

연구논문

RDD 전화여론조사의 무응답 편향 보정방법:

2014년 지방선거 여론조사 사례연구

Adjusting Nonresponse Bias of RDD Telephone Survey:
Case Study of Poll Data for 2014 Local Election

장덕현^{a)} · 이계오^{b)} · 홍영택^{c)}

Deok-Hyun Jang · Kay-O Lee · Young-Taek Hong

본 연구에서는 2014년 지방선거 여론조사 사례를 통해 전화조사의 응답자와 무응답자 간의 성향 차이를 파악하고, 그에 따라 무응답편향의 보정을 시도했다. 기존 RDD 전화조사의 응답자 D/B를 표본추출틀로 활용했으며, 응답 대상자의 인구특성 및 정치적 성향(대통령 국정평가, 정당지지도) 등의 사전 정보를 이용했다. 먼저, 카이제곱검정 결과 연령대와 정당지지도 등에서 응답자와 무응답자 간에 차이가 있었다. 고연령대에서 응답률이 높았고, 20대 저연령대에서 연결실패가 많았다. 정당지지도를 살펴보면 응답자 중에는 무당층이 전반적으로 적고 정당 지지성향을 가진 사람들이 많았다. 이는 정치 비관심층이 응답하지 않은 결과로 볼 수 있다. 둘째, 로지스틱 회귀분석 결과에서도 연령대의 영향력이 유의했으며, 서울시에서 정당지지도가 유의했지만 주로 지지 정당에 따른 차이보다는 정치적 관심도를 반영한 차이였다. 경기도에서는 정당지지도가 유의하지 않았다. 마지막으로, 로지스틱 회귀모형을 통해 추정된 응답확률로 무응답 보정한 결과 서울

a) 교신저자(corresponding author): 한국갤럽 기획조사실 부장 장덕현.

E-mail: dhjang@gallup.co.kr

b) 한국갤럽 자문교수

c) 한국갤럽 연구6본부 선임연구원

시의 경우 가중 적용의 전후 차이가 없었으나, 경기도의 경우 성/연령대별 투표자 크기 가중에 비해 무응답 보정이 오히려 편향을 증대시켰다.

본 연구는 연령대와 정당지지 성향이 전화조사의 응답 여부에 큰 영향을 준다는 것을 발견했다. 그러나 무응답 보정의 결과는 효과적이지 않았으며, 따라서 그 의미와 한계에 대해 논의했다.

주제어 : RDD 전화조사, 선거여론조사, 무응답 편향

This study aims to identify the difference between respondents and nonrespondents of local election telephone survey in 2014 and attempt to adjust the nonresponse bias. Database of previous RDD telephone survey respondents was used as the sampling frame and population characteristics and political tendency(president approval, party support) are were checked in advance. First, the chi-square test result shows difference in age and party support, etc. The response rate was higher in the older generation and failure in connection was high in younger generation among 20s. In case of party support, political independents were reduced and others are not. The result can be considered as not responding by people who are indifferent to politics. Second, the influence of age and party support in Seoul was significant in logistic regression analysis and it represents difference of political interest rather than those of supporting parties. Party support was not significant in Gyeong-gi. Finally, the nonresponse adjustment which was applied by estimated response probability from the logistic regression model didn't show meaningful difference between weighted and unweighted in Seoul. In Gyeong-gi, nonresponse adjustment increased bias compared to the weighted by gender/age voters size.

This study found that age group and party supporting tendency

have a big impact on survey response or rejection. But the non-response adjustment didn't show meaningful different result, and its significance and limitation was discussed further.

Key words: RDD telephone survey, election polls, nonresponse bias

I. 서론

2014년 지방선거에서는 중앙선거관리위원회 선거여론조사공정심의위원회(이하 공심위)가 출범하며 정치여론조사의 심의제도가 도입됐다. 공심위는 선거여론조사의 기준을 마련하고 언론보도용 선거여론조사의 상세한 내용을 중앙공심위 홈페이지(nesdc.go.kr)에 등록하게 했다. 특히 등록 내용 중에는 피조사자 접촉 현황과 응답률을 포함하게 했는데, 이는 공심위 홈페이지를 통해 각 조사의 무응답 발생 규모와 그 원인을 확인할 수 있음을 의미한다. 공심위 기준의 무응답 원인은 (1) 결번을 포함한 비적격, (2) 비수신·통화중과 같은 연결실패, (3) 거절 또는 중도이탈이다.

그런데 이러한 무응답의 크기와 원인이 조사 결과의 정확성과 얼마나 관련되는가? 이는 쉽게 판단할 수 없는 문제다. 무응답 편향의 발생은 무응답의 크기와 함께 응답자와 무응답자 간의 특성의 차이에서 기인한다. 응답자와 무응답자 간의 차이가 존재할 때 무응답률이 높다면 편향이 커질 것이지만 응답자와 무응답자 간의 차이가 크지 않다면 무응답률이 높은 것이 편향과 관련되지 않는다(Groves & Peytcheva 2008). 본질은 응답자와 무응답자 간의 특성 차이이기 때문에 응답률이 높다고 해서 반드시 정확하다고 할 수 없다. 따라서, 조사되지 않는 사람들의 성향에 대한 정보를 알 수 없다면 응답률은 단지 조사의 효율성이나 전화번호 사용 결과만을 보여줄 뿐이다.

무응답 편향을 보정하고 해소하는 방법으로는 사후가중을 적용하는 방법과 재통화를 통해 응답률을 높이는 방법, 그리고 무응답자의 성향을 추정하거나 알아내는 방법 등이 있다. 먼저 가중방법은 관심변수(후보지지도, 정당지지도)와 가중 또는 성향변수 간의 높은 상관성을 전제한다. 정치적 여론은 상당 부분 지역과 연령 특성에 의해 좌우되기 때문에 층화와 사후층화가중, 또는 성향가중을 통해 무응답의 문제를 어느 정도 해소할 수 있다. 그러나 상관성이 매우 높은 성향변수를 찾을 수 없다면 편향 제거 효과는 제한적일 수밖에 없다(장덕현·홍영택·조성겸 2014). 그렇다고 응답률을 높이기 위한 시도를 할 수 있지만 짧은 시간 내에 이뤄져야 하는 정치여론조사의 특성상 쉽지 않을 뿐더러 응답률이 높아지더라도 비슷한 성향의 사람들이 더 응답할 가능성이 크다.

결과적으로 남은 방법은 무응답자의 성향을 알아내는 것이다. 그러나 사전 정보가 없다면 조사되지 않은 사람의 성향을 제대로 알기는 어렵다. 조사대상에 대해 사전정보를 확보하는 것은 패널조사가 아니라면 거의 힘들다. 임의번호추출방법으로 조사하는 RDD 전화조사의 경우 특히 그렇다.

무응답자 성향 연구의 몇 가지 사례를 보면, Voogt et al.(2002)은 사전정보를 통해 무응답자의 인구 특성과 성향을 파악하려 했다. 그들은 주민번호를 표본추출틀로 사용했는데 네덜란드의 주민번호는 성별과 연령과 같은 기본정보를 포함하고 지역정보도 파악할 수 있기 때문에 무응답자의 성향을 추정할 수 있었다. 이 연구에서는 정치효능감 등 무응답자의 성향을 알기 위해 사후조사를 실시했다. 김서영·박라나(2013)의 연구에서는 지역별 고용통계조사를 비슷한 시기에 조사된 센서스 자료와 연계하여 무응답 가구의 성향을 분석했다. 이 두 연구는 모두 면접조사를 기본으로 했다.

