

利益情報의 公示와 產業內 情報移轉效果

李 正 浩* · 金 甲 龍**

《目 次》

I. 序 論	3. 变数의 측정
II. 既存研究의 檢討 및 假說設定	IV. 實證分析의 結果
1. 정보이전에 관한 기준연구	1. 변수의 기술적 통계
2. 연구가설의 설정	2. 감사보고서일의 주가반응 검토
III. 實證分析을 위한 研究設計	3. 가설검증 결과
1. 분석모형	V. 結 論
2. 표본선정과 산업분류	

I. 序 論

投資者들이 특정 기업에 관한 情報를 분석하는 것은 그 기업에 관한 去來戰略을 수립할 목적에서 뿐만 아니라 다른 기업에 관한 거래전략을 수립할 목적에서도 필요하다. 이러한 목적의 정보분석은 한 기업에 관한 정보내용 속에 다른 기업에 관한 어떤 期待를 형성하는 데 필요한 정보내용이 내포되어 있을 경우에 가능하다(Olsen & Dietrich[1985]). 따라서 이러한 경우라면 한 기업에 관한 정보는 투자자들의 그 기업에 관한 투자의사결정에 영향을 미칠뿐만 아니라 다른 기업에 관한 투자의사결정에도 영향을 미치게 된다.

이처럼 한 기업에 관한 정보가 다른 기업에 관한 의사결정에 사용될 수 있는 경우는 서로 아무 관련도 없는 기업들간에 일어나리라고 보기는 어려우며 시장에 참여하면서 서로 제품이나 가격 등을 통한 경쟁정도, 시장점유율, 규모, 지역성 등의 면에서 서로 영향을 주고 받을 관계가 존재할 경우에 일어나리라고 기대하는 것이 자연스러울 것이다. 주로 이러한 관계요소들로 형성된 기업집단을 다름 아니 産業(industry)이라고 정의 할 수도 있다.

따라서 同一産業內에서 한 기업의 회계정보 발표는 다른 기업에 관한 투자자들의 未來

* 서울大學校 經營大學 教授

** 전주대학교 회계학과 조교수

期待에 영향을 미쳐 그 결과로 그 다른 기업의 株價에 變化를 가져올 것이라는 가설을 설정해 볼 수 있으며 이에 관한 실증적 증거들을 확인해 보는 것은 흥미 있는 연구관심 분야가 아닐 수 없다. 이와 같이 한 기업의 회계정보 발표에 따른 동일 산업내의 다른 기업의 주가변화가 발생하는 현상을 보통 情報移轉이라고 하며, Foster[1981]의 연구이래 미국이나 호주 등 각국에서 지금까지 많은 연구가 이루어져 오고 있다(Olsen & Dietrich [1985], Clinch & Sinclair[1987], Baginski [1987], Han et al.[1989, 1990], Pownall & Waymire[1989], Pyo & Lustgarten [1990]).

우리 나라의 자본시장은 지난 수년간 양적 질적인 면에서 괄목할만한 성장을 거듭하여 왔고, 이에 발맞추어 자본시장관련 연구들도 다수 이루어져 왔다. 그러나 기업들의 회계정보 발표시점 차이에 따른 선공시기업에서 후공시기업으로의 정보이전 효과에 관해서는 아직 체계적인 연구가 이루어지지 못했다. 생각컨데, 우리나라 산업내 기업들간의 寡占的特性에 기인한 치열한 競爭關係나 국가의 특정산업에 대한 정책적 지원시책, 국제적 시장환경 변화 등에 비추어 동일산업내의 기업들간에 다양한 형태의 情報移轉이 존재할 것으로 예상된다.

이에 本研究에서는 우리 나라에서도 외국자본시장에서 나타나는 바와 같은 동일산업내 기업들간의 회계정보 발표에 따른 정보이전 현상이 관측되는지 하는 점과 정보이전 현상에서의 몇 가지 추가적인 證據들을 우리나라 자본시장을 대상으로 살펴 보고자 한다. 본 연구의 연구목적을 보다 구체적으로 언급하면 다음과 같다.

첫째, 우리나라 자본시장에서도 產業內 情報移轉 效果가 존재하는지를 檢證한다. 정보이전에 관한 외국의 연구결과들에 의하면 다양한 연구대상기간이나 표본기업, 대체적인 여러 會計情報(實際利益, 經營者豫測利益, 賣出額 등) 그리고 다양한 분석방법 등을 사용했으면서도 일관적으로 정보이전 효과가 존재하는 것으로 나타나고 있다. 우리나라의 자본시장에 참여하고 있는 기업들도 전술한 바와 같이 산업별로 구성기업들간에 경쟁관계가 치열하고 서로 비슷한 영업환경 속에서 영업하고 있는 특성이 있음을 감안해 볼 때 산업내 기업들간의 정보이전 효과가 존재할 것으로 생각되므로 이를 검증하고자 하는 것이 본 연구의 주요목적이다.

둘째, 정보이전 효과가 산업내 기업들의 利益共變動性(earnings comovement) 정도에 따라 다르게 나타날 것인지를 검증한다. 많은 연구들에 의하면 한 산업내에서는 각기업들의 株價나 利益이 共變化性(covariability)을 갖는 것으로 나타나고 있다(King [1966], Meyers[1973], Fertuck[1975]; Brown & Ball[1967], Magee[1973]). 특히 정보이전과 관련하여 몇몇 연구들에 의하면 산업내 기업들의 이익수치간 공변동성이 높은 경우에 높은 정

보이전 현상을 나타내는 것으로 결과를 발표하고 있다(Pyo & Lustgarten[1991], Freeman & Tse[1992]). 따라서 우리나라에서도 다양한 산업별로 산업내에서 각기업들의 이익수치 간 공변동성정도에 따라 정보이전의 정도가 달리 나타날 것인지를 검증한다.

정보이전 효과의 존재를 밝히는 연구에 대해 그 의미를 축소하려는 경향도 없지는 않으나(Bernard[1989]), 이것의 존재는 곧 자본시장 연구의 중요한 연구중점이 되고 있는 정보효과나 시장효율성 검증 등에서 고려해야 할 경쟁적 정보원천(competiting information sources)이 존재함을 의미하며, 따라서 이는 연구설계시 중요한 統制變數로서 고려되어야 할 것임을 시사한다(Foster[1981], Olsen & Dietrich[1985]). 또 自發的公示(voluntary disclosure) 주장을 비판하고 공시규제를 주장하는 학자들의 이론적 근거중 하나로 소위 外部效果(externalities)가 제시되고 있는 바.⁽¹⁾ 정보이전도 이러한 외부효과의 일종으로 작용할 수 있어서 이러한 현상의 존재로 인해 각 기업들간의 외부공시가 최적이 되지 못 한다든지 產業組織的인 면에서의 요인으로 기업의 공시내용이 영향을 받을 우려가 있을 수 있으므로 공시규제 정책 수립시에 이러한 점을 고려해야 할 것임을 시사한다.

본 연구는 다음과 같은 체계로 구성되었다. 제2장에서 정보이전에 관한 기존연구를 간략히 소개하고 이를 토대로 본 연구목적을 달성하기 위한 가설들을 제시한다. 제3장에서는 연구가설들을 실증적으로 분석하기 위한 연구설계를 제시하고, 제4장에서는 실증분석을 한 결과와 그에 대한 가능한한 객관적인 해석을 제시하며, 마지막 장에서는 이상의 연구결과들을 요약하고 본 논문의 한계를 지적하였다.

II. 既存研究의 檢討 및 假說設定

1. 情報移轉에 관한 研究

정보이전은 기업 $i(k, \dots, z)$ 의 정보발표가 기업 j 의 추가수익률 변화를 추정하는 데 사용될 수 있을 때 발생한다.⁽²⁾

(1) Beaver[1986], Benston[1979]에 의하면 외부효과는 한 주체의 행동이 가격기구를 통한 비용을 지불하거나 보상을 받지 않고 다른 주체에게 영향을 미칠 때 존재하는 일종의 시장실패 현상으로서, 재무보고의 맥락에서 보면 이는 한 기업의 생산적 기회(productive opportunities)에 관한 정보가 다른 기업의 생산적 기회에 관한 정보를 지닐 때 발생하는 현상이라는 것이다.

(2) Foster, G.[1981], "Intra-Industry Information Transfers Associated With Earnings Release," Journal of Accounting and Economics, pp.201-232.

$$f(R_j | \eta_j) \neq f(R_j | \eta_i, \eta_j, \eta_k, \dots, \eta_z)$$

단, $f(\cdot)$ 는 수익률 분포함수, R_j 는 기업 j 의 주가수익률,
 $\eta_j(\eta_i)$ 는 기업 $j(i)$ 의 재무보고시스템 임

즉 한 기업의 정보발표가 자신의 주가에만 영향을 미치는 것이 아니라 다른 기업의 주가에도 영향을 미치는 경우를 정보이전 현상이라 한다. 이러한 현상이 발생하는 이유는 미리 발표된 기업의 정보가 아직 정보를 발표하지 않은 기업에 관한 어떤 예측을 가능하게 해주는 내용을 갖고 있어서 그 정보발표로 인해 투자자들의 후자기업에 관한 기대형성에 영향을 미친다고 보기 때문이다.

그런데 이러한 정보이전은 아무런 관련이 없는 기업들간에서 보다는 자신들의 미래이익(따라서 주가)이 서로 관련성을 갖는 기업집단들이 존재할 경우 발생할 가능성이 높은 바, 미래이익에 영향을 미칠 요인들을 예로 든다면 제품, 규모, 경쟁상태 혹은 수익-비용함수 등을 들 수 있고, 이러한 요인들이 비교적 밀접하게 관련을 맺고 있는 기업집단을 보통 산업(industry)이라고 정의할 수 있다. 따라서 보통 한 기업의 정보발표가 동일산업내에 있는 다른 기업의 주가에 영향을 미치는 현상을 정보이전이라고 부른다.

정보이전이 일어나는 이유에 관해, Foster[1981]는 한 기업의 이익이 경제적 요인, 산업적 요인 및 개별기업적 요인의 3가지 요인에 의해 영향을 받는다고 전제하고 이중 산업적 요인과 개별적 기업적 요인의 관점에서 정보이전 가능성을 설명하고 있다.

기존의 정보이전 연구들을 보면 정보이전을 가져오는 기업의 정보발표가 무슨 정보이냐에 따라 회계이익의 발표에 따른 정보이전과 경영자 이익예측치 발표에 따른 정보이전 및 기타의 정보발표에 따른 정보이전으로 크게 나누어 볼 수 있다.

정보이전의 검증은 발표기업의 정보변수와 비발표기업의 반응변수간의 관계를 검증하는 방법으로 이루어지는 데, 이 경우 사용되는 독립변수가 발표기업의 초과수익율일 경우는 그것과 비발표기업의 초과수익율간의 관계를 보는 접근방법(이를 본 연구에서는 수익률접근법으로 지칭 함)이며, 독립변수로서 발표기업의 비기대이익이 사용되면 그것과 비발표기업의 초과수익률간의 관계를 검증하는 접근방법(이를 본 연구에서는 비기대이익접근법으로 지칭 함)이 된다.

1) 會計利益의 發表에 따른 情報移轉效果

정보이전 현상을 자본시장연구의 한 관심분야로 소개한 본격적 연구로 볼 수 있는

Foster[1981]의 연구에 의하면, 그의 연구에서 선정된 표본기업들에 있어서는 대체로 정의 정보이전이 존재하는 것으로 나타났으며 정보이전의 크기와 방향은 산업내 발표기업의 회계이익발표가 자신의 주가에 미치는 영향의 크기와 방향에 의존한다는 것을 밝혀 냈다. Clinch & Sinclair[1987]는 Foster의 연구가 수익율간의 공변화성(return covariation)을 통제하지 못한 한계가 있음을 지적하면서 다른 방법론에 의해 이 문제를 통제한 연구를 실시하여 동일한 결론을 도출했으며, 특히 정보이전의 크기는 그 산업내에서의 상대적인 보고시점의 순서와도 관련을 갖는다는 점을 확인하였다.

이상의 두 연구가 선공시업과 아직 정보를 발표하지 않은 후공시기업의 주가수익률간의 관계를 이용하여 가설을 검증함으로써, 어느 정도 통제가 되긴했으나 산업내에 존재하는 수익율간의 강한 공변화성효과와 정보이전효과가 혼합되어 있을 가능성성이 있는 문제를 안고 있으므로, 독립변수로서 선공시기업의 비기대이익정보를 사용하여 정보이전을 검증하는 연구들이 수행되었다. Han & Wild[1990]의 연구에 의하면 전반적으로 선공사기업의 비기대이익의 부호 및 크기는 자신의 초과수익율의 부호 및 크기에는 물론이고 후공시기업의 초과수익율의 부호 및 크기에도 정의 영향을 미쳐 정보이전이 존재함을 보여 주었으며, 이러한 결과는 Pyo & Ro[1991]의 연구에서도 확인 되었다.

