

자진신고자 감면제도의 개정이 담합 적발률과 담합 형성률에 미치는 영향*

이효원** · 최윤정***

자진신고자 감면제도는 담합을 적발하고 담합의 형성을 억제하는 데 있어 경쟁당국의 핵심적인 제도로 인정되어 왔다. 본 연구는 포아송 회귀분석을 통해 2005년 4월에 시행된 자진신고자 감면제도의 개정이 담합 적발률과 형성률에 어떠한 영향을 미쳤는지에 대해 살펴보았다. 실증분석 결과, 자진신고자 감면제도의 개정이 담합 적발률을 향상시켰다는 가설이 지지되었으며, 담합 형성률 감소도 부분적으로 지지되었다. 적발된 담합의 평균 담합지속기간에 대한 분석 또한 자진신고자 감면제도의 도입과 개정이 담합의 적발에 효과가 있었음을 간접적으로 뒷받침하였다. 이러한 결과는 1순위 자진신고자와 조사협조자에게 완전면책을 부여한 2005년의 제도 개정효과에 대한 실증적 근거를 제공한다.

핵심주제어: 담합 적발률, 담합 형성률, 자진신고자 감면제도, 포아송 회귀분석, 담합지속기간

경제학문헌목록 주제분류: C72, D43, K21, L41

I. 서 론

자진신고자 감면제도는 부당한 공동행위에 가담한 사업자가 자진하여 신고하고 증거를 제출하는 등 조사에 협조할 경우 해당 사업자에게 부과된 시정조치와 과징금 등의 제재를 면제하거나 감경하는 제도로서 현재 세계 약 40여 개 국가에서 운영되고 있다(공정거래위원회, 2012). 자진신고자 감면제도의 역할은

* 이 논문은 2013년 정부재원(교육과학기술부 인문사회연구역량강화사업비)로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구(NRF-2013S1A3A2053586)입니다. 유익한 논평을 해주신 두 분 심사위원께 감사드립니다. 이 논문은 제1저자의 석사학위논문을 발전시킨 논문입니다.

** 제1저자, 연세대학교 일반대학원 경제학과 박사과정, 전화: (010) 9195-7826, E-mail: sghyowon@gmail.com

*** 교신저자, 연세대학교 경제학부 교수, 전화: (02) 2123-6569, E-mail: yun.choi@yonsei.ac.kr
논문투고일: 2014. 2. 19 수정일: 2014. 4. 18 게재확정일: 2014. 5. 27

크게 사전적 역할과 사후적 역할로 나눌 수 있다. 자진신고자 감면제도는 기업들이 담합에 가담함으로써 얻는 기대이익을 감소시키고, 따라서 담합이 형성될 확률을 낮춘다. 이처럼 기업의 부당한 공동행위를 사전에 억제시키는 역할은, 담합으로 야기되는 소비자 및 여타 경쟁기업에의 피해를 고려하면 상당히 중요하다고 할 수 있다. 또한 자진신고자 감면제도는 부당한 공동행위에 대한 자진 신고를 유도함으로써 사후적으로 담합을 약화시켜 경쟁당국의 담합 적발률을 향상시킨다. 실제로 이미 형성된 부당한 공동행위를 적발하고 구체적인 물증을 통해 입증하는 것은 상당히 힘들다(이인권, 2007). 하지만 자진신고 또는 협조를 통해 기업들이 제공하는 구체적인 정보는 담합에 대한 입증에 용이하게 하며 또한 조사기간을 단축시킨다. 따라서 이러한 사후적 역할은 경쟁당국의 한정된 예산과 인력에서 오는 부담을 경감해 준다. 이러한 자진신고자 감면제도의 역할과 효과에 대해서는 상당히 많은 이론적·실증적 연구가 이루어져 왔다.¹⁾

한국은 1997년 자진신고자 감면제도를 도입하여, 1순위 자진신고자에게는 과징금의 75~100% 면제를 부여하였으며, 1순위 조사협조자에게는 과징금의 50% 이상의 면제를 부여하였다. 하지만 2005년도의 개정은 1순위 자진신고자와 조사협조자 모두에게 과징금을 100% 면제를 부여하였다는 면에서 획기적인 개정으로 고려된다.²⁾

본 논문은 2005년에 이루어진 한국의 자진신고자 감면제도의 개정이 담합 적발률을 제고하고 담합의 형성을 억제하였는지에 대하여 초점을 맞추어 연구한다. 실증분석에서는 Miller(2008)의 모형을 적용하여 1998년 4월부터 2011년 9월 기간 동안 공정거래위원회의 심결을 거친 462건의 부당공동행위에 대해 분석한다. 본 논문의 의의는, 포아송 회귀분석과 평균 담합기간 변화분석을 통하여 자진신고자 감면제도가 담합의 모집단에 미친 영향을 실증적으로 제시한다는 데 있다.³⁾ 2005년의 개정이 담합의 적발률을 제고하였다는 가설은 모든 실

1) 자진신고자 감면제도의 역할과 효과에 대한 이론적 연구들로는 Harrington(2008), Harrington and Chang(2009), Motta and Polo(2003), Spagnolo(2008) 등을 들 수 있다. 해외의 실증적 연구로는 Miller(2008), Brenner(2009), Zhou(2012) 등이 있고, 한국에 대한 실증적 연구에는 권남훈(2010), 김나영·김영산(2010), Choi(2012), Choi and Hahn(2013) 그리고 Ko and Jeong(2013) 등이 있다.

2) 2005년 개정에서 과징금의 완전면제는, 미국의 1993년 개정과 유럽연합의 2002년 개정과 그 맥을 같이 한다. 이러한 개정을 통해 미국과 유럽은 자진신고자 감면제도 신청의 급증을 경험하였고, 따라서 담합의 적발건수도 급증하였다. 한국 또한 2005년 개정 이전 총 7건의 자진신고자 감면제도를 이용한 담합의 적발이 있었던 것에 비해 2005년 이후 그 수가 급격히 증가하여 2011년에는 32건의 담합이 자진신고자 제도가 적용되어 적발되었다.

3) 기존의 실증 논문들은 '적발된' 담합사건을 중심으로 자진신고자 감면제도에 대한 전체적

증분석에서 지지되었고, 담합의 형성률을 감소시켰다는 가설은 부분적이거나 일부의 실증분석에서 지지되었다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 한국의 자진신고자 감면제도에 대해 소개하고, 미국과 유럽연합의 제도를 중심으로 각 제도에서의 감면 혜택의 차이점에 중점을 두어 서술한다. 제Ⅲ절에서는 본 논문의 바탕이 되는 이론 모형과 실증모형을 서술한다. 그리고 부당한 공동행위에 대한 공정거래위원회의 심결 자료를 바탕으로 구축된 데이터를 살펴본다. 제Ⅳ절에서는 포아송 회귀분석을 이용한 실증분석을 실시하고, 제Ⅴ절에서는 결론과 시사점을 서술한다.

Ⅱ. 자진신고자 감면제도

1. 한국의 자진신고자 감면제도

한국의 공정거래위원회는 1997년 4월 자진신고자 감면제도를 도입·시행하였다.⁴⁾ 도입 초기에는 공정위가 조사를 하기 이전 자진신고한 1순위 신고자에게만 최대 70%의 감면 혜택을 부여하였는데, 1999년과 2000년 각각 단 1건씩만 제보가 이어지는 등 적용 실적이 미비하였다. 이후 공정위는 2001년의 개정을 통해, 조사 개시 이전 자진신고자에게는 과징금의 75% 이상의 감면 혜택을, 조사 개시 이후의 1순위 자진협조자에게는 과징금의 50% 이상의 감면 혜택을 부여하였다. 하지만 감면의 정도가 공정위의 재량에 의해 결정되는 부분이 없지 않았으며, 이는 자진신고자(또는 조사협조자)에게 있어서는 비용과 편익에 대한 불확실성으로 작용하였다. 이러한 불확실성은 낮은 제도 이용실적으로 이어졌는데, 실제 2001년에서 2004년까지 3년간 적발된 약 150건의 부당한 공동행위 중 5건의 경우에만 자진신고자 감면제도가 적용되었다. 자진신고자 감면제도의 이용실적이 급격히 증가한 것은 2005년도 개정 이후이다. 2005년도 개정에서는 1순위 자진신고자와 1순위 조사협조자 모두에게 100% 감면 혜택을 부여하고, 2순위 자진신고자와 조사협조자에게도 30%의 감면 혜택을 부여함으로써 공정위의 재량으로 인하여 야기되는 불확실성을 감소시켰다.⁵⁾ 또한 조사과정에서

인 이해를 높이는 데 기여하였다.

4) 권남훈(2010), 김나영·김영산(2010) 등은 자진신고자 감면제도에 대한 자세한 설명을 포함하고 있다.

