

K-IFRS에 따른 유형자산 재평가 정보가 정보비대칭 감소에 미치는 영향

신찬휴
부산대학교 박사

The Effect of PP&E Revaluation under K-IFRS on Information Asymmetry

Chan-Hyu Shin
Pusan National University, Doctor's degree

요 약 본 연구는 K-IFRS 의무 도입 이전 기간과 이후 기간을 각각의 표본으로 하여, 해당 기간에 자산재평가 이전과 이후의 정보비대칭 차이를 검증하고자 한다. 효율적 시장가설에 따르면 자본시장은 유형자산의 실제가치를 이미 인식하여 평가에 반영할 수 있고, 이러한 경우 유형자산 재평가는 자본시장에 추가적인 정보가 되지 못하고 단순히 비용만 발생시키는 행위가 된다. 본 연구에서는 유형자산 재평가 이후에 자본시장의 정보비대칭이 유의하게 감소하였는지 검증하고자 하며, K-IFRS에 따른 유형자산 재평가는 2008년부터 조기도입이 가능했으므로 K-IFRS 도입 이전과 이후로 표본을 분할하여 각각의 기간에 대해 검증하고자 한다. 연구 결과, K-IFRS 도입 이전 표본은 유형자산 재평가가 자본시장의 정보비대칭을 감소시키는 것을 확인하였으나, K-IFRS 도입 이후 표본은 유형자산 재평가가 자본시장의 정보비대칭을 감소시키지 못하는 것을 확인하였다. 이러한 연구 결과는 자본시장에서 유형자산 재평가에 대해 윈도우드레싱(window dressing)으로 판단하고 있다는 것을 지지하는 실증적 증거를 제공한다.

주제어 : 자산재평가, 정보비대칭, 국제회계기준, 유형자산, 윈도우드레싱

Abstract This study examined the difference between the information asymmetry in pre- and post K-IFRS adoption used each samples. Efficient market assumption suggests that capital markets already have recognized real value of PP&E and applied those values for estimating the item, in which case PP&E revaluation is not additional information in the capital market but simply an activity to makes costs. This study examined whether the information asymmetry had reduced significantly after adopting K-IFRS or not, verified each period samples those are pre- and post-adopting the asset revaluation since it could have been adopted in advance from 2008. As study results, I confirmed PP&E revaluation affected to reduce the information asymmetry in pre- adopting K-IFRS, but not in post- adopting K-IFRS. These results could be one of proofs which are supported that capital market have been judging PP&E revaluation as the window dressing.

Key Words : Asset Revaluation, Information Asymmetry, K-IFRS, PP&E, Window Dressing

1. 서론

오늘날 기업의 영업활동이 한 국가 내에 한정되는 것

이 아니라 국제적으로 이루어지고 있기 때문에 국가 간의 상이한 회계기준을 통일할 필요성이 대두되었고, 이러한 필요성에 따라 국제회계기준(IFRS)이 제정되었다.

*This work was supported by the Ministry of Education of the Republic of Korea and the National Research Foundation of Korea (NRF-2015S1A5B5A07043146).

*Corresponding Author : Chan-Hyu Shin(chshinv@daum.net)

Received September 19, 2018

Accepted December 20, 2018

Revised November 29, 2018

Published December 28, 2018

우리나라는 2007년 3월 국제회계기준 도입을 발표하였고, 이에 따라 2조원 이상 대기업 및 상장기업은 2011년부터 의무적으로 한국채택국제회계기준(이하, K-IFRS)을 적용하여 재무제표를 작성해야 한다. 사실상 우리나라 회계투명성에 대한 대외외적 불신이 존재하며, 회계투명성은 이른바 코리아 디스카운트의 원인 중의 하나로 일컬어지고 있다. 국제기준인 K-IFRS를 도입함으로써 재무제표의 국가간 비교가능성을 증대시킬 수 있으며 건전한 자본시장 형성에 기여할 수 있다. 또한, 국제적으로 활동하는 기업은 재무제표를 이중으로 작성하는 수고를 덜 수 있으므로 비용절감의 효과도 기대된다.

K-IFRS는 규정기반(rule based), 역사적원가(historical cost) 중심의 특징을 지닌 종전의 기업회계기준(K-GAAP)과 상당한 차이가 존재하는데, K-IFRS는 원칙기반(principle based), 공정가치(fair value) 강화의 특징을 지니고 있기 때문이다. 유형자산 평가방법에 있어서도 차이가 존재하는데, 종전 기업회계기준은 재평가를 허용하고 있지 않으나, K-IFRS는 경영자 재량에 따라 재평가를 선택할 수 있다. K-IFRS 제1016호에서는 유형자산의 평가에 있어서 원가모형이나 재평가모형 중 하나를 회계정책으로 선택하여 유형자산 분류별로 동일하게 적용하도록 하고 있다. 원가모형은 충실한 표현, 재평가모형은 목적적합성을 중시하는 모형으로서, 경영자는 기업의 실질을 잘 표현할 수 있는 평가모형을 선택할 수 있기 때문에, 경영자가 어떤 모형을 선택하는가에 따라 회계정보의 질적 특성 중 어떤 것을 더 중시하는지를 확인할 수 있다.

원칙적으로는 경영자가 유형자산 재평가를 하는 이유는 자산의 실제가치와 장부상의 가치의 차이를 없애 보다 진실된 정보를 자본시장에 제공하기 위함이다. 따라서 유형자산 재평가는 기업에 대한 정보를 추가 생산하는 활동으로 볼 수 있으며, 이로 인해 자본시장의 정보비대칭은 감소할 것으로 예상된다. 그러나 효율적 시장가설의 관점에서 보면 자본시장은 이미 기업이 보유한 자산의 실제 가치를 인식하고 있으므로, 유형자산 재평가는 추가적인 정보를 자본시장에 전달하지 못하고 단순히 장부상 금액을 역사적원가에서 공정가치로 변경하는 활동에 지나지 않는다. 이러한 경우 자본시장에 존재하는 정보비대칭에 변화는 없을 것이다. 본 연구에서는 기업의 자산재평가 이전과 이후에 자본시장의 정보비대칭에 어떠한 변화가 나타나는지를 검증하고자 한다.

2. 선행연구

2.1 제도적 배경

K-IFRS 제1016호 ‘유형자산’에 따르면 기업은 인식시점 이후 유형자산의 측정에 있어서 원가모형이나 재평가모형 중 하나를 회계정책으로 선택하여 유형자산 분류별로 동일하게 적용한다. 원가모형을 선택하면 유형자산의 측정금액은 취득원가에서 감가상각누계액과 손상차손누계액을 차감한 장부금액을 사용하는 방법으로 과거 기업회계기준과 동일하다.

