

재벌총수의 사법처리가 대규모 기업집단 계열사들의 경영에 미치는 영향*

이 창 민** · 최 한 수***

논문 초록

본 연구는 지배주주의 형사처벌이 한국의 대규모 기업집단의 경영 성과와 투자 등의 의사결정에 미치는 영향을 분석하였다. 2003년부터 2013년까지 9명의 재벌총수의 형사처벌 사례를 대상으로 사건연구 분석을 진행한 결과 총수의 사법처리는 계열사들의 수익성, 성장성, 자본비용 등 주요 경영지표에 통계적으로 유의미한 수준의 어떠한 부정적 변화도 초래하지 않았다. 오히려 설비투자는 통계적으로 유의미한 수준으로 증가했으며, 특히 기소 후 3년 후부터 뚜렷한 증가세가 관측되었다. 이러한 결과는 산업별 특성과 기업 규모, 업력을 통제하고 처치효과와 이질성에 강건한 여러 방법론을 사용한 뒤에도 일관되게 유지되었다. 이는 총수의 부재라는 비상 상황에 기업이 신속하게 대응하여 안정적인 경영체계를 구축했음을 시사한다. 아울러 이러한 실증적 결과는 지배주주의 인적자본이 기업 운영에 있어 절대적 요소는 아닐 수 있다는 점을 시사한다.

핵심 주제어: 대규모 기업집단, 지배주주, 사법절차

경제학문헌목록 주제분류: G34, L22, K22

투고 일자: 2024. 12. 11. 심사 및 수정 일자: 2025. 1. 11. 게재 확정 일자: 2025. 1. 23.

* 본 연구는 2020년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 인문사회 분야 신진연구자지원사업의 지원을 받아 수행된 연구입니다(NRF - 2020S1A5A8045413).

** 제1저자, 한양대학교 경영대학 교수, e-mail: changmin74@hanyang.ac.kr

*** 교신저자, 경북대학교 경제통상학부 부교수, e-mail: choihs91@knu.ac.kr

1. 연구의 목표

한국 임원 보수에서 관찰되는 매우 독특한 특성 중 하나는 ‘지배주주 프리미엄’의 존재이다. 기업 규모, 성과, 업종 등 일반적으로 임원 보수 수준에 영향을 미친다고 평가받는 여러 요인들을 모두 통제한 뒤에도 지배주주 출신 임원(‘지배주주 CEO’)들은 비지배주주 임원(‘전문경영인 CEO’)들보다 평균적으로 62~88% 높은 수준의 보수를 받았다(이창민·최한수, 2020). 이러한 지배주주 프리미엄을 어떻게 설명할 수 있을까? 상반된 두 해석이 가능하다. 우선 이를 지배주주 CEO가 전문경영인 CEO보다 회사의 가치 제고에 더 큰 도움이 되는 인적 자산(human capital)을 보유했기 때문이라고 이해하는 것이다. 정반대의 해석도 가능하다. 지배주주 지위를 이용한 사익 추구의 결과라고 보는 것이다. 결국 이 문제에 대한 해답은 ‘총수’라고 불리우는 한국의 대규모 기업집단(‘재벌’)¹⁾의 지배주주(controlling shareholders)가 자신이 지배하는 계열사와 기업집단의 가치에 어떠한 영향을 미치고 있는가를 살펴보는 방식으로 구할 수 밖에 없다. 예를 들어 창업주의 가족 구성원이 경영에서 물러날 때 이것이 기업의 성과에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보는 것이다. 본 연구에서는 횡령과 배임 등의 기업범죄로 유죄판결을 받은 9인의 대규모 기업집단 지배주주에 대한 기소와 재판율, 이들의 경영 관여를 제약²⁾하는 사건으로 보고 이러한 사건의 발생 전후로 기업 집단 소속 계열사들의 행태가 어떻게 달라졌는지를 살펴볼 것이다. 특히 본 연구에서는 여러 경영 지표 중 수익성, 투자성향, 성장성 및 자본비용에 초점을 맞추어 분석할 것이다. 이를 위해 본 연구에서는 이질적 처치효과(heterogenous treatment)가 존재하는 상황에서 이중고정 효과 모형(Two Way Fixed Effect Model; 이하 TWFE)에서 발생할 수 있는 편의의 문제를 해결하기 위해 이질성에 강건한 추정치를 사용하였다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 서구와 달리, 기업범죄로 기소된 지배주주에 대한 사법처리가 개시된 이후 계열사들의 실적, 투자, 자본구조에서 유의미한 변화가

1) 본 연구에서는 특별한 구별없이 대규모 기업집단과 재벌이란 용어를 혼용하여 사용할 것이다.

2) 총수에 대한 사법절차가 개시되었다는 사실 자체만으로도 총수가 원래 그룹과 그 계열사의 경영에 사용해야 하는 시간의 상당 부분을 자신을 방어하기 위해 사용해야 하는 상황이 발생한다. 만약 지배주주의 경영능력이 회사의 생산함수의 주요한 투입물이라면 이는 회사가치에 부정적일 수밖에 없다. 또한 자신이 유죄를 받아 감옥에 갈 수 있다는 위협에 직면하는 것 자체가 총수로 하여금 경영에 집중하지 못하게 하는 심리적으로 매우 불편하고 불안정한 환경이다(이창민·최한수, 2024a).

발견되지 않았다. 즉 동일한 시기 지배주주의 ‘형사 리스크’가 없었던 다른 재벌 계열사 및 독립기업과 비교했을 때 통계적으로 유의미한 차이가 없었다. 구체적으로 기업의 성과지표인 총자산순수이익률(ROA) 및 EBITDA 마진에서 유의미한 변화가 나타나지 않았다. 자본구조도 마찬가지이다. 부채비율에서도 유의미한 변화 없었고 단기 유동성이나 이자비용 비율 또한 변화가 없었다. 이는 미국에서 관찰되는 것처럼 기업범죄에 연루된 기업에 대한 시장의 규율, 예컨대 상품시장에서 해당 기업의 점유율이나 평판의 하락이나 자본시장에서의 가산금리의 부과와 같은 시장규율에 근거한 제재의 형태가 없음을 의미한다. 기업의 성장이나 효율성에서도 변화가 없었다. 토빈 Q(Tobin's Q), 매출성장률, 노동생산성, 자본생산성 모두 비교 집단과 견주어 총수에 대한 사법처리 이후 달라진 점은 찾아볼 수 없었다. 유일한 예외는 설비투자이었다. 그런데 설비투자는 오히려 지배주주가 형사처벌을 받은 기업집단에서 증가했다. 시기적으로는 형사처벌이 개시되었던 해가 아니라 그 이후의 2-3년차부터 오히려 설비투자가 증가하는 현상이 관측되었다. 이 결과는 설비투자의사 결정에 영향을 주는 여러 요인들을 통제한 뒤에도 비교적 강건하게 유지된다. 이러한 분석 결과는 재벌의 지배주주의 사법처리가 기업의 투자 결정을 위축시킨다는 재계의 주장과 배치되는 것처럼 보인다. 지배주주의 유죄판결이 기업의 주요 의사결정을 지체시킬 것이라는 가정이 실제 데이터로 뒷받침되지 않았음을 의미하기 때문이다. 투자 증가가 형사처벌 개시 2-3년 후에 나타났다는 사실은 기업이 지배주주의 부재 상황에 적응하여 정상적인 의사결정 체계를 구축했을 가능성을 보여준다. 즉, 지배주주의 ‘강한 리더십’이 없어도 기업이 중요한 투자 결정을 수행할 수 있다는 증거로 이해된다. 이러한 결과는 지배주주의 인적자본이 기업 운영에 필수불가결하다는 주장에 의문을 제기한다. 만약 지배주주의 리더십이 정말 핵심적이었다면, 그들의 부재는 투자 위축으로 이어졌어야 했다. 그러나 데이터는 이와 반대되는 양상을 보여주었다.

국내에서 경영범죄의 발생과 기업성과를 살펴본 연구로는 김두열(2013)이 있다. 김두열(2013)은 경영 범죄로 인한 수사와 재판 동안 기업의 평균 수익률은 악화되지만, 이는 수사 자체보다 범죄의 영향 때문이며 따라서 재판 종료 후 수익률은 일반 기업 수준으로 회복됨을 보이고 있다. 본 연구와 가장 유사한 해외 연구는 지배주주가 갑자기 사망하거나 중대한 질병으로 인해 병원에 입원하는 경우 해당 기업의 성과가 어떻게 달라지는지를 살펴본 Bennedsen, Perez-Gonzalez, and Wolfenzon(2020)가 있다. 국내에서는 지배주주의 사법처리에 대한 주식시장의 반응을 분석한 이창민·최한수(2024a, 2024b)의 연구가 있다. 본 연구는 이의 후속연구(sequel)의

성격을 갖는다. 또한 본 연구는 기업범죄 및 이후 이어진 형사사법 절차가 주주와 회사, 그리고 채권자나 투자자에 발생시키는 비용에 대한 해외의 여러 선행 연구와 관련이 있다(가장 대표적으로 Karpoff, Lee, and Martin, 2008 참고). 본 연구의 분석 대상들은, 이창민·최한수(2024a, 2024b)에서 주된 분석대상으로 삼은 개별 기업들의 추가보다 실물경제와 더 밀접한 관련이 있다. 1997년 외환위기 이후 국내 상위 10대 기업집단의 국민경제 내 위상과 비중은 계속 증가해왔다. 이들의 GDP 대비 자산 총액 비중은 2000년 57.6%에서 2018년 84.4%로 크게 상승하였다. 이처럼 대규모 기업집단이 국민경제에서 중요한 역할을 하므로, 지배주주가 계열사의 투자나 성장에 어떤 영향을 미치는지 살펴보는 것은 의미가 있다. 본 연구는 개별 기업이나 기업집단의 의사결정이 대규모 기업집단 전체와 국민경제 전반에 미치는 영향을 살펴보는 기초를 제공했다는 점에서 의미가 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 연구의 실증분석 방법론을 소개한다. 특히 최근 계량경제학 문헌에서 제기되는 전통적 패널 분석의 한계를 지적하고, 이를 극복하기 위해 Callaway and Sant'Anna (2021)가 제시한 새로운 이중차분법의 특징을 설명한다. 제Ⅲ장에서는 이 방법론을 적용한 실증분석 결과와 이에 대한 여러 강건성 검증 결과를 제시한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과가 보여주는 한국 대규모 기업집단의 독특한 지위, 즉 시장 제재로부터의 면책 현상을 다각도로 분석한다. 마지막으로 V장에서는 연구의 함의와 향후 연구 방향을 제시한다.

