

ESG 등급이 기업 성과에 미치는 영향 및 임원보수의 매개 역할 -중국 상장기업을 중심으로

The impact of ESG rating on corporate performance and the mediating role
of executive compensation
-Evidence from Chinese Listed Companies

서가기* & 여은정**

국문 초록

본 연구는 2012년~2021년 기간에 대해 중국 A주 상장기업을 표본으로 선정하여 다중 회귀분석을 통해 ESG 등급이 기업 성과에 미치는 영향뿐 아니라 임원보수의 매개 역할도 살펴보았다. 실증분석 결과, ESG 등급이 높아짐에 따라 임원보수와 기업 성과도 높아지는 것으로 나타났다. 특히 임원보수의 매개 효과를 살펴보기 위해 인과적 단계 회귀 분석, Sobel 테스트, Bootstrap 테스트의 세 가지 분석을 수행함으로써 임원보수가 ESG 등급이 기업 성과에 미치는 효과에서 부분 매개 효과를 한다는 것을 보였다. 다중회귀분석 결과의 강건성 검증을 위해 기업 성과를 나타내는 변수를 ROE로 대체하여 분석하기도 하였으며, ESG 등급에 대한 1기 및 2기 지체변수를 사용하기도 하였으며, 역인과 관계 가능성을 완화시키기 위해 도구변수로 기업의 사회적 책임 보고서에 환경 및 지속 가능한 발전 현황(ED)의 공개 여부를 활용하여 2단계 최소자승법 등 다양한 방법으로 강건성 분석을 수행하였다. 이러한 강건성 검증 결과 역시 다중회귀분석에서와 동일한 결과가 유지됨을 확인하였다. 마지막으로 이질성 분석에서 ESG 등급은 규모가 작은 기업에서, 비국유기업에서 기업 성과에 보다 뚜렷한 영향을 미치며, 임원보수의 매개 효과는 규모가 큰 기업과 국유기업에서 더 큰 것으로 나타났다. 결론적으로, 본 연구는 ESG 등급이 기업 성과에 미치는 긍정적인 효과를 실증적으로 분석하였으며, 임원보수가 이들 간의 매개 역할을 한다는 중요한 증거를 제시하였다. 이러한 연구 결과는 기업이 ESG 전략과 경영진 보상 체계를 수립하는 데 있어 참고가 될 수 있으며, 궁극적으로 기업의 지속 가능한 발전이라는 목표 달성에 이바지할 것으로 기대한다.

주제어: ESG 등급, 기업 성과, 임원보수

*중앙대학교 경영학 박사과정, xujiaqi1023@126.com,

**중앙대학교 경영학부 교수, ejyeo@cau.ac.kr

I. 서론

1980년대 이후 생태환경이 점차 악화됨에 따라 지속 가능한 발전과 사회적 책임에 대한 이념이 국제적으로 치열한 토론의 쟁점이 되었다. 1992년 유엔 환경계획 금융이니셔티브(UNEP FI)는 금융기관들이 환경, 사회 및 기업지배구조 요소를 의사 결정 과정에 통합하기를 권고하였다. 그 후 다양한 조직과 기관에서 ESG 활동 수행 평가를 위한 여러 지표를 제시하여 점차 완전한 ESG 등급평가 시스템이 구축됐으며(Lo and Kwan, 2017), ESG 등급평가는 감시기관, 투자자와 상장기업의 관심을 끌었다¹⁾. 특히 ESG 등급평가는 환경·사회·지배구조의 각 측면에서 기업의 책임을 이행하는 상황을 종합적으로 반영할 수 있으며(王波, 杨茂佳, 2022), 기업 신용 및 미래 경영 성과 또는 발전 잠재력을 평가하는 데도 널리 사용된다(王琳璘 et al., 2022). 선진국 자본시장에서는 ESG 정보를 활용한 투자가 주류로 자리 잡았으나, 아직 중국에서는 ESG 활동의 전개 및 관련 활동은 초기 단계에 있다.

최근 몇 년 동안, 중국은 생태 문명 건설 및 녹색 발전에 상당한 노력을 기울이고 있으며 경제적 잠재력을 대대적으로 발전시키는 동시에 환경보호에도 중점을 두고 정책을 펴고 있다. 녹색 발전을 촉진하고 녹색 산업을 활용하여 경제 변혁을 달성하겠다는 목표를 제시하였는데, 이는 ESG의 이념과 고도로 일치한다. 갈수록 심각해지는 환경 문제와 기후 변화에 대응하기 위해 목표가 달성될 수 있도록 ESG 정보공개를 강화하는 것이 필수적이다. 중국 정부 부처와 감시기관은 ESG 정보공개를 촉진하기 위해 일련의 정책을 내놓기도 하였다.

한편, ESG 투자는 글로벌 지속 가능한 전략으로서 급속한 성장 단계에 있다. 2020년 기준 세계지속가능투자연맹(GSIA)의 보고서에 따르면 전 세계 ESG 투자 규모는 35조 30억 달러에 달하였으며, 이는 2012년에 비해 거의 2배 증가한 규모이며, 연평균성장률(CAGR)도 13.02%로 전 세계 총자산 관리 규모의 연평균성장률인 6.01%를 2배 이상 상회하였다. 또한, 2020년 기준 전 세계 ESG 투자 규모는 전 세계 자산 관리 규모의 1/3 수준을 넘어섰다²⁾. 이러한 추세 속에서 이해관계자들은 재무 정보뿐 아니라 ESG 정보의 투명성에도 큰 관심을 가지고 있다. 그러므로 시장 수요, 정부 정책 및 여론의 지지 등에 힘입어 기업들은 ESG 정보공개와 자신의 비재무적 성과를 증강함으로써 경쟁 우위를 강화하고 기업의 시장가치를 높이는 목적을 달성하고자 한다(徐光华 et al., 2022). 중국 제일재경연구원의 통계에 따르면 2022년 총 1,267개의 A주 상장기업이 ESG 정보를 공개함으로써 2021년에 비해 351개 기업이 증가하였으며 상장기업의 ESG 공개율은 30.86%로, 중국 상장기업의 ESG 공개율이 처음으로 30%를 돌파하였다³⁾.

ESG 정보공개와 품질과 횡수가 향상됨에 따라 ESG 활동 수행을 강화하는 것이 상장기업들의 중요한 과제가 됐고 경영진의 역할을 무시할 수 없다. 일부 상장기업들은

1) ESG 등급평가는 환경(Environment), 사회(Social), 기업지배구조(Governance) 세 가지 측면에서의 성과와 관련 정보공개를 바탕으로 제삼자 평가기관이 객관적으로 평가하는 것이다.

2) 데이터 출처: 『Global sustainable investment review 2020』

3) 데이터 출처: 『2022中国A股公司ESG评级分析报告-基于1267家上市企业ESG实际披露信息的研究』

ESG 지표를 임원보수의 핵심 성과 지표로 삼고 있기도 하다(Cohen et al., 2022). 예를 들어 애플, 월마트, 스타벅스와 같은 기업이다. 그렇다면 중국에서도 이러한 ESG 정보공개가 기업의 성과 발전에 영향을 미칠지, 미친다면, 어떤 영향인지, 만약 앞서 언급한 일부 선진기업과 같이 ESG 성과가 임원보수와 관련이 있다면, 기업 성과에 어떤 영향을 미칠지에 대한 답을 하고자 하는 것이 바로 본 연구가 다루는 핵심 문제이다.

본 연구는 2012년부터 2021년까지 10년 동안 중국 A주 상장기업을 대상으로 ESG 활동개선이 기업 성과에 미치는 영향뿐 아니라 나아가 임원보수의 매개효과도 실증적으로 살펴보고자 한다. 앞서 언급한 바와 같이 ESG 활동 개선이 기업 성과를 향상시키는 효과를 가진다면, 임원보수 인센티브 강화 등을 통해 이러한 효과를 더욱 높일 수 있을 것으로 기대할 수 있다.

주지하다시피 ESG는 현재 비즈니스 및 투자 분야에서 점점 더 중요해지고 있다. 특히 기업의 경우, ESG 활동은 장기적인 지속 가능성, 브랜드 구축 및 명성 향상, 혁신 및 경쟁 우위 향상, 가치 창출 등에 다양한 영향을 미칠 수 있다. ESG 활동이 기업 성과에 미치는 영향을 구체적으로 이해할 수 있다면 기업의 요구에 더 부합하는 ESG 활동 계획을 수립하고 관심도 및 관련 투자를 조정하며 위험 관리, 투자자 요구 및 법률과 규정의 요구 사항에 더 잘 대처할 수 있을 것으로 기대한다. 특히 임원들은 기업의 중요한 의사 결정과 전략 계획 등에서 중요한 역할을 발휘하는데 이는 기업의 지속 가능한 발전과 성공 여부에 직접 연결된다. 따라서 ESG 활동이 기업 성과에 미치는 영향을 더 깊이 이해하기 위해서는 임원들에 대한 인센티브, 즉 보수 구조가 양자 간 어떠한 매개 역할을 하는지 검토하는 것은 매우 중요하고 시의적절하다고 할 수 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. II 장에 선행연구와 가설을 제시하고, III 장에 연구 설계, IV 장에 실증분석 결과, V 장에 결론 및 시사점을 제시하며 마무리한다.

II. 선행연구 및 연구가설

본 연구는 ESG가 기업 성과에 미치는 영향뿐 아니라 두 변수 간 관계에서 임원보수가 매개 역할을 하는지를 실증적으로 고찰하고자 한다. 본 장에서는 선행연구 검토를 바탕으로 연구가설을 제시할 것이다. 먼저, ESG와 기업 성과 간의 관계를 검토하고, ESG 활동이 재무적 성과와 비재무적 성과에 미치는 영향을 다룬 기존 문헌을 분석할 것이다. 다음으로, 임원보수와 기업 성과 간의 관계를 연구하여, 보수 인센티브 메커니즘이 경영진의 행동과 기업 성과에 어떻게 영향을 미치는지 살펴볼 것이다. 세 번째로, ESG 활동이 임원보수에 미치는 영향을 정리할 것이다. 마지막으로, 앞서 언급한 세 가지 관계를 종합하여, ESG 활동이 임원보수라는 매개를 통해 기업 성과에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보도록 한다.

2.1 ESG와 기업 성과

ESG 활동 수행이 기업 성과에 미치는 영향의 연구에 대해 일부 학자들은 부정적인

영향을 미치거나 둘 사이에 유의한 관련성이 없다고 주장하였다. Bhandari and Javakhadze(2017)는 1992년부터 2014년까지의 미국 기업 데이터를 표본으로 하여 외부 자금 조달이 제한적이라는 전제하에, 기업이 사회적 책임 활동에 투자하면 수익성 있는 투자 프로젝트를 포기할 가능성이 있으며, 기업의 효과적인 자본 배분에 부정적 영향을 끼칠 수 있고, 결국 기업 성과의 하락으로 이어질 수 있음을 발견하였다. Garcia et al.(2017)은 2010년부터 2012년까지 브릭스 국가(BRICS)에서 선정된 상장기업 데이터를 표본으로 연구한 결과는, 사회 지표·지배구조 지표·ESG 종합지표와 기업 성과 간에 유의한 상관관계가 없으며, 환경 지표가 기업 성과에 부정적인 영향을 미친다는 것을 발견하였다. 그 이유는 제조 과정이 환경에 부정적인 영향을 미치는 기업들이 더 많은 정보를 공개함으로써 기업 성과에 영향을 미치기 때문으로 설명한다. Ruan and Liu(2021)는 2015년부터 2019년까지 중국 상장기업 데이터를 표본으로 하여 기업의 ESG 활동이 기업 성과에 상당한 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 국유기업과 비환경민감기업에 비해 비국유기업 및 환경민감기업이 ESG 비용을 더 많이 부담하기 때문에 기업 성과 하락 폭이 더 크다고 주장하였다. 高杰英 et al.(2021)은 2009년부터 2020년까지 중국 A주 상장기업 데이터를 표본으로 한 실증 연구에서, 만약 기업이 많은 인력과 상당한 경제적 자원을 환경과 사회 책임 관리에 투입한다면, 비용의 증가와 자원의 소모로 인해 기업의 핵심 경쟁력에 부정적인 영향을 주고 나아가 기업의 성과에도 부정적인 영향을 미치게 된다고 주장하였다.

