

이익의 미래영업현금흐름에 대한 예측력의 변화추이 분석

2006년

서강대학교 대학원

경영학과 회계전공

여 영 준

이익의 미래영업현금흐름에 대한 예측력의 변화추이 분석

지도교수 이 남 주

이 논문을 경영학석사 학위논문으로 제출함

2007년 7월 일

서강대학교 대학원

경영학과 회계전공

여 영 준

논 문 인 준 서

여영준의 경영학석사 학위논문을 인준함

2007년 7월

주심 최 순 재 (인)

부심 이 남 주 (인)

부심 송 민 섭 (인)

< 감사의 글 >

배움에 대한 열망으로 다시 서강 교정에 들어선 지도 어느덧 2년이 흘렀습니다. 그리고 이제 그 배움의 결실을 세상에 내놓게 되었습니다. 많이 부족하고 아쉽지만 또 다른 배움의 길로 가는 징검다리라고 생각하고 더욱더 노력하는 계기로 삼겠습니다. 그동안 모든 면에서 부족한 저를 참된 배움의 길로 이끌어주신 많은 분들이 계십니다. 지면을 빌어서나마 그 분들께 감사의 마음을 전하고자 합니다.

대학원생활을 하면서 항상 겸손한 마음과 인간적인 성숙을 일깨워주신 이남주 교수님께는 어떠한 글로도 감사의 마음을 표현하기 힘들 것 같습니다. 조교로써 잘 보필해드리지 못했음에도 항상 너그러이 이해해주시고, 논문쓰는 내내 저에게 자신감을 불어넣어 주셨던 교수님께 머리 숙여 깊이 감사드립니다. 교수님의 가르침 언제 어디서든 잊지 않고 간직하겠습니다. 교수님, 건강하세요.

학부시절부터 저에게 회계라는 학문의 매력을 일깨워주신 전성빈 교수님과 항상 부드럽고 인자하신 최순재 교수님, 학자로서의 열정이 대단하신 이대선 교수님, 격의없이 학생을 대해주시는 황국재 교수님, 서강에 대한 애정이 각별하신 김순기 교수님, 그리고 논문에 대해 친절하게 조언해주신 송민섭 교수님께 진심으로 감사드립니다.

같이 논문을 쓰면서 서로에게 힘이 되어준 병호와 성혜, 부족한 형을 항상 믿고 따라주어서 고마운 오진이와 민석이, 동생들을 위해 묵묵히 도와주시는 상원이형과 아람이형, 서강대 박사과정생의 표본 상완이형, 회계파트의 굵은 일을 도맡아하는 믿음직한 파트장 영길이, 각기 다른 개성의 동기 수영이형, 기범이형, 민성, 정은 그리고 항상 저를 아껴주시고 신경써주셨던 성환이형, 성진이형, 인갑이형을 비롯한 서강회계포럼 선배님들께도

감사드립니다. 이아영 선배님, 박경원 선배님, 박상수 선배님, 권혜진 선배님, 유찬이, 현경,정은, 효민, 태미, 선용, 현주 등 오늘의 제가 있기까지 다방면으로 도움을 주신 다른 모든 회계파트 선후배 분들에게도 감사의 마음을 전합니다. 기쁠 때나 슬플 때나 항상 곁에서 마음의 안식처가 되어주는 고향 친구들과 각자의 영역에서 열심히 살아가는 학부 동기들에게도 고맙다는 말을 해주고 싶습니다. 또한 논문을 완성할 수 있도록 많은 배려를 해주신 조용운 팀장님, 윤치환 대리님, 황호구 선배님께 진심으로 감사드립니다.

마지막으로 못난 아들을 위해 평생을 헌신하시는 어머님과 저 대신 장남 역할을 하느라 고생하는 누나, 그리고 멀리서 절 지켜보고 계실 아버님께 가슴 깊은 고마움과 사랑을 전합니다.

2007년 7월

여 영 준 드림

< 목 차 >

제 1 장 서론	1
제 1 절 연구의 배경 및 목적	1
제 2 절 연구방법 및 논문의 구성	5
제 2 장 선행연구	6
제 1 절 회계정보의 가치관련성에 관한 선행연구	6
1. Collins, Maydew, and Weiss [1997]의 연구	6
2. Francis, and Schipper [1999]의 연구	7
3. Brown, Lo, and Lys [1999]의 연구	7
4. 기타의 연구	8
제 2 절 회계정보의 미래현금흐름예측력에 관한 선행연구	6
1. Dechow, Kothari, and Watts [1998]의 연구	10
2. Barth, Cram, and Nelson [2001]의 연구	11
3. 기타의 연구	12
제 3 절 이익의 미래현금흐름에 대한 예측력의 변화추이에 관한 선행연구	13
1. Kim, and Kross [2005]의 연구	13
제 3 장 연구설계	15
제 1 절 변수의 정의 및 측정	15
1. 영업현금흐름(CFO)	15
2. 발생액(ACC)	17

3. 이익(E)	19
제 2 절 연구모형	20
1. 이익의 가치관련성 확인모형	20
2. 당기이익의 미래영업현금흐름 예측모형	22
제 3 절 자료 및 표본의 선정	25
제 4 장 실증분석	28
제 1 절 기본데이터 분석	28
1. 기본 변수의 기술통계량	28
2. 기본 변수간의 상관관계 분석	29
제 2 절 회계이익의 가치관련성 변화추이 분석	31
제 3 절 당기이익의 미래영업현금흐름에 대한 예측력의 변화추이 분석 ..	33
제 4 절 예측의 정확성 검증	40
제 5 절 추가 분석-민감도 분석	43
1. 기업규모의 차이	43
2. 배당성향의 차이	46
3. 이익실현 여부	48
4. 영업순환주기의 변화	50
제 6 절 실증분석의 시사점	54
제 5 장 결론 및 한계점	57
<참고문헌>	60

< 표 목 차 >

[표 1] 표본기업의 업종별 분포	27
[표 2] 기본 변수의 기술통계량	29
[표 3] 기본 변수간의 상관관계	30
[표 4] 이익 및 장부가액와 주가와의 연관관계	31
[표 5] 평균계수 추정치 및 t -통계량	34
[표 6] 당기이익과 1기후 영업현금흐름 간의 연관관계	36
[표 7] 1기후 영업현금흐름 예측에 대한 Theil의 U -통계량	42
[표 8] 민감도 분석 결과 - 기업규모의 차이	44
[표 9] 민감도 분석 결과 - 배당성향의 차이	47
[표 10] 민감도 분석 결과 - 이익실현 여부	49
[표 11] 민감도 분석 결과 - 영업순환주기의 변화	52

< 그림 목 차 >

[그림 1] 이익 및 장부가치의 상대적 가치관련성 33

[그림 2] 1기후 현금흐름에 대한 당기이익 및 당기현금흐름의 증분설명력 ... 38

[ABSTRACT]

*Trend analysis on the ability of earnings
to forecast future operating cash flows*

Yeo, Young-Jun

Dept. of Business Administration

Graduate School of Sogang University

According to previous research on the "value relevance" of earnings, the relationship between earnings and stock prices has been decreasing over time. Since stock prices are the present value of future cash flows, theoretically, the deterioration in the value relevance of earnings implies a growing inability of accounting earnings to forecast future cash flows. However, on the contrary, as Kim and Kross [2005] have shown, the relationship between current earnings and future cash flows has increased over time.

Using Korean accounting stock market data, this study verifies the usefulness of accounting earnings in the Korean domestic capital market by analyzing trends in the relationship between accounting earnings and future cash flows and how it has changed over time. For this purpose, I have selected the sample period of 1981 through 2006 and proceeded

with a rigid sample selection procedure in order to secure accuracy of analysis. This resulted in a sample total of 6,583 (firm-year), which consisted of 16 industries and 528 firms.

The empirical results are as follows.

First of all, the value relevance of earnings (the relationship between earnings and stock prices) changed insignificantly when the analysis was conducted on the overall sample period. Nevertheless, a significant decrease was witnessed recently between 1992 and 2005.

Second, in spite of the current decline in the value relevance of earnings, the relationship between current earnings and one-year-ahead cash flows steadily increased over time. This was shown identically in both the full sample, controlling for survivor bias, and the survivor sample, controlling for sample selection bias.

Third, the accuracy of cash flow predictions based on current earnings increased over time. This means the accuracy of such prediction is heightened as time elapses.

Fourth and last, as a result of sensitivity analysis conducted on various samples, grouped by firm size, dividends level, earnings level, changes in the operating cycle, no significant decrease between current earnings and one-year-ahead cash flows was found in any of the sub-samples. Consequently, it can be seen that the turn of affairs on the ability of earnings to forecast future cash flows is not affected by a specific number of factors, but can be regarded as a consistent trend within the overall sample.

The results of this study imply that the accrual basis accounting earnings is still relevant and appropriate information.

[국문초록]

이익의 미래영업현금흐름에 대한 예측력의 변화추이 분석

이익의 가치관련성에 관해 분석한 기존연구들의 결과에 의하면, 이익과 주가와의 연관관계(relationship)는 시간이 경과함에 따라 감소하는 것으로 나타났다. 이론적으로 주가는 미래현금흐름의 현재가치이므로, 이익의 가치관련성이 저하되고 있음은 곧 회계이익의 미래현금흐름에 대한 예측력이 감소하고 있음을 의미한다. 그러나 Kim, and Kross [2005]의 연구결과, 당기이익과 미래현금흐름간의 연관관계는 시간이 경과함에 따라 오히려 증가하고 있는 것으로 나타났다.

본 연구에서는 우리나라의 회계자료를 이용하여 회계이익과 미래영업현금흐름과의 연관관계가 시간이 경과함에 따라 어떻게 변화하였는지를 파악하여 그 추세를 분석함으로써, 국내자본시장에서의 회계이익의 유용성을 검증하였다. 이를 위해 자료의 입수가 가능한 1981년부터 2006년까지의 기간을 표본기간으로 정하였으며, 분석의 정확성을 위하여 엄격한 표본 선별 과정을 진행하였다. 이에 따라 16개 산업, 528개 기업으로 구성되어 있는 6,583개(기업-년)의 표본을 추출하였다.

실증분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 이익의 가치관련성(이익과 주가간의 연관관계)은 전체 표본기간을 대상으로 분석하였을 때에는 그 증가·감소가 분명치 않은 것으로 나타났지만, 최근의 기간(1992년~2005년) 동안에는 유의하게 감소하고 있는 것으로 나타났다.

둘째, 이익의 가치관련성이 최근 들어 하락하고 있음에도 불구하고, 당기

이익과 1기후 현금흐름과의 연관관계는 시간이 경과함에 따라 꾸준히 증가하고 있음을 확인하였다. 이러한 현상은 생존오차를 통제한 Full sample과 선택편의를 통제한 Survivor sample 양쪽 모두에서 동일하게 나타났다.

셋째, 당기이익에 근거한 현금흐름 예측의 정확성이 시간이 경과함에 따라 증가하였다. 이를 통해 이익이 미래현금흐름을 시간이 경과할수록 더 정확히 예측하고 있음을 확인하였다.

넷째, 기업규모, 배당유무, 보고이익의 형태, 영업순환주기의 변화 등으로 다양하게 민감도 분석을 행한 결과, 어떠한 부표본(sub-sample)에서도 이익과 1기후 현금흐름간 연관관계가 감소하는 것으로 나타나지 않았다. 이를 통해, 당기이익의 미래현금흐름예측력 증가추세는 특정 요인에 의해 영향을 받은 결과가 아니라 전체 표본에서 일관적으로 나타나는 현상임을 파악할 수 있다.

이상의 실증분석결과는 결국 발생기준에 의해 작성된 회계이익이 여전히 유용하고 목적적합한 정보임을 확인시켜 준다.

제1장 서론

제1절 연구의 배경 및 목적

재무보고(또는 재무회계)의 목적은 투자자를 포함한 이해관계자들에게 투자 및 신용제공 등과 관련한 의사결정에 유용한 정보(relevant information)를 제공하는 것이다. 이 때의 유용한 정보의 범위에는 기업의 미래 현금흐름 창출능력도 포함되는데, 이는 현금 창출능력이 기업의 존폐와도 관련된 문제이며, 주가에도 큰 영향을 끼치기 때문이다. 이러한 이유로 미국 재무회계기준심의위원회(Financial Accounting Standard Board: FASB)는 1978년에 다음과 같이 언급함으로써 회계정보(accounting information)의 바람직한 속성에 현금흐름의 반영(cash-flow projection)을 포함시켰다. “재무보고는 투자자, 채권자 및 기타 정보이용자가 관련기업의 미래 순현금유입액(prospective net cash inflows)의 크기(amounts), 시기(timing), 불확실성(uncertainty)을 평가할 수 있게 해주는 정보를 제공해야 한다. (문단 37)”

FASB는 더 나아가 위의 현금흐름 반영 목적을 달성하기 위해서는 순이익이 현금흐름보다 우월하다고 하였는데, 그 이유로는 “발생주의 원칙에 근거하여 작성된 순이익이 당기현금흐름보다 기업의 현재와 미래의 현금흐름창출능력을 더 잘 나타내 주고 있다.”¹⁾는 점을 들고 있다.

1) 이러한 FASB의 견해에 대해서는 많은 학자들이 반론을 제기하고 있는데, 반대의견들의 기본적인 입장은 FASB의 주장(미래현금흐름에 대한 예측치로서 순이익은 현금흐름보다 우월하다)이 실증적인 연구로서 충분히 지지되지 않았다는 점이다. 이들은 발생기준 회계가 현금기준 회계보다 기업의 경영성과를 더욱 정확하게 측정할 수 있다고 해서, 이 논리가 곧 당기순이익이 현금흐름보다 기업의 미래현금흐름 창출능력을 더욱 정확하게 평가할 수 있다는 증거는 되지 못한다는 점을 주

현금흐름을 예측하기 위한 당기이익과 당기현금흐름의 상대적 능력을 검증할 필요성이 증가하였으며, Dechow, Kothari, and Watts [1998], Barth, Cram, and Nelson [2001] 및 기타 여러 연구의 결과 미래현금흐름 예측시 당기이익의 예측력이 당기현금흐름의 예측력보다 우월하다는 점이 밝혀졌다.²⁾

또한 이익과 주가(혹은 이익과 수익률)간의 관계에 대하여 분석한 Collins, Maydew, and Weiss [1997] 등의 연구 결과³⁾에 의하면, 이익의 가치관련성(value relevance)⁴⁾은 시간이 경과함에 따라 감소하는 추세를 보이고 있음(즉, 이익과 주가간의 연관관계(relationship)가 감소하고 있음)이 확인되었다. 그런데 주가는 미래현금흐름의 현재가치⁵⁾이므로, 회계상의 이익과 주가간의 관계가 감소하는 추세를 보인다면 미래현금흐름을 예측하는 이익의 예측력도 감소하고 있을 것으로 예상할 수 있다.

그렇다면 실제로 이익의 미래현금흐름에 대한 예측력이 감소하는지, 또한 미래현금흐름의 예측에 있어서 당기현금흐름이 당기이익보다 더 유용하지는 않은지에 대한 의문이 발생한다. 이에 본 연구는 Kim, and Kross [2005]⁶⁾의 연구방법을 사용하여 우리나라 기업을 대상으로 실증분석을 하

장의 근거로 내세운다.

2) 이에 대해서는 제2장의 제2절에서 자세히 기술한다.

3) 이에 대해서는 제2장의 제1절에서 자세히 기술한다.

4) 가치관련성이란 회계정보가 기업가치를 평가함에 있어서 갖는 유용성, 즉 회계기준상의 적합성(relevance)과 신뢰성(reliability)의 요건을 총체적으로 대변하는 성질을 의미하는데, Beaver [1998]는 이를 다음과 같이 정의하였다. “어떠한 변수가 주가와 유의하게 관련이 있으면 가치관련성이 있는 것으로 본다.” 결국 특정 회계정보항목이 가치관련성을 갖는지의 여부는 주가를 종속변수로 하고 당해 정보항목을 독립변수로 하는 회귀모형에서 회귀계수의 유의성(t -통계량) 혹은 회귀모형의 결정계수(R^2) 등에 의해 확인할 수 있다.

5) $P_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{CF_t}{(1+i_t)}$ (P_0 는 현재시점의 주가, CF_t 는 t 시점의 현금흐름, i_t 는 t 시점의 할인율)

6) Kim, M., and W. Kross, 2005, "The ability of earnings to predict future operating cash flows has been increasing-not decreasing", *Journal of Accounting Research* 43, 753-780.

고자 한다. 본 연구의 목적은 다음과 같다.

첫째, 당기이익의 미래현금흐름에 대한 상대적 예측력을 파악한다. 이를 통해 미래현금흐름의 예측시 당기이익이 당기현금흐름⁷⁾보다 유용하다는 선행연구들의 결과를 확인한다.

둘째, 당기이익의 미래현금흐름에 대한 예측력의 추세를 분석한다. 시간이 경과함에 따라 당기이익의 주가에 대한 설명력이 감소한다고 해서 당기이익과 미래영업현금흐름사이에도 같은 현상이 나타나는 것은 아니므로, 미래현금흐름을 반영하는 당기이익의 능력이 시간이 경과함에 따라 실제로 어떻게 변화하는가를 회귀모형을 통해 파악한다. 여기에 이 논문의 가장 큰 의의가 있다.