Ⅱ. 연구의 내용 및 방법론

1. 분석대상

본 연구의 분석 대상은 이창민·최한수(2024a, 2024b)의 그것과 기본적으로 동일하다. 2003년부터 2013년 사이에 횡령, 배임 등 특정경제범죄가중처벌법 위반으로 기소되어 유죄판결을 받은 대규모 기업집단의 총수일가와 관련있는 회사들이다. 여기서 ‘관련있는 회사’라 함은 총수가 대표이사 등 공식 직함으로 경영에 참여하는 기업과 그렇지 않은 상장 계열사를 모두 포함하는 개념이다. 이는 재벌 총수가 공식 직함 없이도 회사의 주요 의사결정에 영향력을 행사하는 한국의 특수성을 반영한 것이다. 본 연구에서는 실형과 집행유예를 포함한 유죄판결 사례만을 분석대상으로 하였다. 무죄판결의 경우 총수의 경영 참여가 실질적으로 제한되지 않기 때문에 분석대상

에서 제외하였다.

본 연구는 이창민·최한수(2024a, 2024b)의 데이터를 기반으로 하되, 분석의 정확성을 위해 일부 사례를 제외했다. 특히 복수의 사법처리 사건이 발생한 SK그룹과 삼성그룹의 경우를 분석대상에서 제외했다. SK그룹의 경우 최태원 회장이 2003년과 2013년에, 삼성그룹의 경우 이근희 회장(2007년)과 이재용 회장(2017년)이 각각 사법처리를 받았는데, 이러한 사례들은 두 가지 측면에서 분석에 왜곡을 가져올 수 있다. 첫째, 본 연구는 각 사건의 전후 5년씩 총 11년을 분석기간으로 설정했는데, 이들 그룹의 경우 첫 번째 사건의 사후 기간(post-event period)과 두 번째 사건의 사전 기간(pre-event period)이 중첩된다.³⁾ 둘째, 사법처리의 효과가 5년 이상 장기간 지속될 경우, 후속 사건의 효과를 정확히 식별하기 어렵다. 이러한 방법론적 우려를 고려하여 SK그룹의 2013년 사건과 삼성그룹의 2017년 사건은 분석에서 제외했다.

결과적으로 본 연구는 2003년-2013년 사이 기소된 총수와 관련 있는 9개 기업집단의 상장계열사를 분석 대상으로 한다(재벌그룹의 명단과 기소 시점에 대한 정보는 <부표 1> 참고). 전체 분석 대상 상장기업은 141개이다. 이 중 처치집단(treatment group)은 기업범죄가 발생한 9개 재벌그룹의 43개 상장 계열사이며, 비교집단(control group)은 기업범죄가 발생하지 않은 32개 재벌그룹의 계열사와 독립기업(stand-alone firm) 98개이다. 분석대상인 ‘재벌그룹’은 공정거래위원회가 매년 지정·공시하는 상호출자제한 기업집단으로 정의하였다. 분석의 일관성을 확보하기 위해, 기업집단의 상호출자제한 여부와 계열사 소속 여부는 모두 기소시점을 기준으로 1차적으로 판단하였으나 그 이후에 지위를 계속유지하는지 여부도 함께 고려하여 판단하였다. 예컨대 기소 시점 당시 처치집단의 계열사였으나 이후에 다른 기업단에 매각된 계열사의 경우 분석대상에서 제외하였다. 마찬가지로 기소시점 이후에 처치집단내 기업집단의 계열사로 신규 편입된 회사는 분석대상에서 제외하였다. 독립기업은 상호출자제한 기업집단 계열사가 아닌 기업을 말한다.⁴⁾ 비교집단 선정의 객관성을 확보하기 위해 DataGuide의 ‘또래 기업분석(peer analysis)’ 리스트를 활용했다. 이 리스트에 기반하여 각 기업당 4-5개의 또래 기업을 선정했으며, 이렇게 선정된 또래 기업에 처치집단에 속한 기업이 들어있을 경우 이는 비교집단에서 제외했다. 또래

3) 본 연구의 모든 분석 대상 사건은 기소후 5년 이내에 다 확정 판결이 나왔다. 즉 5년이 지나서까지 재판이 진행중인 사안은 단 한 건도 없었다.

4) 여기에는 기업집단의 자산 규모가 기준 이하인 경우도 있고, 말 그대로 독립기업으로 존재하는 경우도 있을 것이다. 여기서는 다만 일반적 관행에 따라 ‘독립기업’이라 칭하기로 한다.

기업의 선정 시점 역시 기소시점이다. 즉 기소시점에서 처치기업의 비교그룹으로 선정된 경우에는 분석기간 내내 또래기업으로 보았다. 금융업종 상장계열사는 금융회사의 특성을 고려하여 분석대상에서 제외했다. 기소 시점 전후로 5년을 다 살펴봐야 하기 때문에 데이터는 1998년부터 2018년까지 자료를 담고 있다. 이렇게 만들어진 불균형 패널 데이터(unbalanced panel data)의 전체 관측치는 총 1,625개이다.

2. 주요 관측 변수

본 연구에서는 재벌 총수의 사법처리가 기업집단 계열사의 경영 성과와 의사결정에 미치는 영향을 분석하기 위해 다양한 변수들을 활용했다. 특히 이창민·최한수(2024a)에서 수행한 바 있는 누적 비정상 초과수익률(Cumulative Abnormal Return)과 같은 단기 주가변동 지표외의 기업의 중장기 재무성과와 경영활동을 포괄하는 지표에 초점을 맞추었다. 우선 수익성 지표로는 총자산순이익률(ROA)과 EBITDA 마진을 활용했다. 성장성은 기업의 미래 성장 기회에 대한 시장 평가를 반영하는 토빈큐(기업 시장가치/순자산가치)와 전년 대비 매출증가율을 통해 측정했다. 효율성 지표로는 설비 투자비율과 생산성을 살펴보았다. 설비투자비율은 자본적 지출을 총자산으로 나눈 값이며, 생산성은 종업원 1인당 부가가치(노동생산성)와 총자산대비 부가가치율(자본생산성)로 평가했다. 자본비용 측면에서는 재무구조의 안정성을 나타내는 부채비율(총부채/총자산), 단기 지급능력을 보여주는 유동성(유동자산/유동부채), 그리고 이자비용비율을 분석했다(각 변수의 상세 정의는 <표 1> 참고). 각 데이터는 DataGuide의 자료를 이용하여 구축되었다.

〈표1〉 변수에 대한 정의와 설명

범주	변수	정의
수익성지표	총자산순이익률(ROA) (%)	순이익을 총자산으로 나눈 비율
	EBITDA 마진 (EBITDA Margin)	이자, 세금, 감가상각비, 무형자산상각비 차감 전 영업이익을 매출액으로 나눈 비율
투자지표	설비투자비율	자본적 지출(설비투자)을 총자산으로 나눈 비율
성장성 및 효율성 지표	토빈큐(Tobin's Q)	연말 시가총액을 순자산가치(총자산-총부채)로 나눈 비율
	매출 성장률 (%)	전년 대비 총매출액의 증가율
	노동생산성 (천원)	종업원 1인당 부가가치
	자본생산성 (%)	총자산대비 부가가치비율
자본비용지표	유동성 (%)	유동자산대비 유동부채비율
	부채비율 (%)	총부채를 총자산으로 나눈 비율
	이자비용비율	평균 단기 및 장기부채 대비 연간 이자비용 비율

3. 연구 방법론

(1) 기존 TWFE 추정량의 편의(bias) 발생의 문제

본 연구에서 사용하는 기본적 방법론은 TWFE에 근거한 사건분석 이중차분법(event study DID)이다. 이러한 방법론에 근거한 본 연구의 기본 회귀 방정식은 다음과 같다.

$$Y_{it} = \delta D_{it} + \beta \Gamma_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Y_{it} 는 t 기에 기업 i 의 변수로 본 연구에서는 <표 1>의 변수들이 해당한다. D_{it} 는 t 기에 계열사 i 가 속해있는 기업집단의 지배주주가 유죄판결을 받았으면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수이다. Γ_{it} 는 t 기에 계열사 i 의 재무나 지배구조 특성 변수벡터로 시간에 따라 상이한 특징(time-varying feature)을 포착한다. 본 연구에서는 기업 크기를 통제했다. α_i , γ_t 는 각각 계열사 i , 연도 t 의 고정효과를 나타낸다. 이러한 TWFE 모형은 기존 패널자료 분석 틀에서 시간 고정효과 및 개체 고정효과(unit-fixed effect)와 그외의 통제변수를 쉽게 포함할 수 있으며, 정태적·동태적 처치효과를 모두 추정할 수 있는 방법론적인 유연함 때문에 널리 사용되고 있다.

