공익법인 외부감사 의무화가 공시 적시성과 재공시 행태에 미치는 영향

신상화*

본 연구는 2020년 신설된 '수입금액 50억 원 이상' 공익법인에 대한 외부회계감사 의무화 제도를 준자연실험으로 활용하여, 제도 도입이 공익법인의 공시 적시성과 재공시 행태에 미친 효과를 분석하였다. 2018년부터 2024년까지의 국세청 공익법인 공시자료를 균형 패널로 구성하고 수입금액 기준점 인근 법인들을 대상으로 이중차분법을 적용한 결과, 1개월 이상 장기 지연 공시가 감소하는 방향의 효과가 관찰되었다. 재공시 측면에서는 제도 도입 직후 처치군의 재공시 빈도가 통제군 대비 증가한 뒤 점차 수렴하는 동태적 패턴이 확인되었다. 이는 잠재되어 있던 오류가 외부감사 과정을 통해 수정되고 이후 안정화되었음을 시사한다. 이러한 결과는 본 연구가 식별한 제도 도입 효과가 명목상 규정 변화에 그치지 않고 실제 외부감사 수검이라는 이행 경로와도 연결되어 있음을 보여주며, 외부감사 의무화가 비영리 부문의 공시 품질 개선에 기여할 수 있음을 시사한다.

JEL Classification: M41, M42, M48, L31
핵심 주제어: 공익법인, 외부회계감사, 공시 품질, 늑장공시, 재공시
DOI: 10.23299/bokeri.2026.32.2.004

* 충남대학교 무역학과 부교수 (E-mail: shinsan6@cnu.ac.kr, Tel: 042-821-5552)

이 연구는 충남대학교(교육·연구 및 학생지도비)에 의해 지원되었음

논문 투고일: 2026.3.3, 논문 수정일: 2026.5.13, 게재 확정일: 2026.5.19.

Ⅰ. 서론

「상속세 및 증여세법」에 따른 공익법인은 학술(교육), 사회복지, 의료, 종교 등 공익적 목적을 위해 설립된 비영리법인을 지칭하며, 세제 혜택을 받는 대신 결산서류 등의 공시 의무를 부담한다. 그러나 늑장공시(법정 기한 이후 공시)나 재공시(오류 수정을 위한 반복 공시)와 같은 공익법인의 공시 품질에 대한 우려가 제기된 바 있다(김형모 외, 2023). 공익법인은 대부분 전담 회계 인력 없이 운영되는 영세한 조직으로, 내부적으로 공시의 정확성과 적시성을 자체 검증할 체계가 구조적으로 부재한 경우가 많다. 실제로, 외부회계감사 의무가 확대 도입되기 직전인 2019 귀속연도 기준으로 본 연구의 분석 대상 법인들 중 20.3%가 법정 기한을 초과하여 공시하였고, 89.6%가 오류 수정을 위한 재공시를 실시한 것으로 나타났다. 공시 의무가 이미 부과되어 있음에도 불구하고 이처럼 낮은 수준의 적시성과 정확성이 관찰된다는 사실은, 공시제도의 실효성을 담보하기 위한 추가적인 제도적 개입이 필요했음을 잘 보여준다.

정부는 이와 같은 공익법인의 공시 품질 문제에 대응하여 결산서류 등의 공시 의무 대상을 단계적으로 확대해 왔다(상속세 및 증여세법 시행령 제43조의5). 당초 공시 의무는 자산총액 10억 원 이상인 공익법인에 한정되었으나, 2011년 7월 25일 이후 사업연도분부터는 자산총액 10억 원 이상 또는 수입금액과 출연재산의 합이 5억 원 이상인 법인으로 확대되었다. 이어 2014년 1월 1일이 속한 사업연도 분부터는 자산총액 5억 원 이상 또는 수입금액과 출연재산의 합이 3억 원 이상인 법인으로 기준이 강화되었으며, 2020년 1월 1일이 속한 사업연도 분부터는 종교법인을 제외한 모든 공익법인이 공시 의무 대상으로 포함되었다(국세청, 2025).

이러한 공시 의무 대상 확대와 병행하여, 2020년「상속세 및 증여세법」제50조 및 같은 법 시행령 제43조의3 개정을 통해 공익법인에 대한 외부회계감사 의무 대상이 대폭 확대되었다. 개정 전에는 직전 사업연도 말 총자산가액이 100억 원 이상인 공익법인만이 외부감사 대상이었으나, 개정 후에는 다음 세 가지 요건 중 하나라도 충족하면 외부감사를 받아야 하는 것으로 기준이 강화되었다: 1) 직전 사업연도 말 총자산가액이 100억 원 이상, 2) 직전 사업연도의 수입금액과 출연받은 재산가액의 합계가 50억 원 이상, 3) 직전 사업연도의 출연받은 재산가액이 20억 원 이상. 이 기준은 직전 사업연도 실적에 근거하여 당해 사업연도의 외부감사 의무 여부를 결정하므로, 2020년 1월 1일 이후 개시하는 사업연도분부터 적용된다.

본 연구는 이 중 두 번째 요건인 수입금액 50억 원 기준의 신설에 주목한다. 기존의 자산 100억 원 기준은 이미 도입되어 있었으며, 출연재산 증가분 조건은 공시 자료에서 명확히 식별하기 어려울 뿐만 아니라 실제 대규모 재산 출연이 발생하는 빈도가 극히 낮아 분석 대상으로 삼기 어렵다. 반면 수입금액 50억 원 기준은 2020년에 새로이 도입된 요건으로서 해당 기준에 적용되는 공익법인에게는 명확한 정책 충격으로 작용할 수 있다.

이에 본 연구는 해당 기준의 신설이 공익법인의 공시 행태에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 앞서 언급한 것과 같이 공익법인의 공시 행태는 늑장공시와 재공시가 존재하는 등 실제 제도가 의도하는 높은 품질의 공시 자료가 공개되지 못하고 있는 실정이다. 공익법인의 늑장공시와 재공시 행위를 공시 품질의 대리지표로 삼고, 외부감사 의무화 이후 이 지표가 어떻게 변화하였는지를 분석하였다.

분석 결과, 외부감사 의무화는 공익법인의 공시 품질에 유의미한 영향을 미친 것으로 나타났다. 우선, 공시 적시성 측면에서는 외부감사 대상으로 새롭게 분류된 공익법인의 장기 늑장공시 확률이 감소하는 방향의 효과가 확인되었고, 재공시 빈도의 경우 제도 도입 직후인 2020~2021년에 유의하게 증가하다가 이후 점차 안정화되는 동태적 패턴이 발견되었다. 이러한 동태적 패턴은 제도 도입 초기 잠재 오류의 수정 가능성이 증가한 뒤 공시 절차가 점차 안정화되는 과정으로 해석할 수 있다. 또한, 이상의 결과는 다양한 분석 범위(Bandwidth)와 처치군 정의를 달리한 분석에서도 강건하게 유지되었다.

본문은 다음과 같이 구성하였다. 제 Ⅱ장에서는 관련 선행연구를 살펴본 뒤 제 Ⅲ장에서는 식별전략으로 사용된 제도 변화에 대해 상세히 소개하였다. 제 Ⅳ장에서는 표본의 구성과 분석 모형 등 연구 설계에 대해 설명한 뒤 제 Ⅴ장에서 실증분석 결과를 제시하였다. 마지막으로 제 Ⅵ장에서는 결과를 요약하고 정책적 시사점을 도출하였다.

Ⅱ. 선행연구

공익법인 및 비영리조직의 공시 품질과 외부감사 효과에 관한 선행연구는 크게 비영리조직의 재무보고 오류 행태, 외부감사인의 특성과 공시 품질 간의 관계, 외부감사 의무화 규제의 인과적 효과, 그리고 공익법인 공시제도의 설계와 법적 과제 등으로 구분해서 정리해 볼 수 있다.

우선, 비영리조직이 재무비율을 유리하게 보이기 위해 지출 항목을 왜곡 보고하는 경향이 있음은 다수의 연구에서 확인되었다. Krishnan et al.(2006)은 미국 비영리조직에서 모금비용을 체계적으로 과소 계상하는 행태가 존재함을 실증적으로 보였으며, Keating et al.(2008) 또한 텔레마케팅 캠페인 관련 모금비용 회계 처리에서 유사한 과소보고 경향을 확인하였다. Burks(2015)는 이러한 문제를 보다 포괄적으로 분석하여, 비영리조직의 감사된 재무제표 중 약 6%에서 오류가 발견되며 이는 같은 기간 상장기업보다 약 60% 높은 수준임을 밝혔다.

이러한 왜곡 보고 문제에 대해 외부감사인의 존재와 특성이 비영리조직의 회계 품질을 개선할 수 있음을 보여주는 연구도 상당히 축적되어 있다. Krishnan et al.(2006)은 외부 회계사를 선임한 비영리조직에서 모금비용 과소보고 확률이 유의하게 낮아짐을 보였으며, Yetman and Yetman(2012)는 이사회 규모, 감사 시행 여부, 기부자 제약 등 다양한 거버넌스 메커니즘이 강할수록 비영리조직의 자선 비용 보고 정확도가 향상됨을 보여주었다. DeFond and Zhang(2014)는 감사 품질을 “높은 재무보고 품질에 대한 더 강한 보증”으로 정의하고, 감사가 재무보고의 신뢰성을 증진시키는 효과와 이를 측정하기 위한 다양한 지표를 체계적으로 정리하였다. Garven et al.(2018)은 전문 감사인의 선임과 비정상 감사보수가 비영리조직의 공시 품질 향상과 유의한 관련이 있음을 확인하였으며, Fitzgerald et al.(2018)은 미국 대형 비영리조직을 대상으로 감사 파트너 임기와 내부통제 보고 품질 간의 관계를 분석하여, 파트너 임기가 길어질수록 내부통제 보고 품질이 저하됨을 보여주었다. Petrovits et al.(2011)은 비영리조직의 내부통제 취약점이 이후 기부자 및 정부 기관으로부터의 기금 수입 감소로 이어짐을 실증적으로 보였는데, 이는 외부감사가 내부통제 개선을 유도한다면 궁극적으로 공시 품질이 향상되고 이해관계자의 신뢰가 회복될 수 있음을 시사한다. 국내에서는 전규안·박진하(2022)가 현행 공익법인 결산서류 공시제도의 한계를 분석하고, 외부감사 대상 확대를 포함한 종합적인 개선방안을 제시하였다.

