



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

박사학위논문

벤포드법칙을 이용한 금융위기 전후
손익계정의 이익조정 행태에 관한 연구

제주대학교 대학원

회계학과

김정은

2018년 2월

벤포드법칙을 이용한 금융위기 전후 손익계정의 이익조정 행태에 관한 연구

지도교수 金東郁

金貞銀

이 논문을 경영학 박사학위 논문으로 제출함

2017년 12월

김정은의 경영학 박사학위 논문을 인준함

심사위원장 양 성 국

위 원 김 봉 현

위 원 고 창 열

위 원 여 영 준

위 원 김 동 욱

제주대학교 대학원

2018년 2월

Detection of Earnings Management by Applying
Benford's Law in Profit and Loss Accounts

Jeong Eun Kim

(Supervised by professor Dong-Wuk Kim)

A dissertation submitted in partial fulfillment of the requirement for
the degree of Doctor of Philosophy in Business Administration
(Accounting)

2017. 12.

Department of Accounting
GRADUATE SCHOOL
JEJU NATIONAL UNIVERSITY

요 약

본 연구의 목적은 금융위기가 기업의 이익조정 행태에 미치는 영향을 분석하기 위하여 흑자기업과 적자기업의 손익계정 수치를 벤포드법칙을 이용하여 비교 검증하는 것이다. 분석대상은 단계별이익인 영업이익, 영업외손익, 세전이익, 당기순이익이며, 분석방법은 최근에 기업의 회계자료를 검증하는데 이용되고 있는 벤포드법칙을 사용하여 손익계정 둘째자리 수치를 검증하는 것이다.

분석을 위해 설정한 가설은 다음과 같다. 첫째, 금융위기 전·후 흑자/적자 기업의 당기순이익/당기순손실 둘째자리 수치분포는 벤포드법칙을 따른다. 둘째, 금융위기 전·후 흑자/적자 기업의 영업이익(매출액, 매출원가, 판매관리비, 판매관리비 세부 계정과목)둘째자리 수치분포는 벤포드법칙을 따른다. 셋째, 금융위기 전·후 흑자/적자 기업의 영업외손익(투자자산처분이익, 매도가능증권처분이익, 투자자산처분손실, 매도가능증권처분손실) 둘째자리 수치분포는 벤포드법칙을 따른다. 넷째, 금융위기 전·후 흑자/적자 기업의 세전이익(법인세비용 등) 둘째자리 수치분포는 벤포드법칙을 따른다.

표본은 2016년 10월 16일 현재 한국증권거래소에 상장되어 있는 비금융업 701개사 중 12월 결산법인 679개사이고, 한국신용정보 Kis-value에서 재무자료를 입수할 수 있는 기업으로 한정하였다. 분석기간은 금융위기 발생 당해연도인 2008년도를 제외한 2001년부터 2015년까지이다. 연구표본에 사용된 계정과목은 손익계산서의 단계별이익과 영업외손익이며 일반화가 어려운 매출총손실은 제외하였다. 또한 표본수가 적을 경우 벤포드법칙을 이용한 설명력이 낮아질 수 있어 영업이익의 구성요소로 분석한 판매관리비중 표본이 100개 미만인 금융위기 후 적자기업의 연구비, 영업외손익의 구성요소로 분석한 금융위기 전 적자기업의 영업외이익은 제외하였다.

분석 결과, 기업들의 이익조정 행태가 금융위기로 인해 회계투명성이 요구되는 상황에서 이익조정 수단인 계정과목을 달리하여 이루어지고 있음이 확인되었다. 전체적으로 조정을 시도한 계정과목의 수도 금융위기 이후에 늘어났다. 금융위기 전에 당기순이익과 법인세비용 등에서 수치조정을 통한 이익조정이 시도되

있던 행태가 금융위기 후에는 영업이익과 영업외이익에서 이익조정이 시도되는 행태로 달라진 것이다. 적자기업의 경우 금융위기 이후에는 영업이익의 구성요소인 교육훈련비 계정에서만 이익조정이 시도되었을 가능성이 있는 것으로 나타났는데, 이는 금융위기 이후 회계감사가 강화되는 상황에서 가장 손쉬운 이익조정 수단인 교육훈련비임을 의미하는 것으로 해석될 수 있다. 단계별이익과 영업외손익에 대한 분석결과에서 금융위기 전에는 당기순이익을 통한 이익조정 성향이 강하게 감지되고 있고, 금융위기 후에는 당기순이익이 산출되기 전 단계에서 재량적으로 조정이 가능한 비용이나 투자자산처분이익 등으로 방법이 대체되었을 가능성을 보여준다.

단계별이익과 영업외손익을 구성하는 계정과목에 대한 분석 결과는 기업의 이익조정 행태에 대응할 수 있는 통제시스템을 구축해야 함을 의미한다. 감사대상이 대규모일 경우 발생하는 인력과 비용에 대한 부담과 회계수치들에 잠재된 고유위험을 고려하면 법회계학 측면에서도 개별기업에 대한 1차적인 검증시스템으로 벤포드법칙이 유용할 수 있음을 시사한다. 예비적 감사도구로서 벤포드법칙의 적용가능성을 제시하였다는 점은 본 연구의 차별적 기여라고 할 수 있을 것이다. 본 논문의 또 다른 의의는 손익계산서의 계정과목들 대부분에 대한 분석을 시도하였다는 점이다. 그로 인해 이익조정 가능성이 있는 계정과목들을 확인할 수 있었다.

본 논문의 한계는 벤포드법칙을 활용하여 구체적인 개별 계정과목의 유의성을 파악함으로써 이익조정의 가능성을 포착하기는 했으나, 계정과목 상호관련성을 이용한 이익조정에 대해서는 파악할 수 없었다는 점이다. 예를 들면, 실무에서 법정 한도액 초과 등으로 접대비에서의 조정이 여의치 않을 경우 복리후생비 등으로 대체 조정하는 등 다양하게 분식회계가 발생할 수 있다. 하지만, 벤포드법칙은 계정과목간 상호관련성으로 인한 풍선효과를 통제할 수가 없다. 또한 기업의 수명주기와 업종별 특성도 손익계정의 이익조정 행태에 영향을 줄 수 있는데 이를 고려하지 못한 점도 한계로 지적될 수 있다. 이러한 한계점은 향후 보완이 필요한 연구과제로 남겨둔다.

주제어 : 벤포드법칙, 이익조정, 금융위기, 손익계정, 회계투명성

Abstract

The purpose of this thesis is to compare the profit and loss account numbers of the surplus and deficit companies using Benford's law in order to analyze the effect of the financial crisis on the earnings management of companies. The analysis targets operating profit, non-operating profit, pre-tax profit, and net profit. The analytical method is to verify the second-digit of profit and loss account using Benford's rule. As of October 16, 2016, out of 701 non-financial companies listed on the Korea Stock Exchange (KSE), 679 firms were settled in December and limited to companies that can obtain financial data from KIS-value. The analysis period is from 2001 to 2015 excluding the year of the financial crisis.

As a result of the analysis, it was confirmed that the earning management behavior of companies is made by different accounts even in the situation where accounting transparency is required due to the financial crisis. The total number of accounts that attempted to reconcile increased after the financial crisis. The behavior in which profit adjustment was attempted before the financial crisis, such as net profit and income tax expense, but changed from an operating profit to a non-operating profit after the financial crisis. In the case of the deficit corporation, it is likely that profit adjustment was attempted only in the education and training expenses account after the financial crisis.

The significance of this paper is to attempt to analyze most of the specific account subjects and also to identify the specific individual accounts that are likely to adjust earnings. The limitation of this paper is that it was not possible to grasp earnings adjustments based

on the correlation between accounts. Benford's law can not control the balloon effect due to interrelationships between account subjects. In addition, the life cycle of the firm and the characteristics of each industry may affect the profit adjustment behavior of the profit and loss account. These limitations are left as research projects that need to be supplemented in the future.

Key words: Benford's law, earnings management, financial crisis, profit and loss account, transparency of accounting

〈목 차〉

I. 서론	1
1.1 연구 동기	1
1.2 연구 목적과 방법	4
1.3 논문의 구성	6
II. 이론적 배경	7
2.1 금융위기에 관한 연구	7
2.2 손익계정에 관한 연구	10
2.3 이익조정에 관한 연구	12
2.4 벤포드법칙에 관한 연구	25
2.5 가설 설정	35
2.6 변수 측정	39
III. 연구모형과 표본선정	43
3.1 연구 모형	43
3.2 표본 선정	46
IV. 실증분석	51
4.1 흑자기업의 둘째자리 검증	51
4.2 적자기업의 둘째자리 검증	92
4.3 분석결과의 요약	134
V. 결론	139
5.1 요약 및 함의	139
5.2 의의 및 한계	140
참고문헌	143
부록	153

〈표 목차〉

〈표 2- 1〉 이익조정방법에 따른 주요 선행연구 분류	14
〈표 2- 2〉 벤프드법칙을 이용한 국외 선행연구	27
〈표 2- 3〉 벤프드법칙을 이용한 국내 선행연구	30
〈표 2- 4〉 변수의 측정	42
〈표 3- 1〉 벤프드법칙에 따른 숫자의 첫째자리, 둘째자리 예상 발생 확률 ..	45
〈표 3- 2〉 표본 선정	46
〈표 3- 3〉 표본기업의 업종별 분포	47
〈표 3- 4〉 금융위기 전·후 계정과목별 표본수	48
〈표 4- 1〉 금융위기 전·후 흑자기업 당기순이익 계정 둘째자리	52
〈표 4- 2〉 금융위기 전·후 흑자기업 영업이익 계정 둘째자리	53
〈표 4- 3〉 금융위기 전·후 흑자기업 영업손실 계정 둘째자리	54
〈표 4- 4〉 금융위기 전·후 흑자기업 매출총이익 계정 둘째자리	56
〈표 4- 5〉 금융위기 전·후 흑자기업 매출액 계정 둘째자리	57
〈표 4- 6〉 금융위기 전·후 흑자기업 매출원가 계정 둘째자리	58
〈표 4- 7〉 금융위기 전·후 흑자기업 판매관리비 계정 둘째자리	59
〈표 4- 8〉 금융위기 전·후 흑자기업 급료와임금 계정 둘째자리	61
〈표 4- 9〉 금융위기 전·후 흑자기업 복리후생비 계정 둘째자리	62
〈표 4-10〉 금융위기 전·후 흑자기업 임차료비용 계정 둘째자리	63
〈표 4-11〉 금융위기 전·후 흑자기업 감가상각비 계정 둘째자리	65
〈표 4-12〉 금융위기 전·후 흑자기업 수선비 계정 둘째자리	66
〈표 4-13〉 금융위기 전·후 흑자기업 보험료 계정 둘째자리	67
〈표 4-14〉 금융위기 전·후 흑자기업 차량유지비 계정 둘째자리	68
〈표 4-15〉 금융위기 전·후 흑자기업 교육훈련비 계정 둘째자리	69
〈표 4-16〉 금융위기 전·후 흑자기업 접대비 계정 둘째자리	70
〈표 4-17〉 금융위기 전·후 흑자기업 광고선전비 계정 둘째자리	72
〈표 4-18〉 금융위기 전·후 흑자기업 판매수수료 계정 둘째자리	73

〈표 4-19〉 금융위기 전·후 흑자기업 판매촉진비 계정 둘째자리	74
〈표 4-20〉 금융위기 전·후 흑자기업 연구비 계정 둘째자리	75
〈표 4-21〉 금융위기 전·후 흑자기업 경상연구개발비 계정 둘째자리	76
〈표 4-22〉 금융위기 전·후 흑자기업 경상개발비 계정 둘째자리	78
〈표 4-23〉 금융위기 전·후 흑자기업 대손상각비 계정 둘째자리	79
〈표 4-24〉 금융위기 전·후 흑자기업 무형자산상각비 계정 둘째자리	80
〈표 4-25〉 금융위기 전·후 흑자기업 영업외이익 계정 둘째자리	81
〈표 4-26〉 금융위기 전·후 흑자기업 영업외손실 계정 둘째자리	83
〈표 4-27〉 금융위기 전·후 흑자기업 투자자산처분이익 계정 둘째자리	84
〈표 4-28〉 금융위기 전·후 흑자기업 매도가능증권처분이익 계정 둘째자리	85
〈표 4-29〉 금융위기 전·후 흑자기업 투자자산처분손실 계정 둘째자리	87
〈표 4-30〉 금융위기 전·후 흑자기업 매도가능증권처분손실 계정 둘째자리	88
〈표 4-31〉 금융위기 전·후 흑자기업 세전이익 계정 둘째자리	89
〈표 4-32〉 금융위기 전·후 흑자기업 법인세비용 등 계정 둘째자리	90
〈표 4-33〉 금융위기 전·후 흑자기업 부의법인세비용 등 계정 둘째자리	92
〈표 4-34〉 금융위기 전·후 적자기업 당기순손실 계정 둘째자리	93
〈표 4-35〉 금융위기 전·후 적자기업 영업이익 계정 둘째자리	94
〈표 4-36〉 금융위기 전·후 적자기업 영업손실 계정 둘째자리	96
〈표 4-37〉 금융위기 전·후 적자기업 매출총이익 계정 둘째자리	97
〈표 4-38〉 금융위기 전·후 적자기업 매출액 계정 둘째자리	98
〈표 4-39〉 금융위기 전·후 적자기업 매출원가 계정 둘째자리	99
〈표 4-40〉 금융위기 전·후 적자기업 판매관리비 계정 둘째자리	101
〈표 4-41〉 금융위기 전·후 적자기업 급료와임금 계정 둘째자리	102
〈표 4-42〉 금융위기 전·후 적자기업 복리후생비 계정 둘째자리	103
〈표 4-43〉 금융위기 전·후 적자기업 임차료비용 계정 둘째자리	104
〈표 4-44〉 금융위기 전·후 적자기업 감가상각비 계정 둘째자리	106
〈표 4-45〉 금융위기 전·후 적자기업 수선비 계정 둘째자리	107
〈표 4-46〉 금융위기 전·후 적자기업 보험료 계정 둘째자리	108
〈표 4-47〉 금융위기 전·후 적자기업 차량유지비 계정 둘째자리	110

〈표 4-48〉 금융위기 전·후 적자기업 교육훈련비 계정 둘째자리	111
〈표 4-49〉 금융위기 전·후 적자기업 접대비 계정 둘째자리	112
〈표 4-50〉 금융위기 전·후 적자기업 광고선전비 계정 둘째자리	114
〈표 4-51〉 금융위기 전·후 적자기업 판매수수료 계정 둘째자리	115
〈표 4-52〉 금융위기 전·후 적자기업 판매촉진비 계정 둘째자리	116
〈표 4-53〉 금융위기 전 적자기업 연구비 계정 둘째자리	117
〈표 4-54〉 금융위기 전·후 적자기업 경상연구개발비 계정 둘째자리	118
〈표 4-55〉 금융위기 전·후 적자기업 경상개발비 계정 둘째자리	120
〈표 4-56〉 금융위기 전·후 적자기업 대손상각비 계정 둘째자리	121
〈표 4-57〉 금융위기 전·후 적자기업 무형자산상각비 계정 둘째자리	122
〈표 4-58〉 금융위기 후 적자기업 영업외이익 계정 둘째자리	123
〈표 4-59〉 금융위기 전·후 적자기업 영업외손실 계정 둘째자리	124
〈표 4-60〉 금융위기 전·후 적자기업 투자자산처분이익 계정 둘째자리	125
〈표 4-61〉 금융위기 전·후 적자기업 매도가능증권처분이익 계정 둘째자리	127
〈표 4-62〉 금융위기 전·후 적자기업 투자자산처분손실 계정 둘째자리	128
〈표 4-63〉 금융위기 전·후 적자기업 매도가능증권처분손실 계정 둘째자리	129
〈표 4-64〉 금융위기 전·후 적자기업 세전손실 계정 둘째자리	131
〈표 4-65〉 금융위기 전·후 적자기업 법인세비용 등 계정 둘째자리	132
〈표 4-66〉 금융위기 전·후 적자기업 부의법인세비용 등 계정 둘째자리	133
〈표 4-67〉 2001-2015 단계별이익에 따른 χ^2	137
〈표 5- 1〉 금융위기 전·후 흑자·적자기업의 이익조정 가능성 비교	139

〈그림목차〉

〈그림3- 1〉 표본 분석절차 흐름도	50
----------------------	----

I. 서론

1.1 연구 동기

회계는 회계정보이용자의 이용목적에 적합한 신뢰성 있는 정보를 제공함으로써 그 존재의미가 있다. 기업의 회계는 신뢰성 있는 정보 제공이라는 점에서 투명성이 전제되어야 한다. 회계투명성이란 기업의 재무제표를 작성함에 있어서 기업회계기준에 의해 정확하게 재무제표를 작성하여 공시하는 것을 의미한다. 회계정보가 투명할 경우 효율적인 자원배분이 가능하게 된다. 또한 자본시장을 선순환하게 하는 기능을 수행함과 동시에 투자자를 보호하는 기능을 갖게 된다.

공시된 재무제표는 경영성과의 지표가 된다. 이에 대한 긍정적 판단이 내려질 경우 원활한 자금조달과 더불어 기업의 주가를 제고시킬 수 있는 기회를 얻게 되는 것이다. 하지만 기업의 경영성과가 기업의 목표에 미치지 못할 경우 기업의 경영자는 인위적으로 이익 등 기업의 성과를 부풀려 신고하려는 분식회계(粉飾會計) 유인을 갖게 되기도 한다. 기업성과를 과장할 목적으로 시도되는 분식회계는 회계정보의 투명성을 떨어뜨리게 된다. 회계정보가 투명성을 갖추지 못할 경우 기업이 공시한 재무제표를 믿고 투자해서 기업의 이익을 공유하려는 기업의 이해관계자들에게 막대한 피해를 입히는 등 자본시장을 교란시킬 수 있다.

실제로 최근 발생한 대우조선해양의 분식회계 사건도 경영성과를 제고하기 위해 매출액을 과대계상하고 매출원가를 과소계상 하는 등의 방법으로 적자를 흑자로 둔갑시켜 경영성과를 조작한 것으로 드러났다. 대우조선은 2012에서 2014년까지 매출액을 부풀리거나 자회사의 손실을 반영하지 않는 등의 방식으로 회계장부를 조작하여 5조원대 분식회계를 했다(한겨레신문 2017년 3월 26일). 대우조선해양은 2012년부터 2014년 사이 예정원가를 임의로 축소한 뒤 매출액이나 영업이익을 과대계상하였다. 2012년에는 매출액 5,143억원, 영업이익 4,824억원, 당기순이익 4,824억원을 과대계상하였고, 2013년 공시에서는 매출액 6,266억원

영업이익 12,695억원, 당기순이익 12,696억원을 과대계상하였으며, 2014년에도 매출액 12,109억원, 영업이익 10,310억원, 당기순이익 10,033억원을 과대계상하였다. 과대계상으로 부당대출까지 받은 것으로 드러났다. 이러한 사실은 2015년 10월 시작된 감사원의 감사결과로 드러났으며, 그로 인하여 주가가 급락하고 주식매매거래가 정지되는 등 투자자에게 막대한 피해를 끼쳤다. 이에 따라 투자자들의 소송이 진행되고 있으며 회계투명성에 대한 논란이 가중되고 있다.

회계투명성에 관한 문제는 꾸준히 제기되어왔다(장지인 등 2002; 김문태 등 2006; 이상환 2006; 손성규와 염지인 2011; 황진수와 임종욱 2017). 우리나라의 경우 회계투명성 문제가 부각된 것은 외환위기 이후이다. 기업의 책임강화와 공시제도의 개선, 외부감사인의 책임, 소비자보호 강화 등이 회계투명성 제고를 위해 요구되기 시작한 것이다. 2010년에는 회계투명성을 높이기 위해 국제회계기준도 도입되었다. 그럼에도 불구하고 스위스 국제경영개발대학원(IMD)에서 발표한 2016 국가경쟁력 순위에서 우리나라의 회계투명성은 61개국 중 61위로 여전히 낮은 수준에 머물러있는 것으로 나타나고 있다. 대우조선해양의 사례도 국제회계기준 도입 이후에 불거진 일이다.

회계투명성 문제는 회계감사 문제로 연결된다. 기업의 회계보고에 근거하여 회계감사를 수행할 수밖에 없는 상황에서, 국제회계기준의 도입은 회계감사자가 기업의 회계정보를 일목요연하게 파악하기 위한 것이다. 그러나 기업의 회계보고에만 의존하여 기업의 회계부정을 포착하는 것은 한계가 있다. 회계보고를 작성하는 기업이 기업성적을 과장하기 위해 다양한 형태의 이익조정을 시도함으로써 분식회계가 나타날 수 있기 때문이다.

회계정보 투명성과 관련한 선행연구들은 대부분 기업의 회계투명성 정도를 파악하기 위해 기업의 이익조정에 대하여 분석하고 있다. 재량적 발생액이 주로 이용되었고 최근에는 실제 이익조정방법과, 분포를 이용한 방법들이 사용되고 있다(김문태 등 2006; 손성규와 염지인 2011; 전홍주 2011; 김종일 2013; 나영과 육지훈 2014; 최종서 등 2015; 박종일과 나경아 2016; 강내철과 박성환 2007; 송인만과 박연희 2008; 이은철과 손성규 2007; 박종찬과 윤소라 2008). 재량적 발생액은 발생액 추정모형을 이용한 이익조정 측정방법이고, 실제 이익조정은 실제 경영활동을 통하여 이익조정을 시도하는지 모형을 설정하여 검증하는

방법이다. 분포를 이용한 방법은 회계수치의 예상분포와 실제수치의 분포를 비교한다. 하지만, 이러한 방법들은 몇 가지 문제점을 안고 있다.

재량적 발생액은 재량적 발생액의 크기나 규모를 측정하는 데 한계가 있을 뿐 아니라 그 측정 방법이 다양하고 기업 내부적인 경영전략과 기업 외부적인 경제적 상황에 의해서도 영향을 받을 수 있어, 측정변수들의 오차문제로 인한 통계적 문제점이 발생할 수 있다(전홍주 2011; Beneish 1997; 김형순 2011에서 재인용), 실제 이익조정은 기업의 특성별로 다양한 변수가 작용하는 기업현장에서 경영활동 전반에 대한 이익조정 행위를 측정할 수는 없다(최종서 등 2010). 분포를 이용한 방법은 나누는 수정인자에 영향을 받을 뿐 아니라, 0을 전·후로 한 이익의 비연속적 분포가 이익조정의 결과가 아닐 수 있다는 연구결과가 있었다(조은영 2014).

국제회계기준 도입 이후 이익조정 행위가 달라지고 있다는 점도 연구방법의 변화를 요구하고 있다. 박종일과 나경아(2016)에 따르면, 국제회계기준 도입이후 기업들이 감사인 교체를 통해 보고이익을 증가시키려고 할 때 미래기업 성과를 보다 더 악화시킬 수 있는 실물거래활동을 통한 이익조정보다 주로 재량적 발생액을 이용한 이익조정 행위를 통해 교체연도의 보고이익을 증가시키는 경향이 나타났다. 연구방법에 따라 이익조정 행위가 포착되지 않을 수도 있다는 것을 시사하는 것이다.

이익조정은 특히 금융위기 상황에서 적극적으로 행해지게 된다(이상욱 2010; 안일준과 김정연 2011; 이복숙과 안상봉 2015; 안성운 2016). 이복숙과 안상봉(2015)은 2008년 글로벌 금융위기가 국내 회계환경에서 회계투명성 약화라는 결과를 가져왔음을 보여주었다. 외국인 지분이 빠져나가고 국내 대주주지분율이 높아졌기 때문이다. 외국인지분율이 높을수록 재량적 발생액을 감소시킴으로써 재무보고의 신뢰성을 높여줄 수 있지만, 대주주지분율이 높을수록 이익조정 행위가 높아질 수 있다는 점과 글로벌 금융위기이후 재량적 발생액이 높아져 우리나라 회계환경의 투명성이 악화되었을 수 있다는 점이 함께 지적되었다. 안성운(2016)에 따르면, 경제위기시에는 자본시장 참여자간의 정보 불균형이 심화된다. 정보를 제공하는 기업은 이익을 조정하고자 하는 유인을 갖게 되고 기회주의적인 재무보고를 하면서 기업과 관련한 의사결정에 있어 기업에게 유리한 정보를 제공하

게 되기 때문이다.

금융위기 시기에 집중적으로 이익조정이 발생하고 있다면(이복숙과 안상봉 2015; 안성운 2016), 금융위기를 기준으로 금융위기 전·후의 이익조정은 그 양상이 달라졌을 수 있다. 또한 금융위기시의 이익조정이 적자회피 행위라는 점에서(안일준과 김정연 2011; 안성운 2016), 기업의 최종성과가 당기순이익으로 나타나는 흑자기업과 당기순손실로 나타나는 적자기업의 이익조정 행태도 서로 달랐을 것이다. 본 논문은 이러한 문제의식에서 출발한다.

1.2. 연구 목적과 방법

본 연구의 목적은 금융위기가 기업의 이익조정 행태에 미치는 영향을 분석하기 위하여 흑자기업과 적자기업의 손익계정 수치를 벤포드법칙을 이용하여 비교 검증하는 것이다. 금융위기시에는 수익성 악화로 정보를 제공하는 기업이 이익을 조정하고자 하는 유인을 갖게 되고 기회주의적인 재무보고를 하면서 경영성과와 관련한 의사결정에 있어 기업에게 유리한 정보를 제공하게 되기 때문에 경영자와 투자자사이의 정보불균형이 심화된다. 우리나라에서도 금융위기가 기업의 지배구조를 변화시켜 외국인지분율이 감소하고 국제회계기준이 도입되는 등 경제적 환경과 회계 환경을 변화시켰다. 이는 금융위기로 인한 이익조정 가능성과 회계제도 강화로 인한 이익조정 제약요인이 동시에 작용하게 된다. 이것은 금융위기가 이익조정에 미치는 영향에 대한 연구의 필요성을 제기한다.

기업의 이익조정은 기업의 최종성과인 당기순이익(당기순손실)을 기준으로 이루어지며 그 크기는 손익계정에 의해 결정된다. 당기순이익이 기대치에 미치지 못할 경우 영업이익, 영업외손익, 세전이익 순으로 조정하게 된다. 이 과정에서 손익계정을 구성하는 계정과목의 특성이 고려되어 이익조정 행태에 영향을 미치게 된다. 특히, 계정과목의 정의나 분류가 모호한 측면, 기업특정상 유연하게 적용되는 회계기준, 세법상 한도나 규제 등을 고려하여 조정이 수월하거나 기업에 유리한 계정과목을 이용하게 된다. 따라서 금융위기시 당기순이익만으로는 기업

이 행하는 이익조정의 실태를 정확히 파악할 수 없다. 이러한 점에서 본 논문은 손익계정을 구성하는 손익계정 전반에 대한 수치검증을 수행하여 기업의 이익조정이 어디에서 기인하는지를 확인하고 유인이 되는 계정과목을 추출하는 방식으로 진행될 것이다. 이러한 이익조정 행태가 나타나는 구체적인 손익계정을 확인 추출함으로써 통제방안 마련 및 회계투명성 제고에 기여할 수 있게 되기를 기대한다.

연구방법은 공시된 재무제표의 손익계정에 나타난 수치들과 벤포드법칙 예상분포와의 편차를 통해 이익조정의 가능성 여부를 추정하는 것이다. 추가적으로, 금융위기를 전·후로 흑자기업과 적자기업의 이익조정 방식에 차이가 있는지에 대해서도 분석할 것이다. 벤포드법칙을 이용했을 경우 흑자기업은 둘째자리에서 반올림을 선호하여 높은 수의 빈도가 낮게 나타나고, 적자기업의 경우 반올림을 기피하여 높은 수의 빈도가 높게 나타나는 등(Klaus Henselmann et al, 2013; Michael et al. 2013; 김문태와 위준복 2007; 김문태 2011; 강내철과 박진모 2013; 김문태 2016) 흑자기업과 적자기업의 이익조정 방향이 다를 것으로 예상되기 때문이다.

본 논문은 측정변수 및 분석시기에서 선행연구들과 차별화된다. 측정변수로는, 공시된 재무제표의 손익계정 전반을 측정변수로 포함하게 될 것이다. 또한 분석시기와 관련하여 본 논문은 금융위기를 기준으로 그 전·후를 비교할 것이다.

먼저, 측정변수에 손익계정 전반을 포함하는 이유는 다음과 같다. 일반적으로 기업의 경영자는 경영성과의 과대계상을 시도할 때 인위적 방법으로 경영성과를 왜곡하게 된다. 이를 위한 방법으로 기업의 외형을 나타내는 계정인 매출액만이 아니라 이익의 특성별로 구분하여 단계적으로 계산하는 매출총이익, 영업이익, 세전이익, 당기순이익 등이 사용될 수 있다. 이 과정에서 대응되는 비용들이 차감되는 것이다. 이들 단계별 이익을 구성하는 수익·비용에 속하는 거래들을 원천별로 구분하여 구체적으로 표시한 것이 계정과목이다. 기업들이 경영성과를 위해 단계별이익에 대한 조정을 실행할 경우 수익·비용에 해당하는 계정과목들이 이용되며 특히 이러한 계정과목들 중 특정 계정과목이나 계정과목간 상호 관련성을 파악하여 조정하는 것이다. 이것은 공시되는 재무제표의 전 계정과목에 대한 피드백의 필요성을 제기한다.

다음으로, 측정시기와 관련하여 본 논문은 금융위기를 기준으로 그 전·후를 살펴려고 한다. 벤프드법칙은 구체적인 이익조정 내용을 확인하는 것이 아니라 이익조정의 시도여부와 그 정도를 추정할 수 있는 방법이다. 연구의 적절성을 위하여 기업에서 이익조정이 시도되었을 것으로 추정되는 시기를 기준으로 그 전·후의 이익조정 가능성을 추정할 필요가 있다. 금융위기가 발생하면 그 여파는 실물경제 등을 통하여 장기에 걸쳐 나타난다. 선행연구들은 대체로, 외환위기를 기준시기로 잡고 연구들이 진행되어 왔다. 하지만 글로벌 금융위기 전·후를 비교한 연구는 아직 미흡한 편이다. 따라서 기업의 이익조정 행태를 글로벌 금융위기 전·후로 구분하여 비교해볼 필요가 있다.

1.3. 논문의 구성

본 논문은 5장으로 구성된다. 1장에서 밝힌 연구 목적과 방법에 따라 2장에서는 금융위기, 손익계정, 이익조정, 그리고 벤프드법칙에 대한 이론적 배경을 살펴보고 가설을 설정한 후 측정 변수를 정할 것이다. 3장에서 연구 모형을 설계하고 표본을 선정한 후, 4장 실증 분석에서 흑자 기업과 적자 기업의 글로벌 금융위기 전·후 손익계정에 대하여 벤프드법칙에 따른 검증을 실시하게 된다. 5장은 결론 부분으로 연구결과를 요약하고 연구의 의의 및 한계를 제시한다.

Ⅱ. 이론적 배경

2.1 금융위기에 관한 연구

불황기에 건전하지 못한 재무상태를 건전한 재무상태로 위장하여 기업의 수명을 연장하기 위한 전략으로 이익조정이 실행되기도 하며(조병연·임재희 2009; 안성운 2015), 경제위기시에 경영성과가 악화될 가능성이 더 높아 이를 만회하기 위한 수단으로 이익조정을 실행하려는 의도가 강해지기도 한다(안성운 2016). 따라서 금융위기시 기업이 보고하는 이익은 가공될 수 있어 명확한 기업의 경영성과를 파악하기 위해서는 기업이 행하는 이익조정 실태를 파악해야 한다.

금융위기시에 이익조정 실행 가능성이 높아지는 것은 경제위기시에 자산가치가 하락하고 부채에 대한 부담은 증가하는 반면 매출은 감소하는 등 수익성이 악화되기 때문이다. 또한 투자자들도 소극적인 투자성향을 보이는 등 투자규모가 축소될 수 있어 기업의 경영자들은 기존의 실적을 유지하거나 이를 통한 적극적인 투자를 유치하기 위해 이익을 제고하려는 경향을 보인다. 그래서 투자자들은 효율적인 투자를 위해 투명한 회계정보를 요구하게 되고, 감독기관 또한 감독효율성을 위해 보다 철저히 신뢰성 있는 회계통제시스템을 구축하려고 할 것이다. B. Brian et al.(2014)도 1997년 외환위기시 강화된 회계개혁이 한국기업의 이익관리에 미친 영향을 분석하여 오히려 외환위기 후에 이익조정의 범위가 커졌다고 주장한 바 있다.

글로벌 금융위기는 2008년 미국의 Lehman Brothers의 파산을 기점으로 전 세계로 파급되었다. 시초는 서브프라임 모기지 사태이다. 저금리구조로 부동산수요가 급증하면서 금융기관 경영진들이 그들의 사적이익에 급급해 리스크가 큰 보험상품을 판매한 것이다. 이와 같은 서브프라임 모기지는 투자자들의 의사결정을 좌우할 수 있는 대손처리를 실행하지 않는 등 회계투명성을 왜곡한다. 서브프라임 모기지 사태는 바로 이 왜곡된 회계투명성에서 비롯된 것이다. 글로벌 금융위

기로 인해 우리나라 또한 기업의 주가가 하락하고 원화환율의 폭등으로 경제가 침체되는 등 영향을 받았고 이후 회계투명성 제고를 위해 2010년 전자세금계산서 제도도입과 국제회계기준 시행 등 많은 회계제도 개선이 이루어졌다.

경제위기가 기업가치의 변화와 기업특성에 미치는 영향에 대하여, 백재승(2010)은 외환위기와 글로벌 금융위기를 비교하여 분석한 바 있다. 대체로 소유구조를 제외한 기업특성변수들이 대조적인 양상을 보이기보다는 다소 유사한 패턴을 보여주는 것으로 확인되었다. 외환위기의 경우 기업규모(+), 부채비율(-), 현금흐름비율(+), 외국인지분율(+) 등이 유의적인 관계를 보인 반면, 글로벌 금융위기의 경우 기업집단(+), 부채비율(-), 현금흐름비율(+), 외국인지분율(+)에서 주가변화에 밀접한 관련을 가진 것으로 나타났기 때문이다. 그럼에도 불구하고 주가변화에 대한 기업특성의 설명력은 외환위기에서 높게 나타나 이 기간에 주가변화와 기업특성이 보다 밀접한 연관성을 가진 것으로 파악되었으며, 외국인지분율이나 지배주주 지분율과 같은 소유구조의 경우 외환위기에 비해 글로벌 금융위기에 기업가치에 미치는 유의성과 크기가 감소한 것으로 나타났다.

기업의 소유구조와 관련하여, 이복숙과 안상봉(2015)은 대주주지분과 외국인 지분이 변화함에 따라 글로벌 금융위기가 기업의 이익조정에 미치는 영향을 분석하였다. t-test 분석결과, 글로벌 금융위기가 우리나라 회계환경에서 회계투명성을 약화시키는 결과를 가져왔으며, 기업 내에서 외국인지분율은 낮아지고 상대적으로 대주주들의 영향력이 높아진 것으로 나타났다. 또한 회귀분석 결과, 외국인 지분율이 높을수록 재량적 발생액을 감소시켜 재무보고의 신뢰성을 높여주었으며, 대주주지분율이 높을수록 이익조정 행위가 높아질 수 있음이 확인되었다. 이러한 결과를 토대로 이복숙과 안상봉(2015)은 글로벌 금융위기 이후 재량 발생액이 높아져 우리나라 회계환경의 투명성이 악화되었을 수 있어 향후 이를 개선하기 위한 노력이 요구되어진다고 주장하였다.

이우창과 임석우(2011)의 연구에서도, 비슷한 결과가 확인된다. 글로벌 금융위기를 겪으면서 외국인지분율과 기업가치가 하락하여 외국인들이 금융위기 이후 우리나라 금융환경에서의 리스크를 완화시키기 위해 지분율을 축소시켰으며, 그 결과 기업가치가 하락하여 우리나라의 자본시장도 악화되었다는 것이다. 이와 같이 외국인지분율은 글로벌 금융위기를 겪은 상황에서도 여전히 기업가치에 긍정

적인 요소임이 확인된다.

안성윤(2016)에 따르면, 글로벌 금융위기는 자본시장의 글로벌화로 다른 나라의 외부충격으로 인해 국내 자본시장이 동조화되는 특성을 보이며, 경영자와 투자자 사이의 정보불균형이 증가되는 경제위기에 해당한다. 2005년부터 2010년까지 유가증권상장법인을 대상으로 실제 이익조정 행태에 관해 분석한 결과, 글로벌 금융위기 시기에 기업은 실제 이익조정을 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 1997년 IMF 외환위기시 기업이 실제 이익조정을 증가시켰던 것과 대비되는 결과이다.

안성윤(2016)은 글로벌 금융위기 시기에 실제 이익조정이 감소된 이유를 다음과 같이 설명하였다. 실제 기업활동을 통한 재무보고이익 조정이 미래 장기적 경영성과에 부정적인 영향을 미치고, 산업 내 경쟁력이 없거나 재무상태가 건전하지 못하고, 기관투자자의 감시(monitoring) 강도가 높고, 법인세 부담이 커졌기 때문이라는 것이다.

이와 반대로, 글로벌 금융위기시에 이익조정이 커졌다고 주장되기도 하였다. 한성욱과 이호영(2012)은 2008년 금융위기 상황이 우리나라 증권회사의 이익조정에 영향을 미치는 요인들을 살펴보고 증권회사의 특성에 따라 구체적으로 어떻게 달라지는지 살펴본 바 있다. 2004년부터 2010년까지 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 기업들을 대상으로 분석한 결과, 영업용순자본비율(NCR)이 높을 경우 이익조정이 오히려 더 크게 나타났고 금융위기 이후 대주주가 지주회사인 경우에 이익조정이 더 커지는 것으로 나타났다. 영업용순자본비율이 높은 경우 재무상태는 안정적일 수 있으나 자본이 고정되어 수익성에 부정적인 영향을 주게 되므로 오히려 이익조정의 유인이 클 수 있었던 것으로 해석되었다.

우리나라 회계환경에 큰 변화를 가져온 두 번의 경제위기(외환위기와 글로벌 금융위기)가 기업의 이익의 질, 재량적 발생액의 규모, 경영성과에 미치는 영향을 분석한 선명옥(2017)에 따르면, 경제위기 기준년도와 전·후년도 사이에 이익의 질, 재량적 발생액의 규모, 기업의 경영성과의 평균이 통계적으로 유의하게 차이가 있었다. 외환위기의 경우 이익의 질, 재량적 발생액의 규모, 기업 경영성과의 평균에서 통계적으로 유의한 차이를 발생시켰으며, 글로벌 금융위기의 경우 이익의 질의 평균에서는 차이가 없었으나, 양의 이익조정과 음의 이익조정의 상

쇄효과를 고려한 재량적 발생액의 평균과 경영성과는 유의한 차이를 발생시킨 것으로 나타났다. 특기할만한 것은 재량적 발생액으로 드러나지 않았던 차이가 양의 이익조정과 음의 이익조정의 상쇄효과를 고려한 재량적 발생액의 절대치를 사용하여 분석하였을 때 통계적으로 유의한 차이로 포착되었다는 점이다.

