

박사학위논문

원가 비대칭성과 이익조정이
가치관련성에 미치는 영향

2020년

한성대학교 대학원

경영학과

회계학전공

윤보일

박사학위논문
지도교수 김용식

원가 비대칭성과 이익조정이
가치관련성에 미치는 영향

The Effect of Cost Asymmetry and Earnings
Management on the Value Relevance

2019년 12월 일

한성대학교 대학원

경영학과

회계학전공

윤보일

박사학위논문
지도교수 김용식

원가 비대칭성과 이익조정이
가치관련성에 미치는 영향

The Effect of Cost Asymmetry and Earnings
Management on the Value Relevance

이 논문을 경영학 박사학위 논문으로 제출함

2019년 12월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

경 영 학 과

회 계 학 전 공

윤 보 일

윤 보 일의 경영학 박사학위 논문을 인준함

2 0 1 9 년 12 월 일

심사위원장 _____(인)

심 사 위 원 _____(인)

국 문 초 록

원가 비대칭성과 이익조정이 가치관련성에 미치는 영향

한 성 대 학 교 대 학 원
경 영 학 과
회 계 학 전 공
윤 보 일

본 연구는 경영자의 재량적 의사결정에 영향을 받는 원가 비대칭성과 이익조정이 서로 어떤 관계에 있는지를 살펴보고 이러한 의사결정이 자본시장에서 순이익 및 순자산의 가치관련성에 어떤 영향을 미치는지를 분석하는데 중점을 두었다.

이를 위해 원가의 비대칭성을 직접 기업차원에서 파악할 수 있는 Homburg and Nasev(2008) 및 Weiss(2010) 모형을 이용하여 개별기업의 원가비대칭성 수준을 파악하고 이익조정의 대표적 대용치인 재량적발생액을 Dechow et al.(1995)의 수정 Jones 모형을 이용하여 추정한 후 회귀분석하여 양 변수의 관계를 파악하였다. 나아가 이 두 변수가 자본시장에 미치는 영향을 파악하기 위해 Ohlson(1995) 및 Easton(1999) 모형을 토대로 한 주가 및 주식수익률의 가치관련성 분석모형을 이용하여 원가비대칭성 또는 이익조정 변수와 순이익 및 순자산과의 관계를 파악하고 이후 양 변수를 동시적으로

순이익 및 순자산과 상호작용한 관계를 순차적으로 분석하여 자본시장에 미치는 영향을 살펴보았다.

본 연구의 구체적인 분석대상은 첫째, 기업경영에 있어서 경영자의 재량행위의 수단이라고 할 수 있는 원가의 비대칭성과 이익조정 간에는 음(-)의 관계를 나타낼 것이라는 점; 둘째, 이러한 원가의 비대칭성과 이익조정의 결과가 자본시장에서의 가치관련성에 미치는 영향을 살펴보는 것인데 우선 이익조정은 순이익의 가치관련성을 감소시키고 순자산의 가치관련성은 증가시킨다는 점; 셋째, 원가 비대칭성도 순이익의 가치관련성을 감소시키고 순자산의 가치관련성을 증가시킨다는 점; 넷째 이익조정 및 원가비대칭이 함께 상호작용했을 때 순이익 및 순자산의 가치관련성에는 추가적인 증분 효과가 있다는 점이다.

본 연구는 이에 필요한 가설을 설정하고 관련 모형을 회귀분석하여 검증하였다. 2011년부터 2018년까지 3,589개 기업-연도 표본을 대상으로 분석한 결과는 다음과 같다.

첫째, 원가 비대칭성과 이익조정과는 음(-)의 관계가 있는지에 관한 가설을 검증한 결과 양자 간에는 총원가, 매출원가, 판관비 등 모든 원가항목에서 높은 수준의 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 원가비대칭성이 경영자의 재량을 감소시키는 보수주의로서의 기능을 하여 이익조정을 억제한다는 점과 원가비대칭성의 경우 매출감소시 손실이 더 커져 상향의 이익조정을 하려는 기업은 원가비대칭성을 완화하고 하향의 이익조정을 하려는 기업은 원가비대칭성을 강화하려는 점을 반영하는 결과로 해석된다.

둘째, 이익조정이 가치관련성에 미치는 영향으로 순이익의 가치관련성을 감소시키고 순자산의 가치관련성은 증가시키는지(가설 2)에 관하여는 예상대로 이익조정은 자본시장에서 유의하게 순이익의 가치관련성은 감소시키고 순자산의 가치관련성을 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 대표적 이익조정 수단인 재량적 발생액은 경영자의 기회주의적 재량행위로 간주되어 이익의 질을 저하시켜서 순이익의 가치관련성을 감소시키고 이에 대체하여 투자자들이 순자산을 보다 신뢰하게 되는 점을 반영하는 결과로 풀이된다.

셋째, 원가비대칭성이 가치관련성에 미치는 영향으로 원가비대칭성은 순이

익의 가치관련성을 감소시키고 순자산의 가치관련성을 증가시키는지(가설 3)에 관하여 원가비대칭성은 유의하게 순이익의 가치관련성을 감소시키고 순자산의 가치관련성을 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 원가비대칭성이 매출감소시 원가를 줄이지 않아 이익이 보다 크게 감소하여 이익변동성이 증가하고 정보의 비대칭성을 야기하는 등 회계정보의 질이 악화되어 회계이익의 가치관련성에 부정적인 영향을 미치고 상대적으로 순자산의 가치관련성을 증가시키는 것으로 해석된다.

넷째, 이익조정과 원가의 비대칭성이 동시에 가치관련성에 미치는 영향은 이익조정과 원가의 비대칭성이 각각 가치관련성에 미치는 영향에 증분적 효과가 있을 것인지(가설 4)를 실증분석한 결과, 가설 1의 이익조정과 원가비대칭성이 음(-)의 관계임을 반영하여 순이익의 가치관련성 감소와 순자산의 가치관련성 증가가 완화되거나 증분효과가 없기 보다는 순이익 가치감소와 순자산 가치증가 효과가 더 강화되는 증분적 효과가 있는 것으로 나타났다.

이는 네 번째 가설의 분석대상은 상향의 이익조정과 원가비대칭성을 모두 보인 기업들인 바, 이들에서는 원가비대칭성과 이익조정 간에 음(-)의 관계가 이익조정 수준이 중위수를 초과하는 그룹에서는 중위수를 하회하는 그룹보다 약화되는 점과 상향의 이익조정을 하였음에도 매출감소시 원가를 비례적으로 감소시키지 못하여 재무건전성이 매우 열악하거나 손실기업일 가능성이 있는 점 등으로 각각의 영향을 오히려 강화시키는 증분효과가 나타난 것으로 추정된다.

또한 가치관련성 변동에 대한 분석결과를 종합해 보면 이익조정 및 원가비대칭성의 영향은 순이익의 가치관련성을 지속적으로 감소시키고 순자산의 가치관련성을 지속적으로 증가시켜서, 순이익 및 순자산이 주가에 미치는 영향이 당초 상호작용이 없었을 때 각각 4.490 및 0.816에서 최종적인 상호작용 결과 1.550 및 0.993으로 비슷해졌다. 따라서 투자자 및 재무분석가들은 이익조정 및 원가비대칭성은 순이익의 가치관련성에 크게 부정적인 영향을 미치는 점을 감안하여 순이익 정보에 대체하여 순자산 정보에 보다 주의를 기울일 것으로 추론할 수 있다.

한편, 추가분석을 보면 가설 1과 관련하여 개별기업의 원가비대칭성을 Weiss(2010) 모형으로 측정하여 분석한 결과는 원가비대칭성과 이익조정 간에 유의하게 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타나 본 분석결과를 강건하게 하였다. 그러나 가치관련성과 관련하여 주식수익률 모형을 사용하여 분석한 결과는 대부분 비유의적으로 나타나 가설을 지지하지 못하는 것으로 나타났다.

본 연구결과의 시사점은 첫째, 기존연구와 달리 원가비대칭성이나 가치관련성 부분만을 대상으로 분석하지 않고 관리원가회계에서 이슈가 되는 있는 원가비대칭 문제를 재무회계에서 활발하게 연구되고 있는 이익조정 문제와 통합하여 연구하였을 뿐 아니라 이 변수들이 자본시장에서 가치관련성에 미치는 영향까지를 일관되게 분석하였다. 관리회계와 재무회계를 통합하는 연구는 앞으로도 많이 이루어질 것으로 기대된다.

둘째, 최근 원가비대칭 연구에서 많이 사용되는 개별기업의 원가비대칭 측정치인 Weiss(2010)와 Homburg and Nasev(2008) 모형을 모두 이용하여 분석하였고 여타 연구와 달리 이익조정의 대표적인 대용치인 재량적발생액을 직접 사용하여 원가비대칭성과 이익조정과의 관계를 분석하여 원가비대칭성 관련 연구를 넓히는데 기여하였다. 또한 가치관련성 분석에서도 주가 및 주식수익률 모형을 모두 사용하여 분석하였다.

셋째, 가설 1에서 검증한 결과처럼, 이익조정과 원가 비대칭성의 관계가 음(-)이기 때문에 이익조정과 원가 비대칭성이 반드시 개별적으로 작동하는 것은 아님을 확인하였다. 즉, 상향의 이익조정을 하더라도 기업의 재무적 상황이 열악하여 원가의 비대칭성이 나타나는 기업이 존재할 수 있으며, 이런 상황에서는 순이익의 가치관련성은 더욱 감소하고, 순자산의 가치관련성은 더욱 증가한다는 것을 확인하였다.

넷째, 앞으로 본 연구가 기업의 경영자나 투자자 및 재무분석가 등의 의사결정에 도움이 될 것이며 기업의 실무전문가들에게 유용한 정보를 제공할 것으로 기대된다. 특히 기업의 경영자는 비대칭적 원가행태와 이익조정이 상충관계에 있어 기회주의적 재량 수단으로 동시에 사용할 수 없으므로 실제적인 기업 상황을 반영하여 경영을 해 나가야 할 것이다. 또한 두 수단 모두 자본시장에서는 주가에 부정적인 영향을 미치고 이에 따라 순이익의 가치관련성은

하락하고 투자자들이 순자산의 가치관련성에 관심을 돌린다는 점에서 당기순 이익을 적정하게 내부유보하는 등 순자산(자기자본) 관리에 유의하여야 할 것으로 판단된다.

【주요어】 원가 비대칭성, 이익조정, 재량적발생액, 가치관련성

목 차

I. 서 론	1
1.1 연구배경 및 목적	1
1.2 연구내용 및 연구방법	3
1.3 연구 공헌점	4
1.4 논문의 구성	5
II. 이론적 배경과 선행연구	7
2.1 원가 비대칭성에 관한 연구	7
2.1.1 원가 비대칭성 일반	7
2.1.2 원가 비대칭성과 이익조정	12
2.2 가치관련성에 관한 연구	15
2.2.1 가치관련성 일반	15
2.2.2 이익조정과 가치관련성	18
2.2.3 원가비대칭성과 가치관련성	24
2.2.4 이익조정 및 원가비대칭성과 가치관련성	27
III. 연구설계	30
3.1 가설 설정	30
3.1.1 원가비대칭성과 이익조정과의 관계<가설 1>	30
3.1.2 이익조정과 가치관련성과의 관계<가설 2>	32
3.1.3 원가비대칭성과 가치관련성과의 관계<가설 3>	34
3.1.4 이익조정 및 원가비대칭성과 가치관련성과의 관계<가설 4>	35
3.2 연구모형	37
3.2.1 가설 1의 검증을 위한 연구모형	37

3.2.2	재량적 발생액을 추정하기 위한 연구모형	39
3.2.3	가설 2의 검증을 위한 연구모형	41
3.2.4	가설 3의 검증을 위한 연구모형	43
3.2.5	가설 4의 검증을 위한 연구모형	44
3.3	자료수집과 표본선정	45
IV.	실증분석	49
4.1	기술통계량	49
4.2	상관관계 분석	52
4.3	실증분석 결과	54
4.3.1	가설 1의 검증	54
4.3.2	가설 2의 검증	62
4.3.3	가설 3의 검증	65
4.3.4	가설 4의 검증	66
4.4	추가분석	74
4.4.1	가설 1에 대한 추가분석 1	74
4.4.2	가설 1에 대한 추가분석 2	77
4.4.3	가설 2~4에 대한 추가분석 1	82
4.4.4	가설 2~4에 대한 추가분석 2	89
V.	결 론	92
5.1	연구결과 요약	92
5.2	시사점 및 한계점	94
	참 고 문 헌	97
	ABSTRACT	104

표 목 차

[표 2-1] 개별기업의 원가비대칭성 모형을 이용한 국내 선행연구 요약 ...	11
[표 2-2] 원가비대칭성과 이익조정과의 관계 선행연구 요약	14
[표 2-3] 이익조정과 가치관련성과의 관계 선행연구 요약	23
[표 2-4] 원가비대칭성과 가치관련성과의 관계 선행연구 요약	26
[표 2-5] 이익조정 및 원가비대칭성과 가치관련성과의 관계 선행연구 요약..	29
[표 3-1] 최종 표본의 선정 내역	46
[표 3-2] 최종 표본의 산업별 분포	47
[표 3-3] 최종 표본의 연도별 분포	48
[표 4-1] 주요 변수의 기술통계량	51
[표 4-2] 주요 변수의 상관관계	53
[표 4-3] 가설 1에 대한 회귀분석 결과 요약	56
[표 4-4] 가설 1에 대한 회귀분석 결과(총월가)	57
[표 4-5] 가설 1에 대한 회귀분석 결과(매출원가)	58
[표 4-6] 가설 1에 대한 회귀분석 결과(판관비)	59
[표 4-7] 이익조정 수준에 따른 원가비대칭성 계수비교	61
[표 4-8] 이익조정 수준에 따른 회귀분석 결과	61
[표 4-9] 추가 기본모형 회귀분석 결과	63
[표 4-10] 가설 2에 대한 회귀분석 결과	64
[표 4-11] 가설 3에 대한 회귀분석 결과	66
[표 4-12] 가설 4에 대한 회귀분석 결과	69
[표 4-13] 가설 2~4에 대한 회귀분석 결과 요약	70
[표 4-14] 가치관련성 검증결과 회귀계수 추이	72
[표 4-15] 가설 검증결과 요약	73
[표 4-16] 가설 1에 대한 추가분석 1 결과	76
[표 4-17] 가설 1에 대한 추가분석 2 결과 요약	78
[표 4-18] 가설 1에 대한 추가분석 2 결과(총월가)	79

[표 4-19] 가설 1에 대한 추가분석 2 결과(매출원가)	80
[표 4-20] 가설 1에 대한 추가분석 2 결과(판관비)	81
[표 4-21] 가치관련성 검증결과 회귀계수 추이(단일변수)	83
[표 4-22] 주가 기본모형 추가분석 1 결과(EPS)	84
[표 4-23] 주가 기본모형 추가분석 1 결과(BPS)	84
[표 4-24] 가설 2에 대한 추가분석 1 결과(EPS)	85
[표 4-25] 가설 2에 대한 추가분석 1 결과(BPS)	85
[표 4-26] 가설 3에 대한 추가분석 1 결과(EPS)	86
[표 4-27] 가설 3에 대한 추가분석 1 결과(BPS)	86
[표 4-28] 가설 4에 대한 추가분석 1 결과(EPS)	87
[표 4-29] 가설 4에 대한 추가분석 1 결과(BPS)	88
[표 4-30] 가설 2~4에 대한 추가분석 2 결과(주식수익률)	91

그림 목 차

[그림 2-1] 연구가설의 체계도	36
--------------------------	----

I. 서론

1.1 연구 배경 및 목적

원가 비대칭성(또는 하방경직성)¹⁾에 대한 연구는 Anderson et al.(2003) 연구 이후 비대칭성의 존재 유무와 정도를 파악하는 연구, 비대칭성에 영향을 미치는 요인에 대한 연구 그리고 이익과 관련하여 비대칭적 원가행태를 분석한 연구 등이 활발하게 전개되었다. 그런데 Anderson et al.(2003) 모형²⁾은 횡단면적으로 시장 전체에서 원가의 비대칭성의 존재유무에 대해 측정하여 개별기업 수준에서 매출변화에 대한 원가변화를 직접 측정할 수 없다는 한계가 있었다.

이후 Homburg and Nasev(2008)는 개별기업의 비대칭성 측정치를 도입하고 원가의 하방경직성은 이익적시성의 비대칭성을 증가시켜서 호재기업의 이익에 대한 적시성은 약화시키고 악재기업의 이익은 적시에 인식하여 원가의 하방경직성이 조건부 보수주의의 경우와 같이 이익을 비대칭적으로 증가 또는 감소시킬 수 있음을 밝혔다. Weiss(2010)도 개별기업 차원의 비대칭성 측정치를 도입하고 원가 하방경직성은 정보의 비대칭성을 증가시켜 순이익 예측정확성이 감소한다고 분석하였다. 이 두가지 측정치를 통해 개별기업의 원가비대칭성 수준을 파악하고 이를 독립 또는 종속변수로 사용할 수 있게 되었다.

원가의 비대칭성은 실증적으로 ‘선의’(기업 경영차원에서 경제적 상황을 감안)에 의한 부분과 ‘악의’(경영자의 기회주의적 재량)에 의한 부분으로 구분하기는 어렵지만 경영자의 재량행위의 결과라고 알려졌다(Hartlieb and Loy, 2019). 재무회계 보고에서는 재량적발생액(DA)으로 대표되는 이익조정이 경영자의 재량행위로 알려져 왔으며 이 두 재량행위는 서로 어떤 관계인지에 대해

1) 원가행태와 관련한 연구논문에서 원가의 하방경직성과 비대칭성은 통상 같은 의미로 사용하며 본 연구에서도 동의어로 사용하되 비대칭성을 주된 용어로 사용한다.

2) Anderson et al.(2003)의 기본모형은 다음과 같으며 β_2 가 음(-)일 때 원가가 하방경직적이라고 하였다. 기본모형 : $\Delta \ln COST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Sales_{i,t} + \beta_2 \Delta \ln Sales_{i,t} * Dec_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ (여기서 $\Delta \ln COST_{i,t}$: (t기 원가(판관비)/t-1기 원가)의 자연로그값, $\Delta \ln Sales_{i,t}$: (t기 매출액/t-1기 매출액)의 자연로그값, $Dec_{i,t}$: t기 매출액이 t-1기 매출액 보다 작으면 1, 아니면 0인 터미변수)

연구가 진행되어 왔다. Hartlieb and Loy(2019)는 Anderson et al.(2003) 및 Weiss(2010)의 모형을 이용하여 원가비대칭성은 이익유연화(광의의 이익조정으로 해석)를 상쇄시키고 반대로 매출감소시 일정이익 확보를 위한 이익유연화는 원가비대칭성을 완화시켜 두 변수는 상충(Trade-off) 관계임을 밝혔다. 국내에서는 한백현 등(2013)은 Anderson et al.(2003) 모형을 이용하여 재량적발생액을 통한 이익조정은 원가의 비대칭성을 완화시킨 것으로 분석하였다. 구정호(2011)는 Anderson et al.(2003) 모형을 이용하여 상향의 이익조정 구간에서는 원가가 하방탄력적이고 적자가 매우 큰 하향의 이익조정 구간에서는 하방경직성이 증가한 것으로 분석하였다. 그러나 이 연구들은 개별기업의 하방경직성 정도를 파악할 수 없는 한계가 있었다.

Weiss(2010)와 Homburg and Nasev(2008) 측정치를 이용한 국내연구로는 정광화 등(2016)은 Weiss(2010) 모형을 이용하여 원가가 하방경직적일수록 LTD(회계이익-세무이익)는 감소하여 원가 하방경직성이 이익조정을 줄이는 기능을 가졌으며, 신흥권 등(2018)은 Homburg and Nasev(2008) 모형을 이용하여 원가하방경직성이 높을수록 비정상 감사시간이 낮아진다고 분석하였다. 그러나 이 연구들은 이익조정의 대표적 대응치인 재량적 발생액을 이용하지 않은 한계가 있었다.

한편, 이러한 이익조정과 원가비대칭성이 자본시장에서 순이익 및 순자산의 가치관련성에 미치는 영향에 대한 연구는 주로 이익조정의 영향에 관한 연구에 정도되어 있으며 이익조정과 원가비대칭성의 동시적 영향을 분석한 연구는 거의 없는 실정이다.

이익조정과 가치관련성 간의 관계와 관련하여 Sloan(1996)은 투자자들은 지속성이 현금흐름보다 낮은 발생액을 과대평가하는 이상현상이 있음을 파악하고 헤지포트폴리오 분석을 통해 발생액 수준이 높은 기업은 미래의 주가가 하락한다는 것을 시사하였다. Xie(2001)는 발생액을 재량적 발생액과 비재량적 발생액으로 분류하고 시장은 이 모두를 과대평가하며 이중에서 재량적 발생액을 더욱 과대평가하고 있다고 분석하였다. Whelan and McNamara(2004)은 단기 재량발생액을 통한 이익조정은 영향을 미치지 않으나 장기 재량발생액을 통한 이익조정은 순이익의 가치관련성을 감소시키고 순자산의 가치관련성을

증가시킨다고 밝혔다. 국내에서는 위준복과 김문태(2008)는 실증분석 기간 중 이익조정에 대한 순이익의 주가배수는 유의하게 저하되었고 시장은 대체 탐색하여 장부가치의 주가배수는 증가되었다고 분석하였다. 김문현(2016)은 재량 발생액은 주가와 음(-)의 관계를 보여 기업가치에 부정적인 것으로 밝혔다.

원가비대칭성과 가치관련성과의 관계와 관련해서는 Shahhosseini(2018)는 원가비대칭성은 주가수익률에 부정적인 영향을 미친 것으로 분석하였고, 박준호 등(2014)은 원가 비대칭성은 매출감소시 이익이 더 크게 감소하게 되어 이익의 변동성이 커지고 따라서 회계정보의 질이 악화되고 기업가치와 회계이익의 가치관련성을 감소시키는 것으로 분석하였다. 그러나 원가비대칭성과 이익조정이 동시에 가치관련성에 미치는 영향을 분석한 선행연구는 찾기 어려운 것으로 판단된다.

따라서 본 연구는 경영자의 재량적 의사결정에 영향을 받는 원가 비대칭성과 이익조정이 어떤 관계에 있는지를 살펴본 후 이러한 의사결정이 자본시장에서 순이익 및 순자산의 가치관련성에 어떤 영향을 미치는지를 통합하여 분석하고자 한다. 원가 비대칭성은 Homburg and Nasev(2008) 및 Weiss(2010) 모형을 이용하여 개별기업의 수준을 측정하였고³⁾ 이익조정의 대표적 대용치인 재량적 발생액은 Dechow et al.(1995)에 의한 수정Jones 모형을 이용하여 추정하였다. 가치관련성에 대한 영향은 Ohlson(1995) 및 Easton(1999) 모형을 토대로 한 주가 및 주식수익률 모형을 단계별로 검증하였다⁴⁾. 본 연구를 위한 가설을 설정하고 2011년부터 2018년까지 유가증권시장 상장기업을 대상으로 연구모형을 실증분석하여 가설의 성립여부를 검증하였다.

1.2 연구내용 및 연구방법

본 연구는 경영자의 재량행위인 비대칭적 원가행태와 이익조정이 서로 어떤 관계에 있는지를 살펴본 후 이러한 원가비대칭성과 이익조정이 자본시장

3) Homburg and Nasev(2008) 모형에 의한 검증은 본 분석에서, 그리고 Weiss(2010) 모형에 의한 검증은 추가분석에서 실시한다.

4) 주가 모형에 의한 검증은 본 분석에서, 그리고 주식수익률 모형에 의한 검증은 추가분석에서 실시한다.

에서 가치관련성에 어떤 영향을 미치는지를 분석하여 기업경영에 관한 시사점을 도출하는데 그 목적이 있다.

이에 따라 본 연구의 분석대상은 첫째, 기업경영에 있어서 원가 비대칭성과 이익조정 간에는 어떤 관계가 있는지를 알아보는 것이다. 둘째, 이러한 원가 비대칭성과 이익조정의 결과가 자본시장에서의 가치관련성에 미치는 변화를 분석하는 것인데 우선 이익조정과 순이익 및 순자산과의 상호작용변수를 통해 이익조정과 가치관련성 간에는 어떤 관계가 있는지를 살펴보는 것이다.

셋째, 원가 비대칭성과 순이익 및 순자산과의 상호작용변수를 통해 원가 비대칭성과 가치관련성 간에는 어떤 관계가 있는지를 분석하는 것이다. 마지막으로 이익조정 및 원가비대칭성 모두와 순이익 및 순자산과의 상호작용변수를 통해 이익조정 및 원가비대칭성을 함께 상호작용했을 때 가치관련성이 어떻게 변하는지를 살펴보아 기업경영에 의미하는 바가 무엇인지 살펴보는 것이다.

연구방법으로는 먼저 위에서 서술한 네가지 분석대상과 관련한 연구가설을 설정하였다. 연구가설 검증을 위해 관련 선행연구들을 참고하여 연구모형을 설정하고 검증대상이 되는 표본을 수집한 다음 이를 대상으로 회귀분석을 실시하였다. 끝으로 회귀분석 결과를 바탕으로 가설의 성립여부를 검증하고 이에 대한 결론과 시사점을 도출하였다.

1.3 연구 공헌점

본 연구의 공헌점으로는 첫째, 기존연구와 달리 원가비대칭성이나 가치관련성 부분만을 대상으로 분석하지 않고 관리원가 회계에서 이슈가 되는 있는 원가비대칭 문제를 재무회계에서 활발하게 연구되고 있는 이익조정 문제와 통합하여 연구하였을 뿐 아니라 이것들이 자본시장에서 기업의 가치관련성에 미치는 영향까지를 일관되게 분석하였다. 관리회계와 재무회계를 통합하는 연구는 앞으로도 많이 이루어질 것으로 기대된다.⁵⁾

둘째, 최근 원가비대칭성 연구에서 많이 사용되는 개별기업의 원가비대칭성 측정치인 Homburg and Nasev(2008)와 Weiss(2010)의 모형을 모두 이용하여

5) Weiss(2010)는 다양한 회계주제를 통합하여 연구하는 복수학문(multi-disciplinary) 접근방법은 유용하며 관리 및 재무회계 양쪽에 모두 도움이 될 것이라고 강조하였다.

분석하였고 여타 연구와 달리 이익조정과 대표적인 대용치인 재량적발생액을 직접 사용하여 원가비대칭성과 이익조정과의 관계를 분석하여 원가비대칭 관련 연구를 넓히는데 기여하였다. 또한 가치관련성 분석에서도 주가 및 주식수익률 모형을 모두 사용하여 분석하였다.

셋째, 가설 1에서 검증한 분석결과처럼, 이익조정과 원가 비대칭성이 음(-)의 관계이기 때문에 이익조정과 원가 비대칭성이 반드시 개별적으로 작동하는 것은 아님을 확인하였다. 즉, 상향의 이익조정을 하더라도 기업의 재무적 상황이 열악하여 원가 비대칭성이 나타나는 기업(예를 들어, 의도적으로 big-bath가 나타나는 것이 아니라 비의도적으로 big-bath가 나타나는 기업)이 존재할 수 있으며, 이런 상황에서는 순이익의 가치관련성은 더욱 감소하고, 대체적으로 순자산의 가치관련성은 더욱 증가한다는 것을 확인하였다.

넷째, 앞으로 본 연구가 기업의 경영자나 투자자 및 재무분석가 등의 의사 결정에 도움이 될 것이며 기업의 실무전문가(practitioner)들에게 유용한 정보를 제공할 것으로 기대된다. 특히 기업의 경영자는 비대칭적 원가행태와 이익조정이 상충관계에 있어 기회주의적 재량 수단으로 동시에 사용할 수 없으므로 실제적인 기업상황을 반영하여 경영을 해 나가야 할 것이다. 또한 두 수단 모두 자본시장에서는 주가에 부정적인 영향을 미치고 이에 따라 순이익의 가치관련성이 하락하고 투자자들이 순자산의 가치관련성에 관심을 돌린다는 점에서 당기순이익을 적정하게 내부유보하는 등 순자산(자기자본) 관리에 유의하여야 할 것으로 판단된다.