비영리 부문에서 외부감사 의무 기준의 외생적 변화를 활용하여 인과적 효과를 식별한 연구도 최근 활발히 이루어지고 있다. Duguay(2022)는 미국 주별 수입 기준 외부감사 면제 기준과 비영리조직 활동 유형에 의한 규모 차이를 활용한 분석을 통해 외부감사 의무가 기부자 행태에 미치는 인과적 효과를 분석하였다. Duguay(2024)는 주별 수입 면제 기준(threshold)을 중심으로 회귀불연속설계(RDD)를 적용하여, 외부감사가 비영리법인의 이해충돌 방지 정책이나 내부고발 정책과 같은 거버넌스 개선을 유도함을 보여주었다. Neely(2011)은 캘리포니아주 비영리 성실법(Nonprofit Integrity Act, 2004) 시행의 초기 효과를 분석하여, 전체적으로 재무보고 품질 개선은 제한적인 반면 회계 비용은 증가하였으나, 이전에 외부감사를 받지 않던 규제 대상 법인에서 상대적으로 큰 폭의 규제 효과가 관찰되고 임원 보수 증가폭 또한 전체 비영리법인 평균 대비 억제되는 효과가 있었음을 보였다. Duguay et al.(2020)은 사베인스-옥슬리법(SOX) 도입이 공개기업 감사시장에 미친 충격이 비영리조직에도 파급되어, 감사 수요 급증에 따른 공급 제약이 비영리조직의 감사 비용을 크게 끌어올리는 결과를 야기하였음을 밝혔다. Desai and Yetman(2015)는 미국 각 주의 비영리법인 관련 법적·보고 규칙 지수를 개발하고, 엄격한 보고 요건이 비영리법인 내부자 보수 감소와 유의하게 관련됨을 보여줌으로써, 주 수준의 규제 강화가 비영리 부문의 실질적 행태 변화를 유도할 수 있음을 시사하였다. 국내에서는 김형모 외(2023)이 공익법인 공시제도 및 국세청 관리감독 강화 이후 재공시 건수와 소요 기간이 유의하게 감소하였음을 보고하였으며, 강상염 외(2022)는 벤포드 법칙을 활용하여 자산총액이 결산서류 공시 및 외부전문가 세무확인 의무 기준에 근접한 공익법인에서 자산수치를 전략적으로 상향조정하는 행태가 존재함을 확인하였다.

제도 설계 측면에서는 규제의 실효성과 부담 간의 균형에 관한 논의도 이루어져 왔다. 이중교(2022)는 현행 공익법인 가산세제도가 의무 위반에 대한 교정 효과는 미흡한 반면 과세 부담이 과중하다는 문제를 지적하며, 단계적 제재 체계의 도입을 제안하였다. 이희숙(2024)는 부처별 중복 감독이 공익법인에 과도한 행정 부담을 초래하고 있음을 분석하고, 독립된 감독 기구를 통한 관리감독 체계의 일원화를 주장하였다.

이상의 선행연구는 비영리조직에 대한 외부감사의 효과를 다양한 관점에서 살펴보고 있으나, 몇 가지 한계가 존재한다. 첫째, 해외 연구의 대부분은 미국의 제도적 맥락에 기반하고 있어 한국 공익법인 공시제도의 고유한 특성을 반영하지 못한다. 둘째, 외부감사 의무화의 인과적 효과를 식별한 기존 연구들(Duguay 2022,

2024; Neely 2011)은 기부자 행태나 거버넌스 관행의 변화에 주로 초점을 맞추었으며, 공시 적시성이나 재공시 빈도와 같은 공시 품질의 직접적 지표에 대한 분석은 상대적으로 부족하다. 셋째, 국내 연구에서도 공익법인 공시 행태를 다루는 선행연구(김형모 외 2023; 강상염 외 2022)가 존재하나, 특정 규제 변화를 준자연실험으로 활용하여 인과적 효과를 엄밀하게 식별한 연구는 아직 존재하지 않는 것으로 보인다.

이상의 선행연구에 비춰볼 때 본 연구의 학술적 기여는 다음의 세 가지로 정리할 수 있다. 첫째, 본 연구는 자율 신고와 약한 사후 제재만으로 구성된 제도 환경에서 외부 감사 의무화로 인한 공시 품질이 어떻게 변화하는지를 인과적으로 살펴보고 있다. 한국 공익법인의 공시 환경에서는 정확하고 적시적인 공시를 유도하는 직접적 유인이 제한적이다. 늑장공시와 재공시에 대한 가산세 부과 강도가 크지 않으며, 사업연도 종료 후 1개월 이내의 자율 정정이 사실상 가산세 없이 허용되는 등 공시자가 처음부터 정확하게 공시하거나 오류를 신속히 교정할 강한 사전적·사후적 유인이 마련되어 있다고 보기 어렵다. 이러한 환경에서 2020년 외부회계감사 의무화는 새로운 외부 검증자를 도입한 외생적 제도 충격으로서, 공시 품질의 실제 변화를 식별할 수 있는 드문 자연실험 환경을 제공한다. 외부감사 의무화가 이처럼 상당한 제도적 변화임에도 불구하고 이 제도 도입의 효과를 인과적으로 분석한 연구는 기존에 존재하지 않는다.

둘째, 결과변수로 선택한 공시 적시성과 재공시 빈도는 공시 의무가 단순히 이행되었는지를 넘어, 공시되는 정보가 얼마나 적시에 어느 정도의 정확성으로 제공되었는지를 보여주는 지표라는 점에서 의의가 있다. 기존 비영리 법인의 공시에 관한 연구가 주로 재무제표 자체의 회계 품질(보고 오류·비용 과소보고 등)이나 외부감사 의무화가 기부자 행태·거버넌스 관행에 미치는 영향에 초점을 맞추어 온 데 비해, 본 연구는 공시 적시성과 재공시 빈도라는 공시 품질의 또 다른 측면을 직접적으로 다룬다. 특히 재공시 빈도는 공시자가 처음부터 정확하게 공시할 사전적 유인과 잘못된 공시를 교정하려는 사후적 의지를 동시에 반영하는 가시적 지표라는 점에서, 자율 신고 중심의 약한 유인 구조에서 제도 변화로 인한 공시 품질의 실제 변화를 관찰하는 데 적합하다.

셋째, 본 연구는 외부감사 의무화가 공익법인의 공시 적시성과 재공시 행태에 실질적 변화를 가져옴을 인과적으로 규명하여 비영리 부문의 외부감사 정책 설계에 실증적 근거를 제공한다. 공익법인 공시 품질을 향상시키기 위해 정책 당국이 꾸준히 제도를 변화시켜 온 상황에서 이러한 정책 변화의 효과는 그간 충분히 검증되지

못한 측면이 있다. 본 연구는 2020년 외부감사 의무화라는 구체적 정책의 효과를 식별함으로써 외부감사 의무 기준의 조정이나 감사인 품질 관리 체계 개선과 같은 후속 정책 논의에 미시적 근거를 제공한다.

Ⅲ. 제도적 배경 및 식별전략

한국에서 공익법인에 대한 관리·감독 체계는 「상속세 및 증여세법」(이하 '상증세법')을 중심으로 발전해 왔다. 공익법인은 상증세법상 비영리법인으로서 종교, 교육, 사회복지, 의료 등의 공익사업을 영위하는 법인으로 정의되며(상증세법 제16조 제1항), 출연재산에 대한 증여세 면제 등 세제 혜택을 부여받는 대신 다양한 납세협력의무를 부담한다. 이러한 의무의 이행 여부를 담보하기 위해 상증세법은 결산서류 공시, 외부전문가 세무확인, 외부회계감사라는 세 가지 투명성 확보 장치를 규정하고 있다.

결산서류 공시제도는 공익법인이 사업연도 종료일로부터 4개월 이내에 국세청 홈택스에 결산서류를 게시하도록 하는 제도이다(상증세법 제50조의3). 공시 의무 대상은 점진적으로 확대되어 왔다. 2011년에는 자산총액 10억 원 이상 또는 수입금액과 출연재산 합계 5억 원 이상이 공시 의무 대상이었으나, 2014년에는 자산총액 5억 원 이상 또는 수입금액과 출연재산 합계 3억 원 이상으로 기준이 낮아졌고, 2020년 1월 1일 이후 개시하는 사업연도부터는 종교단체를 제외한 모든 공익법인을 대상으로 확대되었다. 자산총액 5억 원 미만이면서 수입금액과 출연재산 합계 3억 원 미만인 소규모 공익법인은 간편서식으로 공시할 수 있도록 하였으며 국세청장이 공시요구 또는 오류 시정을 요구하였음에도 1개월 이내에 이행하지 않는 경우 가산세가 부과될 수 있는 제재 조항 또한 존재한다.

외부전문가 세무확인 제도는 1997년 자산총액 50억 원 이상 공익법인을 대상으로 도입된 이후 순차적으로 확대되어, 2014년부터는 자산총액 5억 원 이상 또는 수입금액과 출연재산 합계 3억 원 이상인 공익법인(종교법인 제외)의 경우 출연재산의 공익목적사업 사용 여부 등에 대해 변호사·공인회계사 또는 세무사의 세무확인을 받도록 하고 있다(상증세법 제50조 제1항). 외부회계감사 의무는 2008년 총자산가액 100억 원 이상 공익법인(종교·학교법인 제외)을 대상으로 처음 도입되었으며, 이후 약 12년간 대상 기준의 변경 없이 유지되어 상대적으로 소수의 대형 공익법인만이 외부감사 의무를 부담하였다. 아울러, 기획재정부는 2018년부터

「공익법인회계기준」을 시행하여, 기존의 현금주의·단식부기 방식에서 복식부기 및 발생주의 원칙에 기반한 결산서류 작성으로의 전환을 의무화하였다. 이로써 재무상태표·운영성과표에 더하여 상세 주석의 작성도 필수화되는 등, 결산서류 작성의 난이도가 상당 폭 높아졌다.

