

The Relation Between Related Party Transactions and Matching Level*

특수관계자거래와 수익비용대응 수준 간의 관련성

Hyun Uk Jung(First Author)
Associate professor of School of Business,
Dong-A University
(biglotos@dau.ac.kr)

Hyun Ju Lee(Corresponding Author)
Lecturer, Department of Accounting and Taxation,
Yeungnam University
(hyunjulee0328@gmail.com)

.....

We perform the empirical test after establishing a null hypothesis that related party transactions have no relation with the matching level. As a result of test, it is found that the high-proportion of related party transactions in both models increases the matching level. We also perform additional test to solve the problem of multicollinearity and autocorrelation that may appear in the empirical test models.

According to these results, domestic related party transactions act as an incentive to raise the matching level, and it is judged that related party transactions have a positive (+) relation with the matching level. This indicates that domestic related party transactions are made as a means of propping, and as a result, related party transactions are increasing the matching level of related companies.

This study contributes to presenting data that related party transactions can have a positive effect on the matching level in the results of mixed studies related to related party transactions. This study is the result of supporting the efficient transactions hypothesis among the conflicting theories related to related party transactions.

Key Words: Related Party Transactions, Matching Level, Efficient Transactions Hypothesis, Propping

.....

1. 서론

본 연구는 특수관계자거래와 수익비용대응 수준 간의 관련성을 분석하는데 목적이 있다. 구체적으로 본 연구에서는 특수관계자거래의 비중이 수익비용대

응 수준에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

수익비용대응 원칙은 발생주의 회계의 원칙으로 수익을 인식한 기간에 관련된 비용을 대응시켜 인식한다는 것이다. 이러한 원칙을 준수하여 측정된 회계이익은 현금주의로 측정된 회계이익보다 더 우월할 수 있다(Dechow 1994).

Submission Date: 03. 08. 2022 Revised Date: (1st: 04. 29. 2022) Accepted Date: 06. 10. 2022

* This work is supported by the Dong-A University research fund.

특히, Dichev and Tang(2008)은 당기(t기)수익과 당기(t기)비용 간의 동시적 상관성(contemporaneous-correlation, 수익비용대응 수준(matching level))이 높아질 경우 회계이익에 포함된 노이즈는 감소한다고 설명하고 있다. Peak(2011b)과 Hyun et al. (2014)은 수익비용대응 수준이 적절하게 이루어질 경우, 재무정보의 불확실성은 낮아진다고 보고하고 있다. 하지만, 수익비용대응 수준은 측정 방법의 문제로 인하여 Dichev and Tang(2008)과 Peak(2011b)의 연구가 발표되기 전까지는 활발한 연구가 진행되지 못하였다.

특수관계자거래와 관련해서는 두 가지 상반된 가설이 제기되고 있다. 첫 번째는 이익상충가설(conflict of interest hypothesis)이다(Chang and Hong 2000; Bertrand et al. 2002; Djankov et al. 2008; Dahya et al. 2008; Ryngaert and Thomas 2012; Ahn 2004; Jung & Lee 2016). 이는 특수관계자거래의 경우 지배주주의 부를 높이기 위하여 기업의 자산이나 이익을 관계회사로 이전(터널링(tunneling))하기 위한 수단으로 사용될 수 있다는 것이다.

즉, 이익상충가설에서는 특수관계자거래가 터널링의 수단으로 사용될 경우 소액주주의 부가 침해당할 수 있다고 설명하고 있다. 이익상충가설을 지지하는 연구에서는 특수관계자거래가 지배주주의 부를 증대시키기 위한 편취행위로 이용될 경우, 특수관계자거래의 규모가 커질수록 채량적 이익조정, 정보비대칭 수준 및 자기자본비용은 높아지고, 기업가치는 하락한다고 보고하고 있다(Lee 2006; Kim & Woo 2009; Ko et al. 2011; Park & Park 2014).

두 번째는 효율적 거래가설이다. 이는 특수관계자거래가 기업집단 내의 관계회사들 간의 상호지원(propping)을 위한 수단으로 이용될 수 있다는 것

이다. Ferris et al.(2003)은 이를 상호보험효과(coinsurance effect)라고 설명하고 있다. 상호보험 효과는 계열사 간의 상호지원(propping)이라고도 표현(Friedman et al. 2003; Kang et al. 2006; Jung & Lee 2016)되기도 하는데, Jia et al.(2013)은 특수관계자거래를 통하여 상호보험효과가 발생할 수 있다고 보고하고 있다.

특수관계자거래를 통하여 계열사 간의 상호보험효과 및 상호지원이 발생할 경우, 파산위험과 영업이익의 변동성은 낮아지고, 순이익의 가치관련성은 증가하는 것으로 나타나고 있다(Lincoln et al. 1996; Khanna & Yafeh 2005; Jung 2015). 따라서 Jung & Lee(2016)는 특수관계자거래의 비중이 커질수록 회계이익에 포함된 노이즈를 낮추어, 투자자들에게 하여금 미래이익에 대한 합리적인 기대 설정에 긍정적으로 작용하고 있다고 설명하고 있다.

본 연구는 특수관계자거래의 상반된 이론(연구결과)을 근거로, 특수관계자거래가 수익비용대응 수준에 미치는 영향은 실증의 문제로 판단하였다. 따라서 본 연구에서는 특수관계자거래의 비중과 수익비용대응 수준 간의 관련성을 분석하였다.

본 연구는 실증분석을 수행하기 위하여 두(two) 개의 모형을 사용하였다. 첫 번째 모형은 Dichev and Tang(2008)의 방법론을 준용하여 모형을 설정하였고, 두 번째 모형은 Peak(2011b)의 방법론을 준용하여 개별기업의 수익비용대응 수준을 측정하여 모형을 설정하였다.

분석결과, 특수관계자거래의 비중이 커질수록 수익비용대응 수준은 높아지는 것으로 나타났다. 이는 두 개의 가설 검증모형 모두에서 일관된 것으로 나타났다.

두 개의 연구모형 중 Dichev and Tang(2008)의 방법론을 준용한 연구모형은 다중공선성의 문제가 발생할 수 있다. 따라서 본 연구는 데이터(data)를 차

분(Δ)형태로 변환하여 추가적인 분석을 수행하였다. 분석결과, 특수관계자거래 비중의 차분이 커질수록 수익비용대응 수준은 높아지는 것으로 나타났다.

또한, 본 연구에서 설정한 두 개의 연구모형이 자기상관(autocorrelation)의 문제가 발생할 수 있을 것으로 판단하여, Newey-West 표준오차 추정을 사용하여 추가분석을 수행하였다. 분석결과, 본 연구의 메인(main) 분석과 일관되게, 특수관계자거래의 비중은 수익비용대응 수준과 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 종합해 보면, 특수관계자거래는 수익비용대응 수준과 양(+)의 관계를 가지는 것으로 판단된다. 즉, 본 연구의 결과는 국내의 특수관계자거래가 계열사 간의 상호지원의 수단으로 나타날 가능성이 높으므로, 특수관계자거래는 관계회사의 수익비용대응 수준을 높이는 유인으로 작용하는 것으로 해석할 수 있다.

본 연구는 특수관계자거래와 관련된 혼재된 연구 결과에서, 특수관계자거래가 수익비용대응 수준에 긍정적인 영향을 줄 수 있다는 실증적인 자료를 제시한다는 점에서 기여점이 있다. 이는 국내의 특수관계자거래의 경우, 회계정보의 질을 제고시키는 유인을 작용할 수 있다는 공헌점을 제공할 것으로 기대된다.

즉, 본 연구는 국내의 경우 특수관계자거래는 계열사 간의 상호지원을 가능하게 하여 결과적으로, 특수관계자거래는 기업집단 내의 관계회사들의 회계정보 산출에 긍정적인 요인이 될 수 있다는 자료를 제시한다는 점에서 실무적 기여점이 있을 것으로 판단된다.

특히, 수익비용대응 수준과 관련된 연구에서는 거래의 형태가 수익비용대응 수준에 미치는 영향을 분석한 연구는 전무한 상태이다. 이러한 점에서 본 연구는 거래의 형태가 기업의 회계 정보의 산출에 영향을 미치고 있다는 실증적 자료를 제시한다는 점에서 실무 및 학문적 공헌점이 있을 것으로 판단된다. 또한, 본

연구는 결과를 제시함에 있어, 다양한 방법론을 사용하여 연구의 강건성을 확보하고자 하였다는 점에서 학문적인 공헌점이 있을 것으로 기대된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 수익비용대응 수준과 특수관계자거래와 관련된 선행연구 및 연구가설을 기술하였다. III장에서는 연구모형, 수익비용대응 수준 변수측정 및 표본의 선정을 제시하였고, IV장에서는 추가분석을 포함한 분석 결과들을 제시하였다. 마지막으로 V장에서는 연구의 결론을 기술하였다.

II. 선행연구 및 가설설정

2.1 수익비용대응 수준과 관련된 선행연구

수익비용대응 수준과 관련된 연구에서는 수익비용대응 수준에 영향을 미치는 요인을 분석한 연구와 수익비용대응 수준이 회계정보의 질과 기업정보환경에 미치는 영향을 분석한 연구로 나누어져 연구가 진행되고 있다. 먼저, 개별기업의 수익비용대응 수준에 영향을 미치는 요인을 분석한 연구는 손실여부, 경영자의 이익조정, 경영자의 과신성향 및 배당지급 여부 등의 변수들이 수익비용대응 수준에 영향을 미친다고 보고하고 있다(Jung & Byun 2018; Kim 2013; Peak 2011a; Ra & Park 2016).

