

IFRS 도입을 전후한 연결재무제표의 가치관련성 변화

김문철(주저자)

경희대학교 경영대학 회계·세무학과 교수

(kimec@khu.ac.kr)

전영순(교신저자)

중앙대학교 경영경제대학 교수

(yscheon@cau.ac.kr)

안성희(공저자)

경희대학교 경영대학 회계·세무학과 박사과정

(sheean@khu.ac.kr)

하승현(공저자)

KPMG 삼정회계법인

(maman1986@naver.com)

국내 상장기업은 2011년부터 의무적으로 국제회계기준을 적용하여 연결재무제표 및 별도재무제표를 작성·공시하고 있다. 특히, 연결재무제표는 IFRS 도입으로 주 재무제표가 되었으며, 법정 공시기한도 약 30일 단축되었다. 또한, IFRS 도입으로 연결재무제표 작성대상 종속기업의 범위도 변경되는 등 회계기준 변경도 존재한다. 이러한 요인으로 인해 연결재무제표의 가치관련성은 IFRS 전후 차이가 있을 것으로 예측된다. 이에 본 연구는 국제회계기준(IFRS) 도입에 따른 연결재무제표의 가치관련성 변화를 다양한 방법을 통해 분석한다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, IFRS 도입 후 주가에 대한 연결순이익과 연결순자산의 결합설명력은 별다른 변화가 없는 것으로 나타난다. 그러나 연결순자산의 가치관련성은 증가하지만 연결순이익의 가치관련성은 유의한 차이가 없어, 기업가치 결정에 있어 연결순자산의 상대적 중요도가 증가하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 IFRS 도입 이후 공정가치 회계의 확대로 연결순자산이 공정가치를 보다 충실하게 반영하는데 따른 것으로 보인다. 둘째, 2010 회계연도의 K-GAAP에 의한 연결재무제표를 IFRS로 전환함에 따라 발생하는 연결순자산 조정액과 연결순이익 조정액 중 연결범위의 차이로 인한 연결순자산 조정액과 연결순이익 조정액은 가치관련성이 없는 것으로 나타난다. 그러나 K-GAAP과 IFRS간 회계처리기준의 차이로 인한 연결순이익 조정액은 주가에 대해 추가 설명력을 가지는 것으로 나타난다. 이는 K-GAAP에 따른 손익에는 적절히 반영되지 않고 IFRS를 적용함에 따라 손익에 반영되는 항목이 존재함을 의미한다. 마지막으로, IFRS 도입 후 연결재무제표의 공시기한 단축에 따른 연결재무제표의 정보효과는 유의하게 감소한 것으로 나타나며, 이러한 결과는 회계정보의 신뢰성이 상대적으로 낮은 것으로 인식되는 코스닥 상장기업에서만 유의하게 나타난다. 이는 IFRS 도입으로 연결재무제표 공시기한이 단축됨에 따라 비외감종속기업이 연결대상에 포함되거나 연결재무제표 작성기간 및 촉박한 감사기간 등으로 오히려 연결재무제표의 신뢰성이 감소되었을 것이라는 시장의 부정적 인식이 반영된 결과라고 할 수 있다. 본 연구는 IFRS 도입을 전후하여 연결순자산과 연결순이익의 결합설명력 및 각각의 증분설명력을 검증하고, 연결재무제표의 가치관련성 변동을 가져올 수 있는 각 요인별로 정보효과의 변동을 분석함으로써 선행연구의 범위를 확장하였다는 데 공헌점이 있다.

주제어: 국제회계기준(IFRS), 연결재무제표, 가치관련성, 공시기한 단축

1. 서론

우리나라는 2011년부터 국제회계기준(이하 'IFRS')을 전면 도입하였는데, 이로 인해 연결재무제표가 주 재무제표가 되었다는 것은 IFRS 도입으로 인한 가장 큰 변화 중 하나라고 할 수 있다. IFRS 도입 전에는 개별재무제표가 주 재무제표로 작성되었으며, 연결재무제표는 개별재무제표를 보완하는 재무제표로 작성되었다. 하지만 IFRS 도입으로 연결재무제표가 주 재무제표가 되면서 기업가치 분석, 신용평가, 대출의사결정 등 이용자들의 다양한 의사결정에서 그 중요성이 크게 증가하였다. 이처럼 IFRS 도입으로 연결재무제표의 중요성이 증가함에 따라 연결재무제표의 정보효과에 변동이 있을 것으로 예상된다. 따라서 본 연구는 IFRS 도입 후 연결재무제표의 정보효과에 변동이 있는지를 연구한다.

IFRS 도입 후의 연결재무제표는 여러 가지 요인에 의해 IFRS 도입 전의 연결재무제표와는 다른 정보를 제공할 것으로 예상된다. 우선, IFRS 도입 전에는 개별재무제표상 종속기업투자주식에 대해 완전지분법을 적용하여 연결효과를 반영하였으며,¹⁾ 개별재무제표가 연결재무제표보다 먼저 공시됨에 따라 개별재무제표가 연결재무제표 정보를 선점하는 효과가 있었다. 그러나 IFRS 도입으로 지배기업은 자신만의 법적인 실체에 대한 재무제표로 개별재무제표 대신 별도재무제표를 작성하며, 별도재무제표상 종속기업투자주식을 지분법 대신 원가법이나 공정가치법으로 회계처리함으로써 더 이상 단일계정연결 효과를 보고할 수 없다. 또한 연결재무제표와 별도재무제표가 동시에 공시됨에 따라, 정보가 공시되는

시점에 있어서도 별도재무제표가 연결재무제표 정보를 선점할 수 없게 되었다. 따라서, IFRS 도입 후의 연결재무정보는 연결재무제표를 통해서만 공시되며 이에 따라 연결재무제표의 정보효과가 증가할 수 있다.

둘째, IFRS가 도입되기 전에 적용되던 회계기준(이하 'K-GAAP')과 IFRS의 차이로 인해 연결재무제표는 K-GAAP 연결재무제표와는 다른 정보를 제공할 수 있다. 연결재무제표는 종속기업의 개별재무제표와 지배기업의 별도재무제표에 기초하여 작성된다. 따라서, 개별재무제표나 별도재무제표상 회계처리에 있어 IFRS와 K-GAAP 사이에 차이가 있다면 이는 연결재무제표의 정보효과에 영향을 미칠 수 있다. 또한, 개별재무제표와 별도재무제표상 회계처리 방법 자체는 차이가 없다 하더라도 연결대상에 포함되는 종속기업의 범위에 차이가 있다면 IFRS 연결재무제표는 K-GAAP 연결재무제표와는 다른 정보를 제공할 수 있다. 예를 들어, K-GAAP에 따른 연결범위 결정기준보다 IFRS에 따른 연결범위 결정기준이 경제적 실질을 더 잘 반영한다면 IFRS에 의한 연결재무제표의 정보효과는 증가할 것이다.

연결재무제표의 정보효과에 영향을 미칠 수 있는 세 번째 요인은 연결재무제표 공시기한의 단축이다. IFRS 도입으로 연결재무제표가 주재무제표가 됨에 따라 연결재무제표 작성 의무가 있는 상장기업은 회계연도 종료 후 90일내에 연결재무제표를 제출해야 한다. 이와 달리 K-GAAP에서는 자산총액이 2조원 이상인 회사를 제외하고는 연결재무제표 공시기한이 회계연도 종료 후 120일이었다. 따라서 자산총액 2조원 미만의 기업에 대해서는 연결재무제표의 제출기한이 30일 단축됨에 따라 연결재무정보의 적시성

1) 지배기업이 종속기업의 투자주식에 대해 완전지분법을 적용하면 지배기업의 개별재무제표 당기순이익과 연결재무제표 지배기업소유주 지분 당기순이익이 서로 일치되며, 이러한 특징을 단일계정연결(one-line consolidation)이라고 부른다.

이 향상될 수 있다. 반면, 연결재무제표 작성기간이 단축되고 비외감기업이 연결대상에 포함됨에 따라 연결재무제표의 신뢰성이 오히려 감소할 수도 있다. 그 방향성을 예측하기는 어렵지만, 이러한 제도적 변화는 연결재무제표의 정보효과에 영향을 미칠 수 있다.

이처럼 여러 가지 요인에 따라 IFRS 도입을 전후하여 연결재무제표의 정보효과에 변동이 있을 것으로 예상됨에 따라, 본 연구는 Ohlson(1995)의 가치평가모형을 이용하여 IFRS 도입 후에 연결재무제표의 전반적인 가치관련성이 변동했는지를 분석한다. 연결재무제표의 가치관련성은 연결순자산과 연결순이익의 결합가치관련성이다. 따라서 본 연구는 IFRS 도입 후에 연결순자산과 연결순이익 각각의 추가설명력의 변화 및 상대적 비중에 변화가 있는지를 검증한다. 또한, K-GAAP과 IFRS의 차이를 연결대상범위의 변동으로 인한 차이와 개별재무제표와 별도재무제표상 회계처리기준의 차이로 구분하고, 각 요인이 연결재무제표의 가치관련성에 미친 영향을 검토한다. K-GAAP과 IFRS의 차이가 연결재무제표의 정보효과에 미친 영향을 분석하기 위해서는 동일 회계연도에 대해 K-GAAP과 IFRS에 따라 작성된 연결재무제표 정보가 필요하다. 그런데 IFRS 도입 전에는 K-GAAP에 의한 연결재무정보만 작성되고 IFRS 도입 후에는 IFRS에 의한 연결재무정보만 작성되어, 동일한 회계연도에 대해 두 기준을 적용한 연결재무제표가 동시에 작성되지는 않는다. 그러나 IFRS 도입 첫 연도인 2011 회계연도에는 비교표시 목적으로 작성되는 2010 회계연도에 대해 IFRS에 따라 연결재무제표를 재작성하여 공시하도록 하였다. 이로 인해 2010 회계연도에 대해서는 2010년에 K-GAAP에 따라 작성된 연결재무정보와 2011년에 IFRS에 따라 재작성된 연결재무정보가 이용 가능하다. 따라서 이를 이용하여 K-GAAP과

IFRS의 차이가 연결재무제표의 가치관련성에 미친 영향을 검토한다. 마지막으로, IFRS 도입 후 연결재무제표 제출기한의 단축이 연결재무정보의 정보효과에 미치는 영향을 분석한다.

본 연구의 표본은 IFRS 도입 전후 기간인 2008년부터 2013년까지 연결재무제표를 공시한 기업이다. 주요 분석결과는 다음과 같다. IFRS 도입 후 주가에 대한 연결순이익과 연결순자산의 결합설명력은 별다른 변화가 없는 것으로 나타나고 있다. 또한, 연결순자산의 가치관련성은 다소 증가한 반면에 연결순이익의 가치관련성은 유의한 차이가 없는 것으로 나타나 연결순자산의 상대적 중요도가 증가하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 IFRS 도입으로 공정가치 평가가 확대됨에 따라 연결순자산이 공정가치를 보다 충실하게 반영하여 그 가치관련성이 증가하였을 가능성을 시사한다. 2010 회계연도 연결재무제표를 대상으로 한 분석에서는 K-GAAP과 IFRS 간 연결범위의 차이로 인한 연결순자산과 연결순이익의 차이는 가치관련성에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 반면, K-GAAP과 IFRS의 차이 중 연결범위의 변경효과를 제외한 연결순이익 조정액은 양의 가치관련성을 갖는 것으로 나타난다. 이는 K-GAAP에 따른 손익에는 적절히 반영되지 않다가 IFRS를 적용함에 따라 손익에 반영되는 항목이 존재함을 의미한다. 마지막으로, IFRS 도입 후 연결재무제표의 공시기한이 단축된 기업일수록 시장 반응이 유의하게 감소하는 것으로 나타나며, 이는 코스닥시장 상장법인들에서 기인한 것으로 나타난다. 이는 IFRS 도입으로 연결재무제표의 공시기한이 30일 단축되었지만, 비외감 종속기업이 연결대상에 포함되거나 촉박한 연결재무제표 작성기간 및 감사기간 등으로 인해 연결재무제표의 신뢰성이 오히려 감소되었을 것이라는 시장의 부정적 인식을 받

영한 결과라고 할 수 있다.

선행연구는 IFRS 도입 후 별도재무제표 대비 연결재무제표의 가치관련성에 초점을 맞춘 반면, 본 논문은 IFRS 도입을 전후한 연결재무제표 자체의 가치관련성 변동을 연구하였다는 점에서 차별화된다. 또한, 본 연구는 연결재무정보를 구성하는 연결순자산과 연결순이익의 증분정보효과 및 상대적인 정보효과를 고찰해봄으로써 연결재무제표의 정보효과에 대한 이해를 높였다는데 의의가 있다. 나아가 본 연구는 연결재무제표의 가치관련성에 변동을 가져올 수 있는 요인을 파악하고 각 요인별로 연결재무제표의 정보효과에 미친 영향을 검증함으로써, 기존의 선행연구의 범위를 확장하였다는 점에서 기여도가 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II절에서는 본 연구와 관련된 선행연구를 검토하며, 제 III절에서는 IFRS 도입효과에 대한 연구가설을 설정한다. 제 IV절에서는 연구 모형 및 표본에 대해 논의하며, 제 V절에는 실증분석결과를 제시한다. 마지막으로 제 VI절에서는 연구결과를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 선행연구

외국에서는 일반적으로 연결재무제표가 주 재무제표이며 지배기업의 개별재무제표는 보조적 자료로 첨부되므로 외국의 선행연구는 연결재무제표 정보를 연구대상으로 이용한다. 따라서 우리나라에서처럼 연결재무제표와 관련된 제도변경의 효과를 연구한 외

국의 선행연구를 찾아보기는 어렵다.²⁾

그러나 우리나라의 경우 IFRS가 도입되기 전에는 개별재무제표가 주 재무제표이고 연결재무제표가 보조적으로 제공되었기 때문에 개별재무제표와 연결재무제표에 대한 연구가 동시에 수행되었다. 우리나라에서 연결정보에 대한 초기의 연구는 주로 개별재무제표와 연결재무제표의 재무비율에 대한 차이분석을 중심으로 이루어졌다(정종암·김지홍, 1991; 정연해, 1996).

이후 연구들은 연결재무제표 자체의 정보효과나 개별재무제표에 추가하여 증분적인 정보효과가 있는지를 검증하였다. 연결재무제표 자체의 정보효과를 검증한 선행연구는 주가 및 거래량을 이용하여 연결재무제표 공표시점의 시장반응을 연구하였다. 전성빈(1994)은 감사받은 연결재무제표가 최초로 공시된 1993 회계연도 자료를 이용하여 연결재무제표의 정보효과를 연구하였다. 실증분석 결과, 감사보고서일을 전후한 일별 누적초과수익률과 연결재무제표 공시기한인 4월 말을 전후한 주별 누적초과수익률은 연결순이익 및 연결매출액과 유의적인 양의 관계가 있는 것으로 나타났다. 황인태(1995)는 연결감사보고서일에 주식거래량이 유의적으로 증가함을 보고하였으며, 김경호(1996)는 연결재무제표 공시일을 전후한 주식수익률이 연결이익정보를 반영함을 보고하였다.

또한, 선행연구는 연결재무제표 정보가 개별재무제표 정보에 추가하여 증분적인 정보효과가 있음을 보고하였다. 김권중 외(2001)는 연결이익정보와 주가와의 관계를 이론적으로 도출하고 연결순자산 및 연결순이익 정보와 주가의 관계를 실증분석하였다.

