

우리나라 제조기업의 하방경직적 원가행태를 고려한 이익예측 모형

전 응 수* · 윤 주 영**

요약

본 연구는 기업가치 평가의 회계정보원천으로 이용되는 회계이익 예측모형이 원가의 하방 경직성이 반영된 이익예측모형으로써 좀 더 정확한 회계정보로써 영향을 미치는가에 대한 고찰을 목적으로 하였다. 본 연구는 회계이익예측능력을 평가하는데 있어 미래자기자본이익률(ROE)을 추정한 (Fairfield et al, 1996)의 모형으로 비교하고자 한다. 실증분석을 위하여 1982년부터 2005년까지의 기간 동안 총 621개의 제조 기업 자료를 사용하였다. SPSS를 통한 회귀분석을 사용하여 (Fairfield et al, 1996)의 모형에 따라 직전 10년간 통합된 시계열자료를 이용하여 3개의 모형을 분석하였다.

본 연구의 분석결과로 첫째, 이익예측모형별 시계열 분석 비교결과 하방경직적 원가행태를 고려한 이익예측모형인 CSF모형이 타 이익예측모형에 비해 비교 우위에 있음을 확인 하였다. 이는 매출액 변동과 원가의 관계를 고려한 CSF모형이 매출액 변동과 손익계산서의 다른 항목간의 관계를 무시한 모형보다 유용한 회계정보를 가지고 있음을 의미한다. 둘째, 전기 ROE모형과 CSF모형 간 비교 분석결과 전체 예측오차의 차이는 뚜렷한 차이를 보이지 않았으나, 10년간 t 기의 추정된 $ROE(\widehat{ROE}_t)$ 에 비해서 상대적으로 우월한 예측오차의 결과를 나타내고 있다. 이는 또한 국내 기업의 자기자본 이익률(ROE)이 전기 자기자본 이익률에 의한 점증적인 성장이 이루어졌음을 의미하며, CSF모형의 우월성을 뒷받침해주는 요인으로 분석되었다.

핵심주제어 : 원가, 원가 행태, 하방경직성 원가, 이익예측

* 단국대학교 상경대학 경영학부 교수, wsjeon@dankook.ac.kr

** 단국대학교 대학원 회계학과, din088@hanmail.net

I. 서 론

원가 행태란 조업도의 변화에 따라 원가 발생액이 일정한 양상으로 변화할 때의 변화행태를 의미한다. 원가행태는 기업 가치를 평가하는데 있어서 매우 중요한 역할을 하며 또한 경영자가 경영계획을 수립하는데 있어서 매우 중요한 역할을 한다. 전통적으로 경영자는 회계정보를 과거 원가자료를 이용하여 미래의 이익을 예측하였다. 하지만 현대 산업구조에서 크게 증가되어진 인적자산과 무형자산이 제대로 인식·측정되어지지 못한 회계구조로 인해 회계정보가 회계정보이용자들에게 보다 정확한 회계정보를 제공하지 못하고 있다. 이는 전통적으로 원가를 변동비와 고정비만으로 분류하여 가정하는 손익분기점(CVP)기반의 분석만으로는 경영자에게 미래의 이익예측을 추정하는데 있어 정확한 회계정보를 제공하지 못한다는 것을 암시한다. 특히 미래이익예측을 추정할 때 중요한 지표로 사용되고 있는 회계정보 중 원가와 매출액간의 관계에 포함되어 있는 회계정보는 전혀 반영되어 지지 않고 있다.

현재까지 이익예측과 관련된 선행연구는 대부분 외부보고 측면에서 다루어져 왔다. 즉, 기존의 이익예측모형은 손익계산서에 보고되는 항목이나(Lipe 1986 : Fairfield 1996), 재무제표로부터 산출되는 회계신호에만 근거하고 있다(Ou and Penman 1989).

본 연구는 이와 다르게 이익을 매출액 증감에 비례해 발생하는 매출액의 구성요소로 간주한다. 이러한 접근법은 매출액이 주요한 이익동인(profit driver)이고 변동원가가 매출액에 비례하여 증감한다는 사고와 매출액이 감소할 때 원가가 하방경직성을 보인다는 최근 연구 결과에 근거한다(Noreen and Soderstorm 1997 : Anderson 2003 : 안태식 2002 : 이석영2003).

본 연구의 목적은 매출액변동과 원가의 관계를 고려한 모형이 매출액 변동과 손익계산서의 다른 항목간의 관계를 무시한 모형보다 이익의 시계열적 변동을 더 잘 설명해 줄 수 있는지를 고찰하는 것이다. 즉, 하방경직적 원가행태를 고려한 이익예측모형(cost stickiness based model to forecasting earnings, 이하 “CSF모형”이라 한다)의 예측능력을 평가하기 위해 미래자기 자본이익률(ROE)을 추정한 (Fairfield et al. 1996)의 모형을 시계열 추세로 비교하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II에서는 하방경직적 원가행태의 이론적 배경과 선행연구에 대해 살펴보고, III에서는 원가의 하방경직성을 고려한 이익예측모형에 대한 연구모형을 설정하며, IV에서는 하방경직적 원가행태를 고려한 이익예측모형의 타당성의 실증분석을 위한 표본의 기술통계와 결과를 해석한다. 마지막으로 V장에서는 본 논문의 연구결과를 요약하고 결론 및 한계점을 제시한다.

II. 연구 설계

1. 하방경직적 원가행태

하방경직적 원가행태(sticky cost behavior)란 매출액 감소에 따른 원가 감소액이 동일한 매출액 증가에 따른 원가증가액보다 더 작은 경우를 말한다. 하방경직적 원가행태는 활동수준이 감소할 때 현재의 구속적 자원(committed resources)을 유지함으로써 단기적으로 미사용 설비원가(cost of unutilized capacity)를 부담할 것인지, 아니면 즉각적으로 설비수준을 감소시킬 것인지에 대한 경영자의 의사결정의 결과로 발생한다. 즉, 경영자는 활동수준이 감소할 때 구속적 자원을 곧바로 줄이기보다는, 추후에 활동수준이 증가하게 되어 과거에 감축했던 자원이 다시 필요하게 됨으로써 발생하는 비용을 회피하기 위해 구속적 자원을 신중하게 조정한다는 것이다(Anderson 2003). 이러한 비대칭적 원가행태는 매출액의 변화에 대하여 이익의 변화도 비대칭적임을 시사한다.

