

이사회 다양성과 판매관리비 하방경직성 : 연령 다양성을 중심으로

현지원*

〈요 약〉

본 연구는 이사회 다양성이 판매관리비 하방경직성에 미치는 영향을 연령 다양성을 중심으로 연구한다. 즉, 다양한 연령으로 이루어진 이사회가 판매관리비 하방경직성을 완화시키는지 또는 강화시키는지 연구한다.

2001년부터 2023년까지 한국 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 비금융 기업을 대상으로, Blau Index와 Shannon Index를 활용해 이사회 연령 다양성을 측정하여 실증분석을 수행하였다. 실증분석 결과, 이사회 연령 다양성이 높을수록 판매관리비 하방경직성이 완화되었다. 특히, 잉여현금흐름이 많은 기업에서 이사회 연령 다양성의 효과가 명확하게 나타났는데, 이는 연령 다양성이 높은 이사회가 경영진의 대리인 문제를 잘 통제한 결과 판매관리비 하방경직성이 완화되었음을 의미한다. 또한, 이사회 규모와 독립성, 발생액 이익조정을 통제한 후에도, 성향매칭점수(PSM) 접근법을 사용한 후에도, 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성의 음(-)의 관계는 그대로 유지되었다.

본 연구는 이사회 다양성 연구를 확장하여, 연령 다양성을 살펴보고, 다양한 연령으로 이루어진 이사회가 경영진에 대한 감시·통제 기능을 잘 수행함을 실증적으로 보였다는 점에서 공헌점이 있다.

〈주제어〉 판매관리비 하방경직성, 이사회 다양성, 연령 다양성

* 서울과학기술대학교 경영학과 조교수, jiwon.h@seoultech.ac.kr

I. 서 론

본 연구는 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성의 관계를 살펴본다. 구체적으로, 다양한 연령대의 이사로 구성된 이사회가 판매관리비 하방경직성을 완화시키는지 또는 강화시키는지 연구한다.

2010년대 들어, 이사회를 구성할 때 다양한 범주에 속한 이사들을 포함해야 한다는 논의들이 활발해지면서, 성·출신 지역·국적·인종 다양성 등 이사회 다양성 관련 연구들이 활발해졌다. 하지만 각 나라·문화마다 중요하게 여기는 다양성 측면이 다르며, 이러한 사회·문화적 관심에 맞추어 이사회 다양성 연구가 이루어졌다(Talavera et al. 2018).¹⁾

한편, 지금까지 국내 연구는 이사회 성별 다양성에 초점을 맞추어 왔다. 하지만, 한국은 경제적으로 빠르게 성장한 나라로, 1인당 GDP가 1960년도에는 158달러, 1970년도에는 279달러, 1980년도에는 1,715달러, 1980년도에는 6,610달러, 2,000년도에는 12,257달러, 2010년도에는 23,079달러였고, 2017년도에 이르러 30,000달러를 넘어섰다. 이렇게 빠르게 성장하는 과정에서 연령대별로 경험한 문화와 환경이 다르며, 연령대별 가치관 및 의견 또한 차이가 크다. 따라서 한국에서는 성별 다양성 외에 연령 다양성 또한 중요한 관심 사안이다. 따라서 본 연구는 국내 기업들의 이사회 연령 다양성을 살펴보고, 다양한 연령으로 구성된 이사회가 과연 이사회 경영진에 대한 통제 기능을 잘 수행하는지 아니면 잘 수행하지 못하는지를 판매관리비 하방경직성 모델을 통하여 검증한다.

연령 다양성이 높은 이사회는 여러 연령 그룹 간의 다양한 관점을 통해 집단사고를 방지하고, 이사회 내에서 상호 견제가 가능하게 하여, 경영진에 대한 감시 및 통제기능을 강화시킬 수 있다(Kandel and Lazear 1992 ; Carter et al. 2010). 따라서 연령 다양성이 높은 이사회가 경영진을 잘 감시하고 통제한다면, 경영진이 제국건설(empire building)을 위하여 매출액이 감소함에도 유휴자원을 감축하지 않는 행위를 잘 감시·통제할 수 있으며, 결과적으로 판매관리비의 하방경직성을 완화시킬 수 있다.

이와는 반대로, 연령 다양성이 높은 이사회는 다양한 연령대 간의 관점 차이로 인해 의사결정 과정에서 합의에 도달하기 어렵고 결정이 지연될 수 있으며, 더 나아가 갈등이 발생할 수 있다(Williams and O'Reilly 1998). 특히 성장 속도가 빠른 나라에서 연령대 별 관점 차이가 더 두드러질 수 있다. 따라서 이사회 연령 다양성이 높은 경우 이사회 효과적 감시 및 통제 기능이 약화될 가능성이 있으며, 이는 매출액이 감소하는 상황에서도 경영진의 제국건설 유인을 적절히 통제하지 못해 판매관리비의 하방경직성을 강화시킬 가능성이 있다.

1) 예를 들어, 비교적 동질적인 인종으로 이루어지고, 여성 이사 할당제를 먼저 도입한 유럽에서는 이사회 인종 다양성보다는 성별 다양성 관련 연구가 많이 이루어져 왔고, 상대적으로 다양한 인종으로 이루어진 미국에서는 이사회 다양성을 연구할 때 인종 다양성도 포함하였다.

본 연구는 2001년부터 2023년까지 한국 유가증권시장과 코스닥시장 상장 비금융 기업을 분석 대상으로 하였다. 이사회 연령 다양성은 Blau Index와 Shannon Index를 활용하여 측정하였다 (BlauAge, ShannonAge). 실증분석 결과, 이사회 연령 다양성이 높아질수록 판매관리비 하방경직성이 완화되었다. 이러한 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성의 음(-)의 관계가 가설에서 예측한 대로, 연령 다양성이 높은 이사회가 경영진의 대리인 문제, 즉, 제국건설 유인을 잘 통제할 결과라면, 대리인 문제가 발생할 가능성이 높은 기업에서 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성 간 음(-)의 관계가 더 명확하고 강하게 나타날 수 있다. 잉여현금흐름(free cash flow)이 큰 기업은 대리인 문제가 발생할 가능성이 크므로, 본 연구는 잉여현금흐름을 기준으로 두 개의 그룹으로 나누어 그룹별로 회귀분석을 수행하였다. 분석 결과, 잉여현금흐름이 큰 기업에서 이러한 음(-)의 관계가 명확하게 나타나고, 잉여현금흐름이 낮은 기업에서 이러한 관계가 사라짐을 확인하였다.

또한 이사회에 다른 특성, 즉, 이사회 규모와 독립성을 통제한 후에도, 이사회 연령 다양성이 높아질수록 판매관리비 하방경직성이 완화되는 현상은 유지되었다. 이를 통하여, 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성 간 음(-)의 관계가, 이사회 규모나 이사회 독립성에 의해 도출되지 않았음을 확인할 수 있다. 또한 경영진의 이익조정 유인을 통제한 후에도, 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성 간 음(-)의 관계는 그대로 유지되었다.

하지만, 이사회 연령 다양성이 높은 기업과 그렇지 않은 기업은 체계적으로 여러 측면에서 다른 특징을 지닐 가능성이 존재한다. 이러한 표본선택편의 문제를 해결하기 위하여, 본 연구는 성향매칭점수(P propensity Matching Score) 접근법을 사용하였는데, 이사회 연령 다양성이 높아질수록 판매관리비 하방경직성이 완화되는 현상은 그대로 유지되었다.

지금까지 이사회 다양성 연구는 성별·출신 지역·국적·인종 다양성 등을 중심으로 이루어져 왔다. 특히 이사회 다양성 관련 국내 연구는 대부분 성별 다양성에 초점을 맞추었다. 하지만 경제적으로 빠르게 성장한 한국은 연령대별로 경험한 문화와 환경이 다르고, 연령대 간 의견 차이가 크기에, 연령 다양성은 중요한 연구 주제이다. 본 연구는 국내 기업들의 이사회 다양성을 연령 측면에서 살펴보았다는 점에서 의의가 있고, 다양한 연령의 이사로 이루어진 이사회가 경영진에 대한 감시·통제 기능을 제대로 수행하는지 실증적으로 확인하였다는 점에서 의의가 있다.

본 연구는 다음의 순서로 이루어진다. 제Ⅱ장에서 선행연구 및 가설을 제시한 후에, 제Ⅲ장에서 연구 모형 및 표본을 설명하고, 제Ⅳ장에서 실증분석 결과를 제시하고, 제Ⅴ장에서 결론 및 한계점을 제시한다.

II. 선행연구 및 가설

1. 이사회 다양성

기업지배구조의 핵심인 이사회는 경영진이 주주의 이해에 반하는 의사결정을 내리지 않도록 경영진을 통제(control)하고, 경영진이 기업가치를 극대화하는 의사결정을 내릴 수 있도록 조언(advice)을 제공하는 등의 역할을 한다. 어떠한 이사회가 이러한 역할을 잘 수행하여 궁극적으로 기업가치를 증가시키는지 확인하기 위하여, 이사회 특성이 기업에 미치는 영향에 관한 연구가 이루어져 왔는데, 주로 이사회의 독립성·전문성 등에 초점이 맞추어져 있었다.

2010년대 들어, 이사회를 구성할 때 다양한 범주에 있는 이사들을 포함해야 한다는 논의들이 활발해지면서, 이사회 성별 다양성 관련해서는 여성 이사 할당제를 법적으로 도입하는 나라들이 늘어났다. 예를 들어, 노르웨이와 프랑스는 최소한 이사회의 40%, 벨기에는 33%를 여성 이사로 구성해야 한다. 한국도 자산총액 2조원 이상인 상장사는 하나의 성으로 이사회를 구성할 수 없다는 법이 2022년도부터 시행되었다.²⁾ 이러한 흐름과 더불어, 이사회 다양성이 이사회 역할의 효과성을 증진시키고 궁극적으로 기업에 긍정적인 영향을 미치는지에 대한 연구가 이루어졌다. 하지만, 실증분석 결과는 혼재되어 있으며, 이사회 다양성이 기업에 미치는 영향을 설명하는 이론 또한 다양하다.