이 밖에도 王双进 et al.(2022)은 2010년부터 2019년까지 중국 공업 기업의 데이터를 기반으로 공업 기업의 ESG 활동 수행이 재무성과에 미치는 영향이 U자형의 비선형 특징을 나타내며, 환경과 지배구조 지표에 비해 사회 지표가 재무성과에 대한 U자형 관계가 더 두드러진다는 것을 발견하였다. 단기적으로는 ESG가 기업의 직접 및 간접 비용을 증가시켜 기업 성과를 감소시키지만, 장기적으로는 ESG 활동 수행이 경쟁 우위를 구축하고 제품 가치를 높이는 등의 긍정적 효과가 있어 기업 성과를 향상시킬 수 있다고 주장하였다. 柳学信 et al.(2022)도 유사한 연구를 통해 ESG 활동 수행이 기업 성과에 미치는 긍정적인 영향이 장기간에 걸쳐 지체 효과를 가져오는 것을 발견하였다.

양쪽 측면의 연구를 비교해 볼 때 더 많은 연구가 ESG가 기업 성과에 긍정적인 영향을 미친다는 주장하고 있다. Friede et al.(2015)은 ESG와 재무성과에 관한 2,200편 논문을 연구한 결과, 약 90%의 연구 결과가 ESG와 기업 재무성과 간에 긍정적 관계가 있거나 관계가 없다는 것을 보여줬다. Velte(2017)는 2010년부터 2014년까지 독일 상장기업들을 대상으로 수행한 연구결과에 따르면, ESG 성과가 총자산수익률에 긍정적인 영향을 미치지만 토빈 Q에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그리고 환경 및 사회 지표에 비해 지배구조 지표가 재무성과에 가장 큰 영향을 미치는데, 그 이유는 정책 변화의 영향으로 기업과 이해관계자 간의 자산 가치 상관성이 증가하였기 때문일 수 있다. Atan et al.(2018)은 2010년부터 2013년까지 말레이시아 상장기업들을 대상으로 실증분석을 수행한 결과, 환경·사회·지배구조 세 가지 지표가 개별적으로는 기업 성과와 가치에 영향을 미치지 않지만, ESG 종합지표는 기업의 가중평균자본비용(WACC)에 긍정적이고 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기업 ESG의 우수한 성과는 기업에 대한 외부의 신뢰와 평가를 높이는 데 기여한다는 것을 알 수 있다. Ortas et al.(2015)은 유엔기후변화협약(UNGC)을 준수하는 기업이 이해관계자의 참여를 촉진하고 궁극적으로 기업 성과를 개선하기 위해 조직을 조정해야 한다고 주장하였다. 이를 증명하기 위해

저자들은 2008년부터 2013년까지 스페인, 프랑스, 일본의 유엔기후변화협약(UNGC)을 준수하는 상장기업을 표본으로 실증 연구를 수행하여 결과로써 ESG 성과가 기업 성과에 큰 영향을 미치고 유의한 양의 상관관계가 있다는 가설을 지지하였다. Lins et al.(2017)은 2008년부터 2009년까지 미국 기업의 데이터를 연구하여 ESG 성과가 우수할수록 기업이 미디어의 주목을 받을 가능성이 커지고 기업이 규정에 맞는 산업모형과 녹색 투자에 더 많은 관심을 기울여 ESG 투자 위험을 줄이며 기업 성과를 높이는 데 도움이 된다고 판단하였다. Sharma et al.(2020)은 2013년부터 2016년까지 뭄바이 증권거래소에 상장된 인도 기업을 표본으로 하여 ESG 성과와 기업의 장기적 성과 간에 유의한 양(+의 상관관계)이 있다고 주장하였다. 기업이 자발적으로 외부에 환경·사회·지배구조와 관련된 정보를 공개하면 이해관계자들이 기업의 지속 가능한 발전이 사회에 미치는 긍정적인 영향을 볼 수 있고 투자자가 기업의 장기적인 발전 추세를 잘못 판단하지 않도록 함으로써 기업 성과가 향상될 수 있다는 것이다. 任紫嫻 et al.(2021)은 2015년부터 2019년까지 중국 A주 중 환경오염이 심한 산업의 데이터를 기반으로 ESG 총합지표 및 환경·사회·지배구조의 개별 지표가 기업 성과와 유의한 양(+의 상관관계)이 있다고 주장하였다. 우수한 ESG 성과는 기업의 경제적 이익을 증가시키는 데 도움이 되며, 정부, 사회 단체 및 투자자들의 관심을 오염 심한 산업의 ESG 성과에 집중시켜, 선순환 구조를 형성할 수 있다고 해석한다. 李井 et al.(2021)은 2010년부터 2017년까지 중국 A주 상장기업을 표본으로 하여 ESG 성과와 기업 성과 사이에 유의한 양(+의 상관관계)이 있다는 것을 발견하였다. ESG의 세 가지 차원 모두 기업 성과를 크게 향상시킬 수 있으며, 비국유기업이 국유기업에 비해 사회적 책임 등 경쟁 압력이 더 크기 때문에 ESG 성과의 영향도 국유기업보다 훨씬 더 크다고 보고한다. 王琳璘 et al.(2022)은 ESG가 기업가치에 미치는 영향을 연구하기 위해 2009년부터 2020년까지 중국 A주 상장기업을 표본으로 ESG와 토빈Q 간 유의한 양(+의 상관관계)를 발견하였으며 우수한 ESG 성과는 자금 조달 제약을 완화하고 경영 효율성을 개선하며 기업 재무위험을 줄여 기업 성과를 높이는 데 도움이 된다고 주장하였다.

종합해 보면, 정보 비대칭 이론에 따르면 기업과 외부 이해관계자 간의 정보 불균형은 완전히 제거되지는 못하고, 단지 완화될 수 있다고 주장한다. 주지하다시피 기업 내부 정보는 외부에서 완전히 파악할 수 없으므로 투자자와 다른 이해관계자는 의사 결정을 내릴 때 큰 불확실성에 직면하게 된다. 따라서 기업이 ESG 정보를 적극적으로 공개하는 것은 이러한 문제를 효과적으로 완화할 수 있다. 상세한 ESG 정보공개를 통해 기업은 환경, 사회, 그리고 지배구조 측면에서의 노력과 성과를 외부에 보여주어 이해관계자들의 의사결정에서의 불확실성을 줄일 수 있다. 또한, 높은 수준의 ESG 성과는 기업이 다양한 측면에서 적극적으로 사회적 책임을 다하고 있음을 의미하며, 이는 종업원 · 고객 · 공급업체 등 이해관계자들의 기대를 충족시키는 것이다. 이는 이해관계자들이 기업을 지원하고 신뢰하게 만들며, 기업과의 우호적인 관계를 형성하고, 갈등과 운영위험을 줄이며, 기업 운영의 효율성과 효과성을 높여 궁극적으로 기업 성과를 향상시키는 데 기여할 수 있다. 따라서 ESG 등급이 높을수록 기업 성과가 좋아질 수 있다고 예상하며, 첫 번째 가설은 다음과 같다.

가설 H1: ESG 등급은 기업 성과와 유의한 양(+의) 관계를 나타낼 것이다.

2.2 임원보수와 기업 성과

임원보수와 기업 성과 간의 관계에 관한 연구는 1920 년대로 거슬러 올라가며, Taussig and Baker(1925)의 실증분석 결과 는 둘 간의 상관성이 유의하지 않음을 보여준다. 그 이후로 많은 학자들이 임원보수와 기업 성과 간의 관련성을 연구하기 시작하였다. Jensen and Mruphy(1990)는 1974 년부터 1986 년까지 7,750 개 기업에 대한 실증 연구를 통해 주주 재산이 1,000 달러 변경될 때마다 해당 임원의 재산이 3.25 달러 변동한다는 것을 발견하였는데, 이는 임원보수와 기업 성과 사이에 약한 상관관계만 존재하고 심지어 '제로 상관'이라고 할 수 있다고 주장하였다. 관련 연구가 점차 다양해지고 심화됨에 따라 임원보수와 기업 성과 간의 관계를 연구한 결과는 점차 유의하지 않다는 쪽에서 유의하다는 쪽으로 기울어졌다. Finkelstein(1992)은 컴퓨터, 화학공업, 천연가스 3 가지 업종의 1,763 명의 임원을 표본으로 삼아 기업이 임원에게 주는 격려 수준의 크기는 대부분 임원의 보수 수준에 달려 있음을 발견하였다. 임원의 임금을 높이면 그들의 노력 정도를 향상시킬 수 있고 서로 다른 등급의 보수 격차는 경쟁성을 강화하고 기업 성과를 향상시키는 데 유리하다고 주장하였다. Hall and Liebman(1998)은 1980 년부터 1994 년까지의 임원보수를 기반으로 임원보수가 기업 성과에 미치는 영향이 유의하게 향상됐음을 발견하였으며, 임원이 주식을 보유할 때 보수와 기업 성과의 탄력성이 임금과 보너스만 고려할 때보다 약 30 배 높다는 것을 발견하였다. 이는 점점 더 많은 기업의 이사회가 우수한 인재를 유치하고 유지하기 위해 스톡옵션을 부여하는 인센티브 정책을 사용하기 시작하였기 때문이다. 하지만 당시 임원의 계약이 유효하였다는 증거가 아니며 심지어 심각한 결함이 있는 보수 방안까지 발견되었다. Holderness et al.(1999)은 1935 년과 1995 년의 두 시기의 데이터를 비교한 결과, 임원의 지분이 5% 미만이면 기업 성과와 보유 주식 사이에 유의한 양(+의 상관관계)이 있고, 임원의 지분이 5%에서 25% 사이이면 기업 성과와 보유 주식 사이에 유의한 음(-의 상관관계)이 있음을 발견하였다. Carpenter and Sanders(2002)는 임원진의 보수 구조와 동기 부여 메커니즘이 경영진의 업무 몰입도와 성과를 자극하는 데 필수적이며, 임원에 대한 보수 인센티브를 실시하면 기업의 미래 성과를 크게 향상시킬 수 있다고 주장하였다. Duffhues and Kabir(2008)는 1998 년부터 2001 년까지 네덜란드 상장기업의 임원보수, 주로 현금성 보수 데이터를 연구한 결과, 임원보수와 기업 성과 사이에 음(-의 상관관계)이 있음을 나타냈다. 연구 과정에서 네덜란드의 기업 지배구조 시스템에서 많은 지분을 보유한 주주는 일반적으로 '비실적보상' 정책을 받아들일 수 있다. 합리적인 의심은 대주주와 경영진 사이에 뒷거래가 있고 임원들이 권력을 통해 보수를 받을 수 있다는 것이다. Amzaleg et al.(2014)은 135 개 이스라엘 상장기업의 데이터를 연구한 결과, 더 높은 임원보수가 임원의 더 많은 노력 투입을 장려할 수 있으며, 특히 호황 시기에 임원들은 높은 연봉을 받기 위해 더 노력할 것이라고 주장하였다. 이사회가 더 높은 수준의 통제권을 가지면 임원의 보수도 높아진다는 사실도 밝혀졌다.

중국의 관련 연구는 비교적 늦게 시작되었는데, 최초로 알려진 연구는 魏剛(2000)이며, 그는 중국 814 개 A 주 상장기업을 대상으로 실증분석을 통해 임원보수가 기업 성과와 명확한 관련성이 없으며 임원지분과 기업 성과는 음(-의 상관관계)이 있음을 나타냈으며 이는 당시 사회 환경 및 정책과 밀접한 관련이 있다. 孙月静,张文泉(2007)은 2005 년 중국 상장기업 데이터를 기반으로 임원보수가 기업의 순자산수익률 및 순자산수익률의 제공과 모두 양(+의 상관관계)이 있지만, 상관관계는 약하다고 실증분석 결과 주장하였다.

