

온라인 부록

선거 관리 업무의 현장 경험은 부정선거 인식을 바꾸는가?

A. 주요 설문 문항

본 부록은 본문에서 사용한 주요 설문 문항의 원문을 제시한다.

종속변수: 부정선거 인식 (Q21)

다음은 최근의 선거나 투표 결과에 대해 의견을 묻는 질문입니다. 선생님의 생각에 가장 가까운 답변을 선택해주세요: “나는 최근의 선거나 투표결과에 부정선거가 있었다고 생각한다.”

응답: 1=전혀 동의하지 않는다, 2=대체로 동의하지 않는다, 3=잘 모르겠다, 4=대체로 동의한다, 5=매우 동의한다. 본 연구에서는 4, 5를 “동의”(1), 1, 2를 “비동의”(0), 3을 분석에서 제외하는 이항 코딩을 적용하였다. 이 문항은 설문 길이를 줄이기 위해 사전조사와 사후조사 각각에서 응답자의 약 3분의 1에게 무작위로 배정되었다.

사전투표 조작가능성 인식 (Q18_2 / SC4_2)

사전투표는 조작 가능성이 높다.

선거업무경험자 조사에서는 1=매우 동의, 2=대체로 동의, 3=별로 동의하지 않음, 4=전혀 동의하지 않음, 5=모름으로 측정하였고, 일반시민 조사(SC4_2)에서는 동일한 문항을 1=매우 동의, 2=대체로 동의, 3=별로 동의하지 않음, 4=전혀 동의하지 않음, 9=모름으로 측정하였다. 양 조사 모두 “동의”(매우 동의+대체로 동의)와 “비동의”로 이항 코딩하였다.

정당일체감 (Q32)

선생님은 어느 정당에 가장 가깝게 느끼십니까?

응답: 1=더불어민주당, 2=국민의힘, 3=조국혁신당, 4=개혁신당, 5=진보당, 6=기타 정당, 7=없음(무당파). 응답 보기의 순서는 무작위로 제시되었다.

리스트 실험 (Q19/Q20)

다음은 많은 사람들에게 해당될 수 있는 항목입니다. 해당되는 항목의 총 개수를 선택해 주세요. (어떤 항목인지는 표시하지 마시고, 개수만 선택해 주세요.)

통제집단(Q19)에는 다음 4개 항목이 제시되었다:

1. 여권을 가지고 있다
2. 지난 한 달 이내 온라인 쇼핑을 한 적이 있다
3. 친구나 지인에게 정치 관련 뉴스를 공유한 적이 있다
4. 지난 한 달 이내 지하철을 한 번 이상 이용했다

처치집단(Q20)에는 위 4개 항목에 다음 민감 문항 1개를 추가한 5개 항목이 제시되었다:

5. 나는 최근의 선거나 투표결과에 부정선거가 있었다고 생각한다

선관위 신뢰 (Q17_1)

중앙선거관리위원회의 활동을 어떻게 평가하십니까?

응답: 0=전혀 신뢰하지 않는다 ~ 10=완전히 신뢰한다 (11점 척도).

이전 선거관리 참여 경험 (Q5)

이전에 선거관리 관련 업무(사무원, 참관인 등)에 참여하신 경험이 있으십니까?

응답: 1=이번이 처음, 2=한 번, 3=두세 번, 4=네 번 이상. 분석에서는 “없음(처음 참여)”, “한 번”, “여러 번(두 번 이상)”으로 재코딩하였다.

참여 동기: 부정 탐지 (Q6_7)

선거관리 업무에 참여하신 이유는 무엇입니까? (해당 사항 모두 선택)

선택지 중 하나: “선거 과정에서 부정이 있는지 확인하기 위해서.” 이 선택지를 선택한 경우 1, 미선택 시 0으로 코딩하였다.

B. 리스트 실험 설계와 타당성

1. 무작위 배정 균형

리스트 실험에서 응답자는 사전조사와 사후조사 각각에서 통제집단 또는 처치집단에 무작위로 배정되었다. 사전조사에서 5,646명이 통제집단에, 5,606명이 처치집단에 배정되었다. 사후조사에서 5,412명이 통제집단에, 5,396명이 처치집단에 배정되었다.