K-IFRS는 유형자산 측정에 있어서 경영자 재량에 따라 재평가모형을 선택할 수 있도록 하였는데, 재평가모형은 공정가치를 신뢰성 있게 측정할 수 있는 유형자산에 한해서 해당 유형자산의 공정가치에서 인식 이후의 감가상각누계액과 손상차손누계액을 차감한 재평가금액을 유형자산의 측정금액으로 사용한다. 재평가모형을 선택한 경우 보고기간 말에 자산의 장부금액이 공정가치와 중요하게 차이가 나지 않도록 주기적으로 재평가를 수행해야 하며, 재평가의 빈도는 해당 유형자산의 공정가치 변동을 고려하여 선택해야 한다. 재평가는 유형자산별로 선택적으로 재평가 하거나 다른 기준일을 적용하는 것을 제한하기 위해 동일한 분류 내의 유형자산을 동시에 재평가해야 한다. 인식시점 이후 유형자산 측정방법은 회계정책이므로, K-IFRS에서 회계정책 변경을 요구하는 경우이거나, 회계정책 변경을 반영한 재무제표가 거래, 기타 사건 또는 상황이 재무상태, 재무성과 또는 현금흐름에 미치는 영향에 대하여 신뢰성 있고 더 목적적합한 정보를 제공하는 경우에 한해서 가능하다. 따라서 재평가모형을 원가모형으로 변경하는 것은 목적적합성을 감소시키는 행위이므로 사실상 변경이 불가능하다.

2.2 선행연구

원칙 중심인 K-IFRS는 규정 중심인 일반기업회계기준과 상이한 특징을 지니고 있기 때문에, K-IFRS 도입 전후의 회계정보의 특성 차이를 비교한 연구가 많이 수행되었다. 김용식(2011)은 K-IFRS를 조기 도입한 기업과 미도입 기업 간의 정보비대칭과 이익의 질의 차이를 연구하였고, 조기도입 기업과 미도입 기업 간의 유의한 차이를 발견하지 못했다[1]. 조성표 등(2013)은 K-IFRS 도입에 따라 장기영업손실기업의 영업손익 흑자전환을 공시한 기업에 대해 자본시장이 긍정적으로 반응하는 것

으로 검증했다[2]. 안수경과 김광용(2014)은 K-IFRS 도입 전후의 이익조정과 신용평가등급의 관계를 연구하였으며, 지상현과 곽영민(2017)은 K-IFRS도입 시점에서의 전환 조정이 이후 기간의 미래 이익 예측력에 미치는 영향을 연구하였다[3,4]. 김동일(2016)은 우리나라보다 먼저 국제회계기준을 도입한 중국 자본시장의 자료를 연구하였는데, 중국 자본시장에서 국제회계기준 도입 이후로 보수적 회계처리가 증가하는 것을 확인하였다[5].

2000년대 후반 금융위기로 인한 비정상적인 환율급변으로 기업들의 재무구조 악화가 예상되었고, 이를 완화하기 위해 2008년도 회계연도의 재무제표에 자산재평가를 적용할 수 있도록 기업회계기준서 제5호를 수정하였다. 김지령 등(2011)은 이러한 회계기준의 변경이 2011년 도입 예정인 K-IFRS의 유형자산 부분을 조기에 도입한 것으로 해석하였다[6]. 2008년부터 자산재평가가 도입되면서 다양한 주제의 연구가 진행되었다. 김정애와 최종서(2010)는 자산재평가 동기에 관한 연구를 진행하였는데, 자산 집중도가 높은 기업, 재무구조가 부실한 기업, 단기지급 능력이 부족한 기업, 부채비율이 높은 기업이 자산재평가 동기가 크다는 것을 검증하였다[7].

자산재평가에 대한 자본시장 반응에 대해서 여러 연구가 진행되었다. 김지령 등(2011)은 Ohlson(1995) 모형을 이용하여 자산재평가 정보가 주가에 추가적 정보를 제공하는지를 검증하였고, 자산재평가차액이 가치관련성에 양(+)의 영향을 미치는 것을 확인하였다[6,8]. 김문태와 김현아(2011)은 자산재평가차액이 주가에 미치는 영향을 사건연구 방법론을 사용하여 검증하였는데, 자산재평가차액이 주가에 긍정적인 영향을 미치는 것을 확인하였다[9]. 그들은 자산재평가 실시 동기에 따라 자본시장의 반응이 달라지는지를 확인하였는데, 부채비율이 높은 기업과 손실을 보고한 기업 등이 재무정보에 대한 긍정적 평가를 얻기 위해 자산재평가를 실시했을 때, 시장은 긍정적으로 반응하는 것으로 나타났다. 유영태 등(2012)은 자산재평가 실시 기업의 장단기 성과에 대한 연구를 수행하였는데, 자산재평가를 실시한 기업에 대해 자본시장은 단기적으로 긍정적으로 반응하고 있으며, 이러한 자산재평가 정보가 일시에 반영되지 않고 장기간에 걸쳐 자본시장에 반영되는 것을 확인하였다[10].

자산재평가가 회계정보의 질적 특성에 미치는 영향에 대해서 일부 연구가 수행되었다. 김흥기 등(2012)은 우리나라의 감정평가시스템을 검토하여 자산재평가의 신뢰

성을 검증하였는데, 우수감정평가법인 이외의 감정평가법인의 감정평가, 자기자본비율이 낮은 기업, 재평가 대상자산의 비중이 높은 기업, high-tech 산업인 경우 공시지가 대비 재평가금액비율이 유의하게 높은 것을 확인하였고, 감정평가인이나 기업의 동기에 따라 자산재평가 결과의 차이가 발생하므로 신뢰성에 문제가 있을 수 있다고 주장하였다[11]. 최국현과 손여진(2011), 정주렴 등(2013)은 목적적합성의 관점에서 자산재평가가 회계정보 이용자들의 의사결정에 유용한 정보로 작용하는지를 재무분석가 이익예측치의 편위와 오차를 사용하여 검증하였는데, 최국현과 손여진(2011)은 자산재평가가 재무분석가 이익예측치의 편위와 오차를 감소시키는 결과를 나타냈고, 정주렴 등(2013)은 감소시키지 않는 결과를 보고하였다[12,13].

기존 선행연구에서는 재평가정보가 질적 특성, 재무분석가 이익예측치 편위에 미치는 영향을 연구하였다. 이러한 선행연구들은 재평가 정보가 영향을 미치는 다른 변수를 측정하여 재평가의 효과를 간접적으로 검증하는 방법이다. 이와 달리, 본 연구는 재평가 정보가 정보량에 미치는 영향을 직접 검증했다는 것이 기존 선행연구와의 차이점이라고 할 수 있다.

