

상장기업의 재무적 특성 변화 분석 -수정 Jones 모형을 중심으로-

고영우
경기대학교 교수

The Changing Financial Properties of KSE Listed Companies -Focusing on the Modified Jones Model-

Young-Woo Ko
Professor, Kyonggi University

요 약 본 연구는 1990년도부터 2019년까지 거래소에 상장된 기업들을 대상으로 발생액 추정모형의 설명력 변화를 분석하였다. 기존의 발생액 추정모형에 사용된 재무적 변수들이 특성이 시간이 지남에 따라 변화하거나, 전체 발생액 중에서 재량적 발생액의 비중이 변화하면 모형의 설명력에도 변화가 있을 것으로 기대하고 이를 가설화하여 분석하였다. 회귀 분석결과 수정 Jones 모형(1995)은 시간의 경과에 따라 그 설명력이 점차 낮아짐을 발견하였다. 이는 발생액 자체의 증가와 모형에 포함된 변수들의 분포가 변화함에 기인하는 것으로 추정된다. 본 연구의 시계열적 분석 결과는 이익조정 연구 등 학술적인 면이나 회계 정보를 이용하는 이용자에게 중요한 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

주제어 : 발생액, 재량적 발생액, 이익조정, 시계열 분석, 수정 Jones 모형(1995)

Abstract This study analyzed the changes in explanatory power of the modified Jones model(1995) for estimating the amount of accruals for Korean Stock Market listed companies from 1990 to 2019. We hypothesized that if the properties of financial variables used in the existing model change over time or change in discretionary ratios, the model's explanatory power will change. As the result of regression models, I found that the explanatory power of the modified Jones model(1995) gradually declined over time. The results may be derived from the increase in accruals itself and the changes in the distribution of variables contained in the model. The results of this research's chronological approach are expected to give important implications to both academic researchers and accounting information users.

Key Words : accruals, discretionary accruals, earnings management, time series analysis, modified Jones model(1995)

1. 서론

본 연구는 1990년부터 2019년까지 30년 간 거래소에 상장된 기업들을 대상으로 발생액 모형의 설명력에 변화가 존재하는지를 분석하였다. 발생액(accruals)은

발생주의에 의한 성과측정치인 당기순이익과 현금주의에 의한 성과 측정치인 영업현금흐름의 차이를 의미한다.

Dechow(1994)에 의하면 발생액은 발생주의와 현금주의의 실질적 성과 측정에 있어 시차(timing) 문제와 대응(matching) 문제를 완화시키는 역할을 한다[1]. 이

*본 연구는 2018학년도 경기대학교 학술연구비(일반) 지원에 의하여 수행되었음

*Corresponding Author : Young-Woo Ko(gongi@kgu.ac.kr)

Received March 30, 2021

Accepted May 20, 2021

Revised May 5, 2021

Published May 28, 2021

러한 발생액의 크기와 관련하여 Jones(1991)는 총발생액을 유동 발생액과 비유동 발생액을 이용하여 설명하는 모형을 제시하였다[2]. 이후 Dechow et al.(1995)은 유동 발생액에 매출액 증가 외에도 매출채권 증가를 추가하여 모형을 개선하였다[3].

이렇게 탄생한 수정 Jones모형(1995)은 회계학 연구에 가장 많이 사용되는 모형 중의 하나이다. 이 모형은 횡단면 분석을 통해 회귀계수 값을 산정하고 잔차항을 추정한다. 그리고 추정된 잔차항을 경영자의 재량에 의해 만들어진 발생액(discretionary accruals)으로 해석한다.

회계 투명성과 관련된 많은 연구들은 재량적 발생액에 영향을 미치는 요인들에 대해 연구하였다(Ericson and Wang, 1999; Lang et al., 2006; Cohen et al. 2008)[4-6]. 국내에서도 다양한 분야에 대해 연구가 이루어졌다(문현주, 2017; 백정환과 최종서, 2017; 김동일, 2020)[7-9]. 그러나 그간 회계학 연구에서는 모형 자체의 설명력이 얼마나 큰지 또는 그러한 설명력이 시간에 따라 어떻게 변화하는 지에 대해서는 상대적으로 관심이 부족했다.