이상의 선행연구들에서 금융위기는 대체로 기업의 이익조정 행위에 영향을 미치고 있음이 확인된다. 하지만 이를 포착하기란 쉽지 않다. 실체가 없는 손익계산서 안에서 이익조정의 실체를 파악해야 하기 때문이다. 글로벌 금융위기 자체가 금융기관이 보험매출에 대한 대손처리를 하지 않아 비용이 과소 계상되어 이익이 부풀려진 것이 시초였다는 점에서, 이익조정 행위였다고 볼 수 있다. 따라서 이익조정 행태를 파악하기 위해서는 손익계정 상호관련성과 계정과목 수치에 대한 실체파악이 중요하다고 할 것이다. 이는 손익계정 전반에 대한 실태 분석을 실행하여 이익조정 요인이 되는 계정과목 수치에 대해 확인할 필요가 있음을 의미한다.

2.2 손익계정에 관한 연구

손익계산서란 회계연도의 수익(매출액)과 비용을 대응시켜 해당기간 기업의 경영성과를 표시한 재무제표이다. 손익계산서에 표시된 수익과 비용을 계정이라 하며 이를 구체적인 항목으로 분류하여 표시한 것이 계정과목이다. 이들 계정과 계정과목을 통틀어 손익계정이라 한다. 이들 손익계정은 단계별 이익과 단계별 이익의 근원인 매출액, 단계별 이익에 대응하는 비용, 영업외손익으로 이루어진다. 남천현과 장조남(2012)에 따르면 단계별 이익들은 독립적으로 유의적인 정보 가치를 제공하며 이를 구성하는 손익계정들도 정보가치를 가진다.

기업이 경영성과 제고를 위해 손익계정을 통해 이익조정을 실행할 경우 단계별 이익을 구성하는 손익계정을 통해 다양하게 시도될 수 있다. 기업의 이익조정 행태는 당기순이익이나 단계별 이익만으로는 구체적으로 파악하기 힘들다. 기업의 이익조정이 원시자료인 거래 증빙을 분류하여 집계된 계정과목에 대하여 1차적

으로 실행될 수 있기 때문이다. 기업의 이익조정 행태를 파악하기 위해서는 계정 과목에 대한 수치 검증이 우선되어야 하는 이유가 여기에 있다.

손익계정 전반에 대하여 이익조정 유인을 파악하고 이익조정 수단이 되는 계정 과목을 추출하여 이익조정을 억제할 수 있는 대책이 강구될 필요가 있다. 계정과 목이 이익조정 수단으로 이용될 경우 보다 수월한 계정과목을 이익조정의 수단으 로 활용될 가능성이 높기 때문이다. 이때 계정과목의 특성과 수익비용인식에서 오는 회계기준 유연성, 이에 내재된 세무규제나 세무상 인정범위 등이 고려될 수 있다.

선행연구를 보면 자산으로의 이전이 가능한 계정과목, 한도초과액이 있는 계정 과목, 범위가 광범위하여 구분과 기준이 명확치 않은 계정과목 등 경영자의 재량 적 비용이 이익조정의 대상이 되어왔음을 알 수 있다. 연구개발비의 자산이전을 통하여 이익조정이 이루어지기도 하고(김문태 등 2006), 재고자산을 이용하여 매 출액을 상향조정하거나 매출원가를 하향조정하는가 하면(나영과 육지훈.2014), 접대비를 이용하여 이익조정이 시도되기도 한다(김문태와 이선화 2016). 김문태 와 이선화(2016)에 따르면, 접대비 한도초과액이 클수록 이익조정의 정도가 커지 게 된다.

이외에도, 박종일과 전규안(2009)은 보고이익을 공시하기 전에 기업의 경영자 가 공시전 이익이 기대치에 미치지 못할 경우 법인세비용을 이용하여 이익을 조 정한다고 주장하였다. 김문태와 김현아(2011)의 연구에서는 목표이익을 달성하기 위하여 매도가능증권처분차익을 활용하고 있음을 보여주었으며, 이장건(2014)은 기업의 이익조정 수단으로 투자자산을 활용하고 있음을 제시하였다. 양동재 (2011)는 재량적 비용으로 수선비, 교육훈련비, 광고선전비, 연구개발비를 제시 하여 이들의 합이 이익조정에 영향을 미치는 지를 분석한 결과 이익조정의 수단 이 됨을 보여주었다.

한편, 배준호 등(2014)은 2004년부터 2011년까지 유가증권시장과 코스닥시장 의 상장기업을 대상으로 기업수명주기에 따라 연구개발비 회계처리가 달라지는지 를 분석한 바 있다. 분석결과, 성장기업은 이익의 상향조정이나 적자를 회피하기 위하여 연구개발비를 자산 처리하는 것으로 나타났다. 반면에 쇠퇴기 기업은 법 인세 부담을 덜기 위하여 연구개발비를 비용 처리했음이 드러났다.

2000년부터 2010년까지 5,921개의 제조업을 영위하는 상장기업을 대상으로 분석한 구정호와 김상일(2014)의 연구에서는, 판매관리비, 인건비, 교육훈련비 등 재량적 원가를 통한 이익조정이 행해지고 있음이 확인되었다. 구체적으로 재량적 원가를 이용한 이익조정을 실시한다면 발생액을 통한 이익조정과 같이 이익의 인식시기를 조정할 수 있기 때문에 이익조정을 실시한 당해 연도와 차기 연도는 서로 다른 원가행태를 나타낼 것임이 가정되었다. 당기의 비대칭적 원가행태로서, 이익조정을 통해 당기에 절감된 재량적 원가가 차기에 반전되는지를 검증한 결과, 판매관리비, 인건비, 교육훈련비 감소를 통해 이익을 높인 기업은 차기 이후에 오히려 모든 원가항목에서 하방경직적인 원가행태를 보여주었다. 구정호와 김상일(2014)은 이것이 당기의 이익조정이 차기 이후에 반전되는 장기에 걸친 체계적인 원가행태의 변화가 있었음을 의미한다고 해석하였지만, 이를 검증하기 위한 시계열적 분석은 수행하지 못하였다.

이상의 선행연구들은 손익계정의 구체적인 계정과목들을 통해 행해지는 이익조정 가능성을 탐구한 것이다. 재고자산, 투자자산, 매도가능증권처분차익, 접대비, 법인세비용, 수선비, 교육훈련비, 광고선전비, 연구개발비, 판매관리비, 인건비 등 손익계정의 구체적인 항목들에서 이익조정이 행해지고 있음을 알 수 있다. 이로써, 기업의 이익조정 행태를 확인하기 위해서는 손익계정들 하나하나를 모두 포함하는 분석이 필요하다는 점이 분명해진다.

2.3 이익조정에 관한 연구

기업의 목적은 영업활동을 통한 이윤창출에 있고 또한 창출된 이익을 공유하는 투자자, 채권자, 종업원, 정부 등 다양한 이해관계자들로 구성되어있다. 따라서 기업은 각 이해관계자집단의 요구에 맞는 회계정보를 제공하게 되고 특히 기업의 경영성과를 나타내는 손익계산서의 경우 종업원이 청구권을 갖는 매출총이익, 영업이익, 정부가 청구권을 갖는 세전이익, 주주가 청구권을 갖는 당기순이익 순의 계산구조를 갖고 각 이해관계자집단의 의사결정을 지원하고 있다. 이들 중 투자

자, 채권자 등은 기업의 영업활동과 직접적으로 관련된 자금제공자로서 기업의 재무상태와 경영성과가 나타난 재무제표를 통해서 투자 의사 결정을 하게 되는 것이다. 이 과정에서 기업의 경영자는 더 나은 경영성과를 제공하기 위해 인위적으로 손익계정 수치를 왜곡시킴으로써 투명성이 결여된 회계정보를 전달하게 되는데 이를 이익조정이라 한다.

기업은 회계정보로서 기업의 영업활동에서 발생하는 모든 거래를 계속기업을 전제로 경제적 실질에 따라 측정, 분류, 집계하여 재무제표로 요약하고 이를 통해 나타난 경영성과와 재무정보를 기업의 이해관계자들에게 투명하게 제공하여야 한다. 하지만 현행 기업회계는 특성상 발생주의에 의하여 회계정보가 산출되기 때문에 경영자의 의도만 있다면 회계정보가 왜곡되어 이해관계자들에게 제공될 위험성이 잠재되어 있다. 왜냐하면 발생주의 회계는 현금이 수취되거나 현금이 지급되는 시점에 수익과 비용이 인식되는 현금주의와는 달리 기업의 현금 수취여부나 지급여부에 관련 없이 수익은 실현되었을 때 인식하고 비용은 발생하였을 때 인식하기 때문이다. 기업들은 재고자산을 이용하여 팔리지 않은 상품을 외상 매출금 등 수익으로 인식하거나 감가상각비나 대손상각비, 손상차손 등의 비용을 추정함에 있어 경영자의 자의적 판단으로 과소계상 하는 등 이익조정 수단으로 이용할 수 있다.

이러한 이익조정들은 이익을 창출해야 하는 기업의 생리상 실제보다 더 나은 경영성과를 보고하려는 의도를 숙명적으로 갖고 있기 때문이다. 이익조정방법으로는 재량적 발생액을 이용한 이익조정과 실제 이익조정, 분포를 이용한 이익조정 등이 있으며 최근에는 이익조정 측정수단으로 이들 방법들을 혼용하여 쓰고 있다. 재량적 발생액을 이용한 이익조정, 실제 이익조정, 분포를 이용한 이익조정에 대한 국내의 주요 선행연구들을 정리하면 다음의 <표 2-1>과 같다.

〈표 2-1〉 이익조정방법에 따른 주요 선행연구 분류

연도	재량적 발생액을 이용한 이익조정	실제 이익조정	분포를 이용한 이익조정
2001			최순재 · 강내철
2003	박종성 · 이은철		
2004			송인만 · 백원선 · 박현섭
2006	김문태 · 전성일 · 고대영 김지홍 · 고윤성		강내철
2007			이은철 · 손성규 강내철 · 박성환 김문태 · 위준복(B)
2008	곽태완 · 노준화	김지홍 · 고재민 · 고윤성	송인만 · 박연희 박종찬 · 윤소라
2009		김지홍 · 배지현 · 고재민	구정호 · 박연희 · 백태영
	박희우 · 노밝은 · 안치현 · 이세운		
2011		이영한 · 김성환	김문태(B) 김형순(B)
2012		이세용 · 노밝은	김동욱(B)
	배한수 · 김경화, 박영규		
2013	김종일	배한수 · 김경화	장지영 · 김지령 강내철 · 박진모(B) 강내철(B) 김동욱(B) 김동욱 · 강혜림(B) 이장건(B)
	박종일 · 윤소라		
2014	이장건	나영 · 육지훈	권택우 · 김형순(B)
	차승민 · 문보영 · 강일주		김문태 · 박만수(B) 김보영 · 김동욱(B)
2015	이현주 이복숙 · 안상봉	최종서 · 백정한 · 곽영민 안성운 전홍민 · 유용근	김동욱(B) 김형순 심호석 이장건(B)
2016	문현주 이장건	안성운	김동욱(B) 김문태(B) 최신영 · 김동욱(B)
2017	김선일 · 이성균 · 강태균		

주) 재량적 발생액 이익조정과 실제 이익조정에 걸쳐있는 셀은 두 이익조정방법의 비교를, 분포를 이용한 이익조정 목록에서 (B)는 벤포드법칙을 이용한 연구를 나타냄

2.3.1. 재량적 발생액을 이용한 이익조정 연구

재량적 발생액을 이용한 선행연구들은 주로 회계제도 개선이 회계투명성에 미치는 영향을 분석하였다(박종성과 이은철 2003; 차승민 등 2014; 이복숙과 안상봉 2015; 문현주 2016; 김선일 등 2017). 회계제도 개선이 경제위기 상황에서 경제 재구조화를 위해 도입되었던 경향으로 인하여, 회계제도 개선의 시점을 1997년의 외환위기(박종성과 이은철 2003)와 2007년의 글로벌금융위기(이복숙과 안상봉 2015; 김선일 등 2017)를 기준으로 하여 그 전·후를 비교하는 방식으로 진행되었다. 물론, 전·후 시기의 비교가 아니라 금융위기 이전 시기의 이익조정 형태를 분석하거나(이현주 2015), 금융위기로 인한 K-IFRS(한국채택국제회계기준, Korean International Financial Reporting Standards) 도입 이후를 분석대상으로 하여 회계투명성을 분석하기도(차승민 등 2014; 문현주 2016) 하였다. 재량적 발생액이 큰 기업일수록 경영자의 의도적인 이익조정이 반영되고 있었으며(김종일 2013), 이는 외국인주주가 빠져나가고 대주주지분율이 높을 경우 이익조정 형태가 커진다는(김지홍과 고운성 2006; 이복숙과 안상봉 2015; 김선일 등 2017) 점에서, 경영자의 기업지배구조가 이익조정 행위와 관련이 있음을 추정할 수 있다.

재량적 발생액을 이용한 이익조정 연구들을 구체적으로 살펴보면, 박종성과 이은철(2003)은 외환위기 영향으로 회계제도가 개선되기 이전인 1995년부터 1997년까지, 회계제도 개선 후인 1998년부터 2000년까지를 연구기간으로 하여 상장기업 중 제조업에 한정하여 회계제도 개선이 회계투명성에 미친 영향을 분석하였다. 분석결과 회계제도 개선 이후에 재량적 발생액이 유의적으로 감소하여 회계투명성이 제고되었음을 보여주었다. 김문태 등(2006)은 1998년부터 2003년까지 계속상장기업 중 제조업을 대상으로 연구개발비의 자산화가 이익조정의 수단으로 활용되는지를 재량적 발생액을 이용하여 분석하였다. 분석결과로서 연구개발비에 자산으로 이전되는 비중이 상대적으로 높을 때 재량적 발생액과의 유의적인 양(+)의 관계를 파악하여 이익 증가 수단으로 이용되고 있음을 확인하였다.

김종일(2013)은 2000년부터 2009년까지 유가증권 상장기업을 대상으로 수익비용대응의 적절성과 이익조정간의 관계를 분석하였다. 분석결과, 재량적 발생액

이 큰 기업일수록 수익에 대응한 비용의 수준은 낮은 것으로 드러나 경영자의 의도적인 이익조정이 반영되었음을 파악하였다. 곽태완과 노준화(2008)는 1999년부터 2004년까지 유가증권상장기업, 코스닥상장기업, 비상장기업이지만 외부감사대상기업을 대상으로 기업이 경영성과를 제고하기 위하여 재량적 발생액을 이용한 이익조정을 실행할 경우 법인세에 미치는 영향을 연구하였다. 연구결과 재량적 발생액과 법인세부담액의 관계는 유의성을 찾을 수 없었지만 재량적 발생액은, 법인세비용 등에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

김지홍과 고윤성(2006)은 외환위기 이후인 1997년부터 2003년까지 상장기업 중 제조기업을 대상으로 정부의 부채비율 감축목표인 200% 목표부채비율을 준수하기 위하여 기업들이 이익을 증가시키는 방법으로 부채비율을 축소시켰는가를 검증하였다. 검증결과, 재량적 발생액과 부채변동분은 음(-)의 유의적인 관계를 보여 기업들이 외환위기 이후 목표부채비율을 준수하기 위하여 이익조정을 실행한 것으로 드러났다. 또한, 경영자지분율이 높은 집단에서 이익조정을 이용한 부채비율 축소 동기가 나타났으나 외국인투자자 지분율과 이익조정을 이용한 부채비율 축소는 유의적인 관련성을 찾지 못하였다.

이상은 금융위기 이전의 시기들에 대한 선행연구들로서, 외환위기 이후 회계투명성 도입으로 회계투명성이 높아진(박종성과 이은철 2003) 측면이 있으나, 계속 상장기업에서 연구개발비, 법인세비용 등, 부채비율 등에서 이익조정이 행해지고 있음을(김문태 등 2006; 곽태완과 노준화 2008; 김지홍과 고윤성 2006) 보여주고 있다. 특이한 점은, 경영자지분율이 이익조정과 관련이 있으나 외국인투자자 지분율은 관련성이 적은 것으로 나타났다는 것이다. 이는 외환위기 이후에서 금융위기 이전까지의 시기에 외국인투자자 지분율이 이익조정 행위와 관련성이 적을 수 있음을 암시하는 것이다. 금융위기 이후의 경우 외국인투자자 지분율은 회계투명성과 정(+)의 관계로 나타났다(이복숙과 안상봉 2015)는 점에서 유추할 수 있다.

금융위기를 기준으로 하여 재량적 발생액을 이용한 이익조정을 분석한 선행연구들 중에서, 차승민 등(2014)은 2009년부터 2012년까지 유가증권 또는 코스닥 시장에 상장된 상장기업을 대상으로 국제회계기준 도입이 기업의 회계투명성에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 재량적 발생액으로 측정한 이익조정 규모는

K-IFRS 조기도입 시점에서는 조기도입 기업에 대해, 그리고 K-IFRS 의무도입 시점에서는 의무도입 기업을 중심으로 유의하게 감소한 것으로 나타났다. 문현주(2016)는 2007년부터 2014년까지 코스닥상장기업 중 제조업을 대상으로 K-IFRS와 K-GAAP(Korea-Generally Accepted Accounting Principle, 일반적으로 인정된 회계원칙)을 적용할 경우 이익의 질을 비교 검증 하였다. 검증 결과 경영자의 재량에 의하여 실행되는 재량적 발생액을 이용한 이익조정 행위가 K-IFRS 적용시 감소하여 이익의 질이 K-GAAP 적용시보다 개선되었음을 보여 주었다.

이복숙과 안상봉(2015)은 2004년부터 2010년까지 한국거래소에 계속 계속 상장된 기업 중 글로벌 금융위기 기준년도인 2007년도를 제외한 총 6년을 연구대상으로 하여 글로벌 금융위기 전·후 기업의 소유구조가 이익조정에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과, 금융위기가 회계투명성을 약화시켰으며 외국인지분율은 감소하고 대주주지분율은 증가한 것으로 나타났다. 또한 외국인지분율이 높을수록 재량적 발생액이 감소하여 회계투명성이 제고되었으며 대주주지분율이 높을수록 회계투명성을 낮아진 것으로 나타났다.

이현주(2015)는 KOSPI 제조업에 대하여 이연법인세자산을 이용한 이익조정유무와 이익조정 행태에 따른 이연법인세변동액과 재량적 발생액의 관계에 대하여 분석하였다. 이를 위하여 이연법인세회계 제도가 동일한 2005년과 2006년을 검증기간으로 하였으며 이에 대한 재량적 발생액 측정을 위한 추정기간은 2005년인 경우 2002년부터 2004년까지, 2006년인 경우 2003년부터 2004년까지로 하였다. 분석결과를 보면 첫째, 이익조정이 나타나지 않고 일시적 차이에 대한 미인식 항목이 드러나지 않은 경우에는 이연법인세변동액과 재량적 발생액은 정(+)의 관계를 나타냈다. 둘째, 목표이익 초과시 이익을 하향조정하려는 의도로 이연법인세자산을 과소계상할 경우에는 이연법인세변동액과 재량적 발생액은 부(-)의 관계를 보였다. 셋째, 목표이익 미달시 이익 상향조정 의도로 이연법인세자산을 과대계상할 경우 상반되는 이연법인세변동액의 재량적 발생액에 대한 정보와 이익조정 효과가 모두 혼재되어 유의한 관계가 나타나지 않았다. 넷째, 이연법인세자산을 정상적으로 계상한 기업군에서는 목표이익 오류를 제거하려는 이익조정동기가 생기며 이연법인세 변동액과 재량적 발생액은 부(-)의 관계를 보였다. 이러

한 결과로 볼 때 이연법인세부채의 실현가능성 여부를 이용한 이연법인세변동액의 이익조정 행태를 보여주는 것이다.

김선일 등(2017)은 2004년부터 2010년까지 한국거래소에 상장된 기업 중 글로벌위기 기준년도인 2007년도를 제외한 총 6년을 연구대상으로 하여 글로벌금융위기가 기업의 이익조정에 영향을 미쳤는지와 대주주지분율과 외국인지분율의 변화에 따라 이익조정이 영향을 받는지를 분석하였다. 분석결과 글로벌 금융위기는 외국인지분율을 낮추고 대주주지분율을 높였으며 이익조정에도 영향을 미치는 것으로 파악되었다. 또한 대주주지분율이 높을수록 회계투명성이 낮아지고 글로벌 금융위기는 코스피 시장에서 회계투명성을 약화시키는 유인이 되었음을 나타냈다.

일부 선행연구에서는 금융위기 이후 국제회계기준의 도입으로 회계투명성이 높아진 것으로 나타나기도 하였다(차승민 등 2014; 문현주 2016). 하지만 또 다른 선행연구에서는 글로벌 금융위기로 인하여 외국인지분율이 낮아지고 대주주지분율이 높아지는 상황이 오히려 회계투명성을 약화시키고 있음도 확인된다(김선일 등 2017). 이연법인세계정 등에서 여전히 이익조정 행위가 발생하고 있다는 것이다. 이러한 상반되는 연구결과들을 확인하기 위해서도 금융위기 전·후의 비교가 필요하다.

2.3.2 실제 이익조정에 관한 연구

경영자가 이익조정을 시도하려고 할 때 가능한 이익조정의 도구는 재량적 발생액을 이용한 이익조정과 실제 이익조정이다. 박영규(2012)에 따르면, 외국계 회계법인이 회계감사에 참여하기 이전에는 재량적 발생액을 이용한 이익조정이 주로 이루어졌으나, 재량적 발생액을 이용한 이익조정이 회계감사에서 드러나기 쉽다는 점에서, 기업의 경영자들은 실제 이익조정으로 방법을 선회하기 시작한 것으로 보인다. 재량적 발생액 이익조정이 실제 이익조정으로 바뀌고 있는 것이다.

이는 앞에서 살핀 <표 2-1>의 연도별 연구목록들에서도 확인된다. 2008년도까지는 재량적 발생액을 이용한 이익조정에 대한 연구가 주를 이루었으나(박종성

과 이은철 2003; 김문태 등 2006; 김지홍과 고운성 2006; 곽태완과 노준화 2008), 2008년 이후 실제 이익조정에 대한 연구가 꾸준히 증가하였다(김지홍 등 2008; 2009; 이세용과 노밖은 2012; 이영한과 김성환 2011; 배한수와 김경화 2013; 나영과 육지훈 2014; 최종서 등 2015; 안성운 2015; 2016; 전홍민과 유용근 2015). 하지만, 금융위기 이후 외국인지분율이 낮아지면서 다시 재량적 발생액을 통한 이익조정이 시도되고 있다는 점에서, 재량적 발생액 이익조정과 실제 이익조정을 비교하는 형태의 연구들(박희우 등 2009; 배한수와 김경화 2012; 박영규 2012; 박종일과 윤소라 2013)이 시도되고 있다. 벤포드법칙을 이용한 연구들도 금융위기 이후 두드러지고 있다.

김지홍 등(2008)은 대표적인 이익조정 동기인 적자 회피와 이익 평준화를 위해 기업들이 실제로 경영활동을 변경시켜 이익을 조정하는지를 검증하기 위하여, 재량적 발생액을 활용하거나 영업 활동 등을 변경하여 이익조정이 시도되었던 사실을 밝힌 기존의 연구들에서 기업들이 직접적으로 영업 활동을 변경하는 실제 이익조정 활동을 수행하고 있음에 대한 검증을 시도하였다. 배한수와 김경화(2013)는 성장기 기업에서는 주로 하향의 실제 이익조정이 이루어지며, 쇠퇴기 기업에서는 상향의 실제 이익조정이 이루어지는 것을 확인하였다. 성장기 기업의 하향 이익조정은 차기 경영성과에 음(-)의 영향을, 쇠퇴기 기업의 상향 이익조정은 차기 경영성과에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 실제 이익조정이 차기 경영성과와 추가수익률에 차별적인 영향을 미친다는 것을 의미한다.

실제 이익조정에 관한 이후의 선행연구들에서는, K-IFRS 도입 기업에서 대부분의 실제 이익조정 규모의 대용치에서 유의하게 감소되었다는 점에서 금융위기 이후 도입된 국제회계기준이 회계투명성에 영향을 끼쳤음과(차승민 등 2014), 금융위기 이후 실제 이익조정 행태가 감소되어 회계투명성이 제고되었음이(안성운 2015) 확인되었다. 반면, 2007년도와 2008년도의 금융위기 시점에서 재량적 비용을 감소시키거나 단위당 고정제조원가배부액 조정을 통한 실제 이익조정 행위가 실행되었음도(안성운 2016) 보고되었다. 특히, 대규모상장기업일수록 적자회피가 의심되는 기업일수록 기말재고자산을 비정상적으로 감소시켜 매출액을 상향 조정하는 경향이 있음과(나영과 육지훈 2014), 기업의 원가구조상 고정비 비중이 큰 경우 비정상적으로 재고자산을 대량생산하는 방식으로 이익을 과대계상하고

있음이(이세용과 노밖은 2012) 나타났다.

실제 이익조정에 관한 선행연구들을 구체적으로 살펴보면, 차승민 등(2014)은 2009년부터 2012년까지 유가증권 상장기업과 코스닥 상장기업을 대상으로 K-IFRS 도입이 기업의 회계투명성에 미치는 영향을 실제 이익조정 규모를 통해 검증하였다. 검증결과 K-IFRS가 의무적으로 도입된 이후 K-IFRS가 의무적으로 도입된 기업을 중심으로 대부분의 실제 이익조정 규모의 대응치에서 유의하게 감소한 것으로 나타나 K-IFRS 도입이 회계투명성을 제고한 것으로 파악되었다. 안성윤(2015)은 2005년부터 2010년까지 유가증권상장기업을 대상으로 글로벌 금융위기가 기업의 실제 이익조정 행태에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 비정상영업현금흐름과 비정상제조원가를 발생시키는 실제 이익조정 행태는 감소한 것으로 나타난 반면 비정상재량적 비용은 유의하지 않은 결과를 보여 광고선전비, 복리후생비, 교육훈련비 등 재량적으로 조정이 가능한 비용항목을 감소시키는 실제 이익조정 행태는 나타나지 않았다. 이러한 결과는 글로벌 금융위기 이후에 실제 이익조정이 감소하였음을 보여주고 회계투명성이 제고되었음을 시사하는 것이다.

금융위기 이후 회계투명성이 제고되고 있음을 보고한 선행연구들과 달리, 또 다른 선행연구들에서는 금융위기 이후에도 여전히 실제 이익조정 행위가 발생하고 있음을 보여주고 있다. 나영과 육지훈(2014)은 2006년부터 2010년까지 연속 상장된 유가증권 상장기업(KOSPI)을 대상으로 기말재고자산의 비정상적인 변동액이 매출액조정액 및 매출원가조정액에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과, 기업들이 기말재고자산을 이용하여 이익조정을 수행하는 방법으로 매출원가 보다는 매출액을 활용하고 있음을 보여주었다. 구체적으로 대규모 상장기업일수록 적자회피가 의심되는 기업일수록 기말재고자산을 비정상적으로 감소시켜 매출액을 상향 조정하는 경향이 있는 것으로 파악하였다. 안성윤(2016)은 2005년부터 2010년까지 유가증권상장기업을 대상으로 2007년과 2008년 글로벌 금융위기 시점에 유가증권 상장기업의 실제 이익조정 행태를 분석하였다. 분석결과 2007년 성장주 기업은 상대적으로 경영자의 재량적 선택이 가능한 판매관리비 중 재량적 비용을 감소시켜 이익을 상향조정하는 실제 이익조정을 실행하였다. 2008년인 경우에는 성장주 기업은 생산수준을 감소시켜 단위당 고정제조원가 배부액

조정을 통해 보고이익을 하향조정하는 실제 이익조정을 실행한 것으로 나타났다.

한편, 이세용과 노밖은(2012)은 1994년부터 2008년까지 유가증권 상장기업 중 제조업을 대상으로 실제 영업활동을 통한 이익조정 행위가 기업특성에 따라 다르게 나타나는지를 분석하였다. 분석결과, 기업의 원가구조상 고정비 비중이 큰 경우 비정상적으로 재고자산을 대량 생산하는 REM(Real activity earnings management)을 통해 이익을 과대계상 하는 것임을 보여주었다. 이는 제품을 생산하는 제조기업에서는 제품의 생산규모에 따라 단위당 제조원가가 달라지기 때문에 대량생산인 경우 제조원가가 감소하면서 이익이 증가하기 때문이다. 최중서 등(2015)은 2011년부터 2013년까지 한국증권거래소에 상장된 기업을 대상으로 경영자들이 영업권 손상인식 지연을 정당화하기 위하여 실제 이익조정을 실시하는지 분석하였다. 분석결과, 경영자들은 영업권 손상인식을 지연하면서 실제 이익조정을 이용하여 현금흐름을 증가시키고 있음을 보여주었다.

실제 이익조정에 관한 선행연구들을 통하여, 국제회계기준 도입이 회계투명성을 제고하기는 하였으나(차승민 등 2014), 여전히 비정상적인 경영활동을 통해 매출액과 재고자산을 상향하거나 하향하는 등의 이익조정 행위가 이루어지고 있음을(이세용과 노밖은 2012; 나영과 육지훈 2014) 알 수 있다. 하지만, 실제 이익조정 행위는 장기적으로 볼 때 기업에 악영향을 끼치게 된다는(김지홍 등 2008; 2009) 점에서, 실제 이익조정 행위가 발생하지 않도록 하는 어떤 장치가 필요하다는 점은 분명하다. 금융위기 이전에 대한 연구에서, 김지홍 등(2009)도 1995년부터 2002년까지 유가증권 상장기업을 대상으로 Roychowdhury(2006) 모형에 의한 실제 이익조정이 시계열적인 기업의 장기성과에 미치는 영향을 분석하면서, 실제 이익조정은 장기 영업성과 및 주가성과에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 기간이 장기화 될수록 그 정도는 심해질 것으로 예측하였다.

2.3.3 분포를 이용한 이익조정에 관한 연구

통계학의 중심극한정리(Hans Fischer 2010; 주상렬 등 1985; 김근익 1991)에 따르면, 사회현상은 중심극한정리에 의하여 독립적인 확률변수들의 평균이 정

규분포에 가까워지는 성질이 있으며, 정규분포는 평균을 중심으로 좌우대칭으로 종 모양을 이루는 것으로 알려져 있다. 이러한 분포를 이용하여 이익조정 행위가 있었는지를 밝힐 수 있다는 점(Burgstahler and Dichev 1997)에 착안하여, 송인만 등(2004)은 이익조정이 없는 상태에서 기업이이익수준의 횡단적 분포가 평탄하다고 가정하고 이를 이익조정 행위를 측정하는 데 사용하였다. 회계수치에 근거한 다양한 계약비용이 회계이익이 (0) 이하일 때 크게 발생할 것으로 예상되기에, (0)이라는 기점을 중심으로 이익을 음(-)에서 양(+)으로 조정하려는 경영자의 동기가 클 수 있다고 가정한 것이다. 분석결과, (0)에 약간 미달하는 기업의 50% 이상이 이익을 상향조정하여 흑자로 보고하고 있음이 드러났다.

하지만, 분포를 이용한 이익조정 연구의 결과들은 어느 한 방향으로 고정되지 못하였다. 외환위기 이후 기업들의 이익조정 행위를 분포를 이용하여 분석한 선행연구들은 성공적이기도 하였고(강내철과 박성환 2007; 송인만과 박연희 2008), 성공적이지 못하기도 하였다(이은철과 손성규 2007; 박종찬과 윤소라 2008). 다만, 금융위기 이후 기업들의 이익조정 행위에 대한 분포를 이용한 분석으로 접근하였을 때에 국제회계기준 도입직후에는 어느 정도 이익조정 행위가 감소하였으나(김형순 2015), 대체로 증가하거나 감소하지 않은 것으로(장지영과 김지령 2013; 김형순 2015; 심호석 2015) 나타났다. 특히, 이익조정의 빈도가 낮다고 하더라도 그 폭은 더 컸음이 드러나기도 하였다(심호석 2015). 한편, 적자 회피를 위한 이익조정이 실제로 행해진 것이 아니라 단순히 보수주의 회계처리로 인한 결과일 수 있다는(강내철 2006) 주장이 제기되기도 하였다.

분포를 이용한 이익조정 연구의 내용을 구체적으로 살펴보면, 외환위기 이후의 연구에서 이은철과 손성규(2007)는 1996년부터 2005년까지 상장기업 중 제조기업을 대상으로 이익조정 측정수단으로 이용되고 있는 횡단면적 분포가 이익조정 수단으로 타당한지를 검증하였다. 이를 위하여 비재량적 이익(nondiscretionary income)을 조정전 이익이라고 보고, 조정전 이익을 기준으로 0에 약간 못 미치는 적자 기업들이 0보다 조금이라도 높은 이익을 보고하기 위해 이익조정을 실행하는지에 대하여 분석하였다. 분석결과 조정전 이익 기준으로 0에 가까운 손실 기업들의 재량적 발생액이 이와 인접한 다른 이익구간과의 차이를 확인하지 못하였다. 또한 당기순이익을 기준으로 0에 인접한 흑자 기업들의 재량적 발생액이

이와 인접한 다른 이익구간과의 차이를 보여주지 못함으로써 이익조정 측정수단으로 횡단면적 분포를 이용할 경우 분석결과가 왜곡될 수 있음을 시사하였기도 하였다.

강내철과 박성환(2007)은 외환위기 후인 1999년부터 2005년까지 상장기업 중 제조기업을 대상으로 이익분포에서 보여주는 소액의 이익보고 집중현상이 법인세 부담액을 줄이려는 조세전략과 보수주의와 인과관계가 있을 것으로 추정하여 소액의 이익구간과 다른 이익구간을 비교하여 어느 쪽이 조세부담이 높은지를 분석하였다. 분석결과 법인세부담이 높은 경우 경영성과가 소액의 이익으로 나타난다고 주장하였다. 송인만과 박연희(2008)는 2003년부터 2006년까지 계속 상장된 제조기업을 대상으로 이익분포를 이용하여 기업의 적자회피성향이 분기별 보고 이익조정에 대한 영향을 분석하였다. 분석결과 4분기 보고서 동일 회계기간의 1~3분기의 보고이익보다 이익조정이 낮은 것으로 파악하였다. 박종찬과 윤소라(2008)는 1994년부터 2006년까지 증권선물거래소 상장기업을 대상으로 0 중심으로 이루어지는 이익분포의 비연속성이 적자회피 수단이었는지를 분석하였다. 분석결과 당기순이익을 나누는 요인에 따라 영향을 받는 것으로 나타났으며, 0을 중심으로 소액흑자와 소액적자 사이의 재량적 발생액이 양(+)인 기업의 비율도 유의한 차이를 보이지 않고 재량적 발생액이 음(-)인 기업의 분포에서도 0을 중심으로 단절현상이 명확하여 당기순이익의 비연속적 분포는 적자회피를 위한 행위임을 보여주지 못하였다.

금융위기 이후의 연구에서, 장지영과 김지령(2013)은 2006년부터 2010년까지 한국거래소기업중 비금융업을 대상으로 기업이 매출 관련비용인 판매보증비를 이용하여 손실을 회피하는지를 분석하였다. 또한 판매보증비를 이용한 이익조정 가능성이 높은 기업의 판매보증충당부채에 대하여 자본시장에서 투자자들의 평가는 어떤지를 분석하였다. 이익수준분포를 독립변수로 두고 판매보증비와 주가를 종속변수로 설정하여 수행한 연구의 분석결과 판매보증비가 이익조정의 수단으로 이용됨을 확인하였고 판매보증충당부채는 유의적인 결론을 얻지 못하였다. 김형순(2015)은 2008년부터 2013년까지 거래소에 계속 상장된 기업을 대상으로 기업이 획득한 3분기 누적이익과 연차보고서의 당기순이익을 분석하였다. 분석결과, 기업의 이익조정은 국제회계기준 도입 직전과 직후연도에 유의하게 감소하였

다가 그 이후에는 증가하는 것으로 나타났다. 3분기 누적이익에 대한 분석에서는 작은 규모의 조정으로도 적자회피가 가능한 소액적자구간과 소액흑자구간에 속한 기업들은 국제회계기준 도입 이후에 이익조정이 감소하지 않은 것으로 나타났다.

심호석(2015)은 2000년부터 2013년까지 상장기업 중 제조기업을 대상으로 적자회피와 관련된 이익조정유형을 6가지로 구분하고 유형별로 이익조정 빈도와 크기를 분석하였다. 분석결과, 흑자전환의도의 이익조정 빈도는 조정전 흑자를 이룬 상태에서 이익폭을 증가시키거나 감소시키기 위한 전략의 이익조정 빈도보다 적다. 즉, 흑자를 발생시키거나 적자를 회피하기 위한 이익조정 빈도보다 조정전 흑자기업인 경우 이익을 조정하는 빈도가 훨씬 높은 것으로 나타났다. 하지만 이익조정 규모면에서는 흑자전환의도의 이익조정 규모가 다른 유형의 이익조정 규모보다 유의하게 큰 것으로 나타났다. 이는 흑자전환을 위한 이익조정의 빈도는 낮더라도 이익조정 규모는 대폭적이라는 것을 의미하는 것이다.

한편, 강내철(2006)은 1994년부터 2004년까지 상장기업 중 제조업을 대상으로 소액 흑자보고와 보수주의 회계처리와의 관련성을 분석하였다. 분석결과 소액의 흑자보고는 적자를 회피하기 위한 조정이 아닐 수 있으며 반면에 보수주의 회계처리로 인한 결과일 수 있다고 주장하였다. 이는 이익조정으로 나타나는 분포가 사실상 경영자의 의도에 의한 것이라기보다는 보수주의 회계처리의 결과로 해석될 수 있다는 점에서, 정상분포를 기준으로 이익조정 행위를 판단하기에 어려움이 있음을 시사한 것이다.

극한중심정리에서 평균을 중심으로 한 종 모양의 정규분포 그래프를 가정하는 것과 달리, 벤포드법칙은 오히려 소숫점 이하의 수치들에서 0에서 9까지의 수치들이 마치 로그함수 그래프의 형태로 그 빈도가 나타난다는 점을 가정한다. 숫자들의 분포를 이용하는 점에서 공통점이 있으나, 수치들의 평균을 중심으로 한 분포와 개별 수치들의 분포에 대한 것이라는 점에서 다르다. 또한 정규분포 그래프가 평균을 중심으로 한 수치들의 분포 비율이 정상적이라고 가정하는 반면, 벤포드법칙의 그래프는 개별 수치들의 분포비율이 비정상적이라고 가정한다. 벤포드법칙에 따르면 개별 수치들이 정상분포를 이룬 상태가 곧 자연적이지 않고 인위적인 숫자배열이기 때문에, 소숫점 이하의 수치들의 분포를 이용하여 이익조정 행위의 가능성 여부를 추정할 수 있다고 주장한다. 이에 벤포드법칙에 관한 연구

를 살펴보려고 한다.

2.4 벤포드법칙에 관한 연구

2.4.1. 벤포드법칙과 회계감사 예비탐지 가능성

기업의 경영자는 적자보고를 회피하려는 경향을 가지고 있다(송인만 2014; 구정호 등 2009; Michael Lacina, et al. 2013; B. Brian Lee, et al., 2014). 경영자는 또한 이익보고에서 적자보고를 회피할 목적으로 이익조정을 수행할 수 다(Carlsaw 1988; Thomas 1988; Hayn 1995; Burgstahler and Dichev 1997). 따라서 기업의 건전한 발전을 위해서는 이익조정 행위에 대한 감시가 필요하다.

