

株式市場에서의 産業別 주가지수 差別化

鄭漢永* · 金炯植**

<요 약>

'90년대 주식시장의 특징 가운데 하나는 주가차별화 현상이고, 국내경기에서 나타난 특징 가운데 하나는 경기의 兩極化 현상과 산업별 差別化 현상이다.

실물부문에서의 산업간 차별화 현상은 실물경기에 바탕을 두고 있는 주식시장에 많은 영향을 미칠 수 있는데 본고에서는 산업간 차별화현상이 주식시장의 업종별 차별화에 어느 정도 영향을 미치고 있는가를 분석하였다.

본 연구결과 경기의 대용변수인 '산업생산지수 변동률'이 주가지수 차별화에 별다른 영향을 주지 못하는 것으로 나타나 최근 주식시장과 경기와의 괴리감을 설명해 주고 있다. 반면, 나무제조업 및 종이제조업은 주당순이익(EPS)의 차이로 인하여 주가지수가 타산업의 주가지수와 차이를 보이고 있다. 이는 우리 주식시장에서 株當純利益(EPS)의 변동이 업종별 주가차별화의 요인으로 작용한다고 볼 수 있다.

I. 머리말

주식시장은 실물경제의 거울로 시차는 있지만 일반적으로 실물경제의 변화는 주식시장에 같은 방향으로 영향을 미친다. 그러나 '95년 4/4분기까지 경제는 과열이 걱정될 정도로 호황인 상황에서 증시는 지속적인 부진을 면치 못하였다. 즉, 우리경제는 GDP 기준으로 성장률이 '93년 5.8%, '94년 8.6%, '95년 8.9%에 달한 반면 국내증시는 '94년 11월 종합주가지수 1138.75 포인트를 정점으로 '95년 연중 계속 하락하였다.

'90년대 우리 주식시장의 특징 가운데 하나는 '株價差別化 현상'이다. 주가차별화 현상이란 우수한 재무제표 및 수익성을 바탕으로 블루칩, 資産株, 成長株 등이 타종목보다 월등한 초과수익률을 기록하는 현상을 말한다. 이것은 '92년 본격적인 주식시장 개

* 한화경제연구원 연구위원(Hanwha Economic Research Institute, Research Fellow)

** 쌍용투자증권(주) 금융공학팀 과장(SsangYong Investment & Securities Co., Senior Manager)

*** 본 논문에 대하여 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원들께 감사드립니다.

방이후 우리 주식시장에서 나타난 가장 큰 변화이자 특징이라 할 수 있다. 한편 실물 부문에서도 차별화현상이 나타나고 있다. '93년 1월末부터 회복세에 들어선 국내경기는 '95년 4/4분기까지 지속적인 상승세를 보였는데 이러한 전반적인 경기활황기조 속에서 '경기의 兩極化 현상'과 '산업별 차별화 현상'이 이번 경기상승의 가장 큰 특징으로 받아들여지고 있다.

아직도 계속되고 있는 실물부문에서의 산업간 차별화 현상은 실물경기에 바탕을 두고 있는 주식시장에 많은 영향을 미칠 수 있다. 본고에서는 경제상황에 따른 산업간 경기차별화 현상이 주식시장의 업종별 차별화에 얼마만큼 영향을 미치고 있는가를 분석함으로써 경제는 호황인 상황에서 증시는 하락하였던 근거를 규명해 보고자 한다.

본고의 구성은 아래와 같다. II절에서는 산업간 경기차별화 현상과 종목간 주가차별화 현상을 알아보고, III절에서는 사용자료에 대한 근거와 설명변수 및 종속변수에 대한 기초통계치를 제시한다. 그리고 IV절에서는 통계학에서는 상용화되었지만 경제학이나 경영학에서 분석방법으로 거의 이용되고 있지 않는 計量베이즈 추정량(empirical Bayes estimator)을 이용하여 산업간 주가지수변화율이 어떠한 요인에 의하여 설명되어지며 주가지수의 산업간 차별화 현상이 계량적 수치로 어느 정도 나타나고 있는지를 분석하기로 한다. 마지막으로 V절에서는 결론을 유도한다.

II. 差別化 현상

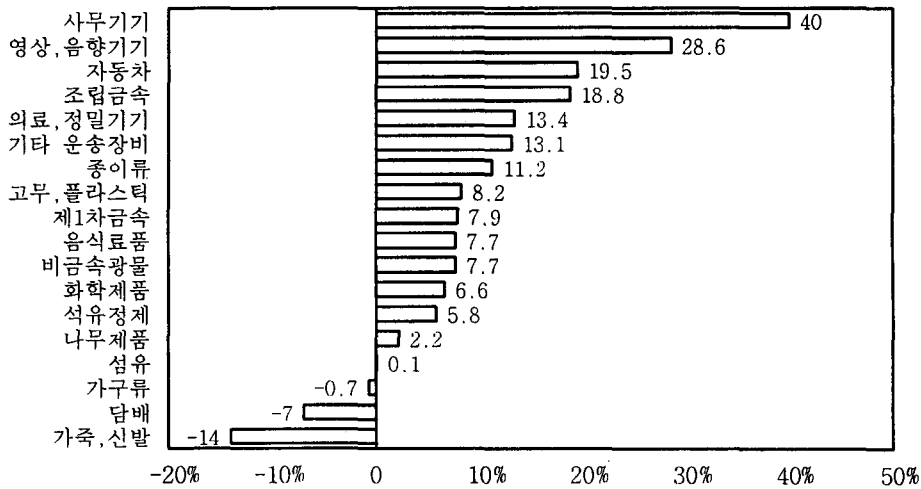
1. 산업간 경기 차별화 현상

'93년 1/4분기부터 회복세에 들어선 국내경기는 '94년에는 본격적인 활황국면을 맞이하였으며 '95년에 들어서도 지속적인 상승세를 나타내었다. 이는 수출과 설비투자 등이 세계경기 호황, 엔화 강세 및 소비의 꾸준한 상승 등에 힘입어 당초 예상하였던 것보다 훨씬 높은 신장세를 나타냈기 때문이다.

그러나 이러한 전반적인 경기활황기조 속에서 가장 큰 문제점으로 등장한 것이 '경기의 양극화 현상'이다. 즉, 중화학부문과 경공업부문, 대기업과 중소기업, 산업간의 경기 양극화가 지속적으로 진행되었다. 예를 들어 '95년중 중화학부문과 경공업 부문간의 GDP성장률은 각각 14.8%, -0.4%이고 그 차이는 15.2%로 '94년의 14.8%에 비해 오히려 상승하여 '90년대에 가장 높은 숫자를 나타내고 있다. 또한 중소기업의 부도는 '93년의 9,502개에서 '94년에는 11,255개, '95년 13,992개로 증가하는 등 중소기업들의 경기는 본격적인 회복세를 보이지 못했다.

