

재무비율의 조정과정에 관한 연구*

석 기 준**

논문접수일 : 96. 5

게재확정일 : 96. 10

초 록

재무비율을 이용한 많은 연구분야들은 재무비율 자체의 통계적, 이론적 측면을 고려하지 않고 이용의 편리성 때문에 이를 그대로 이용하여 왔다. Lev(1969), Lee와 Frecka(1983) 그리고 Lee와 Wu(1988) 등의 연구결과에 의하면 기업은 사전에 설정된 목표비율(target ratio)로 개별기업의 재무비율을 조정하는 것으로 실증되었다.

본 연구는 산업평균 재무비율을 목표재무비율로 설정하여 기업이 재무비율을 조정한다는 주기적 조정가설(periodic adjustment hypothesis)을 Lev가 이용한 부분조정모형(partial adjustment model)을 사용하여 분석하였다.

1980년부터 1994년까지 15년 간의 6개 재무비율에 대하여 분석한 결과 유동비율이 주기적 조정가설과 일치하였다. 즉, 유동비율의 회귀계수에 대한 누적비율 중 42.7%가 10% 수준에서 유의하게 나타나 선행연구결과와 일치하였다. 재무비율이 목표재무비율로 조정되는 속도인 부분조정계수(partial adjustment coefficient)는 조정과정의 어려움을 반영하는 조정비용(cost of adjustment)과 조정의 중요성을 의미하는 균형이탈비용(cost of out of equilibrium)으로 설명되었다. 업종별 분석결과에서도 모든 재무비율의 업종별 영향이 명확한 것은 아니었지만 업종 간에 조정 속도에는 차이가 존재하였다.

* 이 논문은 1996년 동명전문대학 대학연구비 지원에 의하여 연구되었음.

** 부산동명전문대학 세무회계과 조교수

I. 서 론

재무제표분석(financial statement analysis)에 관한 많은 전통적 연구들은 기업들이 산업 평균(industry-wide average)을 목표비율(target ratio)로 설정하여 그들 기업의 재무비율을 조정하는 지에 대한 실증적 증거를 찾기 위해 진행되어 왔다. 이와같은 연구분야는 부분조정 모형(partial adjustment model)을 이용한 Lev(1969), Lev와 Sunder(1979), Lee와 Frecka(1983)의 연구결과에서도 기업들이 동일업종의 산업평균으로 재무비율을 주기적으로 조정하는 것으로 실증되었다. 이들은 연구결과에서 기업의 재무비율 조정과정을 확인하기 위하여 현재나 과거의 산업평균 재무비율을 이용하는 데에 문제가 있으나, 산업평균 재무비율의 영속적 구성요소에서 이전요소(transitory components)를 분리하는 것이 어렵기 때문에 대안이 없다고 주장하였다.

사전에 설정된 재무비율로 조정하는 방법에는 재무비율 결정에 영향을 미치는 GAAP(예를 들어 재고자산의 평가방법)를 이용하는 방법이 있다. 이익유연화가설(income smoothing hypothesis)에서 이와같은 기법은 경영자의 효용을 극대화하는 방법으로 Gordon(1964)에 의해 제시되었다. Gordon은 경영자의 주요 목적은 주주의 부의 극대화(shareholder wealth maximization: SWM)모형에 의존한다고 주장하였다. 그리고 SWM을 평가하기 위한 하나의 지표로서 이익성장율은 표준과 비교했을 때에만 낮다든지 혹은 높다고 이야기 할 수 있으며, Gordon(1964)은 그와같은 표준으로 산업평균을 이용하였다.

따라서 본 연구에서는 재무비율이 표준(예를 들어 산업평균)보다 높거나 낮을 때, 그것을 조정하는 회계처리방법이 경영자에 의해 이용될 것이라는 기술적 개념으로 이익유연화가 정의되었다. 이익유연화가설을 연구한 Gordon과 다른 연구자들은 특정 회계처리방법에 의한 이익의 영향을 검증하였다. 이들은 표준으로 기업의 이익시계열에 대한 흐름을 기술한 후, 특정한 회계처리방법의 이용이 표준의 방향으로 어떻게 조정되는 지를 분석하였다. 그러나 순이익이 재무제표이용자의 유일한 관심사항이 아닌데도 불구하고, 아직까지 재무비율에 대한 이익유연화의 의문을 일반화하려는 어떤 시도도 없었다. 더우기, 이들 연구들은 적은 표본만을 이용하였기 때문에 산업평균을 이용하여 균형상태로 기업의 재무비율을 조정한다는 일반화된

경향(*general tendency*)으로 추론을 확대하는 데는 한계가 있었다.

물론 대체적 회계처리방법의 이용이 사전에 설정된 목표재무비율로 기업의 재무비율을 조정하는 유일한 방법은 아니다. 경영자들은 그들이 설정하는 예산에 바람직한 재무비율(목표비율)을 포함시킨 다음, 경영활동을 통제하여 예산설정시의 목표비율과 일치시킬 수 있다. 예를 들어 기업은 바람직한 유동비율을 달성하기 위하여 외상매출항목을 변화시킬 수 있다. 더우기 목표가 산업평균일 때, 개별기업의 재무비율은 산업평균에 따라 조정함으로써 어느 정도 범위를 조정할 수 있을 것이다. 이와같은 조정은 경영자에 의한 적극적 조정(*active adjustment*)과는 달리 개별기업의 영업전반에 미치는 산업효과에 의한 수동적 조정기법(*passive adjustment techniques*)이 될 것이다. 조정을 위한 새로운 기법의 개발이나 기법의 상호결합에 관한 연구들은 아직 활발히 진행되고 있지 못하다.

이와같은 한계에도 불구하고, 재무제표분석에 관한 많은 연구들은 전통적으로 재무비율을 이용하여 실증분석을 하고 있다. 즉, 부실기업예측모형[Altman(1968)], 채권등급평가[Pinc-hes와 Mingo(1973)], 증권분석[Reilly(1986)], 감사평가[Altman과 McGouth (1974)] 그리고 기업규모가설에 관한 검증[Zimmerman(1983)] 등 다양한 연구분야에 이용되고 있다. 그러나 이들 연구에서 광범위하게 이용되는 재무비율은 통계적 분석이나 이론적 측면을 고려하기 보다는 전통적인 편리함 때문에 이용되어 왔다. 따라서 특정연구와 관련하여 유용하게 이용되고 있는 재무비율과 연구목적에 의해 업종전체를 대표하는 측정치는 무엇인지에 대한 문제는 거의 제기되고 있지 못하다. 이와같은 연구분야는 '주식시장에 근거한 회계학연구'(market-based accounting research;MBAR)에서 기초연구로 제기되는 종합주가지수의 문제[김권중, 황선용, 김진선(1994)]와 같이 재무제표분석 연구에서 제기되는 기본적인 문제이다. 특히 기존의 국내연구들은 재무비율 자체의 유용성에 관한 선행연구 없이 특정년도의 재무비율을 이용하여 횡단면분석의 기초자료로 이용하고 있다. 따라서 만일 본 연구의 결과 기업들이 Lev(1969)의 연구결과와 같이 목표재무비율(산업평균비율)을 설정하여 그들의 재무비율을 조정한다면 재무비율을 이용한 연구들은 이들 문제점을 회피할 수 있는 대안을 찾아 조정되어야 할 것이다.

II. 선행연구의 검토

전통적으로 재무제표에 관한 연구들은 산업평균과 개별기업의 재무비율 혹은 경쟁기업들 간의 재무비율의 비교를 통하여 연구를 수행하여 왔다. 이러한 분석과정에서 연구자들은 특정 기업의 재무비율을 어떠한 표준과 비교하게 되며, 비교가 가능하다면 매우 의미있는 결과로 인식하여 왔다. 비교가능하다고 할 때 비교의 표준을 무엇으로 할 것인가에 관한 많은 논의가 있었으며, 주로 산업평균을 표준으로 이용하여 왔다.¹⁾ 그러나 선행연구에 의하면 산업평균이라는 표준을 목표비율로 개별기업의 재무비율이 조정된다는 주기적 조정가설(periodic adjustment hypothesis)²⁾이 발견되었다. 본 연구목적과 관련하여 선행연구에서 제시되고 있는 개별기업의 재무비율이 산업평균이라는 목표비율로 조정된다는 연구는 국내에는 없으므로 외국의 연구결과를 중심으로 대표적인 연구를 살펴보면 다음과 같다.