표 1: 부록 표 A1. 리스트 실험 무작위 배정 균형

| 변수 | 통제집단 | 처치집단 |
|-----------|------|------|
| 국민의힘(%) | 19.5 | 18.3 |
| 더불어민주당(%) | 51.3 | 52.8 |
| 무당파(%) | 29.1 | 29.0 |
| 평균 연령(세) | 47.3 | 47.2 |
| 여성(%) | 74.6 | 75.2 |

주: 사전조사 기준. 통제집단 N=5,646, 처치집단 N=5,606. 정당 분포 카이제곱 검정 p=0.245, 연령 t검정 p=0.655.

2. 바닥 효과와 천장 효과

리스트 실험의 타당성을 위해 바닥 효과(통제집단에서 0개 선택)와 천장 효과(통제집단에서 모든 항목 선택)를 검토하였다.

표 2: 부록 표 A2. 리스트 실험 바닥·천장 효과

| 지표 | 사전조사(%) | 사후조사(%) |
|-----------|---------|---------|
| 바닥(통제 0개) | 0.0 | 0.0 |
| 천장(통제 4개) | 24.2 | 23.2 |
| 천장(처치 5개) | 4.4 | 3.5 |

바닥 효과는 두 시점 모두에서 0%로 없었다. 천장 효과는 통제집단에서 사전조사 24.2%, 사후조사 23.2%로 중간 수준이었다. 이미 모든 통제 항목에 동의한 응답자가 민감 문항에도 동의하는 경우 리스트 추정치가 탐지할 여지가 줄어들므로, 리스트 추정치가 하향 편향될 수 있다. 따라서 본문의 과장 추정치(직접 질문 - 리스트 실험)는 상한으로 해석해야 한다.

3. 정당별·시점별 리스트 실험 결과

표 3: 부록 표 A3. 리스트 실험 결과: 정당별·시점별 부정선거 인식 추정치

| 시점 | 정당 | N | 리스트 추정치(%) | 표준오차 | 95% 신뢰구간 |
|----|--------|-------|------------|------|--------------|
| 사전 | 국민의힘 | 1,736 | 34.5*** | 4.9 | [24.9, 44] |
| 사전 | 무당파 | 2,665 | 18*** | 3.6 | [11, 25.1] |
| 사전 | 더불어민주당 | 4,774 | 5.2* | 2.6 | [0, 10.4] |
| 사전 | 전체 | 9,175 | 14.4*** | 2.0 | [10.6, 18.3] |
| 사후 | 국민의힘 | 1,675 | 32.4*** | 4.8 | [23.1, 41.8] |
| 사후 | 무당파 | 2,556 | 11.6** | 3.7 | [4.4, 18.8] |
| 사후 | 더불어민주당 | 4,521 | 2.2 | 2.6 | [-2.8, 7.3] |
| 사후 | 전체 | 8,752 | 10.7*** | 1.9 | [6.9, 14.6] |

주: 처치집단과 통제집단 간 평균 차이(difference-in-means) 추정치. * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

4. 수렴 타당도

리스트 실험 추정치와 직접 질문 추정치는 정당별 순위(국민의힘 > 무당파 > 더불어민주당)와 시간적 양상(사전에서 사후로 감소)에서 일치한다. 두 방법의 수렴은 실질적 발견에 대한 신뢰를 강화한다.

C. 강건성 검증

1. 패널 표본 균형검증

부정선거 인식 문항(Q21)은 설문 길이를 줄이기 위해 사전·사후 조사 각각에서 응답자의 약 3분의 1에게 무작위로 배정되었다. 따라서 사전·사후 패널분석에 사용되는 표본(<표 1>의 유형 5)은 두 시점 모두에서 Q21을 배정받은 하위집단이다. 여기서는 이 하위집단이 전체 표본과 균형을 이루는지 두 단계로 검증한다.