Peak(2011a)은 경영성과가 낮을 경우 즉 기업의 손실이 발생할 경우 경영자는 수익비용대응 수준을 왜곡하여 보고이익을 높일 유인을 가진다고 보고하고 있다. 경영자가 보고이익을 높일 유인이 있다는 것은 경영자가 이익조정 유인이 있음을 시사할 수 있다. 이러한 점에서 Kim(2013)은 경영자의 이익조정 수

준(재량발생)이 높은 기업일수록 수익비용대응 수준의 적절성은 감소한다고 보고하고 있다.

Ra & Park(2016)은 경영자의 과신성향이 높은 기업일수록 경영자는 자신의 의사결정에 대한 정당성을 확보하기 위한 유인으로 기회주의적인 이익조정을 수행할 유인을 가진다고 설명하고 있다. 이는 경영자의 과신성향에 따라 수익비용대응 수준이 달라질 수 있음을 시사한다. 이러한 논리구조를 바탕으로, Ra & Park(2016)은 경영자의 과신성향이 높아질수록 수익비용대응 수준의 적절성은 감소한다고 보고하고 있다.

한편, Jung & Byun(2018)은 배당을 지급하는 기업은 배당을 지급하지 않은 기업보다 경영자의 기회주의적인 이익조정 수준은 낮을 수 있다고 설명하고 있다. 이는 배당을 지급하는 기업이 배당을 지급하지 않는 기업보다 수익비용대응 수준이 높을 수 있음을 의미할 수 있다. 따라서 Jung & Byun(2018)의 결과에 따르면, 배당을 지급하는 기업은 배당을 지급하지 않는 기업보다 수익비용대응 수준이 높은 것으로 나타났다.

수익비용대응 수준에 영향을 미치는 연구에서는 경영자가 이익조정 유인이 있을 경우, 수익비용대응 수준은 감소하는 것으로 일관되게 나타나고 있다. 이러한 맥락에서 경영자의 이익조정 유인과 관련이 있는 변수는 수익비용대응 수준과 관련성을 가지는 것으로 나타나고 있다.

Dichev and Tang(2008)은 수익비용대응 수준이 왜곡되어 보고이익을 산출할 경우, 이러한 보고이익에는 노이즈가 많이 포함되어 있다고 설명하고 있다. 이러한 점에서 Peak(2011b)과 Park et al.(2019)은 수익비용대응 수준의 적절성이 제고될 경우, 회계이익의 질(이익지속성(유연화), 이익예측가능성, 발생액의 질 및 이익반응계수)이 개선된다고

보고하고 있다.

이는 미국을 대상으로 분석한 Dichev and Tang(2008)에서도 일관된 것으로 나타났다. Dichev and Tang(2008)에서는 높은 수익비용대응 수준은 이익의 지속성(변동성)을 증가(감소)시킨다고 보고하고 있다.

높은(high) 회계이익의 질은 낮은 정보위험을 유발한다(Bhattacharya et al.2012). 이는 수익비용대응 수준의 적절성이 증가할 경우, 정보비대칭이 낮아질 수 있음을 시사한다. 이러한 점에서 Roh(2013)와 Lee & Jung(2014)는 적절한 수익비용대응 수준이 이뤄질 경우, 재무분석가의 이익예측 정확성과 미래이익의 정보효과는 증가한다는 실증결과를 제시하고 있다.

Lee et al.(2013)은 기업의 정보환경이 우수하지 못할 경우 재무분석가들이 동료 재무분석가 이익예측치와 근접한 이익예측치를 발표(이를 '허딩(herding)'이라고 함)하는 경향이 있는데, 수익비용대응 수준이 높을 경우, 이러한 허딩의 경향은 낮아진다고 보고하고 있다. 따라서 Park et al.(2019)은 높은 수익비용대응 수준의 적절성이 정보비대칭을 낮춘다고 보고하고 있다. 이러한 결과에 따르면, 수익비용대응 수준은 정보위험을 낮출 수 있는 요인이 될 수 있음을 나타낸다.

기업의 정보위험이 낮아질 경우, 자본조달비용은 낮아질 수 있다. 이럴 경우, 높은 수익비용대응 수준은 자본조달에 긍정적인 유인으로 작용할 수 있을 수 있다. 이러한 점에서 Kim & Hwang(2013)과 Jung et al.(2014)은 높은 수익비용대응 수준의 적절성은 부채조달비용과 자기자본비용을 낮춘다고 보고하고 있다.

수익비용대응 수준이 회계정보의 질, 정보위험 그리고 자본조달비용에 영향을 미치는 연구를 정리해

보면, 수익비용대응 수준의 적절성이 높아질 경우 회계정보의 신뢰성은 증가하고, 정보위험과 자본조달비용은 감소하는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 수익비용대응 수준이 경영자의 이익조정 유인에 따라 달라질 수 있다는 Kim(2013)과 Ra & Park(2016)의 결과와 일관된 것으로 판단된다.

2.2 특수관계자거래와 관련된 선행연구 및 가설의 설정

OECD보고서(2012)에서는 특수관계자거래의 경우 소액주주의 부를 침해하여 지배주주의 사적이익을 추구하는 수단으로 미국, 영국 그리고 호주를 제외한 국가에서 자주 발생하는 것으로 보고하고 있다. 이럴 경우, 특수관계자거래는 지배주주의 부를 높이기 위한 터널링의 수단으로 사용될 수 있을 것이다 (Choi 2009; Kim & Woo 2009; Ko et al. 2011; Park & Park 2014).

즉, 이들은 기업집단 내의 관계회사 간에 서로 거래를 할 경우 한 기업은 상대 기업에 중대한 영향력 (significant influence)을 행사할 수 있으므로, 경영자 혹은 지배주주는 특수관계자거래를 이용하여 보고이익을 조정할 수 있다고 설명하고 있다. 이러한 논리를 바탕으로, Kim & Woo(2008)는 특수관계자거래와 경영자의 재량적 이익조정 간의 관련성을 실증분석하였다. 분석결과, 특수관계자거래의 금액이 커질수록 재량발생을 통한 이익조정 수준은 증가한다고 보고하고 있다.

이러한 결과를 바탕으로, Kim & Woo(2009)는 특수관계자거래와 발생액의 질 간의 관련성을 분석하였다. 분석결과, 특수관계자거래는 발생액의 질과 음(-)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 이는 Choi(2009)의 연구에서도 일관된 것으로 나타났는데, Choi(2009)는 특수관계자거래를 매입과 매출

로 나누어, 각각의 거래가 발생액의 질과 어떠한 관련성을 가지는지를 분석하였다. 분석결과, 특수관계자거래 중 매입거래는 발생액의 질과 관련성을 가지지 않지만, 매출거래는 발생액의 질과 음(-)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다.

Richardson(2000)은 정보비대칭의 수준이 높아질수록 이익조정 유인은 높아진다고 설명하고 있다. 이럴 경우, 특수관계자거래는 정보비대칭과 관련성을 가질 수 있음을 시사한다. 이러한 점에서 Ko et al.(2011)은 특수관계자거래가 정보비대칭에 미치는 영향을 분석하였다.

구체적으로 Ko et al.(2011)은 정보비대칭을 재무분석가의 이익예측오차로 측정하였다. 분석결과, 특수관계자거래는 정보비대칭과 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 특수관계자거래의 경우 회계정보의 신뢰성과는 음(-)의 관련성을 가지며, 정보비대칭과는 양(+)의 관련성을 가질 경우, 투자자들은 특수관계자거래에 대하여 긍정적으로 평가하지 않을 수 있다. 이러한 점에서 Park & Park(2014)은 특수관계자거래와 자기자본비용 간의 관련성을 분석하였다. 분석결과, 특수관계자 거래의 비중이 커질수록 자기자본비용이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 투자자들의 경우 특수관계자거래를 부정적으로 평가하여, 기업가치 산정에 부정적으로 반영하고 있는 것으로 해석할 수 있다. 특히, Lee(2006)는 특수관계자거래가 기업가치를 낮추고 있다는 실증 결과를 제시하고 있다.

한편, Jung & Lee(2014)는 특수관계자거래가 기업집단 내의 관계회사들 간의 상호지원(propping)을 위한 수단으로 이용될 수 있다고 설명하고 있다. 즉, Jung and Lee(2014)는 기업집단 내의 관계기업들이 다각화되어 있고, 관계기업들이 고유의 역할을 분담할 경우 상호지원의 효과는 크게 증가할 수

있다고 설명하고 있다.

또한, Ferris et al.(2003)은 한국의 재벌 기업들은 수익 극대화를 추구하기보다 수익 안정성을 추구하며, 상호보험효과를 통하여 재정적인 효익을 누린다고 설명하고 있다. 상호보험효과는 재벌 계열사 간에 현금흐름이 불완전하여 부채를 상호 부담할 경우, 차입과 이자비용 절감 효과는 증가한다는 것이다.

이러한 논리를 바탕으로, Jung & Lee(2014)는 국내의 특수관계자거래는 터널링의 수단으로 이용되기 보다 외부시장에서 발생할 수 있는 정보위험과 거래비용을 감소시켜, 결과적으로 기업집단 전체의 경제적 효율성에 긍정적으로 영향을 미친다고 설명하고 있다. 따라서 Jung & Lee(2014)는 특수관계자거래의 비중이 큰 기업일수록 경영성파가 높다고 설명하고 있다.

경영성파가 낮을 경우, 기회주의적인 이익조정 유인은 높아질 수 있다(Peak 2008; Peak 2011a). Ko et al.(2019)은 특수관계자거래를 세분화(매출·수익과 매입·비용)하여 이익조정 간의 관련성을 분석하였다. 분석결과, 특수관계자와의 매출·수익 및 매입·비용 거래들과 실제활동이익조정 간에는 일관된 결과가 나타나지 않았다. 하지만, Ko et al.(2019)은 특수관계자와의 매출·수익 거래는 실제 이익조정을 감소시킨다는 결과를 보고하고 있다.