5) 김현수·남재현(2010)은 현행제도의 이론적 타당성을 검토하여, 대부분의 경우 상당한 이

102 자진신고자 감면제도의 개정이 담합 적발률과 담합 형성률에 미치는 영향

〈표 1〉 부당한 공동행위, 과징금 부과건수 및 자진신고자 감면제도 적용건수

(단위: %)

연도	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	계
총건수	34	47	43	47	23	35	46	45	44	65	61	62	71	623
과징금 부과건수	15	15	8	14	11	14	21	27	24	43	21	26	34	273
자진신고자 감면제도 적용건수 (과징금 부과 사건 수)	1 (1)	1 (1)	-	2 (1)	1 (1)	2 (0)	7 (6)	7 (6)	10 (10)	21 (20)	17 (13)	18 (18)	32 (29)	119 (106)
과징금 부과건수 대비 제도적용건수 비율 (%)	6.7	6.7	-	7.1	9.1	0.0	28.6	22.2	41.7	46.5	61.9	69.2	85.3	38.8

자료: 공정거래위원회(2012), 『공정거래백서』, 공정거래위원회(2013), 『통계연보』.

조사대상 이외의 담합에 대한 정보를 제공함으로써 조사과정에 있는 담합에 대해 추가적으로 과징금 또는 시정조치를 감경 받을 수 있는 추가감면제도(amnesty plus)를 도입하였다. 〈표 1〉에서 볼 수 있듯이, 2005년 적발된 부당한 공동행위 46건 중 7건이 자진신고자 감면제도를 통하여 이루어진 것을 시작으로 자진신고자 감면제도 이용실적은 크게 증가하였다. 2011년 적발된 71건의 담합사건 중 제도가 적용된 사건은 32건으로 그 비중은 45.0% 이상에 이르렀다. 또한 같은 해 과징금이 부과된 34건 중 29건에 제도가 적용되었는데, 이는 전체 과징금 부과건수의 85.3%에 해당한다. 자진신고자 감면제도가 적용된 대표적인 담합사건으로는, LPG 담합사건(2009), 밀가루 담합사건(2006), 설탕 담합사건(2007), ATM 담합사건(2011) 등을 들 수 있다.

하지만 담합을 통해 소비자의 후생과 시장경쟁을 저하시킨 관련 기업들이, 자진신고자 감면제도를 이용하여 거액의 과징금의 감면을 받으면서 제도의 남용에 대한 비판이 이어졌다. 특히, 대기업의 남용사례들이 잇단 등 부작용이 이어지자, 2012년 공정위는 감면 혜택을 한 번 적용받은 기업이 5년 이내에 다시 자진신고자 감면제도의 혜택을 받지 못하도록 개정을 하는 등 지속적인 개정을 통한 보완이 이루어지고 있다.

론적 근거가 있음을 보였다.

2. 자진신고자 감면율을 중심으로 한 국가 간 제도 비교

자진신고자 감면제도는 현재 40여 개국에서 시행되고 있는 제도로, 담합의 형성 억제와 적발에 있어 많은 성과를 거두어 왔다고 인정받고 있다. 각국의 제도는 도입 이후 수차례 개정을 거치며 투명성과 신뢰성을 제고하는 방향으로 개정되어 왔다. 하지만 각국의 제도는 감면 혜택을 부여받는 조사신고자와 조사협조자의 수 그리고 그 감면 비율에서 차이를 보인다. 따라서 본 소절에서는 미국과 유럽 그리고 일본의 제도를 간략히 소개하고 제도의 감면 비율을 중심으로 비교해 보고자 한다.

미국의 경우, 1978년 자진신고자 감면제도 도입 이후 수차례 개정이 있었으나 1993년의 개정이 가장 획기적인 개정으로 평가받고 있다. 1993년 이전의 감면은 1순위 신고자에게만 한정되었으며, 경쟁당국 재량에 의해 그 비율이 정해졌으나, 1993년의 개정으로 1순위 신고자 및 협조자에게 100% 감면 혜택이 보장되었다. 개정 이전에 자진신고자 감면제도가 적용된 사건은 총 17건으로 1년 당 약 1건의 적용이 이루어졌으며, 사건당 최대 과징금은 300만 달러에 불과하였다. 하지만 개정 이후 매달 약 1~2건의 신청이 이루어지는 등 제도의 적용 사건 수가 크게 증가하였다. 1999년의 비타민 담합사건은 담합에 가담한 Hoffman LaRoche사와 BASH사가 각각 5억 달러와 2.5억 달러의 최대 과징금을 부과 받은 사건으로 자진신고자 감면제도를 이용해 적발된 사건이다. 1997년에서 2004년까지 미국의 법무부가 카르텔에 부과한 전체 과징금의 90% 이상이 자진신고자 감면제도가 적용된 사건에 부과되었다.

유럽연합의 경우, 1996년 도입 후 2002년 개정이 이루어졌다. 1순위 자진신고자의 감면율이 75~100%의 영역에서 100% 감면으로 변경되어 일정 요건을 충족시킬 경우 자동적으로 완전 면책되도록 개정이 되었다. 또한, 1순위 조사협조자의 경우에는 감면의 폭이 50~75%에서 30~100%로 확대되었다. 유럽연합에 있어서도 제도 개정 이전 자진신고자 제도에서의 신청이 총 16건에 그쳤으나, 2002년 한 해에 총 92건의 신청이 있었다. 유럽연합의 경우 제도의 신청이 증가함과 동시에 많은 담합이 면책과 감경을 부여받아 담합의 평균 과징금 또한 급격한 감소를 보였다. 일본은 2005년 4월에 자진신고자 감면제도를 도입하여 2006년 1월부터 시행하였는데, 1순위 자진신고자에게는 완전면책을, 1순위 조사협조자에게는 30%의 감면 혜택을 부여한다.

각국의 자진신고자 감면제도는 1순위 자진신고자에게 완전면책을 부여하는

〈표 2〉 자진신고자 감면제도 감면 비율

(단위: %)

		조사 개시 전				조사 개시 후			
		1순위	2순위	3순위	기타	1순위	2순위	3순위	기타
한국	1997	~70							
	2001	75~100				50			
	2005	100	30			100	30		
미국	1978	재량							
	1993	100				100			
유럽연합	1996	75~100	10~50	10~50	10~50	50~75	10~50	10~50	10~50
	2002	100	30~50	20~30	20 이하	30~50	20~30	20 이하	20 이하
일본	2005	100	50	30 ^a		30	30	30	

주: 5순위까지 30%의 감면율을 적용한다.

자료: 공정거래위원회(2009), 손영화(2010), 일본 공정취인위원회(2006), Choi and Hahn(2013), Lynch(2011).

방향으로 개정되어 왔으며, 이러한 개정은 단기간에 담합 적발건수의 급격한 증가로 이어졌다. 하지만 유럽연합의 경우는 담합 적발건수의 증가가 지속되고 있는 반면 미국과 캐나다에서는 담합 적발건수가 정체되는 경향을 보이고 있다. 다음 절에서는 한국의 경우 제도 개정 이후의 담합 적발건수의 증가 혹은 정체와 같은 변화가 실제적인 담합의 형성 저지와 적발률 향상에서 오는 것인지를 확인하기 위하여 실증분석을 수행하였다.

III. 분석 모형 및 자료

본 연구는 한국의 부당공동행위 데이터에 포아송 회귀분석을 적용하여 1순위 자진신고자와 조사협조자에게 과징금의 100% 감면 혜택을 부여한 2005년 자진신고자 감면제도의 개정이 담합의 적발률과 형성률에 어떠한 영향을 미쳤는지에 대해 분석한다. 본 절에서는 본 연구의 기본 모형이 되는 Miller(2008)의 모형을 소개하고, Harrington and Chang(2009) 그리고 Zhou(2012)의 연구에서 제시된 담합기간에 대한 가설도 정리한다.

1. 분석의 이론모형

Miller(2008), Harrington and Chang(2009) 그리고 Zhou(2012)의 연구는, 실제 관찰되는 담합의 특성을 바탕으로 관찰되지 않는 담합들을 포함한 담합의 모집단에 대해 논리적 추론을 이끌어 내는 이론모형을 발전시켰다는 데 그 의의가 있다. Harrington and Chang(2009)은 담합의 형성률과 적발률의 변화가 적발된 담합의 건수와 그 담합기간에 미치는 변화를 이론적으로 도출하였고, Miller(2008)와 Zhou(2012)는 이러한 이론이 실증적으로 분석될 수 있는 실증모형을 마련하였다. Miller(2008)의 모형은 적발된 담합건수의 변화에 초점을 맞추었고, Zhou(2012)는 적발된 담합의 담합기간에 초점을 맞추었다. 본 소절에서는 Miller(2008)의 모형을 정리한다.