경기양극화가 진행되면서 산업별로도 차별화 현상이 나타나고 있는데 이는 '90년대 이전 업종별 성장추이가 비교적 동시적인 성격을 띤 것과는 매우 대조적인 현상이다. [그림 1]은 '93년 4월부터 '94년 3월까지의 1년간 산업별 생산지수 평균과 '94년 4월부터 '95년 3월까지의 1년간 산업별 생산지수의 평균증가율을 비교하여 나타낸 것이다. [그림 1]로부터 알 수 있는 것은 사무기기, 영상·음향기기, 자동차 그리고 조립금속 등은 높은 산업생산증가율을 나타내고 있지만 나무제품, 섬유산업은 매우 낮은 산업생산증가율을 보였다. 심지어 가구류, 가죽신발 등의 산업은 생산이 크게 감소하는 모습을 보여 산업간 차별화 현상이 심한 것을 알 수 있다.

(그림 1) 산업별 생산지수 증가율('94년 4월~'95년 3월)



2. 종목간 주가 차별화 현상

'80년대와 '90년대 주식시장의 장세특징을 비교하는 데 있어 가장 먼저 지적되는 점이 주가차별화이다. '80년대 장세특징은 흔히 '同伴上昇·同伴下落'으로 비유된다. '80년대 주식시장이 이러한 장세를 나타냈던 원인으로는 그 당시 우리나라 거의 모든 산업이 동시적으로 비슷한 성장추이를 나타냈고 또한 개미군단으로 비유되는 '80년대 증시참여자는 기업의 실질적인 內在價値(intrinsic value)보다는 시장의 전체적인 움직임을 통해 收益을 얻으려 했기 때문이다.

하지만 '90년대 들어 본격적으로 주식시장이 개방되고 외국인 투자자들이 한국증시에 참여하면서부터 우리 주식시장은 많은 부분에서 변화하였다. 이들 외국인 투자자들은 철저한 기업분석을 바탕으로 주식의 내재가치(intrinsic value)에 의한 투자를 근본 원칙으로 삼았다. 이런 흐름은 주식시장에 기관투자자의 비중을 현격히 높이게 하였으며 주식시장이 본격적인 활황국면을 맞이하면서 더욱 심화되었다. 특히 이러한 흐름은 주가차별화 현상을 불러일으켜 특정한 성격을 가진 주식들이 優良株(blue chip), 安定株, 成長株(growth stock)¹⁾ 등과 같은 이름으로 불리면서 주식시장의 주가차별화를 선도하였으며 주식시장의 질적 성장에 큰 일조를 하였다.

주식시장의 주가차별화 현상이 나타난 또 다른 이유를 산업경기의 양극화 현상 즉, 대기업과 중소기업, 중화학공업과 경공업의 차별화 등과 같은 현상에서 찾아볼 수 있다. 주식시장은 경기이외의 요인들에 의해 때때로 움직이기는 하지만 근본적으로 실물경기를 바탕으로 움직이기 때문에 이러한 실물부분에서의 양극화 현상이 주식시장에도 적용되었다고 볼 수 있다.

그러나 주식시장에서의 주가차별화 현상은 한 업종 내에서 종목간에 벌어진 차이이기 때문에 이들 차별화된 종목을 指數化시켜 경제변수와 대비하여 보는 것에는 자료 획득상 무리가 있다. 본고에서는 흔히 주식시장에서 말하는 종목별 차별화 현상을 업종으로 확대하여 업종간 주가지수에도 주가차별화 현상이 나타나고 있는지 또 만일 업종간 주가차별화 현상이 존재한다면 이러한 현상은 주로 어떤 변수로부터 영향을 받는 것인지를 연구하여 보고자 한다.

Ⅲ. 資料 및 基礎統計值

1. 資料

산업별 주가지수와 경제변수와의 관계를 검증하기 위해 이용된 자료는 1988년 1월부터 1994년 12월까지의 월별자료이다.

1) 우량주란 업적과 경영내용이 좋고 배당률도 높은 회사의 주식으로서 투자의 안정성과 성장성을 겸비한 우등주식을 말한다. 성장주란 자본금이 적으면서 기업수익의 증가율이 계속 높을 것으로 예상되는 회사의 주식으로서 보통 주가가 고가로 형성되어 우량주에 비해 안정성은 낮다. 반면 안정주란 수익성은 낮지만 투자의 안정성이 확보되는 주식을 말한다.

從屬變數로서는 종합주가지수를 포함하여 총 11개의 업종별 주가지수를 이용하였다. 현재 증권산업의 주가지수는 총 40개의 업종으로 구분되어 있는데 본 연구에서 선정된 업종은 종합주가지수를 포함 총 11개 업종이다. 이는 獨立變數로 이용되어진 산업별 생산지수와 증권산업 업종별 주가지수가 많은 부분 서로 불일치하여 일치 가능한 업종만이 선정되었기 때문이다.

독립변수로서는 총통화(M_2)²⁾, 3년 만기 회사채 유통수익률(YCB), 업종별 산업생산지수(IPI) 및 업종별 주당순이익(EPS) 등의 경제변수를 이용하였다. 총통화와 회사채 유통수익률은 주식시장과 가장 밀접한 관계가 있는 거시경제변수이다. 일반적으로 '통화량' 증가는 기업의 자금사정을 호전시켜 생산활동을 원활하게 하고 기업의 수익을 증대시키는 효과를 가진다. 또한 통화량이 늘면 명목소득의 증가와 함께 주식에 대한 투자수요가 증대되어 주가를 상승시키게 된다. 그러나 통화량이 계속해서 증가할 경우에는 인플레이션을 초래함으로써 또는 투자자로 하여금 통화당국의 통화긴축을 예상하게 함으로써 주식시장의 심리적인 압박요인으로 작용하여 負의 영향을 줄 수도 있다.

우리 주식시장에서 '금리'의 변화는 주식시장과 밀접한 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이론적으로 금리가 인하되면 예금 등 확정금리가 적용되는 금융자산으로부터 주식으로의 대체투자수요가 증대되는 데다 기업의 금융비용감소 등으로 수익호전이 기대되므로 주가가 상승하게 된다.

최근의 경기상황은 차별화로 특징 지워진다. 본고에서 초점을 맞추고 있는 부분도 과연 주가에 산업간 경기 차별화 현상이 반영되는가 하는 점이다. 이러한 점을 연구하기 위해서 각 업종 주가지수와 관련되는 산업생산지수를 이용하였다. '산업생산지수'는 경기의 代用變數로서 월별자료가 가능하기 때문에 수용되었다. 하지만 주식시장에서 분류하는 업종구분과 통계청의 산업분류 방법 사이에 많은 차이가 존재하며 분석기간중에도 그 분류기준과 항목이 바뀌는 등 일관성이 결여되고 있다. 이에 본고에서는 분석기간중 가장 일관성이 존재하는 것으로 판단되는 10개 산업만을 분석 대상으로 삼았다.

주가는 경기와 밀접한 연관을 가지고 있는데 이는 주식투자자가 미래에 기대되는

2) 중심통화지표로 사용되고 있는 M_2 가 총유동성(M_3)에서 차지하는 비중이 최근 30%에 불과하여 시장 유동성을 잘 반영하지 못한다는 측면에서 비판을 받고 있다. 그러나, M_2 는 아직도 중심통화지표의 4 가지 선정기준(안정성, 외생성, 통제가능성, 속보성)을 잘 만족하고 있다. 무엇보다 M_2 가 속보성면에서 M_3 보다 빠르게 집계되는 통화지표라는 점에서 경제상황을 사전에 신속히 반영하는 주식시장을 연구하는 데는 M_2 를 이용하는 것이 더 바람직하다고 할 수 있다.