Freeman & Tse[1992]는 정보이전의 검증에 시장참여자들이 한 산업내 다른 기업의 이익발표에 따라 특정 기업에 대한 이익예측을 수정할 가능성이 있음을 살펴보는 방법을 제시했다. 이들은 먼저 선공시되는 이익과 후공시되는 이익과의 관계정도를 잠재적 정보이전으로 정의하고 이 정도가 클수록 정보이전의 가능성이 크다고 보았다. 검증결과 잠재적 정보이전이 높은 것으로 나타났으며, 이를 토대로 선공시기업의 정보발표에 따라 후공시기업들의 주가가 반응을 보일 것(이를 실제적 정보이전이라 했음)으로 예상하여 이를 검증한 결과 예상과 동일한 결과를 얻어 잠재적 정보이전이 클수록 실제적 정보이전의 정도도 높다는 결과를 확인했다.

2) 經營者 利益豫測值의 發表에 따른 情報移轉 效果

기존의 자본시장 연구에서 경영자의 이익예측치 발표에 관한 연구들은 주로 이익예측치의 발표에 따른 기대이익 변화의 크기 및 방향과 그 발표기업의 주가변화와의 연관성을 찾아내는 데 집중했었다. 이러한 연구내용을 정보이전연구로 확장하여 이익예측치의 발표에 따른 기대이익 변화의 크기 및 방향이 정보이전에 미치는 영향을 연구한 것이 Baginski[1987]의 연구이다. 그는 통상적인 분류방식에 따른 산업분류 대신 경영위험, 재무위험 등 위험요소를 이용하여 유사기업군을 선정하고 이들간의 정보이전을 연구한 결

과 경영자이익예측치가 담고 있는 비기대이익과 후공시기업의 주가수익율 사이에는 방향과 크기면에서 정의 상관관계를 갖고 있음을 발견했다. Han, Wild & Ramesh[1989]의 연구 역시 동일한 내용을 검증하고자 하면서도 정보이전 검증에는 동일 산업내 수익율간의 횡적 공변화성을 통제하는 문제가 중요함을 지적하여 2지수 시장모형(2-index market model)을 사용하여 검증했다.

Pownall & Waymire[1989]의 연구는 투자자들의 이익에 관한 기대를 형성함에 있어 이용 가능한 정보이전과 같은 대체적 정보원천이 쉽게 존재하지 않을 경우에 경영자들이 이익예측치를 발표하는 경향이 더 많을 것이라는 점을 확인하고자 한 시도로서, 정보이전 현상과 경영자들의 공시의사결정과의 관계를 실증적으로 규명하고자 했다. 이들의 연구는 특히 정보이전 요소를 자산가격결정의 한 요소로 도입한 검증모형을 사용함으로써 정보이전 요소가 자본시장연구에서의 모형설정상의 문제를 해결하는 데 한 가지 고려요소가 된다는 점을 시사하고 있다.

한편, 경영자의 이익예측치의 발표와 관련한 정보이전의 존재를 연구한 기존의 여러 연구들이 표본기업들간의 평균적인 혹은 공통적인 정보이전 효과를 검증하고자 한 데 비해, Pyo & Lustgarten[1990]의 연구에서는 경영자 이익예측치의 발표에 따른 기업별 차별적 정보이전(firm-by-firm differential information transfers)을 연구하고자 했다. 즉 동일 산업내의 기업들은 보통 대체재나 보완재의 관계에 있는 상품을 생산하고 있는 경우가 많은데, 만일 산업내의 몇몇 기업들이 다른 기업들보다 더 직접적인 경쟁관계에 있다면 다른 기업들간에서는 찾아 보기 힘든 독특한 쌍방적관계(unique pairwise relationships)가 생긴다. 이러한 쌍방적 관계는 산업의 집중도, 기업규모, 시장규모, 성장성 등에 의해서도 영향을 받을 수 있는 바, 이들의 연구에서는 이러한 관계가 쌍방적 이익공분산(earnings covariance)에 반영되어 있다고 가정하고 있으며, 이러한 공분산성은 차별적 정보이전의 정도를 결정하는 요인의 하나라는 것이다. 검증결과 이익공분산요소를 도입한 검증이 그렇지 않은 검증에 비해 훨씬 높은 유의성을 보였다.

이상의 연구들 외에 정보이전에 관한 기존의 연구가 대부분 동종기업간의 횡단면적 수평적 이전효과를 다루었던 것에 비해, 선공시기업과 수직적 관계에 있는 후공시기업으로의 수직적 방향에서 매출액정보 발표를 대상으로 하여 정보이전을 다룬 것으로 Olsen & Dietrich[1985]의 연구를 들 수 있다. 이들은 미국내 4개 주요 소매유통업체의 매출액보고와 그 소매기업들에 제품을 공급하는 기업들의 주가와의 관련성을 정보이전의 측면에서 연구한 결과, 매출액발표시점에서 소매기업의 주가와 그 공급업자 기업의 주가간에는 비

발표시점에 비해 유의적으로 큰 관련성을 확인할 수 있었다.

이상의 기존연구들에 따르면, 동일 산업내에서는 대체로 한 기업의 회계정보 발표에 따라 다른 기업의 주가가 영향을 받는 정보이전 현상이 존재함을 볼 수 있으며, 따라서 이는 정보이전이 자본시장 연구시 고려되어야 할 경쟁적 정보원천의 하나가 된다는 점을 시사해준다.

2. 研究假說의 設定

1) 情報移轉 效果의 存在

앞에서 보았듯이 정보이전에 관한 기존연구들에 의하면 정보이전은 會計利益 情報의 발표(Foster[1981], Clinch & Sinclair[1987]), 經營者利益豫測值 情報의 발표(Baginski [1986], Han, Wild & Ramesh[1989], Pownall & Waymire[1989], Pyo & Lustgarten [1990]) 혹은 賣出額 情報의 발표(Olsen & Dietrich[1985] 등에 따라 동일 산업내의 기업들간에서 발생하는 것으로 나타나고 있다.

정보이전이 일어나는 理由에 관해, Foster[1981]는 한 기업의 이익이 經濟的 要因, 產業的 要因 및 個別企業的 要因의 3 가지 요인에 의해 영향을 받는다고 전제하고, 이중 산업적 요인과 개별적 기업적 요인의 관점에서 다음과 같이 설명하고 있다. 먼저 산업적 요인에 관하여, 특정산업에 관심을 두고 있는 투자자들은 그 산업의 수익성변화에 영향을 미칠 중심변수들(예를 들어 주택건설산업이라면 시공건수의 동향, 금융산업이라면 장단기 금리동향 등)에 관심을 집중하고 있는 상태에서 한 기업이 이익을 보고하면 그 정보는 곧 그 산업전체적인 동향을 가늠케하여 그 산업속의 다른 기업의 수익성을 판단하는데 한 가지 원천이 될 수 있다는 것이다. 즉 산업전체적인 영향요인이 기업 j 에 미치는 영향을 판단해 줄 수 있는 정보를 담고 있는 기업 i 의 이익보고는 곧 정보이전의 한 가지 원천이 된다는 것이다.

다음으로 개별기업의 수익성은 그 개별기업 고유의 요인에도 크게 영향을 받는 바, 한 기업이 자신의 매출액이나 이익, 광고비 지출규모 등을 공시하면 이는 동일 산업내의 다른 기업들의 수익성을 판단하는 데 큰 의미를 가진다는 것이다. 예를 들어 소속기업들간의 경쟁이 심한 어떤 산업에서 산업전체적인 매출액 증가율이나 이익증가율은 미미한데도 한 기업의 매출액과 이익이 크게 증가하였다는 정보가 공시되면 그 기업의 주가에는 유리하게 작용하지만 기타 다른 기업의 주가에는 불리하게 작용할 수도 있다는 것이다. 즉 이는 산업내에서 기업 j 와의 경쟁관계의 변화를 판단해 볼 수 있도록 해 주는 정보를 담고

있는 기업 i 에 관한 정보공시는 정보이전의 또 한 가지 원천이 된다는 것을 의미한다.

기존연구들에 의하면 동일산업내의 두 기업간 수익률 변동은 유사성을 갖는다는 것이 제시되었는데(산업내 cross-sectional price covariation), 이를 야기한 요인중의 하나가 정보이전 효과인 것으로 생각할 수 있다. 우리 나라의 주식시장에서도 산업요인이 주가에 미치는 영향이 상당한 것으로 연구되어 있으므로(박성진[1989]) 收益率接近法에 의한 산업내 정보이전을 예상할 수 있다.

다시 말해 수익률접근법에서는 산업내 주간간 공변화성의 한 가지 요인이 情報移轉이라 는 점에 착안하고 있지만, 경우에 따라서는 정보이전이 아닌 다른 요인에 의한 공변화성 일 가능성도 높아 정보이전이 없는데도 공변화성을 보일 수 있다. 즉 정보이전에 의한 것이라고 나타난 결과가 다른 요인, 예를들면 산업전체적인 요인에 의한 산업내에서 기업들의 株式收益率間의 共變化性(covariation)에 기인한 결과일 수도 있다(Foster [1981], Olsen & Dietrich[1985]). 그러나 기존 연구결과들에 의하면 주식수익률간의 공변화성을 통제하거나(Clinch & Sinclair[1987]), 공변화성이 없는 경우에도(Han & Wild[1990]) 정보이전이 존재하는 것으로 나타나고 있다.

따라서 이러한 연구결과들에 의하면 다음과 같은 기대를 해 볼 수 있을 것이다. 즉 (1) 동일 산업내에서 선공시기업들의 이익정보는 그것이 발표되었을 때 후공시기업들의 이익을 예측하는 데 어떤 유용한 정보를 제공해 줄 수 있을 것(潛在的 情報移轉)이고, (2) 선공시기업들의 이익발표시점에서 아직 이익을 발표하지 않은 후공시기업의 주가반응이 있다면 그것은 이러한 이익기대에 따른 반응일 것(實際的 情報移轉)이라는 점이다.

이러한 점을 현실적으로 검증하기 위한 한 가지 방법은 선공시기업이 발표한 이익정보(보다 자세히는 비기대이익)와 동시점에서의 동일산업내 후공시기업의 주가반응과의 관계를 살펴보는 것이다.(Han & Wild[1990]). 이에 따라 본 연구에서 검증할 주요가설로 정보이전의 존재자체를 검증하기 위한 가설을 다음과 같이 설정한다.

(가설 I) : 선공시기업의 이익발표시점에서의 비기대이익과 동일산업내 후공시기업의 초과수익률 사이에는 관련성이 있다.

2) 利益共變動性 정도에 따른 差別的 情報移轉

산업내의 이익을 조기에 발표한 기업의 이익발표로 인해 후공시기업들의 주가가 영향을 받는 정도는 양 기업의 이익수치가 상대적으로 얼마나 밀접하게 관련을 맺고 있는가에 따

라 달라질 것이다. 즉 과거 이익수치의 시계열들이 양기업간에 밀접히 관련되어 있을수록 투자자들은 그러한 관련성에 기초하여 한 기업의 이익정보 발표로부터 산업내 아직 이익 정보를 발표하지 않은 다른 기업들의 이익정보를 예측하는 것이 용이하고, 따라서 이익의 발표로 인한 정보이전이 발생할 가능성이 높다.

產業內에서는 앞에서 지적했듯이 기업들간의 利益數值가 산업요인의 영향을 상당한 정도로 받을뿐만 아니라(Brown & Ball[1967], Magee[1974]), 한 산업내에서는 영업환경이 유사하여 산업내 기업들간의 이익수치가 상당한 정도로 관련성을 맺고 있을 수 있다. 이러한 점에 착안하여 Freeman & Tse[1992]는 實際的인 情報移轉(actual information transfers)의 정도를 결정하는 것은 선공시기업의 정보변수(利益이나 賣出額)와 후공시기업의 이익수치간 관련성정도인 利益의 共變動性(earnings comovement)에 의존함을 연구하여 후자의 정도가 강할수록 정보이전이 강하게 나타난다는 의미있는 결과를 제시하고 있다.⁽³⁾

선공시기업과 후공시기업의 이익수치간 관련성이 크다는 것은 투자자들이 선공시기업의 정보로부터 후공시기업의 정보를 상당한 정도로 얻어낼 수 있다는 것을 의미하므로 선공시기업의 이익발표시점에서 후공시기업의 주가가 영향을 받는 것으로 볼 수 있다.

