

산업내 정보이전효과와 재무분석가의 이익예측

김 종 대*

논문접수일 : 94. 11

게재확정일 : 95. 2

초 록

본 논문에서는 산업내 정보이전을 이용하여 후공시기업에 대한 재무분석가의 이익 예측을 개선할 수 있다는 가설을 검증하였다. 그 결과 정보이전효과를 이용하면 Value-Line 재무분석가의 이익예측치의 편의를 현저하게 감소시킬 수 있었다. 또한 정보이전효과를 이용하면 예측오차의 절대치를 현저히 감소시킨다. 횡단면으로 볼때 기업간에 차별적인 효과를 분석하기 위해 기업간 이익의 공분산과 기업규모를 변수로 택하여 분석한 결과는 다음과 같다. 예측정확도의 개선효과는 선공시기업과 후공시기업간의 이익공분산과 정의 상관관계에 있다. 즉, 두 기업간에 이익의 상관관계가 높은 경우에 정확성 개선효과가 더 크다. 정확성 개선에 있어서 기업규모효과가 있다. 즉, 정확성 개선효과는 대기업보다 소기업의 경우에 더 크다. 기업규모효과는 시가총액으로 규모를 측정했을 때보다 시장점유율로 규모를 측정했을 경우에 더 뚜렷이 나타난다.

* 충북대학교 경영대학 전임강사

I. 개요

회계이익의 정보효과에 관한 실증분석을 위해서는 기대이익의 정확한 측정이 필요하다. 이러한 기대이익의 측정치는 이익발표이전에 이용가능한 모든 정보를 반영하는 것이 가장 바람직하다. 그러나 현실적으로는 대부분의 연구는 기대이익의 대용치로서 재무분석가들의 예측을 사용하고 있다. 재무분석가들의 이익예측 이후에, 실제이익 발표 이전에 공시된 정보는 투자자들의 예상을 바꿀 수 있으며 따라서 투자분석가들의 이익예측치를 시장의 예측치로 쓰기에 문제가 있다.

이 연구의 목적은 특정의 공시정보가... 특히, 같은 산업내의 다른 기업이 발표한 이익이... 재무분석가의 이익예측의 정확성을 개선할 수 있는가를 고찰하는 것이다. 이를 위해서 재무분석가들의 분기별 이익예측치가 한 산업내에 다른 기업의 실제이익을 고려하여 수정한 이익예측치와 비교된다.

이전의 연구들에 의하면 한 기업의 이익발표가 다른 기업들의 이익예측을 변경시킬 수 있다. 예를 들면, Foster(1981)는 기업의 실제이익 공시를 전후하여 그 기업의 비정상수익율과 이익을 아직 공시하지 않은 기업의 비정상수익율간의 상관관계를 조사하였다. 그 결과에 의하면, 한 기업의 이익공시는 같은 산업내에 있는 다른 기업의 주가에 영향을 미치며 그 주가반응의 방향과 크기는 공시기업의 주가반응의 방향과 크기에 의해 결정된다는 것이다.¹⁾ 대부분의 정보이전 (information transfer)에 관한 연구들은 이와 같이 공시기업의 비정상 주식수익률과 비공시기업의 비정상 주식수익률간의 상관관계를 분석하였다. 이러한 관계는 공시기업의 비기대이익과 비공시기업의 비정상 주가수익률간에도 발견된다. 특히, Han & Wild (1990)는 공시된 이익의 정보효과의 대용치로서 비기대이익을 사용하여 공시기업의 비기대이익과 비공시기업의 비정상 주가수익률간에 正의 상관관계를 발견하였다.

이러한 연구들은 한 기업이 이익을 공시하면 같은 산업내의 다른 기업의 이익에 관한 투자

1) Clinch & Sinclair(1987)는 호주의 자료를 이용하여 정보이전효과를 확인하였다. 또한 Baginski(1987)와 Han, Wild, & Ramesh(1989)는 한 기업의 경영자에 의한 이익예측공시는 다른 기업의 주가에도 그 기업과 비슷한 비기대주가반응을 가져 온다고 보고하고 있다. 그 외에도 정보이전효과를 보고하고 있는 연구로는 Pownall & Waymire(1989)와 Han & Wild(1990) 등이 있다.

자들의 예상을 변경시킨다는 것을 시사하고 있다. 이것은 이익공시기업의 비기대이익은 비공시기업의 실제이익을 예측하는 데 설명력이 있다는 것을 의미한다. 따라서 한 산업내의 비공시기업의 이익을 예측하는 데 그 정보를 이용한다면 재무분석가들의 이익예측치보다 더 나은 이익예측치를 구할 수 있다. 즉, 비공시기업에 대한 재무분석가들의 이익예측은 공시기업의 실제이익을 이용하여 개선할 수 있으며, 그것이 입증된다면 현재 시장의 기대이익의 대응치로 사용되고 있는 재무분석가의 이익예측치를 보다 개선할 수 있을 것이다. 어떠한 이전의 연구도 그러한 정보이전이 재무분석가의 이익예측치의 정확성을 높일 수 있는가를 검증하지 않았다.

본 연구를 위하여 SIC 산업분류에 따라 대응시킨 51 개의 제조기업쌍이 표본으로 선정되었다. 기업쌍들은 1969-1988년 동안 한 기업이 같은 산업내에서 다른 기업보다 지속적으로 먼저 이익을 발표한 회수에 의해서 선정된다. 그리고, 재무분석가의 이익예측치와 실제이익은 Value-Line (이하 V-L 이라 칭함)에서 구한다.

시계열분석에 의한 이익예측치 대신에 재무분석가의 이익예측치를 사용한 것은 관측할 수 없는 시장의 기대이익의 대응치로서 재무분석가의 이익예측치가 더 우월하다는 이전의 실증연구결과에 의한 것이다 (Brown et al. 1987a; O'Brien 1988). 특히, 재무분석가의 예측이 더 정확한 것으로 추정되는 이유는 다음과 같다. 재무분석가들은 과거의 이익정보를 이용할 수 있을 뿐아니라 가장 최근의 이익공시후에 개인적인 경로를 통해서건 공시된 정보이전 모든 입수가 가능한 정보를 이익예측에 사용하기 때문이다 (O'Brien 1988; Kross et al. 1990).

재무분석가의 이익예측치를 향상시킬 수 있는가를 평가하는 데는 편의와 이익예측오차의 절대값이 이용된다. 이전의 연구에서와 마찬가지로 편의는 이익예측오차 즉, 실제 주당순이익과 주당순이익 예측치의 차이로 측정될 수 있다 (Givoly 1985 ; O'Brien 1988). 예측오차의 절대값은 예측오차평균치의 절대값으로 정의된다.

예측 정확성을 향상시킬 수 있는 능력은 기업쌍 마다 동일할 이유는 없다. 기존의 연구들에 의하면 기업가치평가에 적절한 정보(예를들면 기업의 실제이익공시)가 공시되었을 때 작은 기업과 큰 기업에 대해서 다른 정보효과를 가진다 (Atiase 1985; Freeman 1987; Collins et al. 1987). 따라서 본 연구에서는 재무분석가의 이익예측을 개선할 수 있는 능력이 기업규모와 상관관계가 있는지를 검토한다.

정보이전효과에 관한 연구들은 정보이전효과가 공시기업과 비공시기업간의 이익의 공분산

에 따라 다르다는 것을 보여주고 있다. 예를들면, Freeman & Tse (1992)는 공시기업의 실제이익에 대한 비공시기업의 주가반응이 이익의 공분산이 큰 산업의 경우에 더 크게 나타난다는 것을 발견하였다. Pyo & Lustgarten(1990)도 이와 비슷한 결과를 보고하고 있다. 따라서 이익의 공분산도 차별적 정보이전효과를 설명하기 위한 변수로서 분석에 포함된다.

실증분석결과는 다음과 같다. 1) 정보이전효과를 이용하면 재무분석가의 이익예측치의 편익과 예측오차의 절대치를 현저히 감소시킬 수 있다. 2) 그 이익예측치의 개선능력은 공시기업과 비공시기업의 이익의 공분산과 정의 상관관계가 있다. 즉, 두 기업간의 이익공분산이 클수록 이익예측치의 개선능력이 크다. 3) 예측오차의 절대치의 개선능력에 있어서 현저한 기업규모효과가 발견된다. 구체적으로 예측오차의 절대치의 감소는 대기업보다 소기업의 경우에 더 크게 나타난다.

본 장 이후의 본 논문의 구성은 다음과 같다. 2 장에서는 자료의 수집과 표본선정과정을 설명한다. 변수의 측정과 실증분석모형은 3 장에서 논의된다. 4 장에서는 실증분석을 위한 가설과 검증절차를 설명한다. 5 장에서는 실증분석결과를 제시하고 이에 대해서 분석한다. 마지막으로 6 장에서는 본 연구의 결론을 제시한다.