Miller(2008)는 시장에 존재하는 전체 산업의 수가 N 이라고 가정하고, t 기에 담합 중인 산업의 수와 경쟁 중인 산업의 수를 각각 X_t 와 Y_t 라고 가정한다. 그리고 t 기에 경쟁 상태인 산업이 $t+1$ 기에 담합할 확률은 a_t , t 기에 담합 중인 산업이 $t+1$ 기에 적발될 확률은 b_t , 담합이 적발되지 않았음에도 스스로 담합을 중지할 확률을 c_t 라고 한다. 즉, a_t 는 담합의 형성률이고 b_t 는 담합의 적발률로서, 본 연구는 2005년의 자진신고자 감면제도의 개정이 이 두 매개변수에 미친 영향에 관한 실증분석을 시행한다. 경쟁과 담합을 하는 산업들에 대한 분포가 제1차 마르코프 과정(first-order Markov process)을 따른다고 가정하였을 때, 정상 상태(steady state)에서의 경쟁 산업 수와 담합 산업 수는 다음과 같다.

$t+1$ 기에서의 담합과 경쟁을 하는 산업 수에 대한 기대치:

$$E \begin{bmatrix} X_{t+1} \\ Y_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1-b_t-c_t(1-b_t) & a_t \\ b_t+c_t(1-b_t) & 1-a_t \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} \quad (1)$$

정상 상태에서의 담합과 경쟁을 하는 산업의 수:

$$\begin{bmatrix} X^* \\ Y^* \end{bmatrix} = \frac{1}{a+b+c(1-b)} \begin{bmatrix} a \\ b+c(1-b) \end{bmatrix} N \quad (2)$$

자진신고자 감면제도의 개정($t=s$)이 이루어지기 전의 담합의 형성률, 적발률, 그리고 중지확률을 a_1 , b_1 , c_1 이라고 하면, 다음의 식 (3)과 같이 제도의 개정 전 담합으로 적발되는 산업의 수(V_t)를 구할 수 있다. 반면, 자진신고자 감

106 자진신고자 감면제도의 개정이 담합 적발률과 담합 형성률에 미치는 영향

면제도의 개정으로 담합 형성률과 적발률이 a_2, b_2 로 변화하는 경우, 담합으로 적발되는 산업의 수는 다음과 같이 수렴하게 된다.

제도 개정 전 적발되는 담합 산업의 수:

$$E[V_t | t < s; \theta] = \frac{b_1 a_1}{a_1 + b_1 + c(1 - b_1)} \quad (3)$$

제도 개정 후 적발되는 담합 산업 수의 수렴:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E[V_t | t < s; \theta] = \frac{b_2 a_2}{a_2 + b_2 + c(1 - b_2)} \quad (4)$$

식 (3)과 (4)를 바탕으로, 다음과 같은 가설이 도출된다.

[가설 1] 제도 개정 이후 담합 적발건수의 증가는 적발률의 향상에 기인한다.

[가설 2] 제도 개정 이후 일정 시간이 지난 다음, 담합 적발건수가 개정 전의 적발건수 이하로 조정이 되는 것은 담합 형성률이 낮아졌음에 기인한다.

Miller(2008)는 다양한 담합 형성률과 적발률의 조합을 바탕으로 적발되는 담합 수의 패턴을 시뮬레이션을 통해 보여준다. 담합 적발률이 향상되는 경우, 담합 적발건수의 급격한 증가(spike)가 관찰된다([가설 1] 참조). 담합 형성률이 낮아지는 경우에는 담합 적발건수가 담합 형성률 변화 이전보다 감소한다([가설 2] 참조). 하지만 형성률의 감소가 크지 않는 경우에는 담합 적발건수가 이전보다 증가한다.⁶⁾

반면, Zhou(2012)는 담합 형성률과 적발률의 변화가 담합기간에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 기간분석(Duration analysis)을 시도한다.⁷⁾ Zhou(2012)와 Harrington and Chang(2009)의 가설은 다음과 같다.

[가설 3] 제도 개정으로 약한 담합들이 적발되어 해체되고, 안정적이고 강한 담합들이 담합 모집단에 남게 된다. 강한 담합이 적발되면서 평균 담합기간은

6) 예를 들어, 담합 적발률이 $b_1=0.20$ 에서 $b_2=0.30$ 으로 향상되고, 담합 형성률이 $a_1=0.20$ 에서 $a_2=0.10$ 으로 낮아지는 경우에는 적발건수가 이전보다 감소한다. 반면, 담합 적발률이 $b_1=0.2$ 에서 $b_2=0.30$ 으로 향상되고, 담합 형성률이 $a_1=0.20$ 에서 $a_2=0.18$ 로 약간 감소하는 경우에는 적발건수가 증가한다.

7) Zhou(2012)의 논문 또한 Harrington and Chang(2009)의 이론모형을 바탕으로 한다.

제도 개정 이전에 비해 단기적으로 늘어나게 된다.

[가설 4] 제도 개정 이후 일정 시간이 지난 후, 장기적으로 적발된 담합의 평균 담합기간은 [가설 3]에서의 단기적 평균 담합기간에 비해 줄어든다.

2. 분석의 실증모형

Miller(2008)는 이론적 예측에 대한 실증적 검정을 위해 포아송 회귀분석을 시도한다. 포아송 회귀분석은 사건이 일어난 횟수 등을 분석하는데 있어 보편적으로 사용하는 방법으로, 종속변수(dependent variable)가 꼭 포아송 분포에서 생성되지 않더라도 일치추정량(consistent estimator)을 제공한다는 장점을 가지고 있다.

t 기에 적발된 담합산업의 수를 V_t 가 다음과 같은 포아송 분포를 따른다고 가정하자.

$$P(V_t=v_t|x_t)=\frac{\exp(-\lambda_t)\lambda_t^{v_t}}{v_t!}, \quad v_t=0, 1, 2, \dots \quad (5)$$

위 식의 λ_t 는 t 기에 적발되는 담합 산업 수의 기대값으로 다음과 같다.

$$\lambda_t=E(V_t=v_t|x_t)=\exp(x_t'\beta) \quad (6)$$

종속변수는 적발된 담합의 수이고, x_t 는 담합 적발건수를 설명하는 설명변수를 포함한다. 본 연구의 관심사인 주요 설명변수는 자진신고자 감면제도 개정을 나타내는 가변수로 2005년 개정된 자진신고자 감면제도가 시행된 이후에는 1의 값을, 그 이전에는 0의 값을 갖는다. 그리고 시간변수 Time 1과 Time 2의 다항식이 설명변수에 포함된다. Time 1의 경우는 첫 기에는 1의 값을 갖고 그 다음 기에는 2의 값을, 그 다음 기에는 3의 값을 갖는 방식으로 구성된 추세변수(trend variable)이고, Time 2의 경우는 자진신고자 감면제도 개정시기까지는 0의 값을 갖고 그 다음 기부터 값이 1씩 증가하는 추세변수이다. 또한 담합에 부과된 과징금 변수와 전기 대비 국민총생산 변화율 변수를 통제변수로 넣어 실증분석의 결과가 일관성을 지니는지 살펴본다.

앞서 제시된 [가설 1]에 대해서는, 자진신고자 감면제도 개정 가변수의 계수

가 양의 값을 갖는지를 검증한다. 양의 계수는 실증모형에 있어서 즉각적인 담합 적발건수의 증가를 가져오며, 따라서 이는 제도의 개정을 통해 담합 적발률이 향상되었는지를 나타내준다.

[가설 2]에 대해서는, 개정 이후 일정 시간이 지난 다음의 담합 적발건수의 추정치가 개정 이전의 추정치보다 작아지는지($H_0: \lambda_{t|t \geq s} \geq \lambda_{t|t < s}$ vs $H_1: \lambda_{t|t \geq s} < \lambda_{t|t < s}$)를 검증하여 담합의 형성률이 낮아졌는지 살펴본다.

또한 본 연구는 Miller(2008)의 가설에 초점을 맞추었으나 적발된 담합을 담합 형성일과 종료일을 기준으로 분류하여, 적발된 담합의 평균 담합기간을 구하여 보고 Zhou(2012)의 가설검정 결과에 대한 논의를 하고자 한다.