첫째, Q21 무작위 배정 자체가 균형을 이루는지 확인하기 위해, 전체 표본(N=16,960)과 사전·사후 조사 모두에서 Q21을 배정받은 응답자(응답값 무관, N=1,746)를 비교한다.

표 4: 부록 표 C1. 균형 검증: Q21 무작위 배정

| 공변량 | 전체(%) | Q21 배정(%) | 차이(%p) | p값 |
|----------|-------|-----------|--------|-------|
| 정당 | | | | 0.879 |
| 더불어민주당 | 42.1 | 42.1 | -0.0 | |
| 국민의힘 | 15.4 | 16 | +0.6 | |
| 무당파 | 23.7 | 23 | -0.7 | |
| 기타 | 18.8 | 19 | +0.2 | |
| 성별 | | | | 0.267 |
| 여성 | 70.6 | 71.9 | +1.3 | |
| 이전 경험 | | | | 0.542 |
| 없음 | 46.9 | 45.6 | -1.3 | |
| 한 번 | 21.9 | 22.7 | +0.9 | |
| 여러 번 | 31.2 | 31.7 | +0.4 | |
| 연령(평균 세) | 46.6 | 46.6 | -0.1 | 0.859 |

주: 전체 표본 N=16,960, Q21 양 시점 배정 표본 N=1,746. 범주형 변수는 카이제곱 검정, 연령은 독립표본 t검정. 모든 차이가 1.5%p 미만이고 모든 p값이 유의하지 않아, Q21 무작위 배정이 효과적이었음을 확인한다.

둘째, 본문의 주요 분석은 “잘 모르겠다”(3점) 응답을 제외하는 엄격한 이항 코딩을 적용하므로, 양 시점 모두에서 비중립 응답(1, 2, 4, 5)을 한 응답자만 패널분석에 포함된다(N=1,322). “잘 모르겠다” 응답 비율이 정당에 따라 다르기 때문에(더불어민주당 11%, 국민의힘 23.3%, 무당파 28.9%), 중립 응답 제외 후 패널의 정당 구성이 전체 표본과 달라진다. 구체적으로, 더불어민주당 지지자의 비율이 42.1%에서 47.1%로 증가하고, 무당파의 비율이 23.7%에서 18.9%로 감소한다. 이러한 구성 변화는 무작위 배정의 실패가 아니라 코딩 결정의 결과이며, 본문의 분석이 정당별로 별도로 결과를 보고하므로 정당별 추정치에 편향을 초래하지 않는다.

2. 이탈 분석

표 5: 부록 표 C2. 정당별·사전조사 부정선거 인식별 이탈률

| 정당 | 사전조사 신념 | N | 이탈 | 이탈률(%) |
|--------|---------|------|------|--------|
| 더불어민주당 | 믿지 않음 | 1957 | 1371 | 70.1 |
| 더불어민주당 | 부정 믿음 | 149 | 112 | 75.2 |
| 국민의힘 | 믿지 않음 | 319 | 228 | 71.5 |
| 국민의힘 | 부정 믿음 | 335 | 244 | 72.8 |

주: 이탈은 유효한 사전조사 부정선거 인식 응답(동의 또는 비동의)이 있지만 유효한 사후조사 응답이 없는 것으로 정의. 사후조사 미완료 또는 사후조사에서 Q21 미배정을 모두 포함. 이탈을 예측하는 로지스틱 회귀에서 부정선거 인식의 주효과(p=0.189), 정당의 주효과(p=0.608), 상호작용(p=0.470) 모두 유의하지 않다. 사전-사후 결과가 차별적 이탈에 의해 편향되지 않음을 시사한다.

3. 중립 응답 코딩 민감도

본문의 주요 분석은 “잘 모르겠다”(3점) 응답을 제외하는 엄격한 이항 코딩을 사용한다. 여기서는 “잘 모르겠다”를 비동의(0)에 포함하는 포괄적 이항 코딩(4, 5=1; 1, 2, 3=0)으로 분석을 반복한다.