셋째, 측정된 예측력 추세의 정확성을 검증한다. 설명력으로 표현되는 모형의 적합성과 모형의 예측의 정확성은 별개의 문제이므로 이에 대한 검증

이들은 미래현금흐름을 예측하는 이익의 예측력이 실제로 감소하고 있는지에 대해 검증하였는데, 검증결과 이익의 증분예측력은 예상과는 다르게 오히려 증가하는 추세를 보이는 것으로 나타났다. (제2장의 제3절에서 이에 대해 자세히 기술한다.)

7) 회계이익과 비교대상이 되는 현금흐름의 측정치로는 이론적으로 영업현금흐름(operating cash flows)을 이용하는 방법과 잉여현금흐름(free cash flows)을 이용하는 방법이 있다. 본 연구에서는 이 중 영업현금흐름에 초점을 맞추었는데, 이는 현금흐름으로 잉여현금흐름을 사용할 경우 다음과 같은 문제점이 발생하기 때문이다.

첫째, 현금흐름표가 기본재무제표에 포함되기 전인 1994년 이전 기간의 잉여현금흐름을 파악하기 위해서는 영업현금흐름 뿐만 아니라 투자현금흐름(investing cash flows)에 대해서도 합리적으로 추정하는 과정이 필요하다. 잉여현금흐름은 영업현금흐름에서 투자액을 차감한 금액을 의미하는데, 이는 현금흐름표 상에서 영업활동 현금흐름(cash flows from operating activities)과 투자활동 현금흐름(cash flows from investing activities)을 합한 금액으로 산정되기 때문이다.

둘째, 합리적인 추정을 통해 잉여현금흐름을 구한다고 해도 이를 다시 분류하는 과정이 필요하다. 이는 현금흐름표 상의 투자활동 현금흐름이 성장을 위한 투자인지 자본유지를 위한 투자인지에 대해 구분하지 않은 채 투자액을 전액 현금유출로만 처리하고 있기 때문인데, 일정시점의 경영성과를 올바르게 측정하기 위해서는 이를 적절하게 구분하는 과정이 필요하다.

본 연구에서는 현금흐름의 측정치로 상대적으로 측정이 용이하고, 이론적으로 더 타당한 영업현금흐름을 사용한다. 따라서 앞으로 이 논문에서 사용되는 현금흐름은 영업현금흐름을 의미함을 밝혀 둔다.

이 필요하다. 이를 통해 회귀모형의 결과에 대한 근거를 제시한다.

만일 시간이 경과함에 따라 당기이익과 미래현금흐름간의 연관관계가 증가해왔고, 그 정확성도 더 커져왔다면, 이는 곧 이익의 가치관련성이 증가했음을 의미하는데, 이는 Francis, and Schipper [1999]의 가치관련성에 관한 다음과 같은 정의에 의해 가능하다. “재무적 정보는 만일 그 정보가 가치평가 모델에 사용되는 변수를 포함하거나 이러한 변수를 예측하는데 도움을 준다면 가치적합(value relevant)하다.” 이 정의에 의하면 가치관련성은 이익의 미래영업현금흐름 예측능력으로 측정가능하며, 이는 곧 본 논문이 이익의 가치관련성 연구의 연장선상에 있음을 의미한다.

제2절 연구방법 및 논문의 구성

본 연구의 목적인 이익의 미래현금흐름에 대한 예측력의 변화추이를 파악하기 위해 본 논문에서는 이에 관련되는 선행연구를 검토한 후, 다음과 같은 방법을 이용하여 실증분석을 실시한다.

첫째, 1982년~2005년 동안의 당기이익의 미래영업현금흐름에 대한 예측력을 파악하기 위해 1981년~2006년의 데이터를 사용한다.

둘째, Dechow, Kothari, and Watts [1998]의 회귀모형과 Barth, Cram, and Nelson [2001]의 횡단면 접근법을 적용한다.

셋째, 연간 횡단면 회귀분석(annual cross-sectional regression analysis)의 방법을 사용한다.

넷째, Collins, Maydew, and Weiss [1997]의 방법론을 사용하여, R^2 로 측정된 설명력 상의 시계열 추세(time-series trend)를 파악한다.

다섯째, Theil의 U -통계량을 이용하여 예측의 정확성을 측정한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 먼저 제1장에서는 연구의 배경 및 목적과 연구방법, 그리고 논문의 구성에 대해 소개하였다. 제2장에서는 본 연구와 관련된 선행연구에 대해 기술한다. 제3장에서는 연구설계에 대해 설명하며, 제4장에서는 실증분석 및 추가분석의 결과를 제시하고 해석한다. 마지막으로 제5장에서는 연구결과를 요약하여 결론을 내리고, 본 연구의 한계점에 대해 논의한다.

제2장 선행연구

제2장에서는 본 연구의 이론적 배경이 되고 있는 선행연구를 세 가지로 분류하여 검토한다. 첫째는 가치관련성에 관한 연구이고, 둘째는 미래현금흐름 예측의 상대적 유용성에 관한 연구이며, 마지막으로는 이익의 현금흐름예측력 추세에 관한 연구이다.

제1절 회계정보⁸⁾의 가치관련성에 관한 선행연구⁹⁾

1. Collins, Maydew, and Weiss [1997]의 연구¹⁰⁾

Collins, Maydew, and Weiss [1997]는 미국기업의 회계정보의 가치관련성이 저하되는 추세에 있다는 주장을 과거 40년간(1953년~1993년)의 장부가액과 회계이익의 주식수익률에 대한 설명력을 비교함으로써 실증적으로 검증하였다. 검증결과, 과거 기간 동안 회계이익의 가치관련성은 감소하였지만 순자산장부가의 가치관련성은 그 이상으로 증가하였으며 이에 따라 회계정보의 총체적인 가치관련성 역시 일정 부분 증가한 것으로 나타났다. 특히, 그들의 연구결과는 회계이익에 대한 장부가액의 상대적 가치관련성

8) 여기서의 회계정보란 통상 회계이익과 장부가치를 지칭한다.

9) 이러한 연구들에 있어서 회계정보(예를 들어, 장부가치와 결합된 상태에서의 회계이익)의 총체적인 가치관련성에 대해서는 연구자마다 서로 다른 결론을 갖지만, 회계이익의 가치관련성에 대해서는 대부분 일치하는 결론(회계이익의 가치관련성은 하락하고 있다)을 갖는다.

10) Collins, Maydew, and Weiss [1997]는 각 변수들의 상대적 가치관련성 및 그 추세파악시 R^2 를 통해 측정된 증분설명력을 사용하였다. 본 연구에서는 이들의 방법론을 사용하여 당기이익의 미래현금흐름에 대한 상대적 유용성 및 그 추세를 파악한다.

의 증가는 회계이익에 포함되는 일시적 항목과 손실보고기업의 증가, 기업 규모와 무형자산 비중의 변화 등과 같은 요인에 의해 영향을 받는다는 것을 보여주고 있다.

2. Francis, and Schipper [1999]의 연구¹¹⁾

Francis, and Schipper [1999]는 Collins, Maydew, and Weiss [1997]와 유사한 방법을 사용하여 미국 자본시장에서의 재무제표의 가치관련성 변화에 대해 실증분석하였다. 검증결과, 회계이익의 증가에 대한 설명력은 최근에 오면서 하락하였으나, 순자산가액의 설명력은 증가한 것으로 나타났다. 이익과 순자산가액의 결합 설명력은 크게 변화하지 않은 것으로 나타났다. 추가로 이들은 최근의 회계정보의 가치관련성의 하락이 특히 첨단기술기업에서 발생한다는 주장을 검증하기 위하여 표본을 첨단기업과 비첨단기업으로 구분하여 실증분석하였으나, 전체표본에서 얻은 결과와 차이가 없는 것으로 나타나 가치관련성의 변화가 첨단기술 산업에 특히 많다는 주장을 지지하지는 못하였다.

3. Brown, Lo, and Lys [1999]의 연구¹²⁾

11) Francis, and Schipper [1999]는 이익과 누적초과수익률(cumulative market-adjusted return) 간의 연관관계를 통해 이익의 가치관련성을 측정하였다. 그러나 이들은 이익의 가치관련성은 미래배당, 미래현금흐름, 미래이익, 미래장부가치 등을 예측하는 능력으로도 측정가능하다고 언급하였다. 이들의 이와 같은 정의에 의해, 미래영업현금흐름예측에 있어 이익의 상대적 역할 및 그 추세에 대해 파악하고자 하는 본 연구의 함의(implication)는 결국 이익의 가치관련성을 검증하는 데 있음을 확인할 수 있다.

12) Brown, Lo, and Lys [1999]는 규모효과(scale effect)가 통계적 분석결과를 왜곡시킬 수 있음에 주목하였다. 이들은 이러한 규모효과를 통제하는 방법으로 i) 적절한 통제변수를 회귀모형에 추가하거나, ii) 독립변수와 종속변수를 모두 규모효과와 대용변수로 나누어서 표준화한 후 회귀분석을 실행하는 방법을 제안하였다. 본 논문에서는 이 중 두 번째 방법을 사용하여 규모효과를

Brown, Lo, and Lys [1999]는 Collins, Maydew, and Weiss [1997]와 Francis, and Schipper [1999]에서 사용된 분석방법을 비판하면서 두 연구의 결과와는 상반되는 실증결과를 제시하였다. 이들은 앞선 두 연구에서와 같이 종속변수와 독립변수가 주당금액으로 측정될 경우 회귀분석의 설명력(R^2)이 규모효과(scale effect)에 의해 크게 영향 받을 수 있게 되는 문제점(R^2 과대산정의 가능성)을 지적하였으며, 이러한 규모효과를 제거하기 위해 통제변수를 추가하여 두 연구를 반복한 결과, 회계정보의 가치관련성은 오히려 최근에 올수록 하락하는 것으로 나타났다.

4. 기타의 연구

Core, Guay, and Buskirk [2003]는 자기자본 가치와 전통적인 재무변수가 1990년대 이전과 다른가를 실증분석하였다. 분석결과, 기업가치와 전통적인 재무적 변수간의 관련성은 매우 안정적인 것으로 나타났으며, 자기자본 가치의 전통적인 설명변수는 최근에 들어서도 여전히 유용한 정보인 것으로 나타났다.

이와는 반대로 Lev, and Zarowin [1999]은 회계이익의 주식수익률에 대한 설명력(R^2)이 지난 20년간(1977년~1996년) 지속적으로 감소되어 왔으며, 이익반응계수¹³⁾도 마찬가지로 추이를 보인다는 실증결과를 제시하였다. 이들은 이에 대한 이유로서 기업환경의 변화, 특히 무형자산에 대한 투자의 비중이 증가하였음에도 불구하고 현행 회계실무가 이를 적절히 반영할 수 없다는 데 기인한다고 주장하였다.

제어한다.

13) 이익반응계수(Earning Response Coefficient: ERC)란 비기대순이익 1원에 대한 주가수익률의 반응정도를 의미하며, 회계정보의 유용성을 나타내는 지표로써 사용된다.

이와 유사하게 Amir, and Lev [1996]는 무형자산의 비중이 매우 큰 이동통신 업종에 속한 기업들의 경우, 회계이익 뿐만 아니라 장부가액 또는 현금흐름 등의 회계정보들도 그 자체만으로는 기업가치평가에 거의 관련성이 없다는 연구결과를 제시하였다.

Chang [1999]은 이익과 장부가치의 결합된 가치관련성이 최근 들어서 감소하고 있는가를 실증분석하였다. 분석결과, 회계정보의 가치관련성을 측정하는 방식을 개선할 경우 Collins, Maydew, and Weiss [1997]의 기존 연구결과와는 반대로 최근 들어 가치관련성이 감소하고 있는 것으로 나타났다.

한편 회계이익의 가치관련성 저하의 원인에 대해 주목한 Ryan, and Zarowin [2003]의 연구에 의하면, 주식시장에서의 지연반응 및 좋은 소식과 나쁜 소식에 대한 비대칭적 반응은 회계기준, 경영자의 보고 선택, 비재무적 정보, 시장의 비효율성 및 경쟁으로 야기된다고 하였다. 그들은 발생주의에 의한 회계이익과 현금주의에 의한 영업활동 현금흐름의 정보효과를 비교하여 영업활동 현금흐름이 당기순이익에 비해 지연반응과 비대칭반응의 정도가 낮다는 점을 발견하였다. 이러한 결과의 원인으로 역사적원가의 한계, 엄격한 실현주의와 인식기준의 적용, 무형자산의 중요성이 증가하는 기업환경변화 및 기업가치에 영향을 미치는 비재무정보의 증가 등으로 현금주의보다는 발생주의를 운용함에 따른 추정과 판단상의 불확실성이 증가하여 영업활동 현금흐름보다는 당기순이익의 지연반응이 보다 심각하기 때문이라고 주장하였다.

국내연구의 경우, 한봉희 [1998]는 국내자본시장에서 회계이익정보의 가치관련성 향상여부에 관한 실증적 연구를 수행하였다. 당시 국내 상장기업의 부적정 회계감사의견 비율은 과거 15년(1981년~1995년) 동안 감소하는 추세에 있었으며, 이 기간 동안에 회계이익정보의 유용성이 향상되었는지

를 검증하였다. 검증결과, 회계이익정보의 유용성이 과거 15년 동안 지속적으로 하락하였음을 밝혔다. 하락의 원인으로는 부실 회계감사의 만연으로 인한 회계정보의 신뢰성 저하, 그리고 이익지속성¹⁴⁾의 감소를 제시하였다.

제2절 회계정보¹⁵⁾의 미래현금흐름예측력에 관한 선행연구¹⁶⁾

1. Dechow, Kothari, and Watts [1998]의 연구¹⁷⁾

Dechow, Kothari, and Watts [1998]는 발생기준 회계원칙을 이용하여 순이익과 현금흐름의 관계를 모형화하였다. 이들은 과거 30년간(1963년~1992년)의 당기이익과 미래영업현금흐름과의 관계를 기업별 시계열 회귀분석(firm-specific time-series regression analysis)을 통해 살펴봄으로써, 미래 현금흐름을 예측하는데 있어서 순이익과 현금흐름 중에서 어느 것이 더 예측력이 높은지 그리고 순이익과 현금흐름은 어떠한 시계열특성을 가지고

14) 이익지속성(earnings persistence)이란 당기의 이익이 미래기간에도 계속적으로 유지되는 정도를 말하며, 이익을 지속적 이익(persistent earnings)과 일시적 이익(transitory earnings)으로 구분하는 개념적 기준이다.

15) 여기서의 회계정보란 통상 당기이익과 당기현금흐름을 지칭한다.

16) 현금흐름 예측에 대한 이익(혹은 발생액)의 유용성에 관한 대부분의 선행연구의 결론은 미래현금흐름 예측시 당기이익의 예측력이 당기현금흐름의 예측력보다 우월하다는 것이다. (반면 Finger [1994], Burgstahler, Jiambalvo, and Pyo [1998]는 반대의 결론을 제시하는데, 이들 논문에 의하면 이익보다 현금흐름의 예측력이 더 높다.)

17) Dechow, Kothari, and Watts [1998]는 당기이익 및 당기현금흐름과 미래현금흐름 간의 연관관계를 분석하기 위해 다음의 회귀식을 사용하였다.

$$CFO_{it+1} = a_0 + a_1 CFO_{it} + a_2 E_{it} + f_{it}$$

(여기서, CFO_{it+1} 은 $t+1$ 기의 기업 i 의 영업현금흐름, CFO_{it} 은 t 기의 기업 i 의 영업현금흐름, E_{it} 은 t 기의 기업 i 의 이익, ε_{it} 는 오차항을 의미한다)

본 연구에서는 당기이익 및 당기현금흐름과 미래현금흐름 간의 연관관계 파악시 위의 식을 이용하여 회귀분석한다.

있는지를 연구하였다. 실증결과에 의하면, 미래현금흐름의 예측에는 현금흐름보다 순이익의 예측정확성이 높게 나타났고, 영업순환주기가 작을수록 예측오차가 작게 나타났으며, 영업순환주기가 길수록 현금흐름보다 순이익을 사용한 예측오차가 더욱 작은 것으로 실증되었다. 그들은 미래현금흐름의 예측에 현금흐름보다 순이익의 예측력이 높은 이유를 현금흐름의 시차(timing) 및 대응(matching) 문제¹⁸⁾를 완화시키는 발생액의 역할로 보았으며, 이는 발생기준 회계원칙의 유용성을 강조한 연구로 볼 수 있다.

2. Barth, Cram, and Nelson [2001]의 연구¹⁹⁾

Barth, Cram, and Nelson [2001]은 미래현금흐름을 예측하는데 있어 발생액이 어떠한 역할을 하는지에 대해 분석하였다. 이들은 순이익으로 미래현금흐름을 예측하는 경우와 순이익을 현금흐름과 발생액의 중요항목(매출채권의 변화분, 재고자산의 변화분, 매입채무의 변화분, 감가상각비, 무형자산상각비, 기타발생액 등 6가지로 분류)으로 나누어 미래현금흐름을 예측하는 경우 어느 것이 예측력이 높은지를 과거 10년간(1987년~1996년)의 자료를 이용한 횡단면 회귀식(cross-sectional regression)을 통해 실증분석하였다. 만약 순이익보다 순이익을 현금흐름과 발생액으로 나누어 미래현금흐름을 예측하는 경우가 예측력이 높으면 발생액이 미래현금흐름의 예측력을 향상시키는 역할을 하는 것으로 보았다. 실증분석결과에 의하면 첫째,

18) 시차문제란 수익의 인식시기와 현금의 회수시기의 차이와 비용의 인식시기와 현금의 지출시기의 차이를 의미하고, 대응문제란 수익과 비용의 대응에서 생기는 차이를 말한다.

