

자진신고자 감면제도의 개정이 담합 적발률과 담합 형성률에 미치는 영향

이효원*·최윤정**

자진신고자 감면제도는 담합을 적발하고 담합의 형성을 억제하는데 있어 경쟁당국의 핵심적인 제도로 인정되어 왔다. 본 연구는, 포아송 회귀분석을 통해 2005년 4월에 시행된 자진신고자 감면제도의 개정이 담합 적발률과 형성률에 어떠한 영향을 미쳤는지에 대해 살펴 보았다. 실증분석 결과는 자진신고자 감면제도의 개정이 담합 적발률을 향상시켰다는 가설을 지지하였다. 반면 담합 형성률의 감소는 일부의 실증 분석에서 지지되었다. 적발된 담합의 평균 담합지속기간에 대한 분석 또한 자진신고자 감면제도의 도입과 개정이 담합의 적발에서 효과가 있었음을 간접적으로 보여주었다. 따라서 2005년의 제도 개정에서 1순위 자진신고자와 조사협조자에게 완전면책을 부여한 것이 효과적이었다는 실증적 결과를 제공한다.

핵심주제어 : 담합, 자진신고자 감면제도, 포아송 회귀분석, 담합지속기간

경제학문헌목록 주제분류: C72, D43, K21, L41

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

** 연세대학교 경제학부, 전화: (02) 2123-6569, E-mail:yun.choi@yonsei.ac.kr, 교신저자

*,** 본 연구는 2013년 정부재원(교육과학기술부 인문사회연구역량강화사업비)로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었다 (NRF-2013S1A3A2053586).

I. 서 론

자진신고자 감면제도는 부당한 공동행위에 가담한 사업자가 자진하여 신고하고 증거를 제출하는 등 조사에 협조할 경우 그 사업자에게 시정조치와 과징금 등의 제재를 면제하거나 감경하는 제도로써 현재 세계 약 40 여개 국가에서 운영되고 있다(공정거래백서, 2012).

자진신고자 감면제도의 역할은 크게 사전적 역할과 사후적 역할로 나눌 수 있다. 자진신고자 감면제도는 기업들이 담합에 가담함으로써 얻는 기대이익을 감소시키고, 따라서 담합이 형성될 확률을 낮춘다. 이러한 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 자진신고를 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 하는 기업들이 제공하는 정보는 구체적이며 조사를 용이하게 하고 조사 기간을 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 자진 신고자에게는 과징금의 75-100% 면제 그리고 1순위 조사협조자에게는 과징금의 50% 이상의 면제를 부여하였다. 하지만, 2005년도의 개정은 1순위 자진신고자와 조사협조자 모두에게 과징금을 100% 면제를 부여했다는 면에서 획기적인 개정으로 고려된다.²⁾

따라서, 본 논문은 2005년에 이루어진 한국의 자진신고자 감면제도의 개정이 담합 적발력을 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 회귀분석방법을 적용하고, 평균담합기간의 변화를 분석하여 자진신고자 감면제도가 담합의 모집단에 미친 영향을 분석한다는 데 있다.³⁾ 2005년의 개정이 담합의 적발률을 제고하였다는 가설은 모든 실증분석에서 지지되었고, 담합의 형성률을 감소시켰다는 가설은 부분적이나마 일부의 실증분석에서 지지되었다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 한국의 자진신고자 감면제도에 대해 소개하고, 미국과 유럽 연합의 제도를 중심으로 각 제도에서의 감면 혜택의 차이점에 중점을 두어 서술한다. 제 III장에서는 본 논문의 바탕이 되는 이론 모형과 실증 모형을 서술한다. 그리고 부당한 공동행위에 대한 공정거래위원회의 심결 자료를 바탕으로 구축된 데이터를 살펴본다. 제 IV장에서는 포아송 회귀 분석을 이용한 실증분석을 실시하고, 제 V장에서는 결론과 시사점을 서술한다.

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), Choi와 Hahn (2013) 그리고 Ko와 Jeong (2013) 등이 있다.

2) 2005년 개정에서의 과징금의 완전면제는, 미국의 1993년 개정과 유럽연합의 2002년 개정과 그 맥을 같이 한다. 이러한 개정을 통해 미국과 유럽은 자진신고자 감면제도 신청의 급증을 경험하였고, 따라서 담합의 적발 건수도 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 전체적인 이해를 높이는데 기여하였다.