〈Table 1〉 Expansion of Disclosure Obligations for Public-Interest Corporations

적용 시점	공시 의무 대상 기준
당초	자산총액 10억 원 이상
2011.7.25 이후 사업연도	자산 10억 원 이상 또는 수입+출연 5억 원 이상
2014.1.1 이후 사업연도	자산 5억 원 이상 또는 수입+출연 3억 원 이상
2020.1.1 이후 사업연도	종교법인 제외 모든 공익법인

Source: 「상속세 및 증여세법 시행령」 제43조의5 (www.law.go.kr)

2020년은 한국 공익법인 투명성 제도에 있어 전환점이 된 해로, 다수의 제도가 동시에 시행 또는 강화되었다. 우선, 결산서류 공시 의무가 종교단체를 제외한 모든 공익법인으로 전면 확대되었다. 아울러, 기획재정부장관이 공익법인 회계감사에 대한 감리를 실시하고 감사기준을 위반한 감사인을 금융위원회에 통보하여 제재하는 회계감사 감리제도도 도입되었다(상증세법 제50조 제5항).

이러한 일련의 제도 강화 가운데 가장 중요한 변화는 외부회계감사 대상의 대폭 확대이다. 개정된 상증세법 제50조 제3항에 따라, 기존의 총자산가액 100억 원 이상 기준에 더하여 (1) 수입금액과 출연재산가액의 합계액이 50억 원 이상인 경우나 (2) 출연재산가액이 20억 원 이상인 경우 외부회계감사를 받도록 하였다(종교·학교법인 제외). 이 개정으로 인해 기존에 외부감사 의무가 없었던 상당수의 중규모 공익법인이 새롭게 감사 대상에 편입되었으며, 외부감사 대상 공익법인은 자체 결산서류뿐 아니라 독립된 외부감사인이 작성한 감사보고서와 첨부 재무제표(주석 포함) 일체를 국세청 홈택스에 의무 공시하도록 하였다. 외부감사 의무를 이행하지 않을 경우에는 가산세가 부과될 수 있고, 일정 요건에서는 공익법인 지정 취소로 이어질 수 있다.

〈Table 2〉 Changes in External Audit Requirements for Public-Interest Corporations

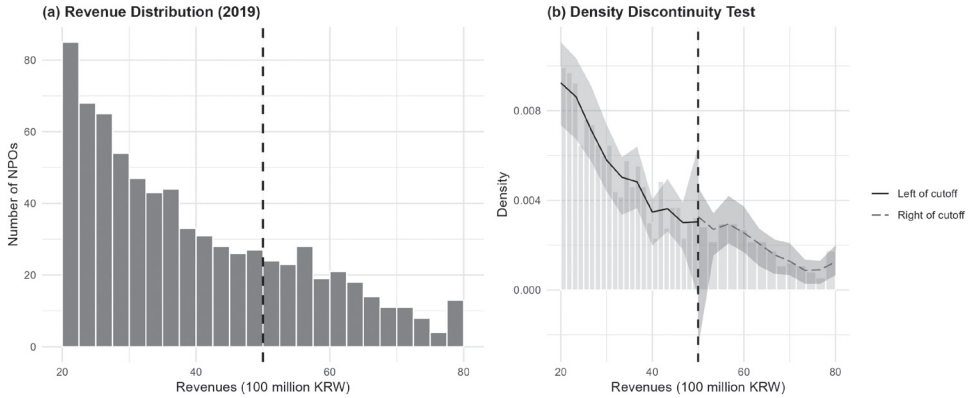
구분	개정 전	개정 후 (2020.1.1 이후 사업연도)
기준 1	총자산 100억 원 이상	(유지) 총자산 100억 원 이상
기준 2		(신설) 수입+출연재산 50억 원 이상
기준 3		(신설) 출연재산 20억 원 이상

Source: 「상속세 및 증여세법」 제50조 제3항(www.law.go.kr)

앞서 서론에서 언급한 바와 같이, 본 연구는 이 중 수입금액 50억 원 기준(기준 2)의 신설에 주목한다. 이 기준은 직전 사업연도의 실적을 기준으로 당해 사업연도의 외부감사 의무 여부를 결정하는 방식으로 적용된다. 가령, 2019 사업연도 수입금액이 50억 원 이상인 공익법인은 2020 사업연도부터 외부회계감사 의무가 발생한다. 따라서, 2020년 귀속분부터 적용되는 해당 제도의 실질적 충격은 2019년 수입금액이 50억 원 이상인 공익법인에 발생하게 된다. 해당 상증세법 개정안이 2019년 9월 국회 기획재정위원회에 회부된 후 심의를 거쳐 2020년 2월경 구체적 수치 기준을 담은 시행령 제43조의3이 개정된 점을 고려할 때 2019년 기준 50억 원을 소폭 초과하는 수입금액을 보유한 공익법인에게는 기준 2의 제도 변경이 상당한 외생적 충격으로 작용하였을 가능성이 높다.

이에 본 연구는 2019년 수입금액을 기준으로 50억 원 부근의 공익법인을 처치군과 통제군으로 구분한 뒤, 제도 시행 전후의 늑장공시 및 재공시 행태의 변화를 이중차분법(Difference-in-Differences)으로 분석하였다. 본 식별 전략은 공익법인이 신규 규제를 예상하여 수입금액을 전략적으로 조정하지 않았다는 가정하에서 유효하다. 만약 2019년 국회 논의 과정에서 제도 변화의 구체적 내용이 공익법인들에게 알려지고 신규 규제를 피하기 위해 수입금액의 사전 하향 조정이 발생하였다면, 본 연구의 식별 전략은 적절하지 않을 것이다.

〈Figure 1〉 Distribution of 2019 Revenue and Density Discontinuity Test



Notes: 1) Panel (a) shows the histogram of 2019 revenues (in 100 million KRW); the vertical dashed line marks the KRW 5 billion audit threshold.
2) Panel (b) shows local polynomial density estimates with 95% confidence intervals around the threshold. The density is continuous at the cutoff (T = -0.820, p = 0.412), indicating no significant bunching.

이를 점검하기 위해 2019년 귀속연도 수입금액의 50억 원 부근 분포를 확인하였다. 〈Figure 1〉은 2019년 수입금액 분포의 히스토그램과 Cattaneo et al.(2020)의 밀도 불연속 검정(Density Discontinuity Test) 결과를 제시한다. 좌측 패널은 실제 자료를 2.5억 원 구간으로 구분하여 생성한 히스토그램을 보여주고 있는데, 50억 원의 좌측 부근에서 소폭 분포가 증가하는 것이 관측된다.

이것이 통계적으로 유의한 것인지를 확인하기 위해 Cattaneo et al.(2020) 검정을 시도하였다. 〈Figure 1〉의 우측 패널은 제도 기준점인 수입금액 50억 원을 기준으로, 좌측 관측치와 우측 관측치 각각에 대해 로컬 다항식으로 추정한 밀도 함수 및 95% 신뢰구간을 나타내고 있다. 두 밀도 함수가 분절점인 50억 원에서 연속이라는 귀무가설에 대한 검정통계량은 -0.820이고, 이에 대응하는 p-value는 0.412로 귀무가설을 기각할 수 없다. 즉, 50억 원 바로 아래 지점에서 비정상적인 밀집(bunching)은 존재하지 않으며, 이는 공익법인이 외부감사 의무를 회피하기 위해 수입금액을 전략적으로 조작하지 않았음을 시사한다. 따라서 수입금액 50억 원 기준의 신설이 외생적 충격으로 작용하였다는 본 연구의 식별 전략은 유효한 것으로 판단된다.

Ⅳ. 분석 자료 및 분석 모형

1. 분석 자료

본 연구의 분석 자료는 국세청 공익법인 공시시스템에 올라와 있는 공익법인의 공시 자료이다. 이 자료에는 공익법인이 공시한 재무 정보, 법인 특성, 공시 이력 등이 포함되어 있다. 공시차수 정보를 활용하면 동일 법인-사업연도에 대한 재공시 여부와 횟수를 식별할 수 있으며, 공시일자와 법정 공시기한의 비교를 통해 늑장공시 여부를 판단할 수 있다.

본 연구에서는 표준서식을 사용하여 공시한 공익법인을 대상으로 한다.[1] 분석 기간은 2018년부터 2024년까지의 귀속연도로 설정하고, 해당 기간 모든 연도에 주요 변수가 관측되는 균형 패널(balanced panel)을 구성하였다. 분석 시작 연도를 2018년으로 설정한 것은 기획재정부 「공익법인회계기준」(고시 제2017-35호)이 2018년 1월 1일부터 시행되었기 때문이다. 이 기준 시행으로 공익법인의 결산서류 작성이 현금주의·단식부기 방식에서 발생주의·복식부기 방식으로 전환되었으며, 재무상태표에 기반한 부채 등 핵심 재무변수들이 이 시점부터 표준화된 방식으로 측정·보고되기 시작하였다. 따라서 2017년 이전 자료는 본 연구에서 사용하는 주요 변수들(특히 재무부채, 순자산 등)에서 일관성을 담보하기 어렵다. 이를 통해 총 6,459개 공익법인의 45,213개 법인-사업연도 관측치가 확보되었다. 〈Table 3〉은 수집된 6,459개 공익법인의 주요 변수에 대한 기술통계량을 보여준다.

1) 공익법인의 결산서류 공시는 자산총액 등에 따라 표준서식과 간편서식으로 구분된다. 표준서식은 상대적으로 규모가 큰 공익법인이 사용하며, 본 연구의 외부감사 의무 대상 기준(수입 50억 원)에 해당하는 법인은 모두 표준서식을 사용한다.