먼저, 다양성이 높은 이사회는 다양한 배경·성·연령·국적의 이사들이 서로 다른 관점·정보·경험을 제공하며, 기업 경영에 중요한 다양한 외부 집단들과 소통 채널을 구축하기 때문에, 기업에 긍정적 영향을 미칠 수 있다(Hillman et al. 2000 ; van der Walt and Ingley 2003 ; Miller and Triana 2009 ; Carter et al. 2010 ; Ali et al. 2014). 이와 반대로 서로 다른 범주에 속한 이사들은 서로 다른 사회적 정체성을 갖고 있으며, 자기와 다른 범주에 있는 이사들을 외부인으로 인식하고 그들과 정보를 공유하기 주저할 수 있다(Adams et al. 2010 ; Estelyi and Nisar 2016 ; Ali et al. 2014). 이는 이사회 내 이사들의 소통, 협력을 어렵게 하고, 더 나아가서 갈등을 유발할 수 있기에(Williams and O'Reilly 1998 ; Chatman and Flynn 2001), 이사회 다양성은 기업에 부정적 영향을 미칠 수 있다(Adams and Ferreira 2009 ; Hafsi and Turgut 2013).

한편, 다양한 배경·성·연령·국적의 이사를 포함하는 이사회는 주류가 아닌 범주의 이사들을 포함하여 전통적인 관점과 다른 다양한 관점을 제공하기에, 이사회 내의 상호 견제(mutual monitoring)가 잘 작동하며, 경영진에 대한 통제가 효과적으로 작동될 수 있다(Kandel and Lazear 1992 ; Carter et al. 2003). Bernile et al.(2018)은 이사회 다양성이 높은 기업에서 주가 변동성을

2) 여성 이사 할당제를 법으로 명문화하지 않더라도, 일부 나라는 기업지배구조 모범규준을 통해 여성 이사 최소 비율을 권고하며(예, 말레이시아 : 여성 이사 비율 30%), 이사회 구성 시 다양성을 고려하는지와 그 결과 이사회 다양성 지수를 공시하도록(호주, 미국) 한다.

낮음을 보고하며, 이는 다양한 관점·선호·유인을 지닌 이사들이 경영진의 과도하게 위험한 의사 결정을 통제한 결과라고 해석하였다.

한편 각 나라·문화마다 중요하게 여기는 다양성 측면이 다르며, 이러한 사회·문화적 관심에 발맞추어 이사회 다양성 연구가 이루어져 왔다(Carter et al. 2010). 예를 들어, 유럽은 여성 이사 할당제를 가장 먼저 법적으로 도입하였고 비교적 동질적인 인종으로 이루어진 문화이기에, 이사회 다양성 연구가 인종 다양성보다는 성별 다양성에 초점을 맞추어 왔다. 하지만, 미국은 다양한 인종으로 이루어진 문화이기에 이사회 인종 다양성 또한 유럽 연구들에 비하여 많이 다루어 왔다. 하지만 다양한 측면에서 이사회 다양성 연구가 이루어진 가운데, 이사회 연령 다양성 연구는 미미한 수준이다. 하지만 단기간에 빠르게 성장한 나라에서 연령 다양성은 중요한 주제이다(Talavera et al. 2018). 빠르게 성장하는 과정에서 세대 간 경험한 문화와 환경의 차이가 크고, 세대 간 의견 차이가 상당할 수 있다. 한국은 세계적으로 유례없이 빠르게 성장한 나라로, 국내 기업들의 이사회 연령 다양성 또한 연구해 볼 만한 주제이다. 따라서 본 연구는 이사회 연령 다양성을 판매관리비 하방경직성과 연결시켜 연구한다.

2. 원가 하방경직성

매출액 감소 시 원가 감소 정도가 매출액 증가 시 원가 증가 정도보다 작은, 비대칭적인 원가 행태를 하방경직적 원가행태라고 한다(Anderson et al. 2003). 원가 하방경직성은 경영진이 조정원가(adjustment cost)를 고려한 결과일 수도 있고, 경영진의 대리인 문제로 인한 결과일 수도 있다.

원가는 화폐 단위로 표시된, 기업에 투입된 자원의 양을 의미한다. 따라서 원가의 변화는 기업 운영에 투입된 자원 양의 변화이다. 매출액이 감소할 때 비례하여 즉각적으로 투입된 자원의 양을 줄이면, 이익 감소 또는 손실을 방지할 수 있다. 하지만, 매출액 감소에 따른 즉각적인 자원 조정이 조정원가를 발생시킬 수 있다(Anderson et al. 2003). 예를 들어, 매출액 감소 시 인력 해고는 남아있는 직원들의 사기에 악영향을 끼쳐, 노동생산성을 낮출 수 있다. 또한 매출액 감소 시 기계장치를 즉각적으로 매각한 후에 차년도 매출액 회복 시 기계장치를 재취득한다면, 기계장치 초기 설치 시에 발생하는 운반비·설치비·시운전비 등을 추가적으로 부담해야 한다. 이는 매출액 감소 시에 기계장치를 즉각적으로 매각하지 않았다면 발생하지 않았을 비용이다.³⁾ 이러한 조정원가 때문에 경영자는 매출액이 감소하더라도 자원 투입을 즉각적으로 줄이지 않으며, 이러한 의사결정이 하방경직적인 원가행태로 이어질 수 있다. OECD 회원국들을 대상으로 한 Banker et al.(2013)의 연구에서 근로자 보호 관련 법규(employee protection legislation)가 강한

3) 또한 매출액 감소 시에 인력을 즉각적으로 감축하였다가 차년도에 매출액이 회복되어 인력을 고용한다면, 인력 탐색 비용과 신규 채용 인력 교육비용이 발생하는데, 이러한 비용은 매출액 감소 시에 인력을 해고하지 않았더라면 발생하지 않았을 비용이다.

국가에서 더 하방경직적인 원가행태가 나타났는데, 이는 근로자 보호 관련 법규가 강할수록 조정원가가 커지기에 경영진들이 원가 하방경직적인 의사결정을 한 결과로 해석할 수 있다.

한편, Chen et al.(2012)은 하방경직적 원가행태가 대리인 문제로 인해 나타남을 밝혔다. 즉, 기업의 규모가 커질수록, 경영진의 사회적 지위가 높아지고, 권력이 강해지며, 보상이 증가하는 등, 경영진이 개인적으로 누릴 수 있는 효익이 커지므로, 경영자들은 기업의 규모를 적정 수준으로 이상으로 유지하려는 유인이 있다(Jensen 1986 ; Stulz 1990 ; Hope and Thomas 2008). 따라서, 경영진은 매출액이 감소하더라도 자원 투입량을 즉각적으로 감소시키지 않고, 이러한 제국건설 유인에 따른 의사결정이 하방경직적 원가행태로 이어질 수 있다.

원가 하방경직성 관련 선행연구들은 각각 인건비, 매출원가(COGS), 판매관리비(SG&A) 등의 자료를 이용하는데, 본 연구는 판매관리비에 초점을 맞춘다. 판매관리비는 광고선전비, 판매인력 인건비 및 커미션 등과 같이 판매 활동 관련 원가와 비제조 자산 관련 비용(예, 본사 건물 감가상각비), 사무실 임대료, 일반 사무직 인건비, 출장비 등과 같이 일반관리 활동과 관련된 원가를 포함하는데, 기업에서 발생하는 간접비(overhead cost)의 상당 부분을 포함한다. 그리고 매출액이 감소하더라도, 인력 해고는 노동법, 노조 등으로 인해 제한적으로 진행될 수밖에 없으며, 매출원가는 상당 부분이 제조인력 인건비로 이루어지기에, 인건비와 매출원가는 경영진의 재량권이 낮지만(Anderson and Lanen 2007), 판매관리비는 경영진의 재량권이 인건비 및 매출원가에 비하여 크다. 즉, 매출액 증가·감소에 따라 경영진이 재량적으로 판매관리비를 증가·감소시킬 수 있는 정도가 크다. 본 연구는 경영진을 통제하고 조언을 제공하기 위해 존재하는 이사회가 연령 다양성이 높을수록 경영진의 의사결정에 어떠한 영향을 미치는지 실증분석하면서, 이사회 연령 다양성의 효과성을 검증하고자 한다. 따라서, 본 연구는 경영진의 재량권이 더 큰 판매관리비에 초점을 맞추어 진행한다.

3. 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성

이사회 연령 다양성이 판매관리비 하방경직성에 미치는 영향은 양방향으로 예측 가능하다. Jebran et al.(2020)는 이사회 연령 다양성이 높은 기업에서 주가 급락 위험이 낮음을 보고하며, 다양한 연령대에 분포된 이사들이 다양한 관점·선호·유인을 가지고 있기에 경영진의 과도하게 위험한 의사결정을 잘 통제한 결과라고 해석하였다. 이렇게 연령 다양성이 높은 이사회는 효과적인 경영진 통제 역량은 경영진의 제국건설(empire building) 통제에도 적용될 수 있다. 즉, Jebran et al.(2020)에서 실증적으로 밝혀진 연령 다양성이 높은 이사회는 효과적인 경영진 감시 및 통제로 인해, 경영진은 매출액이 감소함에도 자신들의 제국건설을 위해서 광고선전 활동, 사무실 규모, 일반지원인력 규모를 유지하는 행위를 지속하지 못할 가능성이 크며, 이는 판매관리비 하방경직성 완화로 나타날 수 있다.