19) Barth, Cram, and Nelson [2001]은 횡단면 접근법(cross-sectional approach)을 사용하여 미래현금흐름예측에 있어서의 발생액의 역할을 분석하였다. 본 연구에서는 당기이익 및 당기현금흐름과 미래현금흐름 간의 연도별 연관관계 파악시 이러한 횡단면 접근법을 적용하여 분석을 진행한다.

순이익은 미래현금흐름을 예측하는데 유용하며 여러 시계열 순이익을 사용할 경우 당기이익의 설명력이 가장 크게 나타났고 전체 기간에 걸쳐 통계적으로 유의한 설명력을 가지고 있었다. 둘째, 현금흐름과 발생액도 미래현금흐름을 예측하는데 유용하며, 발생액의 중요 구성항목들도 통계적으로 유의한 설명력을 가지고 있었고 각각의 구성항목들의 회귀계수는 예측한 부호와 동일하게 나타났으며, 기업의 영업순환주기가 짧아질수록 설명력이 증가하고 예측정확성이 높아졌다. 셋째, 순이익으로 미래현금흐름을 예측할 때보다 순이익을 현금흐름과 발생액의 구성항목으로 구분하여 예측할 때 예측정확성이 더욱 높은 것으로 나타났다. 이는 미래현금흐름의 예측에 발생액이 예측정확성을 높이는 역할을 하고 있음을 의미하는 결과라고 할 수 있다.

3. 기타의 연구

Bowen, Burgstahler, and Daley [1986]는 당기순이익과 현금흐름으로 미래현금흐름을 예측하면서 순이익과 현금흐름 중에서 어느 것이 예측력이 높은가를 실증하였다. 실증결과에 의하면 순이익과 현금흐름의 예측오차에는 유의적인 차이가 없는 것으로 나타났다.

또한 Burgstahler, Jiambalvo, and Pyo [1998]는 대규모 표본을 이용하여 회계이익과 현금흐름의 미래현금흐름에 대한 예측력을 분석하였는데, 분석결과 현금흐름이 회계이익보다 더 높은 예측력을 가지고 있음을 발견하였다.

한편, 미래현금흐름의 장단기예측을 구분하여 분석한 Finger [1994]의 연구에 의하면, 미래현금흐름의 단기적 예측에는 현금흐름이 순이익보다 예측력이 높지만, 장기적 예측에는 순이익과 현금흐름의 예측력이 비슷하다

고 실증하였다.

반면에 Greenberg, Johnson, and Ramesh [1986]는 회귀식의 설명력(R^2)을 이용하여 순이익과 현금흐름의 예측을 비교 연구하였는데, 이때 회귀식의 종속변수는 미래의 현금흐름을 이용하였고 독립변수는 순이익과 현금흐름을 이용하였다. 연구결과, 5기간의 예측기간 중에서 4기간에서 회계이익이 현금흐름보다 높은 예측력을 가지고 있는 것으로 나타났다.

또한 연간이익보다 분기이익에 초점을 맞춘 Lorek, and Willinger [1996]의 연구에서는 발생주의이익이 현금흐름보다 높은 증분예측력을 가지고 있음이 발견되었다.

국내연구의 경우, 백원선, 이건창, 박연희 [2001]가 주식수익률과 기업성과 측정치간의 관계, 즉 주식수익률과 영업현금흐름, 당기순이익, 초과이익, 잉여현금흐름 및 경제적 부가가치 간의 상대적 정보내용을 비교하였는데, 1991년에서 1998년까지의 각 재무성과 측정치들의 주식의 초과수익률에 대한 설명력을 횡단면 회귀분석을 통하여 조사한 결과 당기순이익의 설명력이 가장 높았고 그 다음으로 초과이익, 경제적 부가가치, 영업현금흐름, 잉여현금흐름의 순으로 나타났다. 이는 회계이익이 측정상의 오차가능성에도 불구하고 여전히 정보이용자에게 상대적으로 가장 유용한 정보를 제공하고 있음을 시사한다.

제3절 이익의 미래현금흐름에 대한 예측력의 변화추이에 관한 선행연구²⁰⁾

1. Kim, and Kross [2005]의 연구

20) 이러한 주제에 관한 선행연구로는 본 연구자의 조사결과 국내외에 걸쳐 Kim, and Kross [2005]의 연구가 유일하였다.

Kim, and Kross [2005]는 현재시점(t 시점)의 이익이 1기후 미래시점($t+1$ 시점)의 영업현금흐름을 예측하는 능력이 있는지를 조사함으로써 이익의 가치관련성을 검증하였다. 이들은 과거 30년(1972년~2001년) 동안의 데이터를 이용하였는데, 이 기간 중 주가와 이익간의 연관관계(relationship)는 시간이 경과함에 따라 감소하였음에도 불구하고, 이익과 1기후 영업현금흐름간의 연관관계는 증가한다는 사실을 발견하였다. 이러한 현상은 자산규모, 배당유무, 손실보고유무 등에 의한 영향을 받지 않은 일관적인 현상이었으며, 나아가 당기이익에 근거한 현금흐름 예측의 정확성도 시간이 경과함에 따라 증가함을 발견하였다. 이들은 이러한 현상의 가능한 경제적 원인의 하나로 회계적 보수주의(accounting conservatism)의 변화를 제시하였는데, 연구대상기간 동안 보수주의가 증가하는 산업군내의 기업들에 있어서는 당기이익과 미래현금흐름간의 연관관계가 더 강화되었지만, 보수주의가 불변하거나 감소하는 산업군내의 기업들에 있어서는 둘 간의 연관관계에 큰 변화가 없었음을 그 근거로 들고 있다.

제3장 연구설계

본 논문의 목적은 미래현금흐름에 대한 당기이익의 증분예측력이 당기현금흐름에 비해 상대적으로 증가하였는지, 감소하였는지를 파악하여 그 추세를 분석하는 데 있다. 제3장에서는 이러한 분석에 사용되는 변수 및 방법론에 대해 기술하고, 자료수집 및 표본선정의 절차를 제시한다.

제1절 변수의 정의 및 측정²¹⁾

1. 영업현금흐름(*Operating Cash Flows: CFO*)

앞서 언급한대로 본 연구에서의 현금흐름은 영업현금흐름을 의미한다. 보통 이 때의 영업현금흐름은 현금흐름표(state of cash flows) 상의 영업활동 현금흐름(cash flows from operating activities)과 동일하다. 그러나 본 연구에서는 영업현금흐름의 측정치로 현금흐름표 상의 수치를 사용하지 않는데, 그 이유는 다음과 같다.

첫째, 현금흐름표는 우리나라에서 1994년부터 기본재무제표로 채택되었다. 그러므로 현금흐름표상의 자료를 이용한 연구는 1994년부터 가능하다. 그런데 본 연구는 회계이익정보의 미래현금흐름에 대한 예측력의 추세를 분석하고자 하는 연구이므로, 그 연구대상을 1994년 이후로 한정할 경우 그 기간이 너무 짧아서 예측력의 추세에 대한 일반화가 어렵다.

21) 본 연구는 미래영업현금흐름의 예측에 있어 당기이익 및 당기현금흐름이 갖는 상대적 유용성이 어떻게 변화하고 있는지를 파악하는 데 그 의의가 있다. 그러므로 본 연구에서 사용되는 변수는 현금흐름과 이익, 그리고 이익의 측정을 위해 필요한 발생액, 이상 세 가지이다.

둘째, 만일 1994년 이후의 *CFO*는 현금흐름표 상의 수치를 사용하고, 그 이전의 *CFO*는 추정치를 사용하여 추세분석을 행할 경우, 그 결과치에 편향(bias)이 발생할 가능성이 높다. 왜냐하면, 합리적인 추정치를 사용하더라도 실제의 영업현금흐름과 완전하게 동일할 수는 없으므로, 1994년 이후의 경우 현금흐름표상의 *CFO*가 추정에 의해 계산된 *CFO*보다 통계적 잡음이 덜 하기(less noisy) 때문이다. 오히려 표본기간 전반에 걸쳐 합리적인 추정치를 일관되게 사용할 경우에는 비록 통계적 잡음(noise)은 존재할지라도, 결과치를 왜곡시키는 편향(bias)은 발생하지 않는다.

이러한 이유로 본 연구에서는 Dechow, Kothari, and Watts [1998]의 방법을 이용하여 *CFO*를 측정하였는데, 그 식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{영업현금흐름}(CFO) = & \text{감가상각비 계상 전 이익} - \text{이자비용} + \text{이자수익} \\ & - \text{법인세비용} - \text{순운전자본의 증감}(\Delta WC) \end{aligned}$$

여기서, 감가상각비 계상 전 이익이란 영업이익에 판매비및관리비 상의 감가상각비 및 무형자산상각비를 가산한 금액을 의미하며, 순운전자본의 증감(ΔWC)은 다음의 산식을 통하여 구할 수 있다.²²⁾

22) 이는 Palepu, Healy, and Bernard [2004]의 방법을 인용한 것이다. 한편 Dechow, Kothari, and Watts [1998]의 순운전자본의 증감에 대한 정의는 다음과 같다.

$$\Delta WC = \{\Delta AR + \Delta INV + \Delta OCA\} - \{\Delta AP + \Delta TP + \Delta OCL + \Delta DEFTAX\}$$

(여기서, *AR*은 매출채권, *INV*는 재고자산, *OCA*는 기타유동자산, *AP*는 매입채무, *TP*는 미지급법인세, *OCL*은 기타유동부채, *DEFTAX*는 이연법인세부채를 의미한다)

위 식에 나타난 것처럼 Dechow, Kothari, and Watts [1998]의 방법을 이용하여 순운전자본을 구할 경우 이연법인세항목을 고려해야 한다. 하지만, 우리나라에는 이연법인세제도가 2000년도에 도입되었으므로 위 식을 이용할 경우 2000년 이전의 이연법인세부채항목을 0으로 처리할 것인지, 아니면 임의로 재계산할 것인지를 결정해야 하는 어려움이 따른다. 이러한 이유로 본 논문에서는 순운전자본의 증감항목을 기업가치평가지 널리 적용되는 Palepu, Healy, and Bernard [2004]의 방식을 통해 산출한다.

순운전자본의 증감(ΔWC)

$$\begin{aligned} &= \{\Delta \text{유동자산} - \Delta \text{현금및현금등가물} - \Delta \text{단기투자증권}\} \\ &\quad - \{\Delta \text{유동부채} - \Delta \text{단기차입금} - \Delta \text{유동성장기부채}\} \end{aligned}$$

2. 발생액(*Accruals: ACC*)

이익은 발생기준 회계원칙을 적용하여 산출된 기업의 경영성과 측정치이고, 현금흐름은 현금기준 회계원칙을 적용하여 산출된 기업의 경영성과 측정치이기 때문에, 발생주의 하에서의 순이익과 현금주의 하에서의 현금흐름은 서로 그 성격과 내용이 달라 기업의 이해관계자들에게 서로 다른 정보를 제공할 수 있다. 이 경우 두 측정치 간에는 차이가 존재하게 되는데 이러한 차이를 가리켜 발생액(*accruals*)이라 한다. 즉 발생액은 발생주의 성과측정치(이익)에서 현금주의 성과측정치(영업현금흐름)를 차감한 금액으로 정의되며, 두 측정치 간의 차이를 나타내는 발생주의 회계의 조정항목을 의미한다.

이러한 발생액은 (당기의) 현금흐름이 제공하지 못하는 기업의 미래현금흐름의 크기, 시기 및 불확실성을 평가하는 데 유용한 정보를 제공하는 역할을 하는데, 이는 발생액이 현금주의 회계가 제공하지 못하는 재고자산변동에 관한 정보나 매출채권의 회수 및 매입채무의 지급 등 기업에 유입되거나 유출되는 현금흐름에 대한 정보를 지니고 있어서 시차(*timing*) 및 대응(*matching*) 문제를 완화시켜 주기 때문이다.

이 때 발생액은 위에서 언급한 대로 이익에서 영업현금흐름을 차감하여 산출할 수 있는데, 이를 식으로 표현하면 다음과 같다.

발생액(Accruals) = (현금흐름표 상의) 영업활동 현금흐름

– (현금흐름표 및 손익계산서 상의) 당기순이익

위 식의 발생액 항목은 현금흐름표를 통해 산출되는데²³⁾, 앞서 언급한 바와 같이 우리나라의 경우 1994년도부터 현금흐름표가 기본재무제표에 포함되었기 때문에 그 이전의 기간에 대해서는 현금흐름표 상의 자료를 통해 발생액을 구할 수가 없다. 또한 영업현금흐름의 경우에도 같은 이유로 현금흐름표 상의 영업활동 현금흐름의 수치를 사용하지 않고 전 기간에 걸쳐 합리적 추정치를 사용하고 있으므로, 발생액 금액의 산정에도 합리적인 방법으로의 측정이 필요하다.²⁴⁾ 본 논문에서는 Sloan [1996]의 방법²⁵⁾을 이용하여 발생액 항목을 측정하였는데, 그 식은 다음과 같다.

23) 간접법에 의한 현금흐름표에서 영업활동 현금흐름을 구하는 양식은 다음과 같다.

- I. 영업활동 현금흐름 (=1+2)

 1. 당기순이익
 2. 당기순이익 조정항목 (=가+나+다+라+마)
 - 가. 현금의 유출이 없는 비용의 가산 (감가상각비 등)
 - 나. 현금의 유입이 없는 수익의 차감 (단기매매증권평가차익 등)
 - 다. 투자 및 재무활동과 관련된 비용의 가산 (유형자산처분차손 등)
 - 라. 투자 및 재무활동과 관련된 수익의 차감 (재무자산처분차익 등)
 - 마. 영업활동과 관련된 자산부채의 변동 (매출채권, 재고자산 등)

위의 양식에서 ‘2. 당기순이익 조정항목’이 곧 발생액을 의미한다.

- 24) 만일 발생액의 측정을 추정된 영업현금흐름에서 손익계산서 상의 당기순이익을 차감하여 산정할 경우, 추정치에 실제값을 대응시키게 되어 분석결과를 왜곡할 가능성이 높아진다.
- 25) Sloan [1996]의 정의에 의한 위 식의 발생액 항목 중 순운전자본의 증감(ΔWC) 항목은 그 측정에 있어 Dechow, Kothari, and Watts [1998]의 방법 및 Palepu, Healy, and Bernard [2004]의 방법과 약간의 차이가 있지만, 이는 측정방법 상의 차이일 뿐 개념적으로는 동일한 의미이다. Sloan [1996]의 정의에 의한 순운전자본의 증감(ΔWC) 항목의 구성은 다음과 같다.
- 순운전자본의 증감(ΔWC) = (Δ 유동자산 - Δ 현금및현금등가물) - (Δ 유동부채 - Δ 단기차입금 - Δ 미지급법인세)

$$\text{발생액}(ACC) = \text{순운전자본의 증감}(\Delta WC) - \text{감가상각비}(DEP)$$

위 식에서 순운전자본의 증감은 *CFO* 측정시 이용한 방법을 동일하게 적용하여 산출한 금액이며, 감가상각비도 또한 동일한 (판매비및관리비 상의 감가상각비 및 무형자산상각비) 금액이다.

3. 이익(*Earnings: E*)

본 논문에서 사용되는 이익은 영업현금흐름과 발생액의 합으로 측정된다.²⁶⁾ 이를 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\text{이익}(E) = \text{영업현금흐름}(CFO) + \text{발생액}(ACC)$$

이상의 모든 변수는 규모 효과(scale effect)를 제어하기 위해, 기초와 기말의 평균총자산으로 표준화된(deflated) 값을 사용한다.

26) 이 때의 이익은 손익계산서 상의 당기순이익과는 다른 금액이며, 손익계산서 상의 영업이익에 순수입이자와 법인세비용을 고려해서 측정된 금액이다.

제2절 연구모형

1. 이익의 가치관련성 확인모형

앞에서 이미 언급하였듯이, 기존의 가치관련성 관련 선행연구들에 의하면 이익과 주가간의 연관관계(relationship)는 감소하고 있는 것으로 나타나는데, 이럴 경우 주가는 미래현금흐름의 현재가치이므로 이익과 미래현금흐름과의 관계도 감소할 것으로 예측할 수 있다.²⁷⁾ 그러나 본 연구의 표본들은 선행연구들의 표본들과 비교하여 그 대상 및 기간에 있어 차이가 있으므로, 미래현금흐름에 대한 이익의 예측력 변화추이 파악을 목적으로 하는 본 연구를 진행하기에 앞서 먼저 이익과 주가간의 연관관계가 여전히 감소하는지 여부를 파악해 볼 필요가 있다. 본 연구에서는 이를 위해 다음의 실증분석모형²⁸⁾을 사용하며, 이를 통해 이익의 가치관련성 저하 여부를 파악한다.

$$P_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}E_{it} + \alpha_{2t}BV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$P_{it} = \beta_{0t} + \beta_{1t}E_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$P_{it} = \chi_{0t} + \chi_{1t}BV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

여기에서, P_{it} = t 기의 회계연도 종료로부터 3개월 후의 기업 i 의 주가

27) 제1장의 제1절 연구의 배경 및 목적 참조

28) 이는 Collins, Maydew, and Weiss [1997]의 방법론을 인용한 것인데, 이는 비회계정보를 무시한 Ohlson 모형의 하부형태이다. 본 연구의 주목적인 당기이익과 미래현금흐름간 연관관계(relationship)의 변화추이 파악에도 Collins, Maydew, and Weiss [1997]의 방법론을 차용한다.