II. 자료 및 표본선정

2.1 자료수집

특별항목과 중단된 영업활동으로부터의 손익을 제외한 기본적 주당순이익 (Primary EPS) 이 본 연구에 사용된다. Philbrick & Ricks (1991)의 제안에 따라 이익예측치와 실제이익 모두 V-L 으로부터 구한다. Philbrick & Ricks는 다양한 이익예측치와 실제이익의 조합을 이용하여 그 중 어느 조합이 가장 작은 예측오차를 가져 오는지 분석하였다. 이익예측의 원천으로는 V-L Investment Survey, IBES, 그리고 Standard & Poor's Earnings Forecaster를 이용하고, 실제이익으로는 V-L, IBES, 그리고 COMPUSTAT를 이용하였다. 분석결과 V-L 예측치와 V-L 실제이익을 사용했을 때 가장 작은 예측오차를 가져 왔으며 예측오차와 비기대

수익률간의 상관관계도 가장 높았다. 또한 실제이익의 원천이 예측치의 원천보다 더 중요하며 이익예측치는 V-L이나 IBES 간에 큰 차이를 보이지 않지만 V-L 실제이익이 가장 작은 오차를 나타 내었다.

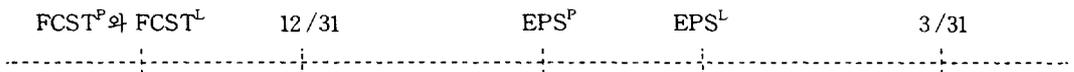
따라서 가장 최근의 재무분석가의 분기이익예측치와 그에 상응되는 실제이익을 Value Line Investment Survey로부터 수집한다. 재무분석가의 이익예측수정이 공시기업과 비공시기업의 실제이익발표의 중간에 이루어 질 때는 그 수정이 이루어 지기 이전의 예측치를 재무 분석가의 예측치로 사용한다. 후공시기업의 이익예측이 선공시기업의 실제이익공시이후에 수정되었다면 그 수정된 예측은 선공시기업의 실제이익으로부터 전달된 정보를 이미 반영하고 있을 것이다. 따라서 선공시기업의 실제이익공시 이후 재무분석가들에 의한 후공시기업의 이익예측수정을 분석하면 직접적으로 정보이전을 검증할 수 있을 것이다. 그러나 이 방법은 현실적으로 적용가능하지 않는데 그 이유는 V-L 예측치는 3 개월에 한번씩 수정이 이루어 지고 같은 산업에 속하는 기업의 예측수정은 같은 날에 이루어 지므로 통계적 분석을 하기에는 관측치의 수가 충분하지 못하기 때문이다.²⁾

이익공시일, 주식분할과 배당을 위한 조정계수, 그리고 기업규모는 Compustat Quarterly File로부터 구한다.

2.2 표본선정

표본기업을 선택하는 기준은 다음과 같다. 1) 제조기업이어야 한다(SIC 2000-3900). 2) V-L 분석가들에 의해 1969-1988의 전기간에 걸쳐 예측치가 발표된 기업이어야 한다(80분기).

2) V-L은 분석대상기업을 산업별로 나누어 각 기업에 대해 분기이익예측자료를 3 개월에 한번씩 수정발표한다. 그러므로 산업에 따라서는 예측치발표일과 실제이익발표일이 11주 이상 떨어져 있는 경우도 있고 1주 이내로 인접해 있는 경우도 있다. 본 연구에 포함된 기업을 보면, 산업내에 12월 결산법인인 두 기업이 있을 때 4/4 분기이익에 관한 전형적인 이익발표의 시간적 순서를 나타내는 그림축은 다음과 같다.



여기에서, FCST : V-L의 이익예측발표, P: 선공시기업, L: 후공시기업.

EPS: 실제이익발표, P: 선공시기업, L: 후공시기업.

본 연구에 포함된 표본을 분석한 결과 FCST와 EPS의 차이는 평균 약 38 거래일이며 EPS^P와 EPS^L의 차이는 평균 약 8 거래일이다.

3) 기업의 회계년도는 전 분석기간에 걸쳐 12월 31일에 끝난다. 12월 결산법인만을 연구에 포함시키는 이유는 기업쌍을 쉽게 확인할 수 있게 하기 위한 것이다. 1)과 2)의 표본선정기준을 적용한 결과 154개 기업이 선정되었다. 이 중 34개 기업은 분석기간동안 회계년도를 변경했기 때문에 제외되었다.

산업내의 정보이전효과를 고려하기 위해서는 각 산업에 최소한 두 개의 기업이 필요하다. 따라서 네 번째 표본선정기준은 4) 각 산업은 최소한 두개의 기업을 가져야 한다. 이 기준을 적용한 결과 표본기업은 120개에서 92개 기업으로 줄었다. 1989년 Compustat file 에 의한 네 자리수 SIC 산업분류방법을 사용한 결과 92개의 기업은 29개 산업에 걸쳐 분포되어 있다.

각 산업의 모든 표본기업에 대해서 두 기업씩 쌍을 만든다. 두 기업 밖에 없는 산업에는 기업쌍이 하나밖에 없으며 10개 기업을 포함하는 산업은 최대한 45개 기업쌍이 있을 수 있다. 이 결과 29개 산업에서 가능한 기업쌍의 수는 149개 이다. 그러나 이 기업쌍이 모두 최종 표본에 포함되는 것은 아니다.

각 분기별 이익발표일은 각 산업, 각 기업쌍 별로 수집되고 한 기업이 다른 기업보다 먼저 이익을 발표하는 횟수를 기업쌍별로 계산한다. 여기서 다섯 번째 표본선정기준이 필요하다. 5) 한 기업의 이익발표는 다른 기업의 이익발표보다 최소한 48번 이상 앞선다.³⁾ 이 기준을 적용한 결과 가능한 149개의 기업쌍중에서 102개의 기업쌍만 남게 되었다. 한 기업쌍내에서 다른 기업을 최소한 48번 이상 앞서는 기업을 선공시기업이라 부르고 다른 기업은 후공시기업이라 부른다. 분기별로 위에서 정해진 순서와 다른 순서로 이익이 발표되는 경우에는 그 분기는 회귀분석계수를 추정하는 데에서 제외된다. 또한 그러한 분기에 대해서는 이익예측치를 구하지 않는다.

102개 기업쌍중에는 꼭 같은 후공시기업을 가진 기업쌍들이 포함되어 있다. 예를들면, EK (Eastman Kodak)는 SIC 분류번호 3861 내에서 두개의 기업쌍의 후공시기업으로 되어 있다 (PRD-EK 쌍과 XRX-EK 쌍).⁴⁾ 이 두 쌍을 모두 분석에 포함시키면 예측오차의 정확성에 관한 통계적 검정이 통계적 독립성을 가질 수 없게 된다. 따라서 마지막 표본선정기준이 필요하

3) 선택기준으로 60% (총 80 분기 중 48 분기)를 사용한 것은 자의적이었으나 후의 실증분석에 의해 지지되었다. 즉, 표본기업이 빈도가 다른 여러 그룹 (60-69%, 70-79%, 80-89%, 90% 이상)으로 구분되었을 때 재무분석가들의 이익예측의 개선효과에는 차이가 없었다.

4) 티커 심벌 (ticker symbol) PRD와 XRX는 Polaroid와 Xerox Corp. 을 각각 표시한다.

다. 6) 한 기업이 두개 이상의 기업쌍에 후공시기업으로 나타날 때에는 그 중 사용가능한 관측수가 가장 많은 기업쌍만 선택하게 된다. 따라서 SIC 분류번호 3861에서는 두개의 기업쌍 중에서 XRX-EK 쌍만 표본에 포함된다. 왜냐하면 XRX-EK 쌍은 52개의 관측치를 가진 반면 PRD-EK쌍은 51개의 관측치를 가지고 있기 때문이다. 이 마지막 표본 선정기준을 적용한 결과 최종 표본에는 24개의 다른 산업으로 부터 51개의 기업쌍이 포함되게 되었다.

표본기업들의 산업분포는 <표 1> 에 제시되어 있다. 각 산업당 기업쌍의 수는 하나로부터 9 개까지 분포되어 있다. 각 기업쌍 별로 선공시기업이 후공시기업보다 먼저 이익을 공시한 횟수의 분포와 전체 관측치의 수는 부록에 제시되어 있다.