임원보수가 기업 성과에 미치는 민감도가 낮고, 임원들이 노력을 기울이지만, 그에 상응하는 보상을 제대로 받고 있지 못하다는 의미이다. 辛清泉, 譚伟强(2009)은 2000년부터 2005년까지 중국 국유상장기업을 표본으로 선택하여 국유기업의 임원보수가 기업 성과에 긍정적인 영향을 미치고 재무 및 비재무성과는 점차 임원보수 계약에서의 역할을 강화한다는 것을 보였다. 朱燕(2017)은 유사한 연구를 위해 중국 499개 제조업체를 표본으로 선정하였으며 금전적 보수가 기업의 재무성과에 부정적인 영향을 미치고 장기 보수로 주식 인센티브가 기업 성과에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 보였다. 赵小克, 李惠蓉(2019)은 2013년부터 2017년까지 365개의 스타트 상장기업을 표본으로 연구한 결과, 임원들의 금전적 보수와 지분 인센티브 모두 기업 성과에 상당한 긍정적인 영향을 미친다고 주장하였다. 임원에 대한 보수 인센티브는 기업 지배구조와 자원 활용에 대한 임원의 적극성을 자극하여 기업 성과를 향상시킬 수 있다는 의미이다.

대리인 이론은 기업 관리에서 주인과 대리인 간에 이해관계 충돌이 존재한다는 것을 지적한다. 주주는 기업이 최대 이익을 실현하기를 원하지만, 경영진은 종종 개인 이익을 위해 기업의 장기적 발전에 불리한 결정을 내릴 수 있다. 이러한 이해관계 충돌을 완화하기 위해 기업은 효과적인 보상 및 인센티브 체계를 설계하여 경영진의 개인 목표를 기업의 전략적 목표와 일치시킬 수 있다. 최적 계약 이론은 이러한 보상 체계를 통해 경영진이 기업의 최상의 이익을 위해 행동하도록 보장할 수 있다고 제안한다. 효과적인 계약 설계는 경영진의 노력을 자극하는 동시에 감시와 제약의 역할을 할 수 있다. 경영진의 보상을 기업의 성과 지표와 연동시킴으로써 기업은 경영진의 결정과 행동이 기업의 최적 이익에 부합하는지를 확인할 수 있다. 명확한 성과평가 기준과 적절한 리스크와 리워드 분배 등의 합리적인 계약 설계는 경영진이 기업 이익을 위해 노력하고 단기적인 시각의 행동과 도덕적 해이로 인한 손실을 최소화할 수 있다. 따라서 임원보수가 높을수록 기업 성과가 좋아질 수 있다고 예상하며, 두 번째 가설은 다음과 같다.

가설 H2: 임원보수는 기업 성과와 양(+의) 관계를 나타낼 것이다.

2.3 ESG 와 임원보수

많은 학자들이 ESG 요인이 임원보수에 미치는 영향을 연구하거나 사회적 책임이 임원보수에 미치는 영향을 연구할 때 ESG 등급을 기업의 사회적 책임을 측정하는 중요한 지표로 사용한다. ESG 활동 수행을 잘하는 기업은 ESG 등급이 높아 결과적으로 해당 기업의 임원이 더 높은 보수를 받을 것으로 예상된다. 일부 연구의 결과는 예상과 비슷하다. Eccles et al.(2014)는 지속 가능한 발전이 조직 프로세스 및 성과에 미치는 영향을 살펴 보았는데, ESG 등급이 높은 기업의 경우, 이사회는 지속 가능한 발전 이념에 더 많은 관심을 기울이고 경영진은 관련 성과 지표로 보수를 받을 가능성이 더 크다고 주장하였다. Sassen et al.(2016)은 ESG 요인이 유럽 기업 위험에 미치는 영향을 살펴 보았는데, ESG 요인은 기업의 운영위험 관리 및 합법경영전략에 포함되어야 하고, 임원보수 계획에도 ESG 요소를 추가할 수 있어 경영진과 주주의 이익을 더욱 조화롭게 하고 이익의 일치성을 보장하는 데 도움이 된다고 주장하였다. 徐爱玲(2020)은 중국 상장기업을 표본으로 삼아 기업이 주주, 채권자, 직원 등 이해관계자에 대한 사회적 책임을 이행하면 임원보수가 높아지고, 기업이 정부, 지역사회 및 환경에 대한 사회적 책임을 이행하면 임원보수도

높아진다는 것을 밝혔다. 사회적 책임 이행의 인센티브 효과가 임원보수 증가로 반영되는데, 즉 사회적 책임의 성과가 향상되면 상장기업은 경영진에 대한 인센티브를 강화하고 임원보수를 인상할 것이라는 주장이다. Kharabsheh et al.(2022)은 사회적 책임이 현금성 보수에 강한 긍정적인 영향을 미치고 지분 인센티브와 유의하지 않은 음(-)의 상관관계가 있음을 발견하였다. 기업의 사회적 책임이 임원진 현금성 보수의 증가를 가져올 때, 임원은 과도한 투자의 동기가 있는데, 즉 임원이 사회적 책임 활동을 이용하여 개인의 이익을 도모한다는 것이다. 또한, 같은 연구는 기업 지배구조가 사회적 책임과 임원의 현금성 보수 간에 조절 작용을 한다는 것을 발견하였으며, 기업이 효과적으로 지배구조를 구축할 수 있다면 사회적 책임과 현금성 보수 사이의 관계가 약화할 것이다. Abudy et al.(2023)은 14 개 선진국 중 84 개 은행의 데이터를 기반으로, 은행들은 모두 프로젝트 융자 시 자발적으로 환경 준칙을 따르는 “적도 원칙(The Equator Principles, EP)”⁴⁾을 채택하였는데, 자발적으로 EP를 채택한 은행에서 임원의 총 보수가 더 많이 증가하는 추세를 보여 ESG 표준이 임원 인센티브 보수의 더욱 효과적인 방식이 될 수 있다는 것을 보였다. 姚海鑫 et al.(2023)은 2013년부터 2020년까지 중국 A주 상장사를 관측 대상으로 삼아 임원보수 연도 변화가 기업 성과 연도 변화에 미치는 민감도로 보수 계약의 유효성을 측정하였다. 연구 결과에 따르면 임원보수 계약의 유효성은 사회적 책임 정보공개 정도가 증가함에 따라 강화하며, 정보공개의 자발성을 고려하면 자발적 공개가 의무 공개보다 보수 계약에 미치는 영향이 적다. 자발적 공개에 비해 의무적 공개는 상당한 감독 및 통제 효과가 있기 때문이다.

본 연구의 예상과 다른 연구 결과도 있다. Stanwick and Stanwick(2001)은 임원보수와 기업 환경의 명성 사이에 유의한 음(-)의 상관관계가 있음을 나타냈다. 즉, 기업이 환경 방면에서 잘하더라도 임원은 이로 인해 보수를 받지 않는다는 것이다. 따라서 보상 체계의 관점에서 경영진은 환경적 명성에 높은 관심을 기울이는 것을 권장하지 않는다는 것이다. Callan and Thomas(2011)는 기업의 사회적 책임도 임원보수의 중요한 결정 요인 중 하나이기 때문에 성과보수만으로는 임원보수를 해석하기에 충분하지 않다고 생각하였다. 그들은 실증분석을 위해 업종 및 시간 효과를 통제하는 다중 방정식 틀을 구축하여 기업의 사회적 책임이 임원보수에 긍정적인 영향을 미치지만 각 지체변수의 계수가 음(-)수이기 때문에, 이러한 수익은 단기적이다. 사회적 책임에 대한 투자가 계속되더라도 기업의 명성과 이해관계자의 관심을 가져오는 혜택은 시간에 따라 줄어든다는 것이다. Jian and Lee(2015)는 지배구조가 더 강한 기업에서 사회적 책임의 이행이 정상적인 수준에 있다는 전제하에 사회적 책임과 임원보수 사이에 양(+)의 상관관계가 존재하며, 비정상적인 수준의 사회적 책임이라면 임원보수와 음(-)의 상관관계가 있음을 발견하였다. 강한 지배구조의 기업 중 과도한 사회적 책임을 지고 손해를 봤다면 임원이 징계를 받을 수 있다는 것을 의미한다. 王新 et al.(2015)은 2009년부터 2014년까지 중국 상장기업의 데이터를 연구한 결과, 기업의 사회적 책임 이행이 국유기업 및 비국유기업의 임원보수에 유의하지 않는 긍정적인 영향을 미친다는 것을 나타냈다. 그리고 사회적 책임은 국유기업 임원보수와 기업 성과 사이의 민감도를 많이 감소시키지만 비국유기업에는 이러한 영향이 없다. 이는 국유기업의 경우 기업 성과 하락, 지분 분산 및 사회적 책임 압력이 높을 때, 경영진은 ‘사회적 책임’을 징벌을 회피하는 핑계로 사용할 가능성이 더 크기 때문이다. 그러나

4) 적도 원칙은 은행 및 기타 금융기관이 대형 프로젝트에 자금을 제공할 때 프로젝트의 환경 및 사회적 영향을 고려해야 한다는 국제 금융 규정이다.

미국유기업은 사회적 책임의 투자 수익 효과와 비용 균형을 요구하여 경영진이 사회적 책임에 대한 투자가 주주 이익을 손상시키지 않아야 하기 때문이다. Rath et al.(2020)은 2014년부터 2019년까지 67개의 미국 기업을 연구 및 분석한 결과, 블룸버그(Bloomberg) 데이터베이스 ESG 점수 중 환경과 지배구조 점수가 임원보수에 부정적인 영향을 미친다는 것을 밝혔다. 일부 사회적 책임감이 있는 기업은 자신의 이익을 희생하고 환경, 사회 및 직원 복지 활동에 참여할 수 있다는 것이다.

높은 ESG 등급은 기업의 사회적 책임과 지속 가능한 경영 측면에서의 우수한 성과를 반영할 수 있으며, 이는 기업의 명성과 이미지를 강화할 뿐만 아니라 경영자의 개인 명성과 가치를 높일 수 있다. 앞서 말하였듯이 기업은 합리적인 보상 및 인센티브 체계를 구축해야 하는데 경영진과 주주의 이익 목표를 일치시키는 데 도움이 된다. 동시에, 이는 인재를 유치하고 유지하는 중요한 수단이다. ESG 성과가 충분히 우수하거나 향상된 경우, 기업은 임원들에게 상응하는 보상을 해야 한다. 따라서 ESG 등급이 높을수록 임원보수가 높아질 수 있다고 예상하며, 세 번째 가설은 다음과 같다.

가설 H3: ESG 등급은 임원보수와 양(+)의 관계를 나타낼 것이다.

이상의 세 가지 가설에서 ESG 등급과 기업 성과는 양의 관계, 임원보수와 기업 성과는 양의 관계, ESG 등급과 임원보수는 양의 관계로 추정된다. 이를 근거로 본 연구의 네 번째 가설을 제기한다.

가설 H4: 임원보수는 ESG 등급과 기업 성과 간의 관계에서 매개 효과를 할 것이다.

Ⅲ. 연구설계

3.1 샘플 선정과 데이터 수집

본 연구는 중국 5,055개 A주 상장기업을 연구 표본으로 삼아 2012년부터 2021년까지의 데이터를 선정하여 실증 연구를 진행하였다. 연구에 사용된 ESG 등급 평가 데이터는 중국 화증⁵⁾ ESG 평가 시스템에서 가져온 것이며 기타 재무 및 비재무 정보 데이터는 모두 CSMAR 데이터베이스⁶⁾에서 가져온 것이다. 데이터를 다음과 같이 처리하였다.

- (1) 연구 구간에 ST와 *ST 상장기업을 제외.
- (2) 데이터가 누락된 기업 제외.
- (3) 금융과 보험업종 제외.
- (4) 이상치의 영향을 피하기 위해 변수에 평균치 + 3배 표준편차 이상 또는 평균치 -

5) 상하이 화증 지수정보서비스 유한회사(Sino-Securities Index Information Service (Shanghai) Co.Ltd)의 약칭

6) CSMAR은 China Stock Market & Accounting Research Database의 약칭으로, 중국의 금융 및 경제 데이터베이스이며, 중국의 주식 시장, 거시경제, 기업 재무 등을 연구하기 위한 다양한 데이터 자료와 분석 도구를 제공합니다.

3 배 표준편차 이하의 값이 있으면 상하 위 1%를 초과하는 관측치는 각각 99%와 1%의 해당하는 값으로 조정하였다. 처리된 변수에는 ESG 등급 및 재산권 속성을 제외한 모든 변수가 포함되었다.