3. 연구 설계

3.1 가설 설정

자산재평가는 역사적원가로 기록된 장부가치를 실제 가치에 근접한 공정가치로 전환하는 활동이므로, 자본시장이 자산재평가를 적시성이 낮은 정보가 적시성이 높은 정보로 전환되는 활동으로 인식한다면 추가정보로 작용될 수 있다. 투자자는 자산재평가 이전에 해당 자산에 대한 실제가치에 대한 평가에 있어서 확률적으로 예측할 수 밖에 없으며, 이러한 예측은 투자자가 보유한 정보에 기인하여 판단되므로 다량정보보유자와 소량정보보유자 간의 예측정확성에 차이가 발생할 것이다. 그러나 자산재평가 이후에 해당자산의 가치가 실제가치에 근접한 공정가치로 보고되면, 다량정보보유자와 소량정보보유자 간의 실제가치에 대한 예측의 차이가 거의 사라지게 되므로, 결과적으로 실제가치에 대한 예측의 차이에 따라 발생할 수 있는 다량정보보유자와 소량정보보유자 간의 정보비대칭이 감소할 것이다. 자산재평가 이전과 이후의

다량정보보유자의 정보량에 대한 소량정보보유자의 정보량 비율의 변화를 다음과 같이 정리할 수 있다.

먼저 자산재평가 이전에 다량의 정보를 보유한 다량정보보유자와 소량의 정보를 보유한 소량정보보유자 간의 정보격차가 존재한다고 가정하고 각 정보보유자의 정보량은 식 (1)과 같다.

$$I_{big} > I_{small} \quad (I_{big} > I_{small} > 0) \quad (1)$$

여기서, I_{big} : 다량정보보유자의 정보량
 I_{small} : 소량정보보유자의 정보량

자산재평가 이전의 다량정보보유자의 정보량에 대한 소량정보보유자의 정보량 비율(이하, 정보량 비율)은 $\frac{I_{small}}{I_{big}}$ 으로 표현할 수 있다. 다량정보보유자와 소량정보보유자가 자산재평가 정보를 동일한 크기의 추가적 정보로 인식한다고 가정하면, 자산재평가 이후의 두 정보보유자의 정보량은 식 (2)와 같이 표현할 수 있다.

$$I_{big} + \alpha > I_{small} + \alpha \quad (\alpha > 0) \quad (2)$$

여기서, α : 자산재평가로 인한 추가정보량
 자산재평가 이후의 정보량 비율은 $\frac{I_{small} + \alpha}{I_{big} + \alpha}$ 으로 표현할 수 있다. 자산재평가 이전 정보량 비율과 이후의 정보량 비율의 차이는 식 (3)과 같이 전개할 수 있다.

$$\begin{aligned} & \frac{I_{small} + \alpha}{I_{big} + \alpha} - \frac{I_{small}}{I_{big}} \quad (3) \\ &= \frac{(I_{small} + \alpha) * I_{big} - (I_{big} + \alpha) * I_{small}}{(I_{big} + \alpha) * I_{big}} \\ &= \frac{(I_{small} * I_{big} + \alpha * I_{big} - I_{small} * I_{big} - \alpha * I_{small})}{(I_{big} + \alpha) * I_{big}} \\ &= \frac{\alpha * (I_{big} - I_{small})}{(I_{big} + \alpha) * I_{big}} > 0 \\ & (\because \alpha, I_{big}, I_{small} > 0 ; I_{big} > I_{small}) \end{aligned}$$

따라서 자산재평가 정보가 추가적 정보로 인식되는 경우, 다량정보보유자 대비 소량정보보유자의 정보량 비

율은 자산재평가 이후에 증가하는 것을 확인할 수 있고, 결과적으로 다량정보보유자 대비 소량정보보유자의 정보량 비율이 증가한다는 것은 두 정보보유자 간의 정보격차가 감소한다는 의미로서 정보비대칭(information asymmetry)이 감소하게 된다.

식 (3)을 살펴보면 자산재평가 전후의 정보량 비율 차이는 추가정보량 α 에 비례한다. 따라서 α 가 0인 경우, 자산재평가 전후의 정보량 비율 차이는 없다. α 가 0인 경우는 자산재평가를 자본시장이 추가정보로 인식하지 않는 경우에 발생할 수 있다. 자본시장이 효율적이라면 자본시장은 이용가능한 모든 정보를 충분히, 즉각적으로 반영하고 있으므로, 자산재평가는 자산의 실제가치를 변경시키는 것이 아니라 회계상의 수치변경에 불과하므로 자본시장이 자산재평가 이전에 자산의 실제가치를 파악하고 있다면 자산재평가 정보는 자본시장에 유용한 정보가 되지 못한다. 이러한 경우 자본시장은 자산재평가를 추가적 정보로 인식하지 않으므로 추가정보량 α 가 0이 되고, 자산재평가 전후의 두 정보보유자 간의 정보량 비율 차이는 없다.

간단히 정리하면, 자본시장이 자산재평가를 추가적 정보로 인식한다면 다량정보보유자와 소량정보보유자 간 정보격차가 좁혀져서 정보비대칭이 감소한다. 이와 달리, 자본시장이 자산재평가를 추가적 정보로 인식하지 않는다면 다량정보보유자와 소량정보보유자 간의 정보격차가 유지되고 정보비대칭이 감소하지 않는다. 따라서 자산재평가 이후에 정보비대칭이 감소한 결과가 나타나면 자본시장에서 자산재평가를 추가적 정보로 인식한 것으로 판단할 수 있고, 정보비대칭이 감소하지 않았다면 자본시장에서 자산재평가를 추가적 정보로 인식하지 않은 것으로 해석할 수 있다.

본 연구는 자산재평가 이후 정보비대칭이 감소하였는지를 확인하여 자산재평가의 실효성을 검증하고자 한다. 자산재평가 이후에 정보비대칭이 감소한 결과가 확인되면, 이러한 결과는 자산재평가가 적시성 높은 정보를 제공하여 자본시장의 정보비대칭을 감소시킨 것으로 해석할 수 있다. 따라서 자산재평가 이후에 정보비대칭이 감소한 결과는 자산재평가 정보가 자본시장에서 유용한 정보로 작용할 것이라는 도입 취지를 지지하는 실증적 증거가 된다. 이와 달리, 자산재평가 이후에 정보비대칭이 감소하지 않는 결과가 나타나면, 이러한 결과는 자본시장이 자산재평가 정보에 대해 유용한 정보로 인식하지

않는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 자산재평가 이후에도 정보비대칭의 감소가 나타나지 않는 결과는 효율적 시장가설에 따라 자본시장은 이미 자산의 실제 가치에 대한 정보를 보유하고 있으므로 단순히 회계 수치의 변경으로 인식한 것으로 해석할 수 있으며, 자산재평가 정도의 실효성에 의문을 제기하는 실증적 증거가 된다. 자산재평가는 자본시장 참여자들의 의사결정에 유용한 정보를 제공하기 위한 목적으로서 자산을 공정가치로 재평가하는 활동이지만, 실제 자본시장에서 유용한 정보로 인식되지 않고 정보비대칭을 감소시키지 않는다면 자산재평가는 단순히 재평가 관련 비용만 발생시키는 활동이며 주주가치에 반하는 행위이다. 자산재평가와 정보비대칭 간 관계에 두 가지 관점이 존재하므로, 다음과 같은 연구모형과 가설을 설정하여 연구를 수행한다.

