된다. 이들은 발언에 수반되는 사회적 제재와 관계 단절의 비용을 한층 더 민감하게 인지하고 있는 것으로 풀이된다.

머신러닝 기법으로 드러난 이념의 비대칭적 기여도(contribution) 패턴은 한국 정치에 의미심장하다. 학계 내외에서는 2000년대 이후 진보와 보수의 양극화된 대결구도가 정착했다는 주장이 지배적이다. 그러나 본 연구에서—비록 이념이 핵심 변수는 아니지만—매우 진보에 해당하는 이들은 상대적으로, 여전히, 침묵하고 있음이 확인된다. 우리 사회에서 레드 콤플렉스는 아직 현재 진행형임을 시사한다.

마지막으로, 머신러닝 분석에서 중요 변수로 떠오른 부정선거 믿음이 비대칭·비선형적 기여도 패턴을 보인다는 점이 시사하는 바도 엄중하다. 우리 사회에서 부정선거론에 ‘매우 동의’하는 소수의 사람들(표본의 10.5%)과 동의하지 않는 사람들(표본의 49%)이 침묵할 확률이 비슷하게 높았다. 보궐 대선으로 대통령이 교체된 직후임을 고려하면, 전자에 속하는 이들이 자기검열하는 것은 그리 이상하지 않다. 그러나 절반에 달하는, 부정선거론에 비판적인 이들 역시 그만큼 자기검열하고 있다. 공론장에서 발언하는 사람들은 부정선거론에 다소 동의하는(‘보통’ - ‘동의’; 표본의 40.5%) 이들이다. 결과적으로 이는 공론장에서의 여론 왜곡으로 이어지고 민주적 대표성을 저해할 수 있다. 부정

선거를 신봉하는 이들이 소수에 불과함이 명백한데도, 왜 이들의 목소리가 우리 사회에서 더 시끄럽게 울리는 듯 느껴지는지 설명해준다.

이상의 발견들은 정치적 자기검열을 완화하기 위한 방향을 시사한다. 갈등 경험이나 사회분열 인식 자체를 직접 변화시키기는 어렵다. 그러나 자기검열이 미시적인 관계적 갈등과 직접적으로 관련된다는 발견은, 정치적 이견을 안전하게 표출할 수 있는 소통 환경과 관용적 속의 공간의 조성이 자기검열을 완화하는 현실적 경로임을 시사한다. 또한 침묵이 여성, 청년, 계층이동 비관층에 집중된다는 발견은 이들의 정치적 발언을 구조적으로 뒷받침하는 제도적 노력의 필요성을 제기한다. 대표성 있는 공론장은 저절로 만들어지지 않는다. 침묵하는 다수의 목소리가 공론장에 반영될 수 있는 조건을 만드는 것이 한국 민주주의의 과제로 남아 있다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 갖는다. 첫째, 단일 시점 횡단면 조사 자료에 의존하였기에 자기검열 예측 요인이 인과적 영향력으로 작동하는지 직접 검증하기 어렵다. 예를 들어 갈등 경험과 자기검열의 관계는 세 가지 방향으로 해석될 수 있다. 갈등 경험이 자기검열을 높이는 것일 수도 있고, 반대로 자기검열 성향이 강한 개인이 정치적 갈등을 더 민감하게 인식하거나 회상할 가능성도 배제하기 어렵다. 또한 정치적 관여도나 대인 네트워크의 이질성 같은 제3의 요인이 갈등 경험과 자기검열을 동시에 증가시키는 교란변수로 작용했을 가능성도 있다. 향후 패널 자료를 활용한 시차 분석이나 실험적 설계를 통해 갈등 경험, 사회 분열 인식 등의 인과적 효과를 보다 엄밀히 확인할 필요가 있다. 둘째, 자기검열은 단일 문항으로 측정되어 누구에게(가족·직장·온라인), 어떤 주제에 대해, 어느 정도 침묵하는지를 구분하지 못한다. 자기검열의 맥락별·대상별 차원을 정교화한 측정 도구를 개발하고, 영역별 요인의 차이를 살피는 후속 연구가 요구된다. 셋째, SHAP 분석에서 부정선거론·민주주의 수준 평가 등이 비대칭적으로 양극단에서 상승하는 비선형 패턴을 보였으나, 본 연구의 회귀 분석은 이러한 효과를 직접 검증하지는 못하였다. 향후 연구에서는 발견된 비선형 패턴을 명시적 상호작용 항으로 모형화하거나, 정성적 인터뷰를 병행해 양극단 응답자들이 침묵을 선택하는 주관적 동기를 심층적으로 탐색할 필요가 있다. 마지막으로, 본 연구의 자기검열 측정은 응답자의 주관적 자기평가에 기반하므로, 실제 행동으로서의 자기검열과 일치하지 않을 수 있다. 자신이 자기검열을 한다고 인식하는 것과 실제로 특정 상황에서 발언을 억제하는 행동 사이에는 간극이 존재할 수 있으며, 이는 측정의 타당성에 대한 한계로 남는다. 향후 실험적 설계나 행동 관찰 방법을 통해 주관적 인식과 실제 발언 억제 행동 간의 관계를 검증하는 연구가 필요하다.