이상의 데이터 처리를 거쳐 3,228 개 기업, 26,045 개 관측치를 확보하였다. Excel 2019 및 Stata 16.0 을 사용해 데이터를 정리 분석하였는데 Excel 2019 는 주로 초기 데이터 정리에 사용됐고 Stata 16.0 은 후속 기술적 통계 및 회귀분석 등에 사용되었다.

3.2 변수 선정과 측정

(1)종속변수

기업 성과 측정 지표와 관련하여 많은 학자들이 순자산수익률, 총자산수익률, 토빈 Q 등과 같은 재무 지표를 사용하였다. 본 논문에서는 세 가지 주요 이유로 총자산이익률(ROA)을 기업 성과를 대표하는 측정 지표로 선택하였다. 첫 번째는 ROA 가 다양한 업종 및 기업 유형에 널리 사용되는 지표이기 때문이다. 기업의 규모와 관계없이 ROA 는 기업의 수익성과 자산 활용 효율성을 평가하는 데 사용할 수 있다. 둘째, ROA 는 표준 재무제표 데이터를 기반으로 산출되기 때문에 서로 다른 기업이라도 동일한 계산 방법을 사용해 ROA 를 얻을 수 있어 기업 간의 성과 비교가 더 편리하다. 셋째, ROA 지표는 기업의 자산 활용 효율을 정량화하는 동시에 기업의 비즈니스 활동으로 인한 수익성을 반영하며 기업 성과를 측정하는 비교적 전반적인 지표이다. 또한, ROA 는 상장기업의 수익성을 보다 사실적으로 반영할 수 있어 관리자의 조작이 쉽지 않다(宣杰 et al., 2021).

(2)독립변수

이제 논문 연구에서 ESG 등급 기관에 대한 선택은 다양하다. 본 연구는 중국에서 ESG 등급평가 데이터를 발표한 기관 중 상대적으로 권위 있는 화중 ESG 등급평가 시스템을 선택했는데, 이 기관은 중국 기업의 ESG 활동 수행에 대해 비교적 깊은 이해와 연구를 하고 있으며, 외국의 기관보다 중국의 실제 상황에 더 부합한다. 화중 ESG 등급 평가 시스템은 대량의 자료를 수집한 후 분석과 평가를 진행하여 최종적으로 투자자가 쉽게 이해할 수 있는 평가 점수 및 종합 등급으로 전환되며, 주요 장점은 적용 범위가 넓고 데이터 업데이트가 빠르다는 것이다. ESG 등급은 C, CC, CCC, B, BB, BBB, A, AA, AAA 등 총 9 개 등급으로 나뉘며, 본 연구에서는 C~AAA 등급을 1~9 로 순서대로 값을 할당한다.

(3)매개변수

임원보수는 기업 성과와 밀접한 관계가 있고 ESG 성과의 영향을 받을 수 있기 때문에 임원보수는 매개변수로 사용된다. 규모 효과를 제거하기 위해 朱永虹(2010)을 참고하여 기업의 상위 3명의 고위층 관리자 보수의 합계로 자연 대수를 취하여 단기 보수의 평가지표로 사용하였다. 비록 중국의 상장기업이 점차 스톡옵션 인센티브 계획을 채택하고 있지만, 많은 업종에서 여전히 장기 보수를 시행하지 않으며, 관련 데이터의 공개 정도는 단기 보수만큼 보편적이고 투명하지 않기 때문에 본 연구에서 장기 보수를 고려하지 않는다.

(4)통제변수

본 논문은 谢志明,李子林(2022), 吕靖烨,刘蓉(2023), 马宏宇,康进军(2023) 등의 중국 상장기업 관련 연구를 참고하여 임원지분(Ownership), 이사회규모(BS), 지분집중도(OC), 기업규모(Size), 자산부채비율(Lev), 성장능력(Growth) 및 재산권 속성(State) 총 7가지 통제변수를 선정하였다. 또한, 연도 더미변수와 업종 더미변수가 추가되었다. 변수 측정 방법은 <표 3-1>에 나와 있다.

<표 3-1> 변수 측정

구분	변수	모형표시	측정
종속변수	기업 성과	ROA	순이익/총자산 평균 잔액
독립변수	ESG 등급평가	ESG	C~AAA 등급을 1~9 로 순서대로 값을 할당함
매개변수	임원보수	Salary	ln(상위 3명 임원 보수 총액)
통제변수	임원지분	Ownership	기말 임원 보유 주식수/총주식수
	이사회규모	BS	이사회 인원수
	지분집중도	OC	최대주주 지분율
	기업규모	Size	ln(총자산)
	자산부채비율	Lev	총부채/총자산
	성장능력	Growth	주영업매출액증가율: (기말-기초)/기초
	재산권 속성	State	국유기업이면 1, 비국유기업이면 0
	업종더미변수	Industry	해당 업종에 속하는 경우 1, 그렇지 않으면 0
	연도더미변수	Year	해당 연도에 속하는 경우 1, 그렇지 않으면 0

3.3 연구모형

위의 문헌 분석 및 이론적 분석에 의해 제기된 가설을 기반으로 다중 회귀분석 모형이 구축된다. ESG 등급과 기업 성과 사이에 양(+의) 관계가 있는지 확인하기 위해 모형 1을 구축한다.

$$ROA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ESG_{i,t} + \beta_2 Ownership_{i,t} + \beta_3 BS_{i,t} + \beta_4 OC_{i,t} + \beta_5 Size_{i,t} + \beta_6 Lev_{i,t} + \beta_7 Growth_{i,t} + \beta_8 State_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \mu_{i,t}$$

(모형 1)

임원보수와 기업 성과 사이에 양(+의) 관계가 있는지 확인하기 위해 모형 2를 구축한다.

$$ROA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Salary_{i,t} + \alpha_2 Ownership_{i,t} + \alpha_3 BS_{i,t} + \alpha_4 OC_{i,t} + \alpha_5 Size_{i,t} + \alpha_6 Lev_{i,t} + \alpha_7 Growth_{i,t} + \alpha_8 State_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + e_{i,t}$$

(모형 2)

ESG 등급과 임원보수 사이에 양(+)의 관계가 있는지 확인하기 위해 모형 3을 구축한다.

$$Salary_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 ESG_{i,t} + \delta_2 Ownership_{i,t} + \delta_3 BS_{i,t} + \delta_4 OC_{i,t} + \delta_5 Size_{i,t} + \delta_6 Lev_{i,t} + \delta_7 Growth_{i,t} + \delta_8 State_{i,t} + \Sigma Year + \Sigma Industry + \epsilon_{i,t}$$

(모형 3)

임원보수가 ESG 등급과 기업 성과 간의 관계에서 매개 역할을 하는지 확인하기 위해 모형 4를 구축한다.

$$ROA_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 Salary_{i,t} + \theta_2 ESG_{i,t} + \theta_3 Ownership_{i,t} + \theta_4 BS_{i,t} + \theta_5 OC_{i,t} + \theta_6 Size_{i,t} + \theta_7 Lev_{i,t} + \theta_8 Growth_{i,t} + \theta_9 State_{i,t} + \Sigma Year + \Sigma Industry + \tau_{i,t}$$

(모형 4)

IV. 실증분석

4.1 기술적 통계

(1) 전체 표본 기술적 통계

〈표 4-1〉 전체 표본 기술적 통계

변수	관측치	평균치	표준 편차	최소치	최대치
ROA	26,045	0.040	0.062	-0.225	0.214
ESG	26,045	4.110	1.125	1.000	8.000
Salary	26,045	14.479	0.695	12.827	16.484
Ownership	26,045	0.069	0.134	0.000	0.594
BS	26,045	8.523	1.626	5.000	14.000
OC	26,045	34.089	14.716	8.480	73.650
Size	26,045	22.283	1.294	19.998	26.314
Lev	26,045	0.426	0.201	0.059	0.886
Growth	26,045	0.163	0.377	-0.536	2.258
State	26,045	0.363	0.481	0.000	1.000

〈표 4-1〉에서 보는 바와 같이 먼저 종속변수를 보면 중국 상장기업 ROA의 평균치는 0.040, 표준편차는 0.062, 최소치는 -0.225, 최대치는 0.214이다. 표준편차는 평균치의 약

1.55 배이며, 최대치와 최소치의 차이는 0.439 이다. 상장기업 간의 기업 성과 수준에 큰 편차가 있음을 알 수 있으며 그 차이가 분명하다. 독립변수 ESG 등급을 보면 총 9 개의 등급이 존재하지만 최대치는 8 이다. 그리고 1~9 의 중앙값은 5 이고 ESG 등급의 평균치는 4.110 으로 5 보다 작아서 중국 상장기업의 ESG 활동 수행이 여전히 향상될 여지가 많다는 것을 나타낸다. 상위 3 명 임원 보수 총액의 자연 대수는 평균치 14.479, 표준편차 0.695, 최소치 12.827, 최대치 16.484 로 편차가 적은 것으로 보인다. 그러나 기업 상위 3 명의 임원 보수 총액에 대한 기본통계량을 보면 평균치는 2,521,308, 표준편차는 2,236,409, 최소치는 372,000, 최대치는 14,400,000 이다. 상장기업의 임원보수 수준은 일정한 격차가 있다는 것을 발견할 수 있다.

통제변수에서 임원지분율(Ownership)은 최대치가 0.594, 최소치가 0 이지만 평균치가 0.069 에 불과하여 극히 적은 부분의 임원만이 기업 주식을 많이 보유하고 있다는 뜻이다. 회장과 사장 두 자리를 동일인이 맡을 가능성을 배제할 수 없다. 이사회규모(BS)는 최소 5 명에서 최대 14 명으로, 중국 회사법에 따르면 주식회사의 이사회 수는 5~19 명이다. 평균치가 8.523, 표준편차가 1.626 인 것을 보면 대부분 상장기업이 이사회 규모를 법 규정을 토대로 기업 수요에 맞춰 늘렸지만, 규모는 크지 않을 것으로 보인다. 주주 지분이 33% 이상이면 거부권을 갖고, 지분이 51%를 넘으면 기업 상대적 지배권을 갖고, 67%를 넘으면 기업을 절대적으로 통제할 수 있다. 지분집중도(OC)의 평균치는 34.089 이고 표준편차는 14.716 으로서 기업 최대주주의 주식보유량이 보편적으로 50%를 초과하지 않아 지분 고도 집중으로 인해 의사 결정 실수가 발생할 가능성은 비교적 낮은 편이다. 기업규모(Size)의 최대치는 26.314 이고 최소치도 19.998 로 중국에 상장된 기업이나 상장할 수 있는 기업이 모두 일정한 규모를 형성했다는 것을 알 수 있다. 상식적으로 업종별 자산부채비율은 큰 차이가 있는데, 표본 데이터를 보면 자산부채비율(Lev)의 평균치는 0.426, 표준편차는 0.201 로 중국 상장기업의 자산부채비율은 비교적 균형이다. 성장능력(Growth)의 변동성은 매우 크며 최소치는 -0.536, 최대치는 2.258, 평균치는 0.163 이고 표준편차는 0.377 로 업종 및 정책 변화와 같은 외부 제한 요인의 영향을 배제할 수 없지만, 여전히 중국 상장기업의 발전 전망에 큰 차이가 있음을 보여준다. 재산권 속성(State)을 보면 상장기업의 약 36%가 국유기업이고, 비국유기업이 더 많다.

(2) ESG 등급평가 기술적 통계

<표 4-1>에서 중국 상장기업의 ESG 등급이 낮다는 것을 알 수 있다. 본 연구의 주요 변수로서 더욱 상세한 검토가 필요하다. <표 4-2>에서는 ESG 등급의 9 개 등급을 1~3, 4~6, 7~9 의 3 개 부분으로 나눠 각각 기술적 통계를 작성한다. 먼저 관측치의 개수를 보면 대부분의 관측치가 중등평가, 즉 B 와 BBB 사이에 위치하여 19,052 개로 전체 관측치의 73.15%를 차지한다. 두 번째는 C~CCC 와 같은 저등평가가 6,815 개로 26.17%에 달했으며 고등평가 A~AAA 의 관측치는 178 개로 0.68%에 불과하였다. ROA 를 보면 ESG 저·중·고등 평가의 ROA 평균치는 각각 0.019, 0.047 및 0.062 였다. 고등평가는 중등평가의 ROA 평균치보다 31.91% 증가했는데 이는 뚜렷한 증가 폭이다. 중등평가는 저등평가의 ROA 평균치보다 147.37% 증가하였고 이 값은 더 과장하였다. 이에 비해 임원보수는 ESG 저·중·고 등급평가 간 변화폭이 훨씬 작고 3 개 부분의 상위 3 명 임원 보수 총액 대수의 평균치는 각각 14.344, 14.522, 15.043 였다. 중등평가는 저등보다 임원보수 평균치가 1.24%, 고등평가는 중등보다 3.59% 증가하였다.