수익으로 배당, 유·무상증자 및 시세차익 등을 생각하고 있기 때문이다. 즉, 경기가 회복기에 접어들면 기업의 생산·판매활동이 왕성해져 기업수익이 늘어나고 이에 따라 주식투자 수요가 늘어나 주가가 상승하게 되며 경기가 본격적인 활황국면을 맞이하게 되면 기업수익은 점차 증가하게 될 뿐만 아니라 시설투자 등에 필요한 재원조달을 위해 기업의 증자가 활발해져 투자심리를 부추김에 따라 주가상승이 가속화하게 된다. 이와 반대로 경기가 침체국면에 들어서게 되면 판매부진으로 기업수익이 줄어들게 되고 재고와 실업률이 늘어나 투자심리가 위축되어 주가는 하락하게 된다.

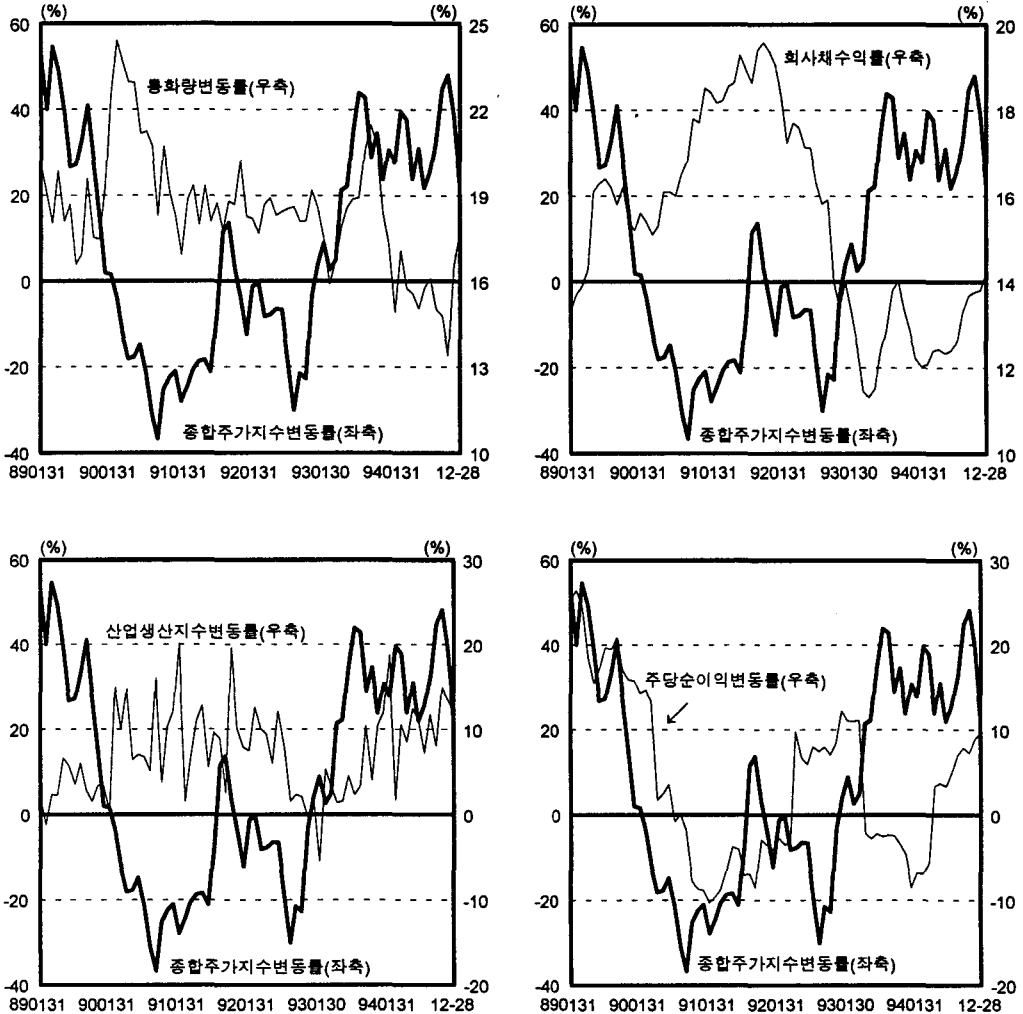
산업간 주가 차별화 현상을 연구하기 위해 선정된 또 다른 변수로는 '주당순이익(EPS: earnings per share)'이다. '92년 자본자유화 이후 우리 주식시장은 이전의 '동반상승·동반하락'이라는 시장패턴에서 탈피하여 주가 차별화 현상이 지속적으로 진행되어왔다. 이 과정에서 가장 중요시되는 변수가 세후 당기순이익을 총발행주식수로 나눈 주당순이익이다. 주당순이익은 기업의 경영성과를 함축적으로 표현하는 매우 중요한 변수로서 그 의미는 '보통주 1주가 가지는 수익력'이라고 할 수 있다. 주당순이익 자료는 기업의 과거 영업성과의 평가, 영업상의 잠재력 예측, 그리고 투자의사 결정時 중요한 자료로 사용된다. 주당순이익이 높을수록 주식의 투자가치는 높다고 할 수 있다.

그러나 주당순이익이 주로 이용되는 분야는 기업의 미래 수익력 또는 미래의 주가변동성과 관련된 의사결정인데 반해 주당순이익 자체는 과거의 수치로 계산되기 때문에 그 유용성에 한계가 있다.³⁾ 또한 주당순이익은 기업의 업종 특성이나 위험 등을 나타내지는 못하기 때문에 기업의 질적 정보는 제공하지 못한다. 본고에서는 월별 주당순이익을 증권거래소의 「주식」 지를 통해 획득하였으며 주당순이익이라는 변수가 주가에 산업별로 어떻게 영향을 미치고 있는지를 검증하여 보고자 한다.

[그림 2]는 종합주가지수 변동률과 독립변수의 변동률을 나타내고 있다. [그림 2]에 의하면 분석기간동안 통화량의 변동과 회사채수익률이 주식시장과 반대방향으로 움직이고 있으며, 산업생산지수는 주식시장과 일정 기간을 같은 방향으로 움직였지만 그 외의 기간은 반대방향으로 움직이고 있다. 주당순이익 변동률은 시차는 있지만 상당기간 종합주가지수 변동률과 같은 방향으로 움직이고 있다.

3) 증권거래소의 월별 EPS는 '1주당 세공제후 순이익=(세공제후 당기순이익-우선주 배당금)/총발행주식수'에 의하여 산출된다. 월별 EPS를 산출할 때 당기순이익은 전년도 값을 사용하고 총발행주식수는 당월자료를 사용한다.