그런데 최근 연구들은 특정 상황에서 TWFE 모형의 추정량에 편의(bias)가 발생할 수 있음을 지적한다. 처치집단별로 처치시점이 상이한 순차처치(staggered adoption) 상황에서 처치효과가 집단 간에 이질적이고 시간에 따라 변화(time-varying)할 때 TWFE 추정량에서 편의가 발생함을 보였다(Goodman-Bacon, 2021; De Chaisemartin and Xavier, 2020). 그 이유는 순차처치 상황에서 TWFE 모형에서는 ‘해서는 안되는 비교’(forbidden comparison)를 하기 때문이다. 이는 후기 처치집단(late treated group)의 통제집단으로서 초기 처치집단(early treated group)을 선택하는 것을 말한다. 예컨대 어떤 정책 도입 효과가 시간에 따라 점점 더 강해지는 경우, 후기 처치집단의 처치효과를 추정하기 위해 초기 처치집단을 통제집단으로 사용할 경우를 생각해보자. 초기에 처치를 받은 집단은 시간이 지날수록 더 큰 정책효과를 경험하게 되어 우리가 관심있는 이 집단의 결과변수는 지속적으로 상승하기 때문에 후기 처치집단과 초기 처치집단을 비교하면, 후기 처치집단의 정책효과는 실제로 과소추정될 수 있다. 극단적으로는 실제 처치효과가 모두 양(+)의 값을 가지더라

도 TWFE 추정량이 음(-)의 값을 가질 수 있는 상황이 연출될 수 있다. 더욱이 TWFE 모형에서 처치효과를 산출하는 데 사용되는 가중치는 처치시점과 그 처치집단의 크기에 의해 기계적으로 결정된다. 분석기간의 중간에 처치된 집단의 경우가 많을수록, 그리고 처치 변수의 분산이 클수록 더 큰 가중치를 받아 이들 집단의 처치효과가 TWFE 추정량에 과잉대표되는 문제가 발생한다.⁵⁾

(2) 해결책 : CS DID

최근의 연구들은 앞서의 문제를 인지하고 이에 강건한 추정치(robust estimation of heterogeneous treatment effects)를 얻는 여러 방법을 제안하고 있다(이에 대한 다양한 해결책을 개괄하고 있는 문헌으로 Baker et al., 2024; De Chaisemartin and Xavier, 2021; Roth et al., 2023 참고). 제시된 대안적 방법론의 핵심은 ‘해서는 안 되는 비교’의 문제로부터 상대적으로 자유로운 ‘깨끗한 대조군’(clean control group)을 찾는 것이다. 본 연구에서는 최근 가장 널리 쓰이는 방법인 Callaway and Sant’Anna (2021)의 이중차분법을 (이하 ‘CS DID’) 사용할 것이다. CS DID 접근법의 핵심은 처치집단을 처치 시점에 따라 코호트(cohort)를 나눈 다음 그 코호트별 처치효과를 추정하고, 다시 각 코호트별 처치효과를 연구 목적에 맞게 가중치를 부여한 뒤 집계(aggregate)하여 전체의 처치효과(Average Treatment effect on the Treated; ATT)를 구하는 것이다. 이를 보다 구체적으로 설명하면 다음과 같다. 먼저 각 시간 시점에서 첫 처치를 받은 집단에 대해 해당 시점의 평균 처리 효과를 계산하는 ‘그룹-시간 ATT(group-time ATT)’라 불리는 추정치를 산출한다.

$$ATT(g, t) = E[Y_{i,t}(g) - Y_{i,t}(\infty) | G_i = g]$$

$Y_{i,t}(g)$: 시점 g 에서 처음으로 처리된 집단 i 의 t 시점에서의 결과 변수

$Y_{i,t}(\infty)$: 처치를 전혀 받지 않은 집단인 통제집단

G_i : i 번째 단위가 시점 g 에 처음으로 처리를 받았음을 나타냄

평행추세 가정(parallel trend assumption)과 사전예측불가 가정(no anticipation

5) 이러한 해서는 안되는 비교로 인한 처치효과와 추정값 편의성 문제에 대한 자세한 설명은 Goodman-Bacon (2021, pp. 257-260) 참고.

assumption) 을 하에서

$$ATT(g,t) = E[Y_{i,t}(g) - Y_{i,g-1} | G_i = g] - E[Y_{i,t}(g) - Y_{i,g-1} | G_i = \hat{g}]$$

여기서 $\hat{g} > t$ 인 집단은 해당 시점에서 아직 처리를 받지 않은 대조군이 된다. 위의 수식의 ATT는 결국 그룹 i 가 처치받기 직전 시점 $g-1$ 에서 t 까지의 변화를 대조군 \hat{g} 의 동 기간에서의 변화와의 차이를 비교함으로써 구해지는 것임을 알 수 있다. 이러한 이론적 기댓값은 실제 데이터의 표본 평균으로 대체하여 추정가능하다. 그룹-시간 ATT의 추정식은 다음과 같다.

$$ATT(\widehat{g}, t) = \frac{1}{N_g} \sum_{i: G_i = g} (Y_{i,t} - Y_{i,g-1}) - \frac{1}{N_{G_{comp}}} \sum_{i: G_i \in G_{comp}} (Y_{i,t} - Y_{i,g-1})$$

G_{comp} : 그룹 i 의 비교집단

N_g & $N_{G_{comp}}$: 처치집단과 비교집단의 수

위의 식은 이벤트 연구 형태의 추정치를 얻기 위해, 특정 시점 이후 l 기간 동안의 효과를 여러 그룹에 걸쳐 가중 평균하는 방식으로 확장이 가능하다.

$$ATT_l^w = \sum_g w_g \cdot ATT(g, g+l)$$

w_g 는 각 그룹의 경제적 중요도를 반영한 가중치로, 연구자가 각 그룹의 크기 등에 따라 지정할 수 있다. 본 연구에서는 모든 관측치마다 동일한 가중치를 부여하여 코호트별 단순 평균을 구했다. 최근 연구들은 처치효과가 동질적(homogenous)인 경우는 매우 드물다는 사실을 인지하고 많은 경우 이질적인 처치효과에 강건한 분석방법론을 사용할 것을 권한다. 본 연구의 분석대상도 여기에 포함될 가능성이 매우 높다. 먼저 본 연구에서 처치라고 할 수 있는 재벌 총수의 사법처리 개시는 기업집단별로 그 시기가 다르다(처치의 순차성). 그리고 총수의 형사처벌이 기업에 미치는 효과는 기업마다 그리고 시간이 흐름에 따라 달라진다고 보는 것이 합리적이다(처치 효과의 이질성). 따라서 기존 사건분석 방법론에 근거한 TWFE 추정량의 불편성을 신뢰하기 어렵다. 따라서 본 연구에서도 CSDID를 쓰는 것이 타당해 보인다. 구체적으로

Sant'Anna and Zhao(2020)가 제시한 역확률 기울기(inverse probability of tilting)와 가중 최소제곱(weighted least squares)을 기반으로 이중적으로 강건한 이중차분법에 근거한 CS DID 방법론을 사용했다. 기업 및 연도 고정효과 외에 계열사의 자산의 규모도 통제했다. 표준오차는 곱셈형 와일드 부트스트랩(multiplicative Wildbootstrap) 절차를 통해 계산하였다.

Ⅲ. 주요 분석 결과

1. 변수의 기초통계량

〈표 2〉는 본 연구의 주요 변수들에 대한 기초통계량을 보여준다. 패널 A는 전체 표본의, 패널 B는 처치집단(총수가 형사처벌을 받은 기업집단 계열사)과 통제집단(총수의 형사처벌 사건이 없는 기업집단 계열사와 독립기업)의 기초통계량을 제시한다. 전체 표본에서 총자산수익률(ROA)의 평균은 3.129%, EBITDA 마진은 7.5%, 토빈큐는 648.297로 나타났다. 매출 성장률은 평균 20.166%이며, 설비투자비율은 5.5%, 노동생산성은 115백만원, 자본생산성은 17.4%를 기록했다. 재무구조 지표에서는 유동성이 146.6%, 부채비율이 152.4%, 이자비용비율이 3.1%로 나타났다. 이제 전체 변수를 처치집단과 통제집단으로 나누어 두 집단간의 변수의 기초통계량의 주요 차이를 살펴보면:

수익성: 총자산수익률(ROA)의 경우 통계적으로 유의한 차이가 없었으나 EBITDA 마진(8.6%)의 경우 처치집단이 통제집단(6.9%)보다 높았다(5% 유의수준).

투자: 설비투자비율의 경우 처치집단(5.4%)과 통제집단(5.5%)은 유사한 수준이었다.

성장 및 효율성: 매출액 성장률은 처치집단(23.602%)이 통제집단(12.283%)보다 높게 나타났으나, 통계적 유의성은 관찰되지 않았다. 기업가치의 대용치인 토빈큐도 처치집단(641.601)과 통제집단(664.758)간에 통계적으로 유의한 차이가 발견되지 않았다. 자본생산성은 처치집단(18.676)이 통제집단(14.695)보다 유의하게 높게 나타났다(1% 유의수준) 반면 노동생산성은 처치집단(111,143백만원)이 통제집단(123,662백만원)보다 낮게 나타났다(10% 유의수준).

재무구조: 유동성 측면에서 처치집단(165.258%)이 통제집단(103.493%)보다 유의

하게 높은 수준을 보였으나(1% 유의수준) 나머지 자본 비용 변수들은 큰 차이가 없었다.

전반적으로 한 두 개 변수를 제외하고 수익성 지표(ROA), 투자 관련 지표(설비투자비용, 토빈큐), 그리고 매출 성장률과 자본비용 측면에서는 두 집단 간 통계적으로 유의한 차이가 발견되지 않았다.