Lev(1969)는 기업들은 그들이 속한 산업평균 재무비율로 재무비율을 변경하려 한다는 가설을 검증하였다. 만일 개별기업과 산업평균 재무비율 간의 차이에 대한 명백한 이유가 존재하지 않는다면, 산업평균과 개별기업 재무비율 간의 차이는 투자자들의 관심의 대상이 된다는 점에서 이 가설은 합리성을 가진다. 따라서 평균적으로 기업들은 산업평균에 근접하도록 재무비율을 변경시키려고 시도할 것이다. 이와같은 가설을 검증하기 위하여, Lev는 1947-1966년 간의 245개 기업을 대상으로 분석을 하였다. 이들 표본들은 20년 간의 연간재무자료를 가지고 있으며, 적어도 10개 이상의 기업을 가지고 있는 4자리 코드의 표준산업분류(Standard Industrial Classification: SIC) 산업에 소속되어 있었다. 분석은 설명변수가 종속변수의 시차 변수로 이용되는 부분조정모형을 이용하였다. 연구결과에서 Lev는 시간의 흐름에 따라 개별기업들의 재무비율이 산업평균으로 조정된다는 통계적으로 유의한 경향을 발견하였다. 예를 들어, 그는 개별기업의 유동비율과 산업평균 유동비율간의 차이가 일년에 약 50%씩 감소하는 것을 발견하였다. 개별기업의 지분/총부채 비율과 산업평균 간의 차이 역시 일년에 약 30%

1) 산업평균을 표준으로 설정하는 데는 산업의 정의, 산업평균의 추정방법 등의 문제가 있음.

2) 기업의 재무비율이 시간의 흐름에 따라 산업평균을 향해 조정된다는 가설로서, Lev(1969), Lee와 Frecka(1983) 등의 연구결과에서 실증적으로 검증되었음.

씩 감소하는 것을 발견하였다.

Lee와 Frecka(1983)는 재무비율의 조정과정에서 Lev(1969)가 이용한 부분조정모형의 유용성을 검증하기 위하여 Box와 Cox(1964)에 의해 개발된 일반함수모형(generalized functional form)을 비교연구하였다.³⁾ 1950년부터 1978년까지 29년간의 3개업종(음식료, 화학, 기계·전자업종), 93개 기업을 표본으로 이용하였다. 이들은 분석을 위하여 유동비율, 당좌비율, 총부채/총자산, 배당금, 매출이익률, 총자산이익률 그리고 총자산회전율의 7개 재무비율을 4개로 범주화하였다. 일반함수모형의 모수(λ)를 극대화하는 최적함수식을 추정하기 위하여 최대 log-likelihood [$L_{\max}(\lambda)$]를 λ 의 각 값에 대하여 다음과 같이 계산하였다.

$$L_{\max}(\lambda) = \text{절편} - T/2 \log \hat{\sigma}^2(\lambda) + (\lambda - 1) \log Y_t$$

여기서, T는 표본의 크기이며, $\hat{\sigma}^2(\lambda)$ 는 추정편차(estimated variance) 그리고 Y_t 는 t시점의 재무비율이다. 분석결과 일반함수모형에 의해 추정된 추정계수($\hat{\lambda}$)의 대부분(51%)이 5% 유의수준에서 0과 1사이에서 분포하여 재무비율이 주기적으로 조정되는 것을 발견하였다. 부분조정모형을 이용한 7개 재무비율의 분석결과에서도 매우 유의한 연구결과를 발견하였다. 그러나 이들은 선형 혹은 선형로그함수와 같은 단일함수(single functional form)는 함수의 모수 추정치와 관련한 표본오차(sampling error)가 발생하여 대체 함수식 간의 구별을 어렵게 하기 때문에 적절하지 않을 수 있다고 주장하였다.

Lee와 Wu(1988)는 주요 재무비율의 주기적 조정에 관한 일부 실증적 연구는 있지만, 조정과정의 분석을 위한 모형은 아직 체계화되지 않고 있다고 주장하였다. 이들은 주기적 조정가설을 검증하기 위한 모형의 정형화를 위해 Lev(1969)가 이용한 부분조정모형과 일반비율조정모형(generalized ratio adjustment model)을 비교 연구하였다. 1965-1984년까지의 20년간의 Compustat자료에서 112개 기업을 표본으로 선정하였다. 목표비율은 각 산업의 평균비율을 이용하였으며, 유동비율, 당좌비율, 자기자본/총부채, 재고자산회전율, 매출액/총자산 그리고 총자본이익률의 6개 재무비율을 대상으로 분석하였다. 모형을 비교한 결과에서는 일반

3) 일반선형함수를 이용한 대표적인 연구로는 Zarembka(1968:화폐수요함수), Lee(1976:배당정책) 그리고 Kau와 Lee(1976:도시구조)에 관한 연구들이 있다. 일반선형함수에 대한 이론적 전개과정은 Zarembka(1968) 참고.

비율조정모형이 단순부분조정모형(simple partial adjustment model)보다 재무비율의 동적 조정형태를 잘 설명하는 것으로 검증되었다. 이외에도 기업규모와 산업요소가 재무비율의 조정속도에 영향을 미치는 것을 발견하였다. 즉, 대기업의 조정속도는 중소기업보다 빠르거나, 반대로 늦다는 유의한 결과를 발견하였다. 이와같은 결과에 대하여 이들은 재무비율의 조정속도는 산업 간에 차이가 있다고 하였다. 그러나 모든 재무비율이 조정형태에서 독특한 산업효과가 있는 것은 아니라고 하였다.

Ⅲ. 연구방법

1. 표본의 선정

본 연구에서는 한국신용평가(주)가 제공하는 KIS-DIAL의 '상장기업 재무비율자료'를 한국은행이 분류한 16개 업종으로 분류하여 사용하였다. 한국신용평가(주)가 제공하는 재무비율 자료에 한계가 있기 때문에 분석대상기간은 1980년부터 1994년까지 15년간으로 하였다. 업종 내에 최소 10개 이상의 표본이 존재하는 자료를 추출한 결과 8개 업종 221개 기업이 이를 충족하였다. 총 221개 표본에서 다음의 요건을 충족하는 기업을 최종표본으로 선정하였다.

1) 검증기간동안 결산일이 변경되지 않고, 회계년도가 12월 말인 기업. 왜냐하면 업종평균으로 한국은행이 제공하는 산업평균을 이용하고, 재무비율을 이용하여 횡단면분석을 하기 때문에 표본기업의 동질성을 유지하여야 하기 때문이다.

2) 자본잠식이나 관리대상이 아닐 것. 자본잠식과 관리대상으로 편입된 표본의 재무비율은 이례적인 재무비율을 나타낼 수 있다.

3) 연구기간동안 업종변경이 없을 것. 본 연구는 전체자료 뿐만 아니라 업종평균과 업종 내 개별기업의 재무비율 간의 관계도 분석하기 때문에 연구기간동안 업종이 변경된 기업은 제외하였다.

이상의 요건에 의해 최종적으로 선정된 표본의 수는 8개 업종의 총 128개 기업이었다. 표본

기업의 업종별 분포현황을 정리하면 <표 1>과 같다.

<표 1> 표본기업의 업종별 분포

업종	업체수
1. 음식료품업	21
2. 섬유, 의복 및 가죽업	17
3. 화학물, 석유, 석탄, 고무 및 플라스틱업	26
4. 비금속광물제품업	12
5. 조립금속제품, 기계 및 장비업	14
6. 전기, 가스 및 증기업	12
7. 건설업	15
8. 도소매숙박업	11
계	128

2. 변수의 정의와 측정

본 연구의 목적이 개별기업의 재무비율이 목표재무비율로 조정된다는 주기적 조정가설을 부분조정모형을 이용하여 검증하는 것이므로 목표재무비율과 개별기업의 재무비율이 변수로 이용되었다.

