

**거시경제 불확실성이 감사보수와 감사시간에 미치는 영향:
보수주의의 조절효과 및 이익조정의 매개효과**
**The Impact of Macroeconomic Uncertainty on Audit
Fees and Audit Hours: The Moderating Effect of
Conservatism and the Mediating Effect of Earnings
Management**

전성일(주저자) · 시타오(교신저자)
Seongll Jeon(First Author) · Xitao Xing(Corresponding Author)

전남대학교 경영학부 교수 Professor, Dept. of Business Administration, Chonnam National University(sijeon@jnu.ac.kr)
전남대학교 회계학과 Integrated Master's and Ph.D., Dept. of Business Administration, Chonnam National University(xingxitaoabc@163.com)

.....

본 연구는 거시경제 불확실성이 감사보수와 감사시간에 미치는 영향을 분석하고, 회계 보수주의의 조절효과 및 이익조정의 매개효과를 함께 검증한다. 최근 거시경제 불확실성이 급증함에 따라 기업의 재무환경에 중대한 변화가 발생하였고, 이는 감사보수와 감사시간에 영향을 미칠 수 있다. 이러한 배경하에서 본 연구는 2011년~2023년 간의 19,649개 기업-연도 표본을 이용하여 거시경제 불확실성이 감사보수와 감사시간에 미치는 영향을 분석하였으며, 그 결과는 다음과 같다. 첫째, 거시경제 불확실성이 높으면 감사보수와 감사시간은 증가하는 것으로 나타났다. 둘째, 기업의 보수주의 성향이 높을수록 이러한 영향은 완화되었다. 셋째, 이익조정은 거시경제 불확실성과 감사보수(시간) 간의 관계를 매개하였다. 본 연구는 거시경제 불확실성이 감사투입에 미치는 영향을 이익조정의 매개 역할과 회계 보수주의가 감사위험을 완화시키는 조절효과를 실증적으로 제시하며, 감사환경의 이해를 높이는데 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

주제어: 거시경제 불확실성, 감사보수, 감사시간, 회계 보수주의, 이익조정

This study analyzes the impact of macroeconomic uncertainty on audit fees and audit hours, concurrently analyzed the moderating effect of accounting conservatism and the mediating effect of earnings management. The recent surge in macroeconomic uncertainty has induced changes in firms' financial environments and audit risk structures, consequently affecting audit effort. Against this backdrop, this study utilizes a sample of 19,649 firm-year observations from 2011 to 2023. The empirical results are as follows. First, higher levels of macroeconomic uncertainty lead to increased audit fees and audit hours. Second, this positive relationship was attenuated in firms exhibiting stronger accounting conservatism. Third, earnings management was found to mediate the relationship between macroeconomic uncertainty and audit fees(hours). This research empirically demonstrates auditors' response strategies to the macroenvironment, offering valuable implications for stakeholders.

Keyword: macroeconomic uncertainty, audit fees, audit hours, accounting conservatism, earnings management

.....

최초투고일: 2025. 08. 23 수정일: (1차: 2025. 12. 04) 게재확정일: 2025. 12. 22

1. 서론

최근에 지정학적 갈등, 국내 정치적 이벤트, 미국 관세정책 등의 충격으로 인해 경제환경의 불확실성은 심화되고 있다. 이러한 거시적인 경제환경 변화는 기업의 재무보고와 회계감사에 영향을 미칠 수 있다. 이에 본 연구는 거시경제 불확실성이 감사보수 및 감사시간에 미치는 영향을 분석하고 이러한 관련성에 있어 보수주의의 조절효과와 이익조정의 매개효과가 존재하는지를 분석한다.

선행연구는 주로 감사인 특성, 피감기업 특성 등 미시적 차원에 초점을 맞추어 감사보수와 감사시간의 결정요인을 분석하였다(최관&백원선 1998; Gist and Davidson 1999; 권수영&김문철 2001). 아울러 거시적 맥락의 연구는 대부분 금융위기나 코로나 팬데믹과 같은 단기적 사건에 국한되어 있었다(Christensen et al., 2014; Ettredge et al., 2014; Alexeyeva and Svanstrom 2015; Harjoto and Laksmana 2023). 이에 본 연구는 거시적 관점에서 경제환경의 불확실성이 감사보수와 감사시간에 미치는 영향에 초점을 두었다.

감사위험이 높으면 감사인은 적절한 의견을 표명하기 위해 감사범위를 확대하고, 이에 따라 감사시간을 늘리고, 감사보수도 증가할 것이다(Simunic 1980). 즉, 거시경제 불확실성의 증가는 피감기업의 감사위험 증가로 이어지면 감사보수와 감사시간이 늘어날 수 있다.

그러나, 이와 관련한 연구들은 상반된 결과를 보고하였다. 거시경제 불확실성이 높으면 기업의 회계정보의 질이 낮다고 주장하는 연구가 있는 반면에(Jin et al., 2019; Yung and Root 2019; Jiang et al., 2020; Dhole et al., 2021;

Bermepe et al., 2022), 거시경제 불확실성이 높을수록 정보이용자들이 회계정보에 대한 관심이 증가하기 때문에 회계정보의 질이 높다고 보고한 연구도 있다(황주희&최관 2020; Ghoul et al., 2021; Andrei et al., 2023; Lee and Jeong 2023). 즉, 거시경제 불확실성이 높으면 피감기업의 회계정보의 질이 저하되어 감사위험이 높아질 수 있기에 감사보수와 시간은 증가할 가능성이 있다. 반면, 이해관계자들의 모니터링 강화로 피감기업의 회계정보의 질이 개선된다면, 감사보수와 시간은 감소할 가능성도 상충적으로 존재한다.

다음으로, 회계 보수주의 성향이 거시경제 불확실성과 감사보수와 감사시간 사이에 관련성을 조절하는지를 분석한다. 보수주의는 기업이 재무보고를 작성할 때 불확실성이 존재하면 자산이나 수익이 과대평가되지 않고 부채나 비용이 과소평가되지 않은 회계처리를 의미하며(Watts and Zimmerman 1986), 이는 보수주의가 불확실성을 고려한 기업 회계 정책임을 시사한다.

보수주의 성향이 회계정보의 질에 미치는 영향은 두 가지 방향성을 가질 수 있다. 첫째, 일반적으로 보수주의는 양질의 회계정보의 대용치로 알려져 있다(White et al., 1998; LaFond and Roychowdhury 2008; Lafond and Watts 2008). 따라서 거시경제 불확실성이 높으면 보수주의 회계처리를 채택한 기업일수록 회계정보의 질이 높으며, 이에 감사위험이 낮아질 가능성이 있다. 둘째, 보수주의는 수익과 비용을 비대칭성으로 인식하기 때문에 회계정보가 왜곡될 가능성이 존재한다(Levitt 1998; Bhattacharya et al., 2003; Mensah et al., 2004; 백원선&이수로 2004; 이승태&최종서 2005).

마지막으로, 이익정보의 질이 거시경제 불확실성과 감사보수와 감사시간 사이에 관계를 매개하는지

를 분석한다. 전술한 바와 같이, 거시경제 불확실성은 기업이 제공하는 이익정보의 질에 영향을 미칠 수 있다(Yung and Root 2019; Bermpei et al., 2022). 이익의 질이 낮으면 감사인은 더 높은 감사 위험을 인식하여 이러한 위험을 완화하기 위해 재무제표의 정확성을 검증하는데 더 많은 시간과 자원을 투입할 수 있다(권수영&기은선 2011; Cho et al., 2017; 전규안&박종일 2017). 따라서 본 연구는 이익의 질이 거시경제 불확실성과 감사보수와 시간 사이에 관계를 매개하는지를 검증한다.

실증분석은 2011년~2023년 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 19,649개 기업-연도 표본을 사용하였으며, 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 거시경제 불확실성이 높으면 감사보수와 감사시간은 증가하였다. 이는 거시적인 불확실성의 확대가 감사위험의 증가로 이어져, 이에 따른 감사인이 더 많은 자원을 업무에 투입했음을 해석한다. 둘째, 보수주의 성향이 높은 기업일수록 거시경제 불확실성이 감사보수와 감사시간에 미치는 영향은 완화되었다. 이는 거시경제 불확실성이 높을 때, 기업이 보수적인 회계처리를 채택하면 회계정보의 신뢰성이 높아져 감사인의 위험부담이 완화되고, 이에 따른 감사보수의 증가는 제한되어 감사시간도 함께 감소된다는 것으로 해석할 수 있다. 셋째, 이익조정은 거시경제 불확실성과 감사보수와 감사시간 사이에 관계를 매개하며, 거시경제 불확실성은 이익조정의 증가로 이어져, 결국 감사보수와 감사시간에 영향을 미치는 경로가 존재함을 확인하였다. 경영자들은 거시경제 불확실성으로 인해 이해관계자들에게 더 좋아 보이는 재무상태를 제공하기 위해 이익조정 유인이 있다. 이에 감사인들은 더 많은 시간과 자원을 투입하고, 감사보수와 감사시간은 증가된다.

추가분석에서는 시간당 감사보수와 거시적 불확

실성에 대한 산업 간 민간도를 분석하였다. 아울러, 내생성 문제를 완화하기 위해 시스템 GMM, 도구변수법을 이용하여 재분석하였다. 이러한 강건성 분석결과 역시 주분석의 결과와 크게 다르지 않았다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 국내 감사환경에서 거시적 불확실성이 높으면 감사인은 더 많은 감사보수와 감사시간을 투입한다는 실증증거를 제시하였다. 둘째, 불확실성-감사투입 연구를 확장하여, 거시경제 불확실성이 감사투입을 증가시키는 과정에서 이익조정의 매개효과를 확인하였다. 나아가, 거시경제 불확실성 관련 감사위험을 완화시키는 보수주의의 조절효과도 규명하였다.

이하 본 연구는 II장에서는 선행연구 및 가설을 검토하고, III장에서는 연구설계, IV장에서는 실증분석 결과를 제시한다. 끝으로 V장에서는 결론 및 한계점을 제시한다.

II. 선행연구와 가설설정

2.1 거시경제 불확실성과 회계정보의 질의 관계

거시경제 불확실성이 회계정보의 질에 미치는 영향은 상반된 이론적 예측을 보였다. 첫째, 거시경제 불확실성이 회계정보의 질을 약화시켰다는 관점이 있다. Yung and Root (2019)는 기업이 이익조정을 경제정책 불확실성의 부정적인 영향을 상쇄하는 수단으로 이용하여 경제정책 불확실성이 높을수록 이익조정을 증가한다고 보고하였다. 이와 유사하게 Bermpei et al., (2022)은 경제정책 불확실성이 높으면 경영자는 이해관계자에게 양호한 재무상태를 보여주기 위해 이익을 상향 조정한다고 주장하였

다. 이처럼 경제정책 불확실성이 높으면 정보비대칭이 심화될 것이다. 경영자의 사적이익 추구로 인해 재무정보를 왜곡하여 이익정보의 불투명성은 높아질 것이다(Jin et al., 2019). 또한, Dhole et al., (2021)은 경제정책 불확실성의 증가는 미래 현금흐름을 추정하기 어렵고, 이로 인해 회계정보의 비교 가능성 또한 낮아진다고 보고하였다. Jiang et al., (2022)은 경제정책 불확실성이 높을수록 경영자는 공시 내용의 텍스트 길이를 늘려 가독성을 떨어뜨리고, 불확실한 어조를 사용하는 경향이 있다고 주장하였다.

둘째, 거시경제 불확실성이 회계정보의 질을 저하시켰다는 관점도 있다. Nagar et al., (2019)은 경제정책 불확실성이 높으면 정보비대칭이 증가되고 경영자는 이를 완화하기 위해 자발적 공시를 증가시킨다고 제시하였다. 뿐만 아니라, Ghoul et al., (2021)은 경제정책 불확실성이 증가할수록 투자자들은 회계정보에 대한 관심이 증가되어 이로 인해 기업의 이익조정 감소와 함께 회계정보의 질이 높아질 수 있다고 주장하였다. Andrei et al., (2023)은 불확실성이 높으면 투자자들은 기업의 이익정보에 대한 관심이 높아져 이익반응계수도 커진다고 보고하였다. 또한, Lee and Jeong (2023)은 경제정책 불확실성이 높으면 감사인들은 더 높은 감사품질을 제공한다고 보고하였다.

