우리사주제도가 기업의 ESG 성과에 미치는 영향에 관한 실증분석
- ESG 세부 영역 및 기업 특성의 이질성을 중심으로 -

요 약

본 연구는 우리사주제도(Employee Stock Ownership Plan, ESOP)가 기업의 ESG (Environmental, Social, Governance) 성과에 미치는 영향을 실증적으로 분석하는 것을 목적으로 한다. 기존 연구가 우리사주제도의 재무적 성과에 주로 초점을 맞춘 데 비해, 본 연구는 비재무적 성과인 ESG와의 관계를 분석한 국내 최초의 실증연구로서 의의를 갖는다. 특히 2026년 ESG 공시 의무화를 앞둔 시점에서 우리사주제도의 ESG 효과를 규명하는 작업은 학술적·정책적으로 시의성이 높다.

분석을 위해 2012년부터 2023년까지 한국거래소에 상장된 비금융기업 941개사의 8,172개 기업-연도 관측치를 활용하였다. ESG 성과는 한국ESG기준원의 통합등급 및 세부 영역별(E, S, G) 등급으로 측정하였으며, 우리사주제도는 지분율과 보유 여부로 측정하였다. 연도 및 산업 고정효과를 포함한 OLS 회귀분석을 기본 모형으로 하고, 시차분석과 2단계 최소자승법(2SLS)을 통해 내생성 문제를 보완하였다.

분석 결과, 우리사주제도는 기업의 통합 ESG 성과를 유의하게 향상시키는 것으로 나타났다. 우리사주 지분율이 1%p 증가할 경우 ESG 등급은 0.03점, 우리사주 보유 기업은 미보유 기업 대비 0.15점 높은 ESG 등급을 보였다($p<0.01$). ESG 세부 영역별로는 지배구조(G) 영역에서 가장 강한 효과($\beta=0.04$, $p<0.01$)가 확인되었으며, 사회(S) 영역에서는 제한적인 긍정적 효과가, 환경(E) 영역에서는 유의한 효과가 관찰되지 않았다. 조절효과 분석 결과, 환경민감업종에서는 우리사주제도의 환경 성과 개선 효과가 오히려 약화되었고, 재벌 소속 여부는 유의한 조절효과를 보이지 않았다. 강건성 검증에서 일부 계수의 통계적 유의성은 약화되었으나, 효과의 방향성은 일관되게 유지되었다.

본 연구는 우리사주제도가 종업원의 주인의식과 경영 감시 기능을 강화함으로써 ESG 성과, 특히 지배구조 개선에 기여할 수 있음을 실증적으로 제시하며, 기업의 ESG 전략 수립과 관련 정책 설계에 시사점을 제공한다.

주제어: 우리사주제도, ESG, 지배구조, 종업원 소유, 패널회귀분석

I. 서 론

21세기 기업경영 환경은 ESG(Environmental, Social, Governance)라는 새로운 패러다임의 부상과 함께 근본적인 전환기를 맞이하고 있다. 2015년 지속가능발전목표(SDGs)와 파리기후협약의 채택, 2019년 미국 비즈니스라운드테이블의 이해관계자 자본주의 선언, 그리고 COVID-19 팬데믹을 계기로 한 기업의 사회적 책임에 대한 인식 제고는 ESG를 기업가치 평가의 핵심 요소로 부각시켰다. 실제로 ESG와 같은 지속가능경영 활동은 단순한 윤리적 선택을 넘어, 기업의

조직 운영 방식과 장기 재무성과에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 보고되고 있다(Eccles, Ioannou, & Serafeim, 2014). 글로벌 ESG 투자 규모가 2020년 기준 35조 달러를 상회하고, 국내에서도 자산총액 2조 원 이상 상장기업에 대한 ESG 공시 의무화가 단계적으로 시행될 예정인 상황에서, 기업의 ESG 성과를 결정하는 요인을 규명하는 작업은 학술적·실무적으로 중요한 과제로 인식되고 있다. 특히 어떠한 기업 내부의 제도적 장치가 ESG 성과 개선에 기여할 수 있는지에 대한 연구는 기업의 전략적 의사결정과 정책 설계 모두에 실질적인 시사점을 제공할 수 있다.

이러한 맥락에서 본 연구는 우리사주제도(Employee Stock Ownership Plan, ESOP)에 주목한다. 우리사주제도는 종업원에게 자사주 취득 기회를 제공함으로써 근로자와 기업 간 이해관계를 일치시키는 제도로서, 1968년 국내 도입 이후 반세기 이상의 운영 역사를 축적해 왔다. 대리인이론의 관점에서 우리사주제도는 종업원을 잔여청구권자로 전환시켜 주인의식을 고취하고, 이해관계자이론의 관점에서는 핵심 이해관계자인 종업원의 이해를 기업의 소유구조에 반영하는 제도로 해석될 수 있다. 또한 소유권이론에 따르면, 우리사주제도는 종업원의 기업특수적 인적자본 투자를 촉진하고 내부 감시 기능을 강화함으로써 장기적 기업가치 창출에 기여할 가능성을 지닌다. 이러한 이론적 논의는 우리사주제도가 단기적 재무성과뿐 아니라 ESG로 대표되는 비재무적 성과에도 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

그러나 우리사주제도와 ESG 성과 간의 관계를 직접적으로 분석한 실증 연구는 매우 제한적이다. 기존의 우리사주제도 관련 연구는 주로 기업성과, 생산성, 임금, 종업원 태도 등 재무적·행동적 성과에 초점을 맞추어 왔으며, 특히 국내 연구에서는 우리사주제도와 ESG 성과 간의 연관성을 체계적으로 검증한 연구를 찾아보기 어렵다. 최근 중국과 미국·유럽 기업을 대상으로 종업원 소유와 ESG 성과 간의 정(+)의 관계를 보고한 연구들이 등장하고 있으나(Liu et al., 2024; Lee et al., 2025), 한국 상장기업을 대상으로 한 실증 연구는 부재한 상황이다. 이러한 연구 공백은 우리사주제도의 역할과 효과에 대한 이해를 제약할 뿐 아니라, ESG 성과 제고를 위한 기업 전략 및 정책적 논의에도 한계를 초래한다.

본 연구는 이러한 문제의식을 바탕으로 우리사주제도가 기업의 ESG 성과에 미치는 영향을 실증적으로 분석하는 것을 목적으로 한다. 구체적으로, 첫째, 우리사주제도의 도입 여부와 보유비중이 기업의 통합 ESG 성과에 미치는 영향을 검증한다. 둘째, ESG 세부 구성요소(E, S, G)별로 그 효과의 차이를 분석한다. 셋째, 환경민감 산업 여부와 재벌 소속 여부에 따른 조절효과를 검증한다. 넷째, 시차변수와 도구변수를 활용한 분석을 통해 시간적 선후관계를 점검하고 내생성 문제를 보완한다. 본 연구는 우리사주제도와 ESG 성과 간의 관계를 한국 상장기업을 대상으로 체계적으로 분석한 국내 최초의 실증연구로서, 우리사주제도의 비재무적 효과에 대한 학술적 이해를 확장하고 기업의 ESG 전략 수립에 실무적 시사점을 제공하고자 한다.

본 연구는 2012년부터 2023년까지 한국거래소 상장 비금융기업 941개사를 대상으로 한 8,172개의 기업-연도 관측치를 활용하여 실증분석을 수행한다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 이론적 배경과 선행연구 검토를 통해 연구가설을 설정하고, 제3장에서는 연구자료와 방법론을 설명한다. 제4장에서는 실증분석 결과를 제시하며, 제5장에서는 연구 결과를 종합하고 시사점과 향후 연구과제를 논의한다.

II. 이론적 배경 및 가설설정

1. 우리사주제도와 ESG 성과의 이론적 관계

우리사주제도(Employee Stock Ownership Plan, ESOP)가 기업의 ESG 성과에 미치는 영향은 대리인이론, 이해관계자이론, 그리고 소유권이론을 통해 이론적으로 설명될 수 있다. 대리인이론(Meckling and Jensen, 1976)에 따르면, 우리사주제도는 종업원을 단순한 근로자가 아닌 주주로 전환함으로써 경영자에 대한 감시 유인을 강화하고, 단기적 재무성과보다는 장기적 기업가치와 지속가능성에 대한 관심을 제고시킬 수 있다. 이해관계자이론(Freeman, 2010)의 관점에서는 우리사주제도가 기업의 핵심 이해관계자인 종업원의 이해를 소유구조에 반영하는 제도적 장치로 기능하며, 소유권이론(Alchian and Demsetz, 1972; Hansmann, 1996)은 우리사주제도가 종업원에게 잔여청구권과 부분적인 잔여통제권을 부여함으로써 기업특수적 인적자본에 대한 투자 유인을 강화한다고 설명한다. 이러한 이론적 논의를 바탕으로, 우리사주제도가 ESG 성과 개선으로 이어지는 구체적인 메커니즘은 다음의 세 가지로 정리할 수 있다.

첫째, 이해관계 일치(interest alignment) 메커니즘이다. 종업원이 기업의 주주가 될 경우 기업 성과에 대한 이해관계가 경영자 및 기존 주주와 보다 밀접하게 정렬된다. 종업원은 임금뿐 아니라 고용 안정성과 기업의 존속 가능성에 민감하기 때문에, 파산위험을 낮추고 장기적 안정성을 확보하려는 유인을 갖는다. 이러한 특성은 환경사고 예방, 산업재해 감소, 안전한 근로환경 조성 등 ESG 경영이 추구하는 장기적 가치창출 목표와 자연스럽게 부합한다.

둘째, 심리적 소유권(psychological ownership) 메커니즘이다. 우리사주제도는 종업원에게 기업에 대한 주인의식을 형성함으로써 조직시민행동을 촉진할 수 있다(Pierce et al., 2001). 주인의식을 지닌 종업원은 기업의 명성과 평판을 개인의 효용과 연계하여 인식하게 되며, 이는 친사회적 행동과 규범 준수, 그리고 ESG 관련 활동에 대한 자발적 참여로 이어질 가능성이 크다. Zhou et al.(2024)은 중국 상장기업을 대상으로 한 실증분석에서 우리사주제도가 감독 및 인센티브 효과를 통해 기업의 위험감수 행동에 영향을 미친다는 점을 보고함으로써, 종업원 소유가 기업의 의사결정 행태에 실질적인 영향을 미칠 수 있음을 보여준다.

셋째, 장기지향성(long-term orientation) 메커니즘이다. 우리사주제도에 참여한 종업원은 단기적 이익보다는 기업의 지속가능한 성장과 장기적 가치에 보다 큰 비중을 두게 된다. Bova et al.(2015)은 종업원 지분율이 높은 기업일수록 단기 성과보다 장기적 관점에서의 투자 결정을 내리는 경향이 있음을 실증적으로 보여준다. 또한 종업원의 만족도와 참여 수준은 단기적으로 시장에 완전히 반영되지 않는 무형자산(intangible asset)에 해당하지만, 장기적으로 기업가치에 유의한 영향을 미치는 것으로 보고되고 있다(Edmans, 2011). ESG 활동은 단기적으로 비용을 수반할 수 있으나, 장기적으로는 기업의 리스크 관리, 평판 제고 및 지속가능한 가치창출에 기여한다는 점에서, 종업원의 장기지향성을 강화하는 우리사주제도와 높은 정합성을 갖는다고 볼 수 있다.