〈Table 3〉 Descriptive Statistics of Key Variables in the Balanced Panel (2018-2024)

변수	N	평균	표준편차	최솟값	중앙값	최댓값
Panel A: 재무 변수 (단위: 억 원)						
수입	45,213	87.9	283.0	0.0	11.2	2,198.0
총자산	45,213	141.2	397.8	0.7	30.8	3,020.4
부채	45,213	36.7	127.1	0.0	1.2	966.0
기부금수입	45,213	4.1	14.3	0.0	0.2	109.9
Panel B: 법인 특성						
이사 수	45,213	8.7	4.7	1	7	30
직원 수	45,213	55.1	138.9	0	5	977.8
Panel C: 공시 행태 변수						
늑장공시	45,213	0.112	0.316	0	0	1
늑장공시(32일+)	45,213	0.042	0.201	0	0	1
지연일수	45,213	4.5	21.7	0	0	151
재공시여부	45,213	0.593	0.491	0	1	1
재공시횟수	45,213	0.982	1.098	0	1	5

Notes: 1) Late filing equals 1 if the financial statements are disclosed after the statutory deadline (four months after the fiscal year-end), and 0 otherwise.
2) Continuous variables (financial variables, number of directors, number of employees, days of delay, and disclosure order) are winsorized at the top and bottom 1% to mitigate the influence of outliers.

재무 변수의 평균과 중앙값 간의 큰 차이(예: 수입 평균 87.9억 원, 중앙값 11.2억 원)는 소수의 대형 법인이 분포의 상단에 위치하는 전형적으로 오른쪽으로 치우친(right-skewed) 분포를 보여준다. 주요 종속변수인 공시 행태를 대리하는 변수들은 늑장공시와 재공시이다. 사업연도 종료일로부터 4개월 이내 공시하지 못한 경우를 늑장공시로 판별하였는데, 자료에는 사업연도 종료월까지의 정보만 존재하여 해당 월이 속한 말일을 사업연도 종료일로 간주하여 분석하였다. 즉, 위 표에 보고된 늑장공시 여부 변수는 실제에 비해 소폭 과소보고되었을 가능성이 있다. 전체 분석기간에 속한 관측치의 평균 늑장공시 비율은 약 11.2%로 분석되었고 재공시 비율은 59.3%로 나타나 과반수의 법인-사업연도 관측치에서 재공시가 이루어진 것으로 나타난다.

〈Table 4〉는 주요 종속변수와 외부감사 이행 비율의 귀속연도별 추이를 보여준다. 표본에 속한 공익법인의 늑장공시 비중은 2019년 20.3%로 높은 수준을 보였으나 2024년 기준 2.5% 수준으로 크게 낮아진 것을 확인할 수 있다. 재공시 법인의 비중 또한 2019년 89.6%에서 2024년 31.6%로 낮아지는 추세를 보이고 있다. 평균 지연일수 역시 최근 연도로 올수록 빠르게 감소하고 있다. 이러한 추세는 외부감사 의무화 효과 분석에서 연도 고정효과의 중요성을 보여준다.

외부감사 이행 비율은 분석 기간 동안 38~42% 수준에서 비교적 안정적으로 유지되었으며, 2020년 외부감사 기준 확대 이후에도 전체 표본에서의 외부감사 이행률 변화는 미미한 것으로 나타난다. 이는 신규 외부감사 대상이 전체 공익법인에서 차지하는 비중이 크지 않기 때문으로, 제도 효과의 식별을 위해서는 해당 기준에 직접 영향을 받는 법인을 대상으로 한 분석이 필요함을 시사한다.

〈Table 4〉 Disclosure Behavior and Audit Compliance by Fiscal Year

귀속연도	N	늑장공시(%)	평균 지연일수	재공시(%)	평균 재공시횟수	외감이행(%)
2018	6,459	13.1	8.4	30.4	0.42	38.3
2019	6,459	20.3	10.6	89.6	1.85	39.4
2020	6,459	5.0	3.2	80.8	1.35	41.7
2021	6,459	17.3	4.0	73.3	1.26	38.7
2022	6,459	17.7	3.0	54.5	0.82	38.8
2023	6,459	2.9	1.7	54.6	0.76	40.0
2024	6,459	2.5	1.0	31.6	0.41	40.3

Notes: Average days of delay and average disclosure order are winsorized at the top and bottom 1%.

2. 분석 모형

앞선 장에서 살펴본 바와 같이, 공익법인의 주요 재무 변수들은 소수의 대형 법인에 집중된 오른쪽으로 치우친(right-skewed) 분포를 띠고 있다. 전체 표본을 대상으로 분석을 수행할 경우, 이미 자산 100억 원 등의 기준으로 외부감사를 받고 있던 대형 법인이나 지나치게 영세한 법인들의 이질성이 결과에 심각한 혼란을 초래할 수 있다. 이러한 표본 이질성 문제는 정책 효과 추정치에 심각한 편의를 초래

할 수 있으므로, 순수한 정책 효과의 식별을 위해서는 분석 대상을 적절히 한정할 필요가 있다.

따라서 2020년에 새롭게 도입된 '수입금액 50억 원' 기준만의 순수한 정책 효과를 식별하기 위해서는, 이 기준선 부근에 위치하여 상호 비교 가능한 공익법인들로 처치군과 통제군을 좁혀서 분석하는 것이 필요하다. 기준선에서 멀리 떨어진 법인까지 포함할 경우, 재무 규모·조직 구조 등에서 처치군과 통제군 간 이질성이 지나치게 커져 두 집단의 사전 추세 동질성을 담보하기 어렵기 때문이다. 이에 본 연구는 수입금액 50억 원 부근의 공익법인을 대상으로 외부감사 의무 신설의 효과를 이중차분법(DID)으로 식별하였으며, 구체적인 분석 모형은 다음과 같다.

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta\left(Treated_i \times Post_t\right) + \delta X_{it} + \epsilon_{it} \tag{1}$$

여기서 Y_{it}는 법인 i의 t기 공시 행태 변수(늑장공시, 재공시 등)를 나타낸다. α_i는 법인 고정효과로, 법인별로 시간에 따라 변하지 않는 고유 특성을 흡수한다. λ_t는 연도 고정효과로 특정 연도에 모든 법인에 공통으로 작용하는 거시적 충격을 통제한다. $Treated_i \times Post_t$는 핵심 상호작용 변수로, $Treated_i$는 법인 i가 처치군(2018·2019년 모두 수입금액 50억 원 이상)에 속하면 1, 통제군이면 0의 값을 가지는 더미변수이며, $Post_t$는 정책 시행 이후 연도(2020년 이후)이면 1, 이전이면 0의 값을 가지는 더미변수이다. 상호작용 변수는 처치군 법인의 정책 시행 이후 기간에 한해 1의 값을 가진다. $Treated_i$와 $Post_t$의 개별 항은 각각 법인 고정효과와 연도 고정효과에 의해 흡수되므로 모형에 별도로 포함하지 않는다. 마지막으로, X_{it}는 통제변수 벡터로, 법인의 재무적 규모와 조직적 복잡성이 공시 행태에 미치는 영향을 통제하기 위해 총자산, 부채, 직원 수, 이사 수 등을 포함한다. 이 분석의 핵심 관심 계수는 β로, 외부감사 의무화의 인과적 효과, 즉 외부감사 의무가 부과된 처치군의 공시 행태가 통제군 대비 정책 시행 이후 차별적으로 변화한 정도를 의미한다. 모든 모형의 표준오차는 법인(사업자번호) 단위로 클러스터링하였다.

분석 표본은 다음과 같은 단계를 거쳐 구성하였다. 우선, 앞서 구성한 균형 패널(6,459개 법인, 2018~2024년)에서 2018~2019년 사전 기간 동안 외부감사를 이행하지 않았으며 자산이 100억 원 미만인 법인만을 추출하였다(3,462개 법인).[2)]

2) 분석 기간 중 이사 수 또는 수입이 0으로 기록된 연도가 있는 법인은 해당 기간 동안 정상적으로 운영되지 않은 것으로 판단하여 제외하였다.

이는 개정 전 이미 자산 기준으로 외부감사를 받고 있던 법인을 제외함으로써, 2020년 신설된 수입 50억 원 기준의 순수한 효과만을 식별하기 위함이다.

다음으로 2018년과 2019년 모두 수입금액이 50억 원 이상인 법인을 처치군으로, 50억 원 미만인 법인을 통제군으로 분류하였다. 이와 같은 안정적 처치군 설정은 처치 상태가 해마다 변동하는 법인이 야기할 수 있는 처치효과의 희석을 방지하는 데에 도움을 준다. 나아가, 본 연구는 처치 배정을 제도 도입 이전 기간의 수입금액 기준으로 고정하고, 이후 실제 수입금액이 기준선을 넘나들더라도 최초 배정된 집단 구분을 유지하는 의도된 처치효과 분석(Intent-to-Treat, ITT) 설계를 채택하였다. 이는 처치 이후 자기선택(self-selection) 문제를 배제하고, 제도 도입이라는 외생적 정책 충격의 순수한 인과적 효과를 식별하기 위한 표준적 접근 방식이다. ITT 설계 하에서 제도 도입 이후 발생하는 집단 이탈—통제군 법인이 실제로 50억 원 기준을 초과하거나 처치군 법인이 기준 이하로 하락하는 경우—은 처치효과 추정치를 과소추정하는 방향으로 작용한다. 따라서 본 연구의 추정치는 실제 처치 효과의 하한으로 볼 수 있다.

마지막으로, 2019년 기준 수입금액이 35~65억 원 범위에 있는 법인만을 포함하여 처치군과 통제군의 비교 가능성을 높였다. 이와 같은 분석 범위(Bandwidth) 설정은 제도 기준점 부근 법인들의 관측 가능한 특성이 유사할 것이라는 가정에 기초한다. 분석 범위 값을 달리함에 따른 분석 결과의 강건성은 이하에서 추가적으로 확인하였다.

이상의 절차를 통해 처치군 87개, 통제군 170개, 총 257개 법인의 1,799개 관측치로 구성된 분석 표본을 확보하였다. 〈Table 5〉는 주요 변수의 기술통계량을 보여준다. 재무 규모를 살펴보면, 수입금액의 평균은 49.8억 원으로 제도 기준점인 50억 원 부근에 위치하며 총자산 평균은 55.9억 원, 평균 직원 수는 61.0명, 평균 이사 수는 8.0명으로 분석되었다. 주요 종속변수를 살펴보면, 늑장공시 비율이 10.0%로 〈Table 3〉에서 정리한 전체 표본과 유사한 수준이며, 재공시여부 평균은 57.0%로 분석 표본 내 과반수의 법인-연도 관측치에서 재공시가 발생하였음을 알 수 있다.