(그림 2) 종합주가지수와 독립변수들의 추세



2. 기초 통계치

종속변수인 주가지수와 독립변수들의 기초 통계치를 조사하여 보면 <표 1>로 나타낼 수 있다. <표 1>로부터 1989년 1월부터 1994년 12월까지 전년대비 종합주가지수 변동률의 평균치는 8.73%이며 표준편차는 25.39%임을 알 수 있다. 그 반면 독립변수들의 표준편차는 총통화변화율의 경우 2.09%(평균치 18.50%), 회사채수익률 2.38%(평균치 15.37%), 전체산업생산지수 변동률 5.21%, 전업종 주당순이익 변동률 9.75%로서 주가지수 변동률이 다른 변수들에 비해 편차가 심한 것을 알 수 있다.

나무제조업의 경우 독립변수들의 변동폭이 가장 큰 것으로 나타나고 있지만 이 업종에 포함되는 기업 수가 극히 적으므로 타 업종과 비교하기 어렵다고 할 수 있다. 나무제조업을 제외한 업종주가지수중 가장 심한 변동폭을 보이는 업종은 제1차 금속, 비금속광물, 의복업 등이며, 산업생산지수 가운데서는 조립금속, 의복, 화학, 고무업종 순으로 나타나고 있다. 주당순이익의 변동률가운데 나무제조업을 제외하고 종이제조업이 가장 큰 변동폭을 나타냈으며 그 다음으로는 조립금속, 고무업, 음식료업종 등의 순으로 나타났다.

<표 1> 종속변수 및 독립변수들에 대한 기초 통계치

(%)

구 분	주가지수		산업생산지수		주당순이익	
	평 균	표준편차	평 균	표준편차	평 균	표준편차
전 체 업 종 (01)	8.73	25.39	7.19	5.21	3.94	9.75
음· 식료업 (09)	11.73	23.14	5.73	5.71	12.74	30.82
섬 유 업 (13)	10.49	21.28	-3.04	4.66	-3.36	26.59
의 복 업 (14)	8.94	30.63	-5.43	7.80	12.73	24.48
나무 제조업 (15)	23.18	61.16	-0.55	11.30	159.02	315.08
종이 제조업 (16)	9.78	26.85	6.70	4.74	20.90	92.27
화 학 업 (18)	8.43	24.52	12.95	6.60	2.24	19.38
고 무 업 (19)	10.79	22.63	4.96	6.20	7.03	36.74
비금속광물업 (21)	18.42	31.70	5.86	2.61	1.99	20.68
제1차금속업 (22)	14.55	38.60	9.39	5.07	6.61	17.74
조립금속업 (26)	12.12	26.55	4.64	9.20	6.76	64.79

주 : 전 업종의 표본수는 72로 동일함.

각 업종주가지수와 경제변수와의 相關關係 분석결과는 <표 2>와 같다. <표 2>에 따르면 다른 경제변수들이 일정하다고 가정할 때 통화량의 변동은 주식시장과 負의 관계를 가지는 것으로 나타났는데 이는 우리 주식시장에서 통화가 증가하였을 때 통

화증가에 따른 유동성 효과보다는 통화긴축을 우려하는 심리적 효과가 더 크게 작용하고 있다는 점을 강하게 나타내고 있다.

또한 금리와의 상관분석에서는 모든 업종주가지수에 대해서 통계적으로 有意한 수준에서 負의 관계를 가지고 있는 것으로 나타나 주식시장과 대체관계에 있는 것으로 판단된다. 특히 제1차 금속업 주가지수는 금리와 가장 큰 負의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 산업생산지수와 주가지수와의 상관관계는 이론과 반대로 음·식료업지수와 종이제조업지수를 제외하고는 負의 상관관계를 가지고 있으며 5개산업이 유의적으로 나타났다. 마지막으로 주당순이익과의 관계에서는 모두 正의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다.

지금까지 상관관계분석을 통해 볼 때 각 업종주가지수와 각 경제변수와의 상관관계에서는 금리가 통계적으로 가장 유의하면서 밀접한 관계를 가지고 있는 것으로 보여지며 그 다음으로는 통화 그리고 주당순이익 순인 것으로 여겨진다.

〈표 2〉 각 업종주가지수와 경제변수와의 상관관계 분석

구 분	M ₂	YCB	IPI	EPS
전 체 업 종 (01)	-0.36**	-0.61**	-0.14	0.39**
음·식 료 업 (09)	-0.38**	-0.56**	0.02	0.14
섬 유 업 (13)	-0.43**	-0.59**	-0.21*	0.48**
의 복 업 (14)	-0.18	-0.68**	-0.29**	0.22**
나 무 제 조 업 (15)	-0.19	-0.60**	-0.36**	0.47**
종 이 제 조 업 (16)	-0.26**	-0.48**	0.14	0.18
화 학 업 (18)	-0.35**	-0.59**	-0.48**	0.42**
고 무 업 (19)	-0.29**	-0.66**	-0.04	0.22*
비금속광물업 (21)	-0.19*	-0.59**	-0.39**	0.06
제1차 금속업 (22)	-0.52**	-0.72**	-0.15	0.08
조립·금속업 (26)	0.09	-0.59**	-0.13	0.24**

** 5% 수준에서 유의함 * 10% 수준에서 유의함

IV. 모형 설정 및 추정

지금까지 설명된 종속변수 및 독립변수를 이용하여 주가지수 추정회귀식을 설정하면 다음과 같다. 종속변수는 전년동월대비 주가지수증가율이고, 독립변수는 전년동월대비 총통화증가율(M_2), 월별 회사채유통수익률(YCB), 전년동월대비 산업생산지수증가율(IPI), 전년동월대비 주당순이익율(EPS)과 잔차의 계열상관을 제거하기 위하여 1기전의 전년대비 주가지수증가율(SP_{t-1})이다.

$$SP_t = \alpha_1 + \alpha_2 M_{2t} + \alpha_3 YCB_t + \alpha_4 IPI_t + \alpha_5 EPS_t + \alpha_6 SP_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

여기서 SP : 전년동월대비 주가지수증가율

M_2 : 전년동월대비 총통화증가율

YCB : 월별 회사채유통수익률

IPI : 전년동월대비 산업생산지수증가율

EPS : 전년동월대비 주당순이익 증가율

그리고 ε_t 는 오차항이다.

전체적으로 예상되어지는 부호를 보면 M_2 의 증가는 주식시장으로의 자금유입으로 연결되어 주가에 正의 영향을 미칠 것으로 예상되지만 통화증발로 인한 통화당국의 통화긴축가능성이 개인투자자들의 심리적 압박요인으로 작용하면 負의 영향을 줄 수도 있다. 채권시장과 주식시장은 대체관계에 있기 때문에 회사채 유통수익률은 주가지수에 負의 영향을 미칠 것으로 예상되고, 산업생산지수의 상승은 주가에 正의 방향으로 작용할 것으로 예상된다.

만약 산업간 변동이 주식시장에 반영된다면 회귀분석 결과는 회귀계수가 산업간 차이를 보이면서 유의적으로 나타나게 된다. 예를 들어 금리는 주식과 대체관계에 놓여있기 때문에 이론적으로는 負의 관계를 가지게 된다. 하지만 어떤 산업에 있어서 그 회귀계수가 통계적으로 유의한 수준에서 추정값이 산업간에 큰 차이가 있거나 반대로 正의 관계를 나타내고 있다면 그 산업은 다른 산업에 비해 금리에 있어 차별화되어 있다고 설명할 수 있다.