3. 자 료

본 연구는 1981년에서 2011년까지 총 31년간 공정위 심결을 거친 577건의 부당공동행위 사례들에 대한 데이터베이스에서 각 시기별 담합 적발건수, 담합이 형성된 시기와 해체된 시기 등을 사용한다.⁸⁾ 실증분석 대상 기간은 한국의 자진신고자 감면제도가 도입되어 실행된 지 1년이 지난 후인 1998년 4월부터 2011년 9월로 한정한다. 자진신고자 감면제도의 도입 이전에는 정치·경제적 문제들로 인해 담합의 적발이 어려웠고, 정보의 공개 역시 제한적이었다. 본 연구는 자진신고자 감면제도의 개정이 담합의 형성률과 적발률에 미치는 영향을 분석하는 데 목적을 두고 있으므로, 제도의 도입 이전 및 도입 이후 1년간의 담합건수를 분석 표본에서 제외하였다. <표 3>과 <그림 1>은 데이터베이스에 포함된 담합 적발건수에 관한 기초통계량 및 추이를 보여준다. 각 기(t)는 6개월을 가정하여, 1998년 4월~1998년 9월이 첫 기간이 되며, 실증분석 기간은 총 27개의 기간으로 나누어진다.⁹⁾ <그림 1>에서의 수직선은 자진신고자 감면제도의 개정이 시행된 2005년 4월을 나타낸다.

실증분석 기간 동안 총 462건의 담합이 적발되었으며 이는 6개월당 평균 약 17건의 담합이 적발된 것이다. 제도 개정 이전에는 197건이 적발되어 6개월 평균 14건의 담합이 적발되었고, 제도 개정 이후에는 265건의 담합이 적발되어 6개월 평균 20건의 담합이 적발되었다. 즉, 2005년 자진신고자 감면제도의 개정

8) 이 데이터베이스는 SSK 경쟁정책과 경쟁법의 선진화 팀이 공정거래위원회의 홈페이지에 공개된 심결서를 토대로 구축한 데이터베이스이다.

9) Miller(2008)의 경우, 1985년에서 2005년까지의 자료를 이용하였고 6개월을 한 기간으로 가정하였다.

〈표 3〉 기간별 적발된 담합의 수

(단위: 6개월)

	전체 담합		동일 산업군의 첫 번째 담합	
	총수	기간당 평균	총수	기간당 평균
전체 기간(1998. 4~2011. 9)	462	17.11	148	5.48
제도 개정 이전(1998. 4~2005. 3)	197	14.07	90	6.43
제도 개정 이후(2005. 4~2011. 9)	265	20.38	58	4.46

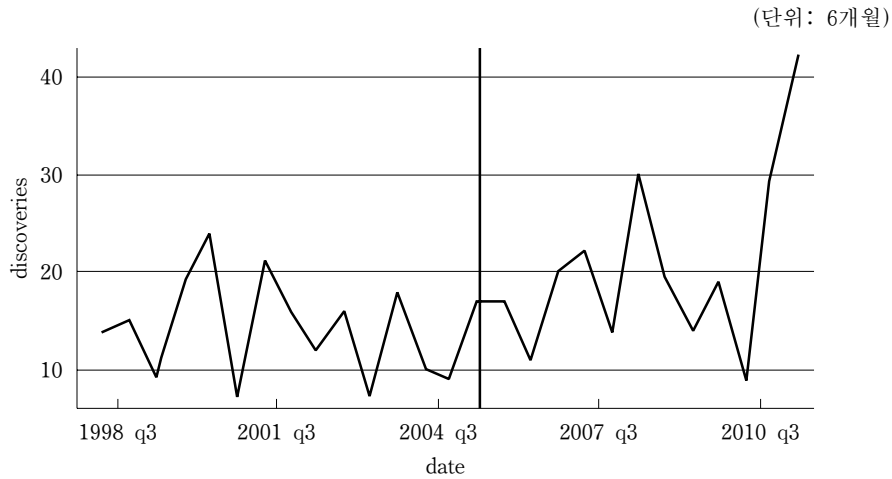
이후 담합의 적발건수는 이전에 비해 연평균 12건 이상이 증가한 것이다. 〈그림 1a〉는 꾸준히 증가하는 추세를 보이는 담합의 적발건수를 보여주고 있으며, 마지막 기간인 2011년 4월부터 9월 사이에는 무려 42건이나 되는 담합이 적발되어 스파이크로 나타난다. 개정이 시행된 2005년 4월을 중심으로 담합 적발건수가 약간 증가하였고 전체 기간으로 보았을 때에는 우상향함을 보이는데, 이는 한국의 담합 적발건수는 앞서 제시된 [가설 1]은 지지하는 것으로 보이나, [가설 2]는 지지하지 않는 것으로 보인다.

Miller(2008)의 경우, 심결서에서 정의된 상품시장을 기준으로 산업을 분류하고 각 산업에 있어서 적발된 첫 번째 담합만을 실증분석 대상으로 포함한다. 예를 들어, 동일 산업에 속하면서 다른 지역 시장에서 행해진 담합들의 경우 다수의 심결서가 존재하지만 실증분석에는 첫 번째 담합만을 포함한다. 미국의 경우 동일 산업 내 담합의 85%가 최초 적발 시점으로부터 5년 내에 적발되고, 이 중 약 68%의 담합이 다른 지역 시장에서 발생한 담합으로 이들은 표본에서 제외한다. 또한 미국의 경우 담합 조사 및 입증과정에서 얻게 되는 정보가 비슷하지만 다른 산업 내의 담합의 적발로 이어지는 경우가 있다. 따라서 이러한 파생효과가 실증분석에 영향을 미치는 것을 제거하고, 하나의 담합이 복수의 담합으로 계산되는 측정 오차도 감소시키고자 동일 산업 내 최초의 담합 적발건만을 포함한다. 즉, 연관성이 없는 독립적인 담합만을 분석 표본에 포함한다.

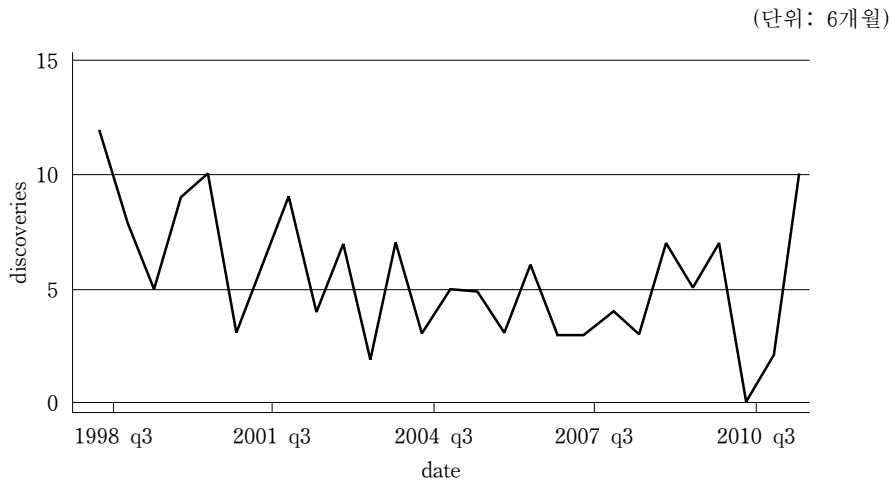
Miller(2008)의 자료 추출방식을 따라, 한국의 담합 데이터베이스에서 동일 산업 내 최초의 담합 적발건을 추출할 경우, 총적발담합건수는 148개이고, 각 기당 평균 5.5개의 담합 적발이 이루어졌다. 제도 개정 이전에는 각 기당 약 6.4개의 담합 적발이 이루어졌고, 제도 개정 이후에는 각 기당 약 4.5개의 담합 적발이 이루어졌다. 이를 바탕으로 한 적발건수의 변화 추이는 〈그림 1b〉에 나타나 있다. 개정시기에 적발건수가 약간 상승하는 것으로 보이고, 전체 기간으로

110 자진신고자 감면제도의 개정이 담합 적발률과 담합 형성률에 미치는 영향

1a. 적발된 전체 담합사건의 수



1b. 동일 산업에서 적발된 첫 번째 담합사건의 수



<그림 1> 담합 적발건수

보았을 때 적발건수의 하향 추세가 나타난다.

이때 동일 산업군에 대한 분류는 한국 표준산업분류의 4자리 산업분류코드를 기준으로 한다.¹⁰⁾ 예를 들어, 석유정제물 재처리업으로 분류된 산업(한국 표준

10) 본 연구에서는 표준산업분류를 기반으로 하였으나, 전성훈(2007), 김현중(2010) 등의 연구에 따라 동일 산업군 분류 시 시장획정에 있어 대체성, 보완성, 가격탄력성, 시장의 지리적 영역 등을 고려하면 좀 더 정확한 실증분석의 결과를 가져올 것으로 기대된다.