1.4 논문의 구성

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 본 연구의 실증분석에 앞서 원가비대칭성, 이익조정 및 가치관련성 등에 관한 전반적인 이론적 배경과 관련 선행연구를 정리, 요약하였다. 제Ⅲ장에서는 본 연구를 위한 전체 연구가설을 도출하고 이에 필요한 연구모형을 설정하였다. 그리고 실증분석에 필요한 표본기업에 대한 자료수집과 표본기업 선정 결과를 정리하는 등 실증분석을 위한 연구설계를 서술하였다. 제Ⅳ장에서는 기술통계량, 상관관계를 기술하고

가설에 따른 실증분석 결과를 제시하였다. 또한 본 분석을 보완하기 위해 추가 분석을 실시하고 그 결과를 기술하였다. 마지막 제 V 장에서는 본 연구의 결론으로서 연구결과를 다시 요약하고 연구의 시사점과 한계점을 서술하였다.

II. 이론적 배경과 선행연구

2.1 원가 비대칭성에 관한 연구

2.1.1 원가 비대칭성 일반

원가행태(cost behavior)는 매출 등 활동수준이 변할 때 원가가 변하는 행태를 말하는데 전통적인 원가모형에서는 활동수준(원가동인)의 변화와 관계없이 원가변화 행태가 대칭적인 것으로 가정하고 있다. 즉 전통적인 모델은 활동수준과 원가 간의 기계적 관계를 의미하며 고정원가는 미리 정해져 있고 변동원가는 활동수준의 변화에 비례하여 변동자원의 소비를 반영한다고 하였다(Noreen and Soderstrom, 1997, Banker and Byzalov, 2014). 그러나 Cooper and Kaplan(1998)을 비롯하여 최근 연구에서는 활동수준이 증가할 때 원가의 증가폭에 비해 활동수준이 감소할 때 원가 감소폭이 작은 원가의 비대칭성(또는 하방경직성)과 관련한 원가행태에 대한 연구가 활발히 진행되고 있다.

Anderson et al.(2003)은 미국의 산업을 대상으로 판관비(SG&A)의 변화가 하방경직적임을 실증적으로 검증하여 1979년부터 1998년까지 20년 동안 7,629개 기업-연도를 분석한 결과, 매출액이 1% 증가할 때 판관비는 평균적으로 0.55% 증가하였으나, 매출액이 1% 감소한 경우에는 판관비가 0.35%만 감소하여 원가가 활동수준 변화에 경직적(sticky)임을 발견하였다. 이러한 원가의 하방경직성은 경영자의 매출 예측과 관련하여 조정비용(adjustment costs)⁶⁾ 등이 생김에 따라 의도적으로 기정자원(committed resources)⁷⁾을 처분

6) 조정비용은 기정자원을 제거하거나 수요가 회복되었을 때 다시 자원을 증가시킴에 따라 발생하는 비용으로 종업원을 해고할 때 발생하는 퇴직금과 이후 수요가 증가할 때 발생하는 구인비용, 훈련비용 및 잔존 종업원들의 사기저하로 인한 조직차원의 비용 등을 의미한다(Anderson et al. 2003). 보통 수요가 감소할 때 바로 투입 자원을 감축하면, 이후 수요가 증가하여 투입 자원을 복구할 때는 조정비용이 투입될 수 있다(김새로나 등 2016에서 재인용).

7) 기정자원이란 활동수준 및 조업도 수준에 따라 변동하는 것이 아니라 경영자의 수요예측에 근거하여 이미 결정되어 투자된 공장설비 등에 대한 원가로 경영자가 축소시키는 의사결정을 하지 않는 한 변하지 않는 것으로 경영자의 재량적 의사결정에 의해 결정되는 원가를 말한다(Anderson et al. 2003, 김새로나 등 2016에서 재인용).

하지 않아 발생되며, 조정비용은 기업이 가진 자산이나 종업원에 대해서도 발생한다.

이후 원가의 비대칭성에 관한 연구는 세 유형으로 진행해 왔는데 ① 비대칭성 존재 여부와 그 정도를 파악하는 연구이다(Anderson et al. 2003; 안태식 등 2004). ② 비대칭성에 영향을 미치는 요인들에 대한 연구이다(Anderson et al. 2003; Chen et al. 2008; Chen and Lu 2012; 구정호 등 2009; 송승아 등 2010; 김새로나와 유혜영 2014; 이상철 2014). ③ 이익과 관련하여 비대칭적 원가행태를 분석한 연구이다(Banker and Chen 2006; Anderson et al. 2007; Homburg and Nasev 2008; Weiss 2010; Kama and Weiss 2012; 이용규와 남천현 2010; 구정호 2011; 김새로나와 양동훈 2011; 이호영과 서영미 2012; 송승아 2013)

특히 Homburg and Nasev(2008)는 개별기업의 비대칭성 측정치(CS)를 도입하고 검증한 결과 첫째, 원가의 하방경직성은 이익적시성의 비대칭성(asymmetric timeliness of earnings)을 증가시켜서 호재기업의 이익에 대한 적시성은 약화시키고(늦게 인식하고) 악재기업의 이익은 적시에 인식하여 원가의 하방경직성이 조건부 보수주의 경우와 같이 이익을 비대칭적으로 증가 또는 감소시킬 수 있음을 밝혔다. 둘째, 이익적시성의 비대칭성은 영업 현금흐름보다는 발생액에 의해 보다 강하게 초래된 것으로 나타났다.

Weiss(2010)는 개별기업 차원(firm level)의 원가 하방경직성(sticky cost) 측정치(*STICKY*)⁸⁾⁹⁾를 도입하고 검증한 결과, *STICKY* 계수부호가 음(-)인 원가 하방 경직적 기업은 재무분석가들의 순이익 예측정확성은 비경직적(anti-sticky) 기업보다 평균 25% 감소(예측오차인 [실제치-예측치]가 커짐)하였으며, 이러한 기업의 이익을 예측하는 재무분석가의 수(분석대상 우선순위(coverage priorities)가 보다 적어진 것으로 나타났다. 또한 순이익발표 전후 3일간 주가(시장조정 누적주식수익률(CAR))는 보다 약한(weaker)(*STICKY* 계수부호가 (+)) 것으로 나타났다. 이와 같이 하방경직적 원가행태는 재무분

8) Weiss(2010)의 *STICKY* 지수 산출방법 및 의미는 추가분석에서 설명한다.

9) Weiss(2010)는 매출감소시 원가 감소폭 보다 동일 규모의 매출증가시 원가 증가폭이 더 클 때 원가가 경직적("sticky")이라 하고(Anderson et al. 2003), 반대로 매출감소시 원가 감소 폭 보다 동일 규모의 매출증가시 원가 증가폭이 더 작을 때 원가가 비경직적("anti-sticky")이라 하였다.

석가의 정확한 이익예측에 어려움을 줄 수 있으며 이는 비대칭성으로 인해 정보의 비대칭성이 증가한 데 기인한다고 분석하였다. 또한 원가 하방경직적 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 매출감소시 이익이 보다 크게 감소하는데 이는 원가 하방경직적 기업은 매출감소시 원가감소 조정이 더 작아 원가절감이 축소되기 때문이며 이러한 원가절감 축소는 보다 큰 이익감소로 이어진다고 설명하였다.

Banker et al.(2016)은 표준 CVP(원가-조업도-이익) 모델에 원가 경직성 및 조건적 보수주의라는 이익에 있어서 두 비대칭성을 반영한 비대칭 CVP("ACVP") 체계로 분석한 결과, 매출이 전기수준에서 현재의 수준으로 감소하였을 때 전기수준에서 현재의 수준으로 증가하였을 때 보다 이익이 훨씬 크게 감소(순이익 기준 96%)하며, 매출변동이 공헌이익을 통해 이익변동에 미치는 영향은 여유자원 보유를 통한 이익감소 영향보다 10~39% 정도 작은 바, 원가경직성 및 조건적 보수주의는 외부분석가의 원가구조 추정을 왜곡하고 표준 CVP로부터 도출한 추론이 편의를 가져올 수 있는 것으로 분석하였다.

Banker et al.(2016)은 Basu(1997) 모형에 매출변화(ΔS), 매출감소터미변수(DS)를 추가한 아래식을 추정한 결과 (i) Basu(1997)와 일관되게 $\alpha_3=0.408$ 로 유의한 양(+)이며 (ii) Anderson et al.(2003)과 유사하게 $\beta_3=0.236$ 으로 유의한 하방경직성이 관찰되었다. 또한 (iii) 원가 하방경직성 변수를 통제한 후 $\alpha_3=0.321$ 로 유의한 양(+)이지만 그 크기가 27%가량 감소하며 따라서 원가 하방경직성을 통제하지 않았을 때 비대칭 이익인식의 정도가 과대 추정된다고 주장하였다.

$$E_t/P_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_t + \alpha_2 RET_t + \alpha_3 DR_t \times RET_t + \beta_1 DS_t + \beta_2 \Delta S_t/P_{t-1} + \beta_3 DS_t \times \Delta S_t/P_{t-1} + \eta_t$$

(여기서, E_t = t 회계연도 순이익, P_t = t 회계연도말 주가, RET_t = t 회계연도 12개월간 누적 시킨 시장조정주식수익률, DR_t = t 회계연도 주식수익률이 음(-)이면 1, 그렇지 않으면 0인 터미변수, DS_t = t 회계연도 매출이 (t-1)회계연도에 비하여 감소하면 1, 그렇지 않으면 0인 터미변수, ΔS_t = t 회계연도 매출변화)

또한 Banker et al.(2017)은 전통적 관점의 원가행태는 원가 동인과 원가 간에 기계적 관계를 가정하지만, 현대 원가행태 연구는 원가가 다양한 제약요인, 인센티브, 심리적 편익 등에 따른 경영자의 영업 의사결정에 의해 발생한다고 인식하며, 이러한 개념적 혁신은 원가행태의 “블랙박스”를 열고 연구자들에게 원가행태에 영향을 주고 또 영향을 받는 폭넓은 현상에 대한 강력한 새로운 사고방식을 제공한다고 피력하였다.

그런데 원가의 하방경직성을 나타내는 Anderson et al.(2003)의 모형은 횡단면적으로 매출이 감소할 때 원가의 감소비율보다 매출이 증가할 때 원가의 증가비율이 더 큰 것을 하방경직성으로 정의하여 시장전체에서 원가의 비대칭성의 존재유무는 측정할 수 있으나, 개별기업 수준에서 매출변화에 대한 원가변화를 직접적으로 측정할 수 없으며 따라서 기업의 원가가 다른 변수에 미치는 외생변수로서의 특성은 측정할 수 없다는 한계가 있었다. 이와 달리 Weiss(2010) 및 Homburg and Nasev(2008) 모형은 직접적으로 개별기업별 원가 비대칭성을 측정하여 원가 비대칭성이 독립변수로서 외부에 미치는 영향을 파악할 수 있는 장점을 가지고 있다. 한편 Anderson et al.(2003)은 경영자의 인센티브 관점에서 하방경직적 원가행태에 관해 설명하고 있지만, 원가 하방경직성의 유용성에 관한 상세한 논의를 하고 있지 않으며 따라서 원가의 하방경직성 존재 여부가 기업의 미래성과를 결정함에 있어서 가치관련성에 미치는 영향은 고찰하지 않았다(이석영 2012).

국내에서도 김새로나와 양동훈(2011), 최한진 등(2018)이 Homburg and Nasev(2008) 모형을 이용하여 분석하였고, 이호영과 서영미(2012), 김새로나와 유혜영(2014), 정광화와 이동현(2016), 정광화 등(2016), 유승원과 이동현(2017)이 Weiss(2010) 모형을 이용하였다. 또한 박연희 등(2012), 박준호 등(2014), 신흥권 등(2018)은 원가비대칭성 변수의 결합 또는 추가분석을 통해 두 모형을 모두 이용하여 원가의 비대칭성을 분석하였다([표 2-1] 요약 참조).

[표 2-1] 개별기업의 원가비대칭성 모형을 이용한 국내 선행연구 요약

① Homburg and Nasev(2008) 모형 이용

연구논문	주요내용
김새로나와 양동훈(2011)	<ul style="list-style-type: none"> - 종속변수: 총발생액(보수주의 정도) - 관심변수: $CFO * DCFO$ (CFO가 (-)이면 1) * DHN_CS ($HN_CS > 0$ 이면 1). 계수부호는 양(+) - 원가의 하방경직성을 보인 기업에서 보수적 회계처리가 증가 (경제적 이득은 덜 반영, 경제적 손실은 더 반영되어 호재에 비해 악재가 더 높은 적시성 보임)
최한진·유상열·원자연(2018)	<ul style="list-style-type: none"> - 종속변수: HN_CS - 관심변수: BTD (회계이익-과세소득) (이익조정 대응치). 계수부호는 음(-) - 비대칭적 원가행태가 예상되는 기업은 BTD와 HN_CS 간 음(-)의 관계로 이익조정에 의해 원가의 비대칭성이 완화됨

② Weiss(2010) 모형 이용

연구논문	주요내용
이호영과 서영미(2012)	<ul style="list-style-type: none"> - 종속변수: AFE (이익예측오차 절대값) - 관심변수: W_STICKY. 계수부호는 음(-) - 비대칭적 원가행태일수록 재무분석가의 이익예측오차가 커지고 이익예측정확성이 감소
김새로나와 유혜영(2014)	<ul style="list-style-type: none"> - 종속변수: W_STICKY - 관심변수: $CAPEX$ (경영자 과신성향). 계수부호는 음(-) - 경영자의 과신성향이 높은 기업일수록 원가가 하방경직적임
정광화와 이동현(2016)	<ul style="list-style-type: none"> - 종속변수: MFD (경영자가 당기순이익 예측한 경우 1인 더미변수) 또는 $BIAS$ (이익예측 정확성) - 관심변수: W_STICK. 공시계수부호는 양(+), 예측정확성은 음 (-) - 원가의 하방경직적인 경우 경영자는 이익예측을 공시하려는 경향이 낮게 나타나며 이익예측의 정확성은 떨어짐((-)관계)
정광화·이동현·나병수(2016)	<ul style="list-style-type: none"> - 종속변수: BTD (세전이익-추정과세소득) - 관심변수: W_STICKY. 계수부호는 (+) - 원가가 하방경직적일수록(탄력적일수록) BTD는 감소(증가)
유승원과 이동현(2017)	<ul style="list-style-type: none"> - 종속변수: CHO (3개 신용평가기관 모두 신용평가를 선택한 경우 1인 더미변수) - 관심변수: W_STICK ((-1)을 곱하여 클수록 하방경직적). 계수부호는 양(+) - 비대칭적 원가행태일 경우 기업어음 신용등급평가 신청 가능성이 높으며 비대칭적 원가행태와 신용등급 간 양(+의 관계

③ Homburg and Nasev(2008) 및 Weiss(2010) 모형 모두 이용

연구논문	주요내용
박연희·구정호·배수일(2012)	<ul style="list-style-type: none"> - 종속변수: CAR(주식연간수익률) 관심변수: (결합)STICKY(W_STICKY<0 & HN_CS>0 이면 1인 더미변수). 계수부호는 음(-) - 원가 하방경직성은 당기 보고이익 감소라는 부정적인 정보효과가 더 크나, 비기대이익과 상호작용한 하방경직성은 당기의 부정적인 효과보다 미래이익에 대한 긍정적인 효과가 더 커서 유의한 양(+)의 초과수익률을 나타냄
박준호·진승화·차상권(2014)	<ul style="list-style-type: none"> - 종속변수: FV(기업가치: 토빈Q 또는 MTB) 관심변수: HN_CS 또는 (결합)STICKY(HN_CS>0 & W_STICKY <0 이면 1인 더미변수). 계수부호는 음(-) - 원가행태의 비대칭성은 기업가치를 감소시키며 회계이익의 가치관련성 뿐만 아니라 회계이익을 구성하고 있는 영업현금흐름, 발생액의 가치관련성까지도 감소시킴
신흥권·박서윤·김도연(2018)	<ul style="list-style-type: none"> - 종속변수: AbAF(AbAH)(비정상 감사보수(감사시간)) 관심변수: HN_CS, (추가)W_STICKY((-1)을 곱함). 계수부호는 모두 음(-) - 원가 하방경직성이 높을수록 비정상 감사보수(감사시간)이 낮아짐

2.1.2 원가 비대칭성과 이익조정

Hartlieb and Loy(2019)는 원가비대칭성과 이익유연화¹⁰⁾는 경영자의 재량행위의 결과라고 보았는데 원가 비대칭성은 보고이익 유연화의 열망(ambition)을 상쇄(counteract)하거나 제약(constrain)하며 반대로 매출감소시 일정이익 확보를 위한 이익유연화는 원가비대칭성을 완화(mitigate)한다고 분석하였다. 경영자의 재무적 이익 유연화 행동은 원가비대칭성을 약화시킬 수 있으며 반대로 경영자의 생산 및 판매 등 실제영업활동 계획은 보고이익에 영향을 미치므로 원가비대칭과 이익조정 의 인과관계(Causality) 방향은 선험적(priori)으로는 분명하지 않으므로 양 방향의 분석을 실행하였다. 즉, Anderson et al.(2003)의 횡단면 모형을 이용하여 원가비대칭성(원가비대칭성이 종속변수)을 검증하고 반대로 Weiss(2010)의 개별기업 모형을 이용하여 이익유연화(원가비대칭성이 독립변수)를 검증하여 원가비대칭성과 이익유연화(표준 10) 이익유연화는 광의로 이익조정과 유사하게 해석되고 있다.

편차와 상관계수로 측정)와의 관계를 분석한 결과, 어느 경우이든 두 변수는 음(-)의 상충(Trade-off) 관계이라고 밝혔다. 또한 이러한 음(-)의 관계는 주로 경영자의 기회주의적 동기에서 비롯된다고 주장하였다.

Dierynck et al.(2012)은 Anderson et al.(2003) 모형을 이용하여 벨기에 기업에 대해 검증한 결과, 보다 체계적인 즉 원가(인건비) 행태가 덜 비대칭적인 기업은 이익조정을 보다 많이 하며 이익목표(earnings benchmark)의 압박이 덜한 기업이 비대칭적 원가행태를 보였다고 밝혔다.

국내에서는 한백현 등(2011)은 Anderson et al.(2003) 모형을 이용하여 검증한 결과, 첫째, 내부회계관리제도 시행(2006년) 이후 매출원가를 제외한 전 원가항목의 비대칭성은 시행 이전보다 완화되었고 둘째, 재량 발생액을 통한 이익조정은 총 원가와 판관비에서 원가의 비대칭성을 완화시키고, 실제 이익조정액을 통한 이익조정은 전체 원가항목의 비대칭성을 완화시켰으며 셋째, 내부회계관리제도 시행 이후, 재량적 발생액을 통한 이익조정은 총원가, 제조원가, 판관비 및 인건비에서, 실제 이익조정액을 통한 이익조정은 전 원가항목에서 각각 비대칭성을 완화시키는 영향이 감소하였다.

구정호(2011)는 Anderson et al.(2003) 모델을 이용하여 실증분석한 결과, ① 상향 이익조정 유인을 갖고 있는 구간에서는 판관비가 하방탄력적(즉, 원가의 비대칭성이 감소)이고 ② 이익이 매우 크거나, Big-Bath와 같이 적자가 큰 하향 이익조정 유인을 갖고 있는 구간에서는 원가 하방경직성이 증가하였다.

정광화 등(2016)은 Weiss(2010) 모형을 이용하여 검증한 결과, 원가가 하방경직적일수록(탄력적일수록) LTD(회계이익-세무이익)는 감소(증가)하여, 원가의 하방경직성이 회계 보수주의의 수단으로 이익조정을 감소시키는 기능을 가졌으며 LTD(종속변수)를 이익조정 대용치로 볼 수 있다고 주장하였다.

신흥권 등(2018)은 Homburg and Nasev(2008) 모형을 이용하여 검증한 결과, 원가하방경직성이 높을수록 비정상 감사시간과 비정상 감사보수가 낮아지며, 이는 원가의 하방경직성은 경영자의 의사결정 사항으로 이익조정의 억제 수단으로 작용하여 이익 질이 제고된다고 분석하였다.

[표 2-2] 원가비대칭성과 이익조정과의 관계 선행연구 요약

연구 논문	주요 내용
Hartlieb and Loy(2019)	<ul style="list-style-type: none"> - 원가비대칭과 이익조정의 인과관계(Causality) 방향은 선형적으로는 분명하지 않으므로 양 방향의 분석을 실행 - Anderson et al.(2003) 모형(원가비대칭성이 종속변수)과 Weiss(2010) 모형(원가비대칭성이 독립변수)으로 분석한 결과, 두 변수는 음(-)의 상충(Trade-off) 관계이며 이는 주로 경영자의 기회주의적 동기에서 비롯됨
Dierynck et al. (2012)	<ul style="list-style-type: none"> - 원가행태가 덜 비대칭적인 기업은 이익조정을 보다 많이 하며 이익목표 압박이 덜한 기업은 비대칭적 원가행태를 보임
한백현 등(2011)	<ul style="list-style-type: none"> - 재량적발생액을 통한 이익조정은 총 원가와 판관비에서 원가비대칭성을 완화시키고, 실제이익조정액을 통한 이익조정은 전체 원가항목의 비대칭성을 완화시킴
구정호(2011)	<ul style="list-style-type: none"> - 상향의 이익조정 유인을 갖는 구간에서는 판관비가 하방탄력적이고, 이익이 매우 크거나 적자가 매우 커서 하향 이익조정 유인을 갖고 있는 구간에서는 원가 하방경직성이 증가
정광화 등(2016)	<ul style="list-style-type: none"> - 원가가 하방경직적일수록(탄력적일수록) LTD(회계이익-세무이익)는 감소(증가)하여, 원가 하방경직성이 회계 보수주의의 수단으로 이익조정을 감소시키는 기능이 있음
신흥권 등(2018)	<ul style="list-style-type: none"> - 원가하방경직성이 높을수록 비정상 감사시간과 비정상 감사보수가 낮아지며, 원가의 하방경직성은 경영자의 의사결정 사항으로 이익조정의 억제수단으로 작용하여 이익 질이 제고

2.2 가치관련성에 관한 연구

2.2.1 가치관련성 일반

가치관련성(value relevance)은 회계정보는 그 자체가 기업가치(주가)를 반영할 때 가치관련성이 있다고 정의하며 같은 기간의 주가나 주식수익률을 보다 잘 설명할 수 있는 회계정보가 더 가치관련성을 가지며 보다 우수하다고 판단한다. 효율적 시장 가설에서는 회계정보의 고유한 가치관련성은 인정되지 않으나 최근 들어 자본시장에서 효율적 시장가설이 부합하지 않는 실증증거가 계속 누적되고 있다(Kothari 2001). 따라서 과거 회계에 대한 정보적 관점의 영향하에 요약적 지표로서 주가를 설명하는 회계정보의 가치관련성(수동적 관점)에서 최근에는 미래주가를 예측하고 이를 바탕으로 기업의 가치를 측정하는 기본적 관점(능동적 관점)으로 패러다임이 전환되고 있다. 흔히 보고이익과 장부가가 기업 가치평가의 기본으로 사용되었는데(Easton and Harris 1991; Kothari and Zimmerman 1995; Ohlson 1995; Penman 1998; Barth et al. 1998; Ou and Sepe 2002), 특히 주가를 장부가와 순이익 및 기타정보의 함수로 도출한 Ohlson(1995)에 의해 그 기반이 견고해졌다. 이후 Ohlson과 Juetter-Nauroth(2005)는 기업가치를 평가함에 있어 미래이익에 비중을 두어 주가를 다음기 이익예측치와 단기 및 장기 이익성장률의 함수로 도출한 OJ모형을 제시하였다(권수영 등 2010).

Ohlson(1995)은 재무관리학에서의 배당할인모형(DDM)과 순증관계(clean surplus relation)¹¹⁾로부터 도출된 초과이익모형(RIM, EBO모형)을 토대로 여기에 정보변수에 대한 선형시계열(LID) 가정과 비회계정보(v_t)를 추가하여 아래 모형(소위 “EBD 모형”)을 도출하였으며, 이 모형은 순자산 장부금액과 회계이익을 기업가치 평가의 주요 변수로 포함함으로써 재무제표상의 회계수치를 기업가치 평가에 직접적으로 사용하는 근거를 제시해 주고 있다. Ohlson(1995)은 이 모형은 순증관계 이외에도 배당금은 현재의 순이익이 아닌

11) 순증관계는 기말 순자산가액은 기초 순자산가액에 기간중 회계이익을 더하고 배당을 차감하여 산출된다는 등식관계를 말한다. 즉, $BV_t = BV_{t-1} + X_t - dt$ 의 관계를 말한다.

장부가치에서 지급되므로 장부가치를 감소시키지만 순이익에는 영향을 미치지 않는다고 전제하였으며, 장부가는 미래의 기대이익의 대용치(proxy)이라고 주장하였다. 또한 Ohlson(2001)은 실증적 관점에서 RIM모형은 핵심적 부분은 아니지만 분석을 압축시키는 역할을 하며 비회계정보도 차기 기대이익을 알 수 있다면 확고한 의미가 있으며 가치이론과 회계정보는 어느 한 부분보다는 전체로서 개념되어져야 한다고 강조하였다. 이후 가치관련성에 관한 실증연구에서 Ohlson(2001)의 모형은 광범위하게 사용되었다(Collins et al. 1997; Barth et al. 1998; Ou and Sepe 2002; Whelan and McNamara 2004).

Easton(1999)은 Ohlson(1995) 모형을 바탕으로 회계정보의 가치관련성 평가를 위해 주가모형(price-levels models)에 더하여 추가로 주식수익률모형(returns models)을 제시하였다. 주가모형은 잠재적으로 심각한 규모의 문제(scale problem)가 있으며 주식수익률모형은 재무제표상 가치변동(예, 자산 및 부채 재평가)을 시장(주가)에 적시성 있게 반영(회계자료 변동은 시장가치변동과 동시적임)하므로 주가수익률 모형에 의한 추론이 보다 신뢰할 수 있다고 주장하였다.

Ou와 Sepe(2002)는 현재 이익의 가치관련성은 재무분석가들의 1년후 이익에 대한 예측오차(예측치와 실제치 차이의 절대값)와는 음(-)이 관계이며 이익에 대한 장부가의 증분적 설명력은 예측오차와 양(+)의 관계이라고 분석하고 재무분석가들의 미래 이익예측 오차는 현재 이익의 지속성을 측정해주는 우수한 수단이라고 강조하였다. 즉 예측오차가 클때는 현재 이익은 주가변동에 대한 설명력이 보다 약하고 대신에 장부가가 주가 가치를 훨씬 잘 설명해 주며, 따라서 현재 이익이 미래의 이익획득력(earning power)을 나타내는 좋은 지표가 아닐 경우에는 시장참가자들은 가치평가를 위해 이익대신 장부가를 참고(guidance)하게 된다고 분석하였다.

국내에서 회계정보의 가치관련성에 대한 선행연구를 보면, 김은혜(2005)는 부동산을 유동화하는 리츠(REITs) 가치결정 시 장부가치와 회계이익만으로 구성되는 Ohlson(1995) 모형에 비회계정보인 금리변동예상 정보와 부동산가격변동예상 정보를 추가하여 실증분석한 결과, 리츠의 기업가치(주가) 평가에 대한 설명력(수정 R^2)이 비회계정보를 추가하기 전보다 증가된 것으로 나타났다.

김연용 등(2007)은 회계정보의 유용성을 검증한 결과, 거래소 상장기업의 경우 이익발생 기업과 손실발생 기업 모두 순자산과 순이익의 회귀계수는 유의한 양(+)으로 나타났으나, 코스닥 등록기업은 순자산은 상장기업의 경우와 동일하게 회귀계수가 유의한 양(+)이나 이익의 회귀계수는 유의한 음(-)의 관계를 나타내어 비정상인 것으로 나타났다. 한편 전체기업을 대상으로 검증기간(1996~2006년) 동안 회계이익과 장부가액을 포함한 전체 회계정보의 가치관련성은 증가한 것으로 분석되었다.