Noreen and Soderstorm(1997)은 활동수준 증감에 따라 원가 비대칭성을 검증하기 위한 시계열 자료를 이용하여 제조간접원가의 장기적인 행태에 관한 최초의 실증분석을 하였다. 이 연구에서는 미국 워싱턴 주의 병원들의 간접원가를 통해 비대칭성의 존재유무를 검증하였으며, 제조간접원가의 많은 부분이 고정적인 성격의 원가임을 보여주었으나 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못하였다.

Anderson(2003)은 미국 제조기업의 판매관리비 자료를 분석하여 판매관리비의 하방경직성을 보여주는 결과를 얻었다. 현재의 수요가 기대 이하인 경우에 구속적 자원을 곧바로 감소시킴으로써 당기에 발생하게 될 비용과 향후에 수요가 증가하였을 때 과거에 감축했던 자원을 다시 증가시킴으로써 발생하게 될 비용을 합한 조정비용을 고려하여야 하기 때문에, 경영자는 구속적 자원을 감소시키는 의사결정에 신중을 기하게 되기에 활동수준 증감에 대한 경영자의 의사결정이 하방경직적 원가행태를 초래한다고 주장하였다.¹⁾

Subramaniam and Weidenmier(2003)는 미국 내 산업을 대상으로 판매관리비의 비대칭적 원가행태를 결정하는 요소로 고정자산집중도와 종업원집중도, 미래활동수준 증가에 대한 기대, 산업집중도, 매출액 변동성등을 분석하였다. 분석 결과로는 고정자산집중도가 높을수록,

1) 조정비용이라 함은 종업원 해고시의 퇴직금, 신규 채용 시 교육훈련 비용 등의 직접적인 현금비용과 종업원 해고로 인한 팀 내 사기저하 및 인적자본 형성에 미치는 악영향등의 비현금비용을 포함하는 비용을 말한다.

산업집중도가 높을수록, 매출액 변동성이 작을수록 하방경직적 원가 행태를 발견하였다.

안태식·이석영·정형록(2002)은 한국 제조기업을 대상으로 20년동안의 제조원가항목을 위주로 시계열적 원가행태를 분석하고자 하였다. 연구 결과, 재료원가와 노무원가의 경우는 매출액의 변화방향에 상관없이 원가의 대칭적인 행태를 보인 반면, 제조간접원가만이 하방경직적 원가행태를 보였다. 판매관리원가도 기존연구결과와 같은 하방경직적 원가행태를 보였다.

이석영·유상열·윤재원(2003)은 우리나라 기업을 산업별로 분류하여 매출원가와 판매관리비를 대상으로 비대칭적 원가행태의 산업별차이와, 활동수준변화크기와의 영향을 분석하였다. 연구결과, 매출원가는 건설업에서만 하방경직적 원가행태를 보였고, 하방경직적 원가행태의 활동수준 변화량은 매출원가의 경우 건설업에서 매출액이 30%를 초과하여 감소할 때, 판매관리비의 경우는 제조업에서 매출액이 10%를 초과하여 감소할 때, 유통업에서는 매출액이 20%를 초과하여 감소할 때, 건설업에서는 매출액이 30%를 초과하여 감소할 때, 서비스업에서 10%를 초과하여 감소할 때 하방경직적 원가행태를 보인 것으로 나타났다.

주태순·지성권·오상희(2007)는 국내 제조기업을 대상으로 원가의 하방경직성을 반영한 회계이익의 정보효과에 대한 영향을 분석하였다. 연구결과, 우리나라 기업의 경우에도 매출액에 변화에 따른 판매관리비의 하방경직성이 존재함을 검증하였고, 이익예측모형의 시계열 분석결과 원가의 하방경직성을 포함하는 이익예측모형의 적합도가 상대적으로 큰 것으로 나타났다.

2. 선행연구와의 차이점

Anderson(2003)은 수요가 기대이상인 경우 자원은 즉시 제약되므로 경영자는 구속적 자원을 증가시키려 하지만, 수요가 기대 이하인 경우에는 여유자원이 존재하므로 경영자는 현재의 구속적 자원을 계속 유지할 것인지 아니면 감소시킬 것인지를 결정하게 되는데 이는 곧 경영자가 기업의 하방경직적 원가행태를 초래한다고 주장하였다. 이에 근거하여 Banker and Chen(2006)은 하방경직적 원가행태를 이익예측모형에 반영하여 미래회계이익예측모형의 타당성을 검증하였다.

본 논문에서는 선행연구에서 확인한 비대칭적 원가행태의 검증을 통하여 하방경직적 원가행태를 고려한 이익예측모형의 예측능력을 평가하기 위해 미래자기자본이익률(ROE)을 추정한(Fairfield et al. 1996)의 모형으로 비교하고자 한다. 구체적으로 본 연구에서는 하방경직적 원가행태를 고려한 이익예측모형인 CSF모형과 과거의 ROE에 기초한 단순모형(이하

“ROE모형”이라한다)을 비교할 뿐만 아니라 이익을 기업의 주요 영업활동으로 획득으로 산출된 영업이익과 영업이외의 활동(비영업이익)으로 구분한 모형(이하 “OPI모형”이라한다)과도 비교하고자 한다.

3. 연구모형

본 연구에서는 ROE를 추정하는데 있어서 CSF모형을 전기 ROE에 기초한 단순모형 및 전기 영업이익과 영업이외의 활동(비영업이익)을 분리한 (Fairfield et al, 1996)의 모형과 비교한다. (Fairfield et al, 1996)에 따라 직전 10년간의 통합된 횡단면 자료와 시계열자료를 이용하여 매년 세 가지 모형의 모수를 추정한다. 예를 들어, 1991년부터 2000년까지의 표본자료를 이용하여 2001년도의 ROE를 추정한다. 본 연구의 추정기간이 1996년부터 2005년까지 10년간이기 때문에 1982년부터 2005년까지 10개의 대응되는 추정기간이 겹치게 된다.