표 6: 부록 표 C3. 중립 응답 코딩 민감도: 사전-사후 패널분석

| 명세 | 정당 | 패널 N | 사전(%) | 사후(%) | 변화(%p) | p값 |
|--------|--------|------|-------|-------|--------|-------|
| 엄격(주요) | 더불어민주당 | 623 | 5.9 | 3.2 | -2.7 | 0.012 |
| 엄격(주요) | 국민의힘 | 182 | 50.0 | 44.0 | -6.0 | 0.037 |
| 엄격(주요) | 무당파 | 250 | 19.6 | 17.6 | -2.0 | 0.332 |
| 포괄적 | 더불어민주당 | 735 | 5.9 | 3.5 | -2.4 | 0.028 |
| 포괄적 | 국민의힘 | 279 | 38.7 | 32.3 | -6.4 | 0.016 |
| 포괄적 | 무당파 | 401 | 16.0 | 14.7 | -1.3 | 0.560 |

주: “엄격”은 동의(4, 5)=1, 비동의(1, 2)=0, “잘 모르겠다”(3)=제외. “포괄적”은 동의(4, 5)=1, 나머지(1, 2, 3)=0. p값은 맥니마 검정.

표 7: 부록 표 C4. 중립 응답 코딩 민감도: 비대칭적 신념 변화

| 명세 | 정당 | 신자 N | 지속(%) | 변화(%) | 상호작용 p |
|--------|--------|------|-------|-------|--------|
| 엄격(주요) | 국민의힘 | 91 | 81.3 | 18.7 | 0.028 |
| 엄격(주요) | 더불어민주당 | 37 | 21.6 | 78.4 | |
| 포괄적 | 국민의힘 | 108 | 68.5 | 31.5 | 0.112 |
| 포괄적 | 더불어민주당 | 43 | 18.6 | 81.4 | |

주: “엄격”은 동의(4, 5)=1, 비동의(1, 2)=0, 중립(3)=제외. “포괄적”은 동의(4, 5)=1, 나머지(1, 2, 3)=0. 상호작용 p값은 로지스틱 회귀(fraud_end ~ fraud_base × party)에서 산출.

포괄적 코딩에서 국민의힘 지지자의 지속률이 엄격 코딩보다 낮은 것은, 신념(4, 5)에서 중립(3)으로 이동한 응답자가 포괄적 코딩에서는 “변화”로 분류되지만 엄격 코딩에서는 분석에서 제외되기 때문이다. 기술적 양상(국민의힘 지속률 > 더불어민주당 지속률)은 명세에 걸쳐 강건하지만, 상호작용의 통계적 유의성은 코딩 선택에 의존한다.

D. 일반시민 조사 추가 비교

본문의 <표 3>은 선거업무경험자 조사와 일반시민 조사에 공통으로 포함된 선거 공정성 문항(Q22/D11: “선거가 얼마나 자유롭고 공정했다고 생각하십니까?”)을 비교하였다. 여기서는 일반시민 조사에 포함된 선거 공정성 관련 8개 문항(SC4_1~SC4_8) 전체를 추가로 분석하여, 선거업무경험자에서 관찰된 부정선거 인식 변화가 일반적인 시간 추세가 아님을 추가적으로 확인한다.

일반시민 조사는 2025년 대선 전후로 한국리서치가 수행한 3차에 걸친 온라인 패널조사이다. 본 분석은 선거 직전 2차 조사(2025년 5월 26일~6월 1일)와 선거 후 3차 조사(2025년 8월)에 모두 참여한 응답자를 대상으로 대응 비교(paired comparison)를 수행한다.