이석영(2012)은 매출액이 감소한 경우에 원가신호¹²⁾를 상향조정하는 정도보다 매출액이 증가한 경우에 원가신호를 하향조정하는 정도가 더 크다는 원가신호조정 정도의 비대칭성이 당기 기업가치와 미래이익에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 매출액이 증가할 때 원가신호가 양(+)인 경우는 미래이익에 부정적 신호로 해석되지만(원가관리의 비효율성을 반영), 매출액이 감소할 때 양(+)의 신호는 긍정적 신호로 해석될 수 있었다. 이는 경영자가 매출이 감소할 때 미래이익이 증가할 것이라는 긍정적 신호를 주기 위하여 단기적으로 매출액 감소폭보다 원가의 감소폭을 적게 한다는 의미하는 것이다. 또한 주식시장은 매출액 증가 또는 감소에 따른 원가신호의 비대칭성에 포함된 정보를 반영하지 못하여, 매출액 감소시 양(+)의 원가신호에는 부정적 반응을 나타내고, 반대로 매출액 증가시 양(+)의 원가신호에 대하여는 긍정적 반응을 나타내었다.

김용식과 조상민(2014)은 한국채택국제회계기준(K-IFRS)를 도입한 이후 기업이 자체적으로 판단한 영업손익과 회계기준에서 규정한 표준화된 영업손익 중 어떤 것이 더 가치적절한지 분석하였다. 이를 위해 K-IFRS 제1001호 「재무제표 표시」를 개정하기 전인 2011년에 기업이 자체적으로 판단한 영업손익과 2012년에 제1001호 「재무제표 표시」를 개정하여 회계기준에 따라 산출한 영업손익을 이용하여 가치관련성을 비교, 분석하였으며, Ohlson(1995) 모형을 토대로 추가모형을 설계하고 추가모형을 보완하기 위한 주식수익률 모형을 추가로 설계하여 분석하였다. 회귀분석 결과 공시변경에 따른 영업손익 변화가

12) 이석영(2012)은 ‘원가신호’를 두기간의 매출액 대비 원가비율의 차이를 ‘원가신호’라 칭하였다. 즉, 원가신호 = 금년도 총원가의 금년도 매출액에서 차지하는 비율 - 전년도 총원가의 전년도 매출액에서 차지하는 비율 = $(C_t/St - C_{t-1}/St_{t-1})$

주가와 주식수익률에 미치는 영향은 모두 유의적인 차이가 없다는 것을 확인하였다.

2.2.2 이익조정과 가치관련성

이익조정과 가치관련성 간의 관계에 관한 선행연구는 이익조정이 대표적으로 재량적 발생액에 의해 측정되며 재량적 발생액은 발생액의 일부이므로 발생액부터 선행연구를 검토할 필요가 있다.

발생액(accruals)은 발생기준 회계원칙과 현금기준 회계원칙의 차이에 의해서 생겨난 차액으로 당기순이익 중 현금의 유출입이 없는 수익과 비용 항목을 말하며 당기순이익에서 영업현금흐름(CFO)을 차감한 값으로 구한다. 또한 발생액은 재량적 발생액(discretionary accruals: DA)과 비재량적 발생액(nondiscretionary accruals: NDA)으로 구분되며 DA는 NDA의 추정치를 차감하여 계산한다(권수영 등, 2010). 선행연구에서 DA는 경영자에게 이익조작의 기회를 주며, 이익조정의 대표적인 대응치로 사용되어 왔다(Dechow et al. 1995; Teoh et al. 1998; Dechow and Skinner 1999; Xie 2002; Bowman and Navissi 2003).

발생액과 자본시장에서 주가 또는 주식수익률과의 관계에 대해서는 많은 연구들이 진행되었는데 Dechow(1994)는 발생액이 시차와 대응의 문제¹³⁾를 완화시키는지 연구하여 발생액이 클수록, 주식수익률과 순이익의 관계에 비하여 주식수익률과 현금흐름의 관계가 감소하며 발생액 중에서 유동발생액이 비유동발생액에 비해 시차 및 대응 문제 완화에 더 직접적인 것으로 분석하였다.

발생액은 영업현금흐름보다 지속성(persistence)¹⁴⁾이 낮은 것으로 보고되고 있는데(Sloan 1996; Francis 등 2005) 시장이 효율적이라면 이용가능한 정보를

13) 발생액은 CFO가 경영성과의 측정치로서 갖는 시차(timing)와 대응(matching) 문제를 완화시키는 역할을 하는데, ① 시차문제란 수익의 인식시기와 현금의 회수시기의 차이와 비용의 인식시기와 현금의 지출시기의 차이를 의미하고, ② 대응문제란 수익과 비용 대응에서 생기는 차이를 말한다(권수영 등 2010에서 재인용).

14) 지속성은 미래 기간에 현재와 같은 현상이 다시 발생하는 정도를 나타낸다(권수영 등 2010에서 재인용).

충분히 반영하여 발생액과 현금흐름의 이러한 객관적인 지속성 특성이 주가에 그대로 반영될 것이나 많은 선행연구에서 투자자들이 기업을 평가할 때 기업규모 대비 발생액이 낮았던 기업들의 주식이 발생액이 높았던 기업들의 주식보다 유의하게 높은 미래 수익률을 얻는 현상으로 발생액을 과대 또는 과소 평가하는 발생액 이상현상(accrual anomaly)을 발견하였다(권수영 등, 2010).

먼저, Sloan(1996)은 투자자들이 보고이익에 대하여 기능적 고착화(fixation on earnings)¹⁵⁾하는 경향을 보여 미래주가에 발생액과 현금흐름의 정보를 충분히 반영하지 못하는 발생액 이상현상이 있다고 최초로 보고하였다. Sloan(1996)은 Mishkin(1983)의 연구방법을 적용하여 투자자들이 발생액에 포함된 정보, 즉 지속성이 현금흐름보다 낮은 발생액의 특성이 과대하게 평가 되어 발생액이 클수록 시장에서 발생액을 과대평가하고 발생액이 낮은 경우에는 더욱 낮게 평가하며, 따라서 발생액 수준이 낮은 기업의 주식을 보유(long position)하고 발생액 수준이 높은 기업의 주식을 매각(short position)하는 “hedge-portfolio”를 구성하면 다음기간에 양(+)의 초과수익률을 올리는 것으로 분석하였다. 발생액 수준으로 분류한 10개 포트폴리오 중 가장 낮은 포트폴리오를 매입하고 가장 높은 포트폴리오를 매도한 경우 1년후 10.4%의 초과수익률을 시현하였다.

그러나 Subramayam(1996)은 재량적 발생액이 주식시장에서 주가에 반영 되는데, 이는 비효율적 시장에서 기회주의적 이익조작에 의해 주가가 결정되는 점도 있지만 경영자들이 기업의 근본적 가치반영을 위한 이익능력(ability of earnings)을 향상하기 위해 재량을 발휘하는데 있다고 하여 재량적발생액에 대한 긍정적인 견해를 밝혔다.

이후 Xie(2001)는 발생액을 매출액 변동분과 감가상각 대상 유형자산 등 경영자가 재량적으로 조정하기 어려운 부분과 나머지 부분(모형 내 잔차)으로 구분하고 Jones(1991) 모델을 이용하여 발생액을 재량적 발생액(abnormal accruals)과 비재량적 발생액(nondiscretionary accruals)으로 분류한 후

15) 기능적 고착화는 회계정보 이용자가 보고된 수치를 기계적으로 해석하는 태도를 의미한다. 예를 들면 기업의 성과는 별 차이가 없고 재고자산 계산방법이나 감가상각 방법을 달리 사용하기 때문에 보고이익에 차이가 나더라도 기능적으로 고착화된 정보이용자는 이러한 요소를 고려하지 아니하고 보고된 수치에 의존하는 경우이다.

Mishkin(1983) 및 Sloan(1996)의 hedge-portfolio test 방법을 이용하여 검증하였다. 그 결과, 지속성(persistence 또는 one-year-ahead earnings implications) 분석에서는 영업현금흐름의 지속성이 가장 높았고 재량적 발생액의 지속성은 비재량적 발생액의 지속성보다 낮았으며, 시장효율성 분석에서는 시장은 재량적 발생액 및 비재량적 발생액 모두를 과대평가(overpricing)하고 있었으며 이중에서 재량적 발생액을 더욱 과대평가하고 있었는데 hedge-portfolio test에서 재량적 발생액은 1년후 11.0%의 초과수익률을 올린데 비해, 비재량적 발생액은 2.3%에 그친 것으로 나타났다. Xie(2001)는 이 연구가 Subramayam(1996)의 시장이 재량적 발생액에 대해 단순히 평가(pricing)한다는 연구 결과와 Sloan(1996)의 발생액 전체를 시장이 과대평가한다는 연구 결과를 확장하여 시장은 경영자의 재량에 기인한 재량적 발생액 부분을 과대평가한다고 밝혔다.

나아가 Chen and Cheng(2002)는 시장이상현상은 경영자가 재량 발생액을 계상하는 동기(motivation)에 따라 상이할 것으로 예측하였다. 분석결과, 재량적 발생액 시장이상현상은 경영자가 재량적 발생액을 계상(record)하는 동기에 체계적으로 연관되어 있으며 미래주가는 경영자 자신의 이익을 높이려는 기회주의적 동기에 의한 재량적 발생액에는 음(-), 기업의 사적정보를 시장에 전달하려는 신호(performance/signaling) 동기에 의한 재량적 발생액에는 양(+)의 연관이 있음을 밝혔다. 효율적 자본시장에서는 전자(기회주의적 동기)에 의한 이익조정만 주가에 반영되지 않아야 하고 후자(사적정보 전달의 신호 동기에 의한 이익조정만 주가에 반영되어야 하나(Subramayam 1996), 투자자들은 서로 다른 이익조정 동기를 모르고 재량 발생액 의미를 미래의 주가에 반영하지 못하여 이에 따라 경영자는 기회주의적 이익조정에 참여할 기회를 갖고 재량 발생액을 통해 사적정보를 전달하려는 경영자의 능력을 저해한다고 분석하였다.

Whelan and McNamara(2004)은 이익조정이 순이익 및 순자산의 상대적 가치관련성에 미치는 영향을 Ohlson(1995) 모형 체계를 이용하여 검증하였는데, 단기(Jones(1991) 모형 이용) 및 장기(자체 모형 이용) 재량발생액을 추정하고 각각의 영향을 검증하였다. 호주 증권거래소의 상장기업을 대상으로 실증분석한 결과, ① 단기 또는 장기 중 어느 하나의 재량발생액을 사용하여 이익조정을 하는

경우(각각 달리 독립적으로 검증) 순이익(earnings)의 가치관련성은 감소하였으나 순자산(book value) 가치관련성은 영향이 없었으며(비유의), ② 단기 및 장기 재량발생액을 동시에 사용하여 이익조정하는 경우에는 단기 재량발생액을 통한 이익조정은 순이익 또는 순자산 모두의 가치관련성에 영향을 미치지 않으며(비유의), 장기 재량발생액을 통한 이익조정은 순이익의 가치관련성은 감소하고 순자산의 가치관련성은 증가한 것으로 나타났다. 따라서 단기 및 장기 재량발생액을 통한 이익조정은 가치관련성에 서로 다른 영향을 미치며, 장기 재량적 발생액을 통한 이익조정이 단기 재량적 발생액의 경우보다 순이익 및 순자산의 가치관련성에 보다 큰 영향을 미친다고 결론지었다.

국내 연구들도 이익조정과 가치관련성과의 관계에 대해 여러 연구결과를 제시하였다. 나종길(2006)과 고정원과 윤성수(2006)은 각각 발생액의 이상현상을 검증하고 투자자들은 현금흐름에 비하여 발생액의 지속성을 과대평가하고 있으며 발생액 수준은 미래의 주식수익률과 음(-)의 관계에 있다고 밝혔다.

고봉찬과 김진우(2007)는 1987년~2005년 중 발생액이 낮은 국내기업의 주식을 매입하고 발생액이 높은 국내기업의 주식을 파는 헤지포트폴리오를 통하여 3년간 연평균 16%가 넘는 초과수익률을 획득하였다고 분석하여 발생액 이상현상이 국내시장에서도 존재함을 밝혔다.

최관과 백원선(2007)은 발생액의 질을 발생액이 영업현금흐름(CFO)으로 실현가능(현금흐름과 관련된 발생액)하면 발생액의 질은 높은 것으로 보고 그렇지 않으면(현금흐름 무관 발생액) 발생액의 낮다고 보고(Dechow and Dichev(2002)의 연구), Mishkin(1983) 검증을 통해 우리나라에서는 발생액의 질에 상관없이 시장에서 모두 과대평가되는 것으로 나타났으며, 다만 질이 낮은 발생액은 질이 높은 발생액 보다 시장에서 더욱 높게 과대평가된다고 밝혔다. 또한 헤지 포트폴리오를 이용한 전략의 결과, 질이 낮은 발생액으로 구성된 헤지 포트폴리오에서만 유의한 비정상 수익률을 얻는 것으로 나타났다.

이화득 등(2008) 손실 및 이익기업에 있어서 시장이상 현상이 차이가 있는지를 검증하였는데 시장이상 현상이 이익기업에서는 뚜렷하게 나타났으나 손실기업에서는 유의적으로 나타나지 않았다고 분석하였다. 이익기업에서는 투자자들이 발생액 정보에 대해 과대반응하며 과대반응은 재량적발생액 뿐만

아니라 비재량적발생액에 대해서도 존재하는 것으로 나타났다. 반면에 손실기업의 경우 발생액에 대해 과소반응하고 있으며 이는 재량 발생액에 대한 과소반응에 기인한다고 분석하였다.

임승연과 선우혜정(2015)은 발생액 정보가 미래주식수익률을 예측하는데 기여하여 투자정보로서의 역할을 하는지 분석한 결과, 발생액 정보는 추정방법에 상관없이 모두 미래 12개월의 주식수익률을 예측하는데 기여하는 것으로 나타났으며 발생액이 클수록 미래주식수익률이 낮아지는 음(-)의 관계가 있다고 분석하였다.

위준복과 김문태(2008)는 이익조정(수정 Jones 모형에 의한 재량 발생액)에 대한 이익(EPS)의 주가배수는 매우 유의하게 저하되었으나 장부가치(BPS)의 주가배수는 상대적으로 안정되거나 오히려 증가하였으며, 이는 시장이 이익조정으로 인해 저하된 순이익의 가치관련성을 장부가에서 대체 탐색한다고 분석하였다.

김문현(2016)은 이익조정과 조세회피가 기업가치에 미치는 영향을 Ohlson(1995)의 회계수치를 이용한 선형모형을 사용하여 검증하였는데 실증 분석 결과, ① 재량적 발생액(수정 Jones 모형으로 추정)과 조세회피는 모두 주가와 음(-)의 관계를 보여 기업가치에 부정적인 정보였으며 ② 재량적 발생액으로 회계이익을 크게 보고하면서 동시에 조세회피로 과세소득을 작게 보고하는 경우는 주가에 음(-)의 영향을 미치며 순이익의 가치관련성을 낮추는 것으로 나타났다. 이는 이익조정과 조세회피는 모두 이익을 대상으로 하고, 공격적인 세무 및 회계 행태는 과세소득과 회계이익의 차이를 크게하여 주가에 부정적인 영향을 미친다고 분석하였다.

[표 2-3] 이익조정과 가치관련성과의 관계 선행연구 요약

연구 논문	주요 내용
Sloan(1996)	<ul style="list-style-type: none"> - 발생액이 클수록 시장에서 발생액을 과대평가하고 발생액이 낮은 경우에는 더욱 낮게 평가하며, 만약 발생액이 낮은 기업의 주식을 보유하고 발생액이 높은 기업의 주식을 파는 hedge-portfolio를 구성하면 투자자는 다음기간에 양(+)의 초과수익률을 올리는 것으로 분석
Subramayam (1996)	<ul style="list-style-type: none"> - 재량적 발생액은 경영자들이 기업의 근본적 가치반영을 위한 이익능력을 향상하기 위해 재량을 발휘하는데 있다는 긍정적인 의미
Xie(2001)	<ul style="list-style-type: none"> - 재량 발생액의 지속성은 비재량 발생액의 지속성보다 낮고, 시장은 재량 및 비재량적 발생액 모두를 과대평가하 이중에서 재량적 발생액을 더욱 과대평가함 - hedge-portfolio에서 재량적 발생액은 1년후 11.0%의 초과수익률을 올린데 비해, 비재량적 발생액은 2.3%에 그침
Chen and Cheng(2002)	<ul style="list-style-type: none"> - 미래주가는 경영자의 이익제고를 위한 기회주의 동기에 의한 재량적 발생액에는 음(-), 기업의 사적정보를 시장에 전달하려는 신호 동기에 의한 재량적 발생액에는 양(+)의 관계 - 투자자와 재무분석가들은 서로 다른 이익조정 동기를 알지 못하여 재량적발생액의 의미를 미래주가에 제대로 반영 못함
Whelan and McNamara (2004)	<ul style="list-style-type: none"> - 단기 또는 장기 중 어느 하나의 재량발생액을 사용하여 이익 조정하는 경우 순이익 가치관련성은 감소하나 순자산 가치관련성은 영향이 없음 - 단기 및 장기 재량발생액을 동시에 사용하여 이익조정하는 경우 단기 재량발생액을 통한 이익조정은 순이익 또는 순자산 모두의 가치관련성에 영향을 미치지 않고, 장기 재량발생액을 통한 이익조정은 순이익 가치관련성은 감소하고 순자산 가치관련성은 증가
고봉찬과 김진우 (2007)	<ul style="list-style-type: none"> - 1987~2005년 중 국내기업 주식의 헤지포트폴리오를 통하여 3년 이후까지 높은 초과수익률을 얻을 수 있음을 분석
최관과 백원선 (2007)	<ul style="list-style-type: none"> - 발생액의 질에 상관없이 시장에서 모두 과대평가하되 질이 낮은 발생액은 질이 높은 발생액 보다 더욱 높게 과대평가 - 질이 낮은 발생액으로 구성된 헤지 포트폴리오에서만 유의한 비정상 수익률을 얻음
이화득 등 (2008)	<ul style="list-style-type: none"> - 시장이상 현상은 이익기업에서는 뚜렷하나 손실기업에서는 유의하지 않음. 이익기업에서는 투자자들이 발생액 정보에 대해 과대반응, 손실기업에서는 발생액에 대해 과소반응

연구 논문	주요 내용
임승연과 선우혜정(2015)	- 발생액 정보는 추정방법에 상관없이 모두 미래 12개월의 주식수익률을 예측하는데 기여하며 발생액이 클수록 미래주식수익률이 낮아지는 음(-)의 관계
위준복과 김문태(2008)	- 이익조정에 대한 순이익의 주가배수는 저하되었으나 장부가치의 주가배수는 안정되거나 증가함 - 이는 시장이 이익조정으로 인해 저하된 순이익 가치관련성을 장부가치에서 대체 탐색한다는 점을 시사
김문현(2016)	- 재량적 발생액과 조세회피는 모두 주가와 음(-)의 관계를 보여 기업가치에 부정적 - 재량적 발생액으로 회계이익을 크게 보고하면서 동시에 조세회피로 과세소득도 작게 보고하는 경우 주가에 음(-)의 영향을 미치며 순이익 가치관련성을 낮춤

2.2.3 원가비대칭성과 가치관련성

원가비대칭과 가치관련성과의 관계에 대한 직접적인 선행연구는 그리 많지 않은 것으로 판단된다. 우선, Weiss(2010)는 원가 비대칭적 기업(비대칭성 측정치인 *STICKY* 부호가 음(-))은 원가 비대칭성이 경영자의 정보비대칭을 이용한 기회주의적 재량행위로 간주하여 이익예측 오차가 커질 뿐아니라, 이익발표 전후 3일간 주가(시장조정 누적수익률)는 하락한다고 분석하였다.

Shahhosseini(2018)는 경영자는 매출이 감소할때는 조정비용을 감소시키기 위해 불용자원을 유지하기 때문에 원가는 현재의 매출수준에 필요한 자원에 불용자원을 더한 수준인 반면, 매출이 증가 시는 수요에 사용될 자원을 늘이면서 불용자원을 갖지 않으므로 원가는 오직 필요자원만 반영하므로 매출이 감소할 때는 동일규모로 매출이 증가할 때 보다 원가수준이 증가한다고 (Anderson et al. 2007) 설명하고, 2009~2016년중 이란 주식거래소에 상장된 196개 기업에 대해 검증하였다. 실증분석 결과, 원가 경직성은 주가수익률에 부정적인 영향을 미쳤으며, 매출감소시 원가 경직성이 증가하는 것은 경영진이 원가를 통제할 수 없음을 의미하는데 이러한 원가구조에 대한 불통제성과

비신축성은 기업의 재무성과를 해칠 것이며 매출감소시 원가비대칭성은 이익 감소를 초래한 것 분석하였다.

박준호 등(2014)은 원가행태의 비대칭성은 실제 매출이 감소할 경우 원가가 덜 감소하게 되어 상대적으로 이익을 더 크게 감소하게 되어(이호영 등 2011) 이익의 변동성이 커지고 따라서 회계정보의 질이 악화되고 신뢰성이 감소하여 기업가치에 부정적인 영향을 미칠 것이라고 예상하였다. 분석결과 원간행태의 비대칭성을 Homberg and Nasev(2008)의 측정방법과 이를 확장한 박연희 등(2010)의 측정방법을 이용하여 분석한 결과, 원가행태의 비대칭성은 기업가치(토빈의 Q 또는 MTB)를 감소시키며 회계이익의 가치관련성 뿐만 아니라 회계이익을 구성하고 있는 영업현금흐름(CFO) 및 발생액의 가치관련성까지도 감소시키는 것으로 나타났으며 위 두가지 측정방법에 Weiss(2010)의 원가 비대칭성 측정치를 결합하여 추가적으로 분석한 결과도 동일하게 나타났다.

회계정보의 질과 관련하여 김정연(2010)은 한국회계기준위원회가 설립되어 재무회계기준서가 제정된 이후 전반적으로 회계정보의 질이 높아져 회계정보의 가치관련성이 증가하였다고 분석하였다. 또한 이세용 등(2011)은 공정공시제도 도입 전, 후로 기간을 구분하여 회계이익의 가치관련성을 분석한 결과 동 제도 도입 이후 회계이익의 질이 향상되어 가치관련성이 증가하는 것으로 나타났으며, 최종원 등(2012)은 회계정보의 질이 낮을수록 회계정보의 주가에 대한 가치관련성도 감소한다고 분석하였다.

[표 2-4] 원가비대칭성과 가치관련성과의 관계 선행연구 요약

연구 논문	주요 내용
Weiss(2010)	<ul style="list-style-type: none"> - 원가 하방경직 기업은 이익예측 오차가 커지고 이익발표 전후 3일간 주가(시장조정 누적수익률)는 하락
Shahhosseini (2018)	<ul style="list-style-type: none"> - 2009~2016년중 이란 기업에 대해 분석한 결과 원가경직성은 주가수익률에 부정적인 영향 - 매출감소시 원가경직성이 증가하는 것은 경영진이 원가를 통제할 수 없음을 의미하며 이러한 비신축성은 재무성과를 해침
박준호 등 (2014)	<ul style="list-style-type: none"> - 원가비대칭성은 매출감소시 원가가 덜 감소하게 되어 상대적으로 순이익이 더 크게 감소하여 이익 변동성이 커지고 이에 따라 회계정보의 질이 악화되고 신뢰성이 감소하여 기업가치에 부정적인 영향을 미침 - 이는 기업가치를 감소시키고 회계이익의 가치관련성 뿐만 아니라 CFO 및 발생액의 가치관련성도 감소시킴
김정연(2010)	<ul style="list-style-type: none"> - 한국회계기준위원회가 설립되어 재무회계기준서가 제정된 이후 회계정보의 질이 높아져 회계정보의 가치관련성이 증가
이세용 등 (2011)	<ul style="list-style-type: none"> - 공정공시제도 도입 전, 후 회계이익의 가치관련성을 분석한 결과 제도 도입 이후 회계이익의 질이 향상되어 가치관련성이 증가
최종원 등 (2012)	<ul style="list-style-type: none"> - 회계정보의 질이 낮을수록 회계정보의 주가에 대한 가치관련성도 감소

2.2.4 이익조정 및 원가비대칭성과 가치관련성

원가비대칭성과 이익조정의 동시적 상호작용이 가치관련성에 미치는 영향과 관련한 직접적인 선행연구는 없는 실정이나, 순이익 및 순자산의 가치관련성과 관련하여 그 동안의 변화추이 및 재무건전성, 손실기업 등에 대한 연구를 살펴보면 다음과 같다.

Collins et al.(1997)은 Ohlson 모형($P = \alpha_0 + \alpha_1 E\langle \text{순이익} \rangle + \alpha_2 BV\langle \text{순자산} \rangle + \varepsilon$)을 이용하여 지난 40년간(1953~1993) 미국기업의 회계정보의 가치관련성 변동에 대해 검증하였다. 분석 결과 첫째, 순이익 및 순자산의 전체(combined) 가치관련성(주가설명력)은 감소하지 않았고 오히려 약간 증가하였다. 둘째, 순이익의 증분설명력(incremental explanatory power)은 감소하였고, 이에 대체하여 순자산의 증분설명력은 증가하였다.¹⁶⁾ 셋째, 이와 같이 상대적 가치관련성이 순이익에서 순자산으로 이동한 원인은 i) 특별항목, 불연속영업 등 이익의 일회성 항목의 증가 ii) 손실빈도의 증가 iii) 소규모 기업의 증가(특히 COMPUSTAT DB에 Nasdaq 등록기업이 추가된 것도 요인으로 작용) iv) 제약, 컴퓨터, 통신 등 무형자산 집중 산업의 성장 등으로 설명된다고 하였다. 특히 손실기업에서는 순이익의 증분설명력이 0.002이나 순자산의 증분설명력은 0.360으로 위 원인 중 가장 큰 상대적 가치관련성 변동을 보였다.

이와 관련한 국내연구로는 장지인 등(2002)은 Collins et al.(1997)의 분석방법을 이용하여 지난 20년간(1981~2000년) 회계이익과 장부가액의 가치관련성을 분석하였으며 그 결과 ① 순이익과 장부가 전체의 가치관련성은 증가하였으며, ② 회계이익의 증분설명력(상대적 가치관련성)은 감소하였으나 장부가액의 증분설명력은 오히려 증가하여 미국에서와 같이 장부가액의 상대적 가치관련성이 증가하고 있는 추세를 보여주었다. ③ 외환위기(1997) 이후 회계투명성 제고 노력으로 회계정보의 유용성이 증가하였고 이중 회계이익의 상대적 가치관련성이 크게 증가하였다. ④ 회계이익과 장부가액의 상대적 가치관련성은 여러 요인에 의해 체계적으로 영향을 받는데 특히 소기업이며 적자기

16) Collins et al.(1997)은 독립변수에 순이익 및 순자산이 모두 있는 전체 모형의 설명력을 (수정) R^2_T , 순이익만 있는 모형의 설명력을 R^2_I , 순자산만 있는 모형의 설명력을 R^2_A 이라고 하고, $R^2_T - R^2_I = R^2_{BV}$ 를 순자산의 증분설명력, $R^2_T - R^2_A = R^2_I$ 를 순이익의 증분설명력이라 하였다.

업일수록 회계이익에 비해 장부가액의 상대적 가치관련성이 높게 나타났다.

Hayn(1995)은 기업규모에 따라 대기업의 경우 사업영역이 분산되어 있어 경기침체기에도 손실을 보존할 수 있으나, 소 기업은 그럴 수 없어 경기변동에 민감하여 손실 가능성이 높으며 대기업에 비해 이익의 지속성이 낮을 것으로 예상하고 소규모 기업에서는 순이익에 비해 장부가의 가치관련성이 상대적으로 높다는 실증결과를 제시하였다.

Barth et al.(1998)은 기업의 재무 건전성이 악화될 때 장부가(순이익)의 주가반응계수(multiples)와 증분 설명력은 증가(감소)하는 지를 두가지 방식으로 검증하였다. 첫째, 나중에 실제 파산된 기업에 대해 파산 전 5년간을 분석하였는데, 파산에 임박할수록 장부가의 계수와 증분설명력이 증가하고 순자산의 계수와 증분설명력은 감소하였다. 둘째, 표본기업을 S&P사의 회사채 평가 등급(=채무부도 확률과 직접적으로 연결됨)을 기준으로 재무건전성이 낮은(12 등급 이하) 기업과 높은 기업으로 구분하여 비교하였는데, 재무 건전성이 낮은 기업에서 장부가의 계수 및 증분 설명력이 순이익에 비해 높게 나타났다.