결국 무응답자의 특성과 성향을 알기 위해서는 사전정보로부터 분석하든지, 혹은 다른 데이터와의 연계분석이 필요하다. 다른 방법은 무응답자의 부차표본(subsample)을 추출해 보다 정교한 사후조사를 하는 것이다. 하지만 이 방법도 모두 응답받을 수 없는 한계가 있다. 현재 전화조사의 무응답률이 매우 높고 이것이 전 세계적인 추세이므로 무응답자의 특성 파악은 전화조사방

법의 문제점 개선을 위해 절실하게 요구되는 것이지만 실제 이에 대한 연구를 찾아보기 어렵다.

본 연구에서는 한국갤럽 데일리오피니언을 통해 조사에 참여한 응답자 D/B를 표본추출틀로 하여 전화조사 무응답자의 특성과 성향을 파악하려 시도한다. 한국갤럽 데일리오피니언은 매주 1,000명에서 1,200명을 대상으로 유·무선전화 결합 RDD방식(유선 15%, 무선 85% 내외)으로 대통령의 국정지지도와 정당지지도 등 정치와 사회 현안에 대한 여론을 조사하는 프로그램이다.

응답자 D/B의 사용은 조사참여라는 자극에 의해 응답자의 태도나 행동이 변화되어 편향을 발생시킬 우려가 있다. 이를 자극효과(stimulus effect)라 한다. 투표의향을 묻는 것이 실제로 높은 투표참여로 이어지게 한다(Greenwald et al. 1987). Voogt et al.(2002)도 투표행동과 정치적 자기신뢰, 정치효능감에서 자극효과를 발견한 바 있다.

이런 자극효과 외에도 이 조사의 무응답자는 사전조사의 응답자이기 때문에 무응답자의 성향을 온전히 대표할 수 없다는 한계가 있다. 결과적으로 사전에 응답하지 않았다면 그 사람들은 미지의 영역에 남는 것이다. 하지만, 우리는 이 접근이 최소한 무응답자의 성향을 추론하는 단서가 될 수 있다고 보는데, 그 이유는 다음과 같다. 첫째 응답자 D/B는 조사응답을 하기 위해 엄격하게 가입된 패널이 아니라 단지 조사응답을 한 번 했을 뿐으로 사전조사보다는 낮지만 대체로 높은 무응답률(서울시: 75%, 경기도: 78%)을 보였다. 둘째, 무응답 성향은 고정되어 있는 것이 아니고 한 때의 응답자는 다른 상황에서 응답을 다시 할 수도, 안 할 수도 있다는 점이다.

한편으로 이러한 접근을 통해 사전정보에 의한 추정의 정확성을 제고하는 방법을 탐구할 수 있다. 그동안 단위 무응답 오차의 해소를 위해서는 다양한 가중치 조정법이 적용되어 왔다. 그 중에는 응답확률을 추정하는 회귀모형이나 CHAID 접근법, 사후층화 또는 반복비례가중법 등이 있다(변종석 외 2014). 본 연구에서는 6·4 지방선거의 실제 결과와 비교해 단위 무응답 오차를 줄이기 위한 접근법들이 실제 얼마나 효과적인지를 탐구할 것이다.

이상의 논의를 토대로 연구문제를 다음과 같이 정의할 수 있다. 첫째, 6·4 지방선거에서 사전조사의 응답자 D/B를 사용했을 때 전화조사의 무응답자 성향은 어떠한가? 둘째, 다양한 가중치 조정법을 적용해 무응답 보정을 할 경우 조사의 정확성(실제 선거결과 대비 오차)은 얼마나 개선될 수 있는가?

II. 기존 연구 검토

1. 무응답률과 편향 관계

2014년 지방선거 당시 공심위 홈페이지에 등록된 816건의 여론조사의 평균적인 응답률¹⁾은 11.0%로,²⁾ 전화가 연결된 응답대상자 중 90% 전후가 거절하거나 중단했다. 이런 이유로 언론보도 여론조사의 대부분은 사전에 성, 연령대, 지역 기준의 할당을 부여하고, 사후 가중으로 오차를 보정하고 있다.

무응답률이 높다는 것은 여론조사의 신뢰성을 하락시키고 무응답 편향의 발생 가능성을 높인다. 문제는 높은 무응답률이 편향과 반드시 연결되지 않는다는 점이다(Curtin et al. 2000; Keeter et al. 2000; Merkle & Edleman 2002; Halpenny & Ambrose 2006). 대표적으로, Keeter et al.(2000)의 연구에서는 36.0% 응답률을 달성한 표준방식의 전화조사와 60.6% 응답률을 달성한 엄격한 방식의 전화조사를 비교·분석한 결과 대부분 항목에서 5%포인트 미만의 작은 차이를 보일 뿐이었다. Halpenny & Ambrose(2006)는 9% 응답률 전화조사와 31% 응답률 전화조사를 비교했는데 역시 대부분의 항목에서 동일한 결과를 얻었다.

1) 공심위의 선거여론조사 기준의 응답률은 AAPOR 기준 협조율(COOP3 = $I/(I+P+R)$, I: 면접성공, P: 부분면접, R: 거절)에 해당한다.

2) 자동응답방식(ARS)의 조사 453건 중 83%(376건)의 응답률이 10% 이하였으며, 조사원이 진행하는 전화면접방식 321건 중 응답률 10% 이하 7.5%(24건), 10~20% 이하 68.8%(221건), 20% 초과가 23.7%(76건)였다.

Groves & Peytcheva(2008)가 59개 연구로부터 959개 관측치를 메타 분석한 결과에서도 무응답률 자체가 무응답 편향을 설명하지 못했는데, 결국 무응답 편향은 응답자와 무응답자 간의 차이가 전제되어야 하고 무응답을 하게 된 원인이 중요하다고 말한다.

무응답 발생의 매커니즘은 크게 세 가지로 구분할 수 있다(Groves & Peytcheva 2008).

첫째는, 분리원인모형(Separate Cause Model)으로 Rubin (1987)이 제시한 완전임의결측(MCAR: Missing Completely at Random) 조건이다. 이때 조사변수인 Y 는 응답성향 P 의 발생과는 독립이고, 응답자로부터 얻어진 Y 는 편향되지 않는다.

둘째, 공통요인모형(Common Cause Model)으로 Rubin의 임의결측(MAR: Missing at Random) 조건이다. Y 와 P 가 공통요인인 Z 를 공유하기 때문에 Z 를 일정하게 보정하면 응답자로부터 얻어진 Y 는 편향되지 않는다.

셋째, 조사변수원인모형(Survey Variable Cause Model)은 Rubin의 비임의결측(MNAR: Missing Not at Random) 조건에 해당한다. Y 자체가 P 의 원인이 되는 경우다. 공통요인에 의해 보정될 수 없으며, 응답자와 무응답자 간 조사변수의 차이를 직접 탐색할 수밖에 없다.

가중방법에 의해 무응답 편향이 보정되는 것은 임의결측에 기반한다. 정치여론조사의 맥락에서 공통요인인 성, 연령대, 지역을 기준으로 사후가중을 적용하면 편향을 보정할 수 있다는 것이다. 그러나 일단 편향이 발생하는 경우 공통요인과 조사변수 간의 상관성이 상당히 높지 않으면 가중방법은 효과적이지 않을 가능성이 높다(장덕현 · 홍영택 · 조성겸 2014).