즉, 거시경제 불확실성이 회계정보의 질에 미치는 영향은 상반된 연구 결과를 보였다. 일부 연구는 거시경제 불확실성이 기업의 이익조정을 통해 회계정보의 질을 약화시킨다고 보고한 반면, 다른 연구들은 투자자의 관심 증대나 경영자의 자발적 공시 증가 등을 통해 회계정보의 질을 오히려 향상시킨다고 주장하였다.

2.2 거시경제 불확실성과 감사보수의 관계

거시경제의 불확실성과 감사보수의 관련성은 피감기업의 위험 수준과 가격 협상력에 따라 다르게 나타났다(Zhang et al., 2018; Chen et al., 2019; Yun and Chun 2021). 한편, 거시경제 불확실성이 높으면 감사보수가 감소한다고 주장하는 연구는 다음과 같다. Zhang et al., (2018)은 경제정책의 불확실성이 증가하면 감사보수가 감소한다고 주장하였다. 이는 불확실성으로 인해 기업의 수익성은 저하되고 경영자는 경제적 부담을 줄이기 위해 감사인에게 할인을 요구한다. 동시에 감사인은 감사업무를 유지하기 위해 불확실성이 높은 시기에는 감사보수를 낮추고, 불확실성이 낮은 시기에는 감사보수를 인상하기 때문이라고 해석하였다. 이와 유사하여 Chen et al., (2019)은 경제적 불확실성의 증가함에 따라 피감기업의 가격 협상력 증가로 감사보수가 감소한다고 설명하였다. Yun and Shin (2023)에서는 경제 불확실성이 감사보수와 감사시간 사이에 음(-)의 관련성을 보였으나, 시간당 감사보수는 오히려 증가하며, 이는 감사인이 감사보수의 감소를 완화하기 위해 시간당 보수를 인상한다고 주장하였다.

또한, 거시경제 불확실성 높으면 감사보수가 증가한다고 보고하는 연구도 있다. Yun and Chun (2021)에서는 경제정책 불확실성이 감사시간과 양(+)의 관련성이 있다고 주장하였으며, 이는 경제정책 불확실성이 높으면 기업의 이익조정을 할 가능성이 높기 때문이라고 보고하였다. Cheng and Sutunyarak (2023)은 경제정책 불확실성이 기업 내부와 외부적 리스크를 증가시켜 감사인은 업무에 더 많은 자원을 투입하므로 감사보수가 증가한다고 주장하였다.

2.3 가설의 설정

Bedard and Johnstone (2004)은 감사인이 피감기업의 이익정보의 질에 따라 감사보수와 시간을 결정한다고 주장하였다. 선행연구에 의하면 경제정책의 불확실성이 높으면 기업의 이익조정 유인이 증가되고 이익정보의 불투명성이 높을 수 있다(Jin et al., 2019; Yung and Root 2019; 황주희&최관 2020; Bermpei et al., 2022). 이에 거시경제 불확실성이 증가하면 기업이 제공하는 회계정보의 질이 낮아지고 감사위험은 높아진다. 감사위험의 증가는 감사의 추가적 검토 절차를 유발하고 감사인이 재무제표의 정확성을 검증하는데 더 많은 자원을 투입해야 하므로 감사보수와 시간은 증가할 수 있다.

그러나, 일부 연구에서는 경제정책 불확실성이 높으면 정보이용자들이 회계정보에 대한 관심이 높아져 기업의 이익조정 유인이 감소되고, 경영자는 정보비대칭을 완화하기 위해 자발적인 공시를 증가시킬 수 있다(Nagar et al., 2019; Ghoul et al., 2021; Andrei et al., 2023). 즉 거시경제 불확실성이 높으면 이해관계자들의 모니터링 강화로 기업이 제공하는 회계정보의 질은 개선되고, 이로 인해 감사위험은 낮아진다. 감사위험의 감소는 결국 감사보수와 감사시간의 감소로 이어질 수 있다.

앞서 언급한 바와 같이, 거시경제 불확실성이 감사보수와 감사시간에 긍정적 또는 부정적인 영향을 미치는 가능성이 모두 존재한다. 이를 고려하여 본 연구는 거시경제 불확실성과 감사인의 노력 사이에 관련성을 검증하기 위해 다음과 같은 가설 1을 설정한다.

가설 1: 거시경제 불확실성과 감사보수(감사시간) 사이에 관련성이 있을 것이다.

다음은 거시경제 불확실성과 감사보수(시간)의 관련성이 피감기업의 보수주의 성향에 따라 다른지를 분석한다. 보수주의는 불확실성이 존재할 경우 순자산의 가치를 낮게 평가하거나, 비용은 가능한 빨리 인식하고 이익은 실현 조건이 충족되었을 때 인식하는 회계처리를 일컫는다(Watts and Zimmerman 1986). 국제회계기준에서도 보수주의는 불확실한 상황에서 자산이나 수익이 과대평가되지 않도록 하고 부채나 비용이 과소평가되지 않도록 규정하고 있다. 이는 보수주의 회계처리가 불확실성을 고려한 기업 정책임을 시사한다.

기업의 보수주의 회계처리가 회계정보의 질에 미치는 영향은 두 가지 방향성을 가질 수 있다. 첫째, 일반적으로 보수주의는 양질의 회계정보의 대용치로 알려져 있다. Lafond and Watts (2008)에 의하면 보수주의는 경영자가 회계정보를 조작하는 동기를 억제하며, 정보비대칭을 줄일 수 있다고 하였다. 또한, 보수주의는 이익조정을 억제함으로써 재무보고의 질을 제고할 수 있다(김명중 외 2014). 따라서 거시경제 불확실성이 높을 때 보수주의 회계처리를 채택한 기업일수록 회계정보의 질은 높아지며, 이로 인해 감사위험은 낮아질 가능성이 있다.

둘째, 보수주의는 수익과 비용의 비대칭성으로 인식하기 때문에 회계정보가 왜곡될 가능성이 존재한다(Levitt 1998; Bhattacharya et al., 2003; 백원선&이수로 2004; 이승태&최종서 2005). 김문철&최관(1999)은 다른 이익의 질적 특성과 달리 높은 보수주의 성향이 이익의 질이 우수하다고 판단하기 어렵다고 주장하였다. 예를 들면, 보수주의 수준이 극단적으로 높은 경우 회계수치의 경제적 실상을 왜곡하는 부작용이 있을 수 있다. 백원선&이수로 (2004)는 보수주의가 객관적이고 편의 없는 회계처리가 아니므로 수익과 비용의 비대칭으로

회계정보는 왜곡될 수 있다고 주장하였다. 또한, 보수주의가 재무분석가의 이익예측 정확도를 떨어뜨릴 수 있다(Mensah et al., 2004). 김연화&고재민 (2011)은 보수주의 회계처리로 인한 의사결정을 왜곡할 가능성은 이익을 과대계상한 이익조정과 일맥상통한다고 주장하였다.

요약하면, 보수적 회계처리는 회계정보의 신뢰성을 제고하여 감사위험을 감소시킬 수 있지만(White et al., 1998; LaFond and Roychowdhury 2008; Lafond and Watts 2008), 동시에 수익비용대응의 왜곡으로 인해 회계수치가 경제적 실질을 반영하지 못하여 이로 인해 회계정보가 왜곡될 가능성도 존재한다(Levitt 1998; 백원선&이수로 2004; 이승태&최종서 2005). 이러한 이론적 불일치로, 보수주의 성향이 거시경제 불확실성과 감사보수와 감사시간의 관계를 조절하는 방향성을 사전에 예측하기는 어렵다.

특히, 보수주의의 조절효과는 즉각적으로 나타나기보다는 시차를 두고 감사위험 평가에 반영될 수 있다. Tversky and Kahneman (1974)은 환경의 불확실성이 높을 때 의사결정의 효율성을 높이기 위해 개체의 판단은 닳을 기준으로 한 후, 조정을 수행한다고 주장하였다. 즉, 감사인도 이러한 인식편의(cognitive bias)의 영향을 받고 피감기업의 전기의 보수주의 수준을 참고하여 당기의 감사위험을 평가할 수 있다. 감사인은 당해 연도의 감사업무 시작 전에 기업과 계약을 체결하며, 감사위험도 평가하여 감사보수를 결정한다. 이때 감사인이 이용할 수 있는 정보는 기업의 전년도 회계정보이다. 즉, 행동재무학에서의 닳내리기 효과(anchoring effect)와 유사하여, 감사인은 감사보수를 결정할 때 피감기업의 전년도 보수주의 성향이 감사위험에 미치는 효과를 사전에 고려할 수 있다.

이에 본 연구는 거시경제 불확실성이 감사보수와

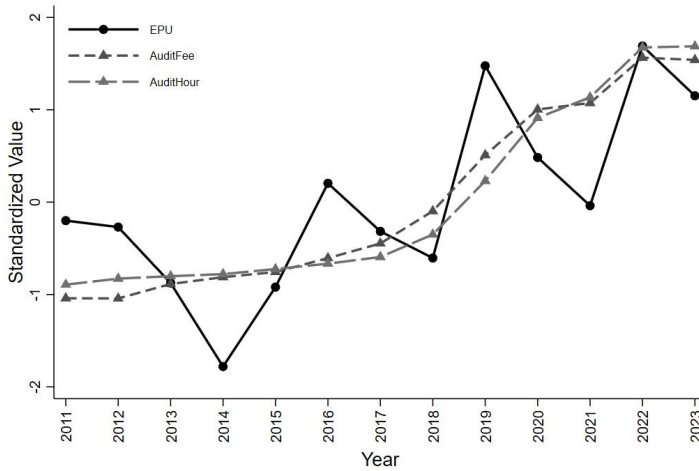
감사시간에 미치는 영향이 피감기업의 보수주의 성향에 따라 다른지를 검증하기 위해 가설 2를 다음과 같이 설정한다.

가설 2: 거시경제의 불확실성과 감사보수(감사시간) 사이의 관련성은 피감기업의 전기 보수주의 성향에 따라 차이가 있을 것이다.

마지막으로, 이익정보의 질이 거시경제 불확실성과 감사보수와 감사시간 사이의 관계를 매개하는지를 분석한다. 전술한 바와 같이, 거시경제 불확실성은 기업이 제공하는 이익정보의 질에 영향을 미칠 수 있다(Yung and Root 2019; Bermpei et al., 2022). 경제정책의 불확실성은 정보비대칭의 증가로 이어질 수 있으며, 경영자의 이익조정은 역시 정보비대칭의 증가에 따라 커질 수 있다. 이는 lean against the wind의 관점과 유사하며, 경제가 침체된 시기에 경영자는 보고이익을 상향조정 하여 이해관계자들에게 더 나은 재무상태를 제공하는 경향이 있다(Hirshleifer et al., 2009).

이익정보의 질은 감사보수와 감사시간에 영향을 미칠 수 있다(권수영&기은선 2011; Cho et al., 2017; 전규안&박종일 2017). 이익정보의 질이 낮으면 감사인은 더 높은 감사위험을 인식하여 이에 재무제표의 정확성을 검증하는데 더 많은 시간을 투입할 것으로 예상된다. 아울러, 기업의 이익정보의 질이 낮으면 감사위험은 증가되고 감사인은 추가적 시간과 자원을 투입해야 하므로 더 높은 감사보수를 요구할 수 있다.

따라서 본 연구는 거시경제 불확실성 → 이익정보의 질 → 감사보수(감사시간) 간의 경로가 존재하는지를 검증하기 위해 다음과 같이 가설 3을 설정한다.



〈Figure 1〉 Annual trends in macroeconomic uncertainty indices and audit inputs

가설 3: 이익정보의 질은 거시경제 불확실성과 감사보수(감사시간)의 관계를 매개할 것이다.