발생액 모형의 잔차를 이용해 회계적 이익조정을 추정하는 연구의 구조상 발생액 모형의 설명력과 그 변화는 연구의 타당성과 관련하여 매우 중요하게 다루어져야 할 성질의 것이라고 여겨진다. 본 연구는 이와 관련하여 크게 두 가지 요인이 발생액 모형의 설명력에 영향을 미칠 수 있다고 보았다.

하나는 모형을 구성하고 있는 변수들의 시계열적 특성 변화가 존재할 수 있다고 보았다. 한국 경제는 지난 30여년간 급속한 변화를 겪었다. 이러한 변화는 기업들의 재무적 특성에도 영향을 미쳤을 것이며, 이는 다시 발생액 모형의 설명력에도 영향을 주었을 것으로 예상된다. 예를 들어, 모형에 포함된 변수들의 분산이 커지면 평균이 동일하더라도 추정된 회귀식의 설명력이 낮게 측정될 것이다. 왜냐하면 첨도와 같은 분포의 변화 역시 모형의 설명력에 변화를 유발할 것이다.

다른 하나는 Dichev and Tang(2008)의 연구나 Govoly and Hayn(2000)의 연구가 시사하는 바와 같이 회계기준의 변화나 경영자의 의도에 의해 재량성이 변화했을 가능성이 존재한다고 보았다[10, 11]. 이 경우 기존의 설명 변수들에 의한 모형 설명력은 감소할 것이다.

본 연구는 이러한 관점에서 가설을 설정하고 이를 분석하였다. 과거 대부분의 발생액 관련 연구들은 횡단면적 분석에만 초점을 맞추었는데, 본 연구는 시계열적 분석을 통해 발생액 모형의 설명력이 감소하고 있음을 제시하였

다. 이는 학문적으로 매우 중요한 시사점을 제공하는 것으로 평가될 수 있다.

2. 선행연구 및 가설설정

발생액의 구성과 관련하여 가장 중요한 전환점은 Jones(1991)에 의해 이루어졌다. 그는 총발생액을 유동 발생액과 비유동발생액으로 분해하였다. 유동발생액은 매출액의 변동을 통해, 비유동발생액은 유형자산을 이용하여 통제하는 모형을 제시하였다. 이후 Dechow et al.(1995)은 매출액 변동만으로는 자연적으로 발생하는 유동발생액을 통제하기가 어렵다고 주장하고, 매출액 변동에서 매출채권 변동액을 차감하여 유동발생액을 개선한 수정 Jones모형(1995)을 제시하였다.

본 연구는 수정 Jones모형(1995)의 설명력이 시대가 바뀌에 따라 달라질 수 있음에 주목하였다. 그 첫 번째 이유는 모형을 구성하는 재무적 특성의 변화이다. 만약 종속변수와 통제변수에 포함된 구성 요소들의 성격이 시간이 흐름에 따라 바뀐다면 이들의 관련성도 바뀔 것이며 이로 인해 모형의 설명력도 달라질 수 있을 것이다.

즉, 모형에 포함된 특정 변수의 평균이 동일하더라도 분산이나 왜도, 첨도 등에 변화가 있다면 모형의 설명력은 변화될 수 있다. 이러한 개연성은 Table 1을 통해 살펴볼 수 있다. Table 1은 수정 Jones모형(1995)모형에 포함된 변수들의 특성을 본 연구에 사용된 데이터를 이용하여 1990년대, 2000년대, 2010년대로 나누어 정리한 것이다. 이 변수들은 선행연구들에서 사용된 바와 같이 1% 수준에서 윈저라이징(winsorizing)된 것이다.

Dep는 총발생액을 의미하는 것으로 당기순이익에서 영업현금흐름을 차감한 후 이를 전기 총자산으로 나누어 계산하였다. Term1은 전기 총자산의 역수이다. Term2는 매출액 변화에서 매출채권 변화를 차감한 후 전기 총자산으로 나눈 숫자이다. Term3은 감가상각대상자산으로 유형자산에서 부동산과 건설 중인 자산을 차감하고 이를 다시 전기 총자산으로 나눈 금액이다.