따라서 비임의결측을 가정하거나 공통요인에 대한 정보가 충분치 않다면 무응답자의 성향을 직접 파악할 필요가 있다(Voogt et al. 2002; 김서영 · 박라나 2014). 대표적으로 Voogt et al.(2002)의 네덜란드 선거연구에서는 주민등록 정보를 통한 매칭과 무응답자에 대한 재조사로 무응답자의 성향을 파악하려 했다. 이 연구에서는 최초 표본프레임으로 주민등록 정보를 사용하였으

며, 여기에는 성, 연령, 거주 지역(도시화 수준, 이웃의 지배적인 사회계층, 이웃의 고학력자 인구)과 같은 기본 정보를 포함하고 있다. 또한 무응답자에 대한 재조사를 통해 정치적 관심, 정치적-자기신뢰감, 정치적 효능감, 최근 지방선거에서의 투표여부, 총선거 투표의향 등에서 응답자와 거절자 간의 차이를 파악했다. 김서영과 박라나(2013)는 센서스의 가구 정보를 연계하여 지역별 고용통계조사의 응답 가구와 무응답 가구의 특성 차이를 분석했다.

결과적으로 무응답자의 특성을 알기 위해서는 사전에 정보를 알고 있거나 또는 연계 가능한 데이터가 존재해야 하고, 그것도 아니라면 무응답자를 재조사해야 한다. 그러나 전화조사의 경우 무응답 편향에 대한 연구의 필요성이 매우 큼에도 불구하고 무응답자의 특성을 파악하기 쉽지 않다. 특히 휴대전화 RDD 방식은 무작위적으로 추출하는 전화번호 외의 거주 지역, 성, 연령 등 대부분 정보를 알 수 없는 상황이다. 그러나 현재 전화조사의 지속적인 시행을 통해 전화번호에 대한 정보가 축적되고 있으므로, 이렇게 축적된 정보가 무응답 연구에 활용될 수 있을 것이다.

2. 무응답 편향의 보정

응답 대상자에 대한 사전 정보를 가질 수 있다면 이를 활용해 단위 무응답 편향을 보정할 수 있다.

그 첫째는 응답 확률이 동질적인 무응답 보정층을 구성하고 각 층별 응답률의 역수를 가중치로 활용하는 방법이다. 응답 여부에 영향을 주는 단일 변수를 활용하거나, CHAID(Chi-square Automatic Interaction) 방식을 통해 여러 변수를 동시에 고려해 응답 확률이 상이한 층을 구분할 수 있다. 캐나다의 SLID(Survey Labour and Income Dynamics)나 우리나라의 가계금융·복지조사의 1차 웨이브는 CHAID 방법을 이용해 무응답 편향을 보정했다. 둘째는 모형을 통해 응답 확률을 추정하고 응답확률의 역수를 무응답 보정 가중치로 활용하는 방식이다. 대표적으로 한국노동패널이 무응답 편향 보정을 위해 적용한 방식이다(변종석 외 2013; 김서영·안다영 2011). 이 외에도 어

떤 특성에 대해 모집단 전체 분포를 사전에 알고 있는 경우 사후층화(post-stratification), 또는 반복비례 가중법을 적용해 응답 여부에 따른 편향의 보정을 시도할 수 있다.

무응답 보정의 효과는 무응답 발생의 매커니즘과 무응답 보정에 투입한 변수에 의해 좌우된다고 볼 수 있다. 변종석 외(2013)는 가계금융·복지조사에서 소득과 같은 민감한 금융정보를 무응답 보정층 구성에 활용하는 것이 모든 결측 매커니즘에 대해 효과적임을 밝히고 있는데, 정치여론조사 맥락에서 인구통계적 특성 외에 대통령 국정평거나 정당지지도와 같은 주요 정치적 성향변수들이 무응답 보정에 투입될 때 효과가 있을지, 그리고 무응답 편향을 줄일 수 있을지는 관심 있게 분석할 문제다.

III. 연구방법

1. 조사 설계

본 연구에서 사용한 데이터는 2014년 1월 6일부터 5월 22일까지의 한국갤럽 데일리오피니언의 응답자 중 서울시와 경기도도 지역의 유권자를 대상으로 수집된 것이다. 데일리오피니언은 유/무선 전화번호(무선 85%) RDD방식으로 추출하여 매주 월요일부터 목요일까지 진행하며 주요 조사내용은 기본 인구특성(지역, 성, 연령, 직업, 주관적 생활수준) 외에 대통령 국정지지도, 정당지지도 등이 포함됐다.

각 지역별 사전조사에서 향후 협조의향이 없다고 밝힌 응답자와 1개월 이내 타 조사에 사용된 응답자 전화번호를 제외한 후의 조사대상자는 서울시 4,029명, 경기도 4,165명이며 그 특성은 <표 1>과 같다.

<표 1> 조사대상자 특성

		서울시		경기도	
		사례 수	%	사례 수	%
전 체		4,029	100	4,165	100
성 별	남성	2,131	53	2,209	53
	여성	1,898	47	1,956	47
연 령 대 별	19-29 세	773	19	678	16
	30 대	750	19	739	18
	40 대	756	19	880	21
	50 대	863	21	935	22
	60 세 이상	887	22	933	22
직 업 별	농/임/어업	2	0	68	2
	자영업	590	15	563	14
	블루칼라	444	11	574	14
	화이트칼라	1,345	33	1,283	31
	가정주부	916	23	1,054	25
	학생	383	10	320	8
	무직/기타	349	9	303	7
주관적 생활수준	상/중상	574	14	451	11
	중	1,624	40	1,593	38
	중하	1,073	27	1,244	30
	하	687	17	817	20
	모름/응답거절	71	2	60	1
대통령 국정평가	잘하고 있다	2,193	54	2,382	57
	잘못하고 있다	1,488	36	1,386	33
	의견유보	388	10	397	10
정당지지도	새누리당	1,749	43	1,834	44
	새정치민주연합	1,027	25	1,011	24
	기타 정당	202	5	190	5
	모름/응답거절	1,051	26	1,130	27

6·4 지방선거 하루 전인 6월 3일 오전 10시부터 오후 6시까지 8시간 동안 조사를 실시했으며, 비수신/부재중 번호에 대해서는 1회 재통화(callback)를 원칙으로 했다. 공심위의 기준에 따라 피조사자 접촉현황을 비적격, 연결실패, 거절 및 중단, 면접성공의 4가지로 분류하면 <표 2>, <표 3>과 같으며 적격번호 기준 응답률은 서울시 25%, 경기도 22%였다.

<표 2> 서울시 피조사자 접촉 현황

		1+2차		1차 접촉		2차 접촉	
		사례 수	%	사례 수	%	사례 수	%
유선 + 무선	비적격/결번	250	-	204	-	46	-
	연결실패*	1,499	40	1,870	49	610	65
	거절/중단	1,321	35	1,128	29	193	21
	면접성공	959	25	827	22	132	14
	적격번호-계**	3,779	100	3,825	100	935	100
유선	비적격/결번	99	-	83	-	16	-
	연결실패	195	38	264	50	172	76
	거절/중단	195	38	169	32	26	12
	면접성공	121	24	94	18	27	12
	적격번호-계	511	100	527	100	225	100
무선	비적격/결번	151	-	121	-	30	-
	연결실패	1,304	40	1,606	49	438	62
	거절/중단	1,126	34	959	29	167	24
	면접성공	838	26	733	22	105	15
	적격번호-계	3,268	100	3,298	100	710	100

* 1차 연결실패 번호 중 일부가 2차 접촉 시 비적격/결번으로 확인됐으며, 이들 번호가 1차에 연결실패로 분류되어, 1차 접촉의 적격번호 수가 1+2차 적격번호 수보다 많음.