첫 번째로 비교할 이익예측모형은 전기 ROE에 기초한 단순모형으로 시계열 분석에서 가장 흔히 사용되는 random walk 모형으로 ROE이익예측모형은 다음과 같다.

$$ROE_t = \gamma_0 + \gamma_1 ROE_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

두 번째로 비교할 이익예측모형은 회계이익을 기업의 주된 영업활동으로 획득한 영업이익과 영업이외의 활동인 비영업이익으로 분리한 (Fairfield et al, 1996)의 OPI모형으로 이익예측모형은 다음과 같다.

$$ROE_t = \gamma_0 + \gamma_1 OPI_{t-1} + \gamma_2 NOPTX_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

세 번째로 위 2가지 회계이익모형과 본 연구에서 ROE를 추정하는데 비교하기 위한 모형인 하방경직적 원가행태를 고려한 이익예측모형(cost stickiness based model to forecasting earnings)인 CSF모형은 다음과 같다.

$$ROE_t = \gamma_0 + \gamma_1 ROE_{t-1} + \gamma_2 \frac{Sales_{t-1}}{Sales_{t-2}} + \gamma_3 \frac{Sales_{t-1}}{Sales_{t-2}} * D_t + \epsilon_t \quad (3)$$

위 식(3)은 이익을 매출액 증감에 비례하여 발생하는 매출액의 구성요소로 간주하여 매출액이 주요한 이익동인(profit driver)이고 변동원가가 매출액에 비례하여 증감한다는 사고와

매출액이 감소할 때 원가가 하방경직성을 보인다는 것을 반영한 이익예측모형이다. 여기서 D_t 는 t-2기보다 t-1기에 매출액이 감소하면(즉, $\frac{Sales_{t-1}}{Sales_{t-2}} < 0$ 이면) 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수를 나타낸다.

위 세 가지 예측모형의 추정된 모수와 매출액 변화방향에 기초하여 t기의 $ROE(\widehat{ROE}_t)$ 추정치를 산출할 수 있다. 각 이익예측모형으로부터 $ROE(\widehat{ROE}_t)$ 의 기대 추정치는 다음과 같이 정의한다.

$$ROE \text{ 모형} : \overline{ROE}_t = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 ROE_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

$$OPI \text{ 모형} : \overline{ROE}_t = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 OPI_{t-1} + \hat{\gamma}_2 NOPTX_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

$$CFS \text{ 모형} : \overline{ROE}_t = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 ROE_{t-1} + \hat{\gamma}_2 \frac{Sales_{t-1}}{Sales_{t-2}} + \hat{\gamma}_3 \frac{Sales_{t-1}}{Sales_{t-2}} * D_t + \epsilon_t \quad (6)$$

위 세 가지 이익예측모형에서 각 모형별 예측오차(forecast error, 이하 “FE”이라 한다)를 추정할 수 있다. 예측오차는 t기의 실제 ROE와 추정된 $ROE(\widehat{ROE}_t)$ 의 차이로 다음과 같이 정의 한다.

$$FE_t = ROE_t - \widehat{ROE}_t \quad (7)$$

식(7)에서 각 이익예측모형별 예측오차는 실제 측정치에서 평균값을 가감하게 되므로 양(+)의 값을 갖는 예측오차와 음(-)의 값을 갖는 예측오차간의 상계로 인하여 평균값이 작아지거나, 반대로 커지는 경우가 발생하게 된다. 이러한 문제를 보완하기 위해 본 연구에서는 예측오차의 추정치는 절대값으로 각 모형별 예측오차의 차이를 검증한다. 예측오차의 절대값은 다음과 같다.

$$AFT = |FE_t| \quad (8)$$

4. 표본의 선정 및 자료수집

본 연구는 선행연구에서 확인한 비대칭적 원가행태의 검증을 통하여 하방경직적 원가행태를 고려한 이익예측모형의 예측능력을 타 이익예측모형과 비교·평가하기 위해 미래자기

자본이익률(ROE)을 추정한 (Fairfield et al, 1996)의 모형으로 비교하고자 한다. 즉, 하방경직적 원가행태를 고려한 이익예측모형인 CSF모형과 과거의 ROE에 기초한 ROE을 비교할 뿐만 아니라 이익을 기업의 주요 영업활동으로 획득으로 산출된 영업이익과 영업이외의 활동(비영업이익)으로 구분한 OPI모형과 비교한다. 이를 위해 본 연구에서 사용한 표본은 분석 대상기간이 1982년 1월부터 2005년 12월말까지 우리나라의 증권거래소에 상장되었거나 되어있는 제조 기업 중 아래의 조건을 충족하는 기업을 표본으로 선정하였다.

- 1) 2부 및 관리대상 종목에 속하지 않는 제조 기업
- 2) 결산일이 12월 31일인 제조 기업
- 3) 은행·증권·보험업에 제외한 제조 기업
- 4) 업종변경, 결산일 변경, 자본잠식 등에 해당하지 않는 기업
- 5) 한국상장회사협의회 TS2000과 금융감독원 전자공시시스템(DART)에서 분석에 필요한 자료를 이용 가능한 기업

다음의 이유로 위의 선정기준을 적용하였다.

첫째, 관리대상 기업은 경영 상태나 재무상태가 정상적인 경우와 상당한 차이를 보일 수 있기 때문에 표본에서 제외하였다.

둘째, 일반적으로 12월 결산법인이 다수를 차지하고 있고 또한 결산 월의 차이에서 올 수 있는 결과를 통제하기 위하여 12월 결산법인 이외의 기업을 표본에서 제외하였다.

셋째, 은행이나 증권회사 또는 보험회사와 같은 금융업의 경우는 일반기업과 다른 상이한 계정과목 분류체계를 사용하여 재무제표 상에 차이를 보이기에 분석의 일관성을 위하여 금융업에 속하는 기업은 표본에서 제외하였다.

넷째, 업종변경 및 결산일 변경은 두 번째에서 설명하였듯, 변경으로 인한 차이에서 올 수 있는 결과를 통제하기 위해서 제외하였다.

다섯째, 표본 선정 시 분석에 필요한 자료를 사용하기 위해 TS2000과 DART에서 분석 자료로 이용 가능한 기업으로 한정하였다.

