

자진신고자 감면제도의 효과성 실증분석:

2순위 자진신고자와 담합주도자를 중심으로*

김 영 돈**

..... <目 次>	
I. 서론	IV. 실증 분석 결과
II. 이론적 논의와 선행연구 검토	V. 결론
III. 연구 설계 및 분석방법	

<요 약>

본 연구에서는 자진신고자 감면제도의 쟁점들 가운데 두 번째 자진신고자와 자진 신고한 담합주도자의 감면혜택 부여 여부에 대해 이론적 논의들을 확인하고 실증 분석한다. 공정거래위원회 홈페이지에 공개된 2005년부터 2013년 2월까지 의결서에서 관련된 변수에 대한 정보를 추출하고 제도의 효과성은 실질과징금과 담합조사기간으로 측정하였다. 다중회귀분석을 통한 실증 분석결과에 따르면, 먼저 2순위 자진신고자에 대한 최근의 감면혜택 배제경향이 바람직하지 않을 수 있으며 2순위 자진신고자들의 전략적 행동을 방지하기 위한 제도 설계 방향이 필요하다는 함의를 도출할 수 있다. 그리고 정보제공이외의 효과와 제도 집행상 어려움이 없다면 담합주도자에게 반드시 자진신고 감면혜택을 줄 필요는 없다고 해석할 수 있다. 마지막으로 2순위 자진신고자에게 감면혜택을 부여한 경우에는 담합주도자에게도 감면혜택을 함께 주는 것은 효과가 없으며 오히려 제도효과성에 부정적인 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다.

【주제어: 자진신고자 감면제도, 자진신고자, 2순위, 담합주도자, 담합, 효과성】

* 본 논문은 본인의 석사학위 논문 내용을 수정·보완한 것입니다. 논문지도를 해주신 박상인 교수님과 심사해주신 박정훈 교수님, 엄석진 교수님께 감사드리며, 세심하고 유익한 논평으로 많은 도움을 주신 익명의 심사위원님들께도 감사드립니다. 그러나 본 논문의 모든 오류나 누락은 본인의 책임임을 밝힙니다.

** 과학기술정책연구원 산업혁신본부 연구원(dony@stepi.re.kr, donya@hanmail.net)
논문접수일(2013.7.15), 수정일(2013.9.8), 게재확정일(2013.9.14)

I. 서론

자진신고자 감면제도¹⁾는 카르텔에 가담한 사업자가 담합 가담사실을 자진하여 신고하고 증거를 제출하는 등 조사에 협조할 경우 그 사업자에게 시정조치, 과징금 등 제재를 면제하거나 감경하는 제도이다. 담합행위를 사전에 방지하고 사후에 적발하는데 유의한 제도(Spagnolo, 2008, p.263)로 소비자후생과 기업의 효율증진을 목표로 현재 29개국²⁾이 도입·활용하고 있다. 하지만 자진신고자 감면제도 운영과 관련된 자료³⁾를 수집하는 것이 용이하지 않고 제도가 활성화된 기간이 짧기 때문에 아직까지 국내·외에서 자진신고자 감면제도의 효과성에 대한 실증분석이 많이 이루어지지 않은 실정이다. 소수의 기존 실증연구들은 제도 적용여부에 따른 효과성이나 제도 이용의 결정요인에 초점을 맞추어 분석하였다. 이러한 연구 결과들은 제도 도입에 따른 단기의 긍정적 효과를 확인해주고 있다.

하지만 자진신고자 감면 제도의 세부 구조에 대해서 이론적으로 상반된 효과를 보여주며 현실에서 제도를 운영하는 국가들 간에도 제도 운영의 차이가 드러나는 쟁점들이 존재한다. 구체적으로 두 번째 이후 신고자에 대해 혜택을 주는지, 담합주도자가 감면대상인지, 조사 시작 이후에도 감면혜택을 주는지, 개인감면제도를 적용하는지, 반복적인 자진신고자에게 감면혜택을 줄 것인지 등이 존재한다. 따라서 이러한 제도의 세부 구조에 대한 쟁점에 초점을 맞추어 실증분석해보는 것은 향후 제도운영과 설계에 구체적인 방향을 제시해 줄 수 있는 의의가 있다. 최근 송은지의외(2013)에서는 자진신고자 감면 제도 적용 여부만을 기준으로 실증 분석하여 담합억제력이 있음을 확인하고 이를 통해 두 번째 이후의 자진신고자에 대한 혜택제한에 신중할 필요가 있다는 함의를 도출하였다.

본 연구는 기존의 제도 자체에 대한 실증분석과 다르게 제도의 구성요소로서 쟁점이 되는 부문 가운데 두 번째 이후의 신고자에게까지 감면혜택을 부여하는 것이 타당한지와 담합 주도자가 자진 신고한 경우 감면혜택 배제가 필요한지에 초점을 두고 이론적인 논의를 검토한 다음, 이에 대한 정보를 공정거래위원회 의결서에서 직접적으로 추출하고 모형을 설정하여 실증 분석하는 함의를 가진다. 또한 이러한 분석으로 2005년 제도개선에서 더욱 큰

1) 공정거래위원회(2009), pp.4-5, 공정거래위원회(2012), pp.203-207

2) 공정거래위원회(2009), p.6

3) 현실적으로 담합을 한 이후 적발된 기업들과 관련된 자료만 수집이 가능하다. 담합을 하지 않았거나, 하였더라도 적발되지 않은 기업들의 자료는 수집이 불가능한 한계가 있다. 이러한 자료수집의 한계로 자진신고자 감면제도가 담합을 사전에 억제하는 효과는 직접적으로 실증분석하기 곤란하다. 다만 Harrington & Chang(2009)와 같이 담합집단의 모수를 내생변수로 게임모형에서 활용하여 적발되지 않은 담합에 미치는 영향을 추정하려는 시도는 있다.

효과를 미친 제도변화가 어느 것인지 확인해 볼 수 있는 의미도 지닌다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 2장은 자진신고자 감면제도에 대한 이론적 논의를 두 번째 이후의 신고자에 대한 감면혜택 부여와 담합 주도자 감면 배제를 중심으로 살펴보고 기존 실증연구들의 결과를 검토한다. 제 3장은 연구문제에 따른 구체적인 가설을 제시하고 사용한 자료의 출처와 주요변수 그리고 모형을 제시한다. 제 4장은 사용한 데이터의 기술통계량과 설정한 모형에 따른 실증분석 결과와 정책적 시사점을 설명한다. 제 5장은 본 논문의 결론이다.

II. 이론적 논의와 선행연구 검토

자진신고자 감면제도에 대한 선행연구들은 이론모형을 통한 분석, 실증연구, 실험연구로 구분할 수 있다. 먼저 게임모형을 통해 기업 혹은 경쟁당국의 최적화행동을 도출하여 제도가 담합을 저지하는 일반적인 효과를 확인하는 연구로는 Motta & Polo(2003), Feess & Walzl(2004), Motchenkova(2004), Aubert et al.(2006), Harrington(2008) 등이 있다. 다음으로 경쟁당국이 적발한 담합을 대상으로 실증 분석하여 제도의 긍정적인 효과를 확인하는 Miller(2009), Brenner(2009), De(2010), Zhou(2011) 등이 있다. 마지막으로 Bigoni et al.(2009)는 실험연구를 통해 자진신고자 감면제도가 담합을 불안정하게 하는 효과를 확인하고 있다. 이에 반해 국내 연구들은 게임모형을 활용한 이론연구보다 권남훈(2010), 김나영외(2010), 최윤정(2011), 송은지외(2013) 등과 같이 공정거래위원회 심결자료를 이용한 실증연구들이 주로 나타나고 있다. 이상의 연구들은 자진신고자 감면제도가 담합을 저지하거나 불안정하게 하는 효과를 가지고 있음으로 보여주고 있으나, 제도의 구조적 특성에 대해서는 중점적으로 다루고 있지 않다. 다만 이하에서 다루는 것을 제외하고 Aubert et al.(2006)은 모형을 통해 개인포상금제도의 필요성에 대한 함의를 제공하고 있다.

1. 이론적 연구

이론적 관점에서 자진신고자 감면제도에 대한 최초로 가장 유명한 모형은 죄수의 딜레마 게임(Prisoner's Dilemma game)이다. 죄수의 딜레마 게임이란 두 명의 개인이 협력을 통해 파레토개선을 달성할 수 있음에도 불구하고 협력이 이루어지지 않음을 보여주는 게임이론에서의 전형적인 예이다. 자진신고자 감면제도는 죄수의 딜레마 게임에서 용의자들이 자신

들의 범죄를 자백하도록 유인하는 보수구조를 만들어 준다. 1회 게임이 아닌 반복게임을 고려하면 협력 혹은 자진 신고하는 게임 상황이 무한하게 반복되고 미래보수의 시간할인율이 적절한 경우에는 자백하지 않고 협력하는 균형이 유지될 수 있으나, 일반적인 경우에는 각 기업들의 입장에서 파레토 최적이지 아닌 균형에 머무르게 된다(김영세, 2006, pp.251-257). 이는 각 기업의 입장에서 자백하는 것이 내쉬전략으로 성립하는 것을 의미하는데 이로 인하여 자진신고자 감면제도가 유효하게 작용하게 된다.

1) 두 번째 이후 자진신고자에 대한 이론 논의

두 번째 이후 자진신고자를 직접적으로 고려하는 게임모형을 활용한 연구는 이루어지지 않고 있기 때문에 대표적인 모형인 Motta and Polo(2003)과 Harrington(2008)을 통해 그 효과를 추정해본다. Motta and Polo(2003)는 반복게임에서 기업들이 대칭적이어서 같은 담합 혹은 이탈의 촉발전략을 가지며, 경쟁당국은 유죄를 판단하는데 1종 오류가 없다는 가정 하에 모형을 설정하였다. 먼저 경쟁당국은 사회후생을 극대화하는 선택을 하며, 총벌금(F), 감면된 벌금(R), 조사확률(α), 기소확률(p)를 선택 가능한 정책변수들로 가정한다. 다음으로 기업들은 미담합과 담합 후 신고(CR), 담합 후 미신고(CNR)하는 세 가지 전략을 가지며, 담합하여 신고하는 전략을 선택할 경우 기대이득을 $V_{CR} = \alpha(\Pi_N - R) + (1-\alpha)(\Pi_M) + \delta V_{CR}$ (Π_N 은 미담합이득, Π_M 은 담합이득, δ 는 할인율)로 가정하고, 담합하여 미신고하는 전략을 선택한 경우 기대이득을 $V_{CNR} = \alpha\{\Pi_M + \delta[p(\Pi_N - F) + (1-p)\Pi_M]\} + (1-\alpha)(1+\delta)\Pi_M + \delta^2 V_{CNR}$ 로 가정하고 있다. 이를 바탕으로 기업들이 각각의 전략을 선택하였을 때 부분게임완전균형을 도출하였는데 우선 담합하고 신고할 경우 균형조건은 $\alpha < \alpha_{CR(R)} = \frac{\Pi_M - (1-\delta)\Pi_D - \delta\Pi_N}{\Pi_M - \Pi_N + R}$ 으로, 담합하고 신고하지 않는 경우 균형 조건은 $\alpha < \min\left\{\frac{(1+\delta)(\Pi_M - (1-\delta)\Pi_D - \delta\Pi_N)}{\delta p(\Pi_M - \Pi_N + F)}, \frac{(1+\delta)(\Pi_M - \Pi_N + R(1-\delta) - \delta p(1-\delta)(\Pi_M - \Pi_N + F))}{\delta^3 p(\Pi_M - \Pi_N + F)}\right\}$ 으로 도출하여 (α, p)평면에서 최적 균형을 나타내 분석하였다. 그리고 경쟁당국의 예산제약 조건을 조사확률($\alpha = \frac{n}{N}$) 및 기소확률($p = g(l-l_0)$, l 은 조사기간)에 반영하고, 사회후생함수는 정책이 없는 경우와 대비하여 발생하는 사회후생손실로 고려하여 최적인 정책변수를 분석하였다.