** 적격번호-계 = 면접성공+거절/중단+연결실패

<표 3> 경기도 피조사자 접촉 현황

		1+2차		1차 접촉		2차 접촉	
		사례 수	%	사례 수	%	사례 수	%
유선 + 무선	비적격/결번	276	-	209	-	67	-
	연결실패*	1,634	42	2,057	52	736	67
	거절/중단	1,399	36	1,162	29	237	22
	면접성공	856	22	737	19	119	11
	적격번호-계**	3,889	100	3,956	100	1,092	100
유선	비적격/결번	145	-	106	-	39	-
	연결실패	238	38	352	52	191	72
	거절/중단	277	44	214	32	63	24
	면접성공	117	19	105	16	12	5
	적격번호-계	632	100	671	100	266	100
무선	비적격/결번	131	-	103	-	28	-
	연결실패	1,396	43	1,705	52	545	66
	거절/중단	1,122	34	948	29	174	21
	면접성공	739	23	632	19	107	13
	적격번호-계	3,257	100	3,285	100	826	100

* 1차 연결실패 번호 중 일부가 2차 접촉 시 비적격/결번으로 확인됐으며, 이들 번호가 1차에 연결실패로 분류되어, 1차 접촉의 적격번호 수가 1+2차 적격번호 수보다 많음.

** 적격번호-계 = 면접성공+거절/중단+연결실패

세부적으로 보면, 서울시의 경우 유선전화 응답률은 24%, 무선전화응답률은 26%로 나타나 무선전화 응답률이 높았지만 그 차이는 크지 않았다. 1차 접촉에서 연결실패 49%, 면접성공 22%였으며, 연결실패를 재통화한 2차 접촉에서 연결실패가 65%로 늘고, 면접성공은 14%로 줄었다.

경기도는 유선전화 응답률 19%, 무선전화 응답률 23%로 무선전화 응답률이 다소 높았다. 1차 접촉에서 연결실패 52%, 면접성공 19%였으며, 2차 접촉에서 서울시와 마찬가지로 연결실패가 늘어 연결실패 67%, 면접성공 11%였

다. 유선전화는 거절/중단, 무선전화는 연결실패가 상대적으로 많았다.

2. 분석 방법

본 연구에서는 무응답자의 특성을 파악하고 이를 실제 추정에 반영하기 위해 다음과 같은 절차에 따라 분석했다.

먼저 응답자와 무응답자의 인구통계적 특성과 성향의 차이를 알기 위해 카이제곱 검정을 실시했다. 응답자와 무응답자 간 차이를 비교하고, 무응답의 원인인 연결실패와 거절/중단의 특성을 비교·분석했다.

둘째, 응답 여부에 영향을 주는 특성을 파악하기 위해 응답 여부를 종속변수로 한 로지스틱 회귀분석을 실시했다. 기본적인 인구특성 외에 대통령 국정평가나 정당지지도와 같은 정치적 태도들이 응답 여부에 영향을 주는지를 파악하고자 했다. 만약 인구특성이 통제된 상황에서 정치적 태도 변수들이 응답여부에 영향을 준다면 이는 무응답 발생의 매커니즘인 임의결측(MAR)이기보다 비임의결측(MNAR)이 작용했다고 봐야 한다. 또한 사전 정보를 통해 응답확률을 추정할 수 있으면 추정 결과를 통해 무응답에 의한 편향을 보정할 수 있다.

마지막으로, 무응답 보정으로 조사의 정확성이 얼마나 개선될 수 있는지를 분석했다. 로지스틱 회귀를 통해 무응답 성향점수 보정을 했을 때와 그렇지 않았을 때를 실제 선거결과 예측을 얼마나 개선하는지, 정치적 성향(대통령 국정평가, 정당지지도)의 사전 분포에 따라 반복비례가중을 적용했을 때와의 차이는 어떠한지를 분석했다.

IV. 결과 분석

1. 무응답자 특성 분석 - 카이제곱 검정

무응답자의 특성 파악을 위해 카이제곱 검정을 실시했다. 카이제곱 검정은

기대분포 대비 관측된 분포 간의 동질성을 검증하는 분석방법으로, 전체 조사대상의 분포를 기댓값으로 하여 응답자와 무응답자의 분포가 각각 차이가 있는지, 무응답자 중에서는 거절/중단, 연결실패, 비적격/결번별로 성, 연령대, 직업, 주관적 생활수준과 같은 인구특성과 대통령 국정평가, 정당지지도와 같은 정치적 성향에 차이가 있는지를 확인하고자 했다.

먼저, 서울시의 응답자는 연령과 전화유형에서 카이제곱 검정 결과 차이가 있었다. 저연령대인 20대의 응답자가 상대적으로 적고, 고연령대인 60세 이상 응답자가 상대적으로 많았다. 전화유형의 경우 무선전화가 많고 유선전화가 적었는데 이는 유선전화로 접촉했을 때 사전에 파악된 조사대상자 특성과 불일치하는 사례가 포함됐기 때문이다.

무응답자 전체로는 유의미한 차이를 발견할 수 없었지만 무응답 특성별로는 차이가 있었다. 연결실패자는 연령대와 직업에서 유의한 차이가 있었다. 20대와 학생의 경우에 연결실패가 상대적으로 많았다.

정치적 성향변수로는 지지정당의 응답자 분포가 유의한 차이가 있었는데 응답자 중에서 여/야 정당지지자가 상대적으로 늘고 무당층이 감소하는 경향을 보였다.

경기도의 경우 응답자는 성, 연령대, 직업, 전화유형에서 유의미한 차이가 있었다. 남성의 응답 비율이 높았으며 저연령대에서는 응답률이 낮고 고연령일수록 높은 응답률을 보였다. 직업으로는 자영업, 무직/기타 응답률이 높고, 학생에서 낮았다. 전화유형의 차이는 서울시와 마찬가지로 유선전화에서 조사대상자 특성 불일치가 많았기 때문으로 상대적으로 무선전화 응답률이 높았다.

무응답자 전체로는 유의미한 차이가 없었지만 무응답 원인별 세부적으로는 차이가 있었다. 거절/중단은 여성이 상대적으로 많았던 반면 연결실패는 남성, 20대, 학생에서 많았다. 정치적 성향의 경우 응답자 중 각각 정당지지자는 늘고 무당층은 감소하는 경향을 보였다.

<표 4> 서울시의 카이제곱 검정 결과

		전체		응답(I)	거절/ 중단(R)	연결실패 (NC)	비적격/ 결번(O)	무응답전체 (R/NC/O)
		사례 수	%	%	%	%	%	%
전체(사례 수)		4,029	(4,029)	(959)	(1,321)	(1,499)	(250)	(3,070)
			100	100	100	100	100	100
성별	남성	2,131	53	55	52	54	45	52
	여성	1,898	47	45	48	46	55	48
	p 값	-	-	.308	.519	.433	.015	.569
연령대별	19-29 세	773	19	16	18	22	22	20
	30 대	750	19	19	21	17	15	19
	40 대	756	19	18	19	19	19	19
	50 대	863	21	21	21	22	20	22
	60 세 이상	887	22	26	22	20	23	21
	p 값	-	-	.008	.317	.008	.574	.366
직업별	농/임/어업	2	0	0	0	0	0	0
	자영업	590	15	15	16	14	11	14
	블루칼라	444	11	10	11	12	9	11
	화이트칼라	1,345	33	35	33	32	36	33
	가정주부	916	23	23	25	20	26	23
	학생	383	10	8	8	12	9	10
	무직/기타	349	9	10	7	9	8	8
	p 값	-	-	.223	.073	.019	.523	.861
주관적 생활수준	상/중상	574	14	14	15	14	17	14
	중	1,624	40	40	41	41	31	40
	중하	1,073	27	28	24	27	32	26
	하	687	17	17	18	16	19	17
	모름/응답거절	71	2	1	2	2	1	2
	p 값	-	-	.766	.304	.891	.042	.966
전화유형	무선전화	3,419	85	87	85	87	60	84
	유선전화	610	15	13	15	13	40	16
	p 값	-	-	.029	.701	.021	.000	.223
대통령 국정평가	잘하고 있다	2,193	54	55	55	55	51	54
	잘못하고 있다	1,488	36	38	35	35	38	35
	의견유보	388	10	8	10	10	11	10
	p 값	-	-	.074	.768	.651	.519	.443
정당 지지도	새누리당	1,749	43	46	43	43	40	43
	새정치민주연합	1,027	25	27	25	25	24	25
	기타 정당	202	5	7	4	5	3	4
	모름/응답거절	1,051	26	21	28	27	33	28
	p 값	-	-	.000	.521	.779	.075	.120