〈표 2〉 변수의 기초 통계량

Panel A

변수	관측치	평균	분산
총자산수익률(ROA) (%)	1489	3.129	12.914
EBITDA 마진(EBITDA Margin)	1553	0.075	0.116
토빈큐(Tobin's Q)	1418	648.297	641.498
매출 성장률 (%)	1489	20.166	136.978
설비투자비용	1507	0.055	0.13
노동생산성 (천원)	1092	115167.298	112294.363
자본생산성 (%)	1142	17.4	17.35
유동성 (%)	1596	146.566	240.272
부채비율 (%)	1588	152.412	253.984
이자비용비율	1432	0.031	0.233

Panel B

변수	처치집단			통제집단		
	관측치	평균	분산	관측치	평균	분산
총자산수익률(ROA) (%)	452	3.531	9.12	1037	2.954	14.255
EBITDA 마진(EBITDA Margin)	483	0.086**	0.078	1070	0.069	0.13
토빈큐(Tobin's Q)	410	664.758	631.13	1008	641.601	645.858
매출 성장률 (%)	452	12.283	28.999	1037	23.602	162.924
설비투자비용	455	0.055	0.082	1052	0.054	0.146
노동생산성 (천원)	351	123662.8*	90505.97	741	111143.1	121105.5
자본생산성 (%)	366	14.695***	9.864	776	18.676	19.805
유동성 (%)	483	103.493***	49.02	1113	165.258	283.917
부채비율 (%)	482	156.688	148.609	1106	150.548	288.134
이자비용비율	444	0.02	0.045	988	0.035	0.279

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의 수준. 각 변수의 정의는 〈표 1〉참고.

2. 회귀분석결과

(1) CSDID 정태적 처치효과 분석

〈표 3〉의 결과는 CSDID을 활용하여 총수의 사법처리가 관련 계열사의 주요 경영성과 및 의사결정에 미치는 평균처치효과(ATT)를 분석한 것이다. 분석 결과, 총수의 사법처리는 기업의 핵심 경영성과를 나타내는 수익성 지표(총자산이익률, EBITDA 마진), 기업가치 지표(토빈Q), 성장성 지표(매출성장률), 그리고 재무건전성을 보여주는 유동성, 부채비율, 이자비용비율과 같은 재무구조 관련 지표들에서 어떠한 부정적 영향도 나타나지 않았다(별도로 보고하지 않았으나 총자산이익률 대신 총자본이익률(ROE)을 사용하여도 결과는 바뀌지 않았다). 오히려 주목할 만한 점은 기업의 미래 성장동력과 직결되는 투자 의사결정에서 긍정적인 영향이 관찰되었으며, 이러한 변화는 5% 수준에서 통계적으로 매우 유의한 것으로 확인되었다. 이러한 실증분석 결과는 총수의 사법처리가 기업의 실질적인 경영성과나 자본조달 비용에

〈표 3〉 CS 이중차분법(Callaway & Santa DID method): 정태적 효과

종속변수	Panel A 수익성 지표		Panel B 투자 지표	
	총자산이익률	EBITDAMA진	설비투자비율	
ATT	2.70 (2.49)	0.01 (0.01)	0.04** (0.01)	
관측치	1,464	1,552	1,488	
Panel C 성장률 및 효율성 지표				
종속변수	매출성장률	자본생산성	노동생산성	토빈Q
ATT	0.12 (4.19)	2.62 (1.82)	-7275.90 (10150.8)	10.06 (67.53)
관측치	1,464	1,128	1,080	1,407
Panel D 자본비용 지표				
종속변수	유동성	부채비율	이자비용비율	
ATT	-17.79 (13.62)	-8.86 (11.69)	0.01 (0.02)	
관측치	1,596	1,582	1420	

주: 기업고정효과, 연도더미, 기업규모(자산) 통제. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의 수준.
() 안은 표준오차. 처치대상은 총수에 대한 사법처리가 진행되었던 9개 기업 집단의 141개 계열사.

부정적 영향을 미치지 않았음을 시사한다. 이는 서구권 기업들의 경우 기업범죄 발생 시 자본비용 상승, 고객 감소, 평판 훼손 등 다양한 형태의 시장 제재를 경험한다는 선행연구(Bussmann and Werle, 2006; Graham et al., 2008; Karpoff et al., 2008)의 결과와는 상반된다.

(2) CSDID 동태적 처치효과(Dynamic ATT) 분석

처치효과와 시간에 따른 변화를 이해하기 위해 회귀식 (1)에 다음의 시차 변수(lags variable)를 추가하여 동태적 처치효과 분석을 진행하였다.

$$Y = \sum_{e=0}^L \delta_e D_{it}^e + \beta \Gamma_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

여기서 δ_e 는 처치에 노출된 기간의 정도에 따른 동적효과의 정도를 나타내는 것으로 해석된다. 본 연구에서는 총수일가에 대한 사법처리 개시 후 5년(t+5년)까지의 효과를 관찰하였다. 결과들은 정태적 분석 결과와 크게 다르지 않았다. 설비투자 비율을 제외하고 어느 것도 단기적으로도 유의미한 효과가 관측되지 않았다.

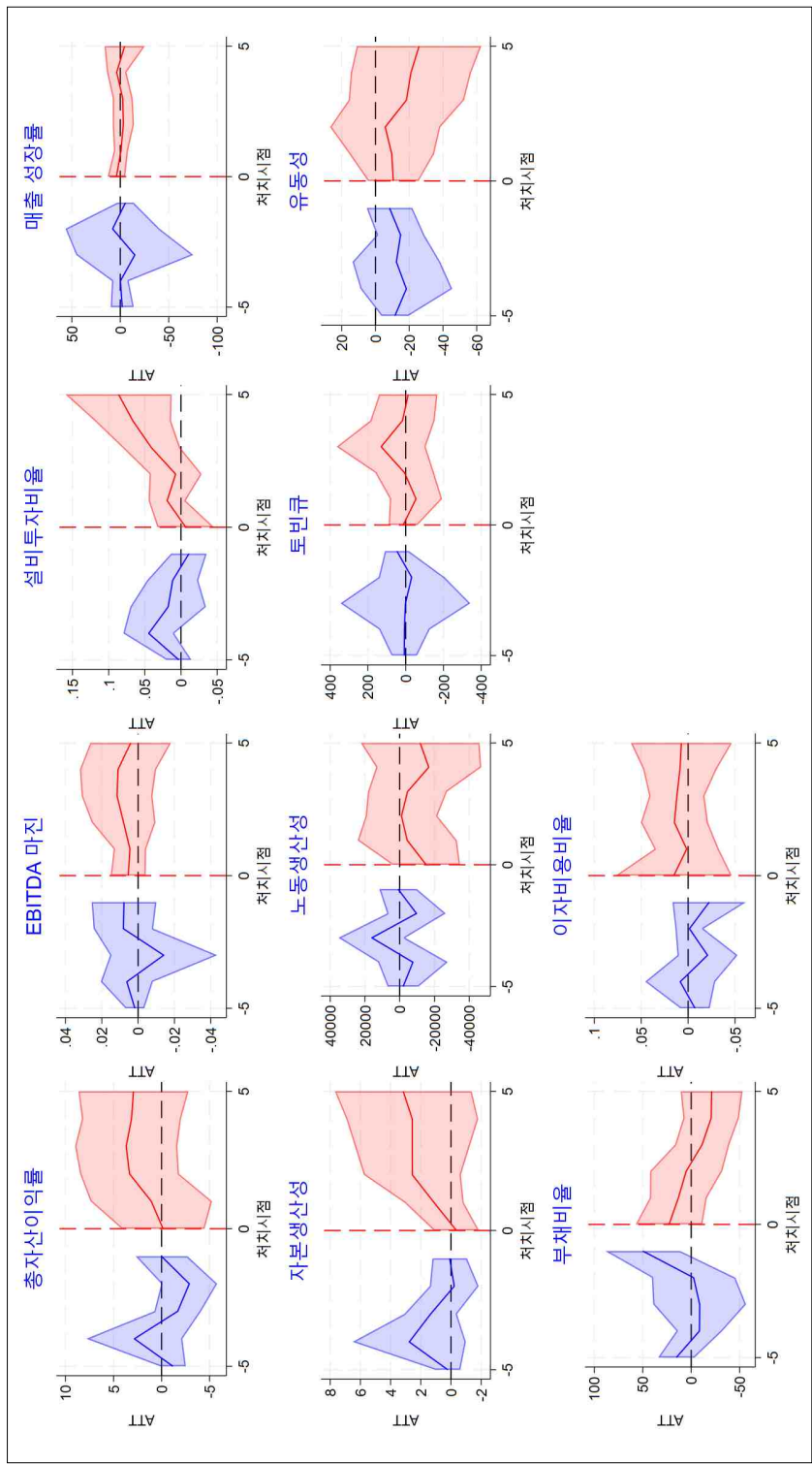
<그림 1>에 나와 있는 설비투자비율의 동태적 변화를 자세히 살펴보자. 사법처리 개시 후 2년차까지는 다른 비교집단과 차이가 없다가 2년이 지난 시기부터 뚜렷한 상승세로 전환되어 3-5년차에는 통계적으로 유의미한 증가세를 보였다. 증가세 역시 시간이 지나면서 점점 더 강해지는 경향이 관찰되었다. 설비투자비율을 제외한 나머지 변수들은 그 어느 것도 단기적이라도 유의미한 변화가 관측되지 않았다.

3. 강건성 분석

(1) 사전 추세(pre-trend)에 대한 검정

이중차분 분석에 있어 평행추세 가정은 처치집단과 통제집단이 처치가 없었을 경우 동일한 추세를 따랐을 것이라는 가정을 의미한다. 이는 매우 중요해서 만약 이러한 가정이 충족되지 않을 경우, 이중차분 추정치는 편향을 초래할 수 있다. 특히, 본 연구와 같은 순차 처치 설정에서는 각 코호트마다 처치의 시점이 상이하기 때문에, 처치 이전에는 두 그룹 간 추세의 차이가 존재할 가능성이 높다. 즉 평행추세 가정이

(그림 1) CS DID의 사전 추세 검증과 동적 처치효과(dynamic treatment effect)



주: 기업 및 연도 고정효과와 기업규모(자산) 통제. 처치시점은 재벌총수가 기소된 시점. 파란색은 처치이전, 붉은색은 처치 이후 결과. 가운데 선은 계수 추정값과 음영구간은 95% 신뢰구간. 처치대상은 총수에 대한 사법처리가 진행되었던 9개 기업 집단의 141개 계열사.