II. 자진신고자 감면제도

1. 한국의 자진신고자 감면제도

한국의 공정거래위원회는 1997년 4월 자진신고자 감면제도를 도입·시행하였다.⁴⁾ 도입 초기에는 공정위가 조사를 하기 이전 자진 신고한 1순위 신고자에게만 최대 70%의 감면 혜택을 부여하였는데 1999년과 2000년 각각 단 1건씩만 제보가 이어지는 등 적용 실적이 미비하였다. 이후 공정위는 2001년의 개정을 통해, 공정위 조사 개시 이전 자진 신고자에게는 과징금의 75% 이상의 감면 혜택을 부여하고 조사 개시 이후의 1순위 자진협조자에게는 과징금의 50%이상의 감면 혜택을 부여하였다. 하지만 감면혜택이 공정위의 재량에 의해 결정되는 부분이 없지 않아 자진신고자(또는 자진협조자)에게 있어서는 제도 이용에 의한 비용과 편익에 대한 불확실성이 존재하였다. 2001년에서 2004년까지 3년간 적발된 약 150건의 부당한 공동행위 중 5건만이 자진신고자 감면제도가 적용되었다는데서 이를 알 수 있다. 자진신고자 감면제도의 이용실적이 급격히 증가한 것은 2005년도 개정 이후이다. 1순위 자진신고자와 1순위 조사협조자 모두에게 100% 감면 혜택을 부여하고, 2순위 자진신고자와 조사협조자에게도 30% 감면 혜택을 부여함으로써 공정위의 재량으로 인하여 야기되는 불확실성을 감소시켰다. 또한 조사과정에서 조사대상이외의 담합에 대한 정보를 제공함으로써 조사중인 담합에 대해 추가적으로 과징금 또는 시정조치를 감경 받을 수 있는 추가감면제도(Amnesty Plus)를 도입하였다. <표1>에서 볼 수 있듯이, 2005년 적발된 부당한 공동행위 46건 중 7건이 자진신고자 감면제도를 이용한 것을 시작으로 급격한 증가를 보였으며 해마다 이용실적이 증가하였다. 2011년에는 71개의 담합사건 중 32개 사건이 자진신고자 감면제도가 적용되어 그 비중이 45.0%이상이고, 과징금이 부과된 34개의 사건 중 29개의 사건이 자진신고자 감면제도가 적용된 사건으로 그 비중이 85.3%이다. 자진신고자 감면제도가 적용된 대표적인 담합 사건으로는, LPG 담합사건(2009), 밀가루 담합 사건(2006), 설탕 담합 사건(2007), ATM 담합 사건(2011) 등을 들 수 있다.

하지만, 담합을 통해 소비자의 후생과 시장 경쟁을 저하시킨 담합 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, 한국의 자진신고자 감면제도는 지속적인 개정을 통해 보완되고 있다.

<표 1> 부당한 공동행위, 과징금 부과 건수 및 자진신고자 감면제도 적용건수(단위: 건)

연도	'99	'00	'01	'02	'03	'04	'05	'06	'07	'08	'09	'10	'11	계
총 건수	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 (과징금부과 사건수)	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)
과징금부과 건수 대비 제도적용 건수 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

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

(%)														
-----	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--

주) 출처: 공정거래위원회 공정거래백서(2012), 공정거래위원회 통계연보(2013).

2. 자진신고자 감면율을 중심으로 한 국가 간 제도 비교

자진신고자 감면제도는 현재 40 여개 국에서 시행되고 있는 제도로, 담합의 형성 억제와 적발에 있어 많은 성과를 거두어 왔다고 인정을 받고 있다. 각국의 제도는 도입이후 수 차례 개정을 통해서 제도의 투명성을 제고하고, 신고자 지위의 자동 부여를 통해 자진신고자 감면제도 이용함에 있어 비용과 편익에 대한 예측가능성을 높이는 등 신뢰성을 제고하는 방향으로 개정되어 왔다. 하지만, 각국의 제도는 감면 혜택을 부여받는 조사신고자와 조사협조자의 수 그리고 그 감면율에서 상이하다. 따라서, 본 절에서는 미국과 유럽 그리고 일본의 제도를 간략히 소개하고 자진신고자 제도에서의 감면 비율을 중심으로 비교해 보고자 한다. 미국의 경우, 1978년 자진신고자 감면제도도입 이후, 수 차례 개정이 있었으나 1993년의 개정이 가장 획기적인 개정으로 평가받고 있다. 1993년 이전에는 1순위 신고자에게만 100% 감면혜택이 부여되었으나, 1993년의 개정으로 1순위 자신 협조자에게도 100% 감면혜택이 부여 되었다. 개정 이전에는 총 17건의 신청으로 평균 매년 1건의 신청이 있었으며, 사건당 최대 과징금은 3백만 달러였다. 하지만, 개정 이후에는 매달 약 1-2 건의 신청이 있어 월평균 신청건수가 약 20배의 증가를 보였다. 1999년의 비타민 담합 사건은 담합에 가담한 Hoffman LaRoche사와 BASH사가 각각 5 억달러와 2.5 억달러의 최대 과징금을 부과받은 사건으로 자진신고자 감면제도를 이용해 적발된 사건이다. 1997년-2004년 동안 미국의 법무부가 카르텔에 부과한 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 면책 되도록 개정이 되었다. 또한, 1순위 조사 협조자의 경우에는 50-75%에서 그 폭이 30-100%로 확대되었다. 유럽연합에 있어서도 1996-2002년간 자진신고자 제도에의 신청이 총 16건에 그쳤으나, 2002년 한 해에 총 92건의 신청이 있었다. 제도의 신청이 증가함과 동시에 많은 담합이 면책과 감경을 부여받아 담합의 평균 과징금 또한 급격한 감소를 보였다. 일본의 경우에는 뒤늦게 2005년 4월에 자진신고자 감면제도를 도입하여 2006년 1월부터 시행하였는데, 1순위 자진 신고자에게는 완전 면책을 1순위 조사 협조자에게는 30%의 감면 혜택을 부여한다.