〈Table 5〉 Descriptive Statistics of Key Variables in the Analysis Sample

변수	N	평균	표준편차	최솟값	중앙값	최댓값
Panel A: 재무 변수 (단위: 억 원)						
수입	1,799	49.8	19.0	0.1	47.6	272.3
총자산	1,799	55.9	31.2	0.3	54.0	285.8
부채	1,799	22.5	25.3	0.0	14.2	178.7
기부금수입	1,799	3.1	10.5	0.0	0.0	124.0
Panel B: 법인 특성						
이사 수	1,799	8.0	5.0	1	7	61
직원 수	1,799	61.0	42.8	0	61	402
Panel C: 공시 행태 변수						
늑장공시	1,799	0.10	0.30	0	0	1
늑장공시(32일+)	1,799	0.03	0.17	0	0	1
재공시여부	1,799	0.57	0.50	0	1	1
재공시횟수	1,799	0.92	1.07	0	1	8

Notes: 1) This table is based on a bandwidth of ±KRW 1.5 billion (revenues of KRW 3.5-6.5 billion) and a stable treatment (control) group, defined as firms with revenues at or above (below) KRW 5 billion in both 2018 and 2019.
2) The figures reported in this table reflect the raw values of the variables used in the regression analysis, without the winsorization treatment applied in Table 3.

〈Table 6〉은 2019년 기준 처치군·통제군의 특성 비교를 각각 제시한다. 재무·인력 규모 측면에서 처치군은 통제군에 비해 수입(58.3억 원 vs. 41.6억 원), 총자산(61.9억 원 vs. 47.1억 원), 부채(26.6억 원 vs. 16.8억 원), 직원 수(71.1명 vs. 53.9명) 등에서 체계적으로 크게 나타난다. 이는 수입금액 50억 원을 기준으로 처치군이 배정되는 구조에서 불가피한 수준 차이로, 법인 고정효과에 의해 흡수된다. DID의 핵심 식별 가정은 두 집단의 수준이 동일하다는 것이 아니라, 정책 개입이 없었더라면 두 집단이 동일한 추세를 따랐을 것이라는 평행추세가정(parallel trends assumption)이라는 점을 고려하면 두 집단의 규모 차이는 크게 우려할 부분은 아니다.

한편, 공시 행태 변수를 살펴보면, 전체 늑장공시 비율은 처치군(28.7%)이 통제군(13.5%)보다 높게 나타난다. 그러나 전체 늑장공시 중 상당 비중이 2주 이내의

비교적 짧은 지연으로 구성되어 있으며, 이는 체계적 문제보다는 행정적 부주의나 일시적 오류에 기인할 가능성이 있다. 실제로 이러한 짧은 지연을 배제하면 두 집단 간 격차는 크게 좁혀진다. 이는 공시 적시성을 보다 더 적절히 대리하기 위해서는 행정 처리상 발생할 수 있는 짧은 지연을 배제하는 것이 적절할 수 있음을 시사한다.[3] 재공시 비율은 양 집단 간 차이가 거의 없어(90.6% vs. 89.7%), 사전 기간의 재공시 행태는 유사한 수준이었음을 보여준다.

〈Table 6〉 Pre-Treatment Characteristics of Treated and Control Groups (2019)

변수	통제군(N=170)		처치군(N=87)	
	평균	표준편차	평균	표준편차
수입 (억 원)	41.6	4.4	58.3	4.0
총자산 (억 원)	47.1	26.2	61.9	24.3
부채 (억 원)	16.8	19.8	26.6	22.8
직원 수	53.9	34.9	71.1	36.1
이사 수	8.3	5.1	7.1	3.5
늑장공시 비율 (%)	13.5		28.7	
늑장공시 비율 (15일+, %)	7.7		11.5	
늑장공시 비율 (32일+, %)	5.3		10.3	
재공시 비율 (%)	90.6		89.7	

Notes: 1) This table reports means and standard deviations for the treatment (N=87) and control (N=170) groups in 2019.
2) Financial variables are in 100 million KRW; late-filing and re-disclosure figures are in percent.

3) 본 연구에서는 행정 처리상 발생할 수 있는 짧은 지연을 배제하기 위해 31일을 초과하는 늑장공시를 중심으로 이하 분석 결과를 제시한다. 다만, 이하의 분석 결과는 14일을 초과하는 늑장공시를 중심으로 하여도 정성적인 결과에는 차이가 없음을 밝힌다.

V. 분석 결과

1. DID 및 Event Study 분석

〈Table 7〉은 식 (1)의 이중차분법 추정 결과를 보여준다. 각 종속변수에 대해 법인·연도 고정효과만을 포함한 기본(Baseline) 모형과 통제변수를 추가한 확장(Full Controls) 모형을 나란히 제시하였다.

〈Table 7〉 Difference-in-Differences (DID) Estimation Results

	늑장공시		늑장공시 32일+		재공시여부		3차+ 재공시		재공시횟수	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$Treated_i \times Post_t$	-0.067*	-0.069*	-0.042	-0.048*	0.098*	0.095*	0.121***	0.121***	0.396***	0.398***
	(0.040)	(0.040)	(0.029)	(0.028)	(0.048)	(0.049)	(0.042)	(0.044)	(0.111)	(0.114)
법인 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
통제변수	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
관측치	1,799	1,799	1,799	1,799	1,799	1,799	1,799	1,799	1,799	1,799
법인 수	257	257	257	257	257	257	257	257	257	257

Notes: 1) For each dependent variable, columns (1) and (2) report the Baseline and Full Controls specifications, respectively.
2) Figures in parentheses are firm-level clustered standard errors.
3) Time-varying controls include log(total assets), log(debt+1), number of employees, and number of directors.
4) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

분석 결과 외부감사 의무화는 공시 행태에 유의미한 영향을 미친 것으로 나타난다. 다만, 단순 늑장공시(법정 기한 1일 초과) 지표의 경우 앞서 논의한 바와 같이 행정적 착오나 단순 관행에 기인한 단기 지연이 다수 포함되어 외부감사 의무화의 적시성 개선 효과를 식별하기에 적합하지 않으므로, 본 절에서는 32일 이상 장기 늑장공시 지표를 적시성에 대한 주요 결과로 삼아 해석한다. 첫째, 공시 적시성 측면에서는 32일 이상 장기 늑장공시 확률이 확장 모형에서 약 4.8%p 감소하였다. 이는 처치군의 사전 평균(2019년 기준 10.3%; 〈Table 6〉 참고) 대비 약 47%에 해당하는 상대적 감소로, 처치군 법인의 장기 지연 공시가 절반 가까이 줄어든 것으로

해석할 수 있다. 기본 모형에서는 통계적 유의성이 명확하지 않으나 방향은 일관된다. 둘째, 공시 정확성 측면에서는 재공시여부 확률이 약 9.5~9.8%p 증가하였고, 이는 처치군의 사전 평균(89.7%) 대비 약 11%의 상대적 증가에 해당한다. 3차 이상 재공시 확률은 12.1%p 증가하였으며, 재공시횟수도 약 0.4회 증가하였다. 분석 표본 전체 평균 재공시횟수가 0.92회임을 고려하면 약 43%의 상대적 증가에 해당한다. 이는 외부감사 의무화로 인해 보다 엄격한 회계 검증이 이루어지면서 오류 수정을 위한 재공시가 증가한 것의 영향으로 해석할 수 있다. 모든 종속변수에서 시간가변 통제변수 추가 여부와 관계없이 추정 계수의 크기, 방향, 유의성이 매우 안정적이며, 이는 연도 및 법인 고정효과가 충분한 통제력을 제공하고 있음을 시사한다.

이중차분법의 식별 가정인 평행추세가정(parallel trends assumption)에 대한 점검과 제도 효과의 동태적 패턴을 파악하기 위해 2019년을 기준 연도로 하는 다음의 Event Study 모형을 추정하였다.

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{k \neq 2019} \beta_k \cdot (Treated_i \times 1[t = k]) + \epsilon_{it} \tag{2}$$

위 식에서 $1[t = k]$는 연도 t가 k인 경우 1의 값을 갖는 지시함수이며, β_k는 기준 연도인 2019년 대비 연도 k의 처치 효과를 나타낸다. 기준 연도(2019년)에 해당하는 상호작용항은 제외되므로, 모든 k는 2019년을 기준으로 한 상대적 처치 효과로 해석된다. 처치 전 기간($k<2020$)의 추정치가 0과 통계적으로 유의하게 다르지 않으면 평행추세가정을 지지하는 증거로 해석할 수 있으며, 처치 후 기간($k \geq 2020$)의 추정치는 제도 효과의 동태적 패턴을 보여준다.

〈Table 8〉 Event Study Estimation Results

	늑장공시	늑장공시 (32일+)	재공시여부	3차+재공시	재공시횟수
Treated×2018	-0.166***	-0.032	-0.042	0.017	0.102
	(0.062)	(0.038)	(0.063)	(0.068)	(0.138)
Treated×2020	-0.158***	-0.063	0.126**	0.376***	0.954***
	(0.055)	(0.040)	(0.057)	(0.084)	(0.198)
Treated×2021	-0.127*	-0.077*	0.188**	0.141*	0.589***
	(0.066)	(0.040)	(0.073)	(0.083)	(0.203)
Treated×2022	-0.191***	-0.060	-0.012	0.061	0.214
	(0.071)	(0.042)	(0.078)	(0.081)	(0.185)
Treated×2023	-0.127**	-0.053	-0.024	0.038	0.204
	(0.063)	(0.040)	(0.081)	(0.079)	(0.183)
Treated×2024	-0.154**	-0.062*	0.085	0.011	0.244
	(0.060)	(0.037)	(0.075)	(0.073)	(0.169)

Notes: 1) All specifications include corporation and year fixed effects. Standard errors clustered at the firm level are reported in parentheses.
2) *** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$.