참고문헌

- 가상준. 2023, "2022년 대통령 선거 투표참여와 정서적 양극화: 부정적 투표(Negative Voting)를 중심으로," 『Oughtopia』, 37권 3호: 113-144.
- 강다운·안준현·이민경. 2025, "탄핵 찬성이야? 반대야?... 가족도 연인도 친구도 갈라진다," 『조선일보』, 3월 4일.
- 구본상·박상희·최준영. 2025, "우린 사실 그렇게 다르지 않아: 정책태도 유사성 인식과 정서적 양극화에 관한 실험연구," 『한국정당학회보』, 24권 1호: 119-151.
- 구세진. 2025, "균열의 재구성: 2025 대선과 진보-보수의 이념 지형," 『국가와 정치』, 31권 2호: 71-118.
- 김명진. 2024, "'대통령 누구 찍었어?' 답 못 듣자 70대 택시기사 폭행한 男," 『조선일보』, 8월 1일.
- 신정섭. 2023, "정치적 양극화 연구의 현황과 과제," 『연구방법논총』, 8권 3호: 35-58.
- 윤근혁. 2026, "교사 71.8% '12.3 내란 뒤 극우 혐오 표현 학생 증가'," 『오마이뉴스』, 1월 19일.
- 이준호·강우창. 2025, "인지된 이념적 양극화와 정서적 양극화," 『한국정치학회보』, 59권 1호: 5-28.
- 장구슬. 2026, "대선 후 택시기사에 '파랑이나 빨강이나' 묻고 폭행한 20대 실형," 『중앙일보』, 3월 24일.
- 장승진·장한일. 2020, "당파적 양극화의 비정치적 효과," 『한국정치학회보』, 54권 5호: 153-175.
- 정세정·강신욱·김기태·오성재·우선희·이수현. 2025, 『사회통합 실태진단 및 대응방안(XII): 사회 인식 변화의 다차원성』, 연구보고서 2025-30 (세종: 한국보건사회연구원).
- 진실·화해를위한과거사정리위원회. 2008, 『2006년 하반기 조사보고서』, https://www.jinsil.go.kr/fnt/nac/selectNoticeDetail.do?bbsId=BBSMSTR_000000000715&nttId=253435 (2026/04/18).
- 한준석. 2026, "'술자리 정치 논쟁 비극으로'...60대 남성, 흥기 휘둘러 현행법 체포," 『경인방송』, 3월 23일.
- Bénabou, Roland, and Efe A. Ok. 2001, "Social Mobility and the Demand for Redistribution: The POUM Hypothesis," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 2: 447-487.
- Brady, Henry E., Sidney Verba, and Kay Lehman Schlozman. 1995, "Beyond SES: A Resource Model of Political Participation," *American Political Science Review*, Vol. 89, No. 2: 271-294.
- Bullock, Will, Kosuke Imai, and Jacob N. Shapiro. 2011, "Statistical Analysis of Endorsement Experiments: Measuring Support for Militant Groups in Pakistan," *Political Analysis*, Vol. 19, No. 4: 363-384.
- Burnett, Alycia, Devin Knighton, and Christopher Wilson. 2022, "The Self-Censoring Majority: How Political Identity and Ideology Impacts Willingness to Self-Censor and Fear of Isolation in the United States," *Social Media + Society*, Vol. 8, No. 3. <https://doi.org/10.1177/20563051221123031>
- Burns, Nancy, Kay Lehman Schlozman, and Sidney Verba. 2001, *The Private Roots of Public Action: Gender, Equality, and Political Participation* (Cambridge, MA: Harvard University Press).