이와 유사하게, Shin et al.(2013)에서는 특수관계자거래((매입+매출+수익+비용)/매출액)의 비중이 커질수록 재량발생이 감소한다고 보고하고 있다. 즉, Shin et al.(2013)은 특수관계자거래가 계열사 간의 상호지원(propping)을 수행하는 수단으로 이용되므로, 특수관계자거래는 이익조정을 감소시킨다고 보고하고 있다. 이는 특수관계자거래가 높은 기업일수록 이익조정 수준이 낮을 수 있음을 의미한다.

Kim & Ko(2011)에 따르면, 낮은 이익조정은 높

은 회계이익의 질로 연결될 수 있다고 설명하고 있다. 이는 특수관계자거래가 커질수록 회계이익의 질이 높아질 수 있음을 시사한다. 하지만, 특수관계자거래의 금액이 커질수록 이익조정 수준이 높으므로(Kim & Woo, 2008), Kim & Woo(2009)와 Choi(2009)는 특수관계자거래가 커질수록 발생액의 질에 부정적인 영향을 미친다고 보고하고 있다.

Khanna and Yafeh(2005)는 한국 기업집단의 경우 개별기업의 위험을 관계회사를 이용하여 공유한다고 설명하고 있다. 따라서 Lincoln et al.(1996)과 Khanna and Yafeh(2005)은 기업집단 내의 관계회사들은 파산위험과 영업이익의 변동성이 낮다고 설명하고 있다.

Tucker and Zarowin(2006)은 이익의 변동성이 낮아질수록 미래이익의 정보효과가 증가한다고 보고하고 있고 Jung(2015)은 특수관계자거래의 경우 관계회사의 회계이익의 질에 긍정적으로 영향을 미친다고 보고하고 있다. 이러한 점에서 Jung & Lee(2016)는 국내의 특수관계자거래는 회계이익의 질을 높이는 유인으로 작용하여, 미래이익의 정보효과를 증가시킨다고 보고하고 있다. 즉, Jung & Lee(2016)는 특수관계자거래의 금액이 큰 기업은 특수관계자거래의 금액이 작은 기업보다 회계이익에 포함된 노이즈(noise)가 작을 수 있고, 이로 인하여 투자자들은 특수관계자거래가 커질수록 미래이익에 대한 합리적인 기대를 한다고 해석하고 있다.

기회주의적인 이익조정의 유인은 수익비용대응 수준을 왜곡시키는 요인이 될 수 있다(Peak 2011a; Kim 2013). 특수관계자거래가 터널링의 수단으로 지배주주의 부를 높이기 위한 수단으로 이용될 경우, 특수관계자거래는 이익조정과 양(+)의 관련성을 가지게 될 것이다(Kim & Woo 2008). 이럴 경우, 특수관계자거래는 수익비용대응 수준과 음(-)의 관

련성을 가질 수 있음을 시사한다.

반대로, 특수관계자거래가 기업집단 내의 관계회사들의 상호지원을 위한 수단으로 이용되어 외부시장에서 발생할 수 있는 정보위험과 거래비용을 감소시키고 경영성과에 도움이 될 수 있다(Shin et al. 2013; Jung & Lee 2014; Jung 2015). 재무적 건전성이 확보될 경우, 이익조정 유인은 감소하게 되므로 결과적으로 수익비용대응 수준은 증가하게 될 수 있다(Peak 2008; Peak 2011a).

Jung & Lee(2014)는 특수관계자거래의 비중이 큰 기업일수록 경영성치가 높다고 보고하고 있다. 따라서 Shin et al.(2013)과 Ko et al.(2019)는 특수관계자거래와 이익조정 간에는 음(-)의 관련성을 가진다는 결과를 제시하고 있다. 이는 특수관계자거래가 수익비용대응 수준과 양(+)의 관련성을 가질 수 있음을 시사한다. 이러한 상반된 논리를 근거로, 본 연구에서는 특수관계자거래와 수익비용대응 수준 간의 관련성은 실증의 문제로 판단되어 아래와 같은 가설을 설정하였다.

연구가설: 특수관계자거래의 비중과 수익비용대응 수준 간에는 관련성이 없을 것이다.

III. 연구방법론

3.1 연구모형

본 연구는 특수관계자거래와 수익비용대응 수준 간의 관련성을 분석하기 위하여 두 개의 모형을 설정하여 가설을 검증하고자 한다. 구체적으로 아래의 식(2)와 식(3)은 가설을 검증하기 위한 연구모형이다.

먼저, 식(1)은 Dichev and Tang(2008)의 모형이다. 식(1)의 β_2 는 당기수익에 대응되는 당기비용을 나타낸다. 즉, β_2 는 수익비용대응 수준을 나타낸다. 이러한 점에서, 식(1)의 β_2 가 커질수록 수익비용대응이 증가하는 것으로 해석할 수 있다.

식(1)의 β_1 은 전기비용과 당기수익 간의 관련성을 나타낸다. 즉, β_1 은 비용의 조기(가속)인식을 나타낸다. 한편, 식(1)의 β_3 은 차기비용과 당기수익 간의 관련성을 나타낸다. 즉, β_3 은 비용의 지연(이연)인식을 나타낸다. 본 연구에서는 Dichev and Tang(2008)의 모형(식(1))을 확장하여 식(2)를 설정하였다.

$$REV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EXP_{i,t-1} + \beta_2 EXP_{i,t} + \beta_3 EXP_{i,t+1} + \epsilon_{i,t} \quad \text{식(1)}$$

$$REV_t = \beta_0 + \beta_1 EXP_{t-1} + \beta_2 EXP_t + \beta_3 EXP_{t+1} + \beta_4 RPT_t + \beta_5 RPT_t \times EXP_{t-1} + \beta_6 RPT_t \times EXP_t + \beta_7 RPT_t \times EXP_{t+1} + \beta_8 YD + \beta_9 ICODE + e_t \quad \text{식(2)}$$

- REV : 총수익((매출액_t+영업외수익_t)/평균총자산)
- EXP : 총비용((매출원가_t+판매비와관리비_t+영업외비용_t)/평균총자산)
- RPT : 특수관계자거래의 비중((수익+비용+매출+매입)/매출액)
- YD : 연도더미
- ICODE : 산업더미

식(2)의 β_6 은 가설 검증계수이다. 식(2)의 β_6 이 양(+)의 값을 제시할 경우, 특수관계자거래가 수익비용대응 수준을 높이는 유인으로 작용하고 있음을 나타낸다. 반대로, 식(2)의 β_6 이 음(-)의 값을 제시할 경우 특수관계자거래는 수익비용대응 수준을 낮

추는 유인으로 작용하고 있음을 나타낸다. 식(2) 이외에, 본 연구에서는 가설 검증을 위하여 식(3)을 추가적으로 설정하였다.

$$\begin{aligned}
 MAT_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 RPT_{i,t} + \beta_2 BIG4_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} \\
 & + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 GRW_{i,t} + \beta_6 MB_{i,t} \\
 & + \beta_7 SMO_{i,t} + \beta_8 YD_{i,t} + \beta_9 ICODE_{i,t} \\
 & + \epsilon_{i,t} \qquad \qquad \qquad \text{식(3)}
 \end{aligned}$$

- MAT : 수익비용대응 수준
- MAT1 : 수익비용대응 수준1(Peak(2011b)의 방법론에 근거하여 측정)
- MAT2 : 수익비용대응 수준2(Dichev and Tang(2008)의 모형(식(1))의 β_2)
- RPT : 특수관계자거래 비중((수익+비용+매출+매입)/매출액)
- BIG4 : 감사품질(대형(BIG4) 감사인 이면 1, 아니면 0)
- SIZE : 기업규모($\ln(\text{자산총액}_{t-1})$)
- LEV : 부채비율(부채총액_t/자산총액_{t-1})
- GRW : 매출액성장률((매출액_t-매출액_{t-1})/매출액_{t-1})
- MB : 시장-장부가치비율(시기말 시장가치/자본총액_t)
- SMO : 이익평준화((5년 간의 당기순이익 표준편차/5년 간의 영업활동현금흐름 표준편차)×(-1))
- YD : 연도더미
- ICODE : 산업더미

식(3)의 β_1 은 가설 검증계수로, 식(3)의 β_1 이 양(+)의 값으로 나타날 경우, 특수관계자거래가 수익비용대응 수준을 높이고 있음을 나타낸다. 하지만, 식(3)의 β_1 이 음(-)의 값으로 나타날 경우, 특수관계자거래가 수익비용대응 수준을 낮추고 있음을 나타낸다.

본 연구에서는 수익비용대응 수준에 영향을 미치는 요인을 통제하기 위하여 다음의 통제변수를 설정하였다. Goh et al.(2009)은 높은 감사품질이 회계정보의 신뢰성을 제고시킨다고 설명하였다. 따라서

본 연구에서는 감사품질이 수익비용대응 수준에 미치는 영향을 통제하기 위하여 BIG4를 모형에 포함하였으며, BIG4는 수익비용대응 수준과 양(+)의 관련성을 가질 것으로 기대된다.

Kim(2013)은 기업의 규모가 크고 부채의 수준이 낮을수록 수익비용대응 수준이 높아진다고 보고하고 있다. 본 연구에서는 SIZE와 LEV를 식(3)에 포함하여, 기업의 규모와 부채의 수준이 수익비용대응 수준에 미치는 영향을 통제하였다.

Kim(2013)은 성장성이 높은 기업의 경우, 수익비용대응 수준이 낮아진다는 결과를 제시하고 있다. 본 연구에서는 기업의 성장성을 각각 GRW와 MB로 측정하여 식(3)에 포함하였다.

