

Strategic Deviance and Asymmetry Cost Behavior

전략적 이탈과 비대칭적 원가행태

Jaehyoung Lee(First Author)

Ph.D Candidate, Business School, Sungkyunkwan University
(jhngl@naver.com)

Jihoe Hwang(Corresponding Author)

Ph.D Candidate, Business School, Sungkyunkwan University
(jhoe@skku.edu)

Giman Nam(Co-Author)

Researcher, Business Research Institute, Sungkyunkwan University
(skarlaks@skku.edu)

.....

We investigate the relationship between strategic deviance and cost asymmetry and then examine the effects of a firm's earnings transparency on these relationships. Within an industry, many firms tend to imitate peers' strategic choices, but few firms adopt a strategy that deviates from industry norms, called strategic deviance. Recent studies on strategic deviance focus on agency problems arising from information asymmetry in strategically deviant firms. For instance, managers in strategically deviant firms would have more opportunities to pursue earnings management or spend on privileged consumption. Thus, we anticipate that strategic deviance might be associated with cost asymmetry. Our results show that the higher degree of strategic deviance, the higher the cost stickiness. Also, the positive relationship is higher only when a firm's earnings transparency is lower. Furthermore, we find that the positive effect of strategic deviance on cost stickiness is not associated with deliberate resource commitment decisions by rational managers, ruling out the possibility that the relationship is driven by rational manager's decision making. These results support the role of agency problems in channeling the positive association between strategic deviance and cost stickiness. We contribute to the literature by enhancing the understanding of deviant strategy and asymmetric cost behavior.

Key Words: business strategy, strategic deviance, cost stickiness, earnings transparency

.....

1. 서론

원가행태는 전통적으로 대칭적인 것으로 가정하였으나(Noreen, 1991), 최근 연구에서는 매출 증가 시 원가 증가율보다 매출 감소 시 원가 감소율이 더 작

은(큰) 원가의 하방경직성(하방탄력성)이라는 비대칭적 원가행태를 제시하고 있다(Anderson et al., 2003). 이러한 원가 비대칭성의 요인은 경영자의 합리적 대응방식(Anderson et al., 2003)과 경영자의 대리인 문제(Koo, 2011; Kama and Weiss, 2013; Chen et al., 2012)로 제시되며, 각 요인

Submission Date: 12. 02. 2020

Revised Date: (1st: 03. 28. 2021)

Accepted Date: 04. 15. 2021

Copyright 2011 THE KOREAN ACADEMIC SOCIETY OF BUSINESS ADMINISTRATION

This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0, which permits unrestricted, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

에 따라 비대칭성의 방향은 달라질 수 있다.

한편, 경영환경이 급격히 변화하고 무한한 경쟁환경 속에서 기업은 생존가능성과 지속적인 번영을 위해 전략적 의사결정을 해야 한다(Nadkarni and Narayanan, 2007). 이러한 환경변화는 기업의 전략변화(strategic variance)에 영향을 미치고, 전략변화의 방향은 경영자의 성향과 특성, 그리고 경영성과 등에 따라 달라질 수 있다(Song and Park, 2014). 이와 같이 전략변화의 필요성이 제기되는 상황에서 경영자는 기업의 경영환경 및 보유자원을 고려한 후에 전략의 방향을 설정하고 선택된 전략에 따라 자원배부 의사결정을 내리게 된다. 이때 자원배부는 이익창출과 같은 특정한 목적을 달성하고자 기업의 경제적 보유자원을 소모시키는 것이므로, 소모된 자원을 화폐액으로 나타낸 것이 원가이다(Kim et al., 2017). 이에 본 연구에서는 경영전략의 한 일환인 전략적 일탈의 어떠한 요인으로 인해 자원배부 행태가 달라지는지를 자원배부의 직접적인 정보 중 하나인 원가행태를 통해 검토하고자 한다.

전술한 바와 같이 전략변화를 인지한 대부분의 경영자는 전략선택 과정에서 산업 내 우수한 성과를 내는 기업의 행동양식을 모방하는 경향이 있는데, 이를 전략적 유사성(strategic conformity)이라 한다. 기업들 간의 전략이 유사해질수록 정당성을 증가시키고 궁극적으로는 미래 불확실성을 낮추는 효과까지 나타날 수 있는 장점이 있다(Deephouse, 1999). 실증적으로도 Hirshleiffer(1977)은 산업 내 기업들이 비슷한 전략을 구사하는 행태를 관찰하였고, 더 나아가 전략적 유사성 기업들은 산업 내 평균 성과 이상의 결과를 보여주었다.

그러나 전략적 유사성을 추구하는 기업들이 특정한 기업에는 적합하지 않은 전략까지도 모방함에 따라 효율성 확보나 기업 성장에는 불리한 결과를 낳

게 된다는 주장이 제기된 이후, 전략적 유사성에서 벗어난 전략을 추구하는 기업도 주목받기 시작했다(Geletkanycz and Hambrick, 1997). 이들은 차별화된 자원운용 및 배치로 경쟁우위를 확보하기 위해서는(Prahalad and Hamel, 1990) 실제 성과에 미치는 영향이 미미하더라도 차별화된 전략이 지속가능한 생존경영의 중요한 원천이라고 주장하였다(Wiersema and Bantel, 1992). 이처럼 기업이 동일한 산업 내에 포함되어 있지만 산업 내 일관된 전략에서 벗어난 정도를 전략적 일탈(strategic deviance)이라고 정의한다(Carpenter, 2000).

전략적 일탈에 관한 실증연구에서는 경영자의 인구통계학적 특성 및 경험이 전략적 일탈과 관련이 있고, 전략적 일탈의 특성 상 발생하는 미래 불확실성으로 인해 예외적인 큰 손실 또는 큰 이익이 나타난다고 보고된다(Finkelstein and Hambrick, 1990). 예를 들면, 경영자의 나르시시즘(narcissism)이 전략적 일탈에 영향을 미쳐 성과의 불확실성으로 이어질 수 있다(Chatterjee and Hambrick, 2007). 즉, 경영자가 독단적이고 지배적일수록 전략적 일탈 수준을 증가시키고, 이들의 관계가 미래 불확실성의 위협을 증가시킬 수 있다는 것이다(Tang et al., 2011). 또한 전략적 일탈 기업은 이익정보에 대한 비교가능성이 낮기 때문에 경영자-주주 간의 정보비대칭이 높아지며 대리인 문제가 심각해질 수 있다(Litov et al., 2012). 이로 인해 전략적 일탈 수준이 높을수록 경영자는 보수적 회계처리 수준을 낮추거나(Wang, 2018) 재량적 발생액을 높이는 등의 실증결과들이 보고되었다(Kim and Han, 2019).

이와 같이 전략적 일탈과 관련한 최근 선행연구에서는 전략적 일탈이 경쟁우위 확보를 위한 차별화 전략이라기보다는 높은 정보비대칭 문제를 발생시키며 기업에 부정적인 영향을 미치는 것으로 제시되고

있다. 특히 내재된 미래불확실성과 사업위험을 적극적으로 떠안는 전략적 일탈의 특성을 고려해본다면, 대리인문제가 상대적으로 더 크게 발생할 가능성이 있다. 그러나 원가 비대칭성에 관한 선행연구에서는 대리인 문제가 클수록 하방탄력성이 심화된다는 주장과 하방경직성이 심화된다는 주장이 공존하여 본 연구에서는 전략적 일탈과 원가 비대칭성의 관계에 대해 두 가지 방향으로 예측하였다.

먼저, 전략적 일탈 기업은 미래 불확실성이 높기 때문에 경영자는 이해관계자들로부터 전략에 관한 정당성을 확보해야한다(Wang, 2018). 이때 경영자는 경영성과를 조정하기 위해 이익조정 유인이 작용될 수 있다. 또한 전략적 일탈은 미래의 극단적인 이익 또는 극단적인 손실을 얻을 수 있는 바, 사전적으로 적자폭을 예방할 수단이 필요하다(Dong et al., 2020). 이로 인해 전략적 일탈 기업은 매출 감소 시 적극적으로 원가를 감소시키고 이익을 높이는 방향으로 의사결정을 내려 원가의 하방탄력성이 강화될 수 있다.

반대로 전략적 일탈을 추구하는 경영자가 개인적 효용을 증대시키기 위한 의사결정을 함으로써 원가의 하방경직성이 나타날 수도 있다. 불투명한 정보환경의 특성을 가진 전략적 일탈 기업에서는 경영자가 기업 전체 이익에 반하더라도 사적추구를 위한 의사결정을 수월하게 할 수 있다(Litov et al., 2012). 따라서 전략적 일탈 기업에서는 경영자가 매출 감소에도 불구하고 자신의 특권을 위한 소비나 과잉투자 등의 비효율적인 의사결정으로 원가의 하방경직성이 강화될 가능성도 존재한다.

한편, 경영자-주주 간의 정보비대칭성은 기업의

이익투명성 수준에 따라 달라질 수 있다. Barth et al.(2013)에 따르면 이익투명성이란 이익정보가 기업의 경제적 가치변화를 어느 정도 설명할 수 있는 지로 정의될 수 있다.¹⁾ 구체적으로 효율적 시장 가설 하에서는 주식수익률이 기업 가치변화에 대한 정보를 즉각 반영하므로, 이익투명성이 높을수록 정보 불균형 문제를 완화시켜 투자자들의 정보처리비용을 감소시킬 수 있다(Barth et al., 2013). 따라서 이익투명성이 높은 경우 경영전략에 따른 이익정보가 주가에 반영되는 수준이 높기 때문에 전략적 일탈 기업의 경영자가 이익조정이나 사적이익추구를 위한 의사결정을 수행하기 어려울 것이며, 이때 전략적 일탈과 비대칭적 원가행태 간의 관계는 완화될 수 있다. 그러나 이익투명성이 낮다면 투자자들에게 공개된 이익정보 이외의 사적정보를 취득하려는 추가적인 노력과 비용이 발생될 수 있기 때문에 정보비대칭에 의한 대리인비용이 커질 수 있다. 따라서 이익투명성이 낮은 경우 전략적 일탈 기업의 정보비대칭은 더욱 심화되어 경영자는 기업의 전체이익과 반하는 의사결정을 수월하게 내릴 수 있을 것이다. 이때의 전략적 일탈과 비대칭적 원가행태 간의 관계는 더욱 강화될 것으로 예상된다.

본 연구는 2010년부터 2018년까지 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 12월 결산법인 및 비금융업을 대상으로 실증분석하였다. 전략적 일탈 변수는 Tang et al.(2011)의 측정치를 준용하였고, 비대칭적 원가행태는 Anderson et al.(2003)의 원가모형을 이용하였다. 주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 전략적 일탈 수준이 높은 기업일수록 원가의 하방경직성이 강화되었다. 즉, 전략적 일탈 기업에

1) 한편, 투명성에 대해 통일된 정의가 없기 때문에 이익투명성, 기업투명성 또는 회계투명성 등의 용어들을 혼용하여 사용하는 것이 현실이다(Ryu et al., 2017). 또한, 이익투명성은 측정하기 어렵기 때문에 많은 선행연구에서는 이익투명성과 회계투명성을 동일하게 놓고 분석하고 있으며, 이에 본 논문에서는 '이익투명성'이란 용어를 사용하기로 한다.

서는 경영자 자신을 위한 특권적 지출 또는 비효율적인 자산운용으로 높은 대리인 문제가 발생되며, 매출 감소 시 비용을 적극적으로 감소시키지 않는 것으로 보인다. 둘째, 이익투명성이 낮은 경우에만 전략적 일탈 기업의 원가 하방경직성이 강화되었고, 이익투명성이 높은 경우에는 전략적 일탈 기업의 원가행태가 대칭적인 것으로 나타났다. 이는 기업이 처한 제반환경을 의미하는 이익투명성 수준이 전략적 일탈에 따른 경영자의 의사결정에 영향을 미칠 수 있다는 것을 의미한다.

그러나 이러한 전략적 일탈 기업의 원가 하방경직성은 대리인 문제에 기인한 것이 아닌 전략적 일탈을 추구함으로써 혁신적인 고객 인터페이스나 R&D 투자활동 등을 통한 새로운 시장 개척의 낙관으로 (Prahalad and Hamel, 1990) 성장을 추구하려는 경영자의 합리적 의사결정의 결과일 수도 있다. 이에 본 연구에서는 Anderson et al.(2007)의 모형을 이용하여 원가 하방경직성의 원인이 경영자의 합리적 대응방식에 의한 것인지에 대해 추가적으로 검토하였다. 분석결과, 전략적 일탈 기업에서 매출 감소 시의 판매관리비 증가는 미래성과와 유의한 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타나 원가 하방경직성의 요인을 경영자의 합리적인 대응방식에 의한 결과로 해석하기에는 어렵다고 판단하였다. 또한, 전략적 일탈 기업에서 전략에 관한 정당성 확보를 위해 경영성과를 조정한다는 선행연구를 고려하여, 이익조정 유인이 높은 그룹과 낮은 그룹으로 나누어 전략적 일탈과 비대칭적 원가행태 간의 관계를 분석해 보았다. 분석결과, 이익조정 유인이 높은 그룹에서만 전략적 일탈 기업의 원가 하방탄력성이 강화되었고,

이익조정 유인이 낮은 그룹에서는 하방경직적인 원가행태가 나타나 본 연구의 주요 결과를 지지하였다. 이를 통해 전략적 일탈과 원가 비대칭성의 양(+)의 관계가 이익조정 유인에 의한 것으로 보기에는 어렵다고 판단된다. 마지막으로 이익투명성 변수의 강건성 테스트의 일환으로 선행연구에서 사용된 정보비대칭의 여러 대용치들을 이용한 분석과 전략적 일탈 수준의 더미 변수(dummy variable)로 분석한 결과에서도 본 연구의 주요결과들을 지지하였다.

본 연구는 다음과 같은 공헌점을 가지고 있다. 첫째, 경영전략 문헌에서는 주로 전략적 일탈에 미치는 선행요인이나 불확실한 환경에서의 전략적 일탈에 따른 기업성과를 살펴보았으나, 본 연구는 전략적 일탈의 차별적인 자원배분행태가 비대칭적 원가행태에 미치는 영향을 검토하고, 그러한 요인이 전략적 일탈의 대리인 문제에 의해 발생할 수 있다는 것을 발견한 최초의 연구이다. 둘째, 경영전략의 선행연구에서는 서열화된 점수로 임의적/일률적으로 경영전략을 이분화하여 전략의 영향을 검토하였으나 (Ittner et al., 1999; Kim and Han, 2019),²⁾ 본 연구는 산업마다 서로 다른 전략적 유사성의 정도를 반영하여 기업들이 추구하는 전략 간 차이를 명확히 파악할 수 있다는 점에서 의미가 있다.

본 연구는 다음의 순서로 진행된다. 먼저 2장에서는 가설설정에 필요한 선행연구를 검토하고 가설을 설정한다. 3장에서는 실증분석에 이용되는 변수측정 방법과 연구모형에 대해 논의하며, 4장에서는 주요 실증분석 결과를 제시하고, 5장에서는 추가분석을 실시한다. 마지막으로, 6장에서는 본 논문의 결론 및 공헌점을 제시하며 마무리한다.

2) 예를 들면, 선행연구에서는 경영전략의 측정치를 주로 Miles and Snow(1978)의 선도형(prospector), 방어형(defender), Porter(1980)의 차별화 전략(product differentiation), 원가우위전략(cost leadership), 그리고 March(1991)의 탐험전략(exploration), 활용전략(exploitation)을 사용하여 연구하였다.

II. 선행연구 및 연구가설

2.1 원가의 비대칭성에 관한 선행연구

Anderson et al.(2003)은 매출이 증가할 때 원가증가율보다 매출이 감소할 때 원가감소율이 더 낮은 것을 원가의 하방경직성이라 하고, 매출이 증가할 때 원가증가율보다 매출이 감소할 때 원가감소율이 더 높은 것을 원가의 하방탄력성이라 하였다. Anderson et al.(2003)의 연구 이후 비대칭적 원가행태의 요인에 대한 국내·외 연구들이 활발히 진행되었는데, 이를 크게 경영자의 합리적인 의사결정, 경영자의 대리인 문제, 그리고 기업경영 전략에 대한 연구로 구분된다.

먼저, 비대칭적 원가행태가 경영자의 합리적인 의사결정으로 발생된다는 연구에서는 원가의 하방경직성과 하방탄력성의 논리가 모두 존재한다. 예를 들면, 경영자의 의사결정으로 인해 자원의 조정비용과 미래 전망에 대한 낙관 및 확신정도가 하방경직적인 원가행태를 초래할 수 있다. 다시 말해, 매출 감소 시 경영자가 여유자원을 감소시키는 의사결정을 내린다면, 다시 매출이 증가할 때 자원을 보충하는 과정에서 발생하는 조정비용을 고려한 것이다. 이때 경영자가 매출이 감소하더라도 여유자원을 유지하는 의사결정을 내리는 경우에 원가행태는 하방경직적으로 나타날 수 있다(Anderson et al., 2003). 또한, 경영자가 미래 매출에 대해 낙관적 전망 수준이 높을수록 하방경직적인 원가행태가 나타날 수 있다고 보고된다(Banker et al., 2014). 이와 반대로 재무적 위험에 처할 가능성이 높은 기업의 경영자는 제품에 대한 수요감소가 일시적이더라도 기업의 재무안정화를 위해 유희자원을 감축하는 의사결정을

할 수 있고 이때의 원가행태는 하방탄력적으로 나타날 수도 있다(Chang and Baik, 2009; Holzhaecker et al., 2015a, 2015b).