E_{it} = t 기간 동안의 기업 i 의 EPS(earnings per share: 주당 순이익)

BV_{it} = t 기 말의 기업 i 의 BPS(book value per share: 주당 장부가치)

ε_{it} = 오차항

식 (1)의 결정계수 R_1^2 은 식 (2)의 결정계수인 R_2^2 와 식 (3)의 결정계수인 R_3^2 로 분해될 수 있는데, 이 때 R_1^2 은 회계이익과 장부가액 전체의 주가에 대한 설명력(가치관련성)이고, R_2^2 와 R_3^2 는 각각 회계이익과 장부가액의 설명력이다. 회계이익과 장부가액의 상대적 가치관련성(relative value relevance)을 비교하기 위해서는 증분설명력(incremental explanatory power)을 사용하는데, 이는 다음과 같이 측정된다.

$R_1^2 - R_3^2 = R_E^2$: 회계이익의 주가에 대한 증분설명력

$R_1^2 - R_2^2 = R_{BV}^2$: 장부가액의 주가에 대한 증분설명력

위와 같이 측정된 각각의 증분설명력은 회계이익과 장부가액의 상대적 가치관련성이 시간이 경과함에 따라 어떻게 변화하였는지를 검증하기 위해서 사용되며, 이를 위해 시계열변수(time trend variable)를 독립변수로 하는 다음의 회귀모형을 추정한다.

$$R_{vt}^2 = \delta_0 + \delta_1 YEAR_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

여기에서 $YEAR$ 는 본 연구의 표본기간인 1982년부터 2005년까지의 기간과 대응되는 1부터 24까지를 나타내며($YEAR=1,...,24$), v 는 이익 또는 장부가치이다. 만일 δ_1 이 유의한 양(음)의 값을 갖는다면, 이는 증분설명력으로 표현된 회계이익 및 장부가액의 상대적 가치관련성이 시간에 따라 증가(감소)하였음을 의미한다. 이러한 분석을 통해 표본기간 동안의 회계정보의 가치관련성의 추이에 대해 보다 정확히 파악할 수 있게 되는데 이의 결과에 대해서는 제4장의 제2절에서 제시한다.

2. 당기이익의 미래영업현금흐름 예측모형²⁹⁾

다음으로, 본 연구의 주 관심사인 당기현금흐름 및 당기이익과 미래현금흐름 간의 관계에 대해 분석한다. 만일 당기이익과 주가 간의 연관관계(relationship)가 감소하고 있다면, 당기이익과 미래현금흐름 간의 연관관계도 또한 감소해야 한다. 본 연구에서는 이들 변수들 간의 관계가 어떻게 변화하고 있는지를 파악하기 위해, 당기이익 및 당기현금흐름과 1기후 현금흐름을 횡단면적으로 회귀분석하는데, 이 때의 회귀식은 다음과 같다.³⁰⁾

$$CFO_{it+1} = a_0 + a_1 CFO_{it} + a_2 E_{it} + f_{it} \quad (5)$$

여기에서, CFO_{it+1} = $t+1$ 기의 기업 i 의 영업현금흐름

29) 당기이익의 미래현금흐름에 대한 예측력이 어떻게 변화하고 있는지를 파악하는 것이 본 연구의 목적이며, 앞서 기술한 이익의 가치관련성 확인모형은 이익의 설명력이 실제로 감소하고 있는지를 파악해보기 위한 과정이다.

30) 이 모형은 Dechow, Kothari, and Watts [1998]의 연구에서 사용된 방법이다. 그들은 기업별 시계열 자료(firm-specific time-series data)를 이용하여 이 모형을 회귀분석하였지만, 본 연구에서는 매년의 자료를 각각의 연도마다 횡단면적으로 분석하기 위해 이 모형을 사용한다.

CFO_{it} = t 기의 기업 i 의 영업현금흐름

E_{it} = t 기의 기업 i 의 이익

ε_{it} = 오차항

위 모형에서, 이익이 미래현금흐름과 당기현금흐름간의 연관관계에 아무런 영향을 끼치지 못한다면(이는 곧 이익의 발생액 요소가 추가적인 증분 설명력을 전혀 갖고 있지 않음을 의미한다), a_2 는 0의 값을 갖는다. 만일 a_2 가 0보다 큰 값을 갖는다면, 이는 당기현금흐름이 존재하는 상태에서 당기이익이 미래현금흐름의 설명에 있어 추가적으로(incrementally) 유용함을 의미하는데, 당기현금흐름이 모형 안에 이미 존재하는 상태에서의 이러한 증분설명력은 회계적 발생액(accounting accruals)에서 기인한다. 같은 논리로 만일 a_1 이 0의 값을 갖는다면, 당기현금흐름은 미래현금흐름에 어떠한 추가적인 설명력도 갖지 못하는 것이며, a_1 이 0보다 크다면 이익이 존재하는 상태에서 당기현금흐름이 미래현금흐름에 대한 증분설명력을 갖고 있음을 의미한다.

이 때 당기이익 항목의 계수(a_2)가 시간이 경과함에 따라 어떠한 추세(trend)로 변화하는지를 살펴봄으로써 당기이익과 미래현금흐름간의 연관관계의 변화를 파악할 수 있다. 만일 이익이 미래현금흐름과 시간이 경과함에 따라 감소하는 연관관계를 갖는다면, a_2 도 역시 점차 감소하여야 할 것이다.

다음으로 식 (5)를 분해한 후, 미래현금흐름에 대하여 당기현금흐름 및 당기이익으로 각각 회귀분석하는데, 이를 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$CFO_{it+1} = b_0 + b_1 CFO_{it} + g_{it} \quad (6)$$

$$CFO_{it+1} = c_0 + c_1 E_{it} + h_{it} \quad (7)$$

식 (6)은 식 (5)에서 당기이익 항목을 제거한 것이며, 식 (7)은 식 (5)에서 당기현금흐름 항목을 제거한 것이다.

이어서 Collins, Maydew, and Weiss [1997]의 연구에서 사용된 방법론과 유사한 방법을 이용하여 표본기간의 매 년에 걸쳐 식 (5), (6), (7)의 결정 계수(R^2)를 구한다. 이 때, 1기후 현금흐름을 설명하는 당기이익 및 당기현금흐름의 증분설명력은 다음과 같이 측정된다.

$$R_5^2 - R_6^2 = R_E^2 : \text{당기이익의 미래현금흐름에 대한 증분설명력}$$

$$R_5^2 - R_7^2 = R_{CFO}^2 : \text{당기현금흐름의 미래현금흐름에 대한 증분설명력}$$

마지막으로, 식 (4)에서 사용한 시계열변수와 R_E^2 간의 회귀분석을 통하여 본 연구의 목적인 시간이 경과함에 따라 이익의 증분설명력이 어떠한 추세로 변화하고 있는지를 파악한다. 여기서도 역시, 시계열변수 $YEAR$ 의 계수인 δ_1 이 유의한 양(음)의 값을 갖는다면, 이는 당기이익과 미래현금흐름간의 연관관계가 시간이 경과함에 따라 증가(감소)하고 있음을 의미한다. 이의 결과에 대해서는 제4장의 제3절에서 제시한다.

제3절 자료 및 표본의 선정

본 연구의 표본은 한국증권거래소(KSE)의 상장기업 중 Fn-Guide에 자료가 있는 기업을 대상으로 하였다. 본 연구의 목적인 변수간 연관관계 (relationship)의 추세분석을 위해서는 충분히 긴 시간이 필요하였으므로, Fn-Guide를 통해 자료를 입수할 수 있는 최대기간인 1981년부터 2006년까지의 기간을 표본기간으로 정하였다. 또한 분석의 정확성을 위하여 Collins, Maydew, and Weiss [1997]의 방법과 유사한 방식을 사용하여 표본 선별 과정(sample selection procedure)을 진행하였다. 이러한 과정을 통하여 다음의 표본들이 제거되었다.

- (1) 서비스업 영위 기업
- (2) 금융업(금융, 은행, 증권, 보험) 영위 기업
- (3) 자산, 매출, 감가상각비, 매출채권, 재고자산, 매입채무의 값이 음(-)이거나 없는 기업
- (4) 자산, 발생액 구성요소, 영업현금흐름 구성요소 중 전년도 혹은 후년도 자료가 없는 기업
- (5) 기초와 기말의 평균총자산으로 표준화된(deflated) 이익(E), 영업현금흐름(CFO), 발생액(ACC)의 분포 중 상하 1%
- (6) 1998년에 해당하는 표본

(1)과 (2)는 분석 대상 기업들의 동질성을 확보하여 기업간 비교가능성을 높이기 위함이고, (3)과 (4)는 사전에 결측치(missing value)³¹⁾를 제거하여

31) Fn-Guide는 자료 출력시에 0과 결측치(missing value)를 구분하지 않고 있어서 특정 항목이 0으로 나타났을 때에는 이 값이 결측치일 가능성에 대해서도 판단해야 한다. (3)에 해당하는 항목

분석결과의 왜곡을 막기 위함이며, (5)는 측정상의 오류로 인해 발생³²⁾하였을 가능성이 높은 극단치(extreme outlier)의 영향을 제거하기 위함이다. 또한 외부적 요인에 의해 경영성과가 심각하게 위축되었던 1998년의 자료(6)³³⁾도 표본에서 제외하였다.

이상의 표본 선별 과정을 통해 본 연구의 총 표본수는 1982년부터 2005년의 기간 동안 6,583개(기업-년)³⁴⁾로 확정되었다. 첫 번째 표본기간인 1981년은 영업현금흐름(*CFO*) 및 발생액(*ACC*)의 계산시 순운전자본의 증감(ΔWC)을 사용하므로 제외하였으며, 마지막 표본기간인 2006년은 예측연도이므로 제외하였다.

이를 업종별로 분류하면 [표 1]과 같다. [표 1]에서 (A)는 산업군을 나타내고, (B)는 산업군에 속한 기업수를 나타내며, 칼럼 (C)와 (D)는 각각 표본의 업종별 연평균 갯수와 전체총합을, (E)는 각 산업군별 표본이 전체표본에서 차지하는 비중을 나타낸다. 칼럼 (E)를 통해, 전체 표본(6,583개)에서 화학(17.2%) 및 전기·전자(11.0%) 업종이 차지하는 비중이 가장 크고, 통신업(0.4%), 의료정밀업(0.4%) 및 전기가스업(1.4%)이 차지하는 비중은 매우 낮으며, 그 이외에는 업종별로 고른 분포를 이루고 있음을 확인할 수

의 값이 0으로 나타날 경우, 그 값이 실제로 0일 확률은 희박하므로 결측치로 간주하여 표본에서 제외하였다. 또한 본 논문에서 사용되는 변수들의 측정에는 변동분(Δ)을 사용하는데, 전기나 후기의 자료가 없을 경우 이를 0으로 간주하여 변동분의 값이 잘못 측정되는 문제가 발생하므로 (4)의 경우도 표본에서 제외하였다.

32) 회계연도 중에 사업인수나 합병, 매각, 사업분할 등의 사건이 있을 경우 측정 오류 문제에 노출될 수 있다.

33) 통계적 분석에서 특정 연도 전체를 표본에서 제외하는 것은 논란의 여지가 있다. 하지만 1998년의 경우 외환위기라는 특수성으로 인해 대부분의 기업에서 회계수치 및 통계수치가 비정상적으로 나타나므로 이 시기를 표본에 포함시켜 분석을 행할 경우, 오히려 그 결과의 해석이 잘못될 가능성이 있다. 이러한 이유로 학계나 실무에서는 1998년을 특수한 상황으로 간주하고 있으며, 본 연구에서도 같은 이유로 1998년을 표본에서 제외하였다.

34) 이는 16개 산업군, 528개 기업으로 구성되어 있다.([표 1] 참조)

있다.

[표 1] 표본기업의 업종별분포

산업군 (A)	해당기업수 (B)	표본의 연도별평균(C)	표본의 총계 (D)	비율 (E)
음식료품	34	20	466	7.08%
섬유·의복	31	17	382	5.80%
종이·목재	22	11	263	4.00%
화학	86	49	1,133	17.21%
의약품	25	15	348	5.29%
비금속광물	22	13	307	4.66%
철강 및 금속	37	23	532	8.08%
기계	41	19	430	6.53%
전기·전자	65	31	724	11.00%
의료정밀	5	1	27	0.41%
운수장비	42	24	548	8.32%
유통업	47	23	528	8.02%
전기가스업	11	4	93	1.41%
건설업	37	23	525	7.98%
운수창고	19	11	250	3.80%
통신업	4	1	27	0.41%
합계	528	286	6,583	100%

제4장 실증분석

본 장에서는 앞선 3장에서 제시한 방법론을 적용하여 이익의 미래현금흐름에 대한 예측력의 변화추이를 분석한다. 먼저 각 변수들의 기술통계량 및 상관관계를 파악하고, 그 이후 예측력의 변화추이 및 그 정확성을 검증하며, 마지막으로 이에 대한 민감도 분석의 결과를 제시한다.

제1절 기본데이터 분석

1. 기본 변수의 기술통계량

[표 2]에는 영업현금흐름(CFO), 이익(E) 및 발생액(ACC)에 대한 기술통계량이 나타나 있다. 앞서 설명한 대로 발생액은 운전자본의 증분에서 감가상각비를 차감하여 측정되며, 이익은 영업현금흐름과 발생액의 합으로 나타난다. 이러한 세 변수의 평균(중위수)은 각각 0.005(0.008), 0.028(0.025), 0.023(0.018)으로 셋 다 양의 값을 갖는다.³⁵⁾

35) Sloan [1996] 및 Kim, and Kross [2005] 등의 연구에서는 발생액이 음(-)의 값으로 나타나는데, 이는 발생액의 측정식($ACC = \Delta WC - DEP$) 감가상각 등을 통한 비유동자산 발생의 반전을 포함하기 때문이다. 즉, 감가상각비는 발생액의 구성항목으로 포함되지만, 감가상각자산의 처분은 영업활동이 아닌 투자활동으로 처리하기 때문에 발생액이 음(-)의 값으로 나타날 수 있다.

[표 2] 기본 변수의 기술통계량

변 수	평 균	표준편차	25%	중위수	75%
<i>CFO</i>	0.005	0.087	-0.045	0.008	0.060
<i>E</i>	0.028	0.046	0.006	0.025	0.052
<i>ACC</i>	0.023	0.081	-0.027	0.018	0.067

(주1) 모든 변수들은 평균총자산으로 표준화(deflated)되었음

(주2) 표본은 1982년부터 2005년까지 6,583개(기업-년)로 구성되어 있음

CFO = 영업현금흐름 = 감가상각비 계상전 이익 - 이자비용 + 이자수익 - 법인세비용 - ΔWC

Δ 순운전자본(ΔWC) = { Δ 유동자산 - Δ 현금및현금등가물 - Δ 단기매매증권 } - { Δ 유동부채 - Δ 단기차입금 - Δ 유동성장기부채 }

$ACC = \Delta WC - DEP$

$E = CFO + ACC$

Δ 유동자산 = 유동자산_{*t*} - 유동자산_{*t-1*}

Δ 현금및현금등가물 = 현금및현금등가물_{*t*} - 현금및현금등가물_{*t-1*}

Δ 단기투자증권 = 단기투자증권_{*t*} - 단기투자증권_{*t-1*}

Δ 유동부채 = 유동부채_{*t*} - 유동부채_{*t-1*}

Δ 단기차입금 = 단기차입금_{*t*} - 단기차입금_{*t-1*}

Δ 유동성장기부채 = 유동성장기부채_{*t*} - 유동성장기부채_{*t-1*}

DEP = 판매비및관리비상 감가상각비 및 무형자산상각비

2. 기본 변수간의 상관관계 분석

[표 3]에는 각 변수들 간의 상관관계를 보여주는 피어슨(Pearson) 상관계수(correlation coefficients) 및 스페어만(Spearman) 상관계수가 나타나 있다. 당기현금흐름(CFO_t)과 당기이익(E_t) 간의 피어슨 상관관계는 높은 양(+)의 관계(39.6%)이며, 당기현금흐름(CFO_t)과 현재발생액(ACC_t) 간의 피어슨 상관관계는 매우 강한 음(-)의 관계(-85.1%)이다. 마지막으로, 현재시

점의 현금흐름(CFO_t)과 1기후 미래시점의 현금흐름(CFO_{t+1}) 간의 피어슨 상관관계는 11.6%인데, 이는 현금흐름이 횡단면적으로 일정 수준의 지속성을 지님을 의미한다.³⁶⁾

[표 3] 기본 변수간의 상관관계

변 수	CFO_{t+1}	CFO_t	E_t	ACC_t
CFO_{t+1}	1	0.116**	0.223**	0.002
CFO_t	0.147**	1	0.396**	-0.851**
E_t	0.222**	0.394**	1	0.144**
ACC_t	-0.015	-0.823**	0.119**	1

**는 1% 수준에서 유의함

(주1) 모든 변수들은 평균총자산으로 표준화(deflated)되었음

(주2) 표본은 1982년부터 2005년까지 6,583개(기업-년)로 구성되어 있음

(주3) 대각선을 기준으로 표의 우측 상단은 피어슨(Pearson) 상관계수를, 좌측 하단은 비모수 상관관계인 스페어만(Spearman)의 로(Rho)를 나타냄.