일반적으로 이익조정 행위와 행태에 대한 선행연구들은 재량적 발생액을 이용하거나, 실제 활동을 통하거나, 분포를 이용하여 수행하였다. 하지만, 재량적 발생액과 실제 이익조정의 경우 개별 계정과목에 대한 이익조정 현상을 포착하지 못하고, 분포를 이용한 검증은 개별 계정과목에 대한 검증은 가능하나 기초총자산이나 기초총시장가치 등 나누는 수정인자에 따라 연구결과가 달라질 수 있다. 또한 이러한 방법들의 경우 이익조정 행위에 대해 사후적으로 확인함으로써 사실상 이익조정 행위를 바로잡도록 하기에는 시간적 격차가 발생한다. 벤포드법칙의 경우 한 회계기간만 가지고도 구체적인 계정과목을 통한 이익조정의 가능성을 탐지할 수 있기에, 즉각적인 대처가 가능하다.

미국의 국세청에서는 기업이 제출한 회계장부가 조작되었을 가능성이 있는지의 여부를 판단할 때 벤포드법칙을 사용하고 있다. 뿐만 아니라 학계에서도 벤포드법칙을 이용한 기업의 이익조정 관련 연구들이 활발히 진행되어 왔다. Geyer & Christoph(2014)에 따르면, 1988년 뉴질랜드에서 벤포드법칙이 회계가변성을 측정하기 위한 방법으로 사용되었고, 그 이후 미국과 핀란드, 영국, 일본 등 전세계적으로 확장되고 있다. 국내의 선행연구들에서도 회계정보의 신뢰성 검증을

위해 벤포드법칙을 이용하는 사례들이 꾸준히 이어지고 있다(김동욱 2012; 2013; 2015; 2015; 김동욱과 강혜림 2013; 김보영과 김동욱 2014; 최신영과 김동욱 2016; 김문태 2016). 벤포드법칙이 회계정보의 신뢰도 검증을 위해 회계 감사와 함께 사용되는 포렌식 어카운팅(forensic accounting) 기법의 중요한 이론적 근거이기 때문이다(김동욱 2012).

김동욱(2012)은 1991년부터 2009년까지 상장기업의 보고이익(당기순이익)을 거래소 기업군과 코스닥 기업군으로 구분하여 회계수치들이 벤포드법칙을 따르는지 검증하였다. 결과적으로 코스닥 기업군이 거래소 기업에 비해 상대적으로 이익조정의 가능성이 많음을 확인하였고, 벤포드법칙이 예비감사, 샘플링의 과정으로 활용될 수 있음이 확인되었다. 벤포드법칙을 이용한 연구는 비상장기업들이 외부감사를 회피하기 위하여 시도하는 이익조정의 방식을 포착하면서(김동욱과 강혜림 2013) 분석범위를 확장하였다. 지방자치단체 재무보고서의 회계수치가 거래소 상장기업의 회계수치에 비해 상대적으로 신뢰성이 떨어진다는 점이 확인되는가 하면(김동욱 2013; 2015), 당기순이익 및 당기순손실의 전체 수치만 보았을 때 문제가 없는 것처럼 보이는 공공기관의 회계수치가 적자보고 및 흑자보고로 나누었을 때 흑자보고에서 신뢰성에 문제가 있을 가능성을 보여주고 있음이 확인되기도 하였다(김보영과 김동욱 2014). 김동욱(2016)은 벤포드법칙이 회계숫자의 이상치나 신뢰성을 파악하는 예비탐지 검증의 방법으로 활용될 수 있음을 지방공기업 회계수치 검증을 통해 보여주었고, 최신영과 김동욱(2016)은 중국 상장기업 보고이익 수치의 신뢰성을 평가하는 방법으로 벤포드법칙을 이용하였다.

김문태(2016)는 2001년부터 2012년 까지 금융업을 제외한 기업-연도 횡단면 표본 6,838개를 대상으로 이익조정 대응변수로 수정 Jones 모형(Dechow et al 1995)에 의한 재량적 발생액을 추정한 후, 법인세 인하가 적용된 2002년, 2005년, 2009년, 2012년에 대응하여, 기업의 세무전략이 구사될 수 있는 2001년, 2004년, 2008년, 2011년을 각각 법인세 인하 직전년도로 규정하고 각각의 년도에 대하여 벤포드법칙으로 이익조정의 가능한 형태들을 추정한 바 있다. 시계열적 데이터에서 한 회계연도를 분리하여 이익조정의 가능성 여부를 추정한다는 데에 벤포드법칙의 장점이 있음을 알 수 있다. 기업의 회계부정이나 가격담합 등을 적발하는 데에 용이함을 의미한다.

2.4.2. 벤포드법칙을 이용한 국외 선행연구

〈표 2-2〉는 벤포드법칙을 이용한 국외의 선행연구 목록이다.

〈표 2-2〉 벤포드법칙을 이용한 국외 선행연구

Author(s)	Year	회계 가변성	Region
Carlslaw	1988	순이익과 경상이익(둘째자리 수치)	New Zealand
Thomas	1989	이익과 손실, 분기별이익, 주당이익(둘째자리 수치)	USA
Niskanen and Keloharju	2000	이익(둘째자리 수치)	Finland
Van Caneghem	2002	세전이익(둘째자리 수치)	UK
Van Caneghem	2004	세전이익(둘째자리 수치)	UK
Kinnunen and Koskela	2003	순이익과 순손실(둘째자리 수치)	Worldwide
Das and Zhang	2003	주당이익(둘째자리 수치)	USA
Skousen et al.	2004	이익(첫째자리, 둘째자리, 셋째자리, 그리고 넷째자리 수치)	Japan
Johnson	2009	순이익과 주당이익(첫째자리 수치)	USA
Jordan, Clark and Hames	2009	매출액(둘째자리 수치)	USA
Jordan and Clark	2011	순이익(둘째자리 수치)	USA
Geyer	2012	매출액(둘째자리 수치)	USA
Hsien Hsieh and Lin	2013	분기별이익(둘째자리 수치)	USA
Klaus Henselmann et al.	2013	XBRL 25개 재무제표항목(첫째자리)	Germany
Dan Amiram et al.	2015	재무상태표, 손익계산서, 현금흐름표(첫째자리)	USA
Ivann Shrestha	2016	재무상태표, 손익계산서, 현금흐름표(첫째자리, 둘째자리, 셋째자리)	USA
Ramesh Chandra Das et al.	2016	총자산, 매출채권, 고정자산, 유형자산, 재고자산, 유동자산, 유동부채, 매출액, 판매비용, 매출원가, 현금, EBIT, 직접세, 간접세(첫째자리, 둘째자리, 첫두자리)	India

〈출처〉 Geyer & Christoph(2014: 1488, table 3: Literature on Benford's Law in Accounting Data)에 2013년 이후 선행연구를 추가하여 제작성함

〈표 2-2〉는 Geyer & Christoph(2014:1488, table 3)가 2013년까지 벤포드법칙을 적용한 선행연구 목록을 정리 한 것에 2014년 이후의 선행연구 목록을 추가하여 작성한 것이다. 벤포드법칙을 이용한 국외의 선행연구들 대부분이 당기순이익, 경상이익, 세전이익, 주당이익과 매출액 계정 등의 손익계정 둘째자리 수치에 대한 개별적 분석으로 이루어졌음을 알 수 있다.

Carshaw(1988)는 뉴질랜드 기업을 대상으로 벤포드법칙을 이용하여 이익수치를 검증하였다. 벤포드법칙을 이용한 최초의 연구로 알려져 있다. 분석 결과 둘째자리에서 0의 발생빈도가 기대빈도보다 높고, 9의 발생빈도는 기대빈도보다 낮은 것으로 밝혀졌다. Carshaw(1988)에 따르면, 이러한 결과는 이익조정 의 근거이다. 둘째자리 9를 반올림하여 절상할 경우 9의 빈도는 낮아지고 0 등 낮은 수치의 빈도는 증가할 것이기 때문에 결과적으로 첫째자리 수가 높아져 전체수치의 상향조정이 일어나기 때문이다.

Thomas(1989)는 Carshaw(1988)의 연구모형을 재검증하였다. 분석결과, 흑자기업의 경우 Carshaw(1988)의 연구와 같이 기대빈도에서 차이가 있음이 확인되었다. 하지만 적자기업의 경우 다른 형태의 차이가 나타났다. 0이 기대빈도보다 낮고 9가 기대빈도보다 높은 것으로 나타나 흑자기업과 다른 행태를 보인 것이다. 이는 적자기업의 경우 손실을 회피하기 위한 이익조정이 실행되었으므로 해석되었다. 적자기업과 흑자기업의 이익조정 행태가 다름을 벤포드법칙으로 확인한 것이다.

Nigrini(1996, 2011)는 기업의 세무보고서 인위적인 회계수치를 구성하여 세금회피를 시도하는지 분석하여, 부담세액이 낮을수록 과세표준 수치를 이용한 세금회피를 실행한다고 주장하였다. Das and Zhang(2003)은 기업들이 재무분석가의 예측에 부합하고 흑자보고 등 최근실적을 유지하기 위하여 둘째자리 반올림을 통한 주당이익을 조정한다고 주장하였다. Aono and Guan(2008)은 Sarbanes Oxley법이 시행된 2002년 전·후로 미국기업들의 보고이익 수치 둘째자리를 분석한 결과 Sarbanes Oxley법 시행 이후에 감소했음을 확인하였다.

Klaus Henselmann et al.(2013)은 2012년 회계연도 기간에 제출된 금융기업의 재무제표 수치들의 첫째자리 숫자와 둘째자리 숫자를 벤포드법칙으로 분석하였다. 분석결과, 둘째자리 숫자에서 벤포드법칙과 편차가 발생하여 계정과목에

기인한 불법적 분식행위가 있었음을 추정하였다. 동시에 첫째자리 숫자의 분포값이 벤포드법칙에 따른 예상 분포값과 일치하는 것을 들어 벤포드법칙에 기반한 분석과정이 회계데이터에 적용될 수 있음을 확인하였다.

Dan Amiram et al.(2015)은 벤포드법칙이 주주들에게 회계데이터의 질을 평가할 수 있는 능력을 제고시키기 위한 유용한 방법이 될 수 있음을 확인하였다. 여러 시뮬레이션 분석을 통해 벤포드법칙과 편차를 만드는 재무제표의 오류 유형을 알아내고자 시도한 결과, 자산 수치보다는 자본과 부채 수치에서 그리고 비용보다는 수익에서 벤포드법칙과 가장 큰 편차가 발생하였다. 이전에 사용된 이익조정 방법과 벤포드법칙을 이용한 방법을 비교하여, 이익조정 측정방법의 음의 관계가 벤포드법칙을 이용하였을 때 나타나는 편차와 일치함이 확인되어, 벤포드법칙이 투자자들, 관리자들, 조사자들에게 회계데이터의 허위표시 즉 이익조정 가능성을 알려주는 지표가 될 수 있음을 증명하였다.

Michael et al.(2013)은 외환위기 전·후 한국의 유가증권 상장기업을 연구대상으로 삼았다. 이들 기업의 단계별이익에 대한 분석을 실행한 것이다. 분석결과 영업이익, 세전이익, 당기순이익, 주당이익들이 첫째자리와 둘째자리에서 벤포드법칙에 위배됨을 확인하였다.

벤포드법칙을 상용적인 방법으로 사용하는데 따르는 한계점은 데이터 양이 많아야 결과가 정확해진다는 점과(Ivaan Shrestha 2016), 변수들의 관계를 나타낼 수는 없다는 점이다(Ramesh Chandra Das et al. 2016). 하지만, 회계정보 데이터가 가지는 잠재적 문제를 알아내는 방법으로는 가장 손쉬운 방법(Ramesh Chandra Das et al. 2016)이 될 수 있으므로 외부의 회계감사자들이 기업내부에서 제공하는 회계정보 데이터의 오류를 확인하는 첫 번째 단계에서 유용한 방법임에는 틀림없다.

2.4.3. 벤포드법칙을 이용한 국내 선행연구

벤포드법칙을 이용하여 회계투명성 여부를 검증하는 연구들은 국내에서도 이루어지고 있다. <표 2-3>은 벤포드법칙을 이용한 국내 선행연구들의 주요목록이

다. 표에 포함하지 않았으나, 최순재와 강내철(2001)의 연구가 국내 연구의 시초라고 볼 수 있다. 대체로 비정상적 회계수치 분포와 회계수치에 대한 신뢰성 평가에 대한 연구에서 벤포드법칙을 이용해왔다.

〈표 2-3〉 벤포드법칙을 이용한 국내 선행연구

연도	연구자	연구 논문
2007	김문태 · 위준복	순이익 수치의 비정상 분포를 통한 이익관리의 고찰
2011	김문태 김형순	코스닥 기업의 비정상적 이익수치 분포에 관한 연구 벤포드 법칙을 이용한 코스닥 퇴출기업과 신규상장기업의 이익조정 분석
2012	김동욱	벤포드 법칙을 이용한 거래소 및 코스닥 기업의 보고이익 수치의 신뢰성 평가
2013	강내철 · 박진모 강내철 김동욱 김동욱 · 강혜림 이장건	주당손익 둘째자리 숫자의 비정상성 매출액과 영업이익 둘째자리 숫자의 비정상성에 대한 연구 지방자치단체 재무보고서의 회계 수치의 신뢰성 검증 외부감사 대상기준 변경과 외부감사 회피행태 Benford 법칙을 통한 이익조정의 탐지에 관한 연구
2014	권택우 · 김형순 김문태 · 박만수 김보영 · 김동욱	벤포드 법칙을 이용한 손익의 규모에 따른 이익조정 분석 순이익의 비정상적 절상행태와 이익관리에 관한 연구-코스닥 기업을 중심으로 공공기관의 회계이익 수치의 신뢰성 연구
2015	김동욱 이장건	지방자치단체 결산서의 회계수치 신뢰성 검증 벤포드 법칙과 회계부정 -감리지적기업을 중심으로
2016	김동욱 김문태 최신영 · 김동욱	벤포드 법칙을 이용한 지방공기업 회계수치의 비정상적 행태에 관한 연구 법인세 인하와 이익숫자의 Rounding-up 억제에 의한 이익조정 고찰 벤포드 법칙을 이용한 중국 상장기업 보고이익 수치의 신뢰성 평가

최순재와 강내철(2001)은 1998회계년도와 1999회계년도에 자산총계를 추출할 수 있는 기업을 대상으로 외부감사를 회피하기 위해 비상장기업의 경영자가 자산

총계를 조정하는지 검증하였다. 검증결과, 비상장기업의 자산총계는 첫 번째 2자리가 70 직전에 집중적으로 나타나 경영자가 의도적으로 외부감사를 지연시키기 위하여 자산총계를 조정하고 있음을 확인하였다.

김형순(2011)은 상장 폐지된 기업과 신규 상장된 기업을 대상으로 2004년부터 2010년까지의 회계정보 중 당기순이익, 영업이익, 영업활동현금흐름, 매출액, 판매관리비, 평균총자산, 총부채, 매출원가에 대하여 분석하였는데 상장폐지된 기업들은 시장에서 상장 폐지되기 이전에, 신규 상장된 기업들은 상장초기 기간에 이익을 상향조정하는지를 검증하였다. 검증결과 상장 폐지되는 기업들은 상장 폐지 직전의 이익조정 여부는 확인되지 않지만 자산은 상향조정하는 것으로 나타나 자산을 이용한 기업가치 제고를 시도할 수 있음을 보여주었다. 또한 신규 상장 기업은 상장초기에 이익조정 방법으로 판매관리비를 상향 보고하여 이익을 감소시키는 조정을 하고 자산 또한 낮게 조정하고 있음을 확인하였다.

김문태(2011)는 2003년부터 2009년까지 코스닥기업의 보고이익의 둘째자리 수치가 경영성과에 따라 경영자의 이익조정 의도가 다르게 반영되는지를 분석하였다. 분석결과 코스닥 기업 전체 표본에서 보고이익 수치는 둘째자리 숫자가 0,2 등 낮은 숫자가 기대빈도보다 많은 빈도를 보여 주었다. 한편 경영성과별로 이익보고기업과 손실보고기업으로 구분한 분석에서, 이익보고기업은 둘째자리에서 0,1,2 등의 낮은 숫자가 기대빈도보다 유의하게 높은 것으로 나타났다. 반면 7,8,9 등의 높은 수치는 기대빈도보다 낮게 관측되었다. 또한 손실보고기업은 이익보고기업과 정반대로 낮은 수치가 기대빈도보다 발생빈도가 적게 나타났으며 높은 수치는 기대빈도보다 더 많이 나타났다. 동일한 대상과 연구목적에 가진 김문태와 박만수(2014)의 연구에서는 2005년부터 2012년까지의 코스닥 계속기업을 대상으로 한 연구에서 둘째자리 낮은 수치가 보고이익을 증가시켰다는 사실을 재확인함으로써 경영자가 의도적으로 최종이익을 확정 보고하기 이전에 둘째자리의 높은 수치를 첫째자리로 절상했음을 연구결과로 보여주었다.

김동욱(2012)은 보고이익에 초점을 두고 거래소시장 및 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 1991년부터 2009년까지 재무정보 중 보고이익의 신뢰성을 검증한 결과 기업들의 보고이익 둘째자리 수치는 벤포드법칙을 위배하는 것으로 나타나 보고이익의 왜곡이 이루어지고 있음을 주장하였으며, 김문태와 위준복

(2007)은 1995년부터 2003년까지 계속 상장기업을 대상으로 경영자가 보고하는 회계이익의 비정상성을 분석한 결과 기업들의 이익보고서 둘째자리 숫자가 0,1,2등의 낮은 숫자의 관측빈도가 기대치보다 유의하게 높은 반면 7,8,9 등 높은 수치는 기대수치보다 낮게 나타났으며 손실보고 기업에서는 낮은 숫자가 기대수치보다 덜 발생하였고 높은 숫자는 기대수치보다 더 많이 나타나 이익조정이 이루어지고 있음을 보여주었다.

이장건(2013)은 2003년부터 2011년까지 유가증권 시장 또는 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 정보이용자의 의사결정에 영향을 미치기 위한 수단으로 기업이 회계이익을 조정하는지를 분기, 반기, 결산시점으로 나누어 당기순이익수치의 둘째자리 빈도분포를 통해 분석하였다. 분석결과를 보면 첫째, 결산시 당기 영업성과로서 순이익을 보고한 기업은 낮은 수치의 관측빈도가 기대빈도보다 유의하게 높게 나타난 반면 순손실을 보고한 기업은 높은 수치의 관측빈도가 기대빈도보다 유의하게 높은 것으로 관측되었다. 특히 공시되지 않은 4분기 이익과 공시되는 결산 순이익을 비교하였을 경우 4분기 이익은 기대빈도와 유의한 차이를 보이지 않는 반면 결산시 이익은 유의한 차이를 보였다. 둘째, 이익의 비정상적인 빈도분포가 재량적 발생액 이익조정 및 실질활동을 통한 이익조정과 관련 있는지를 분석한 결과 유의미한 관련성을 파악하지 못하였다. 이 연구의 결과로 이장건은 재량적 발생액 이익조정과 실질활동을 통한 이익조정 측정치는 비정상적인 빈도분포에서 보여지는 이익조정을 탐지하지 못하는 것임을 주장하였다.

강내철과 박진모(2013)는 2004년부터 2011년까지 유가증권 시장과 코스닥 시장에 상장된 기업의 보고이익 중 주당손익의 둘째자리 숫자를 분석대상으로 하여 이익조정 여부를 검증 하였다. 검증결과 주당손익의 둘째자리에 0의 빈도는 기대빈도 보다 많고 9의 빈도는 기대빈도 보다 적은 것으로 나타났다. 특히 주당손익이 흑자이면서 전년 동기 대비 실적이 개선된 경우에 기대빈도보다 뚜렷하게 차이가 나타났으며 계량적 발생액을 이용한 이익조정 분석에서도 기대빈도와 차이가 생겨 이익조정에서 기인되었음을 확인하였다. 주당손익이 적자인 경우 수치의 발생빈도에 이상현상이 나타나지 않았다.

강내철(2013)은 연구변수를 달리하여 2009년부터 2011년까지 외부감사대상법을 대상으로 기업의 핵심적인 수익성 지표로서 기업가치를 가늠하는 매출액과

영업이익 둘째자리 수치에 대한 검증을 실행하였다. 이들 수치에서 둘째자리 숫자로서 9가 기록되기를 기피하는 경향을 보이는지를 벤포드법칙을 통해 조사하고 또 이러한 현상이 매출액과 영업이익의 첫 자리 숫자를 상향조정하기 위한 행위인지를 분석하였다. 분석의 결과로서 매출액의 둘째자리 수치는 0이 빈번하게 나타났고 7과 9의 수치는 유의하게 낮은 빈도를 보였다. 영업이익에서도 둘째자리 수치는 0과 1의 빈도가 기대치보다 유의한 높은 빈도를 보였다. 이러한 현상들이 매출액이나 영업이익을 상향조정하기 위한 것임을 나타내었고 이 경우 매출채권과 영업 발생액에서도 비정상적인 수치빈도와 유의한 양의 관련성을 나타내는 등 영향을 끼치는 것으로 확인되었다. 이는 나영과 육지훈(2014)의 연구에서도 확인되었던 재량적 발생액을 이용한 매출액 조정과 일치하는 결과를 보인 것이어서, 벤포드법칙의 효용성이 확인된 것이라고 할 수 있다.

권택우와 김형순(2014)은 2001년부터 2011년까지 벤포드법칙을 이용하여 거래소 상장기업 중 제조기업의 이익조정 여부를 당기순이익 둘째자리 수치를 통해 검증하고 이익 또는 손실의 규모와 이익조정의 관련성을 분석하여 기존 벤포드법칙의 적용 범위를 확대하였다. 검증결과 조정전 이익은 벤포드법칙의 기대비율을 따르는 것으로 나타났다. 당기순이익 분석에서는 연구표본을 적자와 흑자로 구분하지 않고 전체기업에 대하여 벤포드법칙을 적용한 결과 전체표본은 벤포드법칙의 기대비율을 따르는 것으로 나타났으나 표본을 적자기업과 흑자기업으로 구분한 분석에서는 모두 벤포드법칙의 기대비율을 따르지 않는 것으로 나타났다. 또한 적자가 작은 기업과 큰 기업으로 나누어 분석한 경우에는 적자가 큰 기업들이 손실의 규모를 축소하여 보고하는 것으로 나타났으나 적자가 작은 기업들은 손실을 축소 또는 확대하여 보고하는 현상이 발견되지 않아 손실의 규모에 따라 이익조정이 달라질 수 있음을 시사하였다. 흑자기업을 대상으로 한 분석에서 흑자가 작은 기업과 큰 기업의 두 구간으로 나누어 분석한 결과 모든 구간에서 이익을 상향조정하는 것으로 나타났으나 세 개의 구간으로 구분하여 분석한 결과에서는 가장 큰 이익을 보고한 기업군에서 이익을 하향조정하는 현상이 발견되었다. 이러한 결과는 이익 또는 손실의 규모에 따라 이익조정의 행태가 상이하게 나타나지만 이익 또는 손실의 규모를 구분하는 기준에 따라 이익조정의 검증결과가 달라질 수 있음을 보여주었다.

김문태(2016)는 2001년부터 2012년까지 회계정보가 계속적으로 생산된 거래소 제조기업을 대상으로 당기순이익 둘째자리 수치에 대한 분석을 실행하였다. 이 기간 중 법인세를 인하 조정되기 직전인 2001년, 2004년, 2008년, 2011년을 주요 검증대상 기간으로 하여 ‘법인세 인하시점’에 보고이익 둘째자리 수치의 절상현상이 유의하게 다른지를 분석하고 이러한 현상이 이익조정에서 기인되었는지를 검증하였다. 검증결과 법인세 인하 직전연도와 보고이익의 둘째자리의 7,8,9 등 높은 수치가 유의한 양의 관계를 보여 보고이익의 둘째자리 수치가 첫째자리로 절상되는 행위를 확인하지 못하였다. 재량적 발생액과도 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 나타나 이익조정이 억제되었음을 추측케 하였다. 반면 추가적으로 실행한 보고이익 둘째자리의 낮은 수치와 법인세 인하직전 연도와의 상호작용 변수를 분석한 결과에서는 법인세 인하에 직면했다라도 둘째자리의 낮은 수치가 보고이익을 증가시키는데 이용되었을 가능성을 시사하였다. 이상과 같은 연구의 결과는 거래소기업, 코스닥기업을 불문하고 이익은 상향조정하고 손실은 회피하고 있음을 보여주는 것이다.

기업의 손익계산서의 손익계정은 재무상태표 각 계정들과 밀접한 관련을 맺고 있다. 이를테면 손익계정 중 비용이 증가할 경우 재무상태표 계정의 자산이 감소하는 등 손익계정의 변화는 자산이나 부채의 변화를 가져온다. 또한 손익계산서를 구성하는 계정과목과 재무상태표를 구성하는 계정과목들은 다양하고 각각 특성이 있기 때문에 기업의 이익조정 방향에 따라 실제 거래사실과는 다르게 계상될 수 있다. 따라서 손익계정이 왜곡되었다면 상대계정인 부채나 자산항목도 왜곡되었을 가능성이 있는 것이다. 당기 성과를 나타내는 당기 손익계정을 통한 이익조정이 수월치 않을 경우 기타포괄손익누계액 등 자본으로 인식되는 손익계정을 이용할 수 있다. 따라서 기업의 이익조정은 손익계정만이 아니라 재무제표 계정 전체 항목에 대해서도 광범위하게 이루어질 수 있음을 의미하며 벤포드법칙을 이용하여 검증될 필요성이 제기한다.

이장건(2015)도 이러한 점을 이용하여 2000년부터 2010년까지 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 개별기업의 회계수치 조작정도를 측정하기 위한 수단으로 벤포드법칙을 이용하여 기업의 회계수치 조작여부를 식별할 수 있는 유용한 측정치로서 벤포드법칙이 활용될 수 있는지를 분석하였다. 분석

을 위하여 감리지적기업과 대응기업으로 구분하였으며 재무상태표 계정과 손익계정 첫 두자리를 추출하여 벤프드법칙에 대한 이탈정도를 측정하는 종속변수로 하고 독립변수로서 자산수익률, 영업현금흐름, 부채비율, 금융비용비율, 매출채권과 재고자산, 특수관계자채권, 전기오류수정금액 등을 독립변수로 하여 이익조정크기를 분석 하였다 분석결과 수익성이 낮은 기업, 규모가 작은 기업, 코스닥 상장기업이 벤프드법칙 위배 정도가 크고 대응기업보다 감리지적기업의 벤프드법칙의 이탈정도가 더 큰 것으로 나타났다. 이것은 회계정보에 경영자의 의도적인 수치조정이 이루어진다면 벤프드법칙의 기대치로부터 벗어남을 확인시켜 개별기업의 회계수치 조작여부를 판단하는 측정치로서 유용함을 보여주는 것이다.

지금까지 벤프드법칙을 이용한 선행연구들은 당기순이익 검증을 시작으로 손익계정과 재무상태표 계정까지 변수의 차별화를 시도하면서 벤프드법칙 적용범위를 넓혀왔지만, 손익계산서의 구조적 측면에서 단계별이익과 그를 구성하는 손익계정에 대한 항목별 검증은 이루어지지 않았다. 이에 본 논문은 김형순(2011)의 연구변수와 Michael et al.(2013)의 연구변수를 접목하여 단계별 이익과 이를 구성하는 손익계정에 대한 분석을 단계별로 실행하고자 한다. Michael et al.(2013)이 사용한 단계별이익을 연구변수로 하되 주당이익은 과거수치로서 미래의 수익력을 표현할 수 없으므로 제외하였다. 또한 영업외손익을 추가하여 손익계정 전반에 대한 검증을 실행함으로써 기존 연구들과 차별화하여 기업에서 행해지는 이익조정의 방법을 손익계정의 구체적인 항목을 통해 파악하고자 하였다.

2.5 가설 설정

기업은 지속적인 이윤창출을 통해서 성장하고 발전하기 때문에 이윤창출을 최고의 목적으로 한다. 이윤의 창출은 생산과 판매 활동으로 얻어지는 매출의 극대화 이윤을 위하여 투입되는 비용의 감소로서 획득된다. 창출된 이윤은 경영성과로서 손익계산서를 통하여 공시되며, 이해관계자에게 경제적 의사결정을 위한 유용한 정보로 제공된다. 공시되는 손익계산서의 이익은 창출되는 이익의 특성에

따라 매출총이익, 영업이익, 세전이익, 당기순이익 순으로 대응되는 비용이 차감되면서 단계적으로 계산되어 표시된다.

일부 경영자들은 이해관계자들에게 보다 나은 경영성과를 제공하기 위하여 왜곡된 회계정보를 생산할 가능성이 있다. 왜곡된 회계정보로서 재고자산을 이용한 매출액과 매출원가, 감가상각비와 연구개발비 등의 판매관리비, 영업외손익 등 손익계산서를 구성하는 각 계정과목들이 다양하게 이용될 수 있다. 이러한 기업의 이익조정 방법은 거시적인 경제상황이나 기업의 경영성과 등에서도 영향을 받게 된다. 경제위기가 발생했을 경우 매출부진으로 인한 수익성이 악화되면서 이를 만회하기 위한 이익조정이 나타날 수 있기 때문이다. 하지만 감독기관도 이를 규제하기 위하여 제도적으로 회계기준을 강화하는 정책을 시행하게 된다. 우리나라도 금융위기 후 전자세금계산서 도입과 국제회계기준이 정착되는 등 제도개선이 이루어졌다.

이러한 변화는 기업의 회계처리에 영향을 주기 때문에 결국 이익조정 행태에 변화를 줄 수 있을 것이다. 또한 기업의 경영성과에 따라서 이익조정의 행태가 달라질 수 있다. 적자기업의 경우 투자자들이 투자를 기피하게 되고 이에 따른 자본조달이 어려워지기 때문에 생존전략으로서 적자를 회피하려는 유인을 갖게 될 것이며, 흑자기업의 경우 경영성과가 좋을수록 주가제고와 자본조달에서 유리한 여건을 갖기 때문에 이익을 상향조정하려는 유인을 가지게 될 것이다. 따라서 본 논문은 금융위기 전·후 경영성과에 따라 기업의 이익조정 행태가 어떻게 나타나는지를 분석하려고 한다. 또한 흑자기업과 적자기업의 이익조정 행태에 차이가 있음을 검증한 선행연구들을 따라서 흑자기업과 적자기업으로 나누어 분석을 실행하고자 한다.

손익계정의 단계별 이익은 매출총이익, 영업이익, 세전이익, 당기순이익이다. 매출총이익이란 기업의 수익력을 나타내는 매출액(수익)에서 대응원가인 매출원가를 차감한 후의 이익을 말하고, 기업 고유의 활동으로 얻어지는 영업이익은 기업의 성장성을 나타내며 매출총이익에서 판매관리비를 차감한 후의 이익을 뜻한다. 세전이익은 과세소득의 기준이 되며 영업외수익을 더하고 영업외손실을 차감한 후의 이익으로 영업외손익이 가감된다. 그리고 당기순이익은 세전이익에서 법인세비용을 차감한 후의 이익으로 정의된다.

본 논문의 분석대상, 분석절차, 분석방법은 다음과 같다. 분석대상으로는 단계별이익(매출총이익, 영업이익, 세전이익, 당기순이익) 중 매출총이익을 제외하고 영업외손익을 추가하였다. 매출총이익인 경우 매출액에서 매출원가가 차감되어 계산되며 영업이익의 근원으로서 영업이익의 구성요소로 포함하였다. 영업외손익은 영업이익에 대한 조정만으로 기대치에 미치지 못할 경우 영업외손익을 통한 이익조정을 시도할 가능성이 높아 추가하였다.

분석절차는 당기순이익, 영업이익, 영업외손익, 세전이익 순이다. 이익조정을 실행할 경우 당기순이익을 기준으로 이익의 조정여부나 크기를 결정하기 때문이다. 만약 당기순이익에 대한 조정이 여의치 않을 경우 영업이익, 영업외손익, 세전이익 순으로 조정을 시도할 것이다.

분석방법으로는 최근에 기업의 회계자료를 검증하는데 이용되고 있는 벤포드법칙을 사용하여 손익계정 둘째자리 수치를 검증할 것이다. 첫째자리 수치는 기업이 조정을 실행할 경우 조정의 규모가 크고 적발위험이 있어 기피할 가능성이 높기 때문에(김형순 2011) 제외하였다. 벤포드법칙의 유의성에 대한 측정기준으로 기존 연구들에서 사용된 χ^2 (카이제곱, Chi-square test)를 이용하고자 한다.

벤포드법칙은 사회현상이 자연현상을 따른다는 전제하에 기업의 경영성과인 손익계정의 수치 또한 자연현상을 따른다는 원리이다. 손익계정 수치들이 벤포드법칙을 따라야 한다는 것이다. 만약 이 수치들이 벤포드법칙을 따르지 않는다면 인위적인 조작이 이루어졌다고 볼 수 있다.

예를 들어 손익계정에서 당기순이익이 100억원인 경우와 98억원인 경우 기업의 이해관계자는 민감하게 반응할 수 있다. 어느 쪽을 선호할지는 정보이용자의 심리적 기준에 따라 달라질 수 있다. 만약 이 수치들이 자연발생적으로 나타난다면 자연의 순리대로 벤포드법칙을 따르고 사람들의 심리가 작용해 회계수치에 반영된다면 벤포드법칙을 따르지 않아 회계투명성이 약화되었다는 증거이다. 위에서 당기순이익의 상향조정을 위하여 98억원의 매출액을 100억원으로 반올림하여 조정할 경우 첫 자리 1은 벤포드법칙보다 많은 빈도를 보일 것이며 둘째자리 8은 낮은 빈도를 보일 것이다.

본 논문은 이러한 점에 착안하여 벤포드법칙을 이용하여 금융위기 전·후 손

익계정 둘째자리 수치에 대한 투명성 검증을 실행하고자 한다. 검증방법은 회계 수치가 벤포드법칙을 따른다는 전제를 갖고 단계별이익과 영업외손익을 구성하는 손익계정 둘째자리 수치와 벤포드법칙과의 차이를 확인함으로써 회계수치의 왜곡을 밝히고자 한다. 따라서 본 논문에서는 벤포드법칙을 이용하여 금융위기 전·후 손익계정을 당기순이익, 영업이익, 영업외손익, 세전이익 등 역순으로 분석한다.

이에 대하여 흑자기업의 당기순이익 계정과 적자기업의 당기순손실 계정 둘째 자리에 대한 투명성을 검증을 위한 가설을 다음과 같이 설정한다.

가설 1: 금융위기 전·후 흑자/적자 기업의 당기순이익/당기순손실 둘째자리 수치분포는 벤포드법칙을 따른다.

기업의 주된 영업활동으로 실현되는 영업이익은 기업의 성장성을 나타낼 뿐 아니라 기업가치를 측정하는 중요한 핵심정보이다. 따라서 영업이익이 기대치에 미치지 못할 경우 상향조정하고자 하는 유인이 생기며 이를 위하여 영업이익을 구성하는 계정과목들이 이용될 수 있다. 영업이익은 매출총이익에서 판매관리비를 차감하여 얻어지는 이익이다. 따라서 영업이익의 구성요소는 매출액, 매출원가, 판매관리비가 되며 판매관리비는 급료와임금, 복리후생비, 임차료비용, 감가상각비, 수선비, 보험료, 차량유지비, 교육훈련비, 접대비, 광고선전비, 판매수수료, 판매촉진비, 연구비, 경상연구개발비, 경상개발비, 대손상각비, 무형자산상각비 등의 계정과목으로 구성된다. 이를 분석하기 위하여 다음과 같이 가설을 설정한다.

가설 2: 금융위기 전·후, 흑자/적자 기업의 영업이익(매출액, 매출원가, 판매관리비, 판매관리비 세부 계정과목)둘째자리 수치분포는 벤포드법칙을 따른다.

기업은 수익창출 활동으로서 주된 영업활동 이외에 투자활동을 통해서도 수익을 창출할 수 있다. 투자활동은 투자목적으로 보유하고 있다가 판매시 시세차익

이나 수익을 얻으면 영업외손익으로서 이익창출에 기여하게 된다. 영업외손익에는 투자자산처분손익, 매도가능증권처분손익 등이 있다. 선행연구에서 이장건(2014)은 투자자산처분손익이 이익조정 수단이라고 주장하였고, 김문태와 김현아(2011), 지현미와 송인만(2009)도 목표이익 미달시 이익조정방법으로 매도가능증권처분손익을 제시한 바 있다. 이런 맥락에서 영업외손익도 기업의 이익조정 행태에 영향을 미치는지 분석하기 위하여 다음의 가설을 설정한다

가설 3: 금융위기 전·후, 흑자/적자 기업의 영업외손익(투자자산처분이익, 매도가능증권처분이익, 투자자산처분손실, 매도가능증권처분손실) 둘째자리 수치분포는 벤포드법칙을 따른다.

세전이익은 과세소득의 기준으로서 당기순이익이 산출되기 전 마지막 이익이다. 이현주(2015)에 따르면, 기업이 목표이익에 미달하게 되면 법인세비용을 이용하여 이를 만회하려고 한다. 따라서 경영자가 기업의 성과를 제고하기 위한 수단으로 세전이익을 이용하는지 검증하기 위하여 다음의 가설을 설정한다.

가설 4: 금융위기 전·후 흑자/적자 기업의 세전이익(법인세비용 등) 둘째자리 수치분포는 벤포드법칙을 따른다.

2.6 변수의 측정

본 논문은 기업의 경영성과를 제고하기 위하여 손익계정을 이용하는지를 분석하기 위하여 단계별 이익과 영업외손익을 분석하였다. 기업의 최종성과인 당기순이익은 이들 단계별 이익의 산출과정을 거쳐 생산되며, 또한 기업의 고유 영업활동을 통해 목표이익을 달성하지 못할 경우 영업외손익으로 계상되는 투자활동을 통해서라도 목표이익을 획득하려는 유인을 갖기 때문이다. 이들 단계별 이익은 다음 단계의 이익을 결정하는 기준금액으로서 각 단계이익마다 이루고자 하는 목

표이익이 있다. 남천현과 장조남(2012)에 따르면 단계별 이익은 독립적으로 정보 가치를 가진다.

따라서 본 연구의 분석대상은 당기순이익, 영업이익, 영업외손익과 세전이익 등의 단계별이익이며, 이들을 구성하는 계정과목을 추가적으로 분석하였다. 매출총이익은 매출액, 매출원가와 더불어 영업이익의 구성요소로 분류하여 분석하였다. 영업이익은 기업의 고유목적인 영업활동을 통하여 얻어지는 중요한 수익성 지표로서 정보가치가 크며(남천현과 장조남, 2012), 매출총이익에서 판매관리비를 차감한 후의 이익이다. 매출총이익은 매출액에서 매출원가를 차감하여 계산되며 매출원가를 거래구조상 일정수준을 유지하여야 하는 특성이 있다. 매출총이익은 판매관리비와 더불어 영업이익의 크기를 결정하는 요인이 된다.

판매관리비는 상품 등의 판매와 기업의 유지 관리활동에서 발생하는 비용이다. 판매관리비를 구성하는 계정과목은 다음과 같다. 급료와 임금, 복리후생비, 임차료, 감가상각비, 수선비, 보험료, 차량유지비, 교육훈련비, 접대비, 광고선전비, 판매수수료, 판매촉진비, 연구비, 경상연구개발비, 경상개발비, 대손상각비, 무형자산상각비 등이 있다. 판매관리비는 계정과목의 성격에 따라 영업이익에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 기업의 경영자가 이익조정을 실행할 경우 판매관리비 중 재량적으로 조정이 가능한 계정과목에 대해 우선적으로 시도될 것이다.