최근 들어 우리사주제도와 ESG 성과 간의 관계를 직접적으로 분석한 실증연구도 점차 축적되고 있다. Kong et al.(2023)은 중국 상장기업을 대상으로 우리사주제도가 기업의 환경 관여도(environmental engagement)를 제고하는 효과가 있음을 Journal of Business Ethics에 보고하였다. 또한 미국 기업을 대상으로 한 Lee et al.(2025)의 연구는 광범위한 종업원 지분 소유

(broad-based employee share ownership)가 기업의 환경성과와 정(+)의 관계를 보인다는 실증적 증거를 Business & Society에 제시하였다. Braam et al.(2024)은 유럽 기업 패널자료를 활용하여 이익공유 및 주식소유를 포함한 종업원 재무참여(Employee Financial Participation)가 기업의 사회적 성과에 긍정적 영향을 미친다는 결과를 보고하였다. 이 외에도 종업원 참여와 ESG 성과 간의 관계를 분석한 연구들이 등장하고 있으나(Crifo and Rebérioux, 2024), 한국 기업을 대상으로 한 실증 연구는 아직 부재한 상황이다.

이상의 이론적 논의와 선행연구를 종합하면, 우리사주제도는 종업원의 이해관계 정렬, 주인의식 형성, 그리고 장기지향적 의사결정을 통해 기업의 ESG 성과를 제고할 잠재력을 지닌 제도로 해석될 수 있다. 이에 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 1: 우리사주제도는 기업의 통합 ESG 성과에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

2. ESG 세부 영역별 차별적 효과

한편, 우리사주제도의 효과는 ESG의 세부 구성요소별로 동일하게 나타나기보다는, 각 영역의 특성에 따라 상이하게 발현될 가능성이 있다. 앞서 논의한 세 가지 메커니즘—이해관계 일치, 심리적 소유권, 장기지향성—이 ESG의 환경(E), 사회(S), 지배구조(G) 각 영역에 미치는 영향력은 그 직접성과 즉시성에서 차이가 있을 수 있기 때문이다.

이론적으로 볼 때, 우리사주제도는 종업원의 소유 참여와 감시 유인을 강화하는 제도적 특성을 지니고 있어, ESG 중에서도 특히 지배구조(G) 영역에 가장 직접적인 영향을 미칠 것으로 예상된다. 대리인이론의 관점에서, 종업원이 주주로 참여할 경우 경영진에 대한 모니터링 기능이 강화되고, 이는 대리인 비용 감소와 의사결정의 투명성 제고로 이어질 수 있다(Faleye et al., 2006). 종업원 주주는 내부 정보에 대한 접근성이 높고 경영진의 행동을 직접 관찰할 수 있는 위치에 있으므로, 외부 주주에 비해 효과적인 감시 기능을 수행할 수 있다. 이러한 내부 감시 기능의 강화는 이사회 독립성, 경영 투명성, 주주권 보호 등 지배구조의 핵심 요소와 직접적으로 연결된다.

사회(S) 영역에서도 우리사주제도는 노사관계 개선, 종업원 만족도 제고, 내부 이해관계자의 권익 보호 등을 통해 긍정적인 영향을 미칠 가능성이 있다. 종업원의 주인의식 강화는 직장 내 안전문화 정착, 협력적 노사관계 형성, 인적자본 투자 확대 등으로 이어질 수 있다. 다만 이러한 효과는 기업의 인사·노무 정책, 산업 특성, 노동시장 환경 등 다양한 요인의 영향을 받을 수 있어, 지배구조 영역에 비해 상대적으로 간접적으로 나타날 가능성이 있다.

반면, 환경(E) 영역의 경우 대규모 설비투자, 기술혁신, 규제 대응 등이 핵심적인 결정요인으로 작용하는 경우가 많다. 온실가스 감축, 친환경 생산공정 도입, 환경경영시스템 구축 등은 상당한 자본투자와 기술적 역량을 필요로 하며, 이는 종업원의 소유의식 제고만으로 단기간에 가시적인 성과 개선이 이루어지기 어려운 영역이다. 물론 종업원의 환경의식 제고와 자발적 참여가 환경성과에 기여할 수 있으나, 그 효과는 지배구조 영역에 비해 간접적이고 장기적으로 나타날 가능성이 높다.

이러한 논의를 종합하면, 우리사주제도의 효과는 ESG 전반에 걸쳐 나타날 수 있으나, 그 영향력은 지배구조(G) 영역에서 가장 두드러지고, 사회(S) 영역에서 중간 수준이며, 환경(E) 영역에서 가장 약할 것으로 예상된다. 이에 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 1-1: 우리사주제도의 ESG 개선 효과는 지배구조(G) 영역에서 가장 강하게 나타날 것이다.

3. 환경민감업종의 조절효과

환경민감업종(Environmentally Sensitive Industries)에 속한 기업은 환경오염 유발 가능성이 상대적으로 높아 정부 규제와 사회적 감시에 보다 강하게 노출되는 경향이 있다(Cho and Patten, 2007). 이러한 환경에서는 환경성과가 기업의 평판, 비용 구조, 그리고 장기적 존속 가능성에 중요한 영향을 미치게 되며, 종업원 또한 환경 리스크에 대한 인식이 상대적으로 높을 가능성이 크다.

환경민감업종에서 우리사주제도의 환경 성과 개선 효과가 어떻게 나타날지에 대해서는 상반된 예측이 가능하다. 한편으로는, 환경민감업종의 종업원이 우리사주제도를 통해 기업의 주주로 참여할 경우, 환경성과 개선이 자신의 경제적 이해와 직접적으로 연결된다고 인식할 유인이 강화될 수 있다. 환경사고나 규제 위반은 기업가치 하락으로 직결되므로, 종업원 주주는 환경 관련 규정 준수, 오염 저감 활동, 친환경 경영에 대한 내부적 지지와 참여를 확대할 가능성이 있다. 이 경우 우리사주제도의 환경 성과 개선 효과는 환경민감업종에서 더욱 강화될 것이다.

그러나 다른 한편으로는, 환경민감업종에 속한 기업들은 이미 강한 환경규제, 높은 사회적 감시, 엄격한 공시 요구에 지속적으로 노출되어 있어, 환경경영 수준이 제도적으로 일정 수준 이상 확보되어 있을 가능성이 크다. 이 경우 우리사주제도와 같은 내부적 거버넌스 장치가 환경성과에 대해 추가적인 한계효과를 제공하기 어려울 수 있다. 즉, 환경규제 및 외부 압력이 강한 산업에서는 우리사주제도의 효과가 오히려 제한적으로 나타날 가능성도 존재한다.

실제로 Sun and Liu(2023)는 중국의 고오염 산업 기업을 대상으로 한 실증분석에서 우리사주제도 시행 기업의 환경성과가 유의미하게 개선된다는 결과를 보고한 바 있다. 다만 Braam et al.(2024)의 유럽 기업 연구에서는 종업원 재무참여가 환경(E) 성과에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타나, 선행연구의 결과가 일관되지 않은 상황이다. 선행연구의 결과가 혼재된 상황에서, 본 연구는 탐색적 관점에서 환경민감업종에서의 조절효과를 검증하고자 한다. 환경민감업종에서는 환경 리스크가 기업가치에 미치는 영향이 크고 종업원의 환경의식이 상대적으로 높을 수 있다는 점을 고려하여, 우선 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 1-2: 환경민감업종에 속한 기업에서 우리사주제도의 환경(E) 성과 개선 효과는 상대적으로 더 강하게 나타날 것이다.

4. 재벌 소속 여부의 조절효과

한국의 재벌기업(공정거래위원회가 지정한 대규모기업집단 소속 기업)은 총수 일가의 높은 지분율과 피라미드식 지배구조를 특징으로 한다(Chang, 2003). 이러한 소유집중 구조에서는 지배주주의 영향력이 강하게 작용하여, 소액주주나 종업원 주주의 의사결정 참여와 감시 기능이 제약될 가능성이 있다.

이러한 맥락에서 재벌 소속 기업에서는 우리사주제도가 종업원에게 일정 수준의 소유권을 부여하더라도, 그 영향력이 경영진 또는 지배주주의 의사결정에 실질적으로 반영되기 어려울 수

있다. 우리사주조합의 지분율은 대부분의 기업에서 총수 일가의 지분율에 비해 현저히 낮으며, 의결권 행사에 있어서도 구조적 제약이 존재할 수 있다. 결과적으로 우리사주제도를 통한 감시 기능 강화나 지배구조 개선 효과는 비재벌 기업에 비해 상대적으로 약화될 가능성이 존재한다. Kim and Ouimet(2014)는 대주주 지분율이 높은 기업일수록 우리사주제도의 성과 효과가 제한적으로 나타난다는 실증 결과를 제시하며, 이러한 논의를 뒷받침한다. 이에 본 연구는 재벌 소속 여부가 우리사주제도의 ESG 효과를 조절할 수 있다는 가설을 설정한다.

가설 2: 재벌 소속 기업에서는 우리사주제도의 ESG 개선 효과가 비재벌 기업에 비해 약화될 것이다.

III. 연구방법론

1. 연구표본 및 자료수집

본 연구는 한국거래소(KRX)에 상장된 기업을 대상으로 우리사주제도와 ESG 성과 간의 관계를 실증적으로 분석한다. 분석기간은 2012년부터 2023년까지 총 12년이며, 유가증권시장(KOSPI)과 코스닥시장(KOSDAQ)에 상장된 비금융업 기업을 표본으로 선정하였다. 표본기간을 2012년부터 설정한 이유는 한국ESG기준원(구 한국기업지배구조원)의 ESG 평가자료가 체계적으로 구축되기 시작한 시점이며, 우리사주제도 관련 공시자료 역시 비교적 안정적으로 확보될 수 있는 시기이기 때문이다. 또한 2010년대 초반 이후 ESG에 대한 사회적·제도적 관심이 본격적으로 확대되었다는 점에서, 본 연구의 분석기간은 우리사주제도와 ESG 성과 간의 관계를 검증하기에 적절한 시기로 판단된다.

표본선정 과정에서는 다음과 같은 기준을 적용하였다. 첫째, 은행·증권·보험업 등 금융업에 속한 기업은 자본구조, 규제 환경, 재무지표의 해석이 일반 제조업 및 서비스업과 근본적으로 상이하므로 표본에서 제외하였다. 둘째, 재무자료 또는 ESG 평가자료가 충분히 확보되지 않은 기업은 분석의 일관성을 확보하기 위해 제외하였다. 셋째, 재무변수의 극단치로 인한 분석 결과의 왜곡을 방지하기 위해, 주요 연속형 재무변수는 상·하위 1% 수준에서 윈저라이징(winsorization) 처리하였다.