한편, 1)은 해당 기간에 포함된 표본의 수를 의미한다. 2)는 해당 변수의 평균값이다. 종속변수인 발생액은 전체 기간 중에 조금씩 증가하고 있으며 Term2와 Term3은 점차 감소함을 관찰할 수 있다. 3)은 해당 변수의 표준편차를 의미한다. Dep와 Term3의 경우 점차 감소하나 Term2는 증가 후에 일정 수준을 유지하고 있다.

4)는 왜도(skewness)를 의미한다. 왜도는 분포의 비

대칭성을 나타내는 것으로 보통 2를 기준으로 판단하는데 Term1은 2000년대부터 2를 넘는 값을 가져 상대적으로 높은 비대칭성을 가지며 그 정도가 점차 심해짐을 나타내고 있다. 5)는 첨도(kurtosis)를 의미하는데 보통 3을 기준으로 평가한다. 모든 변수가 3 이상의 값을 가져 첨도가 높은 것으로 해석되며, Term2와 Term3은 첨도가 점차 증가하고 있다. 이처럼 모형에 포함된 변수들의 특성이 시간이 지남에 따라 점차 변화하는 모습을 보이고 있는데, 이러한 변화는 모형의 설명력에 영향을 줄 수 있을 것으로 추정된다.

Table 1. Changing financial properties

	Dep	Term1	Term2	Term3	
1990s	1)	2,493	2,493	2,493	2,493
	2)	(0.04)	0.00	0.10	0.28
	3)	0.09	0.00	0.18	0.15
	4)	0.13	1.96	1.32	0.78
	5)	3.67	6.72	7.88	3.50
2000s	1)	2,889	2,889	2,889	2,889
	2)	(0.03)	0.00	0.09	0.26
	3)	0.08	0.00	0.20	0.15
	4)	(0.07)	2.85	1.33	0.86
	5)	4.46	14.76	7.72	3.49
2010s	1)	4,977	4,977	4,977	4,977
	2)	(0.03)	0.00	0.06	0.24
	3)	0.07	0.00	0.20	0.14
	4)	0.07	3.56	1.72	0.88
	5)	5.66	25.78	9.09	3.89

1. Dep = total accruals, Term1=1/Asset-1, Term2= (ΔRev-ΔAr)/Asset-1, Term3=PPE//Asset-1
 2. 1) number of samples, 2) Mean, 3) Standard deviation, 4) Skewness, 5) Kurtosis

둘째, 재량적 발생액의 비중 변화도 모형의 설명력에 영향을 줄 수 있는 요인으로 생각된다. Dichev and Tang(2008)의 연구는 미국에서 약 40여 년간 수익비용의 대응 정도의 변화 양상을 관찰하였다[10]. 이들은 해당 수익에 대한 비용이 당기에 인식되는 비율이 점차 낮아지고 있음을 발견하였다. 이 연구에서는 이러한 현상이 공정가치 회계(fair value accounting)에 주요점을 둔 정책 당국의 회계기준 변화가 지속적으로 이루어져 온 것에 기인한다고 주장하였다. Govoly and Hayn(2000)의 연구는 40여 년간 미국의 이익, 현금흐름, 발생액의 흐름을 추적하였다. 이를 통해 경제적 이익의 발생과 회계적 이익 보고 시점의 관계가 안정적이지 않음을 발견하였다[11]. 이러한 선행연구들의 결과는 수정 Jones모

형(1995)이 통제하지 않는 요소들이며, 이러한 체계적 변화로 인해 모형의 설명력이 달라질 수 있을 것으로 생각된다.

이상의 논리를 통하여 본 연구에서는 다음과 같이 귀무가설을 설정하기로 한다. 만약 10년 단위의 시기별로 모형의 설명력이 다르다면 가설은 기각될 것이다.