본고에서 가장 큰 관심의 대상은 산업별 생산지수와 산업별 주당순이익이 주가에 어떻게 반영되는가 하는 점이다. 만일 생산지수와 주당순이익의 母數값이 통계적으로

로 유의하면서 그 계수자체에 큰 차이를 보이고 있다면 이는 산업성장의 차이가 주가에 그대로 반영되고 있다는 것을 암시한다.

1. OLS 이용 추정

<표 3> OLS에 의한 모수 추정치

구 분	상 수	M_{2t}	YCB_t	IPI_t	EPS_t	SP_{t-1}	R^2	DW
전 체 업 종 (01)	35.25** (11.20)	-0.991** (0.501)	-0.729 (0.502)	-0.592* (0.205)	-0.228* (0.120)	0.882** (0.051)	0.91	1.83
음·식료업 (09)	19.93 (13.02)	-0.035 (0.644)	-1.169* (0.690)	-0.041 (0.207)	0.093** (0.046)	0.859** (0.062)	0.86	1.47
섬유업 (13)	8.34 (14.39)	-0.575 (0.566)	0.215 (0.631)	-0.319 (0.262)	0.055 (0.052)	0.859** (0.072)	0.84	1.43
의복업 (14)	38.69** (18.40)	-1.276 (0.902)	-1.093 (0.863)	-0.450** (0.200)	0.091 (0.076)	0.812** (0.066)	0.86	1.62
나무제조업 (15)	27.09 (51.19)	0.810 (1.841)	-2.485 (2.107)	-0.242 (0.378)	-0.013 (0.015)	0.909** (0.067)	0.86	1.73
종이제조업 (16)	35.25** (16.09)	-1.003 (0.666)	-0.718 (0.588)	-0.651** (0.272)	-0.020 (0.015)	0.972** (0.055)	0.89	1.68
화학업 (18)	30.95** (11.16)	-1.210** (0.517)	-0.278 (0.582)	-0.233 (0.180)	0.097* (0.061)	0.843** (0.052)	0.90	1.66
고무업 (19)	20.69 (12.98)	-0.404 (0.528)	-0.651 (0.630)	-0.358** (0.169)	0.050* (0.030)	0.836** (0.067)	0.88	1.58
비금속광물업 (21)	19.80 (14.10)	-0.043 (0.682)	-1.121 (0.791)	-0.031 (0.773)	-0.048 (0.064)	0.885** (0.050)	0.91	1.72
제1차금속업 (22)	68.50** (19.50)	-1.533** (0.758)	-2.026** (0.757)	-0.570** (0.300)	-0.202* (0.083)	0.827** (0.052)	0.92	1.14
조립·금속업 (26)	21.88** (11.16)	-0.087 (0.624)	-1.195* (0.633)	-0.124 (0.130)	0.048** (0.018)	0.852** (0.054)	0.89	1.63

주 : ()의 값은 표준오차임.

** 5% 수준에서 유의함 * 10% 수준에서 유의함

<표 3>은 분석대상 업종을 중심으로 식(1)을 이용하여 OLS로 회귀분석을 행한 결과를 나열한 것이다. 분석기간동안 '통화증가'는 대부분 산업에서 우리나라 주식시장

에 負의 영향을 주는 것으로 나타났지만 화학업과 제1차금속지수를 제외하고는 통계적인 有意性은 없다. '회사채 수익률'의 경우는 당초 예상하였던 것과 같이 모수의 값들이 負의 값으로 나타나 주식시장과 대체관계에 놓여있는 것으로 보여진다. 그러나 음·식료업, 제1차금속업, 조립·금속업을 제외하고 통계적으로 유의하지 않다.

'산업생산지수'는 전 업종에서 주식시장과 負의 관계를 가지고 있고 의복업을 비롯하여 4개 업종에서 유의적이다. 이는 이론과 매우 다른 결과로 산업생산의 호황이 주식시장에는 크게 영향을 주지 못하고 있다는 최근의 증시상황을 설명하여 주는 것이다. 즉, 실물부문의 변동이 주가에 오히려 반영되지 않고 있어 투자자들은 주식의 미래 내재가치에 의한 투자보다는 단기 매매차익을 노린 주식투기에 몰두하였다고 해석될 수 있다.

'주당순이익'은 나무제조업, 종이제지업, 비금속광물업 그리고 1차금속업을 제외한 업종에서는 모두 正의 관계를 유지하고 있고, 음·식료업, 화학업, 고무업 그리고 조립·금속업에서는 유의적이다. 마지막으로 특기할 사항은 총량 설명변수들이 전체업종의 종합주가지수에 미치는 영향은 산업생산지수를 제외하고 모두 유의적이라는 사실이다.

결론적으로 OLS 접근방법에 의하면 산업간 주가지수의 움직임을 결정하는 인자들이 서로간에 상당히 차이가 있어 장기적으로 산업간 경기차별화 및 주당순이익의 차이가 산업간 주가차별화를 낳은 것처럼 보인다.

그러나 OLS같은 古典的 접근방법(classical approach)으로 산업間, 지표間, 국가間 분석을 할 경우 자료상의 超過變動(excessive data variation)으로 인하여 추정계수의 잡음(noisy)이 크고 종종 이론이 예측하지 않는 부정확한 추정결과를 낳게 된다. 본고에서도 산업별 OLS 추정치들은 산업에 포함되는 표본크기(기업의 수)가 산업별로 다르므로 정확하다고 할 수 없다. 아래에서는 보다 정확한 추정치를 얻기 위하여 통계학에서는 상용화되어 있는 計量 베이즈 접근방법(empirical Bayes approach)⁴⁾을 이용한다.

2. 計量 베이즈 接近方法

방정식 (1)의 각 산업에 대한 OLS 추정결과는 진정한 母數(true parameter)값에 대하여 아무것도 말해 줄 수 없다. 그러므로 두 번째 접근 방법은 계량 베이즈 접근방

4) 1950년대까지 OLS 또는 MLE가 가장 작은 평균자승오차(MSE: mean square error)를 갖는다고 알려졌다. 그러나 1960년대에 독립변수의 수가 3보다 큰 경우는 평균자승오차가 OLS 또는 MLE보다 작은 추정량이 출현하였다. 이것이 James-Stein 추정량이고 그 후 계량베이즈 추정량(empirical Bayes estimator)으로 발전하였다. 이에 대한 논의는 Zaman(1996) pp. 47~64, Judge, et. al.(1988) pp. 297~300 참조.

법(empirical Bayes approach)을 이용하여 진정한 모수값이 산업간에 서로 연관되어 있다고 가정한다. 계량 베이지 모형은 진정 모수가 정규분포를 따른다고 가정하는데, 이 의미는 설명변수에 대한 모수들이 어떤 중심점에 대하여 정규분포되어 있다는 것이다.