셋째, 대차대조표에 인식되지 않은 무형자산의 크기가 산업별로 다르게 나타났는데, 예를 들어 제약업의 경우 순이익의 계수와 증분설명력이 장부가에 비해 더 높았으나 금융서비스업의 경우는 그 반대였으며, 내구제 제조업의 경우 순이익과 장부가의 계수와 증분 설명력 간에는 통계적으로 유의한 차이가 없는 것으로 분석되었다.

[표 2-5] 이익조정 및 원가비대칭성과 가치관련성과의 관계 선행연구 요약

연구 논문	주요 내용
Collins et al. (1997)	<ul style="list-style-type: none"> - 지난 40년간 순이익 및 순자산의 전체 가치관련성은 약간 증가하였으며, 순이익의 증분설명력은 감소하였고 이에 대체하여 순자산의 증분설명력은 증가 - 가치관련성이 순자산으로 이동한 것은 이익의 일회성 항목 증가, 손실빈도 증가, 소규모 기업의 증가, 무형자산 집중 산업의 성장 등에 기인
장지인 등 (2002)	<ul style="list-style-type: none"> - 지난 20년간 순이익과 장부가 전체의 가치관련성은 증가하였으며, 회계이익의 증분설명력(상대적 가치관련성)은 감소하였으나 장부가액의 증분설명력은 증가 - 외환위기 이후 회계투명성 제고 노력으로 회계이익의 상대적 가치관련성이 크게 증가 - 소기업과 적자기업일수록 장부가액의 가치관련성이 높음
Hayn(1995)	<ul style="list-style-type: none"> - 소규모 기업은 경기변동에 민감하여 손실 가능성이 높으며 대기업에 비해 이익의 지속성이 낮아 순이익에 비해 장부가의 가치관련성이 상대적으로 높음
Barth et al. (1998)	<ul style="list-style-type: none"> - 파산 기업은 파산에 임박할수록 장부가의 계수와 증분설명력이 증가하고 순자산의 계수와 증분설명력은 감소 - 회사채 평가등급을 기준으로 재무 건전성이 낮은 기업은 장부가의 계수 및 증분 설명력이 순이익에 비해 높음

Ⅲ. 연구설계

3.1 가설 설정

본 연구는 최근 원가관리회계에서 주요 이슈로 부각되고 있는 기업의 원가비대칭성과 재무회계에서 대표적으로 과제인 이익조정과의 관계를 우선적으로 살펴본 후 이들의 관계가 자본시장에서 어떻게 반영되는지를 추가모형 및 주식수익률 모형을 이용하여 기업의 가치관련성에 주는 영향을 분석해 보고자 한다.

이에 따라 본 연구의 분석은 다음의 순서로 진행하도록 한다. 첫째, 기업의 원가비대칭성과 이익조정의 관계를 이익조정의 대응치인 재량적발생액을 이용하여 살펴본다. 둘째, 이러한 원가비대칭성과 이익조정과의 관계가 자본시장에서는 어떻게 영향을 미치는 지를 알아본다. 먼저 선행연구가 진행된 이익조정이 가치관련성에 미치는 영향을 알기 위해 가치관련성 모형에서 이익조정과 순이익 및 순자산과 상호작용하여 그 결과를 실증분석한다. 셋째, 이후 원가비대칭성이 가치관련성에 미치는 영향을 알기 위해 가치관련성 모형에서 원가비대칭성과 순이익 및 순자산과 상호작용하여 그 결과를 분석한다. 끝으로 원가비대칭성과 이익조정이 동시에 순이익 및 순자산과 상호작용하여 기업의 가치관련성의 변동을 최종 분석토록 한다.

3.1.1 원가비대칭성과 이익조정과의 관계<가설 1>

앞에서 원가비대칭성과 이익조정과의 관계를 분석한 선행연구를 정리하면 다음과 같다. 먼저 Homburg and Nasev(2008)는 개별기업의 비대칭성 측정치를 도입하고 검증한 결과 원가의 하방경직성은 이익적시성의 비대칭성을 증가시켜서 호재기업의 이익에 대한 적시성은 약화시키고 악재기업의 이익은 적시에 인식하여 원가의 하방경직적 기업은 조건적 보수주의의 행태를 보임을 밝혔다. Banker et al.(2016)도 원가 비대칭성의 보수주의 기능을 분석하고

하방경직성 변수를 통제한 후에는 보수주의에 의한 비대칭 이익인식의 크기가 27%가량 감소한다고 주장하였다.

Hartlieb and Loy(2019)는 원가 비대칭성은 이익유연화의 열망(ambition)을 상쇄(counteract)시키고 반대로 매출감소시 일정이익 확보를 위한 이익유연화는 원가비대칭성을 완화하여 음(-)의 상충관계에 있으며 이 상충관계는 이러한 음(-)의 관계는 주로 경영자의 기회주의적 동기에서 비롯된다고 주장하였다. 다만, 경영자의 재무적 이익 유연화는 원가비대칭성을 약화시킬 수 있으며 반대로 경영자의 생산 및 판매 등 실제영업활동 계획은 보고이익에 영향을 미치므로 원가비대칭과 이익조정인과의 인과관계(causality) 방향은 선형적으로 분명하지 않으므로 양 방향으로 검증하였다.

Dierynck et al.(2012)은 원가행태가 덜 비대칭적인 기업이 이익조정을 보다 많이 하며 이익목표(earnings benchmark)의 압박이 덜한 기업이 비대칭적 원가 행태를 보였다고 밝혀 역시 양자가 음(-)의 관계임을 밝혔다.

국내에서는 한백현 등(2011)은 Anderson et al.(2003) 모형을 이용하여 재정적발생액을 통한 이익조정은 원가의 비대칭성을 완화시키며, 구정호(2011)는 Anderson et al.(2003) 모형을 이용하여 상향 이익조정 유인이 있는 구간에서는 판관비가 하방탄력적이고, 이익이 매우 크거나 Big-Bath와 같이 적자가 큰 하향 이익조정 유인이 있는 구간에서는 원가의 하방경직성이 증가한 것으로 분석하였다. 정광화 등(2016)은 Weiss 모형을 이용하여 검증한 결과, 원가가 하방경직적일수록(탄력적일수록) LTD(회계이익-세무이익)는 감소(증가)하여 하방경직성이 회계 보수주의 수단으로 이익조정을 감소시키는 기능을 가졌으며, 신흥권 등(2018)은 Homburg and Nasev(2008) 모형을 이용하여 원가하방경직성이 높을수록 비정상 감사시간이 낮아져서 원가의 하방경직성은 이익조정의 억제수단으로 작용한다고 분석하였다.

이러한 선행연구를 종합하면 첫째, 원가 비대칭성은 회계적 보수주의를 강화하여 이익조정을 감소시킬 것이다. 보수주의는 기업의 호재와 악재에 대한 비대칭적 반응을 통해 경영자의 기회주의적 행태를 제한하고 편의를 감소시켜 대리인 비용을 줄이는 것으로 알려져 있다(Watts 2003). 둘째, 이익조정이 원가행태에 영향을 주어서 매출감소시 경영자가 적자 회피를 위해 원가를 적극

적으로 감소시키려 한다면 원가하방경직성은 완화되고 반대로 적자규모가 큰 기업의 경영자는 차기에 좋은 성과평가를 받기 위해 노력한다면 하방경직성은 강화될 것이다(구정호 2011). 따라서 원가 비대칭성과 이익조정은 서로 음(-)의 관계일 것으로 추론된다.

이상의 선행연구와 이론적 추론을 고려하여 다음과 같이 가설 1을 설정한다.

가설 1 : 원가의 비대칭성과 이익조정은 음(-)의 관계일 것이다.

3.1.2 이익조정과 가치관련성과의 관계<가설 2>

이익조정과 기업의 가치관련성 간의 관계를 설정하기 위해서는 대표적인 이익조정의 대응치인 재량적 발생액과 가치관련성과의 관계에 대한 선행연구를 살펴볼 필요가 있다. 먼저, Sloan(1996)은 투자자들이 보고이익에 대하여 기능적 고착화하는 경향을 보여 미래주가에 발생액과 현금흐름의 정보를 충분히 반영하지 못하는 발생액 이상현상이 있음을 최초로 보고하고 투자자들은 지속성이 현금흐름보다 낮은 발생액의 특성을 과대평가하여 발생액이 클수록 시장에서 발생액을 과대평가한 것으로 분석하고 헤지포트폴리오를 통해 발생액 수준이 높은 기업은 미래의 주가가 하락한다는 것을 시사하였다. 이후 Xie(2001)는 발생액을 재량적 발생액과 비재량적 발생액으로 분류하고 비재량적 지속성보다 재량적 발생액의 지속성이 낮는데 시장은 재량적 발생액 및 비재량적 발생액 모두를 과대평가하며 이중에서 재량적 발생액을 더욱 과대평가하고 있다고 분석하였다.

Chen and Cheng(2002)는 재량적 발생액의 시장이상 현상은 경영자가 재량 발생액을 계상하는 동기에 체계적으로 연관되어 있으며 미래주가는 경영자 자신의 이익을 높이려는 기회주의적 동기에 의한 재량적 발생액에는 음(-), 기업의 사적정보를 시장에 전달하려는 신호 동기에 의한 재량적 발생액에는 양(+)의 연관이 있으나 투자자는 이익조정 동기를 알지 못하여 재량발생액의 의미를 미래 주가에 반영하지 못한다고 분석하였다.

Whelan and McNamara(2004)은 단기 및 장기 재량발생액을 동시에 사용하여 이익조정하는 경우 단기 재량발생액을 통한 이익조정은 가치관련성에 영향을 미치지 않으며, 장기 재량발생액을 통한 이익조정은 순이익의 가치관련성은 감소하고 순자산의 가치관련성은 증가한 것으로 분석하였다.

국내에서는 나종길(2006)과 고정원과 윤성수(2006)는 발생액의 이상현상을 검증하고 투자자들은 현금흐름에 비하여 발생액의 지속성을 과대평가하고 있으며 발생액 수준은 미래의 주식수익률과 음(-)의 관계에 있다고 밝혔다. 최관과 백원선(2007)은 발생액 질에 상관없이 시장에서 모두 과대평가하는 것으로 나타났고 질이 낮은 발생액은 질이 높은 발생액 보다 시장에서 더욱 높게 과대평가된다고 밝혔다. 위준복과 김문태(2008)는 이익조정에 대한 순이익의 주가배수는 유의하게 저하되어 왔으나 장부가치의 주가배수는 이에 대체하여 안정되거나 오히려 증가하였다고 분석하였다. 임승연과 선우혜정(2015)은 발생액이 클수록 주가에 부정적(-) 영향을 미치며 순이익의 가치관련성을 감소시키는 것으로 밝혔다.

이와 같은 선행연구 결과를 종합하면, Subramayam(1996)과 같이 재량적 발생액이 기업의 근본적 가치반영을 위한 이익능력(ability of earnings) 향상을 위한 수단으로서의 긍정적인 견해가 있으나, 전반적으로 이익조정(재량적 발생액)은 이익의 질을 감소시켜 자본시장에서 순이익의 가치관련성을 감소시키고 이에 대체하여 투자자들이 순자산을 보다 중요한 투자가이드로 의지함에 따라 순자산의 가치관련성은 증가시킬 것으로 추론할 수 있다.

이상의 선행연구와 이론적 추론을 고려하여 다음과 같이 가설 2를 설정한다.

가설 2 : 이익조정은 순이익의 가치관련성을 감소시키고 순자산의 가치관련성을 증가시킬 것이다.

3.1.3 원가비대칭성과 가치관련성과의 관계<가설 3>

원가비대칭성과 가치관련성과의 관계에 대한 선행연구를 살펴보면, Weiss(2010)는 원가 비대칭적 기업은 이익예측의 오차가 커질 뿐 아니라, 보고 이익 발표 전후 3일간 주가는 하락한다고 분석하였다. Shahhosseini(2018)는 이란 주식거래소에 상장된 기업에 대해 Homburg and Nasev(2008) 모형을 이용하여 검증한 결과 원가비대칭성은 주가수익률에 부정적인 영향을 미친 것으로 나타났다. 박준호 등(2014)은 원가행태의 비대칭성은 실제 매출이 감소할 경우 원가가 덜 감소하여 상대적으로 이익이 더 크게 감소하게 되어 이익의 변동성이 커지고 이에 따라 회계정보의 질이 악화되어 회계이익의 가치관련성을 감소시키고 기업가치도 떨어뜨리는 것으로 나타났다. 또한 회계정보의 질과 관련하여 김정연(2010)은 재무회계기준서가 제정 이후 회계정보의 질이 높아져 가치관련성이 증가하였다고 분석하였고 최종원 등(2012)은 회계정보의 질이 낮을수록 회계정보의 주가에 대한 가치관련성도 감소한다고 분석하였다.

이와 같은 선행연구 결과를 종합하면, 원가의 비대칭성은 매출이 감소하는 상황에서 원가가 덜 감소하여 이익이 더 크게 감소하며 따라서 이익의 변동성이 커지고 회계정보의 질이 악화되어 회계이익의 주가에 대한 가치관련성에 부정적인 영향을 미칠 것이다.

이에 따라 선행연구와 이론적 추론 등을 반영하여 다음과 같이 가설 3를 설정한다.

가설 3 : 원가의 비대칭성은 순이익의 가치관련성을 감소시키고 순자산의 가치관련성을 증가시킬 것이다.

3.1.4 이익조정 및 원가비대칭성과 가치관련성과의 관계<가설 4>

이익조정 및 원가비대칭성이 동시에 상호작용하여 가치관련성에 미치는 영향에 관한 직접적인 선행연구는 없으나 순이익 및 순자산의 가치관련성과 관련하여 그 동안의 변화추이 및 재무건전성, 손실기업 등에 대한 연구를 살펴보면, Collins et al.(1997)은 지난 40년간 순이익 및 순자산의 전체 가치관련성은 증가한 가운데 순이익의 증분설명력은 감소하고 이에 대체하여 순자산의 증분설명력은 증가하였는데 그 원인으로 손실빈도 증가, 이익의 일회성 항목 및 무형자산 집중 산업의 성장 등을 들었다. 이와 유사하게 국내에서도 장지인 등(2002)은 지난 20년간 순이익과 장부가 전체의 가치관련성은 증가하였고 순이익의 상대적 가치관련성은 감소하고 장부의 상대적 가치관련성은 증가한 것으로 나타났으며 적자기업과 소규모 기업일수록 장부의 가치관련성이 높은 것으로 분석하였다. 또한 Barth et al.(1998)은 파산된 기업은 파산에 임박할수록 장부의 계수와 증분설명력이 증가하고 순자산의 계수와 증분설명력은 감소하였으며, 회사채 평가등급을 기준으로 재무 건전성이 낮은 기업은 역시 장부의 계수와 증분설명력이 순이익에 비해 높게 나타난 것으로 분석하였다.

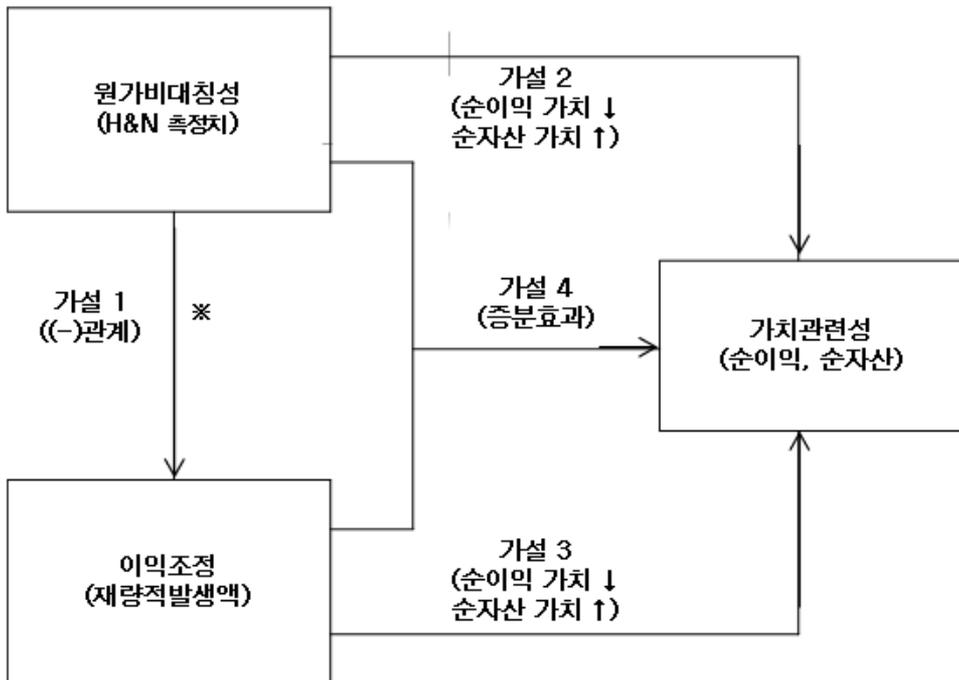
이러한 선행연구를 바탕으로 살펴보면 가설 1에 의해 원가비대칭성과 재량적 발생액은 음(-)의 관계에 있으므로 원가비대칭성과 재량적 발생액이 동시에 상호작용할 때에는 각각의 경우보다는 가치관련성에 미치는 영향이 완화되거나 증분효과가 없을 것으로 예상할 수 있으나, 한편으로는 원가 비대칭성과 상향의 이익조정을 모두 하는 기업의 경우 상향의 이익조정을 하였음에도 불구하고 매출감소시 원가를 비례적으로 감소시키지 못하여 재무건전성이 열악하거나(Barth et al. 1998) 손실기업(Collins et al. 1997)일 가능성 등이 있어 순이익 가치관련성이 더욱 하락하고 순자산의 가치관련성은 더욱 증가하여 각각의 영향을 오히려 강화시키는 증분적 효과가 나타날 가능성이 크다.

따라서 선행연구와 이론적 추론 등을 반영하여 다음과 같이 가설 4를 설정한다.

가설 4 : 이익조정과 원가 비대칭성의 동시적 상호작용은 순이익과 순자산의 가치관련성에 증분적 효과를 미칠 것이다.

[그림 3-1]은 위의 연구가설을 중심으로 본 연구의 체계도를 나타낸 것이다.

[그림 3-1] 연구가설의 체계도



※ 원가비대칭성은 경영자의 실제 영업과 관련한 재량행위의 결과로서 재무회계의 이익조정보다 선행할 것으로 판단되나, Hartlieb and Loy(2019)는 양자의 인과관계 (causality) 방향은 선택적으로는 분명하지 않다고 하였다.

3.2 연구모형

3.2.1 가설 1의 검증을 위한 연구모형

Anderson et al.(2007)은 ‘매출대비 판관비 비율의 증분’(SG&A_RATIO)을 식 (1)과 같이 정의하고, 매출이 감소하는 상황에서 원가 비대칭성이 커지면 이 증분이 증가한다고 주장하였다.

$$SG\&A_RATIO_{it} = \left(\frac{SG\&A_{it}}{SALES_{it}} - \frac{SG\&A_{it-1}}{SALES_{it-1}} \right) \quad (1)$$

여기서, $SG\&A_{it}$: 판관비, $SALES_{it}$: 매출액

Homburg and Nasev(2008)는 비대칭적 원가 행태가 발생한 기업의 원가 비대칭성을 측정하기 위해 Anderson et al.(2007)이 정의한 SG&A_RATIO에 매출 감소를 나타내는 더미변수와 SG&A_RATIO가 감소하지 않은 것을 나타내는 더미변수를 추가하여 아래 식 (2)로 원가의 비대칭성(하방경직성)을 측정하였다. 아래 식에서 COST_HN은 원가 하방경직성을 나타내는데 전기에 비해 당기의 매출액이 감소할 때 매출에 대한 판매관리비 비율이 증가한다면 그 비율의 증분(SG&A_RATIO)을 하방경직성 정도로 측정하였다. 따라서 COST_HN의 값이 양(+)이면 원가가 비대칭적(하방경직적) 행태를 보인다고 할 수 있다.

$$\begin{aligned} COST_HN_{it} &= SG\&A_RATIO_{it} \times D_{it}^{SALES} \times D_{it}^{SG\&A} \\ &= \left(\frac{SG\&A_{it}}{SALES_{it}} - \frac{SG\&A_{it-1}}{SALES_{it-1}} \right) \times D_{it}^{SALES} \times D_{it}^{SG\&A} \end{aligned} \quad (2)$$

여기서,

$COST_HN_{it}$: i기업의 t기 원가 하방경직성(Cost Stickiness)

$SG\&A_{it}$: i기업의 t기 판매관리비

$SALES_{it}$: i기업의 t기 매출액

D_{it}^{SALES} : $(SALES_{it} / SALES_{it-1}) < 1$ 이면 1, 그렇지 않으면 0

$D_{it}^{SA\&A}$: $SG\&A_RATIO_{it} > 0$ 이면 1, 그렇지 않으면 0

가설 1은 원가의 비대칭성과 이익조정 간에는 음(-)의 관계일 것인가에 관한 것이다. Homburg and Nasev(2008)는 원가항목으로 판관비에 대해서만 검증하였으나 본 연구에서는 판관비 이외에도 총원가 및 매출원가를 추가하여 세 원가항목에 대해 검증한다. 가설 1을 검증하기 위해 필요한 모형을 Hartlieb and Loy(2019), 정광화 등(2016) 등 선행연구를 반영하여 아래 식 (3)과 같이 설정하였다.

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 COST_HN_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 MB_{it} + \beta_5 CAP_{it} + \beta_6 CFO_{it} + \beta_7 OWN_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

(3)

여기서,

DA_{it} : 기업 i의 t년도 수정존스 모형에 의해 측정된 재량적 발생액(Discretionary Accruals)

$COST_HN_{it}$: 기업 i의 t년도 Homburg and Nasev(2008)의 원가하방경직성 측정치

TC_HN_{it} : 총원가(=매출액-영업이익) 기준

$COGS_HN_{it}$: 매출원가 기준

SGA_HN_{it} : 판매 및 일반관리비 기준

$SIZE_{it}$: 기업 i의 t년도 기업규모(총자산의 자연로그)

LEV_{it} : 기업 i의 t년도 부채비율(총부채/총자산)

MB_{it} : 기업 i의 t년도 총자본 대비 기말시장가치비율(기말시장가치/자기자본)

CAP_{it} : 기업 i의 t년도 유형자산비율(설비자산(PPE)/총자산)

OWN_{it} : 기업 i의 t년도 최대주주지분율

CFO_{it} : 기업 i의 t년도 영업현금흐름(CFO/전기총자산)

$\Sigma YEAR_t$: 연도더미 변수

ΣIND_i : 산업더미 변수

ε_{it} : 오차항

식 (1)에서 종속변수는 이익조정의 대표적 대용치(proxy)인 재량적발생액(DA)이며 Dechow et al.(1995)의 수정 Jones 모형으로 추정한다. 독립변수는 관심변수가 $COST_HN_{it}$ 이며 그 계수 β_1 의 부호는 가설설정에서 본 바와 같이 음(-)의 값이 예상된다. 관심변수를 제외한 나머지 변수들은 이익조정과 관계가 있는 통제변수들로 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 총자본 대비 시장가치비율(MB), 유형자산비율(CAP), 최대주주비율(OWN) 등이다.

기업규모는 총자산에 자연로그를 취한 값이며 선행연구에 의하면 기업규

모가 큰 기업일수록 투자자 및 정부로부터 많은 주목을 받게되어 경영자가 기회주의적 재무보고를 할 유인이 작아진다는 주장(Watts and Zimmerman, 1986)과 기업규모가 클수록 재량적발생액이 커진다는 연구가 양립하나 일단 후자의 입장을 수용하여 기업규모의 계수부호는 양(+)으로 예상하였다. 또한 부채계약가설에 따라 부채비율(LEV)이 높은 기업일수록 경영자는 보고이익을 미래로부터 당기로 이전하거나 증가시키는 회계선택을 한다는 주장(Dhaliwal, 1980) 및 부채비율이 높으면 부채계약을 위반하지 않기 위해 경영자자의 이익조 정행위가 증가한다는 주장(DeFond and Jiambalvo, 1994)과 외부 채권자등 외부관계자의 감시가 높아져 이익조정이 약해진다는 입장이 역시 양립하나 후자의 주장대로 부채비율의 계수는 음(-)으로 예상하였다. 이 밖에 시장에서의 시가총액(MB)이 클수록, 유형자산액(CAP)이 클수록 이익조정 이 커질 것으로 판단되는 이들의 계수는 양(+)으로 예상하였다.

또한 최대주주비율(OWN) 영향에 관련하여서 두가지 견해가 상충된다. 이익일치가설에 따르면 최대주주 지분율이 높아질수록 이해관계가 일치하게 되어 대리인 비용이 감소하다는 주장(Jensen and Meckling, 1976)과 이익침 해가설에 따르면 최대주주의 지분이 증가함에 따라 오히려 경영자의 사적이 익 추구행위에 편승하여 내부자와 외부자간에 정보불균형 및 도덕적 해이현 상이 생길 수도 있다는 주장(Morck et al. 1988)이 있는데 우리나라의 경우 최대주주의 경영통제권이 상당하다고 보아 후자의 주장을 따라 OWN의 계수 부호는 양(+)으로 예상하였다. 그리고 영업활동으로 인한 현금흐름(CFO)이 많은 기업은 이익조정 필요성이 감소하여 CFO 계수 부호는 음(-)으로 예상 하여 통제변수에 포함하였다. 이 외에 회계연도와 산업효과를 통제하기 위하여 연도 더미변수(YEAR)와 산업 더미변수(IND)를 추가하였다.

3.2.2 재량적발생액을 추정하기 위한 연구모형<가설 1 관련>

본 연구에서 이익조정의 대용치로 재량적발생액을 사용한다. 재량적발생액은 총발생액에서 비재량적발생액을 차감하여 계산하며 총발생액은 기업의 재무제표에서 계산하지만¹⁷⁾ 재량적 및 비재량적발생액은 재무제표에 공시되지

않으므로 모형을 이용하여 추정한다. 재량적발생액은 총발생액에서 추정된 비재량발생액을 차감하여 계산한다.

재량적발생액의 추정과 관련한 대표적인 모형은 Jones(1991) 모형과 Dechow et al.(1995)의 수정Jones 모형 및 이 수정Jones 모형에 기업성과 (ROA)를 반영한 Kothari et al.(2005)의 성과대응 모형 등이 있다. 이와 관련하여 Dechow et al.(1995)는 종전 Healy 모형(1985), DeAngelo 모형(1986) 및 Jones 모형(1991) 보다 수정 Jones 모형이 가장 강력한 이익조정 검증력을 제공한다고 평가하였다. 이후 Kothari et al.(2005)은 성과대응 모형이 Jones 모형이나 수정 Jones 모형보다 개별 연구표본에 잘 맞고 검증력이 높으며, 특히 제 I 종 오류를 완화하는데 유용하여 이익조정 연구의 신뢰성을 제고한다고 주장하였다.

본 연구에서는 재량적발생액 추정을 위해 수정 Jones 모형을 사용하는데, 이는 동 모형이 성과대응 모형에 비해 $COST_HN$ 등 관심변수와 유의성이 높게 나타난 데다 주가관련 가치관련성 분석에서 보다 많이 사용된 점(위준복과 김문태 2008, 김문현 2016 등)을 반영한 것이다.

Jones(1991)는 기업의 영업활동과 경제여건 변화를 반영하기 위하여 매출액 변화와 감가상각 대상자산을 이용하여 비재량적발생액을 측정하였으며, Dechow et al.(1995)은 매출채권에 의한 매출액의 변화도 이익조정의 수단이 될 수 있다는 점을 반영하여 Jones(1991) 모형에 현금매출액의 변화를 반영하여 비재량 발생액을 추정하였다. 수정 Jones 모형을 산업-연도별로 적용할 경우 거시경제와 산업특성의 특성을 통제할 수 있으므로, 본 연구에서는 수정 Jones 모형을 산업-연도별로 적용하여 비재량 발생액을 측정하고, 측정된 비재량적발생액을 총발생액에서 차감하여 재량적발생액을 추정한다.

아래 식 (4)의 수정Jones 모형을 통해 각 산업-연도별로 회귀계수를 추정하고, 재량적발생액은 식 (5)과 같이 실제 총발생액에서 식 (4)에서 추정한 비재량발생액¹⁸⁾을 차감하여 측정한다.