2) 예를 들어, 미국의 경우 1917년에 연결재무제표 작성에 중요한 인센티브를 제공하는 연결납세제도가 도입되었으며, 1940년에는 공개기업에 대해 연결재무제표 작성을 의무화하였다. 따라서 1940년 이후의 자료를 사용한 미국의 연구는 연결재무제표 정보를 이용하고 있다.

실증분석 결과, 연결순자산과 연결순이익은 연결재무제표 공시기한인 다음 회계연도 4월말의 지배기업 주가와 유의적인 양의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 또한, 연결순이익은 개별순이익에 추가하여 증분적 정보효과가 있는 것으로 나타났다. 연결재무제표가 공시되는 다음 회계연도 4월의 누적주식수익률을 이용한 분석에서도 연결이익의 유용성을 지지하는 유사한 결과가 나타났다. 김권중·나인철(2002)은 연결재무제표를 구성하는 개별 항목들의 정보관련성에 관해 연구하였다. 연결순이익을 구성하는 연결매출액과 연결비용에 기초하여 추정한 다음 회계연도의 연결이익, 연결매출액 및 연결비용의 예측치는 지배기업의 주가와 유의적인 관계가 있는 것으로 나타났다. 또한, 연결현금흐름 및 연결발생액도 지배기업의 주가와 유의적인 양의 관계를 보였다. 연결재무정보와 기업의 체계적 위험의 관계를 연구한 김중대(2001)는 개별재무제표에 기초하여 산정한 부채비율보다 연결재무제표에 기초하여 산정한 부채비율이 기업의 체계적 위험과 높은 상관관계를 갖는다는 것을 보고하였다.

한편, 신현걸·이만우(2002)는 1999년에 지분법이 도입된 후 개별재무제표가 연결재무제표의 정보효과를 선점하여 연결재무제표의 정보효과가 사라지는지를 연구하였다. 표본을 개별순이익에 비해 연결순이익이 증가한 그룹, 감소한 그룹 및 변동이 없는 그룹으로 구분하고 연결감사보고서일과 연결재무제표 제출기한을 전후한 13일간의 누적 초과주식수익률과 주식거래량을 비교한 결과, 세 그룹 간에 유의적인 차이를 보이지 않았다. 회귀분석에서도 개별이익 및 개별매출액에 추가하여 연결이익과 연결매출액의 증분적인 정보효과는 나타나지 않았다. 이는 지배기업이 지분법을 적용하여 개별재무제표상 연결효과를 반영하는 경우 개별재무제표가 연결정보를

선점하여 연결재무제표 자체의 추가적인 정보효과가 나타나지 않음을 시사하는 결과이다.

정규언(2005)은 연결재무제표 작성자인 상장기업 임직원, 감사인 및 회계학교수를 대상으로 연결재무제표를 주 재무제표화하는 것에 대한 설문조사를 실시하였다. 설문조사 결과, 회계학교수는 연결재무제표 중심의 공시제도로 전환하는 것에 대해 찬성한 반면, 작성자는 반대하는 입장을 보였으며, 감사인은 중간적인 입장을 보였다. 연결재무제표를 주 재무제표화하는 것에 반대한 이유는 연결재무제표를 사업연도 종료 후 90일 이내에 작성하고 감사받아 공시하는 것이 현실적으로 어렵다는 것이었다. 이러한 현실적인 어려움은 IFRS 도입 후에도 존재할 수 있다. 연결재무제표의 공시기한이 단축되어 별도재무제표와 동시에 공시되면 재무제표 작성기간 및 감사기간을 단축시켜 연결재무제표 정보의 질을 저하시킬 수도 있기 때문이다.

앞서 언급한 대로, IFRS 도입 전에는 연결재무제표가 주 재무제표인 개별재무제표의 보조적인 재무제표로 작성됨에 따라 연결재무제표의 공시기한이 개별재무제표의 공시기한보다 30일이 늦었다. 기업들이 개별재무제표에 기초한 실적을 공표하고 30일 후에 공시되는 연결재무제표상 실적이 개별재무제표상 실적과 크게 차이가 나면서 공시기한을 일치시켜야 한다는 비판이 제기되었다. 이를 해결하기 위해 정부는 자산총액이 2조원 이상인 기업에 대해 2007 회계연도부터 사업보고서에 연결재무제표 정보를 공시하도록 하였다. 즉, 자산총액이 2조원 이상인 기업의 경우에는 개별재무제표와 연결재무제표 공시기한이 회계연도 종료 후 90일로 일치하게 되었다. 이에 박홍조·지현미(2010)은 2007-2008 회계연도 자료를 이용하여 연결재무제표의 공시기한 단축이 연결정보의 가치관련성에 영향을 미치는지를 연구하

었다. 실증분석 결과, 연결재무제표 공시기한이 3월 말인 기업의 연결순자산과 연결순이익이 그렇지 않은 경우보다 높은 가치관련성을 갖는 것으로 나타났다.

국제적으로 EU 국가들을 비롯한 많은 국가들이 IFRS를 자국의 회계기준으로 도입하였다. 특히, EU는 2005년부터 모든 상장기업에 대해 IFRS를 도입함에 따라 EU 국가들을 대상으로 IFRS의 도입효과에 대한 많은 연구가 이루어졌다. 이 중에서 본 연구와 관련된 선행연구는 IFRS 도입이 회계정보의 질과 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향을 검증한 연구라고 할 수 있다.

IFRS 도입이 회계정보의 질에 미치는 영향을 연구한 선행연구는 상충되는 연구결과를 보고하였다. Barth et al.(2008)은 IAS를 자발적으로 도입한 기업의 경우 이익조정과 손실의 조기인식 정도로 측정한 회계이익의 질이 증가하며, 회계정보의 가치관련성이 증가함을 보고하였다. 또한, Christensen et al.(2008)은 자발적으로 IFRS를 도입한 기업에서는 IFRS 도입 후에 이익조정이 감소하고 손실의 조기인식 정도가 증가했으나, 의무도입 기업에서는 IFRS 도입을 전후한 회계이익의 질의 차이가 유의하지 않음을 보고하였다. Atwood et al.(2011)은 이익지속성 및 당기이익과 미래 현금흐름의 관계로 측정한 회계이익의 질이 IFRS를 의무도입한 그룹과 IFRS를 도입하지 않은 그룹 간에 유의적인 차이가 없음을 보고하였다. 반면, Ahmed et al.(2013)과 Callao and Jarne(2010)는 이익유연화, 이익조정, 손실의 조기인식 정도로 측정한 회계정보의 질이 IFRS의 의무도입 후에 저하됨을 보고하였다. Cascino and Gassen(2011)과 Lang et al.(2010) 또한 IFRS의 의무도입 후에 이익의 비교가능성이 감소하거나 유의적인 차이가 없음을 보고하였다.

한편, IFRS 도입이 회계정보의 가치관련성에 미

치는 영향을 연구한 선행연구는 일반적으로 긍정적인 결과를 보고하였다. Aharony et al.(2010)은 14개 EU국가를 대상으로 IFRS 도입이 영업권, 연구개발비 및 유형자산의 가치관련성에 미치는 영향을 연구한 결과, 이들 항목의 가치관련성이 증가함을 보고하였다. 이러한 가치관련성의 증가효과는 IFRS와 IFRS가 도입되기 전의 회계기준의 차이가 클수록 높게 나타났다. Barth et al.(2012a) 또한 IFRS 도입전 기준에서 IFRS로 전환하면서 발생하는 순자산조정액 및 순이익조정액은 유의적인 양의 가치관련성을 가짐을 보고하였다. Barth et al.(2012b)는 27개 국가에서 IFRS를 도입한 기업을 대상으로 이들 기업에 대응되는 미국 기업과 비교하여 순자산 및 당기순이익의 상대적인 가치관련성을 검토하였다. 실증분석 결과, 미국 기업과 비교한 상대적인 가치관련성이 IFRS 도입 후에 증가하는 것으로 나타났다. Hung and Subramanyam(2007)은 IAS를 자발적으로 도입한 독일기업을 대상으로 IAS 도입시 회계정보의 가치관련성이 증가하는지를 연구하였다. 실증분석 결과, 독일회계기준에서 IAS로 전환하면서 발생한 순자산조정액은 양의 가치관련성을 가지나, 순이익조정액은 음의 가치관련성을 갖는 것으로 나타났다. 반면, Capkun et al.(2008)은 EU 기업을 대상으로 IFRS 도입시 회계정보의 가치관련성이 증가하는지를 연구한 결과, 자국의 회계기준에서 IFRS로 전환시 발생하는 순이익조정액은 양의 가치관련성을 가지나 순자산조정액은 가치관련성이 없음을 보고하였다.

우리나라의 경우 최성호 외(2011)은 59개 조기도입 기업을 대상으로 이익조정 및 가치관련성을 연구한 결과, IFRS 도입과정에서 이익조정은 증가하나 순이익의 가치관련성은 오히려 증가하는 것으로 나타났다. 강민정 외(2012)은 IFRS를 조기도입한 57

개 기업을 대상으로 보수적 회계처리로 측정한 회계이익의 질이 증가함을 보고하였다. 최성호 외(2013)은 K-GAAP에서 IFRS로 전환시 발생하는 순이익 조정액은 주가와 양의 관계를 보이는 반면 순자산조정액은 주가와 음의 관계를 가지는 것으로 보고하였다. 또한, 이성엽 외(2013)은 IFRS를 도입한 기업의 별도재무제표와 연결재무제표의 추가설명력간에 유의적인 차이가 없음을 보고하였다.

이와 같이 IFRS 도입에 따른 회계정보의 가치관련성을 분석한 국내연구는 주로 개별재무제표와 별도재무제표의 가치관련성을 분석하거나 연결재무제표와 별도재무제표간의 관계에 초점을 두고 수행되었으며, IFRS 도입 전후기간을 대상으로 연결재무제표 자체의 가치관련성의 변화에 대한 연구는 이루어지지 않았다. 본 연구는 IFRS 도입을 전후하여 연결재무제표 자체의 가치관련성 변동을 고찰한다는 점에서 선행연구와 차별화된다.

III. IFRS 도입효과에 관한 연구가설

3.1 연결순자산과 연결순이익의 설명력 변화

IFRS 도입으로 연결재무제표가 주 재무제표가 되면서 연결재무제표가 시장에서 이용되는 기본재무제표가 되었다. 이처럼 연결재무제표의 위상 및 활용범위가 달라지면서 연결재무제표의 가치관련성이 달라질 수 있다. 또한, 연결재무제표가 주 재무제표가 되면서 연결재무제표와 관련된 제도적 변화도 수반되었다. IFRS 도입 전에는 일부 기업을 제외하고는 연결재무제표가 개별재무제표보다 늦게 공시되었다. 또한, IFRS 도입 전에는 지배기업은 개별재무제표

상 종속기업투자주식에 대해 지분법을 적용하여 연결재무제표상 표시되는 지배기업의 순자산 및 순이익 효과를 개별재무제표에 보고하였다('one-line consolidation'). 이처럼 연결재무제표보다 먼저 공시되는 개별재무제표에서 연결정보를 제공함에 따라 연결정보를 선점하는 경향이 있었다(신현걸 · 이만우, 2002). 그러나 IFRS가 도입되면서 주 재무제표인 연결재무제표의 공시기한이 회계연도 종료 후 90일 이내로 앞당겨지면서 연결재무제표와 지배기업의 별도재무제표가 동시에 공시되게 되었다. 또한, IFRS에서는 지배기업의 별도재무제표상 종속기업투자주식에 대해 원가법이나 공정가치법을 적용함에 따라 별도재무제표가 더 이상 one-line consolidation의 효과를 반영하지 못하게 되었다. 연결재무제표와 관련된 이러한 제도적 변화는 IFRS 도입 후 연결재무제표의 정보효과가 증가할 수 있음을 의미한다.

반면, IFRS 도입효과를 연구한 외국의 선행연구는 상충되는 연구결과를 보고하였다. 자발적으로 IFRS를 도입한 기업의 경우에는 회계이익의 질과 회계정보의 가치관련성이 증가하는 것으로 나타났다(Barth et al. 2008; Christensen et al. 2008). 그러나 IFRS를 의무도입한 기업의 회계이익의 질은 유의하게 증가하지 않거나 오히려 감소하는 것으로 나타났다(Christensen et al. 2008; Atwood et al. 2011; Ahmed et al. 2013; Callao and Jarne 2010). 이러한 선행연구는 IFRS 도입이 자발적인지, 의무도입인지에 따라 연결재무제표의 정보효과에 미치는 영향이 달라질 수 있음을 시사한다. 따라서, IFRS를 의무도입한 우리나라에서 IFRS 도입 후 연결재무제표의 정보효과에 변동이 있는지는 분석해야 할 사항으로 보인다. 따라서 본 연구에서는 IFRS 도입효과에 대한 연구가설의 검증에 앞서, 우리나라에서 IFRS 의무도입 후 연결재무제표의 정

보호효과에 변동이 있는지를 살펴보기 위해 연결순자산과 연결순이익의 결합설명력과 증분설명력의 변화를 살펴보고자 한다.