본 연구에서는 이상과 같은 제약조건을 충족하는 총 22개 제조업에 종사하는 621개 기업을 최종 선정하여 1982년부터 2005년까지 총 4,600개의 자료를 분석에 이용하였다. 그 구체적인 내용은 <표 2-1>과 같다.

〈표 2-1〉 표본기업의 구성

산업코드	산 업 명	기업수
415000	음·식료품제조업	62
416000	담배 제조업	1
417000	섬유제품제조업·봉제의복제의	51
418000	봉제의복 및 모피제품제조업	19
419000	가죽,가방 및 신발제조업	11
420000	목재 및 나무제품제조업	2
421000	펄프, 종이 및 종이제품제조업	24
422000	출판 및 인쇄기록매체제조업	4
423000	코크스, 석유정제제품 칠 핵연료제조업	6
424000	화합물 및 화학제품제조업	98
425000	고무 및 플라스틱제품제조업	24
426000	비금속광물제품제조업	29
427000	제 1차 금속산업	46
428000	조립금속제품제조업 : 기계 및 가구제의	15
429000	기타기계 및 장비제조업	41
430000	컴퓨터 및 사무용기기제조업	9
431000	기타전기기계 및 전기변환장치 제조업	41
432000	전자부품, 영상, 음향 및 통신장비제조업	72
433000	의료, 정밀, 광학기기 및 시계제조업	8
434000	자동차 및 트레일러 제조업	38
435000	기타운송장비제조업	8
436000	가구 및 기타제품제조업	12
	총 22개 업종	621

본 연구에서 사용된 기업들의 표본 구성은 〈표2-1〉과 같다. 표본 기업들은 24개년도에 걸쳐 상장된 기업으로 하방경직적 원가행태를 고려한 이익예측모형의 예측능력을 시계열 추세분석으로 검정하기 위한 자료로 구성되었다.

Ⅲ. 실증 분석 결과 및 해석

1. 변수에 대한 기술통계 분석

본 연구에서 사용된 표본은 총22개 제조업종의 621개 기업에서 4,600개의 표본이 자료의 분석에 사용되었다. 다음의 <표 3-1>에서는 매출액, 경상이익, 자본금, 법인세, 영업이익등에 대한 표본의 기술적 통계와 본 연구에서 사용된 각 모형(ROE모형과 OPI모형, CSF모형)에서 고려된 변수들의 기술적 통계가 요약되었다. 이들 기업들의 평균 매출액은 3,844.3억원이며, 경상이익은 평균 188.5억원으로 나타났으며, 자본금 1,698.2억원, 영업이익 325.9억원의 평균치를 나타냈으며, 법인세는 경상이익의 30%정도인 55.6억원의 평균치를 나타냈다. 이들 기업들의 평균 ROE는 0.183으로 기업들은 자본을 효율적으로 이용하여 평균 18%를 상회하는 수익률로 지난 24년간 국내 자본시장의 성장을 확인하였다. OPI모형에서 사용된 변수 OPI와 NOPTX는 각각 평균 0.295와 -0.188로 나타나 대부분의 국내기업들은 영업이익에서 이익창출을 하는 것으로 나타났으며, 비영업이익에서는 대부분의 기업이 음(-)의 값을 보이며 이익의 감소를 가져오는 것으로 나타났다. 평균 SALES는 1.122로 대부분의 기업들이 매년 매출 증가 추세를 보이며 국내 시장의 규모의 확대와 성장이 이루어졌음을 보여준다.

<표 3-1>기술적 통계

(단위 : 억원, %)

표본	평균	표준편차	중위수	백분위수		
				25%	50%	75%
매출액	3,844.3	17,280.7	792.5	335	792.5	2,110
경상이익	188.5	2,648.5	25	5.9	25	83.2
자본금	1,698.2	9,446.7	312.8	112.4	312.8	841.3
영업이익	325.9	2,454.7	49.8	19.2	49.8	145.7
법인세	55.6	513.3	6.5	1.1	6.5	23.4
ROE	0.183	0.159	0.135	0.07	0.135	0.249
OPI	0.295	0.218	0.239	0.126	0.239	0.418
NOPTX	-0.188	2.183	-0.066	-0.22	-0.066	0.031
SALES	1.122	0.211	1.11	1.012	1.11	1.22

주) ROE = 경상이익 / 기초자본(장부가액)

OPI = 영업이익 / 기초자본(장부가액)

NOPTX = (영업외손익 + 법인세비용) / 기초자본(장부가액)

SALES = 매출액 / 기초자본(장부가액)

〈표 3-3〉은 본 연구에서 사용된 표본기업의 기본 재무자료와 각 모형별 변수들의 상관관계 나타낸다. 표본기업의 기본 재무자료와 각 모형별 변수들의 상관관계는 〈표 3-3〉에서 보는 바와 같이 상이한 관계를 나타내고 있다. 재무자료인 경상이익, 자본금, 영업이익, 법인세, 매출액 간에는 매우 높은 양(+)의 상관관계를 보이고 있으며, 또한 각 모형별 변수인 ROE, OPI, NOPTX, SALES간에도 높은 양(+)의 상관관계를 보이고 있으나 각 모형별 변수와 표본기업의 기본재무자료간의 상관관계에서는 변수가 유의적이지 못한 것으로 확인되었다. 이는 재무자료와 모형별 변수간의 단차이의 오는 요인으로 볼 수 있을 것이다.

〈표 3-3〉 상관관계분석(피어슨)

구 분	경상이익	자본금	영업이익	법인세	매출액	ROE	OPI	NOPI	SALES
경상이익	1								
자 본 금	0.828*** (.000)	1							
영업이익	0.898*** (.000)	0.895*** (.000)	1						
법 인 세	0.859*** (.000)	0.817*** (.000)	0.881*** (.000)	1					
매 출 액	0.748*** (.000)	0.917*** (.000)	0.862*** (.000)	0.763*** (.000)	1				
ROE	-0.020 (.129)	-0.045*** (.001)	-0.033** (.01)	-0.025 (.054)	-0.043*** (.001)	1			
OPI	0.004 (.734)	-0.034*** (.007)	-0.009 (.05)	-0.007 (.607)	-0.032* (.013)	0.423*** (.000)	1		
NOPTX	0.004 (.710)	0.008 (.523)	0.006 (.587)	0.007 (.548)	0.009 (.470)	0.019 (.128)	-0.222*** (.000)	1	
SALES	-0.005 (.674)	0.004 (.761)	-0.006 (.646)	0.016 (.192)	-0.003 (.829)	0.159*** (.000)	0.263*** (.000)	-0.013 (.231)	1

주 1) ROE = 경상이익 / 기초자본(장부가액)

OPI = 영업이익 / 기초자본(장부가액)

NOPTX =(영업외손익 + 법인세비용) / 기초자본(장부가액)

SALES = 매출액 / 기초자본(장부가액)

2) *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의적임.()은 P- value.