<연구모형>

$$SPRED = \beta_0 + \beta_1 REVAL_t + Control Variables$$

가설 : 자본시장의 정보비대칭은 자산재평가 이전과 이후에 차이가 없다.

3.2 연구 설계

본 연구는 자산재평가 전후의 정보비대칭 차이를 검증하여, 자산재평가 정보가 자본시장에서 유용한 정보로 인식되는지를 확인하고자 한다. 원칙적으로 2011년부터 한국채택국제회계기준(K-IFRS)의 의무도입이 예정되었으므로 2011년부터 유형자산 재평가가 가능했다. 그러나 2008년 금융위기에 따른 기업의 재무상태 악화를 완화하는 측면에서, 한국채택국제회계기준(K-IFRS) 제1016호와 유사하게 기업회계기준서 제5호 ‘유형자산’의 내용을 일부 개정하여 2008년 12월 31일이 속한 회계연도부터 유형자산 측정재평가모형을 사용할 수 있게 되었다. 또한, 개정된 기업회계기준에 따라 재평가모형을 선택한 기업이더라도, 국제회계기준을 도입하는 시점에 다시 원가모형과 재평가모형 중의 하나를 선택할 수 있었다.

본 연구에서는 자산재평가 기간을 기업회계기준서 제5호의 변경으로 인해 재평가모형의 선택이 가능했던 2008년부터 2010년까지를 첫 번째 자산재평가 기간, K-IFRS 도입으로 인해 재평가모형 선택이 가능한 2011년부터 2014년까지를 두 번째 자산재평가 기간으로 판단하고¹⁾, K-IFRS 의무도입 이전 기간과 이후 기간의 두

기간을 따로 표본으로 구성하여, 해당 기간에 자산 재평가 이후 정보비대칭의 차이가 발생하였는지 확인하고자 한다.

종속변수는 Corwin and Schultz(2012)가 제시한 정보비대칭 측정치를 사용한다[14]. 우리나라의 정보비대칭 연구에서는 정보비대칭 대리변수로 주로 사용하는 변수는 재무분석가 수, 재무분석가 이익예측오차, 일별종가기준 매수매도호가 스프레드 등을 사용한다. 정은희와 우용상(2015)은 재무분석가의 수나 이익예측오차의 경우 결측치가 많은 단점이 있고, 매수매도호가 스프레드는 일별종가만을 기준으로 하는 문제가 있다고 주장하며, Corwin and Schultz(2012)의 정보비대칭 측정치는 일별 주가를 사용하여 결측치를 감소시키고 최고가와 최저가를 사용하여 일중 기업 스프레드를 포괄하는 장점이 있다고 주장했다[15].

Corwin and Schultz(2012)는 일반적으로 인정되는 2개의 가정에 근거하여 최고·최저가 스프레드 측정치(high-low spread estimator)를 개발하였다[14]. 첫 번째 가정은 일중 최고·최저가 비율(high to low price ratio)이 주가의 실제 변동성과 매수매도 호가스프레드(bid-ask spread)를 포함한다는 가정이며, 두 번째 가정은 최고·최저가 비율의 요소 중에서 변동성은 거래기간에 비례하여 증가하나 호가스프레드는 거래기간과 상관없다는 가정이다. 그들은 최고·최저가 스프레드 측정치가 기존의 다른 측정치에 비해 상대적으로 우수한 결과를 보였으며, 일중거래를 사용하지 않으므로 연구에서의 활용이 용이하다고 주장했다. 또한, 대규모 표본에 사용할 수 있고, 다양한 상황에서 산출할 수 있으며, 구조가 다른 많은 시장을 대상으로 할 수 있다고 주장했다. Corwin and

1) 2009년과 2010년을 회계연도로 하는 재무제표는 K-IFRS를 조기 도입하여 작성할 수 있다. 따라서 당시에 재평가모형을 선택한 기업은 기업회계기준을 사용한 기업과 K-IFRS를 사용한 기업으로 분류할 수 있는데, K-IFRS를 조기에 도입한 기업은 재무상태 완화의 목적보다는 성과측정치 향상(최성호, 등; 2011), 흑자 전환(조성표 등, 2013) 등의 목적으로 K-IFRS를 조기에 도입한 것으로 볼 수 있다. 따라서 K-IFRS와 기업회계기준 중에 하나를 선택할 수 있는 상황에서 기업 상황에 유리한 회계기준을 선택한 것으로 판단할 수 있으며, 자산재평가의 동기가 재무상태 완화를 목적으로 재평가모형을 선택한 기업보다는 정상적으로 K-IFRS를 도입한 기업과 실질적으로 유사하다고 판단된다. 본 연구에서는 기본적으로 K-IFRS 도입 전후로 기간을 나누어 분석하였으며, 추가분석에서 K-IFRS를 조기 도입한 기업을 K-IFRS 도입 이후 기간의 표본에 포함하여 동일한 분석을 수행하였다.

Schultz(2012)의 최고·최저가 스프레드 측정치는 다음과 같이 산출된다. 개별 기업-연도 표본별로 일별 최고·최저가 스프레드 측정치의 연평균을 계산하여, 개별 표본의 스프레드 측정치로 사용한다.

$$S = \frac{2(e^\alpha - 1)}{1 + e^\alpha}$$

$$\text{여기서, } \alpha = \frac{\sqrt{2\beta} - \sqrt{\beta}}{3 - 2\sqrt{2}} - \sqrt{\frac{\gamma}{3 - 2\sqrt{2}}}$$

$$\beta = E \left\{ \sum_{j=0}^1 \left[\ln \left(\frac{H_{t+j}^O}{L_{t+j}^O} \right) \right]^2 \right\},$$

$$\gamma = \left[\ln \left(\frac{H_{t,t+1}^O}{L_{t,t+1}^O} \right) \right]^2$$

H_t^O : t일의 최고가, L_t^O : t일의 최저가

H_{t+1}^O : t+1일의 최고가, L_{t+1}^O : t+1일의 최저가

$H_{t,t+1}^O$: t일과 t+1일의 2일 동안의 최고가.