III. 연구설계

3.1 변수의 측정

3.1.1 거시경제 불확실성의 측정

본 연구에서는 거시경제 불확실성을 측정하기 위해 다음과 같이 2가지 지표를 사용한다. 첫 번째는 Baker et al., (2016)에서 개발한 경제정책 불확실성 지수(Economic Policy Uncertainty Index, EPU)를 사용하였다. EPU 지수는 신문기사 등의

대중매체에서 경제, 정책, 불확실성과 관련된 키워드를 수집하여 이 세 가지 범주의 단어를 모두 포함하는 문장의 수로 표준화하여 계산하였다. 두 번째는 Cho and Kim (2023)의 한국 실정을 반영할 수 있는 한국 경제정책 불확실성 지수(New Economic Policy Uncertainty Index for Korea, KEPU)를 이용하였다.

본 연구는 위 2가지 지수에 대해 산술평균으로 연도별 자료를 구한 후, 각 연도별 지수에 대해 자연로그 값(lnEPU, lnKEPU)을 취한다.¹⁾

〈Figure 1〉은 본 연구 표본 기간 2011년~ 2023년 거시경제 불확실성(EPU)과 종속변수인 감사보수와 감사시간의 연평균을 표준화한 추세를 보여준다. 전체적으로 EPU는 기간 내에 등락을 반복하나 장기적으로 완만한 상승 추세를 보이며, 이는 감사보수와 감사시간의 장기적 상승 방향과 일치한 경향을

1) EPU 월별 지수 자료는 <http://www.policyuncertainty.com>에서 추출하였고, KEPU 월별 지수 자료는 <https://sites.google.com/view/korea-epu>에서 수집하였다.

나타낸다. 또한, EPU의 연도별 변화와 감사투입의 증감 기울기 사이에도 양(+)의 관계가 관찰된다. 구체적으로, EPU가 전년 대비 하락한 연도에는 감사보수와 감사시간의 증가폭이 상대적으로 미미하는 반면, EPU가 상승한 연도에는 감사투입의 증가폭이 가속되는 경향이 있다. 이러한 패턴은 거시경제 불확실성의 변화가 감사투입에 양(+)의 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

3.1.2 보수주의 성향의 측정

회계 보수주의 성향의 측정은 조건부 보수주의(conditional conservatism)와 비조건부 보수주의(unconditional conservatism)로 구분할 수 있다. 조건부 보수주의는 악재가 호재보다 이익에 빨리 반영하는 비대칭성을 의미하고, 비조건부 보수주의는 거래를 처음 인식할 때부터 자산이나 이익을 낮게 평가하는 회계처리를 의미한다. 본 연구는 조건부 보수주의 측정치로 Khan and Watt (2009)의 추가-이익 모형을 이용하였고, 비조건부 보수주의 측정치로 Penman and Zhang (2002)의 보수주의 적립금 모형을 사용하였다.

기업 수준에서 호재와 악재의 적시성을 추정하기 위해 Khan and Watts (2009)는 Basu (1997)의 측정모형을 확장하여 호재가 이익에 반영하는 적시성(Gscore)과 악재의 비대칭적 적시성(Cscore)을 제안하였다. 먼저 Basu (1997)의 보수주의 측정모형은 다음 식(1)과 같다.

$$X_t = \beta_0 + \beta_1 D_t + \beta_2 R_t + \beta_3 D_t R_t + \epsilon_t \quad (1)$$

여기서 추가수익률(R)의 부호에 따라 호재 또는 악재를 반영하며, β_2 는 호재가 이익에 반영되는

정도를 의미하고 β_3 은 호재보다 악재가 증분적으로 적시에 이익에 반영되는 정도의 보수주의 성향을 나타낸다(권세원&임상균 2015). Khan and Watts (2009)는 기업-연도 수준에서 조건부 보수주의를 측정하기 위해 보수주의 성향을 각 기업의 투자기회(SIZE, LEV, MB)의 선형함수로 표시하였다. 구체적으로 식(2-1)과 식(2-2)를 식(1)에 대입하여 식(3)을 도출한다. 식(3)에 추정된 $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$ 를 이용하여 기업-연도별의 조건부 보수주의 성향(Cscore)을 구할 수 있다. Cscore의 값이 클수록 기업의 조건부 보수주의 성향이 높다는 것을 의미한다.

$$Gscore = \beta_2 = \mu_1 + \mu_2 SIZE_t + \mu_3 MB_t + \mu_4 LEV_t \quad (2-1)$$

$$Cscore = \beta_3 = \lambda_1 + \lambda_2 SIZE_t + \lambda_3 MB_t + \lambda_4 LEV_t \quad (2-2)$$

$$X_t = \beta_0 + \beta_1 D_t + R_t(\mu_1 + \mu_2 SIZE_t + \mu_3 MB_t + \mu_4 LEV_t) + D_t R_t(\lambda_1 + \lambda_2 SIZE_t + \lambda_3 MB_t + \lambda_4 LEV_t) + (\delta_1 SIZE_t + \delta_2 MB_t + \delta_3 LEV_t + \delta_4 D_t SIZE_t + \delta_5 D_t MB_t + \delta_6 D_t LEV_t) + \epsilon_t \quad (3)$$

여기서,

- X : 당기순이익/기초 시가총액;
- R : 추가수익률;
- D : R < 0 이면 1, 그렇지 않으면 0의 더미변수;
- SIZE : 시가총액의 자연로그;
- LEV : 총부채/시가총액;
- MB : 시가총액/총자본.

Penman and Zhang (2002)에 재고자산 평가 적립금과 연구개발비 적립금, 광고선전비 적립금의 합계액을 이용하여 재무상태표와 손익계산서를 작

성하는데 있어 비조건부 보수주의 성향을 측정된다. 백원선&이수로 (2004)는 한국 실정에 맞게 Penman and Zhang (2002)의 측정모형을 확장하여 감가상각비, 대손상각비 그리고 자산감액손실 등의 항목을 손익계산서의 보수주의 측정치에 추가하였다. 이에 본 연구는 비조건부 보수주의(PandZ)를 식(4)와 같이 측정한다. PandZ의 값이 클수록 기업의 비조건부 보수주의 성향이 높다는 것을 의미한다.

$$PandZ_t = \frac{(DEP_t + BAD_t + RD_t + AD_t + IMP_t) / MV_{t-1} - (DEP_{t-1} + BAD_{t-1} + RD_{t-1} + AD_{t-1} + IMP_{t-1}) / MV_{t-2}}{(4)}$$

여기서,

- DEP : 감가상각비와 무형자산상각비;
- BAD : 대손상각비;
- RD : 연구개발비;
- AD : 광고선전비;
- IMP : 자산감액손실;
- MV : 시가총액.

3.1.3 이익정보의 질의 측정

이익정보의 질을 측정하기 위해 Kothari et al., (2005)에서 제안한 성과통제 재량적 발생액을 이용하였다. 식(5)에서는 영업성과가 통제되어 재량적 발생액을 추정하는데에 측정오차를 완화할 수 있다. 성과통제 재량적 발생액은 식(5)의 잔차를 이용하였고, 매개변수인 이익정보의 질(absDA)은 잔차의 절댓값을 사용하였다.

$$TA_t / AS_{t-1} =$$

$$\beta_0 + \beta_1 1 / AS_{t-1} + \beta_2 (\Delta REV_t - \Delta REC_t) / AS_{t-1} + \beta_3 PPE_t / AS_{t-1} + \beta_4 ROA_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

여기서,

- TA : 총발생액;
- AS : 총자산;
- ΔREV : 매출액의 변동액;
- ΔREC : 매출채권의 변동액;
- PPE : 감가상각대상 유형자산;
- ROA : 영업성과.

3.2 연구모형

식(6)은 가설 1을 검증하기 위한 모형식이다. 종속변수는 감사보수(lnFEE)와 감사시간(lnHOUR)의 자연로그 값을 사용한다. 관심변수인 거시경제 불확실성(MU)은 lnEPU, lnKEPU로 측정한다. MU의 회귀계수가 양(음)의 값을 보인다면, 거시경제 불확실성이 높으면 감사보수와 감사시간이 증가(감소)한다는 것을 의미한다.

식(7)은 가설 2를 검증하기 위해 모형식이다. 종속변수는 감사보수(lnFEE)와 감사시간(lnHOUR), 관심변수는 거시경제 불확실성(MU: lnEPU, lnKEPU)과 보수주의(CONS: Cscore, PandZ)의 상호작용항(MU×CONS)이다. MU×CONS의 회귀계수가 음(-)일 경우 보수주의가 거시경제 불확실성 증가 시 감사보수와 감사시간의 증가를 완화시킬 수 있음을 의미한다.

식(8)은 가설 3을 검증하기 위해 모형식이다. 매개효과 존재 여부를 검증하기 위해 MacKinnon and Dwyer (1993)의 3단계 방법론을 사용한다. 첫 번째 단계의 모델(8-1)은 식(6)과 동일하다. 두 번째 단계(8-2)에서 이익정보의 질(absDA)은 종속변수

이고 관심변수는 거시경제 불확실성(MU)이다. 세 번째 단계(8-3)에서 매개변수(absDA)를 식(6)에 추가한다.

아울러, 생략변수의 평의를 완화하기 위해 선행연구에서 제시한 피감기업 및 감사인의 특성 요인들을 통제하였다(Simunic 1980; Ghoch and Pawlewicz 2009; Bedard and Johnstone 2010).

우선, 기업규모와 운영 복잡도를 반영하기 위해 총자산 규모(SIZE)를 포함하였으며, 재무적 취약성을 제거하기 위해 부채비율(LEV)을 통제하였다. 성장성이 감사투입에 미치는 영향을 통제하기 위해 매출액 증가율(GROWTH)을 추가하였고, 감사절차의 복잡성을 반영하기 위해 재고자산 및 매출채권 비중(INVREC)과 해외매출 비중(EXPORT)을 포함하였다. 또한 유동성 리스크를 통제하기 위해 유동비율(LIQ)과 유동자산 비중(CATA)을 포함하였다. 감사인 특성 측면에서는 감사인이 해당 기업을 처음 감사하는 경우 감사투입이 증가할 수 있다는 점을 고려하여 초도감사 여부(CHANGE)를 통제하였으며, 감사품질 차이를 반영하기 위해 대형회계법인 여부(BIG4)를 추가하였다. 마지막으로 산업간 구조적 차이를 제거하기 위해 산업 고정효과(IND)를 포함하였다. 매크로 시계열 변수인 거시경제 불확실성(MU)은 연도별로 모든 기업에 대해 동일하기 때문에 연도의 고정효과와 완전 공선성(perfectly correlated) 문제가 존재할 가능성이 있다. 이에 산업의 고정효과만 통제하였다(Huang et al., 2022; Baker et al., 2016; Chen et al., 2019).