가설: 수정 Jones모형(1995)의 설명력은 시대가 변해도 일정할 것이다.

3. 연구모형

본 연구의 분석에 사용된 모형은 Dechow et al.(1995)가 제시한 수정 Jones(1995) 모형으로 식(1)과 같다.

$$TA_{i,t} = \beta_1 1/A_{i,t-1} + \beta_2 (\Delta REV_{i,t} - \Delta AR_{i,t}) / A_{t-1} + \beta_3 PPE_{i,t} / A_{i,t-1} + \epsilon_t \quad \text{식(1)}$$

여기에서,

TA_{i,t} = 기업 i의 t년도 총발생액으로 당기순이익에서 영업활동현금흐름을 차감한 후 전년도 총자산으로 나누어 계산

ΔREV_{i,t} = 기업 i의 t년도 매출액 증가

ΔAR_{i,t} = 기업 i의 t년도 매출채권 증가

PPE_{i,t} = 기업 i의 t년도 유형자산에서 건설 중인 자산과 토지를 차감한 금액

A_{i,t-1} = 기업 i의 전년도 기말총자산

본 연구는 가설을 검증하기 위해 관찰기간을 10년 단위로 분석한 Srivastava(2014)의 연구방법론을 따랐다 [12]. 이는 본 연구의 목적이 모형의 시계열적 자기 상관을 밝히고자 하기 보다는 큰 흐름에서 수정 Jones(1995) 모형의 설명력 변화를 관찰하는데 10년의 기간이 더 적절할 것으로 보았기 때문이다. 식(1)에서 산업을 통제하여 연도별로 회귀분석한 후 연도별로 구해진 수정결정계수(Adj-R²)를 종속변수로 한다. 10년 단위의 기간을 나타내는 터미 변수를 실험 변수로 하여 식(2)를 도출하였다. 만약 β₁이나 β₂가 유의한 양 또는 음의 값을 가진다면 시대가 지나도 모형의 설명력이 일정할 것이라는 본 연구의 귀무가설이 기각될 것이다.

$$Art = \beta_1 D00 + \beta_2 D10 + et \quad \text{식(2)}$$

Art = 식(1)을 산업통계 회귀분석의 연도별 Adj.R²
 D00 = 표본이 2000-2009년 사이면 1, 아니면 0
 D10 = 표본이 2010-2019년 사이면 1, 아니면 0

본 연구의 분석에 사용된 자료는 1990년부터 2019년 사이에 거래소(Korean Stock Market)에 상장된 기업들이다. 이 들 중에서 표본들 간의 동질성을 확보하기 위해 금융업 등에 속하는 기업이나 12월 결산 법인이 아닌 표본들을 제외하였다. 그 결과 665개의 개별 기업으로부터 총 10,331개의 표본을 얻을 수 있었다. 이들의 재무와 관련된 자료는 Fn-Guide를 통해 추출하였으며, STATA를 이용하여 통계분석을 실시하였다.

4. 실증분석결과

4.1 단변량 분석

Table 2는 회귀분석에 사용된 변수들의 기초통계량을 나타낸다. Dep를 비롯해 사용된 변수들의 기초 통계량은 기존의 선행연구들과 유사한 수준을 나타내고 있다.

Table 2. Descriptive Statistics

Variables	Dep	Term1	Term2	Term3
Mean	(0.0301)	0.0000	0.0796	0.2585
Median	(0.0298)	0.0000	0.0491	0.2367
Std.Div	0.0776	0.0000	0.1928	0.1467
Min	(0.2779)	0.0000	(0.4347)	0.0245
Max	0.2179	0.0000	0.9465	0.7508

1. All the variables are explained in Table1

Table 3은 회귀분석에 사용된 변수들 간의 상관관계를 나타낸다. 종속변수인 총발생액(Dep)은 유형자산을 나타내는 Term3과 음의 상관관계만 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 특이한 점은 유동발생액을 통제하기 위해 도입된 매출액 변화액에서 매출채권 변화액을 차감한 Term2와의 상관관계가 발견되지 않았다는 것이다. 한편, Term1과 Term2 그리고 Term2와 Term3은 1% 유의수준에서 유의한 양의 상관관계를, Term1과 Term3은 1% 수준에서 유의한 음의 상관관계를 나타내고 있다.