2. 하방경직적 원가행태를 고려한 이익예측모형 검증

원가가 매출액에 비례하여 증감한다는 사고와 매출액이 감소할 때 원가가 하방경직성을

보인다는 최근의 연구결과에 근거하여, 원가의 하방경직이 실재한다면, 이를 고려한 이익예측모형은 미래의 이익을 예측하는데 있어 보다 정확한 이익예측을 할 수 있다.

〈표 3-3〉 이익예측모형별 추정계수의 결과분석

1982년 - 2005년 통합 회귀분석

구 분	ROE 모형	OPI 모형	CSF 모형
절편	0.073 (32.351)***	0.740 (29.434)***	-0.011 (-0.991)
ROE_{t-1}	0.526 (58.679)***		0.512 (55.030)***
OPI_{t-1}		0.349 (48.300)***	
$NOPTX_{t-1}$		0.181 (27.588)***	
$\frac{Sales_{t-1}}{Sales_{t-2}}$			0.075 (7.904)***
$\frac{Sales_{t-1}}{Sales_{t-2}} * D_t$			0.006 (0.211)
F값	3443.18	1203.52	1183.7
ADJ- R^2	0.339	0.260	0.349

주 1) ROE 모형 = $\overline{ROE_t} = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 ROE_{t-1} + \epsilon_t$
 OPI 모형 = $\overline{ROE_t} = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 OPI_{t-1} + \hat{\gamma}_2 NOPTX_{t-1} + \epsilon_t$
 CSF 모형 = $\overline{ROE_t} = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 ROE_{t-1} + \hat{\gamma}_2 \frac{Sales_{t-1}}{Sales_{t-2}} + \hat{\gamma}_3 \frac{Sales_{t-1}}{Sales_{t-2}} * D_t + \epsilon_t$

위에서 사용한 변수의 정의는 다음과 같다.

ROE = 경상이익 / 기초자본(장부가액)

OPI = 영업이익 / 기초자본(장부가액)

NOPTX = (영업외손익 + 법인세비용) / 기초자본(장부가액)

SALES = 매출액 / 기초자본(장부가액)

D = 전기에 비하여 매출액이 감소하였으면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수

2) *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의적임. ()은 P-value.

본 연구는 24년의 추정기간동안 직전 10년간의 통합된 횡단면 자료와 시계열자료를 이용하여 매년 3가지 모형의 모수를 추정하여 이익예측모형의 타당성을 검증하고자 한다.

본 연구에서는 이익예측모형을 분석하기 위해 미래 자기자본이익률(ROE)을 추정하는 3가지 모형의 모수를 추정하였다. 전기 ROE에 기초한 단순모형으로 시계열 분석에서 가장 흔

히 사용되는 random walk 모형인 식(4)로 표현되는 ROE이익예측모형, 전기 영업이익과 영업이외의 활동(비영업이익)을 분리한 식(5)는 (Fairfield et al. 1996)의 OPI이익예측모형, 세 번째로 본 연구에서 살펴볼 하방경직적 원가행태를 고려한 이익예측모형인 식(5)의 CSF이익예측모형이다.

$$\text{ROE 모형 : } \overline{ROE}_t = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 ROE_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

$$\text{OPI 모형 : } \overline{ROE}_t = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 OPI_{t-1} + \hat{\gamma}_2 NOPTX_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

$$\text{CFS 모형 : } \overline{ROE}_t = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 ROE_{t-1} + \hat{\gamma}_2 \frac{Sales_{t-1}}{Sales_{t-2}} + \hat{\gamma}_3 \frac{Sales_{t-1}}{Sales_{t-2}} * D_t + \epsilon_t \quad (6)$$

각각의 이익예측모형의 시계열분석결과를 <표 3-3>에 나타내었다. 개별 이익예측모형의 수정결정 계수값은 CSF모형이 0.0349로 가장 높게 나왔으며, 그 다음이 기초ROE모형(0.339), 마지막으로 OPI모형(0.260)순으로 나타났으며, 대부분의 변수들이 1% 유의수준에서 통계적 유의성을 가지며 세 가지 이익예측모형 모두 높은 설명력으로 분석결과에 대해서 일반적인 해석을 가능하게 해준다.

앞서 2장의 연구모형에서 살펴보았듯이 미래 이익예측모형인 ROE를 추정하는데 있어 직전 10년간의 통합된 횡단면 자료와 시계열자료를 이용하여 매년 세 가지 모형의 모수를 추정, 매출액 변화방향에 기초하여 식(3)에서 식(4)까지에 의한 t기의 ROE($\widehat{ROE}_t$)추정치를 산출하였다. 각각의 개별모형의 10년간 t기의 추정된 ROE($\widehat{ROE}_t$)와 t기의 실제 ROE와의 오차로 미래이익예측모형의 타당성을 검증한다. 10년간 각각의 이익예측모형별 추정 계수값은 <표 3-4>에 나타나 있다.