- Carlson, Taylor N., and Jaime E. Settle. 2022, *What Goes Without Saying: Navigating Political Discussion in America* (Cambridge: Cambridge University Press).
- Carlson, Taylor N., and Jaime E. Settle. 2023, "Freedom of expression in interpersonal interactions." *PS: Political Science & Politics*, Vol. 56, No. 2: 245-249.
- Cassese, Erin C. 2021, "Partisan Dehumanization in American Politics," *Political Behavior*, Vol. 43, No. 1: 29-50.
- Chen, M. Keith, and Ryne Rohla. 2018, "The Effect of Partisanship and Political Advertising on Close Family Ties," *Science*, Vol. 360, No. 6392: 1020-1024.
- Coffé, Hilde, and Catherine Bolzendahl. 2017, "Avoiding the Subject? Gender Gaps in Interpersonal Political Conflict Avoidance and Its Consequences for Political Engagement," *British Politics*, Vol. 12, No. 1: 135-156.
- Cook, Philip, and Conrad Heilmann. 2013, "Two Types of Self-Censorship: Public and Private," *Political Studies*, Vol. 61, No. 1: 178-196.
- Druckman, James N., Samara Klar, Yanna Krupnikov, Matthew Levendusky, and John Barry Ryan. 2022, "(Mis)Estimating Affective Polarization," *Journal of Politics*, Vol. 84, No. 2: 1106-1117.
- Ekins, Emily. 2020, "Poll: 62% of Americans Say They Have Political Views They're Afraid to Share," *Cato Institute*, <https://www.cato.org/survey-reports/poll-62-americans-say-they-have-political-views-theyre-afraid-share> (2026/06/18).
- Gibson, James L., and Joseph L. Sutherland. 2023, "Keeping Your Mouth Shut: Spiraling Self-Censorship in the United States," *Political Science Quarterly*, Vol. 138, No. 1: 69-100.
- Hayes, Andrew F., Carroll J. Glynn, and James Shanahan. 2005, "Willingness to Self-Censor: A Construct and Measurement Tool for Public Opinion Research," *International Journal of Public Opinion Research*, Vol. 17, No. 3: 298-323.
- Hayes, Andrew F., Jörg Matthes, and William P. Eveland Jr. 2013, "Stimulating the Quasi-Statistical Organ: Fear of Social Isolation Motivates the Quest for Knowledge of the Opinion Climate," *Communication Research*, Vol. 40, No. 4: 439-462.
- Hofstede, Geert. 2001, *Culture's Consequences: Comparing Values, Behaviors, Institutions and Organizations across Nations* (Thousand Oaks, CA: Sage Publications).
- Iyengar, Shanto, Yphtach Lelkes, Matthew Levendusky, Neil Malhotra, and Sean J. Westwood. 2019, "The Origins and Consequences of Affective Polarization in the United States," *Annual Review of Political Science*, Vol. 22: 129-146.
- Karpowitz, Christopher F., Tali Mendelberg, and Lee Shaker. 2012, "Gender Inequality in Deliberative Participation," *American Political Science Review*, Vol. 106, No. 3: 533-547.
- Klar, Samara, Yanna Krupnikov, and John Barry Ryan. 2018, "Affective Polarization or Partisan Disdain? Untangling a Dislike for the Opposing Party from a Dislike of Partisanship," *Public Opinion Quarterly*, Vol. 82, No. 2: 379-390.
- Kuran, Timur. 1998, *Private Truths, Public Lies: The Social Consequences of Preference Falsification* (Cambridge, MA: Harvard University Press).
- Lees, Jeffrey, and Mina Cikara. 2020, "Inaccurate Group Meta-Perceptions Drive Negative Out-Group