가. 목표재무비율

재무비율의 주기적 조정가설을 검증하기 위해서는 목표비율(target ratios)의 설정이 매우 중요하다. 기업의 진실한 목표비율이 관찰되지 않았을 때, 재무비율 조정과정을 확인하기 위하여 산업⁴⁾의 평균비율을 이용하는 것은 문제가 있다. 왜냐하면, 개별기업의 경제적 요인들을 고려하지 않은 산업평균을 목표비율로 이용하는 경우에는 목표재무비율의 과대, 과소 계상에 따른 체계적 차이(systematic differences)와 이를 이용한 횡단면 분석결과에서 조정속도에

4) 산업(industry)의 정의는 개념상의 문제, 개념의 실천 상의 문제 그리고 다른 산업의 정의에 대한 문제 등 매우 복잡한 경제적 문제를 가지고 있다. 이들 문제에 대한 상세한 논의는 Schnabel(1976) 참조.

심각한 문제점을 야기시킬 수 있기 때문이다. 따라서, 목표비율의 설정을 위해서는 다음의 두 가지 내용을 고려해야 한다. 첫째, 무엇을 목표비율로 설정할 것인가? 둘째, 산업평균을 목표비율로 이용할 때, 산업평균이 개별기업의 경제적 특성을 고려한 대표치로 볼 수 있는지와 산업평균이 산업 간에 유의한 차이를 나타내는 지에 대한 논의가 선행되어야 한다.

기업의 목표비율 설정과 관련하여 Lev(1969), Lee와 Frecka(1983)는 재무비율의 조정과정을 검증하기 위하여 과거와 현재의 산업평균(industry average)을 목표비율로 이용하였다. 특히, Lev(1969)는 산업평균을 이용하여 투자자와 경영분석사들이 개별기업에 대한 의사결정을 하기 때문에, 기업은 산업평균을 목표비율로 재무비율을 조정하며, 산업평균의 영속적인 변화 속에서 이전요소만을 분리하는 것은 매우 어렵기 때문에 산업평균을 목표비율로 이용할 수 있다고 주장하였다. 재무분석문헌에 의하면, 일반적으로 기업간의 재무비율분석은 동일한 특성을 가진 비교가능한 기업들로 제한되어야 한다고 주장한다. 비교가능성(comparability)은 첫째, 동일한 산업에 속하여야 하며, 둘째, 동일한 규모이어야 하며, 셋째, 동일한 회계처리 방법을 사용하며, 넷째, 동일한 지역에 위치하여야 한다고 믿고 있다.⁵⁾ 그러나 Lev(1974)는 이와같은 비교가능성 기준의 이탈이 재무비율의 분석결과를 심각하게 왜곡하지는 않는다고 주장하였다.⁶⁾ 이와같은 연구결과들은 동일산업내 기업들 간의 비교를 위한 연구에서 산업평균이 목표비율로 이용될 수 있으며, 재무비율의 분석에 대한 준거기준으로 산업평균의 유용성에 대한 강력한 증거를 제시하고 있다.⁷⁾

개별기업의 산업별 분류와 관련하여 SFAS NO. 14(1976)⁸⁾는 개별기업의 다원적 활동을 표준산업분류로 계열화 할 것을 고려하였으나, 일관성 문제 때문에 경영자의 판단에 맡기는 등 개별기업의 특성을 동시에 고려한 산업분류의 어려움을 직시하였다. 즉, 산업부문을 결정할 때 모든 기업에 동시적으로 이용될 수 있는 단일의 지표와 모든 기업에 대해 결정력이 있

5) Foster(1986)는 횡단면분석에서 기업간 비교를 위해서는 첫째, 공급측면의 동일성, 둘째, 수요측면의 동일성, 셋째, 자본시장에서의 동일성 그리고 법적 소유권의 동일성이 전제되어야 한다고 하였다.

6) Lev, B., Financial Statement Analysis: A New Approach, Prentice-Hall (1974), p. 38.

7) 개별기업의 특성을 고려하여 산업평균을 추정하는 방법으로 Foster(1986)는 다음 네가지 방법을 제시하였다. 첫째, 집중경향치의 이용(예: 중위수, 산술평균, 가중평균), 둘째, 산포치와 집중경향치의 이용(예: 평균과 표준편차, 중위수와 사분위범위), 셋째, 재무비율분포의 비율이나 누적비율의 이용, 넷째, 개별기업의 재무비율과 순위의 이용.

8) SFAS NO. 14, p. 8.

는 지표는 없다고 하였다.

기업의 횡단면 재무비율에 대해 산업평균이라는 동일한 표준을 이용했을 때 제기되는 또 하나의 문제는 개별 기업에 영향을 미칠 수 있는 경제적 요인이 산업평균에 감안되었는가 하는 문제이다. 예를 들어, 자산의 가격변동에 대한 기대가 다르면, 투기목적의 자산보유액에 차이가 생기며, 이에 따라 재무비율에 차이를 나타낼 수 있기 때문이다. 황윤식(1984)은 개별기업의 재무비율에 영향을 미치는 요인을 고려한 이상적 표준(ideal bench marks)을 개발하기 위해서는 첫째, 비율의 구성요소가 변동될 때, 비율이 어떻게 변동하는가에 대한 분석과 둘째, 어떤 요인에 의해서 비율의 구성요소가 영향을 받는가에 대한 분석이 이루어져야 한다고 하였다. 그러나 황윤식은 아직까지 기업 재무비율에 기업별 특성을 고려한 이상적 표준은 이론적으로 체계화되어 있지 않다고 주장하였다. 본 연구에서 이용하고 있는 한국은행의 산업별 재무비율은 조사방법 상에서 산업구조 및 기업규모와 같은 개별기업의 특성을 부분적으로 반영하고 있다. 즉, 산업별 재무비율은 층화임의추출법(stratified random sampling)에 의한 표본추출과정을 통해 표본업체를 선정한 다음, 업종별, 규모별 층화과정을 거쳐 각종 분석지표를 산출하고 있다.⁹⁾

산업평균을 목표비율로 이용하기 위해서는 산업간 재무비율의 분포가 유의한 차이를 나타내는지를 고려해야 한다. 만일 각 산업에 있어서 특정 재무비율의 분포가 동일하다면, 산업평균과 개별기업의 특정 재무비율의 편차(deviations)를 이용한 연구는 의미가 없을 것이다. Foster(1986)는 1983년 15개 산업의 12개 재무비율에 대한 분석에서 산업 간의 재무비율에는 통계적으로 유의한 차이(significant difference)가 존재한다고 주장하였다. 따라서 본 연구는 선행연구에서 이용하고 있는 산업평균을 개별기업의 목표비율로 이용한다. 목표비율은 한국은행에서 발표한 1980-1994년까지의 산업별 재무비율을 이용하였다.

나. 기업재무비율

재무비율의 조정과정을 분석하기 위하여 Lev(1969), Lee와 Wu(1988)는 단기유동성, 장기지급능력, 단기자본회전을, 장기자본회전을 그리고 투자이익률로 재무비율을 범주화한 뒤, 각

9) 상세한 내용은 '기업경영분석'(한국은행, 1996), pp. 13-30 참조.

범주의 대표적인 재무비율을 분석에 이용하였다. Lee와 Frecka(1983)는 단기유동성, 재무적 위험, 배당정책 그리고 투자이익률의 4가지 범주로 구분한 뒤 7개 재무비율을 이용하여 분석하였다. 우리나라에는 재무비율의 조정과정을 다룬 선행연구가 없으므로, 외국의 연구에 의존하여 기업재무비율을 선정하였다.