이 간단한 기술적 통계에서 가설에 부합되는 결과를 일부 확인할 수 있다. ESG 등급이 높은 상장기업, 기업 성과가 더 높다. 그리고 영향이 적어 보이지만 ESG 등급은 임원보수에도 긍정적인 영향을 미친다. 같은 증가 추세로 볼 때 임원보수가 높은 기업일수록 기업 성과도 좋다는 것을 설명할 수 있을 것 같다. 물론 아직 설득력이 충분치 않아 추가 검증이 필요하다.

〈표 4-2〉 ESG 등급평가 기술적 통계

변수	저등급(관측치 6,815)			중등급(관측치 19,052)			고등급(관측치 178)		
	평균치	최소치	최대치	평균치	최소치	최대치	평균치	최소치	최대치
ROA	0.019	-0.225	0.214	0.047	-0.225	0.214	0.062	-0.120	0.214
ESG	2.626	1.000	3.000	4.614	4.000	6.000	7.039	7.000	8.000
Salary	14.344	12.827	16.484	14.522	12.827	16.484	15.043	13.529	16.484
Ownership	0.056	0.000	0.594	0.074	0.000	0.594	0.039	0.000	0.594
BS	8.432	5.000	14.000	8.554	5.000	14.000	8.640	5.000	14.000
OC	32.095	8.480	73.650	34.756	8.480	73.650	38.994	8.480	73.650
Size	21.991	19.998	26.314	22.375	19.998	26.314	23.640	20.275	26.314
Lev	0.448	0.059	0.886	0.418	0.059	0.886	0.469	0.137	0.844
Growth	0.161	-0.536	2.258	0.164	-0.536	2.258	0.164	-0.472	2.032
State	0.312	0.000	1.000	0.379	0.000	1.000	0.511	0.000	1.000

(3) 업종별 표본 기술적 통계

〈표 4-3〉은 본 연구에서 표본의 업종별 분포 현황으로 총 3,228 개 기업, 26,045 개 관측치로 제조업, 건축업, 숙박·음식점업, 부동산 등 17 개 업종을 포함한다. 제조업은 줄곧 중국 경제성장의 중요한 추진력으로서 대량의 취업기회를 제공하는 동시에 국내외 시장에도 대량의 제품과 서비스를 제공해 왔다. 2012~2021 년 동안 중국 제조업은 모두 3,616 개의 상장기업이 있었는데, 선별 후 얻은 관측치는 여전히 모든 업종 중 가장 많은 17,015 개로 65.33%를 차지하였다. 2 위는 정보전송·소프트웨어와 정보기술서비스업으로 관측치가 1,735 개로 6.66%를 차지하였다. 3 위는 5.18%를 차지하는 1,349 개의 관측치가 있는 도소매업이다. 나머지 업종의 관측치는 모두 5% 이하로 제조업 표본 양과 큰 차이를 보였다.

각 업종 간의 시장 수요, 기술 요구와 경쟁 환경에 차이가 존재하기 때문에 국가는 서로 다른 업종에 대한 정책 범위와 감독이 다르고 지원 강도도 다르다. 이런 것들은 모두 기업

성과에 서로 다른 정도의 영향을 미친다. 연구 과정에서 일부 업종의 표본 수가 너무 적고 업계 간 관측치 수 차이가 너무 크다는 것을 발견하여 업종더미변수를 추가하고 업종 간의 차이가 연구에 미치는 영향을 줄였다.

〈표 4-3〉 업종별 표본 기술적 통계

업종	코드	도수	상대도수(%)
농업·임업·목축업·어업	A	320	1.230
광업	B	627	2.410
제조업	C	17,015	65.330
전력·열력·가스·물 생산과 공급업	D	862	3.310
건축업	E	710	2.730
도소매업	F	1,349	5.180
교통운수·창고·우편업	G	819	3.140
숙박 및 음식점업	H	71	0.270
정보전송·소프트웨어와 정보기술서비스업	I	1,735	6.660
부동산업	K	972	3.730
임대 및 상업 서비스업	L	320	1.230
과학연구 및 기술서비스업	M	274	1.050
수리·환경·공공시설관리업	N	355	1.360
교육업	P	31	0.120
위생과 사회사업	Q	63	0.240
문화·체육·오락업	R	364	1.400
종합	S	158	0.610
합계		26,045	100

4.2 상관성 및 다중 공선성

(1) 상관성 분석

변수가 다양하게 분포되어 있기 때문에, Pearson 과 Spearman 상관분석을 병행하여 변수 간의 상관성을 보다 전반적으로 이해하였다. 〈표 4-4〉에서 주요 변수는 상삼각행렬의 Spearman 과 하삼각행렬의 Pearson 테스트에서 같은 결과를 나타냈다. ESG 등급(ESG)은 기업 성과(ROA) 및 임원보수(Salary)와 유의한 양(+)의 상관관계를 보였고 임원보수(Salary)는 기업 성과(ROA)와 유의한 양(+)의 상관관계를 보였다. 이는 가설 1-3 과 일치한다.

통제변수를 고려할 때 결과를 비교해보면, 다음과 같은 분명한 차이가 있다. 기업 성과에 대한 이사회규모(BS) 및 기업규모(Size)의 상관계수는 Pearson 테스트와 Spearman 테스트에서 유의수준이 변하고 방향이 상반된다. 성장능력(Growth)과 ESG 양의 상관관계는 Spearman 테스트에서 더욱 유의한다. 임원지분(Ownership)과 임원보수의 상관계수는 두 가지 테스트에서 방향이 상반된다. 지분집중도(OC)와 임원보수의 음의 상관관계는 Spearman 테스트에서 더욱 유의한다.

〈표 4-4〉 Pearson 과 Spearman 의 상관계수 행렬

	ROA	ESG	Salary	Owner ship	BS	OC	Size	Lev	Growth	State
ROA	1.000 ***	0.213 ***	0.212 ***	0.225 ***	-0.016 **	0.102 ***	-0.052 ***	-0.405 ***	0.340 ***	-0.171 ***
ESG	0.217 ***	1.000 ***	0.176 ***	0.059 ***	0.029 ***	0.093 ***	0.198 ***	-0.027 ***	0.070 ***	0.088 ***
Salary	0.186 ***	0.178 ***	1.000 ***	0.047 ***	0.072 ***	-0.028 ***	0.431 ***	0.116 ***	0.099 ***	0.014 **
Owner ship	0.136 ***	0.036 ***	-0.058 ***	1.000 ***	-0.178 ***	-0.228 ***	-0.293 ***	-0.274 ***	0.150 ***	-0.535 ***
BS	0.003	0.041 ***	0.089 ***	-0.173 ***	1.000 ***	0.017 **	0.246 ***	0.137 ***	-0.030 ***	0.264 ***
OC	0.119 ***	0.102 ***	-0.016 **	-0.047 ***	0.036 ***	1.000 ***	0.156 ***	0.056 ***	-0.019 **	0.231 ***
Size	0.001	0.223 ***	0.447 ***	-0.287 ***	0.281 ***	0.200 ***	1.000 ***	0.510 ***	0.039 ***	0.353 ***
Lev	-0.357 ***	-0.040 ***	0.115 ***	-0.240 ***	0.152 ***	0.062 ***	0.509 ***	1.000 ***	-0.0003	0.282 ***
Growth	0.250 ***	0.008	0.043 ***	0.063 ***	-0.030 ***	-0.012 *	0.037 ***	0.023 ***	1.000 ***	-0.115 ***
State	-0.109 ***	0.091 ***	0.011 **	-0.366 ***	0.280 ***	0.237 ***	0.363 ***	0.286 ***	-0.084 ***	1.000 ***

*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01
(하삼각행렬은 Pearson 상관계수이고, 상삼각행렬은 Spearman 상관계수이다)

(2) 다중 공선성 분석

다음으로 변수 사이에 다중 공선성이 있는지 여부를 분산팽창계수를 통해 검증한다. ESG 의 VIF 값은 1.11, Salary 의 VIF 값은 1.34, Ownership 의 VIF 값은 1.22, BS 는 1.14, OC 는 1.10, Size 는 2.12, Lev 는 1.45, Growth 는 1.02, State 는 1.41 이다. 주요 변수의 VIF 값은 5 미만이고 평균 VIF 값은 2 미만이며 본 논문에서 선정한 변수가 심각한 다중 공선성을 가질 가능성을 배제할 수 있다.

4.3 회귀분석

이 부분에서 시작하여 가설을 검증하기 위해 앞서 설명한 모형을 사용하고 회귀분석을 수행한다. 회귀 검증에 앞서 화이트 검증(White's test)을 하였으며, 검증 결과 $\chi^2 = 3045.59$, $P > \chi^2 = 0$ 으로 모형이 동분산이라는 귀무 가설을 분명히 기각하였다. 패널 데이터를 사용하기 때문에 이분산성 및 자기상관의 영향을 줄이기 위해 군집강건표준오차 (Cluster robust standard errors)를 회귀분석에 사용하였다.

〈표 4-5〉는 모형 1~4 에 대한 통제변수가 없는 경우와 통제변수가 있는 경우의 회귀분석 결과를 보여준다.

〈표 4-5〉 모형 1~4 의 회귀분석 결과

변수	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4	
	(1) ROA	(2) ROA	(3) ROA	(4) ROA	(5) Salary	(6) Salary	(7) ROA	(8) ROA
ESG	0.013*** (22.835)	0.008*** (16.531)			0.099*** (13.810)	0.031*** (5.031)	0.011*** (19.635)	0.007*** (15.609)
Salary			0.021*** (20.447)	0.018*** (19.347)			0.018*** (17.656)	0.018*** (18.821)
Ownership		0.024*** (5.344)		0.029*** (6.428)		0.058 (1.025)		0.023*** (5.145)
BS		0.001*** (3.802)		0.001*** (2.790)		0.014*** (2.655)		0.001*** (3.204)
OC		0.0005*** (11.216)		0.001*** (12.977)		-0.002*** (-3.940)		0.001*** (12.711)
Size		0.010*** (15.827)		0.007*** (10.914)		0.276*** (29.469)		0.005*** (7.664)
Lev		-0.138*** (-36.940)		-0.140*** (-37.382)		-0.416*** (-8.761)		-0.131*** (-35.524)
Growth		0.041*** (32.292)		0.040*** (32.305)		0.026** (2.371)		0.040*** (32.880)
State		-0.008*** (-5.387)		-0.003** (-2.493)		-0.151*** (-6.854)		-0.005*** (-3.580)
Year	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Industry	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	26,045	26,045	26,045	26,045	26,045	26,045	26,045	26,045
R ²	0.070	0.287	0.068	0.297	0.179	0.344	0.105	0.312

주) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. 괄호 안은 t 값.

(1) 모형 1 의 회귀분석 결과

〈표 4-5〉의 열(1)과 열(2)는 모형 1 의 회귀분석 결과이다. 통제변수가 없는 경우 ESG 의 회귀계수 값은 0.013(t=22.835)으로 1% 신뢰수준에서 유의하여 상장기업의 ESG 가 한 등급 증가하면 기업의 ROA 가 0.013 증가함을 나타낸다. 통제변수가 있는 경우 ESG 의 회귀계수 값은 0.008(t=16.531)로 열(1)보다 0.005 낮으며 1% 신뢰수준에서도 유의한다. R²는 열(1)의 0.070 에서 열(2)의 0.287 로 증가하여 통제변수를 추가한 후 ROA 에 대한 설명력이 증가하였다.