이러한 기준을 적용한 결과, 최종 표본은 941개 기업으로 구성되었으며, 총 8,172개의 기업-연도 관측치가 분석에 사용되었다. 다만 종속변수인 ESG 평가등급은 한국ESG기준원의 평가대상 범위와 공표 방식에 따라 변수별로 관측치 수에 차이가 존재한다. 지배구조(G) 등급의 경우 한국ESG기준원이 2003년부터 모든 상장기업을 대상으로 평가를 실시해 왔기 때문에 분석기간 전체에 걸쳐 결측치가 없어 총 8,172개 관측치를 모두 활용할 수 있었다. 반면 통합 ESG 등급 및 환경(E), 사회(S) 등급은 2011년부터 평가가 시작되었으며, 2019년까지는 C·D등급이 공표되지 않아 상대적으로 ESG 성과가 우수한 기업 중심으로 표본이 구성되어 있다. 이에 따라 통합 ESG 등급은 5,044개, 환경(E) 등급은 5,365개, 사회(S) 등급은 5,271개의 관측치가 분석에 포함되었다. 이러한 표본 구성의 특성은 ESG/E/S 등급 분석 결과 해석 시 유의할 필요가 있으며, G 등급 분석 결과가 상대적으로 높은 대표성을 갖는다고 판단된다.

본 연구에서 사용된 자료는 다음과 같은 출처로부터 수집하였다. 첫째, 우리사주제도 관련 자료는 FnGuide의 DataGuide 데이터베이스를 통해 수집하였다. DataGuide는 상장기업의 우리사

주조합 보유 지분율을 체계적으로 제공하고 있으며, 이를 바탕으로 우리사주 보유 비중 변수와 우리사주 보유 여부 더미변수를 구성하였다. 둘째, ESG 성과 자료는 한국ESG기준원이 매년 발표하는 ESG 평가등급 자료를 활용하였다. 한국ESG기준원은 국내에서 가장 오랜 역사와 공신력을 갖춘 ESG 평가기관으로, 본 연구에서는 7단계로 구성된 ESG 평가등급을 실증분석에 활용하였다. 셋째, 통제변수로 사용되는 재무자료는 FnGuide의 Value Search 데이터베이스에서 수집하였으며, 일부 결측치에 대해서는 금융감독원 전자공시시스템(DART)을 통해 보완하였다. 넷째, 산업 분류는 한국표준산업분류(KSIC)를 기준으로 대분류 수준에서 적용하였다. 다섯째, 재벌 소속 여부는 공정거래위원회가 매년 지정·공시하는 대규모기업집단 자료를 기준으로 구성하였으며, 환경민감업종 여부는 선행연구(Cho and Patten, 2007)에서 제시된 기준을 한국표준산업분류에 적용하여 정의하였다.

2. 변수의 정의 및 측정

본 연구의 종속변수는 기업의 ESG 성과이다. ESG 성과는 한국ESG기준원이 제공하는 ESG 평가등급을 활용하여 측정하였다. 한국ESG기준원의 ESG 평가는 환경(Environment), 사회(Social), 지배구조(Governance) 영역별로 세부 평가항목을 구성하고 있으며, 각 영역의 성과를 종합하여 기업의 지속가능성과 비재무적 성과를 평가한다. 환경(E) 영역은 환경경영 거버넌스, 위험관리, 운영 및 성과, 이해관계자 소통 등으로 구성되며, 사회(S) 영역은 근로자 거버넌스, 노동관행, 안전보건, 인권, 소비자 이슈, 지역사회 참여 등을 포함한다. 지배구조(G) 영역은 이사회 구조, 주주권 보호, 감사기구, 공시 및 투명성 등을 중심으로 평가된다.

본 연구에서는 ESG 성과를 네 가지 종속변수로 구분하여 분석하였다. ESG_Rating은 통합 ESG 등급으로, 환경(E), 사회(S), 지배구조(G) 영역을 종합한 평가점수이다. 또한 ESG 하위 영역별 차별적 효과를 분석하기 위해 환경 등급(E_Rating), 사회 등급(S_Rating), 지배구조 등급(G_Rating)을 각각 별도의 종속변수로 설정하였다. 7단계 평가등급은 S=7, A+=6, A=5, B+=4, B=3, C=2, D=1로 수치화하였다.

한편 한국ESG기준원의 ESG 평가등급은 해당 연도 기업 활동을 기준으로 익년 11월에 발표된다. 예를 들어, 2022년 회계연도의 기업 활동을 평가한 ESG 등급은 2023년 11월에 공표된다. 이러한 평가 시점의 특성을 고려하여, 본 연구에서는 t년 회계연도의 우리사주 지분율 및 재무변수와, 동일한 t년 회계연도의 기업활동을 평가하여 t+1년 11월에 공표된 ESG 등급을 매칭하였다. 예를 들어, 2022 회계연도의 ESOP 및 재무자료는 2022년 기업활동을 평가한 ESG 등급(2023년 11월 공표)과 대응된다. 이 구조에서 독립변수(우리사주제도)와 종속변수(ESG 등급)는 동일한 회계연도의 기업 상태를 반영하되, ESG 등급의 공표 시점이 1년 후라는 점에서 시간적 선후관계가 자연스럽게 내재되어 있다.

본 연구의 핵심 독립변수는 우리사주제도(Employee Stock Ownership Plan, ESOP)이다. 우리사주제도의 효과를 보다 입체적으로 분석하기 위해, 우리사주제도를 지분율 기준의 연속형 변수와 도입 여부를 나타내는 더미변수의 두 가지 방식으로 측정하였다. ESOP_Ratio는 우리사주조합이 보유한 지분율을 의미하며, 우리사주조합 보유주식 수를 발행주식 총수로 나눈 값에 100을 곱하여 백분율로 산출하였다. 이 변수는 종업원의 소유 참여 강도를 나타내는 지표로서, 지분율이 높을수록 종업원의 이해관계 정렬과 장기지향성이 강화될 것으로 기대된다. ESOP_Dummy는 우리사주조합이 주식을 보유하고 있는 경우 1, 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖

는 더미변수이다. 이 변수는 우리사주제도의 도입 여부 자체가 ESG 성과에 미치는 영향을 분석하기 위한 것으로, 우리사주제도의 존재가 종업원 중심 경영, 이해관계자 배려, 장기적 가치 창출에 대한 경영진의 의지를 시장에 신호하는 효과를 가질 수 있다는 점을 반영한다.

우리사주제도의 효과를 보다 명확하게 식별하기 위해, 본 연구에서는 선행연구에서 ESG 성과의 결정요인으로 제시된 다양한 기업 특성 변수들을 통제변수로 포함하였다. 기업규모(log_asset)는 총자산의 자연로그값으로 측정하였으며, 기업규모가 클수록 ESG 경영에 대한 사회적 요구와 내부 자원이 풍부하여 ESG 성과가 높을 가능성이 있다. 부채비율(Leverage)은 총부채를 총자산으로 나눈 값에 100을 곱하여 백분율로 측정하였으며, 재무적 제약이 큰 기업일수록 ESG 관련 투자 여력이 제한될 수 있음을 고려하였다. 유동비율(Liq_ratio)은 유동자산을 유동부채로 나눈 값에 100을 곱하여 백분율로 측정하여 단기 재무건전성을 통제하였다. 총자산수익률(ROA)은 당기순이익을 자산총계로 나눈 값에 100을 곱하여 백분율로 측정하였으며, 수익성이 높은 기업일수록 ESG 활동에 투자할 여력이 클 것으로 예상된다. 최대주주지분율(Top_ratio)은 최대주주 및 특수관계인이 보유한 지분의 합계를 백분율로 측정하여 소유집중도의 영향을 통제하였다. 설립경과년수(Start_history)는 분석연도를 기준으로 기업 설립 이후 경과된 연수로 측정하여 기업의 성숙도를 반영하였다.

〈표 1〉 변수의 정의 및 측정 방법

구분	변수명	측정 방법 및 정의	출처	비고
종속변수	ESG_Rating	ESG 통합등급 수치화 (S=7~D=1)	한국ESG기준원	2013~2024
	E/S/G_Rating	환경/사회/지배구조 등급 수치화	〃	〃
독립변수	ESOP_Ratio	우리사주조합 보유 지분율(%)	DataGuide	2012~2023
	ESOP_Dummy	우리사주 존재 여부 (1=존재, 0=부재)	〃	〃
조절변수	ESI_Dummy	환경민감업종 여부 (1/0)	KSIC	〃
	Chaebol_Dummy	대규모기업집단 소속 여부 (1/0)	공정위	2013~2024
통제변수	log_asset	총자산의 자연로그값	ValueSearch	2012~2023
	Leverage	부채비율 (총부채/총자산×100)	〃	〃
	Liq_ratio	유동비율 (유동자산/유동부채×100)	〃	〃
	ROA	총자산수익률 (당기순이익/자산총계×100)	〃	〃
	Top_ratio	최대주주 및 특수관계인 지분율(%)	ValueSearch/DART	〃
	Start_history	설립경과년수 (분석연도 - 설립년도)	ValueSearch	〃

주: 본 연구는 t년 우리사주 지분율 및 재무·기업특성 변수와 t년 기업활동을 평가하여 t+1년에 공표된 ESG 등급을 대응시켜 분석하였음.

조절변수로는 환경민감업종 더미변수(ESI_Dummy)와 재벌 더미변수(Chaebol_Dummy)를 설정하였다. 환경민감업종 더미변수는 Cho and Patten(2007)의 분류 기준을 한국표준산업분류

(KSIC)에 적용하여, 석유정제(C19), 화학(C20), 의약품(C21), 비금속광물(C23), 1차금속(C24), 전기·가스(D35) 업종에 속한 기업을 환경민감업종으로 분류하였으며, 해당 산업에 속한 기업은 1, 그렇지 않은 기업은 0의 값을 갖는다. 재벌 더미변수는 공정거래위원회가 매년 지정·공시하는 대규모기업집단 소속 여부를 기준으로 정의하였다. 다만 공정위의 지정 기준이 2016년 9월 자산총액 5조 원에서 10조 원으로 상향 조정되었고, 2017년 9월부터는 '공시대상기업집단(5조 원 이상)'이라는 새로운 분류가 도입되었다. 본 연구에서는 측정의 일관성을 위해 2012-2016년 기간에는 자산총액 5조 원 이상 기업집단을, 2017년 이후에는 공시대상기업집단(5조 원 이상)을 재벌로 분류하였다. 이는 실질적으로 동일한 자산규모 기준을 적용함으로써 시계열 비교가능성을 확보하기 위함이다. 해당 연도에 대규모기업집단에 포함된 기업은 1, 그렇지 않은 기업은 0의 값을 갖는다. 모든 변수의 정의 및 측정 방법은 〈표 1〉에 요약하였다.

3. 연구모형

본 연구는 우리사주제도가 기업의 ESG 성과에 미치는 영향을 실증적으로 검증하기 위해 연도 및 산업 고정효과를 포함한 회귀모형을 설정한다. 본 연구의 분석은 기업-연도 단위의 패널자료를 활용하되, 기업 고정효과를 직접 포함하기보다는 산업 및 연도 고정효과를 통제한 통합 OLS(pooled OLS) 모형을 기본 분석모형으로 사용한다. 이는 우리사주제도가 기업 내부의 비교적 안정적인 제도적 특성에 해당하여, 기업 고정효과 모형에서는 기업 내 시간에 따른 변동(within variation)이 제한적이어서 효과 식별이 어려울 수 있다는 점을 고려한 것이다.

먼저 우리사주제도의 규모 효과와 존재 효과를 각각 검증하기 위해 다음과 같은 기본모형을 설정하였다.