Table 3. Correlation

	Dep	Term1	Term2
Term1	0.0183	1	
	0.06		
Term2	-0.0162	0.0973***	1
	0.09	0.00	
Term3	-0.2475***	-0.0331***	0.1083***
	0.00	0.00	0.00

1. All the variables are explained in Table1
 2. *, **, *** indicate statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively

4.2 다변량 분석

Table 4는 수정 Jones(1995) 모형에 대해 회귀분석을 실시한 결과를 나타내고 있다. 회귀분석에 사용된 변수들은 1% 수준에서 winsorizing되었으며, clustering 방법에 의해 특정 표본의 중복 영향을 배제하였다.

1990년부터 2019년까지 30년간 수정 Jones모형(1995)의 설명력은 10.20%로 나타났다. 통계적으로 유의한 변수는 Term3으로 1% 수준에서 양의 유의성을 나타내고 있다.

Table 4. Results of regression by years

Co-efficient	Co-efficient	t-value
Constant	0.014	0.09
β_1	303.816*	1.85
β_2	0.005	0.89
β_3	-0.108***	-13.71
Industry	Controlled	
R-square	10.20%	
N of Sample	10,331(665 firms)	

1. All the variables are explained in Table1
 2. *, **, *** indicate statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively

Table 5는 식(2)를 회귀분석한 결과이다. 2000년대를 나타내는 더미 변수인 D00의 회귀계수는 10% 수준에서 유의한 음의 값을 나타낸다. 2010년대를 나타내는 더미 변수인 D10은 1% 수준에서 통계적으로 유의한 음의 값 나타내고 있다. 이는 시간이 지날수록 모형의 설명력이 낮아짐을 의미하는 것이다. 본 결과는 시대별로 수정 Jones(1995) 모형의 설명력이 같을 것이라는 귀무가설이 기각됨을 의미한다. Table 5의 하단에는 연도별 계수의 차이에 대한 유의성 검증 결과를 보고하였다.

Table 5. Results of regression by years

Co-efficient	Co-efficient	t-value
Constant	0.204***	8.48
β_1	-0.061**	-1.97
β_2	-0.100***	-2.94
Adj.R-square	19.00%	
1990 dummy > 2000 dummy(P-value: 0.085)		
1990 dummy > 2010 dummy(P-value: 0.007)		
2000 dummy > 2010 dummy(P-value: 0.256)		
1. All the variables are explained in Table1		
2. *, **, *** indicate statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively		

Table 6은 Table 5의 결과를 보다 자세히 분석하기 위해 시대별로 회귀분석을 수행하고 그 결과를 요약한 것이다. Table 6에서의 분석들도 연도와 산업을 통제하고 기업별로 clustering하여 분석한 것이다. 먼저 1990년대에는 수정 Jones 모형의 설명력이 21.08%로 나타났다. Term2와 Term3 계수의 유의도가 1% 수준 이상에서 유의한 값을 가짐을 관찰할 수 있다.

2000년대에 들어 모형의 설명력이 14.18%로 급감하였다. 가장 큰 변화는 Term1의 계수는 1990년대에 유의성을 갖지 않다가 2000년대에는 유의성을 갖게 된 반면, Term2 회귀계수는 1990년대 유의했으나 2000년대에는 통계적으로 유의하지 않게 바뀐 것을 확인할 수 있다.

2010년대에 수정 Jones모형(1995)의 설명력은 더 낮아져 R-square 값이 12.66%까지 낮아짐을 관찰할 수 있다. 이 시기에는 Term1과 Term2의 회귀계수가 모두 유의성을 갖지 않게 되었다.