박선영과 고윤성(2016)이 복리후생비, 접대비, 광고선전비, 교육훈련비, 연구개발비 등을 재량적 비용으로 제시하여 기업이 비용을 절감하고자 할 경우 전략적으로 이용한다고 주장하였다. 또한 양동재(2011)는 수선유지, 교육훈련, 광고선전, 연구개발 등에 대한 지출의사 결정은 경영자의 몫이라고 보고, 수선비, 교육훈련비, 광고선전비, 연구개발비를 경영자의 재량적 지출로 제시하여 수선비를 분석대상에 추가하였다. 연구개발비는 지출시기가 연구단계와 개발단계에 따라 계정과목이 분류되는 연구비 경상연구개발비, 경상개발비를 포함하는 것으로 인식하여 분석대상으로 하였다.

기업의 인건비인 급료와 임금은 고용계약에 의하여 지급되는 기업내부적 비용으로 경영자의 영향력이 미칠 수 있어 분석대상에 포함하였다. 광고선전비와 동일하게 판매비로 동일하게 분류되는 판매수수료나 판매촉진비도 분석대상에 포함하였다. 광고선전비는 기업회계기준상 광고선전비 지출로서 실현되는 수익에 대

응한 정도의 비용만 인정되고 그 외는 자산으로 처리하여야하기 때문에 명확한 규정이 없는 판매수수료나 판매촉진비 등으로 이들 계정과목간 이전이 가능하기 때문이다.

임차료는 사용기간에 따른 기간비용으로 사용 귀속기간이 2개 회계연도에 걸쳐 나타날 수 있다. 때문에 사용미경과분에 대하여 상대계정인 선급금 등의 자산 계정을 이용한 조정이 나타날 수 있어 분석대상에 포함시켰다. 보험료는 보험기간에 따른 기간비용으로 보험기간이 2개 회계연도에 걸쳐 나타날 수 있기 때문에 보험미경과분에 대하여 선급금 등으로 대체하여 계상할 수 있으므로 분석대상에 포함시켰다. 대손상각비는 윤순석(2004)의 연구에서 이익감소집단의 이익조정 대상으로 대손상각비를 이용한다고 주장하여 분석대상에 포함한 바 있다. 감가상각비도 경영자의 재량으로 감가상각방법과 내용연수 변경을 통한 조정이 가능할 수 있어 분석대상에 포함하였다. 무형자산상각비도 내용연수나 상각범위액내에서 경영자의 재량이 반영되기 때문에 분석대상에 포함하였다.

영업외손익은 영업이익에서 세전이익을 차감하여 계산하였다. 구성요소로 투자자산처분이익과 투자자산처분손실, 매도가능증권처분이익과 매도가능증권처분손실을 이용하였다. 투자자산처분이익은 영업목적이 아닌 투자의익을 얻은 목적으로 보유한 자산을 처분함으로써 얻은 이익을 말하며 투자자산처분손실은 투자자산을 처분함으로써 얻은 손실을 말한다. 투자자산처분손익의 경우 금융위기 후 기업들의 투자유인이 감소했고 처분시 이익을 제고할 수 있기 때문에 투자자산처분손익이 이익조정 수단으로 사용된다고 확인된 바 있다(이장건, 2014). 매도가능증권처분이익은 매도가능증권 처분을 통해 얻어지는 이익을 말하며 매도가능증권처분손실은 매도가능증권 처분시 발생하는 손실을 말한다. 기업의 경영자는 목표이익 미달시 매도가능증권(단기매매증권이나 만기보유증권, 지분법적용투자주식으로 분류되지 않은 유가증권) 처분 등을 통하여 이익조정을 시도할 수 있다(김문태와 김현아, 2011; 지현미와 송인만, 2009).

세전이익은 영업이익에서 영업외손익을 반영한 이익으로 과세소득의 기준이 된다. 세전이익 구성요소로는 계속사업손익법인세비용, 계속사업이익, 중단사업이익이 있다. 하지만 중단사업이익은 그 비중이 미미하여 연구결과에 영향을 미치지 않는다. 따라서 본 논문에서는 연구의 편의상 사용한 연구변수로 세전이익에

서 당기순이익을 차감한 값이 양의 금액인 경우 법인세비용 등으로, 세전이익에서 당기순이익을 차감한 값이 음의 금액인 경우 부의법인세비용 등으로 설정하였다.

당기순이익은 세전이익에서 법인세비용 차감 후의 이익을 나타내는 것으로 기업이 획득한 최종이익을 말한다. 본 논문에서는 당기순이익, 영업이익, 영업외손익, 세전이익을 변수로 선택하였다. 변수의 정의 및 대상 계정과목은 <표 2-4>와 같다

<표 2-4> 변수의 측정

변수명	변수의 정의	변수의 구성요소
당 기 순 이 익	세전이익- 법인세비용 등	
영 업 이 익	매출총이익 - 판매관리비	매출총이익: 매출액, 매출원가 판매관리비: 급료와임금, 복리후생비, 임차료비용, 감가상각비, 수선비, 보험료, 차량유지비, 교육훈련비, 접대비, 광고선전비, 판매수수료, 판매촉진비, 연구비, 경상연구개발비, 경상개발비, 대손상각비, 무형자산상각비
영 업 외 손 익	영업외수익 - 영업외비용 (영업이익 - 세전이익)	영업외수익: 투자자산처분이익 매도가능증권처분이익 영업외비용: 투자자산처분손실 매도가능증권처분손실
세 전 이 익	영업이익 ± 영업외손익	법인세비용 등 (계속사업손익법인세비용, 계속사업이익, 중단사업이익)

Ⅲ. 연구모형과 표본선정

3.1 연구모형

사람들은 일상생활 중 접하는 숫자마다 자신만의 심리적 기준을 가지고 가치를 부여한다. 이러한 심리는 물이 위에서 아래로 흐르는 것이나 봄이 와야 가을이 오는 것처럼 인간의 삶에서 배제할 수 없는 극히 자연스러운 자연의 순리이다. 또한 사회현상에서 나타나는 수치들도 자연현상의 한 부분으로서 자연의 순리에 의해 움직인다는 사실을 알 수 있다.

예를 들어 경제 지표들에 나타나는 숫자, 주소에 있는 숫자, 어떤 회사의 회계장부에 있는 숫자 등과 같은 다양한 정보의 숫자들을 모아서 그 수들의 첫 번째 자리의 숫자들을 살펴보면, 첫번째 자리의 수가 1인 것이 30%로 빈도가 가장 높게 나타나고, 2에서 9로 갈수록 그 빈도는 현저히 떨어진다. 이렇게 나타나는 숫자들의 빈도를 분포로 공식화한 것이 벤포드의 법칙(Benford's law)이다.

일반적으로 사람들은 다양한 정보에 사용되는 각종 수치를 수집하여 첫 번째 자리의 숫자를 조사하면 1에서 9까지의 숫자들이 당연히 각각 11.1%의 비슷한 확률로 나타날 것이라고 예측할 것이다. 하지만 벤포드법칙에 따르면 다양한 데이터의 십진법의 값에서 첫번째 자리의 수가 1인 경우가 많은 것처럼 첫 번째 자리에 오는 숫자가 고르게 분포되어 있지 않다. 미국의 수학자이자 천문학자인 사이먼 뉴컴(simon Newcomb: 1835~1909)이 다른 사람과 함께 보던 19세기에 사용되던 로그표에서 책의 앞부분의 페이지가 뒷부분의 페이지들보다 많이 훼손되는 경향이 있음을 발견하면서 알려지게 되었다. 미국의 물리학자 프랭크 벤포드(Frank Benford: 1883~1948)는 뉴컴의 이런 발견을 1938년에 공식화했다. 강 335개의 넓이, 물리학 상수 104가지, 분자 중량 1,800가지 등 20개 분야 자료들의 첫 자리 수의 분포를 분석해 벤포드법칙을 내놓은 것이다.

즉 벤포드법칙은 사회현상에서 나타나는 수치들의 실제빈도와 벤포드법칙의 예

상빈도를 비교하면 수치들의 진위여부를 검증할 수 있다는 것이다. 따라서 실제 빈도가 벤포드법칙의 예상빈도와 부합되지 않는다면 조작될 가능성이 있음을 암시한다. 2001년 미국 수학자이자 회계학 교수인 마크 니그리니(Mark Nigrini)가 ‘엔론’의 회계장부가 조작되었다는 사실을 밝히는 수단으로 이용하면서 다양한 데이터를 검증하는데 활발히 이용되기 시작했다.

또한 World Scientific에 게재된 ‘Benford’s Law(2015)’에서는 마이크로소프트사의 재무상태표 회계수치를 벤포드법칙을 이용하여 전체적으로 검증하였다. 검증결과, 재무상태표 계정과목들의 첫째자리, 둘째자리 수치에서 낮은 수치들일수록 발생빈도가 높아져 벤포드법칙을 따르고 있었다. 이는 사회현상에서 나타나는 수치들도 자연현상을 따른다는 것을 확인시킴으로써 사회현상의 인위적인 왜곡현상을 판단할 때 벤포드법칙이 활용가능함을 보여준 것이다.

이러한 벤포드법칙에 대해 사회현상은 통계적 추정의 범위에서 벗어나지 않는다는 관점에서 수학적 근거를 더한다면 통계적 수치들은 확률변수들의 곱으로 이루어진다고 본다. 이때 수치들의 최고자리 숫자는 그 숫자의 상용로그의 소수부분에 의해 결정된다. 이렇게 만들어진 가수는 여러 확률변수들의 상용로그값들을 합하여 정수부분은 버리고 소수부분만 취한 것이 되므로 결과적으로 소수부분에 오는 숫자들은 무작위로 분포하게 된다. 예를 들면 2의 상용로그값이 0.3010이므로 소수부분들 중에 30.1%가 log1과 log2 사이에 놓이게 되면서 30.1%에 해당하는 수치들의 최고자리 숫자가 1이 될 것이다. 결론적으로 최고자리 숫자가 n일 확률을 $\log(n+1) - \log(n) = \log(n+1/n)$ 으로 추측할 수 있고 이것이 벤포드법칙과 일치하게 된 것이다.

벤포드법칙에 의해 첫째자리수가 될 확률을 구해보면 다음을 확인할 수 있다.

$$\text{Probability}(D_1=d_1)=\log \left[1+(1/d_1) \right] ; d_1=(1,2,3\dots9)$$

$$P(1)=\log_{10}\left(1+\frac{1}{1}\right)=\log_{10}2\approx 0.301$$

$$P(2)=\log_{10}\left(1+\frac{1}{2}\right)=\log_{10}1.50\approx 0.1761$$

또한, 벤포드법칙에 의해 둘째자리수가 될 확률을 구해보면 다음을 확인할 수

있다.

$$\text{Probability}(D_2=d_2) = \sum_{d_1=1}^9 \log [1+(1/d_1 d_2)] ; d_2 = (1, 2, 3 \dots 0)$$

위의 식에 따라 숫자의 첫째자리 및 둘째자리 수치의 예상 발생 확률을 벤포드법칙으로 예상해보면, 각 <표 3-1>과 같다.

<표 3-1> 벤포드법칙에 따른 숫자의 첫째자리, 둘째자리 예상 발생 확률

n	첫째자리 수일 확률	둘째자리 수일 확률
0		0.11968
1	0.30103	0.11389
2	0.17609	0.10882
3	0.12494	0.10433
4	0.09691	0.10031
5	0.07918	0.09668
6	0.06695	0.09337
7	0.05799	0.09035
8	0.05115	0.08757
9	0.04576	0.08500

각 자리수에 대한 예상비율과 관측비율이 유의미한 차이를 보이는지 검증하기 위한 Z통계량은 김문태와 위준복(2007)이 사용한 모형을 이용한다. Z통계량 모형에서는 1% 유의수준에서 Z값이 2.58이상이면 예상비율과 관측비율이 유의하게 차이가 있고 5% 유의수준에서는 Z값이 1.96이상이면 예상비율과 관측비율이 유의하게 차이가 있는 것으로 본다. 검정을 위한 계산식은 다음과 같다.

$$Z = \frac{|p - p_0| - \frac{1}{2n}}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}}$$

p : 관측비율 p_0 : 예상비율 n : 표본수

벤포드법칙 검정을 위한 연구모형 적합도는 김동욱(2012)등 기존 연구에서 다수 사용되고 있는 카이제곱테스트를 이용하였다. 카이제곱테스트는 자유도가 9인 둘째자리 검정에서 카이제곱값이 21.67와 16.92 이상이면 각각 1%와 5%에서 통계적으로 유의한 값을 가진다.

$$\text{둘째자리수 검증} : \chi^2 = \sum_{k=0}^9 \frac{(p(k) - b(k))^2}{b(k)}$$

$p(k)$: 실제 관측치 $b(k)$: 벤포드 기대치

3.2. 표본선정

본 논문은 2016년 10월 16일 현재 한국증권거래소에 상장되어 있는 비금융업 701개사 중 12월 결산법인 679개사로 표본을 제한하였다. <표 3-2>는 한국신용정보 (Kis-value)에서 재무자료를 입수할 수 있는 기업으로 한정하여 표본을 선정한 단계별 과정을 나타낸다.

<표 3-2> 표본선정

분류기준	표본수
2016년 10월 16일 현재 한국증권거래소에 상장된 금융업을 제외한 유가증권 상장기업	701
12월 결산법인이 아닌 기업	(20)
Kis-value에서 재무자료를 구할 수 없는 기업	(2)
총 표본기업	679

분석기간은 금융위기 발생 당해연도인 2008년도를 제외한 2001년부터 2015년까지이다. 연구표본에 사용된 계정과목은 손익계산서의 단계별이익과 영업외손

익 중 투자자산처분손익과 매도가는증권처분손익이며 일반화가 어려운 매출총손실은 제외하였다. 또한 표본수가 적을 경우 벤포드법칙을 이용한 설명력이 낮아질 수 있어 추가적으로 분석한 판매관리비중 표본이 100개 미만인 적자기업의 금융위기 후 연구비, 금융위기전 영업외이익은 제외하였다. <표 3-3>은 표본기업의 업종별 분포이다.

〈표 3-3〉 표본기업의 업종별 분포

업 종	표본기업 수	백분율(%)
음 식 료 업	36	5.30
전 기 가 스 업	10	1.47
서 비 스 업	117	17.23
운 수 장 비	49	7.22
건 설 업	31	4.57
유 통 업	56	8.25
의 약 품	39	5.74
통 신 업	4	0.59
전 기 , 전 자	53	7.81
철 강 , 금 속	43	6.33
섬 유 , 의 복	22	3.24
기 계	38	5.60
화 학	89	13.11
운 수 창 고	21	3.09
의 료 정 밀	5	0.74
비 금 속 광 물	21	3.09
종 이 , 목 재	22	3.24
기 타	23	3.39
총 계	679	100

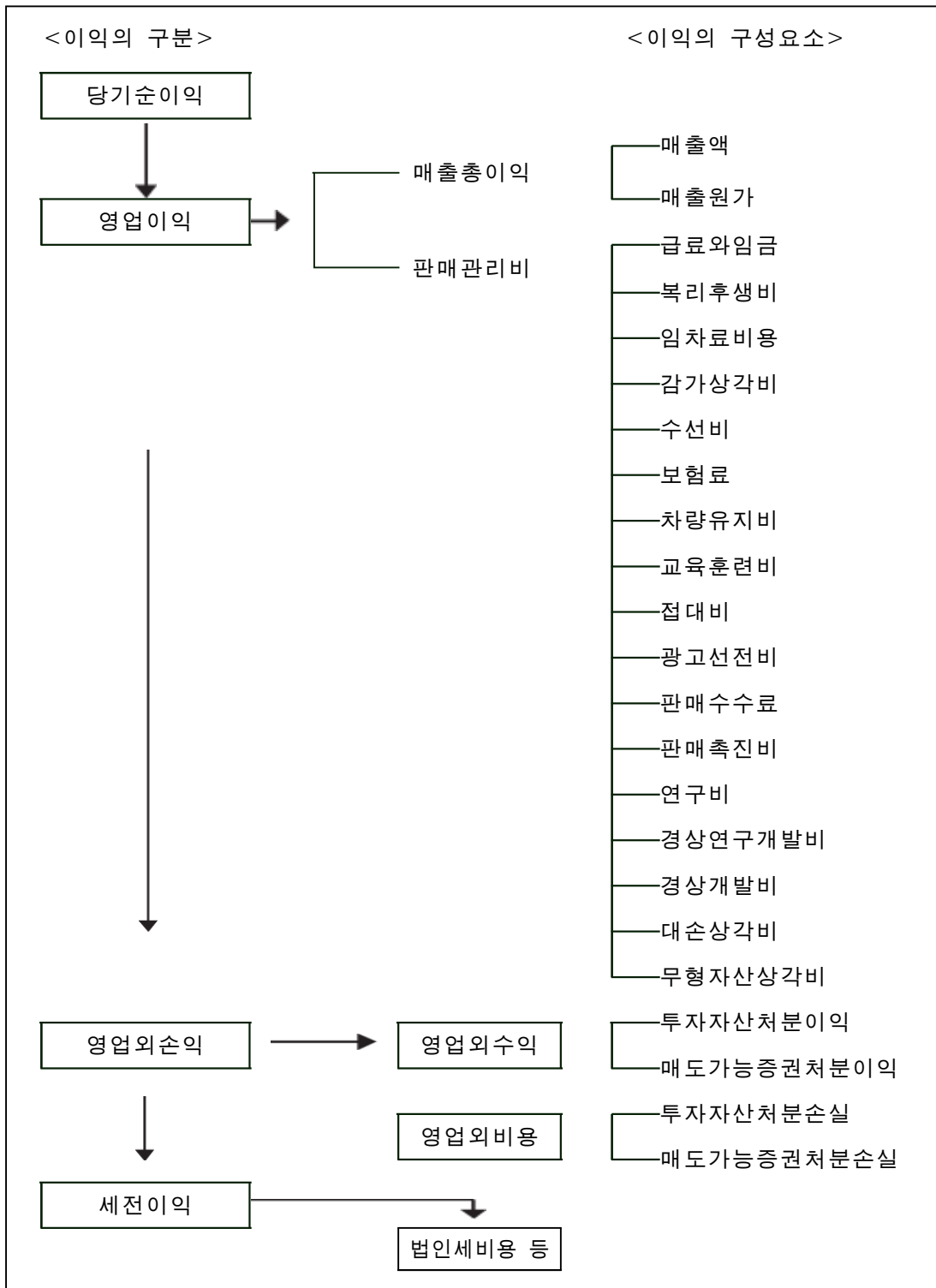
<표 3-4>는 분석대상 계정과목 표본수를 손익계산서 구조에 의하여 제시한 것이다.

〈표 3-4〉 금융위기 전·후 계정과목별 표본수

계정과목		구분		금융위기 전(2001-2007)				금융위기후(2009-2015)			
		흑자	적자	0	계	흑자	적자	0	계		
매출액		3492	679	582	4,753	3632	982	139	4,753		
매출원가		3452	678	623	4,753	3446	961	346	4,753		
매출 총 손익	매출총이익	3478	597	581	4,753	3624	852	139	4,753		
	매출총손실	14	83			8	130				
판 매 관 리 비	급료외임금	3450	684	619	4,753	3630	983	140	4,753		
	복리후생비	3440	680	633	4,753	3544	951	258	4,753		
	임차료비용	3158	622	973	4,753	3166	875	712	4,753		
	감가상각비	3423	676	654	4,753	3556	968	229	4,753		
	수선비	3164	617	972	4,753	2447	642	1664	4,753		
	보험료	3307	646	800	4,753	2854	763	1136	4,753		
	차량유지비	3314	665	774	4,753	2835	754	1164	4,753		
	교육훈련비	3190	608	955	4,753	2756	711	1286	4,753		
	접대비	3378	672	703	4,753	2921	803	1029	4,753		
	광고선전비	3340	658	755	4,753	3167	794	792	4,753		
	판매수수료	694	145	3914	4,753	658	172	3923	4,753		
	판매촉진비	1003	178	3572	4,753	896	183	3674	4,753		
	연구비	617	109	4027	4,753	483	91	4209	4,753		
	경상연구개발비	480	108	4165	4,753	797	244	3712	4,753		
	경상개발비	1143	246	3364	4,753	909	255	3589	4,753		
	대손상각비	2605	523	1625	4,753	2057	651	2045	4,753		

구분 계정과목		금융위기 전(2001-2007)				금융위기후(2009-2015)			
		흑자	적자	0	계	흑자	적자	0	계
	무형자산 상각비	2493	509	1751	4,753	2687	710	1356	4,753
	판매관리비	3490	688	575	4753	3634	986	133	4,753
영 업 손 익	영업이익	3357	276	573	4,753	3502	356	132	4,753
	영업손실	135	412			133	630		
영 업 외 손 익	투자자산 처분이익	1130	273	3350	4,753	484	175	4094	4,753
	투자자산 처분손실	1012	244	3497	4,753	407	170	4176	4,753
	매도가능 증권처분 이익	799	120	3834	4,753	1063	271	3419	4,753
	매도가능 증권처분 손실	768	125	3860	4,753	820	258	3675	4,753
	영업외이익	1,857	97	575	4,753	1,976	122	133	4,753
	영업외손실	1,634	590			1,658	864		
세 전 익	세전이익	3481	11	573	4,753	3596	44	132	4,753
	세전손실	25	663			39	942		
법인세비용 등		2994	181	1114	4753	3195	334	406	4,753
부의법인세비용 등		231	233			345	473		
당기순이익		3492		573	4,753	3635		132	4,753
당기순손실			688				986		

손익계정을 분석하기 위한 절차는 <그림3-1>에서 제시하는 바와 같다.



〈그림 3-1〉 표본 분석절차 흐름도

IV. 실증분석

본 장에서는 벤포드법칙을 이용하여 글로벌 금융위기가 기업의 이익조정 행태에 미치는 영향을 분석하기 위해 금융위기 전 7개년(2001~2007)과 금융위기 후 7개년(2009~2015)에 대한 손익계정 둘째자리 수치를 벤포드법칙으로 검증하였다. 검증방법은 손익계정의 수치분포와 벤포드법칙 예상수치분포의 편차를 이용하여 이익조정 가능성 여부를 추정하는 것이다. 손익계정 둘째자리에 대한 개별수치 검증방법은 Z통계량을 사용하였으며, 전체모형에 대한 검증은 카이제곱값을 사용하였다.

4.1 흑자기업의 둘째자리 검증

4.1.1 당기순이익 둘째자리 검증

당기순이익은 투자자들이 가장 중요시 여기는 계정이다. 기업의 회계기간내에서 실현한 기업의 최종이익으로서 배당정책의 기준이 되고 기업의 장기 성장을 위한 투자원천이기 때문이다. 따라서 당기순이익은 기업의 경영성과로서 목표이익이 된다.

〈표 4-1〉은 금융위기 전·후 흑자기업의 당기순이익 계정 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다¹⁾. 당기순이익은 금융위기 전 낮은 숫자 0은 예상도수보다 높게 나타났고 높은 숫자 7은 예상도수보다 낮게 관측되었으며, Z값이 각각 2.5326, 2.1252로서 통계적으로 유의하였다. 전체모형에 대한 카이제곱값도 17.3839, P값이 0.0430으로 5% 유의수준에서 통계적

1) 그래프로 살펴보면, 좀 더 눈에 확연히 들어올 수 있다. 〈표 4-1〉에 해당하는 그래프는 부록에 첨부하였다. 이하 분석에서도 본문에는 표만 수록하여 설명하였고, 그래프는 부록에 따로 모아 비교할 수 있도록 첨부하였다.

으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보여 벤포드법칙을 따르지 않은 것으로 확인되었다. 이와 같이 낮은 수인 0의 빈도가 높게 나타나고 7등 높은 수의 빈도가 낮게 나타나는 것은 인위적으로 이익을 상향조정된 결과임을 암시하는 것이다. 금융위기 후인 경우 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 5.8572 이에 대한 P값이 0.7541로 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않아 금융위기가 당기순이익에 대한 수치조정을 억제하였음을 시사하였다.

〈표 4-1〉 금융위기 전·후 흑자기업 당기순이익 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 당기순이익(N=3,492)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1337	467	0.1197	418	0.0141	2.5326
1	0.1131	395	0.1139	398	-0.0008	0.1174
2	0.1145	400	0.1088	380	0.0057	1.0597
3	0.1103	385	0.1043	364	0.0059	1.1171
4	0.1025	358	0.1003	350	0.0022	0.4066
5	0.0954	333	0.0967	338	-0.0013	0.2352
6	0.0862	301	0.0934	326	-0.0072	1.4278
7	0.0799	279	0.0904	316	-0.0105	2.1252
8	0.0879	307	0.0876	306	0.0003	0.0422
9	0.0765	267	0.0850	297	-0.0085	1.7791
$\chi^2 : 17.3839 \quad P\text{값} : 0.0430$						

패널B. 금융위기 후 당기순이익(N=3,635)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1180	429	0.1197	435	-0.0017	0.2829
1	0.1188	432	0.1139	414	0.0050	0.9142
2	0.1065	387	0.1088	395	-0.0024	0.4293
3	0.1001	364	0.1043	379	-0.0042	0.7997
4	0.1012	368	0.1003	365	0.0009	0.1586
5	0.0971	353	0.0967	352	0.0004	0.0600
6	0.0941	342	0.0934	340	0.0007	0.1197
7	0.0988	359	0.0904	329	0.0084	1.7402
8	0.0823	299	0.0876	318	-0.0053	1.1041
9	0.0831	302	0.0850	309	-0.0019	0.3851
$\chi^2 : 5.8572 \quad P\text{값} : 0.7541$						

4.1.2 영업이익 둘째자리 검증

〈표 4-2〉는 금융위기 전·후 흑자기업의 영업이익 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-2〉 금융위기 전·후 흑자기업 영업이익 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 영업이익(N=3,357)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1236	415	0.1197	402	0.0039	0.6771
1	0.1168	392	0.1139	382	0.0029	0.4983
2	0.1159	389	0.1088	365	0.0071	1.2853
3	0.0932	313	0.1043	350	-0.0111	2.0741
4	0.1010	339	0.1003	337	0.0007	0.1011
5	0.0992	333	0.0967	325	0.0025	0.4640
6	0.0992	333	0.0934	314	0.0058	1.1305
7	0.0804	270	0.0904	303	-0.0099	1.9750
8	0.0861	289	0.0876	294	-0.0015	0.2731
9	0.0846	284	0.0850	285	-0.0004	0.0523
$\chi^2 : 11.4439 \quad P\text{값} : 0.2465$						

패널B. 금융위기 후 영업이익(N=3,502)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1305	457	0.1197	419	0.0108	1.9461
1	0.1211	424	0.1139	399	0.0072	1.3116
2	0.1105	387	0.1088	381	0.0017	0.2937
3	0.0917	321	0.1043	365	-0.0127	2.4248
4	0.1105	387	0.1003	351	0.0102	1.9808
5	0.0997	349	0.0967	339	0.0030	0.5676
6	0.0934	327	0.0934	327	0.0000	0.0011
7	0.0951	333	0.0904	317	0.0047	0.9487
8	0.0757	265	0.0876	307	-0.0119	2.4612
9	0.0720	252	0.0850	298	-0.0130	2.7370
$\chi^2 : 27.8682 \quad P\text{값} : 0.0010$						

영업이익은 금융위기 전에는 3,7이 예상도수보다 낮게 관측되었고 Z값도 각각

2.0741, 1.9750으로 유의하게 나타났지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 11.4439이고 P값이 0.2465로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기 후인 경우 3,8,9가 예상도수보다 낮게 나타났고 Z값이 각각 2.4248, 2.4612, 2.7370으로 통계적으로 유의하였다. 4는 예상도수보다 높게 나타났으며 Z값도 1.9808로서 통계적으로 유의하였다. 또한 전체모형에 대한 카이제곱값도 27.8682, P값이 0.0010으로 나타나 1% 유의수준에서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보여 벤포드법칙을 따르지 않음을 확인하였다. 따라서 흑자기업에서 영업이익 둘째자리에 대한 인위적인 수치조정이 시도되고 있음이 추정되는 것이다. 이러한 분석결과는 금융위기 영향으로 당기순이익보다 영업이익으로 이익조정 행태가 바뀌고 있음을 시사한다. 영업이익의 경우 기업 고유의 영업활동에서 발생된 이익으로서 당기순이익보다 경영성과가 더 잘 반영되기 때문으로 보여진다. 분석결과에서도 8,9등의 수치가 유의하게 낮아 인위적인 상향조정의 결과임을 암시한다.

〈표 4-3〉은 금융위기 전·후 흑자기업의 영업손실 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-3〉 금융위기 전·후 흑자기업 영업손실 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 영업손실(N=135)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1259	17	0.1197	16	0.0062	0.0910
1	0.1111	15	0.1139	15	-0.0028	0.1016
2	0.0667	9	0.1088	15	-0.0422	1.4346
3	0.1111	15	0.1043	14	0.0068	0.1170
4	0.0741	10	0.1003	14	-0.0262	0.8715
5	0.1407	19	0.0967	13	0.0441	1.5867
6	0.0593	8	0.0934	13	-0.0341	1.2143
7	0.1037	14	0.0904	12	0.0134	0.3911
8	0.1111	15	0.0876	12	0.0235	0.8154
9	0.0963	13	0.0850	11	0.0113	0.3163
$\chi^2 : 8.9372$ $P\text{값} : 0.4431$						

패널B 금융위기 후 영업손실(N=133)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1429	19	0.1197	16	0.0232	0.6899
1	0.1429	19	0.1139	15	0.0290	0.9151
2	0.1128	15	0.1088	14	0.0040	0.0075
3	0.0902	12	0.1043	14	-0.0141	0.3903
4	0.0827	11	0.1003	13	-0.0176	0.5315
5	0.1203	16	0.0967	13	0.0236	0.7751
6	0.0602	8	0.0934	12	-0.0332	1.1677
7	0.0602	8	0.0904	12	-0.0302	1.0636
8	0.1053	14	0.0876	12	0.0177	0.5685
9	0.0827	11	0.0850	11	-0.0023	0.0948
$\chi^2 : 6.4253$ $P값 : 0.6967$						

영업손실은 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 8.9372이고 P값이 0.4431로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 6.4253이고 P값이 0.6967로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 결과는 흑자기업이 영업손실을 회피하기 위하여 둘째자리 수치를 이용하지 않음을 암시하는 것이다. 또한 금융위기 영향도 받지 않았음을 의미한다.

〈표 4-4〉는 금융위기 전·후 흑자기업의 매출총이익 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 〈표 4-4〉에서 매출총이익은 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고, 전체모형에 대한 카이제곱값이 11.6317이고 P값이 0.2349로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 금융위기 후인 경우에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 14.2791이고 이에 대한 P값이 0.1127로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 매출총이익 수치를 이용한 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을

시사한다.

〈표 4-4〉 금융위기 전·후 흑자기업 매출총이익 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 매출총이익(N=3,478)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1248	434	0.1197	416	0.0051	0.9013
1	0.1242	432	0.1139	396	0.0103	1.8890
2	0.1038	361	0.1088	378	-0.0050	0.9243
3	0.1101	383	0.1043	363	0.0058	1.0894
4	0.0903	314	0.1003	349	-0.0100	1.9404
5	0.0986	343	0.0967	336	0.0019	0.3584
6	0.0903	314	0.0934	325	-0.0031	0.5968
7	0.0851	296	0.0904	314	-0.0052	1.0491
8	0.0848	295	0.0876	305	-0.0028	0.5440
9	0.0880	306	0.0850	296	0.0030	0.6001
χ^2 : 11.6317 P값 : 0.2349						

패널B. 금융위기 후 매출총이익(N=3,624)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1294	469	0.1197	434	0.0097	1.7799
1	0.1049	380	0.1139	413	-0.0090	1.6857
2	0.1057	383	0.1088	394	-0.0031	0.5795
3	0.1040	377	0.1043	378	-0.0003	0.0322
4	0.0924	335	0.1003	363	-0.0079	1.5496
5	0.0886	321	0.0967	350	-0.0081	1.6227
6	0.0982	356	0.0934	338	0.0049	0.9778
7	0.0944	342	0.0904	328	0.0040	0.8154
8	0.0908	329	0.0876	317	0.0032	0.6550
9	0.0916	332	0.0850	308	0.0066	1.3974
χ^2 : 14.2791 P값 : 0.1127						

〈표 4-5〉는 금융위기 전·후 흑자기업의 매출액 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-5〉 금융위기 전·후 흑자기업 매출액계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 매출액(N=3,492)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1280	447	0.1197	418	0.0083	1.4899
1	0.1214	424	0.1139	398	0.0075	1.3741
2	0.1203	420	0.1088	380	0.0115	2.1465
3	0.1002	350	0.1043	364	-0.0041	0.7651
4	0.1014	354	0.1003	350	0.0011	0.1812
5	0.0971	339	0.0967	338	0.0004	0.0512
6	0.0916	320	0.0934	326	-0.0017	0.3227
7	0.0848	296	0.0904	316	-0.0056	1.1217
8	0.0796	278	0.0876	306	-0.0080	1.6340
9	0.0756	264	0.0850	297	-0.0094	1.9612
χ^2 : 16.1034 P값 : 0.0648						

패널B. 금융위기 후 흑자기업 매출액(N=3,632)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1233	448	0.1197	435	0.0037	0.6555
1	0.1148	417	0.1139	414	0.0009	0.1489
2	0.1165	423	0.1088	395	0.0076	1.4528
3	0.1027	373	0.1043	379	-0.0016	0.2946
4	0.1060	385	0.1003	364	0.0057	1.1143
5	0.1030	374	0.0967	351	0.0063	1.2554
6	0.0922	335	0.0934	339	-0.0011	0.2064
7	0.0785	285	0.0904	328	-0.0119	2.4686
8	0.0829	301	0.0876	318	-0.0047	0.9718
9	0.0801	291	0.0850	309	-0.0049	1.0246
χ^2 : 12.8420 P값 : 0.1699						

〈표 4-5〉에서 매출액은 금융위기 전 낮은 숫자 2가 예상도수보다 높게 나타났고 높은 숫자 9가 예상도수보다 낮게 관측되었으며 Z값은 각각 2.1465, 1.9612로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 16.1034, P값이 0.0648로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 또한 금융위기 후에도 7이 예상도수보다 낮게 관측되었고 Z값이 2.4686으로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 12.8420, P값이 0.1699로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자

기업이 매출액 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-6〉은 금융위기 전·후 흑자기업의 매출원가 계정 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-6〉 금융위기 전·후 흑자기업 매출원가 계정 둘째자리

패널A. 금융위기전 매출원가(N=3,452)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1272	439	0.1197	413	0.0075	1.3300
1	0.1156	399	0.1139	393	0.0017	0.2867
2	0.1083	374	0.1088	376	-0.0005	0.0627
3	0.1052	363	0.1043	360	0.0008	0.1310
4	0.0915	316	0.1003	346	-0.0088	1.6867
5	0.0837	289	0.0967	334	-0.0130	2.5479
6	0.0950	328	0.0934	322	0.0016	0.3034
7	0.0915	316	0.0904	312	0.0012	0.2144
8	0.0968	334	0.0876	302	0.0092	1.8791
9	0.0852	294	0.0850	293	0.0002	0.0049
χ^2 : 13.9205 P값 : 0.1252						

패널B. 금융위기 후 매출원가(N=3,446)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1277	440	0.1197	412	0.0080	1.4214
1	0.1129	389	0.1139	392	-0.0010	0.1590
2	0.1198	413	0.1088	375	0.0110	2.0517
3	0.0978	337	0.1043	359	-0.0065	1.2272
4	0.1010	348	0.1003	346	0.0007	0.1039
5	0.0937	323	0.0967	333	-0.0029	0.5568
6	0.0813	280	0.0934	322	-0.0121	2.4153
7	0.0894	308	0.0904	312	-0.0010	0.1691
8	0.0876	302	0.0876	302	0.0001	0.0141
9	0.0888	306	0.0850	293	0.0038	0.7690
χ^2 : 13.4639 P값 : 0.1427						

〈표 4-6〉에서 매출원가는 금융위기 전에는 5가 예상도수보다 낮게 관측되었고 Z값도 2.5479로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 13.9205이고

P값이 0.1252로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의하지 않은 차이를 보여주었다. 금융위기 후인 경우 2가 예상도수보다 높게 나타났고 6이 예상도수보다 낮게 관측되었다. Z값은 각각 2.0517, 2.4153으로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 13.4639 이에 대한 P값이 0.1427로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 매출원가 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-7〉은 금융위기 전·후 흑자기업의 판매관리비 계정 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-7〉 금융위기 전·후 흑자기업 판매관리비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기전 판매관리비(N=3,490)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1304	455	0.1197	418	0.0107	1.9200
1	0.1189	415	0.1139	398	0.0050	0.9071
2	0.1097	383	0.1088	380	0.0009	0.1478
3	0.0951	332	0.1043	364	-0.0092	1.7505
4	0.1043	364	0.1003	350	0.0040	0.7561
5	0.1017	355	0.0967	337	0.0050	0.9787
6	0.0865	302	0.0934	326	-0.0068	1.3591
7	0.0817	285	0.0904	315	-0.0087	1.7608
8	0.0848	296	0.0876	306	-0.0028	0.5461
9	0.0868	303	0.0850	297	0.0018	0.3551
$\chi^2 : 13.5677$ P값: 0.1385						

패널B. 금융위기 후 판매관리비(N=3,634)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1147	417	0.1197	435	-0.0049	0.8901
1	0.1092	397	0.1139	414	-0.0046	0.8551
2	0.1029	374	0.1088	395	-0.0059	1.1161
3	0.1090	396	0.1043	379	0.0046	0.8881
4	0.1134	412	0.1003	364	0.0131	2.5938
5	0.0903	328	0.0967	351	-0.0064	1.2818
6	0.0941	342	0.0934	339	0.0007	0.1251
7	0.0944	343	0.0904	329	0.0040	0.8198
8	0.0845	307	0.0876	318	-0.0031	0.6297
9	0.0875	318	0.0850	309	0.0025	0.5121
$\chi^2 : 12.4812$ P값 : 0.1875						

판매관리비는 금융위기 전 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값은 13.5677, P값이 0.1385로서 통계적으로 벤포드 법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 금융위기 후인 경우 4가 예상도수보다 높게 나타났고 Z값이 2.5938로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 12.4812 이에 대한 P값이 0.1875로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 판매관리비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-8〉은 금융위기 전·후 흑자기업의 급료와임금 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 급료와임금은 금융위기 전 숫자별 분석에서 전체모형에 대한 카이제곱값이 9.0274, P값이 0.4348로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 하지만 금융위기 후에는 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보여주었다.

0,7이 예상도수보다 높게 나타났고 Z값도 각각 2.7133, 2.6939로 통계적으로 유의하였다. 4는 예상도수보다 낮게 관측되었으며 Z값도 2.2998로 통계적으로 유의하였다. 또한 전체모형에 대한 카이제곱값도 22.1372, P값이 0.0085로서 1% 유의수준에서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보여 벤포드법칙을 따르지 않음을 확인하였다. 따라서 급료와임금 둘째자리에 대한 인위적인 수치조정이 이루어지고 있음이 추정되었다.