[모형 1] 우리사주 지분율의 효과

$$\begin{aligned} ESG_Rating(it) = {} & \beta_0 + \beta_1 ESOP_Ratio(it) + \beta_2 log_asset(it) + \beta_3 Leverage(it) \\ & + \beta_4 Liq_ratio(it) + \beta_5 ROA(it) + \beta_6 Top_ratio(it) + \beta_7 Start_history(it) \\ & + \sum \gamma(t) Year_Dummy + \sum \delta(k) Industry_Dummy + \varepsilon(it) \end{aligned}$$

[모형 2] 우리사주 보유 여부의 효과

$$\begin{aligned} ESG_Rating(it) = {} & \beta_0 + \beta_1 ESOP_Dummy(it) + \beta_2 log_asset(it) + \beta_3 Leverage(it) \\ & + \beta_4 Liq_ratio(it) + \beta_5 ROA(it) + \beta_6 Top_ratio(it) + \beta_7 Start_history(it) \\ & + \sum \gamma(t) Year_Dummy + \sum \delta(k) Industry_Dummy + \varepsilon(it) \end{aligned}$$

여기서 $ESG_Rating(it)$는 기업 i의 t시점 ESG 성과를 의미하며, 통합 ESG 등급 또는 환경(E), 사회(S), 지배구조(G) 등급으로 측정된다. $ESOP_Ratio(it)$는 우리사주조합의 지분율이며, $ESOP_Dummy(it)$는 우리사주제도 보유 여부를 나타내는 더미변수이다. $Year_t$와 $Industry_k$는 각각 연도 및 산업 고정효과를 나타내며, $\epsilon(it)$는 오차항이다. 본 연구의 주요 관심 회귀계수는 β_1로, 이는 우리사주제도가 ESG 성과에 미치는 평균적 영향을 나타낸다. β_1이 양(+)의 값으로 통계적으로 유의할 경우, 우리사주제도가 ESG 성과를 향상시킨다는 가설을 지

지하는 것으로 해석한다.

우리사주제도의 효과는 제도 도입 또는 지분 확대 이후 즉각적으로 나타나기보다는 일정 기간이 경과한 후 점진적으로 발현될 가능성이 있다. 종업원의 소유의식 형성, 조직문화 변화, 경영참여 확대 등이 단기간에 이루어지기보다는 시간의 누적을 통해 ESG 성과로 연결될 수 있기 때문이다. 이에 본 연구에서는 독립변수에 1년 시차를 적용한 모형을 추가로 추정하여 시간적 선후관계를 점검한다. 구체적으로, $ESOP_Raing(i,t-1)$을 사용하여 t시점 ESG 성과에 미치는 영향을 분석함으로써 역인과성 가능성을 완화하고 인과적 해석의 타당성을 제고하고자 한다. 또한 ESG의 세부 구성요소별 차별적 효과를 분석하기 위해, 종속변수를 E_Raing, S_Rating, G_RatingG_Rating으로 각각 대체한 모형을 추정한다.

우리사주제도의 효과가 기업 특성에 따라 달라질 수 있다는 가설을 검증하기 위해, 본 연구는 환경민감업종 여부와 재벌 소속 여부를 조절변수로 설정하고 상호작용항을 포함한 모형을 추가로 추정한다.

[모형 3] 환경민감업종의 조절효과

$$E_Rating(it) = \beta_0 + \beta_1 ESOP(it) + \beta_2 ESI_Dummy(it) + \beta_3 (ESOP \times ESI)_it + Controls + \sum \gamma(t) Year_Dummy + \sum \delta(k) Industry_Dummy + \varepsilon(it)$$

[모형 4] 재벌 소속 여부의 조절효과

$$ESG_Rating(it) = \beta_0 + \beta_1 ESOP(it) + \beta_2 Chaebol_Dummy(it) + \beta_3 (ESOP \times Chaebol)_it + Controls + \sum \gamma(t) Year_Dummy + \sum \delta(k) Industry_Dummy + \varepsilon(it)$$

여기서 상호작용항의 회귀계수 β_3는 조절효과의 크기와 방향을 나타내며, 해당 계수가 통계적으로 유의할 경우 우리사주제도의 효과가 기업 특성에 따라 달라진다는 것을 의미한다.

4. 분석방법

본 연구는 우리사주제도가 기업의 ESG 성과에 미치는 영향을 실증적으로 분석하기 위해 단계적인 분석절차를 따른다. 분석은 기술통계 및 상관관계 분석을 시작으로, 기본 회귀분석, 조절효과 분석, 그리고 내생성 문제를 고려한 강건성 검증의 순서로 진행된다. 모든 실증분석은 jamovi 통계 소프트웨어를 활용하여 수행하였다.

먼저 분석에 사용된 주요 변수들의 분포와 특성을 파악하기 위해 기술통계량(평균, 표준편차, 최솟값, 최댓값, 중앙값)을 산출하였다. 재무비율 변수 일부에서 극단적인 이상치가 관찰되어, 선행연구에 따라 상·하위 1% 수준에서 윈저라이징을 실시하였다. 이후 주요 변수 간 선형적 관계와 다중공선성 가능성을 사전 점검하기 위해 Pearson 상관계수를 이용한 상관관계 분석을 수행하였다.

우리사주제도가 ESG 성과에 미치는 기본적인 영향을 검증하기 위해 통합 OLS 회귀분석을 수행하였다. 연도 고정효과와 산업 고정효과를 포함하여 관측되지 않는 거시적 환경 변화와 산업

별 구조적 차이를 통제하고, 우리사주제도의 평균적인 효과를 추정하였다. 회귀분석의 신뢰성을 확보하기 위해 분산팽창요인(VIF)을 산출하여 다중공선성 여부를 점검하였으며, 일반적으로 제시되는 기준에 따라 VIF 값이 10 미만인 경우 다중공선성 문제가 크지 않은 것으로 판단하였다. 다음으로 우리사주제도의 효과가 ESG의 세부 영역별로 상이하게 나타나는지를 검증하기 위해 종속변수를 환경(E), 사회(S), 지배구조(G) 등급으로 각각 대체한 회귀분석을 수행하였다. 아울러 기업 특성에 따른 효과의 이질성을 검증하기 위해 환경민감업종 여부와 재벌 소속 여부를 조절변수로 설정하고, 우리사주제도 변수와의 상호작용항을 포함한 회귀모형을 추가로 추정하였다.

마지막으로 본 연구는 우리사주제도와 ESG 성과 간의 관계에 대한 인과적 해석의 타당성을 높이기 위해 추가적인 강건성 검증을 수행하였다. 첫째, 우리사주제도의 효과가 즉각적으로 나타나기보다는 일정 기간 이후에 발현될 가능성을 고려하여, 독립변수에 1년 시차를 적용한 회귀분석을 수행하였다. 둘째, ESG 성과가 우수한 기업일수록 우리사주제도를 도입하거나 확대할 가능성이 존재한다는 점에서 역인과관계(reverse causality)에 따른 내생성 문제가 발생할 수 있음을 고려하였다. 이를 통제하기 위해 2단계 최소자승법(2SLS)을 적용하였으며, 도구변수로는 연도-산업별 자기제외 평균(leave-one-out mean)을 활용하였다.

구체적으로, 동일 연도 및 동일 산업에 속한 다른 기업들의 우리사주 지분율 평균을 도구변수로 사용하였다. 이 도구변수는 다음과 같은 논리에서 관련성(relevance)과 외생성(exogeneity) 조건을 충족하는 것으로 판단된다. 관련성 측면에서, 동일 산업 내 다른 기업들의 우리사주제도 도입 수준은 해당 산업의 노동시장 관행, 규제 환경, 경쟁 압력 등을 반영하여 개별 기업의 우리사주제도 도입 결정에 영향을 미칠 수 있다. 외생성 측면에서, 다른 기업들의 우리사주 지분율 평균은 개별 기업의 ESG 성과에 직접적인 영향을 미치지 않고 오직 해당 기업의 우리사주제도를 통해서만 간접적으로 영향을 미친다고 가정할 수 있다. 다만 이러한 도구변수의 타당성은 검증이 필요하며, 1단계 회귀분석의 F-통계량을 통해 약한 도구변수(weak instrument) 문제 여부를 점검하였다.

모든 분석에서 통계적 유의성은 10%($p<0.1$), 5%($p<0.05$), 1%($p<0.01$) 수준에서 판단하였다.

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계량

본 연구의 실증분석에 사용된 주요 변수들의 기술통계량은 〈표 2〉에 제시되어 있다. 분석 표본은 2012년부터 2023년까지 12년간 한국거래소에 상장된 비금융업 기업 941개사의 총 8,172개 기업-연도 관측치로 구성되어 있다. 다만 앞서 설명한 바와 같이 ESG 등급 자료의 특성상, 종속변수별로 관측치 수에는 차이가 존재한다.

먼저 종속변수인 ESG 성과를 살펴보면, 통합 ESG 등급(ESG_Rating)의 평균은 2.98, 중앙값은 3.00으로 나타났으며 표준편차는 1.38이다. 7점 척도(D=1 ~ S=7)에서 평균 약 3점은 B등급 수준에 해당하며, 이는 표본 기업들이 전반적으로 중간 수준의 ESG 성과를 보유하고 있음을 의미한다. 세부 영역별로는 환경(E) 등급의 평균이 2.87(표준편차 1.47), 사회(S) 등급의 평균이 3.34(표준편차 1.60), 지배구조(G) 등급의 평균이 2.91(표준편차 1.13)로 나타났다. 사회 영역의 평균 등급이 가장 높고, 환경 영역의 평균 등급이 가장 낮게 나타나, 국내 상장기업의 ESG 성

과가 상대적으로 사회 영역에서 양호하고 환경 영역에서 개선의 여지가 큼을 시사한다. 다만 통합 ESG, 환경(E), 사회(S) 등급은 2019년 이전에 C·D등급이 공표되지 않아 상대적으로 우수한 기업 중심으로 표본이 구성되어 있으므로, 이들 변수의 평균값은 전체 상장기업 모집단의 평균보다 높게 나타났을 가능성이 있다.

독립변수인 우리사주 지분율(ESOP_Ratio)의 평균은 0.50%이며, 중앙값은 0.00%로 나타났다. 이는 상당수 기업이 우리사주제도를 도입하지 않았거나, 도입하였더라도 매우 낮은 수준으로 운영하고 있음을 의미한다. 표준편차는 1.51%로 평균보다 큰 값을 보여 분포가 오른쪽으로 치우쳐 있음을 확인할 수 있다. 최대값은 18.57%로 나타나 일부 기업에서는 우리사주제도가 비교적 적극적으로 활용되고 있음을 확인할 수 있다. 이러한 분포는 우리사주제도가 모든 기업에 보편적으로 확산된 제도라기보다는, 특정 기업 집단에서 선택적으로 활용되고 있음을 시사한다. 우리사주 보유 기업의 비율은 전체 관측치의 약 32%에 해당한다.

통제변수의 기술통계량을 살펴보면, 기업규모(log_asset)의 평균은 26.89로 나타났으며, 이는 평균 자산규모 약 4,800억 원에 해당한다. 부채비율의 평균은 99.62%로 나타났고, 상·하위 1% 수준에서 윈저라이징을 실시하였음에도 불구하고 최대값이 773.04%에 달해 기업 간 재무구조의 이질성이 상당함을 보여준다. 유동비율의 평균은 245.63%로 나타났으며, 총자산수익률(ROA)의 평균은 1.84%로, 수익성 측면에서도 기업 간 편차가 큰 것으로 나타났다. 최대주주지분율의 평균은 30.61%로 비교적 높은 수준을 보였으며, 설립경과년수의 평균은 37.37년으로 나타나 표본 기업들이 전반적으로 비교적 성숙한 기업들로 구성되어 있음을 알 수 있다.