<표 5> 경기도의 카이제곱 검정 결과

		전체		응답(I)	거절/ 중단(R)	연결실패 (NC)	비적격/ 결번(O)	무응답전체 (R/NC/O)
		사례 수	%	%	%	%	%	%
전체(사례 수)		4,165	(4,165) 100	(856) 100	(1,399) 100	(1,634) 100	(276) 100	(3,309) 100
성별	남성	2,209	53	59	51	56	30	52
	여성	1,956	47	41	49	44	70	48
	p 값	-	-	.001	.069	.014	.000	.102
연령대별	19-29 세	678	16	11	15	20	18	18
	30 대	739	18	19	17	18	14	17
	40 대	880	21	21	24	19	20	21
	50 대	935	22	23	21	23	17	22
	60 세 이상	933	22	25	22	20	31	22
	p 값	-	-	.000	.191	.000	.004	.217
직업별	농/임/어업	68	2	2	1	2	1	2
	자영업	563	14	16	12	14	10	13
	블루칼라	574	14	13	15	14	10	14
	화이트칼라	1,283	31	31	32	30	26	31
	가정주부	1,054	25	25	27	22	39	25
	학생	320	8	5	7	10	9	8
	무직/기타	303	7	8	7	8	4	7
	p 값	-	-	.037	.111	.003	.000	.747
주관적 생활수준	상/중상	451	11	13	11	10	8	10
	중	1,593	38	39	35	40	39	38
	중하	1,244	30	29	30	29	35	30
	하	817	20	18	22	19	17	20
	모름/응답거절	60	1	1	1	2	1	2
	p 값	-	-	.387	.145	.491	.261	.899
전화유형	무선전화	3,388	81	86	80	85	47	80
	유선전화	777	19	14	20	15	53	20
	p 값	-	-	.000	.272	.000	.000	.057
대통령 국정평가	잘하고 있다	2,382	57	57	57	57	62	57
	잘못하고 있다	1,386	33	34	33	34	28	33
	의견유보	397	10	8	10	10	9	10
	p 값	-	-	.420	.625	.924	.186	.799
정당 지지도	새누리당	1,834	44	46	42	44	50	44
	새정치민주연합	1,011	24	27	24	24	21	24
	기타 정당	190	5	4	5	5	4	5
	모름/응답거절	1,130	27	23	29	28	25	28
	p 값	-	-	.041	.394	.880	.237	.544

이상의 결과를 놓고 보면 서울시과 경기도 모두에서 고연령일수록 응답자가 많았고, 무응답자 전체로는 특성 차이를 명확히 발견할 수 없었지만 무응답 원인별로 볼 때 20대와 학생의 연결실패가 상대적으로 많았다. 정치적 성향별로는 공통적으로 정당 부동층에서 응답자 비율이 상대적으로 적게 나타났다. 지지성향을 가지고 있는 사람들이 더 많이 응답한 결과다.

그러나 성, 연령대 등 다른 특성을 통제했을 때 정치적 성향의 차이가 유의한지에 대해서는 검증이 필요하며 이는 로지스틱 회귀분석을 통해 확인할 것이다.

2. 무응답자 특성분석 - 로지스틱 회귀분석

로지스틱 회귀분석은 성, 연령대, 직업, 주관적 생활수준 등의 인구특성과 접촉 전화유형, 그리고 대통령 국정평가와 지지정당 등의 정치적 성향이 응답 결과에 영향을 주는지를 파악하기 위해 실시했다. 특히 인구특성 변수의 통제하에서 정치적 성향변수의 영향력을 파악하고자 한다. 인구특성 변수의 통제는 회귀모형에 인구특성 변수와 정치적 성향변수를 같이 투입했을 때에도 정치적 성향변수의 영향력이 유의한지를 확인함으로써 알 수 있다. 회귀모형의 종속변수는 모형1에서는 접촉 결과인 응답, 거절/중단, 연결실패, 결번/비적격 번호를 분류한 변수(CALL1)를 모형2에서는 응답과 무응답을 분류한 변수(CALL2)를 사용했다. 모형1의 기준값은 결번/비적격이며 모형2에서는 거절/중단, 연결실패, 결번/비적격을 포함한 무응답 전체이다.

서울시의 모형1에서 모형의 설명력 Pseudo R^2 (Nagelkerke)는 .061로 낮은 편이었다. 변수의 영향력을 확인하는 우도비 검정 결과 인구특성 중 연령대, 직업이 유의했으며 전화유형과 함께 정당지지도에서도 유의성을 보였다.

구체적으로 각 변수의 수준별 회귀계수의 유의성을 통해 살펴본 결과, 연령대 중에서는 [20대 & 응답]이 부적으로 유의했으며, 직업에서는 [가정주부 & 거절/중단]이 정적으로 유의했다. 무선전화의 회귀계수는 전반적으로 정적으로 유의했는데 이는 유선전화에 비하여 무선전화의 적격번호가 많은 전화번호 D/B의 특성에서 기인한다.

<표 6> 서울시의 로지스틱 회귀분석: 회귀계수(b)

		모형1, Base=비적격/결번(O)			모형2, Base=무응답 (R+NC+O)
		응답(I)	거절/중단(R)	연결실패(NC)	응답(I)
절편		-.113	.623	.864	-1.805
성	남성	-.430 [*]	-.375	-.457 [*]	-.026
	여성				
연령대	19-29 세	-.888 ^{**}	-.358	-.229	-.627 ^{**}
	30 대	-.314	.154	.037	-.404 ^{**}
	40 대	-.389	-.060	.045	-.388 ^{**}
	50 대	-.279	-.048	.140	-.329 ^{**}
	60 세 이상				
직업	자영업	.145	.530	.035	-.092
	블루칼라	.029	.448	.150	-.228
	화이트칼라	-.119	.101	-.254	-.024
	가정주부	.367	.845 ^{**}	.222	-.095
	학생	.080	.282	.188	-.124
	무직/기타				
주관적 생활수준	상/중상	-.436	-.794	-.722	.271
	중	-.020	-.446	-.258	.309
	중하	-.399	-.994	-.689	.379
	하	-.392	-.759	-.618	.250
	모름/응답거절				
전화유형	무선전화	2.145 ^{**}	1.953 ^{**}	1.980 ^{**}	.375 ^{**}
	유선전화				
대통령 국정평가	잘하고 있다	.203	.073	.102	.120
	잘못하고 있다	.190	-.096	-.120	.289 [*]
	의견유보				
정당 지지도	새누리당	.533 ^{**}	.213	.225	.331 ^{**}
	새정치민주연합	.538 ^{**}	.214	.264	.315 ^{**}
	기타 정당	1.163 ^{**}	.532	.596	.638 ^{**}
	모름/응답거절				
우도비 검정 (카이제곱)	성	5.747			.074
	연령대	24.477 ^{**}			16.739 ^{**}
	직업	27.117 [*]			2.824
	주관적 생활수준	17.443			2.507
	전화유형	109.790 ^{**}			9.002 ^{**}
	대통령 국정평가	6.185			4.831
	정당지지도	22.468 ^{**}			18.543 ^{**}
Pseudo R^2 (Nagelkerke)		.061			.024