이와 같은 결과는 금융위기 후 적격증빙 강화 등 회계규제로 가공된 증빙을 취득하기가 쉽지 않아 사용자와 사용인 간 고용계약에 의해 지급되는 기업 내부적 거래를 이용해 비용을 조정하였음을 암시하는 것이다. 하지만 통계적으로 낮은 수와 높은 수에 대한 빈도차이를 구분할 수 없어 이익조정이 상향인지 하향인지 확인이 안되었다. 이는 기업특성별로 급료와임금을 상향조정하려는 기업과 하향조정하려는 기업이 혼재되어 있기 때문인 것으로 추정된다

〈표 4-8〉 금융위기 전·후 급료와임금 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 급료와 임금(N=3,450)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1139	393	0.1197	413	-0.0058	1.0174
1	0.1162	401	0.1139	393	0.0023	0.4062
2	0.1148	396	0.1088	375	0.0060	1.0973
3	0.1110	383	0.1043	360	0.0067	1.2566
4	0.0948	327	0.1003	346	-0.0055	1.0524
5	0.0986	340	0.0967	334	0.0019	0.3430
6	0.0899	310	0.0934	322	-0.0035	0.6803
7	0.0951	328	0.0904	312	0.0047	0.9379
8	0.0890	307	0.0876	302	0.0014	0.2640
9	0.0768	265	0.0850	293	-0.0082	1.6941
$\chi^2 : 9.0274$ P값 : 0.4348						

패널B. 금융위기 후 급료와 임금(N=3,630)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1344	488	0.1197	435	0.0148	2.7133
1	0.1069	388	0.1139	413	-0.0070	1.3020
2	0.1050	381	0.1088	395	-0.0039	0.7204
3	0.1000	363	0.1043	379	-0.0043	0.8263
4	0.0887	322	0.1003	364	-0.0116	2.2998
5	0.0994	361	0.0967	351	0.0028	0.5365
6	0.0884	321	0.0934	339	-0.0049	0.9945
7	0.1033	375	0.0904	328	0.0130	2.6939
8	0.0873	317	0.0876	318	-0.0002	0.0223
9	0.0865	314	0.0850	309	0.0015	0.2946
$\chi^2 : 22.1372$ P값 : 0.0085						

〈표 4-9〉는 금융위기 전·후 흑자기업의 복리후생비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 복리후생비는 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 4.6048이고 P값이 0.8673으로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한

차이를 갖지 않았다. 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 7.3315이고 P값이 0.6026으로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의적인 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 복리후생비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-9〉 금융위기 전·후 흑자기업 복리후생비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 복리후생비(N=3,440)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1206	415	0.1197	412	0.0010	0.1471
1	0.1105	380	0.1139	392	-0.0034	0.6055
2	0.1055	363	0.1088	374	-0.0033	0.5935
3	0.1012	348	0.1043	359	-0.0032	0.5798
4	0.1047	360	0.1003	345	0.0043	0.8192
5	0.1006	346	0.0967	333	0.0039	0.7455
6	0.0892	307	0.0934	321	-0.0041	0.8024
7	0.0942	324	0.0904	311	0.0038	0.7551
8	0.0919	316	0.0876	301	0.0043	0.8601
9	0.0817	281	0.0850	292	-0.0033	0.6664
χ^2 : 4.6048 P값 : 0.8673						

패널B. 금융위기 후 복리후생비(N=3,544)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1239	439	0.1197	424	0.0042	0.7428
1	0.1140	404	0.1139	404	0.0001	0.0198
2	0.1030	365	0.1088	386	-0.0058	1.0873
3	0.1129	400	0.1043	370	0.0085	1.6350
4	0.0976	346	0.1003	355	-0.0027	0.5032
5	0.0954	338	0.0967	343	-0.0013	0.2350
6	0.0979	347	0.0934	331	0.0045	0.9005
7	0.0832	295	0.0904	320	-0.0071	1.4473
8	0.0883	313	0.0876	310	0.0007	0.1279
9	0.0838	297	0.0850	301	-0.0012	0.2253
χ^2 : 7.3315 P값 : 0.6026						

〈표 4-10〉은 금융위기 전·후 흑자기업의 임차료비용 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-10〉 금융위기 전·후 흑자기업 임차료비용 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 임차료비용(N=3,158)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1206	381	0.1197	378	0.0010	0.1398
1	0.1048	331	0.1139	360	-0.0091	1.5777
2	0.1092	345	0.1088	344	0.0004	0.0484
3	0.1146	362	0.1043	329	0.0103	1.8643
4	0.0953	301	0.1003	317	-0.0050	0.9050
5	0.1149	363	0.0967	305	0.0183	3.4434
6	0.0868	274	0.0934	295	-0.0066	1.2454
7	0.0795	251	0.0904	285	-0.0109	2.0996
8	0.0823	260	0.0876	277	-0.0052	1.0101
9	0.0918	290	0.0850	268	0.0068	1.3444
$\chi^2 : 25.4928$ P값 : 0.0025						

패널B. 금융위기 후 임차료비용(N=3,166)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1162	368	0.1197	379	-0.0034	0.5698
1	0.1169	370	0.1139	361	0.0030	0.4993
2	0.1140	361	0.1088	344	0.0052	0.9117
3	0.1049	332	0.1043	330	0.0005	0.0693
4	0.1004	318	0.1003	318	0.0001	0.0248
5	0.0938	297	0.0967	306	-0.0029	0.5165
6	0.0897	284	0.0934	296	-0.0037	0.6786
7	0.0910	288	0.0904	286	0.0006	0.0900
8	0.0843	267	0.0876	277	-0.0032	0.6128
9	0.0888	281	0.0850	269	0.0038	0.7259
$\chi^2 : 3.0557$ P값 : 0.9620						

임차료비용은 금융위기 전에는 5가 예상도수보다 높게 나타났고 7이 예상도수보다 낮게 관측되었으며 Z값은 각각 3.4434, 2.0996으로 통계적으로 유의하였

다. 전체모형에 대한 카이제곱값도 25.4928 P값이 0.0025로서 1% 유의수준에서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보여 벤포드법칙을 따르지 않음을 확인하였다. 따라서 임차료비용 둘째자리에 대한 인위적인 수치조정이 이루어지고 있음이 추정되었다. 금융위기 후에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 3.0557이고 P값이 0.9620으로서 벤포드법칙의 수치분포와 유의적인 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 금융위기 후 임대차 실거래가 의무화가 시행되면서 임차료 조정이 어려워졌음을 암시하는 것이다. 하지만 통계적으로 낮은 수와 높은 수에 대한 빈도차이를 구분할 수 없어 수치조정이 상향인지 하향인지 확인이 안되었다. 이는 기업특성별로 임차료비용을 상향조정하려는 기업과 하향조정하려는 기업이 혼재되어 있기 때문인 것으로 추정된다.

〈표 4-11〉은 금융위기 전·후 흑자기업의 감가상각비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 감가상각비는 금융위기 전에는 8이 예상도수보다 높게 관측되었고 Z값도 2.1616으로 통계적으로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값은 13.1173, P값은 0.1574로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다.

하지만 금융위기 후에는 0이 예상도수보다 높게 나타났고 5는 예상도수보다 낮게 관측되었으며 Z값도 각각 2.5273, 3.9321로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 또한 전체모형에 대한 카이제곱값도 27.2010, P값이 0.0013으로 1% 유의수준에서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보여 벤포드법칙을 따르지 않음을 확인하였다. 따라서 감가상각비 둘째자리에 대한 인위적인 수치조정이 이루어지고 있음이 추정되었다.

수치조정 행태는 0의 빈도가 벤포드법칙의 수치빈도보다 낮게 나타났는데, 이는 감가상각비를 상향조정한 결과임을 암시한다. 금융위기 후 적격증빙 강화 등 회계규제로 인하여 가공된 증빙을 취득하기가 쉽지 않게 되었던 배경과 관련이 있어 보인다. 보유자산에 대하여 기업 내부적인 측정을 통하여 비용화가 가능한 감가상각비를 이용해 비용을 조정하였음이 추정된다.

〈표 4-11〉 금융위기 전·후 흑자기업 감가상각비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 감가상각비(N=3,423)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1233	422	0.1197	410	0.0036	0.6232
1	0.1031	353	0.1139	390	-0.0108	1.9555
2	0.1131	387	0.1088	372	0.0042	0.7689
3	0.1110	380	0.1043	357	0.0067	1.2513
4	0.0976	334	0.1003	343	-0.0027	0.5042
5	0.0955	327	0.0967	331	-0.0011	0.1987
6	0.0938	321	0.0934	320	0.0004	0.0525
7	0.0833	285	0.0904	309	-0.0071	1.4171
8	0.0982	336	0.0876	300	0.0106	2.1616
9	0.0812	278	0.0850	291	-0.0038	0.7633
$\chi^2 : 13.1173$ $P값 : 0.1574$						

패널B. 금융위기 후 감가상각비(N=3,556)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1336	475	0.1197	426	0.0139	2.5273
1	0.1181	420	0.1139	405	0.0042	0.7658
2	0.1116	397	0.1088	387	0.0028	0.5135
3	0.1080	384	0.1043	371	0.0037	0.6859
4	0.0939	334	0.1003	357	-0.0064	1.2394
5	0.0771	274	0.0967	344	-0.0196	3.9321
6	0.0911	324	0.0934	332	-0.0023	0.4336
7	0.0849	302	0.0904	321	-0.0054	1.0988
8	0.0965	343	0.0876	312	0.0089	1.8451
9	0.0852	303	0.0850	302	0.0002	0.0144
$\chi^2 : 27.2010$ $P값 : 0.0013$						

〈표 4-12〉는 금융위기 전·후 흑자기업의 수선비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 수선비는 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값은 7.7994,

P값이 0.5549로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 또한 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었으며 전체모형에 대한 카이제곱값도 9.0858, P값이 0.4294로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 수선비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-12〉 금융위기 전·후 흑자기업 수선비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 수선비(N=3,164)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1198	379	0.1197	379	0.0001	0.0182
1	0.1034	327	0.1139	360	-0.0105	1.8382
2	0.1185	375	0.1088	344	0.0097	1.7237
3	0.0999	316	0.1043	330	-0.0045	0.7909
4	0.0992	314	0.1003	317	-0.0011	0.1705
5	0.0970	307	0.0967	306	0.0003	0.0364
6	0.0917	290	0.0934	296	-0.0017	0.3008
7	0.0910	288	0.0904	286	0.0007	0.1012
8	0.0888	281	0.0876	277	0.0012	0.2156
9	0.0907	287	0.0850	269	0.0057	1.1194
$\chi^2 : 7.7994$ P값 : 0.5549						

패널B. 금융위기 후 수선비N=2,447)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1300	318	0.1197	293	0.0103	1.5348
1	0.1144	280	0.1139	279	0.0005	0.0516
2	0.1107	271	0.1088	266	0.0019	0.2738
3	0.1034	253	0.1043	255	-0.0009	0.1187
4	0.0895	219	0.1003	245	-0.0108	1.7468
5	0.0895	219	0.0967	237	-0.0072	1.1681
6	0.0919	225	0.0934	229	-0.0014	0.2068
7	0.0911	223	0.0904	221	0.0008	0.0997
8	0.0969	237	0.0876	214	0.0093	1.5888
9	0.0826	202	0.0850	208	-0.0024	0.3983
$\chi^2 : 9.0858$ P값 : 0.4294						

〈표 4-13〉은 금융위기 전·후 흑자기업의 보험료 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-13〉 금융위기 전·후 흑자기업 보험료 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 보험료(N=3,307)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1164	385	0.1197	396	-0.0033	0.5508
1	0.1164	385	0.1139	377	0.0025	0.4306
2	0.1070	354	0.1088	360	-0.0018	0.2997
3	0.1025	339	0.1043	345	-0.0018	0.3140
4	0.0937	310	0.1003	332	-0.0066	1.2286
5	0.1004	332	0.0967	320	0.0037	0.6931
6	0.0895	296	0.0934	309	-0.0039	0.7336
7	0.0959	317	0.0904	299	0.0055	1.0744
8	0.0783	259	0.0876	290	-0.0093	1.8513
9	0.0998	330	0.0850	281	0.0148	3.0182
χ^2 : 16.0201 P값 : 0.0665						

패널B. 금융위기 후 보험료(N=2,854)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1202	343	0.1197	342	0.0005	0.0538
1	0.1160	331	0.1139	325	0.0021	0.3216
2	0.1174	335	0.1088	311	0.0086	1.4383
3	0.1051	300	0.1043	298	0.0008	0.1067
4	0.1016	290	0.1003	286	0.0013	0.2003
5	0.0904	258	0.0967	276	-0.0063	1.1037
6	0.0806	230	0.0934	267	-0.0128	2.3147
7	0.0841	240	0.0904	258	-0.0063	1.1334
8	0.0964	275	0.0876	250	0.0088	1.6274
9	0.0883	252	0.0850	243	0.0033	0.5980
χ^2 : 12.4417 P값 : 0.1895						

보험료는 금융위기 전에는 9가 예상도수보다 높게 나타났고 Z값도 3.0182로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값은 16.0201, P값이 0.0665로 벤포드

법칙의 수치분포와 유의적인 차이가 나타나지 않았다. 금융위기 후에도 6이 예상 도수보다 낮게 나타났고 Z값도 2.3147로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값은 12.4417, P값은 0.1895로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 갖지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 보험료 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-14〉는 금융위기 전·후 흑자기업의 차량유지비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-14〉 금융위기 전·후 흑자기업 차량유지비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 차량유지비(N=3,314)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1267	420	0.1197	397	0.0071	1.2245
1	0.1195	396	0.1139	377	0.0056	0.9880
2	0.1029	341	0.1088	361	-0.0059	1.0671
3	0.1002	332	0.1043	346	-0.0041	0.7529
4	0.1098	364	0.1003	332	0.0095	1.7967
5	0.0963	319	0.0967	320	-0.0004	0.0528
6	0.0972	322	0.0934	310	0.0038	0.7207
7	0.0908	301	0.0904	300	0.0005	0.0654
8	0.0806	267	0.0876	290	-0.0070	1.3954
9	0.0760	252	0.0850	282	-0.0090	1.8182
χ^2 : 12.3809 P값 : 0.1927						

패널B. 금융위기 후 차량유지비(N=2,835)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1263	358	0.1197	339	0.0066	1.0535
1	0.1168	331	0.1139	323	0.0029	0.4506
2	0.1055	299	0.1088	308	-0.0034	0.5431
3	0.1143	324	0.1043	296	0.0100	1.7034
4	0.0981	278	0.1003	284	-0.0023	0.3675
5	0.0896	254	0.0967	274	-0.0071	1.2449
6	0.0903	256	0.0934	265	-0.0031	0.5296
7	0.0889	252	0.0904	256	-0.0015	0.2386
8	0.0878	249	0.0876	248	0.0003	0.0159
9	0.0825	234	0.0850	241	-0.0025	0.4361
χ^2 : 6.4296 P값 : 0.6963						

차량유지비는 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고, 전체모형에 대한 카이제곱값은 12.3809이고 P값은 0.1927로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값은 6.4296, P값은 0.6963으로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 갖지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 차량유지비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-15〉는 금융위기 전·후 흑자기업의 교육훈련비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 교육훈련비는 금융위기 전 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 3.1475, P값이 0.9582로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 또한 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 7.8956, P값이 0.5447로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 갖지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 교육훈련비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-15〉 금융위기 전·후 흑자기업 교육훈련비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 교육훈련비(N=3,190)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1273	406	0.1197	382	0.0076	1.2939
1	0.1141	364	0.1139	363	0.0002	0.0106
2	0.1060	338	0.1088	347	-0.0029	0.4910
3	0.1034	330	0.1043	333	-0.0009	0.1340
4	0.0956	305	0.1003	320	-0.0047	0.8539
5	0.0950	303	0.0967	308	-0.0017	0.2941
6	0.0928	296	0.0934	298	-0.0006	0.0822
7	0.0940	300	0.0904	288	0.0037	0.6969
8	0.0862	275	0.0876	279	-0.0014	0.2410
9	0.0856	273	0.0850	271	0.0006	0.0857
$\chi^2 : 3.1475$ P값 : 0.9582						

패널B. 금융위기 후 교육훈련비(N=2,756)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1259	347	0.1197	330	0.0062	0.9778
1	0.1150	317	0.1139	314	0.0011	0.1570
2	0.1001	276	0.1088	300	-0.0087	1.4318
3	0.1056	291	0.1043	287	0.0013	0.1849
4	0.0954	263	0.1003	276	-0.0049	0.8214
5	0.0922	254	0.0967	267	-0.0045	0.7703
6	0.0911	251	0.0934	257	-0.0023	0.3815
7	0.0878	242	0.0904	249	-0.0025	0.4322
8	0.0933	257	0.0876	241	0.0057	1.0214
9	0.0936	258	0.0850	234	0.0086	1.5874
χ^2 : 7.8956 P값 : 0.5447						

〈표 4-16〉은 금융위기 전과 후 흑자기업의 접대비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 접대비는 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 7.8740, P값이 0.5468로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다.

〈표 4-16〉 금융위기 전·후 흑자기업 접대비 계정 둘째자리

패널A 금융위기 전 접대비(N=3,378)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1092	369	0.1197	404	-0.0104	1.8436
1	0.1149	388	0.1139	385	0.0010	0.1505
2	0.1018	344	0.1088	368	-0.0070	1.2759
3	0.1021	345	0.1043	352	-0.0022	0.3899
4	0.1045	353	0.1003	339	0.0042	0.7819
5	0.1009	341	0.0967	327	0.0043	0.8101
6	0.0977	330	0.0934	316	0.0043	0.8336
7	0.0959	324	0.0904	305	0.0056	1.0982
8	0.0885	299	0.0876	296	0.0009	0.1636
9	0.0844	285	0.0850	287	-0.0006	0.1006
χ^2 : 7.8740 P값 : 0.5468						

패널B. 금융위기 후 접대비(N=2,921)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1113	325	0.1197	350	-0.0084	1.3730
1	0.1164	340	0.1139	333	0.0025	0.3976
2	0.1082	316	0.1088	318	-0.0006	0.0810
3	0.1085	317	0.1043	305	0.0042	0.7113
4	0.0986	288	0.1003	293	-0.0017	0.2775
5	0.1096	320	0.0967	282	0.0129	2.3227
6	0.0880	257	0.0934	273	-0.0054	0.9688
7	0.0911	266	0.0904	264	0.0007	0.1025
8	0.0808	236	0.0876	256	-0.0068	1.2628
9	0.0876	256	0.0850	248	0.0026	0.4787
χ^2 : 10.1987 P값 : 0.3346						

금융위기 후에는 5가 예상도수보다 높게 나타났고 Z값도 2.3227로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 10.1987, P값은 0.3346으로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 접대비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-17〉은 금융위기 전과 후 광고선전비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 광고선전비는 금융위기 전에 9가 예상도수보다 낮게 관측되었고, Z값도 2.3825로 유의하게 나타났다. 하지만, 전체모형에 대한 카이제곱값이 11.8239이고 P값이 0.2234로서 통계적으로는 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보여주지 못했다.

또한 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었다. 전체모형에 대한 카이제곱값도 6.1325 P값이 0.7266으로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 광고선전비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시한다. 광고선전비에서는 금융위기의 영향에 상관없이 이익조정이 시도되지 않고 있음을 알 수 있다.

〈표 4-17〉 금융위기 전·후 흑자기업 광고선전비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 광고선전비(N=3,340)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1249	417	0.1197	400	0.0052	0.8939
1	0.1162	388	0.1139	380	0.0023	0.3871
2	0.1081	361	0.1088	363	-0.0007	0.1088
3	0.1078	360	0.1043	348	0.0035	0.6248
4	0.1075	359	0.1003	335	0.0072	1.3515
5	0.0958	320	0.0967	323	-0.0009	0.1412
6	0.0922	308	0.0934	312	-0.0012	0.1996
7	0.0820	274	0.0904	302	-0.0083	1.6459
8	0.0922	308	0.0876	293	0.0046	0.9192
9	0.0734	245	0.0850	284	-0.0116	2.3825
χ^2 : 11.8239 P값 : 0.2234						

패널B. 금융위기 후 광고선전비(N=3,167)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1216	385	0.1197	379	0.0019	0.2996
1	0.1080	342	0.1139	361	-0.0059	1.0175
2	0.1086	344	0.1088	345	-0.0002	0.0076
3	0.1111	352	0.1043	330	0.0068	1.2258
4	0.0938	297	0.1003	318	-0.0065	1.1938
5	0.0973	308	0.0967	306	0.0006	0.0790
6	0.0881	279	0.0934	296	-0.0053	0.9896
7	0.0960	304	0.0904	286	0.0056	1.0761
8	0.0903	286	0.0876	277	0.0027	0.5133
9	0.0853	270	0.0850	269	0.0003	0.0194
χ^2 : 6.1325 P값 : 0.7266						

〈표 4-18〉은 금융위기 전과 후 흑자기업의 판매수수료 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 판매수수료는 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 4.2788이고 P값이 0.8921로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차

이를 갖지 않았다. 금융위기 후인 경우 0이 예상도수보다 높게 관측되었고 Z값이 2.3721로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 12.9866 이에 대한 P값이 0.1632로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 판매수수료 수치를 이용한 인위적인 이익 조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-18〉 금융위기 전·후 흑자기업 판매수수료 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 판매수수료(N=694)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1268	88	0.1197	83	0.0071	0.5195
1	0.1210	84	0.1139	79	0.0071	0.5330
2	0.1023	71	0.1088	76	-0.0065	0.4901
3	0.0951	66	0.1043	72	-0.0092	0.7333
4	0.1167	81	0.1003	70	0.0164	1.3754
5	0.0893	62	0.0967	67	-0.0073	0.5903
6	0.0908	63	0.0934	65	-0.0026	0.1694
7	0.0850	59	0.0904	63	-0.0053	0.4241
8	0.0922	64	0.0876	61	0.0046	0.3661
9	0.0807	56	0.0850	59	-0.0043	0.3389
χ^2 : 4.2788 P값 : 0.8921						

패널B. 금융위기 후 판매수수료(N=658)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1505	99	0.1197	79	0.0308	2.3721
1	0.1094	72	0.1139	75	-0.0045	0.2994
2	0.0912	60	0.1088	72	-0.0176	1.3900
3	0.1231	81	0.1043	69	0.0188	1.5113
4	0.1125	74	0.1003	66	0.0122	0.9727
5	0.0851	56	0.0967	64	-0.0116	0.9386
6	0.0821	54	0.0934	61	-0.0113	0.9295
7	0.0851	56	0.0904	59	-0.0052	0.4012
8	0.0836	55	0.0876	58	-0.0040	0.2925
9	0.0775	51	0.0850	56	-0.0075	0.6193
χ^2 : 12.9866 P값 : 0.1632						

〈표 4-19〉는 금융위기 전과 후 흑자기업의 판매촉진비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-19〉 금융위기 전·후 흑자기업 판매촉진비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 판매촉진비(N=1003)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1067	107	0.1197	120	-0.0130	1.2198
1	0.1127	113	0.1139	114	-0.0012	0.0727
2	0.1027	103	0.1088	109	-0.0061	0.5725
3	0.0977	98	0.1043	105	-0.0066	0.6345
4	0.1087	109	0.1003	101	0.0084	0.8292
5	0.1127	113	0.0967	97	0.0160	1.6593
6	0.0837	84	0.0934	94	-0.0096	0.9930
7	0.0847	85	0.0904	91	-0.0056	0.5640
8	0.1067	107	0.0876	88	0.0191	2.0852
9	0.0837	84	0.0850	85	-0.0013	0.0855
$\chi^2 : 11.1194$ P값 : 0.2676						

패널B. 금융위기 후 판매촉진비(N=896)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1384	124	0.1197	107	0.0187	1.6742
1	0.1161	104	0.1139	102	0.0022	0.1530
2	0.0971	87	0.1088	97	-0.0117	1.0731
3	0.1172	105	0.1043	93	0.0129	1.2044
4	0.0714	64	0.1003	90	-0.0289	2.8222
5	0.0859	77	0.0967	87	-0.0107	1.0316
6	0.1016	91	0.0934	84	0.0082	0.7854
7	0.0926	83	0.0904	81	0.0023	0.1802
8	0.0837	75	0.0876	78	-0.0039	0.3502
9	0.0960	86	0.0850	76	0.0110	1.1189
$\chi^2 : 15.8785$ P값 : 0.0695						

판매촉진비는 금융위기 전에는 8이 예상도수보다 높게 관측되었고 Z값도

2.0852로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 11.1194이고 P값이 0.2676으로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의하지 않은 결과를 보여주었다. 금융위기 후에도 4가 예상도수보다 낮게 관측되었고 Z값도 2.8222로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값은 15.8785 P값이 0.0695로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 판매촉진비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-20〉은 금융위기 전과 후 흑자기업의 연구비 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 연구비는 금융위기 전 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 7.7628 P값이 0.5582로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 6.4822이고 P값이 0.6909로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 연구비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-20〉 금융위기 전·후 흑자기업 연구비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 연구비(N=617)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1410	87	0.1197	74	0.0213	1.5699
1	0.1264	78	0.1139	70	0.0125	0.9162
2	0.1037	64	0.1088	67	-0.0051	0.3415
3	0.1183	73	0.1043	64	0.0140	1.0705
4	0.0940	58	0.1003	62	-0.0063	0.4545
5	0.0859	53	0.0967	60	-0.0108	0.8380
6	0.0859	53	0.0934	58	-0.0075	0.5686
7	0.0908	56	0.0904	56	0.0004	0.0357
8	0.0713	44	0.0876	54	-0.0163	1.3574
9	0.0827	51	0.0850	52	-0.0023	0.1364
χ^2 : 7.7628 P값 : 0.5582						

패널B. 금융위기 후 연구비(N=483)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1097	53	0.1197	58	-0.0099	0.6035
1	0.1056	51	0.1139	55	-0.0083	0.5026
2	0.1118	54	0.1088	53	0.0030	0.1373
3	0.1201	58	0.1043	50	0.0158	1.0581
4	0.1201	58	0.1003	48	0.0198	1.3708
5	0.0870	42	0.0967	47	-0.0097	0.6461
6	0.0745	36	0.0934	45	-0.0188	1.3446
7	0.0973	47	0.0904	44	0.0070	0.4541
8	0.0849	41	0.0876	42	-0.0027	0.1282
9	0.0890	43	0.0850	41	0.0040	0.2358
χ^2 : 6.4822 P값 : 0.6909						

〈표 4-21〉은 금융위기 전과 후 흑자기업의 경상연구개발비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-21〉 금융위기 전·후 흑자기업 경상연구개발비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 경상연구개발비(N=480)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1292	62	0.1197	57	0.0095	0.5700
1	0.1146	55	0.1139	55	0.0007	0.0478
2	0.1146	55	0.1088	52	0.0058	0.3322
3	0.1146	55	0.1043	50	0.0103	0.6602
4	0.1063	51	0.1003	48	0.0059	0.3572
5	0.0958	46	0.0967	46	-0.0008	0.0628
6	0.0917	44	0.0934	45	-0.0017	0.0498
7	0.0896	43	0.0904	43	-0.0008	0.0586
8	0.0708	34	0.0876	42	-0.0167	1.2165
9	0.0729	35	0.0850	41	-0.0121	0.8674
χ^2 : 3.5685 P값 : 0.9375						

패널B. 금융위기 후 경상연구개발비(N=797)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1355	108	0.1197	95	0.0158	1.3221
1	0.0853	68	0.1139	91	-0.0286	2.4832
2	0.1154	92	0.1088	87	0.0066	0.5426
3	0.1016	81	0.1043	83	-0.0027	0.1913
4	0.0979	78	0.1003	80	-0.0024	0.1706
5	0.0891	71	0.0967	77	-0.0076	0.6657
6	0.1117	89	0.0934	74	0.0183	1.7147
7	0.0941	75	0.0904	72	0.0038	0.3078
8	0.0841	67	0.0876	70	-0.0035	0.2874
9	0.0853	68	0.0850	68	0.0003	0.0324
$\chi^2 : 11.3730$ P값 : 0.2510						

경상연구개발비는 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 3.5685, P값이 0.9375로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 갖지 않았다. 금융위기 후에는 1이 예상도수보다 낮게 나타났고 Z값도 2.4832로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값은 11.3730, P값이 0.2510으로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 경상연구개발비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-22〉는 금융위기 전·후 흑자기업의 경상개발비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 경상개발비는 금융위기 전 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 2.9667 P값도 0.9656으로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 3.3194이고 P값이 0.9503으로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 경상개발비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-22〉 금융위기 전·후 흑자기업 경상개발비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 경상개발비(N=1,143)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1190	136	0.1197	137	-0.0007	0.0268
1	0.1234	141	0.1139	130	0.0095	0.9612
2	0.1032	118	0.1088	124	-0.0056	0.5586
3	0.1085	124	0.1043	119	0.0042	0.4113
4	0.0927	106	0.1003	115	-0.0076	0.8029
5	0.0954	109	0.0967	111	-0.0013	0.1006
6	0.0892	102	0.0934	107	-0.0041	0.4292
7	0.0892	102	0.0904	103	-0.0011	0.0795
8	0.0945	108	0.0876	100	0.0069	0.7751
9	0.0849	97	0.0850	97	-0.0001	0.0164
χ^2 : 2.9667 P값 : 0.9656						

패널B. 금융위기 후 경상개발비(N=909)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1166	106	0.1197	109	-0.0031	0.2339
1	0.1232	112	0.1139	104	0.0093	0.8325
2	0.1144	104	0.1088	99	0.0056	0.4881
3	0.0968	88	0.1043	95	-0.0075	0.6875
4	0.0924	84	0.1003	91	-0.0079	0.7377
5	0.1045	95	0.0967	88	0.0078	0.7428
6	0.0902	82	0.0934	85	-0.0032	0.2706
7	0.0847	77	0.0904	82	-0.0056	0.5355
8	0.0924	84	0.0876	80	0.0048	0.4575
9	0.0847	77	0.0850	77	-0.0003	0.0315
χ^2 : 3.3194 P값 : 0.9503						

〈표 4-23〉은 금융위기 전·후 흑자기업의 대손상각비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 대손상각비는 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 8.3194이고 P값이 0.5023으로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의하지 않은 차이를 보여주었다. 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾

을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 9.3254 이에 대한 P값이 0.4078로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석 결과는 흑자기업이 대손상각비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-23〉 금융위기 전·후 흑자기업 대손상각비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 대손상각비(N=2,605)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1232	321	0.1197	312	0.0035	0.5272
1	0.1190	310	0.1139	297	0.0051	0.7905
2	0.1075	280	0.1088	283	-0.0013	0.1872
3	0.1090	284	0.1043	272	0.0047	0.7512
4	0.0891	232	0.1003	261	-0.0113	1.8788
5	0.0914	238	0.0967	252	-0.0053	0.8852
6	0.1013	264	0.0934	243	0.0080	1.3651
7	0.0845	220	0.0904	235	-0.0059	1.0157
8	0.0894	233	0.0876	228	0.0019	0.3036
9	0.0856	223	0.0850	221	0.0006	0.0755
χ^2 : 8.3194 P값 : 0.5023						

패널B. 금융위기 후 대손상각비(N=2,057)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1191	245	0.1197	246	-0.0006	0.0463
1	0.1123	231	0.1139	234	-0.0016	0.1924
2	0.1070	220	0.1088	224	-0.0019	0.2367
3	0.1045	215	0.1043	215	0.0002	0.0284
4	0.1099	226	0.1003	206	0.0096	1.4064
5	0.1074	221	0.0967	199	0.0108	1.6137
6	0.0831	171	0.0934	192	-0.0102	1.5582
7	0.0802	165	0.0904	186	-0.0101	1.5651
8	0.0895	184	0.0876	180	0.0019	0.2628
9	0.0870	179	0.0850	175	0.0020	0.2890
χ^2 : 9.3254 P값 : 0.4078						

〈표 4-24〉는 금융위기 전·후 흑자기업의 무형자산상각비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-24〉 금융위기 전·후 흑자기업 무형자산상각비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 무형자산상각비(N=2,493)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1284	320	0.1197	298	0.0087	1.3043
1	0.1171	292	0.1139	284	0.0032	0.4774
2	0.1023	255	0.1088	271	-0.0065	1.0154
3	0.0963	240	0.1043	260	-0.0081	1.2838
4	0.1055	263	0.1003	250	0.0052	0.8285
5	0.1023	255	0.0967	241	0.0056	0.9133
6	0.0911	227	0.0934	233	-0.0023	0.3629
7	0.0830	207	0.0904	225	-0.0073	1.2395
8	0.0899	224	0.0876	218	0.0023	0.3676
9	0.0842	210	0.0850	212	-0.0008	0.1009
$\chi^2 : 7.5996$ P값 : 0.5749						

패널B. 금융위기 후 무형자산상각비(N=2,687)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1169	314	0.1197	322	-0.0028	0.4208
1	0.1150	309	0.1139	306	0.0011	0.1505
2	0.1105	297	0.1088	292	0.0017	0.2540
3	0.1076	289	0.1043	280	0.0032	0.5153
4	0.0994	267	0.1003	270	-0.0009	0.1306
5	0.0971	261	0.0967	260	0.0005	0.0471
6	0.0878	236	0.0934	251	-0.0055	0.9538
7	0.0841	226	0.0904	243	-0.0062	1.0949
8	0.0908	244	0.0876	235	0.0032	0.5596
9	0.0908	244	0.0850	228	0.0058	1.0449
$\chi^2 : 4.0420$ P값 : 0.9086						

무형자산상각비는 금융위기 전 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었

고 전체모형에 대한 카이제곱값도 7.5996, P값이 0.5749로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 4.0420 이에 대한 P값이 0.9086으로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 무형자산상각비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

4.1.3 영업외손익 둘째자리 검증

〈표 4-25〉는 금융위기 전·후 흑자기업의 영업외이익 둘째자리 수치가 벤포드법칙을 따르는지를 분석한 결과이다.

〈표 4-25〉 금융위기 전·후 흑자기업 영업외이익 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 영업외이익(N=1,857)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1179	26	0.1197	26	-0.0017	0.1963
1	0.1233	28	0.1139	26	0.0094	1.2423
2	0.0985	18	0.1088	20	-0.0103	1.3844
3	0.1007	19	0.1043	20	-0.0036	0.4738
4	0.1066	21	0.1003	20	0.0063	0.8670
5	0.1012	19	0.0967	18	0.0046	0.6255
6	0.0910	15	0.0934	16	-0.0024	0.3101
7	0.0905	15	0.0904	15	0.0001	0.0178
8	0.0759	11	0.0876	12	-0.0116	1.7336
9	0.0942	16	0.0850	15	0.0092	1.3859
$\chi^2 : 9.5218$ $P\text{값} : 0.3906$						

패널B. 금융위기 후 영업외이익(N=1,976)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1199	28	0.1197	28	0.0003	0.0009
1	0.1108	24	0.1139	25	-0.0031	0.3928
2	0.1149	26	0.1088	25	0.0061	0.8287
3	0.1129	25	0.1043	23	0.0085	1.2028
4	0.0956	18	0.1003	19	-0.0047	0.6524
5	0.0967	18	0.0967	18	0.0000	0.0030
6	0.0860	15	0.0934	16	-0.0073	1.0824
7	0.0896	16	0.0904	16	-0.0008	0.0809
8	0.0800	13	0.0876	14	-0.0076	1.1570
9	0.0936	17	0.0850	16	0.0086	1.3342
$\chi^2 : 6.8743$ P값 : 0.6502						

영업외이익은 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 유의성을 찾을 수 없었고 전체 모형에 대한 카이제곱값은 9.5218이고 P값이 0.3906으로서 통계적으로 벤포드 법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 금융위기 후에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 6.8743, P값이 0.6502로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 영업외이익 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

<표 4-26>은 금융위기 전·후 흑자기업의 영업외손실 둘째자리 수치가 벤포드법칙을 따르는지를 분석한 결과이다. 영업외손실은 금융위기 전 숫자별 분석에서 3이 예상도수보다 높게 나타났고 Z값도 2.2680으로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값은 9.3618, P값이 0.4046으로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 6.7277 이에 대한 P값이 0.6654로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 영업외손실 수치를 이용한 인위적인 이익

조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-26〉 금융위기 전·후 흑자기업 영업외손실 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 영업외손실(N=1,634)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1236	25	0.1197	24	0.0039	0.4529
1	0.1126	21	0.1139	21	-0.0013	0.1243
2	0.1114	20	0.1088	20	0.0026	0.2930
3	0.1218	24	0.1043	21	0.0175	2.2680
4	0.0979	16	0.1003	16	-0.0024	0.2805
5	0.0979	16	0.0967	15	0.0012	0.1276
6	0.0918	14	0.0934	14	-0.0016	0.1757
7	0.0783	10	0.0904	12	-0.0120	1.6509
8	0.0789	10	0.0876	11	-0.0086	1.1893
9	0.0857	12	0.0850	12	0.0007	0.0541
$\chi^2 : 9.3618$ P값 : 0.4046						

패널B. 금융위기 후 영업외손실(N=1,658)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1200	24	0.1197	24	0.0003	0.0053
1	0.1074	19	0.1139	20	-0.0065	0.7986
2	0.1104	20	0.1088	20	0.0016	0.1638
3	0.0971	16	0.1043	17	-0.0072	0.9222
4	0.1068	19	0.1003	18	0.0064	0.8327
5	0.0850	12	0.0967	14	-0.0116	1.5620
6	0.0959	15	0.0934	15	0.0025	0.3117
7	0.0965	15	0.0904	14	0.0062	0.8309
8	0.0875	13	0.0876	13	-0.0001	0.0166
9	0.0935	14	0.0850	13	0.0085	1.1950
$\chi^2 : 6.7277$ P값 : 0.6654						

〈표 4-27〉은 금융위기 전·후 흑자기업의 투자자산처분이익 둘째자리 수치가 벤포드법칙을 따르는지를 분석한 결과이다.

〈표 4-27〉 금융위기 전·후 흑자기업 투자자산처분이익 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 투자자산처분이익(N=1,130)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1354	153	0.1197	135	0.0157	1.5820
1	0.1044	118	0.1139	129	-0.0095	0.9548
2	0.1009	114	0.1088	123	-0.0079	0.8088
3	0.0965	109	0.1043	118	-0.0079	0.8168
4	0.1133	128	0.1003	113	0.0130	1.4012
5	0.0965	109	0.0967	109	-0.0002	0.0250
6	0.1071	121	0.0934	106	0.0137	1.5328
7	0.0858	97	0.0904	102	-0.0045	0.4769
8	0.0796	90	0.0876	99	-0.0079	0.8897
9	0.0805	91	0.0850	96	-0.0045	0.4853
$\chi^2 : 10.0641$ $P값 : 0.3453$						

패널B. 금융위기 후 투자자산처분이익(N=484)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1632	79	0.1197	58	0.0435	2.8813
1	0.1012	49	0.1139	55	-0.0127	0.8045
2	0.0992	48	0.1088	53	-0.0096	0.6085
3	0.0723	35	0.1043	50	-0.0320	2.2298
4	0.0868	42	0.1003	49	-0.0135	0.9154
5	0.0971	47	0.0967	47	0.0004	0.0318
6	0.1136	55	0.0934	45	0.0203	1.4543
7	0.0950	46	0.0904	44	0.0047	0.2807
8	0.0950	46	0.0876	42	0.0075	0.5011
9	0.0764	37	0.0850	41	-0.0086	0.5933
$\chi^2 : 17.3301$ $P값 : 0.0438$						

영업외수익 중 투자자산처분이익은 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적

유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 10.0641이고 P값이 0.3453으로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 하지만 금융위기 후에는 0이 예상도수보다 높게 나타났고 3은 예상도수보다 낮게 나타났으며 Z값은 각각 2.8813, 2.2298로 유의하였다. 또한 전체모형에 대한 카이제곱값도 17.3301, P값이 0.0438로서 5% 유의수준에서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보여 벤포드법칙을 따르지 않음을 확인하였다. 따라서 투자자산처분이익 둘째자리 수치를 통해 인위적인 투자자산처분이익 상향조정이 이루어지고 있음이 추정되었다. 이러한 분석결과는 금융위기 후 적격증빙 강화 등 회계규제로 가공된 증빙을 취득하기가 쉽지 않아 영업외수익인 투자자산처분이익을 이용해 이익을 조정하였음을 암시하는 것이다.