1. 시민 선거 공정성 인식 변화

표 8: 부록 표 D1. 일반시민 선거 공정성 인식: 정당별 2차→3차 변화

| 문항 | 방향 | 민주 N | 민주 2차 | 민주 3차 | 민주 변화 | 국힘 N | 국힘 2차 | 국힘 3차 | 국힘 변화 |
|-----------|----|------|-------|-------|----------|------|-------|-------|---------|
| 개표 결과 정확 | 긍정 | 341 | 94.1 | 95.0 | +0.9 | 183 | 55.2 | 44.8 | -10.4** |
| 사전투표 조작 | 부정 | 332 | 6.3 | 6.0 | -0.3 | 184 | 64.7 | 63.0 | -1.6 |
| 언론 균형 | 긍정 | 331 | 31.4 | 46.2 | +14.8*** | 190 | 28.4 | 33.2 | +4.7 |
| 선관위 공정 관리 | 긍정 | 335 | 86.6 | 90.1 | +3.6 | 191 | 31.9 | 27.7 | -4.2 |
| 중국 개입 | 부정 | 334 | 4.2 | 5.1 | +0.9 | 183 | 62.8 | 61.2 | -1.6 |
| SNS 왜곡 | 부정 | 338 | 76.6 | 73.1 | -3.6 | 188 | 74.5 | 71.3 | -3.2 |
| 절차 준수 | 긍정 | 340 | 92.4 | 92.4 | +0.0 | 181 | 50.8 | 43.1 | -7.7 |
| 오류=부정 증거 | 부정 | 335 | 14.9 | 9.9 | -5.1* | 183 | 61.7 | 62.8 | +1.1 |

주: 동의(매우 동의+대체로 동의)한 비율(%). 변화 = 3차 - 2차. 대응표본 매크나마 검정 유의성: *p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001. “긍정” 문항은 동의가 선거 공정성 신뢰를 의미하고, “부정” 문항은 동의가 불신을 의미한다.

대부분의 문항에서 일반시민의 인식은 2차와 3차 사이에 안정적이었다. 사전투표 조작가능성(SC4_2) 문항에서 국민의힘 시민은 64.7%에서 63%로 변화가 없었다.

가장 주목할 결과는 SC4_1(“개표 결과는 정확하게 집계된다”) 문항이다. 국민의힘 시민의 동의 비율이 55.2%에서 44.8%로 10.4%포인트 하락하여 개표 정확성에 대한 신뢰가 유의하게 낮아졌다(p = 0.009). 이는 같은 기간 선거업무경험자 중 국민의힘 지지자에서 부정선거 인식이 하락한 것과 정반대 방향이다. 더불어민주당 시민은 94.1%에서 95%로 안정적이었다.

2. 해석

이 결과는 “선거 후 완화” 대안적 설명을 직접 반박한다. 선거업무경험자의 사전-사후 부정선거 인식 변화가 선거 후 선거 관련 우려가 자연스럽게 가라앉는 일반적 추세를 반영했다면, 일반시민에서도 유사한 방향의 변화가 나타나야 한다. 그러나 일반시민 중 국민의힘 지지자는 개표 정확성에 대한 신뢰가 오히려 낮아져서, 선거업무경험자에서 관찰된 변화와 반대 방향이었다. 비참여 시민 중 국민의힘 지지자가 선거 공정성에 대해 더 회의적이 된 같은 기간 동안, 선거업무경험자 중 국민의힘 지지자는 덜 회의적이 되었다는 점은 현장 경험이 독립적인 영향을 미쳤을 가능성을 강하게 시사한다.

단, 시민조사와 선거업무경험자 조사는 질문 문항(일반적 선거 공정성 대 특정 부정선거 인식), 시기(선거 후 2~3차 대 선거 전후), 표본(대표 패널 대 자기선택 참여자) 등 여러 면에서 다르므로, 이 비교는 확정적이기보다 시사적으로 해석해야 한다.

3. 사전투표 조작가능성 문항 비교 (Q18_2/SC4_2)

본문 <표 3>에서는 보다 포괄적인 선거 공정성 문항(Q22/D11)을 사용하여 선거업무경험자와 일반시민을 비교하였다. 여기서는 두 조사에 공통으로 포함된 또 다른 문항인 “사전투표는 조작 가능성이 높다”(선거업무경험자 Q18_2, 일반시민 SC4_2)를 사용하여 동일한 비교를 제시한다. 이 문항은 사전투표라는 특정 절차에 대한 의혹을 묻는 것으로 Q22/D11보다 좁은 범위의 측정이다. 일반시민 조사에서 SC4_2 문항은 1차 조사에 포함되지 않고 2차 조사(2025년 5-6월)부터 포함되었으므로, 본문 <표 3>의 D11(1차=2024년 총선, 3차=2025년 대선)과 달리 여기서는 2차(선거 전)와 3차(선거 후)를 비교한다.