Kim(2013)은 이익조정이 높아질수록 수익비용대응 수준은 낮아진다고 보고하고 있다. 높은 이익조정은 미래현금흐름의 예측을 감소시키므로, Park et al.(2015)은 미래현금흐름의 예측능력이 수익비용대응 수준에 영향을 미칠 수 있다고 보고하고 있다. 따라서 본 연구에서는 SMO를 식(3)에 포함하였다.

본 연구에서는 ‘(5년 간의 당기순이익 표준편차/5년 간의 영업활동현금흐름 표준편차)’에 ‘(-1)’을 곱하여 SMO를 측정하였으므로, SMO는 수익비용대응 수준과 양(+)의 관련성을 가질 것으로 기대된다. 마지막으로 YD와 ICODE는 연도와 산업효과를 통제하기 위하여 식(3)에 포함하였다.

3.2 수익비용대응 수준(MAT1과 MAT2) 측정

Peak(2011b)은 시계열(10년) 자료를 근거로, 아래의 식(4)와 같이 회귀분석(OLS)을 수행한 후, 산출된 개별기업의 ‘Adj.R²’을 수익비용대응 수준의 대용치(proxy)로 사용하고 있다. 본 연구는 Peak(2011b)의 방법론을 준용하여 수익비용대응 수준

1(이하 'MAT1'이라고 칭함)을 측정하였다. 이럴 경우, 개별기업의 MAT1 값이 커질수록 수익비용대응 수준은 높다고 해석할 수 있다.

$$REV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 EXP_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad \text{식(4)}$$

REV : 총수익(매출_t+영업외수익_t)/평균자산총액
 EXP : 총비용(매출원가_t+판매비와관리비_t+영업외비용_t)/평균자산총액

앞서 소개된 것 처럼, Dichev and Tang(2008) 모형(식(1))의 β_2 는 수익비용대응 수준을 나타낸다. 본 연구에서는 개별기업 10년 간의 시계열 자료를 이용하여 식(1)을 개별기업 별로 회귀분석(OLS)을 수행한 후, 산출된 β_2 를 수익비용대응 수준2(이하 'MAT2'이라고 칭함)로 측정하였다. 이럴 경우, 식(1)을 근거로 산출된 개별기업의 β_2 값이 커질수록 수익비용대응 수준은 제고되는 것으로 해석할 수 있다.

Francis et al.(2004)은 개별기업 별로 10년 간의 시계열(rolling ten year windows) 자료를 이용할 경우, 개별기업의 고유특성(개별기업 접근법(firm-specific approach))을 잘 나타낼 수 있다고 설명하고 있다. 따라서 본 연구에서는 MAT1과 MAT2를 측정하기 위하여 개별기업 별로 10년 간의 시계열 자료를 사용하였다.

3.3 표본 선정

본 연구에 사용된 표본은 2011년부터 2018년까지 8년이며, 금융업을 제외한 유가증권시장 상장법

인을 대상으로 다음의 조건을 만족시키는 기업으로 표본을 설정하였다.

- (1) NICE(주)의 Kis-Value에서 2002년부터 2018년까지 재무제표, 특수관계자거래 금액(관계회사 상호거래), 주가 및 감사법인 자료를 수집할 수 있는 기업
- (2) 결산일이 12월 31일인 기업, 감사의견이 적정인 기업 그리고 자본이 양(+)인 기업

위의 조건 (1), 조건 (2) 그리고 조건 (3)을 만족시키는 최종표본은 3,883개(기업-년)로 나타났다. 아래의 <Table 1>은 최종표본 3,883개(기업-년)에 대한 연도별 분포를 나타내고 있다. <Table 1>에서는 구체적으로 제시하지 않고 있지만, 산업을 중분류로 구분할 경우 화학물질 및 화학제품 제조업은 381개(기업-년)로 나타났다. 1차 금속 제조업 그리고 자동차 및 트레일러 제조업은 각각 305개(기업-년)와 297개(기업-년)로 나타났다. 이들 산업은 전체 표본의 약 25.3%를 차지하는 것으로 보이고 있다.

IV. 실증분석

4.1 주요변수의 기술적 통계 및 상관관계 분석

<Table 2>는 식(2)에 제시된 변수들의 기술통계량을 제시하고 있다. <Table 2>에서 REV의 평균과

<Table 1> 표본의 연도별 분포

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Total
Total	474	480	495	477	486	488	491	492	3,883

중위수는 각각 0.9773과 0.8862로 나타났으며, 표준편차는 0.5353으로 나타났다. Jung(2018)은 총 수익의 평균(중위수)과 표준편차를 1.0320(0.9468)과 0.4873으로 보고하고 있다.

EXP_{t-1} 의 평균(중위수)은 0.9691(0.8680)로 나타났으며, EXP_t 와 EXP_{t+1} 의 평균(중위수)은 0.9473(0.8576)과 0.9281(0.8447)로 나타났다. Jung(2018)은 EXP_{t-1} , EXP_t 그리고 EXP_{t+1} 의 평균(중위수)을 각각 0.9902(0.9100), 0.9852(0.8948) 그리고 0.9695(0.8769)로 보고하고 있다. 본 연구의 REV 평균(중위수)의 값과 EXP 평균(중위수)의 값들은 Jung(2018)과 비교해 다소 낮은 것으로 나타나고 있다. 수익과 비용은 동일한 방향으로 움직인다는 것으로 고려해 볼 때, 국내기업의 수익이 감소

함으로 인하여 비용이 감소하는 것으로 판단된다.

MAT1의 평균(중위수)은 0.8490(0.9352)이고, 표준편차는 0.2053으로 나타났다. Peak(2011b)에서는 평균(중위수)을 0.881(0.965)로 보고하고 있으며, 표준편차는 0.200으로 보고하고 있다. 본 연구의 MAT1의 평균 및 중위수는 Peak(2011b)과 비교해 약간 작지만, 표준편차는 유사한 것으로 보이고 있다.

MAT2의 평균(중위수)은 0.9859(1.0134)이고, 표준편차는 0.2676으로 나타났다. Peak(2011a)에서는 평균(중위수)을 0.987(1.021)로 보고하고 있으며, 표준편차는 0.274로 보고하고 있다. 본 연구의 MAT2의 평균, 중위수 및 표준편차는 Peak(2011a)과 비교해 유사한 것으로 보이고 있다.

〈Table 2〉 주요변수의 기술통계량

	평균	표준편차	최소값	1분위수	중위수	3분위수	최대값
REV	0.9773	0.5353	0.0147	0.6311	0.8862	1.1997	4.4194
EXP_{t-1}	0.9691	0.5367	0.0046	0.6254	0.8680	1.1836	5.4750
EXP_t	0.9473	0.5206	0.0046	0.6133	0.8576	1.1647	4.3964
EXP_{t+1}	0.9281	0.5100	0.0046	0.6000	0.8447	1.1427	4.0510
MAT1	0.8490	0.2053	0.0003	0.8106	0.9352	0.9780	0.9999
MAT2	0.9859	0.2676	0.0144	0.8686	1.0134	1.1205	2.0594
RPT	0.2726	0.2942	0.0000	0.0467	0.1645	0.4116	1.5914
BIG4	0.6445	0.4787	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000
SIZE	26.7747	1.5253	23.0238	25.7400	26.4640	27.4947	32.9205
LEV	0.4395	0.2117	0.0010	0.2626	0.4407	0.5921	0.9979
GRW	0.0401	0.3556	-0.9704	-0.0394	0.0065	0.0893	15.5565
MB	1.2624	1.2474	0.0000	0.5874	0.9076	1.4415	15.4032
SMO	-1.1274	1.3028	-18.4279	-1.2733	-0.8000	-0.4650	-0.0149

1) 변수의 설명: REV = 총수익((매출액+영업외수익)/평균총자산); EXP = 총비용((매출원가+판매비와관리비+영업외비용)/평균총자산); MAT1 = 수익비용대응 수준1(Peak(2011b)의 방법론에 근거하여 측정); MAT2 = 수익비용대응 수준2(Dichev and Tang(2008)의 모형(식(1))의 β_2); RPT = 특수관계자거래 비중((수익+비용+매출+매입)/매출액); BIG4 = 감사품질(대형(BIG4) 감사인 이면 1, 아니면 0); SIZE = 기업규모(\ln (자산총액 $_{t-1}$)); LEV = 부채비율(부채총액/자산총액 $_{t-1}$); GRW = 매출액성장률((매출액 $_t$ -매출액 $_{t-1}$)/매출액 $_{t-1}$); MB = 시장-장부가치비율(t 기말 시장가치/자본총액 $_t$); SMO = 이익평준화((5년 간의 당기순이익의 표준편차/5년 간의 영업활동현금흐름 표준편차) $\times(-1)$).

RPT의 평균과 중위수는 각각 0.2726와 0.1645로 나타났고, 표준편차는 0.2942로 나타났다. Kim et al.(2020)은 특수관계자거래 금액의 평균과 표준편차를 0.3084와 0.3179로 보고하고 있다. 본 연구는 수익비용대응 수준을 측정하기 위하여 개별 기업 별로 10년 간의 자료를 수집할 수 있는 기업으로 표본을 한정하였다. 따라서 본 연구의 RPT 평균 값은 Kim et al.(2020)보다 다소 낮은 것으로 판단된다.

BIG4의 평균(중위수)은 0.6445(1.0000)로 나타났으며, SIZE의 평균(중위수)은 26.7747(26.4640)로 나타났다. LEV의 평균(중위수)은 0.4395(0.4407)로 나타났다. GRW와 MB의 평균(중위수)은 0.0401(0.0065)과 1.2624(0.9076)로 나타났다. 마지막으로, SMO의 평균(중위수)은 -1.1274(-0.8000)로 나타났다.