17) 재량적발생액 = 총발생액 - 비재량적발생액
총발생액 = 당기순이익 - 영업현금흐름

18) 결국 재량적발생액은 식 (4)에서 산업-연도별로 추정된 각 기업의 잔차항(ε_{it})이 된다.

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \alpha_0 \frac{1}{A_{it-1}} + \alpha_1 \frac{(\Delta S_{it} - \Delta AR_{it})}{A_{it-1}} + \alpha_2 \frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$\frac{DA_{it}}{A_{it-1}} = \frac{TA_{it}}{A_{it-1}} - \frac{\widehat{TA}_{it}}{A_{it-1}} \quad (5)$$

여기서,

TA_{it} : 기업 i의 t년도 총발생액(= 당기순이익(NI)-영업활동으로 인한 현금흐름(CFO))

$A_{i,t-1}$: 기업 i의 t-1년도 총자산

ΔS_{it} : 기업 i의 t년도 매출 변동액(= $S_{i,t} - S_{i,t-1}$)

ΔAR_{it} : 기업 i의 t년도 매출채권 변동액(= $AR_{i,t} - AR_{i,t-1}$)

PPE_{it} : 기업 i의 t년도 설비자산(= 유형자산-토지-건설가계정)

DA_{it} : 기업 i의 t년도 재량적발생액(수정존스모형에 의한 측정치)

3.2.3 가설 2의 검증을 위한 연구모형

가설 2는 이익조정이 가치관련성과의 관계를 검증하기 위한 것으로 이를 위한 연구모형을 설정하기 위해서는 우선 가치관련성에 대한 기본 모형을 설정한다. 선행연구에서 검토 한 바와 같이 아래의 Ohlson(1995) 모형, Easton(1999) 모형 및 김용식과 조상민(2014)의 모형을 반영하여 식 (5)와 같이 가치관련성에 대한 기본모형을 설정한다. 본 연구에서는 주가 모형을 분석하고 주식수익률 모형은 추가분석에서 검증한다.¹⁹⁾

① Ohlson(1995) 모형 :

$$P_t = BV_t + \alpha_1 X_t^a + \alpha_2 V_t$$

$$\text{또는 } P_t = (1-k)BV_t + k(\Phi X_t - d_t) + \alpha V_t$$

(여기서, P_t : 주가, BV_t : 순자산, X_t : 초과이익, k : 유·무형 자산별 비중, V_t : 비회계정보)

19) Easton(1999)는 주가모형보다는 수익률모형이 보다 설명력이 우수하다고 평가하였다.

② Easton(1999) 모형 :

$$P_{nt} = \alpha_0 + \alpha_1 B_{nt} + \alpha X_{nt} + \varepsilon_{nt}$$

$$ret_{nt} = \beta_0 + \beta_1 [X_{nt}/P_{nt-1}] + \beta_2 [\Delta X_{nt}/P_{nt-1}] + \mu_{nt}$$

(여기서, P_{nt} : 주당 주가, B_{nt} : 순자산, X_{nt} : 순이익, ret_{nt} : 주식수익률)

③ 김용식과 조상민(2014) 모형 :

$$P_{i,t} = a_0 + b_1 BPS_{i,t} + b_2 OPS_{i,t} + b_3 NOPS_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

$$RET_{i,t} = a_0 + b_1 OPS/P_{i,t} + b_2 NOPS/P_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

(여기서, $P_{i,t}$: t+1년도 3월말 주가, $BPS_{i,t}$: 주당순자산, $OPS_{i,t}$: 주당영업손익, $NOPS_{i,t}$: 주당영업외손익, $RET_{i,t}$: t+1년도 3월말의 연간 주가수익률, $OPS/P_{i,t}$: 주당영업손익을 기초주가로 나눈 값, $NOPS/P_{i,t}$: 주당영업외손익을 기초주가로 나눈 값)

(기본 주가모형)

$$P_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 BPS_{i,t} + \beta_2 EPS_{i,t} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

여기서,

$P_{i,t}$: 기업 i의 t+1년도 3월말 보통주 주가

$BPS_{i,t}$: 기업 i의 t년도 주당 순자산(기말 순자산/기말 유통보통주식수)

$EPS_{i,t}$: 기업 i의 t년도 주당 순이익(기중 순이익/유통보통주식수)

$\Sigma YEAR_t$: 연도더미 변수

ΣIND_i : 산업더미 변수

$\varepsilon_{i,t}$: 오차항

가치관련성의 기본 주가모형에서 종속변수는 주가(P)이며 독립변수는 BPS(주당 순자산(=자기자본))와 EPS(주당 순이익)이다. 선행연구에 따라 두 변수는 주가와 양(+)의 관계에 있는 것으로 예상된다

(기본 주식수익률 모형)

$$RET_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EPS_{i,t}/P_{i,t-1} + \beta_2 \Delta EPS_{i,t}/P_{i,t-1} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

여기서,

$RET_{i,t}$: 기업 i의 t+1년도 3월말 연간 주식수익률(t년도 4월초부터 t+1년도 3월말까지 보통주 연간 수익률)

$EPS_{i,t}/P_{i,t-1}$: 기업 i의 t년도 주당 순이익을 기초 주가로 나눈 값

$\Delta EPS_{it} / P_{it-1}$: 기업 i의 t년도 주당 순이익 증감($EPS_{it} - EPS_{it-1}$)을 기초주가로 나눈 값
 $\Sigma YEAR_t$: 연도더미 변수
 ΣIND_i : 산업더미 변수
 ε_{it} : 오차항

다음으로 가치관련성 분석을 위해 가설 2는 이익조정으로 인해 순이익의 가치관련성은 감소하고 순자산의 가치관련성은 증가하는 관계가 있는지에 관한 것이다. 이익조정이 있는 기업에 대해서는 시장에서는 순이익의 질이 저하되는 것으로 평가하여 순이익 가치는 감소할 것이며 이에 대체하여 장부가인 순자산의 가치관련성은 상대적으로 증가할 것으로 예상된다. 가설 2를 검증하기 위한 모형으로 식 (6)의 기본 주가모형을 토대로 식 (8)를 설정하였다.

(가설 2의 검증을 위한 실증 모형)

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_DA_{it} + \beta_2 BPS_{it} + \beta_3 EPS_{it} + \beta_4 BPS * D_DA_{it} + \beta_5 EPS_{it} * D_DA_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

여기서,

D_DA_{it} : D_DA_i (기업 i의 t년도 재량적 발생액(수정존스모형)가 중위수(0.000262)를 넘으면 1, 그렇지 않으면 0)

식 (8)에서 종속변수는 주가(P)이며, 독립변수에서는 이익조정 측정치의 대응변수인 재량적발생액과 BPS 및 EPS와의 상호작용변수가 관심변수이다. 구체적으로 재량적발생액(DA, 수정존스모형으로 측정)이 중위수(0.000262)를 넘는 경우인 더미변수(D_DA)와 BPS 및 EPS와의 상호작용변수($BPS * D_DA$ 및 $EPS * D_DA$)의 회귀분석 결과는 가설 2에 따라 순이익 가치관련성은 감소(계수가 -)하고 순자산 가치관련성은 증가(계수가 +)할 것으로 예상된다.

3.2.4 가설 3의 검증을 위한 연구모형

가설 3은 원가비대칭으로 인해 순이익의 가치관련성은 감소하고 순자산의 가치관련성은 증가하는 관계가 있는지에 관한 것이다. 원가비대칭 기업의 경우 주가가 하락하는 등으로 이익조정외의 경우와 마찬가지로 순이익 가치는 감소

하고 이에 대체하여 상대적으로 순자산의 가치는 증가할 것으로 예상된다.
가설 3을 검증하기 위한 연구모형으로 식 (9)를 설정하였다.

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_SG(HN)_{it} + \beta_2 BPS_{it} + \beta_3 EPS_{it} + \beta_4 BPS_{it} * D_SG(HN)_{it} + \beta_5 EPS_{it} * D_SG(HN)_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

여기서,

$D_SG(HN)_{it}$: $COST_HN_{it}$ (i 기업의 Homburg and Nasev(2008) 원가하방경직성 측정치)가 양(+)(즉, 하방경직적)이면 1, 그렇지 않으면 0

식 (9)에서 종속변수는 주가(P)이며, 독립변수에서는 이익조정 측정치의 대응변수인 재량적발생액과 BPS 및 EPS와의 상호작용변수가 관심변수이다. 구체적으로 재량적발생액(수정존스모형으로 측정)이 0을 넘는 경우인 더미변수(D_ST)와 BPS 및 EPS와의 상호작용변수($BPS * D_ST$ 및 $EPS * D_ST$)의 회귀분석 결과는 가설 2에 따라 순이익 가치관련성은 감소(계수가 -)하고 순자산 가치관련성은 증가(계수가 +)할 것으로 예상된다.

3.2.5 가설 4의 검증을 위한 연구모형

가설 4는 이익조정 및 원가비대칭성이 동시에 작용한 상호작용변수가 순이익 및 순자산의 가치관련성에 어떤 영향을 미치는지에 관한 것이다. 가설 1에서 살펴본 바와 같이 이익조정과 원가비대칭성이 음(-)의 관계에 있으면 각각의 경우의 이익조정이나 원가비대칭성의 가치관련성이 완화되거나 증분 효과가 없을 것으로 예상된다. 그러나 관심변수 대상 기업은 상향의 이익조정과 원가비대칭성을 모두 하는 그룹이므로 그 효과가 오히려 강화될 가능성도 있다. 가설 4를 검증하기 한 모형으로 식 (10)을 설정하였다.

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_DA_{it} + \beta_2 D_SG(HN)_{it} + \beta_3 BPS_{it} + \beta_4 EPS_{it} + \beta_5 BPS_{it} * D_DA_{it} + \beta_6 EPS_{it} * D_DA_{it} + \beta_7 BPS_{it} * D_SG(HN)_{it} + \beta_8 EPS_{it} * D_SG(HN)_{it} + \beta_9 BPS_{it} * D_DA_{it} * D_SG(HN)_{it} + \beta_{10} EPS_{it} * D_DA_{it} * D_SG(HN)_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

식 (10)에서도 종속변수는 주가(P)이며, 독립변수에서는 이익조정 측정치의 대응변수인 재량적발생액 및 기업의 원가비대칭성과 BPS 및 EPS와의 상호작용변수($BPS * D_DA * D_SG(HN)$)과 $EPS * D_DA * D_SG(HN)$ 가 관심변수이다. 식 (10)의 회귀분석 결과는 가설 4에 따라 상호작용변수의 계수 부호가 가설 2 및 3의 경우보다 완화될 것으로 예상되나 그 상호작용 효과의 크기에 따라 완화되지 않고 오히려 강화될 가능성도 있다.

3.3 자료수집과 표본선정

본 연구의 분석대상 기간은 한국채택국제회계기준(K-IFRS)이 모든 상장기업과 금융회사에 의무 적용되기 시작한 2011년부터²⁰⁾ 자료입수가 가능한 최근연도인 2018년까지이며, 한국거래소의 유가증권시장(KOSPI)에 상장된 12월말 결산기업으로서 다음의 조건에 부합하는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 금융 및 보험업(지주회사 포함)을 영위하지 않는 기업
- (2) 자본잠식이 아닌 기업
- (3) 통계상 결측값이 없는 기업
- (4) 연도별 원가 비대칭성 변수를 측정할 수 있는 기업
즉, 분기별 매출액 및 원가자료 입수가 가능하고, 4분기 동안 매출이 계속 감소하거나 증가하지 않는 기업²¹⁾
- (5) (주)에프엔가이드의 DataGuide5에서 필요한 재무자료 입수가 가능한 기업

20) K-IFRS 도입 전후의 효과가 차이가 있을 수 있으므로 이를 통제하기 위해 2011년부터 시작하였다.

21) Weiss(2010)은 원가(비용)는 조업도(매출액) 수준에 따라 증가하여 원가는 매출액과 동일한 방향으로 움직인다고 가정하고, 매출액의 증감과 원가의 증감방향이 다른 경우(매출액이 감소할 때 원가가 증가하거나 매출액이 증가할 때 원가가 감소하는 경우는 배제하였으며(Anderson and Lanen, 2007), 이에 따라 표본도 원가와 매출액 증감이 동일한 방향인 기업-연도로 한정하였다. 그 결과 표본규모가 14.1% 감소하여 최종 표본은 2,520개 기업에 대해 44,931 기업-분기가 되었다. 본 연구에서도 STICKY 변수 측정할 수 없는 두 조건(분기자료가 없거나 4분기 동안 계속 매출이 감소 또는 증가하는 경우)을 모두 반영하였다. 실제로 4분기 동안 원가와 매출액 증감이 동일하지 않은 경우 자연로그의 X값(정의역)이 음(-)이 되어 STICKY 변수를 측정할 수 없게 된다.

한편, 기본변수 중 재량적 발생액(DA) 측정과 원가(Cost) 및 매출액(Sales) 증감 등 측정을 위해 전년도(t-1) 자료가 필요하고, 주가(P) 및 주가 수익률(RET) 측정을 위해 익년도 3월까지 자료가 필요하므로 2010년 연간 및 2019년 3월까지의 월간 자료는 변수 측정에만 사용되었다.

또한 순자산가치(=자기자본)가 0보다 작은 자본잠식 기업은 정상적으로 볼 수 없기 때문에 표본에서 제외하였으며, 변수들의 이상치(outlier)로 인한 결과 왜곡을 줄이기 위해 재무성과가 전체의 상위 및 하위 1%를 초과하는 변수는 Winsorization을 실시하여 정규성을 확보하였다. 그리고 재량적발생액(DA)은 산업별-연도별로 구분하여 추정하였다.

[표 1]과 같이 총 3,589 기업-연도를 최종표본으로 하였다.

[표 3-1] 최종 표본의 선정 내역

표본선정기준	표본수(기업수)
2019년 6월말 KOSPI 기업수	757
금융업과 보험업	(51)
표본기업수	706
2011년부터 2018년 사이의 비금융업 기업-연도	5,648
자본잠식인 기업-연도	(30)
주요 변수가 없는 기업-연도 - 분기자료가 없거나, 연간 4분기중 매출이 계속 감소 또는 증가하거나 매출 및 원가의 증감 방향이 반대인 경우 등으로 연간 원가 비대칭성 변수를 산출할 수 없는 기업-연도 등	(2,029)
최종 기업-연도 표본	3,589

아래 [표 3-2]는 최종 표본의 산업별 분포를 한국표준산업분류(KSIC-10)의 중분류를 기준으로 정리한 것이다. 전체산업을 12개 유사산업으로 통합하고 나머지 기업들을 기타산업으로 합하여 총 13개 산업으로 분류하였으며, 평균적으로 연간 기업-연도가 160개(=연도별 최소 20개×8개년) 이상이 되도록 하였다.

산업 대분류로는 제조업이 2,498 기업-연도로 전체 표본의 69.6%를 차지하고 있으며, 세부 산업별로는 석유정제품 및 화학제품 제조업 표본이 393 기업-연도로 가장 많고, 다음으로 도매 및 소매업(362 기업-연도), 자동차, 운송장비 및 기타제품 제조업(358 기업-연도) 순이었다.

[표 3-2] 최종 표본의 산업별 분포

산업명	기업-연도	빈도(%)
1. 식료품, 음료 및 담배 제조업	199	5.54
2. 섬유제품, 의복, 목재 및 종이제품 제조업	280	7.80
3 석유정제품 및 화학제품 제조업	393	10.95
4. 의료용 물질 및 의약품 제조업	194	5.41
5. 고무, 플라스틱 및 비금속광물제품 제조업	251	6.99
6. 1차금속 및 금속가공제품 제조업	319	8.89
7. 전자부품, 컴퓨터, 영상 및 통신장비 제조업	223	6.21
8. 의료, 정밀, 전기장비 및 기타기계 제조업	281	7.83
9. 자동차, 운송장비 및 기타제품 제조업	358	9.97
10. 종합 건설업 및 공사업	153	4.26
11. 도매 및 소매업	362	10.09
12. 운송업, 출판, 방송통신 및 정보서비스업	232	6.46
13. 연구개발, 전문서비스, 사업지원서비스 등	344	9.58
합 계	3,589	100.00

또한 최종 표본을 연도별로 구분하면 아래 [표 3-3]과 같다. 2014년 및 2016년이 약간 많으나 연도별로 대체로 고르게 분포되어 있다.

[표 3-3] 최종 표본의 연도별 분포

연 도	기업-연도	빈도(%)
2011년	410	11.42
2012년	448	12.48
2013년	440	12.26
2014년	457	12.73
2015년	445	12.40
2016년	486	13.54
2017년	447	12.45
2018년	456	12.71
합 계	3,589	100.00

IV. 실증분석

4.1 기술통계량

[표 4-1]은 본 연구의 실증분석에 이용되는 주요 변수들의 기술통계량을 요약하여 나타낸 것이다. Panel A는 주로 이익조정과 원가비대칭과의 관계를 분석한 가설 1과 관련한 변수들의 기술통계량을, 그리고 Panel B는 이익조정 및 원가비대칭과 주가의 가치관련성과의 관계를 분석한 가설 2~4와 관련한 변수들의 기술통계량을 각각 제시하고 있다.

우선 Panel 1에서 종속변수인 DA(재량적 발생액)의 평균은 -0.0009 로 DA가 거의 0인 수준인 선행연구²²⁾의 결과와 일치하며 중위수도 거의 0에 가까운 0.0003 으로 나타났다. 독립변수 중 관심변수인 원가비대칭을 측정하는 COST_HN변수는 TC_HN(총원가 기준), COGS_HN(매출원가 기준), SGA_HN(판관비 기준)의 평균은 각각 0.014 , 0.008 , 0.008 ²³⁾으로 모두 양(+)으로 나타나 전체적으로 원가비대칭성(하방경직성)을 보이고 있음을 알 수 있다. TC-HN의 경우 평균과 중위수가 차이를 보였는데 최소값이 0.000 , 최대값이 1.410 인 것으로 보아 최대값의 영향을 받은 것으로 보인다.

다음으로 통제변수인 SIZE(총자산의 자연로그)는 평균이 19.901 이며 중위수는 19.667 이었으며 LEV(부채비율)은 평균이 42.6% 이고 중위수는 42.8% 로 서로 비슷하였다. MB(시가총액/자기자본)는 평균과 중위수가 각각 1.303 , 0.928 로 평균과 중위수 간에 차이가 있는데, 이는 최소값이 0.072 , 최대값이 19.169 인 것으로 보아 최대값에 영향을 받은 것으로 보인다. CAP(유형자산/총자산)는 평균이 0.168 이며 중위수가 0.142 로 큰 차이를 보이지 않았다. CFO(영업현금흐름)는 평균 0.045 , 중위수 0.044 이었고 OWN(최대주주비율)은 평균 44.2% , 중위수 44.1% 로 나타나 평균 및 중위수가 서로 비슷하였다.

Panel 2에서는 종속변수인 P(익년도 3월말 주가)는 평균이 $47,119$ 원이며

22) 한백현 등(2013), 김문현(2016), 김창호(2019) 등의 DA 계수 평균과 유사하였다.

23) 판관비(SGA)를 대상으로 한 박준호 등(2014), 최한진 등(2018) 등의 SGA_HN 계수 평균과 유사하였다.

중위수는 11,650원으로 양 통계량이 크게 차이가 있는데 최소값이 585원, 최대값이 816,000원인 점에 비추어 최대값의 영향을 받은 것으로 추정된다. 가치관련성의 기본 주가모형에서 독립변수 중 BPS(주당 장부가)는 평균이 43,213원이며 중위수는 11,214원으로 마찬가지로 큰 차이를 보였으며 최소값이 370원, 최대값이 607,536원 인 것으로 보아 역시 최대값의 영향을 받은 것으로 보인다. EPS(주당 순이익)는 2,162원, 중위수는 448원으로 이 역시 최대값(37,379원)에 영향을 받은 것으로 보인다. D_DA(DA가 중위수 보다 크면 1, 아니면 0인 더미변수)는 평균이 0.5(50%)이고 중위수가 0.000(0%)으로 분포가 우측으로 꼬리가 긴 우측왜도를 보이고, D_SGA(HN)(SGA_HN이 0보다 크면 1, 아니면 0인 더미변수)은 평균이 0.303로 원가하방경직성을 나타낸 기업이 30.3%인 것을 보여주며 중위수는 0.000(0%)로 역시 분포가 우측왜도를 보이고 있는 것으로 나타났다.

한편, 가치관련성과 관련하여 추가분석하는 기본 주식수익률모형에서 RET(연간 주식수익률)는 평균이 11.3%, 중위수가 0.1%로 차이가 컸으며 표준편차도 46.7%로 상당한 것으로 나타났다.

[표 4-1] 주요 변수의 기술통계량 (N=3,589)

변수명	평균	중위수	표준편차	최소값	25%	75%	최대값
-----	----	-----	------	-----	-----	-----	-----

(Panel A: 원가비대칭성 분석 변수)

DA	-0.0009	0.0003	0.061	-0.201	-0.032	0.031	0.195
TC_HN	0.014	0.000	0.054	0.000	0.000	0.002	1.410
COGS_HN	0.008	0.000	0.029	0.000	0.000	0.000	0.734
SGA_HN	0.008	0.000	0.037	0.000	0.000	0.003	1.099
SIZE	19.901	19.667	1.466	17.148	18.910	20.648	24.257
LEV	0.426	0.428	0.198	0.020	0.263	0.568	0.991
MB	1.303	0.928	1.334	0.072	0.599	1.475	19.169
CAP	0.168	0.142	0.132	0.000	0.066	0.246	0.902
CFO	0.045	0.044	0.074	-0.577	0.007	0.082	0.628
OWN	0.442	0.441	0.161	0.100	0.325	0.554	0.818

(Panel B: 가치관련성 분석 변수)

P	47,119	11,650	111,687	585	3,975	37,725	816,000
BPS	43,213	11,214	88,460	370	4,081	38,593	607,536
EPS	2,162	448	6,291	-12,231	12	2,010	37,379
RET	0.113	0.001	0.467	-0.633	-0.164	0.248	2.281
EPS/P _{t-1}	0.014	0.044	0.754	-15.270	0.003	0.090	28.261
△EPS/P _{t-1}	0.005	-0.002	1.203	-37.803	-0.040	0.033	28.848
D_DAD	0.500	0.000	0.500	0.000	0.000	1.000	1.000
D_SG(HN)	0.303	0.000	0.460	0.000	0.000	1.000	1.000

4.2 상관관계 분석

[표 4-2]는 본 연구의 실증분석에서 사용한 주요 변수들 간의 피어슨 상관관계를 분석한 결과표이다. 위 기술통계량 분석에서와는 달리 원가비대칭성(Panel A) 및 가치관련성(Panel B) 분석 변수들 간의 상관관계를 일괄하여 분석하였다. 이는 두 그룹의 관계가 더미변수인 D_DA 및 D_SGA(HN) 등을 통해 서로 연결되어 흐르기 때문에 회귀분석(다변량 분석)에 앞서 상관관계 분석(이변량 분석)을 하여 모든 두 변수간 관계를 미리 파악하는 것이 의미 있다고 판단하였기 때문이다.

우선 원가비대칭성과 이익조정과의 관계 분석에 있어서 변수간의 상관관계를 살펴보면, DA(재량적발생액)는 관심변수인 모든 원가요소의 비대칭성(TC_HN, COGS_HN, SGA_HN) 변수와 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 나타내어 원가의 하방경직성이 높을수록 이익조정은 감소(완화)된다는 가설 1을 뒷받침하고 있다. DA와 여타 통제변수와의 상관관계를 보면, DA는 예상대로 LEV(부채비율) 및 CFO(영업현금흐름)와 유의한 음(-)의 상관관계에 있으며 이는 부채비율이 높을수록, 영업현금흐름이 많을수록 이익조정은 감소(완화)됨을 의미한다. DA와 OWN(최대주주비율)과는 예상대로 양(+)의 상관관계를 보였다. 그러나 DA는 예상과 달리 MB(시가총액/장부가)와 CAP(유형자산/총자산)와는 유의한 음(-)의 상관관계로 나타났고 SIZE(총자산의 자연로그)과는 유의한 상관관계를 보이지 않았는 바, 이들 변수에 대해서는 회귀분석을 통해 보다 정확한 관계를 살펴 볼 필요가 있다. 또한 모든 원가요소의 비대칭성은 SIZE, CFO, OWN과 모두 유의한 음(-)의 상관관계를 나타내었다.

가치관련성 분석 관련 변수들간의 상관관계를 보면 P(익년 3월말 주가)는 BPS(주당 장부가) 및 EPS(주당 순이익)과 1%에서 유의한 양(+)의 상관관계에 있으며 P와 BPS의 관계가 EPS 보다 밀접하였다(상관계수 0.827 : 0.696). 또한 P는 D_SG(HN)와 강하게 유의한 음(-)의 상관관계를 보여 가설 3~4까지의 원가비대칭성의 주가와 관계가 어느정도 뒷받침하고 있다. 다만 P는 D_DA와는 유의한 상관관계를 보이지 않았다.

[표 4-2] 주요 변수의 상관관계

	DA	TC_HN	COGS_HN	SGA_HN	SIZE	LEV	MB	CAP	CFO	OWN	P	BPS	EPS	D_DA	D_SG
DA	1	-.139 ***	-.124 ***	-.117 ***	-.015	-.135 ***	-.050 ***	-.044 ***	-.398 ***	.051 ***	.014	.020	.153 ***	.719 ***	-.059 ***
TC_HN		1	.782 ***	.854 ***	-.112 ***	.021	.006	-.054 ***	-.188 ***	-.082 ***	-.057 ***	-.055 ***	-.141* **	-.061 ***	.331 ***
COGS_HN			1	.411 ***	-.072 ***	.037 **	-.017	.012	-.151 ***	-.062 ***	-.052 ***	-.040 **	-.139 ***	-.062 ***	.271 ***
SGA_HN				1	-.108 ***	-.007	.015	-.095 ***	-.166 ***	-.074 ***	-.048 ***	-.048 ***	-.102 ***	-.048 ***	.340 ***
SIZE					1	.202 ***	-.034 **	.172 ***	.159 ***	.006	.376 ***	.420 ***	.307 ***	-.043 **	-.051 ***
LEV						1	.028 *	.215 ***	-.158 ***	-.096 ***	-.136 ***	-.157 ***	-.206 ***	-.109 ***	-.038 **
MB							1	-.030 *	.072 ***	-.132 ***	.190 ***	-.095 ***	.062 ***	-.022	-.078 ***
CAP								1	.183 ***	.044 ***	.032 *	.039 **	.032 *	-.049 ***	-.028 *
CFO									1	.135 ***	.141 ***	.063 ***	.226 ***	-.331 ***	-.058 ***
OWN										1	.040 **	.051 ***	.067 ***	.032 *	-.021
P											1	.827 ***	.696 ***	.000	-.057 ***
BPS												1	.663 ***	.001	-.020
EPS													1	.094 ***	-.105 ***
D_DA														1	-.045 ***
D_SG(HN)															1

주 : 1) Pearson 상관관계수, 표본수(N)= 3,859 2) 각 변수의 정의는 식 (1), (6), (8), (9)를 참조
 3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

DA는 D_SG(HN)와, 그리고 모든 원가항목의 비대칭성은 D_DA와 각각 유의한 음(-)의 상관관계를 나타내었으며 D_DA와 D_SGA(HN)도 음(-)의 상관관계를 보여 가설 1을 간접적으로 지지하는 것으로 판단된다. 한편, 독립 변수 간에 존재하는 다중공선성(multicollinearity) 가능성을 점검한 결과 회귀분석에서 분산팽창지수(VIF) 값이 모두 10미만으로 나타나 다중공선성 문제는 없는 것으로 나타났다.

4.3 실증분석 결과

회귀분석을 통한 실증분석은 원가비대칭성과 이익조정과의 관계 분석(가설 1 및 1-1)과 원가비대칭 및 이익조정의 주가에 관한 가치관련성과의 관계 분석(가설 2, 3, 4)으로 크게 두 그룹으로 구분할 수 있으나 가설들이 일관된 흐름을 갖고 이어지는 것으로 판단되어 그룹 구분 없이 가설 순서대로 분석 결과를 기술하였다. 본 분석에서는 원가비대칭성으로 H&N(2008) 측정치를 이용한 분석결과를 설명하고 Weiss(2010) 측정치를 이용한 결과는 추가분석에서 기술하며, 또한 가치관련성은 주가수익률 모형에 의한 분석결과를 본 분석에서 설명하고 주식수익률 모형에 의한 분석결과는 추가분석에서 기술한다.