충족되지 않으면 이중차분 추정치의 불편의 (unbiasedness) 는 보장되지 않는다. 따라서 분석의 신뢰성을 보장하기 위해 평행 추세 가정이 반드시 충족되어야 한다. 본 연구에서는 위약 테스트 (placebo test) 를 통해 평행추세 가정을 검토할 것이다. 구체적으로 회귀식 (2) 에 다음과 같은 선행변수 (leads variable) 를 추가한 회귀식 (3) 을 사용하여 그 선행변수의 계수값 (δ^{Lead}) 이 0과 통계적으로 다르지 않다는 것을 보일 것이다. 본 연구에서 사법절차 개시 5년 전부터의 효과를 살펴보았다.

$$Y_{ijt} = \sum_{e=-5}^{-2} \delta_e^{Lead} D_{it}^e + \sum_{e=0}^5 \delta_e D_{it}^e + \beta \Gamma_{it} + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

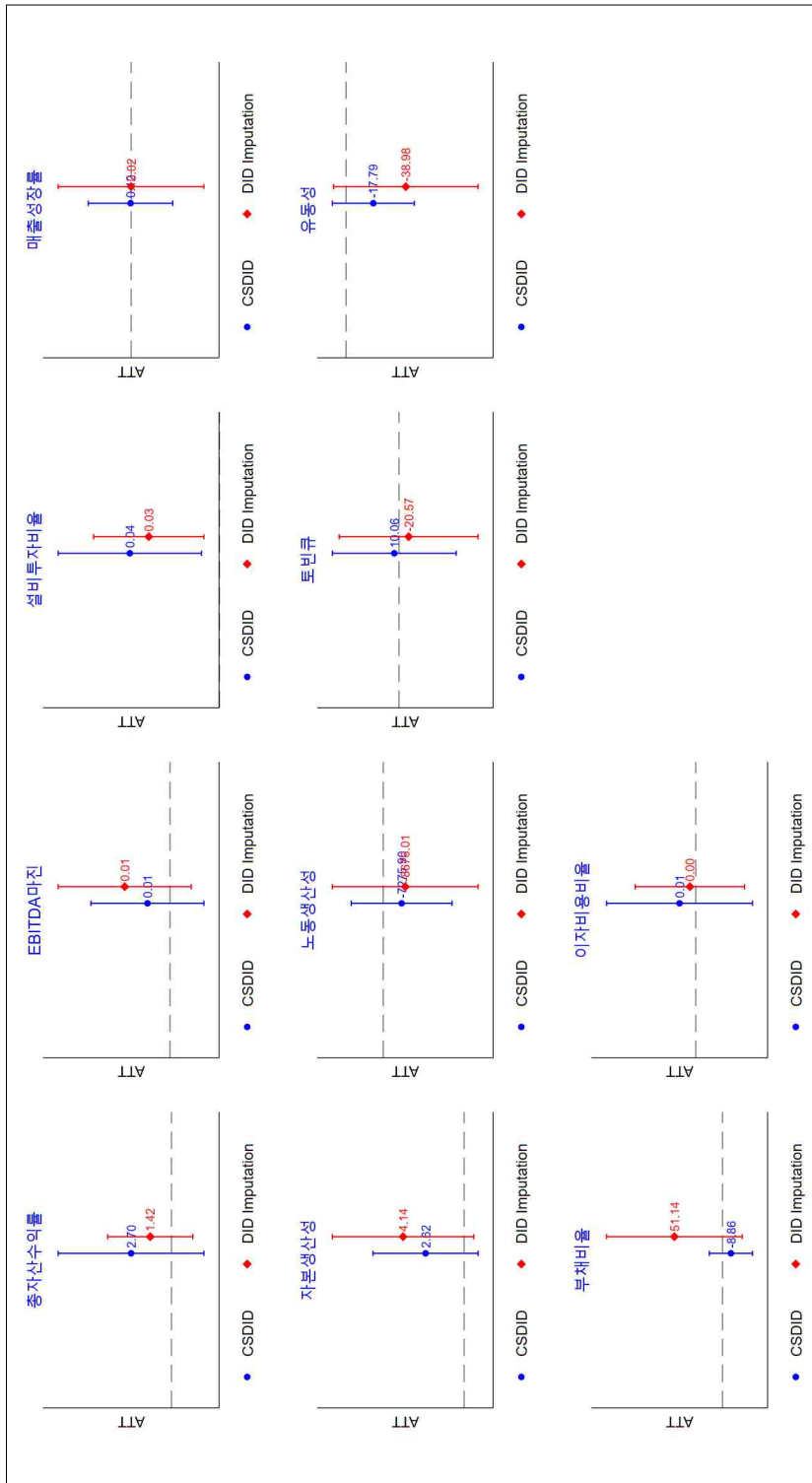
〈그림 2〉에서 보듯 그 결과 δ^{Lead} 의 값은 0과 통계적으로 다르지 않았다. 이는 처치 발생 이전에 처치집단과 통제집단 간 유의미한 추세 차이가 없었음을 시사하며, 따라서 본 연구에서 사용된 이중차분법의 신뢰성을 강화한다. 특히, 순차처치 설정에서도 평행추세 가정을 만족했음을 확인함으로써, 각 코호트의 처치 효과 추정치가 편향되지 않았음을 보증한다. 이로써 본 연구의 결과는 처치의 인과적 효과를 적절히 반영하고 있다고 평가할 수 있다.

(2) DID 보간법을 이용한 추정

CSDID 외에도 처치효과와 이질성에 강건한 이중차분 추정량 (heterogeneity-robust DID estimates) 을 계산하는 여러 방법론이 제시되고 있다. 그 중 하나가 DID 보간법 (DID Imputation Method) 이다. 이 방법론의 핵심은 처리되지 않은 관측값 (untreated observations) 들만을 사용하여 잠재적 결과를 추정하고, 이를 실제 관측값과 비교하여 처리효과를 도출하는 것이다 (Borusyak Jaravel, and Spiess, 2024).

이 방법론의 구체적인 추정 과정은 다음의 세 단계로 이루어진다. 첫째, 처리되지 않은 관측치들만을 대상으로 단위 고정효과와 시간 고정효과를 최소자승법 (OLS) 으로 추정한다. 둘째, 추정된 고정효과를 사용하여 처리된 관측치들의 잠재적 결과값을 예측한다. 셋째, 실제 관측된 결과값과 예측된 잠재적 결과값의 차이를 계산한다. 이처럼 계산된 보간법은 두 가지 장점이 있다. 처리효과와 이질성에 대해 어떠한 제약도 부과하지 않으면서도 효율적인 추정이 가능하다. 특히 구형 오차항 (spherical errors) 가정 하에서는 최적의 선형불편추정량이 된다. 또한 계산적으로도 효율적인데, 이는 고차원의 고정효과가 포함된 모형에서도 빠른 알고리즘을 통해 추정이 가능

〈그림 2〉 처치 효과 비교(CS DID와 DID 보간법)



주: 기업 및 연도 고정효과와 기업규모(자산) 통제. 파란색은 CS DID, 붉은색은 DID 보간법. 점선은 0값. 결과 가운데 점은 계수 추정값과 선은 95% 신뢰구간. 처치대상은 총수에 대한 사후처리가 진행되었던 9개 기업 집단의 141개 계열사.

하기 때문이다. 또한 평행추세 가정과 사전예측 불가 가정을 명시적으로 활용함으로써 처치 효과 추정치의 타당성을 높이고, 가정에 대한 검증도 체계적으로 수행할 수 있다. 또한 이 방법은 장기 처리효과와 외삽 문제를 피할 수 있고, 처리효과 추정치에 대한 음의 가중치 문제도 발생하지 않는다(Borusyak Jaravel, and Spiess, 2024). DID 보간법을 사용하여 계산된 처치효과 추정치의 결과는 <표 4>에 나와있다. 구체적인 추정치의 값은 차이가 있지만 앞서 CSDID 추정치의 결과와 대체로 일치한다(<그림 2>를 참고하라).

즉 <그림 2>은 각 변수별로 CSDID와 DID 보간법을 이용한 처치효과와 추정치 비교 결과를 보여준다. 두 방법론 모두 설비투자율만이 유의미한 처치효과를 나타냈다. 나머지 변수들에서는 통계적으로 유의미한 수준의 처치효과가 발견되지 않았다.

<표 4> 이중차분 보간법(DID Imputation method)

종속변수	Panel A 수익성지표		Panel B 투자지표	
	총자산수익률	EBITDA마진	설비투자비율	
ATT	1.42 (1.45)	0.01 (0.01)	0.03** (0.01)	
관측치	1,489	1,553	1,507	

Panel C 성장률 및 효율성 지표				
종속변수	매출성장률	자본생산성	노동생산성	토빈큐
ATT	0.02 (7.32)	4.14 (2.45)	-8.68e+03 (1.46e+04)	-2.06e+01 (77.70)
관측치	1,489	1,142	1,092	1,418

Panel D 자본비용 지표				
종속변수	유동성	부채비율	이자비용비율	
ATT	-3.90e+01 (24.05)	51.14 (36.74)	0.00 (0.01)	
관측치	1,596	1,588	1,432	

주: 기업고정효과, 연도더미, 기업규모(자산) 통제. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의 수준.
()안은 표준오차. 처치대상은 총수에 대한 사법처리가 진행되었던 9개 기업 집단의 141개 계열사.