연결재무제표의 총 정보효과는 연결순자산과 연결순이익의 결합정보효과를 통해 살펴본다. 아울러 IFRS 도입 후에 연결순자산과 연결순이익 각각의 정보효과의 변경은 그 결합정보효과의 변경과는 달리 나타날 수 있다. IFRS 도입이 순자산과 회계이익의 각각의 가치관련성에 미치는 영향을 연구한 선행연구는 상충된 결과를 보고하였다. Barth et al. (2012a, 2012b)는 IFRS 도입 후에 순자산 및 당기순이익의 상대적인 가치관련성이 모두 증가하는 것을 보고한 반면, Hung and Subramanyam(2007)과 Capkun et al.(2008)은 연구대상 국가에 따라 순자산과 순이익 각각의 가치관련성이 달라질 수 있음을 보고하였다. 따라서, 본 연구는 우리나라에서 IFRS의 의무도입 후에 연결순자산과 연결순이익의 결합정보효과에 추가하여 각각의 증분정보효과에 변동이 있는지를 고찰한다.³⁾

3.2 회계기준간 조정액의 가치관련성 변화에 대한 연구가설

최성호 외(2013)은 개별재무제표를 대상으로 K-GAAP에서 IFRS로 전환시 발생하는 순이익조정액이 주가와 양의 관계를 가지나 순자산조정액은 주가

와 음의 관계를 가짐을 보고하였다. 이는 IFRS 도입으로 개별재무제표상 순자산과 순이익의 정보효과에 유의적인 변동이 있음을 시사한다. 이와 유사하게 IFRS 도입으로 연결순자산과 연결순이익의 정보효과에도 유의적인 변동이 있을 수 있는데, 그 변동요인은 크게 두 가지로 구분할 수 있다. 우선, 지배기업과 종속기업의 개별재무제표에 적용되는 회계처리기준의 차이로 인해 연결순자산과 연결순이익의 정보효과가 달라질 수 있다. K-GAAP과 IFRS상 회계처리기준의 차이가 지배기업의 별도재무제표와 종속기업의 개별재무제표 자체에 영향을 미친다면, 이러한 효과는 이들 재무제표를 연결한 연결재무제표에도 그대로 반영될 것이기 때문이다. 예를 들어, IFRS에서는 K-GAAP에 비해 공정가치 평가가 확대되었다. 따라서 IFRS 도입 후 지배기업과 종속기업의 개별재무제표상 공정가치 평가가 확대되면 이러한 효과는 연결재무제표에도 반영될 것이며, 이로 인해 연결재무제표의 목적적합성이 증가하고 연결재무제표의 유용성이 증가할 수 있다. 한편, IFRS는 원칙중심 회계기준으로 동일한 원칙하에서도 경영자가 선택하는 회계처리방법은 기업 간에 다를 수 있어 기업 간 비교가능성이 저하되어 연결재무제표의 유용성이 감소할 수 있다. 예로, IFRS 도입 첫 연도인 2011년 재무제표상 영업이익의 산출 범위는 기업 간에 큰 차이가 있었으며, 유형자산 평가방법 및 주식공시의 양에 있어서도 기업 간에 큰 차이가 있

3) 본 연구에서는 분석기간의 연도별 회귀분석의 R^2 를 비교하는 방법으로 IFRS 도입을 전후한 연결순자산과 연결순이익의 결합설명력과 증분설명력의 변화를 분석한다. IFRS 도입을 전후하여 R^2 의 차이가 유의한지를 통계적으로 검증하기 위해서는 각 연도의 종속변수가 동일한 값을 가져야 한다. 그러나 본 연구의 경우 IFRS 도입 전과 후의 각 연도의 종속변수 값이 동일하지 않아 R^2 의 차이에 대한 통계적인 검증이 어렵다. 대체적인 방법으로, 연도별 분석 대상연도 수가 충분하다면 Collins et al.(1997)의 방법을 고려해 볼 수 있다. 이는 결합설명력이나 증분설명력을 종속변수로 설정하고 연도를 나타내는 t를 독립변수로 하여 시간 경과에 따른 설명력 변동 여부를 검증하는 방법이다. 그러나 Collins et al.(1997)의 연구는 41개 연도를 대상으로 하고 있으므로 t를 설명변수로 한 분석이 가능한데 반해, 본 논문의 분석대상 연도 수는 단 6년에 불과하기 때문에 이 방법을 의미 있게 적용하기 어렵다. 따라서 본 연구에서는 차선택으로 R^2 의 연도별 변동을 그래프로 표현하여 전반적인 변동 추세를 분석한다. 이러한 통계적 검증의 한계로 인해 IFRS도입으로 인한 연결순자산과 연결순이익의 설명력 변화에 대해서는 별도의 연구가설을 설정하지 않는다.

는 것으로 나타났다(이호영 외, 2011).⁴⁾ 이처럼 K-GAAP과 IFRS상 거래나 사건에 대한 회계처리 기준의 차이가 별도재무제표와 개별재무제표의 정보 효과에 영향을 미친다면 이는 그대로 연결재무제표로 이전되어 연결정보효과와 변동에 초래할 수 있다.

둘째, IFRS로 전환함에 따라 발생하는 연결순자산과 연결순이익의 정보효과와 차이는 IFRS 도입으로 연결범위가 변경됨에 따라 발생할 수도 있다. 연결재무제표는 지배기업과 지배기업이 지배하는 종속기업으로 구성되는 연결실체에 대한 재무제표이므로, 연결정보효과는 연결재무제표에 포함되는 종속기업을 식별하는 지배력 개념과 밀접하게 관련되어 있다. K-GAAP에서는 피투자기업에 대한 지분율이 30%를 초과하면서 해당 피투자기업의 최대주주인 경우 지배력이 있다고 보아 연결대상에 포함되었다. 그러나 이렇게 종속기업을 식별하게 되면 실질적으로는 지배력이 없는 피투자기업도 연결범위에 포함될 수 있으며 이로 인해 연결정보의 유용성이 감소할 수 있다. 반면, IFRS에서는 지분율 기준으로 50%를 초과하거나 지분율이 50% 이하라면 실질지배력이 존재하는 경우에만 연결대상에 포함되므로 지분율이 30%~50%인 경우 실질지배력이 없는 피투자기업은 연결대상에서 제외된다. 이처럼 IFRS에서는 지배기업이 실질적으로 지배하는 종속기업만 연결대상에 포함되므로 연결실체가 경제적 실체를 보다 잘 반영할 수 있으며, 이는 연결정보효과에 변동을 가져올 수 있다. 나아가 연결실체에 포함되는 종속기업을 식별하는 기준의 차이는 K-GAAP과 IFRS간에 다른 회계처리기준의 차이가 없다 하더라도 연결재무제표의 정보효과에 영향을 미칠 수 있다.

따라서 본 연구는 IFRS 도입으로 인해 연결순자

산과 연결순이익의 정보효과에 변동이 있다면, 그 변동이 K-GAAP과 IFRS의 차이를 초래하는 요인별로 달리 나타나는지를 검증함으로써 선행연구를 확장한다. 이를 위해 다음의 가설을 설정한다.

가설 1: IFRS 도입을 전후한 연결순자산과 연결순이익의 정보효과와 변동은 K-GAAP과 IFRS의 차이를 초래하는 요인별로 달리 나타날 것이다.

3.3 연결재무제표 공시기한 단축효과에 대한 연구가설

앞서 언급한 대로, IFRS 도입으로 자산총액이 2조 원 미만 상장기업의 연결재무제표 공시기한이 별도재무제표의 공시기한과 동일하게 90일로 단축되었다. 연결재무제표의 공시기한 단축은 연결실체에 대한 재무정보를 앞당겨 제공함으로써 경영자와 자본시장참여자 사이의 정보불균형의 기간을 단축시켜 연결재무정보의 적시성을 향상시킬 수 있다. 하지만 실무상 연결재무제표의 작성기간이 단축되고 외감대상이 아닌 종속기업이 연결대상에 포함되면 기한 내에 신뢰성 있는 연결재무제표가 작성되기 어려워 연결재무제표의 신뢰성을 저하시킬 수 있다는 문제도 존재한다(정규언, 2005; 박홍조·지현미, 2010). 따라서 IFRS의 의무도입 이후에 연결재무제표의 공시기한 단축이 연결재무제표의 정보효과에 유의적인 영향을 미쳤는지는 실증적으로 분석해야 할 사항으로 보인다.

한편, 박홍조·지현미(2010)은 IFRS 도입전의 자료를 이용하여 자산총액이 2조원 이상인 기업에 대한 연결재무제표 공시기한의 단축이 연결재무정보

4) 이호영, 이홍섭, 장금주, 강민정. 2011. IFRS 재무정보 비교가능성 제고 방안에 대한 연구. IFRS 재무공시 개선방안 세미나.

의 정보효과에 영향을 미치는지를 검증하기 위해 연결순자산 및 연결순이익과 기업가치의 관계를 분석하였다. 그러나 특정시점의 기업가치는 그 시점까지 시장에 공시된 모든 정보를 반영한 결과이므로 특정시점의 기업가치가 더 높다 하더라도 그 원천이 되는 정보가 연결정보라고 단정하기는 어렵다. 따라서 연결재무제표의 공시기한의 단축으로 인한 정보효과를 검증하기 위해서는 연결정보가 공시되는 시점의 주가반응을 이용하는 것이 보다 타당할 것이다. 이에 본 연구는 연결정보가 공시되는 시점의 주가반응을 이용하여 연결재무제표의 공시기한 단축으로 인해 연결정보의 정보효과에 변동이 있는지를 실증분석한다.

가설 2: IFRS 도입 후 연결재무제표 공시기한의 단축으로 인해 연결순자산과 연결순이익의 공시에 대한 주가반응에는 변동이 있을 것이다.

IV. 연구모형 및 표본

4.1 연구모형

수준(level)변수를 이용한 주가모형은 가치관련성을 분석한 선행연구에서 광범위하게 이용되었다(Collins et al. 1997; Barth et al. 1998, 2008). 본 연구에서도 주가모형을 이용하여 연결정보의 가치관련성을 연구하며, 주가모형을 사용하는 경우 나타날 수 있는 이분산성(Heteroscedasticity)을 고려하여 White 수정표준오차를 사용한다.

본 연구에서는 IFRS 도입을 전후하여 연결순자산

및 연결순이익의 결합정보효과와 각각의 증분적인 정보효과에 변화가 있는지를 살펴본다. 연결재무제표의 결합정보효과는 선행연구에 따라(Collins et al. 1997), Ohlson(1995)의 가치평가모형을 이용한 아래 회귀식(1)의 수정 R^2 가 IFRS 도입을 전후하여 변화가 있는지를 비교한다. 즉, 연결순자산과 연결순이익이 함께 주가를 설명하는 결합설명력인 수정 R^2 가 IFRS 도입을 전후하여 변동하는지를 분석하는 것이다.

한편, IFRS 도입을 전후하여 연결순자산과 연결순이익 각각의 증분적인 정보효과에 변화가 있는지를 검토하기 위해 본 연구는 아래 회귀식(1a)와 (1b)를 추정하여 연결순자산과 연결순이익의 증분설명력을 비교분석한다. 아래 회귀식(1), (1a) 및 (1b)의 수정 R^2 를 각각 R_T^2 , R_{1a}^2 , R_{1b}^2 라고 하면, 연결순자산의 증분설명력(R_{CONNA}^2)은 R_T^2 에서 R_{1a}^2 를 차감하여 산정하고, 연결순이익의 증분설명력(R_{CONNI}^2)은 R_T^2 에서 R_{1b}^2 를 차감하여 산정한다.

$$P_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CONNA_{it} + \alpha_2 CONNI_{it} + \epsilon_{it},$$

$$\text{수정 } R^2 = R_T^2 \quad (1)$$

$$P_{it+1} = \alpha'_0 + \alpha'_1 CONNI_{it} + \epsilon_{it},$$

$$\text{수정 } R^2 = R_{1a}^2 \quad (1a)$$

$$P_{it+1} = \alpha''_0 + \alpha''_1 CONNA_{it} + \epsilon_{it},$$

$$\text{수정 } R^2 = R_{1b}^2 \quad (1b)$$

여기서,

P_{it+1} : i기업의 t년도 연결재무제표 공시일이 속하는 달 말일(즉, t+1년도의 3월 또는 4월 말)의 주당 주가

$CONNA_{it}$: i기업의 t년도 연결순자산을 연결재무제표 공시일이 속하는 달 말일의 상장주식수로 나눈 주당 연결순자산

$CONNI_{it}$: i기업의 t년도 연결순이익을 연결재무제표

공시일이 속하는 달 말일의 상장주식수로
나눈 주당 연결순이익

한편, Ohlson(1995) 모형에 의하면, IFRS 도입을 전후한 연결순자산과 연결순이익의 추가설명력의 변동은 연결순이익의 지속성의 변동과 관련될 수 있다. 따라서 연결순자산과 연결순이익의 추가설명력 변동이 연결순이익의 지속성 변동과 관련이 있는지를 검증하기 위해 다음의 회귀식(2)를 추정한다.

$$P_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CONNA_{it} + \alpha_2 CONNI_{it} + \alpha_3 IFRS + \alpha_4 CONNA_{it} \times IFRS + \alpha_5 CONNI_{it} \times IFRS + YEAR_D + \epsilon_{it} \quad (2)$$

여기서,

IFRS : IFRS 도입 이후 회계연도이면 1, 아니면 0
의 값을 갖는 더미변수

YEAR_D : 연도별 더미변수

회귀식(2)에서 IFRS 도입 이후 연결순자산과 연결순이익의 추가설명력 변화가 연결순이익의 지속성 변화에서 기인하는지를 검증하기 위하여 연결순자산 및 연결순이익과 IFRS 더미변수의 상호작용을 추가한다. IFRS 도입 이후 연결순이익의 지속성이 감소한다면, Ohlson 모형에 따라 연결순자산의 비중 변화를 나타내는 α_4 는 양(+)의 계수를 보이고 연결순이익의 비중변화를 나타내는 α_5 는 음(-)의 값을 가질 것이다.⁵⁾

가설 1은 IFRS 도입을 전후하여 연결재무제표의 정보효과에 변동을 가져올 수 있는 요인별로 연결재무정보의 정보효과와 변동을 검증한다. 그런데 가설 1을 검증하기 위해서는 동일한 회계연도에 대해 K-GAAP과 IFRS에 의해 작성된 재무제표 정보가 필요하다. 앞서 언급한 대로, 2010 회계연도에 대해서는 2010년에 K-GAAP에 따라 작성 공시된 연결재무제표와 2011년에 IFRS에 따라 작성된 연결재무제표가 모두 이용가능하므로, 본 연구는 2010 회계연도 연결재무정보를 이용하여 가설 1을 검증한다. 이를 위해 최성호 외(2013)에서 사용된 회귀식을 다음과 같이 변동요인별로 확장한다.

$$P_i = \beta_0 + \beta_1 KGAAPNA_i + \beta_2 KGAAPNI_i + \beta_3 NADIFF_i + \beta_4 NIDIFF_i + \epsilon_i \quad (3)$$

$$P_i = \beta_0 + \beta_1 KGAAPNA_i + \beta_2 KGAAPNI_i + \beta_3 NACONS_i + \beta_4 NICONSD_i + \beta_5 NAGAAPD_i + \beta_6 NIGAAPD_i + \epsilon_i \quad (3a)$$

여기서,

P_i : i기업의 2010 회계연도 연결재무제표
공시일이 속하는 달 말일(즉, 2011년 3월 또는 4월)의 주당 주가

$KGAAPNA_i$: K-GAAP에 따라 작성된 i기업의 2010 회계연도 연결순자산을 2011년 3월 또는 4월 말일의 상장주식수로 나눈 주당 연결순자산

$KGAAPNI_i$: K-GAAP에 따라 작성된 i기업의 2010 회계연도 연결순이익을 2011년 3월 또는

5) Ohlson 모형에 의하면 주주지분의 가치는 다음과 같이 자본화된 이익에서 배당을 차감하여 구한 가치추정치($\phi X_t - d_t$)와 순자산 장부금액(BV_t)의 가중평균으로(기타 정보는 없다고 가정) 결정된다. 식에서 가중치 k 를 결정하는 요인은 자기자본비용과 초과이익의 지속성계수인 ω 이다.

$$P_t = (1-k)BV_t + k(\phi X_t - d_t) \\ \phi = (1+r_e)/r_e \\ k = r_e \cdot \omega / (1+r_e - \omega)$$

$\omega=0$ 인 경우에는 $k=0$ 이 되어 장부금액에 모든 가중치가 부여되고, 반대로 $\omega=1$ 인 경우에는 모든 가중치는 이익자본화 가치에 부여된다. 즉, 이익지속성이 감소할수록 연결순자산의 비중이 커진다.