- Attributions in Competitive Contexts," *Nature Human Behaviour*, Vol. 4: 279-286.
- Lei, Xuchuan, and Jie Lu. 2017, "Revisiting Political Wariness in China's Public Opinion Surveys: Experimental Evidence on Responses to Politically Sensitive Questions," *Journal of Contemporary China*, Vol. 26, No. 104: 213-230.
- Lin, Nan. 2002, *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action* (Cambridge: Cambridge University Press).
- Mackuen, Michael. 1990, "Speaking of Politics: Individual Conversational Choice, Public Opinion, and the Prospects for Deliberative Democracy," in John Ferejohn and James Kuklinski (eds.), *Information and Democratic Processes* (Urbana, IL: University of Illinois Press): 59-99.
- Martherus, James L., Andres G. Martinez, Paul K. Piff, and Alexander G. Theodoridis. 2021, "Party Animals? Extreme Partisan Polarization and Dehumanization," *Political Behavior*, Vol. 43, No. 2: 517-540.
- Mason, Lilliana. 2018, *Uncivil Agreement: How Politics Became Our Identity* (Chicago, IL: University of Chicago Press).
- Matthes, Jörg. 2015, "Observing the 'Spiral' in the Spiral of Silence," *International Journal of Public Opinion Research*, Vol. 27, No. 2: 155-176.
- Matthes, Jörg, Johannes Knoll, and Christian von Sikorski. 2018, "The 'Spiral of Silence' Revisited: A Meta-Analysis on the Relationship between Perceptions of Opinion Support and Political Opinion Expression," *Communication Research*, Vol. 45, No. 1: 3-33.
- McLaughlin, Bryan, Nathaniel Geiger, and Pedro H. P. Rocha. 2025, "A Waste of Time? Partisan Deliberative Bias as a Barrier to Political Crosstalk," *Political Behavior*. <https://doi.org/10.1007/s11109-025-10068-w>
- Mutz, Diana C. 2006, *Hearing the Other Side: Deliberative versus Participatory Democracy* (Cambridge: Cambridge University Press).
- Noelle-Neumann, Elisabeth. 1974, "The Spiral of Silence: A Theory of Public Opinion," *Journal of Communication*, Vol. 24, No. 2: 43-51.
- Noelle-Neumann, Elisabeth. 1993, *The Spiral of Silence: Public Opinion—Our Social Skin*, 2nd ed. (Chicago, IL: University of Chicago Press).
- Noelle-Neumann, Elisabeth, and Thomas Petersen. 2004, "The Spiral of Silence and the Social Nature of Man," in Lynda Lee Kaid (ed.), *Handbook of Political Communication Research* (London: Lawrence Erlbaum): 339-357.
- Norris, Pippa. 2023, "Cancel Culture: Myth or Reality?" *Political Studies*, Vol. 71, No. 1: 145-174.
- Porten-Cheé, Pablo, and Christiane Eilders. 2015, "Spiral of Silence Online: How Online Communication Affects Opinion Climate Perception and Opinion Expression regarding the Climate Change Debate," *Studies in Communication Sciences*, Vol. 15, No. 1: 143-150.
- Robertson, Claire E., Nicolas Pröllochs, Kaoru Schwarzenegger, Philip Pärnamets, Jay J. Van Bavel, and Stefan Feuerriegel. 2023, "Negativity Drives Online News Consumption," *Nature Human Behaviour*, Vol. 7, No. 5: 812-822.
- Settle, Jaime E. 2018, *Frenemies: How Social Media Polarizes America* (Cambridge: Cambridge University Press).

- Settle, Jaime E., and Taylor N. Carlson. 2019, "Opting Out of Political Discussions," *Political Communication*, Vol. 36, No. 3: 476-496.
- Sharvit, Keren, Daniel Bar-Tal, Boaz Hameiri, Anat Zafran, Eldad Shahrar, Amiram Raviv. 2018, "Self-Censorship Orientation: Scale Development, Correlates and Outcomes," *Journal of Social and Political Psychology*, Vol 6, No. 2: 331-363.
- Shen, Xiaoxiao, and Rory Truex. 2021, "In Search of Self-Censorship," *British Journal of Political Science*, Vol. 51, No. 4: 1672-1684.
- Stouffer, Samuel A. 1955, *Communism, Conformity, and Civil Liberties: A Cross-Section of the Nation Speaks Its Mind* (New Brunswick, NJ: Transaction Publishers).
- Testa, Paul F., Matthew V. Hibbing, and Melinda Ritchie. 2014, "Orientations toward Conflict and the Conditional Effects of Political Disagreement," *Journal of Politics*, Vol. 76, No. 3: 770-785.
- Tocqueville, Alexis de. 2000[1835-1840], *Democracy in America*, trans. and ed. Harvey C. Mansfield and Delba Winthrop (Chicago, IL: University of Chicago Press).
- Ulbig, Stacy G., and Carolyn L. Funk. 1999, "Conflict Avoidance and Political Participation," *Political Behavior*, Vol. 21, No. 3: 265-282.
- Willnat, Lars, Waipeng Lee, and Benjamin H. Detenber. 2002, "Individual-Level Predictors of Public Outspokenness: A Test of the Spiral of Silence Theory in Singapore," *International Journal of Public Opinion Research*, Vol. 14, No. 4: 391-412.



IFS 워킹페이퍼 2026-01 (Vol.4)

누가 말하고, 누가 입을 다무는가

발행일	2026년 7월
발행처	서울대학교 국가미래전략원
저자	구세진(sjkoo@inha.ac.kr)
주소	서울특별시 관악구 관악로1
전화	02-880-2893
팩스	02-882-2894
홈페이지	ifs.snu.ac.kr

이 연구내용은 연구자 개인의견이며 국가미래전략원의 공식견해와는 무관합니다.
ISSN 3058-5848



서울대학교
국가미래전략원

Institute for
Future Strategy
Seoul National
University