반면에 경영자가 사적이익을 추구하는 등 대리인 문제에 의해 비대칭적인 원가행태가 유발된다는 주장도 다수 존재한다(Anderson et al., 2003; Lee and Nam, 2010; Chen et al., 2012; Cheung et al., 2013; Na and Kim, 2016). 먼저, 경영자의 제국건설 유인이 비대칭적 원가행태를 강화시킬 수 있다(Chen et al., 2012). 즉, 매출 감소 시에 원가를 감소시키는 것이 경영자 자신이 통제하는 조직에 부정적인 영향을 미칠 경우, 경영자는 조직을 축소하지 않고 유지하여 하방경직적인 원가행태가 나타난다는 것이다. 그러나 경영자가 적자회피 또는 성과 달성을 위한 이익조정 유인이 있는 경우에는 매출 감소 시 원가를 신속하게 감소시켜 원가하방탄력성이 강화될 수도 있다. 또한, 경영자 보상이 회계이익 성과에 기반한 경우 매출 감소 시 자원을 탄력적으로 축소하는 의사결정을 내릴 수 있다(Lee and Nam, 2010).

한편, 이러한 대리인 문제가 비대칭적 원가행태를 초래한다면 올바른 기업지배구조를 통해 경영자를 적절히 감시함으로써 비대칭적 원가행태를 완화시킬 수 있다(Chen et al., 2012). 즉, 원가행태의 비대칭성이 경영진의 의사결정의 산물임을 고려할 때, 경영진의 의사결정을 감시할 수 있는 통제시스템은 원가비대칭성을 완화할 수 있다는 것이다. 예를 들면, Chen et al.(2012)은 이사회 의 독립성과 경영감시 수준이 높아질수록 원가 하방경직성이 완화됨을 보고하였다.

뿐만 아니라 기업의 경영전략에 따른 비대칭적 원가행태에 관한 연구들도 존재한다. Banker et al.(2012)은 Porter(1980, 1996)의 차별화 전략과 원가리더십 전략에 따라 비대칭적인 원가행태가 나

타나는지 분석하였다. 분석결과, 차별화 전략을 추구하는 기업일수록 조정비용이 상대적으로 높아 하방경직적으로 원가행태가 나타났다. 이와 달리 Kim et al.(2016)의 연구에서는 차별화 전략과 유사한 선도형 기업에 가까울수록 하방탄력적인 원가행태가 나타났다. 이러한 결과에 대해 선도형 기업이 환경 변화에 유연하게 대처할 수 있는 조직구조이므로 매출이 감소하는 경우에 원가를 신속하고 탄력적으로 감축할 수 있다고 설명하였다.

2.2 전략적 이탈(strategic deviance)에 관한 선행 연구

경영환경이 급격히 변화하고 무한경쟁 속에서 기업은 생존가능성과 지속적인 변형을 위해 전략적 의사결정을 해야 한다(Nadkarni and Narayanan, 2007). 이때, 기업이 속한 산업환경, 경영자의 성향 및 특성에 따라 전략변화의 방향은 달라질 수 있다(Song and Park, 2014). 이와 같은 관점에서 전략변화(corporate variance)는 상황적 접근과 환경에 대한 개방성을 강조하는 전략적선택이론(strategic choice theory)이 제시된 이후 일반적으로 받아들여지고 있다. 이는 빠른 환경변화와 치열한 경쟁 환경에서 기업의 즉각적이고 계획되지 않은 전략(unintended or emergent strategy)의 중요성이 대두되었기 때문이다. 다시 말해, 기업이 신속한 전

략의 변화를 통해 환경에 대처하고, 경쟁우위를 확보할 필요성이 증가되었다는 것을 의미한다.

이러한 전략변화에 대한 정의는 크게 광의적 관점(Tushman and Romannelli, 1985)과 협의적 관점³⁾으로 구분할 수 있다. 광의적 관점에서 기업의 전략변화는 전반적인 조직특성의 변화라고 정의하는 반면 협의적 관점에서 전략변화는 기업이 현 사업 영역에서 경쟁하기 위한 자원배분 방법의 변화를 갖는 것으로 정의된다(Finkelstein and Hambrick, 1990). 경영전략 문헌에서는 주로 협의적 측면에서의 전략이 사용되며(Song and Park, 2014), 이러한 관점에서 전략변화는 기업전략(corporate strategy) 혹은 경쟁전략(competitive strategy)의 변화로 인식된다.⁴⁾

협의적 관점에서 경영자가 전략 선택 시 고려하는 사항 중 하나는 전략적 유사성이다.⁵⁾ 전략적 유사성은 기업들이 생존가능성을 높이고 미래성과에 대한 불확실성을 낮추기 위해 산업 내 성과가 우수한 기업의 행동양식을 모방하는 경향을 의미한다(Deephouse, 1999). 실증적으로도 동종 산업 내 기업들 간의 서로 유사한 전략을 추구하는 결과를 관찰하였고, 더 나아가 유사한 전략을 구사하는 기업들은 산업 내 평균 이상의 긍정적인 기업성적을 달성하였음을 밝혀냈다(Hirshleiffer, 1977). 또한, 더 많은 기업들이 산업 내 일관된 전략을 모방할수록 그 전략에 대한 정당성이 증가할 수 있다(Deephouse, 1999).⁶⁾

3) 협의적 관점에서 전략변화는 기업의 포트폴리오의 변화나 진행되고 있는 사업 내에서 경쟁우위를 위한 활동을 전략으로 보고 있다 (Porter, 1985; Wiersema and Bantel, 1992).

4) 예를 들면, 협의적 관점에서 전략변화는 원가우위 전략에서 차별화 전략으로의 전략변화나 다각화 전략 변화 등이 있다(Song and Park, 2014).

5) 광의적 관점에서 조직 문헌의 제도화 이론(institutional theory)에 따르면 과거에 당연시 되었던 공유가치와 규범에 따라 합리화된 조직구조가 형성되었고, 이에 따라 기능적인 특성이 서로 다른 이질적인 기업 간에도 공식적인 구조와 행동의 동형화(isomorphism) 현상이 존재한다고 제시한다(DiMaggio and Powell, 1983).

6) 전략적 유사성 기업은 산업 내 일반적인 전략을 모방하는 것이므로 내·외부 이해관계자들에게 예상 가능한 성과와 이익목표달성 수준을 제공할 수 있지만, 전략적 이탈 기업은 이러한 효과를 얻는데 어려움이 존재한다(Geletkanycz and Hambrick, 1997).

이러한 전략은 산업 내 표준으로 통용되는 전략의 매력도가 지속적으로 증가하여, 궁극적으로는 미래 불확실성을 낮추는 효과까지 나타날 수 있다(Baum and Oliver, 1991). 이러한 효과로 인해 전략적 유사성은 불안정한 환경으로 대표되는 이머징 마켓(emerging markets)에서 경영성과의 주요 결정요인이 될 수 있다(Oliver, 1991).

그러나 전략적 변화 관점에서 유사한 전략을 추구하는 기업들이 특정한 기업에는 적합하지 않은 전략까지도 모방함에 따라 효율성 확보나 기업 성장에는 불리한 결과를 낳기도 한다는 주장이 제기된 이후 전략적 유사성에서 벗어난 새로운 전략을 추구하는 기업이 주목받기 시작했다(Geletkanycz and Hambrick, 1997). 이들은 전략적 유사성을 따르는 것을 경쟁적 항복(competitive surrender)으로 여기고(Porter, 1996; Teece et al., 1997) 차별화된 자원운용 및 배치로 경쟁우위를 확보하며(Prahalad and Hamel, 1990), 실제로 성과에 미치는 영향이 미미하더라도 차별화된 전략이 지속가능한 생존경영의 중요한 원천이라 주장한다(Wiersema and Bantel, 1992).⁷⁾ Carpenter(2000)는 기업이 동일한 산업 내에 포함되어 있지만 산업 내 일관된 전략에서 벗어난 전략을 추구하는 것을 전략적 이탈(strategic deviance)이라고 정의하였다.

전략적 이탈에 관한 초기 연구에서는 주로 기업성과에 미치는 영향을 살펴보았는데, 전략적 이탈 수준이 높을수록 예외적인 큰 손실 또는 큰 이익이 실현된다는 것을 발견하였다(Finkelstein and Hambrick,

1990). 이러한 전략적 이탈의 요인은 공격적인 전략을 추구하는 경영자의 인구통계학적 성향으로 제시되면서, 경영자의 전략적 이탈이 기업의 미래 불확실성과 위험을 증가시킨다고 보고되었다(Chartterjee and Hambrick, 2007).⁸⁾ 특히, Tang et al. (2011)은 최고경영자의 특성인 이사회 내 지배력이 전략적 이탈 수준에 영향을 미칠 것으로 예상하였다. Tang et al.(2011)의 분석결과, 이사회 내 다른 증역에 비해 지배적인(dominant) CEO 일수록 전략적 이탈의 수준은 증가되었고, 예외적인 큰 이익 또는 큰 손실이 발생하는 것으로 나타났다.

한편, 경영전략의 특성은 재무보고품질의 주요한 결정요인이기 때문에(Bentley et al., 2013; Choi et al., 2016), 산업 내 일반적으로 모방되는 전략에서 벗어난 전략을 추구하는 기업들의 재무보고품질 또는 회계처리 수준은 보통 기업들과는 상대적으로 다를 수 있다(Kim and Han, 2019). 예를 들면, 전략적 이탈 기업은 이익정보 간의 비교가능성이 낮아 경영자-주주 사이에 정보비대칭이 높기 때문에 심각한 대리인 문제로 이어질 수 있다(Litov et al., 2012). 이러한 불투명한 정보환경에서 전략적 이탈을 추구하는 경영자는 정당성 확보를 위한 경영성과 조정의 일환으로 보수적 회계처리 수준을 낮출 수도 있다(Wang, 2018). 또한, 전략적 이탈 기업의 회계정보는 이질적인 특성을 가지고 있기 때문에 외부감사인이 정보를 수집하고 평가하는 과정에서 감사위험이 높아지고 감사품질은 낮아진다(Kim and Han, 2019). 이러한 결과는 전략적 일

7) 특히, 전략의 동적역량(dynamic capability) 및 자원기반(Resource-based)의 연구 측면에서는 경쟁의 규범에서 벗어나는 독특한(unique) 자원의 배분형태가 경쟁우위의 원천인 반면, 전략적 유사성은 그러한 역량을 제한한다고 주장하였다(Teece et al., 1997).

8) 전략적 이탈 수준에 영향을 주는 요인으로는 경영자 특성 이외에도 기업성과 및 활동의 성패, 조직 내부 특성, 외부환경 특성 등이 있다. 예를 들면, 기업의 내·외부 상황조건이 나쁘거나, 기업성과가 저조하고, 자원이 부족할 때 기업은 현재의 전략을 수정하거나 새로운 전략을 추진할 동기를 가질 수 있다(Kraatz and Zajac, 2001).

탈이 실물활동을 통한 이익조정⁹⁾과는 관련이 없으나, 재량적 발생액을 이용한 이익조정과는 유의한 양(+)의 관계가 있다는 Ye et al.(2015)의 연구와 일맥상통한다고 할 수 있다. 또한, Dong et al.(2020)에 따르면, 전략적 일탈 수준이 높아질수록 대리인 문제에 기반한 보유현금의 수준이 증가하는 것으로 제시하였다. 저자들은 전략적 일탈 기업의 보유현금에 대한 미래가치가 낮아지는 결과를 보여줌으로써, 보유현금의 증가가 전략적 일탈의 실패를 대비한 예방차원(precautionary motive)의 목적보다는 경영자의 사적이익추구를 위한 대리인 문제(agency motive)로 해석하였다.

2.3 가설설정

비대칭적 원가행태와 관련된 선행연구에서는 대리인 문제가 높은 기업일수록 경영자가 사적이익을 추구하기 위해 매출 감소 시 잉여자원을 감축시킬 유인이 낮다고 제시된다(Anderson et al., 2003; Cheung et al., 2013). 이와 같은 측면에서 대리인 문제가 높을수록 원가의 하방경직성은 증가될 수 있다(Cheung et al., 2013; Na and Kim, 2016). 반대로 불투명한 재무정보를 감추기 위하여 매출 감소 시 잉여자원을 탄력적으로 감축시킬 유인도 존재한다(Dierynck et al., 2012; Kama and Weiss, 2013). 예를 들면, Koo(2011)는 적자회피 구간에 있는 기업의 경우 이익조정 유인이 높아 원가의 하방탄력성이 나타난다고 제시하였다.

한편, 경영자는 기업성과가 저조하거나 급격한 환경변화에 대처하고 경쟁우위를 확보하기 위해 기업

의 보유자원과 내·외부환경을 고려하여 전략적 일탈의 방향으로 선택한 후 이에 따른 자원배부 의사 결정을 내릴 수 있다(Boeker, 1997). 또한, 자원배부는 이익의 가치창출과 같은 목적을 달성하기 위해 기업의 경제적 보유자원을 소모시키는 것이므로 소모된 자원을 화폐액으로 나타낸 것이 원가이다(Kim et al., 2017). 이에 본 연구에서는 경영전략의 일환인 전략적 일탈에 의해 자원배부 행태가 어떻게 달라지는지를 검토하고자 한다.

전술한 바와 같이 독특한 전략을 추구하는 기업의 이익정보는 산업 내 다른 기업들과의 비교가능성이 낮아져 외부이해관계자들이 기업의 정보를 수집하고 평가하는 과정에서 정보처리비용을 증가시킬 수 있다(Litov et al., 2012). 즉, 전략적 일탈 수준이 높을수록 차별화된 자원운용 및 배치로 경쟁우위가 확보되기보다는 경영자의 잘못된 행동을 위장하고 사적이익을 추구하기에 수월한 환경이 될 수 있다는 것이다(Ye et al., 2015; Wang, 2018; Kim and Han, 2019; Dong et al., 2020). 따라서 경영자가 전략적 일탈을 추구할수록 대리인 문제를 증가시킬 가능성이 있다.

대리인 문제가 원가의 비대칭성을 야기한다는 선행연구에서는 대리인 문제가 클수록 하방탄력성이 심화된다는 주장과, 반대로 하방경직성이 심화된다는 주장이 공존한다. 따라서 전략적 일탈로 인한 대리인 문제가 비대칭적 원가행태에 미칠 수 있는 영향을 두 가지 측면에서 예측하였다. 먼저, 전략적 일탈 기업은 이익조정 유인으로 하방탄력적인 원가행태가 나타날 가능성이 있다.¹⁰⁾ 왜냐하면 전략적 일탈은 성과의 불확실성이 높기 때문에 내·외부이해관계자들

9) 실물활동을 통한 이익조정은 발생액을 이용한 이익조정보다 차기 영업성과에 더욱 부정적인 영향을 미치므로(Cohen and Zarowin, 2010), 미래 불확실성이 높은 전략적 일탈 기업이 실물활동을 통한 이익조정을 이용한다는 것은 매우 치명적일 수 있다.

10) 선행연구에서는 경영자가 성과를 높이기 위해 외부감사인으로부터 탐지될 가능성이 상대적으로 낮은 원가를 이용한 이익조정을 더 선호한다고 알려져 있다(Arellano and Higgins, 2008).

로부터 전략에 관한 정당성을 확보해야 할 유인이 있기 때문이다. 이에 경영자는 성과향상을 보여줌으로써 전략에 관한 정당성을 얻고자 노력하는데, 이 과정에서 이익조정 유인이 존재할 수 있다(Shin and Kim, 2020). 뿐만 아니라 전략적 일탈의 특성 상 미래 불확실성이 높기 때문에 채권자로부터 요구받는 자본비용 수준이 상대적으로 높을 수 있다(Litov et al., 2012). 따라서 매출 감소 시 경영성과 조정을 하고자 적극적으로 원가를 감소시키고 보고이익을 높이는 의사결정에 의해 원가의 하방탄력성이 강화될 수 있다.

이와 달리 전략적 일탈 기업은 경영자의 사적이익 추구 유인으로 인해 하방경직적인 원가행태가 나타날 수도 있다. 즉, 전략적 일탈 기업은 경영자-주주 간 정보비대칭이 높은 환경이기 때문에 경영자가 잘 못된 행동을 위장하고 사적이익을 추구하기에 수월한 환경이라 할 수 있다(Litov et al., 2012). 예를 들면, 전략적 일탈을 추구하는 경영자가 정보비대칭을 악용하여 기업의 전체이익을 높이기보다 개인의 특권적 소비 목적으로 보유현금 수준을 증가시킬 수 있다(Dong et al., 2020). 따라서 전략적 일탈을 추구하는 경영자가 개인적 효용을 위해 통제가 가능한 자원을 확대투자하거나 유지하려는 의사결정을 통해 자신의 이해를 극대화하려는 유인이 원가행태에 영향을 미칠 것이고, 이러한 경우 하방경직적인 원가행태가 강화될 것으로 예상된다.