4월 말일의 상장주식수로 나눈 주당 연결 순이익

NADIFF_i : 2011년에 IFRS에 따라 재작성된 2010 회계연도 연결순자산에서 2010년에 K-GAAP에 따라 작성된 연결순자산을 차감한 금액을 2011년 3월 또는 4월 말일의 상장주식수로 나눈 값

NIDIFF_i : 2011년에 IFRS에 따라 재작성된 2010 회계연도 연결순이익에서 2010년에 K-GAAP에 따라 작성된 연결순이익을 차감한 금액을 2011년 3월 또는 4월 말일의 상장주식수로 나눈 값

NACONSD_i : NADIFF_i 중에서 연결범위 변동으로 인한 차이

NICONSD_i : NIDIFF_i 중에서 연결범위 변동으로 인한 차이

NAGAAPD_i : NADIFF_i에서 NACONSD_i를 차감한 값
NIGAAPD_i : NIDIFF_i에서 NICONSD_i를 차감한 값

NACONSD_i와 NICONSD_i를 산정함에 있어 연결범위 변경에 따른 조정액은 2011년 회계연도 연결재무제표 감사보고서 주석에 공시된 IFRS 전환에 따른 재무상태·경영성과 조정 내역 중 연결대상 기업의 변화에 따른 연결순자산 및 연결순이익의 조정금액이다. 회귀식(3)에서 β_3 및 β_4 가 유의한 양의 값을 갖는다면, 이는 IFRS 도입에 따른 연결순자산 조정액과 연결순이익 조정액이 증가와 유의한 양의 관계를 갖는다는 것을 의미한다. 회귀식(3a)에서 β_3 및 β_4 가 유의한 양의 값을 갖는다면, 이는 IFRS 도입으로 연결범위가 변경됨에 따라 발생하는 연결순자산 조정액과 연결순이익 조정액이 증가와 유의한 양의 관계를 갖는다는 것을 의미한다. 즉, IFRS 도입으로 연결대상이 경제적 실질을 보다 잘 반영함

에 따라 연결정보의 가치관련성이 증가한다고 해석할 수 있다. 또한, β_5 및 β_6 가 유의한 양의 값을 갖는다면, K-GAAP과 IFRS상 회계처리기준의 차이로 인해 발생하는 연결순자산 조정액과 연결순이익 조정액이 증가와 유의한 양의 관계를 갖는다는 것을 의미한다.

가설 2는 IFRS 도입 후 연결재무제표의 공시기한 단축이 연결재무제표의 정보효과에 미치는 영향을 검증한다. 연결재무제표의 공시기한 단축효과를 검증하기 위해서는 연결재무제표가 공시된 시점의 추가반응을 분석해야 하며, 이를 위해서는 연결재무제표의 공시일을 파악할 필요가 있다. IFRS 도입 전에는 연결재무제표가 상법상 이사회 및 주주총회 승인사항이 아니었으며, 연결재무제표에 대한 감사보고서는 사업연도 종료 후 4월 이내(자산총액이 2조원 이상인 주권상장법인의 경우에는 사업연도 종료 후 3월 이내)에 회사 및 증권선물위원회에 제출하도록 하였다. 이에 따라 IFRS 도입 전에는 연결감사보고서 공시일에 연결재무정보가 시장에 최초로 제공된 것으로 볼 수 있다. 그러나 IFRS가 도입되면서 연결재무제표가 상법상 이사회 및 주주총회의 승인 대상이 되어 연결재무제표 관련 정보가 주주총회소집통지일에 시장에 공시되지만, 이러한 개정방법은 2012년 4월 15일부터 시행되어 2011 회계연도에는 적용되지 않았다. 또한, 외감법 개정에 따라 IFRS를 도입한 회사의 감사인은 연결재무제표에 대한 감사보고서를 주주총회 1주일 전에 회사에 제출해야 한다. 따라서 IFRS 의무 도입 첫해인 2011년은 연결재무제표에 대한 주주총회 승인이 의무화되기 전으로 외감법상 감사인의 연결감사보고서 제출의무만 적용되므로, 2011 회계연도의 연결재무정보가 시장에 최초로 공시된 시점은

6) 기업은 감사보고서 제출일 전에도 공정공시를 통해 연결재무정보를 시장에 미리 제공할 수 있다. 그러나 표본기업 중 2011 회계연도의 연결재무정보에 대해 공정공시를 수행한 기업은 약 66개로 미미하며, 공정공시를 수행한 기업 중에서도 연결순자산 정보에 대해서는 공시하지 않은 기업이 많아 본 연구에서는 공정공시일을 별도로 고려하지 않는다.

감사인의 감사보고서 제출일이라고 할 수 있다.⁶⁾ 연결재무제표 공시일에 관한 내용을 정리하면 <그림 1>과 같다.

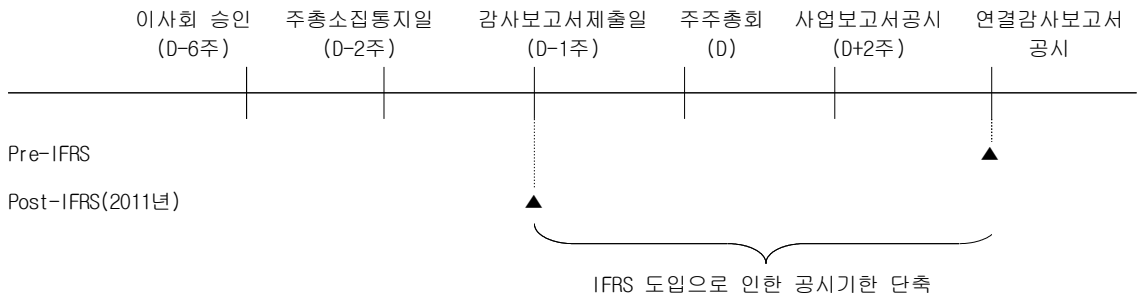
한편, 본 연구에서는 IFRS 도입연도인 2011년에 법정공시기한이 단축된 표본만을 대상으로 연결재무제표의 공시기한 단축효과를 살펴본다. 구체적으로, IFRS 도입 전에는 연결재무제표의 공시기한이 4월이었다가 IFRS 도입으로 연결재무제표 공시기한이 3월로 단축된 기업만을 대상으로 하여 연결재무제표 공시에 대한 시장반응이 공시일 단축과 유의한 관계가 있는지를 검증한다. 연결재무정보 공시일의 주가 반응은 선행연구에서 보편적으로 사용되고 있는 시장모형과 시장수익률조정모형을 사용하여 측정한다.⁷⁾ 시장모형 누적초과수익률(market-model cumulative abnormal returns)은 연결재무정보 공시일 전 - 6일부터 - 255일까지의 250일간의 일별 수익률을 사용하여 시장모형 계수를 추정하고 그 추정계수를 사용하여 일별 초과수익률을 계산한 후 이를 공시기간 동안 누적한 값이다. 시장수익률조정모형 누적초

과수익률(market-adjusted cumulative abnormal returns)은 특정 기업의 일별 수익률에서 당일의 시장수익률을 차감하여 일별 초과수익률을 산정한 후 이를 공시기간 동안 누적한 값이다. 가설 2를 검증하기 위하여 다음의 회귀식을 추정한다.

$$\begin{aligned} CAR_i = & \delta_0 + \delta_1 \Delta CONNI_i / P_i + \delta_2 Daydif_i \\ & + \delta_3 \Delta CONNI_i / P_i \times Daydif_i \\ & + \delta_4 PASTRET_i + \delta_5 SIZE_i + \delta_6 MBR_i \\ & + \delta_7 LEV_i + \epsilon_i \end{aligned} \quad (4)$$

여기서,

CAR_i : i 기업의 시장모형 및 시장수익률조정모형에 의해 추정된 2011년의 연결재무제표 공시일을 전후한 3일간(-1일 ~ +1일), 5일간(-2일 ~ +2일), 7일간(-3일 ~ +3일)의 누적초과수익률
 $\Delta CONNI_i / P_i$: i 기업의 2011 회계연도 주당 연결순이익에서 2010 회계연도 주당 연결순이익을 차감한 주당 연결순이익의 변동액을



<그림 1> 연결재무정보 최초 공시일

$$7) \text{ 시장모형 누적초과수익률} = \sum_{t=-5}^{+5} (R_{it} - (\hat{a} + \hat{b}R_{mt}))$$

$$\text{시장수익률조정모형 누적초과수익률} = \sum_{t=-5}^{+5} (R_{it} - R_{mt})$$

여기서 R_{it} 는 i 기업의 t 시점 주가수익률이고, R_{mt} 는 t 일의 시장수익률이다.

	PASTRET 측정기간 직전의 주당 주 가로 나눈 값
Daydif _i	: i기업의 2011 회계연도 연결재무제표 공시기간 단축일수(2010 회계연도 말 부터 동 회계연도 연결재무제표의 최초 공시일까지의 기간 - 2011 회계연도 말부터 동 회계연도 연결재무제표의 최 초 공시일까지의 기간)을 10분위수로 구분한 후 0에서 1까지의 서열(rank) 을 부여한 값
PASTRET _i	: i기업의 2011 회계연도 연결재무제표 공시일 전 -205일부터 -6일까지 200 일간의 주식수익률
SIZE _i	: i기업의 2011 회계연도 말의 연결총자 산의 자연로그 값
MBR _i	: i기업의 2011 회계연도 말의 시가총액 을 연결순자산으로 나눈 값
LEV _i	: i기업의 2011 회계연도 말의 연결총부 채를 연결총자산으로 나눈 값

연결이익의 공시효과를 분석하기 위해서는 시장에서 기대하지 않았던 비기대연결이익을 추정해야 한다. 본 연구에서는 전년 대비 주당 연결순이익의 변동을 비기대연결이익의 대응치로 사용한다. 아울러 전기의 연결순이익을 시장기대치로 사용함에 따라 발생할 수 있는 측정오차 문제를 완화하기 위해 연결재무제표 공시일 전 -205일~6일의 200일간 주식수익률을 추가적인 독립변수로 포함한다. 이는 비기대이익의 측정오차를 줄이기 위해 선행연구에서 사용되어온 방법이다(Brown et al. 1987; 김권중 외, 2001; 김문철 외, 2005).

한편, 선행연구에 의하면 주식수익률은 여러 가지 변수에 의해 영향을 받는다. 기업규모가 클수록 이익공시 전 투자자들이 해당 기업의 정보를 사적으로 수집할 유인이 커지며, 이로 인해 기업규모가 클수록 이익공시일의 주가반응은 작아진다(Atiase, 1980;

Atiase, 1985; Shores, 1990). 본 연구에서는 기업규모가 이익공시일의 주가반응에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위해 기업규모(SIZE)를 통제변수로 포함한다. 한편, Collins and Kothari(1989)는 기업의 성장성과 이익반응계수 간에 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 본 연구에서는 성장성이 이익공시일의 주식수익률에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위해 성장성(MBR)을 통제변수로 포함한다. Dhaliwal et al.(1991)은 부채비율이 높을수록 이익의 증가효과는 주로 채권자에게 귀속되고 주주에 대한 효과는 상대적으로 작아 부채비율과 이익반응계수 간에는 음의 관계가 존재함을 보고하였다. 따라서, 본 연구에서는 부채비율이 주가반응에 미치는 영향을 통제하기 위해 부채비율을 통제변수로 포함한다. IFRS 도입으로 인한 연결재무제표 공시기한의 단축으로 적시성이 향상되어 연결순이익의 정보효과가 증가한다면, 회귀식(4)에서 δ_3 는 유의한 양(+)의 값을 가질 것이다. 반면, 연결재무제표 공시기한의 단축으로 인해 연결재무제표의 신뢰성이 저하된다면, δ_3 는 유의한 음(-)의 값을 가질 것이다.

4.2 표본선정

본 연구의 표본은 IFRS 도입을 전후한 2008년부터 2013년까지 연결재무제표를 공시한 비금융 유가증권시장 상장기업 및 코스닥시장 상장기업 중 결산월이 12월인 기업으로 아래의 요건에 해당하지 않은 기업-연도이다.

- ① IFRS 조기도입기업
- ② 자본잠식기업 및 분석기간 중 관리종목으로 선정된 기업
- ③ 감사의견이 적정의견이 아닌 기업
- ④ 연결총자산의 규모가 직전년도 대비 50%를

초과하여 변동한 기업 및 재무정보가 입수가능하지 않은 기업

- ⑤ IFRS 도입 전이나 IFRS 도입 이후의 기간에만 연결재무제표를 공시한 기업

금융업에 속하는 기업을 제외한 이유는 재무정보의 공시환경 및 영업환경 등이 비금융업에 속한 기업과 상이하기 때문에 제외하였다. 본 연구는 IFRS의 의무도입효과를 검증하는 것이 목적이므로 2011년 전에 자발적으로 IFRS를 조기도입한 기업을 제외하였으며, TS-2000 및 Fn-Guide로부터 분석에 필요한 재무정보를 입수할 수 없는 기업을 제외하였다. 또한 IFRS 도입 전과 이후에 연결재무제표를 최소한 1회 이상 공시한 기업만을 표본에 포함하였다. 이는 IFRS 도입을 전후하여 표본의 동질성을 유지하여 기업의 개별적 특성이 검증결과에 반영될 가능성을 배제하고 정보효과가 일관되게 비교될 수

있도록 하기 위함이다. 자본잠식기업이나 관리종목으로 선정된 기업, 감사의견이 적정의견이 아닌 기업 또는 연결총자산이 직전년도 대비 50%를 초과하여 변동한 기업은 표본기간 동안 구조적인 변동이 있었음을 의미한다. 이들 기업을 포함할 경우 연결재무정보의 정보효과에 변동이 있다 하더라도 이러한 변동이 IFRS 도입의 효과인지 아니면 구조적 변동의 영향인지 구분하기가 어려우므로, 이들 기업은 표본에서 제외한다. 또한, 변수들의 극단치의 영향을 통제하기 위해 각 연속변수의 분포에서 상·하위 1%를 초과하는 표본은 조정(winsorize)하였다. 표본선정 결과, 본 연구에 사용된 최종 표본은 3,068 기업-연도이며, 연도별로는 2008년 452 기업-연도에서 2013년 552 기업-연도의 분포를 보이고 있다. 이 가운데 가설 1은 2010 회계연도와 2011 회계연도에 연결재무제표를 작성한 기업 중 2010 회계연도에 연결재무제표를 IFRS로 전환함에 따른 연결순자산

〈표 1〉 표본선정

2008년부터 2013년까지 연결재무제표를 작성 공시한 비금융 유가증권시장 및 코스닥시장 상장기업 중 결산월이 12월인 기업-연도		5,404
제외	IFRS 조기도입기업-연도	260
	자본잠식기업 및 분석기간 중 관리종목으로 선정된 기업-연도	138
	감사의견이 적정의견이 아닌 기업-연도	27
	연결총자산의 규모가 직전년도 대비 50%를 초과하여 변동한 기업 및 재무정보가 입수가능하지 않은 기업-연도	621
	IFRS 도입 전이나 IFRS 도입 이후의 기간에만 연결재무제표를 공시한 기업-연도	1,290
A. 연결순자산과 연결순이익의 설명력 변화를 분석하기 위한 표본		3,068
연도별 표본 구성	2008년	452
	2009년	464
	2010년	511
	2011년	524
	2012년	565
	2013년	552
B. 회계기준간 조정액의 가치관련성 변화를 검증하기 위한 표본(가설 1)		208
C. 공시효과를 검증하기 위한 표본(가설 2)		377

및 연결순이익 조정액이 구분 공시된 표본(208기업)만을 분석대상으로 한다. 가설 2는 IFRS 도입 이후 연결재무제표의 법정공시기한이 4월에서 3월로 단축된 표본(377기업)만을 분석대상으로 한다. 표본의 선정절차 및 연도별 표본은 <표 1>에 보고된다.