* $p < .05$ ** $p < .01$

<표 7> 경기도의 로지스틱 회귀분석: 회귀계수(b)

		모형1. Base=비적격/결번(O)			모형2. Base=무응답 (R+NC+O)
		응답(I)	거절/중단(R)	연결실패(NC)	응답(I)
절편		-.042	1.178	1.269	-2.191**
성	남성	.333	.045	.146	.242*
	여성				
연령대	19-29 세	-.961**	-.284	.070	-.873**
	30 대	-.157	.021	.303	-.313*
	40 대	-.201	.201	.203	-.387**
	50 대	.185	.308	.549*	-.220
	60 세 이상				
직업	자영업	-.119	-.269	-.402	.202
	블루칼라	-.287	-.079	-.421	-.034
	화이트칼라	-.259	-.126	-.551	.079
	가정주부	.215	.091	-.161	.269
	학생	-.303	-.319	-.459	.061
	무직/기타				
주관적 생활수준	상/중상	.175	-.142	-.469	.472
	중	-.161	-.499	-.585	.348
	중하	-.498	-.623	-.868	.206
	하	-.248	-.222	-.553	.125
	모름/응답거절				
전화유형	무선전화	2.046**	1.608**	1.872**	.506**
	유선전화				
대통령 국정평가	잘하고 있다	-.003	-.049	.015	.012
	잘못하고 있다	.223	.010	.081	.178
	의견유보				
정당 지지도	새누리당	-.025	-.248	-.150	.156
	새정치민주연합	.200	-.075	-.048	.256*
	기타 정당	-.072	-.063	-.117	.014
	모름/응답거절				
우도비 검정 (카이제곱)	성	6.028			4.848*
	연령대	41.096**			23.111**
	직업	19.617			5.234
	주관적 생활수준	22.364*			8.122*
	전화유형	125.089**			15.905**
	대통령 국정평가	3.147			2.717
	정당지지도	8.328			5.925
Pseudo R^2 (Nagelkerke)		.081			.032

* $p < .05$ ** $p < .01$

정당지지도에서 [지지정당(새누리당, 새정치민주연합, 기타 정당) & 응답]의 회귀계수가 정적으로 유의했다. 회귀계수의 상대적인 크기를 기준으로 보면, [새누리당과 새정치민주연합 & 응답]의 회귀계수는 거의 같았으나 [기타 정당 & 응답]의 회귀계수가 상대적으로 컸다.

응답 여부를 종속변수로 한 모형2의 설명력 Pseudo R^2 (Nagelkerke)는 .024로 매우 낮았다. 우도비 검정 결과 연령대, 전화유형과 정당지지도가 유의했다. 회귀계수를 통해 보면 50대 이하 연령대 응답이 부적으로 유의했다. D/B 특성이 반영돼 무선전화 응답이 정적으로 유의했으며, 또한 [지지정당 & 응답]이 정적으로 유의했다.

경기도의 모형1에서 모형의 설명력 Pseudo R^2 (Nagelkerke)는 .081로 낮은 편이었다. 변수의 영향력을 확인하는 우도비 검정 결과 인구특성 중 연령대와 생활수준이 유의했으며 전화유형도 유의했다. 그러나 국정평가와 정당지지도에서는 유의성을 발견하지 못했으며 이는 서울시와는 다른 결과다.

구체적으로 각 변수의 수준별 회귀계수의 유의성을 통해 살펴본 결과 연령대에서 [20대 & 응답]이 부적으로 유의했으며, [50대 & 연결실패]가 정적으로 유의했다. D/B 특성에 의해 무선전화의 회귀계수가 정적으로 유의했다. 우도비 검정 결과 유의했던 변수인 주관적 생활수준의 경우 수준별에서는 유의성을 발견할 수 없었다.

응답 여부를 종속변수로 한 모형2의 설명력 Pseudo R^2 (Nagelkerke)는 .032로 매우 낮았다. 우도비 검정 결과 성, 연령대, 주관적 생활수준, 전화유형이 유의했으나 정치적 성향변수들은 유의하지 않았다. 회귀계수를 통해 보면 [남성 & 응답]이 정적으로 유의했고 [40대 이하 연령대 & 응답]이 부적으로 유의했다. [무선전화 & 응답]이 정적으로 유의했으며 [새정치민주연합 & 응답]이 정적으로 유의했다.

이상의 결과를 종합하면 첫째, 응답 여부에 영향을 주는 요인으로 인구특성과 정치적 성향변수의 설명력은 전반적으로 낮았다. 인구특성과 정치적 성향변수는 최종적으로 추정하고자 하는 후보지지도와 관련된 변수들이다. 이러한 결과는 이들 변수들과 응답 여부와의 관련성이 적다는 것을 의미하며, 이를 통한 무응답 보정의 효과가 미미할 것임을 예상할 수 있다. 둘째, 연령

대에 따른 차이가 항상 유의했는데 저연령일수록 응답률이 낮았다. 셋째, 접근 매체 즉 전화유형에 따른 차이가 있었다. 이는 D/B 특성이 반영된 것이기도 하지만 조사 환경에 따라 응답률을 높이기 위해 적절한 매체를 선택해야 한다는 것을 보여준다. 넷째, 인구특성과 전화유형을 통제했을 때 정치적 성향이 응답 결과에 일부 영향을 주었다. 이것은 무응답 발생의 매커니즘으로 비임의결측(NMAR)이 작용할 수 있음을 의미한다.

그렇지만 비임의결측 매커니즘을 반영하여 무응답 보정을 하는 것이 선거 예측을 개선할 것으로 볼 수는 없다. 서울시의 경우 정당 지지성향이 없는 사람들이 무응답하는 경향이 있는데 이들은 정치 무관심층일 가능성이 크다. 이를 제외하고는 지지 정당에 따른 응답률 차이가 크지 않아 이를 보정하는 것이 의미를 갖기는 어려워 보인다.

3. 무응답 보정의 효과 분석

무응답 보정의 효과를 파악하기 위해 유권자의 인구통계적 특성을 이용하거나, 응답 성향 모형을 적용하거나, 또는 이미 알고 있는 표본프레임의 특성을 이용하는 3가지 방식으로 가중치를 부여했다. 첫째는 성/연령대별 유권자 크기를 기준³⁾으로 사후층화 가중을 한 경우다. 실제 득표율과의 비교를 위해서는 유권자 전체가 아니라 투표자의 지지도를 추정해야 하는데, 이는 성/연령대별로 추정한 투표율을 가중 처리했다. 이 결과는 무응답자에 대한 정보를 활용하지 않은 기본 가중으로 볼 수 있다. 가중치의 산출방식은 식(1)과 같다.

$$wt_2 = wt_1 \times (\hat{V}_{ij} / \hat{V}_t) \text{ , 단 } wt_1 = wt_0 \times (N_{ij} / n_{ij}) \quad (1)$$

- wt_0 : 최초 가중치(=1), wt_1 : 1차 가중치, wt_2 : 2차 가중치
- N_{ij} : 성/연령대별 유권자 크기, n_{ij} : 성/연령대별 표본크기
- $\hat{V}_{ij}$: 성/연령대별 추정 투표율, $\hat{V}_t$: 전체 추정 투표율

3) 안전행정부 주민등록인구통계 기준(2014년 3월), <http://rcps.egov.go.kr/>

〈표 8〉 전체, 성/연령대별 추정 투표율

(단위: %)

		전체	19-29세	30대	40대	50대	60세 이상
서울시	전체	58.6	48.6	51.0	56.6	65.9	71.0
		(58.6)	(54.3)	(52.8)	(54.2)	(61.3)	(70.8)
	남	59.2	48.8	49.5	56.4	66.4	77.0
		(58.5)	(52.7)	(50.5)	(53.6)	(61.3)	(76.5)
	녀	58.0	48.3	52.5	56.8	65.3	66.1
		(58.8)	(56.0)	(55.2)	(54.8)	(61.6)	(66.1)
경기도	전체	53.3	41.3	46.2	53.1	61.2	65.8
		(53.3)	(46.9)	(45.8)	(50.6)	(58.6)	(66.9)
	남	54.4	42.0	44.0	53.7	63.0	73.7
		(53.9)	(46.5)	(43.2)	(50.4)	(60.3)	(74.6)
	녀	52.2	40.6	48.5	52.4	59.2	59.5
		(52.8)	(47.3)	(48.5)	(50.8)	(56.9)	(60.7)

* 전체 투표율은 중앙선거위가 공개한 실제 투표율을 적용.