T개의 회귀모형을 간주하자.

$$Y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i, \quad i=1, \dots, T \quad (2)$$

여기서 $\beta_i = (\beta_{i1}, \dots, \beta_{i6})'$, $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{i_n})'$,

$$[\varepsilon_i | \sigma_i^2] \sim N_{n_i}(0, \sigma_i^2 I)$$

그리고

$$[\varepsilon_i | \sigma_i^2], \dots, [\varepsilon_T | \sigma_T^2] \text{ 는 독립적이다.}$$

OLS에 따르면

$$[\hat{\beta}_i^{OLS} | \beta_i, \sigma_i^2] \sim N(\beta_i, \sigma_i^2 (X_i' X_i)^{-1})$$

여기서

$$\hat{\beta}_i^{OLS} = (X_i' X_i)^{-1} X_i' Y_i \text{ 이다.}$$

OLS 접근방법에서는 산업간에 각 모형이 분리되어 서로 연계되어 있지 않다고 가정하여 분석하였다. 이제 산업간의 모든 변수들이 서로 연계되는 통일된 階層모형(unified hierarchical model)을 고려하자. 여기서 β_i 는 다음과 같은 정규분포에 따른다고 가정한다.

$$[\beta_i | \theta, \Lambda] \sim N(\theta, \Lambda) \quad (3)$$

여기서 θ 는 事前的 평균값(prior mean), Λ 는 事前的 分散·共分散 행렬(variance-covariance matrix)을 말한다. 이와 같은 가정을 類似性(similarity)가정이라고 하는데, 모수가 어떤 사전적 평균값에 대하여 집중되어짐을 의미한다.

모수에 대한 새로운 정보를 추가함으로써 우리는 아래와 같은 계량 베이즈 통계량을 얻을 수 있다.

$$\widehat{\beta}_i^{\text{베이즈}} = D_i^{-1} (\sigma_i^{-2} X_i' X_i \widehat{\beta}_i^{\text{OLS}} + \Lambda^{-1} \theta), \quad (4)$$

여기서

$$D_i = \sigma_i^{-2} X_i' X_i + \Lambda^{-1}$$

이다. 이 추정량은 OLS 추정량 ($\widehat{\beta}_i^{\text{OLS}}$)과 사전적 평균값(θ)의 가중평균치이고, 가중치는 OLS의 추정분산과 사전적 분산이다.

식(4)의 추정량은 순수 베이즈 추정량이며, 계량 베이즈 분석에 대한 어떠한 개념도 도입되지 않았다. 계량 베이즈 추정량(empirical Bayes estimator)⁵⁾이 순수 베이즈 추정량과 다른 점은 사전적 모수들의 값이 임의적으로 주어지는 것이 아니라 사전적 평균값(θ)과 사전적 분산·공분산 행렬(Λ)이 실제 자료로부터 추정되므로 붙여진 이름이다. 식 (5)과 같이 θ 에 대한 초기값이 계산되면 아래와 같은 반복과정에 의하여 θ 와 Λ 를 추정할 수 있다.

$$\theta = \left[\sum_{i=1}^T \frac{1}{\widehat{\sigma}_i^2} X_i' X_i \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^T \frac{1}{\widehat{\sigma}_i^2} X_i' Y_i \right] \quad (5)$$

Λ 에 대한 완전히 일반적인 형태는 계산될 수 없음이 증명되었다. 그러므로 우리는 Blattberg & George (1991)의 방법을 따라 Λ 의 非對角要素들은 零이라고 제한한다. 즉,

$$\Lambda = \text{diag} (\lambda_1, \dots, \lambda_j, \dots, \lambda_6)$$

5) 계량 베이즈 추정량은 同分散과 2차방정식의 손실함수(loss function)를 가정하고 독립변수의 수가 3 이상이면 OLS 추정량보다 항상 우월하다(uniformly superior).

또한 계량 베이즈 추정량은 稜型回歸(ridge regression) 추정량의 일종으로 독립변수들간의 多重共線性(multicollinearity)을 극복하는 획기적인 방법이다.(이종원(1994) p. 323, p. 334 참조)

이것의 의미는 계수들간의 사전적인 공분산이 없다는 것이다. λ_j 를 추정하기 위하여 아래와 같은 절차를 이용한다. β_{ij} 가 주어진 상태에서 $\hat{\beta}_{ij}^{OLS}$ 의 조건부 분포는 $N(\beta_{ij}, \sigma_i^2 a_{ij})$ 이다. 여기서 β_{ij} 는 i 번째 회귀식에서 j 번째 계수, σ_i^2 는 i 번째 회귀식에서 오차분산, a_{ij} 는 $(X_i' X_i)^{-1}$ 에서 j 번째 대각요소이다. 유사성가정(similarity assumption)에 의하여 β_{ij} 는 공통값(common value) θ_j 에 대하여 집중되어있다. 즉,

$$\beta_{ij} \sim N(\theta_j, \lambda_j)$$

이다. $\hat{\beta}_{ij}$ 는 θ_j 에 대하여 집중되어야 하며 이에 대한 한계분포는

$$\hat{\beta}_{ij}^{OLS} \sim N(\theta_j, \lambda_j + \sigma_i^2 a_{ij})$$

이다. 이것의 의미는

$$E(\hat{\beta}_{ij}^{OLS} - \theta_j)^2 = \lambda_j + \sigma_i^2 a_{ij}$$

이고, 따라서 $[(\hat{\beta}_{ij}^{OLS} - \hat{\theta}_j)^2 - \hat{\sigma}_i^2 a_{ij}]^+$ 는 λ_j 의 적정추정량이다. λ_j 는 正의 값을 가져야하므로 正의 부분만 취해진다. $i = 1, 2, \dots, T$ 에 대하여 이 추정치의 평균값을 구하고 θ_j 를 추정하면서 잃게 되는 자유도를 고려하여 λ_j 를 추정한다. 그러면

$$\hat{\lambda}_j = \frac{1}{T-1} \sum_{i=1}^T [(\hat{\beta}_{ij}^{OLS} - \hat{\theta}_j)^2 - \hat{\sigma}_i^2 a_{ij}]^+ \tag{6}$$

(4)식을 가지고 β_i 를 再추정하고 (7)식을 가지고 θ 의 각 요소를 再추정한다.

$$\begin{aligned} \hat{\theta}_j &= \left[\sum_{i=1}^T (\hat{\sigma}_i^2 (X_i' X_i)^{-1} + \hat{\lambda}_j)^{-1} \right]^{-1} \\ & \left[\sum_{i=1}^T (\hat{\sigma}_i^2 (X_i' Y_i)^{-1} + \hat{\lambda}_j)^{-1} \hat{\beta}_{ij} \right] \end{aligned} \tag{7}$$

(4)를 계산하기 위하여 (6)과 (7)의 추정치가 필요하고 (6)은 (7)의 추정치가 (7)은 (6)의 추정치가 필요하다. 따라서 θ , Λ , β_i 해들이 반복되어(iteratively) 풀려진다.⁶⁾

계량 베이스 추정량에 의한 모수 추정치는 아래 <표 4>와 같다. OLS 추정치와 비교하면 계량 베이스 추정치들은 OLS 추정치들을 사전적 평균값으로 축소시키고(shrink) 있음을 알 수 있다. 또한 모든 계량 베이스 추정치들의 표준오차는 OLS 추정치들의 표준오차보다 작으므로 보다 정확한(more precise) 추정량이 된다. 예를 들어 산업생산지수의 모수의 경우 OLS는 -0.031에서 -0.651까지 변동하지만 계량 베이스 추정치들은 사전적 평균값인 -0.292를 중심으로 -0.239에서 -0.324까지 변동하여 보다 변동폭이 줄어들음을 알 수 있다. 또한 EPS 모수의 경우에도 OLS는 -0.202에서 0.091까지 변동하는 반면 계량베이스 추정치들은 사전적 평균값인 0.026을 중심으로 -0.067에서 0.074사이에서 변동하여 변동폭이 줄어들었다.