4.3.1 가설 1의 검증

가설 1은 원가비대칭성(하방경직성)과 이익조정 간에 음(-)의 관계가 있는지에 관한 것이며, 가설 1의 검증모형인 식 (1)을 회귀분석한 결과는 [표 4-4](총원가 기준), [표 4-5](매출원가 기준), [표 4-6](판매관리비)와 같으며 이를 요약한 것이 [표 4-3]이다. 식 (1)의 종속변수는 이익조정의 대응치인 DA(재량적발생액)이다.

분석결과를 보면, 관심변수인 원가비대칭성의 계수는 TC_HN(총원가) - 0.248, COGS_HN(매출원가) - 0.399, SGA_HN(판매관리비) - 0.313로 모두

1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 나타내었다. 모든 원가항목에서 원가비대칭성 계수가 음(-)의 값을 갖는 것은 Hartlieb and Loy(2019) 및 Homburg and Nasev(2008)의 연구결과와 일치하여 [가설 1]을 지지하는 결과이다. 이는 원가 비대칭성이 높으면 이익조정은 감소(완화)함을 의미한다. 원가의 비대칭성이 높을수록 보수주의가 강화되어 이익조정은 감소(완화)된다는(Homburg and Nasev 2008) 점과 원가비대칭성이 높아질수록 매출감소 시 원가를 덜 감소시켜서 이익 감소폭이 더 커지며 따라서 상향의 이익조정을 하려는 경우 원가비대칭성이 완화되고 하향의 이익조정하려는 경우 원가비대칭성이 강화된다는(Weiss 2010, 구정호 2011) 점이 반영된 것으로 해석된다.

또한, 통제변수들을 보면 모든 원가항목에서 각 변수들의 회귀계수 부호 방향(+/-)은 예상과 일치하게 나타났다. 계수의 유의여부는 모든 원가항목에서 MB(시가총액/장부가)만 통계적으로 유의하지 않았고 여타 변수들은 1% 수준에서 매우 유의하게 나타났다(다만, 총원가 경우의 OWN 계수만 5% 수준에서 유의). SIZE(기업규모) 계수 부호는 양(+)으로 기업규모가 클수록 재정적발생액이 커진다는 입장을 반영하였으며, LEV(부채비율) 계수 부호는 음(-)으로 외부 채권자 등 외부관계자의 감시가 높아져 이익조정이 약해진다는 입장을 반영하고 있다. 또한 CAP(유형자산집중도) 및 CFO(영업현금흐름)의 회귀계수 부호는 음(-), 지배구조변수인 OWN(최대주주비율)은 양(+)으로 나타나 선행연구와 일관성을 보였다.

[표 4-3] 가설 1에 대한 회귀분석 결과 요약

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 COST_HN_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 MB_{it} + \beta_5 CAP_{it} + \beta_6 CFO_{it} + \beta_7 OWN_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	model 1(TC)		model 2(COGS)		model 3(SGA)	
	계수	t-통계량	계수	t-통계량	계수	t-통계량
(상수)	-0.035**	-2.518	-0.044***	-3.164	-0.038***	-2.746
COST_HN ¹⁾	-0.248***	-14.808	-0.399***	-12.668	-0.313***	-12.690
SIZE	0.003***	4.938	0.004***	5.493	0.003***	5.131
LEV	-0.078***	-15.546	-0.077***	-15.207	-0.078***	-15.551
MB	0.001	0.926	0.000	0.683	0.001	0.888
CAP	0.038***	4.980	0.040***	5.279	0.034***	4.495
CFO	-0.433***	-33.695	-0.425***	-32.933	-0.425***	-32.927
OWN	0.030**	5.259	0.032***	5.464	0.031***	5.393
$\Sigma YEAR_t$	포함		포함		포함	
ΣIND_i	포함		포함		포함	
$F_{값}$	48.823***		48.823***		48.850***	
$Adj.R^2$	0.269		0.257		0.257	

주 : 1) COST_HN : 모델1은 TC_HN, 모델2는 COGS_HN, 모델3은 SGA_HN을 각각 의미

2) 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

3) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

[표 4-4] 가설 1에 대한 회귀분석 결과(총원가)

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 TC_HN_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 MB_{it} + \beta_5 CAP_{it} + \beta_6 CFO_{it} + \beta_7 OWN_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상부호	종속변수 : DAit				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		-0.035**	-2.518	0.012		
TC_HN	-	-0.248***	-14.808	0.000	0.942	1.062
SIZE	+	0.003***	4.938	0.000	0.856	1.168
LEV	-	-0.078***	-15.546	0.000	0.777	1.287
MB	+	0.001	0.926	0.355	0.887	1.128
CAP	+	0.038***	4.980	0.000	0.757	1.321
CFO	-	-0.433***	-33.695	0.000	0.837	1.195
OWN	+	0.030**	5.259	0.023	0.878	1.138
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
$F_{값}$		48.823***				
$Adj.R^2$		0.269				
N		3,589				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

[표 4-5] 가설 1에 대한 회귀분석 결과(매출원가)

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 COGS_HN_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 MB_{it} + \beta_5 CAP_{it} + \beta_6 CFO_{it} + \beta_7 OWN_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상부호	종속변수 : DAit				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		-0.044***	-3.164	0.002		
COGS_HN	-	-0.399***	-12.668	0.000	0.961	1,040
SIZE	+	0.004***	5.493	0.000	0.860	1,163
LEV	-	-0.077***	-15.207	0.000	0.777	1,286
MB	+	0.000	0.683	0.494	0.887	1,128
CAP	+	0.040***	5.279	0.000	0.756	1,324
CFO	-	-0.425***	-32.933	0.000	0.842	1,187
OWN	+	0.032***	5.464	0.000	0.879	1,137
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
$F_{값}$		48.823***				
$Adj.R^2$		0.257				
N		3,589				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

[표 4-6] 가설 1에 대한 회귀분석 결과(판관비)

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 SGA_HN_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 MB_{it} + \beta_5 CAP_{it} + \beta_6 CFO_{it} + \beta_7 OWN_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상부호	종속변수 : DAit				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		-0.038***	-2.746	0.006		
SGA_HN	-	-0.313***	-12.690	0.000	0.944	1,059
SIZE	+	0.003***	5.131	0.000	0.857	1,167
LEV	-	-0.078***	-15.551	0.000	0.777	1,287
MB	+	0.001	0.888	0.374	0.887	1,128
CAP	+	0.034***	4.495	0.000	0.757	1,321
CFO	-	-0.425***	-32.927	0.000	0.843	1,187
OWN	+	0.031***	5.393	0.000	0.879	1,138
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
$F_{값}$		48.85***				
$Adj.R^2$		0.257				
N		3,589				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

한편, 이익조정 수준별로 원가비대칭성과 이익조정 간의 관계가 차이가 있는지를 살펴보기 위해 이익조정이 예상되는 그룹(그룹 A, $DA > \text{중위수}$ (0.000262), $N=1,794$)과 그렇지 않은 그룹(그룹 B, $DA \leq \text{중위수}$, $N=1,795$)으로 나누어 원가비대칭성과 이익조정 간의 관계를 분석하였다.²⁴⁾

회귀분석 결과, 전체적으로 DA가 중위수보다 작거나 같은 그룹 B가 중위수보다 큰 그룹 A보다 관심변수인 원가비대칭성의 회귀계수가 종속변수인 이익조정에 대한 민감도가 컸으며 여타 통제변수의 설명력도 큰 것으로 나타났다. 즉 [표 4-5]에서와 같이 그룹 B의 원가비대칭성의 영향력이 그룹 A보다 $-0.077 \sim -0.272$ 만큼 더 컸으며 그룹 A의 매출원가의 비대칭성 계수는 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 통제변수의 분석결과를 보면 [표 4-6]에서와 같이 그룹 A에서는 LEV, OWN 계수는 모든 원가항목에서 통계적으로 비유의 하였으며 SIZE의 부호는 예상과 달리 음(-)으로 나타났다. 반면에 그룹 B에서는 판관비에서 CAP만 비유의하였고 나머지 모든 원가항목에서 계수들이 유의하였으며 MB의 부호만 예상과 달리 음(-)으로 나타났으며 전체적으로 계수들의 종속변수 DA에 대한 민감도(영향력) 그룹 A 보다 컸다.

그룹 B에서 A보다 원가비대칭과 이익조정 간에 음(-)의 관계가 더 뚜렷이 나타난 것은 이익조정이 작거나 없는 그룹 B에서는 이익조정의 여지가 있으므로 이익감소를 초래하는 원가의 비대칭성을 용인할 수 있으며, 이익조정이 큰 그룹 A에서는 추가적 이익조정이 어려우므로 이익감소를 초래하는 원가의 비대칭성을 완화하려 하기 때문일 것으로 추론된다. 이러한 결과는 원가비대칭과 이익조정이 음(-)의 관계에 있다는 가설 1을 간접적으로 지지하며, 후반부 가치관련성 분석에서 이익조정의 더미변수($D_DA > \text{중위수}$ 일때 1, 즉 그룹 A) 및 원가비대칭성의 더미변수($COST_HN > 0$ 일때 1)와 EPS 및 BPS 변수와 동시적 상호작용 결과에서 원가비대칭이 이익조정을 감소(완화)시키지 않을 수도 있을 것으로 예측할 수 있다.

24) DA의 방향성 만으로 구분하여 DA가 0보다 크냐 아니냐로 구분할 수 있으나, ① 본 연구의 가치관련성 분석에서 이익조정 여부 더미를 중위수를 기준으로 구분한 점과 일관성을 유지하고, ② 기술통계량 분석에서 DA의 평균은 -0.0009 이고 중위수는 0.000 으로 이익조정이 예상되는 그룹을 DA가 중위수보다 큰 기업으로 축소할 필요가 있으며 ③ Whelam and McNamara(2004)의 경우 표본을 DA를 크기 순으로 4개 그룹으로 나눈 후 상위 첫번째 그룹은 이익조정 그룹으로 하위 네 번째 그룹은 非(no) 이익조정 그룹으로 구분한 점 등을 반영하여, DA가 중위수 보다 크냐 그렇지 않느냐로 그룹을 나누었다.

[표 4-7] 이익조정 수준에 따른 원가비대칭성 계수 비교

변수	DA>중위수인 그룹(A)	DA≤중위수인 그룹(B)	차이(B-A)
TC_HN	-0.054**	-0.163***	-0.109***
COGS_HN	-0.033	-0.305***	-0.272***
SGA_HN	-0.111***	-0.188***	-0.077***

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

[표 4-8] 이익조정 수준에 따른 회귀분석 결과

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 COST_HN_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 MB_{it} + \beta_5 CAP_{it} + \beta_6 CFO_{it} + \beta_7 OWN_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

(Panel A: 이익조정 측정치(DA)가 중위수 보다 큰 집단(N=1,794))

독립변수	model 1(TC)		model 2(COGS)		model 3(SGA)	
	계수	t-통계량	계수	t-통계량	계수	t-통계량
(상수)	0.080***	5.611	0.078***	5.426	0.082***	5.707
COST_HN ¹⁾	-0.054**	-2.180	-0.033	-0.859	-0.111***	-2.899
SIZE	-0.002***	-2.956	-0.002***	-2.823	-0.002***	-3.008
LEV	-0.008	-1.546	-0.007	-1.326	-0.009	-1.628
MB	0.004***	5.102	0.004***	5.034	0.004***	5.108
CAP	0.020***	2.563	0.019**	2.517	0.019**	2.480
CFO	-0.269***	-18.817	-0.264***	-18.643	-0.270***	-19.035
OWN	0.002	0.306	0.002	0.377	0.001	0.234
$\Sigma YEAR_t$	포함		포함		포함	
ΣIND_i	포함		포함		포함	
F값	20.145***		19.945***		20.326***	
Adj.R ²	0.217		0.216		0.219	

(Panel B: 이익조정 측정치(DA)가 중위수보다 작거나 같은 집단(N=1,795))

독립변수	model 1(TC)		model 2(COGS)		model 3(SGA)	
	계수	t-통계량	계수	t-통계량	계수	t-통계량
(상수)	-0.131***	-9.459	-0.137***	-9.903	-0.133***	-9.528
COST_HNS ¹⁾	-0.163***	-11.451	-0.305***	-10.745	-0.188***	-9.177
SIZE	0.006***	9.096	0.006***	9.475	0.006***	9.155
LEV	-0.061***	-12.079	-0.06***	-11.775	-0.063***	-12.160
MB	-0.004***	-5.817	-0.004***	-5.955	-0.004***	-5.756
CAP	0.014*	1.816	0.017**	2.158	0.011	1.420
CFO	-0.141***	-9.875	-0.136***	-9.504	-0.131***	-9.090
OWN	0.027***	4.534	0.027***	4.530	0.029***	4.742
$\Sigma YEAR_t$	포함		포함		포함	
$\Sigma INDi$	포함		포함		포함	
$F_{값}$	21.091***		20.356***		18.891***	
$Adj.R^2$	0.226		0.219		0.206	

주 : 1) COST_HN은 모델1은 TC_HN, 모델2는 COGS_HN, 모델3은 SGA_HN을 각각 의미
 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

4.3.2 가설 2의 검증

가설 2는 이익조정이 가치관련성에 미치는 영향은 순이익의 가치관련성은 감소하고 순자산의 가치관련성은 증가하는지에 관한 것이다. 가설 2를 검증하기 위해 앞서 우선 기본모형인 식 (6)을 회귀분석한 결과는 [표 4-9]와 같다. 식 (6)의 종속변수는 주가(P)이다.

분석결과를 보면 BPS(주당 순자산) 및 EPS(주당 순이익)의 회귀계수는 예상과 부합하게 모두 1% 수준에서 매우 유의하게 양(+)의 부호로 추정되어 선행연구와 일관된 결과를 나타내고 있다.(Collins et al., 1997; 위준복과 김문태 2008). 즉 순이익과 순자산이 주가에 유의한 영향을 미치는 유용성을 입증하고 있다. EPS의 계수가 4.490으로 BPS 계수 0.816보다 훨씬 커서 순이익이 순자산보다 주가에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 수정

R²는 73.7%로 전체 모형의 설명력도 매우 높게 나타났으며 F값도 유의하여 모형이 타당함을 나타내주고 있다.

[표 4-9] 주가 기본모형 회귀분석 결과

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 BPS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상부호	종속변수 : P				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		-9911.17**	-2.441	0.015		
BPS	+	0.816***	55.431	0.000	0.015	1.059
EPS	+	4.490***	21.846	0.000	0.000	1.167
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
$F_{값}$		479.339***				
$Adj.R^2$		0.737				
N		3,589				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (6)을 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

가설 2는 이익조정으로 인한 영향이 회계이익과 장부가치에 반영되어 이 두 정보유용성이 주가에 미치는 영향을 살펴보자 하는 것으로 이를 위한 검증모형인 식 (8)을 회귀분석한 결과는 [표 4-10]과 같다. 식 (9)의 종속변수는 주가(P)이다. 연구가설을 검증하기에 앞서 이익조정이 주가에 미치는 단독적인 영향을 먼저 살펴보면 재량적 발생액의 더미인 D_DA의 계수는 예상대로 5% 유의수준에서 주가에 음(-)의 설명관계를 갖는 것으로 나타나 이익조정은 주가에 부정적인 영향을 미치는 것으로 알 수 있다.

관심변수인 이익조정과 EPS 또는 BPS와의 상호작용 결과를 보면, 우선 EPS*D_DA의 회귀계수는 -1.314로 1% 수준에서 매우 유의한 음(-)의 설명력을 보이고 있으며 EPS와 EPS*D_DA의 회귀계수 합은 3.893(=5.207-1.314)으로 기본모형에서의 EPS의 회귀계수 4.490보다 주가배수가 하락하였다. 반대로 BPS*D_DA의 회귀계수는 0.056으로 유의한 양(+)의 설명력을 보였을 뿐만 아니라, BPS와 BPS*D_DA의 회귀계수 합은 0.846(=0.790+0.056)으로 기본

모형에서의 BPS의 회귀계수 0.816 보다 주가배수가 상승하였다. 따라서 이익 조정의 결과는 순이익의 가치관련성은 저하시키고 대체적으로 순자산의 가치 관련성은 상승시키는 것을 추론할 수 있으며, 가설 2를 지지하였다.

이는 이익조정 수단인 재량적 발생액은 경영자의 기회주의적 행위로 간주 되고 이익의 질을 저하시켜서 그 결과 순이익의 가치관련성은 감소하고 이에 대체하여 투자자들이 순자산을 보다 신뢰하게 되는 점을 반영하는 결과로 풀이 된다.

또한 수정 R²는 73.8%로 전체 모형의 설명력도 매우 높았으며 F값도 매우 유의하여 모형이 타당함을 보여주고 있고 독립변수들의 VIF도 5를 넘지 않아 다중공선성 문제도 없는 것으로 나타났다.

[표 4-10] 가설 2에 대한 회귀분석 결과

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_DA_{it} + \beta_2 BPS_{it} + \beta_3 EPS_{it} + \beta_4 BPS * D_DA_{it} + \beta_5 EPS_{it} * D_DA_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : P				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		-7637.353*	-1.820	0.069		
D_DA	-	-4725.41**	-2.214	0.027	0.800	1.251
BPS	+	0.790***	41.943	0.000	0.328	3.048
EPS	+	5.207***	17.961	0.000	0.274	3.650
BPS*D_DA	+	0.056*	1.891	0.059	0.255	3.914
EPS*D_DA	-	-1.314***	-3.169	0.002	0.228	4.390
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
F값		421.826***				
Adj.R ²		0.738				
N		3,589				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (6)과 식 (8)을 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검정)

4.3.3 가설 3의 검증

가설 3은 원가비대칭(하방경직성)으로 인한 영향이 회계이익과 장부가치에 반영되어 이 두 정보유용성이 주가에 미치는 영향을 살펴보자 하는 것이며 이를 위한 검증모형인 식 (9)를 회귀분석한 결과는 [표 4-11]과 같다. 식 (9)의 종속변수는 주가(P)이며 가설 4(이익조정 및 원가비대칭성을 동시에 상호작용과의 일관성 유지를 위해 원가요소 중 판매관리비(SGA)만 대상으로 하였다.²⁵⁾

연구가설을 검증하기에 앞서 원가비대칭성이 주가에 미치는 단독적인 영향을 먼저 살펴보면 원가비대칭성의 터미인 $D_SG(HN)$ 의 계수는 주가와 음(-)의 관계로 나타났으나 유의하지는 않았다.

관심변수인 원가비대칭성과 EPS 또는 BPS와의 상호작용 결과를 보면, 우선 $EPS * D_SG(HN)$ 의 회귀계수는 -3.028 로 1% 수준에서 매우 유의한 음(-)의 설명력을 보이고 있으며 EPS와 $EPS * D_SG(HN)$ 의 회귀계수 합은 $2.307 (= 5.335 - 3.028)$ 로 기본모형에서의 EPS의 회귀계수 4.490 보다 주가배수가 크게 하락하였다. 반대로 $BPS * D_SG(HN)$ 의 회귀계수는 0.018 로 부호는 양(+)으로 나타났으나 유의하지는 않았으며, BPS와 $BPS * D_SG(HN)$ 의 회귀계수 합은 $0.812 (= 0.794 + 0.018)$ 로 기본모형에서의 BPS의 회귀계수 0.816 와 비슷하였다. 따라서 원가비대칭성은 순이익의 가치관련성은 확실하게 감소시켰지만 순자산의 가치관련성 증가는 유의하게 나타나지 않아 유의한 영향이 없었다. 다만, 원가비대칭성을 판매비가 아닌 총원가 및 매출원가를 기준으로 회귀분석한 결과는 상호작용 변수의 계수는 모두 유의하였으며 부호 방향도 예상과 일치한 것으로 나타나 가설 3을 부분적으로 지지하였다.²⁶⁾

이는 원가비대칭성이 매출감소시 원가를 줄이지 않아 이익이 보다 크게 감소하여 이익변동성이 증가하고 회계정보의 질이 악화되어 회계이익의 가치관련성에 부정적인 영향을 미치고 상대적으로 순자산의 가치관련성은 증가하는 것으로 해석된다.

25) 원가 비대칭성을 측정하는 H&N지수를 모형화한 Homburg and Nasev(2008)도 판매비를 대상으로 분석하였다.

26) 총원가를 대상으로 분석한 결과 : $EPS * D_SGA(HN)$ 계수 $\Delta 4.357$ (1% 유의),
 $BPS * D_SGA(HN)$ 계수 0.061 (10% 유의)
매출원가를 대상으로 분석한 결과 : $EPS * D_SGA(HN)$ 계수 $\Delta 4.457$ (1% 유의),
 $BPS * D_SGA(HN)$ 계수 0.115 (1% 유의)

또한 수정 R²는 74.1%로 전체 모형의 설명력은 매우 높았으며 F값도 매우 유의하여 모형이 타당함을 보여주고 있고 독립변수의 VIF도 3.1을 넘지 않아 다중공선성 문제는 없는 것으로 나타났다.

[표 4-11] 가설 3에 대한 회귀분석 결과

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_SG(HN)_{it} + \beta_2 BPS_{it} + \beta_3 EPS_{it} + \beta_4 BPS_{it} * D_SG(HN)_{it} + \beta_5 EPS_{it} * D_SG(HN)_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : P				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		-10235.172**	-2.517	0.012		
D_SG(HN)	-	-351.933	-0.151	0.880	0.779	1.284
BPS	+	0.794***	42.273	0.000	0.326	3.067
EPS	+	5.335***	20.608	0.000	0.339	2.951
BPS*D_SG(HN)	+	0.018	0.613	0.540	0.422	2.369
EPS*D_SG(HN)	-	-3.028***	-6.942	0.000	0.507	1.971
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
F값		429.631***				
Adj.R ²		0.741				
N		3,589				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (6), (9)를 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

4.3.4 가설 4의 검증

가설 4는 이익조정 및 원가비대칭이 함께 작동한 상호작용 효과가 회계이익과 장부가치에 반영되어 이 두 정보유용성이 주가에 미치는 영향을 살펴보는 것으로 이를 위한 검증모형인 식 (10)을 회귀분석한 결과는 [표 4-12]와 같다.

연구가설을 검증하기에 앞서 이익조정과 원가비대칭성이 주가에 미치는 단독적인 영향을 먼저 살펴보면 재량적 발생액의 터미인 D_DA의 계수는

5% 수준에서 주가와 음(-)의 관계에 있는 것으로 나타나 이익조정은 주가에 부정적인 영향을 미치는 것으로 알 수 있다. 원가비대칭성의 터미인 D_SG(HN)의 계수는 부호는 예상대로 음(-)이나 유의하지는 않아 원가비대칭성은 그 자체로는 주가에 별 영향을 미치지 않은 것으로 분석되었다.

이익조정과 EPS 또는 BPS와의 상호작용 결과를 보면, 우선 $EPS * D_DA$ 의 회귀계수는 부호는 예상대로 음(-)이지만 유의하지 않았으며 $BPS * D_SG$ (HN)은 부호가 음(-)이고 유의하지 않게 나타나 전체적으로 이익조정과 상호작용은 주가에 별 영향을 미치지 않은 것으로 분석되었다. 원가비대칭성과 EPS 또는 BPS와의 상호작용한 결과를 보면, $EPS * D_SG$ (HN)의 계수는 예상대로 음(-)의 부호인 -2.858로 1% 수준에서 유의하여 주가에 강한 영향을 주는 것으로 나타났다. $BPS * D_SG$ (HN)의 계수는 5% 수준에서 유의하지만 부호가 음(-)으로 예상과 다르게 나타났다.

마지막으로 관심변수인 이익조정과 원가비대칭을 EPS 또는 BPS와 동시에 상호작용한 결과를 보면, 우선 $EPS * D_DA * D_SG$ (HN)의 계수(-1.463)는 음(-)의 부호이며 1% 수준에서 유의하였으며 EPS관련 회귀계수 합은 0.939(=5.871-0.611-2.858-1.463)로 기본모형에서의 EPS의 회귀계수 4.490보다 주가배수가 크게($\Delta 3.551p$) 하락하였다(유의하지 않은 $EPS * D_DA$ 계수인 -0.611을 차감할 경우 EPS계수 합은 1.550이며 기본모형의 EPS계수에 비해 $\Delta 2.94p$ 하락). 또한 $BPS * D_DA * D_SG$ (HN)의 회귀계수(0.277)는 양(+)의 부호이며 1% 수준에서 유의하여 강한 주가 설명력을 보였을 뿐만 아니라, BPS관련 회귀계수 합은 0.955(0.801-0.038-0.085+0.277)로 기본모형에서의 BPS의 회귀계수 0.816 보다 주가배수가 +0.109P 상승하였다(유의하지 않은 $BPS * D_DA$ 계수 -0.038을 차감할 경우 BPS계수 합은 0.993이며 기본모형의 BPS계수에 비해 +0.177p 상승). 이와 같이 이익조정과 원가비대칭성을 동시에 EPS 또는 BPS와 상호작용한 결과는 각각 상호작용한 효과를 증분적으로 강화시켜 주고 있다.

이는 최종적으로 관심변수에 나타난 기업들은 상향의 이익조정과 원가비대칭성을 모두 보인 그룹이며 이들은 가설 1의 하단부 분석에서 본 바와 같이 이익조정 수준이 중위수를 초과하는 그룹에서는 원가비대칭성과 이익조정 간에

관계가 중위수를 하회하는 그룹보다 음(-)의 관계가 약화되는 점과, 상향의 이익조정을 하였음에도 불구하고 매출감소시 원가를 비례적으로 감소시키지 못하여 재무건전성이 열악하거나(Barth et al. 1998) 손실기업 또는 소규모기업(Collins et al. 1997)일 가능성 등이 있어 순이익 가치관련성이 더욱 하락하고 순자산의 가치관련성은 더욱 증가하여 각각의 영향을 오히려 강화시키는 증분적 효과가 나타난 것으로 풀이된다. 이에 따라 이러한 실증결과는 가설 4를 지지하는 것으로 판단된다.

아울러 가설 4의 모형은 수정 R^2 가 74.4%로 전체 모형의 설명력도 매우 높았으며 F값도 매우 유의하여 모형이 타당함을 보여주고 있고 독립변수들의 VIF도 7.2를 넘지 않아 다중공선성 문제도 없는 것으로 나타났다.

[표 4-12] 가설 4에 대한 회귀분석 결과

$$\begin{aligned}
 P_{it} = & \beta_0 + \beta_1 D_DA_{it} + \beta_2 D_SG(HN)_{it} + \beta_3 BPS_{it} + \beta_4 EPS_{it} + \beta_5 BPS * D_DA_{it} \\
 & + \beta_6 EPS_{it} * D_DA_{it} + \beta_7 BPS_{it} * D_SG(HN)_{it} + \beta_8 EPS_{it} * D_SG(HN)_{it} \\
 & + \beta_9 BPS_{it} * D_DA_{it} * D_SG(HN)_{it} + \beta_{10} EPS_{it} * D_DA_{it} * D_SG(HN)_{it} \\
 & + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : P				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		-8229.68**	-1.964	0.050		
D_DA	-	-4836.37**	-2.291	0.022	0.797	1,255
D_SG(HN)	-	-488.25	-0.209	0.834	0.774	1,293
BPS	+	0.801***	33.210	0.000	0.195	5,125
EPS	+	5.871***	15.728	0.000	0.161	6,207
BPS*D_DA	+	-0.038	-1.014	0.310	0.156	6,421
EPS*D_DA	-	-0.611	-1.172	0.241	0.14	7,134
BPS*D_SG(HN)	+	-0.085**	-2.248	0.025	0.263	3,805
EPS*D_SG(HN)	-	-2.858***	-4.703	0.000	0.258	3,873
BPS*D_DA*D_SG(HS)	?	0.277***	4.812	0.000	0.232	4,317
EPS*D_DA*D_SG(HS)	?	-1.463*	-1.650	0.099	0.229	4,375
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
$F_{값}$		361.388***				
$Adj.R^2$		0.744				
N		3,589				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (6), (8), (9)를 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

가설 2, 가설 3 및 가설 4에 대한 회귀분석 결과를 요약하면 [표 4-13]과 같다.