()안은 2014년 9월 2일 중앙선거관리위원회가 공개한 투표자 조사의 추정 투표율임.

성/연령대별 투표율의 추정은 2007년 이후 각 시/도의 전체 투표율과 성/연령대별 투표율을 기본자료로 했으며, 전체 투표율을 기준으로 성/연령대별 투표율을 회귀모형으로 추정했다($\widehat{V}_{ij} = b_0 \times b_1 \widehat{V}_i$). 서울시와 경기도는 각각 실제 투표율인 58.6%, 53.3%를 적용했고 성/연령대별 추정 투표율은 <표 8>과 같다.

둘째는 로지스틱 회귀분석 모형2에 의해 추정된 응답 성향의 역수를 무응답 조정 가중치로 적용한 경우다. 이후 성/연령대별 유권자 크기 가중과 투표율 가중을 적용했다. 이는 패널조사의 단위 무응답을 처리하는 방법의 하나로 결국 이와 같이 무응답 보정을 추가했을 때 예측력을 얼마나 개선했는가를 확인할 것이다(변종석 외 2013).

$$wt_p = wt_0 \times (1/\widehat{p}_k), \text{ 단 } \widehat{p}_k \text{는 } \logit = \log \frac{\widehat{p}_k}{1 - \widehat{p}_k} = x_k \beta_k \text{에서 계산한다.} \quad (2)$$

- wt_p : 무응답 보정 가중치, $\widehat{p}_k$: 응답성향 점수

셋째는 지역과 성/연령대 인구통계 변수와 사전 응답된 대통령 국정평가와 정당지지도의 정치적 성향변수를 반복비례가중법(RIM 가중법)으로 일치시켰다. 이는 이미 알고 있는 표본추출틀의 정보를 활용한 경우다. 특히 인구통계 변수 외에 후보 지지도에 영향을 줄 수 있는 정치적 성향변수를 통제함으로써 무응답에 의한 편향을 보정하려 한 것이다.

실제 득표율과의 비교를 위해서는 지지후보 무응답자(항목 무응답)를 어떻게 처리하는가의 문제가 있다. 첫째, 무응답자를 제외하고 재환산하는 방법으로, 무응답자의 후보 지지확률이 응답자의 지지율과 같다고 보는 것이다. 둘째는, 유력후보에 일정하게 배분하는 것으로, 지지후보 무응답자의 각 후보 지지확률은 무작위적이라고 가정한 것이다. 셋째는 후보지지도를 응답자의 특성으로 예측한 판별모형을 적용해 무응답자의 지지성향을 예측하는 것이다. 이 중 세 번째 방법이 그럴 듯해 보이지만 무응답자의 성향 추정을 위해 다양한 모형이 가능하다는 점에서 적용 모형의 예측력이 문제가 된다. 특히 표본변수들 간의 관계에서 오차가 혼입될 가능성이 있다. 본 연구에서는 두 번째 방법, 즉 유력후보에 일정하게 배분하는 방법을 적용하였는데, 이는 적어도 무응답자를 제외한 재환산법보다는 타당성을 확보한 방법이다(Lavrakas & Traugott 2000; 이계오 외 2012).

최종 추정 결과, 서울시의 경우 가중 전과 투표자 크기 가중이 실제 결과와 가장 유사했다. 투표자 크기 보정을 했을 때 각 후보 지지도가 단순 지지도에 비해 0.2%포인트 변동됐다. 로지스틱 회귀모형을 통한 무응답 보정을 적용하거나 반복비례 가중을 한 경우도 단순 지지도에 비해 0.1%포인트 수치가 변화했을 뿐이다.

경기도의 경우 투표자 크기 가중이 실제 결과와 가장 유사했으나 전반적으로 A후보로 편향된 결과를 보였다. 로지스틱 회귀모형을 통한 무응답 보정 적용 시 투표자 가중에 비해 A후보는 1.3%포인트 지지도가 상승, B후보는 그만큼 지지도가 하락했는데 이것은 오히려 A후보 쪽으로의 편향을 증가시켰다. 반복비례가중 결과도 투표자 크기 가중과 거의 유사한 결과였으며 이 역시 편향을 줄이지 못하였다.

〈표 9〉 서울시의 추정 결과 비교

(단위: %)

	지지도		절대 오차		상대 편향	
	A후보	B후보	A후보	B후보	A후보	B후보
선거 결과	43.0	56.1	-	-	-	-
단순(가중 안 함)	43.4	56.1	0.4	0.0	0.8	0.0
(1) 투표자 크기 가중	43.2	56.4	0.2	0.2	0.4	0.4
(2) 로지스틱 회귀모형을 통한 무응답 보정	43.5	56.0	0.5	0.1	1.1	0.2
(3) 반복비례 가중	43.3	56.2	0.2	0.1	0.5	0.2

* A후보 절대 오차= $|a - A|$, 상대 편향= $|a - A|/A$

- A: A후보 실제 득표율, a: A후보 예측 지지도

〈표 10〉 경기도의 추정 결과 비교

(단위: %)

	지지도		절대 오차		상대 편향	
	A후보	B후보	A후보	B후보	A후보	B후보
선거 결과	50.4	49.6	-	-	-	-
단순(가중 안 함)	54.5	45.5	4.1	4.1	8.1	8.3
(1) 투표자 크기 가중	53.0	47.0	2.6	2.6	5.2	5.3
(2) 로지스틱 회귀모형을 통한 무응답 보정	54.3	45.7	3.9	3.9	7.8	7.9
(3) 반복비례 가중	53.4	46.6	3.0	3.0	5.9	6.0

* A후보 절대 오차= $|a - A|$, 상대 편향= $|a - A|/A$

- A: A후보 실제 득표율, a: A후보 예측 지지도

본 사례에서는 무응답 보정의 효과를 거의 발견할 수 없었다. 이 결과는 또한 무응답 보정을 적용하더라도 매우 신중하게 접근할 필요가 있음을 보여 주는데 경기도의 경우에는 무응답 보정이 오히려 오차를 증가시키는 역효과가 발견됐기 때문이다.

V. 결론

현재 전화조사의 무응답률이 매우 높은 편이다. 무응답 편향 보정을 위해서는 응답자와 무응답자의 성향 차이를 파악할 필요가 있지만 이를 시도한 연구를 발견하기는 어려운 상황이다. 본 연구에서는 2014년 지방선거(서울시, 경기도 광역 단체장)를 하루 앞두고 조사를 실시했으며, 사전에 응답대상자의 성향을 알 수 있는 기존 조사의 응답자 D/B를 표본프레임으로 활용해 전화조사 무응답자와의 성향 차이를 파악하고, 무응답 편향의 보정을 시도했다.