III. 이익예측과 예측오차의 계산

3.1 이익예측

본 연구는 V-L 의 분기이익 예측치를 개선하기 위해 기업간의 정보이전효과를 고려한다. 이를 위해서 재무분석가의 예측치와 선공시기업의 예측오차를 고려하는 회귀분석모형으로부터 구해진 예측치를 분석가의 이익예측치와 비교하게 된다. 이 예측치를 계산하기 위한 절차는 다음과 같다. i 기업의 q 분기를 위해서 다음과 같이 정의한다.

$$UE_{iq}^p = EPS_{iq}^p - VLF_{iq}^p \dots\dots\dots (1)$$

UE_{iq}^p : i 기업쌍의 q 분기의 선공시기업의 비기대 이익

EPS_{iq}^p : i 기업쌍의 q 분기의 선공시기업의 실제 EPS

VLF_{iq}^p : i 기업쌍의 q 분기의 선공시기업의 V-L 예측 EPS

후공시기업의 정보이전 모형예측치는 다음과 같은 수식에 의해서 구해진다.

〈표 1〉

표본기업의 산업분포

SIC	산 업	12월 결산 기업수	최종 표본 기업 수
2060	Sugar & confectionery products	3	1
2080	Beverages	2	1
2211	Broadwoven fabric mill, cotton	2	1
2621	Paper mills	5	2
2670	Convertible paper, paperboard, ex boxes	4	2
2731	Books: Publishing, publishing & printing	3	2
2821	Plastics, resins, elastomers	3	1
2834	Pharmaceutical preparations	9	8
2844	Perfume, cosmetic, toilet preparations	2	1
2860	Industrial organic chemicals	2	1
2890	Miscellaneous chemical products	2	0
2911	Petroleum refining	10	9
3241	Cement, hydraulic	2	1
3290	Abrasive, asbestos, miscellaneous minerals	2	1
3312	Steel works & blast furnaces	5	4
3330	Primary smelt, refinery nonferrous metal	2	0
3334	Primary production of aluminum	3	2
3420	Cutlery, handtools, general hardware	2	0
3510	Engines & turbines	2	0
3523	Farm machinery and equipment	2	1
3541	Machine tools, metal cutting	2	0
3570	Computer & office equipment	2	1
3630	Household appliances	2	1
3640	Electric lighting, wiring equipment	3	2
3711	Motor vehicles & car bodies	3	1
3714	Motor vehicle parts, accessory	3	2
3721	Aircraft	4	3
3760	Guided missiles & space vehicle	3	2
3861	Photographic equipment & supply	3	1
총 기업(산업) 수		92(29)	51(24)

1. 한 산업에 하나의 기업만 있는 경우에는 제외되었다.

추정모형 :

$$\text{모형 1 : } EPS_{iq}^L = B_{0i} + B_{1i} \times VLF_{iq}^L + B_{2i} \times UE_{iq}^P + e_{iq} \dots\dots\dots (2)$$

$$\text{모형 2 : } EPS_{iq}^L = B_{0i} + B_{1i} \times VLF_{iq}^L + B_{2i} \times DUM + e_{iq} \dots\dots\dots (3)$$

$$\text{모형 3 : } EPS_{iq}^L = B_{0i} + B_{1i} \times VLF_{iq}^L + B_{2i} \times UE_{iq}^P + B_{3i} \times DUM \times UE_{iq}^P + e_{iq} \dots\dots\dots (4)$$

EPS_{iq}^L : i 기업쌍의 q분기의 후공시기업의 실제 EPS : $i=1, \dots, 51$,

VLF_{iq}^L : i 기업쌍의 q분기의 후공시기업의 V-L 예측치 : $i=1, \dots, 51$,

DUM : 수식 (3)대해서 절편가변수, 수식(4)에 대해서 기울기가변수, $UE_{iq}^P > 0$ 이

면 $DUM=1$, 그 외에는 $DUM=0$.

B_{ji} : 추정될 모수($j=0, 1, 2, 3$)

e_{iq} : 잔차항

모형 1은 후공시기업의 재무분석가 이익예측치와 선공시기업의 이익예측오차를 모두 포함하고 있다. 후자를 모형에 포함시키는 것은 선공시기업의 이익예측오차가 후공시기업의 실제 이익을 예측하는 데 추가적인 설명력을 가지고 있다는 전제를 반영하는 것이다. 모형 1은 후공시기업의 실제이익과 선공시기업의 예측오차 간의 선형관계를 가정하고 있다⁵⁾.

모형 2는 오직 선공시기업의 이익예측오차의 방향만을 고려한다. 이 모형은 선공시기업의 정의 예측오차와 부의 예측오차간의 차별적인 반응을 허용하기 위해서 절편가변수를 포함하고 있다.

모형 3은 기울기가변수를 포함하고 있다. 이 모형은 투자자들이 선공시기업의 정의 이익예측오차와 부의 이익예측오차의 비대칭적인 반응가능성을 전제하고 있다. 달리 말하면 후공시기업이 실제 이익과 선공시기업의 예측오차간에 선형이지만 비대칭적인 관계를 가정하고 있는 것이다⁶⁾.

각각의 기업쌍에 대해 총 68분기 중에서 52분기에 대해서 예측치를 먼저 구한다⁷⁾. 따라서 첫번째 분기는 1976년 1/4분기이며 마지막 분기는 1988년 4/4 분기이다. 이 기간을 검증기

5) ANOVA 분석 결과 횡단면으로 볼때 기업별로 B_2 는 같지 않으며 시계열로 볼 때 기간별 차이가 없다.
 6) 세 가지 다른 정보이전모형 중에서 어느 모형이 더 나은지는 검증하지 않는다. 이는 실증적 문제이며 본 연구의 실증분석 결과는 모형간의 우열을 나타내지 않는다.
 7) 1990년 COMPUSTAT 파일에는 주식배당과 분할을 위한 조정계수가 1972년부터 보고되어있기 때문에 실제 분석에는 1972-1972년의 17개 년도만 포함된다.

간이라 부르기도 한다. 검증기간동안의 각 분기에 앞서서 16분기의 실제이익을 사용하여 그 분기의 모수예측치 \hat{B}_{ji} 를 구한다. 이 기간을 추정기간으로 부르기로 한다. 이외에도 16 분기보다 짧거나 (12 분기) 16 분기보다 긴 추정기간 (20, 24, 36 분기)도 분석한다. 추정기간이 짧으면 시계열 자료의 안정성 (stationarity)에 대해 덜 엄격한 가정이 필요하다. 더구나 추정기간이 짧을수록 검증기간이 길어지므로 분석에 더 많은 관측치를 사용할 수 있다. 반면에 긴 추정기간을 사용하면 식 (2),(3),(4)의 모수를 추정하는 데 더 많은 자유도 (degree of freedom)를 가질 수 있다는 장점이 있다. 따라서 어떤 추정기간이 다른 기간보다 더 낫다고 할 만한 선택적인 이유가 없다.

이 추정기간으로 부터 얻어진 모수 추정치들이 정보이전모형 예측치를 계산하는 데 쓰인다. 이를 상술하면, 첫번째 추정에는 1972년 1/4 분기부터 1975년 4/4 분기까지의 이익 자료가 사용된다. 이 첫번째 추정식에서 추정된 모수가 1976년 1/4 분기의 예측치 계산에 사용된다. 이 추정기간이 한 분기 앞으로 이동하여 두번째 추정식에는 1972년 2/4 분기부터 1976년 1/4 분기까지의 이익자료가 사용되며 여기서 추정된 모수를 이용하여 1976년 2/4 분기 예측치를 계산한다. 각각의 기업쌍에 대해서 이러한 과정이 반복되어 1976년 1/4 분기부터 1988년 4/4 분기까지 최대 52 분기에 대해서 예측치를 계산한다.

예측모형(정보이전모형) :

$$\text{모형 1 : } INTF_{iq}^1 = \hat{B}_{0i} + \hat{B}_{1i} - \hat{B}_{0i} + \hat{B}_{1i} \times VLF_{iq}^L + VLF_{iq}^L + \hat{B}_{2i} \times UE_{iq}^P \dots\dots\dots (5)$$

$$\text{모형 2 : } INTF_{iq}^2 = \hat{B}_{0i} + \hat{B}_{1i} - \hat{B}_{0i} + \hat{B}_{1i} \times VLF_{iq}^L + VLF_{iq}^L + \hat{B}_{2i} \times DUM \dots\dots\dots (6)$$

$$\text{모형 3 : } INTF_{iq}^3 = \hat{B}_{0i} + \hat{B}_{1i} - \hat{B}_{0i} + \hat{B}_{1i} \times VLF_{iq}^L + VLF_{iq}^L + \hat{B}_{2i} \times UE_{iq}^P + \hat{B}_{3i} \times DUM \times UE_{iq}^P \dots\dots\dots (7)$$

$INTF_{iq}^M$: i 기업쌍의 후공시기업의 q분기 정보이전모형 EPS : i=1, ..., 51, q=1, ..., 52. ; 모형 1, 2, 3,에 대해서 M=1, 2, 3.