표 9: 부록 표 D2. 사전투표 조작가능성 인식: 선거업무경험자와 일반 시민 비교

| 정당 | 경험자 선거전(%) | 경험자 선거후(%) | 경험자 변화(%p) | 시민 선거전(%) | 시민 선거후(%) | 시민 변화(%p) |
|--------|---------------|---------------|---------------|--------------|--------------|--------------|
| 더불어민주당 | 6.6 | 5.8 | -0.8 | 8.0 | 7.1 | -0.9 |
| 국민의힘 | 49.2 | 47.6 | -1.6 | 63.2 | 59.9 | -3.3 |
| 무당파 | 22.6 | 21.9 | -0.7 | 37.6 | 45.5 | 7.9 |

주: “사전투표는 조작 가능성이 높다”에 동의(매우 동의+대체로 동의)한 비율(%). 선거업무경험자 Q18_2와 일반시민 SC4_2는 동일 문항. 선거업무경험자 선거 전 N=12,690, 선거 후 N=12,276. 일반시민 선거 전(2차) N=1,150, 선거 후(3차) N=1,028.

이 좁은 범위의 문항에서도 선거업무경험자는 모든 정당에서 사전투표 조작가능성 인식이 하락한 반면, 일반시민에서는 큰 변화가 없어 본문 <표 3>의 결론과 일치하는 결과를 보였다. 다만, 국민의힘 지지자의 변화폭은 본문의 선거 공정성 문항(Q22/D11)보다 작았는데, 이는 사전투표 조작가능성이라는 보다 구체적인 의혹은 현장 경험에 의해 부분적으로만 해소될 수 있음을 시사한다.

E. 참여 동기와 선택 편향

본문의 결론에서 언급한 것처럼, 선거관리 업무에 자발적으로 참여한 사람들의 선택 효과에 따른 편향을 배제할 수 없다. 특히 부정선거를 탐지하기 위해 참여한 사람들은 사전적으로 다른 인식을 가지고 있을 수 있다. 이를 부분적으로 검증하기 위해, 참여 동기 중 “선거 과정에서 부정이 있는지 확인하기 위해서”를 선택한 응답자의 특성을 분석하였다.

전체 분석 대상 중 25.7%가 부정 탐지를 참여 동기로 선택하였다. 이 비율은 국민의힘 지지자(39.8%)에서 더불어민주당 지지자(23.5%)보다 높았다.

표 10: 부록 표 E1. 참여 동기(부정 탐지)와 부정선거 인식

| 변수 | 모형 1(동기 미포함) | 모형 2(동기 포함) | 모형 3(상호작용) |
|--------------|--------------|-------------|-----------------|
| 국민의힘 | 2.81*** | 2.74*** | 2.85*** |
| 무당파 | 1.23*** | 1.29*** | 1.15*** |
| 연령 | -0.027*** | -0.027*** | -0.028*** |
| 여성 | 0.23* | 0.22* | 0.23* |
| 부정 탐지 동기 | | 0.93*** | 0.89*** |
| 국민의힘 × 부정 탐지 | | | -0.28 (p=0.249) |
| 무당파 × 부정 탐지 | | | 0.43 |
| 상수 | -1.50 | -1.77 | -1.74 |
| N | 3,749 | 3,749 | 3,749 |

주: 종속변수는 부정선거 인식(이항). 준거 범주는 더불어민주당. *p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001.