가설 H1 이 검증됐으며 ESG 등급과 기업 성과는 양(+)의 관계가 있으며, 즉 ESG 등급이 높을수록 기업 성과가 좋다고 해석되어 가설 H1 은 지지된다. 열(2)의 ESG 회귀계수에 따르면 ESG 등급이 한 등급 상승하면 ROA 가 0.008 증가한다. 이 값은 매우 작아 보이지만

전체 표본 기술적 통계(표 4-1)에서 중국 상장기업의 ROA 평균치는 0.040 임을 알 수 있다. 0.008은 중국 상장기업 ROA 평균치의 1/5 과 같으며, 이러한 점을 고려할 때, 상당한 영향을 미친다고 할 수 있다.

(2) 모형 2의 회귀분석 결과

<표 4-5>의 열(3)과 열(4)는 모형 2의 회귀분석 결과이다. 통제변수가 없는 경우 Salary 회귀계수 값은 0.021(t=20.447)로 1% 신뢰수준에서 유의하여 임원보수가 기업 성과에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 나타낸다. 통제변수를 추가한 후 Salary의 회귀계수 값은 0.003 감소하여 0.018(t=19.347)로 변화했으며 신뢰수준과 방향은 변하지 않았다.

이러한 회귀분석 결과는 가설 H2가 지지됨을 알 수 있다. 임원보수는 기업 성과와 양(+)의 관계가 있는데, 즉 임원보수가 높을수록 기업 성과가 좋다는 것을 의미한다. 임원보수의 회귀계수 0.018은 ESG 등급 회귀계수 0.008의 2배 이상이다. 임원보수가 ESG 등급보다 기업 성과에 미치는 긍정적 영향이 더 크다.

(3) 모형 3의 회귀분석 결과

<표 4-5>의 열(5)와 열(6)은 모형 3의 회귀분석 결과이다. 통제변수가 없는 경우와 통제변수가 있는 경우 ESG의 회귀계수 값은 각각 0.099(t=13.810)와 0.031(t=5.031)로 1% 신뢰수준에서 유의하게 양(+)의 관계가 있다. 여기서 ESG 등급과 임원보수 간에는 양(+)의 상관관계가 있다고 볼 수 있는데, 즉 ESG 등급이 높을수록 임원보수가 높아지기 때문에 가설 H3이 지지된다. ESG 등급이 한 등급 올라갈 때마다 임원보수는 3.1% 증가한다. 이 폭은 ESG가 기업 성과에 미치는 영향에 비해 크지 않아 보인다.

(4) 모형 4의 회귀분석 결과

<표 4-5>의 열(7)과 열(8)은 모형 4의 회귀분석 결과이다. 통제변수가 없는 경우 Salary의 회귀계수 값은 0.018(t=17.656)이고 ESG의 회귀계수 값은 0.011(t=19.635)이다. 통제변수가 있는 경우 Salary의 회귀계수 값은 0.018(t=18.821)이고 ESG의 회귀계수 값은 0.007(t=15.609)이다. 이들 값이 1%의 신뢰수준에서 유의하다.

인과적 단계 회귀법(Baron and Kenny, 1986)에 의해 β_1 (모형 1 ESG의 회귀계수), δ_1 (모형 3 ESG의 회귀계수), θ_1 (모형 4 Salary의 회귀계수)이 모두 유의할 때만 임원보수의 매개 효과가 존재한다. θ_2 (모형 4 ESG의 회귀계수)가 유의하지 않다면 완전한 매개 효과가 존재하며 θ_2 가 유의하고 β_1 보다 작다면 부분 매개 효과가 존재한다. 회귀분석 결과를 통해 ESG 등급이 기업 성과에 미치는 긍정적인 영향에서 임원보수가 부분 매개 효과를 나타냈다. 총효과는 직접효과와 간접효과의 합과 같아야 하며, 간단하게 총효과, 직접효과 및 간접효과 간의 양적 관계를 검증한다. 모형 1, 모형 3 및 모형 4에서 삼자의 수량 관계가 $\beta_1 = \theta_2 + \delta_1 \cdot \theta_1$ 임을 볼 수 있으며 보다 정확하기 위해 소수점 뒤의 6자리 숫자를 유지한다.

$$\theta_2 + \delta_1 \cdot \theta_1 = 0.007498 + 0.031387 \times 0.017590 = 0.008050 = \beta_1$$

간접효과가 총효과에서 차지하는 비율은 0.0686이다. 인과적 단계 회귀법의 몇 가지 결함으로 인해 결론을 검증하기 위해 Sobel 검정과 Bootstrap 검정을 각각 사용하였으며,

회귀결과는 <표 4-6> 및 <표 4-7>에 보고한다.

<표 4-6> Sobel 검증 결과

	계수	표준 오차	Z 값	P> z
Sobel	0.00055	0.00006	8.941	0.000
Goodman- I (Aroian)	0.00055	0.00006	8.937	0.000
Goodman- II	0.00055	0.00006	8.945	0.000
δ_1	0.03139	0.00336	9.337	0.000
θ_1	0.01759	0.00057	31.057	0.000
간접효과	0.00055	0.00006	8.941	0.000
직접효과	0.00750	0.00031	24.375	0.000
총효과	0.00805	0.00031	25.741	0.000
간접효과 / 총효과 0.0686				
간접효과 / 직접효과 0.0736				

Sobel 검증의 귀무가설은 매개 효과가 존재하지 않는다는 것으로 <표 4-6>에 따르면 P 값이 0.05 보다 작으므로 귀무가설을 기각하고 임원보수의 매개 역할이 존재한다는 것을 알 수 있다. 임원보수의 매개 효과는 총효과에서 0.0736, 직접효과에서 0.0686 을 차지한다.

<표 4-7> Bootstrap 검증 결과

	계수	표준 오차	Z 값	P> z	95% 신뢰구간		
간접효과	0.00055	0.00006	8.800	0.000	0.00043	0.00067	(P)
					0.00044	0.00068	(BC)
직접효과	0.00750	0.00033	22.710	0.000	0.00687	0.00817	(P)
					0.00683	0.00816	(BC)
간접효과 / 총효과 0.0686							

Bootstrap 검증에서 샘플링 횟수는 1000 으로 설정됐으며 <표 4-7>에서는 간접효과와 직접효과 95%의 신뢰구간에 0 이 포함되지 않아 임원보수가 ESG 등급과 기업 성과 사이에서 매개 역할을 한다는 것을 나타냈다.

앞서 말한 내용을 종합하면, 가설 H4 가 지지됨을 알 수 있다. 즉, 임원보수가 ESG 등급과 기업 성과 간의 관계에서 매개 역할을 한다. 그리고 인과적 단계 회귀법, Sobel 검증 또는 Bootstrap 검증에서 얻은 값은 동일하며 직접효과는 0.00750, 간접효과는 0.00055, 간접효과는 총효과의 비율은 0.0686 으로 임원보수의 매개 효과가 상대적으로 작음을 알 수 있다. 계수승적법(Zhao et al.,2010)에 의해 $\delta_1 \cdot \theta_1 \cdot \theta_2$ 는 0 보다 큰 값이므로 임원보수가 ESG 등급과 기업 성과 사이의 관계에 부분 매개 효과를 발휘한다는 것을 알 수 있으며, ESG 등급은 기업 성과에 직접적인 영향을 미치거나 임원보수를 통해 기업 성과에 영향을

미칠 수 있으며, 임원보수의 영향 및 방향과 일치하는 다른 매개변수가 누락될 수 있다.

4.4 강건성 검증

(1) 종속변수 대체

결과의 강건성을 확인하기 위해 먼저 종속변수를 다른 변수로 대체하는 방법을 사용하였다. 모형 1·2·4의 종속변수 ROA를 ROE⁷⁾로 대체하였고, 모형 3의 상위 3명 임원 보수 총액의 자연로그는 임원 총 보수의 자연로그로 대체하여 분석을 수행하였다. 이러한 분석 결과는 앞서 결과와 일치한다.

(2) 지체변수 활용

강건성을 추가로 검증하기 위해 모형 1·3·4의 독립변수 ESG는 각각 1기와 2기 지체되었다. 지체변수를 사용하여 모형에 대한 회귀를 다시 수행하였으며 결론은 역시 유지되는 것으로 나타난다. 또한, ESG 지체 2기의 계수가 모두 지체 1기보다 작은 것을 발견하였다. 이는 ESG가 기업 성과 및 임원보수에 미치는 영향이 일시적이 아니라 일정 기간 지속되며 시간이 지남에 따라 약화된다는 것으로 설명될 수 있다.

(3) 도구변수 활용

본 논문은 ESG 등급이 기업 성과에 미치는 영향과 임원보수의 매개 역할을 연구한 것으로, 앞서 언급한 회귀분석 결과는 ESG가 높을수록 기업 성과가 높으며 임원보수가 부분 매개 효과가 있음을 보였다. 그러나 기업 성과가 향상되거나 임원보수가 증가하여 ESG 등급이 상승할 가능성을 배제할 수 없다. 즉, 역인과 관계가 있다. 따라서 t+1기의 ESG를 종속변수로, ROA와 Salary를 독립변수로 사용하여 각각 회귀한 결과 ROA의 회귀계수 값은 4.697(t=22.230)이고 Salary의 회귀계수 값은 0.122(t=5.324)이다. 이는 역인과 관계가 있다는 것을 입증한다.

모형 1·3·4에 대해 Davidson-Mackinnon 테스트를 각각 시행하였다. 결과를 보면 세 모형 모두 '내생성이 없다'는 귀무가설을 기각하므로 2단계 최소 자승법을 사용해 다시 회귀분석할 필요가 있다. 도구변수는 기업의 사회적 책임 보고서에 환경 및 지속 가능한 발전 현황(ED)이 공개되는지 여부이며, 이는 더미변수로 기업이 환경 및 지속 가능한 발전 현황을 공개하면 1이고 그 반대의 경우 0이다. 도구변수를 활용한 분석 결과는 ED가 효과적인 도구변수이며 약한 도구변수가 아님을 보여줬다. 결론은 앞서 결과와 일치하고 임원보수의 매개 효과도 존재한다는 것을 알 수 있다.

(4) 개체고정효과 모형

누락변수오류를 제거하기 위해 개체고정효과 모형을 사용하여 모형 1~4로 재회귀하였다. 모형 3의 ESG 회귀계수의 유의수준(10%)이 다소 낮아지는 것 외에 다른 결과는 여전히 유지된다.

7) ROE=순이익 / 총자본 평균 잔액

4.5 이질성 분석

(1) 기업규모

규모의 차이는 상장기업의 경제적 능력과 시장 지위 간의 차이로 이어질 수 있으며 활용할 수 있는 자원, 시장 점유율 및 경쟁력이 달라진다. 따라서 기업규모(Size)의 중앙값 22.097 을 기준으로 표본 중의 상장기업을 대규모 기업과 소규모 기업의 두 부분으로 나눈다. 모형 1~4 에 대해 회귀분석 결과는 <표 4-8>의 열(1)~(8)에 나와 있다. 결과를 비교해보면 모형 1 ESG 의 회귀계수 값은 각각 0.007(t=11.747) 및 0.009(t=12.811)이다. 대규모 기업보다 소규모 기업의 ESG 가 기업 성과에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타난다. 이것은 ESG 등급을 향상시키면 기업 성과에서 긍정적인 효과를 기대할 수 있고, 이러한 효과는 소규모 기업에서 더 분명하게 나타나고 있다. 임원보수가 기업 성과에 미치는 긍정적인 영향도 소규모 상장기업에서 더 분명하게 나타났으며, 소규모 기업 임원보수의 회귀계수는 0.020(t=13.590)이고 대규모 기업은 0.017(t=14.507)이다. 모형 3 에서 ESG 의 회귀계수 값은 각각 0.043(t=4.794) 및 0.020(t=2.639)였으며 대규모 기업에서는 ESG 가 임원보수에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타난다. 모형 4 의 ESG 회귀계수는 각각 0.006(t=10.673) 및 0.009(t=12.437)이며, 모형 1 의 ESG 회귀계수와 비교하면 $\theta_2(0.008794) < \beta_1(0.009189)$ 로 부분 매개 효과가 있음을 알 수 있다. 대규모 기업 및 소규모 기업의 간접효과와 총효과의 비율은 각각 0.096 및 0.043 이며, 임원보수의 매개 효과는 대규모 상장기업에서 더 분명하다고 볼 수 있다.