Motta and Polo(2003)에 따르면 자진신고자 감면제도는 기업들이 담합을 하더라도 과징금을 감면을 받을 수 있기 때문에 담합하고 신고하는 전략을 선택하는 유인으로 작용하여 담합을 증대시키는 효과가 발생한다. 반면 경쟁당국은 자원을 투입하여 조사확률과 기소확률을 증대시키고, 벌금을 최대한 부과하면 자진신고자 감면제도 없이 담합을 감소시킬 수 있다. 하지만 경쟁당국의 자원제약으로 인하여 과징금 감면제도를 이용하는 것이 사회후생을

증대시킬 수 있게 된다. Motta and Polo(2003)는 최적의 과징금 감면혜택은 담합행위에 대한 경쟁당국의 조사 시작 전후와 관계없이 자진 신고한 기업에게 감면혜택을 100%로 제공하는 것임을 모형을 통해 보였다⁴⁾.

Motta and Polo(2003)의 분석모형 및 결과를 통해 두 번째 자진신고자에게까지 감면혜택을 부여하는 것을 고려해보면 개별기업 입장에서 담합 후 신고하는 전략을 선택할 경우에 감면받는 과징금의 크기는 커지지 않기 때문에 추가로 자진신고를 유인하는 효과 즉 담합을 억제하는 효과는 발생하지 않는다. 다만 신고로 인해 담합하는 기업들 전체가 이득을 얻을 가능성이 높아지는 측면을 고려하면 자진신고를 유인하는 효과가 발생할 수 있는데 이에 대해서는 Motta and Polo(2003)의 모형에서는 고려하고 있지 않다.

Harrington(2008)의 모형에서는 먼저 촉발 전략을 가진 다수 기업이 존재하는 무한반복게임을 가정한다. 담합이 적발될 경우 과징금 감면비율(θ , $\theta \in [0, 1]$)을 경쟁당국의 정책변수로 가정하며, 동시에 여러 기업이 신고할 경우에는 감면받는 기업은 랜덤하게 선택된다고 가정한다. ρ 를 조사 증거에 기반한 기소확률이라 할 때, 기업들은 다음과 같은 컷오프 전략과 기대보수를 가진다고 가정한다. 먼저 ρ 는 시간에 따라 변한다고 가정한다. $\rho \in [0, \rho^0]$ 이면 기업들은 담합하며 이때 기대보수의 현재가치는 $\pi^c + \delta(1 - \rho)E[V|\rho^0, \theta] + \delta\rho(W - F)$ 이며, $\rho \in (\rho^0, 1]$ 이면 담합하지 않고 경쟁하며 $\rho \in (\theta, 1]$ (θ 는 과징금 감면비율)이면 자진 신고하는 전략을 가진다. 자진신고하지 않고 경쟁하는 경우($\rho^0 < \rho$ and $\rho \leq \theta$) 기대보수의 현재가치는 $W - \rho\delta F$, 자진신고하고 경쟁하는 경우 ($\rho^0 < \rho$ and $\theta < \rho$) 기대보수의 현재가치는 $W - (\frac{n-1+\theta}{n})\delta F$ 이다.

여기서 균형을 나타내는 ρ^0 는 부분게임완전균형을 통해 도출된다. 기업들이 담합하게 되는 유인일치제약은 $\pi^c + \delta(1 - \rho)E[V|\rho^0, \theta] + \delta\rho(W - F) \geq \pi^d + \delta W - \delta \min\{\rho, \theta\}F$ 로 가정한다. 이러한 모형을 바탕으로 Harrington(2008)은 경쟁당국의 과징금 감면비율(θ)가 1 즉, 전액감면혜택을 부여하는 것이 최적임을 입증하였다.

Harrington(2008)은 이상의 모형을 통해 자진신고자 감면제도의 세 가지 효과를 고려하여 분석하였다. 세 가지 효과는 이탈자 사면효과(Deviator Amnesty Effect), 담합 사면 효과(Cartel Amnesty Effect), 자진신고 경쟁효과(Race to the Courthouse Effect)이다. 이탈자 사면 효과는 기업들이 담합에서 이탈하는 보수 변화를 통해 영향을 주며, 담합사면효과와 자진신고 경쟁효과는 담합하는 기대 보수 변화를 통해 영향을 준다.

먼저 이탈자 사면효과는 자진신고자 감면제도로 인해 과징금을 감소시켜 담합한 기업들이 이탈하는 유인⁵⁾을 증대시켜 담합이 유지되는 것이 더욱 어렵게 되는 효과를 의미한다.

4) 이것은 우리나라가 2001년 자진신고자 감면 제도를 변경할 때 조사 이후 협조자에게도 감면혜택을 부여한 이론적 근거가 된다.

다음으로 담합 사면 효과는 기업들이 담합을 유지하여 적발될 경우 자진 신고하면 벌금을 줄여주게 되는데 이는 담합을 유지하는 기대이득을 증대시켜(혹은 담합유지의 기회비용을 감소시켜) 담합을 지속하게 해주는 효과를 의미한다. 마지막으로 자진신고 경쟁효과는 기존의 연구들과 다르게 게임 상황⁶⁾을 고려한 효과로 과징금에 대한 감면이 커질수록 기업들이 모두 자진 신고하는 전략을 선택하여(자진신고자 감면제도가 죄수의 딜레마 게임 상황을 형성함) 담합의 기대보수를 줄여 담합이 어렵게 되는 효과를 의미한다.

〈표 1〉 자진신고자 감면제도가 기업행동에 미치는 효과

효 과	보수 변화	담합의 증감
이탈자 사면효과 (Deviator Amnesty Effect)	이탈 보수	감소
담합 사면효과 (Cartel Amnesty Effect)	담합 기대 보수	증가
자진신고 경쟁효과 (Race to the Courthouse Effect)		감소

자료 : Harrington(2008), pp.216-218

Harrington(2008)는 두 번째 신고한 기업에게 감면혜택을 주는 것은 이탈자 사면효과와 자진신고 경쟁효과⁷⁾는 변화 없이 담합사면효과만 높여주기 때문에 담합을 불안정 하게 하는 효과가 없다고 설명하였다. 다만 두 번째 기업이 제공하는 정보가 충분히 큰 경우에만 이들에게 감면혜택을 주는 것이 정당화 될 가능성이 있다고 보았다. 이는 Harrington(2008)모형에서 ρ 값이 시간에 따라 변화하지만 추가적인 자진신고에 따라서는 변화하지 않기 때문이다.

즉 이론적으로 보면 두 번째 이후의 신고자에게까지 감면혜택을 주는 것은 담합사면효과, 정보제공효과간의 상반된 효과가 존재하므로 제도의 효과성에 미치는 영향을 예측하기 곤

- 5) 일반적으로 처벌 대상이 되는 담합행위는 시장지배력을 가지는 기업들 간 공동행위를 통해 산출량을 감소시켜 효율성 증대 없이 추가 이윤을 획득하는 것이나, 개별 기업의 입장에서는 다른 기업 모르게 산출량을 증대시켜 담합을 이탈함으로써 추가 이득을 얻을 유인을 가지고 있다. 이러한 이탈 유인은 일회성 게임 상황이거나, 다른 기업이 보복하기 어려운 경우에 커지게 된다.
- 6) 자진신고로 혜택을 받을 수 있는 기업이 제한되어 있고 제도를 이용하는 경우에는 확실하게 유죄로 인정되기 때문에 과징금이 작을 때는 모든 기업들이 자진 신고하는 균형과 아무도 자진신고하지 않는 복수 균형이 나타날 수 있으며 이 때 각 균형은 파레토 최적이 된다.
- 7) 자진신고 경쟁효과는 자진신고하지 않는 균형에서 자진 신고하는 균형으로 전환하는 효과를 의미하는데, 2순위 자진신고자에게 추가 혜택을 주는 것은 첫 번째 기업이 받는 완전 면제 혜택으로 이미 균형이 전환되어 있다고 보면 1순위 자진신고자에게만 감면혜택을 주는 것보다 향상된 효과를 주지 않는다.

란하다. 따라서 효과의 상대적인 크기를 확인하기 위해서는 이론모형에서 두 번째 자진신고자를 포함하는 내생모형의 설정 및 분석 그리고 실증적 연구가 요구된다.

2) 담합주도자의 자진신고 감면 배제에 대한 이론 논의

권남훈(2010)은 Feess and Walzl(2004)의 연구 내용을 통해 담합주도자일수록 정보를 많이 보유하여 먼저 신고할 수 있기 때문에 이들에게도 감면혜택을 부여하여야 자진신고로 인한 정보제공효과가 크게 발생할 수 있음을 지적하였다. Feess and Walzl(2004)는 공동으로 범죄를 저지른 사람들이 협력하지 않는다면 죄수의 딜레마 상황을 만들어 비용을 유발하지 않고 범죄를 억제할 수 있으나, 협력하게 되면 문제가 생길 수 있음을 지적하였다. 그리고 그들은 범죄자들에게 협력으로 인한 이득이 있다면 범죄자들이 모두 자진 신고하더라도 처벌을 감면하는 것이 최적임을 모형을 통해 보였다.

Herre et al.(2012)는 담합주도자에게 자진신고 유인을 제거하면 경쟁당국이 담합주도자의 정보를 활용하지 못하게 되어 담합이 지속됨을 설명한다. 또한 그는 담합주도자를 감면혜택에서 제외하는 것이 실제로 역할을 하지 않을 수 있음을 설명한다. 왜냐하면 담합주도자가 감면혜택에서 배제되지 않더라도 만약 담합주도자가 가진 정보가 매우 유용하다면 기업들은 담합약정에서 담합주도자가 자진신고하지 않도록 하고 그에 대해 보상을 할 수 있기 때문이다. 그리고 만약 경쟁당국의 조사가 충분히 이루어진다면 담합주도자에 대한 배제가 담합을 방지할 수 있음을 설명한다. 그 근거로 이 경우 담합주도자가 제공하는 정보를 규제당국이 얻지 못하여 담합을 지속하게 해주는 효과보다 담합주도자와 다른 기업 간 전략의 비대칭성을 증가시켜 담합을 불안정하게 하는 효과가 크게 나타날 수 있음을 제시한다.