산업분류코드: 1922)의 경우 총 6개의 담합 적발이 존재한다. 이 중 3개의 담합과 2개의 담합이 각각 동일시기에 형성되었고, 4개 담합의 종료일이 거의 비슷하다. 그리고 4개 담합의 경우 공정거래위원회의 조사시기가 비슷하다. 또한 담합에 가담한 기업 중 한 기업은 6개의 사건 모두에 개입되어 있고, 다른 한 기업은 5개의 사건에 개입되어 있다.¹¹⁾ 엔지니어링 서비스업(한국 표준산업분류코드: 7212)의 경우, 총 9개의 입찰담합이 존재하는데 2006년 1월과 2월 경북 내의 각 지역(고령군, 구미시, 봉화군, 예천군, 영덕군, 영천시, 울진군, 청송군, 의성군)에서 발주된 실시설계용역에서의 담합이다.¹²⁾ 담합의 시작시기와 종료시기 및 공정위의 조사 시작시기가 유사하며, 담합사건에 대한 조치가 비슷한 시기에 이루어졌다는 사실 등으로 판단하였을 때, 위 담합사건들에 대한 조사가 동시에 혹은 순차적으로 진행되었음을 짐작할 수 있다. 즉, 동일 산업 내에서 비슷한 시기에 조사를 받고 적발이 되는 담합이 많다는 사실을 확인할 수 있다. 이는 담합의 조사와 입증과정에서 연계 되는 정보로 비슷한 유형의 새로운 담합을 찾아내는 것이 더욱 수월해지며, 동일 기업과 관련이 되어 있기 때 문임을 확인할 수 있었다. 반면 4자리 산업분류코드를 기준으로 하는 경우, 유사하지 않지만 동일 산업군으로 분류되어 실증분석에 포함되지 않을 오류가 있을 수 있음을 배제할 수 없으며, 이는 실증분석의 결과에 편이를 가져올 수 있는 가능성을 내포하고 있다.

따라서 본 연구는 적발된 전체 담합사건을 포함한 회귀분석과 각 산업에서

- 11) 석유정제물 재처리업의 6개 담합사건은, 6개 저밀도폴리에틸렌(LDPE) 제조판매 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(사건번호: 2007제카2869), 7개 선형저밀도폴리에틸렌(LLDPE) 제조판매 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(사건번호: 2007제카2870), 4개 에틸렌옥사이드(EO) 제조판매사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(사건번호: 2008제카1173), 6개 스티렌모노머(SM) 제조·판매사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(사건번호: 2008제카1168), 4개 자일렌(XL) 제조·판매사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(사건번호: 2008제카1170), 4개 톨루엔(TL) 제조·판매사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(사건번호: 2008제카1169)이다.
- 12) 9개의 담합사건은, 경북 의성군 발주 시설계용역 입찰참가 3개 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(2006구사1391), 경북 고령군 발주 실시설계용역 입찰참가 2개 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(2006구사1394), 경북 구미시 발주 실시설계용역 입찰참가 3개 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(2006구사1393), 경북 예천군 발주 실시설계용역 입찰참가 2개 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(2006구사1392), 경북 영덕군 발주 시설계용역 입찰참가 4개 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(2006구사1390), 경북 영천시 발주 시설계용역 입찰참가 3개 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(2006구사2207), 경북 울진군 발주 시설계용역 입찰참가 3개 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(2006구사2206), 경북 청송군 발주 시설계용역 입찰참가 3개 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(2006구사2319), 경북 봉화군 발주 시설계용역 입찰참가 3개 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(2006구사2759)이다.

112 자진신고자 감면제도의 개정이 담합 적발률과 담합 형성률에 미치는 영향

적발된 첫 번째 담합사건만 포함한 회귀분석 모두를 시행한다. 또한 6개월 단위 담합 적발건수 이외에도 3개월 단위의 담합 적발건수 분석도 시행한다.

IV. 실증분석 결과

1. 포아송 회귀분석 결과

〈표 4〉는 포아송 회귀분석 결과를 보여준다. 모형 (1)은 각 기당 전체 담합 적발건수가 종속변수이다. 모형 (2), (3), (4)는 Miller(2008)의 자료 추출방식을 따라 각 산업 내 첫 번째 적발된 담합건수가 종속변수이다. 모형 (3)은 모형 (2)의 Time 2 다항식을 6차로 변형시킨 모형이고, 모형 (4)는 3개월 단위기간을 사용한다.

전체 담합 적발건수를 포함한 모형 (1)에서는, 자진신고자 감면제도의 개정 가변수의 계수가 0.406으로 통계적으로 유의한 양의 값을 가진다. 이는 2005년

〈표 4〉 포아송 회귀분석 결과 I

모형	(1) 전체 담합	(2) 각 산업의 첫 번째 담합	(3) 각 산업의 첫 번째 담합	(4) 각 산업의 첫 번째 담합
[가설 1] 검증				
자진신고자 감면제도 개정 가변수	0.406*** (0.086)	0.377** (0.156)	0.227** (0.112)	0.603** (0.244)
Time 1	1차	1차	1차	1차
Time 2	4차	4차	6차	4차
단위기간	6개월	6개월	6개월	3개월
Pseudo-R ²	0.241	0.117	0.178	0.069
관측치 개수	27	27	27	54
[가설 2] 검증				
t-검정(개정 후 6개월부터)	2.846***	-3.256***	-2.485***	-4.969***
t-검정(개정 후 12개월부터)	3.024***	-3.000***	-2.323***	-5.108***

주: 1) 괄호 안의 수는 표준오차를 나타낸다.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 유의성을 의미한다.

개정으로 인해 담합 적발률이 50% 증가했음을 의미하며, [가설 1]의 이론적 예측을 지지한다.¹³⁾ 추세변수 Time 1과 Time 2는 통계적 유의성을 살펴보고, 각각 1차항과 4차항까지 포함되었다.

그리고 자진신고자 감면제도의 개정이 담합 형성률을 감소시켰는지 검정하기 위해, 포아송 회귀분석에서 추정된 각 기의 담합 적발건수(λ)를 자진신고자 감면제도 개정 이전과 이후로 나누어 평균치를 비교하는 t -검정을 시행하였다. 개정의 효과가 나타나는데 시차가 존재할 수 있으므로 제도 개정 이후의 담합 적발건수는 개정 후 6개월이 지난 시점, 그리고 개정 후 12개월이 지난 시점부터의 추정치를 사용하였다.¹⁴⁾ 이에 대한 검정통계량은 <표 4>의 2.846과 3.024로 양의 값을 보이며 통계적으로 유의하였다. 이는 제도 개정 이후 일정 시간이 지난 후의 적발건수 추정치가 제도 개정시기 이전의 추정치에 비해 증가하였고, 따라서 제도의 개정으로 담합의 형성률이 낮아졌다는 가설을 지지하지 않음을 의미한다.

이러한 결과는 실제적으로 자진신고자 감면제도의 개정이 담합 적발률의 제고에는 기여하였으나 담합 형성률의 감소에의 기여가 미약한 것으로 볼 수 있다. 담합 형성률이 낮아졌을지라도 미약하게 낮아지는 경우에는 담합 적발건수가 증가할 수 있다.¹⁵⁾ 반면 2005년의 개정 이후 10년이 지나지 않아 본 연구에서 사용된 제도 개정 이후의 약 6년간의 데이터가 가설검정을 하기에는 충분히 길지 않아 가설검정의 결과를 내리는 데 어려울 수 있다.¹⁶⁾ 또한 Miller(2008)의 지적처럼, 중복된 담합 또는 담합의 조사과정에서 추가적으로 적발된 담합들이 함께 분석됨으로써 담합 형성률을 추정하는 데 편이를 가져왔을 가능성도 존재한다.

따라서 모형 (2), (3), (4)는 각 산업 내 적발된 첫 담합만을 고려하였다. 모형 (2)에서 자진신고자 감면제도 개정 가변수의 계수는 0.377로 통계적으로 유의한 양의 값을 가진다. 즉, 담합 적발률이 45.7% 증가했음을 의미한다.¹⁷⁾ 그리고

13) $1.50 = \exp(0.406)$.

14) [가설 1]과 [가설 2]의 검정방법에 대한 일관성 문제 및 개정효과의 시차 문제에 대하여 조언을 해주신 심사의견에 감사드린다. 또한 본 논문에서는 일정 시간에 대해 임의의 6개월과 12개월을 선정하여 담합 적발건수의 변화에 대해 검정하였으나, 이에 대한 이론 또는 실증모형에 대한 후속 연구가 진행되어야 할 것으로 고려된다.

15) 각주 6) 참조.

16) 이 부분에 대한 조언을 해준 익명의 심사자에게 감사드린다. Miller(2008)의 경우 1993년의 자진신고자 감면제도 개정 이후 약 12년간의 자료가 이용 가능하였다.

17) $1.457 = \exp(0.377)$.

담합 형성률 감소에 대한 검정통계량은 <표 6>의 -3.256 과 -3.000 으로 음의 값을 가지며 유의수준 5%에서 귀무가설을 기각하였다. 즉, 제도 개정 이후의 일정 시간이 흐른 다음 적발건수 추정치가 제도 개선 이전의 적발건수 추정치보다 낮음을 의미하며, 이는 제도의 개정으로 담합 형성률이 떨어졌음을 지지하는 실증적 분석결과이다.