〈Table 3〉은 식(2)에 제시된 변수들 간의 상관관계

분석 결과이다. REV는 EXP 변수들(EXP_{t-1} , EXP_t 및 EXP_{t+1}) 그리고 RPT와 양(+)의 상관관계를 보이고 있다.

특히, REV와 EXP_t 간의 상관계수는 REV와 EXP_{t-1} (EXP_{t+1}) 간의 상관계수보다 높은 것으로 나타나고 있다. 이는 당기의 비용이 전기(차기)의 비용보다 당기의 수익과 높은 상관성이 있음을 나타내고 있다.

MAT1과 MAT2는 RPT, BIG4 및 SMO와 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 특히, MAT1은 SIZE와 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다.

MAT1과 MAT2의 경우 MB와는 음(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났지만, GRW(LEV)와는 음(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 한편, MAT1과 MAT2 간에는 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 각각의 수익비용대응 수

〈Table 3〉 주요변수 간의 상관관계

	REV	EXP_{t-1}	EXP_t	EXP_{t+1}	MAT1	MAT2	RPT	BIG4	SIZE	LEV	GRW	MB
EXP_{t-1}	0.9379***											
EXP_t	0.9867***	0.9457***										
EXP_{t+1}	0.9365***	0.8983***	0.9504***									
MAT1	0.2260***	0.2023***	0.1980***	0.1940***								
MAT2	0.0728***	0.0493***	0.0492***	0.0535***	0.4439***							
RPT	0.0351***	0.0430***	0.0304*	0.0227	0.0778***	0.0278*						
BIG4	0.0765***	0.0663***	0.0635***	0.0707***	0.0886***	0.0281*	0.0720***					
SIZE	-0.0235	-0.0395**	-0.0404**	-0.0383**	0.0621***	-0.0067	0.1298***	0.4153***				
LEV	0.2375***	0.2600***	0.2706***	0.2716***	-0.0003	-0.0434***	-0.0335**	0.0654***	0.1694***			
GRW	0.1235***	-0.0374***	0.1034***	0.0559***	-0.0272*	0.0101	-0.0022	-0.0250	-0.0411**	0.0692***		
MB	0.1129***	0.0892***	0.1023***	0.0910***	-0.1099***	-0.0629***	0.0224	0.0261	-0.0268*	0.0661***	0.0741***	
SMO	0.1074***	0.0909***	0.0879***	0.0942***	0.3495***	0.1713***	-0.0317**	0.0455***	0.0215	-0.0505***	-0.0340**	-0.1006***

1) *** 및 ** 는 1%와 5% 수준에서 유의함.

2) 변수의 설명은 〈Table 2〉에 기술함.

준의 측정치들이 양(+)의 상관관계를 가지고 있음을 의미한다.

RPT의 경우 REC와도 양(+)의 상관관계를 가지고, 각각의 수익비용대응 수준의 측정치 MAT1과 MAT2와 모두 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타나고 있다. 이는 특수관계자거래의 비중이 커질수록 매출액도 높고, 수익비용대응 수준이 높을 수 있음을 시사할 수 있다. 하지만, 이러한 상관관계분석의 결과는 방향성을 고려되지 않은 것이므로, 보다 심도 있는 검증이 필요할 것으로 판단된다.

특히, EXP 변수들은 각각 상관관계가 높은 것으로 나타나고 있다. 이는 다중공선성의 문제를 발생시킬 수 있을 것으로 판단된다. 이를 위하여 본 연구에서는 각각의 변수들을 차분형태로 변환하여 심도 있는 검증을 수행하고자 한다.

4.2 평균차이검증과 윌콕슨 순위합 검증

Peak(2008)는 순손실 혹은 순이익의 감소가 예상될 경우 경영자는 이익을 조정할 유인을 가진다고 보고하고 있다. Jung & Lee(2014)는 특수관계자거래의 비중이 큰 기업일수록 경영성과가 높을 수 있다고 설명하고 있다. 이러한 점에서 Ko et al. (2019)과 Shin et al.(2013)은 특수관계자거래와 이익조정 수준 간에는 음(-)의 관련성을 가진다는 실증결과를 제시하고 있다.

하지만, Kim & Woo(2008)는 특수관계자거래가 지배주주의 부를 높이기 위한 터널링의 수단이므로, 특수관계자거래의 금액이 클 경우 이익조정 수준은 증가한다고 보고하고 있다. 이러한 상반된 연구결과로 인하여, 본 연구에서는 특수관계자거래의 수준이 높고 낮음에 따라 수익(매출액) 및 이익조정 수준이 어떠한 차이가 나타나는지를 분석해 보고자 한다.

순이익은 수익(매출액)에서 비용을 차감하여 측정된다. 특수관계자거래의 금액이 높은 기업일수록 수익(매출액)의 수준이 높다면, 특수관계자거래의 금액이 높은 기업일수록 이익조정 수준은 낮을 것으로 기대된다.

반대로, 특수관계자거래의 금액이 낮은 기업일수록 수익(매출액)의 수준이 낮다면, 특수관계자거래의 금액이 높은 기업일수록 이익조정 수준은 높을 것으로 기대된다. 이러한 점에서 본 연구에서는 특수관계자거래의 금액이 높은 집단과 낮은 집단 간에 수익(매출액) 및 이익조정 수준이 어떠한 차이를 보이고 있는지를 평균차이검증과 윌콕슨 순위합 검증을 이용하여 분석해 보고자 한다.

〈Table 4〉는 RPT의 중위수(0.1645)를 근거로, 특수관계자거래의 비중이 높은 집단(RPT 중위수 이상인 집단(A))과 특수관계자거래의 비중이 낮은 집단(RPT 중위수 미만인 집단(B)) 간에 매출액(Sales) 및 이익조정 수준(IDA)이 차이가 있는지를 분석한 결과이다. 특수관계자거래의 비중이 높은 집단에서의 매출액(Sales)과 평균(26.7299)은 특수관계자거래의 비중이 낮은 집단에서의 매출액(Sales)과 평균(26.3876) 보다 통계적으로 유의하게 높은 것으로 보이고 있다. 이러한 집단 간의 차이는 윌콕슨 순위합 검증에서도 일관된 것으로 나타났다.

한편, 특수관계자거래의 비중이 높은 집단에서의 이익조정 수준(IDA)의 평균(0.0471)은 특수관계자거래의 비중이 낮은 집단에서의 이익조정 수준(IDA) 평균(0.0586) 보다 통계적으로 유의하게 낮은 것으로 보이고 있다. 그리고 이는 윌콕슨 순위합 검증에서도 일관된 것으로 나타났다.

〈Table 4〉는 특수관계자거래의 비중이 높은 집단의 경우 특수관계자거래의 비중이 낮은 집단보다 매출액이 더 높을 수 있고, 이익조정 수준은 낮을 수

〈Table 4〉 평균차이검증과 윌콕슨 순위합 검증

변수	그룹	평균	표준편차	평균차이(A-B)	t-값	z-값
Sales	RPT 중위수 이상인 집단(A, n=1,942)	26.7299	0.0396	0.3423	6.47***	7.08***
	RPT 중위수 미만인 집단(B, n=1,941)	26.3876	0.0350			
DA	RPT 중위수 이상인 집단(A, n=1,942)	0.0471	0.0028	-0.0115	-2.19**	-1.65*
	RPT 중위수 미만인 집단(B, n=1,941)	0.0586	0.0044			

1) *** 및 ** 는 1%와 5% 수준에서 유의함.

2) t-값은 평균차이검증에 대한 유의성이며, z-값은 윌콕슨 순위합 검증에 대한 유의성.

3) 변수의 설명: Sales = 매출액(ln(t기 매출액)) 그리고 |DA| = 재량발생의 절대값.

있다는 결과를 제시하고 있다. 즉, 〈Table 4〉의 결과는 특수관계자거래가 큰 기업일수록 매출에 대한 안정성이 높으므로, 이익조정에 대한 유인이 낮을 수 있음을 시사하고 있다.

4.3 가설 검증결과

〈Table 5〉의 model 1은 Dichev and Tang(2008)의 모형(식(1))을 검증한 결과이다. model 2와 model 3은 식(2)를 근거로, 본 연구의 가설을 검증한 결과이다. 구체적으로, model 2는 연도 및 산업더미를 포함하지 않고 가설을 검증한 결과이고, model 3은 연도 및 산업더미를 포함하여 가설을 검증한 결과이다.

먼저, model 1의 EXP_{t-1} 과 EXP_t 의 계수는 유의한 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 하지만, EXP_{t+1} 의 계수는 음(-)의 부호를 가지는 것으로 나타났다지만, 유의성이 없는 것으로 나타났다.

특히, 본 연구의 EXP_t 회귀계수는 0.9857로 나타났다. Peak(2011a)은 EXP_t 의 회귀계수가 '1(one)'이 될 경우 수익비용대응 수준이 완전하게 이뤄진 것으로 해석할 수 있다고 설명하고 있다. 이럴 경우, 본 연구의 실증분석에 사용된 표본기업들은 수익비용대

응 수준이 완전하게 이뤄지지 않는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

가설검증 결과인 model 2와 model 3을 분석해 보면, $RPT \times EXP_t$ 의 계수는 각각의 model에서 모두 유의한 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 이는 특수관계자거래 금액이 커질수록 수익비용대응 수준이 증가하고 있음을 시사한다.

model 2와 model 3의 ' $\beta_2 + \beta_6$ '은 수익비용대응 수준에 특수관계자거래가 미치는 총효과를 나타낸다. 이러한 점에서 본 연구에서는 모수들 간의 결합 검증(F-test)을 이용하여 ' $\beta_2 + \beta_6 = 1$ '인지 아니면, ' $\beta_2 + \beta_6 \neq 1$ ' 지를 분석해 보았다. 분석결과, ' $\beta_2 + \beta_6$ '에 대한 model 2의 F-값은 4.50으로 나타났고, model 3의 F-값은 4.84로 나타났다. 이러한 결과는 통계적으로 유의($p < 1\%$)한 결과로, ' $\beta_2 + \beta_6$ '은 '1'과 같지 않은 것($\beta_2 + \beta_6 \neq 1$)으로 해석할 수 있을 것이다.