이와는 반대로, Talavera et al.(2018)은 중국 은행을 대상으로 이사회 연령 다양성이 이익률에 부정적 영향을 끼침을 실증적으로 보고하며, 다양한 연령대의 이사들 사이에 의견 불일치가 발생하고 의사결정의 속도가 느려져 연령 다양성이 오히려 이사회의 통제기능이 효과적으로 작동하는데 방해가 되었다고 설명하였다. 따라서 이사회 연령 다양성이 높은 기업에서 경영진의 제국건설 유인을 잘 통제하지 못하여, 판매관리비 하방경직성이 더 강할 수도 있다.⁴⁾ 따라서, 본 연구는 가설을 귀무가설 형태로 설정한다.⁵⁾

H : 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성은 관련이 없다. (Age diversity of board is not related to SG&A cost stickiness.)

III. 연구설계

1. 연구 모형

먼저, 본 연구는 다음의 모형을 기본 모형으로 사용한다(Anderson et al. 2003 ; Banker et al. 2013 ; Cho et al. 2024).

$$\begin{aligned} \Delta \ln SG\&A_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Sales_{i,t} + \beta_2 \Delta \ln Sales_{i,t} \times Dec_{i,t} \\ &+ \sum \beta_j \Delta \ln Sales_{i,t} \times Dec_{i,t} \times Control_{i,t} \\ &+ \sum \beta_k \Delta \ln Sales_{i,t} \times Control_{i,t} \\ &+ Year\ FE + Industry\ FE + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

$\Delta \ln SG\&A_{i,t}$: 전년도 대비 판매관리비 변화의 로그값, $\log(\text{판매관리비}_{i,t}/\text{판매관리비}_{i,t-1})$;

$\Delta \ln Sales_{i,t}$: 전년도 대비 매출액 변화의 로그값, $\log(\text{매출액}_{i,t}/\text{매출액}_{i,t-1})$;

$Dec_{i,t}$: 당해년도 매출액이 전년도 대비 감소하면 1, 그렇지 않으면 0

종속변수 $\Delta \ln SG\&A$ 는 전년도 대비 판매관리비 변화의 로그값이며, $\Delta \ln Sales$ 는 전년도 대비 매

4) 한편, 이사회 연령 다양성 관련 국내 연구는 많지 않으며, 그 결과 또한 혼재되어 있다. 최종원·문승환(2024)은 이사회 연령 다양성이 높을수록 ESG 성과가 높음을 보고하였지만, 한주희·김봉진(2014)은 이사회 연령 다양성은 기업 성과에 부정적인 영향을 미침을 보고하였다.

5) 한편, 다양성이 높은 이사회는 다양한 정보·경험 및 다양한 외부 집단과의 네트워크를 제공하기에, 경영진에게 더 나은 조언을 제공할 수 있다. 따라서 경영진이 차기에 매출액이 반등될 가능성과 조정원가 규모를 더 정확하게 예측할 수 있도록 도움을 줄 수 있다. 하지만, 연령 다양성이 높은 이사회가 경영진 이 조정원가 규모를 더 크게 예측하도록 하는지, 아니면 더 낮게 예측하도록 하는지는 명확하지 않다.

출액 변화의 로그값이다. *Dec*는 전년도 대비 매출액이 감소하면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 부여한 더미변수이다. β_1 은 매출액이 증가할 때 판매관리비가 증가하는 정도를 측정하고, $\beta_1 + \beta_2$ 은 매출액이 감소할 때 판매관리비가 감소하는 정도를 측정한다. 따라서 선행연구와 같이 판매관리비가 하방경직적 행태를 보인다면, β_2 는 음(-)의 값을 보고할 것이다. 이와 반대로 판매관리비가 하방탄력적이라면, 즉 매출액 감소 시 판매관리비 감소 정도가 매출액 증가 시 판매관리비 증가 정도보다 더 크다면, β_2 는 양(+)의 값을 보고할 것이다.

본 연구는 판매관리비 하방경직성에 영향을 미칠 수 있는 통제변수로 자산집중도(*AssetInt*), 직원집중도(*EmpInt*), 매출액 2년연속 감소 더미(*SucDec*), GDP성장률(*GDPGrowth*), 전기손실 더미(*PriorLoss*), 레버리지(*Lev*)를 포함하였다(Anderson et al. 2003 ; Dierynck et al. 2012 ; Cho et al. 2024). 자산집중도, 직원집중도가 클수록 기업의 자원조정원가가 높을 가능성이 있으며, 매출액이 2년 연속 감소하거나, GDP성장률이 낮거나, 전년도에 손실을 보고한 경우 경영진의 미래 전망이 악화될 수 있다. 또한 년도고정효과(Year FE)와 산업고정효과(Industry FE)를 통제하였다.⁶⁾⁷⁾

<i>AssetInt_{i,t}</i>	: 자산집중도, $\log(\text{총자산}/\text{매출액})$;
<i>EmpInt_{i,t}</i>	: 직원집중도, $\log(\text{직원수} \times 1000 / \text{매출액})$;
<i>SucDec_{i,t}</i>	: 매출액이 2년 연속 감소하면 1, 그렇지 않으면 0 ;
<i>GDPGrowth_{i,t}</i>	: 전년도 대비 GDP 성장률(%) ;
<i>PriorLoss_{i,t}</i>	: 전년도 당기순손실이 보고되었으면 1, 그렇지 않으면 0 ;
<i>Lev_{i,t}</i>	: 총부채/총자산

본 연구는 이사회 연령 다양성이 판매관리비 하방경직성에 어떠한 영향을 미치는지를 연구하므로, 연구모형(1)에 이사회 연령 다양성 변수(*AgeDiv*)를 추가한 연구모형(2)을 사용한다.

6) 산업분류는 한국표준산업분류 10차 중분류를 사용한다.

7) 본 연구의 기본모델(1)은 Banker et al.(2013)의 모델을 참조하였다. Banker et al.(2013) 모델은 Anderson et al.(2003)의 기본모델($\Delta \ln \text{Cost} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln \text{Sales} + \alpha_2 \Delta \ln \text{Sales} \times \text{Dec} + \varepsilon$)을 확장한 모델로, 관심변수 및 통제변수들이 인건비 하방경직성 정도(α_2) 뿐만이 아니라, 매출액이 증가할 때 인건비가 증가하는 정도(α_1)에도 영향을 미칠 수 있음을 가정한다. 하지만, Banker et al.(2013) 확장모델은 통제변수 중 *SucDec*는 매출액 증가 시 인건비가 증가하는 정도(α_1)에는 영향을 미치지 않음을 제시하며, 확장모델에 $\Delta \ln \text{Sales} \times \text{SucDec}$ 를 포함하지 않는다. 본 연구는 Banker et al.(2013)을 따라, 연구모형에 $\Delta \ln \text{Sales} \times \text{Dec} \times \text{SucDec}$ 는 포함하지만 $\Delta \ln \text{Sales} \times \text{SucDec}$ 를 포함하지 않는다.

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln SGA_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Sales_{i,t} + \beta_2 \Delta \ln Sales_{i,t} \times Dec_{i,t} \\
 & + \beta_3 \Delta \ln Sales_{i,t} \times Dec \times AgeDiv_{i,t} + \beta_4 \Delta \ln Sales_{i,t} \times AgeDiv_{i,t} \\
 & + \sum \beta_{5 \sim 10} \Delta \ln Sales_{i,t} \times Dec_{i,t} \times Control_{i,t} \\
 & + \sum \beta_{11 \sim 15} \Delta \ln Sales_{i,t} \times Control_{i,t} \\
 & + YearFE + IndustryFE + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{2}$$

$AgeDiv_{i,t}$

$BlauAge_{i,t}$: Blau Index로 측정한 이사회 이사의 연령 다양성 ;

$ShannonAge_{i,t}$: Shannon Index로 측정한 이사회 이사의 연령 다양성

본 연구는 선행연구를 따라 Blau Index와 Shannon Index를 활용하여, 두 가지의 이사회 연령 다양성 변수를 사용한다(Campbell and Minguez-Vera 2008). 이 두 지수는 연령 다양성뿐 아니라, 다양한 사회과학 분야에서 집단 내 구성원의 다양성 수준을 측정하는데 널리 활용되는데 (Ferrero et al. 2013 ; Harjoto et al. 2015 ; Khan et al. 2019 ; Beji et al. 2021), 구체적인 측정 방식은 각각 아래의 모형(3), (4)와 같다.

$$Blau\ Index = 1 - \sum_{i=1}^k P_i^2 \tag{3}$$

$$Shannon\ Index = - \sum_{i=1}^k P_i \ln(P_i) \tag{4}$$

k : 전체 집단 내 범주의 수 (연령 다양성의 경우, 예를 들어 전체 집단 내 범주를 40대, 50대, 60대로 나눈다면 총 3개의 범주가 존재함) ;

P_i : 전체 집단 내 i 번째 범주가 차지하는 비율

예를 들어, 이사회 이사들의 연령대가 40대, 50대, 60대이고, 이사회 전체 이사 수에서 각 연령대의 이사가 차지하는 비율이 각각 30%, 20%, 50%라면, Blau Index로 측정한 연령 다양성($BlauAge$) 값은 $0.62(1 - (0.3^2 + 0.2^2 + 0.5^2))$ 이며, Shannon Index로 측정한 연령 다양성($ShannonAge$) 값은 $0.447(- (0.3 * \ln(0.3) + 0.2 * \ln(0.2) + 0.5 * \ln(0.5)))$ 이다. $BlauAge$, $ShannonAge$ 값이 커질수록 구성원의 다양성이 높음을 의미한다.