종합하면, 표본 기업들은 ESG 성과, 우리사주제도 도입 여부, 재무적 특성 측면에서 상당한 이질성을 보이고 있으며, 이는 우리사주제도와 ESG 성과 간의 관계를 실증적으로 분석하기에 적합한 표본 특성을 갖추고 있음을 시사한다.

〈표 2〉 기술통계량

변수	관측치	평균	중앙값	표준편차	최솟값	최댓값
ESOP_Ratio (%)	8,172	0.50	0.00	1.51	0.00	18.57
ESG_Rating	5,044	2.98	3.00	1.38	1.00	6.00
E_Rating	5,365	2.87	3.00	1.47	1.00	6.00
S_Rating	5,271	3.34	3.00	1.60	1.00	6.00
G_Rating	8,172	2.91	3.00	1.13	1.00	6.00
log_asset	8,172	26.89	26.65	1.46	22.68	33.32
Leverage (%)	8,172	99.62	67.00	117.49	2.87	773.04
Liq_ratio (%)	8,172	245.63	145.50	328.67	26.44	2,398.65
ROA (%)	8,172	1.84	2.56	8.45	−34.51	23.74
Top_ratio (%)	8,172	30.61	27.29	15.66	0.00	86.60
Start_history	8,172	37.37	40.00	18.90	0.00	126.00

주: Leverage, Liq_ratio, ROA는 상·하위 1% 수준에서 윈저라이징 처리함.

2. 상관관계 분석

주요 변수 간 상관관계 분석 결과는 〈표 3〉에 제시되어 있다. 본 연구의 핵심 관심변수인 우리사주 지분율(ESOP_Ratio)과 ESG 성과 간의 상관관계를 살펴보면, 통합 ESG 등급과는 0.08(p〈0.001), 환경(E) 등급과는 0.06(p〈0.001), 사회(S) 등급과는 0.06(p〈0.001), 지배구조(G) 등급과는 0.07(p〈0.001)의 정(+)의 상관관계가 관찰되었다. 이는 우리사주 지분율이 높은 기업일수록 ESG 성과가 상대적으로 우수한 경향이 있음을 시사하며, 우리사주제도와 ESG 성과 간의 정(+)의 관계 가능성을 초기적으로 보여주는 결과이다. 다만 상관계수의 크기가 0.06~0.08 수준으로 비교적 낮게 나타나, 두 변수 간의 단순 선형관계는 강하지 않으며, 다른 변수들을 통제한 회귀분석을 통해 보다 정밀한 검증이 필요함을 시사한다.

한편 ESG 세부 등급 간에는 높은 상관관계가 관찰되었다. 통합 ESG 등급은 환경 등급(r=0.85), 사회 등급(r=0.89), 지배구조 등급(r=0.85)과 매우 높은 정(+)의 상관관계를 보였으며, 환경·사회·지배구조 등급 상호 간에도 유의미한 정(+)의 상관관계가 나타났다. 이는 ESG의 세부 영역들이 서로 독립적인 개념이라기보다는 상호 연관된 구성요소임을 시사하며, 통합 ESG 등급이 각 세부 영역의 정보를 포괄적으로 반영하고 있음을 보여준다.

통제변수 중 기업규모(log_asset)는 모든 ESG 등급과 비교적 높은 정(+)의 상관관계를 보였으며(r=0.44~0.64), 이는 대규모 기업일수록 ESG 관련 활동에 더 많은 자원과 역량을 투입할 수 있음을 시사한다. 반면 부채비율과 유동비율, 수익성 변수들은 ESG 등급과 혼합된 방향의 상관관계를 보였으며, 이는 재무적 특성과 ESG 성과 간의 관계가 단순하지 않음을 의미한다.

〈표 3〉 상관관계 분석

변수	ESOP_ratio	ESG_tn	ESG_en	ESG_sn	ESG_gn	log_asset	Leverage_win	Liq_ratio_win	ROA_win	Top_ratio
ESOP_ratio	—									
ESG_tn	0.08***	—								
ESG_en	0.06***	0.85***	—							
ESG_sn	0.06***	0.89***	0.81***	—						
ESG_gn	0.07***	0.85***	0.52***	0.63***	—					
log_asset	0.06***	0.64***	0.64***	0.63***	0.44***	—				
Leverage_win	0.10***	0.08***	0.13***	0.08***	-0.02	0.15***	—			
Liq_ratio_win	-0.04***	-0.14***	-0.18***	-0.15***	-0.01	-0.15***	-0.32***	—		
ROA_win	0.02	0.16***	0.15***	0.16***	0.15***	0.19***	-0.28***	0.07***	—	
Top_ratio	-0.03**	0.15***	0.11***	0.15***	0.12***	0.09***	0.02*	-0.01	0.12***	—
Start_history	-0.03**	-0.16***	-0.06***	-0.15***	-0.16***	-0.04**	0.01	-0.03**	-0.06***	-0.19***

*주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.*

마지막으로, 상관관계 분석 결과는 변수 간의 선형적 연관성을 보여주는 기초적인 분석에 해

당하며, 인과관계를 직접적으로 의미하지는 않는다. 이에 본 연구에서는 이후 회귀분석을 통해 다른 기업 특성을 통제한 상태에서 우리사주제도가 ESG 성과에 미치는 영향을 보다 엄밀하게 검증한다. 또한 회귀분석에 앞서 분산팽창요인(VIF)을 산출한 결과, 모든 독립변수의 VIF 값이 1.03~1.17 범위로 나타나 다중공선성 문제는 없는 것으로 판단하였다.

3. 우리사주제도와 통합 ESG 성과 (가설 1 검증)

〈표 4〉는 우리사주제도가 기업의 통합 ESG 성과에 미치는 영향을 분석한 회귀분석 결과를 제시한다. Model 1은 우리사주 지분율(ESOP_Ratio)을 독립변수로, Model 2는 우리사주제도 보유 여부(ESOP_Dummy)를 독립변수로 설정한 결과이다. 두 모형 모두 산업 및 연도 고정효과를 포함하고 있으며, 기업 특성을 통제한 상태에서 우리사주제도의 효과를 추정하였다.

먼저 Model 1의 분석 결과를 살펴보면, 우리사주 지분율의 회귀계수는 0.03으로 나타났으며, 이는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다($t=3.50$, $p<0.001$). 이는 다른 조건이 동일할 경우, 우리사주 지분율이 1%p 증가할 때 기업의 통합 ESG 등급이 평균적으로 0.03점 상승함을 의미한다.

우리사주제도의 효과 크기를 표준화된 지표로 평가하면, 우리사주 지분율이 1 표준편차(1.51%p) 증가할 때 ESG 등급은 0.045점 상승하며, 이는 ESG 등급 표준편차(1.38점)의 약 3.3%에 해당한다. 한편 우리사주 보유 여부의 효과는 0.15점으로, 이는 ESG 표준편차의 약 11%에 해당하여 보다 실질적인 효과로 해석될 수 있다. 효과 크기의 경제적 의미는 다음과 같은 맥락에서 평가되어야 한다. 첫째, 기업규모($\beta=0.52$)나 최대주주지분율($\beta=0.01$)과 비교할 때, 우리사주제도의 효과는 중간 수준에 위치하며, 단독 결정요인이라기보다는 다른 기업 특성과 함께 작동하는 보완적 요인이다. 둘째, 약 32%의 표본 기업만이 우리사주제도를 운영 중이라는 점을 고려하면, 제도 확산 시 산업 전반의 ESG 수준 향상에 기여할 잠재력이 있다. 셋째, 우리사주제도는 대규모 시설투자나 조직개편에 비해 상대적으로 낮은 비용으로 도입 가능하다는 점에서 비용-효과성이 높을 수 있다.

Model 2에서는 우리사주제도 보유 여부의 효과를 분석하였다. 분석 결과, 우리사주제도를 보유한 기업은 미보유 기업에 비해 통합 ESG 등급이 평균적으로 0.15점 높은 것으로 나타났으며, 이 역시 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다($t=5.17$, $p<0.001$). 이는 우리사주제도의 존재 자체가 기업의 ESG 성과와 정(+)의 관계를 갖는다는 점을 보여주는 결과이다. 주목할 점은 보유 여부 더미변수의 효과(0.15점)가 지분율 변수의 한계효과보다 상대적으로 크게 나타났다는 것이다. 이는 한국 맥락에서 우리사주제도의 "도입 여부" 자체가 "보유 비중"보다 ESG 성과와 더 밀접하게 연관되어 있을 가능성을 시사한다. 우리사주제도의 도입은 종업원 중심 경영, 이해관계자 배려, 장기적 가치 창출에 대한 경영진의 의지를 시장에 신호하는 효과를 가질 수 있으며, 이러한 신호 효과가 지분율의 크기와 무관하게 ESG 성과에 반영되었을 가능성이 있다.

통제변수들의 계수는 두 모형에서 대체로 일관된 방향성과 유의성을 보였다. 기업규모(log_asset)는 통합 ESG 등급에 대해 강한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며($\beta=0.52$, $p<0.001$), 이는 대규모 기업일수록 ESG 관련 활동에 더 많은 자원과 역량을 투입할 수 있음을 의미한다. 기업규모의 효과 크기는 다른 통제변수들에 비해 현저히 크게 나타나, ESG 성과 결정에 있어 기업규모가 핵심적인 요인임을 확인할 수 있다. 부채비율과 유동비율은 통계적으로 유의한 음(-)의 계수를 보여, 재무적 부담이 크거나 유동성이 과도하게 높은 기업일수록 ESG 성과가 상대적으로 낮을 가능성을 시사한다. 수익성(ROA)과 최대주주지분율(Top_ratio)은 ESG

성과와 정(+)의 관계를 보였으며, 설립경과년수(Start_history)는 음(−)의 계수를 나타내어 상대적으로 오래된 기업일수록 ESG 성과 개선 속도가 더딜 수 있음을 시사한다.

두 모형의 설명력(R^2)은 모두 0.51로 나타나, 통제변수와 고정효과를 포함한 본 연구의 모형이 통합 ESG 성과 변동의 약 51%를 설명하고 있음을 보여준다. 종합하면, 우리사주 지분율과 우리사주제도 보유 여부 모두 통합 ESG 성과에 대해 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이는 우리사주제도가 기업의 지속가능경영 성과와 밀접하게 연관되어 있음을 시사한다. 따라서 가설 1은 지지되는 것으로 판단된다.

〈표 4〉 통합 ESG 등급에 대한 회귀분석 결과

변수	Model 1 (ESOP_ratio)	Model 2 (ESOP_Dum)
ESOP_ratio	0.03*** (3.50)	
ESOP_Dum		0.15*** (5.17)
log_asset	0.52*** (50.40)	0.51*** (49.64)
Leverage_win	−0.00** (−3.15)	−0.00** (−3.24)
Liq_ratio_win	−0.00*** (−4.13)	−0.00*** (−4.04)
ROA_win	0.01*** (3.35)	0.01*** (3.60)
Top_ratio	0.01*** (9.90)	0.01*** (9.47)
Start_history	−0.01*** (−9.49)	−0.01*** (−9.85)
상수항	−11.57*** (−29.10)	−11.41*** (−28.72)
산업/연도 고정효과	포함	포함
관측치 수	5,044	5,044
R^2	0.51	0.51

*주: 괄호 안은 t값. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.*

4. ESG 세부 영역별 분석 (가설 1-1 검증)

우리사주제도가 ESG의 세부 영역별로 어떠한 차별적 영향을 미치는지를 분석한 결과는 〈표 5〉에 제시되어 있다. 본 절에서는 환경(E), 사회(S), 지배구조(G) 등급을 각각 종속변수로 설정하여, 우리사주 지분율이 각 영역의 ESG 성과에 미치는 영향을 비교·분석하였다.