먼저, 응답자와 무응답자 특성에 대한 카이제곱검정 결과 연령대, 직업, 정당지지도에서 응답자와 무응답자 간에 차이가 있었다. 고연령대에서 응답률이 높았고, 20대 저연령대에서 연결실패가 많았다. 정당지지도의 경우 응답자에서 무당층이 전반적으로 줄고 정당 지지성향을 가진 사람들이 많았다. 이는 정치 비관심층이 응답하지 않은 결과로 볼 수 있다. 한편 전화유형(유선/무선)에 따른 차이가 있었는데 이는 활용 D/B의 특성에 기인한다. 둘째, 응답 결과에 대한 로지스틱 회귀분석 결과에서도 연령대의 영향력이 유의했으며, 정당지지도는 서울시에서 유의했지만 주로 지지 정당에 따른 차이보다는 정치적 관심도를 반영한 차이였다. 경기도에서는 정당지지도가 유의하지 않았다.

마지막으로, 로지스틱 회귀모형을 통해 추정한 응답확률로 무응답 보정을 적용한 결과, 서울시의 경우 가중 적용 전후 차이가 없었으며 경기도의 경우 성/연령대별 투표자 크기 가중에 비해 무응답 보정 적용이 오히려 편향을 증대시켰다.

본 연구는 전화조사의 무응답자 성향 파악을 시도했다는 데 의의가 있으며, 특히 연령대와 정당 지지성향에 반영된 정치적 관심이 응답 여부에 큰 영향을 줬다는 것을 발견했다. 그러나 무응답 편향 보정의 결과는 효과적이지 않아 그 의미와 한계를 따질 필요가 있다.

첫째는, 무응답 발생 매커니즘의 문제이다. 본 연구의 사례에서 서울시와 경기도 두 지역이 다소 상이한 결과를 보여주었다. 실제 후보별 득표율을 참값으로 볼 때 서울시의 경우 무응답 편향이 거의 발생하지 않았다. 공통요인이라 할 수 있는 성, 연령대, 정당지지도를 가중 처리했을 때의 예측 지지도의 변화는 미미한 수준이었다. 무응답 발생의 매커니즘으로 보면 완전임의결측에 해당한다고 볼 수 있다. 반면 경기도의 경우 보정 이후 2.6%포인트밖에 오차를 줄이지 못했는데 공통요인을 최대한 추가한 반복비례가중 결과에도 편향 보정의 효과는 없었다. 이러한 결과는 경기도의 경우 조사변수인 후보 지지도 자체가 응답여부에 영향을 주는 비임의결측일 가능성이 있다고 볼 수 있다. 또는 주요한 공통요인을 발견하지 못한 경우다. 사전에 응답자에 대한 정보를 가진다고 할지라도 무응답 발생의 매커니즘에 따라 예측은 달라져야 한다. 특히 비임의결측에 대한 진단과 대처가 매우 중요하다고 할 수 있다.

둘째, 사전에 확보된 정보를 통해 차이를 추정하는 것은 한계를 가질 수밖에 없기 때문에 동일한 시점에서 응답자와 무응답자가 조사변수에 대해 어떤 차이를 가지고 있는지 직접 파악할 필요가 있다. 예를 들어, Voogt(2002)의 연구에서는 무응답자 전체에 대해 재조사를 시도했다. 재통화(callback)를 최대화하여 응답률을 높이고 일시적인(temporary) 거절자나 접촉이 어려웠던 사람들을 대상으로 무응답자 성향을 추정할 수도 있을 것이다. 그러나 재통화 시도가 조사 결과를 크게 변화시키지 못 했다는 사례도 있는데 이는 재통화를 하더라도 비슷한 성향을 가진 사람들이 계속 추가되기 때문이다(Cho & Jang 2013). 무응답자에 대해 부차표본(subsample) 접근을 시도하는 것도 한 방법이 될 것이다. 즉 부차표본을 추출하고 이들에 대해 좀더 집중적인 노력을 기울여 재조사를 시도하는 것이다.

마지막으로, 사전 정보에 의해 무응답 보정을 하는 경우 여러 차례 변수들 간의 관계가 확인되지 않는 이상 진정한 관계가 아닌 표본에 의한 우연적 관계가 반영될 가능성이 있다. 즉 과도하게 표본에 적합시킨 것이다. 본 사례에 의하면 응답 여부에 가장 유의하게 영향을 끼친 성/연령대만을 반영한 투표자 크기 가중이 가장 우수한 결과를 보였다. 결과적으로 명확한 관계가 발견

되지 않는 이상 어떤 특성에 의해 보정을 시도하는 것은 매우 신중히 접근해야 할 문제다.

참고문헌

- 김서영 · 박라나. 2013. “무응답가구의 특성 분석 사례연구.” 《조사연구》 14(1): 31-67.
- 김서영 · 안다영. 2011. “지역별고용조사의 무응답 가중치 작성방법.” 《2011년 상반기 연구보고서-통계개발원》 제II권: 1-40.
- 변종석 · 이석훈 · 정구현. 2013. “가계금융 · 복지조사의 무응답 처리를 위한 유용한 보조정보 선정.” 《조사연구》 14(1): 69-91.
- 이계오 · 장덕현 · 홍영택. 2012. “유 · 무선 RDD를 결합한 혼합조사설계: 2011 서울시장 보궐선거 예측조사 사례 연구.” 《응용통계연구》 25(1): 153-162.
- 장덕현 · 홍영택 · 조성겸. 2014. “가중방법으로 선거여론조사의 편향을 얼마나 줄일 수 있나: 컴퓨터 시뮬레이션 사례.” 《조사연구》 15(2): 105-121.
- Cho, S. K. and D. H. Jang. 2013. “Opinion Surveys Conducted Using Mobile Phones with Supplementary Landline Survey.” KOSTAT Conference.
- Curtin, R., S. Presser, and E. Singer. 2000. “The Effect of Response Rate Changes on the Index of Consumer Sentiment.” *Public Opinion Quarterly* 64: 413-428.
- Greenwald, A., C. Carnot, R. Beach, and B. Young. 1987. “Increasing Voting Behavior by Asking People if They Expect to Vote.” *Journal of Applied Psychology* 72: 315 - 318.
- Groves, R.M. and E. Peytcheva. 2008. “The Impact of Nonresponse Rates on Nonresponse Bias: Meta Analysis.” *Public Opinion Quarterly* 72 (2): 167-189.
- Halpenny, G. and D. Ambrose. 2006. “Whither Survey Response Rates: Do They Still Matter?” 2006 MRIA Response Rate Committee.

- Keeter, S., C. Miller, A. Kohut, R.M. Groves, and S. Presser. 2000. "Consequences of Reducing Nonresponse in a National Telephone Survey." *Public Opinion Quarterly* 64: 125-148.
- Lavrakas, P.J. and M.W. Traugott. 2000. *Election Polls, the News Media, and Democracy*. New York: Chatham House Publishers.
- Merkle, D. and M. Edelman. 2002. "Nonresponse in Exit Polls: A Comprehensive Analysis." In *Survey Nonresponse*. Groves R.M., D.A. Dillman, J.L. Eltinge, and R.J.A. Little(eds.). 243-258. New York: Wiley.
- Rubin, D.B. 1987. *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. New York: Wiley.
- Voogt, R.J.J. and H.V. Kempen. 2002. "Nonresponse Bias and Stimulus Effect in the Dutch National Election Study." *Quality & Quantity* 36: 325-345.

<접수 2014/9/11, 수정 2014/10/30, 게재확정 2014/11/12>