이 두 지수는 다양성을 측정할 때, 범주의 다양성(variety)과 범주별 분포의 균형도(balance)를 모두 고려한다. 즉, 두 측정치 모두 단순히 범주가 다양하다고 그 값이 크지 않으며, 범주별 분포 또한 균형적이어야 그 값이 클 가능성이 높다. 하지만, 범주의 다양성과 분포의 균형도를 반영하는 정도에 두 측정치 간 미세한 차이가 존재하기에, 본 연구는 두 지수를 모두 연구에 활용한다.⁸⁾

8) 이사회 내 이사들의 연령 범주가 다양하더라도 특정 연령 범주에 이사들이 집중된 경우, 해당 이사들의

본 연구는 이사회 연령 다양성이 판매관리비 하방경직성에 미치는 영향을 양방향으로 예측하였다. 본 연구의 주요 관심은 $\Delta \ln Sales \times Dec \times AgdDiv$ 의 계수인 β_3 인데, 만약 이사회의 연령 다양성이 판매관리비 하방경직성을 완화시킨다면 β_3 은 양(+)의 값을 보일 것이며, 반대로 이사회 연령 다양성이 판매관리비 하방경직성을 강화시킨다면 β_3 은 음(-)의 값을 보일 것이다.

2. 표본 및 자료

본 연구는 2001년부터 2023년 동안 한국 주식시장(유가증권시장과 코스닥시장) 상장 12월 결산 기업들을 대상으로 분석을 수행한다. 또한 금융업 기업을 표본에서 제외하였다. 한국 주식시장 상장 기업들은 사업보고서 내 ‘임원 및 직원 등의 현황’에 이사회 구성(이사 이름, 성별, 출생년월, 직급, 주요경력 및 학력 등)에 대해서 공시하도록 강제되어 있는데, 본 연구는 한국상장사협의회 TS2000에서 이사회 이사의 출생년월 자료를 추출하여 연령을 계산하였다. 또한 실증분석에 필요한 재무자료는 DataGuide에서 추출하였다.

<표 1>은 표본 선정 과정을 보여준다. 자본잠식 상태이거나 회귀분석에 필요한 재무 자료 및 이사회 연령 자료가 없는 관측치 또한 표본에서 제외하였다. 판매관리비가 매출액보다 큰 경우나 매출액이 극단적으로 변화한 경우(즉, 매출액이 전년도 대비 50% 초과하여 증가, 또는 매출액이 전년도 대비 33% 초과하여 감소) 또한 표본에서 제거하였다(Banker et al. 2013 ; Prabowo et al. 2018).⁹⁾ 마지막으로, 판매관리비 변화($\Delta \ln SGA$)와 매출액 변화($\Delta \ln Sales$)가 상위·하위 1%인 관측치를 표본에서 삭제하였다(Anderson et al. 2003 ; Chen et al. 2012).¹⁰⁾ 최종 표본은 25,574개의 기업-연도 관측치로 구성된다. 이상치 효과(outlier effect)를 제거하기 위하여, 판매관리비 변화($\Delta \ln SGA$)와 매출액 변화($\Delta \ln Sales$)를 제외한 나머지 변수들은 상·하위 1% 수준에서 윈저화(winsorize)하였다. 또한 추정계수의 표준오차 산출 시에 기업별로 클러스터링하여, 기업 내 계열상관을 조정하였다.

의견이 과대 대표될 수 있다. 따라서, 다양성 측정치들은 범주의 다양성뿐 아니라 범주별 분포의 균형도 또한 고려하도록 설계되어 있다.

9) 극단적인 매출액 변화는 합병·분할의 결과일 가능성이 높기에 표본에서 제외한다.

10) 판매관리비 변화($\Delta \ln SGA$)와 매출액 변화($\Delta \ln Sales$)가 상위·하위 1%인 관측치를 윈저화(winsorize)한 경우에도 실증분석 결과는 변하지 않았다.

〈표 1〉 표본 선정 과정

한국 상장 기업-년도 (2001-2023)	35,864
(-) 금융업 기업-년도 및 결산월이 12월이 아닌 기업-년도	-2,046
(-) 자본잠식 상태의 기업-년도	-146
(-) 회귀분석에 필요한 재무자료 및 이사회 연령 자료가 없는 기업-년도	-2,670
(-) 판매관리비가 매출액보다 크거나, 극단적인 매출액 변화를 보이는 기업-년도	-4,411
(-) 매출액 또는 판매관리비 변화가 상위·하위 1%인 기업-년도	-1,017
최종 표본 (2,091개 기업)	25,574

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계량과 상관관계

회귀분석에 사용된 변수들의 기초통계량에 앞서, <표 2>는 회귀분석에 사용된 이사회 연령 다양성 변수(*BlauAge*, *ShannonAge*) 및 그 외 연령 관련 다양한 변수들의 기초통계량을 제시한다. 먼저 패널A에서 확인할 수 있듯이, *Blau Index*로 측정된 연령 다양성의 평균값은 0.516이며, *Shannon Index*로 측정된 연령 다양성의 평균값은 0.86이다.¹¹⁾ 이사회 이사들의 평균 연령은 57세(*AvgAge* : 평균값 56.97)이며, 이사회 내 최고령자의 평균 연령은 67세(*HighestAge* : 평균값 67.1), 최연소자 평균 연령은 47세(*LowestAge* : 평균값 46.8)이다.¹²⁾ 이사회 내 이사들의 연령대별 비중을 살펴보았을 때, 50대 이상의 비중이 가장 높았으며, 평균적으로 39.2%(*RatioAge50* : 평균값 0.392)차지 하였다. 다음으로, 60대 이상의 비중이 평균적으로 29.7%(*RatioAge60* : 평균값 0.297), 그 다음으로 40대 이상의 비중이 평균적으로 18.6%(*RatioAge40* : 평균값 0.186)이다. 전체 표본 중 15.3%의 기업-년도에서 40세 미만 이사가 한 명 이상 존재(*Age40Below* : 평균값 0.153)하였으며, 전체 표본 중 63.6%의 기업-년도에서 50세 미만 이사가 한 명 이상 존재(*Age50Below* : 평균값 0.636)하였다.

11) 각 지수의 측정 방법으로 인해, *BlauAge*는 1보다 큰 값을 가지지 않으며 *ShannonAge*는 1보다 큰 값을 가질 수 있다. 따라서, 두 변수의 값을 단순히 비교하며 *ShannonAge*로 측정된 다양성 값이 더 높다고 할 수 없다.

12) 표본 내에서 가장 최연소 이사의 연령은 29세이며, 최고령 이사의 연령은 89세이다.

〈표 2〉 이사회 연령 다양성 및 기타 연령 관련 변수 기술통계량

패널 A. 기술통계량 (n=25,574)							
변수	평균값	표준편차	최소값	1사분위	중간값	3사분위	최대값
<i>BlauAge</i>	0.516	0.168	0.000	0.444	0.560	0.640	0.778
<i>ShannonAge</i>	0.860	0.326	0.000	0.637	0.950	1.055	1.557
<i>AvgAge</i>	56.970	5.470	36.570	53.600	57.290	60.670	70.250
<i>LowestAge</i>	46.800	6.780	29.000	42.000	47.000	52.000	63.000
<i>HighestAge</i>	67.100	8.250	40.000	62.000	67.000	72.000	89.000
<i>Age40Below</i>	0.153	0.360	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>Age50Below</i>	0.636	0.481	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
<i>RatioAge20</i>	0.000	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.125
<i>RatioAge30</i>	0.030	0.080	0.000	0.000	0.000	0.000	0.800
<i>RatioAge40</i>	0.186	0.222	0.000	0.000	0.143	0.286	1.000
<i>RatioAge50</i>	0.392	0.252	0.000	0.200	0.400	0.571	1.000
<i>RatioAge60</i>	0.297	0.236	0.000	0.125	0.250	0.444	1.000
<i>RatioAge70</i>	0.078	0.133	0.000	0.000	0.000	0.143	0.625
<i>RatioAge80Over</i>	0.013	0.047	0.000	0.000	0.000	0.000	0.333

패널 B. 연도별 평균값 (n=25,574)										
연도	<i>Blau Age</i>	<i>Shannon Age</i>	<i>Avg Age</i>	<i>Lowest Age</i>	<i>Highest Age</i>	<i>Age40Below</i>	<i>Age50Below</i>	<i>Ratio Age40</i>	<i>Ratio Age50</i>	<i>Ratio Age60</i>
2001	0.53	0.90	54.6	44.2	65.9	0.21	0.79	0.24	0.43	0.23
2002	0.51	0.86	54.7	44.8	65.2	0.20	0.76	0.24	0.41	0.24
2003	0.50	0.84	54.4	44.6	64.6	0.22	0.77	0.27	0.40	0.23
2004	0.52	0.87	54.7	44.4	65.3	0.24	0.77	0.25	0.39	0.24
2005	0.52	0.87	54.6	44.7	65.3	0.24	0.77	0.26	0.39	0.23
2006	0.52	0.88	54.8	44.9	65.3	0.24	0.75	0.25	0.38	0.25
2007	0.52	0.87	55.3	45.2	65.7	0.22	0.72	0.24	0.38	0.26
2008	0.52	0.86	54.9	45.0	65.2	0.23	0.74	0.25	0.37	0.25
2009	0.51	0.85	55.6	45.7	65.9	0.20	0.71	0.24	0.38	0.26
2010	0.52	0.86	55.9	45.9	66.2	0.19	0.71	0.23	0.38	0.26
2011	0.51	0.85	56.4	46.4	66.5	0.15	0.66	0.20	0.40	0.26
2012	0.50	0.84	56.7	46.8	66.7	0.14	0.63	0.20	0.41	0.27
2013	0.51	0.84	57.0	47.0	67.0	0.13	0.63	0.19	0.41	0.28
2014	0.51	0.85	57.2	47.1	67.2	0.13	0.64	0.18	0.40	0.29
2015	0.52	0.86	57.4	47.0	67.4	0.13	0.64	0.18	0.39	0.29
2016	0.52	0.86	57.7	47.2	67.6	0.13	0.61	0.17	0.39	0.30
2017	0.52	0.87	57.8	47.5	67.9	0.12	0.61	0.17	0.38	0.31
2018	0.52	0.86	58.0	47.7	67.9	0.12	0.58	0.16	0.39	0.31
2019	0.52	0.86	57.9	47.8	67.9	0.13	0.57	0.16	0.39	0.32
2020	0.52	0.86	58.0	47.7	68.1	0.12	0.58	0.15	0.40	0.34
2021	0.52	0.86	58.2	47.9	68.1	0.12	0.56	0.14	0.40	0.35
2022	0.52	0.87	58.6	48.2	68.7	0.11	0.54	0.13	0.39	0.36
2023	0.52	0.87	58.7	48.3	68.7	0.12	0.53	0.12	0.38	0.37

- 1) *BaluAge, ShannonAge* 정의는 III-1. 연구모형에 제시되어 있으며, 그 외 변수들의 정의는 다음에 제시됨. *AvgAge*는 이사회 내 이사들의 평균 연령, *LowestAge*는 이사회 내 최연소 이사의 연령, *HighestAge*는 이사회 내 최고령 이사의 연령, *Age40Below*는 이사회 내 40세 미만 이사가 있는 경우 1 아니면 0, *Age50Below*는 이사회 내 50세 미만 이사가 있는 경우 1 아니면 0, *RatioAgeN*은 N연령대 이사의 비중(해당 연령대 이사의 수/이사회 내 전체 이사 수)을 의미함.