한국신용평가(주)가 제공하는 KIS-DIAL의 '상장기업 재무비율자료'는 수익성(11개), 자본구성(6개), 유동성(4개), 활동성(5개) 그리고 성장성(3개) 등 5개 범주에서 총 29개의 재무비율자료를 제공하고 있다. 따라서 본 연구는 선행연구에 근거하여, 단기유동성, 재무적 위험, 단기자본회전율, 장기자본회전율 그리고 투자이익률을 나타내는 유동비율, 부채비율, 재고자산회전율, 총자본회전율 그리고 총자본경상이익률을 이용하였다. 이들 재무비율에 추가하여 본 연구는 기업의 전체적인 성장규모의 측정과 부채 및 자본증가와 연관된 내용을 검토하기 위하여 총자산증가율을 이용하였다. 우리나라의 경우에는 담보에 의한 은행대출관행 등 여러 가지 금융제도와 관행상의 구조적 요인이 존재하기 때문에 기업의 총자산증가율이 산업평균으로 조정될 것으로 기대되기 때문이다.

Horrigan(1966)은 재무비율을 이용하여 연구를 할 때는 재무비율이 가지는 세가지 특성 때문에 분석에 이용할 재무비율의 선정에 신중을 기하여야 한다고 하였다. 특히 연구목적에 의하여 재무비율을 범주화 할 경우에는 각 범주에 해당하는 여러가지 재무비율이 매우 높은 급간상관(intercorrelation)을 가질 수 있다고 하였다.¹⁰⁾ 그의 연구결과에서 단기유동성(유동비율과 당좌비율의 상관계수 0.804), 장기지급능력(장기부채현가와 총부채현가의 상관계수 0.764), 수익성(매출이익률과 매출영업이익률 및 경상이익/총자산과 매출영업이익률의 상관계수는 0.809, 0.797) 등으로 각 범주에 속한 재무비율의 상관계수가 매우 높게 나타났다. 따라서 본 연구에서는 각 범주별로 대표적인 하나의 재무비율만을 이용하여 분석을 하였다. 분석을 위하여 이용된 각 범주의 6개 재무비율은 다음과 같다.

10) 나머지 두가지 문제는 첫째, 재무비율분포는 시간이 경과하여도 유의한 상관관계를 가진다. 따라서 시간의 흐름에 따라 무작위로 움직이는 종속변수(예 : 주식가격)의 예측에는 효율적이지 못하다고 하였다. 둘째, 재무비율의 분산을 증가시키는 기업규모, 산업분류, 계절조건, 기업위치 등의 요인이 존재한다고 하였다. 이에 대한 상세한 내용은 Horrigan(1966), pp. 48-49 참조.

범 주	채택된 재무비율 ¹¹⁾
1. 단기유동성	유동비율(current ratio)
2. 재무적 위험	부채비율(debt ratio)
3. 단기자본회전을	재고자산회전을(inventory turnover)
4. 장기자본회전을	총자산회전을(total asset turnover)
5. 투자이익률	총자산정상이익률(normal income /total assets)
6. 성장성	총자산증가율(total asset growth rate)

3. 연구모형의 설계

회귀식의 설명변수가 종속변수의 시차변수로 이용될 때 이를 분석하기 위하여 첫째, 시차분포모형(distributed lag models) 둘째, 부분조정모형(partial adjustment models) 셋째, 기대모형(models with expectations) 넷째, 계열상관잔차모형(models with serially correlated residuals)을 이용할 수 있다.¹²⁾ 이 중에서도 특히 부분조정모형은 검증할 변수가 동적특성(dynamic properties)을 가졌을 때 기업의 배당의사결정, 재고 및 투자의사결정을 위하여 많이 이용되고 있다.¹³⁾ Lev(1969)가 제시한 부분조정모형은 식(1)과 같다.

$$y_t - y_{t-1} = \beta(y_t^* - y_{t-1}), 0 < \beta \leq 1 \dots\dots\dots \text{식(1)}$$

여기서, y_t = t시점 개별기업의 재무비율

y_{t-1} = t-1시점 개별기업의 재무비율

β = 조정계수의 속도

y_t^* = t시점 특정재무비율의 목표수준

식(1)에서 y_t^* 를 기업의 바람직한 목표재무비율로 본다면, 식(1)은 개별기업의 특정재무비율이 산업평균과 차이를 나타낼 때, 이 차이를 제거하기 위하여 과거의 재무비율(y_{t-1})을 목표재무비율(y_t^*)로 부분적으로 조정하여 현재의 재무비율수준(y_t)을 결정하는 것을 의미한다. t시점과 t-1시점 사이의 조정의 크기는 $\beta(y_t^* - y_{t-1})$ 로 표시된다. Lev는 만일 y_t^* 가 관찰가능한 다른 변수 x_{t-1} 에 의하여 결정된다면, y_t^* 를 식(2)와 같이 일반화할 수 있다고 하였다.

11) 채택된 재무비율은 한국신용평가(주)가 제공하는 KIS-DIAL 정보시스템을 이용하여 측정하였음.

12) Maddala(1977), pp. 141-148.

13) 부분조정모형을 이용한 실증적 연구는 Zvi Griliches, "Distributed Lags: A Survey," *Econometrica* 35 (Jan, 1967) 참조.

$$y_t^* = x_{t-1} \dots \dots \dots \text{식(2)}$$

식(2)에서 x_{t-1} 은 특정재무비율의 $t-1$ 시점 산업평균이다. 식(1)과 식(2)의 결합으로 식(3)과 같은 부분조정모형을 정의할 수 있으며, 개별기업에 대한 y_t 의 회귀식을 y_{t-1} 에 대하여 추정하는 데는 최소자승법(ordinary least squares; OLS)을 이용하여 측정할 수 있다.

$$y_t - y_{t-1} = \beta(x_{t-1} - y_{t-1}) \dots \dots \dots \text{식(3)}$$

일반적으로 식(3)에는 실제자료가 적용되며 기업이 산업평균과 기업평균 간의 차이($x_{t-1} - y_{t-1}$)를 관찰할 수 있을 때, 다음 기간 y_t 에서 재무비율을 조정할 것이라는 것을 나타낸다. 즉 관찰된 차이는 부분적으로 조정된다. 예를 들어 개별기업의 재무비율이 산업평균보다 높고 $\beta = 0.5$ 라면, 다음 기의 재무비율은 그 차이의 반으로 낮게 조정될 것이다. 조정의 속도를 나타내는 β 는 그 값이 0과 1사이에 존재하며, β 가 1에 가까워 질수록 조정은 빨라진다.¹⁴⁾ $\beta \neq 1$ 은 기업이 산업평균을 기초로 재무비율의 차이를 년차적으로 조정하면서 산업평균과 항상 일정한 간격을 유지하려는 것을 의미한다. 따라서 부분조정모형은 기업이 산업평균으로 그들의 재무비율을 조정하는 지를 검증하기 위하여 이용될 수 있다.

Lev(1969)의 연구결과에 의하면 β 에 대한 R^2 와 t 값의 계수는 x_{t-1} 이 목표수준으로 이용되었을 때 향상되었다. 따라서, 조정의 크기는 β 와 y_t^* 에 의존한다. 또한 산업평균의 변화는 영속적 혹은 일시적일 수 있으며, 산업평균에 접근하려는 기업의 재무비율조정은 산업평균에 대한 경영자의 평가에 의존하게 된다. 만일 산업평균의 변화가 일시적이라면 조정은 작을 것이며, 산업평균의 변화가 영속적이라면 조정은 클 것이다.

부분조정모형을 이용하여 추정하는 경우에는 설명변수로 시차변수 y_{t-1} 를 이용하는 데 따른 자기회귀의 문제가 제기될 수 있다. 즉 래그된 변수가 모형에 포함될 때, 추정회귀계수와 표준편차에서 편의가 기대된다. 모형의 선택과 관련하여 Lev(1969)는 재무비율의 연간 상대적 변화율을 측정하기 위하여 로그선형 부분조정모형(log linear partial adjustment model)을 이용하였다. 한편 Lee와 Frecka(1983)는 재무비율 관련연구에서 함수의 형태를 고려하지 않은

14) β 값이 1이면 목표재무비율에 대한 조정은 순간적으로 이루어지며, β 값이 작아질 수록 조정속도는 늦어진다.

연구들은 심각한 특정화 오차(specification errors)¹⁵⁾를 초래할 수 있다고 주장하였다.