[표 4-13] 가설 2~4에 대한 회귀분석 결과 요약

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_DA_{it} + \beta_2 D_SG(HN)_{it} + \beta_3 BPS_{it} + \beta_4 EPS_{it} + \beta_5 BPS_{it} * D_DA_{it} \quad (\text{가설 4})$$

$$+ \beta_6 EPS_{it} * D_DA_{it} + \beta_7 BPS_{it} * D_SG(HN)_{it} + \beta_8 EPS_{it} * D_SG(HN)_{it}$$

$$+ \beta_9 BPS_{it} * D_DA_{it} * D_SG(HN)_{it} + \beta_{10} EPS_{it} * D_DA_{it} * D_SG(HN)_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상 부호	기본 모형	가설2 (이익조정)	가설3 (원가비대칭)	가설4 (이익조정x 원가비대칭)
(상수)		-9911.17** (-2.441)	-7637.35* (-1.820)	-10235.17** (-2.517)	-8229.68** (-1.964)
D_DA	-		-4725.41** (-2.214)		-4836.37** (-2.291)
D_SG(HN)	-			-351.933 (-0.151)	-488.25 (-0.209)
BPS	+	0.816*** (55.431)	0.790*** (41.943)	0.794*** (42.27)	0.801*** (33.21)
EPS	+	4.490*** (21.846)	5.207*** (17.961)	5.335*** (20.61)	5.871*** (15.73)
BPS*D_DA	+		0.056* (1.891)		-0.038 (-1.014)
EPS*D_DA	-		-1.314*** (-3.169)		-0.611 (-1.172)
BPS*D_SG(HN)	+			0.018 (0.613)	-0.085** (-2.248)
EPS*D_SG(HN)	-			-3.028*** (-6.942)	-2.858*** (-4.703)
BPS*D_DA*D_SG(HN)	?				0.277*** (4.812)
EPS*D_DA*D_SG(HN)	?				-1.463* (-1.650)
$\Sigma YEAR_t$		포함	포함	포함	포함
ΣIND_i		포함	포함	포함	포함
$F_{값}$		479.34***	421.83***	429.63***	361.39***
$Adj.R^2$		0.737	0.738	0.741	0.744

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (6), (8), (9)를 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

3) ()내는 t-통계량

한편, 가설 2부터 가설 4까지의 결과를 종합해보면 이익조정 및 원가비대칭성의 영향은 EPS에 대해서는 주가에 대한 가치관련성을 지속적으로 감소시키고(계수 합: 4.490(기본모형) → 3.893(가설 2) → 2.307(가설 3) → 1.550(가설 4)), BPS에 대한 가치관련성은 지속적으로 증가시켜서(계수 합: 0.816 → 0.846 → 0.794 → 0.993) 전체적으로 EPS 및 BPS의 주가에 대한 영향력이 당초 4.490 및 0.816에서 1.550 및 0.993으로 비슷해졌다.²⁷⁾

따라서 투자자 및 재무분석가들은 이익조정 및 원가비대칭성이 순이익의 가치관련성에 크게 부정적인 영향을 미치는 점을 감안하여 순이익 정보에 대체하여 순자산 정보에 보다 주의를 기울일 것이라는 것을 추론할 수 있으며 이러한 결과는 전체 가설의 흐름을 일관되게 지지하고 있는 것으로 판단된다 ([표 4-14] 참조).

27) 계수 합은 통계적으로 유의하지 않은 계수를 제외한 경우의 수치이다.

[표 4-14] 가치관련성 검증결과 회귀계수 추이

모형	변수	EPS	BPS
기본	EPS	4.490***	
	BPS		0.816***
가설2 (이익조정 영향)	EPS	5.207***	
	BPS		0.790***
	EPS*D_DA	-1.314***	
	BPS*D_DA		0.056*
	(계)	3.893 ↓	0.846 ↑
가설3 (원가비대칭성 영향)	EPS	5.335***	
	BPS		0.794***
	EPS*D_SG(HN)	-3.028***	
	BPS*D_SG(HN)		(0.018)
	(계)	2.307 ↓	0.812(0.794) ↓
가설4 (이익조정 및 원가비대칭성 영향)	EPS	5.871***	
	BPS		0.801***
	EPS*D_DA	(-0.611)	
	BPS*D_DA		(-0.038)
	EPS*D_SG(HN)	-2.858***	
	BPS*D_SG(HN)		-0.085**
	EPS*D_DA*D_SG(HN)	-1.463*	
	BPS*D_DAD_SG(HN)		0.277***
	(계)	0.939(1.550) ↓ ↓	0.955(0.993) ↑

주 : 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

2) ↑, ↓는 EPS 및 BPS와 이익조정 및 원가비대칭의 상호작용이 증가에 미치는 영향을 기본모형과 비교하여 증가 또는 감소된 것을 나타냄

3) '계'란의 ()내는 통계적으로 유의하지 않은 계수를 제외하였을 경우의 수치임

이상에서 논의한 가설 1, 가설 2, 가설 3, 가설 4의 검증결과를 요약하면 [표 4-24]와 같다. 가설 1, 가설 2 및 가설 4는 예상대로 모두 채택되었고 가설 3은 부분 채택된 것으로 나타났다.

[표 4-15] 가설 검증결과 요약

가 설	내 용	채택여부
가설 1	원가 비대칭성과 이익조정은 음(-)의 관계일 것이다.	채택
가설 2	이익조정은 순이익의 가치관련성을 감소시키고 순자산의 가치관련성을 증가시킬 것이다	채택
가설 3	원가 비대칭성은 순이익의 가치관련성을 감소시키고 순자산의 가치관련성을 증가시킬 것이다	부분채택
가설 4	이익조정과 원가 비대칭성의 동시적 상호작용은 순이익과 순자산의 가치관련성에 증분적 효과를 미칠 것이다.	채택

4.4 추가분석

4.4.1 가설 1에 대한 추가분석 1

가설 1은 원가비대칭성과 이익조정 간의 관계에 관한 것이다. 본 분석에서는 개별기업의 원가비대칭성 수준을 파악하기 위한 측정치로 Homburg and Nasev(2008)의 모형을 사용하였으며, 추가분석에서는 또다른 개별기업의 원가비대칭 측정치인 Weiss(2010) 모형을 사용하여 실증분석하였다.

Weiss(2010) 모형은 아래 식 (11)과 같다.

$$STICKY_{i,t} = \log\left(\frac{\Delta COST}{\Delta SALE}\right)_{i,\underline{\tau}} - \log\left(\frac{\Delta COST}{\Delta SALE}\right)_{i,\bar{\tau}} \quad \underline{\tau}, \bar{\tau} \in \{t, \dots, t-3\} \quad (11)$$

여기서,

$\underline{\tau}$ = 최근 4분기 중 매출이 감소하는 분기

$\bar{\tau}$ = 최근 4분기 중 매출이 증가하는 분기

$\Delta SALE$ = 매출액 $_{i,t}$ - 매출액 $_{i,t-1}$

$\Delta COST$ = (매출액 $_{i,t}$ -특별손익전이익 $_{i,t}$) - (매출액 $_{i,t-1}$ -특별손익전이익 $_{i,t-1}$)

Weiss(2010)는 기업의 원가 비대칭성 정도를 매출이 감소할 때 원가가 감소하는 비율과 매출이 증가할 때 원가가 증가하는 비율의 차로 측정하고 매 분기별로 최근 4분기내에서 매출이 감소하는 최즉근 분기의 비율과 매출이 증가하는 최즉근 분기의 비율을 차감하여 매 분기별로 측정치를 구하였다.

만약 원가의 비대칭성이 나타난다면, 매출이 감소할 때 원가의 감소비율보다 매출이 증가할 때 원가의 증가비율이 더 크기 때문에 Weiss(2010)측정치는 음(-)의 값을 나타낼 것이다.

본 추가분석에서는 이익조정 변수 및 여타 통제변수와 가치관련성 추정관련 변수들과의 정합성 유지를 위해 연도별로 그 기간을 나누어 측정하였다.²⁸⁾ 또한 선행연구(Anderson et al. 2003, Homburg and Nasev 2008, 박연희 등 2012)에 근거하여 판매관리비(SGA)를 대상으로 원가비대칭성을 측정하였다.²⁹⁾

28) 이호영과 서영미(2012)와 정광화 등(2016)도 동일하게 연간 단위로 측정하였다.

[가설 1]의 추가분석을 위한 검증모형은 식 (12)이며 이 식은 본 분석의 식 (1)과 비교하여 원가비대칭성변수(SGA_STICKY)가 Weiss(2010) 측정치라는 것 이외 여타 변수들은 동일하다. 식 (12)를 회귀분석한 결과는 [표 4-16]과 같다.

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 SGA_STICKY_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 MB_{it} + \beta_5 CAP_{it} + \beta_6 CFO_{it} + \beta_7 OWN_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

분석결과를 보면, 관심변수인 원가비대칭성 계수(β_1)는 +0.001로 10% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 나타내었다. 추가분석에서 원가비대칭성 변수인 SGA_STICKY는 Weiss(2010) 측정치이고 이 측정치가 음(-)일 때 원가가 비대칭적이므로 β_1 이 양(+)으로 나타난 것은 원가비대칭성과 이익조정(재량 적발생액) 간에 음(-)의 관계에 있음을 의미한다. 또한 통제변수들을 보면 본 분석과 유사하게 계수의 부호방향이 예상과 일치하였고 유의여부는 MB(시가 총액/장부가)만 비유의하고 여타 변수들은 모두 1% 수준에서 매우 유의하게 나타났다.

이상의 분석결과 원가비대칭성과 이익조정은 음(-)의 관계일 것이라는 가설 1은 추가분석에서도 성립하여 본 분석결과를 강건하게 하였다.

29) 판관비 이외에도 총원가(TC) 및 매출원가(COGS)에 대해서도 Weiss(2010) 측정치를 산출하여 분석 하였으나 결과가 유의적으로 나타나지 않아 추가분석에서는 설명을 생략하였다.

[표 4-16] 가설 1에 대한 추가분석 1 결과

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 SGA_STICKY_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 MB_{it} + \beta_5 CAP_{it} + \beta_6 CFO_{it} + \beta_7 OWN_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상부호	종속변수 : DAit				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		-0.060***	-3.324	0.001		
SGA_STICKY	+	0.001*	1.933	0.053	0.977	1.024
SIZE	+	0.004***	5.270	0.000	0.846	1.182
LEV	-	-0.093***	-14.052	0.000	0.77	1.299
MB	+	0.001	0.759	0.448	0.878	1.139
CAP	+	0.041***	4.203	0.000	0.761	1.314
CFO	-	-0.437***	-25.210	0.000	0.862	1.160
OWN	+	0.036***	4.766	0.000	0.889	1.124
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
$F_{값}$		28.991***				
$Adj.R^2$		0.255				
N		2,125				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (1), (12)를 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

4.4.2 가설 1에 대한 추가분석 2(COST_HN>0)

가설 1은 원가비대칭성과 이익조정 간의 관계에 관한 것이며 개별기업의 원가비대칭성 수준을 파악하기 위해 Homburg and Nasev(2008)의 모형에 의한 측정치를 사용하였다. 그런데 동 모형의 측정치 정의상³⁰⁾ 상당히 많은 표본기업의 측정치 값이 '0'이 되는 관계로 가설 1에 대한 두 번째 추가분석에서는 측정치 값이 0보다 큰 표본만을 대상으로 실증분석하였다.

검증모형은 본 분석의 식 (1)과 동일하며 이를 회귀분석한 결과는 [표 4-17](요약), [표 4-18](총원가 기준), [표 4-19](매출원가 기준), [표 4-20](판관비 기준)이다.

분석결과를 보면 첫째, 본 분석과 동일하게 관심변수인 원가비대칭성은 모든 원가항목에서 DA(재량적발생액)과 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보였으며, 통제변수들은 MB(시가총액/장부가)를 제외하고 모든 계수의 부호방향이 예상과 일치하였고 매우 유의하게 나타났다.

이상의 분석결과 원가비대칭성과 이익조정은 음(-)의 관계일 것이라는 가설 1은 두 번째 추가분석에서도 성립하여 본 분석결과를 강건하게 하였다.

30) 당기 매출액이 감소하면서 동시에 매출에 대한 판매관리비 비율(SG&A_RATIO)이 증가할 때 그 비율을 원가 비대칭성 측정치로 하였다.

[표 4-17] 가설 1에 대한 추가분석 2 결과 요약(COST_HN>0)

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 COST_HN_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 MB_{it} + \beta_5 CAP_{it} + \beta_6 CFO_{it} + \beta_7 OWN_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	model 1(TC)		model 2(COGS)		model 3(SGA)	
	계수	t-통계량	계수	t-통계량	계수	t-통계량
(상수)	-0.076***	-2.618	-0.134***	-4.180	-0.031	-1.163
COST_HN ¹⁾	-0.228***	-11.281	-0.319***	-7.878	-0.300***	-10.483
SIZE	0.006***	4.058	0.008***	5.310	0.003***	2.739
LEV	-0.115***	-12.171	-0.116***	-10.870	-0.113***	-12.335
MB	-0.000	-0.039	-0.002	-0.975	0.001	0.864
CAP	0.045***	2.738	0.048***	2.697	0.032**	2.126
CFO	-0.544***	-18.347	-0.519***	-15.580	-0.463***	-18.114
OWN	0.062***	5.356	0.074***	5.781	0.047***	4.255
$\Sigma YEAR_t$	포함		포함		포함	
ΣIND_i	포함		포함		포함	
$F_{값}$	20.648***		15.794***		19.281***	
$Adj.R^2$	0.354		0.330		0.304	
N	932		783		1,089	

주 : 1) COST_HN : 모델1은 TC_HN, 모델2는 COGS_HN, 모델3은 SGA_HN을 각각 의미

2) 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

3) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

[표 4-18] 가설 1에 대한 추가분석 2 결과(총원가)

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 TC_HN_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 MB_{it} + \beta_5 CAP_{it} + \beta_6 CFO_{it} + \beta_7 OWN_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상부호	종속변수 : DAit				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		-0.076***	-2.618	0.009		
TC_HN	-	-0.228***	-11.281	0.000	0.813	1,230
SIZE	+	0.006***	4.058	0.000	0.775	1,290
LEV	-	-0.115***	-12.171	0.000	0.713	1,403
MB	+	-0.000	-0.039	0.969	0.865	1,155
CAP	+	0.045***	2.738	0.006	0.696	1,436
CFO	-	-0.544***	-18.347	0.000	0.762	1,313
OWN	+	0.062***	5.356	0.000	0.842	1,187
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
$F_{값}$		20.648***				
$Adj.R^2$		0.354				
N		932				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

[표 4-19] 가설 1에 대한 추가분석 2 결과(매출원가)

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 COGS_HN_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 MB_{it} + \beta_5 CAP_{it} + \beta_6 CFO_{it} + \beta_7 OWN_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상부호	종속변수 : DAit				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		-0.134***	-4.180	0.000		
COGS_HN	-	-0.319***	-7.878	0.000	0.857	1,167
SIZE	+	0.008***	5.310	0.000	0.777	1,288
LEV	-	-0.116***	-10.870	0.000	0.684	1,462
MB	+	-0.002	-0.975	0.330	0.851	1,175
CAP	+	0.048***	2.697	0.007	0.693	1,442
CFO	-	-0.519***	-15.580	0.000	0.752	1.33
OWN	+	0.074***	5.781	0.000	0.839	1,192
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
F_{stat}		15.794***				
$Adj.R^2$		0.330				
N		783				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

[표 4-20] 가설 1에 대한 추가분석 2 결과(판관비)

$$DA_{it} = \beta_0 + \beta_1 SGA_HN_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 LEV_{it} + \beta_4 MB_{it} + \beta_5 CAP_{it} + \beta_6 CFO_{it} + \beta_7 OWN_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상부호	종속변수 : DAit				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		-0.031	-1.163	0.245		
SGA_HN	-	-0.300***	-10.483	0.000	0.820	1,220
SIZE	+	0.003***	2.739	0.006	0.795	1,258
LEV	-	-0.113***	-12.335	0.000	0.707	1,415
MB	+	0.001	0.864	0.388	0.897	1,115
CAP	+	0.032**	2.126	0.034	0.700	1,429
CFO	-	-0.463***	-18.114	0.000	0.777	1,286
OWN	+	0.047***	4.255	0.000	0.855	1,169
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
$F_{값}$		19.281***				
$Adj.R^2$		0.304				
N		1,089				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (1)을 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

4.4.3 가설 2~4에 대한 추가분석 1(단일변수 사용)

가설 2~4는 이익조정과 원가비대칭성에 따른 주가에 대한 가치관련성에 관한 것인데 본 분석에서는 Ohlson(1995) 모형을 토대로 순이익과 순자산 모두를 가치관련성 설명(독립) 변수로 포함하는 모형으로 검증하였다. 즉 어느 한 변수를 통제하면서 개별변수의 주가에 대한 영향을 분석하였다. 그런데 단계별 회귀계수의 변동추이를 분석함에 있어 여타 변수를 통제하지 않고 순이익 또는 순자산이 단독으로 미치는 영향을 파악하기 위해, 추가분석에서 두 변수 중 하나만을 설명변수로 하는 단일변수 모형을 각각 설정하고 분석하였다.³¹⁾

검증모형은 본 분석의 식 (6)(기본), (8)(가설 2), (9)(가설 3), (10)(가설 4)에서 순이익(EPS) 단일 모형에서는 BPS 관련 변수를 제외하고, 순자산(BPS) 단일 모형에서는 EPS 관련 변수를 제외하였다.

이를 회귀분석한 결과는 [표 4-21](회귀계수 추이), [표 4-22, 23](기본 관련), [표 4-24, 25](가설 2 관련), [표 4-26, 27](가설 3 관련), [표 4-28, 29](가설 4 관련)이다. 분석결과 회귀계수 추이를 보면, 순이익 단일모형에서 EPS의 가치관련성은 감소(계수 합: 11.819(기본모형) → 11.523(가설 2) → 7.403(가설 3) → 8.385(가설 4)하였으나, 순자산 단일모형에서 BPS의 가치관련성은 증가(가설 2)하다가 이후 감소(가설 3, 4)하였다.³²⁾ 또한 단일 모형의 계수부호와 유의성을 바탕으로 판단할 때 가설 2는 지지되나, 가설 3(BPS*D_SG(HN))의 부호가 음(-) 및 가설 4(BPS*D_DA*D_SG(HN))의 부호가 음(-)는 부분적으로 지지되는 것으로 나타났다.

31) Collins et al.(1997)은 순이익과 순자산의 주가에 대한 증분설명력을 검증하기 위해 독립변수에 순이익 및 순자산이 모두 있는 전체 모형과 순이익 또는 순자산 만 있는 모형을 각각 설정하고 분석하였다.

32) 계수 합은 통계적으로 유의하지 않은 계수를 제외한 경우의 수치이다.

[표 4-21] 가치관련성 검증결과 회귀계수 추이(단일변수)

모형	변수	EPS	BPS
기본	EPS	11.819 ^{***}	
	BPS		1.023 ^{***}
가설2 (이익조정 영향)	EPS	12.420 ^{***}	
	BPS		0.994 ^{***}
	EPS*D_DA	-0.897 ^{**}	
	BPS*D_DA		0.062 ^{***}
	(계)	11.523 ↓	1.056 ↑
가설3 (원가비대칭성 영향)	EPS	13.173 ^{***}	
	BPS		1.074 ^{***}
	EPS*D_SG(HN)	-5.770 ^{***}	
	BPS*D_SG(HN)		-0.200 ^{***}
	(계)	7.403 ↓	0.874 ↓
가설4 (이익조정 및 원가비대칭성 영향)	EPS	14.403 ^{***}	
	BPS		1.068 ^{***}
	EPS*D_DA	-2.017 ^{***}	
	BPS*D_DA		(0.015)
	EPS*D_SG(HN)	-7.803 ^{***}	
	BPS*D_SG(HN)		-0.290 ^{***}
	EPS*D_DA*D_SG(HN)	3.802 ^{***}	
	BPS*D_DA*D_SG(HN)		0.190 ^{***}
	(계)	8.385 ↓ ↓	0.983(0.968) ↓

- 주 : 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)
 2) ↑, ↓는 EPS 및 BPS와 이익조정 및 원가비대칭성의 상호작용이 주가에 미치는 영향을 기본모형과 비교하여 증가 또는 감소된 것을 나타냄
 3) '계'란의 ()내는 통계적으로 유의하지 않은 계수를 제외한 경우의 수치임

[표 4-22] 주가 기본모형 추가분석 1 결과(EPS)

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 EPS_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : P				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		19849.34***	3.615	0.000		
EPS	+	11.819***	55.053	0.000	0.933	1.071
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
$F_{값}$		187.908***				
$Adj.R^2$		0.510				
N		3,589				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (6)을 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

[표 4-23] 주가 기본모형 추가분석 1 결과(BPS)

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 BPS_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상 부호	종속변수 : P				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		-10735.85**	-2.483	0.013		
BPS	+	1.023***	85.238	0.000	0.921	1.086
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
$F_{값}$		422.984***				
$Adj.R^2$		0.702				
N		3,589				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (6)을 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

[표 4-24] 가설 2에 대한 추가분석 1 결과(EPS)

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_DA_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 EPS_{it} * D_DA_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상부호	종속변수 : P				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		25294.24***	4.491	0.000		
D_DA	-	-11773.30***	-4.262	0.000	0.885	1.130
EPS	+	12.420***	39.579	0.000	0.433	2.308
EPS*D_DA	-	-0.897**	-2.149	0.032	0.416	2.405
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
$F_{값}$		173.704***				
$Adj.R^2$		0.514				
N		3,589				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (6)과 식 (8)을 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

[표 4-25] 가설 2에 대한 추가분석 결과(BPS)

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_DA_{it} + \beta_2 BPS_{it} + \beta_3 BPS_{it} * D_DA_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상부호	종속변수 : P				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		-9365.67**	-2.094	0.036		
D_DA	-	-2472.32	-1.088	0.277	0.802	1.247
BPS	+	0.994***	62.246	0.000	0.519	1.929
BPS*D_DA	+	0.062***	2.676	0.007	0.476	2.100
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
$F_{값}$		385.414***				
$Adj.R^2$		0.702				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (6)과 식 (8)을 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

[표 4-26] 가설 3에 대한 추가분석 1 결과(EPS)

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_SG(HN)_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 EPS_{it} * D_SG(HN)_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상부호	종속변수 : P				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		15038.30***	2.762	0.006		
D_SG(HN)	-	11407.62***	3.873	0.000	0.894	1.119
EPS	+	13.173***	54.915	0.000	0.720	1.390
EPS*D_SG(HN)	-	-5.770***	-11.805	0.000	0.737	1.358
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
$F_{값}$		183.842***				
$Adj.R^2$		0.529				
N		3,589				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (6), (9)를 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

[표 4-27] 가설 3에 대한 추가분석 1 결과(BPS)

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_SG(HN)_{it} + \beta_2 BPS_{it} + \beta_3 BPS_{it} * D_SG(HN)_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상부호	종속변수 : P				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		-10948.10**	-2.533	0.011		
D_SG(HN)	-	-1246.50	-0.502	0.616	0.779	1.284
BPS	+	1.074***	78.431	0.000	0.692	1.445
BPS*D_SG(HN)	+	-0.200***	-7.676	0.000	0.626	1.596
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
$F_{값}$		396.092***				
$Adj.R^2$		0.708				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (6), (9)를 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

[표 4-28] 가설 4에 대한 추가분석 1 결과(EPS)

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_DA_{it} + \beta_2 D_SG(HN)_{it} + \beta_3 EPS_{it} + \beta_4 EPS_{it} * D_DA_{it} + \beta_5 EPS_{it} * D_SG(HN)_{it} + \beta_6 EPS_{it} * D_DA_{it} * D_SG(HN)_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상부호	종속변수 : P				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		19538.35***	3.500	0.000		
D_DA	-	-9664.33***	-3.563	0.000	0.880	1.137
D_SG(HN)	-	10093.13***	3.429	0.001	0.884	1.132
EPS	+	14.403***	40.724	0.000	0.327	3.059
EPS*D_DA	-	-2.017***	-4.390	0.000	0.329	3.037
EPS*D_SG(HN)	-	-7.803***	-11.115	0.000	0.353	2.837
EPS*D_DA*D_SG(HS)	?	3.802***	4.022	0.000	0.366	2.731
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
$F_{값}$		165.784***				
$Adj.R^2$		0.534				
N		3,589				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (6), (8), (9)를 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

[표 4-29] 가설 4에 대한 추가분석 1 결과(BPS)

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_DA_{it} + \beta_2 D_SG(HN)_{it} + \beta_3 BPS_{it} + \beta_4 BPS_{it} * D_DA_{it} + \beta_5 BPS_{it} * D_SG(HN)_{it} + \beta_6 BPS_{it} * D_DA_{it} * D_SG(HN)_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it}$$

독립변수	예상부호	종속변수 : P				
		계수	t-통계량	유의확률	공차	VIF
(상수)		-9430.92**	-2.112	0.035		
D_DA	-	-3124.04	-1.390	0.164	0.800	1.250
D_SG(HN)	-	-1465.66	-0.591	0.554	0.777	1.287
BPS	+	1.068***	59.125	0.000	0.395	2.530
BPS*D_DA	+	0.015	0.595	0.552	0.373	2.679
BPS*D_SG(HN)	+	-0.290***	-8.514	0.000	0.365	2.740
BPS*D_DA*D_SG(HS)	?	0.190***	4.054	0.000	0.397	2.518
$\Sigma YEAR_t$		포함				
ΣIND_i		포함				
$F_{값}$		351.613***				
$Adj.R^2$		0.710				
N		3,589				

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (6), (8), (9)를 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

4.4.4 가설 2~4에 대한 추가분석 2(주식수익률 모형)

본 분석에서 이익조정과 가치관련성 간의 관계(가설 2), 원가비대칭성과 가치관련성 간의 관계(가설 3), 이익조정 및 원가비대칭성과 가치관련성 간의 관계(가설 4)를 검증하기 위해서 추가수익률 모형을 사용하였는데 추가분석에서는 주식수익률 모형을 사용하여 실증분석하였다.

추가분석을 위한 주식수익률 모형은 식 (13), (14), (15), (16)과 같다.

① 기본모형 :

$$RET_{it} = \beta_0 + \beta_1 EPS_{it}/P_{it-1} + \beta_2 \Delta EPS_{it}/P_{it-1} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

여기서,

- RET_{it} : 기업 i의 t+1년도 3월말 연간 주식수익률(t년도 4월초부터 t+1년도 3월말까지 보통주 연간 수익률)
- EPS_{it}/P_{it-1} : 기업 i의 t년도 주당 순이익을 기초 주가로 나눈 값
- $\Delta EPS_{it}/P_{it-1}$: 기업 i의 t년도 주당 순이익 증감($EPS_{it}-EPS_{it-1}$)을 기초주가로 나눈 값
- $\Sigma YEAR_t$: 연도더미 변수
- ΣIND_i : 산업더미 변수
- ε_{it} : 오차항

② 가설 2 모형 :

$$RET_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_DA_{it} + \beta_2 EPS_{it}/P_{it-1} + \beta_3 \Delta EPS_{it}/P_{it-1} + \beta_4 EPS_{it}/P_{it-1} * D_DA_{it} + \beta_5 \Delta EPS_{it}/P_{it-1} * D_DA_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

여기서,

- D_DA_{it} : D_DA_{it} (기업 i의 t년도 재량적 발생액(수정존스모형)가 중위수(0.000262)를 넘으면 1, 그렇지 않으면 0)

③ 가설 3 모형 :

$$RET_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_SG(HN)_{it} + \beta_2 EPS_{it}/P_{it-1} + \beta_3 \Delta EPS_{it}/P_{it-1} + \beta_4 EPS_{it}/P_{it-1} * D_SG(HN)_{it} + \beta_5 \Delta EPS_{it}/P_{it-1} * D_ST_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

여기서,

$D_SG(HN)_{it}$: $COST_HN_{it}$ (i 기업의 Homburg and Nasev(2008) 원가비대칭성 측정치)가 양(+)(즉, 하방경직적)이면 1, 그렇지 않으면 0. 원가는 판관비(SG)임

④ 가설 4 모형 :

$$\begin{aligned}
 RET_{it} = & \beta_0 + \beta_1 D_DA_{it} + \beta_2 D_SG(HN)_{it} + \beta_3 EPS_{it}/P_{it-1} + \beta_4 \Delta EPS_{it}/P_{it-1} \\
 & + \beta_5 EPS_{it}/P_{it-1} * D_DA_{it} + \beta_6 \Delta EPS_{it}/P_{it-1} * D_DA_{it} \\
 & + \beta_7 EPS_{it}/P_{it-1} * D_SG(HN)_{it} + \beta_8 \Delta EPS_{it}/P_{it-1} * D_SG(HN)_{it} \\
 & + \beta_9 EPS_{it}/P_{it-1} * D_DA_{it} * D_SG(HN)_{it} + \beta_{10} \Delta EPS_{it}/P_{it-1} * D_DA_{it} \\
 & * D_SG(HN)_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it} \quad (16)
 \end{aligned}$$

이들 식을 회귀분석한 결과는 [표 4-30]과 같다.