V. 실증분석결과

5.1 기술통계 및 상관관계 분석

<표 2>의 패널 A는 변수들의 기술통계치를 보고한다. 주가(P_{it+1})의 평균은 23.6천원이고, 중위수는 6.9천원이다. 주당 연결순자산($CONNA_{it}$)의 평균은 약 26.9천원, 중위수는 7.3천원으로 주당 연결순자산 평균은 주가평균보다는 다소 크게 나타났으며, 중위수는 주가와 유사하다. 주당 연결순이익($CONNI_{it}$)의 평균과 중위수는 각각 1.97천원과 0.39천원이다. 한편, IFRS로 작성된 2010 회계연도의 주당 연결순자산은 K-GAAP으로 작성된 주당 연결순자산과 비교하여 연결범위의 변동($NACONS_{D_{it}}$)으로 인해 약 0.45천원이 감소하였으며, 기타 K-GAAP과 IFRS 회계처리기준의 차이($NAGAAPD_{it}$)로 인해 약 1.92천원이 증가하였다. IFRS 도입으로 주당 연결순이익은 K-GAAP으로 작성된 주당 연결순이익에 비해 연결범위의 변동($NICONS_{D_{it}}$)으로 약 0.01천원이 감소하였으며, 기타 K-GAAP과 IFRS 회계처리기준의 차이($NIGAAPD_{it}$)로 약 0.14천원이 증가한 것으로 나타난다.

한편, IFRS 도입 이후 연결재무제표의 법정 공시기한이 4월에서 3월로 단축된 기업의 기술통계치는 다음과 같다. 2011 회계연도의 연결재무정보 공시

일을 전후한 3일, 5일, 7일의 시장모형에 의해 산정된 누적초과수익률(CAR_i) 평균은 각각 -0.1%, -0.9%, -1.4%로 나타나며, 2011 회계연도의 비기대 연결순이익은 평균 -0.03이다. 비기대 연결순이익이 음(-)의 값을 보이는 것은 기대이익으로 설정한 2010 회계연도의 주당 연결순이익이 2011 회계연도의 주당 연결순이익보다 평균적으로 더 크기 때문이다. 2011 회계연도 말부터 연결재무정보 최초 공시일까지의 기간은 평균 74일로 2010년 대비 평균적으로 약 46일 단축된 것으로 나타난다. 통제변수인 연결총자산의 평균은 자연로그를 취하기 전 금액으로 5,456억원이고, 시가총액 대비 연결순자산의 비율인 성장성(MBR_i)의 평균은 0.877으로 시가총액이 연결순자산의 장부금액보다 낮게 형성되어 있으며, 부채비율(LEV_i)은 약 49% 수준인 것으로 나타난다.

<표 2>의 패널 B에서는 주가, 주당 연결순자산 및 주당 연결순이익이 IFRS 도입 전과 후의 기간에 대해 유의한 차이가 있는지를 분석한다. IFRS 도입 전 주가의 평균은 22.8천원이고, 도입 후 평균은 24.3천원이며, 그 차이는 통계적으로 유의하지 않다. 주당 연결순자산의 평균은 IFRS 도입 전 26.1천원에서 IFRS 도입 후 27.5천원으로 다소 증가하였으나 통계적으로 유의한 차이는 아니다. 주당 연결순이익의 평균은 IFRS 도입 전 2.2천원에서 IFRS 도입 후 1.8천원으로 감소하였으며, 그 차이는 통계적으로 유의하다.

<표 3>은 본 연구의 회귀분석에 사용되는 주요 변수들 간의 상관계수를 제시한다. 패널 A는 IFRS 도입 전후 연결순자산 및 연결순이익의 설명력 변화를 살펴보기 위한 회귀식 (1), (2)에 사용되는 변수들 사이의 상관계수를 제시한다. 패널 B와 C는 각각 가설 1과 2를 검증하기 위한 회귀식에 사용되는 변수

〈표 2〉 기술통계량¹⁾

패널 A: 주요 변수의 기술통계량(단위: 천원)

변수	표본수	평균	중위수	표준편차	최소값	최대값
P_{it+1}	3,068	23.600	6.905	44.892	0.659	283.500
$CONNA_{it}$	3,068	26.875	7.303	46.736	0.488	253.466
$CONNI_{it}$	3,068	1.971	0.391	4.873	-4.282	28.086
$NADIFF_i$	208	1.178	0.090	8.087	-34.962	33.237
$NIDIFF_i$	208	0.119	0.026	0.870	-3.596	4.325
$NACONSD_i$	208	-0.445	0.000	2.211	-14.463	3.247
$NAGAAPD_i$	208	1.919	0.096	6.793	-10.282	32.929
$NICONSD_i$	208	-0.009	0.000	0.865	-3.380	5.037
$NIGAAPD_i$	208	0.144	0.040	0.885	-3.258	3.718
$CAR3_i$	377	-0.001	-0.002	0.041	-0.095	0.123
$CAR5_i$	377	-0.009	-0.014	0.052	-0.139	0.151
$CAR7_i$	377	-0.014	-0.018	0.063	-0.177	0.225
$\Delta CONNI_i/P_i$	377	-0.030	-0.013	0.156	-0.550	0.433
$Daydif_i$	377	0.500	0.500	0.291	0.000	1.000
$PASTRET_i$	377	0.108	0.042	0.354	-0.545	1.395
$SIZE_i$	377	7.992	7.866	1.053	6.003	10.658
MBR_i	377	0.877	0.711	0.599	0.128	2.675
LEV_i	377	0.491	0.508	0.168	0.124	0.814

패널 B: IFRS 도입 전과 이후의 기술통계량 비교(단위: 천원)

Variables	Pre-IFRS(N=1,427)		Post-IFRS(N=1,641)		차이분석통계치	
	Mean	Median	Mean	Median	t-value	z-value
P_{it+1}	22.765	7.020	24.326	6.760	-0.96	0.61
$CONNA_{it}$	26.147	7.351	27.507	7.270	-0.80	0.18
$CONNI_{it}$	2.169	0.443	1.800	0.354	2.09	1.77

- 1) 변수 정의: P_{it+1} = i 기업의 t 년도 연결재무제표 공시일이 속하는 달 말일(즉, $t+1$ 년도의 3월 또는 4월 말)의 주당 추가; $CONNA_{it}$ = i 기업의 t 년도 연결순자산에 연결재무제표 공시일이 속하는 달 말일의 상장주식수로 나눈 주당 연결순자산; $CONNI_{it}$ = i 기업의 t 년도 연결순이익을 연결재무제표 공시일이 속하는 달 말일의 상장주식수로 나눈 주당 연결순이익; $NADIFF_i$ = 2011년에 IFRS에 따라 재작성된 2010 회계연도 연결순자산에서 2010년에 K-GAAP에 따라 작성된 연결순자산을 차감한 금액을 2011년 3월 또는 4월 말일의 상장주식수로 나눈 값; $NIDIFF_i$ = 2011년에 IFRS에 따라 재작성된 2010 회계연도 연결순이익에서 2010년에 K-GAAP에 따라 작성된 연결순이익을 차감한 금액을 2011년 3월 또는 4월 말일의 상장주식수로 나눈 값; $NACONSD_i$ = $NADIFF_i$ 중에서 연결범위 변동으로 인한 차이; $NAGAAPD_i$ = $NADIFF_i$ 에서 $NACONSD_i$ 를 차감한 값; $NICONSD_i$ = $NIDIFF_i$ 중에서 연결범위 변동으로 인한 차이; $NIGAAPD_i$ = $NIDIFF_i$ 에서 $NICONSD_i$ 를 차감한 값; $CAR3_i \sim CAR7_i$ = 시장모형에 의해 추정된 2011 회계연도 연결재무제표 공시일을 전후한 3일간(-1일 ~ +1일), 5일간(-2일 ~ +2일), 7일간(-3일 ~ +3일)의 누적초과수익률; $\Delta CONNI_i/P_i$ = 2011년 주당 연결순이익에서 2010년 주당 연결순이익을 차감한 주당 연결순이익 변동액을 $PASTRET$ 측정기간 직전의 주당 주가로 나눈 값; $Daydif_i$ = 2011 회계연도의 연결재무제표 공시기간 단축일(2010 회계연도 말부터 동 회계연도 연결재무제표의 최초 공시일까지의 기간 - 2011 회계연도 말부터 동 회계연도 연결재무제표의 최초 공시일까지의 기간)을 10분위로 구분한 후 0에서 1까지의 서열(rank)을 부여한 값; $PASTRET_i$ = 2011 회계연도 연결재무제표 공시일 전 - 205일부터 -6일까지 200일간의 주식수익률; $SIZE_i$ = 2011 회계연도 말의 연결총자산의 자연로그 값; MBR_i = 2011 회계연도 말의 시가총액을 연결순자산으로 나눈 값; LEV_i = 2011 회계연도 말의 연결총부채를 연결총자산으로 나눈 값

〈표 3〉 상관관계분석¹⁾

패널 A: 주요 변수간 상관관계(회귀식(1)과 (2)에 포함된 변수들간의 상관관계)

Variables	P_{it+1}	$CONNA_{it}$	$CONNI_{it}$	IFRS
P_{it+1}		0.7633	0.8065	0.0174
		(0.00)	(0.00)	(0.34)
$CONNA_{it}$	0.8468		0.7691	(0.015)
	(0.00)		(0.00)	(0.42)
$CONNI_{it}$	0.6910	0.6602		-0.0378
	(0.00)	(0.00)		(0.04)
IFRS	0.0022	-0.0181	-0.0520	
	(0.90)	(0.32)	(0.00)	

패널 B: 주요 변수간 상관관계(회귀식(3), 회귀식(3a)에 포함된 변수들간의 상관관계)

Variable	P_i	$KGAAPNA_i$	$KGAAPNI_i$	$NADIFF_i$	$NIDIFF_i$	$NACONSD_i$	$NAGAAPD_i$	$NICONSD_i$	$NIGAAPD_i$
P_i		0.8061	0.8863	0.1613	0.3234	-0.0822	0.2991	-0.0216	0.3317
		(0.00)	(0.00)	(0.02)	(0.00)	(0.24)	(0.00)	(0.76)	(0.00)
$KGAAPNA_i$	0.8753		0.8516	0.2119	0.2968	-0.1255	0.4198	-0.0037	0.2833
	(0.00)		(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.07)	(0.00)	(0.96)	(0.00)
$KGAAPNI_i$	0.7676	0.7403		0.2252	0.2485	-0.1208	0.3840	-0.0246	0.2637
	(0.00)	(0.00)		(0.00)	(0.00)	(0.08)	(0.00)	(0.72)	(0.00)
$NADIFF_i$	0.1409	0.1475	0.1377		0.3172	0.4095	0.8833	0.1684	0.1296
	(0.04)	(0.03)	(0.05)		(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.015)	(0.062)
$NIDIFF_i$	0.1733	0.1637	0.0732	0.2688		0.4550	0.1514	0.3879	0.5776
	(0.01)	(0.02)	(0.29)	(0.00)		(0.00)	(0.03)	(0.000)	(0.000)
$NACONSD_i$	0.0115	-0.0175	-0.0363	0.4471	0.2255		0.0248	0.4740	-0.0296
	(0.87)	(0.80)	(0.60)	(0.00)	(0.00)		(0.72)	(0.00)	(0.67)
$NAGAAPD_i$	0.1886	0.2366	0.2051	0.8065	0.1686	0.0440		-0.0396	0.1783
	(0.01)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.53)		(0.57)	(0.01)
$NICONSD_i$	0.0188	-0.0298	-0.0832	0.1334	0.4578	0.3523	-0.0695		-0.5148
	(0.79)	(0.67)	(0.23)	(0.055)	(0.000)	(0.00)	(0.32)		(0.00)
$NIGAAPD_i$	0.2739	0.2648	0.1912	0.0777	0.5784	-0.0785	0.2091	-0.2245	
	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.264)	(0.000)	(0.26)	(0.00)	(0.00)	

〈표 3〉 상관관계분석¹⁾ (계속)

패널 C: 주요 변수간 상관관계(회귀식(4)에 포함된 변수들간의 상관관계)

변수	CAR3 _i	CAR5 _i	CAR7 _i	$\Delta\text{CONNI}_i/P_i$	Daydif _i	PASTRET _i	SIZE _i	MBR _i	LEV _i
CAR3 _i		0.7375	0.6244	0.0558	0.0782	-0.0147	-0.0107	-0.0373	-0.1247
		(0.00)	(0.00)	(0.28)	(0.13)	(0.78)	(0.84)	(0.47)	(0.02)
CAR5 _i	0.7190		0.8137	0.1040	0.1005	-0.0058	-0.0126	-0.0269	-0.0781
	(0.00)		(0.00)	(0.04)	(0.05)	(0.91)	(0.81)	(0.60)	(0.13)
CAR7 _i	0.5884	0.7859		0.0844	0.0836	-0.1018	-0.0101	-0.0613	-0.0329
	(0.00)	(0.00)		(0.10)	(0.11)	(0.05)	(0.84)	(0.24)	(0.52)
$\Delta\text{CONNI}_i/P_i$	0.0670	0.0844	0.0471		0.0270	0.2414	-0.0261	0.0888	-0.1669
	(0.19)	(0.10)	(0.36)		(0.60)	(0.00)	(0.61)	(0.09)	(0.00)
Daydif _i	0.0830	0.1172	0.0948	0.0681		-0.0572	0.2983	-0.0640	-0.1762
	(0.11)	(0.02)	(0.07)	(0.19)		(0.27)	(0.00)	(0.22)	(0.00)
PASTRET _i	-0.0268	-0.0494	-0.1512	0.2840	-0.0724		-0.0495	0.1477	-0.0285
	(0.60)	(0.34)	(0.00)	(0.00)	(0.16)		(0.34)	(0.00)	(0.58)
SIZE _i	0.0103	0.0007	-0.0167	0.0027	0.2955	-0.0101		-0.0407	0.1189
	(0.84)	(0.99)	(0.75)	(0.96)	(0.00)	(0.85)		(0.43)	(0.02)
MBR _i	-0.0617	-0.0480	-0.0877	0.1159	-0.0680	0.0804	-0.0752		0.1256
	(0.23)	(0.35)	(0.09)	(0.02)	(0.19)	(0.12)	(0.15)		(0.01)
LEV _i	-0.1285	-0.1102	-0.0668	-0.1969	-0.1906	-0.0275	0.1108	0.1327	
	(0.01)	(0.03)	(0.20)	(0.00)	(0.00)	(0.60)	(0.03)	(0.01)	

1) 변수 정의: IFRS= IFRS 도입 이후 회계연도이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수; 이 외의 변수정의는 〈표 2〉 참고. 우상면(좌하면)은 피어슨(스피어만) 상관계수임.

들 간의 상관계수를 제시한다. 대각선을 기준으로 우측은 피어슨 상관계수이며, 좌측은 스피어만 상관계수이다. 패널 A에서 주가(P_{it+1})는 CONNA_{it} 및 CONNI_{it} 과 높은 양(+)의 상관관계를 보인다. 이는 주당 연결순자산과 주당 연결순이익의 가치관련성이 높다는 것을 의미한다. CONNA_{it} 과 CONNI_{it} 는 높은 상관관계를 보이는데, 이는 주당 연결순자산이 높은 기업이 주당 연결순이익도 높다는 것을 의미한다.

패널 B에서 2010 회계연도 연결재무제표가 공시된 달 말의 주가(P_i)는 KGAAPNA_i 및 KGAAPNI_i 와 높은 양의 상관관계를 보이는데, 이는 IFRS가

도입되기 전에도 주당 연결순자산 및 주당 연결순이익이 주가와 높은 상관관계를 가지고 있었음을 의미한다. 또한, 주당주가(P_i)는 연결범위 변동에 따른 주당 연결순자산 조정액 및 연결순이익 조정액과는 유의한 상관관계를 보이지 않는다. 그러나 주가는 회계처리기준의 차이와 관련된 주당 연결순자산 조정액 및 연결순이익 조정액과는 유의한 양의 상관관계를 보인다.