이와같은 문제에도 불구하고, 국내에서는 아직 재무비율에 대하여 이들 문제를 검토한 선행 연구는 없다. 따라서 본 연구에서는 모형의 선택에 대한 탐색적 연구로서 Lev의 부분조정모형을 이용하였다. 재무비율에 대한 부분조정모형과 일반선형모형의 비교분석은 추후 연구과제로 남겨둔다. 최소자승법(ordinary least squares; OLS)이 계수를 추정하기 위하여 이용되었다.

$$\log y_{k,t} - \log y_{k,t-1} = \alpha + \beta(\log x_{k,t-1} - \log y_{k,t-1}) + u_t \dots\dots\dots \text{식(4)}$$

$$t = 1, \dots\dots\dots 15$$

$$k = 1, \dots\dots\dots 6$$

$y_{k,t}$ = t년도 개별기업의 k번째 재무비율

$y_{k,t-1}$ = t-1년도 개별기업의 k번째 재무비율

$x_{k,t-1}$ = t-1년도 산업평균 k번째 재무비율

u_t = 오차항

식(4)에서 k는 채택된 6개의 재무비율이며, 식(4)는 로그함수와 절편항이 있다는 점에서 식(3)과 차이가 있다. 식(4)에서 로그함수를 취한 이유는 연별재무비율의 상대적 변화(relative changes)를 구하기 위해서이다. Fama(1965)와 Sharpe(1964)는 다음의 두가지 이유 때문에 로그함수를 이용하여 모형을 분석한다고 하였다. 첫째는 검증기간에 걸쳐서 변수 값의 분포가 오른쪽으로 비대칭을 이루기 때문에, $\log y_{k,t}$, $\log y_{k,t-1}$ 과 $\log x_{k,t-1}$ 의 연별자료분포는 대칭분포(symmetrical distribution)를 이룬다. 대칭분포를 가진 모형은 비대칭분포를 가진 모형보다 통계적 추정 상의 문제가 적어지기 때문에 바람직하다. 둘째는 식(4)에서 최소자승법을 이용하여 α 와 β 를 추정할 때, 표본의 잔차는 단순회귀모형의 가정을 따르게 된다. 따라서 로그를 취한 모형은 통계적 설명력이 좋아진다. 본 연구는 목표재무비율에서 조정된 편차를 분석하기 때문에, 상대적 편차의 이용이 절대값을 이용하는 것보다 유의할 것이라는 가정은 합리적인 것이다. 절편항은 $\alpha=0$ 이라는 가설을 검증하기 위하여 식(4)에 포함되었다.

15) 특정화(표기)오차란 추정되어야 할 방정식이 잘못 특정화 됨으로서 추정된 모수가 여러가지 통계학적인 문제를 내포하게 되는 상황을 말한다.

IV. 분석결과와 해석

1. 분석결과

〈표 2〉는 식(4)를 회귀분석하여 얻은 모든 추정치의 횡단면 분포(cross-sectional distribution)이다. 〈표 2〉에서 첫째 칸은 결정계수(R^2)의 분포를 나타내며, 둘째, 네째칸은 추정계수($\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$)의 분포를 나타내고 있다. 셋째, 다섯째 칸은 추정표준편차에 대한 회귀계수의 비율인 회귀계수의 t값 분포를 나타내고 있다. 여섯째 재무비율의 각 모수에 대하여 평균(mean)과 누적비율(fractile)이 표시되었다.

〈표 2〉의 분석결과는 다음과 같이 해석할 수 있다.

첫째, 본 연구는 부분조정계수(partial adjustment coefficient) β 에 초점을 맞추고 있다. 앞에서 언급하였듯이 $0 < \hat{\beta} \leq 1$ 은 기업이 주기적으로 산업평균을 목표로 재무비율을 조정하는 것을 의미한다. 〈표 2〉의 분석결과에서 검증된 재무비율의 $\hat{\beta}$ 평균은 모두 0과 1사이에 존재한다. 그러나 유동비율을 제외한 나머지 변수들의 $\hat{\beta}$ 누적비율은 이례적($\hat{\beta} < 0$, $\hat{\beta} \geq 1$)인 값을 가지고 있다. 따라서 유동비율만이 주기적 조정가설(periodic adjustment hypothesis)과 일치하고 있다. 128개 기업의 여섯개 재무비율에서 이례적인 경우는 18, 28, 29, 22, 20, 그리고 58개이었다.¹⁶⁾

둘째, 조정(회귀)계수에 대한 통계적 유의성은 $t(\hat{\beta})$ 의 값으로 추정되었다. 여섯개의 재무비율 중에서 유동비율의 회귀계수는 전체 표본기업의 42.7%가 10%수준에서 유의하게 나타났다. 이와같은 분석결과는 Lev(1969)의 연구결과와 일치하고 있다. Lev의 연구에서는 단기 유동비율인 당좌비율과 유동비율의 회귀계수가 표본기업의 절반이상에서 5%수준에서 유의하였다. 본 연구결과는 Lev의 연구결과보다 통계적 유의수준은 낮으나, 부분조정모형을 이용하여 추정을 하는 경우에 t-값은 단지 변수의 '중요성(importance)' 만을 의미하므로 유의수준을 너무 강조할 필요는 없다. 기타의 재무비율들은 통계적으로 유의하지 않았다.

16) 각 재무비율에서 $\hat{\beta} > 1$ 은 6, 13, 20, 17, 15, 5, $\hat{\beta} < 0$ 은 12, 15, 9, 5, 5, 53개 이었다. 특히, 총자산증가율에서 $\hat{\beta} > 1$ 의 값이 53개, $\hat{\beta} < 0$ 의 값이 5개 등 총 58개의 이례적인 값이 나타났음.

세제, 상수(α)는 모든 재무비율에서 값이 매우 작고, 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서, 상수(절편)가 없는 원모형이 자료에 적합하다는 결론을 내릴 수 있다.

네제, R^2 값은 검증된 변수들에서 별로 크지 않게 나타났다. 총자산증가율($R^2=0.347$)과 유동비율($R^2=0.283$)의 순서로 R^2 의 평균이 크게 나타났다. 이것은 식(4)에 포함되지 않은 추가적 변수가 존재하는 것을 의미한다. 그러나 본 연구의 목적은 재무비율에 대한 예측모형을 개발하는 것이 아니라, 주기적 조정가설을 검증하는 데 목적이 있기 때문에 문제가 되지는 않

〈표 2〉 전체표본에 대한 회귀계수의 횡단면분포(표본의 수:128)

재 무 비 율	평균과 누적비율	(1) R^2	(2) $\hat{\alpha}$	(3) $t(\hat{\alpha})$	(4) $\hat{\beta}$	(5) $t(\hat{\beta})$
유 동 비 율	평 균	0.308	0.107	0.514	0.526	1.747
	.10	0.039	-0.117	-1.360	0.083	0.374
	.25	0.145	-0.033	-0.330	0.265	1.056
	.50	0.260	0.049	0.585	0.500	1.565
	.75	0.446	0.205	1.579	0.730	2.314
	.90	0.646	0.440	2.390	0.977	3.283
부 채 비 율	평 균	0.293	-0.106	-0.432	0.457	1.540
	.10	0.014	-0.580	-2.649	-0.005	0.047
	.25	0.092	-0.244	-1.507	0.145	0.741
	.50	0.242	-0.029	-0.283	0.424	1.486
	.75	0.454	0.102	0.782	0.690	2.214
	.90	0.634	0.203	1.545	1.077	3.128
총자본경상이익율	평 균	0.239	-0.128	-0.442	0.322	1.178
	.10	0.009	-0.574	-1.981	-0.142	-0.495
	.25	0.048	-0.277	-1.203	0.070	0.320
	.50	0.146	-0.119	-0.472	0.278	0.955
	.75	0.352	0.051	0.308	0.584	1.934
	.90	0.587	0.373	0.891	0.915	2.677
재 고 자 산 회 전 율	평 균	0.252	0.003	-0.106	0.272	1.307
	.10	0.020	-0.387	-1.976	-0.045	-0.151
	.25	0.063	-0.127	-1.292	0.123	0.553
	.50	0.167	-0.013	-0.107	0.278	1.175
	.75	0.404	0.124	1.032	0.542	2.033
	.90	0.587	0.424	2.428	0.799	2.731
총 자 본 회 전 율	평 균	0.258	-0.076	-0.765	0.319	1.324
	.10	0.009	-0.374	-2.870	-0.028	-0.143
	.25	0.075	-0.192	-1.747	0.112	0.389
	.50	0.209	-0.076	-0.909	0.293	1.336
	.75	0.387	0.012	0.291	0.529	2.015
	.90	0.558	0.173	1.367	0.810	2.755
총 자 산 증 가 율	평 균	0.449	-0.121	-0.287	0.844	2.548
	.10	0.081	-0.628	-1.677	0.175	0.285
	.25	0.300	-0.342	-0.912	0.619	1.571
	.50	0.478	-0.109	-0.280	0.905	2.536
	.75	0.582	0.112	0.520	1.141	3.275
	.90	0.738	0.269	1.082	1.300	4.159

는다. 즉, 본 연구는 β 계수에 초점을 맞추고 있으며, R^2 값에 큰 비중을 두지는 않는다.