(3) 설비투자율 결과에 대한 추가 분석

본 절에서는 통계적으로 유의미한 변화를 유일하게 보인 설비투자율에 대해 심층

분석을 진행했다. 앞서 CS DID로 추정한 설비투자율 결과를 기준점(baseline)으로 삼아, 이 결과의 신뢰성을 다각도로 검증했다.

첫째, 기업 규모 측정 방식을 변경했다. 총자산 대신 매출액을 해도 결과가 그대로 유지되었다(〈표 5〉패널 A의 칼럼 (2)). 둘째, 산업 특성의 영향을 통제했다. 처치 집단에는 반도체(삼성)나 자동차(현대차)와 같은 대규모 장치산업이 포함되어 있어, 산업별 특성이 전체의 결과를 왜곡했을 가능성을 점검할 필요가 있었다. 산업더미 변수를 추가하고 기업업력까지 통제했음에도,⁶⁾ 설비투자율의 증가 효과는 더욱 뚜렷해졌다(〈표 5〉패널 A의 칼럼 (3)). 그리고 기업업력과 총자산수익률을 통제해도 그 결과는 유지된다(패널 A의 칼럼 (4)). 기본 회귀식의 경우 비교집단이 처치를 받지 않은 집단(never-treated group)으로 되어 있다. 그런데 비교집단을 처치집단 중 아

〈표 5〉설비투자비율에 대한 분석

Panel A 강건성 분석							
	추정 방법론						
	CS DID						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)		
ATT	0.05** (0.02)	0.04** (0.02)	0.07* (0.04)	0.06** (0.03)	0.04** (0.02)		
관측치	1,390	1,347	1,278	1,170	1,390		
Panel B 코호트별 처치효과							
처치시점	2003	2004	2005	2006	2007	2011	2013
ATT	0.05 (0.07)	0.06* (0.04)	0.04** (0.02)	0.05*** (0.02)	0.03 (0.04)	0.01*** (0.00)	0.00 (0.01)

- 주: 1. 기업고정효과, 연도더미, 기업규모(자산) 통제. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의 수준. ()안은 표준오차. 처치대상은 총수에 대한 사법처리가 진행되었던 9개 기업 집단의 141개 계열사.
2. Panel A의 (1)은 CSDID 기본회귀식에 총자산 대신 매출액을 기업규모 변수로 사용, (2)은 CSDID 기본회귀식에 기업업력 추가 (3)은 CSDID 기본회귀식에 산업변수 추가 (4)은 기본회귀식에 기업업력과 산업변수 공동추가 (5) 기본회귀식에 비교 집단을 아직 처치받지 않은 집단(not-yet-treated group). 기업업력 변수는 Bannedsen et al. (2020)에 따라 업력을 5년단위로 더미변수로 바꾸어 사용. 산업 더미는 한국표준산업분류11차(중분류)에 따라 만들.
3. Panel B는 각 코호트에 대해 모든 기간에 걸쳐 ATT를 추정한 결과. 처치시점은 총수가 기소된 시점이고 각 코호트는 같은 해 총수가 기소된 대규모 기업집단 소속 계열사들. 총수 기소시점은 〈부표 1〉참고.

6) 기업업력 변수는 Bannedsen et al. (2020)을 따라 업력을 5년 단위로 더미변수로 바꾸어 사용하였다. 산업더미는 한국표준산업분류11차(중분류)에 따라 만들어졌다.

직 처치를 받지 않은 집단(not-yet-treated group)으로 해도 결과는 유지된다(패널 A의 칼럼 (5)). 즉 총수에 대한 사법처리가 아직 진행되지 않은 대규모 기업집단 설비투자율 증가를 이끄는 주된 동인이 무엇인지 이해하기 위해 코호트별 처치효과를 분석했다. CS DID 방법론에서 코호트는 재벌 총수에 대한 사법처리 개시 시점에 따라 구분되며, 본 연구의 분석 대상은 이러한 처치시점에 따라 7개의 코호트로 분류되었다(〈부표 1〉 참조). 분석 결과는 두 가지 주목할 만한 패턴을 보여준다. 첫째, 7개 코호트 중 4개에서 통계적으로 유의미한 양(+)의 처치효과가 관찰되었다. 둘째, 어떤 코호트에서도 음(-)의 처치효과가 나타나지 않았다. 이는 총수의 형사처벌로 인한 설비투자 위축이 단 하나의 기업집단에서도 발생하지 않았음을 의미한다. 이러한 코호트 분석 결과는 설비투자 증가가 특정 시기에 형사처벌을 받은 소수 기업집단의 개별적 현상이 아니라, 처치집단 전반에 걸쳐 관찰되는 보편적 현상임을 강력히 시사한다.

IV. 결과에 대한 해석

1. 한국의 대규모 기업집단은 왜 시장의 제재로부터 면책되는가?

기업범죄에 대한 해외 연구들은 금융사기(financial misreporting)와 같은 기업의 불법 행위가 기업에 막대한 평판 손실과 시장 제재를 가져온다는 점을 강조한다. 즉 기업범죄의 발생은 그 기업의 자본비용 상승, 고객 감소, 평판 훼손 등 다양한 형태의 시장 제재를 유발하여 장기적 운영에 부담이 됨을 보여준다(Busmann and Werle, 2006; Graham et al., 2008; Karpoff et al., 2008).⁷⁾ 또 다른 연구들은 기업범죄 발생 이후 주주 행동주의와 같은 시장 메커니즘을 통해 해당 기업의 거버넌스 개선이 일어남을 보여준다(Agrawal et al., 1999; Farber, 2005).⁸⁾ 이러한 연구들

7) Busmann and Werle(2006)는 기업의 최고 경영자가 사기를 저지를 경우, 평판 악화와 비즈니스 관계 약화의 위험이 급격히 증가한다는 점을 보여준다. 이와 유사하게, Graham et al. (2007)은 금융 사기를 저지른 기업이 이후 더 엄격한 대출 조건과 높은 금융 비용을 겪게 됨을 시사한다. Karpoff et al. (2008)은 금융 불법 행위로 인해 기업이 법적 처벌뿐만 아니라 미래 현금 흐름 감소, 매출 하락, 계약 조건 악화와 같은 평판 비용을 치르게 된다고 분석한다.

8) Agrawal et al. (1999), Farber (2005)의 연구는 금융 사기와 같은 불법 행위가 드러날 경우, 주주들이 적극적으로 개입하여 이사회 구조를 재편하거나 경영진 교체를 요구함으로써 지배구조 개선을 촉진한다고 주장한다.

은 회계조작과 같은 재무적 부정행위(financial misconduct)가 드러났을 때 주주들이 거버넌스 개선을 위한 중요한 역할을 한다는 점을 지적한다. 반면, 본 연구는 한국 재벌 그룹의 경우 미국과 달리 기업범죄 사건 이후에도 시장의 제재로부터 면책됨을 보여준다. 본 연구의 결과에 따르면, 한국의 재벌들은 지배주주에 대한 형사처벌이 확정된 시점에서조차 시장으로부터의 제재로부터 자유로웠다. 자본비용이나 매출에 유의미한 영향을 받지 않았다. 이러한 결과는 한국 재벌 그룹이 미국의 기업들과 달리 기업범죄 발생 이후에도 안정적인 자본 구조와 매출 성과를 유지하고 있음을 시사한다.

2. 거시적 관점에서 제시할 수 있는 설명

이러한 현상을 어떻게 설명해야 할 것인가?⁹⁾ 본 연구는 이러한 현상을 거시적 관점에서 네 가지 요인으로 설명한다. 첫째, 한국 경제에서 재벌이 차지하는 높은 경제적 비중과 독점적 지위 때문일 수 있다. 재벌그룹은 다양한 산업에서 사실상 독점적 지위를 가지고 있어, 소비자들이 대안을 찾기 어렵다. 예를 들어, 삼성 그룹의 경우 전자기기나 건설, 금융 등 다방면에서 한국 경제의 큰 비중을 차지하고 있으며, 한국 소비자들의 일상생활에 깊숙이 침투해 있다. 이는 소비자들이 재벌 제품 외에 선택할 수 있는 대안이 많지 않다는 점을 의미하며, 따라서 재벌 총수에 의한 기업범죄가 발생해도 소비자들이 재벌 제품을 불매하기 매우 어려운 상황임을 보여준다. 또한 재벌 그룹의 계열사들은 제품의 시장 점유율이 높기 때문에 사건 이후에도 제품 판매에 큰 영향을 받지 않음을 제안한다. 삼성전자의 경우 메모리 반도체 시장의 압도적 시장 점유율 1위 기업이며 삼성생명도 보험시장 점유율 1위 기업이다. 둘째, 한국 자본 시장에서 주주 행동주의가 상대적으로 약하기 때문일 수 있다. 미국의 경우 금융위기 이후 기관투자자들을 중심으로 해당 기업의 지배구조 개선을 적극적으로 요구하며, 이를 통해 경영진 교체나 이사회 독립성 확보 등의 변화가 촉진된다. 그러나 한국에서는 주주 행동주의가 활발하지 않다. 한국의 주요 기관투자자들 역시 재벌과 긴밀한

9) 또 하나 생각해 볼 수 있는 이유는 분석 대상 대상의 선택편의(selection bias)이다. 본 연구의 분석 대상인 어느 기업집단도 총수의 불법행위로 인해 망한 기업집단이 없다. 즉 시장 규율의 작동으로 인해 시장에서 퇴출된 기업집단 자체가 분석대상에서 빠져 있는 것이다. 이는 타당한 지적이나 분석 대상 기간 총수의 불법 행위로 인해 시장에서 사라진 기업집단은 거의 없었다. 사실 이러한 경우는 97년 외환위기 이후에나 관측되었다. 그런 의미에서 우리 분석 대상은 사실상 전수 데이터라 할 수 있다.