우리나라의 자본시장에서도 산업내 기업들간의 관련성정도가 다양할 것으로 기대되고 이러한 정도는 산업에 따라서도 다양하리라고 예상된다. 따라서 이러한 관련성정도를 이익수치간 공변동성정도로 측정하여 이 측정치의 정도에 따라 정보이전이 달리 나타날 것 인지를 검증해 보기 위해 다음과 같은 가설을 수립한다.

(가설 Ⅱ) : 선공시기업의 이익발표시점에서의 비기대이익과 동일산업내 후공시기업의 초과수익률 사이의 관련성정도는 양기업의 이익수치간 공변동성정도에 따라 차이가 있다.

(3) 이들은 특히 후자의 정도, 즉 선공시기업의 이익수치와 후공시기업의 이익수치간의 관련성 정도를 잠재적정보이전(potential information transfers)이라 부르고 있다(Freeman & Tse [1992], op. cit.).

III. 實證分析을 위한 研究設計

1. 分析模型

정보이전 효과를 검증하기 위한 분석모형은 다음과 같은 절차로 도출되었다.

먼저 다음과 같이 기호를 정의한다.

X_i : 선공시기업(i)의 利益確率變數, 平均 μ_i , 分散 σ_i^2

X_j : 후공시기업(j)의 利益確率變數, 平均 μ_j , 分散 σ_j^2

σ_{ij} : 두 기업의 利益의 共分散

선공시기업의 이익정보 X_i 가 발표된 시점에서 투자자들은 이것에 따라 후공시기업 j 의 기대이익을 추정하고 ($E(X_j|X_i)$). 이에 의거하여 다시 기업 j 의 주식가격을 매길 것이다.

X_i 와 X_j 의 관계가 線形이라면

$$E(X_j|X_i) = \mu_j + (\sigma_{ij}/\sigma_i^2)(X_i - \mu_i) \quad (1)$$

$P[\cdot]$ 를 價格函數라고 하면,

$$P[E(X_j|X_i)] = P[\mu_j + (\sigma_{ij}/\sigma_i^2)(X_i - \mu_i)] \quad (2)$$

여기서 위 가격함수에 대해 두 가지 假定을 도입하여 정보이전을 검증할 모형을 도출한다(Pyo & Lustgarten[1990]).

① 위 가격함수 $P[\cdot]$ 가 additively separable한 線形同次函數라면 위 식(2)는 다음과 같이 변형될 수 있다.

$$P[E(X_j|X_i)] - P[\mu_j] = (\sigma_{ij}/\sigma_i^2)P[X_i] - P[\mu_i] \quad (3)$$

여기서 식(3)은 X_i 의 발표에 따른 두 기업의 주가변화간의 관계를 나타내고 있으며⁽⁴⁾

(4) 식 (3)은 두 기업의 非期待株價變化(unexpected price change)간의 관계를 나타내고 있지만, $P[\mu_i]$ 와 $P[\mu_j]$ 가 모두 標準化 된 1원이라고 한다면 식 (3)의 양변은 양 기업의 기대치 못한 주가변화율 즉 非期待收益率(unexpected return)간의 관계를 나타낸 것으로도 볼 수 있다. 아울러 이 식은 기존연구들에서 일반적으로 초과수익률을 계산할 때처럼 반드시 시장모형만을 사용할 필요는 없음을 시사하고 있다.

이 식은 정보이전의 방향과 크기에 관해 다음과 같은 두 가지 의미를 갖고 있다.

즉

- (i) 情報移轉의 方向(符號)은 두 기업의 이익간 공분산 σ_{ij} 에 영향을 받는다.
- (ii) 情報移轉의 크기는 이익의 공분산의 크기와 선공시기업 i 의 이익분산의 크기에 의존한다.

따라서 정보이전의 가능성은 산업내의 각 기업쌍들에 따라 다양하게 달라질 수 있는데, 그 이유는 산업의 특성에 따라 각 쌍마다 이익수치의 상호관계가 다양할 것이기 때문이다.

效率的市場을 전제할 경우, 이상의 과정에 따라 정보이전 효과를 실제 검증할 實證模型을 제시하면 다음과 같다. 우선 다른 연구들에서 사용했던대로 분석모형을 설정한 것이 (모형 I)이고 위 도출과정에 따른 식(3)에 맞추어 분석모형을 설정한 것이 (모형 II)이다.

$$(모형 I) CAR_{jt} = \alpha_1 + b_1 CAR_{it} + \varepsilon_j \quad (4)$$

$$(모형 II) CAR_{jt} = \alpha_1 + b_1 COV_{ij} / \sigma_i^2 + \varepsilon_j \quad (5)$$

여기서, CAR_{jt} : 선공시기업(i)의 이익발표시점(t)에서 累積超過收益率

CAR_{it} : 후공시기업(j)의 t 시점에서의 누적초과수익률

COV_{ij} : 利益共變動性의 측정치로서 σ_{ij}/σ_i^2 의 추정치.

b_1 : 정보이전의 크기를 나타내는 측정치⁽⁵⁾

② 위 가격함수 $P[\]$ 가 單調增加(monotone increasing)한다면 위 식(2)를 $X_i - \mu_i$ 에 관해 微分하면 다음과 같이 된다.

$$dP_j = (\sigma_{ij}/\sigma_i^2) P'[\mu_j + (\sigma_{ij}/\sigma_i^2)(X_i - \mu_i)] dX_i \quad (6)$$

여기서, $dP_j = dP[E(X_j|X_i)]$ 으로 주가변화를 의미함

$P'[\] = P[\]$ 의 1차 미분 값으로 가정에 의해 양수임

$dP_i = d(X_i - \mu_i)$ 로서 이익의 변화 즉 비기대이익임

(5) 이익과 주가와의 함수관계를 상정하여 이익발표에 따른 주가반응의 정도 나타내는 측정치를 이익반응계수라고 하는 것처럼, 이 모형에서도 정보이전을 주식가격결정의 한 가지 요인으로 보고 정보이전 효과의 크기를 측정하는 b 를 정보이전계수라고 부르기도 한다(Pownall & Waymire[1989]).

식(6)에 의하면 i 기업의 비기대이익에 따른 j 기업의 주가반응의 부호와 크기는 두 기업의 이익간 공상관정도인 σ_{ij}/σ_i^2 에 의해 결정됨을 알 수 있다. 식(6)을 근거로 市場이 效率的이라는 전제하에 다음과 같은 實證模型을 구성할 수 있다.

$$(모형 Ⅱ) \quad CAR_{jt} = a_1 + b_1 UE_{it} + \varepsilon_j \quad (7)$$

$$(모형 Ⅱ-1) \quad CAR_{jt} = a_1 + b_1 COV_{ij} UE_{it} + \varepsilon_j \quad (8)$$

여기서, UE_{it} : 선공시기업의 이익정보(非期待利益)

위 식 (3)과 (6) 그리고 (5)와 (8)에 의하면 CAR_{jt} 와 $COV_{ij}CAR_{jt}$ (혹은 $COV_{ij}UE_{it}$)는 부호가 동일하므로, 기존의 연구들에서처럼 정보이전이 존재한다면 b 의 부호는 양으로 나타날 것이다. 따라서 검증하고자 하는 對立假說은 다음과 같게 된다.

$$H_1 : b_k > 0, \quad k = 1, 2$$

기존의 연구들은 식(5), (8)에서처럼 COV_{ij} 를 모형속에 넣지 않았는데, 이 항을 제외한다면 두 기업의 초과수익률 혹은 선공시기업의 비기대이익과 후공시기업의 초과수익률이 서로 관계를 맺고 있다고 하더라도 대립가설이 채택되지 않는 결과가 초래될 수 있다.

즉, $COV_{ij} > 0$ 이어서 CAR_{it} (혹은 UE_{it})와 CAR_{jt} 가 같은 부호일 것으로 기대될 경우나 $COV_{ij} < 0$ 이어서 CAR_{it} (혹은 UE_{it})와 CAR_{jt} 가 다른 부호일 것으로 기대될 경우에 이런 결과가 초래 된다.

이점을 회피하기 위해 기존 연구들에서는 두 초과수익률을 제곱하여 사용했으나, 제곱을 하면 기업쌍들간의 정보이전에 있어서 차별적정도를 정확히 파악하기 어려운 문제가 있다. COV_{ij} 는 일종의 산업내 기업들의 이익수치간 공상관 정도를 나타내는 것으로 이는 기업짝들마다 혹은 산업마다 일정하리라고는 보여지지 않는다.

2. 標本選定과 產業分類

1) 標本選定

1987년 11월 證券去來法 개정으로 年次報告書의 제출을 회계기간 종료후 90일까지로 종전보다 30일을 늦춘 관계로 1988년부터 보고시점이 영향을 받았을 것으로 보아 기업들의 보고시점이 비교적 안정적으로 되었을 것으로 판단된 1991, 1992년의 2개기간을 檢證年度로 잡고 표본대상기업을 金融業을 제외한 12월 결산법인인 製造業, 建設業 및 都小賣 流通業에 속하는 기업들로서 1989년 이전에 상장된 기업들을 표본으로 삼았다.

구체적인 선정기준을 보면 다음과 같다.

- (1) 金融業種(은행, 증권, 보험, 단자)을 제외한 12월 決算 上場法人일 것
- (2) 1989년 1월 1일 이전에 상장된 기업일 것
- (3) 證券去來所 公示室에서 1991년~1992년의 각 회계년도 監查報告書日을 확인할 수 있는 기업일 것
- (4) 검증기간동안 각 연도의 財務分析家 利益豫測值를 구할 수 있는 기업일 것
- (4) 추정 및 검증기간 동안 管理對象 指定이나 合併 혹은 取得活動이 없었던 기업일 것
- (5) 연구대상기간중 장기간 去來가 없는 기업은 제외할 것

선정기준 (1)에서 금융업종을 제외한 것은 이들이 다른 업종과는 재무제표의 내용이나 성격이 상이하여 標本의 同質性을 저해할 우려가 있기 때문이며, 12월 결산법인에 한정한 것은 결산시기가 달라지면 이에 따라 발표되는 이익정보의 보고환경이 달라져서 주가 반응이 영향을 받을 수 있기 때문이다. 특히 결산일은 이익보고의 지연에 영향을 미치는 한 가지 요인으로 작용한다는 연구(Dyer & McHugh[1975])에 비추어 보면 동일한 결산일의 기업들을 표본으로 함으로써 결산일의 상이에서 오는 영향을 통제할 수 있는 장점이 있다.

선정기준 (2)는 상장후 상당한 기간(약 2년으로 보았음) 경과한 기업이라야 여러 면에서 비교적 안정적이라는 판단에서 추가한 기준이다. 선정기준 (3)은 검증대상연도의 이익 발표일을 확인할 수 있어야 한다는 것으로, 후술되겠지만 본 연구에서는 감사보고서일을 이익보고일로 삼았기 때문에 부여한 기준이다.

선정기준 (4)는 검증대상연도의 재무분석가 예측이익을 구할 수 있는 기업이라야 한다는 것으로 이 자료가 필요한 이유는 본 연구에서 비기대이익을 계산하는 데 사용될 기대이익 수치로서 재무분석가 예측치를 사용하기 때문이다. 여기서 재무분석가 예측치로는 주요 證券會社附設 經濟研究所나 經濟新聞의 利益豫測值를 사용했다. 선정기준 (5)는 이익정보 이외의 이상요인이 영향을 준 기업을 제외하기 위한 기준으로 證券社의 上場會社 資料와 證券市場誌를 토대로 확인하였다. 기준 ⑥은 거래가 없어 거래량이零인 날이 5일 이상인 기업을 제외하고자 하는 것으로, 이러한 기업은 투자자들의 관심이 적을뿐만 아니라 거래가 장기간 없음으로 인해서 日別收益率이零(0)인 날이 많아 모형추정에 의한 수익률이 실현가능한 수익률이라고 보기 어렵기 때문에 제외하고자 부여한 기준이다.

이상의 기준에 의해 1차적으로 선정된 기업들을 대상으로 다시 다음의 기준을 적용하여 표본기업을 최종적으로 확정했다.