패널 C에서 연결재무제표 공시일 전후의 시장모형에 의해 산정된 누적초과수익률(CAR3_i , CAR5_i 및 CAR7_i)과 비기대이익($\Delta\text{CONNI}_i/P_i$) 사이의 상관관계는 일반적으로 유의하지 않다. 일반적으로 독립변수들간의 상관계수는 높지 않아 다중공선성 문

제는 심각하지 않은 것으로 판단된다.⁸⁾

5.2 실증분석

5.2.1 연결순자산과 연결순이익의 설명력 변화 분석

본 소절에서는 IFRS도입으로 연결순자산과 연결순이익의 결합정보효과 및 증분적 정보효과에 변화가 있었는지를 살펴본다. <표 4>는 회귀식(1), (1a) 및 (1b)를 연도별로 추정한 결과를 보고한다. 연결순자산과 연결순이익의 결합추가설명력(R_T^2)을 보면, 2010년에 0.67로 가장 낮게 나타나고 2013년에 0.78로 가장 높게 나타난다. IFRS의 도입 전 3년간의 R_T^2 평균은 약 0.68인데 반해 IFRS 도입

후 3년간의 R_T^2 평균은 0.73으로 나타난다. 이는 IFRS 도입 후 연결순자산과 연결순이익의 결합설명력이 증가하였음을 의미한다.

연결순자산의 전체 추가설명력(R_{1b}^2)을 보면, 2010년에 0.47로 가장 낮게 나타나고 2013년에 0.69로 가장 높게 나타난다. IFRS의 도입 전 3년간의 R_{1b}^2 평균은 약 0.55인데 반해 IFRS 도입 후 3년간의 평균은 0.61로, IFRS 도입 후 연결순자산의 전체 추가설명력은 증가한 것으로 나타난다. 결합설명력(R_T^2)에서 연결순이익의 추가설명력(R_{1a}^2)을 차감한 연결순자산의 증분설명력(R_{CONNA}^2)의 범위는 0.00-0.10이며, 2008년부터 2010년까지는 감소하다가 2011년 이후에는 꾸준히 증가한다. 이는 연결순자산의 증분설명력이 IFRS 도입 후에 증가함

<표 4> IFRS도입 전후 연결순자산과 연결순이익의 증분설명력 비교¹⁾

$$P_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CONNA_{it} + \alpha_2 CONNI_{it} + \epsilon_{it} \quad , \quad \text{수정 } R^2 = R_T^2 \quad (1)$$

$$P_{it+1} = \alpha'_0 + \alpha'_1 CONNI_{it} + \epsilon_{it} \quad , \quad \text{수정 } R^2 = R_{1a}^2 \quad (1a)$$

$$P_{it+1} = \alpha''_0 + \alpha''_1 CONNA_{it} + \epsilon_{it} \quad , \quad \text{수정 } R^2 = R_{1b}^2 \quad (1b)$$

Year	N	α_1	α_2	R_T^2 (A)	α'_1	R_{1a}^2 (B)	α''_1	R_{1b}^2 (C)	R_{CONNA}^2 (A-B)	R_{CONNI}^2 (A-C)
2008	452	0.3430 (4.69)	4.4092 (5.89)	0.68	6.8336 (9.13)	0.62	0.6954 (8.24)	0.57	0.06	0.11
2009	464	0.2702 (2.85)	4.6055 (5.42)	0.70	6.4533 (10.96)	0.68	0.7669 (10.37)	0.61	0.02	0.09
2010	511	-0.0024 (-0.03)	6.9988 (8.02)	0.67	6.9815 (12.43)	0.67	0.6751 (10.30)	0.47	0.00	0.20
2011	524	0.3129 (4.49)	5.3176 (7.26)	0.72	7.4145 (13.35)	0.68	0.7673 (10.27)	0.57	0.04	0.15
2012	565	0.3536 (3.80)	5.2855 (4.90)	0.71	8.0613 (12.01)	0.64	0.7041 (10.60)	0.58	0.07	0.13
2013	552	0.4549 (6.25)	5.1884 (5.57)	0.78	9.3114 (14.97)	0.67	0.7777 (13.55)	0.69	0.10	0.09

1) 변수 정의는 <표 2> 참고.

8) 모든 회귀분석에서 분산팽창계수인 VIF는 일반적으로 용인되는 범위인 10미만으로 나타난다(Kutner et al. 2004).

을 의미한다.

연결순이익의 전체 추가설명력(R_{1a}^2)을 보면, 2008년에 0.62로 가장 낮게 나타나고 2009년과 2011년에 0.68로 가장 높게 나타난다. R_{1a}^2 의 연도별 추이를 보면 IFRS 도입 전과 후의 기간에 일정한 추이를 보이지 않는다. IFRS의 도입 전과 후 3년간의 평균도 각각 0.66으로 IFRS 도입을 전후하여 R_{1a}^2 에는 변화가 없는 것으로 나타난다. 결합설명력(R_T^2)에서 연결순자산의 추가설명력(R_{1b}^2)을 차감한 연결순이익의 증분설명력(R_{CONNI}^2)의 범위는 0.09-0.20이다. 연도별 추이를 보면, IFRS 도입 전에는 증가하는 추이를 보이다가 2011년 이후에는 꾸준히 감소하는 추이를 보인다. 이는 연결순이익의 증분설명력은 IFRS 도입 후에 오히려 감소하고 있음을 의미한다. 회귀식의 추정회귀계수를 보면, 2010년에 유의하지 않은 α_1 을 제외하고는 α_1 , α_2 , α_1' , α_1'' 는 모든 회귀식에서 유의한 양의 계수를 보인다.

〈그림 2〉은 R_T^2 , R_{CONNA}^2 및 R_{CONNI}^2 의 연도별 추이 및 IFRS 도입 전과 후의 평균을 도식화한다. R_T^2 , R_{CONNA}^2 및 R_{CONNI}^2 의 연도별 추이는 〈표 4〉와 동일하므로 추가적인 설명은 생략한다. R_T^2 , R_{CONNA}^2 및 R_{CONNI}^2 의 IFRS 도입 전과 후의 평균을 비교한 그림을 보면, 결합추가설명력과 연결순자산의 증분설명력은 IFRS 도입 후에 증가하는 반면, 연결순이익의 증분설명력은 IFRS 도입 후에 감소한다.

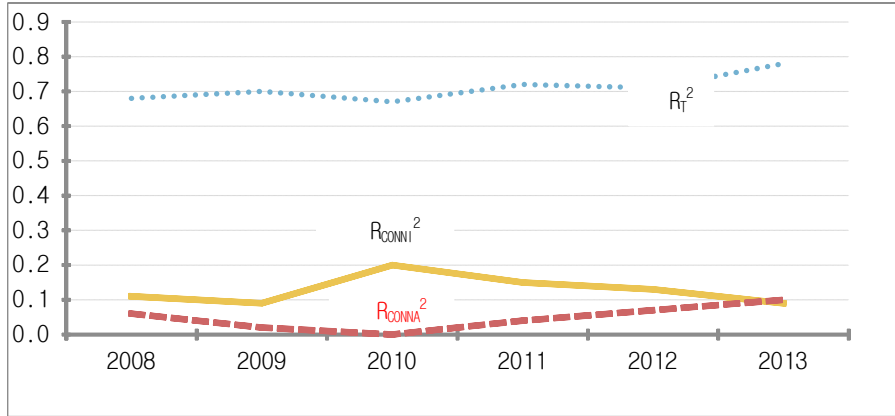
〈표 5〉에는 연결순자산과 연결순이익의 가치관련성 변동이 이익지속성의 변동에서 기인하는지를 검증하기 위해 회귀식(2)를 추정한 결과를 보고한다. 〈표 4〉와 〈그림 2〉에서 나타난 바와 같이, 연결순자

산의 추가설명력 및 증분설명력은 IFRS 도입 후에 증가하며, 연결순이익의 증분설명력은 IFRS 도입 후에 오히려 감소하는 것으로 나타난다. Ohlson 모형에 의하면 이익지속성이 감소하면 가치평가에서 연결순자산의 상대적인 비중이 증가한다. 따라서, IFRS 도입 후에 연결순이익의 지속성이 감소하였다면, 상대적으로 연결순자산의 가치평가상 비중이 증가하여 연결순자산의 가치관련성이 증가하였을 수 있다. 유사하게, IFRS를 조기 도입한 독일기업을 대상으로 순자산과 순이익의 상대적인 가치관련성을 연구한 Hung and Subramanyam(2007)은 IFRS 도입 후 가치모형에서 순자산의 회귀계수는 증가하고 순이익의 회귀계수는 감소하는 결과를 보고하였다. 이에 대해 Hung and Subramanyam(2007)은 IFRS 도입으로 이익지속성이 감소하여 상대적으로 순자산의 가치관련성이 증가한 것이라고 주장하였다. 따라서, 본 연구는 〈표 4〉와 〈그림 2〉에 나타난 연결순자산과 연결순이익의 증분설명력의 변동이 Hung and Subramanyam(2007)이 주장하는 대로 이익지속성의 변동에 기인한 것인지를 검증한다.

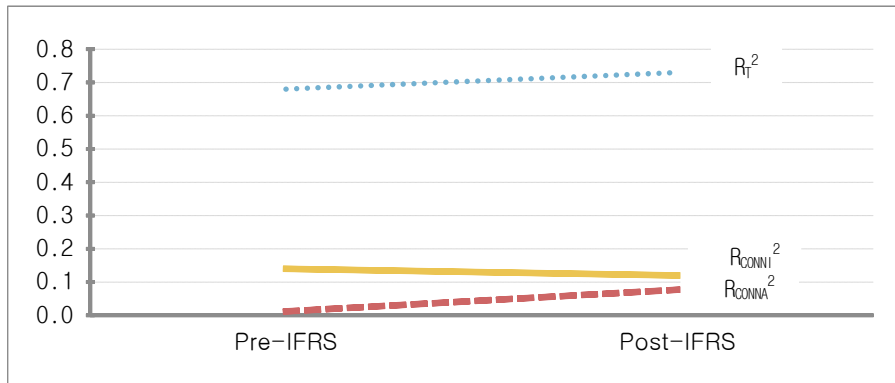
〈표 5〉에서 연결순자산과 연결순이익은 유의한 양의 계수를 보인다. 이는 연결순자산과 연결순이익이 클수록 기업가치가 증가함을 의미한다. 연결순자산과 IFRS 더미변수의 상호작용은 유의한 양의 계수를 보이는 한편, 연결순이익과 IFRS 더미변수는 음의 계수를 보이지만 유의하지는 않게 나타났다. 이는 IFRS 도입 후에 연결순자산의 지속성은 증가하는 한편, 연결순이익의 지속성에는 유의한 변동이 없음을 의미한다.⁹⁾ 이러한 결과는 IFRS 도입 후에

9) 표본을 유가증권시장 상장기업과 코스닥시장 상장기업으로 구분하고 각 시장별로 회귀식(2)를 추정한 결과, 유가증권시장 상장기업을 대상으로 한 분석결과는 전체표본을 대상으로 한 분석결과와 유사하다. 반면, 코스닥시장 상장기업에서는 K-IFRS 도입을 전후하여 연결재무정보의 가치관련성에 변화가 없는 것으로 나타난다. 코스닥시장 상장기업의 재무제표의 신뢰성이나 투명성은 유가증권시장 상장기업에 비해 상대적으로 낮은 것으로 인식되므로(윤순석, 2001), K-IFRS 도입이 연결재무정보의 가치관련성에 증분적인 영향을 미치지 못하는 것으로 보인다.

〈연도별 비교〉



〈IFRS 전후기간 비교〉



1) 변수 정의: R_T^2 = 주당 연결순자산과 주당 연결순이익의 결합주가설명력; R_{CONNA}^2 = 주당 연결순자산의 증분설명력으로 R_T^2 에서 R_{1a}^2 를 차감한 값; R_{CONNI}^2 = 주당 연결순이익의 증분설명력으로 R_T^2 에서 R_{1b}^2 를 차감한 값.

〈그림 2〉 IFRS 도입 전후 연결순자산과 연결순이익의 주가설명력 비교¹⁾

나타나는 연결순자산 증분설명력의 증가가 이익지속성의 감소에 기인하기보다는 연결순자산의 가치관련성 증가에 기인한 것임을 의미한다. 이는 IFRS 도입으로 자산의 공정가치 평가가 확대됨에 따라 순자산의 장부금액이 공정가치에 보다 가까워지며 결과적으로 연결순자산의 주가설명력이 증가하는 것으로 해석할 수 있다.

5.2.2 회계기준간 조정액의 가치관련성 및 공시효과 분석

〈표 6〉은 IFRS도입으로 인해 연결순자산과 연결순이익의 정보효과에 변동이 회계기준간 차이를 초래하는 요인별로 달리 나타나는지를 분석한 것으로 회귀식(3)과 회귀식(3a)의 추정결과이다. 앞서 언

〈표 5〉 IFRS 도입을 전후한 연결순자산과 연결순이익의 지속성 변화¹⁾

$$P_{it+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CONNA_{it} + \alpha_2 CONNI_{it} + \alpha_3 IFRS + \alpha_4 CONNA_{it} \times IFRS + \alpha_5 CONNI_{it} \times IFRS + \alpha_\beta Year_D + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Variables	Predicted	Coefficient(t-value)	
Intercept	+/-	6.7337	(6.61)***
CONNA _{it}	+	0.1895	(3.99)***
CONNI _{it}	+	5.4161	(10.82)***
IFRS	+/-	-4.0077	(-2.72)***
CONNA _{it} × IFRS	+/-	0.1972	(2.94)***
CONNI _{it} × IFRS	+/-	-0.2481	(-0.34)
Year_D		Included	
F-value		832.09***	
Adj. R ² (%)		70.92	
N		3,068	

1) 변수정의: IFRS= IFRS 도입 이후 회계연도이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수; 이 외의 변수정의는 〈표 2〉 참고.

***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

급한 대로, 2010 회계연도에 대해서만 K-GAAP과 IFRS에 의해 작성된 연결재무제표가 이용가능하다. 따라서, 2011 회계연도 연결감사보고서 및 사업보고서상 2010 회계연도 연결재무정보를 IFRS 기준으로 재작성하여 보고한 기업 중 연결범위 변경에 따른 조정액과 기타 회계처리기준의 차이에 의한 조정액의 구분이 가능한 208개 기업이 〈표 6〉의 분석 대상이다.