먼저 환경(E) 등급을 종속변수로 한 분석 결과, 우리사주 지분율의 회귀계수는 0.01로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다(t=1.04, p=0.298). 이는 우리사주제도가 환경 성과에 대해 직접적이고 즉각적인 영향을 미치지 않음을 시사한다. 환경 성과는 환경관리시스템 구축, 온실가스 감축을 위한 기술 투자, 친환경 설비 도입 등 대규모 자본투자와 장기적인 전략 실행을 통해 개선되는 특성을 가진다. 이러한 결과는 종업원 재무참여가 환경 성과에 유의한 영향을 미치지

않는다고 보고한 Braam et al.(2024)의 연구와 일관된다. 한편 Moustabchir et al.(2024)은 프랑스 기업 연구에서 우리사주 지분율이 의미 있는 수준에 도달할 경우에만 환경 성과가 개선된다는 결과를 보고하였는데, 본 연구 표본의 우리사주 지분율이 평균 0.50%, 중앙값 0.00%로 매우 낮은 수준이라는 점을 고려하면, 한국 기업의 우리사주 지분율이 환경 성과에 영향을 미치기 위한 임계점에 도달하지 못했을 가능성도 있다. 다만 환경(E) 등급 분석은 5,365개 관측치를 대상으로 하였으며, 2019년 이전 표본이 상대적으로 환경 성과가 우수한 기업 중심으로 구성되어 있다는 점도 결과 해석에 유의가 필요하다.

다음으로 사회(S) 등급을 종속변수로 한 분석 결과, 우리사주 지분율의 회귀계수는 0.02로 나타났으며, 이는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다(t=1.71, p=0.088). 이는 우리사주제도가 사회 성과에 대해 제한적이지만 긍정적인 영향을 미칠 가능성을 시사한다. 사회 영역은 노사관계, 근로환경, 산업안전, 인권 보호, 지역사회 기여 등 다양한 하위 요소로 구성되어 있으며, 우리사주제도의 효과가 이들 영역에 균등하게 작용하지 않을 가능성이 있다. 따라서 사회 등급에서 나타난 비교적 약한 유의성은 사회 성과의 복합성과 이질성을 반영한 결과로 해석될 수 있다.

〈표 5〉 ESG 개별 등급에 대한 회귀분석 결과

변수	환경(E)	사회(S)	지배구조(G)
ESOP_Ratio	0.01 (1.04)	0.02* (1.71)	0.04*** (5.11)
log_asset	0.52*** (52.06)	0.63*** (52.69)	0.34*** (44.92)
Leverage_win	−0.00 (−0.07)	−0.00** (−2.77)	−0.00*** (−5.95)
Liq_ratio_win	−0.00*** (−6.50)	−0.00*** (−5.90)	0.00 (1.85)
ROA_win	0.01** (3.21)	0.01** (2.68)	0.01*** (5.73)
Top_ratio	0.01*** (7.63)	0.01*** (10.08)	0.00*** (5.76)
Start_history	−0.00*** (−3.90)	−0.01*** (−8.38)	−0.01*** (−11.25)
상수항	−11.76*** (−30.10)	−14.71*** (−32.36)	−6.27*** (−23.77)
산업/연도 FE	포함	포함	포함
관측치	5,365	5,271	8,172
R^2	0.54	0.47	0.33

*주: 괄호 안은 t값. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.*

반면 지배구조(G) 등급에 대한 분석 결과는 본 연구의 가장 중요한 발견 중 하나이다. 우리사주 지분율의 회귀계수는 0.04로 나타났으며, 이는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다(t=5.11, p<0.001). 이는 ESG의 세 가지 영역 중 지배구조 영역에서 우리사주제도의 효과가 가

장 크고 명확하게 나타났음을 의미한다. 구체적으로, 우리사주 지분율이 1%p 증가할 때 지배구조 등급은 평균적으로 0.04점 상승하는 것으로 나타났으며, 이는 통합 ESG 등급에 대한 효과(0.03)보다도 큰 수준이다. 지배구조(G) 등급 분석은 8,172개 전체 관측치를 활용하여 수행되었으며, 분석기간 전반에 걸쳐 모든 평가 대상 기업을 포함하고 있어 E/S 등급 분석에 비해 표본 대표성이 높다는 점에서 이 결과의 신뢰성은 상대적으로 높다고 판단된다.

이러한 결과는 우리사주제도가 종업원을 단순한 근로자가 아닌 주주로 전환시킴으로써, 경영진에 대한 감시기능과 내부 견제 메커니즘을 강화한다는 대리인이론 및 소유권이론의 예측과 일치한다. 종업원 주주는 기업의 장기적 존속과 안정적 성장을 중시하는 경향이 있으며, 이는 경영 투명성 제고, 이사회 감시 강화, 주주권 보호 등 지배구조 개선과 직결된다. 따라서 우리사주제도는 ESG의 세부 영역 중에서도 지배구조 영역에 가장 직접적이고 강력한 영향을 미치는 제도로 기능할 가능성이 크다.

종합하면, 우리사주제도의 ESG 개선 효과는 환경(E)과 사회(S) 영역보다 지배구조(G) 영역에서 가장 뚜렷하게 나타났으며(G: β=0.04*** 〉 S: β=0.02* 〉 E: β=0.01 n.s.), 이는 우리사주제도의 효과가 ESG의 세부 영역별로 이질적임을 보여주는 증거이다. 따라서 가설 1-1은 지지되는 것으로 판단된다.

5. 환경민감업종의 조절효과 (가설 1-2 검증)

환경민감업종 여부에 따른 우리사주제도의 조절효과 분석 결과는 〈표 6〉에 제시되어 있다. 본 분석은 환경(E) 등급을 종속변수로 하여, 환경민감업종에서 우리사주제도의 환경 성과 개선 효과가 강화되는지를 검증하였다.

분석 결과, 우리사주제도 보유 여부(ESOP_Dummy)는 환경(E) 등급에 대해 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며(β=0.14, t=4.34, p〈0.001), 환경민감업종 더미(ESI_Dummy) 역시 환경 등급과 유의한 정(+)의 관계를 보였다(β=0.27, t=6.18, p〈0.001). 이는 우리사주제도를 보유한 기업일수록, 그리고 환경민감업종에 속한 기업일수록 평균적으로 환경 성과가 더 우수함을 의미한다.

그러나 우리사주제도와 환경민감업종의 상호작용항(ESOP_Dummy × ESI_Dummy)은 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보였다(β=−0.20, t=−3.22, p=0.001). 이는 환경민감업종에 속한 기업에서는 우리사주제도의 환경 성과 개선 효과가 비환경민감업종에 비해 상대적으로 약화됨을 시사한다. 구체적으로, 비환경민감업종에서는 우리사주제도 보유가 환경 등급을 평균 0.14점 상승시키는 반면, 환경민감업종에서는 상호작용 효과를 고려한 순효과가 0.14 − 0.20 = −0.06으로 나타나, 오히려 우리사주제도의 긍정적 효과가 상쇄되는 양상을 보인다.

이러한 결과는 가설 1-2의 예상(환경민감업종에서 효과 강화)과는 상반되지만, 환경민감업종의 특성을 고려할 때 충분히 해석 가능한 결과이다. 환경민감업종에 속한 기업들은 이미 강한 환경규제, 높은 사회적 감시, 엄격한 공시 요구에 지속적으로 노출되어 있으며, 이에 따라 환경 경영 수준이 제도적으로 일정 수준 이상 확보되어 있을 가능성이 크다. 이 경우 우리사주제도와 같은 내부적 거버넌스 장치는 환경 성과에 대해 추가적인 한계효과를 제공하기 어렵다. 즉, 환경규제 및 외부 압력이 강한 산업에서는 우리사주제도가 환경 성과 개선의 보완적 수단이라기보다는, 이미 외부 압력에 의해 확보된 환경 성과를 대체하는 역할에 그칠 수 있다.

〈표 6〉 환경민감업종 조절효과 분석 결과 (종속변수: E 등급)

변수	계수	t값	p값
ESOP_Dummy	0.14	4.34	<.001***
ESI_Dummy	0.27	6.18	<.001***
ESOP_Dummy × ESI_Dummy	-0.20	-3.22	0.001***
통제변수 / 연도 FE	포함		
N	5,365	R^2	0.55

*주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.*

이러한 해석은 환경 규제 강도가 높은 산업에서 내부 지배구조 장치의 추가적 효과가 제한적일 수 있음을 지적한 Garcia et al.(2017)의 논의와도 일치한다. 따라서 본 결과는 우리사주제도의 효과가 산업 특성에 따라 이질적으로 나타날 수 있음을 보여주며, 환경민감업종에서는 우리사주제도보다 외부 규제와 제도적 압력이 환경 성과를 결정하는 보다 중요한 요인일 수 있음을 시사한다. 가설 1-2는 기각되었다.

6. 재벌 소속 여부의 조절효과 (가설 2 검증)

재벌 소속 여부에 따른 우리사주제도의 조절효과 분석 결과는 〈표 7〉에 제시되어 있다. 분석 결과, 우리사주제도 보유 여부(ESOP_Dummy)는 통합 ESG 등급에 대해 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며(β=0.15, t=6.18, p<0.001), 재벌 소속 여부(Chaebol_Dummy) 역시 ESG 성과와 강한 정(+)의 관계를 보였다(β=0.38, t=10.29, p<0.001). 이는 재벌 소속 기업이 비재벌 기업에 비해 평균적으로 ESG 성과가 우수함을 의미하며, 이는 재벌 기업의 규모, 자원, 사회적 가시성 등이 ESG 경영에 유리하게 작용할 수 있음을 시사한다.

반면, 우리사주제도와 재벌 소속 여부의 상호작용항(ESOP_Dummy × Chaebol_Dummy)은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다(β=0.06, t=1.33, p=0.184). 이는 재벌 소속 여부가 우리사주제도의 ESG 성과 개선 효과를 유의하게 강화하거나 약화시키지 않음을 의미한다. 다시 말해, 우리사주제도의 긍정적인 효과는 재벌 기업과 비재벌 기업 모두에서 유사한 수준으로 나타나며, 특정 기업지배구조 유형에 의해 제한되지 않는 것으로 해석할 수 있다.