김현수의(2010)은 담합주도자에게 감면혜택을 부여하는 것을 반대하는 근거로 세 가지를 설명하였다. 첫째는 이른바 일반 국민의 법 감정에 부합하지 않는다는 것이며, 둘째는 담합주도자는 위법성이 더 큼에도 불구하고 처벌을 면제하는 것은 부당 공동행위를 한 기업들 간 형평성의 문제를 일으킨다는 것이다. 세 번째는 제도 악용의 소지가 있다는 것인데, 공동행위를 주도한 다음 부당이득을 얻고 자진 신고하여 처벌을 받지 않게 된다는 것이다. 하지만 첫 번째와 두 번째의 이른바 형평성의 문제를 제외하면 담합을 억제하는 효과는 담합주도자에게 감면혜택을 줄 때 더 커지게 된다. 앞서 제시한 세 번째 근거인 제도 악용의 소지는 다른 기업이 담합주도자의 유인을 알게 되면 애초에 공동행위를 하지 않아 담합을 형성하기 어렵게 되며, 오히려 담합주도자에게 자진신고 감면혜택이 없는 경우 다른 기업들은 담합주도자를 신뢰하여 형성하기 어려웠던 담합을 가능하게 하기 때문이다.

Bigoni et al.(2009)는 담합주도자를 자진신고자 감면제도의 혜택에서 제외하면 상반된 효과가 발생한다고 설명한다. 담합을 억제하는 효과는 기업들이 다른 기업들이 먼저 담합을

형성하도록 미루며 기다리기 때문에 발생하며, 담합을 증대시키는 효과는 담합주도자들이 신뢰받게 되어 다른 기업들이 자진 신고할 유인이 감소하게 되어 나타난다. 그의 실험 연구에서는 담합주도자를 자진신고 감면혜택에서 배제하면 담합을 방지하는 효과가 나타나지 않고 가격이 인상되는 결과가 나타났다. 특히 두 개의 기업이 있는 과점시장에서는 담합주도자를 배제하게 되면 자진신고 경쟁유인이 사라지게 됨을 설명한다.

〈표 2〉 담합주도자의 자진신고 감면 배제의 찬반 근거

구 분	내 용
감면 찬성 근거	<ul style="list-style-type: none"> · 담합주도자의 높은 정보제공효과 · 감면배제를 하더라도 기업 간 약정으로 무력화 가능 · 제도악용 불가(기업의 합리성 가정) · 자진신고 유인감소(감면을 배제할 때 담합주도자에 대한 신뢰증가)
감면 반대 근거	<ul style="list-style-type: none"> · 감면 부여 시 기업 간 전략의 비대칭성 증가에 따른 담합 억제효과 · 형평성 문제(기업 간 차별, 국민의 법 감정) · 제도악용(담합 주도 후 이탈) · 담합 형성의 지연 효과(담합 무임승차 유인)

즉 담합주도자에 대한 감면배제 필요성에 대한 판단은 담합주도자가 가진 정보의 효과성과 기업 간의 신뢰에 미치는 영향 그리고 과점 시장구조에 대한 가정 등에 따라 다르게 되므로 이에 대한 이론적·실증적 연구가 필요하다. 이상의 담합 주도자 감면배제에 대한 이론적인 찬반 근거를 정리하면 <표 2>와 같다. 본 연구에서는 다양한 이론적인 근거 가운데 적발된 담합에서 자진 신고한 담합주도자가 제공하는 정보의 효과성에 초점을 두고 분석하고자 한다.

2. 실증연구

기존의 실증연구들은 자진신고자 감면제도의 적용 혹은 제도이용의 결정요인을 확인하는데 그쳤기 때문에 2순위 자진신고자와 담합주도자에 대한 직접적인 실증분석은 아직까지 이루어지지 않고 있다. 이하에서는 자진신고자 감면제도 자체와 관련한 주요 실증분석 결과들을 검토한다.

Miller(2009)는 1985년부터 2005년까지 809건의 정보보고서와 222건의 기소 데이터를 이용하여 미국의 사례를 분석하였다. 이를 통해 자진신고자 감면제도가 담합을 저지하고 적발 가능성을 높인다는 이론적 예측을 검증·확인하였다. 그는 1993년의 제도 개선 이후에 전과 비교하여 카르텔을 감소시키며 적발확률을 높이는 실증결과를 보였다.

Brenner(2009)는 1990년부터 2003년까지 EC에 의해 기소된 61건의 데이터를 이용하여 자진신고자 감면제도가 추가적 정보획득효과를 초래하는지와 기소기간을 줄였는지를 검증하였다. 그는 추가적 정보획득효과의 대리변수인 사건 당 벌금수준이 높아졌으며, 조사 착수에서 기소까지 기간이 약 1.5년 단축되었음을 보였다. 또한 제도 도입이 카르텔 형성을 불안정하게 하는 효과를 유발하는지를 담합유지기간을 이용하여 검증하였는데 분석 대상기간이 짧아서 자료를 통해 입증하지는 못하였다.

De(2010)은 Cox비례위험모형을 이용하여 EC의 기소된 담합사건들의 결정요인을 실증 분석하였다. 1990년부터 2008년까지 110건의 데이터를 이용하였으며, 분석결과 담합기간을 결정하는 것은 기업수와 시장점유율보다는 외적인 요인에 의한 영향이 큼을 확인하였다. 또한 자진신고자 감면제도가 시행될 경우 담합기간이 상대적으로 짧아지는 것을 확인하였다.

Zhou(2011)은 Harrington & Chang(2009) 모형을 이용하여 위험함수를 설정하고 더욱 효과적인 자진신고자 감면제도의 변경은 단기적으로 적발된 담합의 증가를 가져오지만 장기적으로 감소하는 이론적 예측결과를 1990년부터 2010년까지 118건의 EC의 CFI(Court of First Instance)와 ECJ(European Court of Justice)의 사건을 이용하여 확인하였다. Harrington & Chang(2009) 모형은 담합 집단의 모수를 내생변수로 활용하여 적발된 담합기간에 대한 관측값을 통해 관측되지 않은 담합에 대한 추론 근거를 제공한다.

국내 실증연구들을 살펴보면 기업의 담합행위와 관련된 자료 획득에 한계가 있기 때문에 주로 공개되어 있는 공정거래위원회 의결서 정보를 이용하여 이루어졌다. 권남훈(2010)은 1999년~2009년 기간 동안의 데이터로 자진신고자 감면제도 적용을 통한 정보 획득효과가 나타나며, 담합 저지효과의 부분적인 증거가 있음을 확인하였다. 김나영외(2010)는 2005년~2009년 기간 동안의 데이터로 담합 사건의 일반 특성들이 참가자들의 자진신고 확률에 어떤 영향을 주는지 실증 분석하여 결정요인을 찾았으며, 제도의 적용여부가 과징금부과에 미치는 영향을 확인하였다. 최윤정(2011)은 1982년~2010년 기간 동안의 데이터로 2005년을 기준으로 제도 적용여부에 따라 정보획득 효과가 존재하고 조사기간이 단축됨을 확인하였다.

송은지외(2013)은 1998~2011년 기간 동안의 데이터로 담합기간, 과징금 부과비율 그리고 총 부과과징금에 자진신고자 감면제도의 적용이 미치는 효과를 분석하였다. 자진신고에 의한 정보제공으로 제재수준이 높아지는 효과와 함께 제재수준이 높을 것으로 예상되기 때문에 자진신고하게 되는 연립방정식 체계의 문제를 지적하고 도구변수를 이용한 분석을 시도하였다. 분석결과를 통해 본 연구의 쟁점과 관련된 시사점도 도출하였는데, 자진신고자 감면제도가 적용된 사건에서 담합기간이 길게 나타난 것을 기존에 적발되지 않은 담합에 대한 조사가 확대된 결과로 해석하여 두 번째 이후의 신고자에 대한 혜택을 제한하는 정책에

신중할 필요가 있다는 함의를 도출하였다.

〈표 3〉 실증 연구 결과 종합

구 분	사용 데이터	주요 내용	
Miller(2009)	미국의 정보보고서와 기소 데이터 (1985년~2005년)	자진신고자 감면제도가 담합을 줄이고 적발확률을 높임을 보임	
Brenner(2009)	EC의 기소데이터 (1990년~2003년)	자진신고자 감면제도 도입에 따라 과징금이 증가하고 조사기간이 감소하며, 카르텔 불안정효과가 있음을 확인함	
De(2010)	EC의 기소데이터 (1990년~2008년)	담합기간에 대한 Cox비례위험모형 분석을 통해 자진신고자 감면제도의 변경이 담합기간에 중요한 영향을 미치는 것을 확인함	
Zhou(2011)	EC의 기소데이터 (1990년~2010년)	자진신고자 감면제도 도입에 따라 적발된 담합의 평균기간이 단기에는 증가하고 장기에는 감소하는 불안정화효과를 확인함	
권남훈(2010)	공정거래 위원회 의결서	1999년 ~2009년	자진신고자 감면제도로 인한 과징금 증가효과와 담합저지 효과를 확인함
김나영외(2010)		2005년 ~2009년	자진신고를 결정하는 요인을 확인하고 제도가 과징금부과에 미치는 영향을 확인함
최윤정(2011)		1982년 ~2010년	2005년의 제도 개선효과를 과징금과 조사기간으로 확인함
송은지외(2013)		1998년 ~2011년	담합기간, 과징금 부과 비율, 총 부과과징금에 미치는 영향을 실증 분석하여 자진신고자 감면제도의 쟁점에 대한 함의를 제시함

이상의 실증연구들은 <표 3>에 사용데이터와 주요내용을 중심으로 정리하였는데, 자진신고자 제도 적용 자체의 효과성 혹은 제도 이용의 결정요인을 중심으로 분석하였음을 알 수 있다. 다만 최근 송은지외(2013)의 연구에서는 제도 적용 자체의 실증분석을 통해 제도 구조의 쟁점에 대한 함의를 도출하여 제시하였다. 하지만 본 연구는 제도의 세부 특성에 초점을 두어 쟁점에 대한 함의를 도출하기 위해 구체적으로 두 번째 이후의 신고자가 있는지에 대한 더미변수를 설정하여 정보를 추출하고 담합주도자를 일반담합의 경우 관련매출액 최상위인자로, 관련매출액이 동일한 입찰담합의 경우 시장점유율 최상위인자로 가정하여 그들이 받은 과징금 감면비율의 크기를 확인하여 분석함으로써 기존의 실증연구와 다른 정책적 함의를 도출하고자 한다.

Ⅲ. 연구 설계 및 분석방법

1. 연구문제

1) 2순위 자진신고자에 따른 제도의 효과성 확인

우리나라의 자진신고자 감면제도는 첫 번째 신고자에게는 미국과 마찬가지로 100% 감면 혜택을 부여하지만, 두 번째 신고자에게는 감면혜택을 부여하지 않는 미국과 다르게⁸⁾ 50%의 감면혜택을 부여하고 있다. 우리나라가 2순위 자진신고자에게 감면혜택을 부여한 것은 2005년에 미국식 방식과 EU방식을 절충하여 도입한 것인데, 공정거래위원회(2005)에 따르면 제도 변경 목적은 신고한 기업이 최초신고자에 해당하는지 여부를 확인할 수 없어 신고를 망설이는 경우를 방지하고 추가적으로 담합 입증자료를 보강하기 위한 것이었다. 이론적으로 Harrington(2008)은 최초 신고자에게만 100% 감면 혜택을 주는 것이 담합사면효과와 이탈자 사면효과를 고려했을 때 바람직함을 설명하지만, 두 번째 신고자가 제공하는 정보의 크기에 따라 2순위 자진신고자에게 감면혜택을 주는 것이 담합에 미치는 효과를 다르게 할 수 있음을 설명한다.