〈표 6〉의 패널 A와 패널 B 모두에서 KGAAPNA_i와 KGAAPNI_i는 유의한 양의 계수를 보이는데, 이는 K-GAAP에 따라 작성된 연결순자산과 연결순이익이 유의한 양의 가치관련성이 있음을 의미한다. 연결재무제표 조정액 전체를 대상으로 분석한 패널 A에서는 NIDIFF_i의 회귀계수만 유의하게 나타난

다. 패널 B에서는 이러한 전환 조정액의 차이를 연결범위 변경과 회계처리기준 변경의 사유별로 구분하여 분석한다. NACONSD_i와 NICONSD_i의 회귀계수는 모두 유의하지 않은데, 이는 K-GAAP에서 IFRS로 전환하면서 연결범위 변경으로 인한 연결순자산 및 연결순이익 조정액은 가치관련성에 영향을 미치지 않음을 의미한다. NAGAAPD_i는 유의하지 않은 음의 계수를 보이는데, 이는 K-GAAP과 IFRS간 회계처리기준의 차이로 인한 연결순자산 조정액은 가치관련성이 없음을 의미한다. 또한, NICONSD_i는 유의한 양의 계수를 보이는데, 이는 K-GAAP과 IFRS간 회계처리기준의 차이로 인한 연결순이익 조정액이 양의 가치관련성을 가짐을 의미한다.¹⁰⁾¹¹⁾¹²⁾ 이러한 결과는 EU 기업을 대상으로

10) 이러한 결과가 〈표 5〉에서 보고한 결과와 반드시 상충되는 것은 아니다. 〈표5〉의 결과는 IFRS 도입을 전후한 3년의 기간을 대상으로 연결순자산과 연결순이익의 가치평가상 비중의 변화를 검증한 것인 반면, 〈표 6〉의 결과는 IFRS로 전환시 발생하는 연결순자산 조정액과 연결순이익 조정액이 2010 회계연도 증가와 연관성을 가지는지를 검증한 것이다. 따라서 〈표 5〉의 결과는 IFRS 도입으로 증가를 설명함에 있어 연결순자산의 상대적 역할이 증가되었다는 것을 의미하는데 반해, 〈표 6〉의 결과는 K-GAAP에서는 손익에 포함되지 않았다가 IFRS 도입으로 손익에 포함되는 항목이 가치관련성이 있다는 것이라 할 수 있다.

〈표 6〉 연결순자산과 연결순이익 정보효과의 변동요인별 분석¹⁾

$$P_i = \beta_0 + \beta_1 KGAAPNA_i + \beta_2 KGAAPNI_i + \beta_3 NADIFF_i + \beta_4 NIDIFF_i + \epsilon_i \quad (3)$$

$$P_i = \beta_0 + \beta_1 KGAAPNA_i + \beta_2 KGAAPNI_i + \beta_3 NACONSD_i + \beta_4 NICONSD_i + \beta_5 NAGAAPD_i + \beta_6 NIGAAPD_i + \epsilon_i \quad (3a)$$

패널 A: IFRS 전환에 따른 연결재무제표 조정액의 가치관련성 변화(회귀식(3))

Variables	Predicted	Coefficient (t-value)	
Intercept	+/-	5.3852	(4.07)***
KGAAPNA _i	+	0.1520	(1.86)*
KGAAPNI _i	+	6.0052	(7.93)***
NADIFF _i	+/-	-0.4083	(-1.48)
NIDIFF _i	+/-	5.8536	(2.28)**
F-value		214.33***	
Adj. R ² (%)		80.48	
N		208	

패널 B: 전환조정액의 세부 내용별 가치관련성 변화(회귀식(3a))

Variables	Predicted	Coefficient (t-value)	
Intercept	+/-	5.2514	(4.01)***
KGAAPNA _i	+	0.1771	(2.27)**
KGAAPNI _i	+	5.9045	(7.95)***
NACONSD _i	+/-	0.1293	(0.15)
NICONSD _i	+/-	2.9761	(1.04)
NAGAAPD _i	+/-	-0.5040	(-1.48)
NIGAAPD _i	+/-	6.5281	(2.12)**
F-value		144.05***	
Adj. R ² (%)		80.57	
N		208	

1) 변수의 정의: KGAAPNA_i = K-GAAP에 따라 작성된 i기업의 2010 회계연도 연결순자산을 2011년 3월 또는 4월 말일의 상장주식수로 나눈 주당 연결순자산; KGAAPNI_i = K-GAAP에 따라 작성된 i기업의 2010 회계연도 연결순이익을 2011년 3월 또는 4월 말일의 상장주식수로 나눈 주당 연결순이익; 기타 변수정의는 〈표 2〉 참고. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

11) K-GAAP과 K-IFRS의 차이가 연결재무정보의 가치관련성에 미치는 영향이 산업별로 다를 수 있을 가능성을 고려하여 회귀식(3)과 (3a)에 지배기업이 속한 산업더미를 포함하여 회귀분석을 수행하였다. 산업더미를 포함한 결과는 〈표 6〉에 보고된 결과와 유사하게 나타난다.

12) 회귀식(3)과 (3a)에서는 2010 회계연도 연결재무제표 공시일이 속하는 달 말일의 주가를 이용하는 한편, IFRS에 따라 재작성된 2010 회계연도 연결순이익은 2011 회계연도의 연결재무제표를 통해 공시된다. 따라서 〈표 6〉의 결과가 이러한 시차에 민감한지를 검증하기 위해 2011 회계연도 연결재무제표 공시일이 속하는 달 말일의 주가를 이용하여 〈표 6〉의 분석을 재수행하였다. 분석결과는 〈표 6〉에 보고된 결과와 유사하다.

〈표 7〉 연결재무제표의 공시기한 단축으로 인한 정보효과의 변동¹⁾

$$CAR_i = \delta_0 + \delta_1 \Delta CONNI_i / P_i + \delta_2 Daydif_i + \delta_3 \Delta CONNI_i / P_i \times Daydif_i + \delta_4 PASTRET_i + \delta_5 SIZE_i + \delta_6 MBR_i + \delta_7 LEV_i + \epsilon_i \quad (4)$$

Variables	Predicted	CAR3	CAR5	CAR7
		Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)	Coefficient (t-value)
Intercept _i	+/-	0.0179 (1.05)	0.0097 (0.45)	0.0106 (0.41)
$\Delta CONNI_i / P_i$	+	0.0505 (2.07)**	0.0776 (2.50)**	0.1307 (3.51)***
Daydif _i	+/-	0.0074 (0.94)	0.0164 (1.65)	0.0155 (1.30)
$\Delta CONNI_i / P_i \times Daydif_i$	+	-0.0900 (-1.95)*	-0.1002 (-1.71)*	-0.1933 (-2.75)***
PASTRET _i	-	-0.0028 (-0.45)	-0.0038 (-0.48)	-0.0217 (-2.30)**
SIZE _i	-	-0.0010 (-0.48)	-0.0022 (-0.82)	-0.0032 (-0.97)
MBR _i	+	-0.0013 (-0.36)	-0.0018 (-0.39)	-0.0050 (-0.91)
LEV _i	-	-0.0260 (-1.95)*	-0.0125 (-0.74)	0.0016 (0.08)
Adj. R ² (%)		1.30	1.41	3.37
N		377	377	377

1) 변수 정의는 〈표 2〉 참고. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

순이익 조정액은 양의 가치관련성을 가지나 순자산 조정액은 가치관련성이 없다는 것을 보고한 Capkun et al.(2008) 및 우리나라 기업의 개별재무제표상 전체 순이익 조정액 및 전체 순자산 조정액에 대해 유사한 결과를 보고한 최성호 외(2013)와 일관성이 있다.

〈표 7〉은 IFRS 도입 후 연결재무제표 공시기한의 단축으로 인해 연결재무정보의 정보효과가 증가하는 지를 검증한 가설 2의 실증분석 결과를 보고한다. 〈표 7〉에서 $\Delta CONNI_i / P_i$ 는 유의한 양의 계수를 보이는데, 이는 비기대 연결순이익이 클수록 주가반응이 증가함을 의미하는 것으로 예상과 일치하는 결과

이다. $\Delta CONNI_i / P_i \times Daydif_i$ 는 유의한 음의 계수를 보이는데, 이는 IFRS 도입연도인 2011 회계연도의 연결재무제표 공시시점이 2010 회계연도와 비교하여 더 단축될수록 비기대 연결순이익에 대한 주가반응이 유의하게 감소함을 의미한다. 선행연구는 IFRS 도입으로 연결재무제표의 법정 공시기한이 단축되는 경우 연결대상 종속기업의 규모가 작거나 비공개 종속기업은 규정된 기한 내에 신뢰성 있는 재무제표 작성이 어려워 연결재무제표의 신뢰성을 저하시킬 수 있다는 문제점을 지적하였다(정규언, 2005). 실제로 IFRS 도입 후 지배기업의 지분율이 50%를 초과하게 되면 외부감사를 받지 않은 종속기업도 연결

〈표 8〉 연결재무제표의 공시기한 단축으로 인한 정보효과의 변동의 시장별 분석¹⁾

$$CAR_i = \delta_0 + \delta_1 \Delta CONNI_i / P_i + \delta_2 Daydif_i + \delta_3 \Delta CONNI_i / P_i \times Daydif_i + \delta_4 PASTRET_i + \delta_5 SIZE_i + \delta_6 MBR_i + \delta_7 LEV_i + \epsilon_i \quad (4)$$

Variable	유가증권시장 상장기업			코스닥시장 상장기업		
	CAR3	CAR5	CAR7	CAR3	CAR5	CAR7
Intercept _i	0.0152 (0.79)	-0.0076 (-0.29)	-0.0309 (-1.06)	0.0069 (0.18)	0.0063 (0.13)	0.0153 (0.26)
$\Delta CONNI_i / P_i$	-0.0086 (-0.30)	0.0333 (0.86)	0.0741 (1.72)*	0.1167 (2.76)***	0.1229 (2.37)**	0.1772 (2.73)***
Daydif _i	0.0058 (0.67)	0.0115 (0.97)	0.0133 (1.01)	0.0147 (1.00)	0.0258 (1.44)	0.0265 (1.18)
$\Delta CONNI_i / P_i \times Daydif_i$	0.0026 (0.05)	-0.0449 (-0.68)	-0.1191 (-1.60)	-0.2318 (-2.51)**	-0.1865 (-1.65)	-0.2903 (-2.05)**
PASTRET _i	0.0051 (0.64)	0.0102 (0.94)	-0.0115 (-0.94)	-0.0093 (-0.96)	-0.0116 (-0.98)	-0.0268 (-1.82)*
SIZE _i	0.0002 (0.06)	0.0018 (0.56)	0.0027 (0.77)	-0.0007 (-0.14)	-0.0039 (-0.64)	-0.0049 (-0.63)
MBR _i	-0.0013 (-0.31)	-0.0045 (-0.81)	-0.0023 (-0.37)	-0.0021 (-0.34)	-0.0018 (-0.23)	-0.0112 (-1.18)
LEV _i	-0.0424 (-3.03)***	-0.0447 (-2.35)**	-0.0297 (-1.40)	-0.0105 (-0.42)	0.0186 (0.61)	0.0313 (0.82)
Adj. R2(%)	2.36	2.56	2.47	1.47	0.75	3.27
N	207	207	207	170	170	170

1) 변수 정의는 〈표 2〉 참고. 첫 번째 숫자는 추정회귀계수이고 괄호안의 숫자는 t-값이며, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

대상에 포함되었다. 따라서 $\Delta CONNI_i / P_i \times Daydif_i$ 가 유의한 음의 계수를 보인다는 것은 IFRS 도입 첫 연도에는 직전연도에 비해 연결재무제표의 공시기간이 더 단축된 기업일수록 연결순이익에 대한 신뢰성이 낮게 평가되고 있음을 의미한다. 즉, IFRS 도입 첫 연도에는 공시기한의 단축으로 정보효과가

증가하는 긍정적인 효과보다는, 짧은 기간 내에 연결재무제표 작성과 외부감사가 수행되어 오히려 연결재무제표의 신뢰성이 저하된 부정적인 영향이 더 컸다는 것을 의미한다.¹³⁾

한편, 선행연구는 코스닥시장 상장기업의 재무제표의 신뢰성이나 투명성은 유가증권시장 상장기업에

13) 본 연구에서는 2011 회계연도의 K-IFRS 연결순이익에 대한 비기대이익을 측정함에 있어 2010 회계연도의 K-GAAP 연결순이익을 기대이익으로 사용하였다. 이 경우 2010 회계연도의 연결순이익에 대한 K-GAAP와 K-IFRS의 차이가 투자자의 기대이익에 이미 반영되어 있다면 비기대이익에 측정오차가 발생할 수 있다. 따라서 결과가 비기대이익의 측정방법에 민감한지를 검토하기 위해 2010 회계연도의 K-IFRS 연결순이익을 기대이익으로 사용하여 비기대이익을 측정하고 〈표 7〉의 분석을 재수행하였다. 분석 결과는 〈표 7〉에 보고된 결과와 유사하게 나타난다.

비해 상대적으로 낮다고 보고하였다(윤순석, 2001). 따라서 연결재무제표 공시기한의 단축으로 인해 연결재무제표의 신뢰성이 저하되었다면, 이러한 부정적인 영향은 재무제표 작성능력이 상대적으로 부족한 코스닥시장 상장기업에서 심화될 것으로 예상된다. 이에 본 연구에서는 표본을 유가증권시장 상장기업과 코스닥시장 상장기업으로 구분하여 각 시장별로 회귀식(4)를 추정하며, 회귀식 추정결과는 <표 8>에 보고된다.

<표 8>에서 유가증권시장 상장법인을 대상으로 한 분석결과를 보면, 비기대 연결순이익($\Delta CONNI_i/P_i$)은 CAR7을 종속변수로 하는 회귀식에서만 유의한 양의 계수를 보인다. 또한, $\Delta CONNI_i/P_i \times \text{Daydifi}$ 의 회귀계수는 모든 회귀식에서 유의하지 않다. 이는 IFRS 도입으로 연결재무제표의 공시기간이 단축되었다 하더라도 주가반응에는 영향을 미치지 않음을 의미한다. 코스닥시장 상장기업을 대상으로 한 분석에서는 $\Delta CONNI_i/P_i$ 는 유의한 양의 계수를 보이며, $\Delta CONNI_i/P_i \times \text{Daydifi}$ 는 유의한 음의 계수를 보인다. 이러한 결과는 연결재무제표가 시장기대치보다 높은 연결순이익을 공시하는 경우 양의 주가반응이 나타나지만, 상대적으로 회계의 신뢰성과 투명성이 낮은 코스닥기업에서는 직전연도에 비해 연결재무제표 공시기간이 단축될수록 연결순이익의 정보효과에 부정적으로 작용한다는 것을 의미한다.

VI. 결론

본 연구는 IFRS 도입에 따른 연결재무제표 정보효과와 변동성을 분석한다. 선행연구는 주로 별도재무제표와 비교하여 연결재무제표의 증분적 가치관련성

을 연구한 반면, 본 연구는 IFRS 도입을 전후하여 연결재무제표 자체의 정보효과와 변동성을 분석하였다는 점에서 선행연구와 차별화된다. 또한, 본 연구는 IFRS 도입으로 연결재무제표 정보효과와 변동성을 가져올 수 있는 요인을 파악하고 각 요인별 정보효과와 변동성을 분석하였다는 점에서 선행연구의 범위를 확장하였다고 할 수 있다.

본 연구의 주요 분석결과는 다음과 같다. 우선, IFRS 도입 후 주가에 대한 연결순이익과 연결순자산의 결합설명력은 별다른 변화가 없는 것으로 나타나고 있다. 그리고 연결순자산의 가치관련성은 다소 증가한 반면에 연결순이익의 가치관련성은 유의한 차이가 없는 것으로 나타나 연결순자산의 상대적 중요도가 증가하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 IFRS도입 이후 공정가치 회계의 확대로 연결순자산이 공정가치를 보다 충실하게 반영하는데 따른 것으로 보인다.