산업생산지수에 대한 표준오차의 경우에 OLS는 0.130에서 0.773까지 변동하지만 계량 베이스 추정치의 표준오차는 0.076에서 0.096 사이에서 변동하고 있고, EPS에 대한 표준오차의 경우에도 OLS는 0.015에서 0.083까지 변동하는 반면 계량 베이스 추정치의 표준오차는 0.009에서 0.054 사이에서 변동하여 계량 베이스 추정치는 보다 정확한 추정치라 할 수 있다.

하나 더 특기할 것은 OLS같은 고전적 표본추출방법(classical sampling approach)에서는 자료들간의 표본크기의 차이나 총계(aggregation) 집계상의 문제로 모수 추정치들이 상당히 변동하고, 심지어는 모형이 예견하는 것과는 반대의 부호를 갖는 경우도 있다. 우리의 분석에서도 이러한 결과가 나타나고 있는데 <표 3>에서 보면 OLS의 경우 나무제조업의 M_2 와 섬유업의 YCB는 다른 산업과 달리 正의 모수값을 보이고 있다. 그러나 베이스 접근방법에서는 이러한 경우를 제거할 수 있는데 <표 4>에서 보면 나무제조업의 M_2 모수값이 -0.589, 섬유업의 YCB 모수값이 -0.522로 10개 산업 모두 負의 값을 보이고 있다.

계량베이스 추정량은 어떤 산업의 모수가 다른 산업과 차별화되어 있다면 그 차이를 제시해 준다. 극단적으로 모든 산업이 유의적으로 다르면 사전적 분산이 대단히 크게 나타나 추정치는 각 산업에 대한 OLS로 축약된다. 반대로 모수가 산업간에 동일하다면 우리가 추정한 사전적 분산은 매우 작고 추정치들은 총량변수를 사용하여 추정한 종합주가지수 모형의 OLS값으로 축약된다.

6) 이에 대한 논의는 Blattberg and George(1991) pp. 308~309, Zaman(1996) pp. 491~502 참조.

〈표 4〉 計量 베이지 推定量에 의한 母數 推定值

구 분	상 수	M _{2t}	YCB _t	IPI _t	EPS _t	SP _{t-1}
음·식료업 (09)	26.46 (5.373)	-0.590 (0.182)	-0.835 (0.305)	-0.248 (0.088)	0.074 (0.033)	0.862 (0.027)
섬유업 (13)	20.64 (5.467)	-0.620 (0.180)	-0.522 (0.305)	-0.289 (0.091)	0.026 (0.038)	0.851 (0.028)
의복업 (14)	25.22 (5.812)	-0.646 (0.187)	-0.916 (0.325)	-0.319 (0.087)	0.048 (0.049)	0.856 (0.027)
나무제조업 (15)	29.61 (6.762)	-0.589 (0.190)	-0.966 (0.360)	-0.306 (0.091)	-0.010 (0.009)	0.882 (0.028)
종이제조업 (16)	29.62 (5.494)	-0.657 (0.183)	-0.872 (0.300)	-0.324 (0.091)	-0.016 (0.012)	0.893 (0.026)
화학업 (18)	27.45 (5.262)	-0.675 (0.179)	-0.664 (0.300)	-0.267 (0.084)	0.051 (0.044)	0.856 (0.026)
고무업 (19)	24.53 (5.292)	-0.589 (0.179)	-0.701 (0.292)	-0.310 (0.084)	0.044 (0.026)	0.852 (0.027)
비금속광물업 (21)	28.02 (5.563)	-0.578 (0.182)	-0.895 (0.308)	-0.300 (0.096)	-0.012 (0.046)	0.867 (0.025)
제1차 금속업 (22)	33.78 (5.851)	-0.648 (0.184)	-1.103 (0.320)	-0.305 (0.092)	-0.067 (0.054)	0.873 (0.024)
조립·금속업 (26)	26.84 (5.348)	-0.584 (0.182)	-0.896 (0.300)	-0.239 (0.076)	0.049 (0.017)	0.867 (0.026)

주 : ()의 값은 표준오차임.

사전적 평균값 = (28.42, -0.616, -0.839, -0.292, 0.026, 0.863)

사전적 표준오차 = (12.58, 0.198, 0.415, 0.098, 0.077, 0.031)

주가지수의 결정인자의 모수값들이 사전적 평균값과 비교하여 유사성이 있는지를 보기 위하여 Efron & Morris(1975)의 縮約因子(shrinkage factor)를 이용한다. Efron & Morris의 축약인자는

$$SF^i = | \beta_{EB}^i - \theta^i | / \text{Std Err}(\beta_{EB}^i), \quad (8)$$

여기서 β_{EB}^i 는 계량 베이즈 추정치, θ^i 는 사전적 평균값, 그리고 $Std\ Err$ (β_{EB}^i)는 계량 베이즈 추정치의 표준오차이다. SF_i 의 값이 3보다 크다면 사전적 평균값과의 유사성이 없다고(outlier) 할 수 있다.

<표 5>에서 보듯이 각 모수에 대한 계량 베이즈 추정치들은 각 모수의 대표적인 사전적 평균값과 비교하여 두 가지 경우, 나무제조업과 종이제조업의 EPS를 제외하고 3배의 표준오차 값안에 들어오므로 산업별 주가지수의 결정인자의 모수 값들이 산업간에 유사성이 있다고 할 수 있다. EPS의 경우 제1차 금속업은 1.741, 음·식료업은 1.424, 조립·금속업은 1.335로 특출인자는 아니지만 타산업보다 값이 크게 나타나 업종별 주가차별화에 영향을 미치고 있다. 반면 산업생산지수의 축약인자 값은 10개 업종 모두에 대하여 1보다 작음으로써 업종별 주가지수차별화에 전혀 영향을 주지 못하고 있음을 알 수 있다.

〈표 5〉 母數에 대한 縮約因子

구 분	상 수	M_{2t}	YCB_t	IPI_t	EPS_t	SP_{t-1}
음·식료업 (09)	0.365	0.141	0.012	0.500	1.424	0.023
섬유업 (13)	1.423	0.022	1.038	0.036	0.011	0.440
의복업 (14)	0.550	0.162	0.236	0.309	0.433	0.263
나무제조업 (15)	0.177	0.141	0.354	0.154	3.827°	0.684
종이제조업 (16)	0.220	0.224	0.110	0.354	3.418°	1.141
화학업 (18)	0.185	0.332	0.587	0.306	0.547	0.257
고무업 (19)	0.734	0.147	0.471	0.214	0.690	0.402
비금속광물업 (21)	0.072	0.210	0.183	0.049	0.840	0.156
제1차 금속업 (22)	0.917	0.173	0.824	0.140	1.741	0.412
조립·금속업 (26)	0.296	0.176	0.190	0.695	1.335	0.160

주 : °는 특출인자임(outlier).