VLF_{iq}^L : i 기업쌍의 q 분기에 후공시기업의 V-L 예측치

UE_{iq}^P : i 기업쌍의 q 분기에 선공시기업의 비기대이익

DUM : 수식 (6)에 대해 절편가변수, 수식(7)에 대해 기울기가변수, $UE_{iq}^P > 0$ 이면 $DUM=1$, 그 외에는 $DUM=0$.

\hat{B}_{ji} : 수식 (2), (3), (4)로부터 모수 추정치

이익 발표순서가 선공시기업과 후공시기업간에 바뀐 기간의 이익은 모수 추정에 포함되지

아니한다. 따라서 모수 추정은 보통 16개보다 적은 관측치를 사용하여 이루어진다. 또한, 그 분기에 대해서는 이익예측을 하지 아니한다. 따라서 부록에서 보는 바와 같이 정보이전모형 예측치의 수는 두 기업쌍을 제외하고 52개보다 적다. 구체적으로 각 기업쌍의 이익예측치의 수는 16분기추정기간을 이용할 경우 25개부터 52개까지 분포되어 있다.

3.2 예측오차

예측오차에 관해서는, i 기업쌍의 q 분기에 대해서 다음과 같이 정의한다.

$$VLE_{iq} = EPS_{iq}^L - VLF_{iq}^L \dots\dots\dots(8)$$

$$TE_{iq}^M = EPS_{iq}^L - INTF_{iq}^M \dots\dots\dots(9)$$

VLE_{iq} = i 기업쌍의 q 분기에 V-L 예측오차

TE_{iq}^M = i 기업쌍의 q 분기에 정보이전모형 예측오차, 모형 1,2,3에 대해서 $M=1,2,3$.

예측오차의 편의는 기업별로 예측오차의 평균값으로 측정되며 이익예측오차의 절대치를 비교하기 위해서는 기업별로 예측오차의 평균값의 절대값을 이용한다. 본 연구에서는 먼저 시계열 자료를 이용한 평균을 구하고 개별 기업에 대해서 각각 다른 모형으로부터 구한 예측오차의 평균을 비교한다. 이에 반해 Stickel(1990)과 O'Brien(1988)은 시계열/횡단면 자료를 Pool로 한 자료를 이용한다. 변수의 측정에 있어서도 본 연구에서와는 달리 Stickel은 편의를 측정하기 위해 백분율 예측오차를 사용하였으며 정확성을 측정하기 위해 절대값 백분율 예측오차를 사용하였다. O'Brien은 편의의 척도로 예측오차를, 정확성의 척도로 오차의 절대값 또는 제곱을 사용하였다.

편의와 이익예측오차의 절대치에 대한 통계적 분석은 모수통계치에 의해서 뿐만 아니라 빈도 (즉, 정보이전모형의 예측이 V-L 예측치보다 우월한 분기의 수)에 의해서도 행해진다. 이를 위해 $NUM[\cdot]$ 을 대괄호속의 조건을 만족시키는 기업쌍의 수로 정의한다. 예를 들면 $NUM[MN_i(VLE) \neq 0]$ 는 전체 기업 중에서 ($i=1, \dots, 51$) VLE의 평균 ($MN_i(VLE)$)이 0이 아닌 기업쌍의 수를 나타낸다.

예측오차평균의 절대치의 분석을 위해서는 각 기업쌍의 예측오차의 평균과 중위수를 모두 사용한다.

3.3 이익의 공분산과 기업의 규모

차별적인 정보효과를 설명하기 위해서 두개의 변수가 고려된다. 첫째, 선공시기업과 후공시기업간의 이익 공분산과 이익예측 정확성의 개선과의 관계를 살펴보기 위해 추정기간동안 선공시기업과 후공시기업의 EPS 자료를 이용하여 각각의 EPS 예측기간에 대해서 이익의 공분산을 구한다. 둘째, 기업규모효과를 위해서는 이익발표연도의 산업전체 매출규모에 대비한 후공시기업의 매출규모에 따라서 표본기업쌍을 똑같은 수의 세 그룹으로 나눈다. 이는 시장점유율을 나타내는 것으로 이 외에도 분기말의 주식시가총액을 사용하여 기업규모를 측정한다. 시가총액은 매출액 대신에 주식의 가치를 사용하며 산업전체와 대비한 상대적 금액이 아니라는 점에서 시장점유율과는 다르다.

다변량분석의 종속변수는 V-L 예측치와 정보이전모형 예측치간의 예측오차의 평균절대값을 EPS로 나누어 구해진다. 기업그룹간의 이익예측개선의 차이, 기업예측능력향상, 그리고 이익공분산간의 관계를 측정하기 위해서 다음과 같이 변수를 정의한다.

$$ABSDIF_i^M = \frac{(|MN_i(VLE)| - |MN_i(TE^M)|)}{|MN_i(EPS)|} \dots\dots\dots (10)$$

$ABSDIF_i^M$: i 기업쌍과 모형 1,2,3에 대해서 VLE와 TE의 평균 절대값의 차이

$MN_i(VLE)$: i 기업쌍의 평균 V-L 예측오차

$MN_i(TE^M)$: i 기업쌍의 평균 정보이전모형 예측오차, 모형 1,2,3에 대해 M=1,2,3.

$MN_i(EPS)$: $\frac{1}{n_i} \sum_{all q} EPS_i$, n_i = i 기업쌍의 사용가능한 분기수 ; EPS_i = i 기업쌍의 EPS

$ABSDIF_i^M$ 은 예측오차의 평균치의 절대값으로 측정한 예측정확도의 개선을 측정한다.

IV. 가설과 검증방법

선공시기업의 이익예측오차를 이용하여 후공시기업의 V-L 예측을 수정하면 예측의 정확도를 개선할 수 있는가를 먼저 검토한다. 그 다음에 이익의 공분산과 기업규모가설을 검토하기

위해 V-L예측치와 정보이전 모형예측치의 정확성을 비교한다.

4.1 정보이전 가설

만약 선공시기업의 이익공시가 산업전체의 영업성과에 관한 정보를 전달한다면 이 정보를 이용하여 만들어진 정보이전 모형예측치는 그 정보가 시장에 도착하기 전에 만들어진 V-L 예측치보다 편이나 예측오차의 절대값의 면에서 더 정확할 것으로 추정할 수 있다. 가설 1 과 가설 2는 V-L 예측치와 정보이전 모형예측치의 편의를 검토한다. 이 가설 검토의 결과는 가설 3에서 두 모형의 편의를 비교하는 데 이용된다.

가설 1 : V-L 예측치는 불편추정치이다. 즉, 기업 i ($i=1, \dots, 51$)의 VLE의 평균은 0 과 다르지 않다.

가설 2 : 정보이전모형예측치는 불편추정치이다. 즉, 기업 i ($i=1, \dots, 51$)의 TE의 평균은 0 과 다르지 않다.

가설 3 : 정보이전모형예측치는 V-L 예측치보다 편이가 작다.

이익예측치의 편이의 비교는 두가지 방법으로 행해진다. 첫째, 전체 51개 표본기업쌍 중에서 V-L 예측치가 유의한 편의를 가진 경우의 수 ($NUM [MN_i(VLF) \neq 0]$)와 정보이전모형 예측치가 유의한 편의를 가진 경우의 수 ($NUM [MN_i(TE^M) \neq 0]$)를 비교한다. 편의를 가진 기업과 편의를 가지지 않은 기업이 V-L 예측치와 정보이전모형예측치간에 균등하게 분포되어 있는가를 검증하기 위해서 χ^2 검증을 실시한다. 둘째, 대응표본 t 검증을 이용하여 VLE의 평균과 TE의 평균을 비교한다. Brown & Rozeff(1978)는 여러가지 모형으로부터 구해진 이익예측치의 성과를 비교하기 위한 통계분석기법을 논의하였다. 모수 t-검증을 이용하여 횡단면 이의자료로부터 얻어진 예측오차를 수준의 형태 (level form)로 표시하여 평균을 비교하는 것은 적절하지 못하다. 왜냐하면 대응시킨 변수들이 동일한 모집단으로부터 추출된 것이라는 가정이 지켜지지 않았기 때문이다. 즉, 각각의 예측오차는 각각의 기업의 주당순이익의 수준에 의존하게 된다. 따라서 본 연구는 모수검증과 비모수검증을 모두 행하며, 모수검증을 위해서는 예측오차를 주당순이익의 절대값으로 나눔으로써 기업간 주당순이익의 차이를 통제한다.

가설 3은 절대값을 취하지 않은 예측오차를 이용한다. 절대값을 취한 예측오차는 다음에 고려된다. 절대값을 취하지 않은 평균예측오차가 편의만을 측정하는 반면에 예측오차평균의 절대치는 평균예측오차가 얼마나 0에 가까운지를 측정한다. 평균예측오차의 절대값이 0에 가까울수록 이익예측은 더 정확한 것이다.