① 한국신용평가주식회사(이하 ‘한신평’) 3차분류(3-Digit Code) 혹은 4차분류(4-Digit Code)상의 單一產業的 企業(single-industry firm)일 것

② 산업내에서 이익발표일이 서로 2일 이상 차이가 나는 기업일 것

위 기준중 ①은 매출액 구성이 여러 부문으로 이루어져 있는 多產業的 企業들(multi-industry firms)을 표본에서 제외하고자 하는 것으로 이런 기업들은 산업내에서 일의적인 정보이전을 주고 받는다기 보다는 복합적인 정보이전을 주고 받아 그 효과를 정확히 측정하기가 어렵기 때문이다. 主力製品의 賣出構成比가 70% 이상 되는 기업만을 단일산업적 기업으로 보았다. 기준 ②에 의해 이익발표일이 서로 同一日이거나 하루밖에 차이가 나지 않은 기업들은 표본에서 제외되었다. 따라서 이 기준에 충족되는 기업이 최소 2 개가 못 되는 산업은 분석대상에서 제외되었다. 여기서 2일의 차이를 요구한 것은 이익발표일이 동일일인 경우에는 선공시와 후공시의 구분이 어려울뿐만 아니라, 하루의 차이가 난다 하더라도 후공시기업의 주가반응 속에는 선공시기업의 이익발표로 인한 情報移轉效果 (information transfer effects)와 바로 뒤이은 자신의 이익발표로 인한 情報內容效果 (information content effects)가 혼합되어 있을 가능성⁽⁶⁾이 많기 때문이다.

이상의 두 절차를 통해서 선정된 표본기업들을 대상으로 각각 이익발표시점을 기준하여 선공시기업과 후공시기업을 짹으로 한 標本抽出(paired-matching sampling)방법에 의해 실제 검증에 사용할 觀測值(observation)를 획득했다.

전술한 제1차적 표본선정기준을 적용하여 91년, 92년 공히 각각 259개 기업이 선정되었다. 이들을 선정하는 데 사용된 자료는 韓國上場會社協議會의 ‘上場會社總覽’ 및 證券會社들의 ‘上場企業便覽’ 그리고 상장회사협의회에 제출된 監查報告書 등을 통하여 선정하였다.

2차적 선정기준은 순전히 정보이전을 분석하기 위하여 부여된 것들로서 선공시기업과 후공시기업들의 짹을 의미있게 찾아내고 정보이전 효과에 다른 효과들이 혼합되는 것을 최소화하는 데 필요한 선정기준 및 본 연구설계에 적합한 표본들을 선정하는 데 필요한 기준들이다.

한편 선정된 기업들의 業種別分布를 보면 <표 1>과 같다. 각 연도별로 이익발표시점을 고려하여 선공시기업과 후공시기업을 짹으로抽出한 결과 91년은 135개, 92년은 206개의 짹이 추출되었다. 따라서 분석에 사용된 실제 표본 수는 이 갯수들이며 양년도를 통합

(6) 회계이익의 정보내용포함에 관한 연구들의 결과에 의하면 이익발표 하루전부터 정보효과가 나타나는 것으로 알려져 있다.

〈표 1〉 표본기업의 업종별 분포

업 종	1991년	1992	통합표본수*
음식료	8(4)**	7(3)	6
섬유·의복·가죽	10(4)	18(5)	29
제지	7(2)	10(3)	19
석유화학	16(6)	24(7)	61
제약	8(2)	12(2)	16
고무	5(1)	4(4)	10
비금속광물	9(3)	11(3)	22
제1차금속	7(2)	16(5)	24
조립금속·기계	7(3)	13(4)	21
전기·전자	21(7)	30(9)	61
운수창고	10(3)	12(3)	30
종합건설업	8(1)	5(1)	15
도소매	8(1)	11(4)	27
합계	124(39)	173(53)	341

*표본기업들로부터 의미있게 추출한 짝의 갯수를 의미함

**() 속은 4차분류에 의한 하위산업의 수임

하여 총 341개의 표본이 사용된 셈이다. 표의 마지막 난은 이 341개 표본의 각 산업별 분포를 보여주고 있다.

2) 產業의 分類

산업내 기업들간의 정보이전에 관한 검증이 효과적으로 이루어지기 위해서는 산업의 분류가 의미있게 이루어질 필요가 있다.

產業⁽⁷⁾에 관해 아직 명확히 정해진 정의가 없지만 우리나라 統計廳의 標準產業分類에 의하면 '同一한 또는 類似한 種類의 生產的인 經濟活動에 주로 종사하는 모든 生產單位의 集合'으로서 동일 산업에 속하는 기업들은 유사한 영업환경 속에서 영업을 하고 있다. 산

(7) 산업에 대한 정의는 경제학중 산업조직론에서 처음 연구되기 시작하였으나 아직 일반적으로 받아 들어지는 산업의 정의는 없다. 다음과 같은 여러 가지 종류의 분류방법이 필요에 따라 사용되고 있다.

—원재료 사용에서의 유사성

—생산공정상의 유사성

—소비자에 의하여 인식되는 최종제품상의 유사성

—최종소비자 집단의 유사성

업의 분류는 주로 기업이 생산하고 있는 제품이나 서비스의 특성을 감안하여 이루어지고 있으며, 동일 산업에 속하는 기업들 간에는 생산하는 제품들이 유사하여 서로 강한 代替關係에 있고, 이를 생산하는 技術(즉 生產函數)도 크게 다르지 않은 것이 특징이다.

우리 나라의 자본시장연구에서는 상장기업들을 주로 한국신용평가주식회사의 기업분류 코드에 따른 2차분류(2-Digit Code)에 의해 분류하여 사용한다. 그러나 이 방식에 의한 산업분류에 의한 경우 특정 산업내에 전혀 성격이 다른 기업이 내포되어 있거나, 처음 상장시에는 동일한 산업으로 볼 수 있었으나 나중에 주력업종이 달라진 경우도 존재한다.

따라서 본 연구에서는同一營業部門(homogeneous LOB) 기준에 따라 한국신용평가 주식회사의 기업분류코드의 3차분류(3-Digit Code) 혹은 4차분류(4-Digit Code)에 의거 산업을 분류하는 것을 원칙으로 하되, 검증의 효율성을 높이기 위해 이 분류내에서도 製品의 類似性이나 營業領域 등을 고려하여 보다 하위의 세부분류를 하였다. 그 결과 주력 제품의 구성비를 기준으로 하여 여러 부문에 걸쳐 영업을 하고 있는 것으로 보이는 多產業的企業(multi-industry firms)들은 표본에서 제외되었다.

3. 變數의 測定

1) 會計情報 發表時點의 決定

현실적으로 회계정보는 여러 가지 경로를 통해 여러 시점에서 발표가 되고 있다. 이중 어느 것을 발표시점으로 삼느냐 하는 것은 검증결과의 유의성에 영향을 미치는 중요한 문제이다. 우리나라에서 1986년 12월 결산법인부터 1988년 12월까지 존재하였던 것으로 決算速報制度가 있었다. 따라서 1988년 12월까지 우리나라에서 실제 발표일로 사용할 수 있는 시점은 크게 감사보고서일, 결산속보일(결산속보의 證券市場誌揭載日), 株主總會日의 세 가지가 있었다. 한 연구에 의하면 과거 결산속보일은 주주총회일보다 평균 15일 정도 앞서는 것으로 나타나고 있고 또 주주총회일에는 이익정보뿐만 아니라 다른 정보(配當 등)도 함께 발표되므로 이익 이외의 정보효과가 복합적으로 반영될 가능성이 있으므로⁽⁸⁾ 증권 시장지에 결산속보가 게재된 날이 보다 더 시기적절한 공시시점으로 간주 되었으나, 이 제도가 1988년 12월 기준으로 폐지되어 본 연구대상기간에서는 이익공시일로 이용할 수

(8) 송인만[1989, a]에 의하면 주주총회일에는 정보효과가 유의하게 나타나지 않는 것으로 제시되고 있다.

(9) 과거 결산속보가 있을 때 감사보고서일과 결산속보일과는 거의 비슷하거나 후자가 약간 앞서는 것으로 나타났다(참조 송인만[1989, a]).

없다.

한편 감사보고서일⁽⁹⁾은 감사인이 감사를 종료하고 회사를 철수하는 시점으로서 비로소 회사의 財務諸表가 확정되어 공표할 회계정보가 완성되는 시점이며, 실제 이 시점부터 機關投資家들이나 활발한 一般投資者들은 감사인들로부터 회계정보를 획득하기 시작하고 있으므로 본 연구에서는 감사보고서일을 이익공시일로 선정하였다.⁽¹⁰⁾ 우리나라의 경우 감사보고서일은 데이터베이스화된 자료가 없기 때문에 證券去來所 公示室에서 감사보고서의 본문에 나타나 있는 일자를 개별적으로 확인하여 사용했다.

2) 非期待利益의 测定

정보이전을 초래할 회계정보로서 非期待利益은 다음의 계산식에 의해 측정되었다.

$$UE_{it} = (AE_{it} - EE_{it})/\text{def}$$

단, UE_{it} : 비기대이익, AE_{it} : 실제이익

EE_{it} : 기대이익, def : 디플레이터

여기서 期待利益을 측정하는 방법으로 지금까지 제시된 방법들로는 時係列模型에 의한 방법, 財務分析家 利益豫測值를 이용하는 방법 및 랜덤워 방법 등이 있다. 먼저 시계열 방법은 우리 나라의 많은 기업들이 상장기간이 짧아 표본 획득에 문제를 안고 있으며, 반면 재무분석가 예측은 미국의 경우 시장예측치로서는 우수한 것으로 연구된 바 있다 (Brown & Rozeff[1978], Fried & Givoly[1982], Brown, Richardson & Schwanger[1987]). 우리 나라에서는 미국에서와 같은 정도로는 재무분석가 예측이 활성화 되어 있지 않고 또 공개정보로서의 성격도 완전하지 못한 점이 없지 않지만 현재 몇몇 證券社 附設 經濟研究所들이나 經濟新聞 혹은 投資專門會社들에서 예측이 이루어지고 있고 또 이에 관한 연구들의 결과도 재무분석가 예측이 정보내용을 가지며 예측치로서 전년도실적치 보다 우수하다는 결과를 보였다(장지인 & 태석준[1992], 이남주 & 나인철[1992]).

본 연구에서는 非期待利益을 계산하기 위한 期待利益으로 財務分析家豫測利益을 사용했다. 비교 목적으로 랜덤워 모형에 의한 전년도 실제이익을 사용해 보기도 하였다. 財務分析家豫測值는 S경제신문에서 1992년이후 매년 1월초에 발표한 자료를 이용했다.

또 사용하는 이익수치는 보통 株當純利益數值得 많이 이용하나 우리나라의 경우 주당 순이익 계산이 單純株當純利益 개념에 의한 것이고 그 계산방법상 여러 고려요인들이 올

(10) 이형래[1994]는 감사보고서일을 이익보고일로 이용하여 의미있는 검증결과를 보이고 있다.

바로 고려되지 않고 있어서 문제가 있다.⁽¹¹⁾ 當期純利益을 그대로 사용하는 것은 特別項目이 내포되어 있어 진정한 정보내용을 갖느냐 하는 데는 異見이 있기도 하지만, 우리나라의 경우 대부분의 재무분석 예측치가 당기순이익 수치이고 또 미국과 같은 완전한 주당순이익도 결국 당기순이익 수치를 중심으로 계산한 것이며 마지막으로 투자자들이 중요시하는 配當이나 留保利益은 당기순이익을 근거로 결정되는 것임을 감안할 때 당기순이익 수치를 사용하는 것도 의미가 크다고 보여진다. 따라서 본 연구에서는 당기순이익 수치를 이익정보 측정치 계산에 사용한다.

한편, 비기대이익으로서 실제이익액과 기대이익액의 차이를 그대로 사용하면 企業規模나 異常值(outlier) 등이 작용하여 검증결과를 왜곡시킬 우려가 있어서 이를 적절한 변수에 의해 디플레이트하거나 標準化⁽¹²⁾하여 사용할 필요가 있다. 디플레이트 변수로 사용될 수 있는 것들로는 期待利益(Baginski[1987], Pownall & Waymire[1989], Han et al. [1989]), 期初株價(Pyo & Lustgarten[1990], 김권중[1993], 송인만[1989, b], Pyo & Ro [1991]) 혹은 企業規模變數(Pyo & Ro[1991]) 등이 있다. 기초주가를 디플레이트로 사용하는 것은 주식수익률을 이용한 橫斷面分析에서 기초주가가 아닌 다른 것을 사용하면 模型設定上의 誤謬(specification error)가 초래된다는 것 때문이다.⁽¹³⁾ 본 연구에서는 디플레이터로 規模變數를 사용하되 규모변수는 年初의 社外流通株式의 市場價值總額를 사용한다. 이때의 사외유통주식에는 普通株는 물론이고 優先株나 新株도 포함된다. 왜냐하면 비기대이익 계산시 당기순이익수치를 문자로 이용했는 바, 당기순이익 속에는 우선주에 대한 배당분이 포함되어 있어서 산식의 분모도 우선주를 포함한 주식의 시가총액이 사용되어야 산식의 분모 문자가 일관성있게 측정되기 때문이다.⁽¹⁴⁾

이상의 내용을 요약하여 非期待利益의 計算式을 나타내면 다음과 같다.

$$UE(1) = \frac{\text{실제순이익} - \text{재무분석 가순이익}}{\text{연초사외유통주식의 시장가치}}$$

(11) 김권중[1993]은 현행 우리나라의 주당순이익계산 방법의 문제점을 지적하면서 대체적인 계산 방법을 제시하고 이 방법이 현행방법보다 더 우월하다는 것을 실증적으로 제시하고 있다(김권중[1993], “대체적 EPS측정방법과 이를 이용한 이익, 매출액 및 비용의 정보가치 분석”, 회계학연구, 제17호).