사업 관계를 유지하거나 재벌 계열사일 경우가 많아, 사건 이후 적극적으로 개입하지 않는다. 그리고 국민연금의 경우는 정치권의 영향력으로부터 자유롭지 않다. 이로 인해 총수의 기업범죄 이후에도 해당 재벌 그룹 내 계열사들이 내부 구조적 변화를 겪지 않고 기존의 지배구조를 유지할 수 있다.

셋째, 한국 사회의 재벌에 대한 높은 관용도 이러한 현상을 설명할 수 있다. 한국 사회에서는 오랜 시간 동안 재벌이 국가 경제 발전에 기여해왔고, 특히 삼성과 같은 주요 재벌은 한국의 경제적 자부심으로 여겨진다. 많은 한국 국민은 재벌이 한국의 글로벌 경쟁력 향상에 중요한 역할을 한다고 인식하고 있으며, 이는 재벌의 부정행위에 대해 총수의 경영권이 영향받지 않는 정도까지만 처벌해야 한다고 생각할 수 있다. 넷째 본 연구의 실증분석 결과 중 가장 주목할 만한 발견은 총수의 형사처벌 이후에도 대다수의 경영성과 지표가 안정적으로 유지되었으며, 설비투자의 경우 통계적으로 유의미한 증가세를 보였다는 점이다. 이러한 결과는 한국 대규모 기업집단의 의사결정 구조의 특수성과 연관지어 해석할 수 있다. 1997년 외환위기 이후 한국의 재벌그룹들은 지배구조 개선에 대한 사회적 요구에 따라 투자 및 재무 의사결정에 있어 전문경영인의 역할을 점진적으로 확대해왔다. 이러한 전문경영인 중심의 의사결정 체계는 총수 부재 상황에서도 경영 연속성을 유지하는 제도적 완충장치로 기능했을 것으로 해석된다. 더불어 총수 부재 시기에 전문경영인들은 보다 보수적이고 객관적인 기준에 근거하여 투자의사결정을 수행했을 가능성이 존재하며, 이는 자본지출의 효율성 유지에 기여했을 것으로 추정된다. 이러한 분석 결과는 총수의 형사처벌이라는 외부적 충격이 기업의 실질적 경영활동에 미치는 영향이 제한적일 수 있음을 시사한다.

한편, 설비투자 증가와 관련해서는 대체 가설도 검토할 필요가 있다. 총수가 이후 유리한 양형을 얻을 목적으로 자신의 기업의 경제적 기여도를 부각시키기 위해 평시보다 더 적극적인 투자 확대를 지시했을 가능성도 배제할 수 없다.

3. 선행 연구와의 연관성

본 연구의 결과를 CEO의 중요성을 실증적으로 입증한 Bennedsen et al. (2020)와 비교하여 해석해볼 수 있다. 이 연구에서는 덴마크의 12,753개 기업을 대상으로 CEO의 입원이라는 외생적 사건을 활용하여 CEO가 기업 성과에 미치는 영향을 분석한 것이다. CEO의 입원은 기업 성과에 유의미한 수준의 부정적 영향을 미쳤다. 10

일간의 임원으로 영업이익률이 평균 0.5%p 감소했으며, 특히 젊은 CEO, 성장하는 기업, 가족기업, 인적자본 집약적 산업에서 그 영향이 더 컸음을 보였다. 얼핏보면 이 연구 결과와 한국의 지배주주의 '부재' 혹은 '경영관여의 약화'가 기업에 별다른 부정적 영향을 미치지 않는다는 본 연구의 결과는 상충되는 것처럼 보인다. 이를 어떻게 조화롭게 해석해야할까?

두 연구 결과의 차이는 분석 대상과 부재의 성격으로 설명가능하다. 첫째, 분석 대상의 차이다. Bennedsen et al. (2020)은 덴마크의 중소기업을, 본 연구는 한국의 대규모 기업집단의 상장계열사가 그 대상이다. 중소기업과 달리 대규모 기업집단은 이미 체계적인 전문경영인 시스템과 의사결정 구조를 갖추고 있다. 따라서 지배주주의 부재에도 불구하고 정상적인 의사결정이 가능할 수 있다. 오히려 투자가 증가했다는 결과는 전문경영시스템이 위기시에 효과적으로 작동했음을 보여준 결과라고 이해할 수 있다.

둘째, 부재의 원인이 다르다. Bennedsen et al. (2020)의 연구는 갑작스러운 건강상의 이유로 인한 일시적 부재를 다루었다. 이러한 예측하지 못한 충격은 기업 운영에 혼란을 가져올 수 있었다. 경우에 따라서 복귀 자체가 불투명하기 때문이다. 반면 한국의 사례는 법적 처벌로 인한 부재였다. 이러한 사법처리 과정은 몇 년씩 전개되는 사건이기에 기업들은 이러한 상황에 대비할 시간을 갖게 되어 이에 따른 대응 체계를 구축했다. 이는 지배주주 부재 시의 의사결정 공백을 최소화할 수 있었다. 또한 경험적으로 많은 경우 지배주주는 다시 복귀한다. 이는 어떤 방향이든 기업의 의사결정이 상대적으로 안정적일 수 있음을 시사한다. 이러한 요인들이 결합하면 한국의 경우 지배주주의 부재가 기업 성과에 미치는 부정적 영향이 제한적일 수 있다.

한편 본 연구와 이창민·최한수(2024a, 2024b)와의 차이는 지배주주의 사법처리가 기업에 미치는 단기적 영향과 장기적 영향의 차이를 반영한다. 두 선행 연구는 지배주주의 사법처리가 주가에 미치는 영향, 즉 시장의 즉각적인 반응을 중심으로 분석했는데 이는 투자자들이 지배주주의 부재를 어떻게 인식하는지를 반영한다. 계열사들의 주가는 지배주주의 집행유예나 실형 선고에 따라 다르게 반응했는데, 이는 시장이 지배주주의 역할을 이중적으로 인식하고 있음을 시사한다. 즉, 일부 계열사에서는 지배구조 개선의 기회로, 다른 계열사에서는 리더십 공백의 위협으로 평가되었다. 이러한 시장 반응은 지배주주의 역할이 각 기업의 특성에 따라 달리 평가될 수 있음을 의미하며, 단기적인 주가 변화는 이러한 복잡한 인식을 반영한 결과라고 볼 수 있다.

반면, 본 연구에서는 지배주주의 사법처리가 기업의 수익성, 성장성, 자본비용 등

장기적 실물 경영 지표에 미치는 영향을 분석했다. 분석 결과, 서구에서 관찰되는 기업범죄에 대한 시장의 제재와는 달리, 한국의 경우 시장의 제재로부터 사실상 면책받고 있음을 확인하였다. 그 결과 지배주주의 부채가 반드시 경영의 불확실성을 초래하지는 않음을 알 수 있었다. 이는 지배주주의 부채가 단기적인 시장 충격을 초래할 수는 있지만, 장기적으로는 그 효과가 영향이 제한적일 수 있음을 시사하는 것으로 해석할 수 있다. 이와 관련하여 조덕상(2018)은 2006년부터 2015년까지 재벌 그룹 내부의 자원배분의 효율성이 심각하게 저하되었음을 지적했다. 특히 2012년부터 2015년 사이 한국 경제의 총요소생산성 증가율 감소의 상당 부분이 재벌 계열사의 비효율적 자원배분에 기인한 것으로 나타났다. 본 연구의 실증분석 결과와 조덕상(2018)의 연구를 함께 고려하면, 재벌 총수의 의사결정 참여 정도와 기업의 자원배분 효율성 사이에 흥미로운 관계가 나타난다. 2003년부터 2018년까지 총수의 형사처벌로 경영 참여가 제한된 시기에는 계열사들의 설비투자가 유의미하게 증가했으며, 이는 전문경영인들이 보다 객관적이고 보수적인 기준에 따라 투자의사결정을 내린 결과일 수 있다. 반면 ‘정상적인 시기’ 재벌 총수의 적극적인 의사결정 개입이 기업의 자원배분 효율성에 부정적 결과를 가져다줄 수 있다. 이러한 연구들은 재벌 총수의 의사결정 참여가 기업 성과에 미치는 영향에 대해 다양한 각도로 생각해 볼 필요성을 제기한다. 다시 말해 본 연구의 결과는 지배주주의 인적자본이 개별 기업 그리고 더 나아가 기업집단의 운영에 있어 중요하지만 필수불가결하지는 않다는 점을 시사하며, 장기적으로 개별 계열사들의 자율적이고 독립적인 경영이 가능할 수도 있음을 보여주는 결과로 해석할 여지도 있다.

마지막으로 본 연구와 김두열(2013)의 결과를 비교 분석할 필요가 있다. 두 연구는 모두 경영범죄가 기업 성과에 미치는 영향을 실증적으로 분석했다는 공통점을 지니나, 그 결과에서는 상이한 양상을 나타낸다. 2003-2004년의 기업범죄 사례를 분석한 김두열(2013)은 경영범죄 발생 직후 기업 성과가 유의미하게 악화되었으나, 재판 종료 이후에는 산업 평균 수준으로 회복되는 것을 확인하였다. 반면, 본 연구에서는 총수의 형사처벌 과정에서도 유의미한 성과 저하가 관찰되지 않았다. 이러한 결과의 차이는 분석 대상의 이질성, 특히 기업 규모의 차이에서 기인하는 것으로 해석된다. 김두열(2013)의 연구는 자산총액 100-1000억 원 규모의 중견기업을 주요 분석 대상으로 삼은 반면, 본 연구는 대규모 기업집단 소속 계열사들을 분석 대상으로 한정하였다. 일반적으로 기업 규모가 클수록 지배주주의 부채로 인한 충격을 흡수할 수 있는 인적·물적 자원을 보유하고 있으며, 전문경영인 중심의 의사결정 체계가 조기에

정착되었을 가능성이 높다. 따라서 두 연구의 상이한 결과는 서로 배치되는 것이 아니라, 기업 규모에 따른 경영범죄의 차별적 영향을 보여주는 상호 보완적 증거로 해석할 수 있다.