모형 (3)은 모형 (2)의 Time 2 다항식을 6차로 변형시킨 것으로, 제도 개정 가변수의 계수는 0.227 로 담합 적발건수에 양의 영향을 주며 이는 적발건수가 25.5% 증가했음을 의미한다. 또한 담합 형성률의 감소도 지지하는 결과를 보여 준다.

모형 (4)는 모형 (1), (2)와 동일 설명변수를 사용하였으나, 3개월 단위의 담합 적발건수를 표본으로 사용한 분석으로, 총 54개의 기간이 사용되었다. 모형 (4) 또한 제도 개정 가변수의 계수가 0.603 으로 양의 값을 가지며, 이는 담합 적발수가 82.8% 증가했음을 의미한다. 또한 제도 개정 이후의 적발건수 추정치가 자진신고자 감면제도 개정 이전 시기에 비하여 떨어지는가에 관한 가설검정에서도 검정통계량이 -4.969 와 -5.107 로 1% 유의수준 이내로 유의미하였다.

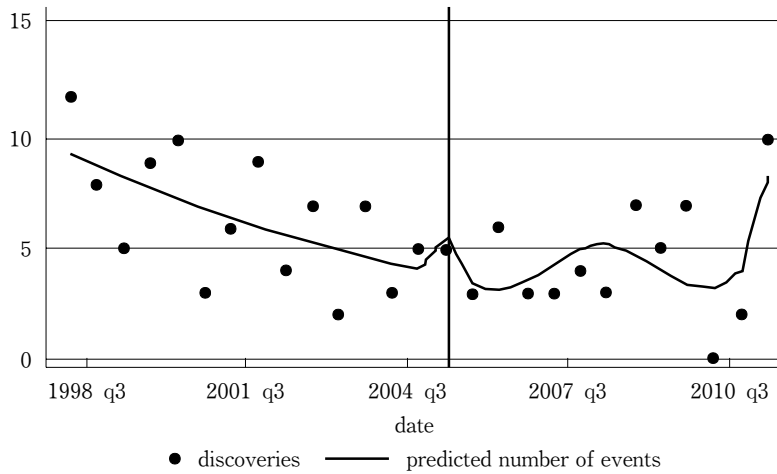
미국 자진신고자 감면제도 개정의 효과를 분석한 Miller(2008)는, 각 산업 내 첫 번째 담합만을 대상으로 하였으며 제도의 개정이 담합 적발력을 제고하고 담합 형성률을 낮추는 데 기여하였음을 제시하였다. 한국의 담합 데이터에 동일한 자료 추출방식을 사용한 모형 (2)~(4)에서 본 연구는 Miller(2008)의 결과와 동일한 결과를 제시한다. 하지만 전체 담합을 고려한 경우, 담합 형성률이 낮아졌다는 가설을 지지하지 못한다.¹⁸⁾ 이는 담합 형성률의 미약한 감소, 자료 기간의 제약 그리고 추가적으로 적발된 담합들의 포함으로 인한 파라미터의 편이 존재 등 여러 이유들을 포함하고 있을 수 있다.¹⁹⁾ 반면 이러한 두 결과는 실질적인 담합 적발률과 형성률의 변화에 대한 상한과 하한의 검정통계량을 제공한다.

<그림 2>는 기간별 실제 담합 적발건수(점으로 표시)와 모형 (2)와 모형 (4)에서 담합 적발건수 추정치(선)를 보여준다. 자진신고자 감면제도 개정 이전까지는 담합의 적발건수는 감소하는 경향을 보이고 있고, 담합 적발건수 추정치(선)도 우하향의 패턴을 보이고 있다. 이는 포아송 회귀분석에서 우하향하는

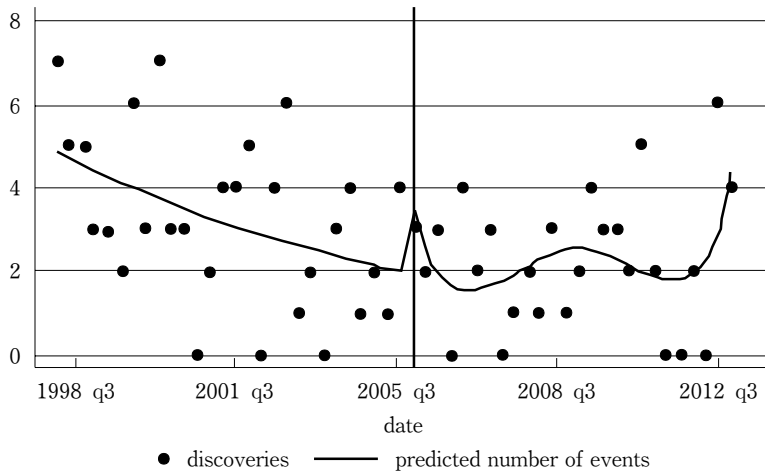
18) Miller(2008)의 경우 전체 담합에 대한 실증분석을 시도하지 않았다. 하지만 미국의 전체 담합 적발건수 패턴(Miller, 2008, Figure 2)을 고려할 때, 실증분석 시에도 담합 형성률에 대한 가설이 지지될 것으로 고려된다.

19) 따라서 긴 기간의 데이터가 축적된 이후의 심층적인 연구가 필요할 것으로 고려된다.

2a. 기간단위가 6개월인 모형 (2)의 추정치



2b. 기간단위가 3개월인 모형 (4)의 추정치



<그림 2> 담합 적발건수 추정치

Time 1 변수로 설명되어진다. 그러나 개정 이후 실제 담합 적발건수와 그 추정치의 변화 추세를 뚜렷이 판단하기가 어려운데, 이는 4차항의 Time 2 변수에 의해 설명되어진다. 수직선은 자진신고자 감면제도의 개정이 이루어진 시기로, 이 시기에 제도 개정기간의 추정치가 급격한 상승을 나타낸다. 즉, [가설 1]의 담합 적발건수의 증가가 나타남을 알 수 있으며 이는 제도 개정으로 인해 담합 적발률이 상승했음을 의미한다. [가설 2]의 제도 개정 이후의 평균적인 담합 적

발건수의 감소도 나타난다. 즉, 개정 이후 일정 시간이 흐른 뒤의 적발건수의 추정치는 전체적으로 개정 이전 시기의 추정치보다 낮은 경향을 보인다. 하지만 표본 자료 기간의 끝으로 갈수록 상승하는 추세가 있다. 3개월의 기간단위를 사용한 모형 (3)에 대한 <그림 2b>도 <그림 2a>와 유사한 유형을 보여준다.

이는 마지막 몇 기간에서의 담합 적발건수의 큰 증가가 추정 적발건수에 큰 영향을 미치고 있음을 보여준다. 2008년 10월부터 2011년 9월까지 적발된 담합을 살펴보면, 총 31개의 담합사건이 적발되었는데, 제조업에서 적발된 비율이 40%를 넘는다. 새로운 산업군에서 적발된 담합들인 ATM기기 제조업자들의 공동행위, 온라인 음악 서비스 사업자들의 공동행위, 피아노조율사협회의 사업자 단체 금지행위 등의 담합사건 적발이 포함되어 있고 22개의 사건에서 과징금이 부과되었다. 또한 31건의 적발사건 중에는 2005년 4월 이전에 형성되어 제도 개정 이후까지 유지되어 온 9개의 담합도 포함되어 있다. 이는 자진신고자 감면제도의 개정 이후 시간이 지남에 따라, 기존에는 적발되지 않았던 공고한 담합들도 적발되고 있는 것을 의미한다. 또한 적발건수 추정치 증가기간 동안에 실제로 적발된 담합의 평균 담합기간은 30.97개월로 이전 시기들에 비하여 증가하였다. 위와 같은 특징을 좀 더 면밀히 분석하기 위하여 담합 지속기간에 대해서 다음 소절에서 살펴보고 그 의미를 찾아본다.

<표 5>는 공정거래위원회가 담합에 부과한 과징금액과 전기 대비 GPD 변화율을 부가적인 통제변수로 포함하여 모형 (1)~(4)를 재추정한 결과로 <표 5>의 결과와 유사하다. 자진신고자 감면제도 개정 가변수의 계수가 0.398~0.466의 양을 값을 나타내고 따라서 제도 개정 이후 담합 적발률이 향상되었음을 의미한다. 또한 개정 전후의 적발건수 추정치의 평균을 비교하기 위한 t 검정치는 전체 담합을 대상으로 하는 경우 양의 값을 가지고, 각 산업 내 첫 번째 담합을 대상으로 하는 경우 음의 값을 나타낸다. 반면 다른 통제변수는 통계적 유의성을 가지지 못하였다. 미국 담합 자료에 대한 Miller(2008)의 분석에 있어서도 통제변수들이 통계적 유의성을 갖지 못하였고, 추세변수만이 설명력을 가졌다. 이는 6개월 또는 3개월 단위의 적발건수의 변화를 설명하는데 있어, 한국과 미국에서 모두 이들 변수의 영향력이 거의 없음을 의미한다.