<표 3-4> 이익예측모형별 추정계수의 결과분석

이익예측모형별 10년 추정 계수

	γ_0			γ_1			γ_2			γ_3		
	ROE 모형	OPI 모형	CSF 모형	ROE 모형	OPI 모형	CSF 모형	OPI 모형	CSF 모형	CSF 모형	ROE 모형	OPI 모형	CSF 모형
85~94	.0821	.0768	.0083	0.541	.3717	.5304	.2827	.0659	.0006	.3465	.2887	.3589
86~95	.0789	.0741	-.0149	0.57	.3912	.5568	.2853	.0826	.005	.3535	.2877	.3714
87~96	.0706	.0652	-.0302	.5695	.4018	.5592	.2911	.0874	.0107	.378	.3056	.3946
88~97	.0638	.0626	-.0506	.5563	.3811	.5414	.2718	.0997	.0156	.3742	.291	.3908
89~98	.0581	.0589	-.0763	.569	.3839	.5499	.2659	.1181	.0208	.3669	.2794	.3869

	γ_0			γ_1			γ_2			γ_3		
	ROE 모형	OPI 모형	CSF 모형	ROE 모형	OPI 모형	CSF 모형	OPI 모형	CSF 모형	CSF 모형	ROE 모형	OPI 모형	CSF 모형
90~99	.0622	.0638	-.0638	.5626	.3769	.5455	.3083	.1107	.0203	.3586	.2661	.3776
91~00	.0604	.0628	-.0632	.5731	.3906	.5582	.2951	.1111	.0142	.3646	.264	.3869
92~01	.0631	.0641	-.0442	.5513	.388	.5384	.2747	.0971	.0101	.3525	.2605	.3747
93~02	.0666	.0675	-.0378	.5549	.3974	.54	.2543	.0957	.0096	.3565	.2657	.3785
94~03	.0679	.0687	-.0412	.5302	.3924	.5152	.2367	.1003	.0102	.3423	.2645	.3658

주) ROE 모형 = $\overline{ROE_t} = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 ROE_{t-1} + \epsilon_t$
 OPI 모형 = $\overline{ROE_t} = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 OPI_{t-1} + \hat{\gamma}_2 NOPTX_{t-1} + \epsilon_t$
 CFS 모형 = $\overline{ROE_t} = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 ROE_{t-1} + \hat{\gamma}_2 \frac{Sales_{t-1}}{Sales_{t-2}} + \hat{\gamma}_3 \frac{Sales_{t-1}}{Sales_{t-2}} * D_t + \epsilon_t$

위에서 사용한 변수의 정의는 다음과 같다.

ROE = 경상이익 / 기초자본(장부가액)

OPI = 영업이익 / 기초자본(장부가액)

NOPTX = (영업외손익 + 법인세비용) / 기초자본(장부가액)

SALES = 매출액 / 기초자본(장부가액)

D = 전기에 비하여 매출액이 감소하였으면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수

위 세 가지 이익예측모형의 추정 계수로 추정된 $ROE(\widehat{ROE_t})$ 와 t기의 실제 ROE로 각 모형별 예측오차(forecast error, 이하 “FE”이라 한다)를 추정할 수 있다. 예측오차는 t기의 실제 ROE와 추정된 $ROE(\widehat{ROE_t})$ 의 차이로 식(7)과 같다.

$$FE_t = ROE_t - \widehat{ROE_t} \quad (7)$$

앞서 살펴보았듯이 식(7)에서 각 이익예측모형별 예측오차는 실제 측정치에서 평균값을 가감하게 되므로 양(+)의 값을 갖는 예측오차와 음(-)의 값을 갖는 예측오차간의 상계로 인하여 평균값이 작아지거나, 반대로 커지는 경우가 발생하게 된다. 구체적으로 양(+)의 값으로 예측오차가 나왔다고 상대적으로 음(-)의 값을 갖는 예측오차보다 상대적으로 오차가 더 크다는 것이 아니며 음(-)의 값을 갖는 예측오차가 양(+)의 값을 갖는 예측오차보다 상대적으로 작다는 것이 아니다. 예측오차는 절대값의 크기로 변환하여 분석하는 것이 타당하다. 이러한 문제를 보완하기 위해 본 연구에서는 예측오차의 추정치는 절대값으로 각 모형별 추정오차의 차이를 검증한다. 예측오차의 절대값은 식(8)과 같다.

$$AFT = |FE_i| \quad (8)$$

식(7)과 식(8)에서 구한 예측오차의 추정치(FE)와 예측오차의 추정치의 절대값(AFE)의 분석결과는 <표 3-5>에 나타나 있다.

<표 3-5> 모형별 예측오차와 예측오차의 절대값(추정기간 : 1996-2005)

패널 A

FE											
기간	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	전체예측 오차평균
ROE	-.0417	-.032	.0151	.0256	-.0196	-.0106	.0222	-.197	.134	-.011	-.0073
OPI	-.0278	-.0178	.0233	.0449	.0014	.007	.0362	-.0064	.0285	.12	.009
CSF	-.0447	-.0307	.187	.0342	-.0184	-.0129	.0257	-.0178	.0156	-.0159	-.0064

패널 B

AFE											
기간	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	전체예측 오차평균
ROE	.0758	.0842	.101	.0957	.0792	.0659	.0643	.0637	.0768	.0685	.077
OPI	.076	.0847	.1021	.102	.0783	.0634	.0748	.0677	.0823	.0706	.079
CSF	.0775	.0825	.1001	.0985	.08	.0676	.0631	.0628	.0756	.0679	.077

패널 C

기본모형/비교대상모형											
	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	전체
ROE	-.0002	-.0005	-.0011	-.0063	.0009	.0026	-.0106	-.004	-.0055	-.0021	-.00279
/OPI	(-.041)	(-.081)	(-.106)	(-.602)	(.13)	(.405)	(-1.468)	(-.578)	(-.634)	(-.35)	(-1.179)*
OPI	-.0015	.0022	.002	.0035	-.0016	-.00426	.0117	.0049	.0067	.0027	.00274
/CSF	(-.305)	(.34)	(.198)	(.339)	(-.248)	(.29)	(1.619)**	(.21)	(.295)	(.442)	(1.153)*
ROE	-.0017	.0016	.0009	-.0027	-.0008	-.00168	.0011	.0009	.0013	.0006	-.00005
/CSF	(-.375)	(.274)	(.089)	(-.273)	(-.12)	(-.244)	(.217)	(.153)	(.159)	(.103)	(-.025)

주) *, **, ***은 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 유의적임. () 은 P- value.

〈표 3-5〉의 패널 A는 1996년부터 2005년까지의 각 모형별 예측오차의 추정치(FE)가, 패널 B에서는 1996년부터 2005년까지의 각 모형별 예측오차의 절대값(AFE) 분포가 나타나 있다. 앞서 논의 한 바 와같이 각 모형별 예측오차의 추정값은 크기에 따른 차이검증이 타당하기에 각 모형별 예측오차의 추정값은 패널 B의 예측오차의 절대값에 대해서 이익예측 모형간 차이를 중점적으로 살펴봐야한다.