Event Study 결과에서 다음과 같은 패턴이 확인된다. 우선, 본 연구가 관심을 두고 있는 모든 종속변수에서 $Treated$×2018 변수가 통계적으로 유의하지 않아 평행추세가정이 충족되고 있음을 확인할 수 있다. 다만, 공익법인에 관한 제도 변화가 2018년과 2020년에 존재하여 사전 처치기간으로 2018년만을 보고 있기에 제한적인 근거로 해석할 필요가 있다.

다음으로, 재공시 관련 변수에서 단기적으로 변수 값이 증가한 뒤 수렴하는 뚜렷한 동태적 패턴이 관찰된다. 재공시여부, 3차+ 재공시, 재공시횟수 모두 2020년과 2021년에 통계적으로 유의한 증가가 관측된다. 재공시횟수 변수의 경우 2020년 추정치는 0.954로 2019년 대비 평균적으로 약 0.95회의 추가적인 공시 증가가 있었음을 알 수 있다. 재공시여부의 경우 2020년 12.6%p, 2021년 18.8%p의 증가가 관측되어 재공시가 외부감사 도입 직후 빠르게 증가하였음을 확인할 수 있다. 하지만, 2022년부터는 세 변수 모두 계수가 통계적 유의성을 잃고 0에 수렴하는 양상이 나타난다.

이상의 동태적 패턴, 즉 외부감사 도입 직후 재공시가 급증하였다가 2022년 이후 통계적 유의성을 잃고 수렴하는 양상은, 제도 도입 초기에 공시자료에 대한 수정이 집중적으로 이루어진 뒤 점차 이전 수준으로 안정화되었음을 시사한다. 이러한 결과에 대해서는 두 가지 해석이 가능하다. 첫째, 기존 공시자료에 의도적 누락이나 부정이 존재하였고, 이것이 외부감사인의 개입을 통해 공개적으로 교정된 결과로 볼 수 있다. 둘째, 의도적 부정이 아니더라도 전담 회계 인력이 없는 영세 조직에서 누적된 오류들이 외부감사 도입 초기에 집중적으로 수정되었을 가능성이다. 공익법인은 규모나 전문성 측면에서 영리법인과 질적으로 다르며, 기존 연구에서도 공익법인 공시자료의 부실성은 지속적으로 지적되어 온 사항이다. 이 점에서 본 연구는 재공시 증가를 영리법인의 수정공시(restatement)처럼 의도적 누락의 부정적 신호로 해석하기보다는, 외부감사 도입과 함께 영세 조직에 내재된 구조적 부실성에 대한 오류 수정 가능성이 증가한 것으로 해석할 수 있다고 본다. 다만, 이러한 해석의 타당성을 엄밀히 검증하기 위해서는 재공시된 항목과 수정 금액을 일일이 추적하여 수정의 중대성을 평가하는 추가 분석이 필요하나, 이는 본 연구의 범위를 벗어나며 향후 과제로 남긴다.

마지막으로, 32일 이상 늑장공시의 경우 제도 도입 이후 계수가 일관되게 음(-)의 방향을 유지하나 2021년과 2024년에서만 10% 수준에서 통계적으로 유의한 감소가 관측되었다. 이는 외부감사 의무화가 장기 공시 지연을 완화하는 방향으로 작용하였음을 시사한다. 다만, 연도별 추정치의 통계적 유의성이 매년 일관되게 확인되지는 않으므로, 공시 적시성 개선 효과는 재공시 관련 지표에 비해 상대적으로 신중하게 해석할 필요가 있다.[4] 분석 기간 동안 분석 표본 전체에서 늑장공시 비율이 빠르게 하락하는 공통 추세가 존재하였다는 점을 고려하면, 본 결과는 외부감사 의무화가 전반적인 공시환경 개선 흐름 위에서 처치군의 장기 지연을 추가적으로 낮추는 데 일부 기여하였다는 제한적 증거로 해석하는 것이 적절할 것이다.

4) 앞서 논의한 바와 같이 단순 늑장공시(법정 기한 1일 초과) 지표의 경우 행정적 착오나 단순 관행에 기인한 경우가 상당수 포함되어 있어 외부감사의 적시성 개선 효과를 식별하기에 적합하지 않은 것으로 판단한다.

2. 강건성 분석

가. 분석 범위(Bandwidth) 민감도 분석

분석 결과의 표본 선택에 대한 민감도를 확인하기 위해, 수입금액 50억 원 기준점 주변의 분석 범위를 ±5억 원에서 ±30억 원까지 변화시키며 DID 모형을 반복 추정하였다. 〈Table 9〉는 주요 종속변수에 대한 결과를 보여준다.

〈Table 9〉 Sample Bandwidth Sensitivity Analysis

BW	법인 수	늑장공시(32+)	재공시여부	3차+재공시	재공시횟수
±5	64	-0.061	0.104	0.147	0.405*
±10	152	-0.040	0.123**	0.135**	0.459***
±15	257	-0.048*	0.095*	0.121***	0.398***
±20	366	-0.044*	0.072*	0.134***	0.407***
±25	496	-0.027	0.066*	0.133***	0.373***
±30	656	-0.006	0.048	0.120***	0.354***

Notes: 1) Significance levels are based on standard errors clustered at the firm level.
2) ***: $p<0.01$, **: $p<0.05$, *: $p<0.1$.

분석 범위를 달리한 결과는 앞선 기본 분석의 핵심 해석을 대체로 지지한다. 가장 일관적인 패턴은 재공시 관련 지표에서 확인된다. 특히 재공시횟수 변수는 매우 좁은 분석 범위를 적용한 경우에도 양(+)의 방향을 유지하고, 분석 범위를 넓혀도 추정치의 방향과 유의성이 크게 흔들리지 않는다. 이는 외부감사 의무화 이후 처치군에서 재공시가 일시적으로 증가했다는 기본 DID 및 Event Study 결과가 특정 분석 범위 선택에 의해 우연히 발생한 결과가 아님을 보여준다. 재공시여부는 3차 이상 재공시나 재공시횟수에 비해 다소 민감하게 반응하지만, 이 역시 중간 범위의 분석 범위에서는 기본 분석과 동일한 양(+)의 효과를 보인다.

32일 이상 늑장공시의 경우에도 모든 분석 범위에서 계수가 음(-)의 방향을 유지한다는 점은 기본 분석의 방향성과 일치한다. 다만 통계적 유의성은 주요 중간 분석 범위에서만 확인되고, 표본이 지나치게 좁거나 넓어지는 경우에는 약화된다. 이는 장기 늑장공시 감소 효과가 존재하더라도 재공시 관련 효과에 비해 추정 정밀도가 낮으며, 앞서 논의한 것처럼 공시 적시성 개선 효과는 제한적 증거로 해석하는 것이 타당함을 다시 보여준다.

종합하면, 분석 범위 민감도 분석은 본 연구의 주요 결론을 뒷받침한다. 재공시 관련 결과는 분석 범위 변화에도 가장 강건하게 유지되며, 장기 늑장공시 결과는 통계적 유의성에서는 상대적으로 약하지만 일관된 방향성을 보인다. 따라서 기본 분석에서 사용한 ±15억 원 분석 범위는 표본 크기와 기준점 주변 비교가능성 사이의 균형을 확보하면서, 전체적인 추정 패턴을 대표하는 합리적인 선택으로 판단된다.[5)]

나. 처치군 변경에 따른 강건성 점검

기본 분석에서는 처치 상태의 연도별 변동으로 인한 처치효과의 희석을 방지하기 위해 2018년과 2019년 두 해 모두 수입금액 50억 원 이상(미만)인 법인만을 안정적 처치군(통제군)으로 한정하여 분석을 수행하였다. 본 절에서는 이러한 엄격한 조건을 완화하여, 정책 시행 직전 해인 2019년 단일 연도의 수입금액 50억 원 이상 여부만을 기준으로 처치군과 통제군을 재정의한 '일반 처치군' 분석을 수행한다.

2019년 단일 기준을 적용할 경우, 기본 분석에 사용된 동일한 ±15억 원 분석 범위 내에서의 분석 표본은 308개 법인(2,156개 관측치)으로, 기본 분석의 257개 법인(1,799개 관측치)에 비해 확대된다.

〈Table 10〉 Difference-in-Differences (DID) Estimation Results: General Treatment Group

	늑장공시		늑장공시 32일+		재공시여부		3차+ 재공시		재공시횟수	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$Treated_i \times Post_t$	-0.040	-0.043	-0.050*	-0.050**	0.086*	0.087*	0.093***	0.092***	0.339***	0.345***
	(0.035)	(0.034)	(0.026)	(0.025)	(0.042)	(0.042)	(0.036)	(0.037)	(0.094)	(0.094)
법인 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
통제변수	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
관측치	2,156	2,156	2,156	2,156	2,156	2,156	2,156	2,156	2,156	2,156
법인 수	308	308	308	308	308	308	308	308	308	308

Notes: 1) For each dependent variable, columns (1) and (2) report the Baseline and Full Controls specifications, respectively.
2) Figures in parentheses are firm-level clustered standard errors.
3) Time-varying controls include log(total assets), log(debt+1), number of employees, and number of directors.
4) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

5) 모든 분석 범위에 대해 Event Study 분석 또한 수행하여 사전 계수()에 대한 점검도 함께 수행하여 사전 계수의 절댓값이 15억 원 분석 범위의 결과와 크게 다르지 않으며 어떤 분석 범위에서도 통계적으로 유의하지 않음을 확인하였다.

분석 결과, 일반 처치군을 적용한 이중차분법 추정치는 안정적 처치군을 가정한 앞선 기본 분석과 부호, 방향, 그리고 통계적 유의성 측면에서 매우 일관된 양상을 보였다. 구체적으로 살펴보면, 공시 적시성 지표인 32일 이상 늑장공시 확률은 통제변수를 포함한 모형 기준 -0.050**로 추정되어, 기본 분석의 -0.048*과 마찬가지로 외부감사 의무화 이후 처치군의 적시성이 개선되었음을 재확인하였다. 또한, 공시 정확성 및 검증 강도를 반영하는 재공시여부, 3차 이상 재공시 확률, 연속변수인 재공시횟수에서도 앞선 분석과 마찬가지로 통계적으로 유의한 증가가 관찰되었다. 두 집단의 늑장공시 감소와 재공시 빈도 증가라는 핵심 구조가 여전히 높은 통계적 유의성을 유지한다는 점은, 본 연구의 발견이 처치군의 정의에 강건한(robust) 결과임을 의미한다.