(12) Kross & Schroeder[1984]의 연구 참조.

(13) Christie[1987]는 주식수익률을 이용한 횡단면 분석에서 디플레이트로서 기초주가가 아닌 다른 어떤 것을 사용해도 모형설정상의 오류(specification error)가 초래된다는 것을 보이고 있다.

(14) 보통 분모를 사외유통보통주식의 시가총액으로 사용하는 경우는 주당순이익(EPS)이 문자로 사용될 경우이다. 왜냐하면 EPS는 그 계산시 우선주배당분이 제외되기 때문이다.

$$UE(2) = \frac{\text{실제순이익} - \text{전년도실제순이익}}{\text{연초사외유통주식의 시장가치}}$$

3) 利益共變動性의 测定

본 연구에서 선공시기업과 후공시기업의 이익수치간 共變動性(comovement) 정도가 정보이전에 미치는 영향을 검증하는 데 사용할 利益共變動性의 测定值(COV_{ij})를 계산하기 위한 관련 변수들은 다음과 같이 측정되었다.

- ① 발표 기업의 이익수치의 分散(σ_i^2): 발표 기업의 연차순이익 수치의 분산으로서 실제 이익 발표년도 직전 5년동안의 실제이익액의 분산으로 측정한다.
- ② 선공시기업과 후공시기업의 利益數值間 共分散(σ_{ij}): 양기업의 실제이익 발표년도 직전 5년동안의 실제이익액 간의 공분산으로 측정한다.⁽¹⁵⁾

4) 超過收益率의 計算

정보변수에 대한 반응으로 나타나는 從屬變數로서의 초과수익률은 이익발표시점에서의 실제수익률과 자본시장에서 예상하는 정상 또는 기대수익률과의 차액으로 정의된다. 이러한 초과수익률을 추정하는 방법으로는 크게 平均調整收益率法, 市場危險調整收益率法(市場模型), 市場調整收益率法 등이 있다.

평균조정수익률법(mean adjusted return)은 편리하다는 장점도 있으나 사건이 특정시점에 집중적으로 발생하거나 장기간 거래가 없는 경우에는 비정상수익의 존재에 대한 判別力이 크게 떨어지는 문제가 있다.

市場危險調整收益率法(market and risk adjusted return)은 혼히 市場模型(market model)으로 불리며 자주 사용되나 日別收益率을 이 모형에 적용시킬 경우 非連續的去來로 인한 베타係數 推定上의 問題(nonsynchronous trading problem)가 대두되어 檢定力を 왜곡 내지 약화시킨다는 지적이 있다.⁽¹⁶⁾ 따라서 이 문제를 극복하기 위해서 조정을 가한

(15) 여기서 5년의 수치는 공변동성 측정을 위한 연차이익 자료의 이용기간을 의미하며, 이 기간이 얼마나 되어야 할 것인가에 관해서는 정해진 이론이 없다. 일반적으로 검증결과의 유의성을 높이기 위해서는 보다 더 긴 기간의 자료를 이용하는 것이 바람직하다. 그러나 기간을 늘릴수록 표본기업의 수가 감소되는 문제가 발생하여 본 연구에서는 5년으로 정했다.

(16) 시장모형추정을 위한 회귀분석에서 잔차항간의 독립이 전제되어야 하나 일별수익률은 그 분포가 정규성을 벗어나며, 잔차항간에도 시계열적 상관성(serial correlation)이 존재하는 것으로 나타나고 있다. 특히 거래가 연속적이지 못할 경우 어제의 주가와 오늘의 주가 그리고 내일의 주가가 독립적이지 못하여 시계열적 상관이 존재하게 된다(정혜영 외 4인[1993], (Scholes & Williams[1977])).

방법을 사용한다. 우리 나라의 경우도 日別收益率 資料에 대해 이 문제가 심각함을 지적한 연구⁽¹⁷⁾가 있고 또 우리 나라의 시장 상황하에서 베타추정치가 얼마나 安定的이냐 하는 것에 대해서는 많은 의문이 제기되고 있다.

본 연구에서는 초과수익률 계산은 다음과 같이 市場調整模型(market-adjusted model)에 의해 계산한다. 시장조정모형은 개별기업들의 위험을 동일시하여 각 주식수익률에 미치는 개별기업의 위험요인을 고려하지 않고 다음과 같은 방법으로 초과수익률을 계산한다.

$$AR_{it} = R_{it} - R_{Mt}$$

단, R_{it} : t 시점에서 i 기업의 일별수익률

R_{Mt} : t 시점에서 同一加重指數市場收益率(equally-weighted market index)

$$R_{Mt} = \sum_{i=1}^N \left(\frac{1}{N_t} \right) R_{it}, \quad N_t: t \text{ : 일의 상장기업수}$$

여기서 시장지수로 사용된 R_{Mt} 는 현행 한국증권시장의 종합주가지수가 아닌 同一加重平均 방식에 의해 구한 시장지수수익률이다. 이렇게 한 이유는 한국의 종합주가지수가 효율적인 시장수익률지수로서 사용되기에에는 문제점이 내포되어 있다는 실증연구결과가 있기 때문이다.⁽¹⁸⁾

가설검증을 위한 회귀모형(식 (4), (5), (7), (8))의 추정에서 사용될 주가반응 변수(從屬變數)로서 累積超過收益率은 다음과 같이 계산되었다.

$$CAR_{kt} = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_k \quad \text{단, } (k = i, j \quad i = \text{선공시기업, } j = \text{후공시기업})$$

(17) 이일균[1989]에 의하면 월별수익률은 leptokurtosis가 어느 정도 있으나 정규분포성을 해칠 정도로 크지는 않다고 밝히고 있다. 그러나 일별수익률은 그 정도가 심해 정규분포성을 크게 저해하므로 이것에 대해서는 거래기간을 조정하여 사용할 것을 제시하고 있다(이일균 [1989]).

(18) 한국의 종합주가지수수익률은 시가총액방식에 의해 산출되고 있어 주식의 수익률이 아닌 가공의 수치가 내포되어 있으며, 기업정보의 공시와 관련없이도 초과수익률이 평균적으로 확과 다르게 관측된 것으로 실증연구결과 밝혀졌다(김진중 등[1994]).

IV. 實證分析의 結果

1. 變數의 記述的 統計

1) 檢證變數들의 記述的 統計

앞에서 정의한대로 非期待利益 變數를 측정한 결과와 市場調整模型에 의한 累積超過收益率의 계산값들에 대한 기초적인 기술통계치가 다음 <표 2>에 제시되어 있다.

본래 平均值와 中央値가 서로 크게 차이가 나 각 변수들의 分布가 한 쪽으로 치우쳐 있을 가능성이 있어. 이것은 자료가 몇몇 異常値들(outliers)의 영향을 크게 받을 우려가 있음을 의미하므로 본 연구에서는 이상치를 조정하는 방법⁽²⁰⁾을 사용하여 조정했고 그 결과가 <표 2>이다.

2) 利益共變動性의 測定值(COV_{ij})

다음 <표 3>은 산업내 先公示企業과 後公示表企業의 利益數值間 共變動性 測定值인

<표 2> 檢증변수들의 기술통계치⁽¹⁹⁾

변수명	평균	표준편차	최대치	최소치	중앙값
$UE(1)$	-0.01187	0.06155	0.13762	-0.19652	0.00071
$UE(2)$	0.00716	0.09942	0.30542	-0.29113	0.00653
CAR_{i1}	-0.00214	0.02947	0.08627	-0.09055	-0.00317
CAR_{i2}	-0.00616	0.04271	0.10917	-0.13429	-0.01412
CAR_{i3}	0.00374	0.03876	0.12002	-0.10314	-0.01049
CAR_{j1}	-0.00683	0.03162	0.08803	-0.10169	-0.00987
CAR_{j2}	-0.00512	0.03947	0.11329	-0.11533	-0.00948
CAR_{j3}	-0.00372	0.03872	0.14784	-0.08853	-0.00834

$$UE(1) = \{AE(t) - AF(t)\} / MV$$

$$UE(2) = \{AE(t) - AE(t-1)\} / MV$$

단. MV: 시가총액 <=연초 상장주식(보통주, 우선주 및 신주 포함)의 시가총액>

$CAR_{i1(2)(3)}$ = 선공시기업의 (+1, +1), ((+1, +2), (+1, +3))에서의 누적초과수익률

$CAR_{j1(2)(3)}$ = 후공시기업의 (+1, +1), ((+1, +2), (+1, +3))에서의 누적초과수익률

(19) day = 0시점에서 누적초과수익률을 변수로 사용하지 않은 것은 이 시점(감사보고서일)에서 정보효과가 관측되지 않았기 때문이다. 자세한 것은 본장의 제2절을 참조할 것

(20) 여기에 제시된 모든 통계치들은 [平均 \pm 3 × (標準偏差)]의 방법에 의해 조정한 결과들이다. 앞으로의 모든 분석들에서도 이 조정자료를 이용하였다.

COV_{ij} 의 기술통계를 나타낸 것이다. 표에서 보면 선공시기업과 후공시기업간의 이익의 공변동성 정도를 나타내는 특성치인 COV_{ij} 가 양의 값을 갖는 경우(214)가 음의 값을 갖는 경우(127)보다 월등히 많아 본 연구에서 표본으로 사용된 선공시기업들과 후공시기업들 간에는 이익의 공상관정도가 전체적으로 높은 경우가 많음을 나타낸다. 이것은 양 기업의 이익수치간 공변동성정도와 산업내 정보이전 정도간에 관계가 있다면 곧 표본기업 전체적으로 선공시기업의 이익정보발표 시점에서 그에 따른 후공시기업으로의 正의 情報移轉 (positive information transfer)이 나타날 것이라는 가능성을 간접적으로 말해준다. 또 COV_{ij} 의 크기 분포가 광범위 한 것을 보면 선공시기업과 후공시기업의 각 쌍마다 정보이전의 정도가 다양할 것이라는 점을 기대케 해주며, 또한 이러한 경향은 각 산업마다에서도 다양하리라는 기대를 해 볼 수 있다.

다음 〈표 4〉는 전체표본을 각 그룹의 크기가 균등해지도록 표본수를 고려하여 이익공변동성 정도에 따라 5개의 그룹으로 구분한 결과를 제시한 것이다. 이것은 이익공변동성의 정도와 정보이전의 정도가 관련성을 갖는지를 보기 위해서 구분해 본 것이다. 산업별 이익의 공변동성정도와는 달리 이 공변동성 정도의 크기에 따른 그룹별 구분결과를 토대로

〈표 3〉 COV_{ij} 의 기술통계

기술통계치	분위수			부호구분시
평균	0.25042	10%	-0.90600	$COV_{ij} > 0$ 214
표준편차	3.12462	25%	-0.12090	$COV_{ij} < 0$ 127
최대값	13.3333	50%	0.08189	
최소값	-17.7190	75%	0.78571	합계 341
중앙값	0.08189	95%	9.25000	

$$COV_{ij} = \sigma_{ij}/\sigma_i^2 \text{ (과거 5년의 이익수치로부터 추정한 값임)}$$

〈표 4〉 COV_{ij} 의 그룹별 구분결과

그룹	구분기준	표본수	COV_{ij} 평균
1	13.3333 ~ 1.12253	68	3.6321
2	1.12171 ~ 0.25040	68	0.6206
3	0.24904 ~ 0.01111	68	0.1070
4	0.00996 ~ -0.23670	68	-0.0667
5	-0.24400 ~ -17.7190	69	-2.9932

할 경우는 공변동성이 높(낮)은 그룹일수록 正(負)의 情報移轉 效果가 크게 나타날 것으로 기대된다. 이 관련성의 정도는 뒤에 제시되어 있다.