가설 4 : 정보이전예측오차의 절대값은 VLE의 절대값보다 작다.

평균오차의 절대치의 비교도 또한 두가지 방법으로 이루어진다. 첫째, 각 기업쌍에 대해 VLE의 절대값을 TE의 절대값과 비교함으로써 TE의 평균또는 중위수가 VLE의 평균 또는 중위수보다 더 0에 가까운 기업의 수를 구한다. 그 수가 전체기업쌍의 절반 ($51 \times \frac{1}{2} = 25.5$)과 다른지를 검증하기 위해 이항검증방법 (Binomial t-test)을 이용한다. 둘째, VLE의 절대값의 평균과 TE의 절대값의 평균을 비교하기 위해 대응표본 t-검증을 행한다.

4.2 이익의 공분산 및 기업규모가설

가설 5와 가설 6은 예측능력향상이 이익의 공분산과 기업규모와 상관관계를 가지는지 검증한다. 예측능력의 향상과 위의 두 변수간의 상관계수를 먼저 측정한 다음에 다음의 ANOVA 모형을 이용하여 다변량변수분석을 행한다.

$$ABSEIF_i^M = B_0 + B_1 + DUM1 + B_2 \times DUM2 + B_3 \times COV_i + e \dots \dots \dots (11)$$

DUM1과 DUM2는 기업규모터미변수이다.

후공시기업이 소기업이면, DUM1=0, DUM2=0

후공시기업이 중기업이면, DUM1=1, DUM2=0

후공시기업이 대기업이면, DUM1=0, DUM2=1

COV_i : i 기업쌍에 선. 후공시기업간의 이익의 공분산의 절대값.

가설 5는 이익의 공분산이 예측능력향상에 미치는 영향을 분석한다.

가설 5 : 예측오차절대치의 감소는 두기업간의 이익의 공분산이 높은 기업쌍이 더 크다

Ha : 식 (11)에서 $B_3 > 0$.

기업규모가설을 위해서는 위의 모형을 이용하여 기업쌍내의 두기업간 비교를 행한다. 즉, $B_2(B_1)$ 계수는 소기업에 대한 예측능력향상이 대기업(중기업)에 대한 그것보다 더 큰지를 나타내어 준다. 다시말하면 만약 $B_2(B_1)$ 가 유의하게 음이면 예측 정확성의 향상은 소기업의 경우에 대기업(중기업)의 경우보다 더 크다.

가설 6 : 예측오차절대치의 감소는 후공시기업이 소기업인 경우에 대기업 (중기업)인 경우보다 더 크다.

Ha: 식 (11)에서 $B_2(B_1) < 0$

V. 실증분석결과

본 연구는 시계열자료를 이용하여 대체적인 모형들로부터 추정된 예측오차의 편의와 오차의 절대치를 비교한다. 광범위한 시계열자료, 즉 1972-88년 동안 최대 68 분기를 이용함으로써 각각의 표본기업에 대해서 의미있는 시계열분석을 할 수 있다.

5.1 편의분석결과 (가설 1,2,3)

실증분석의 결과는 재무분석가의 예측에 편의가 있음을 보여 준다.⁸⁾ 즉, 예측기간에 따라 차이가 있지만 51개 기업쌍 중에서 7내지 11개가 5% 수준에서 유의하게 편의되어 있음을 나타내고 있다. 따라서 5% 유의수준을 적용할 때 가설 1은 51개 표본 중 7내지 11개 기업에 대해서 기각되었다. 이 결과는 Givoly(1985)의 결과와는 차이가 있는데, Givoly는 75개 표본기업 중 7개만 5% 수준에서 유의한 편의를 보인다고 보고하고 있다. 그 차이는 다음과 같은 요인에 의해 설명될 수 있을 것이다. 첫째, Givoly는 연간 이익 (11년)을 이용한 반면에 본 연구

8) 이전의 연구들은 재무분석가의 예측치가 편의를 가지지 않는다고 보고하고 있다 (Crichfield et al. 1978; Givoly 1985). 한편 최근의 연구들은 그와 다른 결과를 보고하고 있다. 예를들면 Ali et al. (1991)은 IBES 자료를 사용하여 재무분석가들의 예측치가 대체로 낙관적이며 정의 시계열상관관계를 가진 편의를 가짐을 보여 주고 있다.

는 분기 이익 (52분기)을 이용한다. 따라서 Givoly의 연구는 짧은 분석기간을 이용한다. 둘째, Givoly는 다수에 의한 예측치를 이용한 데 비해 본 연구는 단일 예측치를 이용한다. 셋째, Givoly는 예측오차의 실제이익에 대한 비율을 로그변형하여 이용하고 있다.

실증분석의 결과에 의하면 여러가지 다른 예측기간모형에 걸쳐서 V-L 분석가들이 일관되게 낙관적인 예측을 한다는 증거를 제시하고 있다. 정의 예측오차가 나타나는 횟수는 부의 오차보다 예측기간에 따라 1.3내지 4배나 크다 (16분기 외에는 보고되지 않았음). 이 결과는 재무분석가들이 분석대상기업과 좋은 관계를 유지하기 위하여 비관적이기보다는 낙관적인 예측을 하려 한다는 전통적인 견해와 일치하는 것이다.⁹⁾

〈표 2〉는 16분기 추정기간을 사용하여 편의를 분석한 결과를 제시하고 있다. 패널 A에는 각각의 예측모형에 대해서 편의를 가진 예측치의 수, 즉 10%와 5% 수준에서 예측오차가 0과 유의하게 다른 경우의 수를 보고하고 있다. V-L 예측은 10(5)% 수준에서 16(9)개 기업에 대해서 유의하게 편의를 가지고 있다.

정보이전을 예측에 이용하면 편의를 가진 예측치의 수가 줄어 든다. 5% 수준에서 보면, 그 수는 V-L 예측에는 9 개였던 것이 정보이전모형 1,2,3에 대해서 각각 2,2,1 개로 감소하게 된다. 그 차이 (편의의 감소)는 정보이전모형 1과 2의 경우에는 1% 수준에서, 모형 3의 경우에는 5% 수준에서 유의하다. 10% 수준에서 보면, 그 수는 V-L 예측에는 16개였던 것이 정보이전모형 1,2,3에 대해서 각각 4,4,1개로 감소하게 된다. 그 차이 (편의의 감소)는 모든 정보이전모형에 대해 1% 수준에서 유의하다.

패널 B는 평균예측오차의 총평균을 비교한 결과를 보여 주고 있다 (가설 3). 분석을 위하여 평균예측오차를 주당순이익의 절대치로 나누었다. 분석의 결과 정보이전모형은 어떤 유의수준에서도 편의를 보이지 않는 반면 V-L 예측은 1% 수준에서 정의 편의를 가지고 있다. V-L 예측치의 평균은 정보이전모형의 예측치의 평균보다 3배나 크다.

대체적인 추정기간을 이용했을 때도 본질적으로 같은 결과가 나왔다. 즉, 24분기와 36분기를 추정기간으로 사용하였을 때 유의한 편의를 가진 기업의 수는 정보이전모형보다는 V-L

9) O'Brien (1988)도 대체적으로 낙관적인 예측을 발견하였다. 그러나, O'Brien은 그것은 표본기간에만 특수한 것일지 모른다고 주장한다. 자료의 제한 때문에 대체적인 설명에 대한 검증이 이루어 지지 않았다. 본 연구는 표본기간이 충분히 길며 많은 관측치를 얻을 수 있기 때문에 두 가지 대체적인 설명에 대한 검증이 가능하다. 실증분석 결과에 의하면 여러가지 다른 분석 기간에 대해서 일관되게 정의 예측오차가 발견됨으로써 재무분석가의 낙관적인 예측은 어느 표본기간에만 특수한 것이 아니라 체계적인 것임을 뒷받침해 준다

<표 2> 예측오차 편의 비교(16분기 추정기간)

		V-L	정 보 이 전 모 형		
			모형 1	모형 2	모형 3
패널 A : 10(5)% 수준에서 유의한 편의를 가진 기업의 수(총 51개 기업 중)					
	양의 편의	9(4)	1(0)	2(0)	0(0)
	음의 편의	7(5)	3(4)	2(2)	1(1)
	총 계	16(9)	4(2)	4(2)	1(1)
χ^2 (V-L오차 대 정보이전모형 오차)					
10% 유의성 기준		-	8.96***	8.96***	15.88***
5% 유의성 기준		-	4.99***	4.99**	7.10***
패널 B : 평균예측오차의 평균(N=2120)					
평균 / EPS		.064	.009	.005	.018
(t값 Ho : 평균=0)		(3.27)***	(.81)	(.48)	(.59)

1. 패널 A의 수치는 10% 유의수준을 적용한 수이며, 괄호안의 수는 5% 유의수준을 적용한 결과이다.
2. χ^2 통계는 V-L과 각각의 정보이전모형을 비교한다.
3. |EPS| : 검증기간 동안의 주당순이익의 절대값의 평균.
4. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미한다.