CFO = 영업현금흐름 = 감가상각비 계상전 이익 - 이자비용 + 이자수익 - 법인세비용 - ΔWC
 Δ 순운전자본(ΔWC) = (Δ 유동자산 - Δ 현금및현금등가물 - Δ 단기매매증권) - (Δ 유동부채 - Δ 단기차입금 - Δ 유동성장기부채)

$ACC = \Delta WC - DEP$

$E = CFO + ACC$

Δ 유동자산 = 유동자산_t - 유동자산_{t-1}

Δ 현금및현금등가물 = 현금및현금등가물_t - 현금및현금등가물_{t-1}

Δ 단기투자증권 = 단기투자증권_t - 단기투자증권_{t-1}

Δ 유동부채 = 유동부채_t - 유동부채_{t-1}

Δ 단기차입금 = 단기차입금_t - 단기차입금_{t-1}

Δ 유동성장기부채 = 유동성장기부채_t - 유동성장기부채_{t-1}

DEP = 판매비 및 관리비상 감가상각비 및 무형자산상각비

36) 이 상의 결과는 Barth, Cram, and Nelson [2001] 및 Kim, and Kross [2005] 등의 연구결과와 대체로 일치한다.

제2절 회계이익의 가치관련성 변화추이 분석

[표 4]에는 이익(E_t)³⁷⁾ 및 장부가치(BV_t)와 주가(P_t)과의 연관관계가 나타나 있는데, 이 중 마지막 두 칼럼은 시간이 경과함에 따라 증분설명력으로 측정된 회계이익 및 장부가액의 상대적 가치관련성이 어떻게 변화하였는지를 보여주고 있다.

[표 4] 이익 및 장부가액과 주가와 의 연관관계 (R^2 %)

Full Model (A): $P_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}E_{it} + \alpha_{2t}BV_{it} + \varepsilon_{it}$						
Earnings Model (B): $P_{it} = \beta_{0t} + \beta_{1t}E_{it} + \varepsilon_{it}$						
Book value Model (C): $P_{it} = \chi_{0t} + \chi_{1t}BV_{it} + \varepsilon_{it}$						
Trend in R^2 : $R_{vt}^2 = \delta_0 + \delta_1 YEAR_t + \varepsilon_{it}$ (where R_{vt}^2 is the R_t^2 from (A)-(C) or (A)-(B))						
Years	Average n	(A) $E \& BV$	(B) E	(C) BV	(A)-(C) Inc E	(A)-(B) Inc BV
1982~1989	199	32.0	25.7	30.2	1.8	6.2
1990~1997	360	51.8	32.2	45.3	6.5	19.6
1999~2005	302	46.7	17.3	44.1	2.6	29.4
시계열변수의 계수(δ_1)의 t -통계량					0.89	5.25

(주1) 표본은 1982년부터 2005년까지 6,583개(기업-년)로 구성되어 있음
 P_{it} = t 기의 회계연도 종료로부터 3개월 후의 기업 i 의 주가

37) [표 4]에 나타나 있는 이익은 Collins, Maydew, and Weiss [1997]의 연구에서와 마찬가지로 주당순이익(earnings per share, EPS)을 사용하여 측정하였다. 본 연구의 [표 4]를 제외한 다른 모든 연구에서 사용되는 이익은 앞에서 언급한 것처럼 영업현금흐름과 발생액의 합으로 측정된다.

[표 4] 계속

E_{it} = t 기간 동안의 기업 i 의 EPS(earnings per share: 주당순이익)

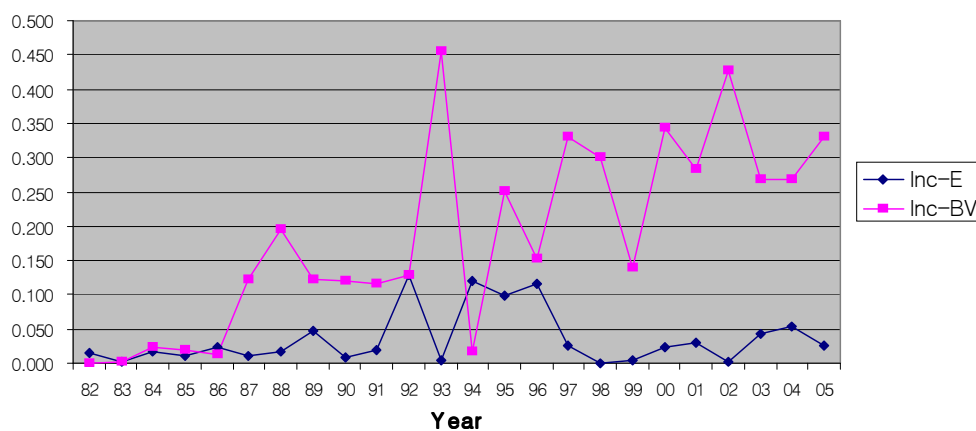
BV_{it} = t 기 말의 기업 i 의 BPS(book value per share: 주당장부가치)

이익과 장부가액 모두 전 기간에 걸쳐 양(+)의 증분설명력을 지니고 있으며, 이 중 장부가액의 경우에는 시간이 경과함에 따라 그 설명력이 급격히 증가하고 있다. 장부가액의 증분설명력은 전 표본기간 동안 1982년~1989년의 6.2%에서 1999년~2005년의 29.4%로 네 배 이상 증가하였으며, 이 때 시계열변수 $YEAR$ 의 계수(δ_1)의 t -통계량은 5.25로 유의하게 나타났다. 반면에, 당기현금흐름의 증분설명력은 표본기간 동안 1982년~1989년의 1.8%에서 1990년~1997년에는 6.5%로 증가하였다가 1999년~2005년에는 다시 2.6%로 감소함으로써 그 증가·감소가 일정치 않게 나타났으며, 이 때 δ_1 의 t -통계량은 0.89로 유의하지 않은 수치였다. 이는 이익의 가치관련성이 최근 들어 저하되고 있다고 분석한 선행연구들의 연구결과와는 일치하지 않는 결과였다. 이를 상세히 파악하기 위해 총 표본기간 중 1992년부터를 대상으로 하여 분석을 실시하였는데, 그 결과는 선행연구들의 예상과 동일하게 나타났다. 1992년부터 2005년까지 이익의 가치관련성은 꾸준히 감소하였으며, 이 때 δ_1 의 t -통계량은 -2.12의 값을 지님으로써 그 감소세가 유의함을 나타냈다. 이를 통해 이익의 가치관련성은 우리나라의 경우 과거에는 낮은 수준에 머물러 있었으나 어느 시점을 거쳐 그 설명력이 증가하였으며 그 이후로는 꾸준히 감소하고 있음을 알 수 있다.

[그림 1]에는 이익 및 장부가치의 상대적 가치관련성을 나타내는 증분설명력의 추세가 시간 경과별로 나타나있다. 표본기간 중 초기에는 둘의 설명력이 낮은 수준에서 비슷하였지만, 80년대 후반이후로는 거의 대부분의 기간에서 장부가치의 설명력이 이익의 설명력보다 높았으며, 그 차이는 최

근에 들어 더욱 커지고 있다. 또한 이익의 증분설명력은 90년대 초·중반에 걸쳐 그 이전에 비해 높은 수준으로 증가하였으나 90년대 후반부터는 감소 추세에 있는 것으로 나타났다. 이는 최근 들어 이익의 가치관련성이 하락하고 있다는 선행연구들의 결과와 어느 정도 일치한다.

[그림 1] 이익 및 장부가치의 상대적 가치관련성



(주1) 식 (1): $P_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}E_{it} + \alpha_{2t}BV_{it} + \varepsilon_{it}$

식 (2): $P_{it} = \beta_{0t} + \beta_{1t}E_{it} + \varepsilon_{it}$

식 (3): $P_{it} = \chi_{0t} + \chi_{1t}BV_{it} + \varepsilon_{it}$

(주2) Inc-E(이익의 증분설명력)=식 (1)의 R^2 -식 (3)의 R^2

(주3) Inc-BV(장부가치의 증분설명력)=식 (1)의 R^2 -식 (2)의 R^2

제3절 당기이익의 미래영업현금흐름에 대한 예측력의 변화추이 분석

[표 5]는 당기현금흐름(CFO_t) 및 당기이익(E_t)으로 1기후 현금흐름(CFO_{t+1})에 대해 회귀분석(식 5)을 행하였을 때의 평균계수 추정치와 t -통계량을 나타낸다. 모든 기간에서 당기이익 항목의 계수(a_2)는 양(+)의 값

[표 5] 평균계수 추정치 및 t -통계량

Full Model: $CFO_{it+1} = a_0 + a_1 CFO_{it} + a_2 E_{it} + f_{it}$			
Years	Average n	Average Coefficient $CFO[a_1]$	Average Coefficient $E[a_2]$
1982~1989	199	0.13	0.38
(t -통계량)		(1.56)	(2.56)
1990~1997	360	0.03	0.44
(t -통계량)		(0.71)	(3.94)
1999~2005	302	-0.08	0.45
(t -통계량)		(-1.30)	(4.76)
전체 표본기간	286	0.04	0.42
(t -통계량)		(0.40)	(3.71)
BCN		0.38	0.22
DKW		0.07	0.45
K&K		0.23	0.43

(주1) 모든 변수들은 평균총자산으로 표준화(deflated)되었음

(주2) 표본은 1982년부터 2005년까지 6,583개(기업-년)로 구성되어 있음

(주3) 괄호 안의 수치는 각 변수의 계수의 t -통계량을 나타냄

(주4) BCN=Barth, Cram, and Nelson [2001]

(주5) DKW=Dechow, Kothari, and Watts [1998]

(주6) K&K=Kim, and Kross [2005]

CFO = 영업현금흐름-감가상각비 계상전 이익-이자비용+이자수익-법인세비용- ΔWC

Δ 순운전자본(ΔWC)= $\{\Delta$ 유동자산- Δ 현금및현금등가물- Δ 단기매매증권 $\}-\{\Delta$ 유동부채- Δ 단기차입금- Δ 유동성장기부채 $\}$

$ACC = \Delta WC - DEP$, $E = CFO + ACC$

Δ 유동자산 = 유동자산 $_t$ - 유동자산 $_{t-1}$

Δ 현금및현금등가물 = 현금및현금등가물 $_t$ - 현금및현금등가물 $_{t-1}$

Δ 단기투자증권 = 단기투자증권 $_t$ - 단기투자증권 $_{t-1}$

Δ 유동부채 = 유동부채 $_t$ - 유동부채 $_{t-1}$

Δ 단기차입금 = 단기차입금 $_t$ - 단기차입금 $_{t-1}$

Δ 유동성장기부채 = 유동성장기부채 $_t$ - 유동성장기부채 $_{t-1}$

DEP = 판매비및관리비상 감가상각비 및 무형자산상각비

을 갖는데, 이는 당기이익이 미래현금흐름에 대해 유의한 증분설명력을 지녔음을 의미한다. (반면 당기현금흐름 항목의 계수(a_1)는 초기에는 양(+)의 값이었지만, 후기에는 음(-)의 값으로 나타났다.) 당기이익 항목의 계수(a_2)의 총 표본기간 동안의 평균값은 0.42이며, 이는 통계적으로 유의하게 나타났다 ($t=3.71$). 표를 통해 이러한 계수의 크기가 Dechow, Kothari, and Watts [1998]의 결과(0.45) 및 Kim, and Kross [2005]의 결과(0.43)와 유사함을 알 수 있다.

시간이 경과함에 따라 이익항목의 계수(a_2)는 그 크기가 꾸준히 증가(0.38→0.44→0.45)하였으나, 당기현금흐름 항목의 계수(a_1)는 오히려 감소(0.13→0.03→-0.08)하였다. 시간이 경과함에 따라 이익항목의 계수(a_2)가 증가하였다는 사실은 곧 당기이익과 1기후 현금흐름 간 연관관계(relationship)가 증가하고 있음을 의미한다. 이에 대한 설명은 논문의 뒤에서 좀 더 자세히 살펴보기로 한다.

[표 6]은 당기이익(E_t) 및 당기현금흐름(CFO_t)과 1기후 현금흐름(CFO_{t+1})과의 연관관계를, 연간 R^2 의 평균(average annual R^2)을 통해 보여준다. Full sample을 이용하여 분석한 패널 A 상에서, 설명변수로 이익만을 사용한 경우의 미래현금흐름에 대한 이익의 설명력은 완만하게 증가하였다. 이익은 1982년~1989년의 기간 동안 1기후 현금흐름의 횡단면적 변동분(cross-sectional variation)의 6.2%를 설명한다. 이익의 이러한 설명력은 1990년~1997년의 기간에는 5.7%로 약간 감소하였다가, 1999년~2005년의 기간 동안에는 6.5%로 다시 증가하였다.

[표 6]의 마지막 두 칼럼에는 당기현금흐름 및 당기이익의 1기후 현금흐름에 대한 증분설명력(incremental explanatory power)이 제시되어 있다. 현금흐름과 이익 모두 전 기간에 걸쳐 양(+)의 증분설명력을 지니고 있으

[표 6] 당기이익과 1기후 영업현금흐름 간의 연관관계 (R^2 %)

Full Model (A): $CFO_{it+1} = a_0 + a_1 CFO_{it} + a_2 E_{it} + f_{it}$						
CFO Model (B): $CFO_{it+1} = b_0 + b_1 CFO_{it} + g_{it}$						
Earnings Model (C): $CFO_{it+1} = c_0 + c_1 E_{it} + h_{it}$						
Trend in R^2 : $R_{vt}^2 = \delta_0 + \delta_1 YEAR_t + \varepsilon_{it}$ (where R_{vt}^2 is the R_t^2 from (A)-(C) or (A)-(B))						
Years	Average n	(A) $CFO \& E$	(B) CFO	(C) E	(A)-(C) Inc CFO	(A)-(B) Inc E
Panel A: Full sample						
1982~1989	199	8.1	5.2	6.2	1.9	2.9
1990~1997	360	6.7	2.6	5.7	0.9	4.0
1999~2005	302	7.1	0.3	6.5	0.7	6.8
시계열변수의 계수(δ_1)의 t-통계량					-1.55	3.34
Panel B: Constant (survivor) sample						
1982~1989	67	8.0	1.9	7.2	0.8	6.1
1990~1997	67	9.5	3.3	6.5	2.9	6.2
1999~2005	65	16.5	0.8	12.1	4.5	15.7
시계열변수의 계수(δ_1)의 t-통계량					1.81	2.20

(주1) 모든 변수들은 평균총자산으로 표준화(deflated)되었음

(주2) Full sample은 1982년부터 2005년까지 6,583개(기업-년)로 구성되어 있음

(주3) Constant sample은 총 23년의 표본기간 중 적어도 21년의 완전한 데이터를 가진 관측치들로 구성되었음

CFO = 영업현금흐름 = 감가상각비 계상전 이익 - 이자비용 + 이자수익 - 법인세비용 - ΔWC

Δ 순운전자본(ΔWC) = { Δ 유동자산 - Δ 현금및현금등가물 - Δ 단기매매증권} - { Δ 유동부채 - Δ 단기차입금 - Δ 유동성장기부채}

$ACC = \Delta WC - DEP$

$E = CFO + ACC$

Δ 유동자산 = 유동자산_t - 유동자산_{t-1}

[표 6] 계속

$\Delta \text{현금및현금등가물} = \text{현금및현금등가물}_t - \text{현금및현금등가물}_{t-1}$

$\Delta \text{단기투자증권} = \text{단기투자증권}_t - \text{단기투자증권}_{t-1}$

$\Delta \text{유동부채} = \text{유동부채}_t - \text{유동부채}_{t-1}$

$\Delta \text{단기차입금} = \text{단기차입금}_t - \text{단기차입금}_{t-1}$

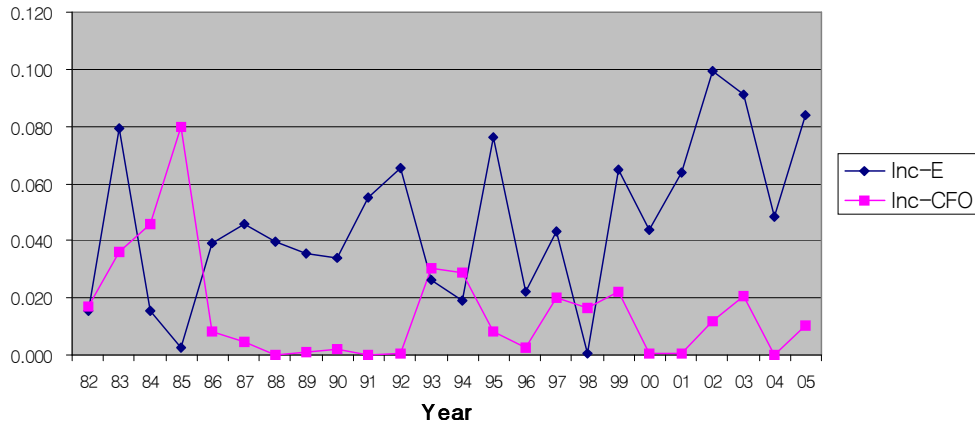
$\Delta \text{유동성장기부채} = \text{유동성장기부채}_t - \text{유동성장기부채}_{t-1}$

$DEP = \text{판매비및관리비상 감가상각비 및 무형자산상각비}$

며, 이 중 이익의 경우에는 시간이 경과함에 따라 그 설명력이 증가하고 있다. 이익의 증분설명력은 전 표본기간 동안 1982년~1989년의 2.9%에서 1999년~2005년의 6.8%로 두 배 이상 증가하였으며, 이 때 시계열변수 $YEAR$ 의 계수(δ_1)의 t -통계량은 3.34로 나타났다. (반면에, 당기현금흐름의 증분설명력은 표본기간 동안 1982년~1989년의 1.9%에서 1999년~2005년의 0.7%로 오히려 감소하였으며, 이 때 δ_1 의 t -통계량은 -1.55였다.) 이를 통해 1기후 현금흐름에 대한 당기이익의 증분설명력이 시간이 경과함에 따라 유의하게 증가하고 있음을 알 수 있다.