단순히, model 2와 model 3의 β_2 와 β_6 을 합($\beta_2 + \beta_6$)할 경우, model 2의 ' $\beta_2 + \beta_6$ '값은 1.0576이고, model 3의 ' $\beta_2 + \beta_6$ '값은 1.0585이다. 이는 1(one)보다 큰 값이다. Peak(2011a)에 따르면, 이론적으로 완전한 수익비용대응 수준이 이뤄질 경우 수익비용대응 수준을 나타내는 회귀계수(본 연구

<Table 5> 가설 검증결과(특수관계자거래와 수익비용대응 수준 간의 관련성에 대한 결과, 식(2)의 결과)

$$REV_t = \beta_0 + \beta_1 EXP_{t-1} + \beta_2 EXP_t + \beta_3 EXP_{t+1} + \beta_4 RPT_t + \beta_5 RPT_t \times EXP_{t-1} + \beta_6 RPT_t \times EXP_t + \beta_7 RPT_t \times EXP_{t+1} + \beta_8 YD + \beta_9 ICODE + \varepsilon_t$$

	model 1		model 2		model 3	
	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
(Inter)	0.0156	5.38***	0.0187	4.70***	0.0193	3.16***
EXP _{t-1}	0.0410	5.22***	0.0505	4.45***	0.0511	4.49***
EXP _t	0.9857	85.20***	0.9512	57.26***	0.9519	57.15***
EXP _{t+1}	-0.0132	-1.52	0.0060	0.49	0.0052	0.42
RPT			-0.0076	-0.84	-0.0070	-0.78
RPT×EXP _{t-1}			-0.0279	-1.12	-0.0279	-1.13
RPT×EXP _t			0.1064	2.92***	0.1066	2.92***
RPT×EXP _{t+1}			-0.0612	-2.05**	-0.0621	-2.08**
YD	not included			included		
ICODE	not included			included		
F-value	49,633.48***		21,343.13***		7,500.76***	
Adj.R ²	0.9746		0.9747		0.9748	

- 1) ***와 **는 각각 1%와 5% 수준에서 유의함을 의미함.
- 2) 변수의 설명은 <Table 2> 참조.

의 경우 model 2와 model 3의 ' $\beta_2 + \beta_6$ '는 이론적으로 1(one)이 되어야 된다고 설명하고 있다.

하지만, Peak(2011a)은 Dichev and Tang(2008)의 연구에서도 보고된 것과 같이 수익비용대응 수준을 실증으로 분석(empirical test)할 경우, 수익비용대응 수준을 나타내는 회귀계수가 1(one)보다 큰 경우가 상당수 나타난다고 설명하고 있다. 따라서 Peak(2011a)은 수익비용대응 수준을 나타내는 회귀계수(본 연구의 경우 ' $\beta_2 + \beta_6$ ')가 커질수록 수익비용대응이 적절하게 이뤄지고 있는 것으로 해석할 수 있다고 설명하고 있다.

이를 근거로 <Table 4>와 <Table 5>의 결과를 종합해 보면, 국내의 특수관계자거래가 높은 기업은 특수관계자거래가 낮은 기업보다 수익(매출액)에 대한 안정성이 확보되어, 이익을 조정할 유인이 상대적

으로 낮은 것으로 판단된다. 따라서 특수관계자거래의 비중이 높은 기업일수록 수익비용대응의 적절성이 증가하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

<Table 6>은 식(3)을 이용하여 가설을 검증한 결과이다. model 1은 종속변수를 MAT1을 사용하여 분석한 결과이고, model 2는 종속변수를 MAT2를 사용하여 분석한 결과이다.

<Table 6>을 분석해 보면, RPT의 계수는 model 1과 model 2에서 모두 유의한 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 이는 특수관계자거래 금액이 커질수록 수익비용대응 수준이 높아지는 것으로 해석할 수 있다.

BIG4의 계수는 model 1과 model 2에서 모두 유의한 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 이는 기대와 일관된 결과로, 높은 감사품질은 피감

<Table 6> 가설 검증결과(특수관계자거래와 수익비용대응 수준 간의 관련성에 대한 결과, 식(3)의 결과)

$$MAT_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 RPT_{i,t} + \beta_2 BIG4_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 GRW_{i,t} + \beta_6 MB_{i,t} + \beta_7 SMO_{i,t} + \beta_8 YD_{i,t} + \beta_9 ICODE_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

	model 1		model 2	
	Coef.	t-value	Coef.	t-value
(Inter)	0.8481	14.11***	1.0640	12.89***
RPT	0.0565	5.35***	0.0300	2.07**
BIG4	0.0271	3.81***	0.0199	2.03**
SIZE	0.0011	0.46	-0.0019	-0.61
LEV	0.0137	0.97	-0.0432	-2.23**
GRW	-0.0040	-0.50	0.0196	1.76*
MB	-0.0142	-5.62***	-0.0093	-2.68***
SMO	0.0549	22.91***	0.0333	10.13***
YD	included			
ICODE	included			
F-value	33.13***		9.86***	
Adj.R ²	0.1420		0.0437	

1) ***, **, 및 * 는 각각 1%, 5%, 및 10% 수준에서 유의함.

2) 변수의 설명은 <Table 2> 참조

사기업의 수익비용대응 수준을 높이는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

LEV는 model 2에서만 유의한 음(-)의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 이는 높은 부채비율은 수익비용대응 수준을 감소시키는 유인으로 작용할 수 있음을 시사한다. GRW는 model 2에서만 유의한 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 이는 매출액성장률이 높은 기업일수록 수익비용대응 수준이 제고될 수 있음을 시사한다. 하지만, LEV와 GRW의 회귀계수는 model 2에서만 유의성을 가지는 것으로 나타나 해석에 있어 주의가 필요한 것으로 판단된다.

MB의 부호는 model 1과 model 2에서 모두 유의한 음(-)의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 이는 Kim(2013)과 일관된 결과로, 시장가치가 높은 기

업일수록 수익비용대응 수준이 낮아질 수 있음을 시사한다.

SMO의 부호는 model 1과 model 2에서 모두 유의한 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 이는 기대와 일관된 것으로, 미래현금흐름의 예측이 높은 기업일수록 높은 수익비용대응 수준을 수행하고 있는 것으로 해석할 수 있다.

<Table 5>와 <Table 6>을 정리해 보면, 특수관계자거래의 비중이 커질수록 수익비용대응 수준이 높아지는 것으로 나타났다. 즉, 국내의 특수관계자거래는 터널링의 수단으로 이용되기보다 계열사 간의 상호지원을 위한 수단으로 이용되고 있으며, 이로 인하여 특수관계자거래는 관계회사의 수익비용대응 수준을 제고시키는 유인으로 작용하고 있는 것으로 판단되어 진다.

4.4 추가분석

본 연구의 식(2)는 식(1, Dichev and Tang(2008))을 확장한 연구모형이다. 하지만, 식(2)의 독립변수인 EXP 변수들은 상관관계가 높다. 이럴 경우 다중공선성의 문제가 발생할 수 있다. 이를 위하여 본 연구에서는 VIF(Variance Inflation Factors)를 확인해 보았다. 확인결과, VIF의 평균(mean)은 15.60으로 나타났다.

Gujarati(2011)는 데이터(data)를 차분(Δ)형태로 변환하여 분석할 경우 다중공선성의 문제가 해결될 수 있다고 설명하고 있다. 또한 이는 특수관계 자거래와 수익비용대응 수준 간의 인과추론(causal inference)을 강화할 수 있을 것으로 판단된다. 이러한 점에서 본 연구에서는 식(2)를 아래의 식(5)와 같이 차분형태로 변환하여 실증분석해 보았다.

아래의 식(5)로 분석할 경우, 표본의 수는 3,883개(기업-년)에서 3,302개(기업-년)로 581개(기업-년)의 표본이 감소하는 것으로 나타났다. 하지만, VIF의 평균(mean)은 5.32로 나타났다.

$$\begin{aligned} \Delta REV_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta EXP_{t-1} + \beta_2 \Delta EXP_t \\ & + \beta_3 \Delta EXP_{t+1} + \beta_4 \Delta RPT_t + \beta_5 \Delta RPT_t \times \Delta EXP_{t-1} \\ & + \beta_6 \Delta RPT_t \times \Delta EXP_t + \beta_7 \Delta RPT_t \times \Delta EXP_{t+1} \\ & + \beta_8 YD + \beta_9 ICODE + \varepsilon_t \end{aligned} \quad \text{식(5)}$$

변수설명은 식(1)과 식(2) 참조.

〈Table 7〉은 식(5)를 분석한 결과이다. 〈Table 7〉을 살펴보면, RPT×EXP_t의 부호는 유의한 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 이는 〈Table 5〉와 일관된 결과로, 특수관계자거래의 비중이 커질수

〈Table 7〉 추가분석 1: 다중공선성 문제를 해결한 결과(식(5)에 대한 결과)

$$\begin{aligned} \Delta REV_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta EXP_{t-1} + \beta_2 \Delta EXP_t + \beta_3 \Delta EXP_{t+1} + \beta_4 \Delta RPT_t + \beta_5 \Delta RPT_t \times \Delta EXP_{t-1} \\ & + \beta_6 \Delta RPT_t \times \Delta EXP_t + \beta_7 \Delta RPT_t \times \Delta EXP_{t+1} + \beta_8 YD + \beta_9 ICODE + \varepsilon_t \end{aligned}$$

	Coef.	t-value
(Inter)	-0.0093	-2.20**
ΔEXP _{t-1}	0.0641	6.24***
ΔEXP _t	0.9334	80.26***
ΔEXP _{t+1}	0.0286	2.71***
ΔRPT	-0.0120	-0.76
ΔRPT×ΔEXP _{t-1}	-0.0618	-2.90***
ΔRPT×ΔEXP _t	0.0883	3.59***
ΔRPT×ΔEXP _{t+1}	-0.0001	-0.01
YD	included	
ICODE	included	
F-value	687.50***	
Adj.R ²	0.7980	

1) ***, **, 및 * 는 각각 1%, 5%, 및 10% 수준에서 유의함.