V. 결 론

본 연구는 기업 의사결정 피라미드의 정점에 있는 최고 경영자의 부재가 조직의 성과와 판단에 어떠한 영향을 미치는지를 분석했다. 구체적으로 한국의 대규모 기업집단에서 총수의 형사처벌로 인한 경영 공백이 계열사의 수익성, 투자, 자본비용 등 주요 경영지표에 가져오는 변화를 실증적으로 검증하고자 했다. 분석 결과, 재벌 총수의 형사처벌은 해당 기업집단 소속 상장 계열사의 경영 성과 및 투자 의사결정에 유의미한 부정적 영향을 미치지 않았다. 구체적으로, 총자산수익률(ROA), EBITDA 마진, 토빈큐와 같은 수익성과 성장성 지표는 같은 기간동안 형사사법절차에 휘말리지 않은 다른 기업집단의 비교기업과 비교하였을 때 유의미한 차이가 관측되지 않았다. 설비투자 비율에서는 오히려 형사처벌 이후 2-3년 차부터 통계적으로 유의미한 증가가 관측되었다. 이는 계열사들이 총수의 부재 상황에 적응하며 안정적 의사결정 체계를 구축했음을 보여준다.

이러한 결과는 한국의 재벌 그룹이 서구권의 기업들과 달리 금융 사기 사건 이후에도 시장 제재를 받지 않는다는 것을 보여주며, 이는 다음과 같은 한국의 독특한 경제 구조와 제도적 특성에서 비롯된 것으로 보인다. 첫째, 한국 경제에서 재벌이 차지하는 높은 경제적 비중과 독점력으로 인해 소비자들의 선택권이 제한적이다. 둘째, 한국의 자본 시장은 주주 행동주의가 미약하고 재벌에 대한 사회적 관용도가 높다. 셋째, 1997년 외환위기 이후 대규모 기업집단에 구축된 체계적인 전문경영인 시스템과 의사결정 구조로 인해, 총수의 사법처리로 인한 경영 공백이 실질적으로 발생하지 않았다. 본 연구에서 충분히 다루어지지 않은 몇몇 주제들은 다음과 같이 후속 연구가 가능할 것이다. 첫째, 총수의 사법처리가 계열사 간 내부거래나 지배구조(예컨대 이사회 구조)에 미치는 영향을 분석할 필요가 있다. 둘째, 총수 부재 시 전문경영인의 의사결정 행태 변화에 대한 미시적 분석이 필요하다. 셋째, 기업범죄에 대한 시장의 제재가 작동하지 않는 구조적 원인에 대한 더 깊은 연구가 요구된다. 마지막으로, 총수의 형사처벌 기간 중 관찰된 투자 증가 현상이 전문경영인의 합리적 의사결정의 결과인지, 혹은 총수의 전략적 선택의 결과인지를 식별할 수 있는 실증분석이 수행될

필요가 있다. 이러한 연구들은 한국의 대규모 기업집단의 특수성과 그 경제적 영향을 이해하는 데 크게 기여할 것이다.

■ 참 고 문 헌

1. 김두열, “경영범죄와 경영성과,” 『법경제학연구』, 제10집 제2호, 2013, pp. 315-357.
2. 이창민·최한수, “상장기업 임원 보수 결정요인 및 특성에 대한 연구: 2014-2018년 자료를 이용한 분석,” 『법경제학연구』, 제17집 제2호, 2020, pp. 475-495.
3. _____, “재벌총수의 사법처리가 기업 가치에 미치는 영향,” 『법경제학연구』, 제21집 제2호, 2024a, pp. 109-127.
4. _____, “재벌총수의 사법처리는 기업집단 가치에 어떠한 영향을 미치는가?” 『법경제학연구』, 제21집 제3호, 2024b, pp. 239-260.
5. 조덕상, “기업집단을 중심으로 한 우리 경제의 자원배분 효율성 하락,” 『KDI 정책포럼』, 2018-3호.
6. 최한수, “법원은 여전히 재벌(범죄)에 관대한가?” 『법경제학연구』, 제16집 제1호, 2019, pp. 89-110.
7. Agrawal, A., J. F. Jaffe, and J. M. Karpoff, “Management Turnover and Governance Changes Following the Revelation of Fraud,” *The Journal of Law and Economics*, Vol. 42, No. S1, 1999, pp. 309-342.
8. Baker, A. C., D. F. Larcker, and C. C. Y. Wang, “How Much Should We Trust Staggered Difference-in-Differences Estimates?” *Journal of Financial Economics*, Vol. 144, No. 2, 2022, pp. 370-395.
9. Bennedsen, M., F. Pérez González, and D. Wolfenzon, “Do CEOs Matter? Evidence from Hospitalization Events,” *The Journal of Finance*, Vol. 75, No. 4, 2020, pp. 1877-1911.
10. Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess, “Revisiting Event-Study Designs: Robust and Efficient Estimation,” *Review of Economic Studies*, Forthcoming, 2024.
11. Bussmann, K. D., and M. M. Werle, “Addressing Crime in Companies: First Findings from a Global Survey of Economic Crime,” *British Journal of Criminology*, Vol. 46, No. 6, 2006, pp. 1128-1144.
12. Callaway, B., and P. H. C. Sant’Anna, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods,” *Journal of Econometrics*, Vol. 225, No. 2, 2021, pp. 200-230.
13. Choi, H. S., H. G. Kang, C. M. Lee, and W. Kim, “Too Big to Jail? Company Status and Judicial Bias in an Emerging Market,” *Corporate Governance: An International Review*, Vol. 24, No. 2, 2016, pp. 85-104.
14. Choi, H., H. G. Kang, and C. Lee, “What Constitutes ‘Too Big to Jail?’ Evidence from South Korea’s Family Business Groups,” *Asia Pacific Journal of Financial Studies*, Vol. 47, No. 6, 2018, pp. 881-919.
15. De Chaisemartin, C., and X. d’Haultfoeuille, “Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects,” *American Economic Review*, Vol. 110, No. 9, 2020, pp. 2964-2996.

16. _____, "Two-Way Fixed Effects and Differences-in-Differences with Heterogeneous Treatment Effects: A Survey," *The Econometrics Journal*, Vol. 26, No. 3, 2023, pp. C1-C30.
17. Farber, D. B., "Restoring Trust after Fraud: Does Corporate Governance Matter?" *The Accounting Review*, Vol. 80, No. 2, 2005, pp. 539-561.
18. Goodman-Bacon, A., "Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing," *Journal of Econometrics*, Vol. 225, No. 2, 2021, pp. 254-277.
- Graham, J. R., S. Li, and J. Qiu, "Corporate Misreporting and Bank Loan Contracting," *Journal of Financial Economics*, Vol. 89, No. 1, 2008, pp. 44-61.
19. Karpoff, J. M., D. S. Lee, and G. S. Martin, "The Consequences to Managers for Financial Misrepresentation," *Journal of Financial Economics*, Vol. 88, No. 2, 2008, pp. 193-215.
20. Roth, J., et al., "What's Trending in Difference-in-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature," *Journal of Econometrics*, Vol. 235, No. 2, 2023, pp. 2218-2244.
21. Sant'Anna, P. H. C., and J. Zhao, "Doubly Robust Difference-in-Differences Estimators," *Journal of Econometrics*, Vol. 219, No. 1, 2020, pp. 101-122.

〈부표1〉 사법처리받은 대규모 기업집단의 지배주주

그룹	피고인	사건	분석연도
한화		t-5	2006
	김승연	기소시점 (t)	2011
		t+5	2016
동부		t-5	1999
	김준기	기소시점 (t)	2004
		t+5	2009
두산		t-5	2000
	박용성	기소시점 (t)	2005
		t+5	2010
삼성		t-5	2002
	이건희	기소시점 (t)	2007
		t+5	2012
씨제이		t-5	2008
	이재현	기소시점 (t)	2013
		t+5	2018
동국제강		t-5	1999
	장세주	기소시점 (t)	2004
		t+5	2009
현대자동차		t-5	2001
	정몽구	기소시점 (t)	2006
		t+5	2011
한솔		t-5	1999
	조동만	기소시점 (t)	2004
		t+5	2009
에스케이		t-5	1998
	최태원	기소시점	2003
		t+5	2008

The Impact of Legal Proceedings Against Controlling Shareholders on the Management of Affiliates in Large Business Groups

Changmin Lee* · Hansoo Choi**

Abstract

This study evaluates the impact of criminal prosecution of controlling shareholders on the performance and investment of Korean business conglomerates (chaebol). Using the difference-in-differences approach by Callaway and Sant'Anna (2021) to address heterogeneous treatment effects, we analyze data from 11 chaebol leaders prosecuted between 2003 and 2013. The results show no significant deterioration in key performance indicators following prosecution. Instead, capital expenditures increased significantly, particularly beginning three years after prosecution. These results remain robust even after accounting for firm and industry characteristics, including firm size and age. The findings stand in marked contrast to evidence from Western economies, where corporate misconduct typically triggers severe market discipline. Our results suggest the emergence of alternative governance mechanisms, particularly through the adoption of professional management systems, that effectively maintain organizational stability and continuity.

Key Words: business group, controlling shareholder, criminal procedure

JEL Classification: G34, L22, K22

Received: Dec. 11, 2024. Revised: Jan. 11, 2025. Accepted: Jan. 23, 2025.

* First Author, Professor, School of Business, Hanyang University, 222, Wangsimni-ro, Seongdong-gu, Seoul, 04763, Phone: +82-2-2220-2687, e-mail: changmin74@hanyang.ac.kr

** Corresponding Author, Associate Professor, School of Economics and Trade, Kyungpook National University, 80, Daehak-ro, Buk-gu, Daegu, 41566, Korea, Phone: +82-53-950-5434, e-mail: choihs91@knu.ac.kr