〈표 4-28〉은 금융위기 전·후 흑자기업의 매도가능증권처분이익 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 매도가능증권처분이익은 금융위기 전에는 0이 예상도수보다 높게 나타났고 9가 예상도수보다 낮게 나타났으며 Z값은 각각 2.0573, 2.0823으로 유의하였다. 하지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 14.7969, P값이 0.0967로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 갖지 않았다.

〈표 4-28〉 금융위기 전·후 흑자기업 매도가능증권처분이익 계정 둘째자리
패널A. 금융위기 전 매도가능증권처분이익(N=799)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1439	115	0.1197	96	0.0242	2.0573
1	0.0989	79	0.1139	91	-0.0150	1.2805
2	0.1189	95	0.1088	87	0.0101	0.8580
3	0.0989	79	0.1043	83	-0.0055	0.4467
4	0.0864	69	0.1003	80	-0.0140	1.2539
5	0.1076	86	0.0967	77	0.0110	0.9879
6	0.0951	76	0.0934	75	0.0017	0.1091
7	0.0864	69	0.0904	72	-0.0040	0.3319
8	0.1001	80	0.0876	70	0.0126	0.1929
9	0.0638	51	0.0850	68	-0.0212	2.0823
χ^2 : 14.7969 P값 : 0.0967						

패널B. 금융위기 후 매도가능증권처분이익(N=1,063)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1392	148	0.1197	127	0.0195	1.9163
1	0.0931	99	0.1139	121	-0.0208	2.0821
2	0.1185	126	0.1088	116	0.0097	0.9676
3	0.1016	108	0.1043	111	-0.0027	0.2411
4	0.0960	102	0.1003	107	-0.0044	0.4216
5	0.0960	102	0.0967	103	-0.0007	0.0281
6	0.0913	97	0.0934	99	-0.0021	0.1847
7	0.0969	103	0.0904	96	0.0065	0.6909
8	0.0875	93	0.0876	93	-0.0001	0.0094
9	0.0800	85	0.0850	90	-0.0050	0.5340
$\chi^2 : 9.4692$ P값 : 0.3951						

금융위기 후에도 1이 예상도수보다 낮게 나타났고 Z값도 2.0821로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값은 9.4692, p값이 0.3951로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 매도가능증권처분이익 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-29〉는 금융위기 전·후 흑자기업의 투자자산처분손실 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 영업외비용 중 투자자산처분손실은 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었다. 전체모형에 대한 카이제곱값도 6.4770이고 P값이 0.6914로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다.

금융위기 후에는 높은 숫자 9가 예상도수보다 낮았고 Z값도 2.1498로 유의하게 나타났다. 하지만 전체모형에 대한 카이제곱값은 6.8681, P값은 0.6509로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보여주지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 투자자산처분손실 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시한다. 투자자산처분손실에서 금융위기의 영향에 상관없이 이익조정이 시도되지 않고 있음을 알 수 있다.

〈표 4-29〉 금융위기 전·후 흑자기업 투자자산처분손실 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 투자자산처분손실(N=1,012)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1215	123	0.1197	121	0.0019	0.1340
1	0.1176	119	0.1139	115	0.0037	0.3209
2	0.0929	94	0.1088	110	-0.0159	1.5773
3	0.1117	113	0.1043	106	0.0073	0.7114
4	0.0909	92	0.1003	102	-0.0094	0.9432
5	0.1008	102	0.0967	98	0.0041	0.3893
6	0.1038	105	0.0934	95	0.0104	1.0814
7	0.0968	98	0.0904	91	0.0065	0.6651
8	0.0870	88	0.0876	89	-0.0006	0.0134
9	0.0771	78	0.0850	86	-0.0079	0.8476
χ^2 : 6.4770 P값 : 0.6914						

패널B. 금융위기 후 투자자산처분손실(N=407)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1229	50	0.1197	49	0.0032	0.1207
1	0.1155	47	0.1139	46	0.0016	0.0229
2	0.1057	43	0.1088	44	-0.0032	0.1257
3	0.1081	44	0.1043	42	0.0038	0.1683
4	0.1229	50	0.1003	41	0.0225	1.4312
5	0.1007	41	0.0967	39	0.0041	0.1931
6	0.0934	38	0.0934	38	0.0000	0.0003
7	0.0885	36	0.0904	37	-0.0019	0.0471
8	0.0885	36	0.0876	36	0.0009	0.0630
9	0.0541	22	0.0850	35	-0.0309	2.1498
χ^2 : 6.8681 P값 : 0.6509						

〈표 4-30〉은 금융위기 전·후 흑자기업의 매도가능증권처분손실 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 매도가능증권처분손실은 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 9.3509이고 P값이 0.4055로서 통계적으로 벤포드법칙의

수치분포와 유의하지 않은 결과를 보여주었다. 금융위기 후에는 9가 예상도수보다 높게 나타났고 Z값도 2.9802로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값은 16.6834, P값이 0.0539로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의하지 않은 차이가 나타났다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 매도가능증권처분손실 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-30〉 금융위기 전·후 흑자기업 매도가능증권처분손실 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 매도가능증권처분손실(N=768)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1354	104	0.1197	92	0.0157	1.2880
1	0.1224	94	0.1139	87	0.0085	0.6852
2	0.1016	78	0.1088	84	-0.0073	0.5879
3	0.1159	89	0.1043	80	0.0116	0.9886
4	0.1133	87	0.1003	77	0.0130	1.1365
5	0.0885	68	0.0967	74	-0.0081	0.7021
6	0.0898	69	0.0934	72	-0.0035	0.2739
7	0.0781	60	0.0904	69	-0.0122	1.1188
8	0.0872	67	0.0876	67	-0.0003	0.0324
9	0.0677	52	0.0850	65	-0.0173	1.6536
χ^2 : 9.3509 P값 : 0.4055						

패널B. 금융위기 후 매도가능증권처분손실(N=820)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1317	108	0.1197	98	0.0120	1.0073
1	0.0963	79	0.1139	93	-0.0175	1.5269
2	0.1024	84	0.1088	89	-0.0064	0.5307
3	0.0939	77	0.1043	86	-0.0104	0.9197
4	0.0817	67	0.1003	82	-0.0186	1.7151
5	0.1024	84	0.0967	79	0.0058	0.4990
6	0.0100	8	0.0934	77	0.0066	0.5925
7	0.0854	70	0.0904	74	-0.0050	0.4369
8	0.0915	75	0.0876	72	0.0039	0.3326
9	0.1146	94	0.0850	70	0.0296	2.9802
χ^2 : 16.6834 P값 : 0.0539						

4.1.4 세전이익 둘째자리 검증

〈표 4-31〉은 금융위기 전·후 흑자기업의 세전이익 계정 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-31〉 금융위기 전·후 흑자기업 세전이익 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 세전이익(N=3,481)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1281	446	0.1197	417	0.0084	1.5088
1	0.1273	443	0.1139	396	0.0134	2.4569
2	0.1060	369	0.1088	379	-0.0028	0.5063
3	0.0997	347	0.1043	363	-0.0046	0.8690
4	0.1028	358	0.1003	349	0.0025	0.4695
5	0.0968	337	0.0967	337	0.0001	0.0262
6	0.0937	326	0.0934	325	0.0003	0.0279
7	0.0796	277	0.0904	315	-0.0108	2.1880
8	0.0827	288	0.0876	305	-0.0048	0.9792
9	0.0833	290	0.0850	296	-0.0017	0.3273
$\chi^2 : 14.2812 \quad P값 : 0.1127$						

패널B. 금융위기 후 세전이익(N=3,596)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1265	455	0.1197	430	0.0068	1.2397
1	0.1199	431	0.1139	410	0.0060	1.0998
2	0.1087	391	0.1088	391	-0.0001	0.0170
3	0.1037	373	0.1043	375	-0.0006	0.0911
4	0.0934	336	0.1003	361	-0.0069	1.3442
5	0.0979	352	0.0967	348	0.0012	0.2166
6	0.0976	351	0.0934	336	0.0042	0.8449
7	0.0898	323	0.0904	325	-0.0005	0.0814
8	0.0779	280	0.0876	315	-0.0097	2.0295
9	0.0845	304	0.0850	306	-0.0005	0.0694
$\chi^2 : 8.8654 \quad P값 : 0.4498$						

세전이익은 금융위기 전에는 낮은 숫자 1은 예상도수보다 높게 나타났고, 높은 숫자 7은 예상도수보다 낮게 관측되었으며 Z값은 각각 2.4569, 2.1880으로 유

의하게 나타났지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 14.2812이고 P값이 0.1127로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 금융위기 후인 경우 높은 숫자 8이 예상도수보다 낮게 나타났고 Z값은 2.0295로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 8.8654이고, 이에 대한 P값이 0.4498로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 분석결과를 보면 흑자기업에서 이루어질 수 있는 세전이익 수치를 이용한 인위적인 이익조정 여부를 추정할 수 없었으며 금융위기 영향도 나타나지 않았다.

〈표 4-32〉는 금융위기 전·후 흑자기업의 법인세비용 등 계정 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 법인세비용 등은 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값은 8.0001, P값이 0.5341로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 또한 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었으며 전체모형에 대한 카이제곱값도 3.7689, P값이 0.9259로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 흑자기업이 법인세비용 등의 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않음을 시사한다.

〈표 4-32〉 금융위기 전·후 흑자기업 법인세비용 등 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 법인세비용 등(N=2,994)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1289	386	0.1197	358	0.0092	1.5302
1	0.1086	325	0.1139	341	-0.0053	0.8909
2	0.1039	311	0.1088	326	-0.0049	0.8396
3	0.1119	335	0.1043	312	0.0076	1.3234
4	0.0945	283	0.1003	300	-0.0058	1.0237
5	0.0975	292	0.0967	290	0.0008	0.1262
6	0.0908	272	0.0934	280	-0.0025	0.4428
7	0.0959	287	0.0904	271	0.0055	1.0195
8	0.0835	250	0.0876	262	-0.0041	0.7555
9	0.0845	253	0.0850	254	-0.0005	0.0649
$\chi^2 : 8.0001$ P값 : 0.5341						

패널B. 금융위기 후 법인세비용 등(N=3,195)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1186	379	0.1197	382	-0.0011	0.1568
1	0.1183	378	0.1139	364	0.0044	0.7586
2	0.1083	346	0.1088	348	-0.0005	0.0670
3	0.0983	314	0.1043	333	-0.0061	1.0900
4	0.1036	331	0.1003	320	0.0033	0.5895
5	0.0951	304	0.0967	309	-0.0015	0.2630
6	0.0983	314	0.0934	298	0.0049	0.9232
7	0.0861	275	0.0904	289	-0.0043	0.8126
8	0.0895	286	0.0876	280	0.0019	0.3576
9	0.0839	268	0.0850	272	-0.0011	0.1951
$\chi^2 : 3.7689$ P값 : 0.9259						

〈표 4-33〉은 금융위기 전·후 흑자기업의 부의법인세비용 등 계정 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 부의법인세비용 등은 금융위기 전에는 3과 8이 예상도수보다 유의하게 높게 나타났고 6은 예상도수보다 낮게 나타났으며 3의 Z값은 3.0994, 8의 Z값은 2.3908, 6의 Z값은 2.7292로서 통계적으로 유의하였다. 전체모형에 대한 카이제곱값도 25.4000, P값이 0.0026으로서 1% 유의수준에서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보여 벤포드법칙을 따르지 않음을 확인하였다.

따라서 부의법인세비용 등 둘째자리에 대한 인위적인 수치조정이 이루어지고 있음을 암시하였다. 하지만 통계적으로 낮은 수와 높은 수에 대한 빈도차이를 구분할 수 없어 이익조정이 상향인지 하향인지에 대해서는 확인할 수가 없었다. 이는 기업특성별로 부의법인세비용 등을 상향조정하려는 기업과 하향조정하려는 기업이 혼재되어 있기 때문인 것으로 추정된다.

금융위기 후에는 8이 예상도수보다 유의하게 높았고 이에 대한 Z값도 2.7214으로 유의하게 나타났다. 하지만 전체모형에 대한 카이제곱값은 14.1590, P값이 0.1168로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이러한 결과는 금융위기가 부의법인세비용 등에 대한 조정을 억제하였음을 시사한다.

〈표 4-33〉 금융위기 전·후 흑자기업 부의법인세비용 등 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 부의법인세비용 등(N=231)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1039	24	0.1197	28	-0.0158	0.6377
1	0.1039	24	0.1139	26	-0.0100	0.3746
2	0.0823	19	0.1088	25	-0.0266	1.1911
3	0.1688	39	0.1043	24	0.0645	3.0994
4	0.1082	25	0.1003	23	0.0079	0.2909
5	0.0952	22	0.0967	22	-0.0014	0.0742
6	0.0390	9	0.0934	22	-0.0544	2.7292
7	0.0736	17	0.0904	21	-0.0168	0.7736
8	0.1342	31	0.0876	20	0.0466	2.3908
9	0.0909	21	0.0850	20	0.0059	0.2041
χ^2 : 25.4000 P값 : 0.0026						

패널B. 금융위기 후 부의법인세비용 등(N=345)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1246	43	0.1197	41	0.0050	0.2008
1	0.1159	40	0.1139	39	0.0021	0.0352
2	0.1043	36	0.1088	38	-0.0045	0.1803
3	0.1014	35	0.1043	36	-0.0029	0.0870
4	0.1072	37	0.1003	35	0.0069	0.3393
5	0.0754	26	0.0967	33	-0.0213	1.2488
6	0.0754	26	0.0934	32	-0.0180	1.0571
7	0.0638	22	0.0904	31	-0.0266	1.6283
8	0.1304	45	0.0876	30	0.0429	2.7214
9	0.1014	35	0.0850	29	0.0164	0.9990
χ^2 : 14.1590 P값 : 0.1168						

4.2 적자기업의 둘째자리 검증

4.2.1 당기순손실 둘째자리 검증

〈표 4-34〉는 금융위기 전·후 적자기업의 당기순손실 계정 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-34〉 금융위기 전·후 적자기업 당기순손실 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 당기순손실 (N=688)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1134	78	0.1197	82	-0.0063	0.4510
1	0.1148	79	0.1139	78	0.0009	0.0172
2	0.0974	67	0.1088	75	-0.0114	0.9020
3	0.0974	67	0.1043	72	-0.0069	0.5337
4	0.0945	65	0.1003	69	-0.0058	0.4459
5	0.0858	59	0.0967	67	-0.0109	0.9051
6	0.1003	69	0.0934	64	0.0069	0.5584
7	0.0727	50	0.0904	62	-0.0177	1.5507
8	0.1047	72	0.0876	60	0.0171	1.5176
9	0.1192	82	0.0850	58	0.0342	3.1470
χ^2 : 16.9437 P값 : 0.0496						

패널B. 금융위기 후 당기순손실(N=986)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1187	117	0.1197	118	-0.0010	0.0495
1	0.1156	114	0.1139	112	0.0017	0.1207
2	0.1146	113	0.1088	107	0.0058	0.5321
3	0.1004	99	0.1043	103	-0.0039	0.3510
4	0.0872	86	0.1003	99	-0.0131	1.3151
5	0.0933	92	0.0967	95	-0.0034	0.3046
6	0.0903	89	0.0934	92	-0.0031	0.2805
7	0.1034	102	0.0904	89	0.0131	1.3791
8	0.0892	88	0.0876	86	0.0017	0.1302
9	0.0872	86	0.0850	84	0.0022	0.1930
χ^2 : 4.3165 P값 : 0.8894						

당기순손실은 금융위기 전에는 9가 예상도수보다 높게 관측되었으며 Z값도 3.1470으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보였다. 또한 전체모형에 대한 카이제곱값도 16.9437 P값이 0.0496으로서 5% 유의수준에서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보여 벤포드법칙을 따르지 않았다. 이는 적자기업들이 적자를 회피하기 위해 당기순손실계정 둘째자리 대한 수치조정을 시도할 가능성을 보여주는 것이다. 이와 같이 9등 높은 수의 빈도가 높게 나타나는 것은 인위적으로 손실을 하향조정된 결과임을 암시하는 것이다. 금융위기 후인 경우에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 4.3165, P값이 0.8894로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이는 벤포드법칙을 따르고 있음을 의미하며 금융위기가 당기순손실에 대한 조정을 억제하였음을 시사하는 것이다.

4.2.2 영업이익 둘째자리 검증

〈표 4-35〉는 금융위기 전·후 적자기업의 영업이익둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-35〉금융위기 전·후 적자기업 영업이익 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 영업이익(N=276)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1159	32	0.1197	33	-0.0037	0.0986
1	0.1014	28	0.1139	31	-0.0124	0.5559
2	0.1196	33	0.1088	30	0.0107	0.4766
3	0.1268	35	0.1043	29	0.0225	1.1234
4	0.1014	28	0.1003	28	0.0011	0.0630
5	0.0906	25	0.0967	27	-0.0061	0.2411
6	0.1087	30	0.0934	26	0.0153	0.7717
7	0.0797	22	0.0904	25	-0.0106	0.5116
8	0.0725	20	0.0876	24	-0.0151	0.7814
9	0.0833	23	0.0850	23	-0.0017	0.0993
$\chi^2 : 3.9260$ P값 : 0.9162						

패널B. 금융위기 후 영업이익(N=356)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.0927	33	0.1197	43	-0.0270	1.4869
1	0.1039	37	0.1139	41	-0.0100	0.5080
2	0.1404	50	0.1088	39	0.0316	1.8313
3	0.1236	44	0.1043	37	0.0193	1.1024
4	0.0899	32	0.1003	36	-0.0104	0.5664
5	0.1208	43	0.0967	34	0.0241	1.4494
6	0.1067	38	0.0934	33	0.0134	0.7761
7	0.0815	29	0.0904	32	-0.0089	0.4926
8	0.0618	22	0.0876	31	-0.0258	1.6265
9	0.0787	28	0.0850	30	-0.0063	0.3345
χ^2 : 13.3991 P값 : 0.1454						

영업이익은 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 3.9260, P값이 0.9162로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기 후에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값은 13.3991, P값이 0.1454로 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 영업이익 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

<표 4-36>은 금융위기 전·후 적자기업의 영업손실 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 영업손실은 금융위기 전에는 0이 예상도수보다 높게 관측되었고 Z값도 2.4576으로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 8.0696 이에 대한 P값이 0.5271로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 갖지 않았다. 금융위기 후인 경우 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 3.9729, P값이 0.9132로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 영업손실 수치를 이용한 인위적인 이익조

정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-36〉 금융위기 전·후 적자기업 영업손실 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 영업손실(N=412)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1602	66	0.1197	49	0.0405	2.4576
1	0.1044	43	0.1139	47	-0.0095	0.5308
2	0.0995	41	0.1088	45	-0.0093	0.5274
3	0.0922	38	0.1043	43	-0.0121	0.7227
4	0.0971	40	0.1003	41	-0.0032	0.1357
5	0.0971	40	0.0967	40	0.0004	0.0280
6	0.0971	40	0.0934	38	0.0037	0.1747
7	0.0777	32	0.0904	37	-0.0127	0.8119
8	0.0947	39	0.0876	36	0.0071	0.4220
9	0.0801	33	0.0850	35	-0.0049	0.2685
χ^2 : 8.0696 P값 : 0.5271						

패널B. 금융위기 후 영업손실(N=630)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1349	85	0.1197	75	0.0152	1.1172
1	0.1206	76	0.1139	72	0.0067	0.4702
2	0.1111	70	0.1088	69	0.0023	0.1207
3	0.1016	64	0.1043	66	-0.0027	0.1600
4	0.0889	56	0.1003	63	-0.0114	0.8879
5	0.0968	61	0.0967	61	0.0001	0.0123
6	0.0810	51	0.0934	59	-0.0124	1.0028
7	0.0984	62	0.0904	57	0.0081	0.6364
8	0.0841	53	0.0876	55	-0.0034	0.2353
9	0.0825	52	0.0850	54	-0.0025	0.1500
χ^2 : 3.9729 P값 : 0.9132						

〈표 4-37〉은 금융위기 전·후 적자기업의 매출총이익 둘째자리 수치분석에 대한 결과이다.

〈표 4-37〉 금융위기 전·후 적자기업 매출총이익 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 매출총이익(N=597)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1189	71	0.1197	71	-0.0008	0.0566
1	0.1206	72	0.1139	68	0.0067	0.4519
2	0.1072	64	0.1088	65	-0.0016	0.0612
3	0.0955	57	0.1043	62	-0.0089	0.6406
4	0.0988	59	0.1003	60	-0.0015	0.0525
5	0.0838	50	0.0967	58	-0.0129	0.9996
6	0.1022	61	0.0934	56	0.0088	0.6693
7	0.0804	48	0.0904	54	-0.0099	0.7765
8	0.0854	51	0.0876	52	-0.0021	0.1128
9	0.1072	64	0.0850	51	0.0222	1.8719
$\chi^2 : 6.3864$ P값 : 0.7007						

패널B. 금융위기 후 매출총이익(N=852)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1162	99	0.1197	102	-0.0035	0.2604
1	0.1209	103	0.1139	97	0.0070	0.5894
2	0.1197	102	0.1088	93	0.0109	0.9665
3	0.0939	80	0.1043	89	-0.0104	0.9402
4	0.0915	78	0.1003	85	-0.0088	0.7942
5	0.0857	73	0.0967	82	-0.0110	1.0284
6	0.0962	82	0.0934	80	0.0029	0.2295
7	0.1009	86	0.0904	77	0.0106	1.0184
8	0.0904	77	0.0876	75	0.0028	0.2291
9	0.0845	72	0.0850	72	-0.0005	0.0516
$\chi^2 : 5.1809$ P값 : 0.8183						

매출총이익의 경우 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 6.3864이고 P값이 0.7007로서 벤포드법

칙의 수치분포와 유의하지 않은 차이를 보여주었다. 금융위기 후인 경우에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 5.1809 , P값이 0.8183으로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 매출총이익 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-38〉은 금융위기 전·후 적자기업의 매출액 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 매출액은 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 15.1561 이고 P값이 0.0867로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 금융위기 후인 경우 0,4가 예상도수보다 높게 나타났고 5가 예상도수보다 낮게 나타났으며 0의 Z값이 2.0621, 4의 Z값이 2.1240, 5의 Z값이 2.2071로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 16.6904이고 P값이 0.0538로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 매출액 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-38〉 금융위기 전·후 적자기업 매출액 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 매출액(N=679)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1399	95	0.1197	81	0.0202	1.5651
1	0.1355	92	0.1139	77	0.0216	1.7116
2	0.1178	80	0.1088	74	0.0090	0.6915
3	0.0884	60	0.1043	71	-0.0160	1.2981
4	0.0913	62	0.1003	68	-0.0090	0.7167
5	0.0987	67	0.0967	66	0.0020	0.1109
6	0.1060	72	0.0934	63	0.0127	1.0686
7	0.0707	48	0.0904	61	-0.0197	1.7198
8	0.0869	59	0.0876	59	-0.0007	0.0625
9	0.0648	44	0.0850	58	-0.0202	1.8185
χ^2 : 15.1561 P값 : 0.0867						

패널B. 금융위기 후 매출액(N=982)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1415	139	0.1197	118	0.0219	2.0621
1	0.1191	117	0.1139	112	0.0053	0.4681
2	0.1059	104	0.1088	107	-0.0029	0.2420
3	0.1110	109	0.1043	102	0.0067	0.6314
4	0.1212	119	0.1003	98	0.0209	2.1240
5	0.0754	74	0.0967	95	-0.0213	2.2071
6	0.0804	79	0.0934	92	-0.0129	1.3369
7	0.0845	83	0.0904	89	-0.0058	0.5815
8	0.0784	77	0.0876	86	-0.0092	0.9589
9	0.0825	81	0.0850	83	-0.0025	0.2254
χ^2 : 16.6904 P값 : 0.0538						

〈표 4-39〉는 금융위기 전·후 적자기업의 매출원가 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-39〉 금융위기 전·후 적자기업 매출원가 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 매출원가(N=678)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1416	96	0.1197	81	0.0219	1.6987
1	0.1136	77	0.1139	77	-0.0003	0.0263
2	0.1150	78	0.1088	74	0.0062	0.4588
3	0.1062	72	0.1043	71	0.0019	0.0960
4	0.0929	63	0.1003	68	-0.0074	0.5766
5	0.0855	58	0.0967	66	-0.0111	0.9161
6	0.0929	63	0.0934	63	-0.0004	0.0402
7	0.0826	56	0.0904	61	-0.0078	0.6373
8	0.0914	62	0.0876	59	0.0039	0.2891
9	0.0782	53	0.0850	58	-0.0068	0.5687
χ^2 : 5.1685 P값 : 0.8194						

패널B. 금융위기 후 매출원가(N=961)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1197	115	0.1197	115	0.0000	0.0012
1	0.1186	114	0.1139	109	0.0047	0.4114
2	0.1249	120	0.1088	105	0.0160	1.5459
3	0.0999	96	0.1043	100	-0.0044	0.3969
4	0.1030	99	0.1003	96	0.0027	0.2257
5	0.0874	84	0.0967	93	-0.0093	0.9179
6	0.0926	89	0.0934	90	-0.0008	0.0253
7	0.0801	77	0.0904	87	-0.0102	1.0494
8	0.0957	92	0.0876	84	0.0082	0.8382
9	0.0780	75	0.0850	82	-0.0070	0.7154
$\chi^2 : 5.9918$ P값 : 0.7407						

매출원가는 금융위기 전 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 5.1685, P값이 0.8194로 나타나 벤포드법칙의 수치분포와 유의하지 않은 차이를 보여주었다. 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 5.9918, P값이 0.7407로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 매출원가 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

<표 4-40>은 금융위기 전·후 적자기업의 판매관리비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 판매관리비는 금융위기 전 0이 예상도수보다 높게 나타났고 Z값도 2.9552로 통계적으로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 15.5744, P값이 0.0763으로 나타나 벤포드법칙의 수치분포와 유의하지 않은 차이를 보여주었다. 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 8.6366, P값이 0.4715로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않

았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 판매관리비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-40〉 금융위기 전·후 적자기업 판매관리비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 판매관리비(N=688)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1570	108	0.1197	82	0.0373	2.9552
1	0.1279	88	0.1139	78	0.014	1.0973
2	0.1047	72	0.1088	75	-0.0042	0.2899
3	0.1003	69	0.1043	72	-0.004	0.2842
4	0.0959	66	0.1003	69	-0.0044	0.3190
5	0.1061	73	0.0967	67	0.0094	0.7720
6	0.0741	51	0.0934	64	-0.0192	1.6692
7	0.0770	53	0.0904	62	-0.0133	1.1518
8	0.0843	58	0.0876	60	-0.0033	0.2358
9	0.0727	50	0.0850	58	-0.0123	1.0909
$\chi^2 : 15.5744 \quad P\text{값} : 0.0763$						

패널B. 금융위기 후 판매관리비(N=986)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1095	108	0.1197	118	-0.0101	0.9325
1	0.1176	116	0.1139	112	0.0038	0.3212
2	0.1197	118	0.1088	107	0.0109	1.0435
3	0.0892	88	0.1043	103	-0.0151	1.4970
4	0.1075	106	0.1003	99	0.0072	0.6991
5	0.1075	106	0.0967	95	0.0108	1.0963
6	0.1034	102	0.0934	92	0.0101	1.0330
7	0.0882	87	0.0904	89	-0.0021	0.1761
8	0.0832	82	0.0876	86	-0.0044	0.4331
9	0.0740	73	0.0850	84	-0.0110	1.1773
$\chi^2 : 8.6366 \quad P\text{값} : 0.4715$						

〈표 4-41〉은 금융위기 전·후 적자기업의 급료와임금 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-41〉 금융위기 전·후 적자기업 급료와임금 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 급료와 임금(N=684)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.0994	68	0.1197	82	-0.0203	1.5739
1	0.0980	67	0.1139	78	-0.0159	1.2518
2	0.1053	72	0.1088	74	-0.0036	0.2373
3	0.1199	82	0.1043	71	0.0156	1.2681
4	0.1140	78	0.1003	69	0.0137	1.1312
5	0.0965	66	0.0967	66	-0.0002	0.0167
6	0.1009	69	0.0934	64	0.0075	0.6091
7	0.1096	75	0.0904	62	0.0193	1.6939
8	0.0702	48	0.0876	60	-0.0174	1.5418
9	0.0863	59	0.0850	58	0.0013	0.0494
$\chi^2 : 12.4050$ $P값 : 0.1914$						

패널B. 금융위기 후 급료와 임금(N=983)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1312	129	0.1197	118	0.0116	1.0666
1	0.1068	105	0.1139	112	-0.0071	0.6480
2	0.0997	98	0.1088	107	-0.0091	0.8675
3	0.0987	97	0.1043	103	-0.0057	0.5276
4	0.1027	101	0.1003	99	0.0024	0.2012
5	0.0844	83	0.0967	95	-0.0122	1.2451
6	0.0916	90	0.0934	92	-0.0018	0.1406
7	0.0865	85	0.0904	89	-0.0039	0.3687
8	0.1048	103	0.0876	86	0.0172	1.8526
9	0.0936	92	0.0850	84	0.0086	0.9087
$\chi^2 : 8.5338$ $P값 : 0.4814$						

급료와임금은 금융위기 전 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고

전체모형에 대한 카이제곱값이 12.4050, P값이 0.1914로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 8.5338, P값이 0.4814로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 급료와임금 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-42〉는 금융위기 전·후 적자기업의 복리후생비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 복리후생비는 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 5.6321이고 P값이 0.7761로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 11.0102이고 P값이 0.2750으로서 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 복리후생비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-42〉 금융위기 전·후 적자기업 복리후생비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 복리후생비(N=680)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1162	79	0.1197	81	-0.0035	0.2224
1	0.1191	81	0.1139	77	0.0052	0.3688
2	0.1118	76	0.1088	74	0.0029	0.1850
3	0.1191	81	0.1043	71	0.0148	1.1987
4	0.1015	69	0.1003	68	0.0012	0.0369
5	0.1044	71	0.0967	66	0.0077	0.6174
6	0.0765	52	0.0934	64	-0.0169	1.4487
7	0.0956	65	0.0904	61	0.0052	0.4096
8	0.0765	52	0.0876	60	-0.0111	0.9561
9	0.0794	54	0.0850	58	-0.0056	0.4538
$\chi^2 : 5.6321$ P값 : 0.7761						

패널B. 금융위기 후 복리후생비(N=951)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1052	100	0.1197	114	-0.0145	1.3303
1	0.1230	117	0.1139	108	0.0091	0.8361
2	0.1083	103	0.1088	103	-0.0005	0.0508
3	0.0957	91	0.1043	99	-0.0086	0.8187
4	0.1157	110	0.1003	95	0.0154	1.5225
5	0.1115	106	0.0967	92	0.0148	1.4876
6	0.0799	76	0.0934	89	-0.0135	1.3703
7	0.0999	95	0.0904	86	0.0095	0.9702
8	0.0810	77	0.0876	83	-0.0066	0.6630
9	0.0799	76	0.0850	81	-0.0051	0.5041
χ^2 : 11.0102 P값 : 0.2750						

〈표 4-43〉은 금융위기 전·후 적자기업의 임차료비용 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-43〉 금융위기 전·후 적자기업 임차료비용 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 임차료비용(N=622)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1077	67	0.1197	74	-0.0120	0.8574
1	0.1093	68	0.1139	71	-0.0046	0.2953
2	0.1302	81	0.1088	68	0.0214	1.6499
3	0.1093	68	0.1043	65	0.0050	0.3419
4	0.1174	73	0.1003	62	0.0171	1.3490
5	0.0981	61	0.0967	60	0.0014	0.0495
6	0.0772	48	0.0934	58	-0.0162	1.3197
7	0.0804	50	0.0904	56	-0.0100	0.7969
8	0.0868	54	0.0876	54	-0.0008	0.0665
9	0.0836	52	0.0850	53	-0.0014	0.0532
χ^2 : 7.9117 P값 : 0.5431						

패널B. 금융위기 후 임차료비용(N=875)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1269	111	0.1197	105	0.0072	0.6020
1	0.1223	107	0.1139	100	0.0084	0.7286
2	0.1040	91	0.1088	95	-0.0048	0.4036
3	0.0994	87	0.1043	91	-0.0049	0.4190
4	0.0777	68	0.1003	88	-0.0226	2.1686
5	0.0960	84	0.0967	85	-0.0007	0.0109
6	0.1017	89	0.0934	82	0.0083	0.7903
7	0.0869	76	0.0904	79	-0.0035	0.3014
8	0.0937	82	0.0876	77	0.0061	0.5832
9	0.0914	80	0.0850	74	0.0064	0.6213
$\chi^2 : 7.3252$ P값 : 0.6033						

임차료비용은 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 7.9117이고 P값이 0.5431로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 금융위기 후인 경우 4가 예상도수보다 낮게 관측되었고 Z값도 2.1686으로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 7.3252 이에 대한 P값이 0.6033으로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업에서 행해질 수 있는 임차료비용에 대한 인위적인 수치조정 여부를 추정할 수 없음을 나타내는 것이며 금융위기 영향도 나타나지 않았다.

〈표 4-44〉는 금융위기 전·후 적자기업의 감가상각비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 감가상각비는 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 3.8073이고 P값이 0.9236으로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 5.3377이고 P값이 0.8039로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이러한 분석결과

는 적자기업이 감가상각비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-44〉 금융위기 전·후 적자기업 감가상각비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 감가상각비(N=676)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1317	89	0.1197	81	0.0120	0.9001
1	0.1124	76	0.1139	77	-0.0015	0.0593
2	0.1080	73	0.1088	74	-0.0008	0.0077
3	0.0932	63	0.1043	71	-0.0111	0.8841
4	0.0991	67	0.1003	68	-0.0012	0.0396
5	0.1006	68	0.0967	65	0.0039	0.2791
6	0.1050	71	0.0934	63	0.0117	0.9758
7	0.0932	63	0.0904	61	0.0028	0.1910
8	0.0814	55	0.0876	59	-0.0062	0.5031
9	0.0754	51	0.0850	57	-0.0096	0.8220
χ^2 : 3.8073 P값 : 0.9236						

패널B. 금융위기 후 감가상각비(N=968)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1260	122	0.1197	116	0.0064	0.5594
1	0.1291	125	0.1139	110	0.0152	1.4422
2	0.1023	99	0.1088	105	-0.0065	0.6025
3	0.1105	107	0.1043	101	0.0062	0.5792
4	0.0961	93	0.1003	97	-0.0042	0.3852
5	0.1012	98	0.0967	94	0.0046	0.4257
6	0.0919	89	0.0934	90	-0.0014	0.0975
7	0.0785	76	0.0904	88	-0.0118	1.2286
8	0.0826	80	0.0876	85	-0.0049	0.4853
9	0.0816	79	0.0850	82	-0.0034	0.3204
χ^2 : 5.3377 P값 : 0.8039						

〈표 4-45〉는 금융위기 전·후 적자기업의 수선비 둘째자리 수치들의 분포가

벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-45〉 금융위기 전·후 적자기업 수선비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 수선비(N=617)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1151	71	0.1197	74	-0.0046	0.2905
1	0.0924	57	0.1139	70	-0.0215	1.6183
2	0.1151	71	0.1088	67	0.0063	0.4341
3	0.0859	53	0.1043	64	-0.0184	1.4318
4	0.0908	56	0.1003	62	-0.0095	0.7225
5	0.1167	72	0.0967	60	0.0200	1.6141
6	0.1021	63	0.0934	58	0.0087	0.6767
7	0.0924	57	0.0904	56	0.0020	0.1059
8	0.1037	64	0.0876	54	0.0162	1.3486
9	0.0859	53	0.0850	52	0.0009	0.0079
χ^2 : 10.3073 P값 : 0.3262						

패널B. 금융위기 후 수선비(N=642)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1340	86	0.1197	77	0.0143	1.0536
1	0.1106	71	0.1139	73	-0.0033	0.2009
2	0.1199	77	0.1088	70	0.0111	0.8412
3	0.0950	61	0.1043	67	-0.0093	0.7075
4	0.0810	52	0.1003	64	-0.0193	1.5632
5	0.0935	60	0.0967	62	-0.0032	0.2095
6	0.0841	54	0.0934	60	-0.0093	0.7384
7	0.1075	69	0.0904	58	0.0171	1.4449
8	0.0997	64	0.0876	56	0.0121	1.0165
9	0.0748	48	0.0850	55	-0.0102	0.8590
χ^2 : 9.3997 P값 : 0.4012						

수선비는 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 10.3073이고 P값이 0.3262로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 9.3997이고 P값이 0.4012로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의적인 차이가 나타나지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 수선비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-46〉은 금융위기 전·후 적자기업의 보험료 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 보험료는 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 6.1262이고 P값이 0.7272로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다.