2. 조정속도

특정재무비율이 목표재무비율로 조정되는 속도는 β 계수의 크기에 의해 결정된다. 즉, β 값이 1에 가까와 질수록 주기적 조정의 속도는 빨라진다. 부분적인 조정의 정도는 Lev(1969)가 이용한 다음 두가지 비용으로 설명 할 수 있다.¹⁷⁾

(a) 조정비용(cost of adjustment)

(b) 균형이탈비용(cost of being out of equilibrium)

첫째, 조정비용은 사전에 설정된 목표재무비율로 조정하는 데 따른 어려움을 반영한다. 어떤 재무비율(예: 유동비율)은 단기적 항목으로 구성되어 있거나, 경영자가 직접 관리할 수 있다. 따라서 이들 재무비율들은 다른 재무비율보다 쉽게 단기간 내에 적은 조정비용으로 조정할 수 있다.

둘째, 균형이탈비용은 개별기업이 특정재무비율을 목표재무비율에 일치시키는 데 대한 중요성을 의미한다. 예를 들어, 대출기관이 2:1의 유동비율을 고집한다면, 이 표준과 일치하지 않는 기업의 자금조달비용은 상대적으로 높아질 것이다. 즉, 특정재무비율의 조정속도는 이들 두 비용의 상대적 중요성에 의존한다.

<표-2>에서 β 계수 값의 차이는 이상의 두가지 비용으로 설명할 수 있다. 조정계수는 총자산증가율과 유동비율에서 중앙값이 0.905, 0.500의 순서로 가장 크고, 총자본경상이익율, 재고자산회전율에서 중앙값이 0.278, 0.278로 가장 작다. 그러나 총자산증가율의 조정계수는 누적비율 75% 이상에서 $\hat{\beta} \geq 1$ 이기 때문에 실질적으로는 유동비율의 조정계수 값이 가장 크다고 볼 수 있다.

유동비율은 유동항목(유동자산/유동부채)들 만으로 구성되어 있기 때문에 경영자가 조정을 하는데 비용이 적게 발생한다.¹⁸⁾ 그러나 조정계수의 값이 가장 작은 총자본경상이익률(경상이익/총자본)과 재고자산회전율(매출액/평균재고자산)은 장기적인 항목들(예를 들어 총

17) Lev(1969), p. 296.

18) 경영자의 직접 통제 하에 있는 이들 항목들은 현금이나 외상매출금 등의 상계를 통하여 빠른 시간 내에 조정될 수 있다.

자본, 평균재고자산)을 포함하고 있거나, 경영자가 통제할 수 없는 항목(예를 들어 매출액, 이익)들로 구성되어 있기 때문에 조정이 매우 어렵다.

국내금융기관들은 한국은행이 개발한 기업체 종합평가표를 이용하여 기업의 신용도 측정기준으로 이용하고 있으며, 기업체 종합평가표는 두 부분으로 구성되어 있다. 제1부¹⁹⁾는 업종별 평가항목으로 전체 가중치의 70%이며, 제2부는 전업종 공통평가항목으로 전체 가중치의 30%이다. 제1부 업종별 평가항목에서 본 연구의 대상인 제조기업을 평가하기 위한 항목은 기업의 재무상태와 사업현황 및 전망에 관한 12개의 재무비율과 각 재무비율에 대한 가중치로 구성되어 있다. 이중 배점이 가장 높은 항목은 자기자본비율, 유동비율 그리고 총자본순이익율 순이다. 본 연구에서 변수로 채택한 유동비율이 금융기관의 대출의사결정 시에 매우 중시하기 때문에 균형이탈비용은 증가한다. 즉, 대출기관은 특정재무비율(예: 유동비율)에 많은 관심을 가지고, 이들 재무비율이 균형상태에 근접할 것을 요구하고 있기 때문에 경영자들은 이들 재무비율을 다른 재무비율보다 빨리 조정한다.²⁰⁾ 즉, 조정속도(β)의 값이 다른 재무비율에 비해서 크다. 이와같은 연구결과는 Lev(1969)의 연구결과와도 일치하고 있다. 자기자본비율과 함께 기업의 안정성을 측정, 판단하는 부채비율의 상대적으로 높은 조정계수도 균형이탈비용으로 설명할 수 있을 것이다.

그러나 수익성을 나타내는 총자본경상이익률의 조정계수는 매우 낮다. 이는 Lev(1969)의 연구에서 균형이탈비용으로 설명한 수익성 지표인 총자산영업이익률의 상대적으로 높은 조정계수와는 일치하지 않는다. 이것은 총자본경상이익률 계산에 포함된 장기적 항목(총자본)과 경영자가 통제하기 어려운 항목(경상이익)에 기인하는 것으로 추정된다.

조정과정에서 발생하는 비용은 β 의 크기를 결정하는 하나의 요소일 뿐이다. 다른 중요한 요소는 목표재무비율(산업평균)의 안정성(stability)이다. 기업이 직면하는 가장 큰 과제는 산업평균의 변화(change)를 인식하는 것이다. 기업은 산업평균의 변화가 영속적일 것으로 기대

19) 제1부 업종별 평가항목은 자기자본비율(15), 유동비율(15), 총자본순이익율(10), 매출액경상이익율(5), 고정장기적합율의 역수(5), 총자본회전율(5), 총자본증가율(2.5), 연간순매출액증가율(2.5), 부가가치율(1.67), 노동생산성증가율(1.67), 총 자본투자효율(1.67), 매출채권회전율(5) 등으로 구성되어 있다.

20) 한국은행이 자체적으로 개발한 업종별 평가기준은 각 재무비율의 범위를 설정한 후, 그 범위에 해당할 때 각 재무비율의 항목별 등급에 따라 평점을 매긴다. 예를 들어, 유동비율이 146.1% 이상이면 15점, 146.0-100.8% 사이는 12점 등으로 분류한다. 업종별 평가기준의 설정과정에서 산업평균의 고려는 자료수집의 어려움으로 인하여 기술하지 않았음.

되는 근본적인 변화(fundamental fluctuation)인 지 혹은 일시적인 변화(transitory fluctuation)인 지를 확인하여야 한다. 기업의 재무비율 조정과정은 변화가 영속적일 때 더욱 영향을 받게 된다. 왜냐하면, 목표재무비율이 무작위로 움직이면 조정을 할 필요가 없기 때문이다. 많은 무작위(random)요소에 의하여 산업평균이 변한다면, 조정계수는 매우 작아질 것이다. 본 연구 결과도 이와같은 가설과 일치하고 있다. 즉, 표본기업인 8개업종에서 유동비율에 대한 산업평균의 분산과 업종내 개별기업 $\hat{\beta}$ 의 평균²¹⁾에 대한 상관관계를 분석한 결과 상관계수(correlation coefficient)가 -0.733 으로 나타나 이 가설과 일치하고 있다.