$L_{t,t+1}^O$: t일과 t+1일의 2일 동안의 최저가

본 연구의 목적인 자산재평가가 정보비대칭을 완화하는지를 확인하고자 다음과 같은 모형을 사용한다.

$$SPRED_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 REVAL_t + \beta_2 ASSET_{t+1} + \beta_3 LEV_{t+1} + \beta_4 ROA_{t+1} + \beta_5 VAR_{t+1} + \beta_6 TRD_{t+1} + \epsilon_{t+1}$$

여기서, *SPRED*: Corwin and Schultz(2012)의 최고·최저가 스프레드 측정치

REVAL: 재평가모형을 선택했으면 1, 아니면 0인 더미변수

ASSET: 자산에 자연로그를 취한 값

LEV: 부채를 자산으로 나눈 백분율

ROA: 당기순이익을 자산으로 나눈 백분율

VAR: 일별주식수익률의 연간 표준편차

TRD: 일별거래량의 연간 평균

종속변수인 *SPRED*는 Corwin and Schultz(2012)의 최고·최저가 스프레드 측정방법을 사용하여 개별 기업-연도별로 측정된 정보비대칭 변수이다. *REVAL*은 가설 검증변수로서, 해당 기업-연도 표본이 재평가모형을 선택하였으면 1, 아니면 0인 더미변수이다. *REVAL*의 회

귀계수 추정치 β_1 이 유의한 음(-)의 값으로 나타나면 자산재평가 이후 정보비대칭이 감소한 것으로 해석할 수 있다. 이러한 결과는 자산재평가 정보가 대해 자본시장은 목적적합한 정보의 추가로 인식하는 것으로 해석할 수 있으며, 재평가모형 선택의 타당성을 확보할 수 있다. 이와 달리, β_1 이 유의하지 않은 값으로 나타나면 자산재평가 이전과 이후의 정보비대칭 차이가 없는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 결과는 자본시장이 자산재평가를 역사적원가에서 공정가치로 유형자산의 장부가액을 변경하는 행위로 인식하는 것으로 해석할 수 있으며, 재평가모형은 효익이 없이 비용만 발생시키는 행위이므로 부적절하다고 볼 수 있다.

자산재평가와 정보비대칭을 연구한 선행연구에서 일반적으로 사용한 다음의 통제변수를 본 연구에서도 사용하였다(김정애와 최종서, 2011; 최국현과 손여진, 2011, 정주령 등, 2013)[7,12,13]. *ASSET*은 기말총자산에 자연로그를 취한 값으로서 기업규모를 통제하기 위해 사용한다. 일반적으로 기업규모가 클수록 이해관계자의 수가 많으므로, 기업 정보에 대한 요구가 증가하여 공개되는 정보가 상대적으로 많다. 따라서 기업규모에 따른 정보비대칭 차이를 통제하기 위해 *ASSET*을 사용한다. *LEV*는 부채비율로서 자산을 부채로 나눈 값이다. 부채비율이 높을수록 재무적으로 불안정 상태일 가능성이 높아 정보비대칭이 증가할 것이다. 따라서 부채비율에 따른 정보비대칭 차이를 통제하기 위해 *LEV*를 사용한다. *ROA*는 총자산이익률로서 당기순이익을 자산으로 나눈 값이다. 일반적으로 수익성이 높은 기업은 성장성이 높은 기업이므로, 기업의 미래 이익에 대한 전망의 차이가 클 것이다. 따라서 기업의 성장성을 통제하기 위해 *ROA*를 사용한다. *VAR*은 일별주식수익률의 연간 표준편차로서 수익률 변동이 크다는 것은 투자자들의 기업에 대한 전망의 차이가 크다는 것을 의미한다. 따라서 주가에 대한 전망 차이가 정보비대칭의 차이에 미치는 영향을 통제하기 위해 *VAR*을 사용한다. *TRD*는 일별 거래량의 연간 평균이다. 거래량이 많다는 것은 투자자들의 해당 주식에 대한 전망의 차이가 크다는 것을 의미한다. 따라서 주가에 대한 전망 차이를 통제하기 위해 *TRD*를 사용한다.

3.3 연구 표본

본 연구의 표본은 2008년부터 2014년까지 유가증권시

장과 코스닥시장에 상장된 기업이다. 표본기간을 2008년부터 시작한 이유는 2008년 12월 31일이 속한 회계연도부터 유형자산 측정에 재평가모형의 사용이 가능했기 때문이다. 2014년을 마지막으로 한 이유는 자산재평가 이후의 정보비대칭을 측정하므로, 현시점에서 사용가능한 가장 최근의 재무제표 연도가 2014년이기 때문이다. 12월 결산법인이 아닌 기업, 재무정보를 확인할 수 없는 기업, 매수매도호가 및 주가, 거래량 등을 확인할 수 없는 기업을 제외한 최종 표본은 최종 표본은 10,468개이며, 각 변수는 상하 1%로 극단을 조정하였다.

4. 실증 분석

4.1 기술통계량

표본기간을 K-IFRS 의무 도입 이전 기간과 이후 기간으로 분할하여 기술통계량을 Table. 1에 제시하였다. K-IFRS 의무 도입 이전 기간은 2008년부터 2010년까지 3개 연도이며 표본 크기는 4,137개이다. 의무 도입 이후 기간은 2011년부터 2014년까지 4개 연도이며 표본 크기는 6,331개이다.

두 기간 모두에서 대부분의 변수들의 평균과 중위수 차이가 크지 않아 회귀분석을 수행하는데 무리는 없는 것으로 판단된다.

Table 1. Descriptive Analysis

Var.	Mean	Std. Dev.	Min	1/4	Median	3/4	Max
pre-adopting K-IFRS (n=4,137)							
SPRED	0.055	0.017	0.021	0.043	0.054	0.066	0.101
REVAL	0.080	0.373	0	0	0	0	1
ASSET	18.867	1.400	16.551	17.912	18.576	19.525	23.638
LEV	0.406	0.196	0.029	0.251	0.403	0.550	0.894
ROA	0.157	0.462	-1.497	0.010	0.092	0.256	2.390
VAR	12.536	8.548	1.262	6.320	10.499	16.398	44.035
TRD	11.726	1.797	6.931	10.625	11.908	12.964	15.473
post-adopting K-IFRS (n=6,331)							
SPRED	0.049	0.016	0.021	0.037	0.046	0.059	0.101
REVAL	0.167	0.271	0	0	0	0	1
ASSET	18.962	1.378	16.551	18.024	18.683	19.634	23.638
LEV	0.392	0.207	0.029	0.222	0.390	0.547	0.894
ROA	0.118	0.476	-1.497	-0.019	0.068	0.223	2.390
VAR	10.123	8.159	1.262	4.590	7.606	12.904	44.035
TRD	11.718	1.700	6.931	10.757	11.841	12.832	15.473

주) *SPRED* : 최고·최저가 스프레드 측정치
REVAL : 재평가모형을 선택했으면 1, 아니면 0인 더미변수
ASSET : 자산에 자연로그를 취한 값
LEV : 부채비율, 부채를 자산으로 나눈 값
ROA : 당기순이익을 자산으로 나눈 값
VAR : 일별주식수익률의 연간 표준편차
TRD : 일별거래량의 연간 평균

4.2 상관분석

K-IFRS 도입 이전 기간과 이후 기간으로 분할하여 상관관계를 분석한 결과를 Table. 2에 제시하였다. K-IFRS 도입 이전 표본에서는 종속변수인 *SPRED*와 가설검증변수인 *REVAL* 간에 유의한 관계가 관찰되지 않았다. 통제변수인 *ASSET*, *LEV*, *ROA*, *VAR*, *TRD*는 모두 예상과 같은 상관관계를 보이고 있다.