부정 탐지를 동기로 선택한 응답자는 유의하게 높은 부정선거 인식을 보였다(모형 2, 승산비 ≈ 2.5, p < 0.001). 그러나 부정 탐지 동기를 통제한 후에도 국민의힘 계수는 2.81에서 2.74로 거의 변하지 않아, 당파적 격차가 동기 기반 선택으로 환원되지 않음을 보여준다. 모형 3의 상호작용도 유의하지 않아(p=0.249), 부정 탐지 동기의 효과가 정당에 따라 다르지 않다. 동기 기반 선택이 기준선 부정선거 인식에 영향을 미치지 않지만, 당파적 격차를 설명하지는 못한다.

F. 확장 모형 및 사후조사 종속변수를 사용한 회귀분석

본문 <표 4>는 정당 일체감, 인구통계, 선관위 신뢰를 포함한 모형(모형 1-3)을 사전·사후조사 각각에 대해 보고한다. 여기서는 업무유형 이항변수를 추가한 모형 4와 이전 참여 경험·교육수준을 추가한 모형 5를 사전·사후조사 종속변수 각각에 대해 추정하였다.

주: “사전 DV”는 종속변수 = 사전조사 부정선거 인식, “사후 DV”는 종속변수 = 사후조사 부정선거 인식. 모형 4는 본문 <표 4>의 모형 3에 업무유형 7개 이항변수를 추가한 것이고, 모형 5는 이전 참여 경험과 교육수준을 추가한 것이다. 선관위 신뢰는 사전조사 측정값 사용. 준거 범주는 더불어민주당. 괄호 안은 표준오차. *p < 0.05, **p < 0.01, ***p < 0.001.

사후조사 종속변수를 사용해도 정당 계수의 방향과 유의성은 사전조사 모형과 동일하다. 국민의힘 계수는 사전조사 모형(모형 4: 2.33, 승산비=10.3)보다 사후조사 모형(2.76, 승산비=15.8)에서 오히려 더 크다. 이는 현장 경험 후 전반적인 부정선거 인식이 하락하면서 더불어민주당 지지자의 인식이 바닥에 가까워진 반면, 국민의힘 지지자의 하락 폭이 상대적으로 작아 조건부 승산비가 커졌기 때문이다. 즉, 현장 경험 후에도 당파적 격차는 해소되지 않았으며, 상대적으로는 오히려 확대되었다.

표 11: 부록 표 F1. 사전조사 vs. 사후조사 종속변수 회귀분석 비교

| | 사전 DV (4) | 사후 DV (4) | 사전 DV (5) | 사후 DV (5) |
|-------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 국민의힘 | 2.33*** (0.14) | 2.76*** (0.16) | 2.37*** (0.14) | 2.83*** (0.17) |
| 무당파 | 0.91*** (0.13) | 1.59*** (0.16) | 0.87*** (0.14) | 1.61*** (0.16) |
| 연령 | -0.02*** (0.00) | -0.01*** (0.00) | -0.02*** (0.00) | -0.02*** (0.00) |
| 여성 | 0.42*** (0.13) | 0.07 (0.14) | 0.41** (0.13) | 0.12 (0.14) |
| 선관위 신뢰(사전) | -0.45*** (0.02) | -0.40*** (0.02) | -0.46*** (0.02) | -0.41*** (0.03) |
| 사전투표참관인 | -0.08 (0.14) | 0.00 (0.15) | -0.14 (0.15) | 0.01 (0.15) |
| 본투표참관인 | 0.09 (0.16) | -0.02 (0.16) | 0.02 (0.17) | -0.03 (0.17) |
| 선거권자개표참관인 | -0.33 (0.26) | 0.24 (0.25) | -0.64* (0.29) | 0.24 (0.25) |
| 정당개표참관인 | -0.46 (0.34) | -0.16 (0.39) | -0.42 (0.36) | -0.07 (0.40) |
| 사전투표사무원 | -0.05 (0.23) | -0.06 (0.24) | -0.11 (0.24) | -0.10 (0.25) |
| 본투표사무원 | -0.34 (0.20) | -0.09 (0.20) | -0.36 (0.22) | -0.09 (0.21) |
| 개표사무원 | -0.57 (0.54) | 0.67 (0.48) | -0.44 (0.56) | 0.54 (0.52) |
| 이전 경험: 한 번 | | | -0.14 (0.14) | -0.14 (0.16) |
| 이전 경험: 여러 번 | | | -0.31* (0.14) | -0.05 (0.14) |
| 교육수준 | | | -0.23* (0.10) | -0.04 (0.10) |
| 상수 | 1.04*** (0.30) | -0.38 (0.33) | 1.71*** (0.38) | -0.21 (0.39) |
| N | 3749 | 3741 | 3423 | 3611 |
| 로그우도 | -1220.5 | -1009.0 | -1085.4 | -959.8 |