2) 변수의 설명은 〈Table 2〉 참조.

록 수익비용대응 수준이 높아지고 있음을 시사한다.

한편, 본 연구는 두 개의 가설검증 모형(식(2)와 식(3))을 이용하여 분석을 수행하였다. 하지만, 식(3)에 사용된 변수들의 VIF의 값은 1.26으로 나타나, 식(3)의 변수들은 차분의 형태로 변환하여 추가분석을 수행하지 않았다.

본 연구의 가설검증 모형의 기초가 되는 식(1)은 자기상관(autocorrelation)을 유발할 수 있다(Dichev

and Tang 2008; Jung et al. 2021). 계량경제학에서는 오차항에 자기상관이 있을 경우 Newey-West 표준오차 추정을 통하여 해결할 수 있다고 설명하고 있다(Gujarati 2011). 이러한 점에서 본 연구에서는 가설검증 모형인 식(2)와 식(3)을 Newey-West 표준오차 추정을 이용하여 추가분석하였다.

〈Table 8〉의 Panel A와 Panel B는 가설검증 모형인 식(2)와 식(3)을 Newey-West 표준오차 추

〈Table 8〉 추가분석 2: Newey-West 표준오차 추정을 이용하여 분석한 결과

Panel: A: 식(2)를 Newey-West 표준오차 추정을 이용하여 분석한 결과

	Coef.	t-value
(Inter)	0.0045	0.66
EXP _{t-1}	0.0478	1.99**
EXP _t	0.9326	26.87***
EXP _{t+1}	0.0322	1.61
RPT	0.0066	0.62
RPT×EXP _{t-1}	-0.0518	-0.97
RPT×EXP _t	0.1693	1.86*
RPT×EXP _{t+1}	-0.1102	-1.97**
YD	included	
ICODE	included	
F-value	7,091.47***	

Panel: B: 식(3)을 Newey-West 표준오차 추정을 이용하여 분석한 결과

	model 1		model 2	
	Coef.	t-value	Coef.	t-value
(Inter)	0.8480	13.03***	1.0640	12.14***
RPT	0.0565	4.81***	0.0300	2.02**
BIG4	0.0271	3.79***	0.0198	1.99**
SIZE	0.0010	0.43	-0.0019	-0.57
LEV	0.0136	0.83	-0.0432	-1.99**
GRW	-0.0040	-0.61	0.0196	1.66*
MB	-0.0141	-4.71***	-0.0092	-2.31**
SMO	0.0548	11.92***	0.0333	6.61***
YD	included			
ICODE	included			
F-value	23.50***		7.21***	

1) ***, **, 및 * 는 각각 1%, 5%, 및 10% 수준에서 유의함.

2) 변수의 설명은 〈Table 2〉 참조.

정을 이용하여 추가분석한 결과이다. 특히, Panel B의 model 1과 model 2의 종속변수는 각각 MAT1과 MAT2로 설정하여 분석한 결과이다.

먼저, Panel A의 결과를 살펴보면, RPT×EXP_t의 계수는 유의한 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 이는 <Table 5>의 model 3의 결과와 일관된 것으로, 특수관계자거래의 비중이 커질수록 수익비

용대응 수준이 증가하고 있음을 시사한다.

Panel B의 결과를 살펴보면, RPT의 계수는 유의한 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 이는 <Table 6>의 model 1과 model 2의 결과와 일관된 것으로, 특수관계자거래의 비중이 커질수록 수익비용대응 수준이 높아지고 있음을 나타낸다.

이상의 추가분석 결과를 종합해 보면, 특수관계자

<Table 9> 추가분석 3: Two-way clustering을 이용하여 분석한 결과

Panel: A: 식(2)를 Two-way clustering을 이용하여 분석한 결과

	Coef.	t-value
(Inter)	0.0322	2.51**
EXP _{t-1}	0.0589	2.76***
EXP _t	0.9257	45.42***
EXP _{t+1}	0.0250	1.41
RPT	-0.0145	-1.05
RPT×EXP _{t-1}	-0.0503	-1.26
RPT×EXP _t	0.1135	1.87*
RPT×EXP _{t+1}	-0.0384	-0.78
YD	included	
ICODE	included	
F-value	2,024.30***	
Adj.R ²	0.9586	

Panel: B: 식(3)을 Two-way clustering을 이용하여 분석한 결과

	model 1		model 2	
	Coef.	t-value	Coef.	t-value
(Inter)	0.8658	12.60***	1.0593	12.09***
RPT	0.0460	3.94***	0.0269	1.78*
BIG4	0.0279	3.89***	0.0194	1.95*
SIZE	0.0006	0.25	-0.0019	-0.57
LEV	0.0182	1.08	-0.0408	-1.86*
GRW	0.0017	0.26	0.0201	1.70*
MB	-0.0140	-4.82***	-0.0095	-2.37**
SMO	0.0546	11.84***	0.0335	6.62***
YD	included			
ICODE	included			
F-value	23.50***		7.22***	
Adj.R ²	0.1630		0.0491	

1) ***, **, 및 * 는 각각 1%, 5%, 및 10% 수준에서 유의함.

2) 변수의 설명은 <Table 2> 참조.

거래의 비중은 수익비용대응 수준과 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타나고 있다. 이는 본 연구의 <Table 5>와 <Table 6>의 결과와 일관된 것으로, 특수관계자거래가 관계회사의 수익비용대응 수준에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 시사한다.

<Table 9>의 Panel A와 Panel B는 가설검증 모형인 식(2)와 식(3)을 기업·연도 군집분석(Two-way clustering)을 추가분석한 결과이다. 특히, Panel B의 model 1과 model 2의 종속변수는 각각 MAT1과 MAT2로 설정하여 분석한 결과이다.

<Table 9>의 분석결과를 살펴보면, Panel A의 $RPT \times EXP_t$ 의 계수와 Panel B의 model 1과 model 2의 RPT의 계수는 <Table 5>, <Table 6> 및 <Table 8>과 일관되게 모두 양(+)의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 이는 특수관계자거래의 비중이 높은 기업일수록 수익비용대응이 제고되고 있는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

V. 결론

본 연구는 특수관계자거래 비중과 수익비용대응 수준 간에는 관련성이 없을 것이라는 가설을 설정하고 실증분석을 수행하였다. 실증분석은 Dichev and Tang(2008)의 방법론과 Peak(2011b)의 방법론을 준용하여 두 개의 모형을 설정하여 실증분석을 수행하였다.

특수관계자거래와 관련된 연구에서는 두 가지 상반된 가설이 존재한다. 첫 번째는 이익상충가설로, 특수관계자거래는 지배주주의 부를 높이기 위하여 터널링의 수단으로 이용될 수 있다는 것이다. 따라서, 이익상충가설에서는 특수관계자거래가 소액주주의 부를

편취하는 수단으로 이용되고 있다고 설명하고 있다.

두 번째는 효율적거래가설로, 특수관계자거래는 외부시장에서 발생할 수 있는 정보위험 및 거래비용을 낮추므로, 기업집단 전체의 경제적 효율성을 달성할 수 있다는 것이다. 특수관계자거래와 관련하여 상반된 두 개의 이론 중 어느 이론이 현실적으로 타당한지를 검증하는 것은 실증의 문제로 판단된다. 이러한 점에서 본 연구는 특수관계자거래와 수익비용대응 수준 간에는 관련성이 없다는 귀무가설을 설정하여 분석을 수행하였다.

본 연구에서 특수관계자거래는 특수관계자거래의 비중(수익+비용+매출+매입)으로 측정하였다. 2011년부터 2018년까지 금융업을 제외한 유가증권시장 상장법인을 대상으로 분석한 결과, 특수관계자거래의 비중과 수익비용대응 수준 간에는 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 이는 특수관계자거래의 비중이 커질수록 수익비용대응 수준이 높아지고 있음을 시사한다.

본 연구에서 사용한 두 개의 연구모형 중 Dichev and Tang(2008)의 방법론을 준용한 연구모형은 다중공선성의 문제가 높은 것으로 판단하여, 데이터를 차분형태로 변환하여 추가분석을 수행하였다. 추가분석 결과, 특수관계자거래 비중의 차분이 커질수록 수익비용대응 수준은 높아지는 것으로 나타났다.

또한, 본 연구에서 설정한 두 개의 연구모형을 Newey-West 표준오차 추정을 사용하여 추가분석을 수행하였다. 추가분석 결과, 본 연구의 연구결과들과 일관되게 특수관계자거래의 비중이 커질수록 수익비용대응 수준이 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과들에 따르면, 국내의 특수관계자거래는 수익비용대응 수준의 적격성을 높여, 회계정보의 산출에 긍정적인 요인으로 작용하고 있는 것으로 판단된다.

본 연구는 특수관계자거래와 관련하여 상반된 이론

중 효율적거래가설을 지지하는 결과로, 국내의 경우 특수관계자거래는 터널링의 수단으로 사용되기보다 계열사 간에 상호지원을 가능하게 하여 회계정보의 산출에 긍정적일 수 있다는 근거를 제시한다는 점에서 공헌점이 있다. 그리고 본 연구는 결과를 제시함에 있어, 다양한 방법론을 사용하였다는 점에서 학문적 기여점이 있는 것으로 판단된다. 계열사 간의 상호 지원의 형태는 다양할 수 있을 것이다. 하지만, 본 연구에서는 계열사 간의 상호지원 형태를 세분화하여 분석하지 못한 한계점이 있다.