주효과 검증 모형:

$$\begin{aligned} \ln FEE(\ln HOUR)_t = & \\ & \beta_0 + \beta_1 MU_{t-1} + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 GROWTH_t \\ & + \beta_5 INVREC_t + \beta_6 EXPORT_t + \beta_7 LIQ_t + \beta_8 CATA_t \end{aligned}$$

$$+ \beta_9 KOSPI_t + \beta_{10} BIG4 + \beta_{11} CHANGE_t + IND + \epsilon_t \quad (6)$$

조절효과 검증 모형:

$$\begin{aligned} \ln FEE(\ln HOUR)_t = & \\ & \beta_0 + \beta_1 MU_{t-1} + \beta_2 CONS_{t-1} + \beta_3 MU_{t-1} \\ & \times CONS_{t-1} + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GROWTH_t \\ & + \beta_7 INVREC_t + \beta_8 EXPORT_t + \beta_9 LIQ_t \\ & + \beta_{10} CATA_t + \beta_{11} KOSPI_t + \beta_{12} BIG4_t \\ & + \beta_{13} CHANGE_t + IND + \epsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

매개효과 검증 모형:

$$\begin{aligned} \ln FEE(\ln HOUR)_t = & \\ & \beta_0 + \beta_1 MU_{t-1} + \beta_2 CONS_{t-1} + \beta_3 MU_{t-1} \\ & \times CONS_{t-1} + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GROWTH_t \\ & + \beta_7 INVREC_t + \beta_8 EXPORT_t + \beta_9 LIQ_t \\ & + \beta_{10} CATA_t + \beta_{11} KOSPI_t + \beta_{11} KOSPI_t + \beta_{12} BIG4_t \\ & + \beta_{13} CHANGE_t + IND + \epsilon_t \end{aligned} \quad (8-1)$$

absDA_{t-1} =

$$\begin{aligned} & \beta_0 + \beta_1 MU_{t-1} + \beta_2 SIZE_{t-1} + \beta_3 LEV_{t-1} \\ & + \beta_4 GROWTH_{t-1} + \beta_5 INVREC_{t-1} + \beta_6 EXPORT_{t-1} \\ & + \beta_7 LIQ_{t-1} + \beta_8 CATA_{t-1} + \beta_9 KOSPI_{t-1} + \beta_{10} BIG4_{t-1} \\ & + \beta_{11} CHANGE_{t-1} + IND + \epsilon_{t-1} \end{aligned} \quad (8-2)$$

lnFEE(lnHOUR)_t =

$$\begin{aligned} & \beta_0 + \beta_1 MU_{t-1} + \beta_2 absDA_{t-1} + \beta_3 SIZE_t + \beta_4 LEV_t \\ & + \beta_5 GROWTH_t + \beta_6 INVREC_t + \beta_7 EXPORT_t \\ & + \beta_8 LIQ_t + \beta_9 CATA_t + \beta_{10} KOSPI_t + \beta_{11} BIG4_t \\ & + \beta_{12} CHANGE_t + IND + \epsilon_t \end{aligned} \quad (8-3)$$

여기서,

- lnFEE : 감사보수의 자연로그;
- lnHOUR : 감사시간의 자연로그;
- MU : 거시경제 불확실성, 다음과 같이 2가지 측정치로 구성:
- lnEPU : 연도별 EPU지수의 자연로그;
- lnKEPU : 연도별 KEPU지수의 자연로그;
- CONS : 회계 보수주의 수준, 다음과 같이 2가지 측정치로 구성:
- Cscore : Khan and Watt(2009)의 조건부 보수주의 측정치;
- PandZ : 백원선&이수로 (2004)에서 제시한 비조건부 보수주의 측정치;
- absDA : Kothari et al., (2005)의 성과통제 재정적 발생액의 절댓값;
- SIZE : 총자산의 자연로그;
- LEV : 총부채/총자산;
- GROWTH : 매출액 성장률;
- INVREC : 재고자산과 매출채권의 합계/총자산;
- EXPORT : 해외매출/총매출액;
- LIQ : 유동자산/유동부채;
- CATA : 유동자산/총자산;
- KOSPI : 유가증권시장의 상장법인인 경우 1, 그렇지 않으면 0의 더미변수;
- BIG4 : 감사인이 대형회계법인인 경우 1, 그렇지 않으면 0의 더미변수;
- CHANGE : 초도감사인 경우 1, 그렇지 않으면 0의 더미변수;
- IND : 산업더미.

3.3 표본의 선정

거시경제 불확실성과 감사보수(감사시간) 사이의 관련성을 검증하기 위해 본 연구는 2011년부터 2023년까지 유가증권 시장과 코스닥 시장에 상장한 기업을 대상으로 다음 (1)~(4) 조건을 모두 충족하는 기업을 표본으로 선정하였다.

- 1) 12월 결산 기업
- 2) 금융업에 속하지 않은 기업
- 3) TS-2000에서 필요한 재무자료가 입수 가능한 기업
- 4) 자본잠식이 없는 기업

이와 같은 표본선정 과정을 통한 (1)~(4) 조건을 모두 충족한 최종표본은 19,649개 기업-연도로 구성되어 있다. 아울러 이상치의 영향을 완화하기 위해 모든 연속변수들은 상·하 1%에 해당하는 값을 조정(winsorization)하였다.

IV. 실증분석결과

4.1 기술통계량 및 상관관계

〈Table 1〉의 Panel A는 본 연구에 사용된 변수들의 기술통계량을 보여준다. 종속변수인 감사보수(lnFEE)와 감사시간(lnHOUR)의 평균값(중위수)은 각각 11.636(11.492)과 7.205(7.090)으로, 표준편차가 상대적으로 작아 감사보수와 감사시간의 변동성이 낮음을 알 수 있다. 관심변수인 거시경제 불확실성(MU)은 lnEPU, lnKEPU로 측정하였다. 조절변수인 회계 보수주의의 대용치 Cscore와 PandZ는 각각 0.128과 -0.001의 평균을 보이며 25% 분위수와 75% 분위수가 0 근처에 집중되어 대부분의 표본기업이 공격적 회계처리를 극단적으로 하지 않음을 확인할 수 있다. 매개변수인 재정적 발생액(absDA)의 평균값은 0.055로 이는 재정적 발생액의 규모가 평균적으로 전년도 총자산의 5.5%에 해당함을 알 수 있다.

〈Table 1〉 Descriptive statistics for the sample

| Variables | N | Mean | Median | Std dev | 1% | 25% | 75% | 99% |
|-----------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|--------|
| lnFEE | 19,649 | 11.636 | 11.492 | 0.818 | 10.203 | 11.034 | 12.117 | 14.151 |
| lnHOUR | 19,649 | 7.205 | 7.090 | 0.747 | 5.793 | 6.709 | 7.573 | 9.605 |
| lnEPU | 19,649 | 5.129 | 5.118 | 0.300 | 4.405 | 4.978 | 5.317 | 5.594 |
| lnKEPU | 19,649 | 4.649 | 4.652 | 0.178 | 4.372 | 4.522 | 4.752 | 5.011 |
| Cscore | 19,649 | 0.128 | 0.139 | 0.168 | -0.444 | 0.071 | 0.203 | 0.567 |
| PandZ | 19,649 | -0.001 | 0.000 | 0.078 | -0.341 | -0.015 | 0.015 | 0.310 |
| absDA | 19,649 | 0.055 | 0.058 | 0.059 | 0.000 | 0.016 | 0.073 | 0.316 |
| SIZE | 19,649 | 19.351 | 19.070 | 1.480 | 16.833 | 18.332 | 20.098 | 24.095 |
| LEV | 19,649 | 0.425 | 0.424 | 0.203 | 0.058 | 0.257 | 0.580 | 0.886 |
| GROWTH | 19,649 | 0.090 | 0.043 | 0.366 | -0.614 | -0.066 | 0.166 | 1.861 |
| INVREC | 19,649 | 0.260 | 0.245 | 0.151 | 0.007 | 0.144 | 0.356 | 0.683 |
| EXPORT | 19,649 | 0.179 | 0 | 0.280 | 0 | 0 | 0.295 | 0.967 |
| LIQ | 19,649 | 2.454 | 1.560 | 2.681 | 0.364 | 1.036 | 2.694 | 15.590 |
| CATA | 19,649 | 0.495 | 0.494 | 0.177 | 0.104 | 0.370 | 0.619 | 0.897 |
| KOSPI | 19,649 | 0.405 | 0 | 0.490 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| CHANGE | 19,649 | 0.223 | 0 | 0.416 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| BIG4 | 19,649 | 0.444 | 0 | 0.496 | 0 | 0 | 1 | 1 |

Variable definitions: lnFEE = natural logarithm of total audit fees; lnHOUR = natural logarithm of total audit hours; lnEPU = natural logarithm of the economic policy uncertainty index for year t-1, based on Baker et al.(2016); lnKEPU = natural logarithm of the macroeconomic uncertainty index in Korea for year t-1, based on Cho and Kim (2023); Cscore = accounting conservatism proxy based on Khan and Watts (2009), for year t-1; PandZ = accounting conservatism proxy based on Penman and Zhang (2002), for year t-1; absDA = the absolute value of discretionary accruals based on performance matched discretionary accruals model (Kothari et al., 2005), for year t-1; SIZE = natural logarithm of total assets; LEV = total liabilities divided by total assets; GROWTH = the sales growth rate from year t-1 to year t; INVREC = the sum of inventory and accounts receivable divided by total assets; EXPORT = sales in foreign countries divided by total sales; LIQ = current assets divided by current liabilities; CATA = current assets divided by total assets; KOSPI = a dummy variable that takes the value of 1 if the firm is a KOSPI-listed firm and 0 otherwise; CHANGE = a dummy variable that takes the value of 1 if the auditor had been changed and 0 otherwise; BIG4 = a dummy variable that takes the value of 1 if the firm's auditor belongs to the Big 4 auditors and 0 otherwise.

〈Table 2〉는 본 연구에 사용된 주요변수들 간의 상관관계를 제시한다. 대각선을 기준으로 왼쪽 하단은 피어슨, 오른쪽 상단은 스피어만 상관관계를 제시한다. 먼저, 종속변수인 감사보수와 감사시간 간에는 매우 높은 양(+)의 상관관계를 보였다. 관심변수인 거시경제 불확실성의 측정치(lnEPU, lnKEPU)가 모두 감사보수와 감사시간 간에 양(+)의 상관관계를

나타내었다. 이는 거시경제 불확실성이 높으면 감사보수와 감사시간이 증가함을 시사한다. 조절변수인 보수주의 측정치인 Cscore와 PandZ 간에는 양(+)의 상관관계를 보이며, 매개변수인 absDA는 거시경제 불확실성과 양(+)의 상관관계를 보여주고 있다.²⁾

2) 본 연구모형에서 사용된 변수들의 분산팽창인자(variance inflation factor)는 1.01에서 1.98 사이로 다중공선성 문제는 심각하지 않은 것으로 판단된다.

<Table 2> Correlation analysis: Pearson and Spearman

| Variables | lnFEE | lnHOUR | lnEPU | lnKEPU | Cscore | PandZ | absDA | SIZE | LEV | GROWTH | INVREC | EXPORT | LIQ | CATA | KOSPI | CHANGE | BIG4 |
|-----------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| lnFEE | | 0.864 | 0.372 | 0.383 | -0.159 | 0.036 | -0.020 | 0.614 | 0.241 | 0.026 | -0.105 | -0.096 | -0.212 | -0.133 | 0.320 | 0.133 | 0.326 |
| lnHOUR | 0.892 | | 0.279 | 0.277 | -0.191 | 0.041 | -0.047 | 0.707 | 0.253 | 0.030 | -0.091 | -0.099 | -0.228 | -0.158 | 0.377 | 0.097 | 0.428 |
| lnEPU | 0.313 | 0.223 | | 0.870 | 0.057 | 0.107 | 0.036 | 0.063 | -0.036 | 0.008 | -0.090 | 0.004 | 0.034 | 0.017 | -0.044 | 0.171 | -0.099 |
| lnKEPU | 0.341 | 0.226 | 0.816 | | 0.142 | 0.084 | 0.039 | 0.056 | -0.022 | 0.020 | -0.074 | 0.005 | 0.028 | 0.019 | -0.041 | 0.141 | -0.085 |
| Cscore | -0.256 | -0.272 | 0.038 | 0.074 | | 0.127 | 0.008 | -0.259 | 0.142 | -0.063 | 0.089 | 0.002 | -0.114 | 0.025 | -0.118 | 0.042 | -0.145 |
| PandZ | 0.021 | 0.030 | 0.063 | 0.044 | 0.150 | | -0.006 | 0.034 | 0.036 | -0.026 | -0.019 | -0.005 | -0.024 | -0.015 | 0.011 | 0.019 | 0.025 |
| absDA | -0.017 | -0.050 | 0.047 | 0.041 | 0.011 | -0.014 | | -0.125 | 0.015 | 0.061 | 0.007 | 0.044 | 0.056 | 0.178 | -0.125 | 0.032 | -0.062 |
| SIZE | 0.709 | 0.787 | 0.049 | 0.046 | -0.306 | 0.031 | -0.126 | | 0.269 | 0.086 | -0.076 | -0.116 | -0.261 | -0.240 | 0.538 | -0.032 | 0.372 |
| LEV | 0.253 | 0.260 | -0.032 | -0.023 | 0.083 | 0.023 | 0.022 | 0.274 | | 0.054 | 0.196 | -0.083 | -0.811 | -0.160 | 0.168 | 0.025 | 0.103 |
| GROWTH | 0.002 | -0.005 | -0.001 | 0.010 | -0.047 | -0.010 | 0.133 | 0.024 | 0.044 | | 0.050 | -0.017 | -0.020 | 0.041 | -0.023 | -0.029 | -0.002 |
| INVREC | -0.119 | -0.118 | -0.086 | -0.069 | 0.078 | -0.016 | 0.000 | -0.126 | 0.186 | 0.016 | | 0.110 | -0.011 | 0.387 | 0.061 | -0.035 | -0.038 |
| EXPORT | -0.042 | -0.042 | 0.007 | 0.009 | -0.002 | 0.000 | 0.047 | -0.057 | -0.038 | 0.002 | 0.083 | | 0.106 | 0.085 | -0.087 | -0.024 | -0.052 |
| LIQ | -0.196 | -0.207 | 0.032 | 0.020 | -0.021 | -0.008 | 0.021 | -0.223 | -0.632 | -0.039 | -0.139 | 0.058 | | 0.521 | -0.172 | -0.028 | -0.079 |
| CATA | -0.149 | -0.177 | 0.014 | 0.017 | 0.040 | -0.007 | 0.179 | -0.257 | -0.156 | 0.039 | 0.409 | 0.080 | 0.356 | | -0.174 | -0.011 | -0.084 |
| KOSPI | 0.351 | 0.406 | -0.041 | -0.041 | -0.133 | 0.012 | -0.129 | 0.539 | 0.171 | -0.045 | 0.046 | -0.075 | -0.149 | -0.176 | | -0.037 | 0.287 |
| CHANGE | 0.113 | 0.073 | 0.178 | 0.135 | 0.041 | 0.004 | 0.043 | -0.033 | 0.030 | -0.010 | -0.030 | -0.017 | -0.010 | -0.008 | -0.036 | | -0.093 |
| BIG4 | 0.350 | 0.436 | -0.093 | -0.073 | -0.141 | 0.021 | -0.071 | 0.402 | 0.104 | -0.023 | -0.038 | -0.033 | -0.099 | -0.081 | 0.286 | -0.093 | |

1) The upper triangle shows the Spearman correlation and the bottom triangle shows the Pearson correlation.