예측에 더 많았다. 그리고, 평균 V-L 오차는 평균 정보이전모형 오차보다 더 크다. 그러나 그 결과는 16 분기를 이용했을 때보다 약하게 나타났다.

요약하면, 선공시기업의 이익을 이용하면 V-L의 편의를 줄일 수 있다. 가설 3은 거의 모든 정보이전모형에 대해서 또 모든 예측기간에 대해서 기각되었다. V-L에 나타났던 전반적으로 낙관적인 경향은 정보이전모형에서는 사라지거나 또는 반전되었다. 마지막으로 정보이전모형 간에는 예측력향상에 있어서 차이를 보이지 않았다.

5.2 평균예측치의 절대값 분석결과

<표 3>의 패널 A에는 16 분기 예측기간을 이용하여 평균 예측오차를 비교한 결과가 요약되어 있다. 주당순이익으로 나눈 (deflate) 평균절대오차를 분석한 결과 V-L의 예측오차가 정

보이전모형 1과 2의 오차보다 더 크다. 대응쌍 t 검증 결과 정보이전모형 1과 2는 1% 수준에서 유의하게 절대평균오차를 감소시킨다. 그러나, 정보이전모형 3은 그렇지 못하다. <표 3>의 패널 B는 빈도를 이용하여 예측정확성을 비교한다. 여기에서는 예측정확성의 척도로 정보이전모형 예측오차의 평균이 V-L오차의 평균보다 더 0에 가까운 경우 (기업쌍)의 수를 사용한다. 정보이전모형 1 (2)의 예측오차평균은 전체 51개 표본 중 36 (37)개 기업쌍에 있어서 V-L 보다 더 0에 가깝다. 이 결과는 1% 수준에서 유의한 것이다. 정보이전모형 3도 역시 V-L보다 우월하나 그 차이는 10% 수준에서 유의하다. 대체적인 추정기간, 즉 24 분기와 36 분기를 사용하였을 때도 비슷한 결과가 나왔으나 개선효과는 16 분기의 결과보다 약하게 나타났다.

요약하면, 선공시기업의 이익정보를 이용하면 V-L의 예측오차와 절대치를 감소시킨다. 가설 4는 모든 정보이전모형에 대해서 기각되었으며 특히 추정기간이 짧을수록 더욱 그러하다. 실증분석결과에 의하면 정보이전모형은 추정기간이 짧을수록 편의와 오차의 절대값을 감소시키는 효과가 더 뛰어나다.

<표 3> 예측오차 절대값의 비교(16분기 추정기간)

	V-L	정 보 이 전 모 형		
		모형 1	모형 2	모형 3
패널 A : 절대치 평균의 평균				
평 균	.111	.048	.036	.057
t 값	-	1.75*	1.75*	1.29
평균 / EPS	.090	.049	.042	.087
t 값	-	3.55***	3.66***	.10
패널 B : 정보이전모형 오차의 평균(중위수)이 V-L 오차 평균(중위수)보다 더 0에 가까운 기업수(총 51개 기업 중) :				
평 균		36	37	32
t 값		(2.94)***	(3.22)***	(1.82)*
중 위 수	-	28	26	29
t 값		(.70)	(.14)	(.98)

1. 패널 A의 t값은 대응쌍 t검증의 결과이며, 패널 B의 t 값은 Binomial t 검증의 결과이다. 둘 다 'Ho : V-L과 정보이전모형간에 차이가 없다'를 검증한다.
2. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미한다.
3. |EPS| : 검증기간 동안의 주당순이익의 절대값 평균.

5.3 이익의 공분산 (가설 5)

선공시기업의 영업부문 (Line-of-Business)이 후공시기업의 그것과 다를 때 정보이전의 효과는 작을 것이다. 반면에, 한 기업쌍의 두 기업이 같은 영업부문, 즉 같은 시장을 공유한다면 선공시기업의 이익으로부터 이전된 정보는 아주 유용할 것이다. 따라서 이익의 공분산은 예측 정확성의 향상과 정의 상관관계를 가질 것으로 예상된다.

〈표 4〉는 예측정확도의 향상, 선공시기업과 후공시기업의 이익공분산, 그리고 기업규모 간의 상관계수를 보여 주고 있다.¹⁰⁾ 예상했던 대로 예측정확성의 향상과 이익의 공분산사이에는 유의한 정의 상관관계가 있으며 이는 피어슨 상관계수나 스페어만 상관계수 모두 같은 결과를 보여 주고 있다.¹¹⁾

〈표 4〉 오차개선과 설명변수들간의 상관계수(16분기)

	ABSDIF	COV	시장점유율	시가총액
ABSDIF	1.000	.442	-.244	-.133
p 값	.00	.00***	.08*	.35
COV	.439	1.000	-.040	-.111
p 값	.00***	.00	.78	.44
시장점유율	-.215	.081	1.000	.252
p 값	.13	.57	.00	.07*
시가총액	-.023	-.099	.415	1.000
p 값	.87	.49	.00***	.00

1. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미한다.
2. ABSDIF : V-L 예측오차의 절대값 평균과 정보이전모형오차의 절대값 평균의 차이를 |EPS|로 나눈 것이다.
3. COV : 선공시기업과 후공시기업간의 이익의 공분산 절대값.
4. 피어슨 상관계수는 행열의 우측 위에, 스페어만 상관계수는 좌측 밑에 제시되어 있음.
5. 시장점유율 : 1988년 기업매출 / 산업매출.
6. 시가총액 : 주가 X 발행주식수의 1978-1988 간 평균.

10) 총 51개 표본 기업쌍 중에서 8개는 선공시기업과 후공시기업간에 부의 공분산을 보였다. 본연구의 목적상 부호는 관계없이 크기만 의미가 있으므로 분석에는 공분산의 절대값이 이용된다.

11) 피어슨 상관계수는 행열의 오른쪽 위에, 스페어만 상관계수는 왼쪽 아래에 제시되어 있다.

추가적인 분석을 위하여 다변량분석을 행한 결과가 <표 6>에 보고되어 있다. 실증분석결과에 의하면 이익의 공분산의 계수(B_3)가 유의하게 양의 값을 가짐으로써 이익의 공분산과 예측 정확성의 향상간에는 정의 상관관계를 가짐을 보여 주고 있다. 이 결과는 다른 모든 모형과 추정기간에 대해서도 마찬가지이다. 다시 말해서 재무분석가의 후공시기업에 대한 이익예측의 정확성은 선공시기업의 비기대이익을 고려함으로써 개선될 수 있는데 두 기업간의 이익공분산이 클수록 그 개선효과는 크다.

5.4 기업규모효과 (가설 6)

기업규모의 측정에는 두 가지 변수가 사용된다. 즉 1978-88년 동안의 평균 시가총액 (발행 주식수 X 분기말 주가)와 1988년 산업시장점유율 (산업매출에 대비한 개별기업의 매출)이 그것이다.¹²⁾ 표본기업은 같은 수의 대기업, 중기업, 소기업그룹으로 나뉘어 진다. 시장점유율을 사용할 경우 대기업은 대략 점유율이 10%이상, 소기업은 5%이하, 그리고 중기업은 그 중간에 위치하고 있다. 한편, 시가총액을 사용할 경우 대기업은 U\$32.2억보다 크고, 소기업은 U\$8.5억보다 작으며 중기업은 그 중간에 위치해 있다.

<표 5>는 예측오차의 평균과 절대치를 모두 주당순이익으로 나눈 후에 기업규모별로 보고하고 있다. Atiase(1985)가 보고한 기업규모가설과 일치하게 예측오차측정방법이나 기업규모 측정방법에 관계없이 V-L예측오차는 대기업의 경우가 소기업의 경우보다 더 작다. 그러나, 정보이전모형의 예측오차도 대기업이 소기업보다 작기 때문에 이 결과만 가지고는 예측정확성의 향상효과를 기업간에 비교할 수가 없다. 따라서 이를 위해서 V-L오차와 정보이전모형오차의 차이로 측정된 정확성향상효과를 기업규모간에 비교하였다.

<표 4>의 상관계수행렬에 의하면 기업규모가설과 일치하게 시장점유율로 측정된 기업규모는 예측정확도 개선효과와 유의한 역의 상관관계를 가진다.¹³⁾ 그러나, 기업규모를 시가총액으로 측정했을 때는 두 변수는 역의 상관관계를 가지기는 하나 통계적으로 유의하지 않다.