〈표 7〉 재벌 소속 여부 조절효과 분석 결과 (종속변수: ESG 통합)

변수	계수	t값	p값
ESOP_Dummy	0.15	6.18	<.001***
Chaebol_Dummy	0.38	10.29	<.001***
ESOP_Dummy × Chaebol_Dummy	0.06	1.33	0.184
통제변수 / 산업·연도 FE	포함		
N	8,172	R^2	0.35

*주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.*

이러한 결과는 재벌 기업의 소유집중 구조가 종업원 주주의 영향력을 약화시킬 것이라는 가설 2의 예측과는 일치하지 않는다. 그러나 동시에, 재벌 기업에서 우리사주제도의 효과가 소멸되거나 부정적으로 전환되지 않았다는 점에서, 우리사주제도가 기업 소유구조와 무관하게 ESG 성과 개선에 기여할 수 있는 제도적 장치임을 시사한다. 즉, 재벌 기업의 경우에도 우리사주제도는 종업원의 이해관계 일치 및 내부 감시 기능을 통해 ESG 경영을 보완하는 역할을 수행할 수 있음을 보여준다. 가설 2는 기각되었다.

7. 강건성 검증

본 연구의 분석 결과에 대한 신뢰성을 제고하기 위해, 시차변수를 이용한 분석과 2단계 최소자승법(2SLS)을 활용한 강건성 검증을 수행하였다.

먼저 역인과관계(reverse causality)의 가능성을 완화하기 위해, 우리사주제도 변수를 1년 시차(t－1)로 설정한 회귀분석을 수행하였다. 시차분석 결과는 〈표 8〉에 제시되어 있다. 분석 결과, t－1 시점의 우리사주 지분율(ESOP_Ratio_1)은 통합 ESG 등급에 대해 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다(β=0.03, t=3.63, p〈0.001). 또한 우리사주 보유 여부를 나타내는 더미변수(ESOP_Dummy_1) 역시 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 정(+)의 계수를 보였다(β=0.14, t=5.01, p〈0.001). 이러한 결과는 우리사주제도의 효과가 동시점 분석에 국한되지 않고, 일정 시간이 경과한 이후에도 ESG 성과 개선으로 이어짐을 시사한다. 시차분석 결과는 "ESG 성과가 우수한 기업이 우리사주제도를 선택적으로 도입한다"는 역인과관계 가능성을 일정 부분 완화하며, 우리사주제도가 선행 요인으로서 ESG 성과에 영향을 미칠 가능성을 지지하는 증거로 해석할 수 있다.

한편, 시차분석만으로는 여전히 관측되지 않는 기업 특성에 따른 내생성 문제가 완전히 제거되기 어려울 수 있다. 이에 본 연구는 연도－산업별 자기제외 평균(leave-one-out mean)을 도구변수로 활용한 2단계 최소자승법(2SLS) 분석을 추가로 수행하였다. 1단계 회귀분석에서 도구변수는 내생변수인 우리사주 지분율 및 보유 여부를 유의하게 설명하는 것으로 나타났다. 우리사주 지분율 모형의 1단계 F-통계량은 48.86, 보유 여부 모형의 F-통계량은 273.57로, 두 경우 모두 일반적인 약한 도구변수 판정 기준인 10을 크게 상회하여 도구변수의 관련성(relevance) 조건은 충족되는 것으로 판단된다.

2단계 회귀 결과는 〈표 9〉에 제시되어 있다. 우리사주 관련 변수의 계수는 모든 모형에서 일관되게 양(+)의 값을 유지하였으나, 통계적 유의성은 OLS 분석에 비해 전반적으로 약화되는 모습을 보였다. 특히 우리사주 지분율의 예측값(ESOP_Ratio_hat)이 지배구조(G) 등급에 미치는 영향은 10% 유의수준에서 한계적으로 유의하였다(β=0.17, t=1.93, p=0.053). 반면, 통합 ESG 등급을 종속변수로 한 경우에는 통계적으로 유의한 효과가 확인되지 않았다.

이러한 결과는 2SLS 분석 결과는 OLS 추정치 중 일부가 내생성에 의해 과대추정되었을 가능성을 시사한다. 다만 본 연구에서 사용한 도구변수의 배제 제약 충족 여부가 완전히 검증되지 않았다는 점을 고려할 때, 2SLS 결과만으로 인과관계의 부재를 단정하기는 어렵다. 따라서 본 연구의 결과는 우리사주제도와 ESG 성과 간의 정(+)의 연관성을 확인한 것으로 해석하되, 엄밀한 인과관계 식별은 향후 자연실험 등을 활용한 연구에서 보완될 필요가 있다.

〈표 8〉 강건성 검증: 시차변수를 이용한 회귀분석 결과

변수	Model 1	Model 2
ESOP_ratio_1	0.03*** (3.63)	
ESOP_Dum_1		0.14*** (5.01)
log_asset	0.52*** (50.45)	0.51*** (49.76)
Leverage_win	−0.00** (−3.20)	−0.00** (−3.23)
Liq_ratio_win	−0.00*** (−4.14)	−0.00*** (−4.04)
ROA_win	0.01*** (3.31)	0.01*** (3.58)
Top_ratio	0.01*** (9.87)	0.01*** (9.46)
Start_history	−0.01*** (−9.46)	−0.01*** (−9.85)
상수항	−11.59*** (−29.13)	−11.44*** (−28.80)
산업/연도 고정효과	포함	포함
관측치 수	5,044	5,044
R^2	0.51	0.51

*주: 괄호 안은 t값. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.*

〈표 9〉 2SLS 분석 결과 (2단계)

독립변수	종속변수	계수	t값	p값	N
ESOP_dummy_hat	G등급	0.04	0.32	0.746	7,996
ESOP_ratio_hat	G등급	0.17	1.93	0.053*	7,996
ESOP_dummy_hat	ESG통합	0.18	1.00	0.316	4,928
ESOP_ratio_hat	ESG통합	0.14	0.93	0.353	4,928

*주: 도구변수는 연도-산업별 자기제외 평균. 통제변수 및 산업·연도 고정효과 포함. *p〈0.1*

8. 분석 결과 요약

이상의 실증분석 결과를 종합하면 〈표 10〉과 같다.

시차분석에서는 우리사주제도의 ESG 성과 제고 효과가 강건하게 확인된 반면, 2SLS 분석에서는 효과의 크기와 통계적 유의성이 일부 약화되었다. 이는 우리사주제도와 ESG 성과 간의 관계가 단순한 인과관계라기보다는, 기업의 장기적 경영전략 및 제도적 환경과 복합적으로 연관되어 있음을 시사한다. 그럼에도 불구하고 다양한 강건성 검증을 통해 계수의 방향성과 주요 결과

가 전반적으로 일관되게 유지된다는 점에서, 본 연구의 핵심 결론—특히 우리사주제도가 지배구조(G) 성과에 긍정적 영향을 미친다는 발견—은 충분한 신뢰성을 갖는다고 판단된다.

〈표 10〉 가설 검증 결과 요약

가설	내용	결과	비고
가설 1	ESOP → ESG 성과 (+)	지지	β=0.03*** (지분율), β=0.15*** (보유 여부)
가설 1-1	G 영역에서 효과 최대	지지	G(0.04***) 〉 S(0.02*) 〉 E(0.01 n.s.)
가설 1-2	환경민감업종에서 E 효과 강화	기각	오히려 약화 (상호작용항 β=−0.20***)
가설 2	재벌에서 ESG 효과 약화	기각	유의한 조절효과 없음 (상호작용항 β=0.06 n.s.)

*주: ***p〈0.01, **p〈0.05, *p〈0.1, n.s.=not significant*

V. 결 론

1. 연구 요약

본 연구는 2012년부터 2023년까지 한국거래소에 상장된 비금융기업 941개사의 8,172개 기업-연도 관측치를 활용하여, 우리사주제도(Employee Stock Ownership Plan, ESOP)가 기업의 ESG 성과에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. ESG 성과는 한국ESG기준원의 통합등급 및 환경(E), 사회(S), 지배구조(G) 세부 등급으로 측정하였으며, 우리사주제도는 지분율과 보유 여부로 측정하였다. 연도 및 산업 고정효과를 포함한 OLS 회귀분석을 기본 모형으로 하고, 환경민감업종 및 재벌 소속 여부의 조절효과를 검증하였으며, 시차분석과 2단계 최소자승법(2SLS)을 통해 내생성 문제를 보완하였다.

2. 주요 발견

본 연구의 주요 분석 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 우리사주제도는 기업의 통합 ESG 성과를 유의하게 향상시키는 것으로 나타나 가설 1을 지지하였다. 우리사주 지분율이 1%p 증가할 경우 ESG 등급은 0.03점 상승하였으며($p<0.01$), 우리사주 보유 기업은 미보유 기업 대비 0.15점 높은 ESG 등급을 보였다($p<0.01$). 특히 우리사주제도의 "보유 여부"가 "보유 비중"보다 ESG 성과와 더 밀접하게 연관되어 있다는 발견은 한국 맥락에서 지분율의 크기보다 제도 도입 여부 자체가 ESG 성과와 관련성을 가질 수 있음을 보여주며, 이는 우리사주제도를 도입하는 기업이 ESG 경영에도 관심을 기울이는 경향이 있을 가능성을 시사한다.

둘째, ESG 세부 영역별 분석 결과, 지배구조(G) 영역에서 우리사주제도의 효과가 가장 크고 명확하게 나타났으며($\beta=0.04$, $p<0.01$), 사회(S) 영역에서는 제한적인 긍정적 효과가($\beta=0.02$, $p<0.1$), 환경(E) 영역에서는 유의한 효과가 관찰되지 않았다($\beta=0.01$, n.s.). 이러한 결과는 우리사주제도가 종업원의 주인의식을 제고하고 경영진에 대한 감시 기능을 강화함으로써 지배구조 개선에 직접적으로 기여한다는 이론적 예측과 부합하며, 가설 1-1을 지지한다. 지배구조(G) 등급 분석은 분석기간 전반에 걸쳐 모든 평가 대상 기업을 포함하고 있어 다른 영역 대비 표본 대표성이 높다는 점에서 이 결과의 신뢰성은 특히 높다고 판단된다.

셋째, 환경민감업종을 대상으로 한 조절효과 분석에서는 우리사주제도의 환경 성과 개선 효과가 오히려 약화되는 것으로 나타나 가설 1-2는 기각되었다. 상호작용항의 계수가 유의한 음(-)의 값을 보여($\beta=-0.20$, $p<0.01$), 환경민감업종에서는 우리사주제도의 긍정적 효과가 상쇄되는 양상이 관찰되었다. 이는 환경민감업종이 이미 강한 환경규제와 사회적 감시 하에서 일정 수준 이상의 환경경영을 수행하고 있어, 우리사주 도입에 따른 추가적인 환경 성과 개선의 한계효과가 제한적일 가능성을 시사한다. 다시 말해, 환경 성과는 종업원의 참여보다는 규제 환경, 기술혁신, 설비 투자와 같은 구조적 요인에 의해 더 크게 좌우될 수 있다.

넷째, 재벌 소속 여부의 조절효과 분석 결과, 재벌 기업이 비재벌 기업에 비해 전반적으로 높은 ESG 성과를 보이는 경향은 확인되었으나($\beta=0.38$, $p<0.01$), 우리사주제도의 ESG 개선 효과를 유의하게 약화시키지는 않는 것으로 나타나 가설 2는 기각되었다. 상호작용항이 통계적으로

유의하지 않아(β=0.06, n.s.), 우리사주제도의 긍정적 효과는 재벌 기업과 비재벌 기업 모두에서 유사한 수준으로 나타났다. 이는 한국의 소유집중적 지배구조 하에서도 우리사주제도의 긍정적 효과가 일정 부분 유지될 수 있음을 시사한다.