각 회귀분석에 있어서 포아송 회귀분석에서 제약으로 작용하는 과도분산 정도를 확인하기 위하여, 모형에 의하여 구해진 추정치로 Cameron and Trivedi가 제시한 t -검정(CT-test)을 실시하였다. 그 결과 모든 모형에서 귀무가설 ($H_0: \text{var}(V_t = v_t | x_t) = \lambda_t$)을 기각하지 못하였다. 다음으로 Breusch-Godfrey LM-test를

〈표 5〉 포아송 회귀분석 결과 II

모형	(5) 전체 담합	(6) 각 산업의 첫 번째 담합	(7) 각 산업의 첫 번째 담합	(8) 각 산업의 첫 번째 담합
[가설 1] 검정				
자진신고자 감면제도 개정 가변수	0.411*** (0.09)	0.398*** (0.153)	0.455*** (0.163)	0.466*** (0.167)
전기 대비 GDP 변화율	-0.008 (0.023)	-0.035 (0.0647)		-0.023 (0.056)
담합 과징금			1.515e-06 (1.204e-06)	1.447e-06 (1.206e-06)
Time 1	1차	1차	1차	1차
Time 2	4차	4차	4차	4차
단위기간	6개월	6개월	6개월	3개월
Pseudo-R ²	0.241	0.118	0.124	0.125
관측치 개수	27	27	27	54
[가설 2] 검정				
t-검정(개정 후 6개월부터)	2.847***	-3.211***	-3.098***	-3.081***
t-검정(개정 후 12개월부터)	3.023***	-2.960***	-2.875***	-2.860***

주: 1) 괄호 안의 수는 표준오차를 나타낸다.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 유의성을 의미한다.

사용하여 모형의 자기상관 관계 존재 여부를 검증하였다. 이분산성과 자기상관 관계가 존재하는 모형에서는 이를 수정하기 위해 Newey-West의 방법과 Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Variance Covariance Matrix를 이용하여 표준오차를 계산하였다.

2. 담합기간을 통한 제도 도입과 제도 개정효과에 대한 의견

본 소절에서는 담합의 적발건수가 아니라 적발된 담합의 지속기간을 살펴봄으로써 담합 적발률 증감에 대해 추론한다. 이는 Harrington and Chang(2009), Zhou(2012) 그리고 Choi and Hahn(2013)의 접근방법을 바탕으로 한다.

〈표 6〉은 공정거래위원회 심결서에서 담합의 형성시기와 종료시기가 명확히 제시된 모든 담합의 평균 담합기간을 보여준다. 즉, 적발된 담합의 담합기간으

〈표 6〉 담합 형성일, 종료일 기준 평균 담합기간

(단위: 1개월)

담합 종료일	담합 형성일			전체 기간
	1997년 3월 이전	1997년 4월~ 2005년 3월	2005년 4월 이후	
1997년 3월 이전	8.5 (11.05)			8.5 (11.05)
1997년 4월~ 2005년 3월	46.82 (32.44)	9.32 (12.78)		12.14 (18.00)
2005년 4월 이후	138.29 (24.89)	55.11 (35.23)	11.04 (12.59)	28.15 (35.67)
전체 기간	27.07 (41.31)	20.93 (28.83)	11.04 (12.59)	18.94 (28.24)

주: 괄호 안의 숫자는 표준편차를 의미한다.
자료: Choi and Hahn(2013).

로서 평균 지속기간은 18.94개월이다.

Harrington and Chang(2009)는 담합 적발률의 증가가 안정적이지 못한 약한 담합(marginal cartel)들의 즉각적인 해체를 가져오고, 따라서 담합의 모집단은 안정적인 담합으로 구성됨을 보여준다. 그 이후 안정적이고 강한 담합들이 적발되기 시작하여 담합의 평균 지속기간이 개정 이전에 비해 단기적으로 증가한다는 가설을 제시하였다.

이를 살펴보기 위하여 먼저 담합 종료일을 기준으로 담합을 나누고 평균 담합기간을 구하여 본다. 〈표 6〉의 마지막 열에서 담합 종료일이 자진신고자 제도가 도입된 1997년 4월 이전에 해당하는 경우 담합의 평균 지속기간은 8.5개월이었고, 제도 도입(1997년 4월)과 개정 이전(2005년 3월) 동안 해체된 담합의 평균 지속기간은 12.14개월이며, 개정 이후의 경우 28.15개월로 증가한다. 이러한 증가는 담합 종료일을 분류기준하기 때문에 자연스럽게 증가하는 것으로 볼 수 있다. 이처럼 담합 지속기간이 증가하는 것은 제도의 도입과 개정으로 인해 약한 담합들이 즉각적으로 해체된 이후, 강한 담합들이 적발됨으로써 담합 지속기간이 단기적으로 증가하는 것으로 볼 수 있다.

반면 제도의 도입과 개정이 자리를 잡아감에 따라, 즉각적인 해체를 극복하고 생존해 있던 강한 담합들 또한 지속적으로 적발이 된다. 또한 제도 도입과 개정 이후에 새로운 환경에서 형성된 담합들은 이전의 담합들과 다른 성격을

된다. 따라서 적발되는 담합들의 평균 담합 지속기간이 이전에 비해 증가할 수도 있고 감소할 수도 있다(Harrington and Chang, 2009). 제도 도입과 개정으로 인해 짧은 지속기간을 가진 담합들이 형성되는 경우, 담합의 평균 지속기간은 장기적으로 짧아지게 된다. <표 6>의 마지막 행은 담합 형성일을 기준으로 분류된 담합의 평균 담합기간이 제도 도입과 개정 이후 점차 짧아지고 있음을 보여주고 있다. 하지만 이는 2011년까지 적발된 담합만을 대상으로 계산되었고 전체 담합의 모집단으로부터 계산된 것이 아니기 때문에 새로 형성된 담합의 특성에 대한 결론을 주지는 못한다.

이에 대해 Zhou(2012)와 Choi and Hahn(2013)은 담합기간에 대한 기간분석(duration analysis)을 행하였는데, 담합 형성일을 기준으로 담합의 표본을 구성하여 제도의 변화가 담합 지속기간에 어떠한 단기적 영향을 미쳤는지 살펴보고, 담합 종료일을 기준으로 표본을 구성하여 제도가 장기적으로 담합의 성격에 어떠한 영향을 미쳤는지 살펴본다. Zhou(2012)는 유럽연합의 담합 데이터와 미국 법무부의 담합 자료를 이용해, 1순위 자진신고자에게 과징금의 100% 면제를 부여한 유럽연합집행위원회(European Commission)와 미국의 자진신고자 감면제도 개정이 담합의 적발률을 향상시켰음을 보여준다. Choi and Hahn(2013)은 한국 담합 데이터를 이용하여 1순위 자진신고자와 조사협조자에게 과징금 100% 면제를 부여한 2005년의 개정이 담합의 적발률을 향상시켰음을 보여준다.

V. 결론 및 시사점

본 연구는 1997년 4월~2011년 9월에 걸쳐 적발된 부당한 공동행위 자료를 바탕으로 2005년에 이루어진 자진신고자 감면제도의 개정이 담합 적발률과 담합 형성률에 어떠한 영향을 미쳤는지 살펴보았다. 포아송 회귀분석을 통한 실증분석 결과는 제도의 개정이 담합 적발률을 제고하였음을 보여준다. 반면 담합 형성률에 대한 결과는 적발된 전체 담합을 고려한 경우와 한국 표준산업분류 4자리 코드를 기준으로 동일 산업 내에서 적발된 첫 담합만을 고려한 경우에 따라 다른 결과를 나타낸다. 전체 담합을 고려한 전자의 경우 담합 형성률이 낮아졌다는 가설을 지지하지 못하는 반면, 첫 번째 담합만을 고려한 후자의 경우 담합 형성률이 낮아졌다는 가설을 지지하였다. 담합 형성률에 대한 결과의 차이는 이를 검정하기에는 충분하지 못한 자료기간으로 인한 제약, 그리고

추가적으로 적발된 담합들의 포함으로 인한 파라미터의 편이 존재 등에 이유가 있을 수 있다. 또한 전체 담합 고려 시 나타나는 담합 적발건수의 증가는 담합 형성률이 증가하는 경우와 담합 형성률이 미약하게 감소한 경우 모두에서 나타날 수 있다. 반면 이러한 두 결과는 실질적인 담합 적발률과 형성률의 변화에 대한 상한과 하한의 검정통계량을 제공한다는 데서 그 의미를 가진다. 따라서 담합 형성률의 증감에 대한 보다 명확한 결론은 장기간의 자료가 축적된 이후의 차기 연구 과제로 남겨둔다.