12) 1978-88년 동안 2개 기업이 소기업그룹에서 중기업그룹으로, 그리고 그 반대로 변경되었으며 1개 기업이 중기업에서 대기업으로, 그리고 그 반대로 변경되었다. 1978년의 시장점유율을 사용하였을 때도 결과는 비슷하게 나타났다.

13) 스페어만 상관관계수에 의하면 두 변수간의 상관계수는 부호는 음이지만 통계적으로 유의하지 않다.

〈표 5〉 기업규모별 예측오차 평균(16분기)

		V-L	모형 1	모형 2	모형 3
패널 A : 기업규모별 예측오차(시장점유율)					
평균 / EPS	대 기업	.017	.000	-.002	-.009
	중 기업	.048	.023	.018	-.003
	소 기업	.126	.005	-.003	.065
	합 계	.064	.009	.005	.018
기업규모별 예측오차(시가총액)					
평균 / EPS	대 기업	-.000	-.008	-.010	-.018
	중 기업	-.090	.007	.008	-.024
	소 기업	.102	.029	.015	.094
	합 계	.064	.009	.005	.018
패널 B : 예측오차의 절대값(시장점유율)					
평균 / EPS	대 기업	.058	.038	.031	.054
	중 기업	.075	.050	.042	.057
	소 기업	.135	.058	.052	.149
	합 계	.090	.049	.042	.087
예측오차의 절대값(시가총액)					
평균 / EPS	대 기업	.047	.020	.019	.030
	중 기업	.116	.077	.062	.084
	소 기업	.105	.050	.044	.146
	합 계	.090	.049	.042	.087

1. 시장점유율 : 1988년 기업매출 / 산업매출.
2. 시가총액 : 분기말 시가총액의 1978-1988년 평균.
3. |EPS| : 검증기간 동안의 주당순이익의 절대값 평균.
4. 각 규모별 그룹에는 17개 기업이 포함된다.

다변량분석결과는 〈표 6〉에 제시되어 있다. 〈표 6〉의 패널 A (B)는 시장점유율 (시가총액)에 의해 기업규모를 측정된 경우의 분석결과이다. 정보이전모형 1과 2를 V-L과 비교했을 때는 유의한 기업규모효과가 나왔다. 즉, $B_2(B_1)$ 는 음의 부호를 가지며 5%수준에서 유의한

데 이는 예측정확도의 개선이 대기업 (중기업)보다 소기업의 경우에 더 크다는 것을 의미한다.¹⁴⁾

〈표 6〉 예측오차 개선에 있어서의 기업규모 효과

분석모형 : $ABS\Delta DIF = B_0 + B_1 \times DUM_1 + B_2 \times DUM_2 + B_3 \times COV + e$					
패널 A : 시장점유율로 측정된 기업규모					
	B_0	B_1	B_2	B_3	F값 (p값)
VLE - Model1	.066 (3.83)***	-.060 (-2.49)**	-.058 (-2.39)**	.100 (3.80)***	.710 (.00)***
VLE - Model2	.068 (3.72)***	.062 (-2.40)**	-.058 (-2.25)**	.141 (5.07)***	10.54 (.00)***
VLE - Model3	.031 (-.60)	.019 (.27)	.017 (.24)	.154 (2.00)*	1.41 (.25)
패널 B : 시가총액으로 측정된 기업규모					
	B_0	B_1	B_2	B_3	F값 (p값)
VLE - Model1	.046 (2.48)**	-.031 (-1.20)	-.024 (-.94)	.100 (3.50)***	4.48 (.01)***
VLE - Model2	.048 (2.46)***	-.029 (-1.07)	-.027 (-1.03)	.139 (4.64)***	7.75 (.00)***
VLE - Model3	-.056 (-1.12)	.049 (.69)	.065 (.92)	.154 (1.98)*	1.71 (.18)

1. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.
2. $ABS\Delta DIF$: V-L 예측오차의 절대값 평균과 정보이전모형오차의 절대값 평균의 차이를 |EPS|로 나눈 것이다.
3. DUM_1 , DUM_2 : 기업규모 더미변수. 소기업 $DUM_1=0$, $DUM_2=0$ 중기업은 $DUM_1=1$, $DUM_3=0$, 대기업은 $DUM_1=0$, $DUM_2=1$.
4. COV : 선공시기업과 후공시기업간의 이익의 공분산의 절대값.
5. VLE : V-L 오차, Model 1, 2, 3 : 정보이전모형 1, 2, 3
6. F값은 ($H_0 : B_1=B_2=0$)을 검증한다.
7. 분석에 포함된 전체 기업의 수는 51개이다.

14) 한편 모형 3의 결과는 16분기 추정기간에 있어서 유의한 기업규모효과를 보이지 않는다. 그러나, 24분기 36분기의 결과는 모형간 차이를 보이지 않는다. 다시 말해서, 시장점유율을 기업규모의 척도로 사용할 때는 기업규모효과는 거의 모든 기간과 모형에 걸쳐서 유의하게 나타난다. 반면에 시가총액을 척도로 사용할 때는 기업규모효과가 유의하지 않다.

V. 맺는 말

한 기업이 이익을 발표하면 투자자들은 그 기업에 대해서만 반응을 보이는 것이 아니라 그 기업과 밀접한 관계를 가진 기업에 대해서도 반응을 보인다. 이러한 현상이 같은 산업내에서 일어날 때 그것을 산업내 정보이전이라 부른다. 본 논문에서는 산업내 정보이전을 이용하여 후공시기업에 대한 재무분석가의 이익예측을 개선할 수 있다는 가설을 수립하는데 그 이유는 선공시기업의 이익보고는 후공시기업이 이익을 공시하기 이전에 그 이익의 예측에 도움을 주기 때문이다.

실증분석결과는 다음과 같다.

1) 정보이전효과를 이용하면 V-L의 편의를 현저하게 감소시킬 수 있다. 즉, 선공시기업의 이익을 이용하여 후공시기업의 이익예측을 수정하면 V-L 예측치가 현저한 편의를 가진 기업의 수가 감소하게 된다. 또한 V-L예측치는 편의를 가지는 반면에 정보이전모형예측치는 유의한 편의를 가지지 않는다.

2) 정보이전효과를 이용하면 예측오차의 절대치를 현저히 감소시킨다. V-L과 정보이전모형간에 예측오차의 절대치를 비교하면 모든 모형과 추정기간에 대해서 정보이전모형오차의 절대치는 V-L오차의 절대치보다 현저히 작다.

3) 예측정확도의 개선효과는 선공시기업과 후공시기업간의 이익공분산과 정의 상관관계에 있다. 즉, 기업쌍 내의 두 기업간에 높은 상관관계를 가진 경우에 정확성 개선효과가 더 크다.

4) 정확성 개선에 있어서 기업규모효과가 있다. 즉, 정확성 개선효과는 대기업보다 소기업의 경우에 더 크다. 기업규모효과는 시가총액으로 규모를 측정했을 때보다 시장점유율로 규모를 측정했을 경우에 더 뚜렷이 나타난다.

본 연구에서는 정보이전모형이 예측정확성을 개선시키는 능력에 영향을 미치는 요인들을 살펴 보았다. 이외에도 정보이전에 영향을 미치는 다른 요인들을 고려해 볼 수도 있을 것이다. 예를들면 재무분석가의 이익예측에 관한 연구에 의하면 이익예측과 실제이익사이의 기간의 길이가 재무분석가의 예측정확성과 정의 상관관계를 가지고 있다 (Kross et al. 1990; O'Brien 1988). 최근의 예측치는 최근의 보다 완전한 정보를 바탕으로 만들어 졌기 때문에 재

무분석가의 이익예측과 실제이익의 공시간에 기간이 짧을수록 예측은 더 정확하다는 것이다.

또 다른 미래의 연구로서 후공시기업의 이익공시에 대한 주가반응을 평가함으로써 예측능력의 개선효과를 평가할 수 있을 것이다. 만약 선공시기업의 예측오차가 후공시기업에 대한 가장 최근의 이익예측 후의 정보를 반영한다면 후공시기업에 대한 투자자들의 예상을 변경시킬 것이다. 본 연구의 결과에서 보았듯이 공시기업에 대한 재무분석가들의 이익예측치를 선공시기업의 예측오차를 이용하여 개정하게 되면 실제이익과 더 가까운 예측치를 구할 수 있다. 따라서 후공시기업에 대한 이러한 개정된 예측치, 즉 본 논문에서 정보이전모형 예측치의 예측오차는 V-L 오차보다 후공시기업의 실제이익의 공시를 전후하여 측정된 비기대수익률과 높은 상관관계를 가질 것이다 (Fried & Givoly 1982; Brown et al. 1987b; O'Brien 1988).