〈표 4-46〉 금융위기 전·후 적자기업 보험료 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 보험료(N=646)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1347	87	0.1197	77	0.0150	1.1136
1	0.0944	61	0.1139	74	-0.0195	1.4952
2	0.1037	67	0.1088	70	-0.0051	0.3535
3	0.1037	67	0.1043	67	-0.0006	0.0511
4	0.1115	72	0.1003	65	0.0111	0.8775
5	0.0867	56	0.0967	62	-0.0100	0.7929
6	0.0975	63	0.0934	60	0.0042	0.2952
7	0.0975	63	0.0904	58	0.0072	0.5673
8	0.0929	60	0.0876	57	0.0053	0.4078
9	0.0774	50	0.0850	55	-0.0076	0.6222
χ^2 : 6.1262 P값 : 0.7272						

패널B. 금융위기 후 보험료(N=763)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1114	85	0.1197	91	-0.0083	0.6487
1	0.1009	77	0.1139	87	-0.0130	1.0710
2	0.1075	82	0.1088	83	-0.0013	0.0616
3	0.1075	82	0.1043	80	0.0031	0.2246
4	0.1101	84	0.1003	77	0.0098	0.8392
5	0.1101	84	0.0967	74	0.0134	1.1923
6	0.0957	73	0.0934	71	0.0023	0.1566
7	0.0944	72	0.0904	69	0.0040	0.3237
8	0.0931	71	0.0876	67	0.0055	0.4718
9	0.0695	53	0.0850	65	-0.0155	1.4740
χ^2 : 6.4037 P값 : 0.6989						

금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 6.4037이고 P값이 0.6989로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 보험료 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-47〉은 금융위기 전·후 적자기업의 차량유지비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 차량유지비는 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 6.0405이고 P값이 0.7359로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기 후인 경우에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 12.5654 이에 대한 P값이 0.1833으로 나타나 통계적으로 유의한 차이를 갖지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 차량유지비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-47〉 금융위기 전·후 적자기업 차량유지비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 차량유지비(N=665)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1188	79	0.1197	80	-0.0009	0.0104
1	0.1188	79	0.1139	76	0.0049	0.3373
2	0.1218	81	0.1088	72	0.0130	1.0130
3	0.1113	74	0.1043	69	0.0069	0.5227
4	0.1038	69	0.1003	67	0.0034	0.2316
5	0.0887	59	0.0967	64	-0.0080	0.6288
6	0.0782	52	0.0934	62	-0.0152	1.2783
7	0.0932	62	0.0904	60	0.0029	0.1917
8	0.0722	48	0.0876	58	-0.0154	1.3354
9	0.0932	62	0.0850	57	0.0082	0.6918
χ^2 : 6.0405 P값 : 0.7359						

패널B. 금융위기 후 차량유지비(N=754)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1313	99	0.1197	90	0.0116	0.9269
1	0.1114	84	0.1139	86	-0.0025	0.1574
2	0.1034	78	0.1088	82	-0.0054	0.4152
3	0.1260	95	0.1043	79	0.0217	1.8865
4	0.0836	63	0.1003	76	-0.0168	1.4709
5	0.0862	65	0.0967	73	-0.0105	0.9115
6	0.1101	83	0.0934	70	0.0167	1.5144
7	0.0955	72	0.0904	68	0.0051	0.4289
8	0.0703	53	0.0876	66	-0.0173	1.6140
9	0.0822	62	0.0850	64	-0.0028	0.2076
χ^2 : 12.5654 P값 : 0.1833						

〈표 4-48〉은 금융위기 전·후 적자기업의 교육훈련비 둘째자리 수치들의 분

포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-48〉 금융위기 전·후 적자기업 교육훈련비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 교육훈련비(N=608)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1184	72	0.1197	73	-0.0013	0.0332
1	0.1102	67	0.1139	69	-0.0037	0.2228
2	0.0987	60	0.1088	66	-0.0101	0.7374
3	0.0954	58	0.1043	63	-0.0089	0.6544
4	0.0888	54	0.1003	61	-0.0115	0.8759
5	0.1168	71	0.0967	59	0.0201	1.6082
6	0.0954	58	0.0934	57	0.0020	0.1019
7	0.1036	63	0.0904	55	0.0133	1.0705
8	0.0921	56	0.0876	53	0.0045	0.3239
9	0.0806	49	0.0850	52	-0.0044	0.3170
$\chi^2 : 5.9323$ $P값 : 0.7467$						

패널B. 금융위기 후 교육훈련비(N=711)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1505	107	0.1197	85	0.0308	2.4734
1	0.1139	81	0.1139	81	0.0000	0.0029
2	0.0816	58	0.1088	77	-0.0272	2.2726
3	0.1097	78	0.1043	74	0.0054	0.4075
4	0.1210	86	0.1003	71	0.0206	1.7702
5	0.0858	61	0.0967	69	-0.0109	0.9187
6	0.0731	52	0.0934	66	-0.0202	1.7899
7	0.1013	72	0.0904	64	0.0109	0.9499
8	0.0844	60	0.0876	62	-0.0032	0.2338
9	0.0788	56	0.0850	60	-0.0062	0.5292
$\chi^2 : 19.0555$ $P값 : 0.0247$						

교육훈련비는 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 5.9323이고 P값이 0.7467로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의적인 차이가 나타나지 않았다. 금융위기 후인 경우 0이 예상도수보다 높게, 2가 예상도수보다 낮게 나타났으며 Z값도 각각 2.4734, 2.2726으로 통계적으로 유의하게 나타났다. 또한 전체모형에 대한 카이제곱값도 19.0555 이에 대한 P값이 0.247로 나타나 5% 유의수준에서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보여 벤포드법칙을 따르고 있지 않음을 확인하였다, 이로써 적자기업에서 둘째자리 수치를 통한 인위적인 교육훈련비 상향조정이 이루어지고 있음을 암시하였다. 이와 같은 결과는 금융위기 후 적격증빙 강화 등 회계규제로 가공된 증빙을 취득하기가 쉽지 않아 경영자의 재량적 비용인 교육훈련비를 이용해 비용을 조정하였음을 암시하는 것이다.

〈표 4-49〉는 금융위기 전·후 적자기업의 접대비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-49〉 금융위기 전·후 적자기업 접대비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 접대비(N=672)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1220	82	0.1197	80	0.0023	0.1278
1	0.1176	79	0.1139	77	0.0037	0.2387
2	0.1101	74	0.1088	73	0.0013	0.0462
3	0.1101	74	0.1043	70	0.0058	0.4278
4	0.0893	60	0.1003	67	-0.0110	0.8871
5	0.1131	76	0.0967	65	0.0164	1.3747
6	0.0789	53	0.0934	63	-0.0145	1.2257
7	0.1057	71	0.0904	61	0.0153	1.3166
8	0.0804	54	0.0876	59	-0.0072	0.5932
9	0.0729	49	0.0850	57	-0.0121	1.0540
χ^2 : 7.8255 P값 : 0.5518						

패널B. 금융위기 후 접대비(N=803)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1258	101	0.1197	96	0.0061	0.4780
1	0.1021	82	0.1139	91	-0.0118	0.9946
2	0.1121	90	0.1088	87	0.0033	0.2400
3	0.0984	79	0.1043	84	-0.0059	0.4937
4	0.1021	82	0.1003	81	0.0018	0.1117
5	0.0971	78	0.0967	78	0.0005	0.0437
6	0.1021	82	0.0934	75	0.0087	0.7913
7	0.0996	80	0.0904	73	0.0093	0.8554
8	0.0797	64	0.0876	70	-0.0079	0.7264
9	0.0809	65	0.0850	68	-0.0041	0.3486
$\chi^2 : 3.7404$ $P값 : 0.9277$						

접대비는 금융위기 전에 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 7.8255이고 P값이 0.5518로서 통계적으로 벤포드 법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 3.7404이고 P값이 0.9277로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 접대비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

<표 4-50>은 금융위기 전·후 적자기업의 광고선전비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 광고선전비는 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 8.9111이고 P값이 0.4455로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기 후인 경우 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 10.6816 이에 대한 P값이 0.2982로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이

러한 분석결과는 적자기업이 광고선전비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다

〈표 4-50〉 금융위기 전·후 적자기업 광고선전비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 광고선전비(N=658)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1353	89	0.1197	79	0.0156	1.1711
1	0.1033	68	0.1139	75	-0.0105	0.7902
2	0.1155	76	0.1088	72	0.0067	0.4878
3	0.1049	69	0.1043	69	0.0005	0.0447
4	0.1231	81	0.1003	66	0.0228	1.8811
5	0.0866	57	0.0967	64	-0.0101	0.8067
6	0.0805	53	0.0934	61	-0.0128	1.0635
7	0.0775	51	0.0904	59	-0.0128	1.0811
8	0.0912	60	0.0876	58	0.0036	0.2591
9	0.0821	54	0.0850	56	-0.0029	0.1999
χ^2 : 8.9111 P값 : 0.4455						

패널B. 금융위기 후 광고선전비(N=794)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1423	113	0.1197	95	0.0226	1.9105
1	0.1171	93	0.1139	90	0.0032	0.2314
2	0.1184	94	0.1088	86	0.0096	0.8088
3	0.0869	69	0.1043	83	-0.0174	1.5485
4	0.0919	73	0.1003	80	-0.0084	0.7261
5	0.1020	81	0.0967	77	0.0053	0.4487
6	0.0819	65	0.0934	74	-0.0115	1.0533
7	0.1008	80	0.0904	72	0.0104	0.9609
8	0.0856	68	0.0876	70	-0.0019	0.1294
9	0.0730	58	0.0850	67	-0.0120	1.1440
χ^2 : 10.6816 P값 : 0.2982						

〈표 4-51〉은 금융위기 전·후 적자기업의 판매수수료 둘째자리 수치들의 분

포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-51〉 금융위기 전·후 적자기업 판매수수료 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 판매수수료(N=145)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1655	24	0.1197	17	0.0458	1.5726
1	0.0828	12	0.1139	17	-0.0311	1.0493
2	0.0966	14	0.1088	16	-0.0123	0.3410
3	0.1172	17	0.1043	15	0.0129	0.3728
4	0.1517	22	0.1003	15	0.0514	1.9226
5	0.0690	10	0.0967	14	-0.0277	0.9888
6	0.0759	11	0.0934	14	-0.0175	0.5819
7	0.0966	14	0.0904	13	0.0062	0.1157
8	0.0483	7	0.0876	13	-0.0393	1.5270
9	0.0966	14	0.0850	12	0.0116	0.3499
$\chi^2 : 12.4951$ P값 : 0.1868						

패널B. 금융위기 후 판매수수료(N=172)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1221	21	0.1197	21	0.0024	0.0975
1	0.1047	18	0.1139	20	-0.0092	0.2614
2	0.1279	22	0.1088	19	0.0191	0.6814
3	0.1628	28	0.1043	18	0.0585	2.3834
4	0.0756	13	0.1003	17	-0.0247	0.9526
5	0.0698	12	0.0967	17	-0.0269	1.0653
6	0.0581	10	0.0934	16	-0.0352	1.4570
7	0.0988	17	0.0904	16	0.0085	0.2553
8	0.1047	18	0.0876	15	0.0171	0.6576
9	0.0756	13	0.0850	15	-0.0094	0.3062
$\chi^2 : 11.8716$ P값 : 0.2206						

판매수수료는 금융위기 전 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 12.4951, P값이 0.1868로 나타나 통계적으로 벤

포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기 후에는 3이 예상도수보다 높게 관측되었고 Z값이 2.3834로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값은 11.8716 P값이 0.2206으로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 판매수수료 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-52〉는 금융위기 전·후 적자기업의 판매촉진비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 판매촉진비는 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고, 전체모형에 대한 카이제곱값도 7.0308이고 P값이 0.6339로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 4.3189이고 P값이 0.8892로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 판매촉진비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-52〉 금융위기 전·후 적자기업 판매촉진비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 판매촉진비(N=178)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1180	21	0.1197	21	-0.0017	0.0700
1	0.0955	17	0.1139	20	-0.0184	0.6541
2	0.1067	19	0.1088	19	-0.0021	0.0890
3	0.1180	21	0.1043	19	0.0136	0.4730
4	0.0787	14	0.1003	18	-0.0217	0.8371
5	0.0674	12	0.0967	17	-0.0293	1.1944
6	0.0843	15	0.0934	17	-0.0091	0.2885
7	0.1124	20	0.0904	16	0.0220	0.8936
8	0.1011	18	0.0876	16	0.0136	0.5071
9	0.1180	21	0.0850	15	0.0330	1.4433
χ^2 : 7.0308 P값 : 0.6339						

패널B. 금융위기 후 판매촉진비(N=183)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1202	22	0.1197	22	0.0005	0.0224
1	0.0765	14	0.1139	21	-0.0374	1.4757
2	0.1202	22	0.1088	20	0.0114	0.3765
3	0.1257	23	0.1043	19	0.0214	0.8240
4	0.0984	18	0.1003	18	-0.0019	0.0878
5	0.0984	18	0.0967	18	0.0017	0.0769
6	0.0929	17	0.0934	17	-0.0005	0.0220
7	0.0874	16	0.0904	17	-0.0029	0.0088
8	0.0765	14	0.0876	16	-0.0111	0.3989
9	0.1038	19	0.0850	16	0.0188	0.7806
$\chi^2 : 4.3189$ P값 : 0.8892						

〈표 4-53〉은 금융위기 전 적자기업의 연구비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포
드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-53〉 금융위기 전 적자기업 연구비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 연구비(N=109)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1468	16	0.1197	13	0.0271	0.7244
1	0.1193	13	0.1139	12	0.0054	0.0259
2	0.1743	19	0.1088	12	0.0655	2.0419
3	0.1193	13	0.1043	11	0.0149	0.3535
4	0.1193	13	0.1003	11	0.0190	0.4994
5	0.0367	4	0.0967	11	-0.0600	1.9570
6	0.0734	8	0.0934	10	-0.0200	0.5522
7	0.0642	7	0.0904	10	-0.0261	0.7845
8	0.0642	7	0.0876	10	-0.0233	0.6930
9	0.0826	9	0.0850	9	-0.0024	0.0910
$\chi^2 : 11.6634$ P값 : 0.2330						

연구비는 금융위기 전에는 2가 예상도수보다 높게 관측되고 Z값도 2.0419로 유의하였지만, 전체모형에 대한 카이제곱값이 11.6634, P값이 0.2330으로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기 후 연구비는 표본수의 부족으로 분석대상에서 제외하였다. 금융위기 전 분석결과는 적자기업이 연구비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하였다.

〈표 4-54〉는 금융위기 전·후 적자기업의 경상연구개발비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 경상연구개발비는 금융위기 전에는 1이 예상도수보다 높게 관측되고 Z값도 2.1809로 유의한 것으로 나타났다. 하지만, 전체모형에 대한 카이제곱값은 10.1173, P값은 0.3411로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보여주지는 않았다.

〈표 4-54〉 금융위기 전·후 적자기업 경상연구개발비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 경상연구개발비(N=108)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1296	14	0.1197	13	0.0099	0.1703
1	0.1852	20	0.1139	12	0.0713	2.1809
2	0.1019	11	0.1088	12	-0.0070	0.0780
3	0.1019	11	0.1043	11	-0.0025	0.0842
4	0.1019	11	0.1003	11	0.0015	0.0533
5	0.0648	7	0.0967	10	-0.0319	0.9578
6	0.0463	5	0.0934	10	-0.0471	1.5160
7	0.1204	13	0.0904	10	0.0300	0.9204
8	0.0741	8	0.0876	9	-0.0135	0.3260
9	0.0741	8	0.0850	9	-0.0109	0.2346
χ^2 : 10.1173 P값 : 0.3411						

패널B. 금융위기 후 경상연구개발비(N=244)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1230	30	0.1197	29	0.0033	0.0588
1	0.1066	26	0.1139	28	-0.0073	0.2598
2	0.1148	28	0.1088	27	0.0059	0.1949
3	0.0984	24	0.1043	25	-0.0060	0.2003
4	0.0984	24	0.1003	24	-0.0019	0.1014
5	0.1189	29	0.0967	24	0.0222	1.0637
6	0.0574	14	0.0934	23	-0.0360	1.8224
7	0.0820	20	0.0904	22	-0.0084	0.3451
8	0.0902	22	0.0876	21	0.0026	0.0301
9	0.1107	27	0.0850	21	0.0257	1.3222
$\chi^2 : 7.0418$ P값 : 0.6328						

금융위기 후인 경우 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 7.0418 이에 대한 P값이 0.6328로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 경상연구개발비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다

〈표 4-55〉는 금융위기 전·후 적자기업의 경상개발비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 경상개발비는 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 5.6846이고 P값이 0.7710으로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기 후에는 4가 예상도수보다 높게 8이 예상도수보다 낮게 관측되었고 Z값도 각각 2.2765, 2.1778로 유의하였지만, 전체모형에 대한 전체모형에 대한 카이제곱값은 15.0321 P값이 0.0901로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업에서 행해질 수 있는 경상개발비를 이용한 인위적인 이익조정 여부를 추정할 수 없음을 나타내는 것이며 금융위기 영향도 파악되지 않았다.

〈표 4-55〉 금융위기 전·후 적자기업 경상개발비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 경상개발비(N=246)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1423	35	0.1197	29	0.0226	0.9937
1	0.0976	24	0.1139	28	-0.0163	0.7058
2	0.1057	26	0.1088	27	-0.0031	0.0552
3	0.1220	30	0.1043	26	0.0176	0.7998
4	0.0935	23	0.1003	25	-0.0068	0.2496
5	0.1057	26	0.0967	24	0.0090	0.3704
6	0.0854	21	0.0934	23	-0.0080	0.3219
7	0.0813	20	0.0904	22	-0.0090	0.3839
8	0.1057	26	0.0876	22	0.0181	0.8927
9	0.0610	15	0.0850	21	-0.0240	1.2368
$\chi^2 : 5.6846$ $P값 : 0.7710$						

패널B. 금융위기 후 경상개발비(N=255)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.0941	24	0.1197	31	-0.0256	1.1611
1	0.1373	35	0.1139	29	0.0234	1.0759
2	0.1020	26	0.1088	28	-0.0069	0.2512
3	0.1137	29	0.1043	27	0.0094	0.3884
4	0.1451	37	0.1003	26	0.0448	2.2765
5	0.0980	25	0.0967	25	0.0014	0.0734
6	0.0863	22	0.0934	24	-0.0071	0.2818
7	0.1098	28	0.0904	23	0.0195	0.9744
8	0.0471	12	0.0876	22	-0.0405	2.1778
9	0.0667	17	0.0850	22	-0.0183	0.9375
$\chi^2 : 15.0321$ $P값 : 0.0901$						

〈표 4-56〉은 금융위기 전·후 적자기업의 대손상각비 둘째자리 수치들의 분

포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-56〉 금융위기 전·후 적자기업 대손상각비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 대손상각비(N=523)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1338	70	0.1197	63	0.0142	0.9305
1	0.0956	50	0.1139	60	-0.0183	1.2477
2	0.1109	58	0.1088	57	0.0021	0.0824
3	0.1243	65	0.1043	55	0.0200	1.4212
4	0.1243	65	0.1003	52	0.0240	1.7522
5	0.0994	52	0.0967	51	0.0027	0.1385
6	0.0784	41	0.0934	49	-0.0150	1.1020
7	0.0803	42	0.0904	47	-0.0100	0.7250
8	0.0746	39	0.0876	46	-0.0130	0.9744
9	0.0784	41	0.0850	44	-0.0066	0.4633
$\chi^2 : 10.6033$ P값 : 0.3039						

패널B. 금융위기 후 대손상각비(N=651)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1275	83	0.1197	78	0.0078	0.5540
1	0.1198	78	0.1139	74	0.0059	0.4142
2	0.1167	76	0.1088	71	0.0079	0.5863
3	0.0937	61	0.1043	68	-0.0106	0.8230
4	0.0860	56	0.1003	65	-0.0143	1.1483
5	0.0937	61	0.0967	63	-0.0030	0.1908
6	0.0814	53	0.0934	61	-0.0120	0.9812
7	0.1045	68	0.0904	59	0.0141	1.1870
8	0.0906	59	0.0876	57	0.0031	0.2069
9	0.0860	56	0.0850	55	0.0010	0.0232
$\chi^2 : 5.5023$ P값 : 0.7885						

대손상각비는 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 10.6033, P값이 0.3039로 나타나 통계적으로

벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기 후에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고, 전체모형에 대한 카이제곱값도 5.5023이고 P값이 0.7885로서 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 대손상각비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다

〈표 4-57〉은 금융위기 전·후 적자기업의 무형자산상각비 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 무형자산상각비는 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 5.5779이고 P값이 0.7813으로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기 후에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 6.5666, P값이 0.6821로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 무형자산상각비 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다

〈표 4-57〉 금융위기 전·후 적자기업 무형자산상각비 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 무형자산상각비(N=509)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1198	61	0.1197	61	0.0002	0.0113
1	0.1257	64	0.1139	58	0.0118	0.7716
2	0.1061	54	0.1088	55	-0.0027	0.1266
3	0.1100	56	0.1043	53	0.0057	0.3474
4	0.0904	46	0.1003	51	-0.0099	0.6725
5	0.0806	41	0.0967	49	-0.0161	1.1564
6	0.0786	40	0.0934	48	-0.0148	1.0703
7	0.0923	47	0.0904	46	0.0020	0.0791
8	0.1002	51	0.0876	45	0.0126	0.9294
9	0.0963	49	0.0850	43	0.0113	0.8320
$\chi^2 : 5.5779$ $P\text{값} : 0.7813$						

패널B. 금융위기 후 무형자산상각비(N=710)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1296	92	0.1197	85	0.0099	0.7547
1	0.1099	78	0.1139	81	-0.0040	0.2790
2	0.1268	90	0.1088	77	0.0179	1.4748
3	0.1056	75	0.1043	74	0.0013	0.0523
4	0.0972	69	0.1003	71	-0.0031	0.2149
5	0.0775	55	0.0967	69	-0.0192	1.6691
6	0.1014	72	0.0934	66	0.0080	0.6717
7	0.0831	59	0.0904	64	-0.0073	0.6085
8	0.0845	60	0.0876	62	-0.0031	0.2223
9	0.0845	60	0.0850	60	-0.0005	0.0471
χ^2 : 6.5666 P값 : 0.6821						

4.2.3 영업외손익 둘째자리 검증

〈표 4-58〉은 금융위기 후 적자기업의 영업외이익 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-58〉 금융위기 후 적자기업 영업외이익 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 후 영업외이익(N=122)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1148	2	0.1197	2	-0.0049	0.0282
1	0.1066	1	0.1139	1	-0.0073	0.1125
2	0.0820	1	0.1088	1	-0.0269	0.8071
3	0.0984	1	0.1043	1	-0.0060	0.0676
4	0.0984	1	0.1003	1	-0.0019	0.0717
5	0.0984	1	0.0967	1	0.0017	0.0628
6	0.1230	2	0.0934	1	0.0296	0.9674
7	0.0902	1	0.0904	1	-0.0002	0.0072
8	0.1148	2	0.0876	1	0.0272	0.9021
9	0.0738	1	0.0850	1	-0.0112	0.2824
χ^2 : 3.2906 P값 : 0.9517						

금융위기 전인 경우 표본수의 부족으로 분석대상에서 제외하였다. 금융위기 후에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 3.2906, P값이 0.9517로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 분석결과는 적자기업이 영업외이익 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 시사한다.

〈표 4-59〉는 금융위기 후 적자기업의 영업외손실 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 영업외손실은 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고, 전체모형에 대한 카이제곱값도 6.4891, P값이 0.6901로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기 후에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값도 14.9959, P값이 0.0910으로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 영업외손실 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-59〉 금융위기 전·후 적자기업 영업외손실 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 영업외손실(N=590)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1305	10	0.1197	9	0.0108	0.7469
1	0.1051	7	0.1139	7	-0.0088	0.6085
2	0.0864	4	0.1088	6	-0.0224	1.6795
3	0.1153	8	0.1043	7	0.0109	0.8007
4	0.0966	6	0.1003	6	-0.0037	0.2306
5	0.0966	6	0.0967	6	-0.0001	0.0057
6	0.1085	7	0.0934	6	0.0151	1.1903
7	0.0881	5	0.0904	5	-0.0022	0.1158
8	0.0814	4	0.0876	4	-0.0062	0.4612
9	0.0915	5	0.0850	5	0.0065	0.4945
χ^2 : 6.4891 P값 : 0.6901						

패널B. 금융위기 후 영업외손실(N=864)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1181	12	0.1197	12	-0.0016	0.0947
1	0.1296	15	0.1139	13	0.0157	1.4028
2	0.1065	10	0.1088	10	-0.0023	0.1661
3	0.1250	14	0.1043	11	0.0207	1.9319
4	0.0972	8	0.1003	8	-0.0031	0.2455
5	0.0868	7	0.0967	7	-0.0099	0.9246
6	0.1076	10	0.0934	9	0.0143	1.3831
7	0.0729	5	0.0904	6	-0.0174	1.7281
8	0.0683	4	0.0876	5	-0.0193	1.9450
9	0.0880	7	0.0850	6	0.0030	0.2513
$\chi^2 : 14.9959$ P값 : 0.0910						

〈표 4-60〉은 금융위기 전과 후 적자기업의 투자자산처분이익 둘째자리 수치의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-60〉 금융위기 전·후 적자기업 투자자산처분이익 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 투자자산처분이익(N=273)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1209	33	0.1197	33	0.0012	0.0610
1	0.1282	35	0.1139	31	0.0143	0.6493
2	0.0952	26	0.1088	30	-0.0136	0.6234
3	0.1099	30	0.1043	28	0.0056	0.2015
4	0.1136	31	0.1003	27	0.0132	0.6276
5	0.1172	32	0.0967	26	0.0205	1.0458
6	0.0586	16	0.0934	25	-0.0348	1.8701
7	0.0989	27	0.0904	25	0.0086	0.3873
8	0.0659	18	0.0876	24	-0.0216	1.1576
9	0.0916	25	0.0850	23	0.0066	0.2810
$\chi^2 : 8.0729$ P값 : 0.5268						

패널B. 금융위기 후 투자자산처분이익(N=175)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1600	28	0.1197	21	0.0403	1.5268
1	0.1029	18	0.1139	20	-0.0110	0.3405
2	0.1486	26	0.1088	19	0.0398	1.5673
3	0.0457	8	0.1043	18	-0.0586	2.4130
4	0.1143	20	0.1003	18	0.0140	0.4896
5	0.0971	17	0.0967	17	0.0005	0.0207
6	0.0857	15	0.0934	16	-0.0077	0.2182
7	0.0686	12	0.0904	16	-0.0218	0.8731
8	0.0857	15	0.0876	15	-0.0019	0.0868
9	0.0914	16	0.0850	15	0.0064	0.1694
$\chi^2 : 12.3347$ P값 : 0.1951						

투자자산처분이익은 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었다. 전체모형에 대한 카이제곱값이 8.0729이고 P값이 0.5268로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의하지 않은 결과를 보여주었다. 금융위기 후인 경우, 3이 예상도수보다 낮게 관측되었고 Z값도 2.4130으로 유의하게 나타났다. 하지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 12.3347 이에 대한 P값이 0.1951로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업에서 행해질 수 있는 투자자산처분이익 수치를 이용한 인위적인 이익조정 여부를 추정할 수 없음을 나타내는 것이며 금융위기 영향도 파악되지 않았다.

<표 4-61>은 금융위기 전과 후 적자기업 매도가능증권처분이익에 대한 분석 결과이다. 매도가능증권처분이익은 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 2.6171이고 P값이 0.9776으로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의하지 않은 결과를 보여주었다. 금융위기 후인 경우, 7이 예상도수보다 높게 관측되었고 Z값도 2.1221로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 12.9655 이에 대한 P값이 0.1642로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 매도가능증권처분이익 수치를 이용한 인위

적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다

〈표 4-61〉 금융위기 전·후 적자기업 매도가능증권이익 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 매도가능증권처분이익(N=120)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1000	12	0.1197	14	-0.0197	0.5236
1	0.0917	11	0.1139	14	-0.0222	0.6226
2	0.0917	11	0.1088	13	-0.0172	0.4568
3	0.0125	2	0.1043	13	0.0207	0.5914
4	0.1000	12	0.1003	12	-0.0003	0.0113
5	0.1167	14	0.0967	12	0.0200	0.5864
6	0.1000	12	0.0934	11	0.0066	0.0927
7	0.0833	10	0.0904	11	-0.0070	0.1089
8	0.1000	12	0.0876	11	0.0124	0.3202
9	0.0917	11	0.0850	10	0.0067	0.0982
$\chi^2 : 2.6171$ P값 : 0.9776						

패널B. 금융위기 후 매도가능증권처분이익(N=271)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1402	38	0.1197	32	0.0205	0.9482
1	0.0996	27	0.1139	31	-0.0143	0.6433
2	0.1255	34	0.1088	29	0.0166	0.7822
3	0.0923	25	0.1043	28	-0.0121	0.5511
4	0.0701	19	0.1003	27	-0.0302	1.5538
5	0.1033	28	0.0967	26	0.0066	0.2672
6	0.0627	17	0.0934	25	-0.0306	1.6292
7	0.1292	35	0.0904	24	0.0388	2.1221
8	0.0996	27	0.0876	24	0.0121	0.5950
9	0.0775	21	0.0850	23	-0.0075	0.3344
$\chi^2 : 12.9655$ P값 : 0.1642						

〈표 4-62〉는 금융위기 전·후 적자기업의 투자자산처분손실 둘째자리 수치들

의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-62〉 금융위기 전·후 적자기업 투자자산처분손실 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 투자자산처분손실(N=244)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1230	30	0.1197	29	0.0033	0.0588
1	0.1148	28	0.1139	28	0.0009	0.0425
2	0.1434	35	0.1088	27	0.0346	1.6339
3	0.1107	27	0.1043	25	0.0063	0.2185
4	0.1107	27	0.1003	24	0.0103	0.4314
5	0.0943	23	0.0967	24	-0.0024	0.0195
6	0.0820	20	0.0934	23	-0.0114	0.5022
7	0.1148	28	0.0904	22	0.0244	1.2181
8	0.0533	13	0.0876	21	-0.0343	1.7817
9	0.0533	13	0.0850	21	-0.0317	1.6620
χ^2 : 11.1903 P값 : 0.2629						

패널B. 금융위기 후 투자자산처분손실(N=170)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1176	20	0.1197	20	-0.0020	0.0817
1	0.1471	25	0.1139	19	0.0332	1.2406
2	0.1059	18	0.1088	18	-0.0029	0.1230
3	0.1059	18	0.1043	18	0.0016	0.0662
4	0.1176	20	0.1003	17	0.0173	0.6248
5	0.1235	21	0.0967	16	0.0268	1.0548
6	0.0647	11	0.0934	16	-0.0287	1.1527
7	0.0941	16	0.0904	15	0.0038	0.0376
8	0.0706	12	0.0876	15	-0.0170	0.6476
9	0.0529	9	0.0850	14	-0.0321	1.3613
χ^2 : 7.5853 P값 : 0.5764						

투자자산처분손실은 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 11.1903이고 P값이 0.2629로서 통계

적으로 벤포드수치와 유의하지 않은 결과를 보여주었다. 금융위기 후인 경우에도 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 7.5853, P값이 0.5764로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 투자자산처분손실 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-63〉은 금융위기 전·후 매도가능증권처분손실에 대한 수치분석 결과를 나타낸다. 매도가능증권처분손실은 금융위기 전에는 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값이 8.3456이고 P값이 0.4997로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의하지 않은 결과를 보여주었다. 금융위기 후인 경우에도 숫자별 분석에서 9가 예상도수보다 높게 나타났고 Z값도 2.1364로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 7.2640, P값이 0.6096으로 나타나 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 매도가능증권처분손실 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-63〉 금융위기 전·후 적자기업 매도가능증권처분손실 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 매도가능증권처분손실(N=125)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1360	17	0.1197	15	0.0163	0.4244
1	0.1040	13	0.1139	14	-0.0099	0.2073
2	0.1200	15	0.1088	14	0.0112	0.2578
3	0.0800	10	0.1043	13	-0.0243	0.7436
4	0.0880	11	0.1003	13	-0.0123	0.3093
5	0.1360	17	0.0967	12	0.0393	1.3362
6	0.0640	8	0.0934	12	-0.0294	0.9749
7	0.1040	13	0.0904	11	0.0137	0.3763
8	0.1200	15	0.0876	11	0.0324	1.1245
9	0.0480	6	0.0850	11	-0.0370	1.3230
$\chi^2 : 8.3456 \quad P\text{값} : 0.4997$						

패널B. 금융위기 후 매도가능증권처분손실(N=258)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1279	33	0.1197	31	0.0082	0.3112
1	0.1163	30	0.1139	29	0.0024	0.0228
2	0.1008	26	0.1088	28	-0.0080	0.3150
3	0.1085	28	0.1043	27	0.0042	0.1187
4	0.0930	24	0.1003	26	-0.0073	0.2860
5	0.0736	19	0.0967	25	-0.0230	1.1468
6	0.0775	20	0.0934	24	-0.0159	0.7681
7	0.0930	24	0.0904	23	0.0027	0.0412
8	0.0853	22	0.0876	23	-0.0023	0.0205
9	0.1240	32	0.0850	22	0.0390	2.1364
$\chi^2 : 7.2640$ $P값 : 0.6096$						

4.2.4 세전손익 둘째자리 검증

〈표 4-64〉는 금융위기 전·후 적자기업의 세전손실 둘째자리 수치들의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 세전손실은 금융위기 전에는 3이 예상도수보다 유의하게 낮게 나타났고, 9가 예상도수보다 유의하게 높게 나타났다. Z값도 각각 2.4991, 1.9698로 통계적으로 유의함을 보여주었다. 하지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 14.9637이고 P값이 0.0919로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다.

금융위기 후인 경우 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었다. 전체모형에 대한 카이제곱값은 9.1760이고 P값이 0.4212이다. 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않은 것이다. 이러한 분석결과는 적자기업이 세전손실 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시한다. 세전손실 계정에서 금융위기의 영향과 관계없이 이익조정이 시도되고 있지 않았음을 알 수 있다.

〈표 4-64〉 금융위기 전·후 적자기업 세전손실 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 세전손실(N=663)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1056	70	0.1197	79	-0.0141	1.0586
1	0.1237	82	0.1139	76	0.0098	0.7324
2	0.1222	81	0.1088	72	0.0134	1.0416
3	0.0739	49	0.1043	69	-0.0304	2.4991
4	0.1041	69	0.1003	66	0.0038	0.2578
5	0.0905	60	0.0967	64	-0.0062	0.4730
6	0.0799	53	0.0934	62	-0.0134	1.1218
7	0.0965	64	0.0904	60	0.0062	0.4874
8	0.0965	64	0.0876	58	0.0090	0.7476
9	0.1071	71	0.0850	56	0.0221	1.9698
χ^2 : 14.9637 P값 : 0.0919						

패널B. 금융위기 후 세전손실(N=942)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1093	103	0.1197	113	-0.0103	0.9274
1	0.0945	89	0.1139	107	-0.0194	1.8240
2	0.1178	111	0.1088	102	0.0090	0.8361
3	0.1136	107	0.1043	98	0.0093	0.8762
4	0.0998	94	0.1003	94	-0.0005	0.0534
5	0.0913	86	0.0967	91	-0.0054	0.5041
6	0.0966	91	0.0934	88	0.0032	0.2851
7	0.0966	91	0.0904	85	0.0063	0.6126
8	0.0807	76	0.0876	83	-0.0069	0.6905
9	0.0998	94	0.0850	80	0.0148	1.5690
χ^2 : 9.1760 P값 : 0.4212						

〈표 4-65〉는 금융위기 전·후 적자기업의 법인세비용 등 계정 둘째자리 수치의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다. 법인세비용 등은 금융위기 전에는 5가 예상도수보다 낮게 나타났고 Z값도 각각 2.0119로 유의하였다. 하지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 12.6746이고 P값이 0.1779로서 통계적으

로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기 후인 경우에도 8이 예상도수보다 높게 나타났고 Z값도 1.9845로 유의하였지만 전체모형에 대한 카이제곱값이 9.8176, P값이 0.3655로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이러한 분석결과는 적자기업이 법인세비용 등의 수치를 이용한 인위적인 이익조정을 시도하지 않는다는 것을 암시하며 금융위기의 영향도 받지 않았음을 시사한다.

〈표 4-65〉 금융위기 전·후 적자기업 법인세비용 등 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 법인세비용 등(N=181)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.0884	16	0.1197	22	-0.0313	1.1821
1	0.1602	29	0.1139	21	0.0463	1.8451
2	0.0939	17	0.1088	20	-0.0149	0.5243
3	0.1160	21	0.1043	19	0.0117	0.3930
4	0.1160	21	0.1003	18	0.0157	0.5799
5	0.0497	9	0.0967	18	-0.0470	2.0119
6	0.1215	22	0.0934	17	0.0282	1.1752
7	0.0829	15	0.0904	16	-0.0075	0.2213
8	0.0718	13	0.0876	16	-0.0157	0.6180
9	0.0994	18	0.0850	15	0.0144	0.5637
χ^2 : 12.6746 P값 : 0.1779						

패널B. 금융위기 후 법인세비용 등(N=334)

	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1078	36	0.1197	40	-0.0119	0.5855
1	0.1347	45	0.1139	38	0.0208	1.1128
2	0.1228	41	0.1088	36	0.0139	0.7299
3	0.0988	33	0.1043	35	-0.0055	0.2410
4	0.0808	27	0.1003	34	-0.0195	1.0935
5	0.0898	30	0.0967	32	-0.0069	0.3316
6	0.0808	27	0.0934	31	-0.0125	0.6931
7	0.0719	24	0.0904	30	-0.0185	1.0835
8	0.1198	40	0.0876	29	0.0322	1.9845
9	0.0928	31	0.0850	28	0.0078	0.4140
χ^2 : 9.8176 P값 : 0.3655						

〈표 4-66〉은 금융위기 전·후 적자기업의 부의법인세비용 등 둘째자리 수치의 분포가 벤포드법칙을 따르는지를 검증한 결과이다.

〈표 4-66〉 금융위기 전·후 적자기업 부의법인세비용 등 계정 둘째자리

패널A. 금융위기 전 부의법인세비용 등(N=233)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.0773	18	0.1197	28	-0.0424	1.8943
1	0.0858	20	0.1139	27	-0.0281	1.2448
2	0.1545	36	0.1088	25	0.0457	2.1342
3	0.0815	19	0.1043	24	-0.0228	1.0306
4	0.1202	28	0.1003	23	0.0199	0.9002
5	0.0987	23	0.0967	23	0.0020	0.1050
6	0.0987	23	0.0934	22	0.0053	0.1677
7	0.0687	16	0.0904	21	-0.0217	1.0401
8	0.1288	30	0.0876	20	0.0412	2.1082
9	0.0858	20	0.0850	20	0.0008	0.0458
χ^2 : 17.4785 P값 : 0.0417						

패널B. 금융위기 후 부의법인세비용 등(N=473)

둘째자리	관측비율	도수	예상비율	도수	비율차이	Z값
0	0.1121	53	0.1197	57	-0.0076	0.4404
1	0.1121	53	0.1139	54	-0.0018	0.0535
2	0.1057	50	0.1088	51	-0.0031	0.1435
3	0.1121	53	0.1043	49	0.0077	0.4741
4	0.1057	50	0.1003	47	0.0054	0.3143
5	0.0930	44	0.0967	46	-0.0037	0.1913
6	0.0994	47	0.0934	44	0.0060	0.3692
7	0.1036	49	0.0904	43	0.0132	0.9245
8	0.0677	32	0.0876	41	-0.0199	1.4511
9	0.0888	42	0.0850	40	0.0038	0.2135
χ^2 : 4.0765 P값 : 0.9063						

부의법인세비용 등은 금융위기 전에는 2와 8이 예상도수보다 높게 나타났고 Z값도 각각 2.1342, 2.1082로 유의하였다. 또한 전체모형에 대한 카이제곱값도

17.4785, 이에 대한 P값이 0.0417로서 5% 유의수준에서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보여 벤포드법칙을 따르지 않은 것으로 확인되었다. 이러한 분석결과는 적자기업이 부의법인세비용 등의 둘째자리 수치에 대한 인위적인 수치조정을 통하여 이익조정을 시도하고 있음을 암시하는 것이다. 하지만 통계적으로 낮은 수와 높은 수에 대한 빈도차이를 구분할 수 없어 이익조정이 상향인지 하향인지 확인이 안되었다. 이는 기업특성별로 부의법인세비용 등을 상향조정하려는 기업과 하향조정하려는 기업이 혼재되어 있기 때문인 것으로 추정된다. 금융위기 후인 경우 숫자별 분석에서 통계적 유의성을 찾을 수 없었고 전체모형에 대한 카이제곱값은 4.0765, P값이 0.9063으로서 통계적으로 벤포드법칙의 수치분포와 유의한 차이를 보이지 않았다. 금융위기가 부의법인세비용 등에 대한 조정을 억제하였음을 시사하였다.

4.3 분석결과의 요약

본 논문은 벤포드법칙을 이용하여 금융위기 전·후 손익계정의 이익조정 행태에 대하여 분석하였다. 손익계산서의 주요계정과목을 추출하여 손익계정 둘째자리 수치를 벤포드법칙을 통하여 검증함으로써 각 계정과목에 대한 유의성을 살피고자 한 것이다. 추가적으로 기업의 경영성과에 따라 이익조정 방법이 다르게 나타나는지를 적자기업과 흑자기업으로 나누어 분석하였다.