이와 같이 전략적 일탈 기업의 대리인 문제에 의해 원가행태는 하방탄력적이거나 하방경직적으로 나타날 가능성을 모두 예측해볼 수 있다. 그러나 이들의 관계를 사전적으로 판단할 수 없으므로 아래와 같은 대립가설(alternative hypothesis)의 형태로

설정한다.¹¹⁾

가설 1: 전략적 일탈은 원가 비대칭성과 관련이 있다.

한편, 전략적 일탈의 이익정보가 산업 내 평균적인 정보와 상이하여 경영자-주주 간 정보비대칭 문제를 발생시킨다면, 전략적 일탈과 비대칭적 원가행태간의 관계는 이익정보의 투명성 수준에 따라 달라질 수 있다. 재무제표의 목적은 회계정보가 기업의 경제적 가치를 보다 잘 설명하여 정보의 신뢰성 및 투명성을 증진시키는 것이다(Kim and Ryu, 2018). 따라서 시장 투자자들이 불투명한 정보환경에서 정확한 회계정보를 획득하지 못하는 경우 역선택(adverse selection)의 문제에 직면하게 되고, 이와 같이 투자자가 경영자의 행동을 직접적으로 관찰할 수 없는 경우 소유와 경영의 분리로 인해 발생하는 정보비대칭성은 경영자의 도덕적 해이(moral hazard) 문제를 유발시킬 수 있다(Jensen and Meckling, 1976).

이에 본 연구에서는 전략적 일탈과 비대칭적 원가행태 간의 관계가 이익투명성 수준에 따라 달라지는지 검토하기 위해 Barth et al.(2013)이 제시한 이익투명성 측정치를 이용하였다. Barth et al.(2013)은 이익정보가 기업의 경제적 가치변화를 얼마나 효과적으로 설명하는지로 이익투명성을 정의하였다. 회계정보 중에서도 이익정보는 기업의 경영성과를 나타내는 대표적인 요약지표라고 할 수 있으며 투자자들은 이를 가장 중요하게 인식한다. 또한, 이익정보가 기업의 경제적 가치에 대한 설명력이 높다는 것은 이익정보가 미래현금흐름에 영향을 미친다는 것

11) 한편, 전략적 일탈 기업은 경영자의 합리적 의사결정에 의해 미래 수요의 낙관으로 원가의 하방경직성이 강화될 수 있다. 이에 따라 5.1절에서 Anderson et al.(2007)의 연구모형을 통해 이러한 논리를 검토한다.

을 의미한다. 이러한 관점에서 Barth et al.(2013)의 측정치는 본 연구와 적합한 측정치라고 판단하였다.

먼저, 이익투명성이 높은 경우에 정보비대칭이 완화되어 경영활동에 따른 결과가 주가에 즉각적으로 반영될 것이다(Kim et al., 2016). 이러한 환경에서는 사업위험과 미래불확실성이 높은 전략적 일탈 기업의 경영자가 기업의 전체이익과 상충되는 의사 결정을 내리기 쉽지 않을 것이다. 왜냐하면 이익투명성이 높은 경우, 매출 감소 시 잉여자원을 유지하여 발생하는 비용증가가 기계적으로 낮은 보고이익으로 이어지고 결국 주가수익률에 신속하게 영향을 미쳐 경영자의 재량적인 조정이 어려울 것이기 때문이다. 따라서 높은 이익투명성 수준에서는 전략적 일탈과 비대칭적 원가행태간의 관계는 완화될 것으로 예상된다. 반면에 낮은 이익투명성 수준의 경우 정보비대칭이 심화되어 경영자가 본인의 사적이익을 추구하기 쉬운 환경일 가능성이 있어(Lang et al., 2012; Kim et al., 2016), 전략적 일탈 수준과 비대칭적 원가행태간의 관계가 더욱 강화될 것으로 예상된다.

그러나 가설 1에서 제시한 전략적 일탈과 비대칭적 원가행태 간 관계는 사전적으로 예측될 수 없으므로 가설 2 또한 다음과 같은 대립가설 형태로 설정한다.

가설 2: 이익투명성 수준은 전략적 일탈과 비대칭적 원가행태 간 관계에 영향을 미친다.

III. 연구방법론

3.1 전략적 일탈의 측정

본 연구에서는 Finkelstein and Hambrick (1990)에서 제시하고 Tang et al.(2011)에서 고안한 방법에 따라 6가지의 전략적 자원배분프로필(strategic resource allocation profile)을 이용하여 전략적 일탈 변수를 측정하였다.¹²⁾

- 1) 광고집중도(광고비/매출액)
- 2) 연구개발투자 집중도(연구개발비/매출액)
- 3) 공장 및 설비투자 집중도(유형자산/종업원 수)
- 4) 순유형자산비율(공장설립 및 설비투자비/유형자산)
- 5) 부채비율(부채/자본)
- 6) 간접비 비율(판매관리비/매출액)

전략적 일탈 변수는 다음과 같은 순서로 측정하였다. 첫째, 위의 6가지 전략적 자원배분프로필을 각각 기업-연도별로 측정한다. 둘째, 6가지 개별 측정치를 산업-연도별로 표준화(평균=0, 표준편차=1)한다. 셋째, 각각의 표준화된 6개 전략 점수들의 절대값을 산술평균한다. 이러한 과정을 통해 얻은 최종적인 값은 기업의 자원투입 행태가 산업 내에서 기업들이 일반적으로 추구하는 전략의 중심적 경향 또는 규범과의 편차의 정도를 의미한다.

12) Finkelstein and Hambrick(1990)에 따르면, 6가지의 전략적 자원배분프로필의 합의 측정치는 개별 측정치보다 장기적인 측면에서 기업 전략의 변동이나 전략적 일탈 등을 측정하는데 더 적합하다고 설명한다. 즉, 기업의 자원배분전략은 광고, 연구개발투자, 공장 및 설비투자 집중도로 확인할 수 있으며, 기업에서 추구하는 비용 전략에 따라 간접비 비율이 결정되고, 재무구조 측면에 대한 의사결정은 부채비율을 통해서 확인할 수 있다.

3.2 원가 비대칭성 분석모형

$$+ \beta_3 Dec_{i,t} \times \Delta \ln Sales_{i,t} \times SD_{i,t} + \sum YEAR + \sum IND + \epsilon_{i,t} \quad \text{연구모형 (1)}$$

본 연구는 전략적 이탈이 원가 비대칭성에 미치는 영향을 분석한다. 먼저 Anderson et al.(2003)이 제시한 기본모형인 아래의 연구모형 (1)을 활용하여 본 연구 표본의 기본적인 비대칭적 원가행태 여부를 확인하고자 한다. 만약 원가 하방경직성이 나타난다면, 매출액 증가($\Delta \ln Sales_{i,t}$)의 회귀계수인 β_1 은 원가가 기본적으로 매출활동에 따라 증가하므로 유의한 양(+)¹³⁾의 값을 가져야 하고 동시에 매출액 감소($\Delta \ln Sales \times Dec_{i,t}$)의 회귀계수 β_2 는 유의한 음(-)의 값을 가져야 한다. 따라서 β_2 가 유의한 음(-)의 값을 보이면 매출 증가 시 원가 증가율(β_1)이 매출 감소 시 원가감소율($\beta_1 + \beta_2$)보다 크기 때문에 하방경직적인 원가행태를 확인할 수 있다(Anderson et al., 2003). 그러나 β_1 이 유의한 양(+)¹⁴⁾의 값을 갖고 동시에 β_2 가 유의한 양(+)¹⁵⁾의 값을 가지면 원가의 하방탄력성을 확인할 수 있다. 그리고 종속변수 $Dep_{i,t}$ 는 원가의 t-1기 대비 t기 변화분에 자연로그를 취한 값인데, $Dep_{i,t}$ 에는 매출원가 및 판매관리비를 더한 총원가($\Delta \ln COST_{i,t}$) 또는 판매관리비($\Delta \ln SGA_{i,t}$)를 대입한다.¹³⁾

$$Dep_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Sales_{i,t} + \beta_2 Dec_{i,t} \times \Delta \ln Sales_{i,t}$$

여기서,

- $Dep_{i,t}$: t 기 원가(총원가 또는 판매관리비)의 전기 대비 당기 변화분에 자연로그값;
- $\Delta \ln COST_{i,t}$: 매출원가와 판매관리비를 합한 총원가의 전기 대비 당기 변화분에 자연로그값;
- $\Delta \ln SGA_{i,t}$: 판매관리비의 전기 대비 당기 변화분에 자연로그값;
- $\Delta \ln Sales_{i,t}$: 매출액의 전기 대비 당기 변화분에 자연로그 변화값;
- $Dec_{i,t}$: t-1 기부터 t 기의 매출이 하락했으면 1, 아니면 0인 더미변수;
- $Year$: 연도더미;
- Ind : 산업더미.

전략적 이탈 수준과 비대칭적 원가행태간의 관계를 살펴보는 가설 1의 검정을 위한 연구모형 (2)를 다음과 같이 설정한다.¹⁴⁾

$$Dep_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Sales_{i,t} + \beta_2 Dec_{i,t} \times \Delta \ln Sales_{i,t} + \beta_3 Dec_{i,t} \times \Delta \ln Sales \times SD_{i,t} + \beta_4 Dec_{i,t} \times \Delta \ln Sales_{i,t} \times AssetInt_{i,t} + \beta_5 Dec_{i,t} \times \Delta \ln Sales_{i,t} \times EmployInt_{i,t} + \beta_6 Dec_{i,t} \times \Delta \ln Sales_{i,t} \times SuccDec_{i,t}$$

13) 본 연구에서는 종속변수를 매출원가의 변화분의 자연로그($\Delta \ln COGS_{i,t}$)를 취한 변수도 활용하였으나 모든 분석에서 유의하지 않은 값을 나타냈다. 이는 매출원가의 경우 판매관리비에 비해 경영자의 사적이익추구와는 관련성이 적기 때문에 원가행태가 대칭적으로 나타난 것으로 판단된다. 또한 기간원가인 판매관리비와 달리 매출원가는 재고가능력가이기 때문에 당기총제조원가와 거의 일치한다고 보기 어려운 측면이 존재하여 본 분석에 포함하지 않았다.

14) 본 연구모형은 Anderson et al.(2003)에서 제시한 원가의 기본모형을 확장시킨 Chen et al.(2012)의 모형을 활용하였다. 그러나 더미변수와 상호변수간의 영향을 모두 통제하기 위해서는 1방향 절편, 2방향 절편, 3방향 절편을 도입한 모형을 설정해야 한다(Ryan and Zarowin, 2003; Jung, 2015). 따라서 본 연구에서 사용한 모형은 변수 간 통제가 부족한 비정교한 모형으로, 결과에 대한 편이가 있을 수 있어 세 방향 절편을 모두 도입한 모형을 분석하였다. 분석결과, <Table 4>와 같이 전략적 이탈 수준이 증가할수록 원가의 하방경직성이 높아지는 결과를 유지하였다. 그러나 분산팽창계수(Variance Inflation Factor: VIF)를 검토한 결과, $\Delta \ln Sales_{i,t} \times EmployInt_{i,t}$, $Dec_{i,t} \times EmployInt_{i,t}$, $Dec_{i,t}$ 의 변수의 VIF가 10 이상으로 나타나 다중공선성 문제가 심각할 수 있음을 확인하였다. 따라서 Chen et al.(2012)의 모형과 같이 다방향 상호변수는 포함시키지 않고 전략적 이탈 및 통제변수를 자립형 변수로 활용하였다.

$$\begin{aligned}
 & + \beta_7 Dec_{i,t} + \beta_8 SD_{i,t} + \beta_9 AssetInt_{i,t} \\
 & + \beta_{10} EmployInt_{i,t} + \beta_{11} SuccDec_{i,t} \\
 & + \beta_{12} KOSPI_{i,t} + \sum YEAR + \sum IND \\
 & + \epsilon_{i,t} \qquad \qquad \qquad \text{연구모형 (2)}
 \end{aligned}$$

여기서,

- $SD_{i,t}$: Tang et al.(2011)에서 고안한 전략적 일탈의 변수;
- $AssetInt_{i,t}$: 자산집중도(총자산/매출액);
- $EmployInt_{i,t}$: 종업원집중도(종업원수 / 매출액);
- $SuccDec_{i,t}$: $t-2$ 기부터 t 기까지 2년동안 연속적으로 매출이 감소했으면 1, 아니면 0인 더미변수;
- $KOSPI_{i,t}$: 유가증권이면 1, 아니면 0인 더미변수.

연구모형 (2)의 관심변수는 전략적 일탈을 나타내는 $SD_{i,t}$ 변수이다. 연구모형 (2)에서 기업이 전략적 일탈을 추구할수록 하방경직적인 원가행태를 보인다면 본 연구의 관심변수인 $SD_{i,t}$ 와 $\Delta \ln Sales_{i,t}$, $Dec_{i,t}$ 의 상호작용 효과를 반영하는 β_3 의 회귀계수가 유의한 음(-)의 값을 보일 것이고, 반대로 하방탄력적인 원가행태를 보인다면 β_3 의 회귀계수가 유의한 양(+)의 값을 나타낼 것이지만 가설설정에서 언급한 것과 같이 방향을 예상하기 어렵다.¹⁵⁾

또한, 연구모형 (2)에서 원가행태에 영향을 미치는 요인을 통제하기 위해 선행연구에서 사용된 변수인 자산집중도($AssetInt_{i,t}$), 종업원집중도($EmployInt_{i,t}$),

2년 연속 매출의 감소여부($SuccDec_{i,t}$)를 통제변수로 포함하였다(Anderson et al., 2003; Chang and Baik, 2009; Chen et al., 2012).

3.3 이익투명성 정의 및 측정

본 연구에서는 Barth et al.(2013)이 제시한 이익투명성 측정치를 정보비대칭의 대응치로 사용하였다. 효율적 시장 가설(Fama, 1970)에서는 기업의 모든 정보가 즉시 주가에 반영된다고 가정하기 때문에 주가수익률은 기업의 경제적 가치의 변동을 반영한다. 이에 Barth et al.(2013)은 이익정보가 경제적 가치를 설명하는 능력 정도로 이익투명성을 정의하였다. 따라서 이익투명성은 주식수익률에 대한 이익수준과 이익변화0의 설명력으로 측정하는데, 다음의 식 (1)과 같이 2단계 절차로 추정하여 1단계의 수정된 $R^2(TRANSI_{j,t})$ 과 2단계의 수정된 $R^2(TRANSIN_{p,t})$ 의 합으로 기업의 이익투명성을 측정한다. 여기서 $TRANSI_{j,t}$ 는 산업적인 요소이고, $TRANSIN_{p,t}$ 는 산업중립적인 요소를 고려한 부분이다. 즉, $TRANSI_{i,t}$ 는 산업적인 요소($TRANSI_{j,t}$)와 산업중립적인 요소($TRANSIN_{p,t}$)를 모두 반영한 주식수익률에 대한 이익수준과 이익변화의 설명력을 의미한다. 그리고 i 는 기업, j 는 산업, 그리고 p 는 포트폴리오를 나타낸다.

15) 전략적 일탈 기업은 매출이 감소하는 경우($\Delta \ln Sales \times Dec_{i,t}$)뿐만 아니라 매출이 증가하는 경우($\Delta \ln Sales_{i,t}$)에도 자원배분에 대한 의사결정이 산업 내 일반적인 기업들과 다를 수 있다. 예를 들어, 전략적 일탈 수준이 높을수록 매출이 증가하는 경우 자원을 확대 투자하는 의사결정을 할 수도 있을 것이다. 이에 본 연구에서는 추가적으로 연구모형 (2)에 매출액 증가 시 원가의 증감율을 확인할 수 있는 $\ln Sales_{i,t} \times SD_{i,t}$ 을 포함시켜 분석하였다(Lee et al., 2015; Na and Kim, 2016; Kim and Chung, 2017). 분석결과, 전략적 일탈($SD_{i,t}$)과 매출액($\Delta \ln Sales_{i,t}$)의 상호작용항인 $\Delta \ln Sales_{i,t} \times SD_{i,t}$ 의 회귀계수는 총원가($\Delta \ln COST_{i,t}$)와 판매관리비($\Delta \ln SGA_{i,t}$)의 종속변수에 대해 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 전략적 일탈의 수준이 매출액 증가에 따른 원가변동에는 영향을 미치지 않는 것을 의미한다. 또한, $\Delta \ln Sales_{i,t} \times SD_{i,t}$ 변수를 추가함에도 불구하고 매출액 감소에 따른 원가감소율의 분석결과는 <Table 4>의 결과와 질적으로 동일하였다. 이에 본 연구에서는 지면의 간결성을 위해 $\Delta \ln Sales_{i,t} \times SD_{i,t}$ 변수를 제거한 모형의 결과만 제시하였다.

$$TRANS_{i,t} = TRANS_{j,t} + TRANSIN_{p,t} \quad \text{식 (1)}$$

여기서,

- $TRANS_{i,t}$: $TRANS_{j,t}$ 과 $TRANSIN_{p,t}$ 의 합;
- $TRANS_{j,t}$: t 년, j 산업에 속한 기업의 수정 R^2 ;
- $TRANSIN_{p,t}$: t 년, p 포트폴리오에 속한 기업의 수정 R^2 .