K-IFRS 도입 이후 표본에서는 종속변수인 *SPRED*와 가설검증변수인 *REVAL* 간에 유의한 관계가 관찰되었다. 이전 기간과 마찬가지로 통제변수인 *ASSET*, *LEV*, *ROA*, *VAR*, *TRD*는 모두 예상과 같은 상관관계를 보이고 있다.

상관분석 결과가 가설 설정 단계에서의 예상과 다르게 나타났다. 상관분석은 단변량 분석이기 때문에 다른 변수에 의한 영향을 통제하지 못하여 연구 결과가 왜곡될 수 있으므로, 다변량 분석인 회귀분석을 수행한다.

4.3 회귀분석

재평가모형을 선택할 수 있는 회계연도는 2008년 12월 31일이 포함된 회계연도의 재무제표부터 가능했기 때문에 본 연구의 표본기간은 2008년부터 2014년까지이다. 그러나 2008년부터 2010년에 재평가했던 유형자산이라도 2011년부터 K-IFRS로 회계기준을 변경하면서 다시 원가모형과 재평가모형 중에서 선택이 가능했기 때문에 본 연구에서는 표본기간을 분할하여 K-IFRS 도입 이전인 2008년부터 2010년까지를 회귀분석한 결과를 Table. 3에 제시하였고, K-IFRS 도입 이후인 2011년부터 2014년까지를 회귀분석한 결과를 Table. 4에 제시하였다.

K-FIRS 도입 이전K-IFRS 도입 이전과 이후 모두 가설검증변수인 *REVAL*의 회귀계수 추정치가 유의하지 않은 값이 나타났다. 이러한 결과는 자산재평가가 자본시장의 정보비대칭을 감소시키지 못한 것으로 해석할 수 있다. 회귀모형의 F값이 유의한 값을 보이며, 설명력이 두 기간 모두 85% 수준이므로 본 연구의 모형이 정보비대칭 변화를 상당히 잘 설명하는 것으로 판단된다.

패널분석은 개별 표본의 동적 관계를 추정 가능하며, 개체들 간의 관찰되지 않는 이질성을 모형에서 고려할 수 있고, 횡단면 및 시계열 데이터에 비해 변수의 변동성이 더 많이 포함되어 추정량이 효율적인 장점이 있다(민인식과 최필선, 2012)[16]. 각 기간의 표본으로 패널데이터를 구성하여 패널분석 수행한 결과도 Table. 3에 함께 제시하였다.

Table 2. Correlation

	SPRED	REVAL	ASSET	LEV	ROA	VAR
pre-adopting K-IFRS (n=4,137)						
REVAL	0.016 (0.307)					
ASSET	-0.529 ^{**} (0.000)	0.089 ^{***} (0.000)				
LEV	0.139 (0.000)	0.285 ^{***} (0.000)	0.245 ^{***} (0.000)			
ROA	-0.246 ^{***} (0.000)	-0.110 ^{***} (0.000)	0.039 ^{***} (0.000)	-0.438 ^{***} (0.000)		
VAR	0.897 ^{***} (0.000)	0.003 (0.827)	-0.389 ^{***} (0.000)	0.133 ^{**} (0.000)	-0.235 ^{***} (0.000)	
TRD	0.453 ^{***} (0.000)	0.067 ^{***} (0.000)	0.004 (0.778)	0.152 ^{***} (0.000)	-0.137 ^{***} (0.000)	0.543 ^{***} (0.000)
post-adopting K-IFRS (n=6,331)						
REVAL	0.071 ^{***} (0.000)					
ASSET	-0.475 ^{***} (0.000)	-0.039 ^{**} (0.017)				
LEV	0.147 ^{***} (0.000)	0.152 ^{***} (0.000)	0.203 ^{***} (0.000)			
ROA	-0.233 ^{***} (0.000)	-0.077 ^{***} (0.000)	0.096 ^{***} (0.000)	-0.394 ^{***} (0.000)		
VAR	0.904 ^{***} (0.000)	0.055 ^{***} (0.000)	-0.365 ^{***} (0.000)	0.132 ^{***} (0.000)	-0.220 ^{***} (0.000)	
TRD	0.481 ^{***} (0.000)	0.063 ^{***} (0.000)	-0.069 ^{***} (0.000)	0.157 ^{***} (0.000)	-0.152 ^{***} (0.000)	0.505 ^{***} (0.000)

***, **, * respectively represents significance level at 1%, 5%, 10%.

Table 3. Regression analysis on sub-samples from 2008 to 2010

	Regression				Fixed_Effect Panel				Random_Effect Panel			
	Coef.	Std. Err.	t	p	Coef.	Std. Err.	t	p	Coef.	Std. Err.	t	p
REVAL	0.037	0.29	1.31	0.190	-0.109	0.33	-3.32 ^{***}	0.001	-0.021	0.28	-0.77	0.442
ASSET	-0.300	0.09	-34.62 ^{***}	0.000	-0.357	0.50	-7.18 ^{***}	0.000	-0.317	0.11	-29.40 ^{***}	0.000
LEV	0.742	0.63	11.73 ^{***}	0.000	0.436	1.41	3.09 ^{***}	0.002	0.786	0.73	10.70 ^{***}	0.000
ROA	-0.049	0.25	-1.95 [*]	0.052	0.092	0.33	2.74 ^{***}	0.006	0.002	0.26	0.07	0.947
VAR	0.154	0.02	93.25 ^{***}	0.000	0.139	0.02	66.09 ^{***}	0.000	0.146	0.02	90.78 ^{***}	0.000
TRD	0.016	0.07	2.23 ^{**}	0.026	0.035	0.16	2.11 ^{**}	0.035	0.031	0.08	3.73 ^{***}	0.000
Cons	8.799	1.62	54.36 ^{***}	0.000	9.966	9.20	10.83 ^{***}	0.000	9.012	2.03	44.42 ^{***}	0.000
	F= 3931.58				F= 1493.04				wald χ^2 = 19042.96			
	adj_R ² = 0.85				within= 0.77				within= 0.77			
					between= 0.86				between= 0.86			
					overall= 0.84				overall= 0.84			
	n= 4,137				n= 4,137				n= 4,137			