먼저 〈표 3-5〉의 패널 A에서는 각 모형별 예측오차의 추정값(FE)에 대한 분석결과가 나타나 있다. 각 모형에 대한 예측오차의 평균값을 살펴보면 ROE모형의 예측오차 평균값과 OPI모형의 전체 예측오차 평균값이 각각 -0.0073과 0.009로 상대적으로 CSF모형이 가장 작은 예측오차를 나타나고 있으나, 반면에 2004년도를 제외한 10년 추정 예측오차의 분포는 상대적으로 큰 차이를 보이고 있다. 이는 앞서 살펴보았듯이 예측오차간의 상계로 인하여 평균값이 작아지거나, 반대로 커지는 경우가 발생한 결과로 해석된다.

본 연구에서 중심으로 살펴볼 〈표 3-5〉의 패널 B에서는 각 모형별 예측오차의 절대값(AFE)에 대한 분포를 나타내고 있다. 각 모형별 예측오차의 평균을 살펴보면 CSF모형의 평균값이 6여년에 걸쳐 예측오차가 가장 작은 차이를 나타내고 있다. 10년 추정 예측오차의 분석 결과로는 CSF모형 > ROE모형 > OPI모형의 순으로 가장 작은 예측오차의 절대값 차이를 보이고 있다. 이는 하방경직적 원가행태를 고려한 이익예측모형인 CSF모형이 ROE모형과 OPI모형에 비해 미래이익예측을 하는데 있어 상대적으로 비교 우위에 있음을 의미한다. 반면 전체 예측오차의 절대값 차이는 CSF모형이 OPI모형에 비해 상대적으로 우월하나 ROE모형과 같은 예측오차(0.77)로 ROE모형에 비해 뚜렷한 차이를 보이지 않고 있다. 이를 검증하기 위해 각 모형별 예측오차의 절대값에 대한 평균차이 분석을 실시하였으며 그 결과는 패널 C에 나타나 있다.²⁾

〈표 3-5〉의 패널 C에서는 모형별 예측오차의 절대값의 평균차이 분석을 나타내었다. 패널 C에서는 기본모형에서 비교모형을 차감하는 형태를 취하여 ROE모형과 OPI모형, OPI모형과 CSF모형, 마지막으로 ROE모형과 CSF모형에 대한 각 연도별 평균차이 분석과 전체 예측오차의 평균차이 분석 결과를 나타내었다. 모형 간 평균차이는 t-test에 의한 통계량을 제시한 것이다. 이를 살펴보면, ROE모형과 OPI모형 간에 평균차이는 -0.00279로 OPI모형과 CSF모형 간에 차이인 0.00274과 같이 유의적인 평균 차이를 나타내고 있으나, ROE모형과 CSF모형 간의 평균차이는 -0.00005로 유의한 차이를 나타내지 않는 것으로 분석되었다. 이는 ROE모형의 10년 추정 예측오차의 각 연도별 예측오차차이가 전체 예측오차차이에서 상

2) 패널 B의 CSF모형의 경우 1997년, 1998년, 2002년, 2003년, 2004년, 2005년에 예측오차의 차이가 상대적으로 우월한 결과를 나타내고 있다.

쇄되어지는 것으로 분석되며, 이 결과로 CSF모형과 ROE모형의 전체예측오차의 차이가 같아지는 것으로 분석된다. 또한 이러한 분석결과는 각 기업들의 연도별 자기자본 이익률(ROE)이 그 다음해에 전기 자기자본 이익률을 크게 벗어나지 않는 것으로 해석되며 이는 국내 기업이 전기 자기자본 이익률에 의한 점층적인 성장이 이루어졌음을 의미한다. 결과적으로 본 연구에서는 하방경직적 원가행태를 반영한 이익예측모형인 CSF모형이 전기 ROE모형의 이익예측율과 전체 예측오차는 유사하나 10년간 t 기의 추정된 $ROE(\widehat{ROE}_t)$ 에 비해서 상대적으로 우월한 검증 결과를 나타내고 있기에, 전기 ROE모형과 CSF모형간 비교에서 CSF모형이 전기 ROE모형보다 우월한 것으로 분석된다. 그러나 통계분석결과 아쉬운 점이 있다면 각 모형의 P-value 값이 그리 높지 않다는 것이다. 이는 모형의 적합도가 크지 않다는 것을 의미하기에 추정치에 대한 해석에 주의가 필요함을 의미한다.

본 연구에서는 3가지 이익예측모형을 이용하여 각 모형 간 우월성을 검증하고자 하였다. 첫째, 전기 ROE모형과 OPI모형간 비교분석결과 전기 ROE모형이 상대적으로 OPI모형에 비해 유의적으로 우월한 것으로 나타났다. 둘째, OPI모형과 CSF모형 간의 비교에서 또한 OPI모형에 비해 CSF모형이 상대적으로 우수한 것으로 나타났다. 셋째, 전기 ROE모형과 CSF모형 간 비교 분석결과 전체 예측오차의 차이는 뚜렷한 차이를 보이지 않았으나, 10년간 t 기의 추정된 $ROE(\widehat{ROE}_t)$ 에 비해서 상대적으로 우월한 예측오차 결과를 나타내고 있기에 전기 ROE모형과 CSF모형간 비교에서는 CSF모형이 전기 ROE모형보다 우월한 것으로 분석된다.

이와 같이 하방경직 원가행태를 반영한 이익예측모형이 타 모형에 비해 상대적으로 우월하다는 것을 확인 할 수 있다. 이는 원가의 하방경직성이 이익예측에 유용한 회계정보를 제시한다는 것을 암시한다.

IV. 결 론

본 연구는 기업가치 평가의 회계정보원천으로 이용되는 회계이익 예측모형이 원가의 하방경직성이 반영된 이익예측모형으로써 좀 더 정확한 회계정보로써 영향을 미치는가에 대한 고찰을 목적으로 하였다. 매출액변동과 원가의 관계를 고려한 모형이 매출액 변동과 손익계산서의 다른 항목간의 관계를 무시한 모형보다 이익의 시계열적 변동을 더 잘 설명해 줄 수 있는지를 실증적 분석을 통하여 제시하였다.