IFRS 도입을 전후한 연결재무정보의 정보효과는 여러 가지 요인에 기인할 수 있다. 그 요인 중 하나는 IFRS와 K-GAAP의 차이라고 할 수 있다. IFRS와 K-GAAP의 차이로 인한 연결재무정보 정보효과와 변동성을 분석하기 위해 2010 회계연도를 대상으로 K-GAAP에 의한 연결재무제표를 IFRS로 전환함에 따라 발생하는 연결순자산 조정액과 연결순이익 조정액을 연결범위 변경으로 인한 조정액과 기타 회계처리기준의 차이로 인한 조정액으로 구분하고 각각의 조정액의 가치관련성을 분석한다. 2010 회계연도 연결재무제표를 K-GAAP에서 IFRS로 전환함에 따라 발생하는 연결순자산 조정액은 그 요인에 상관없이 가치관련성이 없는 것으로 나타난다. 연결순이익 조정액 중 연결범위 변경으로 인한 조정액은 유의한 가치관련성이 없는 반면, 기타 회계처리기준의 차이로 인한 조정액은 2010 회계연도말

주가에 대해 추가적인 주가설명력을 갖는 것으로 나타난다. 이는 가치관련성이 있는 항목이 IFRS에서 추가로 손익에 반영된다는 것을 의미한다. 마지막으로, IFRS 도입 후 연결재무제표의 공시기한이 단축되었으며 이로 인해 연결재무정보의 정보효과가 변동할 수 있다. 실증분석 결과, IFRS도입 이후 공시 기간 단축이 더 크게 이루어진 기업일수록 시장반응이 부정적인데, 이러한 현상은 코스닥시장 상장기업에서 기인한 것으로 나타난다. 이는 IFRS 도입으로 연결재무제표의 공시기한이 약 30일 단축되었지만, IFRS 도입 이후 비회계 종속기업이 연결대상에 포함되거나 연결재무제표 작성기간 및 촉박한 감사기간 등으로 인해 연결재무제표의 신뢰성이 오히려 저하되었을 것이라는 시장의 부정적 인식을 반영된 결과로 해석된다.

IFRS의 도입으로 연결재무제표가 주 재무제표가 되어 연결재무제표의 중요성이 크게 증가되고 공시 기한도 단축되어 연결재무제표의 정보효과가 증가할 것이라는 예상과는 달리, 연결순이익의 가치관련성은 유의하게 증가하지 않은 것으로 나타난다. IFRS를 도입한 이유는 질적으로 우수한 재무보고를 하여 주가가 기업의 본질적인 가치를 반영하도록 함으로써 기업의 자본조달비용을 줄이고자 함이다. 하지만 이처럼 연결순이익의 가치관련성에 유의한 변동이 없다면 IFRS를 도입한 취지가 반감된다고 하겠다. 특히, 코스닥시장 상장기업의 경우에는 오히려 연결재무제표의 공시기한 단축에 따라 정보효과가 감소되는 것으로 나타난다. 따라서 IFRS 도입 후 연결순이익의 가치관련성 및 정보효과가 증가하지 않은 원인을 고찰하기 위한 후속연구가 필요해 보인다. 일부 해외 선행연구에서는 이러한 실증결과를 IFRS 도입에 따라 공정가치회계가 강화되면서 순자산의 가치관련성은 상승하고 당기순이익의 가치관련성은

감소하는 것으로 해석하고 있다. 그러나 좀 더 명확한 결론을 얻기 위해서는 이에 대한 추가적인 연구가 이루어져야 할 것이다.

참고문헌

- 강민정 · 이호영 · 이경화(2012), “K-IFRS이 보수주의 회계에 미친 영향에 대한 연구: 조기도입기업을 대상으로,” **회계학연구**, 37(2), 237-278.
- 김경호(1996), “연결재무제표의 유용성에 관한 연구,” 한국회계학회 춘계학술대회 발표논문.
- 김권중 · 나인철(2002), “지분법회계와 연결재무제표 정보의 유용성에 대한 실증적 연구,” **회계학연구**, 27(4), 115-144.
- 김권중 · 나인철, 권해숙(2001), “연결회계이익의 정보유용성 분석,” **회계학연구**, 26(4), 157-198.
- 김문철 · 전영순 · 황인태(2005), “전기요류수정손익의 보고방식에 따른 정보효과 차이분석,” **경영학연구**, 34(6), 1751-1780.
- 김종대(2001), “연결재무구조와 체계적 위험간의 상관관계 분석 - 연결정책수립을 위한 실증연구,” **경영학연구**, 30(3), 855-876.
- 박홍조 · 지현미(2010), “연결재무제표 공시제도 변경이 연결회계정보의 가치관련성에 미치는 영향,” **세무와 회계저널**, 11(2), 67-84.
- 신현걸 · 이만우(2002), “지분법 적용시 연결재무제표 정보의 유용성,” **세무와 회계저널**, 3(1), 67-92.
- 윤순석(2001), “상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교 연구,” **증권학회지**, 29, 57-85.
- 이성엽 · 김완희 · 오종문(2013), “K-IFRS에 의한 연결재무제표와 별도재무제표의 가치관련성에 관한 연구,” **세무와 회계저널**, 14(6), 105-132.
- 이호영 · 이홍섭 · 장금주 · 강민정(2011), “IFRS재무정보 비교가능성 제고방안에 대한 연구,” IFRS 재무공

- 시 개선방안 세미나.
- 전성빈(1994), “감사받은 연결재무제표의 정보효과,” **회계학연구**, 19(1), 52-71.
- 정규언(2005), “연결재무제표의 주재무제표화에 관한 연구,” **회계정보연구**, 23(1), 1-29.
- 정연해(1996), “연결재무제표 비율의 정보효과,” **대학경영학회지**, 14, 267-289.
- 정종암 · 김지홍(1991), “연결재무제표의 유용성에 관한 연구 - 회계담당자들의 인식 및 연결재무정보의 질적 차이에 관한 분석,” **경영학연구**, 20(2), 127-155.
- 최성호 · 김인숙 · 최 관(2011), “K-IFRS 조기도입기업의 이익특성과 회계정보의 가치관련성,” **회계학연구**, 36(2), 1-30.
- 최성호 · 김인숙 · 최 관(2013), “K-IFRS 의무도입에 따른 회계정보의 가치관련성 변화와 투자자의 반응,” **회계학연구**, 38(4), 333-367.
- 황인태(1995), “연결재무제표의 유용성에 관한 실증적 연구: 거래량정보를 이용하여,” **회계학연구**, 20(2), 59-75.
- Aharony, J., R. Barniv, R., and H. Falk(2010), “The Impact of Mandatory IFRS Adoption on Equity Valuation of Accounting Numbers for Security Investors in the EU,” *European Accounting Review*, 19(3), 535-78.
- Ahmed, A. S., M. Neel, and D. Wang(2013), “Does Mandatory Adoption of IFRS Improve Accounting Quality? Preliminary Evidence,” *Contemporary Accounting Research*, 30(1), 388-423.
- Atiase, R.(1980), “Predisclosure Informational Asymmetries, Firm Capitalization, Financial Reports and Security Price Behavior,” Ph. D. Dissertation, University of California, Berkeley.
- Atiase, R.(1985), “Predisclosure Information, Firm Capitalization, and Security Price Around Earnings Announcements,” *Journal of Accounting Research*, 23, 21-36.
- Atwood, T. J., M. S. Drake, J. N. Myers, and L. A. Myers(2011), “Do Earnings Reported Under IFRS Tell us more about Future Earnings and Cash Flows?,” *Journal of Accounting and Public Policy*, 30(2), 103-21.
- Barth, M., W. Beaver, and W. Landsman(1998), “Relative Valuation Roles of Equity Book Value and Net Income as a Function of Financial Health,” *Journal of Accounting and Economics*, 25, 1-34.
- Barth, M. E., W. R. Landsman, and M. H. Lang (2008), “International Accounting Standards and Accounting Quality,” *Journal of Accounting Research*, 46(3), 467-498.
- Barth, M. E., W. R. Landsman, D. Young, and Z. Zhuang(2012a), “Relevance of Differences between Net Income Based on IFRS and Domestic Standards for European Firms,” Working Paper, Stanford University, University of North Carolina, and Chinese University of Hong Kong.
- Barth, M. E., W. R. Landsman, M. Lang, and C. Williams(2012b), “Are International Accounting Standards-based and US GAAP-based Accounting Amounts Comparable?,” *Journal of Accounting and Economics*, 54, 68-93.
- Brown, L., P. Griffin. R. Hagerman, and M. Zmijewski (1987), “An Evaluation of Alternative Proxies for the Market’s Assessment of Unexpected Earnings,” *Journal of Accounting and Economics*, 9, 159-193.
- Callao, S., and J. I. Jarne(2010), “Have IFRS Affected Earnings Management in the European Union?,” *Accounting in Europe*, 7(2), 159-189.
- Capkun, V., A. Cazavan-Jeny, T. Jeanjean, and L.

- A. Weiss(2008), "Earnings Management and Value Relevance During the Mandatory Transition from Local GAAPs to IFRS in Europe," Working Paper, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfmabstract_id=1125716.
- Cascino, S., and J. Gassen(2011), "Comparability Effects of Mandatory IFRS Adoption," Working Paper, London School of Economics and Humboldt University of Berlin.
- Christensen, H. B., E. Lee, and M. Walker(2008), "Incentives or Standards: What Determines Accounting Quality Change Around IFRS Adoption," Working Paper, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfmabstract_id=1013054.
- Collins, D., and S. Kothari(1989), "An Analysis of Intertemporal and Cross-sectional Determinants of Earnings Response Coefficients," *Journal of Accounting and Economics*, 11, 143-181.
- Collins, D. W., E. L. Maydew, and I. S. Weiss (1997), "Changes in the Value-relevance of Earnings and Book Values Over the Past Forty Years," *Journal of Accounting and Economics*, 24, 39-67.
- Dhaliwal, D., K. Lee, and N. Fargher(1991), "The Association between Unexpected Earnings and Abnormal Security Returns in the Presence of Financial Leverage," *Contemporary Accounting Research*, 8, 20-41.
- Hung, M., and K. R. Subramanyam(2007), "Financial Statement Effects of Adopting International Accounting Standards: the Case of Germany," *Review of Accounting Studies*, 12(4), 623-657.
- Kutner, M. H., C. J. Nachtsheim, and J. Neter (2004), "Applied Linear Regression Models (4th ed.)," Mc-Graw-Hill Irwin.
- Lang, M. H., M. G. Maffett, and E. L. Owens (2010), "Earnings Comovement and Accounting Comparability: The Effects of Mandatory IFRS Adoption," Working Paper, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1676937.
- Ohlson, J.(1995), "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 661-687.
- Shores, D.(1990), "The Association between Interim Information and Security Returns Surroundings Earnings Announcements," *Journal of Accounting Research*, 28, 164-181.

Changes in Value Relevance of Consolidated Financial Statements around IFRS Adoption

Moonchul Kim* · Youngsoon S. Cheon** · Sunghee Ahn*** · Seung-hyun Ha****

Abstract

The Korean government adopted International Financial Reporting Standards (IFRS) for all companies listed on the Korean Exchange for fiscal years starting after January 1, 2011. This change in accounting systems is likely to have impact on value relevance of consolidated financial statements, since many requirements in IFRS differ from those in the previous Korean accounting system (hereafter 'K-GAAP'). Before IFRS adoption, the parent's separate (hereafter 'separate') financial statements were primary financial statements and consolidated financial statements were ancillary to separate financial statements. In contrast, IFRS requires firms to prepare consolidated financial statements as primary financial statements. As consolidated financial statements replace separate financial statements, importance and usage of consolidated financial statements for firm valuation are expected to increase.

Furthermore, consolidated financial statements in IFRS are likely to provide information that is different from those in K-GAAP. First, investments in subsidiaries on separate financial statements were accounted for by the full equity method in K-GAAP, whereby producing one-line consolidation in separate financial statements. Moreover, separate financial statements preceding consolidated financial statements preempted information in consolidated financial statements under the K-GAAP regime. Contrarily, investments in subsidiaries on separate financial statements are accounted for by the cost or fair value method in IFRS, implying that separate financial statements no longer show one-line consolidation. Also, consolidated financial

* Professor, School of Management, Kyung Hee University

** Professor, College of Business & Economics, Chung-Ang University

*** Ph.D. Student, School of Management, Department of Accounting and Taxation, Kyung Hee University

**** Internal Audit Risk & Compliance Service, KPMG SAMJONG Accounting Corp. Seoul, Korea

statements are disclosed at the same time as separate financial statements under the IFRS regime, indicating that separate financial statements no longer preempt consolidated financial statements. These suggest that informativeness of consolidated financial statements will increase after mandatory adoption of IFRS. Second, different definitions of control between K-GAAP and IFRS will lead to changes in the scope of consolidated entities, which in turn will result in changes in value relevance of consolidated financial statements. Third, there are many differences in accounting policies between K-GAAP and IFRS and such differences will cause changes in informativeness of consolidated financial statements. Finally, statutory disclosure deadline for consolidated financial statements is shortened by 30 days after IFRS adoption for firms with total assets of less than 2 trillion won. The effect of the reduction of statutory disclosure deadline on consolidated financial statements is twofold. The improvement in timeliness will lead to an increase in informativeness of consolidated financial statements. On the other hand, the preparation of consolidated financial statements and external audit must be done in shorter time, which, in turn, may undermine quality of consolidated financial statements.

Taken together, various factors are likely to affect value relevance of consolidated financial statements. Thus, this study examines whether these factors indeed result in changes in value relevance of consolidated financial statements after IFRS adoption. Specifically, this paper investigates whether the overall value relevance of consolidated financial statements increases after adoption of IFRS. Then, this study further examines changes in respective value relevance of consolidated net assets and of consolidated net income. Also, this study identifies factors that are likely to bring about changes in informativeness of consolidated financial statements and examine their impacts. The factors are difference in the definition of control, differences in accounting standards between K-GAAP and IFRS, and the shortened statutory disclosure deadline for consolidated financial statements.

Our sample firms are listed companies that disclose consolidated financial statements during 2008-2013 and the final sample is 3,068 firms-years. The results reveal that there is no change in the joint value relevance of consolidated net assets and consolidated net income after IFRS adoption. However, value relevance of consolidated net assets alone improves after IFRS adoption, while there is no change in value relevance of consolidated net income. This indicates that revaluation of assets at fair value in IFRS provides more value-relevant information. We also find that net income adjustments due to differences in accounting policies between K-GAAP and IFRS has a significantly positive association with market value. This suggests that income statement items which are recognized only in IFRS, but not in K-GAAP, are value

relevant. Lastly, the results show that the reduction of the disclosure period after IFRS adoption has a significantly negative association with stock price reactions to the disclosure of consolidated financial statements. Furthermore, this negative association driven by KOSDAQ firms reflects the market perception that the curtailment of statutory disclosure deadline hurts the credibility of consolidated financial statements for KOSDAQ firms which are likely to be ill-prepared for IFRS adoption.

The contributions of this paper are as follows. First, this study contributes to the literature by examining changes in the joint value relevance and respective value relevance of consolidated net assets and consolidated net income. Second, this paper expands the literature by investigating factors that are likely to affect value relevance of consolidated financial statements. This paper is the first study that empirically examines specific factors affecting value relevance of consolidated financial statements.

Key words: International Financial Reporting Standards(IFRS), Consolidated financial statements, Value relevance, Curtailment of Statutory Disclosure Period