- ① 기본모형 : 두 변수의 계수부호는 예상대로 양(+)이나, EPS/P_{t-1} 계수만 통계적으로 유의하였다.
- ② 가설 2 모형 : 이익조정 관련 관심변수 중 $EPS/P_{t-1} * D_DA$ 계수는 유의한 음(-)의 부호를 보이고, $\Delta EPS/P_{t-1} * D_DA$ 계수는 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 부호를 보였다.
- ③ 가설 3 모형 : 원가비대칭성 관련 관심변수인 $EPS/P_{t-1} * D_SG(HN)$ 와 $\Delta EPS/P_{t-1} * D_SG(HN)$ 계수는 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 부호를 보였다.
- ④ 가설 4 모형 : 이익조정 및 원가비대칭성 상호작용변수 중 $EPS/P_{t-1} * D_DA * D_SG(HN)$ 계수는 유의하지 않은 양(+)의 부호를 보이고, $\Delta EPS/P_{t-1} * D_DA * D_SG(HN)$ 계수는 유의한 양(+)의 부호를 보였다.

이상을 종합하면, 주식수익률 모형에서 전반적으로 이익조정과 원가비대칭성이 순이익에 대한 가치관련성을 감소시키고, 순이익 변화에 대한 가치관련성을 증가시킨다는 것을 확인하였다.

[표 4-30] 가설 2~4에 대한 추가분석 2 결과(주식수익률)

$$\begin{aligned}
 RET_{it} = & \beta_0 + \beta_1 D_DA_{it} + \beta_2 D_SG(HN)_{it} + \beta_3 EPS_{it}/P_{it-1} + \beta_4 \Delta EPS_{it}/P_{it-1} \\
 & + \beta_5 EPS_{it}/P_{it-1} * D_DA_{it} + \beta_6 \Delta EPS_{it}/P_{it-1} * D_DA_{it} \\
 & + \beta_7 EPS_{it}/P_{it-1} * D_SG(HN)_{it} + \beta_8 \Delta EPS_{it}/P_{it-1} * D_SG(HN)_{it} \\
 & + \beta_9 EPS_{it}/P_{it-1} * D_DA_{it} * D_SG(HN)_{it} + \beta_{10} \Delta EPS_{it}/P_{it-1} * D_DA_{it} \\
 & * D_SG(HN)_{it} + \Sigma YEAR_t + \Sigma IND_i + \varepsilon_{it} \quad (\text{가설 4})
 \end{aligned}$$

독립변수	예상 부호	기본 모형	가설2 (이익조정)	가설3 (원가비대칭성)	가설4 (이익조정x 원가비대칭성)
(상수)		-0.003 (-0.092)	-0.008 (-0.234)	0.019 (0.586)	0.019 (0.590)
D_DA	-		0.006 (0.409)		0.002 (0.116)
D_SG(HN)	-			-0.097*** (-5.708)	-0.104*** (-6.090)
EPS/P _{t-1}	+	0.023* (1.852)	0.101*** (5.169)	0.008 (0.618)	0.157*** (5.118)
ΔEPS/P _{t-1}	+	0.009 (1.206)	-0.002 (-0.238)	0.003 (0.340)	-0.001 (-0.096)
EPS/P _{t-1} *D_DA	?		-0.129*** (-4.749)		-0.175*** (-4.843)
ΔEPS/P _{t-1} *D_DA	?		0.026 (1.213)		0.000 (0.016)
EPS/P _{t-1} *D_SG(HN)	?			0.019 (0.445)	-0.089* (-1.654)
ΔEPS/P _{t-1} *D_SG(HN)	?			0.032 (1.052)	-0.002 (-0.075)
EPS/P _{t-1} *D_DA*D_SG(HN)	?				0.135 (0.901)
ΔEPS/P _{t-1} *D_DA*D_SG(HN)	?				0.244*** (2.973)
Σ YEAR _t		포함	포함	포함	포함
Σ IND _i		포함	포함	포함	포함
F값		7.058***	7.364***	7.979***	8.228***
Adj.R ²		0.034	0.041	0.045	0.055
N		3,589	3,589	3,589	3,589

주 : 1) 각 변수의 정의는 식 (13), (14), (15)를 참조

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미(양측검증)

3) ()내는 t-통계량

V. 결 론

5.1 연구결과 요약

본 연구는 경영자의 재량적 의사결정에 영향을 받는 원가 비대칭성과 이익조정이 서로 어떤 관계에 있는지를 살펴보고 이러한 의사결정이 자본시장에서 순이익 및 순자산의 가치관련성에 어떤 영향을 미치는지를 분석하는 데 중점을 두었다.

이를 위해 원가 비대칭성을 직접 기업차원에서 파악할 수 있는 Homburg and Nasev(2008) 및 Weiss(2010) 모형을 이용하여 개별기업의 원가비대칭성 수준을 파악하고 이익조정 의 대표적 대용치인 재량적발생액을 Dechow et al.(1995)에 의한 수정Jones 모형을 이용하여 추정 한 후 회귀분석하여 양 변수의 관계를 파악하였다. 나아가 이 두 변수가 자본시장에 미치는 영향을 파악하기 위해 Ohlson(1995) 및 Easton(1999) 모형을 토대로 한 주가 및 주식 수익률의 가치관련성 분석모형을 이용하여 원가비대칭성 또는 이익조정 변수와 순이익 및 순자산과의 관계를 파악하고 이후 양 변수를 동시적으로 순이익 및 순자산과 상호작용한 관계를 순차적으로 분석하여 자본시장에 미치는 영향을 살펴보았다.

본 연구의 구체적인 분석대상은 첫째, 기업경영에 있어서 경영자의 재량행위의 수단이라고 할 수 있는 원가 비대칭성과 이익조정 간에는 음(-)의 관계를 나타낼 것이라는 점; 둘째, 이러한 원가의 비대칭성과 이익조정의 결과가 자본시장에서의 기업 가치관련성에 미치는 영향을 살펴보는 것인데 우선 이익조정은 순이익의 가치관련성을 감소시키고 순자산의 가치관련성은 증가시킨다는 점; 셋째, 원가의 비대칭성도 순이익의 가치관련성을 감소시키고 순자산의 가치관련성을 증가시킨다는 점; 넷째 마지막으로 이익조정 및 원가비대칭을 함께 결합했을 때 순이익의 가치관련성과 순자산의 가치관련성에는 추가적인 증분 효과가 있다는 점이다.

본 연구는 이에 필요한 가설들을 설정하고 모형을 회귀분석하여 검증하였다. 2011년부터 2018년까지 3,589개 기업-연도 표본을 대상으로 분석한 결과는 다음과 같다.

첫째, 원가비대칭과 이익조정은 음(-)의 관계인지(가설 1)에 관한 검증결과 양자 간에는 총원가, 매출원가, 판관비 등 모든 원가항목에서 높은 수준에서 유의한 음(-)의 관계가 성립하는 것으로 나타났다. 이는 원가비대칭성이 경영자의 재량을 억제하는 보수주의로서의 기능을 하여 이익조정을 상쇄한다는 점과 원가비대칭성의 경우 매출감소시 손실이 더 커져 상향의 이익조정을 하려는 기업은 원가비대칭성을 완화하고 하향의 이익조정을 하려는 기업은 원가비대칭을 강화하려는 점을 반영하는 결과로 해석된다.

둘째, 이익조정이 가치관련성에 미치는 영향으로 순이익의 가치관련성을 감소시키고 순자산의 가치관련성은 증가시키는지(가설 2)에 관하여는 예상대로 이익조정은 자본시장에서 유의하게 순이익의 가치관련성을 감소시키고 순자산의 가치관련성을 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 대표적 이익조정 수단인 재량적 발생액은 경영자의 기회주의적 재량행위로 간주되어 이익의 질을 저하시켜서 순이익의 가치관련성을 감소시키고 이에 대체하여 투자자들이 순자산을 보다 신뢰하게 되는 점을 반영하는 결과로 풀이된다.

셋째 원가비대칭성이 가치관련성에 미치는 영향으로 원가비대칭성은 순이익의 가치관련성을 감소시키고 순자산의 가치관련성을 증가시키는지(가설 3)에 관하여 이익조정과 마찬가지로 원가비대칭성은 유의하게 순이익의 가치관련성을 감소시키고 순자산의 가치관련성을 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 원가비대칭성이 매출감소시 원가를 줄이지 않아 이익이 보다 크게 감소하여 이익변동성이 증가하고 정보의 비대칭성을 야기하는 등 회계정보의 질이 악화되어 회계이익의 가치관련성에 부정적인 영향을 미치고 상대적으로 순자산의 가치관련성을 증가시키는 것으로 해석된다.

넷째, 이익조정과 원가 비대칭성이 동시적으로 가치관련성에 미치는 영향은 이익조정과 원가의 비대칭성이 각각 가치관련성에 미치는 영향에 증분적 효과가 있을 것인지(가설 4)를 실증분석한 결과, 가설 1의 이익조정과 원가의 비대칭성이 음(-)의 관계임을 반영하여 순이익의 가치관련성 감소와 순자산

의 가치관련성 증가가 완화되거나 증분효과가 없기보다는 순이익 가치감소와 순자산 가치증가 효과가 더 강화되는 증분적 효과가 있는 것으로 나타났다.

이는 네 번째 가설의 분석대상은 상향의 이익조정과 원가비대칭성을 모두 보인 기업들인 바, 이들에서는 원가비대칭성과 이익조정 간에 음(-)의 관계가 이익조정 수준이 중위수를 초과하는 그룹에서는 중위수를 하회하는 그룹보다 약화되는 점과 상향의 이익조정을 하였음에도 매출감소시 원가를 비례적으로 감소시키지 못하여 재무건전성이 매우 열악하거나 손실기업일 가능성이 있는 점 등으로 각각의 영향을 오히려 강화시키는 증분효과가 나타난 것으로 추정된다.

또한 가치관련성 변동에 대한 분석결과를 종합해 보면 이익조정 및 원가비대칭성의 영향은 순이익의 가치관련성을 지속적으로 감소시키고 순자산의 가치관련성을 지속적으로 증가시켜서, 전체적으로 순이익 및 순자산의 주가에 대한 영향이 당초 상호작용이 없었을 때 각각 4.490 및 0.816에서 1.550 및 0.993으로 비슷해졌다. 따라서 투자자 및 재무분석가들은 이익조정 및 원가비대칭성은 순이익의 가치관련성에 크게 부정적인 영향을 미치는 점을 감안하여 순이익 정보에 대체하여 순자산 정보에 보다 주의를 기울일 것으로 추론할 수 있다.

한편 추가분석을 보면 가설 1과 관련하여 개별기업의 원가비대칭성을 Weiss(2010) 모형으로 측정하여 분석한 결과는 원가비대칭성과 이익조정 간에 유의하게 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타나 본 분석결과를 강건하게 하였다. 그러나 가치관련성과 관련하여 주식수익률 모형을 사용하여 분석한 결과는 대부분 비유의적으로 나타나 가설을 지지하지 못하는 것으로 나타났다.

5.2 시사점 및 한계점

본 연구의 공헌점으로는 첫째, 기존연구와 달리 원가비대칭성이나 가치관련성 부분만을 대상으로 분석하지 않고 관리원가 회계에서 이슈가 되는 있는 원가비대칭 문제를 재무회계에서 활발하게 연구되고 있는 이익조정 문제와 통합하여 연구하였을 뿐 아니라 이것들이 자본시장에서 가치관련성에 미치는

영향까지를 일관되게 분석하였다. 관리회계와 재무회계를 통합하는 연구는 앞으로 많이 이루어질 것으로 기대된다.

둘째, 최근 원가비대칭 연구에서 많이 사용되는 개별기업의 원가비대칭 측정치인 Homburg and Nasev(2008)와 Weiss(2010)의 모형을 모두 이용하여 분석하였고 여타 연구와 달리 이익조정과 대표적인 대응치인 재량적발생액을 직접 사용하여 원가비대칭성과 이익조정과의 관계를 분석하여 원가 비대칭 관련 연구를 넓히는데 기여하였다. 또한 가치관련성 분석에서도 주가 및 주식 수익률 모형을 모두 사용하여 분석하였다.

셋째, 연구결과 가설 1에서 검증한 결과처럼, 이익조정과 원가 비대칭성의 관계가 음(-)의 관계이기 때문에 이익조정과 원가의 비대칭성이 반드시 개별적으로 작동하는 것은 아님을 확인하였다. 즉, 상향의 이익조정을 하더라도 기업의 재무적 상황이 매우 열악하여 원가의 비대칭성이 나타나는 기업(예를 들어, 의도적으로 big-bath가 나타나는 것이 아니라 비의도적으로 big-bath가 나타나는 기업)이 존재할 수 있으며, 이런 상황에서는 순이익의 가치관련성은 더욱 감소하고, 대체적으로 순자산의 가치관련성은 더욱 증가한다는 것을 확인하였다.

넷째, 앞으로 본 연구가 기업의 경영자나 투자자 및 재무분석가 등의 의사결정에 도움이 될 것이며 기업의 실무전문가들에게 유용한 정보를 제공할 것으로 기대된다. 특히 기업의 경영자는 비대칭적 원가행태와 이익조정이 상충관계에 있어 기회주의적 재량 수단으로 동시에 사용할 수 없으므로 실제적인 기업상황을 반영하여 경영을 해 나가야 할 것이다. 또한 두 수단 모두 자본시장에서는 주가에 부정적인 영향을 미치고 이에 따라 순이익의 가치관련성이 하락하고 투자자들이 순자산의 가치관련성에 관심을 돌린다는 점에서 당기순이익을 적정하게 내부유보하는 등 순자산(자기자본) 관리에 유의하여야 할 것으로 판단된다.

본 연구의 한계점으로는 전체 상장기업 중 유가증권시장(KOSPI)에 상장된 기업만 분석대상으로 하여 유가증권시장 상장기업과 KOSDAQ시장 상장기업을 대상으로 비교, 분석하지 못하였다. 양 시장에 상장된 기업들의 경영형태나 주가 등이 차이가 있을 것이며 이에 따라 그 분석 결과도 차이가 있을 것으로 예상된다.

또한 이익조정에 영향을 미치는 여러 통제변수를 사용하였으나 Big-4 회계법인이나 사외이사 비중 등 누락변수가 있을 수 있으며 산업이나 기업특성 및 여타 변수들에 의해서도 영향을 받을 것으로 예상된다. 다만, 수익성을 나타내주는 ROA(총자산수익률)는 통제변수로 흔히 포함되는데 본 연구의 분석결과 ROA를 포함하는 경우 유의성이 낮게 나타나서 제외하였다.

아울러 잔차로 정의되는 재량적 발생액 추정에 관한 선행연구에서 늘 언급되듯이 측정오차의 문제가 있으며 추정모형에 있어서는 Kothari et al. (2005)의 성과대응 모형이 수정 Jones 모형보다 최근 모형으로 측정치가 우수할 것으로 예상되나 본 연구에서는 유의성이 낮게 나타나서 이용하지 못하였으며, 원가비대칭성 측정치에 있어서 Weiss(2010) 모형이 Homburg and Nasev(2008) 모형 보다 정교한 것으로 판단되나 본 연구에서는 역시 유의성이 낮게 나타나 추가분석에 그쳤다. 또한 가치관련성 분석 모형에서 주가모형은 잠재적으로 규모의 문제가 있어 주식수익률 모형이 보다 신뢰할 수 있다고 알려져 왔으나(Easton 1999) 본 연구에서는 분석결과 유의성이 낮게 나타나 대부분 가설을 지지하지 못하여 이는 좀더 연구가 필요한 것으로 판단된다. 따라서 향후 연구에서는 이러한 한계점을 감안하여 연구를 진행할 필요가 있을 것이다.

참 고 문 헌

1. 국내문헌

- 고봉찬, 김진우. (2007). 발생액 이상현상에 대한 위험평가. 『한국증권학회지』, 제36권 제3호, 425-461.
- 구정호. (2011). 이익조정 유인이 원가의 비대칭성에 미치는 영향 : 적자회피 및 이익유연화, Big-Bath를 중심으로. 『회계학연구』, 제36권 제3호, 135-177.
- 구정호. (2012). 경영자의 재량과 비대칭적인 원가행태 간의 관계. 『회계연구』, 제17권 제4호, 23-43.
- 권수영, 김문철, 손성규, 최관, 한봉희. (2010). 『자본시장에서의 회계정보 유용성 - 분석 · 평가 · 활용-』. 서울 : 신영사
- 김문현. (2016). 이익조정과 조세회피가 주가에 미치는 영향. 『회계정보연구』, 제34권 제4호, 247-266.
- 김새로나, 양동훈. (2012). 원가의 비대칭성과 보수주의 관련성. 『세무와회계저널』, 제13권 제2호, 197-227.
- 김새로나, 유혜영. (2014). 경영자과신에 따른 원가비대칭성. 『회계저널』, 제23권 제6호, 309-345
- 김새로나, 최규담, 유현수. (2016). 기업의 경영전략이 원가비대칭성에 미치는 영향. 『회계 · 세무와 감사 연구』, 제58권 제4호, 255-295.

- 김연용, 정근오, 신건권. (2007). 회계이익과 장부가액의 상대적 가치관련성에 관한 연구. 『대한회계학회 춘계학술대회 논문집』.
- 김용식, 조상민. (2014). 영업손익 공시변경이 가치관련성에 미치는 영향. 『국제회계연구』, 제53집, 83-106
- 김은혜. (2005). 리츠 가치평가에 있어 비회계정보의 가치관련성에 관한 연구. 『기업경영연구』, 제12권 제2호, 1-11
- 김정연. (2010). 새로운 회계기준과 회계정보의 가치관련성. 『회계정보연구』, 제28권 제3호, 163-186.
- 박연희, 구정호, 배수일. (2012). 원가의 하방경직성에 대한 정보유용성. 『회계학연구』, 제37권 제4호, 227-252
- 박준호, 진승화, 차상권. (2014). 원가행태의 비대칭성이 회계정보의 가치 관련성에 미치는 영향. 『한국회계정보학회 춘계학술발표대회』, 555-588
- 백원선. (2018). 『회계연구 실증모형』. 서울 : 신영사
- 신흥권, 박서윤, 김도연. (2018). 원가의 하방경직성이 비정상 감사보수와 비정상 감사시간에 미치는 영향. 『경영연구』, 제33권 제3호, 25-50
- 유승원, 이동현. (2017). 비대칭적 원가행태가 기업어음 신용등급에 미치는 영향. 『관리회계연구』, 제17권 제2호, 29-61.
- 위준복, 김문태. (2008). 이익조정이 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향. 『회계정보연구』, 제26권 제2호, 153-172.

- 이석영. (2012). 원가행태와 기업가치. 『재무와회계정보저널』, 제12권제3호, 93-112.
- 이호영, 서영미. (2012). 비대칭적 원가 행태가 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 영향. 『관리회계연구』, 제12권 제2호, 1-24.
- 이화득, 고종권, 김종현. (2008). 이익기업과 손실기업의 이익지속성과 자본시장의 반응. 『세무와회계저널』, 제9권 제4호, 85-119.
- 임승연, 선우혜정. (2015). 발생액의 주식수익률 예측가능성. 『국제회계연구』, 제62집, 305-342.
- 장지인, 정혜정, 이경주. (2002). 회계이익과 장부가액의 상대적 가치관련성에 관한 실증연구. 『대한경영학회지』, 제34호, 513-533.
- 정광화, 이동현. (2016). 원가이 하방경직성이 경영자 예측 정보 특성에 미치는 영향. 『관리회계연구』, 제16권 제2호, 1-24.
- 정광화, 이동현, 나병수. (2016). 원가의 하방경직성이 회계이익-세무이익 차이에 미치는 영향. 『회계연구』, 제21권 제4호, 63-89.
- 정문중. (2009). 원가관리실무의 효율성 평가: 외환위기 사태 이전과 이후의 원가하방경직성 비교를 통해. 『관리회계연구』, 제9권 제2호, 139-162.
- 정형록. (2015). 비대칭적 원가행태에 대한 연구동향. 『관리회계연구』, 제15권 제2호, 49-118.
- 최한진, 유상열, 원자연. (2018). 원가행태의 비대칭성은 이익조정을 통해 완화되는가?. 『경영교육연구』, 제33권 제2호, 137-155.

한백현, 김용식, 홍용식. (2013). 이익조정이 원가의 비대칭성에 미치는 영향: 내부회계관리 제도 시행 전·후. 『회계·세무와 감사 연구』, 제55권 제1호, 299-331.

2. 국외문헌

Anderson. M. C., R. D. Banker, R. Huang and S. N. Janakiraman, (2007). Cost Behavior and Fundamental Analysis of SG&A Costs. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 22(1), 1-28.

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. N. Lanen, (2007). Understanding Cost Management: What Can We Learn from the Evidence on “Sticky Costs?”. *Working Paper*. Temple University.

Banker, R. D., D. Byzalov. (2014). Asymmetry Cost Behavior. *Journal of Management Accounting Research*. 26(2), 43-79

Banker, R. D., D. Byzalov, S. Fang, and Y. Liang. (2018). Cost Management Research. *Working Paper*. Rice University.

Banker, R. D., S. Basu, D. Byzalov and J. Y. S. Chen. (2013). Asymmetries in Cost-Volume-Profit Relation: Cost Stickiness and Conditional Conservatism. *Working Paper*. Temple University.

Banker, R. D., S. Basu, D. Byzalov and J. Y. S. Chen. (2016). The

Compounding Effect of Cost Stickiness on Conservatism Estimates. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 203–220.

Barth, M. and G. Clinch. (1998). Revalued Financial, Tangible, and Intangible Assets: Associations with Share Prices and Non-Market-Based Value Estimates. *Journal of Accounting Research*, 36, 199–233.

Barth, M., J. Elliott and M. Finn. (1999). Market Rewards Associated with Patterns of Increasing Earnings. *Journal of Accounting Research*, 37(2), 387–413.

Barth, M., W. Beaver and W. Landsman. (1998). Relative Valuation Roles of Equity Book Value and Net Income as a Function of Financial Health. *Journal of Accounting Research*, 25, 1–34.

Basu, S. (1997). The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24, 3–37.

Collins, D. W., E. L. Maydew and I. S. Weiss. (1997). Changes in the Value-Relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years. *Journal of Accounting and Economics*, 24, 39–67.

Collins, D. W., M. Pincus and H. Xie. (1999). Equity Valuation and Negative Earnings: the Role of Book Value of Equity. *The Accounting Review*, 74(1), 29–61.

Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. (1995). Detecting Earnings Management. *The Accounting Review*, 70(2), 193–225.

- 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 the Labor Cost Behavior in the private Belgian Firms. *The Accounting Review*, 87(4), 1219–1246.
- Easton, P. D. (1999). Security Returns and the Value Relevance of Accounting Data. *Accounting Horizons*, 13(4), 399–412.
- Hartlieb, S., and T. Loy. (2019). Evidence on the Trade-Off between Cost Stickiness and Income Smoothing. *Working Paper*. University of Bamberg.
- Hayn, C. (1995). The Information Content of Losses. *Journal of Accounting and Economics*, 20, 125–153.
- Homburg, C., and J. Nasev. (2008). How Timely are Earnings When Costs are Sticky? Implications for the Link between Conditional Conservatism and Cost stickiness. *Working Paper*. University of Cologne.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. (2005). Performance Matched Discretionary Accrual Measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163–197.
- Ohlson, J. A. (1995). Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 661–687.
- Ou, J. A. and J. F. Sepe. (2002), Analysts Earnings forecast and the role of earnings and book value in equity valuation. *Journal of*

Business Finance & Accounting, 29(3), 287–316.

- Pincus, M., S. Rajgopal and M. Venkatachalam. (2007). The accrual anomaly : International evidence. *The Accounting Review*, 82(1), 169–203.
- Roychowdhury, S. (2006). Earnings Management through Real Activity Manipulation. *Journal of Accounting and Economics*, 42, 335–370.
- Shahhosseini, A. (2018). Explaining the impact of cost stickiness on the stock returns and financing. *Applied Research in Management & Industrial Engineering*.
- Sloan, R. (1996). Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?. *The Accounting Review*, 71(July), 289–315.
- Subramanyam, K. R. (1996). The Pricing of Discretionary Accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 22, 249–281.
- Weiss, D. (2010). Cost Behavior and Analysts' Earnings Forecasts. *The Accounting Review*, 85(4), 1441–1471.
- Whelan, C. J. and R. P. McNamara. (2004). The impact of Earnings Management on the Value-relevance of Earnings and Book Value: A Comparison of Short-term and Long-term Discretionary Accruals. *Working Paper*. Georgia College & State University.
- Xie, H. (2001). The Mispricing of Abnormal Accruals. *The Accounting Review*, 76(3), 357–373.

ABSTRACT

The Effect of Cost Asymmetry and Earnings Management on the Value Relevance

Yoon, Bo-Il

Major in Accounting

Dept. of Business Administration

The Graduate School

Hansung University

The purpose of this study is to examine the relationship between cost asymmetry and earnings management and then analyze the effect on the value relevance in the capital market. The cost asymmetry is measured using the Homburg and Nasev(2008) and Weiss(2010) models, and the value relevance effect is verified based on the Ohlson(1995) model. A series of empirical regression analysis is tested on the 3,589 firm-years of listed companies from 2011 to 2018.

As a result of the analysis, first, there is a significant negative(-) relationship between cost asymmetry and earnings management at high level in all cost items(i.e., total cost, cost of goods sold, selling, general & administrative expenses(SG&A)). This is interpreted that because cost asymmetry acted as a function of conservatism it counteracts earnings

management. In addition, cost asymmetry is more costly when sales decrease, so that companies that want to adjust upward earnings management relieve cost asymmetry and those who want to adjust downward earnings management are able to strengthen the cost asymmetry.

Second, the effect of earnings management on value relevance is found to reduce the value relevance of earnings and increase that of book values (net assets). It is interpreted that earnings management of which proxy is discretionary accruals is regarded as an opportunistic discretionary behavior, deteriorating the quality of earnings and consequently reducing the value relevance of earnings and, in turn, increasing the value relevance of book values.

Third, the effect of cost asymmetry on the value relevance is also found to reduce the value relevance of earnings and increase the value relevance of book values. It is because the cost asymmetry reduces earnings more largely when sales decline, it increases volatility of earnings more greatly. Accordingly, it is interpreted cost asymmetry negatively affects the value relevance of earnings.

Fourth, the effect of the simultaneous interaction between earnings management and cost asymmetry on the value relevance has an incremental impact on the value relevance of each earnings management and cost asymmetry. In the case of companies that show both upward earnings management and cost asymmetry, the negative(-) relationship between cost asymmetry and earnings management may be weakened. Furthermore financial soundness of companies can be worsened even though upward earnings management is made, because sales are decreased

but costs cannot be reduced proportionally. In the case of very poor or potentially lossy companies, an incremental effect is likely to be intensified.

The implications of this study is to integrate the cost asymmetry issue that is current topic in the cost accounting with financial accounting issues, as well as to analyze their effect on the capital market. The results of this study show that even though the relationship between earnings management and cost asymmetry is negative(-), these two factors do not necessarily work separately. And if the interaction between earnings management and cost asymmetry affects the value relevance at the same time, it is confirmed that the value relevance of earnings is further reduced and that of book values is further increased.

【[KEYWORD]】 : cost asymmetry, earnings managemet, discretionary accruals, value relevance