이사회 연령 다양성 및 기타 연령 관련 변수들의 추세를 살펴보기 위하여, 패널 B에 연도별 평균값을 제시하였다. 회귀분석에 사용된 이사회 연령 다양성 변수인 *BlauAge* 및 *ShannonAge*는 2001년도부터 2023년도까지 유의미한 추세 변화를 보여주지 않는다. 하지만, 이사회 내 최연소 이사 연령(*LowestAge*)과 최고령 이사 연령(*HighestAge*)은 증가하는 추세이며, 이사회 내에 40세 또는 50세 미만 이사가 한 명 이상 존재하는 기업(*Age40Below*, *Age50Below*)의 비중은 감소하는 추세이다. 전체 이사회 이사 중 40대 이사가 차지하는 비중(*RatioAge40*)은 감소하는 추세이며, 60대 이사가 차지하는 비중(*RatioAge60*)은 증가하는 추세이다. 즉, 패널 B는 2001년 이후, 국내 기업의 이사회가 연령 다양성이 확대되지 않았고, 시간이 흐르면서 이사회 구성도 그대로 고정화되었음을 보여준다.

<표 3>은 회귀분석에 사용된 변수들의 기술통계량을 제시한다. 판매관리비는 전년 대비 평균적으로 6.2% 증가하였고, 매출액은 전년 대비 평균적으로 4.8%가 증가하였다. 또한 전체 표본의 34.8%가 전년 대비 매출액이 감소하였으며, 전체 표본의 13.3%가 2년 연속 매출액이 감소하였다.

<표 3> 회귀분석 변수 기술통계량

(n=25,574)

변수	평균값	표준편차	1사분위	중간값	3사분위
<i>ΔlnSGA</i>	0.062	0.171	-0.027	0.060	0.153
<i>ΔlnSales</i>	0.048	0.149	-0.043	0.052	0.147
<i>Dec</i>	0.348	0.476	0.000	0.000	1.000
<i>AssetInt</i>	0.214	0.543	-0.143	0.169	0.526
<i>EmpInt</i>	-6.540	1.180	-7.056	-6.359	-5.775
<i>SucDec</i>	0.133	0.340	0.000	0.000	0.000
<i>GDPGrowth</i>	3.237	1.748	2.500	3.200	4.400
<i>PriorLoss</i>	0.229	0.420	0.000	0.000	0.000
<i>Lev</i>	0.429	0.201	0.266	0.431	0.581

- 1) III-1. 연구모형에 변수 정의가 제시됨.

분석에 사용된 주요 변수들 간 상관계수 분석 결과는 <표 4>에 제시되어 있다. 판매관리비 변화율(*ΔlnSGA*)과 매출액 변화율(*ΔlnSales*)은 1% 유의 수준에서 양(+)의 상관관계를 보이고 있는데, 이는 판매관리비와 매출액이 증가 또는 감소 변화가 평균적으로 같은 방향으로 움직임을 보여준다. 판매관리비 변화율(*ΔlnSGA*)은 또한 이사회 연령 다양성(*BlauAge*, *ShannonAge*)과 1%의 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 보인다.

〈표 4〉 상관 관계

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
(1) <i>BlauAge</i>										
(2) <i>ShannonAge</i>	0.972***									
(3) $\Delta \ln SGA$	-0.023***	-0.025***								
(4) $\Delta \ln Sales$	-0.013**	-0.015***	0.372***							
(5) <i>Dec</i>	0.002	0.005	-0.291***	-0.781***						
(6) <i>AssetInt</i>	-0.014**	-0.010	-0.018***	-0.123***	0.107***					
(7) <i>EmpInt</i>	-0.037***	-0.032***	0.007	-0.056***	0.030***	0.251***				
(8) <i>SucDec</i>	0.001	0.004	-0.207***	-0.426***	0.537***	0.107***	0.029***			
(9) <i>GDPGrowth</i>	0.004	0.008	0.092***	0.146***	-0.133***	-0.104***	0.113***	-0.051***		
(10) <i>PriorLoss</i>	-0.016**	-0.016**	-0.177***	-0.055***	0.074***	0.117***	0.065***	0.152***	-0.057***	
(11) <i>Lev</i>	0.012*	0.011*	0.002	0.047***	-0.034***	-0.236***	-0.223***	-0.017***	0.050***	0.224***

1) <표 4>는 회귀분석에 사용된 주요 변수 간 피어슨 상관계수를 보고함.

2) III-1. 연구모형에 변수 정의 제시됨.

3) ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 각각 의미함.

2. 회귀분석 결과

<표 5>는 가설 검증 결과, 즉 이사회 연령 다양성에 따라 판매관리비 하방경직성이 어떻게 달라지는지를 실증분석한 결과를 보고한다. 먼저, 이사회 연령 다양성이 판매관리비 하방경직성에 미치는 영향을 살펴보기 이전에, 국내 기업의 판매관리비 또한 하방경직적인 행태를 보이는지 분석하였다. 기본모형(1)의 분석 결과인 열(1)에서, $\Delta \ln Sales$ 의 계수인 β_1 은 1% 유의 수준에서 양(+)의 값(계수=0.585, t-값=10.58), $\Delta \ln Sales \times Dec$ 의 계수인 β_2 는 1% 유의 수준에서 음(-)의 값(계수=-0.573, t-값=-4.66)을 보고한다. 이는 매출액 감소 시 판매관리비 감소 정도가 매출액 증가 시 판매관리비 증가하는 정도보다 더 작음을 의미한다. 즉, 국내 기업의 판매관리비 또한 하방경직성을 가짐을 확인하였다.

열(2)와 (3)은 연구모형 (2)를 활용한 본 연구의 가설 검증 결과를 보고한다. 두 열에서 $\Delta \ln Sales \times Dec \times AgeDiv$ 의 계수인 β_3 은 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보고하며((2) 열 : 계수=0.235, t-값=2.47, (3)열 : 계수=0.132, t-값=2.64), 이는 이사회 연령 다양성이 높아질수록 판매관리비 하방경직성이 완화됨을 의미한다. 구체적으로, 이사회 이사들이 다양한 연령대에 분포되어 있을수록, 매출액 감소 시 판매관리비 감소 정도가 매출액 증가 시 판매관리비 증가 정도보다 작은 현상이 완화됨을 의미한다. 즉, 본 연구는 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성은 관계가 없다는 귀무가설을 설정하였지만, 실증분석 결과 이사회 연령 다양성이 높아질수록 판매관리비 하방경직성이 완화되었음을 발견하였다.

통제변수 관련해서는, 열(2)와 열(3) 모두 선행연구와 유사한 결과를 보여준다(Anderson et al. 2003 ; Banker et al. 2013). 구체적으로, $\Delta \ln Sales \times Dec \times AssetInt$ 의 계수인 β_5 와 $\Delta \ln Sales \times Dec \times EmpInt$ 의 계수인 β_6 은 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보고하는데, 이는 자산집중도와 직원집중도가 높을수록 판매관리비 하방경직성이 강화됨을 의미한다. 즉, 매출액 창출과정에서 유형자산 및 노동력 활용이 큰 기업은 조정원가가 클 가능성이 높기에, 판매관리비 하방경직성이 강화되었음을 알 수 있다. $\Delta \ln Sales \times Dec \times SucDec$ 의 계수인 β_7 와 $\Delta \ln Sales \times Dec \times PriorLoss$ 의 계수인 β_9 은 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보고하며, 이는 매출액이 2년 연속 감소하거나 전년도에 손실이 보고된 경우 판매관리비 하방경직성이 완화됨을 의미한다. 즉, 매출액이 2년 연속적으로 감소하거나 전년도에 손실이 보고된 경우, 경영진들은 미래에 대해 긍정적이지 않은 전망을 할 가능성이 높고, 이는 판매관리비 하방경직성 완화로 이어진다.¹³⁾

13) $\Delta \ln Sales \times Dec \times Lev$ 의 계수인 β_{10} 은 유의한 음(-)의 값을 보고하는데, 이는 레버리지가 높을수록 판매관리비 하방경직성이 강화됨을 의미한다. 임상균 외(2014)은 재무적 여력이 높은 기업(현금보유수준이 높은 기업, 영업현금흐름 변동성이 높은 기업)일수록 원가 하방경직성이 강화됨을 밝혔고, Holzhacker et al.(2015)는 재무적 위험이 낮을수록 원가 탄력성(cost elasticity)이 감소함을 밝혔다. 두 연구가 레버리지를 직접적으로 살펴보는 않았지만, 이 두 연구의 결과와 본 연구의 β_{10} 결과는 상충된다. 하지만, 본 연구는 이사회 연령 다양성이 판매관리비 하방경직성에 미치는 영향에 초점을 두므로, 레버리지가 원가 하방경직성에 미치는 영향에 대한 심층적인 분석은 후속 연구로 남겨두고자 한다.