Table 6. Results of regression by years

o-efficient	1990-1999	2000-2009	2010-2019
β_1	45.437	1,023,213***	325,701
	(0.23)	(2.60)	(0.87)
β_2	-0.077***	0.003	0.010
	(-5.70)	(0.30)	(1.52)
β_3	-0.119***	-0.120***	-0.083***
	(-6.91)	(-8.15)	(-8.47)
Industry	Controlled		
Year	Controlled		
R-square	21.08%	14.18%	12.66%
1. Number in the parenthesis is t-value			
2. *, **, *** indicate statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively			

4.3 추가 분석

Kothari et al.(2005)은 수정 Jones모형(1995)을 이용하여 재량적 발생액을 측정한 후 이를 재무적 성과가 유사한 샘플끼리 짝을 짓거나 모형에 ROA를 추가로 반영한 식(3)의 모형을 제시하였다[13]. 이들은 이를 통해 수익 수준에 따른 자연적 이익조정을 통제하였다.

$$TA_{i,t} = \beta_1 1/A_{i,t-1} + \beta_2 (\Delta REV_{i,t} - \Delta AR_{i,t}) / A_{i,t-1} + \beta_3 PPE_{i,t} / A_{i,t-1} + \beta_4 ROA_{i,t} + \epsilon_t \quad \text{식(3)}$$

그러나 이 모형은 최초로 Jones(1991)모형의 아이디어인 유동과 비유동 발생액과 무관한 이익을 이론적 근거 없이 모형에 도입하였다는 비판을 받기도 한다. 또한 ROA의 분자인 당기순이익에 이미 재량적 발생액이 포함되어 내생성 문제를 가질 수 있다. 영업현금흐름을 이용할 경우에는 모형의 적합도가 과도하게 높아지고 재량 비재량이 잘 못 분류될 가능성도 있다.

이처럼 논리적인 면에 있어 문제점이 존재할 수 있기 때문에 이를 본 분석에서 다루지는 않았다. 그러나 회계학 연구에서 많이 사용되고 있는 모형이기 때문에 추가 분석에서 이의 설명력이 시대별로 어떻게 다른지에 대해 분석하였다.

Table 7은 식(3)을 회귀분석한 수정결정계수에 대해 회귀 분석한 결과이다. 2000년대를 나타내는 더미 변수인 D00과 2010년대를 나타내는 더미 변수인 D10의 계수가 5% 수준에서 통계적으로 유의한 양의 값 나타내고 있다. 이 결과 역시 시대별로 수정 Jones(1995) 모형의 설명력이 같을 것이라는 귀무가설이 기각됨을 의미한다. 다만 특이한 것은 설명력이 오히려 증가했다는 것이다. 이는 아마도 ROA의 분자에 위치한 이익의 효과로 생각된다. 즉, 종속변수와 실험변수 사이에 존재하는 내생성이 영향을 미친 것으로 평가된다.

Table 7. Results of regression by years

Co-efficient	Co-efficient	t-value
Constant	0.224***	10.49
β_1	0.060**	1.97
β_2	0.069**	2.28
Adj.R-square	12.49%	
1990 dummy < 2000 dummy(P-value: 0.059)		
1990 dummy < 2010 dummy(P-value: 0.031)		
2000 dummy < 2010 dummy(P-value: 0.759)		
1. All the variables are explained in Table1		
2. *, **, *** indicate statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively		

Table 8은 연도별 회귀계수의 변화를 보다 자세히 분석한 것으로 시간이 지날수록 ROA의 효과가 점점 커지고 있음을 관찰할 수 있다. 이로 인해 모형의 설명력이 더 증가하는 것으로 해석할 수 있다.