이처럼 상이한 국가 간 제도와 이론적 설명을 바탕으로 2순위 자진신고자에게 감면혜택을 부여하는 것이 효과적인지 실증적으로 분석할 필요가 있다. 또한 2순위 자진신고자 감면혜택에 따른 효과를 확인하는 것은 앞으로 제도를 설계하는데 근거로 활용될 수 있는 의미도 지닌다. 특히 우리나라는 2012년 6월부터 제도를 변경하여 2순위 자진신고자의 감면혜택을 두 개 기업이 담합한 복점인 경우와 세 개 이상의 기업이 담합하더라도 2년 이상 능장 신고하는 경우에 감면혜택을 배제하는 규정을 새롭게 도입하여, 이러한 제도변경의 타당성을 확인하는 의미도 가진다.

하지만 자진신고자 감면제도 운영과 관련된 고시를 제정하여 투명성을 높이고 공정거래위원회의 재량을 줄여 현실적으로 제도가 활성화된 2005년 이후부터 현재까지 지속적으로 2순위 자진신고자에게 감면혜택을 부여하였다. 따라서 실제 제도 도입에 따른 효과성은 실증적으로 확인하기 곤란하다. 왜냐하면 2순위 자진신고자에게 감면혜택을 부여한 2005년 이후에 종합적인 제도 개선으로 제도 이용이 활성화되었기 때문에 2005년 전후를 비교해서 2순위 자진신고자에게 감면혜택을 부여한 제도 변경의 효과를 확인하는 것은 2순위 자진신고자로 인한 제도의 효과성만을 나타내지 못하고 구분하여 식별하기 곤란한 고시제정, 추가

8) Spagnolo(2008)는 미국은 법원이 판결할 때 수사에 적극 협조할 경우 상당수준 감경이 이루어지므로 2순위 자진신고자에게 감면혜택이 실질적으로 주어진다고 보지만, 권남훈(2010)은 이와 같은 감경은 제도에 의한 보장과는 차이가 있다고 본다.

적 자진신고제도(Amnesty Plus)⁹⁾ 도입, 공정위 재량축소, 정률 감면 등의 요인들이 증첩된 효과를 확인하는 의미를 가지기 때문이다. 따라서 그 대신 준실험적인 수단으로 의결서에 나타난 2순위 자진신고 감면자 유무에 따른 2순위 자진신고자 감면 제도의 효과성을 확인하고자 한다. 여기서 2순위 자진신고자가 존재하는 것은 이들이 가진 담합사건에 대한 정보가 해당사건 심사에 반영되었음을 의미하기 때문에 다른 요인을 통제하면 정보제공의 효과성을 확인할 수 있다.

구체적으로 과징금이 부과된 전체사건에서 2순위 자진신고자 유무를 나타내는 더미와 1순위 자진신고자만 있는 경우를 나타내는 더미를 이용하여 분석한다.

2) 담합주도자의 자진신고에 따른 제도의 효과성 확인

우리나라는 1997년 제도 도입 초기와 다르게 현행 제도에 따르면 담합을 주도한 기업의 경우에도 법령이 정한 다른 요건을 갖추면 자진신고자 감면혜택을 받을 수 있다. 이것은 2005년에 자진신고자 감면 제도를 개선할 때 신청기업들이 제도를 이용할 때 고려하게 되는 감면대상 적용여부에 대한 불확실성을 제거하기 위해서 변경한 것이다. 또한 이는 담합 주도자를 감면혜택에서 제외하는 미국과는 제도상 차이를 보이는 점이며, 이론적으로도 앞서 살펴 본 것과 같이 그 효과에 대한 여러 가지 상반된 논의가 이루어지고 있다. 담합 주도자가 가진 정보에 대한 가정과 담합 주도자 배제가 기업 간 신뢰에 미치는 영향, 시장의 과점기업 수 등에 따라 담합 주도자에 대한 자진신고 감면배제의 허용여부에 대한 판단이 다르게 나타난다.

이러한 배경에서 담합주도자가 자진 신고하는 것이 효과성을 가지는지 정보제공을 중심으로 실증적으로 확인하고자 한다. 이를 통해 현재 강요자에게만 있는 배제 규정을 담합주도자로 다시 확장하는 것이 필요한지 판단하는 근거로 활용할 수 있다. 하지만 분석기간 동안 담합주도자에게 주는 감면혜택의 크기를 조정하는 제도 변화는 없었기 때문에 의결서에 나타난 담합주도자의 자진신고에 따른 감면비율의 크기를 확인하여 간접적으로 주도자가 제공하는 정보 제공의 효과성을 확인하고자 한다. 이러한 방식을 취한 이유는 담합주도자가 자진신고로 받는 감면비율의 크기는 당해 사건에서 담합주도자가 가진 정보가 사건에 반영된 크기를 대리하기 때문이다.

그리고 두 번째 자진신고자에게 감면혜택을 부여한 것과 담합주도자의 자진신고 감면혜택을 배제하는 것은 2005년에 함께 이루어진 제도변화이므로 이상의 두 가지 연구문제를 종합하면 추가적으로 2005년에 이루어진 기업들의 자진신고자 감면혜택 적용 여부에 대한

9) 다른 공동행위 자진신고자에게 당해 공동행위에 대한 감면혜택을 부여하는 조사과정에서의 추가적 자진신고제도를 의미함

불확실성을 제거하기 위한 제도 개선 효과가 어느 요인에서 더 크게 비롯된 것인지 고찰해 볼 수 있는 의미도 지닌다.

2. 연구가설

1) 독립변수에 대한 기본 가정

본 논문의 연구문제는 2순위 자진신고자와 자진 신고한 담합 주도자가 규제당국에 제공하는 부당공동행위에 대한 정보의 효과성을 확인하는 것인데 이를 검증하기 위한 모형의 독립변수로 적발된 담합사건에서 2순위 자진신고자가 감면혜택을 받았는지 여부와 담합 주도자가 받은 자진신고 감면비율의 크기를 각각 사용한다. 이 때 감면혜택에 대한 판단은 조사개시 이전의 신고자인지 조사개시 이후의 협조자인지 구분하지 않고 감면여부 및 감면비율의 크기를 각각 기준으로 한다.

구체적으로 2순위 자진신고자 감면혜택여부는 ‘Len2D’ 더미변수를 사용하여 효과성이 있는지 확인한다. 그리고 2순위 자진신고자가 없는 사건은 자진신고자가 있지만 1순위 자진신고자만 있는 경우와 자진신고자가 없는 사건으로 구분되므로 자진신고자가 한명만 있는 경우를 ‘Lenon1D’ 더미변수로 식별하여 확인한다.

담합주도자의 자진신고 감면비율의 크기는 ‘RllenR’ 변수를 사용하여 효과 여부를 판단한다. 감면비율의 크기는 1순위 자진신고로 인하여 전액 감면을 받은 경우에 100으로, 나머지의 경우에는 공정거래위원회 의결서에서 담합주도자가 자진신고로 인하여 과징금을 감면받은 비율을 사용한다. 담합주도자는 일반담합은 부당공동행위로 발생한 관련매출액 최상위인자로, 입찰담합에서는 관련매출액이 동일하므로 시장매출액 최상위인자로 간주하여 분석한다. 담합주도자에 대해서는 자진신고자 감면 혜택여부가 아니라 감면비율의 크기를 사용하는 이유는 담합주도자가 다른 기업보다 먼저 규제당국에 자진 신고할수록 감면비율이 커지기 때문에 담합주도자가 제공하는 정보의 시간가치를 반영할 수 있으며, 또한 단순히 담합주도자 감면여부라는 더미변수보다 감면비율의 크기를 사용함으로써 변수가 가진 정보를 더 많이 활용할 수 있고, 자진신고 더미들(1순위만 자진신고더미, 2순위 자진신고 더미)과의 다중공선성을 방지할 수 있기 때문이다.

2) 종속변수에 대한 기본 가정 : 효과성 측정 방법

종속변수인 자진신고자 감면 제도의 효과성은 두 가지 측면으로 정의하여 확인하고자 한다. 우선 Brenner(2009)가 사용한 방법론을 이용하여 사건의 과징금 총금액을 효과성으로 정의하여 대리변수로 이용한다. 왜냐하면 과징금을 결정하는 다른 변수들을 충분히 통제하면

자진신고로 제공된 기업의 내부정보를 통해 부당공동행위에 대한 정보가 증가하여 과징금의 크기도 커지기 때문이다¹⁰⁾. 이 때 과징금의 크기는 의결일 기준 정보획득 효과를 반영하므로 시간의 경과에 따른 차이를 줄이기 위해서 통계청의 소비자물가상승률을 이용하여 2005년 기준 실질금액으로 환산한 값을 기준으로 사용한다. 또한 사건에 부과된 과징금의 총금액만을 종속변수로 고려하게 되면 자진신고로 인해 감면되는 과징금 감소에 따른 효과로 분석의 타당성이 저해될 수 있기 때문에 자진신고를 이유로 기업들이 감면받은 과징금을 합산하여 감면이전 과징금을 종속변수로 함께 확인한다. 이때 자진신고에 의한 정보제공 효과라는 측면에서 보면 자진신고로 감면받은 금액을 합산한 감면이전 실질과징금이 더 정확한 대리변수로 기능한다.

다음으로 규제 당국의 담합 사건 조사기간을 효과성의 또 다른 대리변수로 이용한다. 왜냐하면 과징금만을 효과성을 측정하는 대리변수로 이용하는 경우에는 송은지의(2013)이 지적하고 있듯이 기업들이 예상하는 과징금의 크기가 크므로 인해서 2순위 자진신고자가 존재하는 반대방향의 인과효과가 있는 경우 연립방정식체계의 문제가 발생할 수 있기 때문이다¹¹⁾. 담합조사기간과 관련된 정확한 세부 자료획득이 어렵기 때문에 최윤정(2011)에서 활용한 방법과 같이 공정거래위원회 의결서에 나타난 담합의 종기 중 가장 늦은 날에서 최종 심결일까지 기간을 계산하여 대리변수로 사용한다. 다만 입찰담합의 경우에는 담합의 종기가 없으므로 마지막 입찰의 계약체결일을 기준으로 하고 낙찰된 경우에는 낙찰일을 사용하여 심결일까지 기간을 계산하여 사용한다. 이 때 계약일에 대한 정보가 의결서에 제시되지 않은 경우에는 입찰일 혹은 개찰일을 사용하여 기산한다. 의결서 가운데 공정거래위원회가 담합의 종기를 담합행위의 지속으로 인해 의결서 작성 기한으로 산정한 12건은 담합조사기간을 효과성의 대리변수로 하는 분석에서 제외하였다. 왜냐하면 이 경우에는 상기와 같은 방식으로 산출한 값이 담합 조사기간을 대리하지 않기 때문이다.