(2) 재산권 속성

기업 재산권의 속성에 따라 국유기업과 비국유기업으로 분류하여 앞서 설명한 모형 1~4 에 대한 회귀분석을 수행하였다. <표 4-8>의 열(9)~(16)은 회귀분석 결과를 보여준다. 국유기업과 비국유기업의 표본에서 모형 1 의 ESG 회귀계수 값은 0.005(t=6.909)와 0.009(t=15.577)로 ESG 등급은 국유기업보다 비국유기업의 기업 성과에 대한 촉진 효과가 더 크다. 모형 2 를 보면 임원보수의 회귀계수 값은 0.020(t=13.929)과 0.017(t=13.606)이며 임원보수가 기업 성과에 미치는 영향은 국유기업에서 더 크다. ESG 가 임원보수에 미치는 영향도 마찬가지로이며, 모형 3 에서 ESG 의 회귀계수 값은 국유기업의 경우 0.050(t=4.835)이고 비국유기업의 경우 0.025(t=3.324)이다. 모형 4 의 ESG 회귀계수는 각각 0.004(t=5.727) 및 0.009(t=15.073)이며, 모형 1 과 비교하면 $\theta_2(0.009046) < \beta_1(0.009454)$ 로 부분 매개 효과가 있다. 간접효과와 총효과의 비율은 각각 0.186 및 0.043 이며, 임원보수는 국유기업에 대해 더 큰 매개 효과를 나타낸다.

〈표 4-8〉 이질성 분석

변수	기업규모 > 중앙값				기업규모 ≤ 중앙값				국유기업				비국유기업			
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
	(1) ROA	(2) ROA	(3) Salary	(4) ROA	(5) ROA	(6) ROA	(7) Salary	(8) ROA	(9) ROA	(10) ROA	(11) Salary	(12) ROA	(13) ROA	(14) ROA	(15) Salary	(16) ROA
ESG	0.007*** (11.747)		0.043*** (4.794)	0.006*** (10.673)	0.009*** (12.811)		0.020*** (2.639)	0.009*** (12.437)	0.005*** (6.909)		0.050*** (4.835)	0.004*** (5.727)	0.009*** (15.577)		0.025*** (3.324)	0.009*** (15.073)
Salary		0.017*** (14.507)		0.016*** (13.897)		0.020*** (13.590)		0.019*** (13.446)		0.020*** (13.929)		0.020*** (13.487)		0.017*** (13.606)		0.016*** (13.303)
Ownership	0.025*** (2.826)	0.029*** (3.123)	0.032 (0.266)	0.024*** (2.736)	0.028*** (5.625)	0.032*** (6.420)	0.142** (2.420)	0.025*** (5.130)	0.034 (0.647)	-0.002 (-0.036)	1.803*** (4.021)	-0.001 (-0.017)	0.024*** (5.257)	0.029*** (6.205)	0.133** (2.327)	0.022*** (4.808)
BS	0.001 (1.504)	0.000 (0.846)	0.006 (0.885)	0.001 (1.300)	0.002*** (3.910)	0.002*** (2.998)	0.025*** (4.000)	0.002*** (3.112)	0.001 (1.634)	0.001 (1.171)	0.007 (0.949)	0.001 (1.365)	0.002*** (3.534)	0.001*** (2.632)	0.020*** (2.918)	0.001*** (2.974)
OC	0.000*** (7.460)	0.000*** (9.047)	-0.003*** (-3.515)	0.000*** (8.817)	0.001*** (9.750)	0.001*** (10.328)	-0.001 (-1.286)	0.001*** (10.285)	0.000*** (4.042)	0.000*** (5.947)	-0.005*** (-4.993)	0.000*** (5.843)	0.001*** (11.467)	0.001*** (11.850)	0.000 (0.033)	0.001*** (11.786)
Size	0.007*** (8.793)	0.005*** (5.844)	0.283*** (17.275)	0.003*** (3.567)	0.010*** (6.419)	0.007*** (4.452)	0.275*** (16.427)	0.005*** (2.939)	0.008*** (9.286)	0.005*** (5.362)	0.246*** (17.739)	0.003*** (3.817)	0.012*** (14.884)	0.009*** (10.507)	0.321*** (26.240)	0.007*** (8.120)
Lev	-0.158*** (-29.042)	-0.156*** (-28.606)	-0.585*** (-8.053)	-0.149*** (-27.945)	-0.123*** (-25.691)	-0.128*** (-26.528)	-0.319*** (-5.758)	-0.117*** (-24.487)	-0.132*** (-21.899)	-0.125*** (-20.771)	-0.641*** (-8.797)	-0.119*** (-20.030)	-0.145*** (-30.293)	-0.150*** (-31.202)	-0.325*** (-5.460)	-0.139*** (-29.702)
Growth	0.033*** (22.492)	0.032*** (22.312)	0.015 (0.928)	0.032*** (22.950)	0.049*** (23.771)	0.049*** (23.898)	0.035** (2.388)	0.048*** (24.046)	0.029*** (16.685)	0.027*** (16.453)	0.078*** (4.274)	0.027*** (16.834)	0.046*** (28.306)	0.047*** (28.513)	-0.006 (-0.469)	0.046*** (28.955)
State	-0.008*** (-4.724)	-0.003* (-1.807)	-0.207*** (-6.592)	-0.005*** (-2.831)	-0.006*** (-2.637)	-0.003 (-1.570)	-0.064** (-2.542)	-0.004** (-2.093)	0.000 (-)	0.000 (-)	0.000 (-)	0.000 (-)	0.000 (-)	0.000 (-)	0.000 (-)	0.000 (-)
Year	yes	yes	yes	yes												
Industry	yes	yes	yes	yes												
N	13,017	13,017	13,017	13,017	13,028	13,028	13,028	13,028	9,449	9,449	9,449	9,449	16,596	16,596	16,596	16,596
R ²	0.324	0.337	0.276	0.351	0.278	0.283	0.233	0.301	0.277	0.311	0.361	0.318	0.293	0.291	0.364	0.312

주) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. 괄호 안은 t 값.

4.6 추가 분석--임원보수의 조절 역할

앞에서 이미 인과적 단계 회귀분석, Sobel 테스트, Bootstrap 테스트의 세 가지 방법을 통해 임원보수의 매개 효과를 검증하였다. 그리고 강건성 검증에서 매개 효과는 여전히 유지되었다. 이러한 효과를 보다 구체적으로 관찰하기 위해 모형 4에 ESG*Salary의 상호작용항을 추가하였다. 회귀 후 ESG와 ESG*Salary의 계수는 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. VIF 검증 결과, ESG와 ESG*Salary의 분산팽창계수(VIF)는 각각 457.16과 417.77이며, 전체적인 분산팽창계수 평균치는 89.84로 기준인 10보다 훨씬 커 심각한 다중공선성이 존재한다는 것을 의미한다. 다중공선성 문제에 대처하기 위해 정규화 방법으로 검증한다. 라소(Lasso) 회귀분석 후 ESG의 계수는 0으로 나타나 모형에서 무시된다. 그래서 결국 리지(Ridge) 회귀분석 방법을 사용하였으며, 그 회귀분석 결과는 <표 4-9>에 나와 있다.

<표 4-9>에서 나타나듯이 상호작용항의 회귀계수 값은 1%의 신뢰수준에서 0.053(t=10.98)으로 임원보수가 매개 역할 외에도 조절 역할을 한다는 것을 보여준다. 임원보수의 수준이 변하면 ESG 등급이 기업 성과에 미치는 영향도 달라진다는 것이다. 임원보수 증가는 ESG 등급이 기업 성과에 미치는 긍정적인 영향을 증가시킨다. 즉, 임원보수는 ESG 요인에 대한 기업 성과의 민감성을 높인다고 해석할 수 있다.

<표 4-9> 리지(Ridge) 회귀분석 결과

변수	(1) ROA
ESG	0.250*** (66.24)
Salary	0.036*** (11.04)
ESG * Salary	0.053*** (10.98)
Ownership	0.175*** (33.75)
BS	0.137*** (24.81)
OC	0.182*** (31.84)
Size	-0.339*** (-56.02)
Lev	0.051*** (7.22)
Growth	-0.164*** (-17.90)

State	0.032
	(0.21)
λ	0.840
Q(Shrinkage Factors)	0.000
주) ***,**,*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. 괄호 안은 t 값.	

V.결론 및 시사점

본 연구는 2012~2021년 기간에 대해 중국 A주 상장기업을 표본으로 선정하여 고정효과 패널분석 방법 등을 활용하여 ESG 등급이 기업 성과에 미치는 영향과 임원보수의 매개 역할을 고찰하였다. 특히 본 연구는 화중 ESG 평가기관의 ESG 등급 정보를 사용하였는데, 이 평가 정보에는 상장기업의 환경, 사회적 책임 및 기업 지배구조 성과에 대한 포괄적인 평가가 포함되어 있어, 기업의 지속 가능한 발전 능력을 보다 객관적으로 반영할 수 있다는 장점이 있다. 실증분석은 (1) ESG 등급과 기업 성과, (2) 임원보수와 기업 성과, (3) ESG 등급과 임원보수, (4) ESG 등급과 기업 성과 간의 관계에서 임원보수의 매개 효과를 각각 검증하고자 하였다. 주요 연구 결과는 다음과 같다.

첫째, ESG 등급과 기업 성과 사이에는 통계적으로 유의한 양(+)의 관계가 있다. 이 결과는 기업 성과에 대한 환경, 사회와 기업 지배구조의 중요성을 강조하는 것으로 해석된다. 높은 ESG 등급을 가진 기업은 종종 재무 및 시장 성과에서 더 우세하며, ESG 요소에 대한 적극적인 관리가 기업의 지속 가능한 발전과 장기적인 가치 창출에 얼마나 중요한 점인지를 지지하는 결과이다. 만약에 상장기업이 ESG 활동 수행에 대한 관심 수준을 높인다면, 예를 들어, 환경, 사회적 책임과 지배구조에 대한 투자를 증가시키면 이러한 투자 결과가 기업의 종합적인 이윤 창출 능력을 향상시키고 경쟁 우위를 확대하며 양호한 기업 성과로 귀결될 수 있다는 의미이다.

둘째, 임원보수와 기업 성과 사이에는 통계적으로 유의한 양(+)의 관계가 있다. 높은 기업 경영진의 보수 수준은 투자자들이 이들을 신뢰하고 인정한다는 것을 반영하며, 이는 경영진이 지속적으로 우수한 성과를 추구하도록 촉진한다. 높은 보수는 우수한 경영 인재를 유치하고 유지하는 데 도움이 될 뿐만 아니라, 경영진의 성취를 제고하고 사업 동력을 높이는 데 기여한다고 알려져 있다(Carpenter and Sanders,2002). 따라서 임원보수는 기업의 장기적 발전과 시장 경쟁력 향상에 중요한 역할을 한다. 합리적인 임원보수 제도를 설정하고 시행함으로써 기업은 효과적인 인센티브 체계를 구축하고 경영진이 기업의 전략 계획과 사업 운영에 적극적으로 참여하도록 유도할 수 있다. 이를 통해 기업은 지속적인 성장과 성과 향상을 실현할 수 있다.

셋째, ESG 등급과 임원보수 사이에는 통계적으로 유의한 양(+)의 관계가 있다. ESG 등급이 높은 기업은 일반적으로 더 높은 임원보수를 지급하는 경향이 있는데, 이는 ESG 활동 수행이 임원의 노력 정도를 평가하는 중요한 기준 중 하나가 될 수 있다는 것을 시사한다. 이와 동시에 높은 ESG 등급은 기업의 경영진에게 더 많은 경제적 인센티브를 제공하여 환경, 사회와 기업 지배구조 분야에 대해 더 많은 주의를 기울이도록 유도한다고 볼 수 있다.

넷째, 임원보수는 ESG 등급과 기업 성과 사이에서 부분 매개 효과를 하는 것으로 나타났는데 기업은 이러한 특징을 합리적으로 활용할 필요가 있다. 예를 들어 기업은 ESG 목표 및 성과평가 체계를 구축하여 임원보수를 이러한 목표와 성과 달성과 연결시킴으로써, 경영진이 ESG 원칙을 사업 운영의 각 영역에 통합할 수 있도록 권장하고 임원보수의 간접적인 영향을 극대화할 수 있다. 인과적 단계 회귀, Sobel 테스트, Bootstrap 테스트의 세 가지 방법의 검증을 통해 임원보수의 간접효과는 ESG 등급이 기업 성과에 미치는 총효과의 약 7%를 차지하는 것으로 나타났다.