***, **, * respectively represents significance level at 1%, 5%, 10%.

Table 4. Regression analysis on sub-samples from 2011 to 2014

	Regression				Fixed_Effect Panel				Random_Effect Panel			
	Coef.	Std. Err.	t	p	Coef.	Std. Err.	t	p	Coef.	Std. Err.	t	p
REVAL	0.030	0.30	0.99	0.320	-0.022	0.59	-0.38	0.704	0.031	0.40	0.76	0.445
ASSET	-0.235	0.07	-35.85 ^{***}	0.000	0.036	0.41	0.87	0.385	-0.230	0.10	-22.63 ^{***}	0.000
LEV	0.572	0.44	12.86 ^{***}	0.000	0.149	1.00	1.50	0.134	0.483	0.61	7.96 ^{***}	0.000
ROA	-0.006	0.19	-0.34	0.730	0.132	0.25	5.39 ^{***}	0.000	0.083	0.20	4.07 ^{***}	0.000
VAR	0.159	0.01	128.01 ^{***}	0.000	0.143	0.02	88.54 ^{***}	0.000	0.150	0.01	119.05 ^{***}	0.000
TRD	0.052	0.05	9.38 ^{***}	0.000	0.177	0.13	13.17 ^{***}	0.000	0.107	0.08	13.83 ^{***}	0.000
Cons	6.919	1.31	52.87 ^{***}	0.000	6.623	7.75	0.80	0.421	6.295	2.01	31.29 ^{***}	0.000
	F= 5994.02				F= 3097.02				wald χ^2 = 27597.48			
	adj_R ² = 0.85				within= 0.80				within= 0.80			
					between= 0.76				between= 0.84			
					overall= 0.78				overall= 0.85			
	n= 6,331				n= 6,331				n= 6,331			

***, **, * respectively represents significance level at 1%, 5%, 10%.

K-IFRS 도입 이전의 결과를 살펴보면 고정효과를 고려한 패널회귀분석을 수행한 결과, *REVAL*의 회귀계수 추정치의 계수값이 -0.109 이며 t 값이 -3.32 로서 1%수준의 유의한 값으로 나타났다. 확률효과를 고려한 패널회귀분석의 결과는 유의하지 않은 값이 나타났다. K-IFRS 도입 이전의 결과를 종합하면 회귀분석은 유의하지 않았으며, 고정효과는 유의한 음(-)의 값, 확률효과는 유의하지 않은 값이 나타났다. 회귀모형의 결과와 고정효과모형의 결과 중에 어느 것이 더 효율적인 추정치인지에 대한 판단은 개체의 고정효과가 0이라는 귀무가설 ($H_0: u_i = 0$)을 기각할 수 있는지에 따라 판단할 수 있는데, F 값이 2.96으로서 1% 수준에서 기각되므로 고정효과를 고려한 패널회귀분석을 통한 추정결과가 더 효율적인 것으로 볼 수 있다. 고정효과모형과 확률효과모형 중에서 어느 것이 더 효율적인지에 대한 판단은 개별 변수와 개체별 오차항 간 공분산이 0이라는 귀무가설 ($cov(x, u_i) = 0$)을 기각할 수 있는지에 따라 판단할 수 있는데, 하우스만 검정을 수행한 결과 χ^2 가 118.18로서 1% 수준의 유의한 값이 나타나 귀무가설을 기각하여 고정효과모형의 결과가 상대적으로 적절하다고 볼 수 있다. 회귀모형, 고정효과모형, 확률효과모형 중에서 고정효과모형의 결과가 적절한 것으로 나타났으므로 K-IFRS 도입 이전의 자산재평가는 자본시장의 정보비대칭을 감소시키는 것으로 해석할 수 있다. *REVAL*과 *SPRED* 간의 상관관계가 유의하지 않게 나왔는데, 패널분석에서 *REVAL*의 회귀계수 추정치가 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이러한 이유는 상관관계가 두 변수 사이의 단변량 분석이지만, 이를 통제하기 위해 통제변수가 추가되었고, 패널분석을 사용하면서 개별 개체의 특성, 시계열 변화 정보 등의 추가 정보 포함되었기 때문에 결과가 달라진 것으로 판단된다.

*ASSET*은 모든 분석에서 유의한 음(-)의 값이 나타났는데 기업규모가 클수록 이해관계자가 많아지므로 정보비대칭이 감소하는 것을 보여준다. *LEV*는 유의한 양(+)의 값이 나타났는데, 부채비율이 높은 기업일수록 재무부실의 가능성이 높아 정보의 비대칭이 존재하는 것으로 볼 수 있다. *ROA*는 대체적으로 양(+)의 유의한 값이 나타났는데, 이익률이 높은 기업들은 대체로 성장성이 높은 기업이기 때문에 외부로 정보를 전달할 충분한 시간이 없었기 때문으로 해석된다. *VAR*은 추가변동성이며 양(+)의 유의한 결과가 나타났고, 주가의 변동성이 큰

기업은 시장 참여자들 간의 가격 합의의 수준이 낮으므로 정보비대칭이 큰 것으로 판단된다. *TRD*는 거래량으로서 추가변동성과 마찬가지로 거래량이 많은 기업도 가격 합의가 이루어지지 않았기 때문에 정보비대칭이 높은 것으로 판단할 수 있다.

Table 4에서는 K-IFRS 도입 이후의 결과를 살펴보면 일반회귀모형, 고정효과모형과 확률효과모형 모두 가설 검증변수인 *REVAL*의 회귀계수 추정치가 유의하지 않게 나타난 것을 확인할 수 있다. 모든 모형에서 유의하지 않은 결과가 나타났으므로 K-IFRS 도입 이후의 자산재평가는 정보비대칭을 감소시키지 않는 것으로 판단된다. K-IFRS 도입 이후 기간의 *REVAL*과 *SPRED* 간의 상관관계는 양(+)의 유의한 값이 나타났는데, 회귀분석의 결과는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 앞서 언급한 것과 마찬가지로 상관관계에서 포함되지 않았던 통제변수의 영향, 패널분석을 사용하면서 포함한 개체별 특성, 시계열 변화 정보 등의 추가 정보가 포함되면서 다른 결과가 나타난 것으로 판단된다. IFRS 도입 이전 기간은 상관관계에서는 유의하지 않았으나 회귀분석에서는 음(-)의 유의한 값이 나타났고, IFRS 도입 이후 기간은 상관관계에서는 양(+)의 유의한 값이 나타났으나 회귀분석에서는 유의하지 않은 결과가 나타났다. 두 연구에서 모두 음(-)의 방향으로 결과가 변경되었는데, 통제변수와 개체 특성 등이 상관관계에 포함되지 않아 두 변수 간의 상관관계가 과다하게 표시된 것으로 판단된다.