3) 가설 설정

이상의 변수에 대한 기본가정을 바탕으로 다음과 같이 가설을 수립한다. 먼저 첫 번째 연구문제를 바탕으로 감면혜택을 받은 2순위 자진신고자가 있는 경우 제도의 효과성을 검증

10) 현행 부당한 공동행위에 대한 과징금 산정은 과징금부과 세부기준 등에 대한 고시(공정거래위원회 고시 제2012-25호)에 따르면 관련매출액에 위반행위의 중대성의 정도별 부과기준율을 곱하여 산정한다.(매우 중대한 위반행위 : 7.0%이상 10.0%이하, 중대한 위반행위 : 3.0%이상 7.0%미만, 중대성이 약한 위반행위 : 0.5%이상 3.0%미만)

11) 송은지의(2013)은 도구변수를 통해 이 문제를 해결할 수 있다고 하였지만, 과징금에 대해서는 적절한 도구변수를 찾지 못하였다. 다만 담합기간에 대해 실증 분석할 때 자진신고여부의 도구변수로 '2005년 4월 이후'라는 연도변수를 이용하여 분석하였다.

하는 가설을 아래의 두 가지로 수립한다.

가설 1-1: 감면혜택을 받은 2순위 자진신고자가 있는 경우가 2순위 자진신고자가 없는 경우에 비해 사건의 총 실질과징금은 증가할 것이다.

가설 1-2: 감면혜택을 받은 2순위 자진신고자가 있는 경우가 2순위 자진신고자가 없는 경우에 비해 사건의 담합조사기간은 감소할 것이다.

이와 같은 가설을 수립한 이유는 감면혜택을 받은 2순위 자진신고자가 있는 경우 공정거래위원회(2005)에서 밝힌 제도 변경 취지와 같이 1순위 자진신고자만 있을 때 제공하는 담합행위 입증과 관련된 정보보다 더 많이 제공하는 효과가 있다고 가정하였기 때문이다. 그리고 2순위 자진신고자가 없는 경우는 전체 대상 사건에서 1순위 자진신고자만 있는 경우와 자진신고자가 없는 경우로 구분되므로 이를 고려하여 가설을 검증한다.

이 때 효과성을 측정하는 두 가지 수단인 실질과징금과 담합조사기간은 각각 규제당국의 입장에서는 제도 도입에 따른 편익과 비용의 하나로 볼 수 있다. 왜냐하면 규제당국의 입장에서는 실질과징금의 크기는 정보획득효과를 의미하므로 규제당국이 얻는 편익으로 볼 수 있으며, 담합조사기간은 규제당국의 한정된 인력과 다양한 업무를 고려할 때 비용으로 볼 수 있기 때문이다.

두 번째 연구문제를 바탕으로 담합 주도자의 자진신고 감면혜택에 따른 효과성을 검증하는 가설을 아래의 두 가지로 수립한다.

가설 2-1: 담합주도자가 받은 자진신고 감면비율이 클수록 사건의 총 실질과징금의 크기는 증가할 것이다.

가설 2-2: 담합주도자가 받은 자진신고 감면비율이 클수록 사건의 담합조사기간은 감소할 것이다.

이 때 담합주도자는 공정거래위원회 의결서에 나타난 부당한 공동행위로 인한 관련매출액이 가장 큰 사업자로 간주한다. 왜냐하면 담합행위에 따른 관련매출액이 큰 경우에는 부당행위로 인한 이득이 더 크기 때문에 담합을 주도할 유인이 가장 크기 때문이다¹²⁾. 다만 입찰담합은 관련매출액이 동일하기 때문에 담합주도자를 시장매출액 최상위인자로 보았다. 담합주도자의 배제가 담합안정성에 미치는 여러 이론적 논의가 있지만, 이와 같이 가설을

12) Herre et al.(2012)는 담합주도자는 특별한 시장지위를 요구하는 것이 아니라고 하지만, 관련이득이 큰 경우에 불법행위를 감수할 유인이 더 높아진다고 할 수 있다. 분석 기간 동안의 의결서 가운데 담합주도자 여부에 대한 사실 판단을 한 소수 의결서가 있었지만 본 연구에서는 동일하게 모든 사건에서 관련매출액 최상위의 자를 주도자로 간주하여 분석하였다.

수립한 이유는 담합 주도자는 다른 담합 참여기업에 비해서 담합행위와 관련된 혹은 입증할 수 있는 정보를 많이 가지고 있다고 가정하였기 때문이다. 이러한 가정이 타당하다면 이들이 제공하는 정보로 인해 자진신고자 감면제도의 효과성이 크게 나타날 것이다. 여기서 담합 주도자의 자진신고 감면비율이 큰 것은 담합 주도자가 자진신고를 다른 기업보다 먼저 한 것을 의미하므로 시간가치를 고려할 때 그들이 제공하는 정보의 크기를 대리하는 것으로 볼 수 있다.

3. 분석방법

1) 분석 자료

분석을 위한 기본 자료로 공정거래위원회 홈페이지에 공개¹³⁾되어 있는 원심 의결서에 나타난 정보를 이용한다. 2005년 이전에는 제도 이용이 연평균 1건 정도로 저조하였을 뿐만 아니라 공정거래위원회의 재량이 컸기 때문에 적용여부가 불분명하여 효과성을 판단하기 곤란하며, 이미 2005년 전후 제도 개선에 따른 효과성은 권남훈(2010), 최윤정(2011)등의 실증분석 결과에서 보여주고 있다. 또한 2005년에 운용고시 제정, 추가적 자진신고제도 도입, 공정위 재량축소, 정률 감면 등 여러 가지 제도 개선이 동시에 이루어졌기 때문에 쟁점이 되는 효과성을 구분하여 분석 및 확인하기 곤란하다. 따라서 의결일 기준으로 자진신고자 감면제도가 활성화된 2005년 이후부터 2013년 2월까지 의결서들을 분석 대상으로 한다. 구체적으로 공정거래위원회 홈페이지에 공개된 의결서 가운데 분류기준이 부당공동행위에 대한 것이면서 처벌유형이 과징금인 사건들을 대상으로 한다. 시정조치도 감면혜택의 대상이 되지만 본 연구에서는 효과성의 대리변수로 사건의 실질과징금 크기를 사용하기 때문에 과징금 이외의 처벌유형은 분석대상에서 제외한다.

상기의 기준에 따른 총 194건의 사건들에서 사업자단체금지행위 1건과 29건의 재심 사건들을 제외한 후 ‘총 164건¹⁴⁾의 부당공동행위에 대한 과징금 부과 일심 사건들’을 분석대상으로 한다. 홈페이지에 공개된 의결서에 따른 사건 통계는 공정거래위원회 백서에 따른 통계와는 상이하였다. 이는 기존의 실증분석에서도 지적하고 있듯이 비공개 결정된 심결의 수에 따른 차이로 판단된다.

13) 공정거래법 제43조에 따르면 사업자 또는 사업자단체의 사업상의 비밀을 보호할 필요가 있다고 인정되는 경우 비공개로 결정할 수 있다.

14) 일곱 건의 병합사건이 있었으나, 분석변수를 도출하는데 각 사건을 분리하는 것이 의미가 없어 합산하여 변수값을 산정하였다.

2) 주요 변수 및 통제변수 선정이유

앞서 설명한 독립변수와 종속변수 이외에 통제변수¹⁵⁾로는 담합기간, 담합기업의 수(피심인 기업수), 입찰담합여부, 산업군 더미, 담합기업들의 시장점유율, 연도더미를 사용한다.

담합기간과 담합기업의 수는 자진신고 여부와 무관하게 그 값이 클수록 사건의 총 실질 과징금이 커지고 담합조사기간이 길어지기 때문에 선정하였다. 이때 담합기간은 일반담합의 경우에는 담합사건의 시기에서 종기까지 기간으로 계산하고, 입찰담합은 송은지외(2013)에서 사용한 방법과 같이 담합기업들이 공모하여 입찰에 참여한 횟수를 대리변수로 사용하였다.

입찰담합 더미는 입찰담합은 일반담합과 달리 담합기간은 담합에 가담한 입찰의 횟수로 측정하였고, 입찰담합의 담합 주도자는 관련매출액이 계약금액으로 동일하기 때문에 관련매출액이 아닌 시장매출액 최상위인자로 선정하여 일반담합과는 다른 특성을 가지기 때문에 포함하였다.

산업군 더미¹⁶⁾는 통계청의 한국표준산업분류에 따른 제조업과 기타산업을 구분하기 위해 사용하였다. 산업군 더미를 이와 같이 구분한 이유는 제조업은 일반적으로 기타 산업에 비해 제품이 동질적이므로 담합이 더 용이하여 구분할 필요가 있기 때문이다.

담합 기업들의 시장점유율은 담합기업들의 매출액이 관련시장에서 차지하는 비율을 의미한다. 이 변수를 통제변수로 이용하는 것은 담합기업들이 관련시장에서 높은 비율을 차지하면 자진신고 여부와 무관하게 시장지배력을 통해 더 큰 부당 이득을 얻을 수 있으므로 실질과징금의 크기도 커질 수 있기 때문이다. 그리고 담합기업들의 시장점유율을 산출할 때 일반담합은 의결서에 제시된 정보를 이용하고, 입찰담합의 경우에는 의결서에 입찰담합에서 적발된 담합기업들이 차지하는 시장점유율이 명시된 경우에는 이를 사용하고 그렇지 않은 경우에는 김나영 외(2010)에서 사용한 방법과 같이 입찰참여기업들 중 담합기업들(피심인 기업들)이 차지하는 비율을 계산하여 사용하였다.

연도더미는 의결일 기준으로 2005년(기준연도), 2006년, 2007년, 2008년, 2009년, 2010년, 2011년, 2012년 이후(2013년 사건은 하나임)를 구분하기 위해 통제변수로 포함하였다. 본 연구에서 사용한 주요변수는 <표 4>로 정리하였다.

15) Brenner(2009)가 사용한 변수인 담합기간, 공모기업의 수 그리고 산업군 더미를 기준으로 하고 권남훈(2010)과 김나영외(2010)이 사용한 변수 중 유의성 있고 의미 있는 변수를 추가하였다.

16) 권남훈(2010)은 관련시장이 속한 산업이 표준산업분류에서 어떠한 대분류 산업에 포함되는지 확인하여 10개 이상인 산업(제조업, 건설업, 도·소매업, 영상방송통신업, 금융보험업, 전문서비스업)에 더미변수를 만들어 사용하였다. 김나영(2010)은 제조업과 서비스업으로 구분하였는데, 제조업은 일반적으로 동질적인 반면, 서비스업은 차별화가 용이하다고 보았기 때문이다. 송은지외(2013)은 입찰담합의 경우에는 제조업과 건설업을 구분하였고, 비입찰담합은 제조업과 도·소매업을 구분하여 더미로 활용하였다. 본 연구에서는 산업군 더미를 제조업과 기타산업을 구분하는 것으로 사용하였다.