Table 8. Results of regression by years

Co-efficient	1990-1999	2000-2009	2010-2019
β_1	-237.623	992.154***	724.473**
	(-1.08)	(2.83)	(2.08)
β_2	-0.103***	-0.037***	-0.0300***
	(-7.10)	(-3.64)	(-4.39)
β_3	-0.119***	-0.104***	-0.084***
	(-6.70)	(-6.20)	(-8.44)
β_4	0.274***	0.468***	0.49***
	(4.63)	(12.98)	(18.69)
Industry	Controlled		
Year	Controlled		
R-square	23.22%	27.26%	30.31%

1. Number in the parenthesis is t-value
 2. *, **, *** indicate statistical significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively

5. 결론

본 연구는 회계학 연구 분야에서 가장 널리 쓰이는 연구모형 중 하나인 수정 Jones(1995) 모형에 대해 시계열적 설명력에 변화가 있는지를 분석하였다. 10년 단위로 나누어 분석한 결과 모형의 설명력은 시간이 갈수록 하락하는 것을 관찰하였다.

이러한 연구결과는 기존의 회계학 연구가 횡단면 분석에만 치중하던 것을 시계열적 분석으로 확장 시켰다는 면에서 공헌점이 있다. 또한 수정 Jones(1995) 모형의 설명력이 시간이 지남에 따라 점차 낮아져 비재량적 발생액의 해석에 유의해야 함을 보여주었다는 면에서 연구의 의의가 있는 것으로 생각된다. 다만 이러한 설명력 하락의 원인에 대해서는 향후 추가적인 연구가 필요할 것으로 생각된다. 향후에는 김성목과 김영준(2020), 김지연 등(2021)의 연구에서처럼 데이터 마이닝 등 새로운 기법을 접목해 본 연구를 개선할 수 있을 것이다[14, 15].

REFERENCES

[1] P. Dechow. (1994). Accounting earnings and cash

flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics* 18: 3-42

[2] J. Jones. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29, 193-228.

[3] P. Dechow, G. Sloan, and A. Sweeney. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 (2): 193-225.

[4] M. Erickson, S. Wang. (1999). Earnings management by acquiring firms in stock for stock mergers. *Journal of Accounting and Economics* 27(2): 149-176.

[5] M. Lang, J. Raedy, W. Wilson. (2006). Earnings management and cross listing: Are reconciled earnings comparable to US earnings? *Journal of Accounting and Economics* 42 (1-2): 255-283.

[6] D. A. Cohen, A. Dey, T. Z. Lys. (2008). Real and accrual-based earnings management in the pre-and post-Sarbanes-Oxley periods. *The accounting review* 83(3), 757-787.

[7] H. J. Moon. (2017). A Comparison of Earnings Quality Between KOSPI Firms and KOSDAQ Firms. *Journal of Digital Convergence* 15(1), 129-141.

[8] J. H. Back, J. S. Choi. (2017). The Effect of Transaction to the Related-party on the Earnings Management by Considering Controlling Shareholders Ownership. *Journal of Digital Convergence* 15(1), 209-216.

[9] D. I. KIM. (2020). Analysis of the Relationship between the Initial Public Offering Process and Earnings Management-Focusing on SSE-listed SMEs of China. *Journal of Digital Convergence* 18(12), 243-249.

[10] I. Dichev, and V. Tang. (2008). Matching and the changing properties of accounting earnings over the last 40 years. *Journal of Accounting and Economics* 39(1): 163-197.

[11] D. Givoly., and C. Hayn. (2000). The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative? *Journal of Accounting and Economics* 29: 287-329.

[12] A. Srivastava. (2014). Why have measures of earnings quality changed over time? *Journal of Accounting and Economics*, 57, 196-217.

[13] S. Kothari, A. Leone, and C. E. Wasley. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics* 39(1): 163-197.

[14] S. M. Kim & Y. J. Kim. (2020). Research Trend Analysis on Living Lab Using Text Mining. *Journal of Digital Convergence*, 18(8), 37-48

[15] J. Y. Kim, H. S. Na & K. H. Park. (2021). Topic Modeling of Profit Adjustment Research Trend in Korean Accounting. *Journal of Digital Convergence* 18(12), 125-139.

고 영 우 (Young-Woo Ko)

[장학원]



- 2009년 8월 : 고려대학교 경영학과(회계학 박사)
- 2010년 2월 ~ 현재 : 경기대학교 회계세무전공 교수
- 관심분야 : 회계학, 교육학
- E-Mail : gongi@kgu.ac.kr