결과를 종합하면 K-IFRS 도입 이전에 수행한 자산재평가는 자본시장의 정보비대칭을 감소시키는 것으로 나타났으나, K-IFRS 도입 이후의 자산재평가는 정보비대칭을 감소시키지 못한 것으로 검증되었다. K-IFRS 도입 이전과 이후의 자산재평가의 효과가 다르게 나타난 이유는 K-IFRS 도입 이후 공정가치 평가에 대한 인식이 확대되었기 때문으로 판단된다. K-IFRS 도입 이전에는 유형자산을 역사적원가로 평가했고 공정가치로 재평가 하는 것이 금지되었기 때문에, 자본시장에서 유형자산의 실제 가치에 대한 고려를 일상적으로 하지 않았을 수 있다. 이러한 상황에서 유형자산의 재평가는 시장에서 알지 못했던 유형자산의 공정가치를 공개하는 것이므로 자본시장은 추가 정보로 인식할 수 있다. 이와 달리, K-IFRS 도입 이후에는 공정가치에 대한 인식이 확산되었기 때문에, 이미 자본시장에서는 유형자산의 공정가치 정보에 대한 접근이 이루어졌을 수 있다. 자본시장에서

유형자산의 공정가치 정보를 습득한 상황에서 해당 유형자산의 재평가 정보를 자본시장에 전달한다면, 자본시장은 재평가 정보를 새로운 정보로 인식하지 않아 정보비대칭이 감소하지 않은 것으로 생각된다.

5. 결론

본 연구는 자산재평가가 자본시장의 정보비대칭을 감소시키는지를 검증하였으며, K-IFRS 도입 이전과 이후로 기간을 분할하여 기간별로 검증하였다. 검증 결과 K-IFRS 도입 이전의 자산재평가는 정보비대칭을 감소시키는 것으로 나타났으나, K-IFRS 도입 이후의 자산재평가는 정보비대칭을 감소시키지 않는 것으로 나타났다. K-IFRS 도입 이후의 자산재평가가 정보비대칭을 감소시키지 못한 결과는 자산재평가 정보에 대해 자본시장이 추가적인 정보로 인식하지 않는 것으로 해석할 수 있다. 자산재평가는 공정가치를 판단하기 위해 많은 비용이 발생하는 활동이지만, 자산재평가 수행의 목적과 달리 자본시장에서 이를 추가적 정보로 인식하지 않는다면 기업 입장에서는 비용만을 발생시키는 활동으로 볼 수 있다. 재평가모형을 선택한 후에 원가모형으로 다시 변경하는 것은 사실상 불가능하고, 공정가치의 변동에 따라 주기적으로 수행해야 하므로 비용이 지속적으로 발생할 수 있다. 따라서 기업의 경영자는 기업의 현실을 고려하여 충분한 경제적 효익이 예상되는 경우에 한해서만 재평가모형을 선택할 필요가 있다.

본 연구는 자산재평가를 통해 유형자산의 장부가액을 역사적원가에서 공정가치로 변경하더라도 자본시장에서는 추가적인 정보로 인식하지 않는다는 것을 실증적으로 검증하였다. 본 연구의 결과는 자본시장에서 자산재평가에 대해 단순한 윈도우드레싱(window dressing)으로 판단하고 있음을 나타내는 실증적 증거를 제공한다.

REFERENCES

- [1] Y. S. Kim. (2011). The effect of early adoptin of K-IFRS on information asymmetry and quality of earnings. *Accounting Information Review*, 29(4), 273-299.
- [2] S. P. Cho, S. Y. Park, S. T. Ha & H. Kim. (2013). Market reaction to the turning operating losses into profits of distressed firms through adopting IFRS. *Korean Accounting Review*, 38(4), 261-295.
- [3] S. K. An & K. Y. Kim. (2014). Relationship of earnings and credit rating before and after IFRS. *Journal of Digital Convergence*, 12(11), 99-112.
- [4] S. H. Ji & Y. M. Kwak. (2017). K-IFRS reconciliations and predicting future earnings. *Journal of Digital Convergence*, 12(11), 99-112.
- [5] D. I. Kim. (2016). Analysis on chinese companies with introduction of the IFRS and the conservatism features. *Journal of Digital Convergence*, 14(8), 105-113.
- [6] J. R. Kim, J. J. Young & S. K. Kwon. (2011). The value relevance of fixed assets revaluation. *Accounting Information Review*, 29(3), 51-73.
- [7] J. A. Kim & J. S. Choi. (2010). Motives of PP&E revaluations. *Accounting Information Review*, 28(4), 51-73.
- [8] J. Ohlson (1995). Earnings, book value, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 661-687.
- [9] M. T. Kim & H. A. Kim. (2011). The stock reactions to the magnitude of the asset revaluation by K-IFRS. *Korean Management Review*, 40(5), 1185-1209.
- [10] Y. T. Yoo, C. H. Kim & G. H. Song. (2012). Short- and long-term performance of asset revaluation. *Korean Accounting Journal*, 21(5), 81-105.
- [11] H. K. Kim, D. H. Yang & K. H. Cho. (2012). Relevance of fair value accounting: property, plant and equipment-revaluation model. *Korean Accounting Review*, 37(1), 87-119.
- [12] K. H. Choi & Y. J. Son. (2011). The effect of K-IFRS asset revaluation in firm value and on the accuracy of analysts' earnings forecasts. *Korean Accounting Journal*, 20(4), 57-90.
- [13] J. R. Chung, Y. J. Kim & J. J. Choi. (2013). Usefulness of accounting information from the viewpoint of financial analysis before and after asset revaluation. *Korean Accounting Review*, 38(1), 245-279.
- [14] S. A. Corwin & P. Schultz. (2012). A simple way to estimate bid-ask spreads from daily high and low prices. *The Journal of Finance*, 67(2), 719-760.
- [15] E. H. Cheong & Y. S. Woo. (2015). The Effect of K-IFRS adoption on bid-ask spread : the discriminatory effect by firm's characteristics. *Accounting Information Review*, 33(1), 211-236
- [16] I. S. Min & P. S. Choi. (2012). *STATA Panel Data Analysis*. Seoul: Jipil Media. DDC: 515.50285 23

신 찬 휴(Shin, Chan Hyu)

[정회원]



- 2008년 8월 : 부산대학교 경영학부
(경영학학사)
- 2012년 2월 : 부산대학교 경영학과
회계학전공 (경영학석사)
- 2014년 8월 : 부산대학교 경영학과
회계학전공 (경영학박사)

- 관심분야 : 재무회계, 회계감사
- E-Mail : chshinv@daum.net