2. 監査報告書日의 株價反應 檢討

본 연구에서 정보이전을 검증하는 데 이익정보의 발표시점으로 監査報告書日을 사용하였다. 따라서 정보이전의 분석에 앞서 먼저 우리나라에서 감사보고서일이 利益情報發表日 (event date)로서 의미가 있는지에 대한 검토가 선행되어야 한다. 지금까지 이익발표일로서 감사보고서일을 사용한 연구는 이형래[1994]의 연구가 있으나 이 연구는 週別收益率을 사용하고 있고, 종속변수로서의 주가반응도 초과수익률 분산치를 사용하고 있어 본 연구 설계에서와는 다르다. 따라서 본 연구에서처럼 日別收益率의 사용이 불가피한 경우에는 보다 엄밀한 이익정보 발표일을 찾아야 한다.

본 연구표본으로 사용된 297개 기업의 감사보고서일 시점에서 非期待利益과 超過收益率間의 相關關係를 분석한 결과가 <표 5>에 나타나 있다. 표의 Pannel(a)는 이 상관관계

<표 5> 감사보고서일에서 비기대이익과 초과수익률간의 상관관계
분석결과(표본연도: 1991-92, N = 297, 단축검증)⁽²¹⁾

일자	Pearson (P-value)	Spearman (P-value)
Pannel(a)		
-7	0.03416 (0.2790)	0.02578 (0.3315)
-6	0.03371 (0.2853)	0.02841 (0.3098)
-5	0.00140 (0.4904)	0.06248 (0.1416)
-4	-0.02452 (0.3869)	-0.06674 (0.1758)
-3	0.03548 (0.2581)	0.02612 (0.3269)
-2	-0.03411 (0.2791)	-0.05470 (0.1728)
-1	0.01813 (0.3778)	-0.01438 (0.4025)
0	0.01684 (0.3871)	0.05128 (0.1921)
+1	0.09617 (0.0724)	0.06674 (0.1181)
+2	0.09958 (0.0542)	0.08075 (0.0893)
+3	0.10578 (0.0357)	0.10872 (0.0306)
+4	0.06688 (0.1352)	0.04701 (0.2053)
+5	0.03734 (0.2830)	0.07100 (0.1112)
+6	0.03587 (0.2615)	0.06481 (0.1324)
+7	0.03528 (0.2594)	0.05183 (0.1847)

(21) 비기대이익을 UE(2)에 의해 측정한 경우의 결과도 이와 유사했다.

〈표 5〉 계속

	일자	Pearson (P-value)	Spearman (P-value)
Pannel(b)	(-5, 0)	0.04825 (0.2019)	0.04182 (0.2114)
	(-4, 0)	0.02631 (0.3143)	0.05172 (0.1749)
	(-3, 0)	0.00908 (0.4283)	0.03476 (0.2704)
	(-2, 0)	0.01661 (0.3891)	-0.03972 (0.2502)
	(-1, 0)	0.06180 (0.1971)	0.01405 (0.4058)
	(0, 0)	0.01684 (0.3871)	0.05128 (0.1921)
	(0, +1)	0.08577 (0.0721)	0.05074 (0.1946)
	(0, +2)	0.11467 (0.0251)	0.03460 (0.2787)
	(0, +3)	0.13598 (0.0144)	0.08871 (0.0654)
	(0, +4)	0.08495 (0.0792)	0.05281 (0.1602)
	(0, +5)	0.10724 (0.0631)	0.06220 (0.1362)
	(+1, +3)	0.15711 (0.0037)	0.10817 (0.0329)

1) 여기서 day = 0 시점은 선공시기업의 이익발표시점 즉 감사보고서일임

2) 비기대이익: $UE(t) = \{AE(t) - AF(t)\}/MV$

(단, AE: 실제이익, AF: 재무분석가 예측이익, MV: 시가총액)

를 감사보고서일 전후의 일자별로 제시한 것이고, Pannel(b)는 이 상관관계를 감사보고서일 전후의 누적기간별로 나타낸 것이다.

표에서 보듯이 본 연구표본의 경우 감사보고서일 자체에서는 정보효과가 별로 크지 않으나 감사보고서일 이후 약 3일정도까지 유의적인 정보효과가 존재하다가 4일 이후부터는 정보효과가 줄어드는 것을 관측할 수 있다.

이러한 결과는 감사보고서일이 속한 주별수익률을 이용한 이형래[1994]의 연구에서 유의적인 정보효과가 있었던 것과 일관성 있는 결과이며, 이러한 결과가 나타난 이유는 監查報告書의 曜日別 分布에 큰 원인이 있는 것으로 보인다. 이형래[1994]의 연구에서 조사된 바에 따르면 감사보고서일의 요일별 분포가 金曜日과 土曜日이 가장 많은 것으로 나타나고 있다. 감사보고서일에 정보효과가 관측되지 않는 것은 이날이 감사현장에서 감사를 마치고 철수하는 시점으로서 비로소 회사의 財務諸表가 확정되어 공표할 회계정보가 완성되는 시점이긴 하지만, 감사결과에 서명하는 시점이 대개 증권시장의 마감이후 시점인 오후 늦게 일 것이므로 감사보고서에 서명하고 철수하는 날(감사보고서일)에는 정보가 시장에 유입되어 들어가는 경우는 많지 않기 때문으로 볼 수 있다. 실제 이날 이후부터 機關投資家들이나 活潑한 一般投資者들은 감사인들로부터 회계정보를 획득하기 시작하는 점

등을 감안한다면 감사보고서일 이후 2~3일동안 정보가 집중적으로 시장에 유입되는 것으로 볼 수 있다.⁽²²⁾ 한편 위의 결과는 감사보고서일을 정보발표시점으로 삼아 일별수익률을 이용한 분석을 할 경우 연구설계시 사건발생일은 감사보고서일후 2~3일간이 적절하다는 점을 시사한다고 볼 수 있다. 본 연구에서도 위의 결과와 일관성이 있도록 가설검증시 검증기간을 감사보고서일 이후 1일부터 3일까지로 삼고자 한다.

〈표 6〉 검증변수들간의 상관관계
(표본연도: 1991-92, N = 341, 단측검증)⁽²³⁾

	UE(2)	CAR_{i1}	CAR_{i2}	CAR_{i3}	CAR_{j1}	CAR_{j2}	CAR_{j3}
UE(1)	0.4095 (0.000)	0.1457 (0.004)	0.1389 (0.008)	0.0682 (0.131)	0.0457 (0.214)	0.0521 (0.174)	0.1179 (0.019)
UE(2)		0.1124 (0.021)	0.0514 (0.187)	0.0648 (0.139)	0.0217 (0.399)	0.0287 (0.354)	0.1038 (0.027)
CAR_{i1}			0.8758 (0.000)	0.8412 (0.000)	0.1417 (0.006)	0.1847 (0.001)	0.1584 (0.002)
CAR_{i2}				0.8184 (0.000)	0.1181 (0.018)	0.1918 (0.001)	0.0912 (0.008)
CAR_{i3}					0.0754 (0.128)	0.1574 (0.002)	0.0976 (0.034)
CAR_{j1}						0.8713 (0.000)	0.4786 (0.000)
CAR_{j2}							0.8123 (0.000)

- 1) $CAR_{i1(2)(3)}$: 각각 선공시기업의 (+1, +1), ((+1, +2), (+1, +3))의 누적초과수익률
- 2) $CAR_{i1(2)(3)}$: 각각 후공시기업의 (+1, +1), ((+1, +2), (+1, +3))의 누적초과수익률
 $UE(1) = \{AE(t) - AF(t)\}/MV, UE(2) = \{AE(t) - AE(t-1)\}/MV$
 (단, AE: 실제이익, AF: 재무분석가 예측이익, MV: 시가총액)

-
- (22) 실제 감사현장에서 철수한 다음 날 감사보고서를 작성하며 이 시점부터 기관투자가들이나 활발한 일반투자가들은 감사회사 등을 통해 정보획득작업을 하는 것으로 나타나고 있다.
 - (23) 여기서의 표본 수가 〈표 5〉의 표본 수와 다른 것은 〈표 5〉는 본 연구에 사용된 2년간의 표본기업 전체에 대해 자신의 감사보고서일 시점에서 비기대이익과 초과수익률간의 상관관계를 분석한 것이고, 〈표 6〉는 가설검증에 실제로 이용될 선공시-후공시의 짝을 대상으로 선공시기업의 비기대이익과 그 시점에서의 선공시기업 혹은 후공시기업의 초과수익률간의 상관관계를 분석한 것이다.

3. 假說檢證 結果

1) 變數間의 相關關係

본 분석에 사용될 변수들간의 상관관계의 정도를 나타낸 것이 다음 <표 6>이다. 이 결과를 보면 선공시기업의 非期待利益情報은 그 발표시점에서 해당 기업의 超過收益率과 매우 높은 相關關係를 보여 앞의 <표 5>에서 나타난 것과 동일한 결과를 보이고 있다. 또 선공시기업의 비기대이익정보와 그 발표시점에서의 후공시기업의 초과수익률은 역시 대체로 陽의 相關關係를 보이고 있어 정의 정보이전 가능성을 시사해주고 있다.

한편 초과수익률 상호간에도 대단히 높은 상관관계를 보이고 있는데(특히 CAR_{i1} , CAR_{i2} 및 CAR_{j1} , CAR_{j2} , CAR_{j3} 상호간), 이는 선공시기업으로부터 후공시기업으로의 정보이전이 일어난 결과일 수도 있고 產業內 기업들의 주가수익률간에 존재하는 높은 共變化性(return covariation)의 경향에 기인한 결과일 수도 있다. 그러나 <표 11>에서 제시하고 있는 상관관계는 산업을 통제하지 않은 전체표본들내에 존재하는 상관관계이기 때문에 수익률간의 공변화성 보다는 정보이전에 의한 결과일 가능성이 더 높다고 볼 수 있다.

본 연구에서는 이러한 상관관계를 토대로 하여 가설검증시 독립변수로서 선공시기업의 초과수익률을 사용 할 경우는 CAR_{i1} 을, 그리고 종속변수인 후공시기업의 주가반응은 CAR_{j1} , CAR_{j2} , CAR_{j3} 를 사용한다.

2) 情報移轉 現狀의 存在檢證: (가설 I)

市場全體的으로 정보이전 현상이 존재하는지를 전체표본을 대상으로 검증하기 위하여 앞에서 도출했던 4 가지 모형을 사용하여 검증한 결과가 <표 7>이다.

(모형 I) 과(모형 I-1)은 선공시기업의 이익정보 발표시점에서 선공시기업과 후공시기업의 초과수익률간의 관계를 단순히 분석하고자 하는 것이며, (모형 II)는 선공시기업의 비기대이익과 후공시기업의 초과수익률간의 관계를, (모형 II-1)은 모형내에 양기업의 이익수치간 공변동성요소를 도입하여 선공시기업의 비기대이익과 후공시기업의 초과수익률간의 관계를 보고자 하는 것이다. 정보이전이 존재할 경우 각 모형들의 回歸係數 推定值(b_i)가 正(+)의 符號를 가져야 할 것이다. 이하의 모든 검증에서 비기대이익은 UE(1)을 사용한 것이며, UE(2)에 의한 결과도 대체로 비슷했다.

표에서 보듯이 모든 모형 각 경우에서 回歸係數의 부호가 陽을 보여 정의 정보이전이 존재함을 보여주고 있다. (모형 I)에 의하면 선공시기업의 이익정보발표시점에서 선공시기업과 동일산업내 후공시기업의 초과수익률간에는 매우 높은 상관관계를 보여 강한 정보

〈표 7〉 정보이전의 검증결과
(표본연도: 1991-92, N = 341)

- (모형 I) $CAR_{jt} = a_1 + b_1 CAR_{it} + \varepsilon_j$
 (모형 I-1) $CAR_{jt} = a_1 + b_1 COV_{ij}CAR_{it} + \varepsilon_j$
 (모형 II) $CAR_{jt} = a_2 + b_2 UE_{it} + \varepsilon_j$
 (모형 II-1) $CAR_{jt} = a_2 + b_2 COV_{ij}UE_{it} + \varepsilon_j$

		(모형 I)	(모형 I-1)	(모형 II)	(모형 II-1)
b의 기대부호		(+)	(+)	(+)	(+)
(+, +1)	b	0.1451	0.0074	0.0214	0.0139
	(t)	(2.438)***	(0.495)	(0.581)	(2.016)**
	R-sqr	0.016	0.001	0.001	0.014
(+1, +2)	b	0.2214	0.0151	0.0448	0.0107
	(t)	(2.994)***	(0.724)	(0.736)	(1.446)*
	R-sqr	0.024	0.001	0.002	0.003
(+1, +3)	b	0.1847	0.0107	0.1186	0.0436
	(t)	(2.549)***	(0.587)	(1.884)**	(3.659)***
	R-sqr	0.019	0.001	0.011	0.035

1) *: $p < 0.1$ **: $p < 0.05$ ***: $p < 0.01$ (단측검증)

R-sqr: 수정된 결정계수, UE = $\{AE(t) - AF(t)\}/MV$

(단, AE: 실제이익, AF: 재무분석가 예측이익, MV: 시가총액)

$COV_{ij} = \sigma_{ij}/\sigma_j^2$: 과거 5년의 이익수치로 추정한 것임

(i = 선공시기업, j = 후공시기업)

이전의 발생가능성을 시사해주고 있다.