본 연구의 실증분석 결과는 종속변수 대체, 지체변수, 도구변수, 기업고정효과 모형의 강건성과 내생성 검증을 거친 후에도 여전히 성립되는 것으로 나타났다. 구체적으로 지체 1기와 지체 2기의 ESG 등급을 사용하여 회귀분석한 결과, ESG가 기업 성과에 미치는 영향은 일시적인 것이 아니라 일정 기간 지속되며 그 영향은 시간이 지남에 따라 약화된다는 것을 발견하였다. 이질성 분석에서 기업규모에 기초한 상황은 소규모 기업에서 ESG 등급이 기업 성과에 미치는 긍정적인 영향이 더 크며, 임원보수의 매개 효과가 대규모 기업에서 더 분명하다는 것이다. 재산권 속성에 기초한 분석은 ESG 등급이 기업 성과에 미치는 긍정적인 영향이 비국유기업에서 더 강하며, 임원보수의 매개 역할이 국유기업에서 더 크게 나타났다.

이 외에도 모형 4에 ESG 등급과 임원보수의 상호작용항을 추가한 결과 임원보수는 매개 효과를 할 뿐만 아니라 조절 역할도 발휘하는 것으로 나타났다. 보다 구체적으로, ESG 등급은 기업 성과에 긍정적인 영향을 직접적으로 미칠 뿐만 아니라 임원보수를 통해 간접적으로도 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 그리고 임원보수의 증가는 이런 긍정적인 영향을 더욱 강화할 수 있다.

기존의 대부분 문헌에서 ESG 정보공개나 ESG 등급이 기업 성과에 미치는 단일 영향에 관한 연구하였지만, 기업의 고위 경영진은 전략 수립, 감독과 대리인 문제 완화에 중요한 역할을 하기 때문에 경영진이 기업 성과에 미치는 영향을 간과하기 어렵다. 따라서 본 연구에서 임원보수를 매개변수로 삼고 인과적 단계 회귀, Sobel 테스트 및 Bootstrap 테스트의 세 가지 방법을 통하여 ESG 등급과 기업 성과 사이의 관계를 보다 심층적으로 연구한 데에 학문적 의의가 있다고 할 수 있다.

이론적 측면에서 중국은 세계 2위의 경제국으로 ESG 활동 수행에 대한 성과는 지속 가능한 발전에 중요한 영향력을 가지고 있음에도 중국의 ESG 활동 수행은 선진국보다 더 늦게 시작되었다. 본 연구에서 ESG 등급이 중국 기업의 재무 성과에 미치는 영향을 연구함으로써 관련 연구 이론적 기초를 풍부하게 하고, 중국 기업에 ESG 등급 응용과 같은 ESG 요인을 효과적으로 통합하는 방법에 대한 시사점을 제공한다. 특히 중국 투자자, 금융기관과 감시기관에 ESG에 관한 경험적 연구 결과와 시사점을 제공할 수 있다. 중국 기업에서 임원 인센티브 메커니즘의 역할이나 개선해야 할 부분을 찾는 데 도움을 줄 것으로 기대한다.

아울러 기업의 정책 실행 과정에서 ESG 등급과 기업 성과의 관계에 대한 이해가 깊어지면 관리자가 기업의 장기적인 가치 창출에서 ESG 요소의 중요성을 인식할 수 있으므로 투자자와 정책 입안자에게 더욱 전면적이고 정확한 정보를 제공하여 시장에서 기업의 경쟁력을 높일 수 있다. 투자자의 관점에서 ESG 등급이 기업 성과에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 판명되면 투자자는 ESG 등급을 투자 의사 결정의 합리적인 근거로 포함시켜 투자 위험과 투자 손실을 줄이려 할 것이다. 어떤 시각에서 출발하든 ESG 요소에

대한 이해와 중시를 강화하는 것은 금융시장에서 지속 가능한 발전 이념의 보급을 추진하는 중요한 유대감이 되었다. 그러므로 본 논문은 ESG 등급이 기업 성과에 미치는 영향과 임원보수의 매개 역할을 연구함으로써 기업 ESG 요소의 상업 분야 응용을 추진할 수 있고 기업 다양한 방면의 개선과 책임 이행에 도움이 될 수 있으며, 나아가 중국의 ESG 생태계 건설 및 장기적인 녹색 발전을 추구하는 데 시사점을 줄 수 있다.

참고문헌

- Abudy M M, Gaviious I, Shust E. 2023. Does adopting voluntary ESG practices affect executive compensation?. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 83 : 101718.
- Amzaleg Y, Azar O H, Ben-Zion U, et al. 2014. CEO control, corporate performance and pay-performance sensitivity. *Journal of Economic Behavior & Organization* 106 : 166-174.
- Atan R, Alam M M, Said J, et al. 2018. The impacts of environmental, social, and governance factors on firm performance: Panel study of Malaysian companies. *Management of Environmental Quality: An International Journal* 29(2): 182-194.
- Baron R M, Kenny D A. 1986. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of personality and social psychology* 51(6): 1173.
- Bhandari A, Javakhadze D. 2017. Corporate social responsibility and capital allocation efficiency. *Journal of Corporate Finance* 43 : 354-377.
- Callan S J, Thomas J M. 2011. Executive compensation, corporate social responsibility, and corporate financial performance: a multi-equation framework. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management* 18(6): 332-351.
- Carpenter M A, Sanders W M G. 2002. Top management team compensation: The missing link between CEO pay and firm performance?. *Strategic management journal* 23(4): 367-375.
- Cohen S, Kadach I, Ormazabal G, et al. 2003. Executive compensation tied to ESG performance: International evidence. *Journal of Accounting Research* 61(3): 805-853.
- Duffhues P, Kabir R. 2008. Is the pay-performance relationship always positive?: Evidence from the Netherlands. *Journal of multinational financial management* 18(1): 45-60.
- Eccles R G, Ioannou I, Serafeim G. 2014. The impact of corporate sustainability on organizational processes and performance. *Management science* 60(11): 2835-2857.
- Finkelstein S. 1992. Power in top management teams: Dimensions, measurement, and validation. *Academy of Management journal* 35(3): 505-538.
- Friede G, Busch T, Bassen A. 2015. ESG and financial performance: aggregated evidence from more than 2000 empirical studies. *Journal of sustainable finance & investment*

- 5(4): 210-233.
- 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.
- Holderness C G, Kroszner R S, Sheehan D P. 1999. Were the good old days that good? Changes in managerial stock ownership since the great depression. *The Journal of Finance* 54(2): 435-469.
- Jensen M C, Murphy K J. 1990. Performance pay and top-management incentives. *Journal of political economy* 98(2): 225-264.
- Jian M, Lee K W. 2015. CEO compensation and corporate social responsibility. *Journal of Multinational Financial Management* 29 : 46-65.
- Kharabsheh B, Al-Shammari H A, Al-Numerat N. 2022. Corporate social responsibility and CEO compensation: the moderating effect of corporate governance. *Cogent Economics & Finance* 10(1): 2125523.
- Lins K V, Servaes H, Tamayo A. 2017. Social capital, trust, and firm performance: The value of corporate social responsibility during the financial crisis. *the Journal of Finance* 72(4): 1785-1824.
- Lo K Y, Kwan C L. 2017. The effect of environmental, social, governance and sustainability initiatives on stock value—Examining market response to initiatives undertaken by listed companies. *Corporate social responsibility and environmental management* 24(6): 606-619.
- Ortas E, Álvarez I, Garayar A. 2015. The environmental, social, governance, and financial performance effects on companies that adopt the United Nations Global Compact. *Sustainability* 7(2): 1932-1956.
- Rath C, Kurniasari F, Deo M. 2020. CEO compensation and firm performance: the role of ESG transparency. *Indonesian Journal of Sustainability Accounting and Management* 4(2): 278-293.
- Ruan L, Liu H. 2021. Environmental, social, governance activities and firm performance: Evidence from China. *Sustainability* 13(2): 767.
- Sassen R, Hinze A K, Hardeck I. 2016. Impact of ESG factors on firm risk in Europe. *Journal of business economics* 86 : 867-904.
- Sharma P, Panday P, Dangwal R C. 2020. Determinants of environmental, social and corporate governance (ESG) disclosure: a study of Indian companies. *International Journal of Disclosure and Governance* 17(4): 208-217.
- Stanwick P A, Stanwick S D. 2001. CEO compensation: does it pay to be green?. *Business Strategy and the Environment* 10(3): 176-182.
- Taussig F W, Barker W S. 1925. American corporations and their executives: A statistical inquiry. *The Quarterly Journal of Economics* 40(1): 1-51.
- Velte P. 2017. Does ESG performance have an impact on financial performance? Evidence from Germany. *Journal of global responsibility* 8(2): 169-178.
- Zhao X, Lynch Jr J G, Chen Q. 2010. Reconsidering Baron and Kenny: Myths and truths

- about mediation analysis. *Journal of consumer research* 37(2): 197-206.
- 高杰英,褚冬晓,廉永辉,郑君. 2021. ESG表现能改善企业投资效率吗?. *证券市场导报* 11 : 24-34+72.
- 李井林,阳镇,陈劲,崔文清. 2021. ESG促进企业绩效的机制研究—基于企业创新的视角. *科学学与科学技术管理* 42(09): 71-89.
- 柳学信,李胡扬,孔晓旭. 2022. 党组织治理对企业 ESG表现的影响研究. *财经论丛* 01 : 100-112.
- 吕靖焯,刘蓉. 2023. ESG表现、投资效率与企业绩效. *经济界* 02 : 47-56.
- 马宏宇,康进军. 2023. 企业绩效、高管持股与创新投入. *商业会计* 04 : 35-39.
- 任紫娴,顾书畅,杨雨竹,李婧雯. 2021. ESG表现与企业财务绩效关系实证研究. *经营与管理* 11 : 26-32.
- 孙月静,张文泉. 2007. 董事会结构、公司绩效与高管层报酬. *中国软科学* 09 : 97-103.
- 王波,杨茂佳. 2022. ESG表现对企业价值的影响机制研究—来自我国 A股上市公司的经验证据. *软科学* 36(06): 78-84.
- 王琳璘,廉永辉,董捷. 2002. ESG表现对企业价值的影响机制研究. *证券市场导报* 5 : 23-34.
- 王双进,田原,党莉莉. 2022. 工业企业 ESG责任履行、竞争战略与财务绩效. *会计研究* 03 : 77-92.
- 王新,李彦霖,李方舒. 2015. 企业社会责任与经理人薪酬激励有效性研究—战略性动机还是卸责借口?. *会计研究* 10 : 51-58+97.
- 魏刚. 2000. 高级管理层激励与上市公司经营绩效. *经济研究* 03 : 32-39+64-80.
- 谢志明,李子林. 2022. 公众关注、薪酬激励对企业碳绩效的影响研究—基于高能耗企业面板数据的实证分析. *绿色财会* 10 : 16-22.
- 辛清泉,谭伟强. 2009. 市场化改革、企业业绩与国有企业经理薪酬. *经济研究* 44(11): 68-81.
- 徐爱玲. 2020. 企业社会责任履行与高管薪酬关系研究—基于财务业绩视角的分析. *财会通讯* 07 : 56-61.
- 徐光华,卓瑶瑶,张艺萌,张佳怡. 2022. ESG信息披露会提高企业价值吗?. *财会通讯* 04 : 33-37.
- 宣杰,王晓莹,闫睿,张盛俊. 2021. 独立董事履职有效性、现金股利与企业绩效. *财会通讯* 22 : 37-40.
- 姚海鑫,王选乔,王鹏. 2023. 社会责任信息披露提升高管薪酬契约有效性研究—基于信息披露的监治理效应. *管理学报* 36(02): 80-98.
- 赵小克,李惠蓉. 2019. 创业导向、高管薪酬激励与企业绩效. *财会通讯* 33 : 26-29.
- 朱燕. 2017. 高管激励与企业绩效:反腐败的调节作用. *重庆科技学院学报(社会科学版)* 04 : 33-37.
- 朱永虹. 2010. 高管团队内部薪酬差距与公司绩效实证研究. *安徽工业大学学报(社会科学版)* 27(06): 36-38.