이에 본 연구에서는 선행연구에서 확인한 비대칭적 원가행태의 검증을 통하여 하방경직

적 원가행태를 고려한 이익예측모형의 예측능력을 평가하기 위해 하방경직적 원가행태를 고려한 이익예측모형인 CSF모형과 과거의 ROE에 기초한 단순모형(이하 “ROE모형”)을 비교하여 검증하였을 뿐만 아니라 이익을 기업의 주요 영업활동으로 획득으로 산출된 영업이익과 영업이익외의 활동(비영업이익)으로 구분한 모형(이하 “OPI모형”)과도 비교·검증하였다.

본 연구에 사용된 표본기업은 1982년 1월부터 2005년 12월말까지 우리나라의 증권거래소에 상장되었거나 되어있는 총 621개 제조 기업의 4,600개의 표본이 분석에 사용되었다.

본 연구의 분석결과로 첫째, 이익예측모형별 시계열 분석 비교결과 하방경직적 원가행태를 고려한 이익예측모형인 CSF모형이 타 이익예측모형에 비해 비교 우위에 있음을 확인하였다. 이는 매출액 변동과 원가의 관계를 고려한 CSF모형이 매출액 변동과 손익계산서의 다른 항목간의 관계를 무시한 모형보다 유용한 회계정보를 가지고 있음을 나타낸다. 둘째, 전기 ROE모형과 CSF모형 간 비교 분석결과 전체 예측오차의 차이는 뚜렷한 차이를 보이지 않았으나, 10년간 t 기의 추정된 ROE($\widehat{ROE}_t$)에 비해서 상대적으로 우월한 예측오차 결과를 나타내고 있다. 이는 또한 국내 기업의 자기자본 이익률(ROE)이 전기 자기자본 이익률에 의한 점층적인 성장이 이루어졌음을 의미하며, CSF모형의 우월성을 뒷받침해주는 요인으로 분석되었다.

본 연구는 우리나라 상장기업 중 제조 기업만을 구분하여 하방경직적 원가행태를 고려한 이익예측분석을 하였다. 차후 연구에서는 금융업을 포함한, 좀 더 세분화된 산업을 대상으로 하방경직성을 고려한 이익예측분석이 필요하다고 판단된다. 원가행태에 대한 산업별 차이를 무시한 하방경직성을 고려한 이익예측모형은 산업별 원가에 대한 오류를 유발할 수 있기에 산업별 차이를 고려한 미래 연구가 필요하다.

참고문헌

- 안태식·이석영·정형록, 2002, 한국제조기업의 비대칭적 원가행태에 관한 연구, **한국경영학 학회 동계학술대회 발표 논문**, 789-807.
- 이석영·유상열·윤재원, 2003, 비대칭적 원가행태의 산업별 차이, **회계와 감사연구**, 59-81.
- 주태순·지성권·오상희, 2007, 원가행태를 이용한 이익예측모형의 타당성분석, **관리회계연구**, 제7권 제1호, 19-43.
- 한경찬, 2004, 비대칭적 원가행태 요인에 관한 연구, **숭실대학교 석사학위논문**, 2004

- Anderson, M. C., R. D. Banker, and S. Jannkiran, 2003, Are Selling, General and Administrative Cost 'Sticky'?, *Journal of Accounting Research*, 1-63.
- Balakrishnan, R., M. Peterson, and N. Soderstrom, 2003, "Does capacity utilization affect the "stickiness" of cost?," *Working Paper, The University of Iowa and The University of Colorado at Denver*
- Banker, R. D. and L. t. Chen, 2006, Predicting Earnings Using a Model Based on Cost Variability and Cost Stickiness, *The Accounting Review*, Vol. 81. No. 2, 285-307.
- Chandra Subramaniam and Marcia L. Weidenmier, 2003, Additional Evidence on the Sticky Behavior of Costs, *Working Paper, M.J. Neeley School of Business Texas Chritian University*
- Fairfield, P.,R. Sweeney and T. Yohn, 1996, Accounting Classification and the Predictive Content of Earnings, *The Accounting Review* 71, 337-385
- Lipe, R., 1986, The Information Contained in the Components of Earnings, *Journal of Accounting Research* 24, 37-64
- Noreen, E. and N. Soderstorm, 1997, The Accuracy of Proportional Cost Models : Evidence from Hospital Service Departments, *Review of accounting Studies*, 89-114.
- Ou, J. A. and S. H. Penman, 1989, Financial Statement Analysis and the Prediction of Stock Returns, *Journal of Accounting and Economics* 11, 295-329

Earnings Prediction Model Considering the Sticky Cost Behavior in Korean Manufacturing Firms

Jeon, Woong-soo* · Yun, Joo-young**

■ ABSTRACT

This study is intended to consider that the accounting profit forecast model used as source for accounting information in evaluating a company's value can be effectively used as an profit forecast model reflecting stickiness of cost as more precise accounting information. This study will evaluate accounting profit forecast abilities comparatively with the model of (Fairfield et al, 1996) who estimated future ROE(Return On Equity). For empirical analysis, it used data from total 621 manufacturers from 1982 till 2005. And three models were analyzed using time-series data integrated for 10 years right before the study according to the model of using regression analysis through SPSS.

According to the results of this study, first, based on the results of comparing the time-series analyses by profit forecast models, the CSF profit forecast model considering the stickiness cost behavior has more comparative advantages than other profit forecast models. This implies that the CSF model that considers the relations between the sales change and cost has more useful accounting information than models which ignore the relations between the sales change and others items in the statement of profit and loss. Second, according to the results of comparing the prior ROE model and the CSF model analytically, the overall forecast errors did not show any distinctive differences, but it showed the result of a superior forecast error compared with the ROE estimated at the t-phase for 10 years. This means that the ROE of local companies has been gradually improved accordingly to the prior ROE and supports the fact that the CSF model is superior to other models.

Key Words : cost, costs behavior, sticky costs, profit forecast

* Professor of management, Dankook University

** Department of Accounting, Graduate School of Dankook University