2) The bolded part is 1% levels significant denote significance, respectively(two-tailed).

3) Please refer to <Table 1> for variable definitions.

4.2 가설검증 결과

4.2.1 가설 1에 대해 분석결과

OLS 추정의 강건성을 높이기 위해 모든 모델에서 기업수준의 클러스터링(firm clustering) 표준

오차를 적용하였다. <Table 3>은 가설 1을 검증한 결과이다. 종속변수는 감사보수(lnFEE)와 감사시간(lnHOUR)의 자연로그 값을 이용하였으며, 관심변수인 거시경제 불확실성(MU)은 lnEPU, lnKEPU를 이용하였다.

감사보수의 분석결과에서 lnEPU의 회귀계수는

<Table 3> The effect of macroeconomic uncertainty on audit fees and hours: baseline estimations

| Ind. Var. Dep. Var. | lnFEE | | | | lnHOUR | | | |
|------------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
| | MU = lnEPU | | MU = lnKEPU | | MU = lnEPU | | MU = lnKEPU | |
| Intercept | 7.330*** (101.82) | 0.440*** (2.62) | 4.427*** (39.57) | -2.179*** (-12.60) | 4.523*** (71.41) | -2.521*** (-17.84) | 2.972*** (31.41) | -3.834*** (-26.95) |
| MU | 0.868*** (63.63) | 0.739*** (60.21) | 1.596*** (66.89) | 1.393*** (66.50) | 0.573*** (47.76) | 0.467*** (46.65) | 0.976*** (48.36) | 0.801*** (48.76) |
| SIZE | | 0.370*** (41.31) | | 0.370*** (41.38) | | 0.371*** (48.95) | | 0.372*** (49.14) |
| LEV | | 0.275*** (5.52) | | 0.275*** (5.51) | | 0.184*** (4.38) | | 0.183*** (4.31) |
| GROWTH | | -0.039*** (-3.59) | | -0.046*** (-4.39) | | -0.047*** (-5.51) | | -0.051*** (-6.17) |
| INVREC | | -0.137** (-1.86) | | -0.147** (-2.01) | | -0.064 (-0.98) | | -0.079 (-1.21) |
| EXPORT | | -0.017 (-0.71) | | -0.019 (-0.78) | | -0.009 (-0.46) | | -0.009 (-0.50) |
| LIQ | | -0.010*** (-3.16) | | -0.009*** (-2.86) | | -0.006*** (-2.81) | | -0.006*** (-2.62) |
| CATA | | 0.193*** (3.01) | | 0.185*** (2.93) | | 0.125** (2.19) | | 0.126** (2.22) |
| BIG4 | | 0.192*** (13.26) | | 0.187*** (13.02) | | 0.257*** (21.39) | | 0.251*** (20.82) |
| CHANGE | | 0.177*** (17.82) | | 0.191*** (19.03) | | 0.132*** (17.46) | | 0.146*** (18.85) |
| KOSPI | | 0.011 (0.54) | | 0.015 (0.75) | | 0.004 (0.26) | | 0.005 (0.32) |
| Ind Dummies Clustered SEs | | Included Firm | | Included Firm | | Included Firm | | Included Firm |
| R-squared | 0.167 | 0.628 | 0.186 | 0.646 | 0.137 | 0.705 | 0.137 | 0.707 |
| Observations | 19,649 | 19,649 | 19,649 | 19,649 | 19,649 | 19,649 | 19,649 | 19,649 |

1) ***, **, * denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. All t-values are based on two-tailed tests using firm clustered standard errors.

2) Please refer to <Table 1> for variable definitions.

0.739 ($t=60.21$)로 1% 유의수준에서 양(+)의 값을 보였다. 경제적 영향을 보면 거시경제 불확실성이 하나의 표준편차 증가할 경우 감사보수(lnFEE)는 약 22.17%(0.739×0.300) 증가한 것으로 추정된다. 이는 거시적인 불확실성의 확대가 감사위험을 증가시켜 감사의 추가적 검토 절차로 이어지고 이에 따른 감사보수가 증가한 결과로 해석할 수 있다. lnKEPU의 회귀계수는 1.393 ($t=66.50$)으로 보였다. 감사시간의 분석결과에서 lnEPU의 회귀계수는 0.467 ($t=46.65$)로 1% 유의수준에서 양(+)의 관련성을 가지며, 이는 거시적인 불확실성의 확대가 단순히 감사보수의 증가로 이어질 뿐만 아니라 실제 업무량 증가에도 기인함을 시사한다. 통제변수 대부분은 감사보수와 유의한 관계를 가지며, 이는 기존연구들의 일반적 결과와 유사하다(권수영과 김문철 2001; 권수영과 기은선 2011).

요약하면, <Table 3>의 결과는 거시경제 불확실성이 높으면 감사보수와 감사시간이 유의하게 증가함을 확인할 수 있다. 이는 감사인이 거시 환경의 불확실성 증가에 대응하여 더 많은 자원을 감사에 투입하고 그에 따라 감사보수와 감사시간이 증가한다고 해석할 수 있을 것이다.³⁾⁴⁾

4.2.2 가설 2에 대해 분석결과

<Table 4>는 가설 2를 검증한 결과이다. 종속변

수는 감사보수(lnFEE)와 감사시간(lnHOUR), 관심변수는 거시경제 불확실성(MU: lnEPU, lnKEPU)과 보수주의(CONS: Cscore, PandZ)의 상호작용한 변수인 MU×CONS이다.

분석결과, 거시경제 불확실성 변수(MU)의 회귀계수는 모두 1% 또는 5% 유의수준에서 양(+)의 값을 가진다. 관심변수인 거시경제 불확실성과 보수주의의 상호작용항(MU×CONS)의 회귀계수는 모두 1% 유의수준에서 음(-)의 값을 보이며, 이는 보수주의 성향이 거시경제 불확실성과 감사보수(시간) 간 양(+)의 관계를 완화시키는 조절효과가 있음을 시사한다. 즉, 거시경제 불확실성 높은 경우, 기업의 보수적 회계처리는 회계정보의 신뢰성을 높여 감사인의 위험부담을 완화시킬 수 있다. 이에 따라 감사보수의 프리미엄은 제한되며, 감사업무에 투입되는 시간도 줄이는 효과를 보여주었다.

요약하면, <Table 4>의 결과는 보수주의는 거시경제 불확실성 높은 상황에서 감사보수와 감사시간을 감소시킬 수 있다는 점을 보여준다. 이러한 결과는 거시경제 불확실성과 감사노력 관계에서 보수주의의 경제실질 왜곡보다 회계정보 신뢰성 개선이라는 효과는 더 주도적임을 시사한다. 이는 최관&진성일 (2005)에서 외환위기 이후 회계부정, 분식회계와 부실감사에 대한 제재와 처벌이 강화됨으로 인해 상장기업들은 보수적 회계처리를 더욱 강화했다는 결론과 일치한다. 외환위기 이후 형성된 제도 및

3) 표에서 제시하지 않았지만, t기 거시경제 불확실성 변수를 이용한 분석에도 유사한 결과가 관찰되었다.

4) 이와 같은 결과는 Yun and Shin (2023)의 결과와 상반된 방향을 보여준다. 이에 본 연구는 두 연구가 사용한 거시경제 불확실성 지표의 개념적 차이와 측정 범위의 차이에 기인한 것으로 판단된다. EPU 지수는 거시정책 변화와 경기 전망 전반적인 경제환경 불확실성을 포착하며, 기업과 감사인 모두에게 정책적 리스크의 확대로 인식된다. 감사인은 재무제표의 왜곡 가능성 증가를 우려하여 감사투입이 증가된다. 반면, Yun and Shin (2023)에서 사용한 VKOSPI 지수는 주식시장의 변동성과 투자자 기대를 반영하는 금융시장 기반의 단기적 시장 불확실성 지표이다. 거시경제 또는 제도환경보다는 시장참여자의 위험인식을 반영하는 경향이 있다. 금융시장 변동성이 증가하면 경영진은 이해관계자의 평가 민감성을 고려하여 단기적으로 재무성과의 투명성을 제고할 가능성이 있을 수 있다. 따라서 감사인은 오히려 정보위험 감소로 인해 감사투입은 감소할 수 있다. 결국에 동일한 불확실성 용어라 하더라도 측정 대상과 범위의 차이에 따라 분석결과가 상반되게 나타날 수 있다.

〈Table 4〉 The effect of macroeconomic uncertainty on audit fees and hours: moderating effect of accounting conservatism