이상의 결과는 외부감사 의무화가 도입되기 직전 시점을 기준으로 처치-통제집단을 구분한 뒤 외부감사 의무화 이후의 공시 품질을 분석하고 있다는 점에서 처치의도 효과(Intent-to-Treat Effect; ITT)를 의미한다. 따라서, 이 결과는 실제 공익법인이 외부감사를 수감함에 따른 효과라기 보다는 외부감사 의무화라는 제도 도입의 효과로 해석할 필요가 있다. 이는 새로운 정책 도입의 효과를 분석함에 있어 사용되는 표준적 접근방법으로 제도 도입에 따라 외부감사를 실제 수검한 법인에서 실제 긍정적 외부감사 효과가 발생하였다면 그에 비해 일반적으로 더 작은 값을 갖는다. 외부감사가 의무화되었다고 할지라도 제도 변화에 순응하지 않는 집단이 다수 존재할 수 있기 때문이다. 따라서 실제 외부감사를 수검한 법인에 귀속되는 처치효과, 즉 국소평균처치효과(Local Average Treatment Effect; LATE)를 식별하기 위해서는 정책 지정을 도구변수로 활용하는 도구변수 추정이 요구되며, 이를 위해서는 우선 정책 지정이 실제 외부감사 수검 행위로 이어졌는지를 확인하는 분석이 동반될 필요가 있다.

3. 확장 분석: 실제 외부감사 수검과 공시 행태 변화의 관계

본 연구의 핵심 질문은 외부감사 의무화라는 제도 도입이 공시 행태에 미친 인과적 효과를 식별하는 것이며, 이 관점에서 앞서 제시한 ITT 추정치와 강건성 분석 결과가 정책 효과의 일차적 추정치가 된다. 본 절에서는 이를 확장하여 정책의 불완전한 준수를 고려한 도구변수 이중차분(DID-IV) 설계를 채택하고, $Treated_i \times Post_t$를 도구변수로 하는 2SLS 추정을 수행하였다. 구체적으로, 정책 지정이 실제 외부감사 수검 행위로 이어졌는지를 확인하는 1단계 분석을 통해 제도에 대한

실질적 순응도를 평가한 뒤, 앞서 분석한 처치의도효과(ITT)의 결과와 결합하여 실제 외부감사를 수검한 법인에 귀속되는 국소평균처치효과(LATE)를 추정하였다. 이를 통해 처치의도효과(ITT) 추정치가 불완전한 이행에 의해 얼마나 희석되었는지를 파악하고, 외부감사라는 거버넌스 개입 자체의 효과를 실제 수검자 관점에서 재해석하고자 한다.

가. 1단계 분석: 정책 지정이 실제 외부감사 수검에 미친 영향

우선, 법인 i가 연도 t에 실제 외부회계감사를 수검한 경우 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수 D_{it}를 종속변수로 다음 모형을 추정하였다.

$$D_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_{1st}(Treated_i \times Post_t) + \delta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

변수들의 정의는 식 (1)과 동일하며 계수 β_{1st}는 정책 지정이 실제 외감 수검 확률을 얼마나 증가시켰는지를 나타낸다.

〈Table 11〉 First-Stage Estimation Results

변수	(1) Baseline	(2) Full Controls
Treated×Post	0.311***	0.343***
	(0.051)	(0.050)
법인 고정효과	Yes	Yes
연도 고정효과	Yes	Yes
시간가변 통제변수	No	Yes
관측치	1799	1799
법인 수	257	257
First-stage F	37.8	47.8

Notes: 1) The dependent variable is an indicator for actual external-audit uptake.
2) Standard errors clustered at the firm level are reported in parentheses.
3) The first-stage F exceeds the Montiel Olea and Pflueger (2013) weak-instrument threshold of 23.1 in both specifications.
4) ***: p<0.01, **: p<0.05, *: p<0.1.

1단계 분석 결과 계수 β_{1st}는 Baseline 모형에서 0.311***, Full Controls 모형에서 0.343***으로 추정되어 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이는 수입금액 50억 원 초과로 외부감사 의무 대상에 지정된 법인의 실제 외부감사 수검률이 그렇지 않은 법인에 비해 약 31.1%p에서 34.3%p 가량 높아졌음을 의미한다. First-stage F값은 두 모형에서 각각 37.8과 47.8로 Montiel Olea and Pflueger (2013)이 클러스터 표준오차 환경에서 제시한 약한 도구변수(weak instrument) 판별 기준값 23.1을 크게 상회한다. 이는 가산세 및 공익법인 지정 취소 등 법적 제재 구조가 실질적 집행력을 확보하여 처치 지정이 실제 외부감사 수검 행위로 이어졌음을 뒷받침한다.

다음 표는 1단계 분석의 Event Study 결과를 나타낸다. 외부감사가 의무화되기 이전 시점인 2018년의 경우 처치군과 통제군 모두에서 외부감사를 수행한 공익법인이 없어 사전 처치 차이가 정확히 0이며, 2020년 이후 모든 연도에서 1단계 계수가 통계적으로 유의하게 나타나 도구변수의 강도가 특정 시점에 국한되지 않고 분석 기간 전체에 걸쳐 안정적으로 유지됨을 확인할 수 있다.

〈Table 12〉 First-Stage Event Study

변수	외감 수검 여부
Treated×2018	-
Treated×2020	0.198***
	(0.058)
Treated×2021	0.324***
	(0.061)
Treated×2022	0.397***
	(0.061)
Treated×2023	0.338***
	(0.063)
Treated×2024	0.297***
	(0.064)

Notes: 1) The dependent variable is an indicator for actual external-audit uptake. 2019 is the reference year.
2) Standard errors clustered at the firm level are reported in parentheses. For 2018, no corporation in either the treatment or control group had undergone an external audit, so the pre-treatment difference is exactly zero.
3) ***: p<0.01, **: p<0.05, *: p<0.1.

나. 실제 수검 법인에 대한 처치효과

다음으로, 식 (3)의 1단계 회귀에서 얻은 예측값 $\hat{D}_{it}$를 내생 처치변수의 대체값으로 투입하여 다음 2단계 추정식을 설정하였다.

$$Y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta_{LATE}\hat{D}_{it} + \delta X_{it} + \epsilon_{it} \tag{4}$$

$\hat{D}_{it}$는 1단계 추정에서 예측된 외부감사 수검 확률을 의미하며, β_{LATE}는 정책 대상으로 지정되었고 실제 외부감사를 수검한 법인에 귀속되는 처치효과를 나타낸다. 이 추정이 인과적으로 유효하기 위해서는 도구변수가 결과변수에 미치는 영향이 실제 외부감사 수검이라는 경로를 통해서만 작동한다는 배제제약(exclusion restriction)이 성립해야 한다. 일반적으로 배제제약을 검증할 수는 없으나, 현행 상증세법상 수입금액 50억 원 기준 지정은 외부감사 수검 의무를 발생시킬 뿐 지정 자체가 별도의 공시 의무 강화나 국세청의 추가적 모니터링을 수반하지 않는다는 점에서 이 가정은 합리적인 것으로 판단된다.

〈Table 13〉 DID-IV Estimation Results

	늑장공시		늑장공시 32일+		재공시여부		3차+ 재공시		재공시횟수	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$Treated_i \times Post_t$	-0.216	-0.201	-0.135	-0.139	0.314*	0.277*	0.390***	0.352**	1.274***	1.163***
	(0.137)	(0.124)	(0.096)	(0.086)	(0.164)	(0.147)	(0.149)	(0.136)	(0.407)	(0.364)
법인 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
연도 고정효과	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
통제변수	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
관측치	1799	1799	1799	1799	1799	1799	1799	1799	1799	1799
법인 수	257	257	257	257	257	257	257	257	257	257

Notes: 1) For each dependent variable, columns (1) and (2) report the Baseline and Full Controls specifications, respectively.
2) Figures in parentheses are firm-level clustered standard errors.
3) Time-varying controls include log(total assets), log(debt+1), number of employees, and number of directors.
4) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

〈Table 13〉의 2SLS 추정치는 정책 지정의 효과(ITT)를 실제 외부감사 수검 증가분으로 나누어, 실제 수검자에게 귀속되는 효과(LATE)로 환산한 값을 나타낸다($\hat{\beta}_{LATE} = \hat{\beta}_T / \hat{\beta}_{1st}$). 앞선 1단계 분석에서 정책 대상으로 지정된 법인 중 실제 외부감사를 수검한 비율이 약 34%($\hat{\beta}_{1st}$)로 추정되었기 때문에, LATE 추정치는 ITT 추정치의 약 2.9배(≈1/0.343) 크기로 나타난다. 이는 외부감사 의무화의 평균적 정책 효과가 불완전한 이행으로 인해 희석되어 관찰되며, 실제 외부감사를 수검한 법인에 귀속되는 효과는 더 크게 추정될 수 있음을 의미한다. 따라서 〈Table 13〉은 실제 외부감사 수검 법인에 귀속되는 효과의 방향과 경제적 크기가 앞선 ITT 결과와 대체로 일관되며, 주분석의 인과적 해석을 실제 수검자 관점에서도 뒷받침한다는 점에서 의의가 있다.

Ⅵ. 결론

본 연구는 2020년 새롭게 신설된 수입금액 50억 원 이상 공익법인에 대한 외부회계감사 의무화 규정을 준자연실험으로 활용하여, 외부감사 의무화 제도 도입이 공익법인의 공시 적시성과 정확성에 미친 정책 효과를 분석하였다. 2018년부터 2024년까지의 국세청 공익법인 공시자료를 균형 패널로 구성하고, 수입금액 50억 원 기준점 부근의 비교 가능한 법인들을 대상으로 이중차분법을 적용함으로써, 공통적인 시간 추세와 법인별 고유 특성을 통제한 상태에서 제도 도입에 따른 공익법인의 늑장공시 및 재공시에 어떤 영향이 있었는지를 식별하고자 하였다.