먼저, $TRANS_{j,t}$ 는 식 (2)의 회귀식을 추정하여 측정한다. 식 (2)에서 주식수익률에 대해 이익수준과 이익변화의 설명력을 산업-연도별로 측정한 수정 R^2 의 값이다. 이익-주가 관련성은 각 개별기업의 회계처리 방법에 따라서도 영향을 받기 때문에, 동일 산업 내 기업들은 서로 간에 유사한 이익-주가 관련성을 가질 수 있다. 즉, 회계처리가 유사한 기업들의 평균적인 이익투명성을 매년 측정하는 것이므로 이익투명성에 대한 시계열적 변화를 반영할 수 있다. 다시 말해 식 (2)에서 $TRANS_{j,t}$ 는 산업-연도별로 수정 R^2 을 측정한다.¹⁶⁾

$$RET_{i,j,t} = \alpha^I_0 + \alpha^I_1 E_{i,j,t}/P_{i,j,t-1} + \alpha^I_2 \Delta E_{i,j,t}/P_{i,j,t-1} + \varepsilon_{i,j,t} \quad \text{식 (2)}$$

여기서,

- $RET_{i,j,t}$: t 년도 4월부터 $t+1$ 년도 3월까지 월별수익률로 측정한 연간주식수익률;
- $E_{i,j,t}$: 주당순이익;
- $P_{i,j,t}$: 주식가격;
- $\Delta E_{i,j,t}$: 주당순이익의 변화분($E_{i,j} - E_{i,j-1}$).

한편, Barth et al.(2013)은 이익투명성의 산업요소($TRANS_{j,t}$)만을 고려하여 계산한다면, 전체 산업에서 통용될 수 있는 회계처리에 따른 이익-주

가 관련성이 제외되는 문제를 발견하였다. 또한 실제로 많은 기업들은 여러 산업분야에 걸쳐 영업을 수행하기 때문에 산업을 정교하게 구분하는 것은 거의 불가능하다. 따라서 산업적인 요소와 산업중립적인 요소를 동시에 고려하여 이러한 문제점을 최소화하였다(Barth et al., 2013)

$$RET_{i,p,t} = \alpha_0^{IN} + \alpha_1^{IN} E_{i,p,t}/P_{i,p,t-1} + \alpha_2^{IN} \Delta E_{i,p,t}/P_{i,p,t-1} + \varepsilon_{i,p,t} \quad \text{식 (3)}$$

식 (3)에서는 산업중립적인 요소를 고려하여 식 (1)의 두 번째 이익투명성 요소인 $TRANSIN_{p,t}$ 을 측정할 모형이다. 먼저, 식 (3) 모형에서 산업별 이익-주가수익률의 개별기업에 대한 잔차항($\varepsilon_{i,p,t}$)을 추정하고, 그 크기를 기준으로 4등분한 포트폴리오를 구성한 후, 각 분위별의 포트폴리오별로 다시 이익-주가수익률 모형을 추정할 설명계수를 사용한다. 이러한 설명계수는 식 (2)의 산업별 회귀모형에서 반영되지 못한 이익투명성의 횡단면적 변동성을 추가적으로 설명할 수 있다. 즉, 식 (3)의 회귀식을 표본기간동안 연도별-포트폴리오 별로 수정 R^2 을 측정한다.

3.4 표본선정

본 연구의 표본은 2010년부터 2018년까지 유가증권과 코스닥시장에 상장된 기업 중 다음의 아래 조건을 만족하는 기업을 표본 대상으로 하였다.

- (1) 12월 결산기업
- (2) 금융업을 제외한 법인

16) 식 (2) 회귀식에서 추정된 계수는 t 연도의 동일 산업에 존재하는 모든 기업이 같을 것이라는 가정을 한다(Barth et al., 2013).

- (3) Fn-DataGuide를 이용한 재무자료가 추출이 가능한 기업
- (4) 변수들의 상위·하위 1%의 해당 관측치는 각각 1% 및 99%로 조정(Winsorize)

먼저, 일관성 있는 표본 기업을 유지하기 위해 12월 결산의 비금융업 법인으로 한정하였다. 또한 정상적인 영업활동을 하는 기업을 추출하기 위해 자본잠식 기업과 관리종목 기업은 표본에서 제외시켰다. 재무정보는 Fn-DataGuide에서 추출하였고, 정규성을 확보하기 위해 변수의 이상치(outlier)를 상위 및 하위 1%로 winsorizing을 실시하였다. 이와 같은 조건을 만족시키는 9,295개 기업-연도를 최종표본으로 한다.

IV. 실증분석 결과

4.1 기술통계량 및 상관관계 분석

〈Table 1〉은 본 연구에서 사용된 주요 변수들의 기술통계량을 요약한 것이다. 먼저 〈Table 1〉의 Panel A에서 원가의 전기 대비 당기 변화를 나타내는 총원가($\Delta \ln COST_{i,t}$), 판매관리비($\Delta \ln SGA_{i,t}$)의 평균은 각각 0.064, 0.076으로 확인된 바, 전기에 비해 당기의 총원가와 판매관리비의 평균이 각각 6.4%, 7.6% 증가한 것을 의미한다. 또한 본 연구에서 전체 표본 중 37%는 전년도에 비해 매출액이 감소($Dec_{i,t}$)하는 것으로 나타났다. 그리고 본 연구의 독립변수인 전략적 일탈의 수준($SD_{i,t}$)이 클수록 산업 내 기업들이 주로 추구하는 전략으로부터 벗어난 정도를 의미하는데, 평균은 0.461이고, 중위수

는 0.370으로 나타나 선행연구와 비슷한 수치를 보인다. 통제변수 중 자산집중도($AssetInt_{i,t}$)의 평균(중위수)은 0.232(0.183)이었다. 또한, $t-2$ 기 매출액 대비 $t-1$ 기 매출액 감소여부를 의미하는 $SuccDec_{i,t}$ 의 평균은 0.166으로써, 표본 기업 중 약 16%가 $t-2$ 기 대비 $t-1$ 기의 매출액이 감소했다는 것을 의미한다.

〈Table 1〉의 Panel B는 Barth et al.(2013)이 제시한 이익투명성($TRANS_{i,t}$) 변수의 기술통계량을 제시한다. 또한, 이익투명성이 높은 경우 정보비대칭은 심화되고, 이익투명성이 낮은 경우 정보비대칭은 완화되므로 정보비대칭 변수의 강건성 테스트의 일환으로 추가분석에서 사용하는 정보비대칭 변수들($SPREAD_{i,t}$, $TradingVolume_{i,t}$, $Analyst_{i,t}$)의 기술통계량을 제시하고 있다. 먼저 이익정보의 투명성을 의미하는 $TRANS_{i,t}$ 의 평균값(중위값)은 0.280(0.235)으로 확인되고, 정보비대칭의 수준을 의미하는 매수-매도 호가스프레드($SPREAD_{i,t}$), 평균주식거래량($TradingVolume_{i,t}$), 재무분석가의 수($Analyst_{i,t}$)의 평균값(중위값)은 각각 0.042(0.040), 0.014(0.000), 1.713(0.000)으로 나타나 선행연구와 유사한 수치를 보인다.

〈Table 1〉의 Panel C는 전략적 일탈 변수($SD_{i,t}$)의 중위수를 기준으로 전략적 일탈 수준이 높은 그룹과 낮은 그룹의 기술통계량을 비교한 것이다. 두 그룹의 전기 대비 당기 원가변화 정도를 비교한 결과, 전략적 일탈이 높은 그룹이 낮은 그룹에 비해 총원가($\Delta \ln COST_{i,t}$), 판매관리비($\Delta \ln SGA_{i,t}$)가 더 낮게 나타났으나, t-test와 Wilcoxon-test를 수행한 결과 이러한 차이는 유의하지 않는 것으로 나타났다. 또한, 전략적 일탈이 높은 그룹의 전기 대비 당기 매출액 변화 정도($\Delta \ln Sales_{i,t}$)는 낮은 그룹에 비해 더 작게 나타났고, 전략적 일탈 수준이 높은 그

〈Table 1〉 Descriptive Statistics

| Panel A. Overall Descriptive Statistics | | | | | | |
|---|-------------------------|--------|------------------------|--------|----------------------|-----------------------------|
| Variables | N | Mean | Std. | Median | 25% | 75% |
| $\Delta \ln \text{COST}_{i,t}$ | 9,295 | 0.064 | 0.243 | 0.050 | -0.044 | 0.155 |
| $\Delta \ln \text{SGA}_{i,t}$ | 9,295 | 0.076 | 0.316 | 0.060 | -0.032 | 0.166 |
| $\Delta \ln \text{Sales}_{i,t}$ | 9,295 | 0.057 | 0.267 | 0.043 | -0.053 | 0.152 |
| $\text{Dec}_{i,t}$ | 9,295 | 0.370 | 0.483 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| $\text{SD}_{i,t}$ | 9,295 | 0.461 | 0.270 | 0.385 | 0.286 | 0.553 |
| $\text{AssetInt}_{i,t}$ | 9,295 | 0.232 | 0.566 | 0.183 | -0.132 | 0.541 |
| $\text{EmployInt}_{i,t}$ | 9,295 | -6.609 | 1.235 | -6.414 | -7.115 | -5.821 |
| $\text{SuccDec}_{i,t}$ | 9,295 | 0.166 | 0.372 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| $\text{KOSPI}_{i,t}$ | 9,295 | 0.433 | 0.496 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| Panel B. Descriptive Statistics for Earnings Transparency and Information Asymmetry | | | | | | |
| Variables | N | Mean | Std | Median | 25% | 75% |
| $\text{TRANS}_{i,t}$ | 9,295 | 0.280 | 0.216 | 0.235 | 0.123 | 0.391 |
| $\text{SPREAD}_{i,t}$ | 9,295 | 0.042 | 0.014 | 0.040 | 0.050 | 0.085 |
| $\text{TradingVolume}_{i,t}$ | 9,295 | 0.014 | 0.119 | 0.000 | 0.003 | 0.016 |
| $\text{Analyst}_{i,t}$ | 9,295 | 1.713 | 3.885 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| Panel C. Descriptive Statistics of High & Low Strategic Deviance | | | | | | |
| Variables | High Group N = 4,551 | | Low Group N = 4,744 | | t-test (t -value) | Wilcoxon-test (Z -value) |
| | Mean | Median | Mean | Median | | |
| $\Delta \ln \text{COST}_{i,t}$ | 0.062 | 0.049 | 0.071 | 0.051 | -1.33 | 2.07 |
| $\Delta \ln \text{SGA}_{i,t}$ | 0.076 | 0.061 | 0.076 | 0.058 | -0.04 | -0.01 |
| $\Delta \ln \text{Sales}_{i,t}$ | 0.048 | 0.040 | 0.071 | 0.048 | -3.38*** | 11.30*** |
| $\text{Dec}_{i,t}$ | 0.390 | 0.000 | 0.352 | 0.000 | 3.79*** | 14.37*** |
| $\text{AssetInt}_{i,t}$ | 0.265 | 0.227 | 0.200 | 0.145 | 5.56*** | 36.71*** |
| $\text{EmployInt}_{i,t}$ | -6.708 | -6.428 | -6.514 | -6.408 | -7.55*** | 3.45* |
| $\text{SuccDec}_{i,t}$ | 0.179 | 0.000 | 0.154 | 0.000 | -3.29*** | 10.82*** |
| $\text{TRANS}_{i,t}$ | 0.279 | 0.235 | 0.277 | 0.235 | -0.41 | 0.17 |
| $\text{SPREAD}_{i,t}$ | 0.043 | 0.040 | 0.042 | 0.040 | -0.98 | 0.42 |
| $\text{TradingVolume}_{i,t}$ | 0.014 | 0.006 | 0.018 | 0.007 | -1.19 | -3.05*** |
| $\text{Analyst}_{i,t}$ | 1.785 | 0.000 | 1.712 | 0.000 | 0.86 | -0.14 |

1) Definitions of variables used in the analyses are summarized below.

Variable Definitions:

$\Delta \ln \text{Sales}_{i,t}$, $\Delta \ln \text{COST}_{i,t}$, $\Delta \ln \text{SGA}_{i,t}$, are the log change in sales revenue, total cost (COGS plus SGA), selling, general and administrative expenses, respectively; $\text{Dec}_{i,t}$ is an dummy variable that takes the value of one when sales decrease from $t-1$ to t , and zero otherwise; $\text{SD}_{i,t}$ is strategic deviance followed by Tang et al.(2011); $\text{AssetInt}_{i,t}$ is the logarithm of the ratio of total assets to sales revenue; $\text{EmployInt}_{i,t}$ is the logarithm of ratio of employees to sales revenue; $\text{SuccDec}_{i,t}$ is an dummy variable that takes the value of one if sales have decreased in two consecutive years, and zero otherwise; KOSPI takes a value of one if a firm is traded on the KOSPI, and zero otherwise; $\text{TRANS}_{i,t}$ is earnings transparency variable measured using Adjusted- R^2 ; $\text{SPREAD}_{i,t}$ is bid-ask spread by Corwin and Schultz(2012); $\text{TradingVolume}_{i,t}$ is average annual amounts of trading volume per number of listed share in firm i in year t ; $\text{Analyst}_{i,t}$ is the number of analysts forecasting earnings for a firm i in year t .

룹의 전기 대비 매출액 감소한 경우($Dec_{i,t}$)가 낮은 그룹에 비해 더 많은 것으로 나타났다. 이러한 차이는 t-test와 Wilcoxon-test에서 모두 유의하였다. 그러나 이익투명성 변수($TRANS_{i,t}$)와 정보비대칭 변수($SPREAD_{i,t}$, $TradingVolume_{i,t}$, $Analyst_{i,t}$)의 평균은 전략적 일탈이 높은 그룹에서 높게 나타났으나 그 차이는 통계적으로 유의하지 않다.

〈Table 2〉는 본 연구의 주요 변수들 간의 상관관계를 보여주고 있다. 전략적 일탈($SD_{i,t}$)은 총원가의 변화비율인 $\Delta lnCOST_{i,t}$ 와 유의한 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났으나, $\Delta lnSGA_{i,t}$ 와는 유의한 관계가 나타나지 않았다. 한편, $\Delta lnSales \times SD_{i,t}$ 는 원가 변수인 $\Delta lnCOST_{i,t}$ 및 $\Delta lnSGA_{i,t}$ 과 유의한 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 이는 전략적

일탈 수준을 감안한 경우 매출액과 원가변동 간 양(+)의 상관관계가 있음을 의미한다. 또한, $Dec \times \Delta lnSales \times SD_{i,t}$ 도 원가 변수들과 유의한 양(+)의 상관관계를 보이고 있어 매출액 증감과 원가 증감은 전략적 일탈의 수준과 상관없이 동일 방향으로 증감한다는 것을 알 수 있다. 더불어 전략적 일탈($SD_{i,t}$)은 이익투명성 변수($TRANS_{i,t}$)와 유의한 양(+)의 상관관계가 나타났으나, 정보비대칭 변수들($SPREAD_{i,t}$, $TradingVolume_{i,t}$, $Analyst_{i,t}$)과는 대체로 유의한 음(-)의 상관관계가 나타났다. 그러나 이러한 상관관계 결과들은 전략적 일탈($SD_{i,t}$)과 변수들간의 단순한 상관관계를 분석한 결과로써 종속변수에 미칠 수 있는 변수를 모두 통제한 후에 효과를 살펴보아야 할 것으로 판단된다.