〈표 5〉 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성

<i>AgeDiv</i> =		(1)	(2)	(3)
			<i>BlauAge</i>	<i>ShannonAge</i>
<i>Constant</i>	β_0	0.026*** (3.40)	0.027*** (3.43)	0.027*** (3.42)
$\Delta \ln Sales$	β_1	0.585*** (10.58)	0.601*** (10.22)	0.595*** (10.28)
$\Delta \ln Sales \times Dec$	β_2	-0.573*** (-4.66)	-0.679*** (-5.19)	-0.671*** (-5.22)
$\Delta \ln Sales \times Dec \times AgeDiv$	β_3		0.235** (2.47)	0.132*** (2.64)
$\Delta \ln Sales \times AgeDiv$	β_4		-0.033 (-0.68)	-0.012 (-0.47)
$\Delta \ln Sales \times Dec \times AssetInt$	β_5	-0.202*** (-6.00)	-0.204*** (-6.08)	-0.205*** (-6.11)
$\Delta \ln Sales \times Dec \times EmpInt$	β_6	-0.055*** (-3.48)	-0.053*** (-3.40)	-0.053*** (-3.40)
$\Delta \ln Sales \times Dec \times SucDec$	β_7	0.155*** (4.83)	0.156*** (4.86)	0.155*** (4.85)
$\Delta \ln Sales \times Dec \times GDPGrowth$	β_8	0.011 (0.75)	0.011 (0.77)	0.012 (0.78)
$\Delta \ln Sales \times Dec \times PriorLoss$	β_9	0.741*** (17.62)	0.742*** (17.66)	0.742*** (17.68)
$\Delta \ln Sales \times Dec \times Lev$	β_{10}	-0.506*** (-5.76)	-0.511*** (-5.84)	-0.511*** (-5.84)
$\Delta \ln Sales \times AssetInt$	β_{11}	0.057*** (3.15)	0.057*** (3.15)	0.058*** (3.15)
$\Delta \ln Sales \times EmpInt$	β_{12}	0.007 (1.01)	0.007 (1.00)	0.007 (1.01)
$\Delta \ln Sales \times GDPGrowth$	β_{13}	-0.006 (-0.82)	-0.006 (-0.83)	-0.006 (-0.84)
$\Delta \ln Sales \times PriorLoss$	β_{14}	-0.447*** (-19.21)	-0.447*** (-19.21)	-0.447*** (-19.21)
$\Delta \ln Sales \times Lev$	β_{15}	0.181*** (3.90)	0.181*** (3.90)	0.181*** (3.90)
# of observations		25,574	25,574	25,574
Adjusted R^2		0.177	0.177	0.178
Year Fixed Effect		included	included	included
Industry Fixed Effect		included	included	included
Clustering by		firm	firm	firm

1) III-1. 연구모형에 변수 정의 제시됨.

2) 추정계수에 대한 괄호 속 수치는 t-값이며, ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 각각 의미함.

3. 추가분석 결과

본 연구는 연령 다양성이 높은 이사회는 경영진을 잘 감시하고 통제할 수 있기에, 대리인 문제, 즉 경영진의 제국건설 유인을 잘 통제하여 판매관리비 하방경직성이 완화될 수 있음을 예측하였고, <표 4>에서 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성의 음(-)의 관계를 발견하였다. 이 음(-)의 관계가 가설에서 예측한 대로 연령 다양성이 높은 이사회가 경영진의 대리인 문제를 잘 통제한 결과라면, 대리인 문제가 발생할 가능성이 높은 기업에서 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성 간 음(-)의 관계가 더 명확하고 강하게 나타날 수 있다. 따라서 본 연구는 잉여현금흐름을 기준으로 두 개의 그룹으로 나누어, 각 그룹별로 회귀분석을 수행하였다.¹⁴⁾

<표 6>의 열(1)과 (3)에서, 즉 잉여현금흐름이 큰 기업에서, $\Delta \ln Sales \times Dec \times AgeDiv$ 의 계수인 β_3 은 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보이지만, 열(2)과 (4)의 잉여현금흐름이 작은 기업에서는 β_3 의 통계적 유의성이 사라졌다. 즉, 대리인 문제의 가능성이 큰 기업에서 이사회 연령 다양성이 높을수록 판매관리비 하방경직성이 완화되었고, 그렇지 않은 기업에서는 이러한 현상이 나타나지 않았다. 따라서, 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성의 음(-)의 관계는 연령 다양성이 높은 이사회에서 경영진에 대한 감시·통제 기능이 잘 작동된 결과 나타났음을 확인할 수 있다.¹⁵⁾

<표 6> 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성 : 대리인 문제

		(1)	(2)	(3)	(4)
		<i>BlauAge</i>		<i>ShannonAge</i>	
<i>AgeDiv =</i>		<i>High FCF</i>	<i>Low FCF</i>	<i>High FCF</i>	<i>Low FCF</i>
<i>FCF =</i>					
<i>Constant</i>	β_0	0.025** (2.50)	0.030** (2.36)	0.025** (2.51)	0.030** (2.36)
$\Delta \ln Sales$	β_1	0.649*** (8.55)	0.519*** (5.19)	0.640*** (8.60)	0.514*** (5.23)
$\Delta \ln Sales \times Dec$	β_2	-0.440** (-2.24)	-0.818*** (-4.50)	-0.417** (-2.18)	-0.818*** (-4.56)
$\Delta \ln Sales \times Dec \times AgeDiv$	β_3	0.437*** (3.06)	0.060 (0.45)	0.239*** (3.25)	0.037 (0.52)
$\Delta \ln Sales \times AgeDiv$	β_4	-0.103* (-1.68)	0.060 (0.81)	-0.052* (-1.66)	0.042 (1.09)

14) 구체적으로, 잉여현금흐름을 연도별 중간값보다 큰 그룹과 그렇지 않은 그룹으로 나누어, 그룹별로 각각 연구모형(2) 회귀분석을 수행하였다. 본 연구는 Chen et al.(2012)를 따라, 잉여현금흐름을 기준으로 대리인 문제가 클 가능성이 높은 그룹과 그렇지 않은 그룹으로 나누었다.

15) 논문의 간결성을 위하여, <표 6~8>은 통제변수 결과를 포함하지 않는다. 하지만, 추가분석 및 PSM 분석에서도 통제변수는 <표 5>와 유사한 결과를 보여주었다.

〈표 6〉 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성 : 대리인 문제 (계속)

<i>AgeDiv</i> = <i>FCF</i> =	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>BlauAge</i>		<i>ShannonAge</i>	
	<i>High FCF</i>	<i>Low FCF</i>	<i>High FCF</i>	<i>Low FCF</i>
# of observations	13,579	11,995	13,579	11,995
Adjusted R ²	0.219	0.146	0.219	0.146
Control variables	included	included	included	included
Year Fixed Effect	included	included	included	included
Industry Fixed Effect	included	included	included	included
Clustering by	firm	firm	firm	firm

- 1) 잉여현금흐름을 연도별 중간값보다 큰 그룹(*High FCF*)과 그렇지 않은 그룹(*Low FCF*)으로 나눔.
 2) III-1. 연구모형에 변수 정의 제시됨.
 3) 추정계수에 대한 괄호 속 수치는 t-값이며, ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 각각 의미함.

4. 강건성 분석 결과

강건성 분석을 위하여 연구모형(2)에 통제변수를 추가하였다. <표 5>에서 보고된 이사회 연령 다양성이 높아질수록 판매관리비 하방경직성이 완화되는 현상은 이사회에 다른 특성으로 인해 도출되었을 가능성이 있다. 이사회에 독립성이 커질수록 이사회에 감독기능이 강화되어 판매관리비 하방경직성이 완화될 수 있으며, 이사회에 규모 또한 판매관리비 하방경직성에 영향을 미칠 수 있다. 이러한 지배구조의 영향으로 인해 <표 5>의 결과가 도출되었을 가능성을 통제하기 위하여, 본 연구는 이사회 규모(*BSize*)와 이사회 독립성(*OutDir*) 변수를 연구모형에 추가하였다. 또한, 경영진의 이익조정 유인 또한 원가의 하방경직성에 영향을 줄 수 있기에(Dierynck et al. 2012), 이러한 영향을 통제하기 위하여 발생액 이익조정(*EM*) 변수를 추가적으로 포함하였다.¹⁶⁾

통제변수를 추가한 분석 결과는 <표 7>에 제시되었는데, 모든 열에서 $\Delta \ln Sales \times Dec \times AgeDiv$ 의 계수 β_3 은 여전히 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 갖는다. 이는 이사회 규모 및 독립성, 경영진의 이익조정 유인을 통제하더라도, 이사회 연령 다양성이 높아질수록 판매관리비 하방경직성이 완화되는 현상은 그대로 유지되었음을 의미한다. 이 실증분석을 통하여, 경영진의 이익조정 유인 및 다양한 이사회 특징 중 이사회 규모 및 독립성 이외에 연령 다양성 또한 추가적으로 판매관리비 하방경직성에 영향을 미침을 알 수 있다.

16) 이익조정변수(EM)는 수정존스모델(Modified Jones's Model)을 이용하여 측정하였다.