〈표 4〉 주요 변수 요약

유 형	변수명	설 명	
종속변수	Ln(RealafF)	실질과징금 총액의 로그값	
	Ln(RealbeF)	감면이전 실질과징금 총액의 로그값	
	Ln(DS)	담합조사기간의 로그값	
독립변수	Len2D	2순위 자진신고자가 있는 경우 더미	
	Lenon1D	1순위 자진신고자만 있는 경우 더미	
	RLenR	담합주도자의 자진신고 감면비율 크기	
통제변수	DC	담합기간	
	NF	담합기업의 수	
	MS	담합기업들의 시장점유율	
	AucD	입찰담합여부 더미	
	IndD	산업군 더미	
	연도더미	D2006	의결일 기준 2006년도 사건
		D2007	의결일 기준 2007년도 사건
		D2008	의결일 기준 2008년도 사건
		D2009	의결일 기준 2009년도 사건
		D2010	의결일 기준 2010년도 사건
D2011		의결일 기준 2011년도 사건	
D2012		의결일 기준 2012년 이후 사건	

3) 분석 모형

상기의 변수를 이용하여 다음 모형에 대하여 OLS 방법을 이용한 다중회귀분석을 실시하여 가설을 검증한다.

$$\begin{aligned} \ln(\text{Realaf}F_i) = & \beta_{10} + \beta_{11}DC_i + \beta_{12}NF_i + \beta_{13}AucD_i + \beta_{14}IndD_i + \beta_{15}MS_i + \beta_{16}Len2D_i \\ & + \beta_{17}Lenon1D_i + \beta_{18}RllenR_i + \beta_{19}D2006_i + \beta_{1a}D2007_i + \beta_{1b}D2008_i \\ & + \beta_{1c}D2009_i + \beta_{1d}D2010_i + \beta_{1e}D2011_i + \beta_{1f}D2012_i + \epsilon_{1i} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln(\text{Realbe}F_i) = & \beta_{20} + \beta_{21}DC_i + \beta_{22}NF_i + \beta_{23}AucD_i + \beta_{24}IndD_i + \beta_{25}MS_i + \beta_{26}Len2D_i \\ & + \beta_{27}Lenon1D_i + \beta_{28}RllenR_i + \beta_{29}D2006_i + \beta_{2a}D2007_i + \beta_{2b}D2008_i \\ & + \beta_{2c}D2009_i + \beta_{2d}D2010_i + \beta_{2e}D2011_i + \beta_{2f}D2012_i + \epsilon_{2i} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln(DS_i) = & \beta_{30} + \beta_{31}DC_i + \beta_{32}NF_i + \beta_{33}AucD_i + \beta_{34}IndD_i + \beta_{35}MS_i + \beta_{36}Len2D_i \\ & + \beta_{37}Lenon1D_i + \beta_{38}RllenR_i + \beta_{39}D2006_i + \beta_{3a}D2007_i + \beta_{3b}D2008_i \\ & + \beta_{3c}D2009_i + \beta_{3d}D2010_i + \beta_{3e}D2011_i + \beta_{3f}D2012_i + \epsilon_{3i} \end{aligned}$$

IV. 실증 분석 결과

1. 주요변수의 기술통계량

<표 5>에서 분석대상인 전체 사건에서 주요변수들의 기술통계량을 정리하고 있다. 시장 점유율과 담합기간은 일반담합과 입찰담합에 따라 산출하는 방식이 다르므로 구분하여 기술통계량을 추가하였다. 담합조사기간의 관측값의 수가 163인 것은 한 사건¹⁷⁾에서 위반행위가 지속되고 있어 위반기간의 종기가 공정거래위원회 의결서에 나타나지 않았기 때문이다.

담합한 공모 기업 수의 평균은 6.56개이며, 담합 기업들의 시장점유율 평균은 일반담합의 경우 84.25%, 입찰담합의 경우 86.47%로 나타났다. 일반담합에서 기업들의 평균 담합기간은 1,187일로 나타났으며, 입찰담합에서 담합기업들의 입찰 참여 횟수로 측정한 평균 담합기간은 17일로 나타났다. 담합조사기간의 평균은 707일로 나타났으나, 심결일까지 담합을 지속한 사건을 제외하고 실제 분석에 사용한 담합 조사기간의 평균은 752일로 나타났다. 사건 전체의 실질과징금은 평균 97억원이었으며, 자진신고로 인한 과징금 감면혜택을 더한 감면 이전의 실질과징금은 평균 114억원으로 나타났다. 담합주도자가 자진신고로 인해 감면혜택을 받은 평균 감면혜택 비율크기는 16.43%로 나타났다.

전체 164건의 사건에서 자진신고자가 있는 경우는 52건으로 전체의 31.70%를 차지하였으며, 그 가운데 2순위 자진신고자가 있는 경우 41건으로 전체 대상사건의 25%로 나타났고 나머지 11건은 1순위 자진신고자만 있는 사건이었다. 입찰담합 사건은 77건으로 전체의 46.95%로 나타났으며, 산업더미인 제조업에 속한 경우는 78건으로 47.56%를 차지하였으며, 기타산업에 해당하는 사건은 86건으로 나타났다. 마지막으로 담합 주도자가 자진 신고하여 감면혜택을 받은 경우는 40건으로 전체의 24.39%를 차지하였으며, 담합주도자가 자진신고 감면혜택을 받지 않은 경우는 124건이었다.

17) 2006서카0927사건으로 이동통신 3사가 무제한 정액요금 및 무제한 커플요금 상품의 판매 및 출시노력 중단을 합의한 사건이다.

〈표 5〉 전체 대상 사건에서 주요 변수들의 기술통계량

단위 : 개, %, 일, 백만원

변수	관측값수	평균	표준편차	최소값	최대값	
담합기업수	164	6.56	5.37	2.00	26.00	
1순위만 자진신고더미	164	0.07	0.25	0.00	1.00	
시장 점유율	전체	164	85.30	20.57	21.05	100.00
	일반	87	84.25	17.61	21.74	100.00
	입찰	77	86.47	23.54	21.05	100.00
담합 기간	전체	164	637.87	907.72	1.00	4,202.00
	일반	87	1,187.20	953.77	77.00	4,202.00
	입찰	77	17.19	45.26	1.00	342.00
담합 조사기간	전체	163	706.50	503.69	33.00	1,824.00
	사용	152	752.38	490.65	76.00	1,824.00
감면이전 실질과징금	164	11,379.25	31,870.43	3.73	300,596.30	
실질과징금	164	9,663.34	31,236.49	1.57	300,596.30	
제조업여부	164	0.48	0.50	0.00	1.00	
입찰담합여부	164	0.47	0.50	0.00	1.00	
2순위 자진신고더미	164	0.25	0.43	0.00	1.00	
담합주도자 감면여부	164	0.24	0.43	0.00	1.00	
담합주도자의 자진신고 감면비율	164	16.43	33.66	0.00	100.00	
자진신고더미	164	0.32	0.47	0.00	1.00	
담합지속여부	164	0.07	0.26	0.00	1.00	
연도 더미	2006년	164	0.15	0.36	0.00	1.00
	2007년	164	0.10	0.31	0.00	1.00
	2008년	164	0.12	0.32	0.00	1.00
	2009년	164	0.07	0.26	0.00	1.00
	2010년	164	0.16	0.37	0.00	1.00
	2011년	164	0.15	0.35	0.00	1.00
	2012년	164	0.13	0.34	0.00	1.00

<표 6>과 <표 7>에서는 회귀분석에 사용한 독립변수들 간의 상관관계에 대한 분석결과를 정리하고 있다. 대체로 독립변수들 간의 상관계수가 0.3이하로 높지 않게 나타나고 있다.

다만 입찰담합여부 더미변수와 담합기간 변수의 상관계수 값이 -0.6452이며, 2순위 자진신고자 더미와 담합주도자의 자진신고 감면비율의 상관계수 값이 0.6341로 다른 변수들에 비해 약간 높게 나타났다.

〈표 6〉 회귀모형의 독립변수 간 상관관계 분석결과-1

	2006년 더미	2007년 더미	2008년 더미	2009년 더미	2010년 더미	2011년 더미	2012년 더미
2006년 더미	1.0000						
2007년 더미	-0.1442	1.0000					
2008년 더미	-0.1535	-0.1231	1.0000				
2009년 더미	-0.1192	-0.0956	-0.1017	1.0000			
2010년 더미	-0.1841	-0.1476	-0.1571	-0.1220	1.0000		
2011년 더미	-0.1756	-0.1408	-0.1499	-0.1163	-0.1797	1.0000	
2012년 더미	-0.1669	-0.1339	-0.1425	-0.1106	-0.1708	-0.1630	1.0000
입찰담합여부	0.0429	0.1210	-0.1497	0.0172	0.0600	-0.0438	0.0599
담합기간	-0.1835	-0.0881	0.1214	-0.0919	0.0091	0.1668	0.0934
시장점유율	0.0890	0.0617	-0.0637	0.1094	-0.1539	0.0523	-0.0290
2순위 자진신고더미	-0.0881	0.0808	-0.0770	-0.0541	0.0193	0.1594	-0.0207
1순위만 자진신고더미	-0.0459	-0.0912	-0.0971	0.2055	-0.0496	0.0269	-0.1055
담합주도자의 자진신고 감면비율	-0.0863	-0.0264	-0.0694	0.0752	0.0188	0.2188	-0.0595
제조업여부	-0.0642	-0.0835	-0.1158	0.1544	-0.1794	0.2620	-0.0166
담합기업수	-0.1426	-0.1477	0.0973	0.0668	0.2164	0.0114	-0.0178

〈표 7〉 회귀모형의 독립변수 간 상관관계 분석결과-2

	입찰담합여부	담합기간	시장점유율	2순위 자진신고더미	1순위만 자진신고더미	담합주도자의 자진신고 감면비율	제조업여부	담합기업수
입찰담합여부	1.0000							
담합기간	-0.6452	1.0000						
시장점유율	0.0540	-0.0299	1.0000					
2순위 자진신고더미	-0.1199	0.0804	0.1472	1.0000				
1순위만 자진신고더미	-0.1057	0.0200	0.0263	-0.1548	1.0000			
담합주도자의 자진신고 감면비율	-0.1093	0.0031	0.0300	0.6341	0.2392	1.0000		
제조업여부	-0.1375	0.1066	0.1344	0.2397	-0.0113	0.2213	1.0000	
담합기업수	-0.1602	0.0888	-0.1449	-0.1630	-0.1146	-0.2244	-0.0496	1.0000

2. 회귀분석 결과

<표 8>은 2005년 1월 1일부터 2013년 2월 28일까지 공정거래위원회가 부당공동행위로 과징금을 부과한 전체사건에서 자진신고자 감면제도의 효과성을 분석한 결과이다.