[그림 2]에는 총 23년 표본기간 동안의 미래현금흐름에 대한 당기현금흐름 및 당기이익의 증분설명력이 나타나 있다. 거의 대부분의 기간에서 당기이익의 설명력이 당기현금흐름의 설명력보다 높았으며, 그 차이는 최근에 들어 더욱 커지고 있다. 시간이 경과함에 따라 미래현금흐름에 대한 당기이익의 증분설명력이 꾸준히 증가하였음은 명백한 사실이며, 이는 최근 들어 주가에 대한 이익의 설명력이 감소함을 보인 [그림 1]의 결과와 반대이다.

[그림 2] 1기후 현금흐름에 대한 당기이익 및 당기현금흐름의 증분설명력



(주1) 식 (5): $CFO_{it+1} = a_0 + a_1CFO_{it} + a_2E_{it} + f_{it}$

식 (6): $CFO_{it+1} = b_0 + b_1CFO_{it} + g_{it}$

식 (7): $CFO_{it+1} = c_0 + c_1E_{it} + h_{it}$

(주2) Inc-E(당기이익의 증분설명력)=식 (5)의 R^2 -식 (6)의 R^2

(주3) Inc-CFO(당기현금흐름의 증분설명력)=식 (5)의 R^2 -식 (7)의 R^2

[표 6]의 패널 A의 결과는 선택편의(sample-selection bias, 표본선정오류)에서 기인한 것일 수도 있으므로, [표 6]의 패널 B에서는 이에 대한 강건성 검토(robustness check)³⁸⁾의 결과를 제시한다. 1982년~1989년 기간 동안의 표본 기업의 조합과 1999년~2005년 기간 동안의 표본 기업의 조합은 다르다. 그러므로 미래현금흐름에 대한 당기이익의 설명력이 증가한 사실을 단지 현재 존재하는 기업이 1980년대에 존재하던 기업보다 당기이익과 미래현금흐름과의 관계에서 더 큰 연관관계(relationship)를 갖는 것으로 해석할 수도 있다. 이 경우 분석 결과에 편의(bias)가 발생하게 되는데, 표본 기간에 걸쳐 계속 존재해온 기업(23년의 표본기간 중 적어도 21년 동안의

38) 강건성 검토(robust check)란 측정오차 및 집계과정에서의 오차로 인해 편의가 생겼을 가능성에 대해 조사하는 것을 말한다.

완전한 데이터를 가지고 있는 기업, surviving firm)들만을 표본대상으로 하여 패널 A의 분석을 반복한 패널 B에서는 이러한 선택편의가가 제거된다.

[표 6]의 (C)칼럼과 (A)-(B) 칼럼을 통해 얻을 수 있는 중요한 결과인 ‘시간이 경과함에 따라 미래현금흐름에 대한 당기이익의 설명력은 증가한다’라는 사실은 표본기간에 걸쳐 계속 존재해온 기업(surviving firms)에서도 마찬가지이다. 설명변수로 이익만을 사용한 경우의 미래현금흐름에 대한 이익의 설명력은 패널 B의 (C)칼럼에 나타난 것처럼 완만하게 증가하였다. 1982년~1989년의 기간 동안 이익은 1기후 현금흐름의 7.2%를 설명하는데, 이익의 이러한 설명력은 1990년~1997년의 기간에는 6.5%로 약간 감소하였다가, 1999년~2005년의 기간 동안에는 12.1%로 크게 증가하였다. 또한 패널 B의 마지막 칼럼에서 보는 당기이익의 증분설명력은 당기현금흐름의 설명력을 훨씬 뛰어넘고 있는데, 1999년~2005년의 기간 동안의 미래현금흐름에 대한 이익의 증분설명력(15.7%)은 1982년~1989년의 기간 동안의 증분설명력(6.1%)에 비해 두 배 이상 증가하였다. 이 때 시계열변수 $YEAR$ 의 계수(δ_1)의 t -통계량은 2.20으로 유의하게 나타났다. 이상의 패널 B의 결과는 패널 A의 결과와 유사하며 이를 통해 미래현금흐름에 대한 당기이익의 설명력이 증가하고 있는 추세가 생존오차(survivor bias) 및 선택편의(selection bias)에서 기인하지 않았음을 파악할 수 있다. (한편, 패널 B의 (A)-(C)칼럼에 제시되는 미래현금흐름에 대한 당기현금흐름의 증분설명력은 1982년~1989년의 0.8%에서 1999~2005년에는 4.5%로 증가(δ_1 의 $t=1.81$)하였다. 이는 Full sample을 대상으로 분석한 패널 A와는 다른 결과인데, 이를 통해 경영성과가 좋은 기업일수록 일정수준의 영업현금흐름을 지속적으로 산출하고 있음을 알 수 있다.)

제4절 예측의 정확성 검증

지금까지 당기이익이 미래현금흐름(중 1기후 현금흐름)을 얼마나 잘 설명할 수 있는가를 측정하였다. 그러나 모형의 적합성(fit)이 높다고 해서 모형의 예측력도 높아지는 것은 아닌데 이는 모형이 데이터를 과최적화(overfitting)³⁹⁾할 수 있기 때문이다. 이의 가능성을 파악하기 위해, 본 절에서는 예측의 정확성을 검증할 수 있는 표본외예측(out-of-sample forecast)⁴⁰⁾의 결과를 제시한다.

본 연구에서는 다음과 같은 방법으로 계산된 Theil의 U -통계량을 이용하여 표본외예측을 측정하였다.

$$U_t = \sqrt{\frac{\sum (CFO_{i,t+1} - predicted\ CFO_{i,t+1})^2}{\sum (CFO_{i,t+1})^2}}$$

이 통계기법은 작은 오차(small error)보다는 큰 오차(large error)에 더 큰 가중치를 부여하며, 예측이 완벽(perfect forecast)할 경우 U -통계량은 0의 값을 갖는다. 그러므로 앞서 언급하였던 모형을 사용했을 때 실제의 영업현금흐름을 더 잘 예측할 수 있게 된다면, 시간이 경과함에 따라 U -

39) 과최적화(과잉적합: overfitting)란 모형이 과거에 데이터에만 최적화되어 실제데이터를 통해서는 좋은 결과치를 내놓지 못하는 현상을 말한다. 이는 모형이 변수의 조그마한 오차까지도 설명하려고 노력하는데서 발생한다.

40) 이의 과정을 2005년의 영업현금흐름(CFO_{2005})을 예로 들어 설명하면 다음과 같다.

- ① 먼저 E_{2003} 과 CFO_{2003} 으로 CFO_{2004} 를 회귀분석한다.
- ② 이를 통해 얻어진 회귀계수를 2004년의 독립변수(E_{2004} 과 CFO_{2004})에 적용하여 CFO_{2005} 의 예측치를 구한다.
- ③ 이를 실제의 CFO_{2005} 와 비교한다.

통계량은 감소할 것이다.

[표 7]은 영업현금흐름에 대한 예측결과를 보여준다. 분석결과 Theil의 U -통계량이 꾸준히 감소하는 것으로 나타나는데, 이는 당기이익을 사용하여 영업현금흐름을 예측하는 것이 시간이 경과함에 따라 더욱더 정확해지고 있음을 의미한다. 이러한 결과는 곧 [표 6]의 결과를 뒷받침하는 것이다. Full sample을 적용한 [표 7]의 패널 A에서 U -통계량은 1983년~1989년의 0.981에서 1999년~2005년의 0.917로 감소하였으며, 시계열변수 $YEAR$ 의 계수(δ_1)의 t -통계량은 -1.731 로 제한적으로 유의하였다. (한편, 영업현금흐름 자신을 통해 예측하였을 경우의 U -통계량은 같은 기간 동안 0.984에서 0.948로 약간 감소하였는데, 이 때 δ_1 의 t -통계량은 -0.612 로 나타났다.) 이상의 결과를 통하여 1기후 현금흐름에 대한 당기이익의 예측력이 시간이 경과함에 따라 유의하게 증가할 뿐만 아니라, 당기현금흐름에 기초한 예측에 비해 더욱 더 정확해지고 있음을 파악할 수 있다.

[표 7]의 패널 B에는 Survivor sample에 대한 결과치가 요약되어 있다. Theil의 U -통계량은 1983년~1989년의 1.000에서 1999년~2005년의 0.932로 감소하였으나, 시계열변수 $YEAR$ 의 계수(δ_1)가 -0.886 의 t -통계량을 보임으로써 그 감소 추세가 유의하게 나타나지는 않았다. (한편, 영업현금흐름 자신을 통해 예측하였을 경우의 U -통계량은 같은 기간 동안 1.011에서 0.950으로 감소하였으며, 이 때 δ_1 의 t -통계량은 -0.946 이었다.)

[표 7] 1기후 영업현금흐름 예측에 대한 Theil의 U -통계량

CFO Model (A): $CFO_{it+1} = b_0 + b_1 CFO_{it} + g_{it}$			
Earnings Model (B): $CFO_{it+1} = c_0 + c_1 E_{it} + h_{it}$			
Theil의 U -통계량: $U_t = \sqrt{\frac{\sum (CFO_{i,t+1} - predicted\ CFO_{i,t+1})^2}{\sum (CFO_{i,t+1})^2}}$			
Trend in R^2 : $R_{vt}^2 = \delta_0 + \delta_1 YEAR_t + \varepsilon_{it}$ (where R_{vt}^2 is the R_t^2 from (A) or (B))			
Years	Average n	(A) CFO	(B) E
Panel A: Full sample			
1983~1989	210	0.984	0.981
1990~1997	360	0.997	0.980
1999~2005	302	0.948	0.917
시계열변수의 계수(δ_1)의 t -통계량		-0.612	-1.731
Panel B: Constant (survivor) sample			
1983~1989	67	1.011	1.000
1990~1997	67	1.027	0.981
1999~2005	65	0.950	0.932
시계열변수의 계수(δ_1)의 t -통계량		-0.946	-0.886

(주1) 모든 변수들은 평균총자산으로 표준화(deflated)되었음

(주2) Full sample은 1983년부터 2005년까지 6,459개(기업-년)로 구성되어 있음

(주3) Constant sample은 총 23년의 표본기간 중 적어도 21년의 완전한 데이터를 가진 관측치들로 구성되어 있음

CFO =영업현금흐름=감가상각비 계상전 이익-이자비용+이자수익-법인세비용- ΔWC

Δ 순운전자본(ΔWC)= Δ 유동자산- Δ 현금및현금등가물- Δ 단기매매증권}-{ Δ 유동부채- Δ 단기차입금- Δ 유동성장기부채}

$ACC = \Delta WC - DEP$

$E = CFO + ACC$

[표 7] 계속

$$\begin{aligned}\Delta \text{유동자산} &= \text{유동자산}_t - \text{유동자산}_{t-1} \\ \Delta \text{현금및현금등가물} &= \text{현금및현금등가물}_t - \text{현금및현금등가물}_{t-1} \\ \Delta \text{단기투자증권} &= \text{단기투자증권}_t - \text{단기투자증권}_{t-1} \\ \Delta \text{유동부채} &= \text{유동부채}_t - \text{유동부채}_{t-1} \\ \Delta \text{단기차입금} &= \text{단기차입금}_t - \text{단기차입금}_{t-1} \\ \Delta \text{유동성장기부채} &= \text{유동성장기부채}_t - \text{유동성장기부채}_{t-1} \\ DEP &= \text{판매비및관리비상 감가상각비 및 무형자산상각비}\end{aligned}$$

[표 6]과 [표 7]의 결과를 통해, 이익과 미래영업현금흐름간의 연관관계 (relationship)는 시간이 경과함에 따라 증가하고 있으며, 이러한 연관관계의 증가는 이익이 미래현금흐름을 시간이 경과할수록 더 정확히 예측할 수 있게 해주고 있음을 확인하였다. 이는 생존오차를 제어한 Full sample과 선택편의를 제어한 Survivor sample 양쪽 모두에서 마찬가지였다.

제5절 추가 분석-민감도 분석

[표 6] 및 [표 7]의 결과를 통해, 시간이 경과함에 따라 당기이익의 미래영업현금흐름에 대한 증분설명력이 증가하고 있으며, 예측의 정확성도 높아지고 있음이 확인되었다. 이러한 현상은 일반적인 추세일 수도 있지만, 어떠한 특정요인에서 기인한 것일 수도 있다. 본 절에서는 [표 6]에 대한 추가적인 민감도 분석(sensitivity analysis)을 통해 이의 가능한 경제적 원인에 대한 파악을 시도한다.

1. 기업규모의 차이

Baginski, Lorek, Willinger, and Branson [1999]은 기업규모가 이익지속성(earnings persistence)의 경제적 결정요소 중의 하나라고 주장하였다. 대기업은 소기업(혹은 성장기업)에 비해 다각화되어있고, 완만하지만 안정적인 성장을 하는데, 이러한 안정성은 지속가능한 이익과 예측가능한 현금흐름으로 나타날 수 있다. 그러므로 당기이익과 미래현금흐름간의 연관관계(relationship)는 대기업과 소기업에서 각각 다를 것으로 예상할 수 있다.

[표 8] 당기이익과 1기후 영업현금흐름 간의 연관관계 (R^2 %)
(민감도 분석 - 기업규모의 차이)

Full Model (A): $CFO_{it+1} = a_0 + a_1 CFO_{it} + a_2 E_{it} + f_{it}$						
CFO Model (B): $CFO_{it+1} = b_0 + b_1 CFO_{it} + g_{it}$						
Earnings Model (C): $CFO_{it+1} = c_0 + c_1 E_{it} + h_{it}$						
Trend in R^2 : $R_{vt}^2 = \delta_0 + \delta_1 YEAR_t + \varepsilon_{it}$						
(where R_{vt}^2 is the R_t^2 from (A)-(C) or (A)-(B))						
Years	Average n	(A) $CFO \& E$	(B) CFO	(C) E	(A)-(C) Inc CFO	(A)-(B) Inc E
Panel A: Large Firms						
1982~1989	66	9.6	5.1	9.4	0.2	4.5
1990~1997	120	6.3	3.4	4.2	2.1	2.9
1999~2005	100	6.0	0.4	5.3	0.7	5.5
시계열변수의 계수(δ_1)의 t-통계량					0.27	0.51
Panel B: Medium-sized Firms						
1982~1989	66	8.5	3.9	7.7	0.7	4.6
1990~1997	120	7.0	3.2	5.6	1.4	3.8
1999~2005	101	8.4	0.7	5.9	2.4	7.7
시계열변수의 계수(δ_1)의 t-통계량					0.82	1.73

[표 8] 계속

Years	Average n	(A) <i>CFO&E</i>	(B) <i>CFO</i>	(C) <i>E</i>	(A)-(C) Inc <i>CFO</i>	(A)-(B) Inc <i>E</i>
Panel C: Small Firms						
1982~1989	67	7.1	5.7	3.1	4.0	1.4
1990~1997	120	5.9	1.2	6.1	-0.3	4.7
1999~2005	101	8.3	0.6	7.5	0.8	7.7
시계열변수의 계수(δ_1)의 <i>t</i> -통계량					-1.19	3.12

(주1) 모든 변수들은 평균총자산으로 표준화(deflated)되었음

(주2) 표본은 1982년부터 2005년까지 6,583개(기업-년)로 구성되어 있음

CFO = 영업현금흐름 = 감가상각비 계상전 이익 - 이자비용 + 이자수익 - 법인세비용 - ΔWC

Δ 순운전자본(ΔWC) = (Δ 유동자산 - Δ 현금및현금등가물 - Δ 단기매매증권) - (Δ 유동부채 - Δ 단기차입금 - Δ 유동성장기부채)

$ACC = \Delta WC - DEP$

$E = CFO + ACC$

Δ 유동자산 = 유동자산_{*t*} - 유동자산_{*t-1*}

Δ 현금및현금등가물 = 현금및현금등가물_{*t*} - 현금및현금등가물_{*t-1*}

Δ 단기투자증권 = 단기투자증권_{*t*} - 단기투자증권_{*t-1*}

Δ 유동부채 = 유동부채_{*t*} - 유동부채_{*t-1*}

Δ 단기차입금 = 단기차입금_{*t*} - 단기차입금_{*t-1*}

Δ 유동성장기부채 = 유동성장기부채_{*t*} - 유동성장기부채_{*t-1*}

DEP = 판매비및관리비상 감가상각비 및 무형자산상각비

[표 8]에서는 전체 표본(full sample)을 매년 기말자산의 장부가액으로 측정된 기업규모를 기준으로 대기업(large), 중기업(medium), 소기업(small)의 세 가지 그룹으로 분류한 후, 각각의 부표본(sub-sample) 별로 [표 6]의 분석결과를 재검토하였다. 분석 결과, (A)-(C)칼럼에 나타나 있는 미래현금흐름에 대한 당기이익의 증분설명력은 1982년~1989년의 4.5%(대기업), 4.6%(중기업), 1.4%(소기업)에서 1999년~2005년의 5.5%(대기업), 7.7%(중기업), 7.7%(소기업)로 모두 증가하였다. 이 때 시계열변수 *YEAR*의 계수(δ_1)

는 모든 부표본에서 양(+)의 값을 지녔으나, δ_1 의 t -통계량이 각각 0.51(대기업), 1.73(중기업), 3.12(소기업)로 나타남으로써 그 유의성에는 차이를 보였다.