다섯째, 내생성 문제를 통제하기 위해 수행한 강건성 검증 결과, 1년 시차를 적용한 분석에서는 우리사주제도의 ESG 성과 제고 효과가 일관되게 유지되었다(지분율: β=0.03, p<0.01; 보유여부: β=0.14, p<0.01). 반면, 연도-산업별 자기제외 평균을 도구변수로 활용한 2SLS 분석에서는 우리사주 변수의 계수가 일관되게 양(+)의 방향을 보였으나, 통계적 유의성은 전반적으로 약화되었다. 다만 지배구조(G) 영역에서는 한계적인 수준에서 인과적 효과의 가능성이 관찰되었다(β=0.17, p=0.053). 이러한 결과는 OLS 추정치 중 일부가 역인과관계나 누락변수로 인해 과대추정되었을 가능성을 시사하나, 계수의 방향성이 일관되게 유지되었다는 점에서 우리사주제도의 ESG 개선 효과가 완전히 부정되지는 않는다.

3. 연구의 기여

본 연구는 학술적·실무적 측면에서 다음과 같은 기여를 갖는다.

학술적 측면에서, 본 연구는 우리사주제도와 ESG 성과 간의 관계를 한국 상장기업을 대상으로 체계적으로 분석한 국내 최초의 실증연구로서 의의를 갖는다. 기존의 우리사주제도 연구가 주로 기업성과, 생산성, 임금 등 재무적·행동적 성과에 초점을 맞추어 온 데 비해, 본 연구는 비재무적 성과인 ESG와의 관계를 규명함으로써 우리사주제도 연구의 외연을 확장하였다. 또한 대리인이론, 이해관계자이론, 소유권이론에 기반하여 종업원 소유가 ESG 성과에 미치는 영향의 이론적 메커니즘—이해관계 일치, 심리적 소유권, 장기지향성—을 제시하고, 이를 한국ESG기준원의 ESG 등급이라는 제도화된 지표를 통해 검증하였다는 점에서 기존 문헌을 확장한다. 특히 우리사주제도의 효과가 ESG의 세부 영역별로 이질적으로 나타나며, 지배구조(G) 영역에서 가장 강하게 발현된다는 발견은 향후 종업원 소유와 ESG 성과 간의 관계를 연구하는 데 있어 중요한 이론적 시사점을 제공한다.

실무적 측면에서, 본 연구는 기업이 ESG 성과, 특히 지배구조 성과를 제고하기 위한 전략적 수단으로 우리사주제도를 활용할 수 있음을 시사한다. ESG 공시 의무화가 단계적으로 시행되고 있는 상황에서, 우리사주제도는 종업원의 이해관계를 경영진 및 주주와 정렬시키고 내부 감시 기능을 강화함으로써 지배구조 개선에 기여할 수 있는 제도적 장치로 기능할 수 있다. 다만 환경(E) 성과의 경우 우리사주제도보다는 직접적인 환경 투자와 기술 혁신이 보다 효과적일 수 있으므로, 기업은 ESG 영역별 특성을 고려하여 차별화된 전략을 수립할 필요가 있다.

정책적 측면에서, 본 연구 결과는 우리사주제도 활성화 정책이 기업의 ESG 경영 촉진에도 기여할 수 있음을 시사한다. 현행 우리사주제도 관련 세제 혜택이 주로 종업원의 재산형성 지원 관점에서 설계되어 있으나, 본 연구 결과는 우리사주제도가 기업 지배구조 개선이라는 부수적 효과를 가질 수 있음을 보여준다. 따라서 ESG 경영 촉진을 위한 정책 수단으로서 우리사주제도의 역할을 재조명하고, 제도 설계 시 이러한 효과를 고려할 필요가 있다.

4. 연구의 한계와 향후 연구과제

본 연구는 몇 가지 한계점을 지니며, 이는 향후 다양한 연구를 통해 보완될 수 있을 것이다.

첫째, ESG 통합등급 및 환경(E), 사회(S) 등급의 경우 2019년 이전에는 하위 등급(C·D)이 공표되지 않아 표본이 상대적으로 우수한 기업 중심으로 구성되어 있다. 이로 인해 해당 기간의 ESG/E/S 분석 결과는 표본 선택에 따른 편의 가능성을 내포하고 있으며, 전체 상장기업으로 일반화하는 데 한계가 있다. 반면 지배구조(G) 등급은 분석기간 전반에 걸쳐 모든 평가 대상 기업에 대해 일관되게 공표되었기 때문에, G 영역에서 도출된 결과는 상대적으로 높은 신뢰도를 갖는 것으로 판단된다. 또한 본 연구는 한국ESG기준원의 평가등급만을 활용하였으나, ESG 평가기관마다 평가방법론, 가중치, 데이터 출처 등이 상이하여 동일 기업에 대해서도 평가결과가 다를 수 있다. 향후 연구에서는 복수의 ESG 평가자료를 활용하거나, 한국ESG기준원의 평가 공표 범위가 확대되어 보다 포괄적인 표본을 활용한 분석이 가능해지면 본 연구의 발견을 재검증할 수 있을 것이다.

둘째, 재벌 더미변수는 공정거래위원회의 대규모기업집단 지정 자료를 활용하였으나, 2016년 9월 지정 기준이 5조 원에서 10조 원으로 상향 조정되었다. 본 연구에서는 2012-2016년 기간에는 5조 원 기준을, 2017년 이후에는 공시대상기업집단(5조 원) 기준을 일관되게 적용하여 시계열 비교가능성을 확보하고자 하였으나, 2016-2017년 전환기에 일부 기업의 재벌 분류가 달라졌을 가능성을 배제할 수 없다. 향후 연구에서는 지배구조 특성을 보다 세분화하여 분석할 필요가 있다.

셋째, 2SLS 분석에서 사용한 도구변수(연도-산업별 자기제외 평균)의 타당성에 대해 추가적인 검증이 필요하다. 본 연구에서 도구변수의 관련성(relevance)과 외생성(exogeneity) 조건 충족에 대한 이론적 논거를 제시하였으나, 도구변수의 배제 제약(exclusion restriction)이 완전히 충족되지 않을 가능성을 배제하기 어렵다. 향후 연구에서는 자연실험(natural experiment)이나 준실험적 설계를 활용하여 인과관계를 보다 엄밀하게 식별하는 시도가 필요하다.

넷째, 본 연구는 우리사주제도가 ESG 성과에 미치는 영향을 분석하였으나, 그 구체적인 메커니즘—종업원의 주인의식 형성, 경영 감시 기능 강화, 장기지향적 의사결정 유도 등—을 직접적으로 검증하지는 못하였다. 향후 연구에서는 종업원의 경영 참여도, 조직몰입, 조직시민행동 등을 매개변수로 설정한 분석을 통해 우리사주제도가 ESG 성과로 이어지는 심리적·조직적 메커니즘을 규명할 필요가 있다.

다섯째, 본 연구는 한국거래소 상장기업만을 대상으로 하였으므로, 연구 결과를 비상장기업이나 중소기업으로 일반화하는 데 한계가 있다. 비상장기업의 경우 ESG 평가 자료의 가용성이 제한적이나, 향후 ESG 공시 의무화 범위가 확대되고 관련 데이터가 축적되면 분석 대상을 확장할 수 있을 것이다. 또한 한국 기업만을 대상으로 하였으므로, 연구 결과를 다른 국가로 일반화하기 위해서는 국제 비교 연구가 필요하다.

이러한 한계에도 불구하고, 본 연구는 우리사주제도가 기업의 ESG 성과, 특히 지배구조 성과에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 실증적으로 제시하였다는 점에서 의의가 있다. 우리사주제도를 통한 종업원의 소유 참여가 기업의 지속가능경영에 기여할 수 있다는 본 연구의 발견이 향후 관련 연구와 정책 논의에 유용한 기초 자료로 활용되기를 기대한다.

참고문헌

Alchian, A. A., & Demsetz, H. (1972). Production, information costs, and economic organization. *The American economic review*, *62*(5), 777-795.

Bova, F., Dou, Y., & Hope, O. K. (2015). Employee ownership and firm disclosure. *Contemporary Accounting Research*, *32*(2), 639-673.

Braam, G., Poutsma, E., Schouteten, R., & Heijden, B. V. D. (2024). Employee financial participation and corporate social and environmental performance: Evidence from European panel data. *British Journal of Industrial Relations*, *62*(2), 381-409.

Chang, S. J. (2003). Ownership structure, expropriation, and performance of group-affiliated companies in Korea. *Academy of Management journal*, *46*(2), 238-253.

Cho, C. H., & Patten, D. M. (2007). The role of environmental disclosures as tools of legitimacy: A research note. *Accounting, organizations and society*, *32*(7-8), 639-647.

Crifo, P., & Rebérioux, A. (2024). Employee participation as a new frontier in corporate social responsibility: a review of the literature. *Journal of Participation and Employee Ownership*, *7*(3), 241-254.

Eccles, R. G., Ioannou, I., & Serafeim, G. (2014). The impact of corporate sustainability on organizational processes and performance. *Management science*, *60*(11), 2835-2857.

Edmans, A. (2011). Does the stock market fully value intangibles? Employee satisfaction and equity prices. *Journal of Financial economics*, *101*(3), 621-640.

Faleye, O., Mehrotra, V., & Morck, R. (2006). When labor has a voice in corporate governance. *Journal of financial and quantitative analysis*, *41*(3), 489-510.

Freeman, R. E. (2010). *Strategic management: A stakeholder approach*. Cambridge university press.

Garcia, A. S., Mendes-Da-Silva, W., & Orsato, R. J. (2017). Sensitive industries produce better ESG performance: Evidence from emerging markets. *Journal of cleaner production*, *150*, 135-147.

Kim, E. H., & Ouimet, P. (2014). Broad-based employee stock ownership: Motives and outcomes. *The Journal of Finance*, *69*(3), 1273-1319.

Kong, D., Liu, J., Wang, Y., & Zhu, L. (2023). Employee stock ownership plans and corporate environmental engagement. *Journal of Business Ethics*.

Lee, J., Kruse, D. L., & Blasi, J. R. (2025). Shared capitalism and corporate sustainability: Broad-based employee share ownership, CEO ownership, and corporate environmental performance. *Business & Society*, *64*(1), 163-208.

Liu, Y., McDowell, S., Xue, C., & Zhang, J. (2024). Environmental, social, and governance performance: The role of Chinese employee stock ownership plans. *Environmental Economics*, *15*(2), 132.

Meckling, W. H., & Jensen, M. C. (1976). Theory of the Firm. *Managerial behavior, agency costs and ownership structure*, *3*(4), 305-360.

Moustabchir, O., Khenissi, M., & Juban, J. Y. (2024). The influence of employee share

ownership on CSR performance: The case of SBF 120 listed companies. *Finance Contrôle Stratégie*, NS-16.

Pierce, J. L., Kostova, T., & Dirks, K. T. (2001). Toward a theory of psychological ownership in organizations. *Academy of management review*, *26*(2), 298-310.

Sun, H., & Liu, C. (2023). Employee stock ownership plans and corporate environmental performance: Evidence from China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *20*(2), 1467.

Zhou, Q., Han, H., & Han, J. (2024). Does employee stock ownership plan have monitoring and incentive effects?-An analysis based on the perspective of corporate risk taking. *Heliyon*, *10*(2).