참 고 문 헌

1. Ali, A., A. Klein, and J. Rosenfeld, "Analysts' use of information about permanent and transitory earnings components in forecasting annual EPS", *The Accounting Review* 67 (January 1992), pp. 183-98.
2. Atiase, R. K., "Predisclosure information, firm capitalization and security price behavior around earnings announcements", *Journal of Accounting Research* 23 (Spring 1985), pp. 21-39.
3. Baginski, S., "Intraindustry information transfers associated with management forecasts of earnings", *Journal of Accounting Research* 25 (Autumn 1987), pp. 196-216.
4. Brown, L., R. L. Hagerman, P. A. Griffin, and M. Zmijewski, "Security analyst superiority relative to univariate time-series models in forecasting quarterly earnings", *Journal of Accounting and Economics* 9 (April 1987a), pp. 61-87.
5. _____, "An evaluation of alternative proxies for the market's assessment of unexpected earnings", *Journal of Accounting and Economics* 9 (July 1987b), pp. 159-93.
6. Brown, L. and M. Rozeff, "The superiority of analyst forecasts as measure of

- expectations: Evidence from earnings”, *Journal of Finance* 33 (March 1978), pp. 1-16.
7. Clinch, G., and N. Sinclair, “Intra-industry information releases: A recursive systems approach”, *Journal of Accounting and Economics* 9 (April 1987), pp. 89-106.
 8. Collins, D. W., and S. P. Kothari and J. D. Rayburn, “Firm size and the information content of prices with respect to earnings”, *Journal of Accounting and Economics* 9 (July 1987), pp. 111-38.
 9. Crichfield, T., T. Dyckman and J. Lakonishok, “An evaluation of security analyst’s forecasts”, *The Accounting Review* 53(July 1978), pp. 651-68.
 10. Foster, G., “Intra-industry information transfer associated with earnings releases”, *Journal of Accounting and Economics* 3 (December 1981), pp. 201-32.
 11. Freeman, R. N., “The association between accounting earnings and security returns for large and small firms”, *Journal of Accounting and Economics* 9 (July 1987), pp. 195-228.
 12. _____, and S. Tse, “An earnings prediction approach to examining intercompany information transfers”, *Journal of Accounting and Economics* 15 (1992), pp 509-23.
 13. Fried, D., and D. Givoly., “Financial analysts’ forecast earnings ... A better surrogate for market expectations”, *Journal of Accounting and Economics* 4 (October 1982), pp. 85-107.
 14. Givoly, D., “The formation of earnings expectations”, *The Accounting Review* 60 (July 1985), pp. 372-86.
 15. Han, J. and J. Wild, “Unexpected earnings and intraindustry information transfers: Further evidence”, *Journal of Accounting Research* 28 (Spring 1990), pp. 211-9.
 16. _____ and K. Ramesh, “Managers’ earnings forecast and intraindustry information transfers”, *Journal of Accounting and Economics* 11 (February 1989), pp. 3-33.
 17. Kross, W., B. Ro, and D. Schroeder, “Earnings expectations: The analysts’ infor-

- mation advantage”, *The Accounting Review* 65 (April 1990), pp. 461-76.
18. O'Brien, P., “Analysts’ forecast as earnings expectations”, *Journal of Accounting and Economics* 10 (January 1988), pp. 53-83.
 19. Philbrick, D. and W. Ricks, “Using Value Line and IBES analyst forecasts in accounting research”, *Journal of Accounting Research* 29 (Autumn 1991), pp. 397-417.
 20. Pownall, G. and G. Waymire, “Voluntary disclosure choice and earnings information transfer”, *Journal of Accounting Research* 27 (supplement 1989), pp. 85-105.
 21. Pyo, Y. and S. Lustgarten, “Differential intra-industry information transfer associated with management earnings forecasts”, *Journal of Accounting and Economics* 13 (December 1990), pp. 365-79.
 22. Stickel, S. E., “Predicting individual analyst earnings forecasts”, *Journal of Accounting Research* 28 (Autumn 1990), pp. 409-17.

<부 록>

표본 기업쌍과 기업규모

SIC	기 업 쌍	분기수	관측지수	점유율 (%)	규 모 '88	시가총액 (U\$mil)	규 모 '78-'88
2060	WWY-TR	77	51	2.2	S	80	S
2080	PEP-KO	61	38	27.9	L	6,709	L
2211	SMI-FLD	63	45	11.0	L	150	S
2621	BCC-KMB	53	37	9.2	M	2,395	M
	BCC-CSK	60	37	1.2	S	240	S
	DSN-MMM	48	35	65.5	L	8,857	L
	DSN-BMS	58	40	6.6	M	177	S
2731	MHP-HTN	66	38	7.0	M	198	S
	MHP-HBJ	72	50	24.1	L	453	S
2821	ROH-UK	64	32	30.4	L	3,116	L
2834	PFE-JNJ	74	52	11.8	L	7,765	L
	ABT-LLY	64	51	5.3	M	5,740	L
	ABT-MRK	63	48	7.8	M	8,496	L
	ABT-WLA	74	49	5.1	M	2,576	M
	ABT-UPJ	70	52	3.6	S	2,676	L
	ABT-PFE	61	49	7.0	M	5,764	L
	ABT-BMY	65	51	7.8	M	5,870	L
	ABT-AHP	57	42	7.2	M	7,838	L
2844	AVP-IFF	77	50	9.0	M	1,042	M
2860	CNK-WIT	49	25	13.0	L	451	S
2911	IMO.A-KMG	75	50	0.5	S	1,612	L
	P-RD	73	44	8.0	M	11,661	M
	IMO.A-P	63	39	1.9	S	5,276	L
	IMO.A-KSF	55	36	0.1	S	381	S
	IMO.A-MUR	62	39	0.3	S	1,000	M
	IMO.A-MOB	50	35	8.2	M	11,361	L
	IMO.A-MDA	57	33	0.3	S	795	M
	IMO.A-PZL	61	37	0.4	S	1,977	M
	IMO.A-TX	56	35	5.7	M	8,539	L

SIC	기업쌍	분기수	관측지수	점유율 (%)	규모 '88	시가총액 (U\$mil)	규모 '78-'88
3241	LCE-GPO	65	47	3.0	S	30	S
3290	OCF-ACK	66	41	41.9	L	732	S
3312	LUC-QWHX	67	39	1.7	S	73	S
	LUC-IAD	60	38	6.3	M	639	S
	IAD-BS	65	49	8.5	M	920	M
	LUC-AS	56	34	5.0	S	1,005	M
3334	RLM-AA	53	35	31.5	L	2,646	M
	RLM-AL	65	43	27.5	L	2,560	M
3523	TGT-ADP	58	44	1.1	S	55	S
3570	IBM-CDA	56	37	1.8	S	1,172	M
3630	WHR-MYG	63	47	10.0	M	811	M
3640	TII-TNB	67	45	3.4	S	493	S
	TII-CBE	57	39	28.4	L	1,473	M
3711	GM-F	53	39	15.9	L	6,872	L
3714	SMC.A-FMO	75	48	3.8	S	354	S
	SMC.A-ARV	76	48	4.1	S	209	S
3721	MD-GQ	79	51	7.0	M	534	S
	MD-GD	63	41	18.7	L	1,994	M
	MD-BA	63	43	33.2	L	4,057	L
3760	TRW-LK	50	29	32.6	L	1,464	M
	TRW-ML	50	28	17.6	L	1,735	M
3361	XRX-EK	51	35	24.7	L	12,366	L
TOTAL		3131	2120				
MAXIMUM		79.0	52.0				
AVERAGE		61.4	31.7				
MINIMUM		48.0	25.0				

* 기업규모는 모두 후공시기업의 규모임. L,M,S는 각각 대기업, 중기업, 소기업을 나타낸다. 산업매출의 계산에는 COMPUSTAT 파일에 있는 기업들만 포함한다.

* 각 기업쌍을 나타내기 위해서 기업들의 티커 (ticker) 심벌을 사용하였다.

On the Use of the Intra-Industry Information Transfers to Improve Financial Analysts' Forecasts

ABSTRACT

Jongdae Kim*

The purpose of the study is to investigate if the use of information conveyed by the prior announcer's earnings release to the later announcer in the same industry can improve accuracy of financial analysts' earnings forecasts. The study also investigates two additional factors which determine the magnitude of the improvement in earnings forecast accuracy: earnings covariances and firm size. Empirical results for 51 Value Line firms for the period of 1972-1988 indicate that inclusion of intra-industry information transfers in forecasting earnings significantly reduces forecast bias and forecast accuracy measured by absolute mean errors.

Consistent with expectation, results of firm size tests indicate that improvement in forecast accuracy is significantly greater for small than for large firms. Another important finding is that the improvement in forecast accuracy is directly related with earnings covariances between prior and later announcers

* Dept. of Management, Choongpook University