최근의 연구[Moses(1987)]에 의하면 업종별 특성이 회계선택과정에 영향을 미쳐 궁극적으로 재무비율이나 그 밖의 다른 회계정보에 영향을 미친다고 하였다. 따라서 재무비율에 대한 시계열자료는 업종에 따라 다를 것이다. 업종이 재무비율 결정과정에 미치는 영향을 분석하기 위하여 전체표본을 8개 업종으로 구분한 다음 동일한 과정으로 분석하였다. Lev(1969), Lee와 Wu(1988)의 연구결과에 의하면 기술개발의 변화속도가 빠른 업종의 조정속도가 상대적으로 느린 것으로 나타났다. <표 3>은 업종별로 측정된 회귀계수 $\hat{\beta}$ 의 평균을 각 재무비율 별로 표시하였다.

<표 3>의 분석결과는 모든 재무비율의 조정계수에서 업종별 영향이 명확한 것은 아니다. 왜냐하면 음식료업종의 재고자산회전율은 $\hat{\beta} < 0$ 의 값을 나타내고 있으며, 비금속광물제품업종의 총자산증가율은 $\hat{\beta} \geq 1$ 의 값을 나타내고 있기 때문이다. 그러나 이들을 제외한 대부분의 조정계수는 $\hat{\beta}$ 가 0과 1사이에 존재하므로, 이와같은 결과는 업종 간에 조정속도에 차이가 존재한다는 것을 의미한다.²²⁾

21) 각 기업의 $\hat{\beta}$ 계수를 업종별로 결합하여 업종별 평균을 계산하였다. 다음 단계로 업종평균의 분산과 상관관계를 검증하였다.

22) Lev(1969)의 연구결과에 의하면, 기업규모(firm size)도 조정계수에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 왜냐하면, 자산이나 부채의 비분할성(indivisibilities) 때문에 대기업은 중소기업보다 목표재무비율을 쉽게 조정한다는 것이다.

〈표 3〉 업종별 회귀계수의 횡단면분포

구 분	유동 비율	부채 비율	총자본경 상 이익률	재고자 산회전률	총자본 회전율	총자산 증가율	표본 수
1. 음료식품업	0.685 (3.775)	0.645 (5.689)	0.576 (5.852)	-0.209 (-0.42)	0.432 (4.592)	0.746 (2.875)	21
2. 섬유, 의복 및 가죽업	0.433 (6.018)	0.259 (2.550)	0.439 (5.081)	0.294 (4.909)	0.213 (1.727)	0.992 (11.30)	17
3. 화학물, 석유, 석탄, 고 무 및 플라스틱업	0.569 (9.530)	0.519 (7.355)	0.020 (0.145)	0.399 (3.682)	0.365 (5.757)	0.919 (12.79)	26
4. 비금속광물제품업	0.687 (6.408)	0.434 (4.611)	0.554 (2.417)	0.429 (5.193)	0.372 (4.838)	1.009 (16.46)	12
5. 조립금속제품, 기계 및 장비업	0.515 (6.357)	0.441 (3.122)	0.128 (1.339)	0.451 (3.471)	0.391 (4.511)	0.876 (5.671)	14
6. 전기, 가스 및 증기업	0.240 (3.735)	0.228 (4.661)	0.371 (3.015)	0.254 (3.161)	0.367 (3.057)	0.232 (3.094)	12
7. 건설업	0.594 (4.907)	0.484 (4.624)	0.336 (4.599)	0.454 (3.766)	0.162 (1.539)	0.911 (6.888)	15
8. 도소매숙박업	0.317 (2.403)	0.351 (2.377)	0.346 (2.539)	0.184 (2.999)	0.169 (1.621)	0.969 (9.269)	11

*()안은 β 의 t값 임.

본 연구는 종속변수인 y_{i-1} 를 독립변수의 시차변수(lagged variables)로 이용하고 있기 때문에, 회귀식에 있어서 잔차(residuals)의 계열상관(serial correlation)을 기대할 수 있다.²³⁾ 만약 이들 잔차에서 계열상관이 존재한다면, 추정된 α 및 β 계수는 모수의 최소분산추정량(minimum-variance estimator)이 아닐 수 있다. 따라서 본연구는 계열상관을 검증하기 위하여 Durbin-Watson 검정을 실시하였다. 전체표본에 대한 D값은 각 재무비율의 순서로 1.919, 1.857, 1.942, 1.680, 1.814 그리고 2.003으로 대체로 계열상관이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

23) Lev(1969)의 연구는 회귀식에 있어서 잔차의 계열상관에 대한 증거를 제시하지 않았다. 따라서 Lev의 모형에서는 잔차의 상관관계가 기대되는 한계를 가지고 있다.

3. 연구의 한계와 확장

본 연구는 모형의 설정단계에서 독립변수의 움직임과 그에 따른 종속변수의 반응 사이에 일정한 시차가 존재한다고 가정하고, 목표재무비율 y_t^* 를 x_{t-1} 로 가정하였다. 만일 y_t^* 가 x_{t-1} 과 같다면 부분조정모형은 로그형태를 취하여 식(5)와 같은 조건으로 값을 구할 수 있을 것이다.

$$y_t^* = x_{t-1} \dots\dots\dots\text{식(5)}$$

그러나 이러한 가정은 현상을 너무 단순화 시킨 것이다. 왜냐하면, 경영자들은 현재 시점의 평균 x_t 를 기준으로 재무비율을 조정하기를 원하기 때문이다. 하지만 현재의 평균은 기업들이 재무비율을 계획하는 시점에 거의 확인할 수 없다. 따라서 본 연구모형에서 이용한 목표재무비율은 확장할 수 있을 것이며, 개선된 모형은 산업평균의 과거 행태에 기초한 예측치 x_t 를 개발함으로써 x_{t-1} 을 대체할 수 있을 것이다.

연구모형을 개선하는 방법은 식(5)의 x_{t-1} 이 x_t 로 대체될 때 얻어 질 것이다. 그러나 현실적으로 x_t 을 측정하는 것이 어렵기 때문에 식(2)와 식(3)에 추가적으로 계수 b 를 포함시킬 수 있다. Waud(1966), Doran과 Griffith(1978)는 경영자가 지향하는 목표재무비율은 조정과정의 형태가 영향을 미친다고 하였다. 따라서 내생변수의 시차변수가 독립변수로 사용되는 시차분포모형(distributed lag model)에서 설명변수 x 의 최근값 일수록 종속변수 y 에 보다 많은 영향을 미친다고 가정하는 코익모형(koyck model)과 종속변수의 변화는 설명변수의 기대수준에 관련되어 있다는 적응적 기대모형(adaptive expectation model)을 이용하여 모형을 개선할 수 있을 것이다.²⁴⁾ 이와같은 방법으로 계수 b 를 포함한 식(6)을 표시할 수 있다.

$$y_t^* = bx_{t-1} \dots\dots\dots\text{식(6)}$$

$$y_t - y_{t-1} = \beta(bx_{t-1} - y_{t-1}) \dots\dots\dots\text{식(7)}$$

24) 이들 모형 이외에도 과거의 관측치들이 최근의 관측치보다는 중요하지 않다는 가정을 바탕으로 한 지수평활법(exponential smoothing) 등을 이용한 연구도 있을 수 있다.

여기서 b계수는 기업이 재무비율을 조정하는 과정에서 산업평균과 일정한 편차(fixed deviation)를 유지하는 지를 가르키는 변동계수(deviation coefficient)이다. 따라서 식(6)에서 식(7)을 차감한 일반함수모형(generalized functional form)을 이용한 연구가 있을 수 있다.

본 연구는 1980년부터 1994년까지 15년 동안의 자료를 이용하여 시계열적으로 조정속도가 일정하다고 가정하고 있다. 그러나 시계열적 특성에 따라서 이러한 조정속도는 기업의 목적, 경제적 환경의 변화(예: 이자율의 변화, 불황 혹은 호황) 등에 의하여 체계적인 차이를 나타낼 수 있다. 본 연구는 각 기업의 관찰치가 매우 적기 때문에 이러한 문제의 추정에는 어려움이 있다.²⁵⁾ 따라서 이들 문제를 고려하기 위하여는 시계열 특성과 횡단면분석에서 제기되는 변동(variation)의 문제를 극복할 수 있는 통합시계열분석(pooled time-series analysis)을 이용할 수 있을 것이다.