그러나 앞에서 언급했듯이 양 기업의 초과수익률간의 관계를 이용하여 정보이전을 검증하는 접근방법은 산업내에 존재하는 收益率間의 강한 共變化性(return covariation)의 영향으로 검증결과들이 순수한 정보이전만의 효과라고 보기 어려운 면이 있다는 지적이 있다(Foster[1981], Clinch & Sinclair[1987]).

이 점을 극복하기 위하여 선공시기업의 이익정보와 후공시기업의 주가수익률간의 관계를 보고자 하는(모형 II)의 분석결과를 보면 모든 경우 회귀계수가 유의성은 적으나 陽으로 나타나 정보이전을 나타내 주고 있다. 한편, 이익공변동성 요소를 모형에 도입한 경우인 (모형 II-1)에서는 모두 강한 정의 정보이전이 나타나고 있으며 유의수준도 $p < 0.1$, 0.05 , 0.01 정도를 나타내고 있다. 이 모형이 이익공변동성 요소를 도입한 것임을 감안

해 볼 때 정보이전의 정도에 영향을 미치는 한 가지 요인이 利益共變動性임을 알 수 있으며, 이러한 결과는 Pyo & Lustgarten[1991], Freeman & Tse[1992]의 연구결과와도 일치하고 있다. 이익의 공변동성과 정보이전 관계는 뒤에서 더 심층적인 분석을 한다.

전체표본을 대상으로 한 이상의 검증결과는 종합하면 우리 나라에서도 동일산업내에서 이익정보발표에 따라 주가수익률간의 공변화성과는 별도로 선공시기업으로부터 후공시기업으로 正의 情報移轉이 발생하며 이러한 정보이전 효과는 양 기업의 利益數值間 共變動性 정도에 큰 영향을 받는다는 증거로 해석할 수 있다.

3) 利益共變動性 程度에 따른 情報移轉의 差異檢證: (가설 Ⅱ)

(1) COV_{ij} 의 부호에 따라 標本을 구분한 檢證

동일산업내에서 선공시기업과 후공시기업의 이익수치간 공변동성이 갖는 부호에 따라

〈표 8〉 COV_{ij} 의 부호에 따른 구분표본 검증결과
(표본연도: 1991-92.)

$$(모형 Ⅱ) CAR_{jt} = a_2 + b_2UE_{it} + \varepsilon_j$$

$$(모형 Ⅱ-1) CAR_{jt} = a_2 + b_2COV_{ij}UE_{it} + \varepsilon_j$$

		$COV_{ij} > 0$ (N = 214)	$COV_{ij} < 0$ (N = 127)	
		(모형 Ⅱ)	(모형 Ⅱ-1)	(모형 Ⅱ)
		(+)	(+)	(+)
	b	0.1084	0.0394	-0.0517
(+1, +1)	(t)	(2.241)**	(2.612)***	(-1.484)*
	R-sqr	0.015	0.028	0.012
	b	0.1354	0.0458	-0.0841
(+1, +2)	(t)	(2.285)**	(2.684)**	(-1.874)**
	R-sqr	0.019	0.029	0.019
	b	0.1534	0.0487	-0.0865
(+1, +3)	(t)	(2.828)***	(2.785)***	(-1.966)**
	R-sqr	0.021	0.031	0.021
				0.0439
				(2.789)***
				0.051

1) *: p < 0.1 **: p < 0.05 ***: p < 0.01(단측검증)

R-sqr: 수정된 결정계수

UE = {AE(t) - AF(t)}/MV

(단, AE: 실제이익, AF: 재무분석가 예측이익, MV: 시가총액)

$COV_{ij} = \sigma_{ij}/\sigma_j^2$: 과거 5년의 이익수치로 추정한 것임

(i = 선공시기업, j = 후공시기업)

구분한 표본들을 대상으로 정보이전을 검증한 결과가 〈표 8〉에 나타나 있다. 이 분석에서 산업내 주간의 공변동성 현상과 정보이전 효과와의 혼란문제를 회피하기 위하여 양 기업의 초과수익률간의 관계를 분석하는 (모형 I)과 (모형 I-1)은 분석하지 않았다.

검증결과를 보면 보면, 우선 $COV_{ij} > 0$ 인 경우 (모형 II)에서는 모든 누적기간에서 의미있는 陽의 회귀계수가 도출되어 선공시기업의 이익공표시점에서 정의 정보이전이 강하게 발생하고 있음을 관측할 수 있다. 또 이익공변동성 요소를 모형에 도입한 경우인 (모형 II-1)에서는 더욱 더 강한 정의 정보이전을 보여주고 있고 (모형 II)에 비해 說明力도 1~2% 에서 2~3% 정도로 향상되었다. 따라서 이익공변동성이 양인 기업짝들간에는 매우 높은 정보이전이 발견된다고 볼 수 있다.

한편 $COV_{ij} < 0$ 인 경우의 검증결과를 보면, 어느 모형을 적용하든 이익공변동성이 음인 기업짝들간에는 부의 정보이전이 크게 나타나고 있는 것으로 관측되어 기대와 일치된 결과를 볼 수 있다.

따라서 이상의 분석결과에 의하면 Pyo & Lustgarten[1991], Freeman & Tse [1992]의 연구결과에서처럼 이익공변동성은 정보이전의 방향과 크기에 영향을 미치는 중요한 요인임을 확인할 수 있다.

(2) COV_{ij} 의 크기에 따른 그룹별 情報移轉의 檢證

앞에서 제시한대로 전체표본기업을 이익공변동성 정도의 크기에 따라 5개 그룹으로 구분하여 각 그룹별로 회귀분석한 결과가 다음 〈표 9〉에 제시되어 있다. 이 표는 초과수익률의 누적기간을 (+1, +3)으로 한 경우를 제시한 것이다. 누적기간이 (+1, +1), (+1, +2)인 경우에도 결과는 동일했다. 이 분석에서도 앞에서와 동일한 이유로 (모형 I), (모형 I-1)은 분석하지 않았다.

각 표들에 제시되어 있듯이 이익수치간 正의 共變動性이 큰 집단(그룹 1)과 陰의 共變動性이 큰 집단(그룹 5)에서는 유의수준이 $p < 0.05$ 내지 $p < 0.01$ 로 강한 情報移轉이 존재함을 보이고 있다. 그러나 이익의 공변동성의 정도가 양으로든지 음으로든지 그 정도가 작은 집단들(그룹 2, 3, 4)에서는 의미있는 정보이전이 발견되지 못했다.

이상의 결과를 보면 이익의 공변동성이 큰 그룹일수록 정의 정보이전이 명확히 존재하는 경향이 뚜렷하나, 공변동성이 작은 집단에서는 특별한 정보이전의 경향이 발견되지 않음을 볼 수 있다.

3) 最初發表企業만을 對象으로 한 檢證結果

지금까지의 연구결과는 산업내에서 선공시기업과 후공시기업의 짹들중 의미있게 추출가

〈표 9〉 이익공변동성 정도와 정보이전의 검증결과

(표본연도: 1991-92, 누적기간: (+1, +3))

(모형 Ⅱ) $CAR_{it} = a_2 + b_2UE_{it} + \epsilon_i$

(모형 Ⅱ-1) $CAR_{it} = a_2 + b_2COV_{ij}UE_{it} + \epsilon_i$

그룹(N) (COV 평균)	(모형 Ⅱ)		(모형 Ⅱ-1)
	UE(1)	UE(1)	UE(1)
1(68) (3.6321)	b2 (t값) R-sqr	0.2764 (2.997)*** 0.106	0.0533 (2.927)*** 0.102
	b2 (t값) R-sqr	0.0398 (0.441) 0.003	-0.1325 (-0.869) 0.011
	b2 (t값) R-sqr	0.1103 (1.361)* 0.021	-0.1774 (-0.083) 0.001
2(68) (0.6206)	b2 (t값) R-sqr	-0.0229 (-0.469) 0.003	0.3673 (0.383) 0.002
	b2 (t값) R-sqr	-0.1394 (-2.062)** 0.045	0.0435 (2.725)*** 0.086
3(68) (0.1070)			
4(68) (-0.0667)			
5(69) (-2.9932)			

1) *: $p < 0.1$ **: $p < 0.05$ ***: $p < 0.01$ (단측검증)

R-sqr: 수정된 결정계수

UE = $\{AE(t) - AF(t)\}/MV$

(단, AE: 실체이익, AF: 재무분석가 예측이익, MV: 시가총액)

 $COV_{ij} = \sigma_{ij}/\sigma_j^2$: 과거 5년의 이익수치로 추정한 것임

(i = 선공시기업, j = 후공시기업)

능한 모든 경우를 표본으로 삼은 全體標本을 대상으로 실시한 검증결과들이었다. 여기서는 이 표본들중 산업내의 최초발표기업만 선공시기업이 되고 나머지 기업들은 후공시기업이 되는 짹들만을 표본으로 한 縮小標本⁽²⁴⁾을 대상으로 검증한 결과를 제시한다. 縮小標

(24) 전체표본의 경우와 축소표본의 경우의 차이를 설명하면 다음과 같다. 특정 산업에서 A, B, C, D 네 기업이 순서적으로 이익을 발표했다면, 축출가능한 모든 짹은 (A, B), (A, C), (A,

〈표 10〉 축소표본에 의한 검증결과
(표본연도: 1991-92, 누적기간, N = 196)

$$(모형 Ⅱ) \quad CAR_{it} = a_2 + b_2 UE_{it} + \epsilon_i$$

$$(모형 Ⅱ-1) \quad CAR_{jt} = a_2 + b_2 COV_{ij} UE_{it} + \epsilon_j$$

		(모형 Ⅱ)	(모형 Ⅱ-1)
b의 기대부호		(+)	(+)
	b	0.0527	0.0352
(+1, +1)	(t)	(0.743)	(2.271)**
	R-sqr	0.003	0.024
	b	0.0789	0.0397
(+1, +2)	(t)	(0.927)	(2.284)**
	R-sqr	0.004	0.024
	b	0.1212	0.0382
(+1, +3)	(t)	(1.567)*	(2.343)***
	R-sqr	0.007	0.028

1) *: $p < 0.1$ **: $p < 0.05$ ***: $p < 0.01$ (단측검증)

R-sqr: 수정된 결정계수

UE = $\{AE(t) - AF(t)\}/MV$

(단, AE: 실제이익, AF: 재무분석가 예측이익, MV: 시가총액)

$COV_{ij} = \sigma_{ij}/\sigma_j^2$: 과거 5년의 이익수치로 추정한 것임

(i = 선공시기업, j = 후공시기업)

본에 의할 경우가 전체표본에 의할 경우보다 더 강한 정의 정보이전이 기대된다. 왜냐하면 축소표본에서는 산업내 최초발표기업의 이익발표시점에서의 정보이전 효과만을 측정하는 것이지만, 전체표본에서는 산업내의 2차 3차 등 후속 선공시기업에 의한 정보이전 효과까지도 포함되어 平均的인 情報移轉效果가 측정되는 결과로 최초발표기업만에 의한 정보이전 효과보다는 그 효과가 약화될 가능성이 있기 때문이다. Clinch & Sinclair[1987]의 연구에 의하면 이익발표시점에서 정보이전의 크기는 그 산업내에서의 상대적인 發表時點의 順序와 關聯性을 갖는다는 증거를 제시하고 있다. 이러한 점을 확인하기 위하여 최초

D), (B, C), (B, D), (C, D)의 6개로 전체표본은 이 경우를 의미한다. 축소표본은 이중 최초발표기업인 A만이 선공시기업이 되는 경우로서 (A, B), (A, C), (A, D)의 3 경우만이 표본에 해당된다.

발표기업들만을 선공시기업으로 삼은 196개의 표본 짹들을 대상으로 검증한 결과가 〈표 10〉이다.

검증결과를 보면 (모형 Ⅱ-1)을 사용하는 경우 일관적으로 정의 정보이전이 유의적으로 나타나고 있고 전체표본을 대상으로 한 〈표 7〉과 비교해 모형의 설명력도 약 1~2% 정도 더 높아져, 이는 선공시기업을 산업내 최초발표기업으로만 한정할 경우에 정보이전의 정도가 더 크게 나타난다는 증거로 받아 들일 수 있다.