2. 배당성향의 차이

Fama, and French [2001]의 연구에 의하면, 배당을 지급하는 기업의 수는 과거 몇 십년간 꾸준히 감소하고 있는 것으로 나타났다.⁴¹⁾ Miller, and Modigliani [1961] 등의 배당지급에 관한 신호이론에서는, 기업이 그들이 공표한 재무제표상의 이익수치에 대한 신뢰성을 높이기 위해 배당을 지급한다고 가정한다. 이러한 가정에 의하면, 배당을 지급하지 않는 기업은 아마도 배당을 지급할 여유가 없거나 혹은 높은 NPV 투자안에 투자하기 때문일 것이다. 그러나 이익수치 자체가 미래현금흐름에 대한 충분한 신호로서 받아들여지기 때문에 기업들이 배당을 하지 않을 수도 있다. 그러므로 무배당기업의 이익은 배당기업의 이익에 비해 미래현금흐름과 더욱 밀접하게 연관되어 있을 지도 모른다.

[표 9]에서는 전체 표본을 배당의 유무에 근거하여 두 개의 그룹으로 나누었다. 배당기업의 수는 연평균 222개였으며, 무배당기업의 수는 연평균 64개였다. 분석 결과, (A)-(C)칼럼에 나타나 있는 미래현금흐름에 대한 당기이익의 증분설명력은 1982년~1989년의 3.1%(배당기업), 1.8%(무배당기업)에서 1999년~2005년의 3.6%(배당기업), 7.6%(무배당기업)로 모두 증가하

41) 이에 대해 본 연구의 표본을 이용하여 검증한 결과, 국내에서도 무배당기업의 수가 꾸준히 증가하고 있음이 확인되었다. 전체 표본 중 무배당기업의 비율은 1982년~1989년의 16.4%에서 1999년~2005년에는 28.6%로 증가하였으며, 이 때 무배당기업율에 대한 시계열 계수의 t -통계량은 4.70으로 유의하게 나타났다.

[표 9] 당기이익과 1기후 영업현금흐름 간의 연관관계 (R^2 %)
(민감도 분석 - 배당성향의 차이)

Full Model (A): $CFO_{it+1} = a_0 + a_1 CFO_{it} + a_2 E_{it} + f_{it}$						
CFO Model (B): $CFO_{it+1} = b_0 + b_1 CFO_{it} + g_{it}$						
Earnings Model (C): $CFO_{it+1} = c_0 + c_1 E_{it} + h_{it}$						
Trend in R^2 : $R_{vt}^2 = \delta_0 + \delta_1 YEAR_t + \varepsilon_{it}$ (where R_{vt}^2 is the R_t^2 from (A)-(C) or (A)-(B))						
Years	Average n	(A) $CFO \& E$	(B) CFO	(C) E	(A)-(C) Inc CFO	(A)-(B) Inc E
Panel A: Dividend-paying Firms						
1982~1989	166	6.7	3.6	5.7	1.0	3.1
1990~1997	284	5.5	2.4	4.3	1.1	3.1
1999~2005	216	3.6	0.0	3.4	0.2	3.6
시계열변수의 계수(δ_1)의 t-통계량					-1.12	0.48
Panel B: Non-dividend-paying Firms						
1982~1989	33	13.1	11.3	1.5	11.6	1.8
1990~1997	76	6.5	3.2	5.2	1.3	3.3
1999~2005	86	8.3	0.6	6.4	1.9	7.6
시계열변수의 계수(δ_1)의 t-통계량					-2.10	1.81

(주1) 모든 변수들은 평균총자산으로 표준화(deflated)되었음

(주2) 표본은 1982년부터 2005년까지 6,583개(기업-년)로 구성되어 있음

CFO = 영업현금흐름 = 감가상각비 계상전 이익 - 이자비용 + 이자수익 - 법인세비용 - ΔWC

Δ 순운전자본(ΔWC) = (Δ 유동자산 - Δ 현금및현금등가물 - Δ 단기매매증권) - (Δ 유동부채 - Δ 단기차입금 - Δ 유동성장기부채)

$ACC = \Delta WC - DEP$

$E = CFO + ACC$

Δ 유동자산 = 유동자산_t - 유동자산_{t-1}

Δ 현금및현금등가물 = 현금및현금등가물_t - 현금및현금등가물_{t-1}

[표 9] 계속

$$\Delta \text{단기투자증권} = \text{단기투자증권}_t - \text{단기투자증권}_{t-1}$$

$$\Delta \text{유동부채} = \text{유동부채}_t - \text{유동부채}_{t-1}$$

$$\Delta \text{단기차입금} = \text{단기차입금}_t - \text{단기차입금}_{t-1}$$

$$\Delta \text{유동성장기부채} = \text{유동성장기부채}_t - \text{유동성장기부채}_{t-1}$$

$$DEP = \text{판매비 및 관리비상 감가상각비 및 무형자산상각비}$$

였지만, 무배당기업에서 더 크게 증가하였음을 확인할 수 있다. 이 때 시계열변수 *YEAR*의 계수(δ_1)는 배당기업과 무배당기업 모두에서 양(+)의 값을 지녔으나, δ_1 의 *t*-통계량이 각각 0.48(배당기업), 1.81(무배당기업)로 나타나므로써 그 유의성에는 차이를 보였다.

3. 이익실현 여부

Burgstahler, and Dichev [1997], Collins, Maydew, and Weiss [1997] 등은 이익의 가치관련성(이익과 주가와의 연관관계)이 이익보고기업에 비해 손실보고기업에서 낮게 나타남을 발견하였다. 이를 통해 당기이익의 미래 현금흐름에 대한 증분설명력도 손실보고기업에서는 이익보고기업에서보다 낮게 나타날 것으로 예상하는 것이 가능하다. 그런데 Hayn [1995]의 연구에 의하면, 이러한 손실보고기업의 수는 시간이 경과함에 따라 증가⁴²⁾하고 있는 것으로 나타났으므로 이러한 증가추세가 [표 6]의 결과에 영향을 미친 것은 아닐지에 대한 의문점이 발생한다. 본 연구에서는 이를 파악하기 위해 전체 표본을 *t*기에 음(-)의 이익을 보고한 기업과 *t*기에 양(+)의 이

42) 이에 대해 본 연구의 표본을 이용하여 검증한 결과, 국내에서도 손실보고기업의 수가 꾸준히 증가하고 있음이 확인되었다. 전체 표본 중 손실보고기업의 비율은 1982년~1989년의 15.3%에서 1999년~2005년에는 25.3%로 증가하였으며, 이 때 손실보고기업비율에 대한 시계열 계수의 *t*-통계량은 4.33으로 유의하게 나타났다.

[표 10] 당기이익과 1기후 영업현금흐름 간의 연관관계 (R^2 %)
(민감도 분석 - 이익실현 여부)

Full Model (A): $CFO_{it+1} = a_0 + a_1 CFO_{it} + a_2 E_{it} + f_{it}$						
CFO Model (B): $CFO_{it+1} = b_0 + b_1 CFO_{it} + g_{it}$						
Earnings Model (C): $CFO_{it+1} = c_0 + c_1 E_{it} + h_{it}$						
Trend in R^2 : $R_{vt}^2 = \delta_0 + \delta_1 YEAR_t + \varepsilon_{it}$ (where R_{vt}^2 is the R_t^2 from (A)-(C) or (A)-(B))						
Years	Average n	(A) $CFO \& E$	(B) CFO	(C) E	(A)-(C) Inc CFO	(A)-(B) Inc E
Panel A: Firms reporting positive earnings						
1982~1989	169	6.3	4.5	4.4	1.9	1.8
1990~1997	294	5.1	2.1	4.5	0.7	3.1
1999~2005	226	1.8	0.0	1.6	0.2	1.8
시계열변수의 계수(δ_1)의 t-통계량					-1.90	0.16
Panel B: Firms reporting losses						
1982~1989	30	4.5	4.0	1.5	3.1	0.5
1990~1997	66	0.5	1.2	-0.6	1.0	-0.7
1999~2005	76	7.0	0.9	5.5	1.5	6.0
시계열변수의 계수(δ_1)의 t-통계량					-0.94	2.08

(주1) 모든 변수들은 평균총자산으로 표준화(deflated)되었음

(주2) 표본은 1982년부터 2005년까지 6,583개(기업-년)로 구성되어 있음

CFO = 영업현금흐름 = 감가상각비 계상전 이익 - 이자비용 + 이자수익 - 법인세비용 - ΔWC

Δ 순운전자본(ΔWC) = (Δ 유동자산 - Δ 현금및현금등가물 - Δ 단기매매증권) - (Δ 유동부채 - Δ 단기차입금 - Δ 유동성장기부채)

$ACC = \Delta WC - DEP$

$E = CFO + ACC$

[표 10] 계속

$$\begin{aligned}\Delta \text{유동자산} &= \text{유동자산}_t - \text{유동자산}_{t-1} \\ \Delta \text{현금및현금등가물} &= \text{현금및현금등가물}_t - \text{현금및현금등가물}_{t-1} \\ \Delta \text{단기투자증권} &= \text{단기투자증권}_t - \text{단기투자증권}_{t-1} \\ \Delta \text{유동부채} &= \text{유동부채}_t - \text{유동부채}_{t-1} \\ \Delta \text{단기차입금} &= \text{단기차입금}_t - \text{단기차입금}_{t-1} \\ \Delta \text{유동성장기부채} &= \text{유동성장기부채}_t - \text{유동성장기부채}_{t-1} \\ DEP &= \text{판매비및관리비상 감가상각비 및 무형자산상각비}\end{aligned}$$

익을 보고한 기업으로 분류한 후, $t+1$ 기의 영업현금흐름과의 연관관계를 조사하였다.

[표 10]에 이의 결과가 제시되어 있다. 분석결과 손실보고기업에서의 이익의 증분설명력이 더 높았으며, 증가추세도 유의하게 나타났다. (A)-(C) 칼럼에 나타나 있는 미래현금흐름에 대한 당기이익의 증분설명력은 이익보고기업의 경우 전체표본기간 동안 큰 변화가 없었지만, 손실보고기업의 경우에는 크게 증가하였다. 1982년~1989년과 1999년~2005년의 기간에 이익보고기업은 1.8%의 동일한 증분설명력을 보였지만, 손실보고기업은 증분설명력이 0.5%에서 6.0%로 증가하였다. 이 때 시계열변수 $YEAR$ 의 계수(δ_1)는 이익보고기업과 손실보고기업 모두에서 양(+)의 값을 나타냈으나, δ_1 의 t -통계량이 각각 0.16(이익보고기업), 2.08(손실보고기업)로 나타남으로써 그 유의성에는 차이를 보였다.

4. 영업순환주기의 변화

현금흐름의 예측에 있어 영업순환주기의 변화(operating cycle changes)는 중요한 함의를 지닌다. Dechow, Kothari, and Watts [1998]의 연구에

의하면, 미래현금흐름을 예측하는데 있어서 당기현금흐름과 비교했을 때의 상대적으로 우월하게 나타나는 이익의 능력은 기업의 영업순환주기와 정의 상관관계를 갖는다. 그러므로 미래현금흐름의 예측시 당기현금흐름에 비해 이익이 갖는 우위는 표본기간 동안 영업순환주기가 증가하는 기업들에서 더 늘어날 것으로 예상할 수 있다.

이 때 영업순환주기는 Dechow [1994]가 제시하였던 방법인 매출채권회수기간과 재고자산회전기간의 합으로 측정하였다. (영업순환주기=매출채권회수기간+재고자산회전기간) 그러나, Dechow [1994] 및 Dechow, Kothari, and Watts [1998] 등과는 달리, 본 연구에서는 Kim, and Kross [2005]의 방법을 사용하여 1982년~2005년 동안에 대해 각각의 표본 기업들의 영업순환주기의 변화(the change in operating cycle length)를 분석하였다. 테스트의 목적상 산업군 내의 기업이 최소 20개 이상인 산업만을 대상으로 산업별⁴³⁾로 분석을 실시하였는데 총 16개의 산업 중 13개의 산업이 이 조건을 충족시켰다. 영업순환주기 median값에 대한 시계열 계수의 t -통계량이 3.0⁴⁴⁾보다 클 경우, 이러한 산업의 영업순환주기를 “증가하고 있다”라고 간주하고, 그렇지 않은 산업의 영업순환주기는 “증가하고 있지 않다”라고 간주하였다. 1982년~2005년의 기간에 걸쳐 증가하는 영업순환주기를 갖는 산업으로는 3개 산업(음식료품, 섬유·의복, 비금속광물)이 있는데, 이들 산업에 속한 모든 기업을 “영업순환주기가 증가하는 기업”으로 분류하였다. 나머지 13개 산업들은 감소하거나 안정적인 영업순환주기를 갖는데, 이들 산

43) Dechow, Kothari, and Watts [1998]는 개별기업별 분석시에는 기업고유의 요인으로 인한 통계적 잡음(noise)이 발생할 확률이 높지만 산업별로 분석할 경우에는 이러한 noise가 제거되므로, 산업별 분석이 개별기업별 분석보다 우월한 방법이라고 주장하였다.

44) 이는 영업순환주기가 $\alpha < 0.01$ 수준에서 통계적으로 유의하게 증가한 산업만을 채택하였음을 의미한다. 이 때 기준이 되는 $t \geq 3.0$ 은 Kim, and Kross [2005]의 방법을 인용한 것인데, 특별한 이론적 근거가 있는 기준이 아니라 자의적인 분류이다.

[표 11] 당기이익과 1기후 영업현금흐름 간의 연관관계 (R^2 %)
(민감도 분석 - 영업순환주기의 변화)

Full Model (A): $CFO_{it+1} = a_0 + a_1 CFO_{it} + a_2 E_{it} + f_{it}$						
CFO Model (B): $CFO_{it+1} = b_0 + b_1 CFO_{it} + g_{it}$						
Earnings Model (C): $CFO_{it+1} = c_0 + c_1 E_{it} + h_{it}$						
Trend in R^2 : $R_{vt}^2 = \delta_0 + \delta_1 YEAR_t + \varepsilon_{it}$ (where R_{vt}^2 is the R_t^2 from (A)-(C) or (A)-(B))						
Years	Average n	(A) $CFO \& E$	(B) CFO	(C) E	(A)-(C) Inc CFO	(A)-(B) Inc E
Panel A: Operating cycle increasing						
1982~1989	39	9.3	2.3	6.6	2.8	7.0
1990~1997	59	8.6	2.6	7.0	1.6	5.9
1999~2005	53	10.9	1.5	8.8	2.1	9.4
시계열변수의 계수(δ_1)의 t-통계량					-0.44	0.53
Panel B: Operating cycle NOT increasing						
1982~1989	160	10.5	6.7	7.5	3.0	3.8
1990~1997	300	8.0	3.4	6.4	1.6	4.6
1999~2005	250	7.7	0.8	6.7	1.0	6.9
시계열변수의 계수(δ_1)의 t-통계량					-1.76	1.92

(주1) 모든 변수들은 평균총자산으로 표준화(deflated)되었음

(주2) 표본은 1982년부터 2005년까지 6,583개(기업-년)로 구성되어 있음

CFO = 영업현금흐름 = 감가상각비 계상전 이익 - 이자비용 + 이자수익 - 법인세비용 - ΔWC

Δ 순운전자본(ΔWC) = (Δ 유동자산 - Δ 현금및현금등가물 - Δ 단기매매증권) - (Δ 유동부채 - Δ 단기차입금 - Δ 유동성장기부채)

$ACC = \Delta WC - DEP$

$E = CFO + ACC$

Δ 유동자산 = 유동자산_t - 유동자산_{t-1}

Δ 현금및현금등가물 = 현금및현금등가물_t - 현금및현금등가물_{t-1}

[표 11] 계속

$$\begin{aligned}\Delta \text{단기투자증권} &= \text{단기투자증권}_t - \text{단기투자증권}_{t-1} \\ \Delta \text{유동부채} &= \text{유동부채}_t - \text{유동부채}_{t-1} \\ \Delta \text{단기차입금} &= \text{단기차입금}_t - \text{단기차입금}_{t-1} \\ \Delta \text{유동성장기부채} &= \text{유동성장기부채}_t - \text{유동성장기부채}_{t-1} \\ DEP &= \text{판매비 및 관리비상 감가상각비 및 무형자산상각비}\end{aligned}$$

업들에 속한 기업을 “영업순환주기가 증가하지 않는 기업”으로 분류하였다.

[표 11]에는 이에 대한 결과치가 나타나 있다. 패널 A는 증가하는 영업순환주기를 갖는 산업 내의 기업에 대한 결과치를 나타내고 있으며, 패널 B는 그렇지 않은 영업순환주기를 갖는 산업 내의 기업에 대한 결과치를 나타내고 있다. 마지막 칼럼에 제시되어 있는 미래현금흐름에 대한 당기이익의 증분설명력은 1982년~1989년의 7.0%(영업순환주기가 증가하는 기업), 3.8%(영업순환주기가 증가하지 않는 기업)에서 1999년~2005년의 9.4%(증가하는 기업), 6.9%(증가하지 않는 기업)로 모두 증가하였다. 이 때 시계열변수 *YEAR*의 계수(δ_1)는 양 쪽 모두에서 양(+)의 값을 지녔으나, δ_1 의 *t*-통계량이 각각 0.53(증가하는 기업), 1.92(증가하지 않는 기업)로 나타남으로써 그 유의성에는 차이를 보였다.