V. 결 론

본 연구는 선행연구에서 제기되고 있는 기업은 그들의 재무비율을 산업평균으로 조정한다는 '주기적 조정가설'을 검증하는 것이다. 실증적 선행연구들은 이와같은 가설을 지지하고 있으며, Lev의 부분조정모형을 이용한 본 연구도 이들 가설과 일치하였다. 8개업종의 6개 재무비율 전체에 대한 <표 2>의 분석결과에서 유동비율의 회귀계수는 누적비율 0.1-0.9 사이에서 모두 0과 1사이에 존재하여 주기적 조정가설과 일치하였다. 그러나 부채비율, 총자본경상이익률, 재고자산회전율, 총자본회전율은 $\hat{\beta} < 0$, 총자산증가율은 $\hat{\beta} > 1$ 의 이례적인 값을 나타내었다.

분석결과에서 유동비율의 $\hat{\beta}$ 값이 가장 크게 나타났는데, 이는 조정비용과 균형이탈비용으로 설명할 수 있다. 첫째, 유동비율은 유동항목만으로 구성되어 있기 때문에 다른 재무비율에 비하여 상대적으로 쉽게 단기간 내에 적은 조정비용으로 조정할 수 있다. 둘째, 금융기관의 대

25) Sayrs(1989)는 시계열 특성을 검증하기 위해서는 적어도 30개 이상의 시점(time points)가 있어야 한다고 하였다.

출의사결정 시 유동비율에 대한 균형상태를 요구하기 때문에, 즉 균형이탈비용이 증가하므로, 경영자들은 이들 재무비율을 다른 재무비율보다 우선적으로 조정하게 된다. 조정과정에서의 비용 뿐만 아니라 목표재무비율의 안정성으로 부분조정계수를 설명할 수 있다. 즉, 산업평균의 변화가 일시적이라면 조정계수의 값은 작아질 것이다. 본 연구결과에서도 산업평균과 개별기업의 β 평균에 대한 상관관계분석에서 이 가설과 일치하였다.

본 연구는 Lev가 이용한 부분조정모형을 이용하여 연구를 수행하였지만, Lev의 연구에서 간과한 회귀식의 잔차에 대한 계열상관을 추가하여 검증하였다. Durbin-Watson 검정을 이용한 계열상관의 검정에서 전체표본은 대체로 계열상관이 심각하지 않는 것으로 나타났다.

본 연구는 기업들이 재무비율을 조정하는 기법은 본 연구에서 제외되었다. 왜냐하면, 개별기업의 재무비율 조정방법을 조사하는 것은 매우 어렵고 복잡할 뿐 아니라, 여러가지 방법으로 조정되기 때문이다. 또한 표본기업들의 이질적 특성 때문에 개별기업에 대한 특정한 조정방법을 확인할 방법은 없었다. 그러나 본 연구는 재무비율의 형태를 기술하는 일반모형(general model)의 개발에 기여한다고 볼 수 있다. 즉, 위에서 연구된 변수에 기초하여 재무비율을 예측하고 이를 통하여 일반모형에의 연구확장을 꾀할 수 있기 때문이다. 또한, 국내의 재무제표분석에 관한 연구들은 재무비율 자체에서 제기되는 문제(예:주기적 조정가설, 재무비율간의 높은 상관관계, 재무비율의 분산을 증가시키는 요인의 인식 등)에 대한 고려를 하고 있지 않다. 이 분야에 대한 연구는 미개척분야로서 매우 흥미있는 주제이므로, 본 연구는 향후 이에 대한 연구에 시사점을 제공한다고 할 수 있다.

參 考 文 獻

1. 김권중, 황선용, 김진선, “지수수익률의 선택과 초과수익률추정치에의 편의,” 증권학회지 제 16집 (1994), pp. 467-511.
2. 한국은행, 기업경영분석, (1996).
3. 황윤식, 재무제표분석, 서울 법문사, (1984).

4. AICPA, *Financial Reporting for Segments of a Business Enterprise*, Statement of Financial Accounting Standards No. 14. (1976)
5. Altman, E.I., "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy," *Journal of Finance* (Sep. 1968), pp. 589-609.
6. _____, and T.P. McGough, "Evaluation of a Company as a Going Concern," *Journal of Accountancy* (Dec. 1974), pp. 50-57.
7. Doran, H.E., and W.E. Griffith, "Inconsistency of the OLS Estimator of the Partial Adjustment-Adaptive Expectations Model," *Journal of Econometrics* (April 1978), pp. 133-146.
8. Fama, E.F., "The Behavior of Stock Market Price," *Journal of Business* 38 (1965), pp. 34-105.
9. Foster, G., *Financial Statement Analysis*, Prentice-Hall (1986).
10. Givoly, D., "The Formation of Earnings Expectation," *Accounting Review* (July 1985), pp. 372-386.
11. Gordon M.J., "Postulates, Principles and Research in Accounting," *Accounting Review XXXIX* (April 1964), pp. 251-263.
12. Griliches Z., "Distributed Lags: A Survey," *Econometrica* 35 (Jan. 1967)
13. Horrigan J.O., "The Determination of Long-Term Credit Standing with Financial Ratios," *Empirical Research in Accounting: Selected Studies, Supplement, Journal of Accounting Research* Vol. 4 (1966), pp. 44-62.
14. Lee, C.F., and Wu C., "Expectation Formation and Financial Ratio Adjustment Processes," *Accounting Review* Vol. LXIII, No. 2 (April 1988), pp. 292-306.
15. _____, and Frecka, T.J., "Generalized Financial Ratio Adjustment Processes and Their Implications," *Journal of Accounting Research* Vol. 21, No. 1 (Spring 1983), pp. 308-316.
16. Lev B., "Industry Averages as Targets for Financial Ratios," *Journal of Accounting Research* Vol. 7 (1969), pp. 290-299.

17. _____, *Financial Statement Analysis: A New Approach*, Prentice-Hall (1974)
18. _____, and Sunder S., "Methodological Issues in The Use of Financial Ratio," *Journal of Accounting and Economics 1* (1979), pp. 187-210.
19. Maddala G.S., *Econometrica*, McGraw-Hill Book Company (1977).
20. Moses, O.D., "Income Smoothing and Incentives: Empirical Tests Using Accounting Changes," *Accounting Review* (April 1987), pp. 358-377.
21. Pinches, G.E., and K.A. Mingo, "A Multivariate Analysis of Industrial Bonds Rating," *Journal of Finance*(March 1973), pp. 1-18.
22. Reilly, F.K., *Investments* (New York: The Dryden Press, 1986)
23. Sayrs, L.W., *Pooled Time Series Analysis*, A Sage University Paper No. 70, (1989)
24. Sharpe, W.F., "Capital Asset Pricing: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *Journal of Finance* 19, No. 3 (Sep. 1964), pp. 425-442.
25. Schnabel, M., "Defining a Product," *Journal of Business* (Oct. 1976), pp. 517-529.
26. Zimmerman, J.L., "Taxes and Firm Size," *Journal of Accounting and Economics* (August 1983), pp. 119-149.

A Study on the Financial Ratio Adjustment Processes

Kee-Joon, Suck*

ABSTRACT

The Traditional literature of financial statement analysis often emphasizes the desirability of adjusting the firm's financial ratios to predetermined targets which are usually based on industry-wide averages. This study considers the question of whether there is empirical evidence to suggest that firms do adjust their financial ratios to such targets.

The speed of adjustment to the target is indicated by the size of the $\hat{\beta}$ coefficient; the closer $\hat{\beta}$ is to 1, the faster the periodic adjustment. The extent of partial adjustment is rationalized by economists in terms of two conflicting types of costs: (a) the cost of adjustment and (b) the cost of being out of equilibrium.

The results of the test, using the partial adjustment model, indicate that financial ratios are periodically adjusted to their industry means. The statistical significance of the adjustment coefficients for the current ratios are statistically significant (at the 10 percent level) for about half the firms in the sample. The significance of the $\hat{\beta}$ values for the other ratios is lower.

* Assistant Professor, Dept. of Tax Accounting, Dong-Myung Junior College.