이러한 점을 보충적으로 확인하기 위하여 분석모형에 선공시기업이 산업내 최초발표기업인 경우의 영향을 더미(dummy)變數로 추가하여 다음과 같은 검증모형으로 다시 검증을 실시했다. 최초발표기업만의 영향을 나타내는 회귀계수 b_3 가 유의적인 값을 갖는다면 이는 최초발표기업만에 의한 영향이 정보이전에 미치는 효과가 전체표본에 의한 경우와 상이함을 나타내는 증거로 해석할 수 있다.

$$(모형 Ⅱ)' \quad CAR_{it} = a + b_3 \cdot D + b_2 UE_{it} + \varepsilon_i$$

$$(모형 Ⅱ-1)' \quad CAR_{it} = a + b_3 \cdot D + b_2 COV_{ij} UE_{it} + \varepsilon_i$$

여기서 $D = 1$, if i 산업내 최초발표기업

0 , if $i \neq$ 산업내 최초발표기업

검증결과를 나타내는 〈표 11〉을 보면, 최초발표기업들만의 정보발표에 따른 효과를 나타내는 회귀계수(b_3)가 대체로 어느 모형에 의하든지 $p < 0.1$ 정도의 유의수준을 보이고 있다. 이는 최초발표기업만에 의한 경우의 정보이전효과가 전체표본에 의한 정보이전효과와는 차이가 있음을 말해주는 증거로 해석된다. 여기서 이 회귀계수의 부호가 陰으로 나타난 것은 최초발표기업으로부터 공시된 이익정보에 대해 시장에서는 대체로 보수적인 반응을 보여 동일산업내 다른 기업의 이익정보를 다소 비관적으로 예측하는 경향이 있음을 나타낸다고 볼 수 있다. 즉 아직 이익정보가 공표되지 않고 있는 것은 이미 공표된 기업의 이익수치 보다 더 낮은 이익수치이기 때문일 것이라는 기대를 시장에서는 갖는 경향이 있음을 의미한다고 해석할 수 있다.

V. 結論

지금까지 본 연구에서는 우리나라의 資本市場을 대상으로 기업들의 利益公表時點 差異에 기인하여, 동일 산업내에서 이익정보가 먼저 시장에 공표된 기업들의 이익정보가 그

〈표 11〉 최초발표기업에 의한 영향을 추가한 분석

(표본연도: 1991-92, N = 341)

$$(\text{모형 } \text{II})' \quad CAR_{it} = a + b_3 \cdot D + b_2 UE_{it} + \varepsilon_i$$

$$(\text{모형 } \text{II}-1)' \quad CAR_{it} = a + b_3 \cdot D + b_2 COV_{ij} UE_{it} + \varepsilon_i$$

	기대 부호	(모형 II)	(모형 II-1)
b_2	(+)	0.0527 (1.438)*	0.0374 (3.681)***
(+1, +1)	b_3	(?) -0.0064 (-1.621)*	-0.0061 (-1.571)*
	R-sqr	0.006	0.0044
b_2	(+)	0.0539 (1.312)	0.0382 (2.881)***
(+1, +2)	b_3	(?) -0.0061 (-1.437)*	-0.0067 (-1.642)*
	R-sqr	0.004	0.025
b_2	(+)	0.0137 (0.384)	0.0432 (3.617)***
(+1, +3)	b_3	(?) -0.0069 (-1.771)**	-0.0064 (-1.541)*
	R-sqr	0.005	0.039

1) *: $p < 0.1$ **: $p < 0.05$ ***: $p < 0.01$ (단측검증)

R-sqr: 수정된 결정계수

 $UE = \{\text{AE}(t) - \text{AF}(t)\}/\text{MV}$

(단, AE: 실제이익, AF: 재무분석가 예측이익, MV: 시가총액)

 $COV_{ij} = \sigma_{ij}/\sigma_j^2$: 과거 5년의 이익수치로 추정한 것임 $(i = \text{선공시기업}, j = \text{후공시기업})$

공표시점에서 아직 이익정보가 시장에 알려지지 않은 기업들의 주가에 영향을 미치는가 하는 情報移轉效果를 검증해 보았다.

본 연구의 주요 檢證結果들을 要約하면 다음과 같다.

첫째, 全體標本을 대상으로 한 정보이전 검증에서는 정보이전을 나타내는 回歸係數가 대부분 어느 검증모형을 적용하든지 陽으로 나타났고 그 유의성도 높아 강한 情報移轉이 존재함을 보여 주었다. 이는 우리나라 자본시장에서도 미국에서처럼 산업내 기업간에 이

의 발표시점 차이에 기인한 정보이전이 존재함을 의미한다.

둘째, 정보이전의 정도는 산업내 기업들의 利益數值間 共變動性 정도에 크게 영향을 받을 것으로 예상하여 표본기업들을 이익공변동성 정도에 따라 그룹별로 구분하여 검증한 결과 이익공변동성이 높은 집단에서는 매우 강한 정보이전이 나타났다. 그러나 공변동성이 낮은 집단에서는 정보이전의 방향은 예상과 일치했으나 그다지 유의적이지는 못했다.

이상의 결과들로부터 우리나라 자본시장에서도 산업내 기업들간에 정보이전이 존재함을 볼 수 있으며, 이는 자본시장연구에서 중요한 연구중점의 하나가 되고 있는 情報效果나 市場效率性 檢證등에서 고려해야 할 競爭的 情報源泉이 존재한다는 것을 의미한다. 또한 정보이전의 존재는 公示規制의 이론적 근거중 하나인 소위 外部效果의 일종으로 작용할 수 있어서 산업내 기업들의 最適公示에 부정적인 영향을 미칠 수 있으므로 公示政策의 面에서 이러한 정보이전 효과는 規制의 根據를 마련하는 한 가지 타당한 이유가 될 수 있을 것이다.

본 연구는 이익공변동성의 측정에 있어서 순이익수치를 그대로 사용함으로써 변수측정에 상당한 정도의 잡음(noises)이 내포되어 있고, 초과수익률의 계산을 시장조정모형에 의함으로써 개별기업의 위험요소를 적절히 반영하지 못한 점, 산업분류상의 모호한 점 등으로 인해 한계를 내포하고 있다. 이러한 점들을 향후의 연구에서 보완이 이루어져야 할 것이다.

参考文献

- 김권중[1993], “대체적 EPS측정방법과 이를 이용한 이익, 매출액 및 비용의 정보가치 분석”, 회계학연구(제17호), pp.1-28.
- 김권중, 황선웅 및 김진선[1994], “지수수익률의 선택과 초과수익률 측정치의 편의,” 증권학회지(제16집), pp.467-511.
- 동서증권주식회사, 「상장기업 재무분석」, 1992.
- 서울증권, 「상장회사 투자분석('93 가을호)」, 1993.
- 송인만[1989. a], “회계정보의 유용성에 관한 실증적 연구: 주별수익률을 이용한 회계이익 공시시점의 검토”, 회계학연구(제9호), pp.1-24.
- 송인만[1989. b], “회계이익과 매출액의 상대적인 정보가치에 대한 실증적 연구”, 증권학회지, pp.79-110.

- 이남주, 나인철[1992], “재무분석가의 예측치를 이용하여 측정한 회계이익정보와 매출액 정보의 유용성에 대한 실증적 연구”, *증권학회지*, pp.523-551.
- 이일균[1989], “증권의 일별수익률과 월별수익률의 특성에 관한 연구”, *증권학회지*, pp. 199-229.
- 이형래[1994], “기업특성요인이 회계이익공시시점의 추가반응에 미치는 영향에 관한 실증적 연구”, 서울대학교 대학원 박사학위청구논문.
- 장지인, 태석준[1992], “재무분석가에 의한 기업이익예측의 정보내용”, *증권학회지*, pp. 361-398.
- 정일균[1989], “증전의 일별수익률과 월별수익률의 특성에 관한 연구,” *증전학회지*, pp. 199-229.
- 정혜영, 김지홍, 주진규, 전성빈 및 윤성식[1993], 「자본시장과 회계정보」, (주)양영각.
한국상장회사협의회, 「상장회사총람」, 1987-1992.
한국은행, 「기업경영분석」, 1993.
- Ajinkya, B. and M. Gift[1984], “Corporate Managers' Earnings Forecasts and Symmetrical Adjustments of Market Expectations,” *Journal of Accounting Research*, pp. 425-444.
- Baginski, S. P.[1987], “Intraindustry Information Transfers Associated with Management Forecasts of Earnings”, *Journal of Accounting Research*, pp. 196-216.
- Beaver, W. H.[1989], *Financial Reporting: An Accounting Revolution*, 2nd ed., Prentice-Hall.
- _____[1968], "The Information Content of Annual Earnings Announcements," *Journal of Accounting Research*, pp. 67-92.
- _____, R. A. Lambert and S. G. Ryan[1987], "The Information Content of Security Prices: A Second Look," *Journal of Accounting and Economics*, pp. 139-157.
- Bernard, V. L.[1989], “Capital Market Research in Accounting During the 1980's: A Critical Review”, *PhD Jubilee*, University of Illinois, Edited by Thomas J. Frecha, pp. 72-125.
- Bowen, R., R., Castania and L. Daley[1983], “Intra-Industry Effects of the Accident at Three Mile Island”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pp.87-111.
- Brown, P. and R. Ball[1967], “Some Preliminary Findings on the Association between the

- Earnings of a Firm, Its Industry, and the Economy," *Journal of Accounting Research, Suppliment*, pp.55-77.
- Brown, L.D., G.D. Richardson and S. J. Schwager[1987] "An Information Interpretation of Analyst Superiority in Forecasting Earnings," *Journal of Accounting Research*, pp.49-67.
- and M. S. Rozeff[1978], "The Superiority of Analyst Forecasts as Measures of Expectations: Evidence From Earnings," *Journal of Finance*, pp.1-16.
- Christie, A. A.[1987], "On Cross-Sectional Analysis in Accounting Research," *Journal of Accounting and Economics*, pp.125-164.
- Clinch, G. and N. Sinclair[1987]. "Intra-Industry Information Releases-A Recursive Systems Approach", *Journal of Accounting and Economics*, pp.89-106.
- Dyer, J. C. and A. J. McHugh[1979], "The Timeliness of the Australian Annual Report," *Journal of Accounting Research*, pp.204-219.
- Fertuck, L.[1975], "A Test of Industry Indices Based on SIC Codes," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pp.270-287.
- Foster, G.[1986], *Financial Statement Analysis*, 2nd ed., Prentice-Hall.
- [1981], "Intra-Industry Information Transfers Associated with Earnings Release," *Journal of Accounting and Economics*, pp.201-232.
- Freeman, R. and S. Tse[1992], "An Earnings Prediction Approach to Examining Intercompany Information Transfers", *Journal of Accounting and Economics*, pp.509-523.
- Fried, D. and D. Givoly[1982], "Financial Analysts' Forecasts of Earnings: A Better Surrogate for Market Expectations," *Journal of Accounting and Economics*, pp.85-107.
- Han, J. C. Y and J. J. Wild[1990], "Unexpected Earnings and Intraindustry Information Transfers : Further Evidence" *Journal of Accounting Research*, pp.211-219.
- Han, J. C., J. J. Wild and K. Ramesh[1989], "Managers' Earnings Forecasts and Intra-Industry Information Transfers", *Journal of Accounting Economics*, pp.3-33.
- King, B.[1966], "Market and Industry Factor in Stock Behavior," *Journal of Business*, pp. 139-190.
- Kross, W. and D. A. Schroeder[1984], "An Empirical Investigation of the Effect of Quarterly Earnings Announcement Timing on Stock Returns", *Journal of Accounting*

Research, pp.153-176..

Magee, R. W.[1974], "Industry-Wide Commonalities in Earnings," *Journal of Accounting Research*, pp.270-287.

Meyers, S. L.[1974], "Re-Examination of Market and Industry Factors in Stock Price Behavior," *Journal of Finance*, pp.695-705.

Olsen, C. and J. R. Dietrich[1985], "Vertical Information Transfers:The Association Between Retailers' Sales Announcements and Suppliers' Security Returns," *Journal of Accounting Reseach*, pp.144-166.

Pownal, G. and G. Waymire[1989], "Voluntary Disclosure Choice and EarningsInformation Transfer", *Journal of Accounting Research, Suppliment*, pp.85-105.

Pyo, Y. and S. Lustgarten[1990], "Differential Intra-Industry Information Transfer Associated with Management Earnings Forecasts", *Journal of Accounting and Economics*, pp.365-379.

_____ and B. T. Ro[1989], "Intra-Industry Information Transfer, the Market's Anticipation of Nonannouncing Firms' Earnings and Security Returns", Unpublished Working Paper.

Scholes, M. and J. Williams[1977], "Estimating betas from nonsynchronous data," *Journal of Financial Economics*, pp.309-327.