독과점 규제와 자진신고자 감면제도의 역사가 그리 길지 않은 한국의 경우 데이터의 분석기간이 짧을 수밖에 없다. 또한 자진신고자 감면제도에 대한 기존의 실증분석 연구들은 대체로 축약형(reduced form)을 바탕으로 시행한 회귀 분석을 통해 적발된 담합에 대한 추론을 이끌어 내었다. 반면 본 연구는 Miller (2008)의 모형을 바탕으로 담합 형성률 및 담합 적발률과 같은 담합 모집단의 성격에 대한 추론을 이끌어 내었다는 데 그 의의를 두고 있으며, 자진신고자 감면제도의 개정효과에 초점이 맞추어져 있다.

또한 본 연구의 결과에서, 자진신고자 감면제도에서의 완전면책에 대한 시사점을 찾을 수 있다. 담합 관련 사업자들이 담합의 이윤과 동시에 면책에 의해 과징금 감면을 받는다는 것에 대한 상당한 비판이 따랐고, 자진신고자 감면제도의 감면율과 대상에 대한 개정의 요구가 증대되어 왔다. 하지만 자진신고자에게 완전면책을 부여함으로써 담합의 적발률이 향상되었으며, 부분적으로나마 담합 형성률이 감소하였다는 본 연구의 실증분석 결과는 자진신고자 감면제도에 대한 비판과 개정 요구가 합리적으로 이루어져야 할 필요가 있다는 점을 시사한다.²⁰⁾

다른 한편으로 본 연구는 제도의 개정이 담합 모집단에 대한 적발률과 형성률에 어떠한 영향을 미쳤는지에 대한 추론을 시도한 첫 논문 중의 하나로서, 차후의 많은 연구의 시발점이 될 수 있을 것이다. 그러나 각 기간의 담합 형성률과 적발률 등이 시차에 영향을 받지 않는다는 제1차 마르코프 과정의 가정을 좀 더 현실적으로 발전시켜야 할 것이다. 또한 본 연구는 적발된 담합을 토대로 모집단에 대한 분석을 시도하였으나 아직까지 미비한 부분과 한계점을 지니

20) 공정거래위원회는 감면 혜택을 한 번 적용받은 기업이 5년 내에 또 다시 카르텔을 자진 신고하는 경우에는 이 제도의 혜택을 받지 못하도록 관련 고시를 개정하고(2011년 12월), 2개 회사가 가담한 카르텔의 경우 2순위 자진신고자는 감면제도를 적용하지 않도록 공정거래법 시행령을 개정(2012년 6월 시행)하는 등 이 제도의 구체적인 내용을 지속적으로 보완하고 있다(공정거래위원회, 2012).

고 있다. 입찰담합과 비입찰담합 또는 과징금이 부과되는 담합과 그렇지 않은 담합 등은 각각의 독특한 특성을 지니고 있어 제도 개정이 이들의 적발률과 형성률에 대해 이질적인 영향을 미쳤을 가능성이 크다(송은지, 2013). 따라서 이를 반영한 모형의 발전은 더 완성도 높은 실증분석의 결과를 가져올 것으로 기대된다.

마지막으로, 한국의 자진신고자 감면제도의 시행과 개정의 역사가 미국에 비해 상대적으로 짧기 때문에 좀 더 장기적인 시각에서의 연구가 차후에 이루어질 것으로 기대한다.

참 고 문 헌

- 공정거래위원회(2012), 『공정거래백서』.
- _____(2013), 『통계연보』.
- 권남훈, “자진신고자 감면제도(Leniency)의 경제분석,” 『산업조직연구』 제18권 제4호, 한국산업조직학회, 2010, 41~73.
- 김나영·남영산, “자진신고자 감면제도의 효과와 그 결정요인들,” 『산업조직연구』 제18권 제4호, 한국산업조직학회, 2010, 75~103.
- 김현수·남재현, “카르텔 자진신고자 감면제도의 주요 쟁점과 효과 분석,” 『응용경제연구』 제12권 제2호, 한국응용경제학회, 2010, 21~48.
- 김현중, 『시장획정에 대한 논의와 합리적 분석방법 연구』, 한국경제연구원, 연구보고서, 2010.
- 손영화, “공정거래법상 리니언시제도에 관한 연구,” 『기업법연구』 제24권 제2호, 한국기업법학회, 2010, 285~321.
- 송은지, “자진신고자 감면, 카르텔에 독배일까 성배일까?,” 『KDI Focus』 제31호, 한국개발연구원, 발간물, 2013.
- 이인권, “부당공동행위 추정에 대한 합리적 접근,” 『한국경제연구』 제18권 6월호, 한국경제연구학회, 2007, 187~209.
- 일본 공정취인위원회, 『리니언시제도의 경제분석』, 일본 공정취인위원회, 연구보고서, 2006.
- 전성훈, “경쟁정책 목적의 시장획정 방법론 및 사례,” 『한국경제연구』 제19권 12월호, 한국경제연구학회, 2007, 75~115.

- Brenner, S., "An Empirical Study of the European Corporate Leniency Program," *International Journal of Industrial Organization*, 27, 2009, 33~63.
- Breusch, T. S., "Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models," *Australian Economic Papers*, 17(31), 1978, 334~355.
- Cameron, C. and P. Trivedi, "Regression Based Tests for Overdispersion in the Poisson Model," *Journal of Econometrics*, 46, 1990, 347~364.
- Chen, J. and J. E. Harrington, "The Impact of the Corporate Leniency Program on Cartel Formation and the Cartel Price Path," Vivek Ghosal and Johan Stennek, eds., *The Political Economy of Antitrust Association*, Elsevier, 2007.
- Choi, Y., "An Empirical Analysis of the Corporate Leniency Program in Korea: Its Amendments in 2005," *The Korean Journal of Economics*, 18(2), 2012, 255~281.
- Choi, Y. and K. Hahn, "The Impact of the Corporate Leniency Program on Cartel Stability," mimeo, Yonsei University, forthcoming in *Journal of Competition Law and Economics*.
- Harrington, J. E., "Optimal Corporate Leniency Programs," *Journal of Industrial Economics*, 56(2), 2008, 215~246.
- Harrington, J. E. and M. Chang, "Modeling the Birth And Death of Cartels with an Application to Evaluating Competition Policy," *Journal of European Economic Association*, 7, 2009, 1400~1435.
- Lynch, N. E., "Immunity in Criminal Cartel Investigations: A US Perspective," Latham & Watkins, White Paper, 2011.
- Miller, N. H., "Strategic Leniency and Cartel Enforcement," *American Economic Review*, 99, 2009, 750~768.
- Motta, M. and M. Polo, "Leniency Programs and Cartel Prosecution," *International Journal of Industrial Organization*, 21(3), 2003, 347~379.
- Newey, W. K. and K. D. West, "A Simple Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 1987, 703~708.
- Koh, S. and J. Jeong, "The Leniency Program in Korea and Its Effectiveness," *Journal of Competition Law and Economics*, 10(1), 2013, 161~183.
- Spagnolo, G., "Leniency and Whistleblowers in Antitrust," in P. Buccirossi, ed.,

Handbook of Antitrust Economics, 2008.

Zhou, J., “Evaluating Leniency with Missing Information on Undetected Cartels: Exploring Time-Varying Policy Impacts on Cartel Duration,” Discussion Paper, 2012.

[Abstract]

How the New Leniency Program in Korea Affect Cartel Formation and Cartel Detection?*

Hyo Won Lee** · Yun Jeong Choi***

The corporate leniency program has played an important role in detecting cartels that damage consumer welfare and competition. This study investigates the impacts of Korea's leniency revision in 2005 on cartel stability by using a Poisson regression. The estimation results based on the theoretical model of Miller(2008) show that the new leniency program increased the detection rate and decreased the formation rate. Therefore, the effectiveness of the full leniency to the first applicants under the new leniency program provides some policy implication on the revision direction of the leniency program.

Keywords: cartel detection, cartel formation, cartel duration, corporate leniency program, poisson regression

JEL Classification: C72, D43, K21, L41

* This work was supported by the National Research Foundation of Korea Grant funded by the Korean Government(NRF-2013S1A3A2053586). We thank you for two anonymous referees for their valuable comments.

** First Author, Graduate school of Economics, Yonsei University, Tel: +82-10-9195-7826, E-mail: sghyowon@gmail.com

*** Corresponding Author, School of Economics, Yonsei University, Tel: +82-2-2123-6569, E-mail: yun.choi@yonsei.ac.kr