〈Table 2〉 Pearson Correlations

| Var. | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) | (11) | (12) | (13) | (14) | (15) |
|--|-------|----------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1) $\Delta lnCOST_{i,t}$ | 1.000 | 0.595*** | 0.913*** | -0.746*** | 0.779*** | -0.028*** | 0.887*** | 0.773*** | -0.104*** | -0.088*** | -0.465*** | -0.015 | 0.040*** | 0.038*** | 0.124*** |
| 2) $\Delta lnSGA_{i,t}$ | | 1.000 | 0.479*** | -0.364*** | 0.375*** | 0.001 | 0.468*** | 0.374*** | -0.041*** | -0.049*** | -0.272*** | 0.015 | 0.034*** | 0.041*** | 0.101*** |
| 3) $\Delta lnSales_{i,t}$ | | | 1.000 | -0.836*** | 0.866*** | -0.056*** | 0.969*** | 0.862*** | -0.132*** | -0.120*** | -0.495*** | -0.020* | 0.040*** | 0.033*** | 0.120*** |
| 4) $Dec_{i,t}$ | | | | 1.000 | -0.966*** | 0.056*** | -0.836*** | -0.966*** | 0.122*** | 0.095*** | 0.582*** | 0.025** | 0.016 | 0.026** | -0.118*** |
| 5) $Dec \times \Delta lnSales_{i,t}$ | | | | | 1.000 | -0.067*** | 0.862*** | 0.995*** | -0.149*** | -0.122*** | -0.572*** | -0.023** | -0.053*** | -0.049*** | 0.134*** |
| 6) $SD_{i,t}$ | | | | | | 1.000 | 0.059*** | -0.121*** | 0.033*** | -0.108*** | 0.050*** | 0.070*** | -0.021** | -0.111*** | -0.017 |
| 7) $\Delta lnSales \times SD_{i,t}$ | | | | | | | 1.000 | 0.866*** | -0.135*** | -0.140*** | -0.497*** | -0.006 | 0.029*** | 0.005 | 0.114*** |
| 8) $Dec \times \Delta lnSales \times SD_{i,t}$ | | | | | | | | 1.000 | -0.149*** | -0.114*** | -0.573*** | -0.026** | -0.048*** | -0.042*** | 0.131*** |
| 9) $AssetInt_{i,t}$ | | | | | | | | | 1.000 | 0.373*** | 0.105*** | -0.051*** | 0.038*** | -0.003 | -0.004 |
| 10) $EmployInt_{i,t}$ | | | | | | | | | | 1.000 | 0.056*** | -0.016 | 0.227*** | 0.228*** | -0.141*** |
| 11) $SuccDec_{i,t}$ | | | | | | | | | | | 1.000 | -0.009 | 0.014 | 0.000 | -0.088*** |
| 12) $TRANS_{i,t}$ | | | | | | | | | | | | 1.000 | -0.146*** | -0.102*** | -0.075*** |
| 13) $SPREAD_{i,t}$ | | | | | | | | | | | | | 1.000 | 0.697*** | -0.255*** |
| 14) $TradingVolume_{i,t}$ | | | | | | | | | | | | | | 1.000 | -0.143*** |
| 15) $Analyst_{i,t}$ | | | | | | | | | | | | | | | 1.000 |

1) This table reports Pearson Correlations among variables used in the analyses.
 2) All variables are defined in 〈Table 1〉.
 3) *, **, and *** denote the significance at 10%, 5%, and 1% levels(two-tailed), respectively.

4.2 실증분석결과

4.2.1 Anderson et al.(2003)의 기본모형

〈Table 3〉은 Anderson et al.(2003)이 제시한 기본모형을 통해 본 연구에서 사용하는 표본에 대해 원가 비대칭성을 확인한다. 분석결과, 종속변수인 총원가($\Delta \ln COST_{i,t}$)와 판매관리비($\Delta \ln SGA_{i,t}$) 항목에서 매출감소($Dec \times \Delta \ln Sales_{i,t}$)의 회귀계수 β_3 는 각각 -0.031, -0.100으로 1% 수준에서 모두 유의한 음(-)의 값을 나타내고 있어 원가행태는 매출액 감소에 대해 하방경직적으로 나타났다. 즉, 매출액 증가시 총원가($\Delta \ln COST_{i,t}$) 증가율(β_1)은 85.8%, 판매관리비($\Delta \ln SGA_{i,t}$) 증가율(β_1)은 53.6%이지만, 매출 감소 시 총원가($\Delta \ln COST_{i,t}$)의 감소율($\beta_1 + \beta_2$)은 82.7%, 매출 감소 시 판매관리비($\Delta \ln SGA_{i,t}$)의 감소율($\beta_1 + \beta_2$)은 43.6%로 비대칭적인 형태를 보이고 있음을 알 수 있다.

4.2.2 전략적 일탈과 비대칭적 원가행태의 관계

기업의 전략적 일탈의 정도가 비대칭적 원가행태에 미치는 영향을 검토하기 위한 가설 1의 회귀분석 결과는 〈Table 4〉에 제시되어 있다. 종속변수로는 총원가($\Delta \ln COST_{i,t}$)와 판매관리비($\Delta \ln SGA_{i,t}$)를 이용하였다. 가설 1의 관심변수는 상호작용변수인 $Dec \times \Delta \ln Sales \times SD_{i,t}$ (β_3)로 매출액 감소에 따른 원가변화에 전략적 일탈이 추가적으로 미친 영향을 나타내는 변수를 의미한다.

〈Table 4〉의 회귀분석 결과, 가설 1의 관심변수인 $Dec_{i,t} \times \Delta \ln Sales_{i,t} \times SD_{i,t}$ (β_3)는 종속변수가 총원가($\Delta \ln COST_{i,t}$)인 경우에 -0.082, 판매관리비($\Delta \ln SGA_{i,t}$)인 경우에 -0.209로 모두 1% 수준에서 유의한 결과를 보였다. 즉, 기업이 전략적 일탈을 추구할수록 원가의 하방경직성이 강화된다는 것을 알 수 있다. 구체적으로 전략적 일탈 기업에서 나타난 비대칭성 원가행태의 요인은 이익조정 유인이기 보다는 경영자가 개인적 효용을 위해 통제목적의 자

〈Table 3〉 Summary of Statistics from Anderson et al.(2003)'s Basic Regression Analysis

| Variables | Dependent Variable | | | |
|-------------------------------------|-------------------------|---------|------------------------|---------|
| | $\Delta \ln COST_{i,t}$ | | $\Delta \ln SGA_{i,t}$ | |
| | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value |
| Intercept | 0.014* | 1.86 | -0.002 | -0.10 |
| $\Delta \ln Sales_{i,t}$ | 0.858*** | 101.49 | 0.536*** | 25.94 |
| $Dec \times \Delta \ln Sales_{i,t}$ | -0.031*** | -3.35 | -0.100*** | -2.70 |
| IND & YEAR fixed Effect | Included | | Included | |
| adj-R ² | 0.8766 | | 0.3021 | |
| Obs. | 9,295 | | 9,295 | |

- 1) 〈Table 3〉 reports results of hypothesis 1.
- 2) *, **, and *** denote the significance at 10%, 5%, and 1% levels(two-tailed), respectively.
- 3) t-value reported in 〈Table 3〉 are based on standard errors clustered by firm.
- 4) All variables are defined in 〈Table 1〉.

〈Table 4〉 Hypothesis 1 - The Effect of Strategic Deviance on Cost Asymmetry

| Variables | Dependent Variable | | | |
|--|--------------------------------|--------------|-------------------------------|--------------|
| | $\Delta \ln \text{COST}_{i,t}$ | | $\Delta \ln \text{SGA}_{i,t}$ | |
| | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value |
| Intercept | -0.003 | -0.28 | -0.076*** | -3.38 |
| $\Delta \ln \text{Sales}_{i,t}$ | 0.853*** | 83.48 | 0.554*** | 24.74 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales}_{i,t}$ | -0.230*** | -3.78 | -0.330*** | -2.70 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{SD}_{i,t}$ | -0.082*** | -3.03 | -0.209*** | -2.61 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{Assetint}_{i,t}$ | 0.015 | 1.15 | 0.108*** | 4.11 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{Employint}_{i,t}$ | -0.043*** | -4.48 | -0.043** | -2.30 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{SuccDec}_{i,t}$ | 0.001 | 0.01 | -0.001 | -0.02 |
| $\text{Dec}_{i,t}$ | 0.013*** | 4.24 | 0.035*** | 4.73 |
| $\text{SD}_{i,t}$ | 0.020*** | 4.31 | 0.039*** | 3.46 |
| $\text{Assetint}_{i,t}$ | 0.002 | 0.74 | 0.018*** | 3.43 |
| $\text{Employint}_{i,t}$ | 0.001*** | -0.17 | -0.005** | -2.22 |
| $\text{SuccDec}_{i,t}$ | -0.020*** | -5.57 | -0.052*** | -5.12 |
| $\text{KOSPI}_{i,t}$ | -0.004** | -2.52 | -0.015*** | -3.75 |
| IND & YEAR fixed Effect | Included | | Included | |
| adj-R ² | 0.8794 | | 0.3174 | |
| Obs. | 9,295 | | 9,295 | |

- 1) 〈Table 4〉 reports results of hypothesis 1.
- 2) *, **, and *** denote the significance at 10%, 5%, and 1% levels(two-tailed), respectively.
- 3) t-values reported in 〈Table 4〉 are based on standard errors clustered by firm
- 4) All variables are defined in 〈Table 1〉.

원을 유지하려는 의사결정에 의한 것으로 판단된다. 그러나 원가의 하방경직성은 전략적 일탈의 대리인 문제뿐만 아니라 경영자의 합리적인 의사결정에 의해 나타날 수도 있다. 이에 5.1의 추가분석에서 전략적 일탈의 어떠한 요인에 의해 원가의 하방경직성이 나타나는지에 대해 추가적으로 검토하고자 한다.

4.2.3 이익투명성 수준이 전략적 일탈과 비대칭적 원가행태간의 관계에 미치는 영향

다음으로, 이익투명성 수준에 따라 전략적 일탈 기

업의 비대칭적 원가행태가 차이가 있는지 분석한 결과는 〈Table 5〉와 같다. 〈Table 5〉의 열 (1)은 이익투명성 수준이 중앙값보다 낮은 그룹, 열 (2)는 이익투명성 수준이 중앙값보다 높은 그룹으로 설정하여 전략적 일탈 수준과 비대칭적 원가행태 간의 관계를 분석한 결과이다. 이러한 분석방법을 사용한 이유는 이익투명성 수준에 따른 전략적 일탈 기업의 원가 비대칭성 효과를 더욱 명확하게 확인할 수 있기 때문이다(Kim et al., 2016).

먼저, 열 (1)에서 이익투명성이 낮은 그룹의 전략적 일탈 수준과 원가의 비대칭성을 살펴보면, 종속변수

(Table 5) Hypothesis 2 - The Effect of Earnings Transparency on Relationship between Strategic Deviance and Cost Asymmetry

| Variables | (1) Lower Earnings Transparency | | | | (2) Higher Earnings Transparency | | | |
|--|---------------------------------|--------------|-------------------------------|--------------|----------------------------------|--------------|-------------------------------|--------------|
| | $\Delta \ln \text{COST}_{i,t}$ | | $\Delta \ln \text{SGA}_{i,t}$ | | $\Delta \ln \text{COST}_{i,t}$ | | $\Delta \ln \text{SGA}_{i,t}$ | |
| | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value |
| Intercept | 0.010 | 0.59 | -0.104** | -2.00 | 0.001 | -0.02 | -0.049 | -1.25 |
| $\Delta \ln \text{Sales}_{i,t}$ | 0.839*** | 62.50 | 0.448*** | 17.70 | 0.873*** | 63.45 | 0.562*** | 17.54 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales}_{i,t}$ | -0.273*** | -3.75 | -0.385*** | -2.82 | -0.086 | -1.28 | -0.192 | -1.02 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{SD}_{i,t}$ | -0.080** | -2.22 | -0.276** | -2.42 | -0.056 | -1.48 | -0.095 | -0.84 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{AssetInt}_{i,t}$ | 0.024 | 1.60 | -0.018 | -0.26 | -0.192*** | -6.14 | 0.094*** | 2.64 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{EmployInt}_{i,t}$ | -0.050*** | -4.51 | -0.079*** | -3.47 | -0.030*** | -2.72 | -0.009 | -0.31 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{SuccDec}_{i,t}$ | -0.006 | -0.25 | 0.041 | 0.52 | -0.029 | -0.85 | -0.014 | -0.16 |
| $\text{Dec}_{i,t}$ | 0.012*** | 3.15 | 0.024** | 2.35 | 0.016*** | 4.14 | 0.026*** | 2.61 |
| $\text{SD}_{i,t}$ | 0.025*** | 3.47 | 0.032** | 2.01 | 0.016*** | 2.68 | 0.048*** | 3.07 |
| $\text{AssetInt}_{i,t}$ | -0.005 | -1.52 | -0.001 | -0.17 | -0.005 | -1.14 | 0.025*** | 3.08 |
| $\text{EmployInt}_{i,t}$ | 0.001 | 0.19 | -0.006* | -1.72 | 0.001 | -0.12 | -0.003 | -0.80 |
| $\text{SuccDec}_{i,t}$ | -0.023*** | -4.68 | -0.067*** | -4.23 | -0.025*** | -4.98 | -0.037*** | -2.65 |
| $\text{KOSPI}_{i,t}$ | -0.006*** | -2.66 | -0.021*** | -2.99 | -0.001 | -0.59 | -0.011* | -1.73 |
| IND & YEAR fixed Effect | Included | | Included | | Included | | Included | |
| adj-R ² | 0.8818 | | 0.3454 | | 0.8825 | | 0.3027 | |
| Obs. | 4,594 | | 4,594 | | 4,701 | | 4,701 | |

1) This table reports results of hypothesis 2.

2) *, **, and *** denote the significance at 10%, 5%, and 1% levels(two-tailed), respectively.

3) t-values reported in the table are based on standard errors clustered by firm.

4) All variables are defined in <Table 1>.

인 총원가($\Delta \ln \text{COST}_{i,t}$)와 판매관리비($\Delta \ln \text{SGA}_{i,t}$)와 관심변수인 $\text{Dec}_{i,t} \times \Delta \ln \text{Sales}_{i,t} \times \text{SD}_{i,t}$ (β_3)의 계수값이 각각 -0.080과 -0.276으로 모두 5% 수준에서 유의하였다. 즉, 이익투명성이 낮은 기업은 전략적 일탈을 추구하는 경영자가 매출 감소에도 불구하고 기업 전체이익과 상충되는 의사결정을 내리기 수월한 환경으로 보인다. 반면에, 열 (2)의 이익투명성이 높은 그룹에서는 $\text{Dec}_{i,t} \times \Delta \ln \text{Sales}_{i,t} \times \text{SD}_{i,t}$ 의 회귀계수(β_3)가 어떤 종속변수에서도 유의한 결과가 나타나지 않아 원가행태가 대칭적인 것을 확인하였다. 이러한 결과는 이익투명성이 높은 기업에서

경영활동의 결과가 주가에 즉각적으로 반영될 수 있기 때문에 전략적 일탈 기업과 그렇지 않은 기업들 간의 원가행태가 유의한 차이를 보이지 않는 것으로 해석된다. 다시 말해, 이익투명성이 높은 경우에 전략적 일탈 기업의 경영자는 매출 감소에도 불구하고 잉여자원을 유지한다면, 발생하는 비용의 증가가 기업의 보고이익을 낮출 것이고 이러한 부정적인 정보가 주가에 즉각적으로 반영될 것이다. 따라서 이익투명성이 높은 경우에는 전략적 일탈 기업의 경영자가 기업 전체 이익과 상충되는 의사결정을 내리기 어려운 제반환경에 놓여 있는 것으로 해석할 수 있다.

V. 추가분석

5.1 전략적 일탈 기업의 원가 하방경직성의 요인

〈Table 4〉의 분석결과에서는 전략적 일탈과 원가 하방경직성의 양(+)의 관계를 대리인 문제에 의해 나타난 것으로 해석하였다. 그러나 선행연구에 따르면 하방경직성의 요인은 대리인 문제뿐만 아니라 경영자의 합리적 의사결정에 인한 결과일 수도 있다. 또한, 전략적 일탈 기업들은 시장 변화에 대해 유동적이고, 우수한 수요-공급 관계를 만들며 독창적이고 새로운 제품, 서비스 및 시장을 개척하고자 노력한다고 알려져 있다(Porter, 1980, 1986). 따라서 전략적 일탈 기업이 R&D 투자활동이나 혁신적인 고객 인터페이스 등의 새로운 시장 개척에 대한 낙관에 의해(Prahalad and Hamel, 1990) 매출 감소에도 불구하고 원가를 유지한다면 〈Table 4〉와 같은 동일한 결과가 나타날 수 있다. 따라서 본 연구에서는 Anderson et al.(2007)의 분석모형을 이용하여, 전략적 일탈 기업에서 원가의 하방경직성이 나타나는 원인을 명확히 파악하고자 한다.

전통적인 판매관리비 지출에 대한 부정적인 인식과 달리 Anderson et al.(2007)은 매출 감소 시 매출액 대비 판매관리비 비중이 높을수록 미래 기업 성과에 긍정적으로 작용될 수 있음을 제시하였다. 이후 판매관리비 지출이 기업 자원의 투자로써 기업의 미래가치를 창출한다는 실증연구들이 증가되었다

(Banker et al., 2011; Park et al., 2012; Hong and Cheung, 2015). 이들은 공통적으로 연구개발비 이외의 판매관리비 지출도 무형의 투자 속성을 포함하기 때문에 미래성과에 긍정적인 영향을 미친다는 논리를 주장하였다.¹⁷⁾

이러한 논리를 바탕으로 전략적 일탈 기업의 원가 하방경직성이 경영자의 합리적인 의사결정에 의한 결과라면, 매출 감소 시 판매관리비의 비중을 유지하는 의사결정이 미래 기업성과에도 긍정적인 영향을 미칠 것이다. 이를 통해 전략적 일탈 기업의 원가 하방경직성에 대한 요인을 좀 더 명확하게 살펴볼 수 있을 것이다. 이와 같은 가능성을 검토하기 위해 본 연구는 Anderson et al.(2007)과 Hong and Cheung(2015)의 연구모형을 활용하여 분석하였다. 먼저 판매관리비 비율은 아래의 식 (4)와 같이 정의한다.

$$SGA_RATIO^{DEC}_{i,t} = SGA_RATIO_{i,t} \times DEC_{i,t} \quad \text{식 (4)}$$

여기서,

$$SGA_RATIO_{i,t} : \frac{SGA_{i,t}}{Sale_{i,t}} - \frac{SGA_{i,t-1}}{Sale_{i,t-1}} ;$$

$SGA_{i,t}$: i 기업의 t 기 판매관리비;

$Sale_{i,t}$: i 기업의 t 기 매출액;

$DEC_{i,t}$: 당기 매출액이 전기 매출액에 비해 감소했으면 1, 아니면 0.