가설 1에 대한 분석결과를 보면, 금융위기 전에는 당기순이익이 카이제곱값이 17.38로서 5%수준에서 유의하게 나타나 벤포드법칙을 따르지 않은 것으로 나타났다. 특히 0이 벤포드법칙보다 높게 나타나고 8이 낮게 나타나 당기순이익의 상향조정 가능성을 암시하였다. 하지만 금융위기 후에는 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났다. 당기순손실도 금융위기 전에는 카이제곱값이 16.94로서 5%수준에서 유의하게 나타나 벤포드법칙을 따르지 않은 것으로 나타났지만, 금융위기 후에는 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타나 가설 1은 부분적으로만 지지되었다.

가설 2에 대한 분석결과를 보면, 영업이익은 금융위기 전에는 흑자기업과 적자

기업 모두 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났다. 금융위기 후에는 흑자기업에서 카이제곱값이 27.87로서 1% 유의수준에서 벤포드법칙과 차이를 보여주었다. 금융위기 후에 적자기업에서는 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났다.

영업손실은 금융위기 전·후 흑자기업과 적자기업 모두 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났다. 이외에 영업이익을 구성하는 매출총이익, 매출액 매출원가, 판매관리비도 흑자기업과 적자기업에서 금융위기 전·후에 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났다.

판매관리비 중 급료와임금은 금융위기 전에는 흑자기업과 적자기업 모두 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났으나, 금융위기 후에는 흑자기업에서 카이제곱값이 22.14로서 1% 유의수준에서 벤포드법칙을 따르지 않은 것으로 나타났고, 적자기업은 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났다.

임차료비용은 금융위기 전에 흑자기업에서 카이제곱값이 25.49로서 1% 유의수준에서 벤포드법칙을 따르지 않은 것으로 나타났지만 적자기업은 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났으며, 금융위기 후에는 흑자기업과 적자기업 모두 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났다.

감가상각비도 금융위기 전에는 흑자기업과 적자기업 모두 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났고 금융위기 후에는 흑자기업에서 카이제곱값이 27.20으로 1% 유의수준에서 벤포드법칙과 차이를 보여 벤포드법칙을 따르지 않은 것으로 나타났지만 적자기업은 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났다.

교육훈련비는 금융위기 전에는 흑자기업과 적자기업은 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났고 금융위기 후에는 흑자기업에서 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났지만, 적자기업에서 카이제곱값이 19.06으로 나타나 5% 유의수준에서 벤포드법칙을 따르지 않은 것으로 나타났다.

이외에 판매관리비를 구성하는 복리후생비, 수선비, 보험료, 차량유지비, 접대비, 광고선전비, 판매수수료, 판매촉진비, 연구비, 경상연구개발비, 경상개발비, 대손상각비, 무형자산상각비 등은 금융위기 전·후에 흑자기업과 적자기업에서 벤포드법칙을 따르는 것으로 확인되었다.

이와 같이 영업이익과 그 구성요소에 대한 검증 결과를 보면, 흑자기업의 경우 금융위기 전에는 영업이익에 대한 이익조정 가능성이 나타나지 않았다. 다만 임

차료비용을 통하여 이익조정을 시도하였을 가능성을 보여주었다. 금융위기 후에는 영업이익과 이를 구성하는 급료와임금, 감가상각비에서 수치조정 가능성을 확인하였다. 적자기업의 경우 금융위기 전에는 영업이익과 그 구성요소에 대한 수치조정 가능성을 확인할 수 없었고 반면에 금융위기 후에는 교육훈련비에서 수치조정 가능성을 보여주었다. 이와 같은 결과는 가설 2에서 일부만 지지되고 있음을 알 수 있다

가설 3에 대한 분석결과를 보면, 영업외이익과 영업외손실은 금융위기 전과 후에 흑자기업과 적자기업 모두 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났다. 영업외 손익을 구성하는 투자자산처분이익의 경우, 금융위기 전에는 흑자기업과 적자기업에서 모두 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났다. 하지만, 금융위기 후에는 흑자기업에서 카이제곱값이 17.33으로 5% 유의수준에서 벤포드법칙을 따르지 않은 것으로 나타났고, 적자기업에서는 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났다. 이외에 매도가능증권처분이익, 투자자산처분손실, 매도가능증권처분손실은 금융위기 전과 후에 흑자기업과 적자기업에서 벤포드법칙을 따르고 있음이 확인되었다. 이로써 가설3도 부분적으로 지지되고 있음을 확인하였다.

가설 4에 대한 분석결과를 보면, 흑자기업의 경우 세전이익은 금융위기 전과 후에 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났고 적자기업은 표본수의 부족으로 분석대상에서 제외하였다. 세전손실은 흑자기업의 경우 표본수의 부족으로 분석대상에서 제외하였으며 적자기업의 경우에는 금융위기 전·후에 벤포드법칙을 따르고 있음이 확인되었다. 세전이익을 구성하는 법인세비용 등은 금융위기 전·후에 흑자기업과 적자기업에서 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났다, 부의법인세비용 등은 금융위기 전에는 흑자기업에서 카이제곱값이 25.40으로 1% 유의수준에서 벤포드법칙을 따르지 않은 것으로 나타났고 금융위기 후에는 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났다. 적자기업의 경우에는 금융위기 전에 카이제곱값이 17.48로서 5% 유의수준에서 벤포드법칙을 따르지 않은 것으로 나타났지만 금융위기 후에는 벤포드법칙을 따르는 것으로 나타났다. 이로써 가설 4도 부분적으로 지지되고 있음을 확인하였다.

전체적으로, 검증결과는 가설 1, 가설 2, 가설 3, 가설 4를 부분적으로 지지하고 있다. 이는 특정단계의 이익이나 이를 구성하는 요소에서 이익조정이 집중

적으로 발생하지 않고, 여러 단계에서 부분적으로 이익조정이 발생되고 있음을 의미한다. <표 4-67>은 단계별이익을 구성하는 손익계정 둘째자리에 대한 분석 결과이다. 가설들에 따라 금융위기 전·후, 흑자기업과 적자기업의 손익계정들의 결과값들을 표시한 것이다.

〈표 4-67〉 2001-2015 단계별이익에 따른 χ^2

구 분	금융위기전(2001-2007)				금융위기후(2009-2015)				
	흑자		적자		흑자		적자		
연구 모형	계정과목	χ^2 (S)	표본수	χ^2 (S)	표본수	χ^2 (S)	표본수	χ^2 (S)	표본수
가설 1	당기순이익	17.38 **	3,492	16.94 **	688	5.86	3,635	4.32	986
가설 2	영 업 이 익	11.44	3,357	3.93	276	27.87 ***	3,502	13.40	356
	영 업 손 실	8.94	135	8.07	412	6.43	133	3.97	630
	매출총이익	11.63	3,478	6.39	597	14.28	3,624	5.18	852
	매 출 액	16.10	3,492	15.16	679	12.84	3,632	16.69	982
	매 출 원 가	13.92	3,452	5.17	678	13.46	3,446	5.99	961
	판매관리비	13.56	3,490	15.57	688	12.48	3,634	8.64	986
	급료와임금	9.03	3,450	12.41	684	22.14 ***	3,630	8.53	983
	복리후생비	4.60	3,440	5.63	680	7.33	3,544	11.01	951
	임차료비용	25.49 ***	3,158	7.91	622	3.06	3,166	7.33	875
	감가상각비	13.12	3,423	3.81	676	27.20 ***	3,556	5.34	968
	수 선 비	7.80	3,164	10.31	617	9.09	2,447	9.40	642
	보 험 료	16.02	3,307	6.13	646	12.44	2,854	6.40	763
	차량유지비	12.38	3,314	6.04	665	6.43	2,835	12.57	754
	교육훈련비	3.15	3,190	5.93	608	7.90	2,756	19.06 **	711
	접 대 비	7.87	3,378	7.83	672	10.20	2,921	3.74	803
	광고선전비	11.82	3,340	8.91	658	6.13	3,167	10.68	794
	판매수수료	4.28	694	12.50	145	12.99	658	11.87	172

구 분		금융위기전(2001-2007)				금융위기후(2009-2015)			
		흑자		적자		흑자		적자	
	계정과목	χ^2 (S)	표본수	χ^2 (S)	표본수	χ^2 (S)	표본수	χ^2 (S)	표본수
	판매촉진비	11.12	1,003	7.03	178	15.88	896	4.32	183
	연구비	7.76	617	11.66	109	6.48	483	8.40	NA
	경상연구개발비	3.57	480	10.12	108	11.37	797	7.04	244
	경상개발비	2.97	1,143	5.68	246	3.32	909	15.03	255
	대손상각비	8.32	2,605	10.60	523	9.33	2,057	5.50	651
	무형자산상각비	7.60	2,493	5.58	509	4.04	2,687	6.57	710
가설 3	영업외이익	9.52	1,857		NA	6.87	1,976	3.29	122
	영업외손실	9.36	1,634	6.49	590	6.73	1,658	14.10	864
	투자자산처분이익	10.06	1,130	8.07	273	17.33 **	484	12.33	175
	매도가능증권처분이익	14.80	799	2.62	120	9.47	1,063	12.97	271
	투자자산처분손실	6.48	1,012	11.19	244	6.87	407	7.59	170
	매도가능증권처분손실	9.35	768	8.35	125	16.68	820	7.26	258
가설 4	세전이익	14.28	3,481		NA	8.87	3,596		NA
	세전손실		NA	14.96	663		NA	9.18	942
	법인세비용 등	8.00	2,994	12.67	181	3.77	3,195	9.82	334
	부의법인세 비용 등	25.40 ***	231	17.48 **	233	14.16	345	4.08	473

** *** 표시는 각각 5%, 1% 수준에서 유의함

V. 결론

5.1 요약 및 함의

분석 결과에서 부분적으로 가설을 지지하는 계정과목들만 따로 정리해보면 <표 5-1>과 같다. 금융위기 전에는 흑자기업과 적자기업에서 ‘가설 1’의 당기순이익과 ‘가설 4’의 부의법인세비용 등이 벤포드법칙을 따르지 않는 것으로 나타났으며, ‘가설 2’의 임차료비용은 흑자기업에서만 벤포드법칙을 따르지 않는 것으로 나타났다. ‘가설 3’은 벤포드법칙을 따르고 있었다.

<표 5-1> 금융위기 전·후, 흑자·적자기업의 이익조정 가능성 비교

구 분		금융위기전(2001-2007)		금융위기후(2009-2015)	
		흑자	적자	흑자	적자
가 설 1	당기순이익(순손실)	✓	✓		
가 설 2	영 업 이 익			✓	
	급 료 와 임 금			✓	
	임 차 료 비 용	✓			
	감 가 상 각 비			✓	
	교 육 훈 련 비				✓
가 설 3	투자자산처분이익			✓	
가 설 4	부의법인세비용 등	✓	✓		

이는 금융위기 전에 흑자기업과 적자기업이 당기순이익과 부의법인세비용 등 계정에서 수치조정을 시도했을 가능성을 의미하는 것이다. 임차료비용 계정은 적자기업이 아닌 흑자기업에서 수치조정이 시도되었음을 의미한다. 영업외손익 계정에서는 수치조정이 시도되지 않았음을 알 수 있다.

금융위기 후에는 ‘가설 1’과 ‘가설 4’가 흑자기업과 적자기업 모두에서 벤포드법칙을 따르는 것으로 드러났으며, 적자기업은 ‘가설 3’에서도 벤포드

법칙을 따르는 것으로 나타났다. 흑자기업은 ‘가설 2’의 영업이익, 급료와임금, 감가상각비와 ‘가설 3’의 투자자산처분이익에서 벤포드법칙을 따르지 않았으며, 적자기업은 ‘가설 2’의 교육훈련비에서 벤포드법칙을 따르지 않고 있다. 이는 금융위기 후에 흑자기업이 ‘가설 1’의 당기순이익 계정과 ‘가설 4’의 법인세비용 등 계정에서는 수치조정을 시도하지 않았으나, ‘가설 2’의 영업이익, 급료와임금, 감가상각비와 ‘가설 3’의 투자자산처분이익 계정들에서 이익조정을 시도했을 가능성이 있음을 의미한다. 적자기업의 경우에는 ‘가설 2’의 교육훈련비 계정에서 주로 수치조정이 시도되었을 가능성이 있음을 알 수 있다.

결론적으로 기업들의 이익조정 행태는 금융위기의 전·후에 관계없이 여전히 시도되고 있음을 알 수 있다. 다만, 금융위기로 인해 회계투명성이 요구되는 상황에서 이익조정의 수단인 계정과목을 달리하고 있을 뿐이다. 금융위기 전에 당기순이익 계정과 법인세비용 등 계정에서 수치조정을 통한 이익조정이 시도되었던 행태가 금융위기 후에는 영업이익과 영업외이익에서 이익조정이 시도되는 행태로 달라진 것이다. 적자기업의 경우 금융위기 이후에는 교육훈련비 계정에서만 수치조정이 시도되었을 가능성이 있는 것으로 나타난 것은 금융위기 이후 회계감사가 강화되는 상황에서 가장 손쉬운 이익조정의 수단이 영업이익의 구성요소인 교육훈련비임을 의미하는 것으로 해석할 수 있다.

대체로, 단계별이익과 영업외손익에 대한 분석결과는 금융위기 전에는 당기순이익을 통한 이익조정 성향이 강하게 감지되고 있다. 금융위기 후에는 당기순이익이 산출되기 전 단계에서 재량적으로 조정이 가능한 비용이나 투자자산처분이익 등으로 방법이 대체되었을 가능성을 보여준다. 또한 조정을 시도한 것으로 보이는 계정과목의 수도 금융위기 후에 늘어난 것으로 나타났다.

5.2 의의 및 한계

일부 선행연구들에서 금융위기 이후 회계투명성이 증가하였다는 주장과 감소되

었다는 주장이 제기되었으나(한성욱·이호영, 2012; 임복숙·안상봉, 2015), 본 논문에서는 금융위기 후 국제회계기준이 시행되고 적격증빙이 강화되는 등 회계 제도가 개선되었지만 기업의 회계정보는 여전히 투명성이 결여되어 있음을 암시하는 연구결과가 나타났다. 이익조정을 시도하는 구체적인 계정과목을 달리하고 있을 뿐이다. 이는 기업의 사적 이익을 위해 이해관계자들에게 왜곡된 회계정보를 제공하여 이해관계자들이 이러한 정보를 믿고 경영성과가 좋은 것으로 판단하여 투자하는 등 잘못된 의사결정을 유인할 수 있음을 보여주는 것이다. 본 연구에서 선행연구들과 차별적으로 손익계산서의 계정과목 대부분에 대한 분석을 시도한 결과이다.

단계별이익과 영업외손익을 검증하기 위하여 이를 구성하는 계정과목 전반에 대해 실행한 분석 결과는 기업의 이익조정 행태에 대응할 수 있는 통제시스템을 구축해야 함을 의미한다. 따라서 회계투명성을 제고하기 위해서 재무제표 공시되기 전 개별기업의 해당 장부원장을 제출받아 재무제표 계정 전체항목에 대하여 일괄 검증하는 디지털포렌식 검증 시스템이 필요하다. 감사대상이 대규모일 경우 발생하는 인력과 비용에 대한 부담과 회계수치들에 잠재된 고유위험을 고려하면 법회계학 측면에서도 개별기업에 대한 1차적인 검증시스템으로 벤포드법칙이 유용할 것이다. 예비적 감사도구로서 벤포드법칙의 적용가능성을 제시하였다는 점 역시 본 연구의 차별적 기여라고 할 수 있을 것이다.

본 논문의 한계는 벤포드법칙을 활용하여 구체적인 개별 계정과목의 유의성을 파악함으로써 이익조정의 가능성을 포착하기는 했으나, 계정과목 상호관련성을 이용한 이익조정에 대해서는 파악할 수 없었다는 점이다. 예를 들면, 실무에서 법정 한도액 초과 등으로 접대비에서의 조정이 여의치 않을 경우 복리후생비 등으로 대체 조정하는 등 다양하게 분식회계가 발생할 수 있다. 하지만, 벤포드법칙은 계정과목간 상호관련성으로 인한 풍선효과를 통제할 수가 없다.

또한 기업의 수명주기와 업종별 특성도 손익계정의 이익조정 행태에 영향을 줄 수 있는데 이를 고려하지 못한 점도 한계로 지적될 수 있다. 이러한 한계점은 향후 보완이 필요한 연구과제로 남겨둔다. 후속연구에서는 추가적으로 계정과목에 대한 정의나 분류가 모호한 부분에 대한 보완적인 검토와 감가상각비 등 한도가 있는 비용과 연구비 등 세액감면이 있는 비용, 자산으로의 이전이 가능한 비용,

이연법인세 등에 대한 종합적인 분석이 이루어져야 할 것이다. 그리하여 회계가 신뢰할 수 있는 정보로서 투자자를 보호하고 효율적인 자원배분을 통한 자본시장의 선순환 기능을 다할 수 있도록 하여야 할 것이다.

참고문헌

- 강내철. 2006. 보수주의와 이익분포의 변형. 회계학연구 (제31권 제4호): 85-111. 한국회계학회.
- 강내철. 2013. 매출액과 영업이익 둘째자리 숫자의 비정상성에 대한 연구. 회계저널 (제22권 제4호): 81-103. 한국회계학회.
- 강내철, 박성환. 2007. 조세동기에 의한 보수주의 회계선택이 이익분포 변형에 미치는 영향. 세무학연구 (제24권 제3호); 39-66. 한국세무학회.
- 강내철, 박진모. 2013. 주당손익 둘째자리 숫자의 비정상성. 국제회계연구 (제50집): 283-304. 한국국제회계학회.
- 곽태완, 노준화. 2008. 재량적 발생액이 법인세에 미치는 영향. 회계저널 (제17권 제3호): 1-20. 한국회계학회.
- 권택우, 김형순. 2014. 벤포드 법칙을 이용한 손익의 규모에 따른 이익조정 분석. 회계저널 (제23권 제4호): 79-109. 한국회계학회.
- 구정호, 김상일. 2014. 이익조정된 비대칭적 재량적 원가는 반전되는가? 관리회계연구 (제14권 제1호): 33-56.
- 구정호, 박연희, 백태영. 2009. 전략적 선택에 따른 원가행태의 비대칭성. 회계저널 (제18권 제4호): 65-92. 한국회계학회.
- 김근익. 1991. 통계학 중심극한정리. 고시계 (제36권 제2호): 299-302. 고시계사.
- 김동욱. 2012. 벤포드 법칙을 이용한 거래소 및 코스닥기업의 보고이익 수치의 신뢰성 평가. 회계정보연구 (제30권 제3호): 89-113. 한국회계정보학회.
- 김동욱. 2013. 지방자치단체 재무보고서의 회계 수치의 신뢰성 검증. 한국지방재정논집 (제18권 제1호): 163-188.
- 김동욱. 2015. 지방자치단체 결산서의 회계수치 신뢰성 검증. 정부회계연구 (제13권 제1호): 1-26.
- 김동욱. 2016. 벤포드 법칙을 이용한 지방공기업 회계수치의 비정상적 행태에 관한 연구. 정부회계연구 (제14권 제2호): 123-153.
- 김동욱, 강혜림. 2013. 외부감사 대상기준 변경과 외부감사 회피행태. 재무와회계정

- 보저널 (제13권 제3호): 99-123. 한국회계정보학회.
- 김문태. 2011. 코스닥 기업의 비정상적 이익수치 분포에 관한 연구. 한국경영교육학회 2011년도 추계학술발표대회논문집: 699-715. 한국경영교육학회.
- 김문태. 2016. 법인세 인하와 이익숫자의 Rounding-up 억제에 의한 이익조정 고찰. 산업경제연구 (제29권 제1호): 279-296. 한국산업경제학회.
- 김문태, 김현아. 2011. 매도가능증권의 이익거래와 이익관리의 관련성에 관한 연구. 회계정보 연구 (제29권 제2호): 31-51. 한국회계정보학회.
- 김문태, 박만수. 2014. 순이익의 비정상적 절상행태와 이익관리에 관한 연구-코스닥기업을 중심으로. 재무와회계정보저널 (제14권 제3호): 81-101. 한국회계정보학회.
- 김문태, 위준복. 2007. 순이익 수치의 비정상 분포를 통한 이익관리의 고찰. 회계학연구 (제32권 제1호): 33-58. 한국회계학회.
- 김문태, 이선화. 2016. 접대비성 지출이 이익관리에 미치는 영향. 국제회계연구 (제67집): 119-138. 한국국제회계학회.
- 김문태, 이선화. 2017. 코스닥기업에서 매도가능금융자산의 선택적 처분을 통한 이익관리 탐지. 국제회계연구 (제68집): 1-20. 한국국제회계학회.
- 김문태, 전성일, 고대영. 2006. 연구개발비의 자본화를 통한 이익조정의 고찰. 회계정보연구 (제24권 제3호): 77-96. 한국회계정보학회.
- 김보영, 김동욱. 2014. 공공기관의 회계이익 수치의 신뢰성 연구. 한국지방재정논집 (제19권 제2호): 131-161.
- 김선일, 이성균, 강태균. 2017. 글로벌 금융위기에 따른 기업의 소유구조가 이익조정에 미치는 영향에 관한 연구. 국제회계연구 (제72집): 233-257. 한국국제회계학회.
- 김영철, 김우영. 2011. 적자회피를 위한 발생액 이익조정, 실제이익조정 및 세무조정 세부항목. 대한경영학회지 (제24권 제2호(통권 85호)): 917-941. 대한경영학회.
- 김종일. 2013. 이익조정이 수익비용대응의 적절성에 미치는 영향. 세무와회계저널 (제14권 제3호): 9-28. 한국세무학회.
- 김지령, 권선국. 2016. 전기오류수정을 재작성하는 기업의 특성에 관한 연구. 회계정보연구.

- 김지홍, 고윤성. 2006. 외환위기 이후의 부채비율감소와 이익조정 행위에 관한 연구. 회계저널 (제15권 제2호): 119-144. 한국회계학회.
- 김지홍, 고재민, 고윤성. 2008. 적자 회피 및 이익 평준화를 위한 실제 이익조정 활동. 회계저널 (제17권 제4호): 31-63. 한국회계학회.
- 김지홍, 배지현, 고재민. 2009. 실제이익조정이 장기 경영성과에 미치는 영향. 회계학연구 (제34권 제4호): 31-70. 한국회계학회.
- 김태동, 채수준, 고재민. 2012. 외환위기 전후 정보효과와 이익조정 행태의 변화. 회계연구 (제17권 제2호): 1-34. 대한회계학회.
- 김태중, 최원용, 강신애. 2013. 금융위기 후 경영자유형과 연구개발투자간의 관계에 관한 연구. 경영연구 (제28권 제1호): 299-321. 한국산업경영학회.
- 김형순. 2011. 벤포드 법칙을 이용한 코스닥 퇴출기업과 신규상장기업의 이익조정 분석. 산업경제연구 (제24권 제6호): 3817-3842. 한국산업경제학회.
- 김형순. 2015. 국제회계기준의 도입과 적자를 회피하기 위한 이익조정-이익의 분포를 중심으로. 국제회계연구 (제60집): 49-74. 한국국제회계학회.
- 나영, 육지훈. 2014. 이익관리를 위한 비정상재고자산변동액의 활용-매출액조정액 및 매출원가조정액의 비교. 경영학연구 (제43권 제3호): 919-963. 한국경영학회.
- 남천현, 장조남. 2012. 손익계산서 이익항목 및 가감항목의 정보효과. 국제회계연구 (제42집): 93-122. 한국국제회계학회.
- 문현주. 2013. 분류변경을 통한 이익조정. 회계저널 (제22권 제2호): 169-192. 한국회계학회.
- 문현주. 2014. 한국채택국제회계기준 적용이 회계이익의 질에 미친 영향. 한국세무회계학회지 (통권 제41호): 27-45. 한국세무회계학회.
- 문현주. 2016. 발생액과 이익의 질 비교: K-GAAP vs K-IFRS. 회계정보연구 (제34권 제4호): 185-206. 한국회계정보학회.
- 박상애, 이남령, 박상범. 2011. 국제회계기준 도입 전후 이익의 질의 변화. 산업경제연구 (제24권 제1호(통권 93호)): 73-96. 한국산업경제학회.
- 박선영, 고윤성. 2016. 재무적 곤경 기업의 재량적 비용 절감 전략에 대한 연구. 경영학연구 (제45권 제4호): 1089-1118. 한국경영학회.
- 박영규. 2012. 발생액 이익조정과 실제이익조정에 관한 연구: 대체적인가, 보완적인

- 가? 기업경영연구 (제19권 제6호): 43-58. 한국기업경영학회.
- 박종성, 이은철. 2003. 회계제도의 개선과 회계정보의 유용성. 회계학연구 (제28권 제2호): 105-134. 한국회계학회.
- 박종일, 윤소라. 2013. 이익조정 구간과 수단이 기업신용등급 및 부채조달비용에 미치는 효과에 대한 비교분석. 회계학연구 (제38권 제4호): 209-260.
- 박종일, 나경아. 2016. IFRS 도입 전후 감사인 교체와 이익조정에 관한 연구. 회계저널 (제25권 제1호): 299-344. 한국회계학회.
- 박종일, 전규안. 2009. 대주주 및 외국인 주주의 이익조정과 대형 감사인의 역할. 회계정보연구 (제27권 제1호): 201-229. 한국회계정보학회.
- 박종찬, 윤소라. 2008. 0을 전후로 한 이익이 비연속적 분포가 적자회피 이익조정의 결과인가?. 회계저널 (제17권 제3호): 255-285. 한국회계학회.
- 박희우, 노밝은, 안치현, 이세용. 2009. 분기이익에 대한 차별적 이익조정 행태 : 이익/손실기업과 실제 활동을 통한 이익조정을 중심으로. 세무와회계저널 (제10권 제3호): 349-378. 한국세무학회.
- 배동수. 2015. 국제회계기준 도입 전후 추정액과 이익조정의 관련성 변화. 경영경제연구 (제37권 제2호): 37-65. 충남대학교 경영경제연구소.
- 배동수, 최수미, 2015. 국제회계기준 도입 전후 기업특성별 이익조정. 회계정보연구 (제33권 제2호): 351-377. 한국회계정보학회.
- 배준호, 윤정분, 김성환. 2014. 연구개발비 회계처리를 통한 이익조정 : 기업수명주기를 중심으로. 연세경영연구 (제51권 제1호): 71-98.
- 배한수, 김경화. 2012. 기업지배구조가 발생액 이익조정 및 실제 이익조정에 미치는 영향. 회계정보연구 (제30권 제2호): 115-146. 한국회계정보학회.
- 배한수, 김경화. 2013. 기업수명주기별 실제 이익조정이 경영성과와 주식수익률에 미치는 영향. 회계정보연구 (제31권 제1호): 241-266. 한국회계정보학회.
- 백원선, 최길엽. 2011. 매도가능증권평가손익의 재분류조정을 이용한 이익조정. 한국회계학회 학술발표논문집 (2011권 0호): 1-23. 한국회계학회.
- 백재승. 2010. 경제위기와 기업가치-외환위기와 글로벌 금융위기 비교 분석. 경영학회지 (제23권 제3호): 1243-1265. 대한경영학회.
- 선명옥. 2017. 우리나라 경제위기가 이익의 질과 경영성과에 미치는 영향에 관한

- 연구. 군산대학교 박사학위 논문.
- 손성규, 염지인. 2011. 투자자산 손상차손환입과 이익조정에 관한 연구. 회계학연구 (제36권 제2호): 31-67. 한국회계학회.
- 송인만, 백원선, 박현섭. 2004. 적자보고를 회피하기 위한 이익조정. 회계저널 (제13권 제2호): 29-51. 한국회계학회.
- 송인만, 박연희. 2008. 분기별 이익조정의 행태: 적자회피와 반전현상. 회계학연구 (제33권 제2호): 1-28. 한국회계학회.
- 심호석. 2015. 임계이익과 영역별 이익조정 행태. 국제회계연구 (제63집): 73-94. 한국국제회계학회.
- 안일준, 김정연. 2011. 위험회피회계 적용방식이 수출기업의 가치 대응변수에 미치는 영향. 회계정보연구. (제29권 제4호): 215-241. 한국회계정보학회.
- 안상봉, 한길석. 2005. 외환위기 전·후 회계이익의 질 변화. 한국회계학회 2005년도 하계학술발표대회 발표논문집: 1-22. 한국회계학회.
- 안성윤. 2015. 글로벌 금융위기 시기 실제이익조정 행태에 관한 연구. 대한경영학회 학술대회발표논문집: 253-264. 대한경영학회.
- 안성윤. 2016. 글로벌 금융위기 시점의 실제이익조정 행태에 관한 연구. 대한경영학회지 (제29권 제2호(통권 136호)): 265-291. 대한경영학회.
- 양동재. 2011. 재량성 지출을 이용한 이익조정. 경영교육연구 (제26권 제3호(통권 67집)): 427-450. 한국경영교육학회.
- 유해석, 김용수, 전규안, 2015. 국제회계기준의 도입이 이익의 질에 미치는 영향. 세무와회계저널 (제16권 제2호): 85-130. 한국세무학회.
- 윤순석. 2004. 이익관리수단에 관한 연구. 회계학연구 (제29권 제3호): 33-59. 한국회계학회.
- 이복숙, 안상봉. 2015. 글로벌 금융위기 전·후 기업의 소유구조가 이익조정에 미치는 영향. 대한경영학회지 (제28권 제5호(통권 127호)): 1367-1384. 대한 경영학회.
- 이상욱. 2010. 1997년 금융위기 전후 우리나라 금융회계 보수성 변화에 대한 국제적 비교. Journal of Business Research. Vol.25: 27-46. Korean Association of Industrial Business Administration.

- 이상환. 2006. 국제적 반부패 논의와 한국의 대응방안: 회계투명성 논의를 중심으로. 세계지역연구논총 (제24집 제1호): 227-
- 이세용, 노밖은. 2012. 원가구조와 실제영업활동을 통한 이익조정-과잉생산을 통한 실제이익조정을 중심으로. 세무와회계저널 (제13권 제1호): 131-158. 한국세무학회.
- 이세철, 조중석, 조문희. 2008. 비용의 자의적 분류를 이용한 이익조정에 관한 연구. 회계학연구 (제33권 제4호): 141-173. 한국회계학회.
- 이영한, 김성환. 2011. 실제 이익조정이 신용평가에 미치는 영향. 세무와회계저널 (제12권 제2호): 585-610. 한국세무학회.
- 이우창, 임석우. 2011. 글로벌 금융위기에 따른 외국인 지분과 재무특성이 기업가치에 미치는 영향. 국제회계연구 (제40집): 259-284. 한국국제회계학회.
- 이은철, 손성규. 2007. 재량적발생액을 이용한 횡단면적 분포도상의 적자회피 이익의 조정에 대한 재조명. 회계학연구 (제32권 제2호): 61-87. 한국회계학회
- 이장건. 2013. Benford 법칙을 통한 이익조정의 탐지에 관한 연구. 회계저널 (제22권 제4호): 1-49. 한국회계학회.
- 이장건. 2013. 자산처분의사결정과 이익조정과의 관련성. 회계정보연구 (제31권 제4호): 57-79. 한국회계정보학회.
- 이장건. 2014. 투자, 유·무형자산 처분과 재량발생액. 국제회계연구 (제53집): 19-37. 한국국제회계학회.
- 이장건. 2015. 벤포드법칙과 회계부정: 감리지적기업을 중심으로. 회계저널 (제24권 제5호): 35-70. 한국회계학회.
- 이장건. 2016. 재량발생액과 통제변수: CFO와 ROA의 영향을 중심으로. 회계저널 (제25권 제14호): 99-143. 한국회계학회.
- 이장건, 허봉구. 2015. 한국 상장기업의 실질활동을 통한 이익관리에 관한 연구 - 매출조정과 과잉생산을 중심으로. 회계저널 (제24권 제1호): 1-43. 한국회계학회.
- 이현주. 2015. 이익조정동기 유무가 이연법인세변동액과 재량적 발생액의 관계에 미치는 영향. 중앙대학교 대학원 박사학위논문.
- 장승현, 백태영. 2009. 기업이 경영조건이 비대칭적 원가행태에 미치는 영향. 회계학연구 (제34권 제4호): 71-107. 한국회계학회.

- 장지영, 김지령. 2013. 판매보증비를 이용한 손실회피. 회계연구 (제18권 제2호): 45-71. 대한회계학회.
- 장지인, 배길수, 전영순. 2002. 우리 나라의 회계투명성에 대한 재조명. 회계저널 (제11권 제3호): 1-36. 한국회계학회.
- 장지인, 정준희. 2012. 비용항목을 통한 이익조정-법인세율 인하가 원가행태에 미치는 영향을 중심으로. 회계학연구 (제37권 제3호): 239-175. 한국회계학회.
- 전홍민, 유용근. 2015. 기업의 실제 영업활동 왜곡을 통한 이익조정 해석에 있어서의 투자자와 재무분석가의 상대적 편익 비교분석. 회계학연구 (제40권 제5호): 35-71.
- 전홍주. 2011. 실제 이익조정과 미래성과 및 자본시장의 이상현상. 국제회계연구 (제40집): 355-384. 한국국제회계학회.
- 정재을, 김현숙. 2014. K-IFRS 도입과 적자회피동기가 이익조정에 미치는 영향. 국제회계연구 (제54집): 60-81. 한국국제회계학회.
- 조병연, 임재희. 2009. 회계투명성 제고를 위한 분식회계 실태분석. 국제회계연구 (제26집): 199-220.
- 조은영. 2014. 적자보고 회피의 이익지속성과 이익조정 여부 검토. 국제회계연구 (제54집): 260-281. 한국국제회계학회.
- 주상렬, 김정일, 김윤경. 1985. 기초과학연구 (제2집): 35-43. 강원대학교 기초과학연구소.
- 지현미, 송인만. 2009. 매도가능증권의 선별적 처분을 통한 이익조정. 회계학연구 (제34권 제1호): 1-26. 한국회계학회.
- 차승민, 문보영, 강일주. 2014. K-IFRS 도입이 회계적 이익조정 규모에 미친 영향. 회계정보연구 (제32권 제3호): 223-250. 한국회계정보학회.
- 최관, 전성일. 2005. 외환위기와 보수적 회계처리. 회계학연구 (제30권 제3호): 215-242. 한국회계학회.
- 최순재, 강내철. 2001. 비상장기업의 외부감사 회피현상에 대한 고찰. 회계와감사연구 (제37호): 133-157. 한국공인회계사회.
- 최신영, 김동욱. 2016. 벤포드 법칙을 이용한 중국 상장기업 보고이익 수치의 신뢰성 평가. 재무와회계정보저널 (제16권 제2호): 69-92. 한국회계정보학회.

- 최종서, 곽영민, 백정한. 2010. 코스닥 신규상장 기업의 이익조정과 경영자의 사적이익추구. 회계학연구 (제35권 제3호): 37-80. 한국회계학회.
- 최종서, 백정한, 곽영민. 2015. 영업권손상차손 인식 회피를 위한 실물이익조정. 한국회계학회 학술발표논문집 (2015권 1호): 1616-1636. 한국회계학회.
- 한성욱, 이호영. 2012. 금융위기 전후 증권회사의 이익조정에 관한 연구. 국제회계연구 (제42집): 289-308. 한국국제회계학회.
- 홍주연, 박성진. 2014. 국제회계기준 도입 이후 기업의 영업이익 공시행태에 관한 연구. 국제회계연구 (제57집): 1-19. 한국국제회계학회.
- 황진수, 임종욱. 2017. 경영환경과 감사환경 간의 관련성이 회계투명성에 미치는 영향. 산업경제연구 (제30권 제3호): 1029-1049. 한국산업경제학회.

Amiram, Dan, Zahn Bozanic, Ethan Rouen. 2015. Financial statement errors: evidence from the distributional properties of financial statement numbers. *Rev. Account Stud* (20): 1540-1593. NY: Springer Science+Business.

Aono, J. Y. and L. Guan. 2008. The Impact of Sarbanes-Oxley Act On Cosmetic Earnings Management. *Research in Accounting Regulation* 20: 205-215.

B. Brian Lee, Qiang Fei, Dong Wuk Kim, and Vijaya Vemuri. 2014. *Southwestern Business Administration Journal*, Vol. 14(1).

Benford, F. 1938. The Law of Anomalous Numbers. *Proceedings of the American philosophical Society*. 78(4) : 551-572.

Burgstahler, D. and I. Dichev. 1977. Earnings management to avoid earnings decreases and losses. *Journal of Accounting and Economics*. 24: 99-126.

Carslaw, C.A.P.N. 1988, Anomalies in income numbers: evidence of goal oriented behavior. *The Accounting Review* 63(April): 321-327.

Das, S. and H. Zhang. 2003. Rounding-up in reported EPS, behavioral thresholds, and earnings management. *Journal of Accounting and*

- Economics* 35(1): 31-50.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan and A. P. Sweeney. 1995. Detecting earnings kinky? An examination of the earnings management explanation. *Review of Accounting Studies* 8 (2-3): 355-384.
- Drake. P. and M. J. Nigrini. 2000. Computer assisted analytical procedures using Benford's Law. *Journal of Accounting Education* 18(2): 127-146.
- Fischer, Hans. 2010. *A History of the Central Limit Theorem from Classical to Modern Probability Theory*. NY: Springer.
- Geyer, Dominique, Christoph Drechsler. 2014. Detecting Cosmetic Debt Management Using Benford's Law. *Journal of Applied Business Research* 30(5): 1485-1492. Clute Institute.
- Henselmann, Klaus. Elizabeth Scherr, Domnik Ditter. 2012. Applying Benford's Law to individual financial reports: An empirical investigation on the basis of SEC XBRL filings. *Working Papers in Accounting Valuation Auditing*. www.pw.wiso.uni-erlangen.de
- Hayn. C. 1995. The Information Content of Losses. *Journal of Accounting Economics* 20: 125-153.
- Kossofsky, Alex Ely. 2015. *Benford's Law: Theory, the General Law of Relative Quantities, and Forensic Fraud Detection Applications*. Singapore: World Scientific Publishing.
- Lacina, Michael, B. Brian Lee, and Dong Wuk Kim, 2013. "Benford's Law and Earnings Management of Korean Firms, American Accounting Association Annual Meeting. Anaheim, USA.
- Nigrini. M. J. 1996. A Taxpayer Compliance Application of Benford's law. *The Journal of American Taxation Association* 18(1): 72-91.
- Nigrini M. J. and L. J. Mittermaier. 1997. The use of Benford's Law as an aid in analytical procedures. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* .16(2): 52-67.

- Nigrini, M. J. 2011. *Forensic Analytics: Methods and Techniques for Forensic Accounting Investigations*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Ramesh Chandra Das, Chandra Sekhar Mishra, Prabina Rajib. 2017. Detection of Anomalies in Accounting Data Using Benford's Law: Evidence from India. *Journal of Social Science* (Vol. 4, No. 1): 123-139.
- Roychowdhury, S. 2006. Earnings Management through Real Activities Manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42: 335-370.
- Shrestaha, Ivaan. 2016. Validity of Financial Statements: Benford's Law. Preprint submitted to Journal Name. overleaf.com
- Thomas, J. K. 1989. Unusual Patterns in Reported Earnings. *The Accounting Review* 64(4): 773-787.

한겨레신문, 2017년 3월 26일자.

<http://www.hani.co.kr/arti/opinion/editorial/788062.html#csidx3e453682bfeb4dc9b08d8ef5810f90c>

부 록

금융위기 전·후 흑자/적자 기업의 손익계정 둘째자리 검증