G. 평균으로의 회귀 검토

본문 <표 5>는 사전조사에서 부정선거가 있었다고 답한 응답자(4 또는 5)만 추출하여 사후 변화를 관찰한다. 이러한 설계에서는 측정 오차에 의한 평균으로의 회귀(regression to the mean)가 대안적 설명이 될 수 있다. 이 가능성을 검토하기 위해 5점 척도 원래 응답의 전환 양상을 정당별로 제시한다.

표 12: 부록 표 G1. 사전 신념자의 5점 척도 전환 행렬

| 정당 | 사전 응답 | N | 사후 1 | 사후 2 | 사후 3 | 사후 4 | 사후 5 | 여전히 4-5(%) |
|--------|-------|----|------|------|------|------|------|------------|
| 국민의힘 | 4 | 69 | 6 | 11 | 0 | 43 | 9 | 75.4 |
| 국민의힘 | 5 | 22 | 0 | 0 | 0 | 8 | 14 | 100.0 |
| 더불어민주당 | 4 | 33 | 11 | 14 | 0 | 8 | 0 | 24.2 |
| 더불어민주당 | 5 | 4 | 4 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0.0 |

주: 사전조사에서 부정선거에 동의(4) 또는 적극 동의(5)한 패널 응답자의 사후조사 5점 척도 응답 분포. “여전히 4-5(%)”는 사후조사에서도 동의 이상을 유지한 비율.

표 13: 부록 표 G2. 사전 비신념자의 상향 전환

| 정당 | N | 사후 신뢰(4-5) 전환 | 전환율(%) |
|--------|-----|---------------|--------|
| 국민의힘 | 91 | 6 | 6.6 |
| 더불어민주당 | 586 | 12 | 2.0 |

주: 사전조사에서 부정선거에 비동의(1 또는 2)한 패널 응답자가 사후조사에서 동의(4 또는 5)로 전환한 비율.

평균으로의 회귀가 주된 설명이라면, 양 정당에서 (1) 사전 신념자의 하향 이동과 (2) 사전 비신념자의 상향 이동이 유사한 비율로 나타나야 한다. 그러나 실제 데이터에서는 두 가지 비대칭이 관찰된다.

첫째, 사전 신념자의 하향 이동 비율이 정당에 따라 크게 다르다. 국민의힘 지지자 중 사전에 “동의”(4점)를 선택한 69명 중 75.4%가 사후에도 4점 이상을 유지한 반면, 더불어민주당 지지자 중 같은 조건의 33명 중에서는 24.2%만 유지했다. 특히 “매우 동의”(5점)를 선택한 국민의힘 지지자 22명은 전원이 사후에도 4점 이상을 유지한 반면, 같은 조건의 더불어민주당 지지자 4명은 전원이 3점 이하로 이동했다. 평균으로의 회귀는 극단값에서 더 강하게 나타나야 하므로, 국민의힘의 가장 극단적인 응답자가 전혀 회귀하지 않은 것은 측정 오차가 아닌 안정적 신념을 반영한다.

둘째, 역방향(사전 비신념자의 상향 전환)에서도 정당 간 차이가 있다. 국민의힘 비신념자의 상향 전환율(6.6%)이 더불어민주당(2%)보다 높아, 비신념자에서도 당파적 동기의 영향이 관찰된다.

이상의 결과는 <표 5>의 비대칭적 패턴이 측정 오차에 의한 통계적 인공물이 아니라 당파적 동기에 따른 실질적 차이를 반영함을 시사한다.