판매관리비 비율변동($SGA_RATIO_{i,t}$)은 당기 매

17) 매출 감소 시 판매관리비 지출이 미래 기업가치에 긍정적인 영향을 미친다는 이유에 대해 Anderson et al.(2007)은 첫째, 판매관리비에 포함된 고정비의 영향, 둘째, 경영자 효용에 의한 판매관리비 비중 증가 및 감소, 셋째, 조정비용의 발생가능성을 제시하였다. 즉, 선행연구에서는 둘째 요소(대리인 문제)를 제외하고는 매출 감소 시 판매관리비 비중 증가를 부정적으로 판단하기보다는 오히려 긍정적인 의미를 지닌 것으로 해석하고 있다(Hong and Cheung, 2015). 또한, Chen et al.(2012)에 의하면, 매출 감소 시에 판매관리비 비중이 증가하는 것보다 매출 증가 시에 판매관리비 비중이 더 증가하는 것이 대리인 문제와 더욱 높은 관련성을 지니게 된다고 보고된다.

출액 대비 판매관리비의 비중에서 전기 매출액 대비 판매관리비의 비중을 뺀 값으로 정의한다. 따라서 식 (4)에서 $SGA_RATIO^{DEC}_{i,t}$ 는 매출이 감소하였을 때 판매관리비의 비중의 변동을 의미한다. 그리고 Hong and Cheung(2015)은 식 (5)와 같이 매출 감소 시 판매관리비 비중변화의 부호를 양(+)과 음(-)으로 분류하였다. 즉, $SGA_RATIO^{DEC/+SGAR}_{i,t}$ 는 매출 감소 시 판매관리비 유지비율이 증가한 경우의 변수를 의미한다.

$$SGA_RATIO^{DEC/+SGAR}_{i,t} = SGA_RATIO^{DEC}_{i,t} \times P_SGA_{i,t} \quad \text{식 (5)}$$

여기서,

$P_SGA_{i,t}$: $SGA_RATIO_{i,t}$ 가 양(+)이면 1, 아니면 0.

본 연구에서는 식 (4)의 $SD \times SGA_RATIO^{DEC}_{i,t}$ 와 식 (5)의 $SD \times SGA_RATIO^{DEC/+SGAR}_{i,t}$ 를 각각 아래의 연구모형 (3)에 포함하여 분석한다. 만일 전략적 일탈 기업의 원가 하방경직성 요인이 경영자의 합리적 대응방식에 의한 것이라면, 전략적 일탈 수준과 판매관리비의 비율변동의 상호작용항인 $SD \times SGA_RATIO^{Signal}_{i,t}$ ($SD \times SGA_RATIO^{DEC}_{i,t}$ 및 $SD \times SGA_RATIO^{DEC/+SGAR}_{i,t}$)가 클수록 차기 기업가치가 높아져 β_3 는 유의한 양(+)의 값으로 예상된다. 그러나 전략적 일탈 기업의 하방경직성이 대리인 문제에 의해 나타난 것이라면, $SD \times SGA_RATIO^{DEC}_{i,t}$ 및 $SD \times SGA_RATIO^{DEC/+SGAR}_{i,t}$ 의 계수값은 유의한 음(-)의 값으로 나타날 것이다.

$$\begin{aligned} PERFORMANCE_{i,t+1} &= \beta_0 + \beta_1 SD_{i,t} \\ &+ \beta_2 SGA_RATIO^{Signal(DEC \text{ or } DEC/+SGAR)}_{i,t} \\ &+ \beta_3 SD_{i,t} \times SGA_RATIO^{Signal(DEC \text{ or } DEC/+SGAR)}_{i,t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &+ \beta_4 PERFORMANCE_{i,t} + \beta_5 LEV_{i,t} \\ &+ \beta_6 SIZE_{i,t} + \beta_7 GRW_{i,t} + \beta_8 LABOR_{i,t} \\ &+ \beta_9 INV_{i,t} + \sum YEAR + \sum IND + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad \text{연구모형 (3)}$$

여기서,

$PERFORMANCE_{i,t}$: i 기업의 t 기 기업가치 변화분
($\frac{\text{기말시가총액} - \text{기초시가총액}}{\text{기초시가총액}}$);

$SGA_RATIO^{Signal}_{i,t}$: $SGA_RATIO^{DEC}_{i,t}$ 또는 $SGA_RATIO^{DEC/+SGAR}_{i,t}$;

$LEV_{i,t}$: i 기업의 t 기 부채비율 변화분
($\frac{\text{당기총부채}}{\text{기초시가총액}} - \frac{\text{전기총부채}}{\text{전기기초시가총액}}$);

$SIZE_{i,t}$: i 기업의 t 기 자산 변화분
($\frac{\text{당기총자산}}{\text{당기매출액}} - \frac{\text{전기총자산}}{\text{전기매출액}}$);

$GRW_{i,t}$: i 기업의 t 기 매출성장률 변화분
($\frac{\text{당기매출액}}{\text{전기매출액}} - \frac{\text{전기매출액}}{\text{전전기매출액}}$);

$LABOR_{i,t}$: i 기업의 t 기 노동생산성 변화분
($\left[\frac{\text{당기매출액}}{\text{당기종업원수}} - \frac{\text{전기매출액}}{\text{전기종업원수}} \right] / \left[\frac{\text{전기매출액}}{\text{전기종업원수}} \right]$);

$INV_{i,t}$: i 기업의 t 기 재고자산 변화분
($\frac{\text{당기재고자산}}{\text{당기매출액}} - \frac{\text{전기재고자산}}{\text{전기매출액}}$).

분석결과는 <Table 6>과 같다. 관심변수인 $SGA_RATIO^{DEC}_{i,t}$ 의 계수값은 -0.354로, $SGA_RATIO^{DEC/+SGAR}_{i,t}$ 의 계수값은 -0.439로, 각각 10%와 5% 수준에서 유의한 값으로 나타나, 전략적 일탈 기업에서 매출 감소 시의 원가 하방경직성은 미래성과에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 통해, 전략적 일탈 기업에서 나타나는 원가 하방경직성의 요인을 경영자의 합리적 의사결정에 의한 것이 아님을 단정지을 수 없지만, 전략적 일탈 특성상 발생할 수 있는 대리인 문제에 의해

<Table 6> Strategic Deviance, SGA Cost and Future Firm Performance

| Variables | Dependent Variable = $PERFORMANCE_{i,t+1}$ | | | |
|--|--|--------------|-----------------|--------------|
| | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value |
| <i>Intercept</i> | 0.219* | 1.86 | 0.200** | 2.13 |
| $SD_{i,t}$ | 0.014 | 1.29 | 0.001 | 0.01 |
| $SGA_RATIO_{i,t}^{DEC}$ | 0.358** | 2.22 | | |
| $SD \times SGA_RATIO_{i,t}^{DEC}$ | -0.354* | -1.84 | | |
| $SGA_RATIO_{i,t}^{DEC/+SGAR}$ | | | 0.444*** | 2.77 |
| $SD \times SGA_RATIO_{i,t}^{DEC/+SGAR}$ | | | -0.439** | -2.38 |
| $PERFORMANCE_{i,t}$ | -0.033*** | -5.35 | -0.027*** | -4.82 |
| $LEV_{i,t}$ | 0.013* | 1.73 | 0.014*** | 3.22 |
| $SIZE_{i,t}$ | -0.012 | -0.79 | -0.011 | -1.59 |
| $GRW_{i,t}$ | 0.002 | 0.14 | 0.003*** | 2.94 |
| $LABOR_{i,t}$ | 0.040** | 2.39 | -0.001** | -2.20 |
| $INV_{i,t}$ | -0.158 | -1.34 | -0.019 | -0.39 |
| Ind & Year fixed Effect | Included | | Included | |
| $adj-R^2$ | 0.0671 | | 0.0672 | |
| Obs. | 9,295 | | 9,295 | |

- 1) *, **, and *** denote the significance at 10%, 5%, and 1% levels (two-tailed), respectively.
- 2) t-values reported in the table are based on standard errors clustered by firm
- 3) $PERFORMANCE_{i,t}$ is change in market value between year t and year $t-1$; $SGA_RATIO_{i,t}$ is SGA costs signal; $LEV_{i,t}$ is change in leverage to assets between year t and year $t-1$; $SIZE_{i,t}$ is change in assets between year t and year $t-1$; $GRW_{i,t}$ is change in sales growth between year t and year $t-1$; $LABOR_{i,t}$ is change in productivity of labor between year t and year $t-1$.

원가의 하방경직성이 나타날 수 있다는 본 연구의 예측을 부분적으로나마 지지할 수 있을 것이다. 한편 통제변수의 회귀계수는 선행연구(Hong and Cheung, 2015)의 회귀계수와 모두 유사한 방향을 나타내고 있다.

5.2 이익조정 유인이 있는 경우 전략적 일탈 기업의 원가행태

비대칭적 원가행태에 관한 선행연구에서는 이익조정 유인이 존재하는 경우 하방탄력적인 원가행태가

나타난다고 주장하였다(Dierynck et al., 2012; Kama and Weiss, 2013). 또한 전략적 일탈과 관련한 선행연구에서는 전략적 일탈의 사업위험과 미래 불확실성으로 인해 외부이해관계자로부터 정당성을 확보하거나 채권자로부터 요구되는 자본비용이 증가될 수 있다고 제시한다(Litov et al., 2012). 이로 인해 전략적 일탈 기업은 보수적 회계처리를 낮추거나(Wang, 2018) 재량적 발생액 수준을 높여(Ye et al., 2015; Kim and Han, 2019) 경영성과를 조정할 가능성이 있다. 특히 이러한 성과조정 유인은 이익이 '0'에 근접하여 적자를 회피하려는

의심기업에서 더욱 높게 작용될 것으로 예측하여 본 연구에서는 이익조정 유인이 높은 그룹과 이익조정 유인이 낮은 그룹으로 구분하여 전략적 일탈 기업의 원가행태를 검토하였다. 이익조정 유인(just meet or beat earnings benchmark)의 변수는 총자산 수익률이 0과 0.01 사이에 있으면 1, 아니면 0인 더미변수 *SUSPECT*를 활용하였고 분석결과는 <Table 7>과 같다.

분석결과, <Table 7>의 열 (1)의 이익조정 유인이 높은 그룹(*SUSPECT*=1)에서는 종속변수가 총

원가($\Delta \ln COST_{i,t}$)와 판매관리비($\Delta \ln SGA_{i,t}$)인 경우 $Dec \times \Delta \ln Sales \times SD_{i,t}$ 의 계수 값이 각각 0.034와 0.681로 모두 10% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 이익조정 유인이 높은 경우에만 전략적 일탈 기업이 매출 감소 시에 잉여자원의 축소 및 구조조정 등을 통해 원가를 적극 조정하여 보고 이익을 높이는 것으로 판단된다. 반면에 열 (2)의 이익조정 유인이 낮은 그룹(*SUSPECT*=0)에서는 종속변수가 총원가와 판매관리비인 경우, $Dec \times \Delta \ln Sales \times SD_{i,t}$ 의 계수 값이 -0.077과 -0.222로

<Table 7> Controlling for Earnings Management Incentive

| Variables | (1) <i>SUSPECT</i> = 1 | | | | (2) <i>SUSPECT</i> = 0 | | | |
|---|-------------------------|-------------|------------------------|-------------|-------------------------|--------------|------------------------|--------------|
| | $\Delta \ln COST_{i,t}$ | | $\Delta \ln SGA_{i,t}$ | | $\Delta \ln COST_{i,t}$ | | $\Delta \ln SGA_{i,t}$ | |
| | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value |
| Intercept | -0.004 | -0.92 | -0.006 | -0.17 | -0.005 | -0.47 | -0.029 | -0.98 |
| $\ln Sales_{i,t}$ | 0.942*** | 89.94 | 0.816*** | 10.38 | 0.845*** | 74.81 | 0.429*** | 20.81 |
| $Dec \times \Delta \ln Sales_{i,t}$ | -0.055*** | -2.86 | -0.706** | -2.33 | -0.238*** | -3.59 | -0.223*** | -2.67 |
| $Dec \times \Delta \ln Sales \times SD_{i,t}$ | 0.034* | 1.91 | 0.681* | 1.80 | -0.077*** | -2.68 | -0.222*** | -2.71 |
| $Dec \times \Delta \ln Sales \times AssetInt_{i,t}$ | -0.075* | -1.91 | 0.254 | 1.30 | 0.004 | 0.30 | -0.053** | -2.57 |
| $Dec \times \Delta \ln Sales \times EmployInt_{i,t}$ | -0.015*** | -3.95 | 0.014 | 0.19 | -0.046*** | -4.36 | -0.030** | -2.37 |
| $Dec \times \Delta \ln Sales \times SuccDec_{i,t}$ | -0.011 | -0.41 | 0.068 | 0.29 | -0.008 | -0.35 | 0.049 | 1.00 |
| $Dec_{i,t}$ | -0.007*** | -3.13 | 0.015 | 0.76 | 0.016*** | 5.06 | -0.002 | -0.21 |
| $SD_{i,t}$ | 0.002 | 0.51 | 0.007 | 0.32 | 0.024*** | 4.38 | 0.045*** | 3.45 |
| $AssetInt_{i,t}$ | -0.004** | -2.40 | 0.014 | 1.52 | 0.002 | 0.60 | 0.005 | 0.87 |
| $EmployInt_{i,t}$ | -0.001 | -1.52 | -0.004 | -1.01 | 0.001 | -0.10 | -0.003 | -1.04 |
| $SuccDec_{i,t}$ | -0.001 | -0.19 | -0.012 | -0.46 | -0.024*** | -5.96 | -0.050*** | -4.66 |
| $KOSPI_{i,t}$ | -0.002 | -1.39 | -0.011 | -1.29 | -0.004** | -2.15 | -0.016*** | -3.35 |
| IND & YEAR fixed Effect | Included | | Included | | Included | | Included | |
| adj-R ² | 0.9737 | | 0.4396 | | 0.8737 | | 0.3166 | |
| Obs. | 1,544 | | 1,544 | | 7,751 | | 7,751 | |

1) *, **, and *** denote the significance at 10%, 5%, and 1% levels(two-tailed), respectively.

2) t-values reported in the table are based on standard errors clustered by firm.

3) All variables are defined in <Table 1>

4) *SUSPECT_{i,t}* is a dummy variable to take a value of one if *NI* (net income divided by average assets) is between 0 and 0.01.

모두 1% 수준에서 유의한 것으로 나타나, <Table 4>의 결과와 동일하게 유지되었다.¹⁸⁾

5.3 전략적 일탈 변수를 더미변수로 측정한 분석

<Table 8>에서는 전략적 일탈($SD_{i,t}$) 변수의 강건성 테스트의 일환으로 연속변수가 아닌 더미변수

를 이용하여 분석을 실시한다. 이를 위해 전략적 일탈의 수준($SD_{i,t}$)을 산업-연도별 중위수보다 크면 1 아니면 0인 더미변수($SD_DUM_{i,t}$)로 분석하였다. 분석결과, 종속변수가 총원가($\Delta InCOST_{i,t}$) 또는 판매관리비($\Delta InSGA_{i,t}$)인 경우 관심변수인 $DEC \times \Delta InSales \times SD_DUM_{i,t}$ 의 회귀계수가 각각 -0.047, -0.076으로 1%, 10% 수준에서 모두 유의한 음(-)

<Table 8> Regression of SD Variable by Using Dummy Variable

| Variables | Dependent Variables | | | |
|--|-----------------------|--------------|----------------------|--------------|
| | $\Delta InCOST_{i,t}$ | | $\Delta InSGA_{i,t}$ | |
| | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value |
| Intercept | -0.002 | -0.19 | -0.030 | -1.21 |
| $InSales_{i,t}$ | 0.854*** | 83.34 | 0.435*** | 21.74 |
| $Dec \times \Delta InSales_{i,t}$ | -0.221*** | -3.50 | -0.314*** | -2.94 |
| $Dec \times \Delta InSales \times SD_DUM_{i,t}$ | -0.047*** | -3.25 | -0.076* | -1.81 |
| $Dec \times \Delta InSales \times AssetInt_{i,t}$ | 0.013 | 0.94 | 0.008 | 0.37 |
| $Dec \times \Delta InSales \times EmployInt_{i,t}$ | -0.040*** | -3.98 | -0.038** | -2.46 |
| $Dec \times \Delta InSales \times SuccDec_{i,t}$ | -0.006 | -0.27 | 0.032 | 0.65 |
| $Dec_{i,t}$ | 0.012*** | 4.08 | 0.002 | 0.29 |
| $SD_DUM_{i,t}$ | 0.024*** | 5.19 | 0.047*** | 4.15 |
| $AssetInt_{i,t}$ | 0.002 | 0.64 | 0.009* | 1.72 |
| $EmployInt_{i,t}$ | 0.000** | 0.17 | -0.002 | -0.91 |
| $SuccDec_{i,t}$ | -0.021*** | -5.67 | -0.049*** | -4.85 |
| $KOSPI_{i,t}$ | -0.004** | -2.49 | -0.016*** | -3.86 |
| IND & YEAR fixed Effect | Included | | Included | |
| adj-R ² | 0.8783 | | 0.3168 | |
| Obs. | 9,295 | | 9,295 | |

1) *, **, and *** denote the significance at 10%, 5%, and 1% levels(two-tailed), respectively.