분석 결과, 외부감사 의무화는 공익법인의 공시 행태에 두 가지 방식으로 영향을 미친 것으로 나타났다. 첫째, 공시 적시성 측면에서는 32일 이상 장기 늑장공시를 중심으로 처치군의 늑장공시 확률이 감소하는 패턴이 확인된다. 다만 이 효과는 모든 세부 분석에서 동일한 수준의 통계적 정밀도를 보이지는 않으므로, 장기 지연공시가 완화되는 방향의 증거로 해석하는 것이 적절하다. 둘째, 재공시 측면에서는 제도 도입 직후 처치군의 재공시 빈도가 통제군 대비 유의하게 증가한 뒤 이후 점차 안정화되는 동태적 패턴이 관찰되었다. 이는 영리법인의 수정공시와 같이 단순히 부정적 신호로 해석하기보다는, 전담 회계 인력이 부족한 공익법인에 내재되어 있던 공시 오류가 외부감사인의 개입을 통해 초기에 집중적으로 교정되고, 이후 공시 절차가 안정화되는 과정으로 이해할 수 있다.

이러한 해석은 분석 범위를 달리하거나 처치군 정의를 변경한 민감도 분석에서도

대체로 유지된다. 또한, 불완전 이행을 고려한 DID-IV 분석은 외부감사 의무화가 실제 외부감사 수검을 유의하게 증가시켰음을 보여주며, 실제 수검자 기준의 추정치도 주분석의 추정 결과와 대체로 같은 방향으로 나타난다. 이는 제도 도입의 평균적 효과가 불완전한 이행으로 인해 희석되어 관찰되며, 실제 외부감사를 수검한 법인에서는 같은 방향의 효과가 더 큰 크기로 나타날 수 있음을 시사한다.

이상의 분석 결과는 기존 연구가 충분히 설명하지 못한 공백을 보완한다. 김형모 외(2023)이 공시제도 및 국세청 감독 강화 이후의 재공시 감소라는 거시적 추세를 관찰한 데 비해, 본 연구는 이러한 공통 흐름을 통제한 상태에서 2020년 외부감사 의무화의 효과를 별도로 식별하였다. 특히 전체 공익법인의 재공시 감소 추세 이면에서, 처치군의 재공시가 제도 도입 직후 일시적으로 증가하는 상반된 패턴을 확인함으로써 제도적 충격의 미시적 작동 방식을 보여준다. 이러한 증거는 공익법인의 영세성과 전담 인력 부족을 고려할 때 외부감사 의무화가 행정적·비용적 부담을 수반할 수 있음에도, 장기 지연 공시의 완화와 잠재된 오류의 공개적 교정이라는 측면에서 제도적 효용을 가질 수 있음을 시사한다. 또한, Petrovits et al.(2011)이 규명한 것과 같이 장기적 관점에서 외부감사 의무화를 통해 공시 품질이 개선될 경우 공익 법인과 기부자 간의 정보 비대칭이 완화되고 공익법인의 순기능이 확대되는 효과를 기대할 수 있으며, 이는 주요 후속 연구 주제 중 하나가 될 수 있으리라고 판단한다.

본 연구의 결과는 외부감사 의무 기준의 조정이나 감사인 품질 관리 체계의 개선과 같은 후속 정책 논의에 실증적 근거를 제공할 수 있을 것으로 기대한다. 다만 해석에는 두 가지 한계가 따른다. 우선, 본 연구는 재공시여부와 빈도를 공시 정확성의 지표로 활용하지만, 개별 재공시의 원인이 단순한 기재 오류의 수정인지, 중요한 정보의 누락이나 회계처리 오류에 대한 지적 때문인지를 구분하지 못한다. 따라서 본 연구의 재공시 결과는 외부감사 의무화 이후 수정 공시가 평균적으로 증가하였음을 보여주지만, 그 증가가 어떤 유형의 오류 교정에서 비롯되었는지는 직접 식별하지 못한다. 이 점을 확인하기 위해서는 수정 재공시의 항목별 특성을 고려한 후속 분석이 필요하다. 다음으로, 본 연구는 수입금액 50억 원 기준 인근의 공익법인을 대상으로 한 국지적 식별 결과이므로, 이를 일반화하는 것에는 주의가 필요하다. 공익법인은 수입 규모, 사업 분야, 회계 인력과 내부통제 수준에서 이질성이 클 수 있으므로, 외부감사 의무화의 효과 역시 이러한 조직 특성에 따라 달라질 가능성이 있다.

〈참고문헌〉

강상염·김동욱·고미현 (2022), “벤포드 법칙을 이용한 공익법인의 회계투명성 검증,” 『정부회계연구』 제20권 제1호, 한국정부회계학회, pp. 33-70.

국세청 (2025), 『2025 공익법인 세무안내』, 국세청.

기획재정부 (2017), 『공익법인회계기준』, 기획재정부 고시 제2017-35호.

김형모·박진하·박경호 (2023), “공익법인 공시제도 강화가 공익법인의 재공시에 미치는 영향,” 『회계정보연구』 제41권 제4호, 한국회계정보학회, pp. 163-191.

이중교 (2022), “공익법인 가산세제도의 개선방안에 대한 연구,” 『저스티스』 제189호, 한국법학원, pp. 370-399.

이희숙 (2024), “실무 관점에서 본 비영리·공익법인 현행법 한계와 과제,” 『재산법연구』 제40권 제4호, 한국재산법학회, pp. 15-30.

전규안·박진하 (2022), “공익법인 투명성 확보를 위한 결산서류 등의 공시 개선방안,” 『회계저널』 제31권 제5호, 한국회계학회, pp. 163-192.

Burks, J. J. (2015), “Accounting Errors in Nonprofit Organizations,” *Accounting Horizons*, Vol. 29(2), pp. 341-361.

Cattaneo, M. D., M. Jansson, and X. Ma (2020), “Simple Local Polynomial Density Estimators,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 115(531), pp. 1449-1455.

DeFond, M. and J. Zhang (2014), “A Review of Archival Auditing Research,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 58(2-3), pp. 275-326.

Desai, M. A. and R. J. Yetman (2015), “Constraining Managers without Owners: Governance of the Not-for-Profit Enterprise,” *Journal of Governmental & Nonprofit Accounting*, Vol. 4(1), pp. 53-72.

Duguay, R. (2022), “The Economic Consequences of Financial Audit Regulation in the Charitable Sector,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 60(4), pp. 1463-1498.

Duguay, R. (2024), “The Effect of Financial Audits on Governance Practices: Evidence from the Nonprofit Sector,” *The Accounting Review*, Vol. 99(6), pp. 157-189.

Duguay, R., M. Minnis, and A. Sutherland (2020), “Regulatory Spillovers in Common Audit Markets,” *Management Science*, Vol. 66(8), pp. 3389-3411.

Fitzgerald, B. C., T. C. Omer, and A. M. Thompson (2018), “Audit Partner Tenure and Internal Control Reporting Quality: U.S. Evidence from the Not-for-Profit Sector,” *Contemporary Accounting Research*, Vol. 35(1), pp. 334-364.

Garven, S. A., A. W. Beck, and L. M. Parsons (2018), “Are Audit-Related Factors Associated with Financial Reporting Quality in Nonprofit Organizations?” *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, Vol. 37(1), pp. 49-68.

Keating, E. K., L. M. Parsons, and A. A. Roberts (2008), "Misreporting Fundraising: How Do Nonprofit Organizations Account for Telemarketing Campaigns?" *The Accounting Review*, Vol. 83(2), pp. 417-446.

Krishnan, R., M. H. Yetman, and R. J. Yetman (2006), "Expense Misreporting in Nonprofit Organizations," *The Accounting Review*, Vol. 81(2), pp. 399-420.

Montiel Olea, J. L. and C. Pflueger (2013), "A Robust Test for Weak Instruments," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 31(3), pp. 358-369.

Neely, D. G. (2011), "The Impact of Regulation on the U.S. Nonprofit Sector: Initial Evidence from the Nonprofit Integrity Act of 2004," *Accounting Horizons*, Vol. 25(1), pp. 107-125.

Petrovits, C., C. Shakespeare, and A. Shih (2011), "The Causes and Consequences of Internal Control Problems in Nonprofit Organizations," *The Accounting Review*, Vol. 86(1), pp. 325-357.

Yetman, M. H. and R. J. Yetman (2012), "The Effects of Governance on the Accuracy of Charitable Expenses Reported by Nonprofit Organizations," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 29(3), pp. 738-767.

Mandatory External Audits, Disclosure Timeliness, and Re-disclosure Behavior of Public-Interest Corporations

Sangwha Shin*

This study exploits the 2020 introduction of mandatory external audits for public-interest corporations with revenues of KRW 5 billion or more as a quasi-natural experiment to examine how the requirement affected these corporations' disclosure timeliness and re-disclosure behavior. Using a balanced panel of National Tax Service disclosure data (2018~2024) and a difference-in-differences design around the revenue threshold, we find a reduction in long-delay disclosures (32 days or more) among the treatment group, while re-disclosure frequency rises immediately after the reform and then gradually converges. This dynamic pattern suggests that external audits operate less by immediately reducing errors than by prompting the open correction of latent ones. Instrumental-variable estimates that account for actual audit uptake yield effects in the same direction but of larger magnitude, indicating that the identified effect is tied to genuine audit implementation rather than a mere change in nominal rules and that mandatory external audits can improve disclosure quality in the nonprofit sector.

JEL Classification: M41, M42, M48, L31
Keywords: public-interest corporation, external audit, disclosure quality, late filing, re-disclosure
DOI: 10.23299/bokeri.2026.32.2.004

* Associate Professor, Department of International Trade, Chungnam National University. (E-mail: shinsan6@cnu.ac.kr, Tel: 042-821-5552)

Received: 3 March 2026, Received in revised form: 13 May 2026, Accepted: 19 May 2026.