| Dep. Var. | lnFEE | | | | lnHOUR | | | |
|---------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Ind. Var. | MU = lnEPU | | MU = lnKEPU | | MU = lnEPU | | MU = lnKEPU | |
| Intercept | 0.563*** (3.35) | 0.396** (2.37) | -2.231*** (-11.49) | -2.220*** (-12.85) | -2.471*** (-17.09) | -2.544*** (-18.04) | -3.847*** (-23.04) | -3.851*** (-27.12) |
| MU | 0.776*** (52.42) | 0.747*** (60.59) | 1.489*** (54.21) | 1.401*** (66.69) | 0.498*** (40.11) | 0.470*** (46.86) | 0.858*** (38.11) | 0.804*** (48.90) |
| CONS:Cscore | 0.591* (1.77) | | 1.530** (2.35) | | 0.644** (2.55) | | 0.832 (1.59) | |
| PandZ | | 2.703*** (3.09) | | 4.745*** (3.61) | | 1.618** (2.43) | | 2.363** (2.23) |
| MU×CONS | -0.182*** (-2.78) | -0.573*** (-3.35) | -0.417*** (-2.99) | -1.058*** (-3.76) | -0.171*** (-3.45) | -0.335** (-2.58) | -0.235** (-2.10) | -0.521** (-2.28) |
| SIZE | 0.356*** (39.19) | 0.371*** (41.39) | 0.352*** (38.78) | 0.371*** (41.44) | 0.361*** (46.93) | 0.371*** (49.02) | 0.360*** (46.62) | 0.372*** (49.18) |
| LEV | 0.320*** (6.63) | 0.278*** (5.59) | 0.326*** (6.81) | 0.278*** (5.56) | 0.214*** (5.22) | 0.186*** (4.42) | 0.216*** (5.33) | 0.184*** (4.34) |
| GROWTH | -0.045*** (-4.18) | -0.040*** (-3.62) | -0.054*** (-5.17) | -0.046*** (-4.41) | -0.051*** (-6.03) | -0.047*** (-5.52) | -0.056*** (-6.79) | -0.051*** (-6.18) |
| INVREC | -0.133* (-1.85) | -0.138* (-1.89) | -0.142** (-1.99) | -0.150** (-2.05) | -0.062 (-0.95) | -0.065 (-0.99) | -0.076 (-1.17) | -0.081 (-1.22) |
| EXPORT | -0.020 (-0.85) | -0.017 (-0.73) | -0.022 (-0.95) | -0.019 (-0.81) | -0.011 (-0.58) | -0.009 (-0.48) | -0.012 (-0.62) | -0.010 (-0.51) |
| LIQ | -0.009*** (-2.90) | -0.010*** (-3.15) | -0.008** (-2.56) | -0.009*** (-2.85) | -0.006** (-2.58) | -0.006*** (-2.81) | -0.005** (-2.36) | -0.006*** (-2.61) |
| CATA | 0.180*** (2.87) | 0.193*** (3.03) | 0.170*** (2.75) | 0.186*** (2.94) | 0.116** (2.07) | 0.125** (2.20) | 0.116** (2.07) | 0.127** (2.22) |
| BIG4 | 0.192*** (13.34) | 0.193*** (13.29) | 0.187*** (13.14) | 0.187*** (13.03) | 0.257*** (21.49) | 0.258*** (21.40) | 0.251*** (20.95) | 0.251*** (20.82) |
| CHANGE | 0.177*** (18.00) | 0.177*** (17.82) | 0.192*** (19.20) | 0.191*** (19.05) | 0.133*** (17.55) | 0.132*** (17.48) | 0.146*** (18.96) | 0.146*** (18.87) |
| KOSPI | 0.013 (0.67) | 0.011 (0.54) | 0.018 (0.93) | 0.015 (0.75) | 0.006 (0.37) | 0.004 (0.27) | 0.007 (0.46) | 0.005 (0.32) |
| Ind Dummies | Included | Included | Included | Included | Included | Included | Included | Included |
| Clustered SEs | Firm | Firm | Firm | Firm | Firm | Firm | Firm | Firm |
| R-squared | 0.632 | 0.628 | 0.652 | 0.647 | 0.707 | 0.705 | 0.710 | 0.707 |
| Observations | 19,649 | 19,649 | 19,649 | 19,649 | 19,649 | 19,649 | 19,649 | 19,649 |

1) ***, **, * denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. All t-values are based on two-tailed tests using firm clustered standard errors.

2) Please refer to 〈Table 1〉 for variable definitions.

환경적 제재는 기업의 보수주의 채택 경향을 증가시켰을 뿐만 아니라, 후속 기간에 거시적 불확실성이 다시 일어날 때, 이러한 높은 수준의 보수주의는 회계 정보 신뢰성을 높이고 감사인의 투입노력이 상대적으로 줄어들 것이다.

4.2.3 가설 3에 대해 분석결과

〈Table 5〉는 가설 3, 이익조정(absDA)이 거시경제 불확실성(MU: lnEPU)과 감사보수(시간) 사이의 관련성을 매개하는지를 검증한 결과이다.

첫 번째 단계(column 1, 2)에서는 주분석과 동일하게 감사보수와 감사시간을 종속변수로 하고 관심변수는 거시경제 불확실성을 이용하였다. 분석결과, 거시경제 불확실성과 감사보수와 감사시간 사이에 유의한 양(+)의 관련성을 보여준다.

두 번째 단계(column 3)에서는 매개변수인 이익조정을 종속변수로 설정하여, 관심변수는 거시경제 불확실성을 이용하였다. 분석결과, 거시경제 불확실성의 회귀계수는 1% 유의수준에서 양(+)의 값을 보였다. 이는 거시경제 불확실성이 높으면 기업의 재정적 발생액 규모가 증가한다는 것을 의미한다. 즉, 거시경제 불확실성이 높으면 경영자는 이해관계자들에게 더 나은 재무상태를 제공하기 위해 이익조정 유인이 높다고 볼 수 있다(Bermpei et al., 2022).

세 번째 단계(column 4, 5)에서는 매개변수 이익조정을 주분석 모델에 추가하였다. 분석결과, 이익조정(absDA)의 회귀계수는 모두 1% 유의수준에서 양(+)의 값을 가진다. 관심변수인 거시경제 불확실성과 감사보수(시간)에 대해 회귀계수는 0.733

(0.461)로 1% 유의수준에서 양(+)의 값을 가진다. 즉, 거시경제 불확실성이 감사보수와 감사시간에 유의한 영향을 주되, 그 효과가 이익조정을 통제 한 후에는 약화되는 경향을 보였다. 이는 이익조정의 간접(indirect effect) 매개효과가 존재함을 시사한다.⁵⁾

4.3 추가분석

4.3.1 시간당 감사보수에 대한 분석

거시경제 불확실성이 감사보수구조 변화에 미치는 영향을 분석하기 위해 본 연구에서는 감사보수 총액 외에도 시간당 감사보수(lnUFee)에 대해 분석을 수행하였다.

분석결과는 〈Table 6〉의 column(1)과 column(2)에서 제시하고 있으며, 거시경제 불확실성(MU)이 증가할수록 시간당 감사보수(lnUFee)도 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 이는 불확실성이 확대할 때 감사인이 요구하는 시간당 위험프리미엄이 증가함을 의미하며, 감사인의 감사위험 인식이 강화됨을 반영한 결과로 해석할 수 있다.

4.3.2 거시적 불확실성에 대한 산업 간의 민감도 분석

본 연구에서 사용되는 거시적 불확실성 지수는 모든 기업이 동일한 수준의 불확실성을 경험한다고 가정하였으나, 기업은 산업 특성에 따라 거시적 불확실성에 대한 민감도가 상이할 수 있다. 불확실성에

5) Sobel-Goodman 검정의 결과는 모두 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 거시경제 불확실성 → 이익조정 → 감사보수와 감사시간 사이에 간접 경로가 존재함을 지지한다. Bootstrap 검정은 1,000번 반복의 재샘플링을 통해 신뢰구간을 추정하였으며, 이는 역시 95% 신뢰구간이 0을 포함하지 않아 매개효과의 강건성을 확인하였다.

〈Table 5〉 The effect of macroeconomic uncertainty on audit fees and hours: Mediating effect of earnings management

| Dep. Var. | lnFEE | lnHOUR | absDA | lnFEE | lnHOUR |
|---------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| Ind. Var. | MU = lnEPU | MU = lnEPU | MU = lnEPU | MU = lnEPU | MU = lnEPU |
| | column(1) | column(2) | column(3) | column(4) | column(5) |
| Intercept | 0.440*** (2.62) | -2.521*** (-17.84) | 0.044*** (3.78) | 0.416** (2.48) | -2.537*** (-17.96) |
| MU | 0.739*** (60.21) | 0.467*** (46.65) | 0.006*** (4.69) | 0.733*** (60.10) | 0.461*** (46.62) |
| absDA | | | | 0.533*** (6.57) | 0.345*** (5.34) |
| SIZE | 0.370*** (41.31) | 0.371*** (48.95) | -0.003*** (-6.01) | 0.372*** (41.68) | 0.372*** (49.21) |
| LEV | 0.275*** (5.52) | 0.184*** (4.38) | 0.021*** (6.06) | 0.263*** (5.29) | 0.177*** (4.21) |
| GROWTH | -0.039*** (-3.59) | -0.047*** (-5.51) | 0.018*** (10.53) | -0.049*** (-4.46) | -0.053*** (-6.21) |
| INVREC | -0.137** (-1.86) | -0.064 (-0.98) | -0.038*** (-7.12) | -0.116 (-1.58) | -0.051 (-0.78) |
| EXPORT | -0.017 (-0.71) | -0.009 (-0.46) | 0.007*** (3.64) | -0.021 (-0.87) | -0.011 (-0.59) |
| LIQ | -0.010*** (-3.16) | -0.006*** (-2.81) | -0.001*** (-4.19) | -0.009*** (-2.98) | -0.006*** (-2.65) |
| CATA | 0.193*** (3.01) | 0.125** (2.19) | 0.064*** (14.75) | 0.158** (2.46) | 0.102* (1.79) |
| BIG4 | 0.192*** (13.26) | 0.257*** (21.39) | -0.002** (-2.37) | 0.194*** (13.38) | 0.258*** (21.48) |
| CHANGE | 0.177*** (17.82) | 0.132*** (17.46) | 0.003*** (3.30) | 0.175*** (17.75) | 0.131*** (17.37) |
| KOSPI | 0.011 (0.54) | 0.004 (0.26) | -0.003** (-2.25) | 0.012 (0.62) | 0.005 (0.33) |
| Ind Dummies | Included | Included | Included | Included | Included |
| Clustered SEs | Firm | Firm | Firm | Firm | Firm |
| R-squared | 0.628 | 0.705 | 0.103 | 0.629 | 0.706 |
| Observations | 19,649 | 19,649 | 19,649 | 19,649 | 19,649 |
| Sobel Z | | | | 4.05*** | 3.79*** |
| Goodman-1 Z | | | | 4.02*** | 3.77*** |
| Goodman-2 Z | | | | 4.07*** | 3.82*** |
| Bootstrap Z | | | | 4.16*** | 3.77*** |
| | | | | (Ind_eff) | (Ind_eff) |

1) ***, **, * denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. All t-values are based on two-tailed tests using firm clustered standard errors.

2) Please refer to 〈Table 1〉 for variable definitions.

3) The Sobel(1982) test has to be significant in order to reject the null of no mediating effect.

〈Table 6〉 The effect of macroeconomic uncertainty on unit audit fees & The impact of industrial sensitivity

| Dep. Var. | lnUFee | | lnFEE | | lnHOUR | |
|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|
| | MU = lnEPU | MU = lnKEPU | MU = lnEPU | MU = lnKEPU | MU = lnEPU | MU = lnKEPU |
| Ind. Var. | column(1) | column(2) | column(3) | column(4) | column(5) | column(6) |
| Intercept | 2.957*** (30.06) | 1.634*** (14.50) | 0.707*** (4.21) | -1.867 (-10.00) | -2.243*** (-15.46) | -3.521*** (-22.81) |
| MU | 0.275*** (28.17) | 0.597*** (36.14) | 0.736*** (44.04) | 1.364*** (48.66) | 0.450*** (33.51) | 0.763*** (35.07) |
| SENS | | | -0.098 (-0.82) | -0.379 (-2.00) | -0.247** (-2.55) | -0.479*** (-3.36) |
| MU×SENS | | | 0.015 (0.67) | 0.074* (1.88) | 0.043** (2.38) | 0.097*** (3.28) |
| Control variables | Included | Included | Included | Included | Included | Included |
| Ind Dummies | Included | Included | Excluded | Excluded | Excluded | Excluded |
| Clustered SEs | Firm | Firm | Firm | Firm | Firm | Firm |
| R-squared | 0.079 | 0.109 | 0.610 | 0.629 | 0.690 | 0.692 |
| Observations | 19,649 | 19,649 | 19,649 | 19,649 | 19,649 | 19,649 |

- 1) ***, **, * denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. All t-values are based on two-tailed tests using firm clustered standard errors.
 2) Control variables include all the variables used in the baseline regressions. Please refer to 〈Table 1〉 for variable definitions.

대한 민간도가 높은 산업에서는 감사투입이 더 크게 증가한다고 예상할 수 있다.

이를 확인하기 위해 본 연구는 산업 민감도를 다음과 같이 정의하였다. 각 산업의 연도별 평균 매출 성장률에 대해 거시경제 불확실성을 회귀하여 산업별 회귀계수를 추정하였으며, 이 계수는 각 산업이 거시적 충격에 대한 민간도를 나타낼 수 있다. 그 다음, 산업 민감도 계수의 표본 중앙값을 기준으로 민감도 더미변(SENS)와 거시경제 불확실성과의 상호작용항(MU×SENS)을 주분석 모형식에 추가하였다.

분석결과는 〈Table 6〉의 column(3)~column(6)에 제시하고 있으며, 상호작용항(MU×SENS)의 계수가 모두 양(+)의 값으로 나타났다. 이는 거시경제 불확실성이 증가할 경우, 민감도가 높은 산업

에 속한 기업의 감사보수와 감사시간이 더 크게 증가함을 의미한다. 즉, 거시경제 불확실성이라는 공통 충격에 대해 각 산업 간의 이질적인 반응이 존재함을 보여주고 있다.