종합하면 계량 베이스 추정량에 의한 모수 값들은 OLS에 비해서 보다 변동성이 작고 표준오차가 보다 작은 정확한 추정치를 얻었을 뿐만 아니라, 추정모수의 부호들도 EPS의 나무제조업, 종이제조업, 비금속광물업, 제 1차금속업을 제외하고는 산업간에 일치되는 값을 얻었다. 또한 계량 베이스 추정량의 모수 값들은 나무제조업과 종이제조업의 EPS를 제외하고 사전적 평균값을 중심으로 집중화되어 산업별 주가지수의 결정인자간에는 상당한 유사성이 있다고 할 수 있다.

결론적으로 산업생산지수가 산업간에 차별성이 없으므로 경제상황에 따른 산업간 경기차별화 현상은 주식시장의 업종별 차별화에 영향을 미치지 않는다고 할 수 있다. 단, 나무제조업과 종이제조업은 타 산업과 차별화되어 있다고 할 수 있는데 그 요인은 EPS의 차이에서 기인한다. 다시 말해서 우리 주식시장에서 나타난 업종별 주가차별화의 원인은 경기변동에 따른 산업생산지수 변동에서 기인한 것이 아니며 '주당순이익의 변동'으로 부터 온 것이라고 볼 수 있다. 이는 '92년 증권시장 개방이후 "低PER 혁명" 등을 경험하면서 우리 주식시장에서 가장 중요시 되는 지표가 주당순이익인 것을 보면 본고의 연구결과에 의해 이점이 확인되었다고 할 수 있다.

V. 結 論

본고에서는 '90년대에 주식시장에 나타난 주가차별화 현상을 해석하기 위해 산업별 주가지수, 산업별 EPS 그리고 통화량과 금리 등 거시경제변수들을 이용하여 계량 베이스 추정량으로 검증하여 보았다. 본 연구결과 '총통화'의 변동은 유동성장세로 이어져 주가의 상승으로 작용한 것이 아니라 우리 주식시장의 심리적 압박요인 및 금리상승으로 인한 대체효과로 작용하여 負의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 모든 산업에서 금리는 이론이 예견하는 대로 주가와 대체관계에 놓여 있는 것으로 나타났다. 하지만 이들 변수는 산업별 주가지수에 비슷한 영향을 주고 있는 것으로 나타나 업종별 주가차별화에 별다른 영향을 주지 않는 것으로 보인다.

'산업생산지수 변동률' 역시 주가지수 차별화에는 별다른 영향을 주지 못하는 것으로 나타났고 특히 모든 산업의 주가지수에 負의 영향을 주는 것으로 나타나 '95년 4/4분기 전에 나타난 주식시장과 경기와의 괴리감을 설명해 주고 있다. 만일 주식시장이 경기의 선행지표로서 또는 실물경제의 거울이라면 주식시장은 경기에 선행해 활황을 지속했어야 했다. 물론 주식시장은 경제외적 요인에 의해서도 강한 영향을

받을 수 있지만 '95년에 우리 주식시장에서 보여진 지루한 조정국면은 경기를 제대로 반영하였다고 할 수 없으며 오히려 경기와 반대로 움직였다고 볼 수 있다. 이러한 현상이 본고의 검증결과 잘 나타나고 있다.

독립변수들의 모수들은 株當純利益의 나무제조업, 종이제조업을 제외하고는 사전적 평균값을 중심으로 집중화되어 있어 업종별 주가지수의 결정인자간에는 상당한 類似性이 있다고 할 수 있다. 하지만 나무제조업 및 종이제조업은 EPS의 차이로 인하여 산업별 주가지수가 타산업의 주가지수와 차이를 보이고 있다. 이는 우리 증시가 '92년 개방되면서 EPS로 주가를 나눈 PER(주가수익비율)가 주요한 투자척도로 자리잡았기 때문으로 풀이된다.

본고의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 실물부문의 변화를 대변하는 변수로서 월별 자료가 가능한 산업별생산지수를 이용하였는데, 주식시장에서 분류하는 업종구분과 통계청의 산업분류 방법간에는 차이가 있어 자료상의 한계가 있을 수 있다. 둘째, 본고에서는 산업간 차별화를 낳을 수 있는 변수로 산업별 생산지수와 산업별 주당순이익의 2개 변수만 고려하였는데 산업별 주가지수 차별화에 원인이 될 수 있는 기술개발 등 다른 변수들도 고려되어야 할 것이다. 또한 EPS도 특별이익이나 특별손실 등을 제외한 수치로 재조정되면 산업별 분석에 보다 유용한 결과를 얻을 것으로 보인다. 셋째, 본고에서는 분석의 편의를 위하여 시계열자료를 사용하였지만, 3~4년의 기업자료에 기초하여 횡단면과 시계열이 동시에 고려되는 패널자료(panel data)를 사용한다면 보다 정확한 결과를 얻을 수 있을 것으로 기대된다.

참 고 문 헌

- 김영준, “주당이익정보의 유용성 제고방안에 관한 연구”, 증권조사월보, 4월호, 증권감독원, 1992.
- 대우경제연구소, 거시경제변수와 주가, 1991.3.
- 유근성, “종목간 주가차별화와 증시안정책”, 금융경제, 1994.2.
- 윤석범·한성신, KSRI 거시계량모형, 한국증권업협회, 1994.7.7.
- 이근태, “산업간 경기차별화 뚜렷”, LG주간경제, 1994.4.28.
- 이명훈, 주식시장의 효율성 및 주가변동요인 분석, 한국은행, 금융경제연구소, 1993.10.8.
- 이종원, 계량경제학, 박영사, 1994.
- 전진, “수출채산성 산업간 격차 확대”, LG주간경제, 1995.4.27.
- 최보연, “우리나라 주가와 그 변동요인들간의 상호관계 분석”, 증권조사월보, 증권감독원, 1994.9.
- Blattberg, R. C. and E. I. George, “Shrinkage Estimation of Price and Promotional Elasticities : Seemingly Unrelated Equations”, *Journal of the American Statistical Association* 86 (June 1991), 304-315.
- Carrington, W. J. and A. Zaman, “Interindustry Variation in the Costs of Job Displacement”, *Journal of Labor Economics* 12 (1994), 243-275.
- Efron, B. and C. Morris, “Stein’s Estimation Rule and its Competitors – An Empirical Bayes Approach”, *Journal of the American Statistical Association* 68 (March 1973), 117-130.
- Efron, B. and C. Morris, “Data Analysis Using Stein’s Estimator and Its Generalizations”, *Journal of the American Statistical Association* 70 (June 1975) 311-319.
- Judge G. G., Hill R. C., et. al., Introduction to the Theory and Practice of Econometrics, 2nd ed., John Wiley & Sons, 1988.
- Zaman, A., Statistical Foundations for Econometric Techniques, Academic Press, 1996.