2) t-values reported in the table are based on standard errors clustered by firm.

3) All variables are defined in <Table 1>.

18) <Table 4>의 표본과 <Table 7>의 이익조정 유인이 낮은 그룹의 표본에서 각각의 $Dec \times \Delta InSales \times SD_{i,t}$ 계수값이 유의한 차이가 있는지 검증하고자 평행성 검정(parallelism test)을 실시하였다. 평행성 검증은 동일한 모형을 적용한 서로 다른 표본간의 회귀계수가 서로 통계적으로 차이가 존재하는지 분석하는 방법이다. 분석결과, 종속변수가 총원가($InCOST_{i,t}$)인 경우 <Table 4>의 $Dec \times \Delta InSales \times SD_{i,t}$ 의 계수값이 더 작아 원가 하방경직성이 높은 것으로 보이지만 회귀계수값 간의 유의한 차이는 발견되지 않았고, 마찬가지로 판매관리비($InSGA_{i,t}$)인 경우에도 t 값은 0.13으로 유의한 차이가 발견되지 않았다.

의 값이 나타나 하방경직적인 원가행태를 보인다. 즉, 더미변수를 사용하여 분석한 결과에서도 주요 분석에서 제시한 결과와 질적으로 다르지 않음을 확인하였다.

5.4 정보비대칭 변수의 다른 대용치로 이용한 분석

본 연구에서는 Barth et al.(2013)이 제시한 이익투명성 측정치의 수준을 정보비대칭의 대용치로 사용하였다. 그러나 본 절에서는 다수의 선행연구에서 정보비대칭의 대용치로 사용한 매수-매도 호가스프레드,¹⁹⁾ 주식거래량, 재무분석가의 수(Beyer et al., 2010)를 이용하여 연구의 강건성을 확보하고자 하였다.²⁰⁾ 이를 위해 각각의 정보비대칭 측정치를 중위수 기준으로 높은 그룹과 낮은 그룹으로 구

분한 후 연구모형 (2)를 활용하여 추가분석을 실시하였고 그 결과는 <Table 9>와 같다. <Table 9>에서 정보비대칭의 대용치를 Panel A는 매수-매도 호가스프레드, Panel B는 주식거래량, 그리고 Panel C는 재무분석가의 수를 이용하여 검증한 결과이다.

분석결과, Panel A, Panel B, 그리고 Panel C 모두 정보비대칭이 높은 그룹인 열 (1)에서만 관심 변수인 $Dec \times \Delta \ln Sales \times SD_{i,t}$ 의 회귀계수들이 대체로 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 반면에, 정보비대칭이 낮은 그룹인 열 (2)에서는 모두 유의하지 않았다. 이러한 결과를 통해 <Table 5>에서 분석한 이익투명성 수준(Barth et al., 2013)에 따른 전략적 일탈과 원가 비대칭성 간의 관계가 이익투명성 대신 다양한 정보비대칭의 대용치를 사용하더라도 일관된 결과를 나타냄을 확인하였다.

19) 본 연구에서는 매수-매도 호가 스프레드(Bid-Ask Spread) 측정치를 Leuz and Verrecchia(2000) 연구에서 제시한 방법으로 측정하였다. 측정과정은 아래 식 (6)과 같다.

$$SPRD = \frac{2(e^a - 1)}{1 + e^a} \tag{6}$$

여기서,

$$a = \frac{\sqrt{2\beta} - \sqrt{\beta}}{3 - 2\sqrt{2}} - \sqrt{\frac{\gamma}{3 - 2\sqrt{2}}}$$

$$\beta = \left[\ln\left(\frac{H_t^0}{L_t^0}\right) \right]^2 + \left[\ln\left(\frac{H_{t+1}^0}{L_{t+1}^0}\right) \right]^2, \quad \gamma = \left[\ln\left(\frac{H_{t,t+1}^0}{L_{t,t+1}^0}\right) \right]^2$$

H_t^0, L_t^0 = t 일의 최고가와 최저가;
 H_{t+1}^0, L_{t+1}^0 = t+1 일의 최고가와 최저가;
 $H_{t,t+1}^0, L_{t,t+1}^0$ = t 일에서 t+1 일 동안의 최고가와 최저가.

20) 본 연구에서 세 가지의 정보비대칭 대용치를 이용한 이유는 다음과 같다. 정보비대칭과 관련한 선행연구에서는 경영자-주주 간 정보비대칭이 심할수록 매수호가와 매도호가 간의 스프레드가 높아진다고 보고되었다(Leuz and Verrecchia 2000). 또한, 기업의 내재가치에 대한 투자자들 사이의 의견불일치 정도가 상이할 경우 주식거래량이 증가될 수 있다(Ajinkya et al., 1991). 그리고 숙련된 지식 및 다양한 정보를 가진 재무분석가는 유용한 예측정보를 제공함으로써 기업 내·외부의 정보비대칭을 완화시킨다고 알려져 있다(Yu, 2008; Lobo et al., 2012).

<Table 9> Analysis by Using Different Information Asymmetry Proxies

| Panel A. Bid-Ask Spread | | | | | | | | |
|--|----------------------------------|--------------|-------------------------------|--------------|---------------------------------|--------------|-------------------------------|--------------|
| Variables | (1) Higher Information Asymmetry | | | | (2) Lower Information Asymmetry | | | |
| | Higher Bid-Ask Spread | | | | Lower Bid-Ask Spread | | | |
| | $\Delta \ln \text{COST}_{i,t}$ | | $\Delta \ln \text{SGA}_{i,t}$ | | $\Delta \ln \text{COST}_{i,t}$ | | $\Delta \ln \text{SGA}_{i,t}$ | |
| | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value |
| Intercept | -0.027 | -1.26 | -0.162*** | -5.35 | 0.002 | 0.14 | -0.032 | -0.88 |
| $\ln \text{Sales}_{i,t}$ | 0.818*** | 55.53 | 0.492*** | 17.11 | 0.953*** | 98.58 | 0.758*** | 26.49 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales}_{i,t}$ | -0.204** | -2.26 | -0.300* | -1.89 | -0.600*** | -7.02 | -0.646*** | -3.68 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{SD}_{i,t}$ | -0.065* | -1.83 | -0.185* | -1.90 | -0.036 | -1.52 | -0.079 | -0.92 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{AssetInt}_{i,t}$ | 0.005 | 0.29 | 0.100*** | 2.90 | 0.003 | 0.61 | 0.064*** | 3.36 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{EmployInt}_{i,t}$ | -0.044*** | -3.09 | -0.044* | -1.80 | -0.087*** | -7.00 | -0.038* | -1.66 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{SuccDec}_{i,t}$ | -0.025 | -0.87 | -0.107 | -1.42 | 0.006 | 0.45 | 0.077 | 0.72 |
| $\text{Dec}_{i,t}$ | 0.016*** | 3.23 | 0.039*** | 3.28 | 0.012*** | 4.87 | 0.027*** | 3.44 |
| $\text{SD}_{i,t}$ | 0.031*** | 4.04 | 0.055*** | 3.02 | 0.010** | 2.36 | 0.028*** | 2.60 |
| $\text{AssetInt}_{i,t}$ | -0.003 | -0.74 | 0.021** | 2.34 | 0.005*** | 2.65 | 0.013** | 2.28 |
| $\text{EmployInt}_{i,t}$ | 0.002 | 1.25 | -0.005 | -1.23 | -0.001* | -1.71 | -0.001 | -0.52 |
| $\text{SuccDec}_{i,t}$ | -0.031*** | -4.92 | -0.090*** | -5.13 | -0.007** | -2.51 | -0.021* | -1.72 |
| $\text{KOSPI}_{i,t}$ | -0.006** | -2.47 | -0.021*** | -2.99 | -0.002 | -1.41 | -0.011** | -2.18 |
| IND & YEAR fixed Effect | Included | | Included | | Included | | Included | |
| adj-R ² | 0.8641 | | 0.2887 | | 0.9321 | | 0.4409 | |
| Obs. | 4,633 | | 4,633 | | 4,662 | | 4,662 | |

| Panel B. Trading Volume | | | | | | | | |
|--|----------------------------------|--------------|-------------------------------|--------------|---------------------------------|--------------|-------------------------------|--------------|
| Variables | (1) Higher Information Asymmetry | | | | (2) Lower Information Asymmetry | | | |
| | Higher Trading Volume | | | | Lower Trading Volume | | | |
| | $\Delta \ln \text{COST}_{i,t}$ | | $\Delta \ln \text{SGA}_{i,t}$ | | $\Delta \ln \text{COST}_{i,t}$ | | $\Delta \ln \text{SGA}_{i,t}$ | |
| | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value |
| Intercept | -0.038* | -1.76 | -0.086 | -1.62 | 0.027* | 1.86 | -0.016 | -0.27 |
| $\ln \text{Sales}_{i,t}$ | 0.832*** | 49.84 | 0.498*** | 16.97 | 0.883*** | 77.38 | 0.609*** | 20.83 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales}_{i,t}$ | -0.353*** | -4.04 | -0.181* | -1.71 | -0.635*** | -7.51 | -0.446** | -2.00 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{SD}_{i,t}$ | -0.090* | -1.91 | -0.185* | -1.79 | -0.005 | -0.18 | -0.054 | -0.50 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{AssetInt}_{i,t}$ | 0.024 | 1.32 | -0.094*** | -3.26 | -0.076** | -2.52 | -0.032 | -0.43 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{EmployInt}_{i,t}$ | -0.073*** | -5.09 | -0.017 | -0.98 | -0.100*** | -7.72 | -0.028 | -0.84 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{SuccDec}_{i,t}$ | -0.079*** | -3.02 | -0.083 | -1.20 | 0.037** | 2.32 | 0.190*** | 3.28 |
| $\text{Dec}_{i,t}$ | 0.021*** | 4.66 | 0.017 | 1.43 | 0.011*** | 3.16 | 0.018* | 1.85 |
| $\text{SD}_{i,t}$ | 0.022** | 2.58 | 0.050** | 2.26 | 0.024*** | 4.34 | 0.050*** | 3.55 |
| $\text{AssetInt}_{i,t}$ | 0.003 | 0.64 | 0.010 | 1.05 | -0.006* | -1.78 | -0.001 | -0.20 |
| $\text{EmployInt}_{i,t}$ | -0.002 | -1.09 | -0.003 | -0.76 | -0.001 | -0.79 | -0.001 | -0.40 |
| $\text{SuccDec}_{i,t}$ | -0.040*** | -7.78 | -0.082*** | -5.80 | -0.010*** | -2.78 | -0.012 | -0.98 |
| $\text{KOSPI}_{i,t}$ | -0.006** | -2.36 | -0.022*** | -2.90 | -0.001 | -0.54 | -0.007 | -1.21 |
| IND & YEAR fixed Effect | Included | | Included | | Included | | Included | |
| adj-R ² | 0.8698 | | 0.3619 | | 0.8938 | | 0.3283 | |
| Obs. | 4,140 | | 4,140 | | 5,155 | | 5,155 | |

(Table 9) Analysis by Using Different Information Asymmetry Proxies (continue)

| Panel C. Analyst Following | | | | | | | | |
|--|----------------------------------|--------------|-------------------------------|--------------|---------------------------------|--------------|-------------------------------|-------------|
| Variables | (1) Higher Information Asymmetry | | | | (2) Lower Information Asymmetry | | | |
| | Lower Analyst Following | | | | Higher Analyst Following | | | |
| | $\Delta \ln \text{COST}_{i,t}$ | | $\Delta \ln \text{SGA}_{i,t}$ | | $\Delta \ln \text{COST}_{i,t}$ | | $\Delta \ln \text{SGA}_{i,t}$ | |
| | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value | Coefficient | t-value |
| Intercept | -0.020** | -2.04 | -0.042 | -1.09 | 0.019* | 1.78 | -0.038 | -1.62 |
| $\ln \text{Sales}_{i,t}$ | 0.847*** | 62.91 | 0.413*** | 18.04 | 0.880*** | 66.25 | 0.594*** | 19.14 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales}_{i,t}$ | -0.305*** | -5.09 | -0.318** | -2.36 | -0.327*** | -3.14 | -0.317* | -1.73 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{SD}_{i,t}$ | -0.102*** | -3.25 | -0.304*** | -3.17 | -0.075 | -1.59 | 0.015 | 0.13 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{AssetInt}_{i,t}$ | -0.027** | -2.22 | 0.034 | 1.23 | 0.041** | 2.42 | 0.170*** | 3.11 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{EmployInt}_{i,t}$ | -0.052*** | -5.56 | -0.062*** | -2.99 | -0.053*** | -3.09 | -0.007 | -0.26 |
| $\text{Dec} \times \Delta \ln \text{Sales} \times \text{SuccDec}_{i,t}$ | 0.039 | 1.46 | 0.043 | 0.76 | -0.021 | -0.58 | 0.069 | 0.82 |
| $\text{Dec}_{i,t}$ | 0.010** | 2.48 | 0.012 | 1.35 | 0.010** | 2.28 | 0.019* | 1.7 |
| $\text{SD}_{i,t}$ | 0.020*** | 2.96 | 0.034** | 2.04 | 0.016*** | 2.80 | 0.038*** | 2.65 |
| $\text{AssetInt}_{i,t}$ | -0.003 | -1.05 | 0.010 | 1.39 | 0.006* | 1.90 | 0.023*** | 2.76 |
| $\text{EmployInt}_{i,t}$ | -0.001 | -0.45 | -0.004 | -1.18 | 0.001 | 0.64 | -0.001 | -0.25 |
| $\text{SuccDec}_{i,t}$ | -0.020*** | -3.80 | -0.057*** | -4.59 | -0.013** | -2.12 | -0.021 | -1.57 |
| $\text{KOSPI}_{i,t}$ | -0.002 | -1.27 | -0.017*** | -3.29 | -0.007*** | -3.48 | -0.017*** | -2.51 |
| IND & YEAR fixed Effect | Included | | Included | | Included | | Included | |
| adj-R ² | 0.8698 | | 0.2936 | | 0.8938 | | 0.3965 | |
| Obs. | 5,806 | | 5,806 | | 3,489 | | 3,489 | |

1) *, **, and *** denote the significance at 10%, 5%, and 1% levels(two-tailed), respectively.

2) t-values reported in the table are based on standard errors clustered by firm.

3) All variables are defined in (Table 1).

VI. 결론

본 연구는 전략적 변화의 한 형태인 전략적 일탈 수준과 원가 비대칭성의 관계를 살펴보았다. 또한, 전략적 일탈 특성상 발생하는 정보비대칭 문제를 고려하여 이익투명성 수준이 이들의 관계에 어떠한 영향을 미치는지 검토하였다.

경영환경이 급격히 변화하고 무한경쟁 속에서 기업은 생존가능성과 지속적인 번영을 위해 전략선택에 관한 의사결정을 한다. 이러한 전략선택 과정에 서 대부분의 경영자는 미래 불확실성을 낮추고 생존

가능성을 높이고자 산업 내 경영성과가 우수한 기업의 전략을 모방하는데, 이를 전략적 유사성이라 한다. 반면에 산업 내 기업들 간의 유사한 전략을 벗어나 독특한 전략을 추구하는 기업도 존재하는데, 이를 전략적 일탈이라 일컫는다.

전략적 일탈은 차별화된 자원운용 및 배치로 경쟁우위를 확보하는 것이라 알려져 있지만, 최근 연구에서는 전략적 일탈 기업이 산업 내 평균적인 정보와 매우 상이하어 경영자-주주 간 정보비대칭이 높은 불투명한 정보환경을 발생시키고, 이러한 높은 대리인 문제 환경에서 경영자의 기회주의적인 의사결정에 주목하고 있다. 예를 들어 전략적 일탈 수준

이 증가할수록 보수적 회계처리와 감사품질이 낮아 지거나, 이익조정 수준과 대리인 문제에 기반한 보 유현금 수준이 증가하는 것으로 보고되었다.

한편, 원가 비대칭성에 관한 선행연구에서는 경영 자의 미래 수요에 대한 합리적 대응방식에 의해 원 가의 하방경직성이 나타난다는 주장이 있지만, 대리 인 문제에 기인한 원가행태는 하방경직성 또는 하방 탄력성이 강화될 수 있다는 주장도 존재한다. 이에 본 연구에서는 전략적 일탈 특성상 발생할 수 있는 대리인 문제에 의해 비대칭적 원가행태가 강화될 것 으로 예측하였다. 먼저, 전략적 일탈 기업의 경영자 는 전략에 관한 정당성을 확보할 필요성이 있다. 이 러한 과정에서 경영성과를 조정할 유인이 존재하기 때문에, 매출 감소 시 신속하게 원가를 감축시켜 높 은 이익을 보고함으로써 원가의 하방탄력성이 나타 날 수 있다. 반면에, 경영자는 전략적 일탈의 불투명 한 정보환경을 악용하여 개인의 특권적 소비를 위한 의사결정을 내릴 수 있다. 이에 매출 감소에도 불구하고 원가축소가 자신의 통제 가능한 자원에 부정적 인 영향을 미칠 경우, 원가를 감축시키지 않음으로 써 하방경직적인 원가행태가 나타날 수도 있다.