4.3.3 도구변수법과 GMM을 이용한 분석

〈Table 7〉은 내생성을 완화하기 위해 도구변수법(instrumental variable, IV)과 일반화 적률법(Generalized Method of Moments, GMM)을 이용하여 분석한 결과를 제시한다.

column(1)~column(3)에서는 도구변수법의 추정결과를 제시하고 있다. 거시경제 불확실성과 오차항 간 상관관계로 인한 내생성⁶⁾ 문제를 완화하기

6) Durbin-Wu-Hausman 검증결과는 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 모델에 사용된 변수에 대한 외생적 가정을 기각하고 도구변수법을 사용하여 분석할 필요가 있음을 시사한다.

〈Table 7〉 The effect of macroeconomic uncertainty on audit inputs: two-stage least squares (2SLS) instrumental variable (IV) estimations & two-step system GMM estimations

| Dep. Var. | MU = lnEPU | lnFEE | lnHOUR | lnFEE | lnHOUR |
|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| Ind. Var. | PE | MU = lnEPU | MU = lnEPU | MU = lnEPU | MU = lnEPU |
| | column(1) | column(2) | column(3) | column(4) | column(5) |
| Intercept | 4.563*** (135.38) | -0.930*** (-2.88) | -2.349*** (-5.05) | -0.163** (-2.54) | -0.782*** (-5.03) |
| MU | | 1.089*** (17.13) | 0.465*** (4.60) | 0.209*** (19.95) | 0.163*** (5.37) |
| PE | 0.069*** (35.60) | | | | |
| L1.lnFEE | | | | 0.717*** (31.83) | |
| L2.lnFEE | | | | 0.093*** (3.82) | |
| L1.lnHOUR | | | | | 0.516*** (3.42) |
| L2.lnHOUR | | | | | 0.177*** (1.75) |
| Control variables | Included | Included | Included | Included | Included |
| Ind Dummies | Included | Included | Included | Included | Included |
| Clustered SEs | Firm | Firm | Firm | Firm | Firm |
| Observations | 19,649 | 19,649 | 19,649 | 15,611 | 15,611 |
| K-Paap LM | 569.77*** | | | | |
| C-Donald Wald F | 201.02 | | | | |
| AR(1) Z | | | | -14.23*** | -2.71*** |
| AR(2) Z | | | | -0.06 | -1.27 |
| Hansen P | | | | 0.219 | 0.351 |

1) ***, **, * denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. All t-values are based on two-tailed tests using firm clustered standard errors.

2) Control variables include all the variables used in the baseline regressions. Please refer to 〈Table 1〉 for variable definitions.

위해 당해연도 대통령 선거 여부(PE)를 도구변수로 활용하였다.⁷⁾ 첫 번째 단계(column 1)에서는 거시경제 불확실성을 종속변수로 하고 관심변수는 당해연도 대통령 선거 여부(PE)를 이용하였다. 분석결과, 대통령 선거 여부(PE)의 회귀계수는 0.069

(t=35.60)으로 1% 유의수준에서 양(+)의 값을 보였으며, 이는 도구변수의 관련성(relevance) 가정을 충족하는 결과이다. 두 번째 단계(column 2, 3)에서 거시경제 불확실성의 추정 회귀계수는 모두 1% 유의수준에서 양(+)의 값이 유지된다.⁸⁾ 이러

7) 본 연구 표본 기간에 대통령 선거 연도는 2012년, 2017년, 2022년이다.

8) Kleibergen-Paap LM 검정은 도구변수와 내생변수의 관련성(under identification)을 검증하며, 결과의 통계량은 모두 유의하게 나타났다. 이는 도구변수가 내생변수를 잘 설명함을 시사한다. Cragg-Donald Wald 검증결과와 통계량은 모두 Stock and Yogo (2005)에서 제시한 임계치(16.38)보다 크게 나타나, 약도구변수 문제가 심각하지 않음을 의미한다.

한 결과는 내생성을 통제한 후에도 거시경제 불확실성과 감사투입 간 양(+)의 관계를 유지함을 보여준다.

column(4)~column(5)에서는 일반화 적률법(GMM)의 추정결과를 제시하고 있다. 본 연구의 종속변수인 감사보수와 감사시간은 연속적이며 시계열적 성향이 강한 회계변수로서 과거의 값이 현재 값에 영향을 줄 수 있다.⁹⁾ GMM은 과거의 시차 종속변수를 도구변수로 이용하여 이러한 자기 상관성 또는 종속변수의 지속성(persistence)과 같은 패널 데이터의 동태적 특성을 통제할 수 있다(Arellano and Bover 1995; Blundell and Bond 1998).

이에 본 연구에서는 two-step system GMM¹⁰⁾을 적용하여 가설 1의 모델에서 종속변수의 과거 1기, 2기 시차변수(L1.lnFEE, L2.lnFEE; L1.lnHOUR, L2.lnHOUR)를 추가하였다. 감사보수와 감사시간의 시차 변수들은 모두 유의한 양(+)의 값을 보였다. 이는 감사보수와 감사시간의 지속성을 의미하며, 특히 전년도 감사보수가 당해년도 보수의 71.1%를 설명하고 있다. 이러한 자기 상관성을 통제한 후에 관심변수인 거시경제 불확실성의 회귀계수는 0.209(0.163)으로, 기존 OLS 결과와 유사한 양(+)의 효과가 확인된다.¹¹⁾

4.3.4 기타 추가분석

표로는 제시하지 않았지만, 본 연구는 다음과 같이 추가분석을 수행하였다. 첫째, 분석결과의 강건

성을 확인하기 위해 대체 측정치를 이용하여 재분석하였다. 구체적으로 거시경제 불확실성 지수의 더미변수, Givoly and Hayn (2000)에서 제안한 보수주의 측정치, Dechow et al., (1995)에서 제안한 이익조정 측정치를 이용한 재분석한 결과는 모두 주 분석의 결과와 크게 다르지 않았다. 둘째, 본 연구에서 사용한 조절변수인 보수주의는 기업 지배구조와 높은 관련성을 가지며, 이로 인해 조절효과는 보수주의가 아니라 우수한 지배구조 때문일 수도 있다. 이를 확인하기 위해 본 연구는 최대주주 1인지분율을 기준으로 표본을 중위수로 분할하여 높은 집단, 즉 우수한 지배구조의 표본을 이용하여 가설 2에 대해 재분석하였다. 분석결과, 거시 불확실성과 보수주의의 상호작용항은 통계적으로 유의한 음(-)의 계수값을 보였다. 즉, 보수주의의 조절효과가 지배구조와 독립적으로 존재함을 확인하였다. 셋째, 2018년 신의감법 시행 및 COVID19 팬데믹 등 감사투입에 중대한 영향을 미치는 사건의 영향을 통제하기 위해 본 연구는 2018~2021년 기간을 제외한 표본을 이용하여 재분석하였다. 그 결과는 주 분석 결과와 동일한 패턴을 보였다.

V. 결론

최근에 지정학적 갈등, 국내 정치적 이벤트, 미국

9) 본 연구 표본에서 감사보수(시간)의 1차 자기상관 계수는 0.928(0.933)으로 나타났다.

10) two-step system GMM은 수준 방정식(level equation)과 차분 방정식(difference equation)을 동시에 추정하여, 약도구변수(weak instruments) 문제를 완화하고 추정의 효율성을 극대화 하는 장점을 가진다.

11) AR(1) 자기 상관성 검정 결과는 유의하게 나타나며, 이는 차분된 오차항의 1차 자기 상관성이 존재한다는 것을 의미한다. AR(2) 자기 상관성 검정 결과는 유의하지 않으며, 이는 차분된 오차항의 2차 자기 상관성이 없다는 가정이 지지됨을 확인된다. Hansen J 검정은 도구변수의 과도한 사용(over identification)에 대해 검증이며, 결과는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 시차 도구변수의 외생성 가정을 기각할 수 없고 본 연구에서 선택된 시차변수가 유효한 도구변수임을 확인된다.

관세정책 등의 충격으로 인해 거시경제 불확실성이 증가하게 되며, 이는 기업의 재무보고와 회계감사에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 본 연구는 거시경제 불확실성이 감사보수와 시간에 미치는 영향을 분석하였다.

Bedard and Johnstone (2004)은 감사인이 피감기업의 이익정보의 질에 따라 감사의 업무량과 비용을 결정한다고 제시하였다. 그러나, 경제정책의 불확실성이 이익정보의 질에 미치는 영향을 분석하는 연구들은 상반된 결과를 보고하였다. 일부 연구는 거시경제 불확실성이 높으면 피감기업 회계정보의 질이 저하된다고 주장하였으며(Jin et al., 2019; Yung and Root 2019; Jiang et al., 2020; Dhole et al., 2021; Bermpei et al., 2022), 다른 연구들은 거시경제 불확실성이 높으면 정보이용자들이 회계정보에 대한 관심이 증가하여 회계정보의 질이 높다고 보고하였다(황주희&최관 2020; Ghoual et al., 2021; Andrei et al., 2023; Lee and Jeong 2023).

따라서 거시경제 불확실성과 감사투입 간의 관계를 확인하기 위해 본 연구는 2011년~2023년 유가증권 시장과 코스닥 시장에 상장된 19,649개 기업-연도를 표본으로 사용하였다. 분석결과를 요약하면, 거시경제 불확실성이 높으면 감사보수와 감사시간이 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 이는 불확실성의 확대가 피감기업의 정보위험 및 감사위험을 증가시키고, 그에 따라 감사인이 더 많은 자원과 노력을 투입하게 됨을 시사한다.

이어서, 본 연구는 거시경제 불확실성과 감사인 노력 간의 관련성이 피감기업의 보수주의 성향에 따라 다른지를 분석하였다. 보수주의는 미래의 불확실성을 고려한 기업의 회계정책이며, 보수주의 회계처리 성향이 높은 기업은 회계정보의 질이 개선 또는

왜곡될 가능성이 모두 존재할 수 있다(백원선과 이수로 2004; Lafond and Watts 2008). 보수주의 조절효과의 분석결과는 피감기업이 보수적인 회계처리를 수행할수록 거시경제 불확실성의 증가에 따른 감사보수와 감사시간이 감소함을 알 수 있다. 즉, 보수주의는 거시경제 불확실성이 높을 때 감사인의 정보위험을 낮추어 감사업무에 투입되는 시간을 감소시키는 효과를 보여준다.

마지막으로, 본 연구는 이익정보의 질이 거시경제 불확실성과 감사노력의 관계를 매개하는지를 분석하였다. 거시경제 불확실성은 기업이 제공하는 이익정보의 질에 영향을 미칠 수 있으며(Yung and Root 2019; Bermpei et al., 2022), 이익의 질은 감사보수와 감사시간에 영향을 미칠 수 있다(권수영&기은선 2011; Cho et al., 2017). 분석결과, 거시경제 불확실성이 피감기업의 이익조정을 증가시키고, 이로 인해 감사인의 감사투입 노력증가로 이어지는 매개경로를 확인하였다.

아울러, 추가분석에서 시간당 감사보수와 거시적 불확실성에 대한 산업 간의 민간도를 분석하였고, 내생성 문제를 완화하기 위해 시스템 GMM 추정과 도구변수법을 이용하여 재분석을 실시하였다. 위 강건성 분석의 결과는 모두 주분석의 결과와 유사한 패턴을 보였다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 추가분석에서 관련 강건성 분석을 하였지만, 조절변수인 보수주의의 내생성 문제는 완전히 배제할 수 없다. 둘째, 매개효과 분석 중 이익조정의 간접 매개효과가 통계적 유의성에도 불구하고 그 크기가 상대적으로 미미하다. 이는 거시경제 불확실성이 감사노력에 미치는 영향이 이익조정 외 다른 경로를 통해 발생할 수 있음을 시사한다. 향후 연구는 거시경제 불확실성-감사노력 관계에 있어 추가적 매개경로를 탐색할 필요가 있다.