〈표 7〉 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성 : 이사회 규모 및 독립성, 이익조정 통제

		(1)	(2)
<i>AgeDiv</i> =		<i>BlauAge</i>	<i>ShannonAge</i>
<i>Constant</i>	β_0	0.024** (2.52)	0.024** (2.52)
$\Delta \ln Sales$	β_1	0.487*** (6.14)	0.481*** (6.12)
$\Delta \ln Sales \times Dec$	β_2	-0.598*** (-3.51)	-0.572*** (-3.40)
$\Delta \ln Sales \times Dec \times AgeDiv$	β_3	0.248** (2.51)	0.144*** (2.72)
$\Delta \ln Sales \times AgeDiv$	β_4	-0.053 (-1.08)	-0.027 (-1.06)
$\Delta \ln Sales \times Dec \times BSize$	β_{16}	-0.076 (-1.06)	-0.089 (-1.23)
$\Delta \ln Sales \times BSize$	β_{17}	0.071** (2.11)	0.072** (2.14)
$\Delta \ln Sales \times Dec \times OutDir$	β_{18}	0.097 (0.77)	0.100 (0.79)
$\Delta \ln Sales \times OutDir$	β_{19}	0.061 (1.05)	0.060 (1.03)
$\Delta \ln Sales \times Dec \times EM$	β_{20}	0.397* (1.77)	0.397* (1.77)
$\Delta \ln Sales \times EM$	β_{21}	-0.067 (-0.58)	-0.067 (-0.58)
# of observations		23,590	23,590
Adjusted R^2		0.179	0.179
Control variables		included	included
Year Fixed Effect		included	included
Industry Fixed Effect		included	included
Clustering by		firm	firm

- 1) *BSize*, *OutDir*, *EM* 변수 정의는 다음과 같음. *BSize*=log(이사회 이사 총인원), *OutDir*=(사외이사 인원 수/이사회 총 인원수), *EM*=수정존스모델(modified Jones's model)로 측정한 발생액 이익조정 값.
- 2) 그 외 변수는 III-1. 연구모형에 정의 제시됨.
- 3) 추정계수에 대한 괄호 속 수치는 t-값이며, ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 각각 유의함을 의미함.

지금까지 본 연구는, 다양한 실증분석에서 이사회 연령 다양성이 커질수록 판매관리비 하방 경직성이 완화됨을 실증적으로 보고하며, 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성 간에 인과관계가 있음을 주장하고 있다. 즉, 이사회 연령 다양성이 판매관리비 하방경직성에 영향을 미침을 주장하고 있다. 하지만, 이사회 연령 다양성이 높은 기업은 그렇지 않은 기업과 체계적으로 여러 측면에서 다른 특징을 지닐 가능성이 존재하여, 두 그룹 간 체계적 차이가 두 그룹 간 판매관리비 하방경직성의 차이를 가져왔을 수 있다. 즉, 이러한 표본선택편의(self-selection bias) 가능성을 해결하기 위하여 본 연구는 성향매칭점수(PSM) 접근법을 사용하였다.

먼저, 첫 번째 단계에서 *BlauAge* 상위 25%를 실험군(treatment group)으로, 그 외는 대조군(control group)으로 분류한 후에, *BlauAge_H*이라는 변수에 실험군에는 1의 값을 대조군에는 0의 값을 부여하였다.¹⁷⁾ 그 후에 기업 규모(*Size*), 이익률(*Roa*), 토빈Q(*TobinQ*), 기업 연령(*FirmAge*), 추가 수익률(*Ret*), 추가 변동성(*RetVol*), 이사회 규모(*BSize*), 이사회 독립성(*OutDir*), 연구개발 집중도(*RnDInt*), 연구모형 (2)에 포함되는 통제변수들(*AssetInt*, *EmplInt*, *SucDec*, *PriorLoss*, *Lev*)에 기반하여 실험군과 대조군을 매칭시키고, 최종적으로 매칭된 13,214개의 관측치만을 대상으로 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성 간의 관계를 분석하였다.¹⁸⁾

<표 8>의 패널 A는 실험군과 대조군의 공변수(covariate)들의 평균값과 그 차이를 제시하고 있는데, 그 차이가 모두 통계적으로 유의하지 않다. 이를 통하여 실험군-대조군 매칭이 적절하게 이루어졌음을 확인할 수 있다. 패널 B는 매칭된 관측치들만을 대상으로 연구모형 (2) 회귀분석한 결과를 보고하는데, 열(1)과 (2) 모두에서 $\Delta \ln Sales \times Dec \times AgeDiv$ 의 계수 β_3 은 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 갖는다. 즉, 표본선택편의 가능성을 제거한 이후에도, 이사회 연령 다양성이 높아질수록 판매관리비 하방경직성이 완화되는 현상은 그대로 유지되었음을 알 수 있다.

17) 본 연구의 관심변수인 *BlauAge*는 1,0의 값을 갖는 이진변수가 아니라 연속변수이기에, 실험군과 대조군을 나누기 위하여, 선행연구를 따라 연속변수를 이진변수화하는 방식을 사용하였다(Jumreomvong et al. 2022 ; Choi et al. 2023).

18) 즉, 이 변수들이 공변수(covariate)이며, PSM 첫 번째 단계(1st stage)의 연구모형은 다음과 같다.

$$BlauAge_H = \beta_0 + \beta_1 Size + \beta_2 Roa + \beta_3 TobinQ + \beta_4 FirmAge + \beta_5 Ret + \beta_6 VolRet + \beta_7 BSize + \beta_8 OutDir + \beta_9 RnDInt + \beta_{10} AssetInt + \beta_{11} EmplInt + \beta_{12} SucDec + \beta_{13} GDPGrowth + \beta_{14} PriorLoss + \beta_{15} Lev + \varepsilon$$

 이사회 연령 다양성에 영향을 미치는 요인은 Oliveira and Zhang(2022)을 참조하였으며, Shipman et al.(2017)에 따라 본 모델에 포함되는 통제변수(*AssetInt*, *EmplInt*, *SucDec*, *GDPGrowth*, *PriorLoss*, *Lev*)도 모두 첫 번째 단계의 프로빗 모형에 포함하였다. 즉, *BlauAge*가 높은 값(*BlauAge_H*=1)을 가질 확률을 프로빗 모델을 이용하여 추정한 후, 1 : 1 매칭, 칼리퍼 거리 0.01, 비복원 매칭(replacement) 조건으로, 실험군-대조군 매칭을 수행하였다. 위 모형에 사용된 변수들의 정의는 다음과 같다. *Size*는 총자산의 로그값, *Roa*는 영업이익을 총자산으로 나눈 값, *TobinQ*는 총자산 시장가치를 총자산 장부가치로 나눈 값, *FirmAge*는 기업 연령의 로그값, *Ret*는 연간 추가 수익률, *VolRet*는 3년간 추가 변동성, *BSize*는 총 이사 수의 로그값, *OutDir*는 사외이사 수를 총 이사 수로 나눈 값, *RnDInt*는 연구개발비를 매출액으로 나눈 값이다. *AssetInt*, *EmplInt*, *SucDec*, *GDPGrowth*, *PriorLoss*, *Lev*의 정의는 III-1. 연구모형에 제시되어 있다

〈표 8〉 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성 : 성향매칭점수(PSM) 접근법

패널 A. 매칭 후의 실험군 대조군 비교				
Variables	Treatment group(T) (n=6,607)	Control group(C) (n=6,607)	Difference test	
			difference (T-C)	t-value
<i>Size</i>	19.221	19.242	-0.02	-0.85
<i>Roa</i>	0.046	0.046	0.00	0.28
<i>TobinQ</i>	1.153	1.165	-0.01	-0.98
<i>FirmAge</i>	3.369	3.377	-0.01	-0.74
<i>Ret</i>	0.135	0.132	0.00	0.29
<i>VolRet</i>	0.147	0.146	0.00	0.34
<i>BSize</i>	1.859	1.864	-0.01	-1.04
<i>OutDir</i>	0.272	0.272	0.00	0.03
<i>RnDInt</i>	-10.123	-10.157	0.03	0.28
<i>AssetInt</i>	0.199	0.205	-0.01	-0.54
<i>EmpInt</i>	-6.560	-6.557	0.00	-0.15
<i>SucDec</i>	0.144	0.142	0.00	0.20
<i>GDPGrowth</i>	3.254	3.255	0.00	-0.05
<i>PriorLoss</i>	0.219	0.227	-0.01	-1.09
<i>Lev</i>	0.427	0.428	0.00	-0.44

1) 공변수들의 정의는 각주 18)에 제시됨.

패널 B. PSM 회귀분석 결과			
		(1)	(2)
<i>AgeDiv</i> =		<i>BlauAge</i>	<i>ShannonAge</i>
<i>Constant</i>	β_0	0.039*** (3.67)	0.039*** (3.67)
$\Delta \ln Sales$	β_1	0.538*** (5.98)	0.530*** (6.11)
$\Delta \ln Sales \times Dec$	β_2	-0.992*** (-5.00)	-0.966*** (-5.01)
$\Delta \ln Sales \times Dec \times AgeDiv$	β_3	0.298** (2.03)	0.149** (2.03)
$\Delta \ln Sales \times AgeDiv$	β_4	0.002 (0.03)	0.010 (0.26)
# of observations		13,214	13,214
Adjusted R ²		0.181	0.181
Control variables		included	included
Year Fixed Effect		included	included
Industry Fixed Effect		included	included
Clustering by		firm	firm

1) III-1. 연구모형에 변수 정의 제시됨.

2) 추정계수에 대한 괄호 속 수치는 t-값이며, ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 각각 유의함을 의미함.

V. 결 론

본 연구는 국내 기업들의 이사회 연령 다양성이 판매관리비 하방경직성에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 이사회를 어떻게 구성해야 이사회의 기능이 잘 작동될 수 있는지는 중요한 논의 사안이다. 이에 본 연구는 이사회 연령 다양성에 초점을 맞추어, 이사들의 연령 다양성이 높은 이사회가 경영진에 대한 감시·통제 기능을 잘 수행하는지를, 판매관리비 하방경직성 모델을 통하여 검증하였다.