더불어, 전략적 일탈 기업의 비대칭적 원가행태는 이익투명성 정도에 영향을 받을 수 있다. 이익투명 성이 높을수록 기업이 처한 제반환경이 시장에 더 신속하게 반영되어 전략적 일탈 기업의 경영자가 기 업 전체 이익과 반하는 의사결정을 하기 어려운 것 이고 전략적 일탈과 비대칭적 원가행태 간의 관계는 완화될 것이다. 반면에 이익투명성이 낮은 경우에는 경영자와 정보이용자 간의 정보불균형이 더욱 심화 되어 전략적 일탈과 비대칭적 원가행태 간의 관계가 더욱 강화될 것으로 예상된다.

본 연구에서 2010년부터 2018년까지 유가증권시 장과 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 분석한

결과는 다음과 같다. 첫째, 전략적 일탈 수준이 높을 수록 원가의 하방경직성이 강화되었다. 이러한 결과 는 전략적 일탈 기업의 경영자가 불투명한 정보환경 을 악용하고 사적이익을 추구하기 위해 매출 감소 시 비용을 적극적으로 감축시키지 않는 것을 의미한 다. 둘째, 이익투명성이 낮은 경우 전략적 일탈은 원 가의 하방경직성을 강화시키는 것으로 나타났으나, 이익투명성 수준이 높은 경우에는 전략적 일탈과 원 가 비대칭성 간의 유의한 관계가 나타나지 않았다. 즉, 이익투명성 수준이 높을수록 전략적 일탈을 추 구하는 경영진의 의사결정이 통제될 수 있다는 것을 의미한다.

추가분석에서는 전략적 일탈 수준과 원가 하방경 직성의 양(+)의 관계가 경영자의 대리인 문제가 아 닌 차별화 전략에 따른 낙관적 기대에 의해 나타난 결과인지 살펴보았다. 이를 위해 Anderson et al. (2007)의 모형을 활용하여 검토한 결과, 매출 감소 시 전략적 일탈 기업의 판매관리비 증가가 기업성과 에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 전 략적 일탈 기업의 원가 하방경직성은 경영자의 합리 적인 대응방식에 의한 결과로 보기에는 어려운 것으 로 판단하였다. 또한, 이익조정 유인이 높은 경우와 낮은 경우를 구분하여 전략적 일탈과 비대칭적 원가 행태 간의 관계를 분석한 결과, 이익조정 유인이 낮 은 그룹에서만 전략적 일탈 기업의 원가 하방경직성 이 강화되었다. 마지막으로 이익투명성 변수 대신 선행연구에서 활용된 다양한 정보비대칭의 대응치를 이용한 분석과 전략적 일탈을 연속변수 대신 더미변 수로 분석한 결과에서도 본 연구의 주요결과와 질적 으로 다르지 않음을 확인하였다.

본 연구는 다음과 같은 공헌점이 있다. 먼저, 경영 전략 문헌에서는 주로 전략변화에 미치는 선행요인 을 밝히고, 불확실한 환경에서 전략적 일탈에 따른

기업성과를 살펴보았으나, 본 연구는 전략적 일탈 기업의 원가행태를 검토하고, 그러한 요인이 무엇인지 발견한 최초의 연구이다. 둘째, 경영전략과 비대칭성 원가행태 간의 관련한 선행연구와 달리 본 연구는 Tang et al.(2011)에 의해 고안된 전략적 일탈 측정치를 준용하였는데, 이러한 방법을 통해 산업마다 존재하는 전략적 유사성의 수준을 반영하여 기업들의 전략 간 차이를 고려했다는 점에서 공헌점이 있다.

참고문헌

- Ajinkya, B. B., R. K. Atiase, and M. J. Gift(1991), "Volume of Trading and the Dispersion in Financial Analysts' Earnings Forecasts," *Accounting Review*, 66(2), pp.389-401.
- Anderson, M. C., R. D. Banker, and S. N. Janakiraman(2003), "Are Selling, General, and Administrative Costs Sticky?," *Journal of accounting research*, 41(1), pp.47-63.
- Anderson, M. C., R. D. Banker, R. Huang, and S. Janakiraman(2007), "Cost Behavior and Fundamental Analysis of SG&A Costs," *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 22, pp.1-28.
- Arellano, F. E., and D. Higgins(2008), "Increasing Profits through Cost-Reduction: the Role of the Cost-Profit Structure," *Available at SSRN 1131122*.
- Banker, R. D., D. Byzalov, M. Ciftci, and R. Mashruwala(2014), "The Moderating Effect of Prior Sales Changes on Asymmetric Cost Behavior," *Journal of Management Accounting Research*, 26(2), pp.221-242.
- Banker, R. D., R. Flasher, and D. Zhang(2012), "Strategic Positioning and Asymmetric Cost Behavior," *Working paper*.
- Banker, R. D., R. Huang, and R. Natarajan(2011), "Equity Incentives and Long-Term Value Created by SG&A Expenditure," *Contemporary Accounting Research*, 28(3), pp. 794-830.
- Barth, M. E., Y. Konchitchki, and W. R. Landsman (2013), "Cost of Capital and Earnings Transparency," *Journal of Accounting and Economics*, 55(2-3), pp.206-224.
- Baum, J. A., and C. Oliver(1991), "Institutional Linkages and Organizational Mortality," *Administrative Science Quarterly*, 36(2), pp.187-218.
- Bentley, K. A., T. C. Omer, and N. Y. Sharp(2013), "Business Strategy, Financial Reporting Irregularities, and Audit Effort," *Contemporary Accounting Research*, 30(2), pp.780-817.
- Beyer, A., D. A. Cohen, T. Z. Lys, and B. R. Walther(2010), "The Financial Reporting Environment: Review of the Recent Literature," *Journal of Accounting and Economics*, 50 (2-3), pp.296-343.
- Boeker, W.(1997), "Strategic Change: The Influence of Managerial Characteristics and Organizational Growth," *Academy of Management Journal*, 40(1), pp.152-170.
- Carpenter, M. A.(2000), "The Price of Change: The Role of CEO Compensation in Strategic Variation and Deviation from Industry Strategy Norms," *Journal of Management*, 26 (6), pp.1179-1198.
- Chang, S. H., and T. Y. Baik(2009), "The Effect of Corporate Business Conditions on the Asymmetric Cost Behavior: Roles of Cost

- Management and Earnings Management," *Korean Accounting Review*, 34(4), pp.71-107.
- Chatterjee, A., and D. C. Hambrick(2007), "It's All About Me: Narcissistic Chief Executive Officers and Their Effects on Company Strategy and Performance," *Administrative Science Quarterly*, 52(3), pp.351-386.
- 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), pp. 252-282.
- Cheung, J. H., J. I. Jang, and D. C. Yang(2013), "Agency Problem and Asymmetric Cost Behavior (Focusing on Tax Investigation and Audit Review)," *Korean Accounting Review*, 38(1), pp.321-335.
- Choi, G. D., K. S. Kim, and H. S. Ryu(2016), "Business Strategy and Accruals Quality," *Korean Accounting Journal*, 25(3), pp.261-305.
- Cohen, D. A., and P. Zarowin(2010), "Accrual-Based and Real Earnings Management Activities around Seasoned Equity Offerings," *Journal of Accounting and Economics*, 50(1), pp. 2-19.
- Deephouse, D. L.(1999), "To be Different, or to be the Same? It's a Question(and Theory) of Strategic Balance," *Strategic Management Journal*, 20(2), pp.147-166.
- 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), pp.1219-1246.
- DiMaggio, P. J., and W. W. Powell(1983), "The Iron Cage Revisited: Institutional Isomorphism and Collective Rationality in Organizational Fields," *American Sociological Review*, 48, pp.147-160.
- Dong, X., K. C. Chan, Y. Cui, and J. X. Guan (2020), "Strategic Deviance and Cash Holdings," *Journal of Business Finance & Accounting*, 48(3-4), pp.742-782.
- Fama, E. F.(1970), "Multiperiod Consumption-Investment Decisions," *American Economic Review*, 60, pp.163-174.
- Finkelstein, S., and D. C. Hambrick(1990), "Top-Management-Team Tenure and Organizational Outcomes: The Moderating Role of Managerial Discretion," *Administrative Science Quarterly*, 35, pp.484-503.
- Geletkanycz, M. A., and D. C. Hambrick(1997), "The External Ties of Top Executives: Implications for Strategic Choice and Performance," *Administrative Science Quarterly*, 42, pp.654-681.
- Hirshleiffer, J.(1977), "Economics from a Biological Viewpoint," *Journal of Law and Economics*, 20(1), pp.1-52.
- Holzhaecker, M., R. Krishnan, and M. D. Mahlendorf (2015a), "The Impact of Changes in Regulation on Cost Behavior," *Contemporary Accounting Research*, 32(2), pp.534-566.
- Holzhaecker, M., R. Krishnan, and M. D. Mahlendorf (2015b), "Unraveling the Black Box of Cost Behavior: An Empirical Investigation of Risk Drivers, Managerial Resource Procurement, and Cost Elasticity," *The Accounting Review*, 90(6), pp.2305-2335.
- Hong, C. K., and J. H. Cheung(2015), "The

- Relationship between SG&A Costs and Future Firm Performance," *Korean Accounting Journal*, 24(2), pp.153-182
- Ittner, C. D., D. F. Larcker, V. Nagar, and M. V. Rajan(1999), "Supplier Selection, Monitoring Practices, and Firm Performance," *Journal of Accounting and Public Policy*, 18(3), pp. 253-281.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling(1976), "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure," *Journal of financial economics*, 3(4), pp.305-360.
- Jung, H. R.(2015), "Review of Asymmetric Cost Behavior Literature," *Korean Management Review*, 15(2), pp.49-118.
- Kama, I., and D. Weiss(2013), "Do Earnings Targets and Managerial Incentives Affect Sticky Costs?," *Journal of Accounting Research*, 51(1), pp.201-224.
- Kim, M. O., H. R. Jung, and I. Hwang(2017), "The Influence of Investment Strategy on Asymmetric Cost Behavior," *Korean Management Review*, 46(3), pp.781-805.
- Kim, S. M., and J. S. Han(2019), "Strategic Deviance and Audit Quality," *Korean Accounting Journal*, 28(6), pp.221-250.
- Kim, S. R. N., G. D. Choi, and H. S. Ryu(2016), "The Effect of Business Strategy on Cost Stickiness," *Study on Accounting, Taxation & Auditing*, 58(4), pp.255-295.
- Kim, S., and H. Y. Ryu(2018), "The Effect of Earnings Transparency on Analysts' Information Environment: Focusing on Earnings Accuracy and Information Commonality," *Korean Accounting Journal*, 27(1), pp.117-156.
- Kim, Y. J., and M. J. Chung(2017), "The Effect of Managerial Incentives on Cost Behavior of Borderline Credit Rating Firms," *Korean Journal of Management Accounting Research*, 17(3), pp.35-60.
- Koo, J. H.(2011), "The Effect of Earnings Management Incentives on the Asymmetric Cost Behavior: Focusing on Loss Avoiding, Income Smoothing and Big-Bath," *Korean Accounting Review*, 36(3), pp.135-177.
- Kraatz, M. S., and E. J. Zajac(2001), "How Organizational Resources Affect Strategic Change and Performance in Turbulent Environments: Theory and Evidence," *Organization Science*, 12(5), pp.632-657.
- Lang, M. V., L. Karl, and M. Mark(2012), "Transparency, Liquidity and Valuation: International Evidence on When Transparency Matters Most," *Journal of Accounting Research*, 50(3), pp.729-774.
- Lee, S. J., D. H. Lee, and J. U. Choi(2015), "The Effect of Market Conditions on Asymmetrical Behavior of Manufacturing Costs: Evidence from Korea," *Korean Journal of Management Accounting Research*, 15(1), pp.113-133.
- Lee, Y. K., and C. H. Nam(2010), "Pay-Performance Relationship and Asymmetric Cost Behavior," *Korean Journal of Management Accounting Research*, 10(1), pp.191-214.
- Leuz, C., and R. E. Verrecchia(2000), "The Economic Consequences of Increased Disclosure," *Journal of Accounting Research*, 38, pp.91-124.
- Litov, L. P., P. Moreton, and T. R. Zenger(2012), "Corporate Strategy, Analyst Coverage, and the Uniqueness Paradox," *Management Science*, 58, pp.1797-1815.
- Lobo, G. J., M. Song, and M. Stanford(2012), "Accruals Quality and Analyst Coverage,"

- Journal of Banking & Finance*, 36(2), pp. 497-508.
- March, J. G.(1991). "Exploration and Exploitation in Organizational Learning," *Organization science*, 2(1), pp.71-87.
- Miles, R. E., and C. C. Snow(1978), "Organizational Strategy, Structure and Process," *New York: McGraw-Hill*.
- Na, Y., and J. W. Kim(2016), "Managerial Financial Decision and Asymmetric Cost Behavior: Focusing on Cash Holdings, Capital Expenditure, and Overinvestment," *Korean Accounting Journal*, 25(3), pp.99-130.
- Nadkarni, S., and V. K. Narayanan(2007), "Strategic Schemas, Strategic Flexibility, and Firm Performance: the Moderating Role of Industry Clockspeed," *Strategic Management Journal*, 28(3), pp.243-270.
- Noreen, E.(1991), "Conditions under which Activity-Based Cost Systems Provide Relevant Costs," *Journal of Management Accounting Research*, 3, pp.159-68.
- Oliver, C.(1991), "Strategic Response to Institutional Processes," *Academic of Management Review*, 16(1), pp.145-179.
- Park, Y. H., J. H. Koo., and S. I. Pae(2012), "The Information Effect of Cost Stickiness in Korea Market," *Korean Accounting Research*, 37(4), pp.227-252.
- Porter, M. E.(1980), "Competitive Strategy: Techniques for Analyzing Industries and Competitors," *New York: Free Press*.
- Porter, M. E.(1985), "Competitive Advantage: Creating and Sustaining Superior Performance," *New York: Free Press*.
- Porter, M. E.(1996), "What is Strategy," *Harvard Business Review*, 74(6), pp.61 - 79.
- Prahalad, C. K., and G. Hamel(1990), "The Core Competence of the Corporation," *Harvard Business Review*, 68, pp.79 - 91.
- Ryan, S. G., and P. A. Zarowin(2003), "Why Has the Contemporaneous Linear Returns-Earnings Relation Declined?," *The Accounting Review*, 78(2), pp.523-553.
- Ryu, H. S., G. D. Choi, and S. Kim(2017), "Earnings Transparency and Tax Avoidance," *Study on Accounting, Taxation & Auditing*, 59(3), pp.165-212.
- Shin, H. J., and S. M. Kim(2020), "The Influence of Strategic Deviance on Asymmetric Cost Behavior," *2020 Joint Conference of Accounting Associations*, pp.1-22.
- Song, Y., and J. Park(2014), "A Study on the Antecedents of Strategic Change : Firm Performance, and the CEO, Firm, and Industry Characteristics," *Korean Strategic Management Society Seminar*, pp.68-98
- Tang, J. Y., M. Crossan, and W. G. Rowe(2011), "Dominant CEO, Deviant Strategy, and Extreme Performance: The Moderating Role of a Powerful Board," *Journal of Management Studies*, 48(7), pp.1479-1503.
- Teece, D. J., G. Pisano, and A. Shuen(1997), "Dynamic Capabilities and Strategic Management," *Strategic management journal*, 18(7), pp.509-533.
- Tushman, M. L., and E. Romanelli(1985), "Organizational Evolution: a Metamorphosis Model of Convergence and Reorientation," *Research in Organizational Behavior*, 7, pp.171-222.
- Wang, R.(2018), "Strategic Deviance and Accounting Conservatism," *American Journal of Industrial and Business Management*, 8(5), pp.1197-1229.

- Wiersema, M. F., and K. A. Bantel(1992), "Top Management Team Demography and Corporate Strategic Change," *Academy of Management Journal*, 35(1), pp.91-121.
- Ye, K. T., H. Zhang, and Y. X. Zhang(2015), "Value Correlation between Corporate Strategy Differences and Accounting Information," *Accounting Research*, 5, pp.44-51.
- Yu, F. F.(2008), "Analyst Coverage and Earnings Management," *Journal of Financial Economics*, 88(2), pp.245-271.

-
- The author Jaehyoung Lee is an integrated Ph.D student majoring in accounting at Sungkyunkwan University Business School. He received a bachelor's degree in Business Administration from Baekseok University. His main areas of research are in financial accounting and auditing.
 - The author Jihoe Hwang is currently attending the Ph.D in accounting at Sungkyunkwan University Business School. She received a bachelor's degree in business administration from Sungkyunkwan University and master's degree in business administration from Kyungpook National University. Her recent research interests lie in auditing and integrating accounting.
 - The author Gimam Nam is currently a researcher at Sungkyunkwan University Business Research Institute. His main research areas are financial accounting and auditing.