<표 8> 전체 대상 사건의 회귀분석 결과

종속변수 독립변수	Ln(감면이전 실질과징금)	Ln(실질과징금)	Ln(담합조사기간)	
입찰담합여부	-0.9945** (0.4951)	-1.0155** (0.4957)	0.5330*** (0.1356)	
담합기간	0.0008*** (0.0003)	0.0008*** (0.0003)	0.0002** (0.0001)	
2순위 자진신고더미	1.7376*** (0.5902)	1.4181** (0.5908)	-0.0283 (0.1582)	
1순위만 자진신고더미	1.0570a1 (0.8338)	0.8531 (0.8348)	-0.3557a5 (0.2415)	
담합주도자의 자진신고 감면비율	-0.0030 (0.0079)	-0.0125a3 (0.0079)	0.0038* (0.0021)	
제조업여부	0.1478 (0.3845)	0.1723 (0.3849)	0.1352 (0.1059)	
담합기업수	0.1069*** (0.0362)	0.1160*** (0.0363)	0.0147a6 (0.0098)	
시장점유율	0.0141a2 (0.0088)	0.0141a4 (0.0088)	-0.0047 (0.0024)	
연도더미	2006년	-1.5526** (0.6943)	-1.5508** (0.6950)	0.2127 (0.1935)
	2007년	-0.4900 (0.7714)	-0.6608 (0.7722)	0.2823 (0.2088)
	2008년	0.1035 (0.7602)	-0.0576 (0.7610)	0.6216*** (0.2119)
	2009년	-0.8458 (0.8415)	-0.9838 (0.8424)	0.6146*** (0.2273)
	2010년	0.7878 (0.7294)	0.6793 (0.7302)	0.8392*** (0.2008)
	2011년	0.1250 (0.7364)	-0.1135 (0.7372)	0.7005*** (0.2012)
	2012년	-0.1755 (0.7381)	-0.3264 (0.7389)	0.9247*** (0.2003)
절 편	4.6128*** (0.9916)	4.6691 (0.9927)	5.6600 (0.2709)	
N	164	164	152	
Adj R-Sq	0.376195	0.348265	0.341711	

주 : 괄호 안의 숫자는 표준오차이며, **,*** 는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.
(a1:20.7%, a2:11.1%, a3:11.5%, a4:11.3%, a5:14.3%, a6:17.9%)

먼저 통제변수들의 유의성을 살펴보면, 우선 감면이전 실질과징금을 효과성의 대리변수로 한 분석결과에서 입찰담합여부, 담합기간, 담합기업수가 유의한 계수 값을 갖는 것으로 나타났다. 반면 시장점유율은 경계값인 11.1% 유의확률을 가졌으며, 제조업여부는 유의한 결과를 나타내지 않았다. 다음으로 실질과징금을 효과성의 대리변수로 한 분석결과도 통제변수들의 유의성은 감면이전 실질과징금의 경우와 동일하였다. 마지막으로 담합조사기간을 효과성의 대리변수로 한 분석결과¹⁸⁾에서는 담합기업수의 계수는 경계값인 17.9% 유의확률을 가졌으나, 다른 통제변수들은 상기의 분석결과와 동일하게 유의한 결과를 보였다.

독립변수들의 분석결과를 살펴보면, 먼저 2순위 자진신고더미를 통해 2순위 자진신고자가 있는 경우 자진신고자가 없는 경우에 비해 감면이전 실질과징금을 1.7배 증가시키며, 감면 이후 최종 실질과징금은 1.4배 증가시킴을 확인할 수 있다. 그리고 이러한 결과는 각각 1%, 5% 유의수준에서 유의하였다. 이것은 실질과징금을 결정하는 다른 변수가 통제된 경우 2순위 자진신고자가 있음으로 인해 2순위 자진신고자가 없는 경우에 비해 실질과징금이 자진신고로 인한 감면금액과 무관하게 증가함을 의미한다. 이는 2순위 자진신고자의 정보제공 효과를 확인해주는 것이며 가설1-1에 부합하는 결과이다. 반면 담합조사기간은 2순위 자진신고자가 있음으로 인해 감소하는 결과를 나타내 가설 1-2에 부합하나, 그 계수 값은 유의하지 않았다.

다음으로 2순위 자진신고자가 있는 경우와 1순위 자진신고자만 있는 경우를 비교하기 위해 1순위 자진신고자만 있는 경우의 더미를 살펴본다. 1순위 자진신고자만 있는 경우에도 실질과징금은 자진신고로 인한 감면금액과 관계없이 증가하나, 그 값은 2순위 자진신고자의 경우에 비해 작으며 그 계수 값은 유의하지 않음을 확인할 수 있다. 따라서 1순위 자진신고자와 2순위 자진신고자가 함께 있는 경우가 1순위 자진신고자만 있는 경우에 비해 실질과징금 증가가 크므로 가설1-1에 부합함을 알 수 있다. 반면 담합조사기간은 감소시키는 것으로 나타났는데, 그 계수 값의 절대 크기가 2순위 자진신고자가 있는 경우에 비해 클 뿐만 아니라 경계값인 유의확률 14.3%를 나타냈다. 이러한 결과는 유의성을 넓게 해석할 경우 1순위 자진신고자만 있고 2순위 자진신고자가 없는 경우에 비해 1순위 자진신고자에 2순위 자진신고자까지 있는 경우가 담합조사기간이 더 늘어남을 나타내 가설 1-2에 부합하지 않음을 의미한다.

마지막으로 담합주도자의 자진신고 감면비율 크기에 따른 결과를 살펴보면 가설 2-1과 가설2-2에 부합하지 않는다. 오히려 담합주도자의 자진신고 감면비율이 클수록 실질과징금은 감소하고 담합조사기간은 늘어났다. 다만 감면이전 실질과징금을 종속변수로 한 분석에

18) 분석결과에서 담합조사기간의 표본수(N)가 실질과징금의 경우보다 작은 것은 담합행위를 심결이 이루어질 때까지 계속하여 의결서 작성일을 종기로 본 사건들은 분석에서 제외하였기 때문이다.

서는 그 계수 값이 유의성이 없게 나타났으며 감면이후 실질과징금을 종속변수로 한 경우에는 경계값인 유의확률 11.5%를 나타냈다. 이러한 결과는 적발된 담합사건에서 담합주도자의 정보제공이 이루어지더라도 그 효과성이 없음을 의미한다.

3. 분석 결과 해석 및 정책적 함의

분석결과 2순위 자진신고자에 따른 실질과징금으로 측정된 효과성을 확인할 수 있었다. 다만 담합 조사기간은 자진신고자가 없는 경우에 비해서는 2순위 자진신고자로 인하여 감소하지만(유의하지 않은 결과를 보여주고) 2순위 자진신고자 없이 1순위 자진신고자만 존재하는 경우에 비해서는 오히려 담합조사기간이 증가하는 결과를 나타냈는데 이는 기업들의 전략적 행동의 영향으로 추론할 수 있다.

적발된 담합사건에서 감면혜택을 받은 2순위 자진신고자가 있는 경우에 규제당국의 편익으로 볼 수 있는 실질과징금으로 측정된 제도의 효과성을 확인할 수 있으나, 규제당국의 비용으로 볼 수 있는 담합조사기간으로 측정된 제도의 효과성은 나타났으나 유의하지 않았다. 이 분석 결과를 종합하면 2순위 자진신고자로 인한 자진신고자 감면제도의 효과성이 크게 나타남¹⁹⁾을 확인할 수 있으므로 2순위 자진신고자의 감면혜택을 줄이는 최근의 정책방향은 바람직하지 않을 수 있음을 함의한다. 왜냐하면 이론적으로 Harrington(2008)모형에서 2순위 자진신고자에게 감면혜택을 부여하는 것은 담합사면효과만을 유발하여 담합을 지속 혹은 확대시킬 수 있지만 2순위 자진신고자의 정보제공효과가 충분히 클 경우에는 담합을 억제시킬 수 있기 때문이다.

2순위 자진신고자가 제공하는 충분한 정보제공효과를 고려할 때 2012년에 2개 기업담합 사건에서 2순위 자진신고자의 감면혜택을 배제하는 규정을 도입한 제도변경은 부정적 결과를 초래할 수 있음에 유의할 필요가 있다. 왜냐하면 이러한 규정도입은 2개 기업 간 담합사건에서 더 이상 2순위 자진신고자가 제공하는 정보를 활용할 수 없으므로 2개 기업 간 담합사건은 향후 적발하기 어려울 가능성이 있으며, 적발 이후 과징금 감면혜택을 고려한 잠재적인 담합기업들은 기존에 2개 기업만 담합할 사건에서 3개 이상 기업들이 담합하게 만드는 부작용을 초래할 가능성이 있기 때문이다.

그리고 2순위 자진신고자 없이 1순위 자진신고자만 있는 경우 자진신고자가 없는 경우에 비해 담합조사기간을 유의하게 감소시키지만, 2순위 자진신고자까지 있는 경우의 담합조사기간은 자진신고자가 없는 경우에 비해서는 감소하지만 1순위 자진신고자만 있는 경우에

19) 실질과징금을 결정하는 통제변수들이 있음에도 2순위 자진신고자가 있는 경우에 실질과징금이 2순위 자진신고자가 없는 경우에 비해 최대 1.7배까지 높아짐을 분석결과를 통해 확인할 수 있다.

비해 증가하는 것은 기업들의 전략적 행동으로 추론할 수 있는데 이를 방지하기 위한 적절한 제도설계가 필요하다고 볼 수 있다. 이러한 측면에서 2007년에 감면 적용 요건으로 성실한 조사협조를 추가로 규정하고 2012년에 2년 이상 누장 신고한 기업의 감면혜택을 배제하는 등의 제도설계 노력은 기업들의 전략적 행동이 존재한다고 볼 때 이로 인해 제도의 효과성을 저해하는 부작용을 방지하는데 필요한 것으로 판단할 수 있다.

또한 분석결과에서 담합주도자의 자진신고에 따른 효과성을 확인할 수 없었고 오히려 전체사건에서 규모는 작지만 효과성을 저해하는 결과로 나타났다. 이는 담합주도자에게 자진신고 감면혜택을 주는 것이 바람직하지 않을 수 있음을 의미한다. 왜냐하면 담합주도자가 먼저 자진 신고할수록 그들의 자진신고에 따른 감면비율의 크기가 큰 것으로 볼 수 있으며 이는 당해 사건에 담합주도자가 제공한 정보가 많이 반영된 것으로 해석할 수 있다. 그럼에도 불구하고 효과성을 저해하는 분석결과는 적발된 담합사건에서 담합 주도자가 자진신고로 제공하는 정보의 효과가 없음을 의미한다.

담합 주도자를 자진신고 감면혜택에서 배제하면 담합주도자의 자진신고에 따른 정보제공을 막아 담합억제 효과를 저해할 수 있다. 하지만 적발된 담합사건에서 이들이 제공한 정보가 반영되었음에도 오히려 규제당국의 편익이 감소하고 비용이 증대된다면 이들에게 감면혜택을 부여하는 것이 무용함을 시사한다.

하지만 담합주도자에게 자진신고자 감면혜택을 배제하는 것은 신중한 접근이 필요하다. 왜냐하면 먼저 이론적 논의에서 살펴본 것처럼 기업의 합리성을 고려하면 감면배제가 실제로는 무용할 수 있다거나 담합주도자에 대한 신뢰증가로 자진신고 유인이 감소하는 등의 반대논거는 본 연구의 실증분석과 관계없이 여전히 유효하고, 분석에서 고려할 수 없었던 적발되지 않는 담합사건에 미치는 영향이 클 수 있다. 그리고 오행록(2007)이 지적하듯이 이들에게 감면혜택을 배제하는 규정을 도입하는 것은 담합주도자를 사전에 정의하는 문제²⁰⁾와 담합주도자 여부를 입증하는 집행의 어려움을 초래할 수 있는 또 다른 문제가 발생할 수 있다. 자진 신고한 담합주도자에 대한 감면배제는 적용여부에 대한 불확실성을 증대시켜 기업들의 제도 활용을 저해하여 자진신고자 감면제도가 담합입증에 기여하고 담합을 사전에 방지하는 본래 목적을 달성하기 어려운 결과를 초래하고, 관련 규정의 불확실성 때문에 규정을 지속적으로 수정할 필요가 생겨 규제당국에게 불필요한 업무를 양산할 가능성도 있다.