회귀분석 수행 결과, 이사회 연령 다양성이 높을수록 판매관리비 하방경직성이 완화됨을 발견하였다. 즉, 이사회 연령 다양성이 높은 기업에서는 매출액이 감소함에도 자원규모를 유지하여 판매관리비를 감소시키지 않는 현상이 덜 나타났음을 의미한다. 이러한 현상은 잉여현금흐름이 큰 기업에서 명확하게 나타났으며, 잉여현금흐름이 낮은 기업에서는 나타나지 않았다. 이 횡단면 분석 결과는, 연령 다양성 높은 이사회가 경영진의 대리인 문제를 잘 통제한 결과 판매관리비 하방경직성이 완화되었음을 뒷받침한다. 또한 이사회 규모, 이사회 독립성, 경영진의 이익조정 유인을 통제한 후에도, 이사회 연령 다양성이 커질수록 판매관리비 하방경직성은 완화되었다. 또한 표본선택편의 문제를 해결하기 위하여 성향매칭점수(PSM) 접근법을 사용하였을 때에도, 이사회 연령 다양성과 판매관리비 하방경직성 간 음(-)의 관계는 그대로 유지되었다.

이사회 다양성 관련 국내 연구는 성·출신지역·배경 등에 초점을 맞추어 왔지만, 본 연구는 그 범위를 확장하여 연령 다양성을 살펴보고, 다양한 연령으로 이루어진 이사회가 경영진에 대한 감시·통제 기능을 잘 수행함을 실증적으로 보였다는 점에서 의의가 있다. 따라서 이 연구는 이사회의 연령 다양성이 경영진에게 미치는 영향에 대한 이해를 넓히고, 국내 기업들에게 이사회 구성 시 연령 다양성 또한 고려해 볼만 한 요소임을 제안한다는 점에서 공헌점이 있다.

본 연구는 성향매칭점수(PSM) 접근법을 사용하여 표본선택편의 문제를 해결하였지만, 다른 유형의 내생성 문제를 광범위하게 해결하였다고 보기는 힘들다는 점에서 한계점을 지닌다. 향후 연구에서 보다 광범위하게 내생성 문제를 해결할 필요가 있다.

참고문헌

- 임상균 · 박진하 · 황인이. 2014. “재무적 여력이 판매관리비 하방경직성에 미치는 영향”. 회계학 연구 제39권 제3호 : 291–331.
- 최종원 · 문승환. 2024. “이사회 다양성이 ESG 성과에 미치는 영향 : 사외이사의 성별 다양성, 국적 다양성, 연령 다양성, 전문성의 다양성을 중심으로”. 관리회계연구 제24권 제1호 : 63–101.
- 한주희 · 김봉진. 2014. “사외이사 다양성이 기업성과에 미치는 영향과 환경적 재량권의 조절 효과에 대한 고찰”. 전략경영연구 제17권 제3호 : 119–137.
- Adams, R. B., and D. Ferreira. 2009. Women in the boardroom and their impact on governance and performance. *Journal of Financial Economics* 94 : 291–309.
- Adams, R. B., B. E. Hermalin, and M. S. Weisbach. 2010. The role of boards of directors in corporate governance : A conceptual framework and survey. *Journal of Economic Literature* 48(1) : 58–107.
- Ali, M., Y. L. Ng, and C. T. Kulik. 2014. Board age and gender diversity : A test of competing linear and curvilinear predictions. *Journal of Business Ethics* 125 : 497–512.
- Anderson, M. C., R. D. Banker, and S. N. Janakiraman. 2003. Are selling, general, and administrative costs sticky?. *Journal of Accounting Research* 41(1) : 47–63.
- Anderson, S. W., and W. Lanen. 2007. Understanding cost management : What can we learn from the evidence on sticky costs. Working paper, Rice University and University of Michigan.
- Banker, R. D., D. Byzaov, and L. Chen. 2013. Employment protection legislation, adjustment costs and cross-country differences in cost behavior. *Journal of Accounting and Economics* 55(1) : 111–127.
- Beji, R., O. Yousfi, N. Loukil, and A. Omri. 2021. Board diversity and corporate social responsibility : Empirical evidence from France. *Journal of Business Ethics* 173 : 133–155.
- Bernile, G., V. Bhagwat, and S. Yonker. 2018. Board diversity, firm risk, and corporate policies. *Journal of Financial Economics* 127 : 588–612.
- Campbell, K., and A. Minguez-Vera. 2008. Gender diversity in the boardroom and firm financial performance. *Journal of Business Ethics* 83 : 435–451.
- Carter, D. A., B. J. Simkins, and W. G. Simpson. 2003. Corporate governance, board diversity, and firm value. *The Financial Review* 38 : 33–53.
- Carter, D. A., F. D’Souza, B. J. Simkins, and W. G. Simpson. 2010. The gender and ethnic diversity of US boards and board committees and firm financial performance. *Corporate*

- Governance : An International Review* 18(5) : 396–414.
- Chen, C. X., H. Lu, and T. Sougiannis. 2012. The agency problem, corporate governance, and the asymmetrical behavior of selling, general, and administrative costs. *Contemporary Accounting Research* 29(1) : 252–282.
- Choi, A., W. J. Lee, Y. G. Lee, and G. Zhou. 2023. Internal information quality and corporate employment decisions. *Australian Accounting Review* 106(33) : 262–283.
- Cho, M. J. Hyeon, W. J. Lee, and H. Y. Sunwoo. 2024. An empirical analysis of gender differences in asymmetric labor adjustment : Evidence from Korea. *Review of Accounting Studies*.
- Dierynck, B., W. R. Landsman, and A. Renders. 2012. Do managerial incentives drive cost behavior? Evidence about the role of the zero earnings benchmark for labor cost behavior in private Belgian firms. *The Accounting Review* 87(4) : 1219–1246.
- Estelyi, K. S., and T. M. Nisar. 2016. Diverse boards : Why do firms get foreign nationals on their boards?. *Journal of Corporate Finance* 39 : 174–192.
- Ferrero–Ferrero, I., M. A. Fernandezl–Izquierdo, and M. J. Munoz–Torres. 2013. Integrating sustainability into corporate governance : An empirical study on board diversity. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management* 22 : 193–207.
- Hafsi, T., and G. Turgut. 2013. Boardroom diversity and its effect on social performance : Conceptualization and empirical evidence. *Journal of Business Ethics* 112 : 463–479.
- Harjoto, M. A, I. Laksmana, and R. Lee. 2015. Board diversity and corporate social responsibility. *Journal of Business Ethics* 132 : 641–660.
- Hillman, A. J., A. A. Cannella, and R. L. Paetzold. 2000. The resource dependence role of corporate directors : Strategic adaptation of board composition in response to environmental change. *Journal of Management Studies* 37(2) : 235–256
- Holzhaecker, M., R. Krishnan, and M. D. Mahlendorf. 2015. Unraveling the black box of cost behavior : An empirical investigation of risk drivers, managerial resource procurement, and cost elasticity. *The Accounting Review* 90(6) : 2305–2335
- Hope, O., and W. B. Thomas. 2008. Managerial empire building and firm disclosures. *Journal of Accounting Research* 46(3) : 591–626.
- Jebran, K., S. Chen, and R. Zhang. 2020. Board diversity and stock price crash risk. *Research in International Business and Finance* 51.
- Jensen, M. C. 1986. Agency cost of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review* 76(3) : 323–329.
- Jumreornvong, S., S. T. Karuna, S. Tong, and P. Jiraporn. 2022. Do firms adjust board gender

- diversity in response to economic policy uncertainty?” *Accounting Research Journal* 35 (3) : 336–348.
- Kandel, E., and E. P. Lazear. 1992. Peer pressure and partnerships. *Journal of Political Economy* 100(4) : 801–817.
- Khan, I., I. Khan, and I. Senturk. 2019. Board diversity and quality of CSR disclosure : Evidence from Pakistan. *Corporate Governance : The International Journal of Business in Society* 19(6) : 1187–1203.
- Miller, T., and M. D. C. Triana. 2009. Demographic diversity in the boardroom : Mediators of the board diversity – firm performance relationship. *Journal of Management Studies* 46 : 755–786.
- Shipman, J. E., Q. T. Swanquist, and R. L. Whited. 2017. Propensity score matching in accounting research. *The Accounting Review* 92(1) : 213–244.
- Stulz, R. 1990. Managerial discretion and optimal financing policies. *Journal of Financial Economics* 26(1) : 3–27.
- Talavera, O., S. Yin, and M. Zhang. 2018. Age diversity, directors’ personal values, and bank performance. *International Review of Financial Analysis* 55 : 60–79.
- van der Walt, N., and C. Ingley. 2003. Board dynamics and the influence of professional background, gender and ethnic diversity of directors. *Corporate Governance : An International Review* 11 : 218–234.
- Williams, K. Y., and C. A. O’Reilly. 1998. Demography and diversity in organizations : A review of 40 years research. *Research in Organizational Behavior* 20 : 77–140.

Board Diversity and SG&A Stickiness

: Evidence from Age Diversity

Jiwon Hyeon^{*}

〈Abstract〉

This paper investigates the impact of board age diversity on SG&A cost stickiness. Specifically, we examine whether boards composed of directors from diverse age groups increase or decrease SG&A stickiness.

We conduct an empirical analysis using non-financial firms listed on the Korea Exchange and KOSDAQ from 2001 to 2023. Board age diversity is measured using the Blau Index and the Shannon Index. Our findings reveal that greater age diversity on the board is associated with lower SG&A stickiness. This effect is particularly pronounced in firms with high levels of free cash flow, suggesting that age-diverse boards are more effective in mitigating agency problems, which in turn reduces SG&A stickiness. The negative relationship between board age diversity and SG&A stickiness remains robust after controlling for board size, board independence, and accrual-based earnings management, and also holds when using the Propensity Score Matching (PSM) approach.

This study contributes to the literature on board diversity by focusing on age as a key dimension and provides empirical evidence that age-diverse boards perform better in monitoring and controlling management.

〈Key words〉 SG&A stickiness, board diversity, age diversity

^{*} Assistant Professor, Department of Business Administration, Seoul National University of Science and Technology, jiwon.h@seoultech.ac.kr