참고문헌

- Ahn, H. B.(2004), "The empirical study on relationship of firm's governance-owner structure and earnings management," *Korean Accounting Review*, 29(4), pp.117-154.
- Bertrand, M., P. Metha, and S. Mullainathan(2002), "Ferretting Out Tunneling: An Application to Indian Business Groups," *The Quarterly Journal of Economics*, 117(1), pp.121-148.
- Bhattacharya, N., F. Ecker, P. Olsson, and K. Schipper (2012), "Direct and Mediated Associations among Earnings Quality, Information Asymmetry, and the Cost of Equity," *The Accounting Review*, 87, pp.449-482.
- Chang, S., and J. Hong(2000), "Economic Performance of Group-Affiliated Companies in Korea : Intragroup Resource Sharing and Internal Business Transactions," *Academy of Management Journal*, 43(3), pp.429-448.
- Choi, J. H.(2009), "Affiliates Transactions and Accruals Quality," *Accounting Information Review*, 27(3), pp.273-300.
- Dahya, J., O. Dimitrov, and J. McConnell(2008), "Dominant shareholders, corporate boards, and corporate value: A cross-country analysis," *Journal of Financial Economics*, 87, pp.73-100.
- Dechow, P. M(1994), "Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance : The role of accounting accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 18(1), pp.3-42.
- Dichev, I., and V. Tang(2008), "Matching and the changing properties of accounting earnings over the last 40 years," *The Accounting Review*, 83, pp.1425-1460.
- Djankov, S., R. La Porta, F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer(2008), "The law and economics of self-dealing," *Journal of Financial Economics*, 88, pp.430-465.
- Ferris, S., K. Kim, and P. Kitsabunnarat(2003), "The costs (and benefits?) of diversified business groups: The case of Korean chaebols," *Journal of Banking & Finance*, 27(2), pp.251-273.
- Francis, J., R. Lafond, P. Olsson and K. Schipper (2004), "Cost of Equity and Earnings Attributes," *The Accounting Review*, 79(4), pp. 967-1010.
- Friedman, E., S. Johnson, and T. Mitton(2003), "Propping and Tunneling," *Journal of Comparative Economics*, 31(4), pp.732-750.
- Goh, J. M., S. I. Kim, and H. Y. Lee(2009), "The Association between Proxies for Audit Quality and the Quality of Accruals," *Korean Accounting Review*, 34(2), pp.1-43.
- Gujarati, D.(2011), *Econometrics by Example*, Palgrave Macmillan.
- Hyun, J. H., T. S. Ahn, S. B. Oh, and H. J. Cho (2014), "The Changes in Matching between

- Revenue and Expense: The Effect of Financial Structures," *Korean Accounting Review*, 39 (1), pp.43-76.
- Jia, N., J. Shi, and Y. Wang(2013), "Coinsurance Within Business Groups: Evidence from Related Party Transactions in an Emerging Market," *Management Science*, 59(10), pp. 2295-2313.
- Jung, H. U.(2015), "Related Party Transactions and Value Relevance," *Korean Computers and Accounting Review*, 13(2), pp.1-22.
- Jung, H. U.(2018), "Voluntary Disclosure Level and Matching level," *Study on Accounting, Taxation & Auditing*, 60(1), pp.245-262.
- Jung, H. U., H. J. Lee, and K. I. Lee(2014), "The Effect of the Matching Level on Estimated Cost of Equity," *Accounting Information Review*, 32(2), pp.217-236.
- Jung, H. U., and K. I. Lee(2014), "Related Party Transactions and Future Earnings," *Journal of Business Research*, 29(3), pp.173-197.
- Jung, H. U., and K. I. Lee(2016), "Related Party Transactions and Investors' Heterogeneous Beliefs," *Journal of Taxation and Accounting*, 17(5), pp.121-140.
- Jung, H. U., and S. Y. Byun(2018), "A Study on the Relation between Dividend Payouts and Matching level," *Study on Accounting, Taxation & Auditing*, 60(3), pp.146-166.
- Kang, H. C., K. S. Park, and H. S. Jang(2006), "Determinants of Internal Transactions among the Member firms of Korean Conglomerates," *Asian Review of Financial Research*, 9(1), pp.77-118.
- Khanna, T., and Y. Yafeh(2005), "Business Groups and Risk Sharing around the World," *The Journal of Business*, 78(1), pp.301-340.
- Kim, J. H., and Y. S. Woo(2008), "The effect of transactions to the related-party on the earnings management and the earnings response coefficient," *Korean Accounting Review*, 33(3), pp.25-59.
- Kim, J. H., and Y. S. Woo(2009), "The Effect of Transactions to the Related-Party on Accruals Quality," *Accounting Information Review*, 27(1), pp.133-156.
- Kim, J. I., and M. H. Hwang(2013), "The Matching Principle and the Cost of Debt Capital," *Korean Business Education Review*, 28(2), pp.193-212.
- Kim, J. T., Y. J. Shin, and S. B. An(2020), "The Research of Related Party Transactions and Capital Costs," *Tax Accounting Research*, 65, pp.151-170.
- Kim, Y., and J. Ko(2011), "Book-tax Differences and Earnings Quality," *Korean Journal of Taxation Research*, 28(4), pp.87-119.
- Ko, J. K., H. J. Park, and Y. K. Lee(2019), "Accrual-based and Real Earnings Management Using Related Party Transactions," *Korean Accounting Review*, 44(1), pp.71-110
- Lee, H. J., and H. U. Jung(2014), "The Matching Level and Information Effect of Future Earnings," *Study on Accounting, Taxation & Auditing*, 56(2), pp.9-47.
- Lee, H. J., H. U. Jung, and K. I. Lee(2014), "The Effect of Related Party Transactions on the Cost of Equity," *Study on Accounting, Taxation & Auditing*, 56(1), pp.89-115.
- Lee, K. I.(2014), "The Effect of Matching Level on Foreign Equity Ownership," *Korea International Accounting Review*, 54, pp.152-179.
- Lee, S. S., J. M. Goh, J. E. Cho, and S. Y. Choi (2013), "Matching Principle and Analysts'

- Herding Behavior in Forecasting,” *Korean Academic Society of Accounting*, 18(2), pp. 209-251.
- Lee, S. Y.(2014), “The Effects of Accruals Quality on the Value Relevance of Earnings and Equity Value,” *Journal of Taxation and Accounting*, 15(1), pp.251-277.
- Lee, W. H.(2006), “The Effect of Controlling Shareholders and Related-Party Transactions on Firm Value,” *The Korean Journal of Financial Management*, 23(1), pp.69-100.
- Lincoln, J., M. Gerlach, and C. Ahmadjian(1996), “Keiretsu Networks and Corporate Performance in Japan,” *American Sociological Review*, 61(1), pp.67-88.
- OECD(2012), *Related Party Transactions and Minority Shareholder Rights*, OECD Publishing.
- Paek, W. S.(2011a), Fair-value Accounting, Historical Principle, Matching Principle,” *Korean Business Review*, 40(1), pp.57-77.
- Paek, W. S.(2011b), “The Matching Principle and Earnings Quality,” *Korean Accounting Review*, 36(2), pp.101-127.
- Park J. K., Y. E. Hong, and M. Y. Lee(2015), “The Ability to Predict Future Operating Cash Flows and Matching Principle,” *Accounting Information Review*, 33(2), pp.217-236.
- Park, J. H., J. S. Cho, and H. J. Park(2019), “The Effect of Revenue-Expenses Matching on Timeliness and Information Asymmetry,” *Study on Accounting, Taxation & Auditing*, 61(1), pp.65-93.
- Park. B. Y., and J. C. Park(2014), “The Effect of Related Party Transactions on the Cost of Equity Capital,” *Korean Accounting Journal*, 23(5), pp.309-347.
- Ra, G. R., and S. B. Park(2016), “Managerial Overconfidence, Revenue-Expense Matching and the Differential Patterns of Expense Recognition,” *Korean Journal of Business Administration*, 29(10), pp.1527-1547.
- Roh, B. G.(2013), “A Study on the Matching Revenue-Expense and Analysts’ Forecast Accuracy,” *Korean Accounting Journal*, 21(6), pp.59-95.
- Richardson, J.(2000), “Information Asymmetry and Earnings Management: Some Evidence,” *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 15, pp.325-347.
- Ryngaert, M., and S. Thomas(2012), “Not All Related Party Transactions(RPTs) Are the Same: Ex Ante Versus Ex Post RPTs,” *Journal of Accounting Research*, 50(3), pp.845-882.
- Shin, H. Y., S. S. Hong, and S. H. Oh(2019), “Downward Earnings Management through Related Party Transactions in Propping Firms,” *Korean Business Education Review*, 28(4), pp.407-432.
- Tucker, J. W., and P. A. Zarowin(2006), “Does Income Smoothing Improve Earnings Informativeness?,” *The Accounting Review*, 81(1), pp.251-270.

• The author Hyun Uk Jung is currently an associate professor in the Department of Business Administration (Accounting) at Dong-A University Business School. I received my bachelor’s, master’s and doctoral degrees from Yeungnam University. I am majoring in Financial Accounting, and I am currently conducting research related to corporate governance and capital markets.

• The author Hyun Ju Lee is currently a lecturer in the Department of Accounting and Taxation at Yeungnam University Business School. I received my bachelor’s, master’s and doctoral degrees from Yeungnam University. I am majoring in Financial Accounting, and I am currently conducting research related to investment efficiency and corporate governance.