20) 본 연구에서는 담합주도자를 일반담합의 경우에는 관련매출액 최상위인자로, 입찰담합인 경우에는 시장점유율이 최상위인자로 선정하였다. 이들이 담합주도자가 될 개연성이 높으므로 실증분석에서 이를 대리변수로 분석하였지만, 이에 대한 반대의견도 존재하여 실제 범률을 집행할 때 이를 판단 기준으로 일률적으로 규정하기는 곤란한 한계가 있다.

마지막으로 2005년 자진신고자의 감면여부에 대한 불확실성을 제거하기 위해 담합주도자의 감면혜택 배제 규정의 삭제와 2순위 자진신고자 감면혜택 부여는 함께 이루어진 것인데, 분석결과에 따르면 2순위 자진신고자에게 감면혜택이 있는 경우 담합주도자에게 감면혜택을 부여하는 것은 효과가 나타나지 않으며 오히려 제도의 효과성에 부정적 영향을 미친다는 것을 확인할 수 있다.

V. 결론

1. 분석결과 요약

2순위 자진신고자에 대한 분석결과에서 실질과징금으로 측정된 효과성은 확인할 수 있었고 담합조사기간으로 측정된 효과성은 확인할 수 있으나 유의하지 않은 결과가 나타났다. 다만 2순위 자진신고자 없이 1순위 자진신고자만 있는 경우에 비해서는 2순위 자진신고자가 있는 경우에 담합조사기간이 더 길어지는 결과가 나타났다. 이는 담합 기업들의 과징금 부담을 줄이기 위한 전략적 행동에 기인한 것으로 추정할 수 있다. 담합주도자의 자진신고에 대한 분석에서는 실질과징금을 감소시키고 담합조사기간을 증가시키는 결과가 유의하게 나타나 이들에 의한 자진신고감면제도의 효과가 나타나지 않음을 확인할 수 있다.

이러한 실증 분석결과에 따른 정책적 함의는 먼저 2순위 자진신고자에 대한 최근의 감면혜택 배제경향이 바람직하지 않을 수 있다는 것이다. 다음으로 담합조사기간에 대한 분석결과를 통해 2순위 자진신고자들의 전략적 행동을 방지하기 위해 성실한 조사협조를 법령에 규정하고 2년 이상 누장 신고하는 기업의 감면혜택을 배제하는 등의 제도 설계 방향이 바람직하며 필요하다는 함의를 도출할 수 있다. 그리고 자진 신고한 담합주도자에 대한 분석 결과는 담합주도자에게 반드시 감면혜택을 줄 필요가 없다는 것을 의미한다. 다만 이러한 결과로 담합주도자에게 감면혜택을 배제하는 것에는 신중한 접근이 필요한데, 담합주도자에 대해 감면혜택을 부여해야 한다는 정보제공효과 이외의 다른 이론적 근거들이 존재하며, 담합주도자를 사전에 정의하고 사후에 입증하는 집행 상 어려움도 있기 때문이다. 또한 2순위 자진신고자에 감면혜택을 부여한 것과 담합주도자의 감면혜택 배제 규정을 삭제한 것은 2005년에 자진신고자 감면제도의 불확실성 제거를 위해 함께 이루어진 조치인데, 분석결과를 통해 2순위 자진신고자에게 감면혜택을 부여한 경우에는 담합주도자에게 감면혜택을 주는 것은 효과가 없으며 오히려 제도효과성에 부정적인 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다. 이와 같은 정책적 함의들은 제도 자체의 적용이나 제도의 결정요인을 판단하여 도출하기

어려우며 세부적인 제도요인에 대해 분석함으로써 얻을 수 있는 결과이다.

2. 연구한계 및 향후 과제

본 연구의 한계는 담합행위에 대한 실증연구에서 공통으로 지적될 수 있는 것으로 우선 적발되지 않은 기업들에 대한 정보가 없기 때문에 제도 적용에 따른 담합행위의 사전적인 억제효과를 실증적으로 확인할 수 없다는 점이다. 따라서 적발된 기업들의 자진신고에 따른 효과성에 대해 실증 분석한 결과를 적발되지 않은 기업에게까지 일반화 하는 것은 외적 타당성의 한계가 된다.

그리고 본 연구의 한계이면서 향후 연구과제로는 김현수외(2010)이 지적하는 것처럼 자진신고자 감면제도의 진정한 효과성을 확인하기 위해서는 자기 선택 문제를 검증하는 것이 필요하다는 점이다. 자진신고자 감면제도의 세부 특성 여하를 불문하고 적용된 사건의 기업들과 적용되지 않은 사건의 기업들의 의사결정에 영향을 미치는 내부속성에 대한 구조적 차이가 있는지 기업들의 재무상태, 규모 등을 통해 확인함으로써 기업들의 동태적인 최적행위에 미치는 영향까지 파악하여야 좀 더 로버스트한 효과를 확인한 분석이라 할 수 있다.

그리고 송은지외(2013)이 지적하였듯이 과징금의 크기는 효과성의 대리변수가 될 수도 있지만 자진신고의 유인으로도 작용할 수 있기 때문에 변수의 내생문제 즉, 연립방정식문제를 해결할 수 있는 적절한 도구변수를 이용하여 분석하는 것도 필요하다. 본 연구 과정에서는 연도변수 등 다양한 변수를 추정하였지만 과징금과 상관관계는 낮으면서 자진신고와 상관성이 높은 타당한 도구변수를 도출하지 못하였다.

추가적으로 김나영 외(2010)이 자진신고자 감면제도 적용 자체에 분석한 방법과 같이 쟁점이 되는 2순위 자진신고자나 담합주도자의 자진신고를 결정하는 요인을 분석하여 무엇이 그러한 행동 결과를 야기하는지 연구하면 이들의 유인 구조를 통해 제도설계에 좀 더 유의한 함의를 제공해 줄 수 있을 것이다. 그리고 적발된 담합에서 효과성이 나타나는 것으로 확인된 2순위 자진신고자에 대하여 최적의 감면비율 크기를 이론적·실증적으로 분석하면 자진신고자 감면제도의 효과적인 운용방향을 제시해 줄 수 있을 것이다.

참고문헌

- 공정거래위원회.(2005), 「2005 공정거래백서」
 공정거래위원회.(2008), 「2007 공정거래백서」

- 공정거래위원회.(2009), 「리니언시 제도 시행 11년, 그 성과와 과제」
- 공정거래위원회.(2012), 「2012 공정거래백서」
- 권남훈.(2010), 자진신고자 감면(Leniency) 제도의 경제분석, 「산업조직연구」, 18(4):41-73.
- 김나영외.(2010), 자진신고자 감면제도의 효과와 그 결정요인들, 「산업조직연구」, 18(4):75-103.
- 김영세.(2006), 「게임이론-전략과 정보의 경제학 제 3판」, 박영사.
- 김현수.(2009), 부당공동행위의 적발유인제도-자진신고자 감면제도를 중심으로, 「경영법률」, 19(3):309-343.
- 김현수의.(2010), 카르텔 자진신고자 감면제도의 주요 쟁점과 효과 분석, 「응용경제」, 12(2): 21-48.
- 송은지외.(2013), 「부당한 공동행위:규제현황과 자진신고자 감면제도의 효과분석」 임원혁외 「독과점 시장구조 개선과 경쟁촉진」 제 3장, 한국개발연구원 2012, 근간예정
- 오행록.(2007), 카르텔 자진신고자 감면제도의 개선방안의 모색 : Leniency 제도 집행성과와 향후 과제, 「한국경제법학회」, 16:90-118.
- 최윤정.(2011), 한국의 자진신고자 감면제도에 대한 실증분석-2005년 제도의 수정을 중심으로, 「한국경제학보」, 18(2):255-280.
- Aubert, C., Rey, P. & Kovacic, W. E.(2006), The impact of leniency and whistle-blowing programs on cartels, *International Journal of Industrial Organization*, 24(6):1241-1266.
- Bigoni, M., Fridolfsson, S. O., Le Coq, C., & Spagnolo, G.(2009), Fines, Leniency and Rewards in Antitrust: An Experiment, *Research institute of industrial economics*, IFN working paper no. 738.
- Bork, R. H.(1978), *The Antitrust Paradox: A Policy at War With Itself.*, New York: Basic Books.
- Brenner, S.(2009), An empirical study of the European corporate leniency program, *International Journal of industrial organization*, 27:639-645.
- De, O.(2010), Analysis of Cartel Duration: Evidence from EC Prosecuted Cartel, *International Journal of the Economics of Business*, 17(1):33-65.
- Feess, E. & Walzl, M.(2004), Self-reporting in optimal enforcement when there are criminal teams, *Economica*, 71:333-348.
- Harrington, J. E. & Chang, M.H.(2009), Modeling the Birth and Death of Cartels with an Application to Evaluating Competition Policy, *Journal of the European Economic Association*, 7(6):1400-1435.
- Harrington, J. E.(2008), Optimal Corporate Leniency Programs, *Journal of industrial economics*, 56(2):215-246.
- Herre, J., Mimra, W. & Rasch, A.(2012), Excluding ringleaders from leniency program, *Electronic*

copy available at <http://ssrn.com/abstract=1232559>.

Hovenkamp, H.(2005), *The Antitrust Enterprise: Principle and Execution*, Cambridge, MA: Harvard University Press.

Miller, N. H.(2009), Strategic Leniency and Cartel Enforcement, *American Economic Review*, 99(3):750-768.

Motchenkova, E.(2004), The Effects of Leniency Programs on the Behavior of the Firms Participating in Cartel Agreements, Tilburg University.

Motta, M. & Polo, M.(2003), Leniency program and cartel prosecution, *International journal of industrial organization*, 21:347-379.

Spagnolo, G.(2008), Ch. 7 Leniency and Whistleblowers in Antitrust, *Handbook of Antitrust Economics*, MIT Press, 259-304.

Zhou, J.(2011), Evaluating Leniency and Modeling Cartel Durations: Time Varying Policy Impacts and Sample Selection, *TILEC Discussion Paper No. 2011-042*

ABSTRACT

An Empirical Analysis of the Effectiveness of Corporate Leniency Programs towards Second Applicants and Ringleaders

Youngdon Kim

This paper first surveys the theoretical and empirical literature on corporate leniency programs regarding second applicants and ringleaders. Next, the paper empirically tests hypotheses about the topics on the second applicant and the ringleader using newly collected data on detected cartels from 2005 to February 2013. In this paper, the effectiveness of corporate leniency program is measured in the real amount of fines (both before and after reductions according to a corporate leniency program) and the duration of the investigation. It is found that it is not desirable to restrict the reduction of fines on second applicants and that programs need to be modified to prevent strategic behaviors by conspirators. We also find that the ringleader did not influence the effectiveness of the program. It means that there is no necessity for granting ringleaders the self-reported reduction of fines absent the execution problem and other theoretical grounds. The empirical results in this paper show that if we give second applicants the incentive, there is no need to reduce ringleaders' fines in order to improve the effectiveness of corporate leniency programs.

【Keywords: Corporate Leniency Program, Self-reporting, Second applicant, Ringleader, Cartel, Collusion, Effectiveness】