지금까지 당기이익의 미래영업현금흐름 예측력 증가추세에 대한 다양한 민감도 분석의 결과⁴⁵⁾에 대해 살펴보았다. 표본을 기업규모, 배당지급유무,

45) Kim, and Kross [2005]는 본 연구에서 살펴본 4가지 민감도 분석 이외에 보수주의의 변화(changes in conservatism)가 예측력 증가추세에 미치는 영향에 대해서도 분석하였다. 이들은 비영업발생액(=감가상각비 차감전 총발생액-영업발생액, non-operating accruals)을 이용하여 보수주의의 변화를 측정하였는데, 분석결과 미래현금흐름에 대한 예측력은 보수주의가 증가하는 산업에 속한 기업들의 경우에는 증가하였지만, 보수주의가 증가하지 않는 산업에 속한 기업들의 경우에는 감소하는 것으로 나타났다. 이들은 이를 통해 [표 6]의 결과가 보수주의의 증가에서

보고이익의 형태, 영업순환주기의 변화 등을 기준으로 각각 나누어서 분석한 결과를 종합하여 보면, 그 결과는 [표 6]의 결과와 대체적으로 일치한다. 총 9개의 부표본(sub-sample) 중 지난 23년간 당기이익의 미래현금흐름에 대한 설명력이 감소한 부표본은 단 한 그룹도 없었으며, 9개 그룹 모두에서 시계열변수 *YEAR*의 계수의 부호가 양(+)으로 나타났다. (그러나, 그 유의성에는 차이를 보여서, 이 중 5개의 그룹에서만 통계적으로 유의한 *t*-통계량을 보였다.) 이를 통해, 위의 분류 기준들은, 당기이익과 미래현금흐름간 연관관계(relationship)가 증가하고 있는 것으로 나타난 [표 6]의 결과에 대해 큰 영향을 끼치지 못한 것으로 예상할 수 있다.

제6절 실증분석의 시사점

본 장에서 실시한 실증분석의 결과, 시간이 경과함에 따라 당기이익의 미래영업현금흐름에 대한 증분설명력이 증가하고 있고([표 6]), 예측의 정확성도 높아지고 있으며([표 7]), 이러한 예측력 증가추세는 특정한 요인에 의해 영향을 받은 결과가 아니라 전체 표본에서 일관적으로 나타나는 현상임([표 8]~[표 11], 민감도 분석)을 확인할 수 있다. (반면에 당기현금흐름의 경우에는 표본기간의 대부분에서 그 증분설명력이 당기이익의 증분설명력에 비해 낮게 나타났고, 그 추세 또한 증가하고 있지 않는 것으로 파악되었다.) 이는 발생기준에 의해 작성된 이익이, 그 측정 및 우월성에 관한

일정부분 기인하였을 것이라고 추측하였다. 본 연구에서도 Kim, and Kross [2005]의 방법을 이용하여 보수주의의 영향을 파악하려 시도하였다. 그러나 국내기업들의 경우, 보수주의의 변화를 비영업발생액을 이용하여 측정하였을 때 보수주의가 증가하는 것으로 나타난 산업은 전체 16개 산업군 중 건설업 한 군데에 불과(건설업에 속한 기업들이 전체 표본에서 차지하는 비중은 7.98%)한 것으로 나타났으므로, 보수주의의 변화는 [표6]의 결과에 거의 영향을 주지 못한 것으로 판단되었다. 따라서 본 연구에서는 보수주의의 변화를 기준으로 분류한 민감도 분석의 결과를 본문에 제시하지 않았다.

여러 논란에도 불구하고, 미래현금흐름창출능력을 당기의 현금흐름보다 더 잘 예측할 수 있다라는 점에서 여전히 유용하고 목적적합한 정보임을 확인시켜 주는 결과이다.

그러나, 한편으로는 회계이익의 주가에 대한 증분설명력(상대적 가치관련성)이 감소하고 있음이 여러 선행연구들에 의해 이미 밝혀졌기 때문에, 미래현금흐름에 대한 당기이익의 증분설명력이 시간이 경과함에 따라 증가하고 있다(혹은 감소하고 있지 않다)라는 연구결과는 의외의 결과로 받아들여질 수 있다. 왜냐하면 이익은 미래현금흐름의 현재가치이기 때문이다. 특히 위의 민감도 분석의 결과, 이러한 반대되는 결과를 설명할 수 있는 특별한 요인을 발견하지 못함으로써 결과에 대한 의문은 계속된다.

Collins, and Kothari [1989]의 연구를 통해 이에 대한 해답을 찾을 수 있다. 이들의 연구에 의하면 이익의 가치관련성(이익과 주가간의 연관관계)은 이자율, 위험, 성장률, 이익지속성 등의 변화에 영향을 받는 것으로 나타났다. 만일 시간이 경과함에 따라 이자율이 하락한다면, 기업의 주가는 상승하지만 주가 중에서 1기 후 현금흐름이 차지하는 비중은 감소하게 된다.⁴⁶⁾ 이자율의 변화가 주가와 1기후 현금흐름간의 관계를 변화시킨 것이다. 즉, 외부적 요인이 변화하였을 때는 주가와 1기후 현금흐름간의 정(+)의 관계가 성립하지 않게 된다. 그러므로 이자율 등의 외부적 요인이 변화하고 있는 상황에서는 이익과 주가와 의 연관관계가 감소하고 있다고 해서 이익과

46) 이를 예를 들어 설명하면 다음과 같다.

이자율이 20%인 경우, 미래에 지속적으로 매기마다 1원씩의 현금흐름을 창출할 것으로 예상되는 기업의 현재시점의 주가는 5원($1\text{원}/0.2$)이며 이 중 1기후 현금흐름($1\text{원}/1.2=0.83\text{원}$)이 주가에서 차지하는 비중은 16.7%($0.83\text{원}/5\text{원}$)다. 이 때 만일 이자율이 10%로 하락한다면, 주가는 10원($1\text{원}/0.1$)이 되고 1기후 현금흐름($1\text{원}/1.1=0.91$)이 주가에서 차지하는 비중은 9.1%($0.91\text{원}/10\text{원}$)가 된다. 즉 이자율이 50% 감소($0.2 \rightarrow 0.1$)하였을 때, 주가는 100% 증가($5\text{원} \rightarrow 10\text{원}$)하였지만, 1기후 현금흐름은 9.6% 증가($0.83\text{원} \rightarrow 0.91\text{원}$)하는데 그쳤으며, 1기후 현금흐름이 주가에서 차지하는 비중은 오히려 46% 감소($16.7\% \rightarrow 9.1\%$)한 것이다.

1기후 현금흐름과의 연관관계도 동일하게 감소할 것으로 예상할 수는 없다. 이상의 분석은 미래현금흐름에 대한 당기이익의 증분설명력이 시간이 경과함에 따라 증가하고 있는 것으로 나타난 본 연구의 결론에 어느 정도 논리적 근거를 제시하며 신뢰성을 더해준다.⁴⁷⁾

47) 그러나 이 또한 연구결과의 불일치(이익의 가치관련성은 감소추세이지만 이익과 1기후 현금흐름 간 연관관계는 증가추세인 현상)의 원인에 대한 명확한 해답이 되지는 못하며, 다만 하나의 가설일 뿐이다.

제5장 결론 및 한계점

본 연구에서는 회계이익과 미래영업현금흐름과의 연관관계(relationship)가 시간이 경과함에 따라 어떻게 변화하였는지를 파악하여 그 추세를 분석함으로써 회계이익의 유용성을 검증하였다. 이를 위해 Fn-Guide를 통해 자료를 입수할 수 있는 최대기간인 1981년부터 2006년까지의 기간을 표본기간으로 정하였으며, 분석의 정확성을 위하여 Collins, Maydew, and Weiss [1997]의 방법과 유사한 방식을 사용하여 표본 선별과정을 진행하였다. 이에 따라 16개 산업, 528개 기업으로 구성되어 있는 6,583개(기업-년)의 표본을 추출하였다.

실증분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 이익의 가치관련성(이익과 주가간의 연관관계)은 전체 표본기간을 대상으로 분석하였을 때에는 그 증가·감소가 분명치 않은 것으로 나타났지만, 최근의 기간(1992년~2005년) 동안에는 유의하게 감소하고 있는 것으로 나타났다.

둘째, 이익의 가치관련성이 최근 들어 하락하고 있음에도 불구하고, 당기 이익과 1기후 현금흐름과의 연관관계는 시간이 경과함에 따라 꾸준히 증가하고 있음을 확인하였다. 이러한 현상은 전체 기간 동안의 표본과 이 중 표본기간에 걸쳐 계속 존재해온 기업(surviving firm)들만을 대상으로 한 표본의 양쪽 모두에서 마찬가지로 나타났다.

셋째, 당기이익에 근거한 현금흐름 예측의 정확성이 시간이 경과함에 따라 증가하였다. 이를 통해 이익이 미래현금흐름을 시간이 경과할수록 더 정확히 예측하고 있음을 확인하였다.

넷째, 기업규모, 배당유무, 보고이익의 형태, 영업순환주기의 변화 등으로 다양하게 민감도 분석을 행한 결과, 어떠한 부표본(sub-sample)에서도 이익과 1기후 현금흐름간 연관관계가 감소하는 것으로 나타나지 않았다. 이를 통해, 위의 분류기준들이 당기이익과 미래현금흐름간 연관관계의 증가추세에 영향을 미치지 못했음을 확인할 수 있다.

이상의 결과를 요약하면 다음과 같다.

이익의 가치관련성이 최근 들어 하락하고 있음에도 불구하고, 이익과 미래영업현금흐름간의 연관관계(relationship)는 시간이 경과함에 따라 증가하고 있으며, 당기이익에 기초한 미래현금흐름 예측의 정확성도 증가하고 있다. 이는 생존오차를 제어한 Full sample과 선택편의를 제어한 Survivor sample 양쪽 모두에서 동일하게 나타나는 추세이며, 특정한 요인에 의해 영향을 받은 결과가 아니라 전체 표본에서 일관적으로 나타나는 현상이다. 이를 통해 발생주의 이익이 여전히 유용한 정보임을 확인할 수 있다.

본 연구는 Kim, and Kross [2005]의 연구에 기초하여 국내기업을 대상으로 미래현금흐름에 대한 이익의 증분설명력이 증가하고 있음을 확인하였다는데 그 의의가 있다. 하지만, 연구 진행과정 및 결과에 있어 다음과 같은 한계점을 가지고 있다.

첫째, 표본기간이 추세를 분석하기에는 충분하지가 않다. 데이터 입수의 현실적인 문제로 인해 본 연구에서는 표본기간을 총 23년으로 하여 분석을 진행하였다. 그러나 이는 추세분석의 기간으로 사용하기에는 부족함이 있으므로 향후에 더 긴 기간을 표본기간으로 하여 분석을 행한다면, 추세분석의 결과가 더 정확하게 나타날 것이다.

둘째, 표본의 수가 부족하다. 본 연구에서는 분석의 방법으로 연간 횡단면 회귀분석(annual cross-sectional regression analysis)을 사용하므로 매기의 표본이 많을수록 더 정확한 추세를 파악할 수가 있다. 그러므로 표본

의 수가 더 증가한 후에 본 연구를 다시 실행한다면, 더 정확한 분석결과를 얻을 수 있을 것이다.

셋째, 이익의 가치관련성이 저하되고 있음에도 이익의 미래현금흐름에 대한 예측력이 증가 추세를 보이고 있는 원인에 대해 명확한 해답을 제시하지 못하고 있다. 이에 대해 본 연구에서는 이자율 등의 외부적 요인에서 비롯된 것으로 추측하고 있을 뿐이지만, 향후의 연구에서 이의 발생원인에 대해 추가적으로 분석한다면 본 연구의 결과를 더 잘 설명할 수 있을 것이다.

<참 고 문 헌>

- 권수영, 김문철, 손성규, 최관, 한봉희, 2003, 『자본시장에서의 회계정보유용성』 신영사
- 백원선, 이건창, 박연희, 2001, "주식수익률과 기업성과 측정치간의 관계: 영업현금흐름, 당기순이익, 초과이익, 잉여현금흐름 및 경제적부가치간의 상대적 정보내용 비교", 회계학연구 제2호, 67-88.
- 한봉희, 1998, "발생주의적 조정의 유용성 저하에 관한 실증연구", 회계학연구 제4호, 53-80.
- Amir, E., and B. Lev, 1996, "Value-relevance of nonfinancial information: The Wireless Communications Industry", *Journal of Accounting and Economics* 22, 3-30.
- Baginski, S. P., K. S. Lorek, G. L. Willinger, and B. C. Branson, 1999, "The relationship between economic characteristics and alternative annual earnings persistence measures", *The Accounting Review* 74, 105-120.
- Barth, M. E., D. P. Cram, and K. K. Nelson, 2001, "Accruals and the prediction of future cash flows", *The Accounting Review* 76, 27-58.
- Beaver, W., 1998, 『Financial reporting: An accounting revolution』 Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.
- Bowen, R. M., D. Burgstahler, and L. A. Daley, 1986, "Evidence on the relationships between earnings and various measures of cash flows", *The Accounting Review* 61, 713-725.

- Brown, S., K. Lo, and T. Lys, 1999, "Use of R^2 in accounting research: Measuring changes in value relevance over the last four decades", *Journal of Accounting and Economics* 28, 83-115.
- Burgstahler, D., and I. Dichev, 1997, "Earnings, adaptation and equity value", *The Accounting Review* 72, 187-216
- Burgstahler, D., and I. Dichev, 1997, "Earnings management to avoid earnings decreases and losses", *Journal of Accounting and Economics* 24, 99-126.
- Burgstahler, D., J. Jiambalvo, and Y. Pyo, 1998, "The informativeness of cash flows for future cash flows", Working Paper, University of Washington.
- Chang, J., 1999, "The decline in value relevance of earnings and book values", Working Paper, University of Pennsylvania.
- Collins, D. W., and S. P. Kothari, 1989, "An analysis of intertemporal and cross-sectional determinants of earnings response coefficients", *Journal of Accounting and Economics* 11, 143-181.
- Collins, D. W., E. L. Maydew, and I. F. Weiss, 1997, "Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years", *Journal of Accounting and Economics* 24, 39-67.
- Core, J. E., W. R. Guay, A. V. Buskirk, 2003, "Market valuation in the new economy: An investigation of what has changed", *Journal of Accounting and Economics* 34, 43-67.
- Dechow, P. M., 1994, "Accounting earnings and cash flow as measures of firm performance: The role of accounting accruals", *Journal of Accounting and Economics* 18, 3-42.

- Dechow, P. M., S. P. Kothari, and R. L. Watts, 1998, "The relation between earnings and cash flows", *Journal of Accounting and Economics* 25, 133-168.
- Fama, E. F., and K. R. French, 2001, "Disappearing dividends: Changing firm characteristics or lower propensity to pay?", *Journal of Financial Economics* 60, 3-43.
- FINANCIAL ACCOUNTING STANDARDS BOARD. *Statement of Financial Accounting Concepts No. 1: Objectives of Financial Reporting by Business Enterprises*. Stamford: FASB, 1978.
- FINANCIAL ACCOUNTING STANDARDS BOARD. *Statement of Financial Accounting Standards No. 95: Statement of Cash Flows*. Stamford: FASB, 1987.
- Finger, C. A., 1994, "The ability of earnings to predict future earnings and cash flow", *Journal of Accounting Research* 32, 210-223.
- Francis, J., and K. Schipper, 1999, "Have financial statements lost their relevance?", *Journal of Accounting Research* 37, 319-352.
- Givoly, D., and C. Hayn, 2000, "The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative?", *Journal of Accounting and Economics* 29, 287-320.
- Greenberg, R. R., G. L. Johnson, and K. Ramesh, 1986, "Earnings Versus Cash Flows as a predictor of future cash flows", *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 1, 266-277.
- Hayn, C., 1995, "The information content of losses", *Journal of Accounting and Economics* 20, 125-153.

- Kim, M., and W. Kross, 2005, "The ability of earnings to predict future operating cash flows has been increasing-not decreasing", *Journal of Accounting Research* 43, 753-780.
- Lev, B., and P. Zarowin, 1999, "The boundaries of financial reporting and how to extend them", *Journal of Accounting Research* 37, 353-385.
- Lorek, K. S., and G. L. Willinger, 1996, "A multivariate time-series prediction model for cash flow data", *The Accounting Review* 71, 81-101.
- Miller, M. H., and F. Modigliani, 1961, "Dividend policy, growth, and the valuation of shares", *The Journal of Business* 34, 411-433.
- Palepu, K. G., P. M. Healy, and V. L. Bernard, 2004, 『Business analysis & valuation: Using financial statements』 South-Western College, Cincinnati, Ohio
- Ryan, S., and P. Zarowin, 2003, "Why has the contemporaneous linear returns-earnings relation declined?", *The Accounting Review* 78, 523-553.
- Sloan, R. G., 1996, "Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?", *The Accounting Review* 71, 289-315.
- Watts, R. W., and J. L. Zimmerman, 1986, 『Positive accounting theory』 Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.