참고문헌

- 최관, 백원선(1998). "감사인의 유형과 감사품질: 감사보수와 감사시간을 중심으로," **회계학연구** 제23권 2호, pp.40-75.
- (Choi, K. and W. S. Paek(1998). "Auditors' types and audit quality :with an emphasis on audit fees and hours," *Korean Accounting Review*, 23(2), pp.40-75.)
- 최관, 전성일(2005). "외환위기와 보수적 회계처리," **회계학연구** 제30권 3호, pp.215-242.
- (Choi, K. and S. I. Jeon(2005). "Korean economic crisis and conservative accounting," *Korean Accounting Review*, 30(3), pp.215-242.)
- 권수영, 기은선(2011). "발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구," **회계학연구** 제36권 4호, pp.95-137.
- (Kwon, S. Y. and E. S. Ki(2011). "The effect of accruals quality on the audit hour and audit fee," *Korean Accounting Review*, 36(4), pp.95-137.)
- 권수영, 김문철(2011). "감사보수의 결정요인과 감사보수체계 변화로 인한 효과분석," **회계학연구** 제26권 2호, pp.115-144.
- (Kwon, S. Y. and M. C. Kim(2011). "Determinants of audit fee and effect of audit fee deregulation," *Korean Accounting Review*, 26(2), pp.115-144.)
- 권세원, 임상균(2015). "Basu의 비대칭적 적시성 모형의 추정편의," **경영학연구** 제44권 5호, pp.1241-1275.
- (Kwon, S. W. and S. G. Yim(2015). "The bias of the asymmetric timeliness model: the measure of conditional conservatism in a korean sample," *Korean Management Review*, 44(5), pp.1241-1275.)
- 김문철, 최관(1999). "이익의 질의 개념에 관한 연구," **회계저널** 제8권 1호, pp.221.
- (Kim, M. C. and K Choi(1999). "A study on the concept of earnings quality," *Korean Accounting Journal*, 8(1), pp.221.)
- 김명중, 하승화, 김진우(2014). "정보비대칭과 회계 보수주의의 관련성 분석," **국제회계연구** 제0권 55호, pp.82-108.
- (Kim, M. J., S. H. Ha, and J. W. Kim(2014). "The relation between information asymmetry and accounting conservatism," *Korean International Accounting Review*, 0(55), pp.82-108.)
- 백원선, 이수로(2004). "보수주의, 이익지속성 및 가치평가," **회계학연구** 제29권 1호, pp.1-27.
- (Paek, W. S. and S. R. Lee(2004). "Conservatism, earnings persistence and equity valuation," *Korean Accounting Review*, 29(1), pp.1-27.)
- 이승태, 최종서(2005). "이익의 구성요소별 보수주의회계효과의 측정에 관한 연구," **회계정보연구** 제23권 1호, pp.95-115.
- (Lee S. T. and J. S. Choi(2005). "An empirical study on the effect of accounting conservatism in korea," *Accounting Information Research*, 23(1), pp.95-115.)
- 김연화, 고재민(2011). "보수주의가 회계정보 유용성에 미치는 영향," **회계와 정책연구** 제16권 4호, pp.101-137.
- (Jin, L. H. and J. M. Goh(2011). "The information content of conservatism," *Review of Accounting and Policy Studies*, 16(4), pp.101-137.)
- 전규안, 박종일(2017). "회계이익의 불투명성이 감사보수와 감사시간에 미치는 영향," **경영학연구** 제46권 5호, pp.1301-1341.
- (Jeon, K. A. and J. I. Park(2017). "The effect of opaque earnings on audit fees and audit hours," *Korean Management Review*, 46(5), pp.1301-1341)
- 황주희, 최관(2020). "시장의 불확실성 하에서 기업의 보수

- 적 회계처리와 투자자의 반응,” *경영학연구* 제49권 4호, pp.841-874.
- (Hwang J. H. and K. Choi(2020). “Accounting conservatism and investors’ response under market uncertainty,” *Korean Management Review*, 49(4), pp.841-874.)
- Ahir, H., N. Bloom and D. Furceri,(2022). “The world uncertainty index,” *Working Paper*.
- Alexeyeva, I., T. Svanström,(2015). “The impact of the global financial crisis on audit and non-audit fees,” *Managerial auditing journal* 30(2015), pp.302-323.
- Andrei, D., H. Friedman and N. B. Ozel,(2023). “Economic uncertainty and investor attention,” *Journal of Financial Economics* 149(2), pp.179-217.
- Arellano, M. and O. Bover,(1995). “Another look at the instrumental variable estimation of error-components models,” *Journal of Econometrics* 68(1), pp.29-51.
- Baker, S. R., N. Bloom and S. J. Davis,(2016). “Measuring economic policy uncertainty,” *Quarterly Journal of Economics* 131(4), pp.1593-1636.
- Basu, S.,(1997). “The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings,” *Journal of Accounting and Economics* 24, pp.3-37.
- Bedard, J. C. and K. M. Johnstone,(2004). “Earnings manipulation risk, corporate governance risk, and auditors’ planning and pricing decisions,” *The Accounting Review* 79(2), pp.277 - 304.
- Bedard, J. C. and K. M. Johnstone.(2010). “Audit partner tenure and audit planning and pricing,” *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 29(2), pp.45-70.
- Bermpei, T., A. N. Kalyvas, L. Neri and A. Russo,(2022). “Does economic policy uncertainty matter for financial reporting quality?” *Review of Quantitative Finance and Accounting* 58(2), pp.795-845.
- Bhattacharya, U., H. Daouk and M. Welker,(2003). “The World Price of Earnings Opacity,” *The Accounting Review* 78(3), pp.641 - 678.
- Blundell, R. and S. Bond,(1998). “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models,” *Journal of Econometrics* 87(1), pp.115-143.
- Chen, J., R. R. Duh, C. T. Wu and L. H. Yu,(2019). “Macroeconomic uncertainty and audit pricing,” *Accounting Horizons* 33(2), pp.75-97.
- Cheng, M. and C. Sutunarak,(2023). “Impact of economic policy uncertainty on audit fees: Evidence from Chinese listed companies,” *Problems and perspectives in management* 21(3), pp.682-697.
- Cho, M. J., E. Ki and S. Y. Kwon,(2017). “The effects of accruals quality on audit hours and audit fees,” *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 32(3), pp.372-400.
- Cho, D. Y. and H. S. Kim,(2023). “Macroeconomic effects of uncertainty shocks: Evidence from Korea,” *Journal of Asian Economics* 84, pp.101571.
- Christensen, B. E., T. Omer, C. Sharp and M. K. Shelley,(2014). “Pork bellies and public company audits: Have audits once again become just another commodity?” *Working paper*.
- Dechow, P. M., R. Sloan and A. Sweeney,(1995). “Detecting earnings management,” *The Account-*

- ing Review* 70(2), pp.193-225.
- Dhole, S., L. Liu, G. J. Lobo and S. Mishra, (2021). "Economic policy uncertainty and financial statement comparability," *Journal of Accounting and Public Policy* 40(1), pp.106800.
- Dichev, I. D., J. R. Graham, C. R. Harvey and S. Rajgopal, (2013). "Earnings quality: evidence from the field," *Journal of Accounting and Economics* 56(2/3), pp.1-33.
- Ettredge, M., E. E. Fuerherm and C. Li, (2014). "Fee pressure and audit quality," *Accounting, Organizations and Society* 39(4), pp.247-263.
- Givoly, D. 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(June), pp.287-320.
- Ghoch, A. and R. Pawlewicz, (2009). "The impact of regulation on auditor fees: Evidence from the sarbanes-oxley act," *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 28(2), pp.71-197.
- Ghoul, S., O. Guedhami, Y. Kim and H. J. Yoon, (2021). "Policy uncertainty and accounting quality," *The Accounting Review* 96(4), pp.233-260.
- Gist, W. E. and R. A. Davidson, (1999). "An exploratory study of the influence of client factors on audit time budget variances," *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 18(1), pp.101 - 116.
- Harjoto, M. A. and I. Laksmana, (2023). "The impact of COVID-19 restrictions on audit fees and audit delay: evidence from auditor local offices," *Managerial Auditing Journal* 38(4), pp.447-473.
- Huang, H. C., X. Wang and X. Xiong, (2022). "When macro time series meets micro panel data: A clear and present danger," *Energy Economics* 114, pp.106289.
- Jin, J. Y., K. Kanagaretnam, Y. Liu and G. J. Lobo, (2019). "Economic policy uncertainty and bank earnings opacity," *Journal of Accounting and Public Policy* 38(3), pp.199-218.
- Jiang, L., J. Pittman and W. Saffar, (2022). "Policy uncertainty and textual disclosure," *Accounting Horizons* 36(4), pp.113-131.
- Hirshleifer, D., K. Hou and S. Teoh, (2009). "Accruals, cash flows, and aggregate stock returns," *Journal of Financial Economics* 91(3), pp.389-406.
- Khan, M. and R. L. Watts, (2009). "Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism," *Journal of Accounting and Economics* 48(2), pp.132-150.
- Kothari, S., A. Leone and C. Wasley, (2005). "Performance matched discretionary accrual measures," *Journal of Accounting and Economics* 39(1), pp.163-97.
- LaFond, R. and R. L. Watts, (2008). "The Information Role of Conservatism," *The Accounting Review* 83(2), pp.447 - 478.
- LaFond, R. and S. Roychowdhury, (2008). "Managerial ownership and accounting conservatism," *Journal of Accounting Research* 46, pp.101-135.
- Lee, H and S. W. T. Jeong, (2023). "Economic policy uncertainty, audit quality, and earnings manipulation," *Asia-Pacific journal of accounting & economics* 31(2), pp.269-299.
- MacKinnon, D. P. and J. H. Dwyer, (1993). "Estimating mediated effects in prevention studies," *Evaluation Review* 17(2), pp.144-158.
- Mensah, Y., X. Song and S. Ho, (2004). "The effect of conservatism on analysts' annual earnings forecast accuracy and dispersion," *Journal*

- of Accounting, Auditing and Finance* 19(2), pp.159-183.
- Nagar, V., J. Schoenfeld and L. Wellman,(2019). "The effect of economic policy uncertainty on investor information asymmetry and management disclosures," *Journal of Accounting and Economics* 67(1), pp.36-57.
- Penman, S. and X. Zhang,(2002). "Accounting conservatism, the quality of earnings, and stock returns," *The Accounting Review* 77 (April), pp.237-264.
- Simunic, D.,(1980). "The pricing of audit services: Theory and evidence," *Journal of Accounting Research* 18(1), pp.161-190.
- Stock, J. H. and M. Yogo,(2002). "Testing for Weak Instruments in linear IV regression," Working Paper.
- Tversky, A. and D. Kahneman,(1974). "Judgment under uncertainty," *Heuristics and biases Science* 185, pp.1124-1130.
- Watts, R. L. and J. L. Zimmerman,(1986). "Positive Accounting Theory,"
- White, G., A. Sondhi and D. Fried,(1998). "The analysis and use of financial statements,"
- Yung, K. and A. Root,(2019), "Policy uncertainty and earnings management: International evidence," *Journal of business research* 100, pp.255-267.
- Yun, Y. S. and H. M. Chun,(2021). "Economic policy uncertainty and audit effort: Evidence from audit hours," *Managerial Auditing Journal* 36(4), pp.643-662.
- Yun, Y. S. and J. E. Shin,(2023). "Macroeconomic uncertainty, audit pricing, and audit effort: Evidence from Korea," *Korean Accounting Review* 48(3), pp.33-57.
- Zhang, M., H. Xu, L. Tong and T. Ye,(2018). "International evidence on economic policy uncertainty and asymmetric adjustment of audit pricing: Big 4 versus non big 4 auditors," *Journal of Business Finance and Accounting* 45(5), pp.728-756.

-
- 저자 전성일은 현재 전남대학교 경영학부 회계학 전공 교수로 재직 중이다. 경희대학교에서 회계전공으로 석사 및 박사학위를 취득하였다. 주요 연구분야는 무형자산(intangible), 불확실성과 공급망 기업, Text Mining 이다.
 - 저자 시타오는 현재 전남대학교 경영대학 회계학 전공 석·박사통합과정생으로 재학 중이다.