각국의 자진신고자 감면제도는 1순위 자진신고자에게 완전 면책을 부여하는 방향으로 개정되어 왔으며, 이러한 개정으로 인해 자진신고자 감면제도를 통해 적발된 담합의 수는 급격한 증가를 경험하였다. 그러나, 유럽연합에서는 이러한 담합 적발 건수의 증가가 지속되었으나 미국과 캐나다의 경우 카르텔의 적발 건수가 정체를 보이고 있다. 담합의 적발 건수의 증가 (또는 정체) 그리고 자진신고자 감면제도 적용건수의 증가가, 실제적인 담합의 형성저지와 적발을 향상에서 오는 것인지 아니면 담합 형성의 증가에서 오는 것인지는 다음 장의 실증분석에서 다루고자 한다.

<표 2> 자진신고자 감면제도 감면비율 (단위 : %)

		조사개시전				조사개시후			
		1순위	2순위	3순위	기타	1순위	2순위	3순위	기타
한국	1997	-70				50			
	2001	75-100							
	2005	100	30			100	30		
미국	1978	재량				100			
	1993	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	20이하	30-50	20-30	20이하	20이하
일본	2005	100	50	30 ^a		30	30	30	

주) 1. 출처: 공정거래위원회(2009), 손영화(2010), 일본 공정취인위원회(2006), Choi and Hahn(2013), Lynch(2011), 2. 5순위까지 30%의 감면율을 적용한다.

III. 분석 모형 및 자료

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

1. 분석의 이론 모형

Miller(2008), Harrington과 Chang(2009) 그리고 Zhou(2012)의 연구는, 실제 관찰되는 담합의 특성을 바탕으로 관찰되지 않는 담합들을 포함한 담합의 모집단에 대해 논리적 추론을 이끌어 내는 이론 모형을 발전시켰다는데 그 의의가 있다. Harrington과 Chang(2009)은 담합의 형성률과 적발률의 변화가 적발된 담합의 건수와 그 담합기간에 어떠한 변화를 가져오는지 이론적인 도출을 하였고, Miller(2008)와 Zhou(2012)은 이러한 이론이 실증적으로 분석될 수 있는 실증 모형을 마련하였다. Miller(2008)의 모형은 적발된 담합 건수의 변화에 초점을 맞추었고, Zhou (2012)는 적발된 담합의 담합 기간에 초점을 맞추었다. 본 절에서는 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 담합중인 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 적발률로써, 본 연구는 2005년의 자진신고자 감면제도가 이 두 매개변수에 어떠한 영향을 미쳤는지에 실증분석을 행한다. 경쟁과 담합을 하는 산업들에 대한 분포가 제1차 마르코프 과정(first-order Markov process)를 따른다고 가정시, 정상상태(steady state)에서의 경쟁 산업수와 담합 산업수는 다음과 같다.

(1) $t+1$ 기에서의 담합과 경쟁을 하는 산업 수에 대한 기대치:

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

(2) 정상상태에서의 담합과 경쟁을 하는 산업의 수 :

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

자진신고자 감면제도의 개정 ($t=s$) 이 이루어지기 전의 담합의 형성률, 적발률, 그리고 중지확률을 a_1, b_1, c_1 라고 하면, 아래 (3)과 같이 제도의 개정 전 담합으로 적발되는 산업의 수(V_t)를 구할 수 있다. 반면, 자진신고자 감면제도의 개정으로 담합 형성률과 적발률이 a_2, b_2 로 변화하는 경우, 담합으로 적발되는 산업의 수는 다음과 같이 수렴하게 된다.

(3) 제도의 개정전, 적발되는 담합 산업의 수 :

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

(4) 제도의 개정 후, 적발되는 담합 산업의 수의 수렴:

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

(3)과 (4)를 바탕으로, 다음과 같은 가설이 도출된다.

가설 1. 제도 개정 이후, 담합적발 건수의 증가는 적발률의 향상에 기인한다.

가설 2. 제도 개정 이후 담합적발 건수가 개정 전의 적발건수 이하로 조정이 되는 것은 담합 형성률이 낮아졌음에 기인한다.

Miller(2008)는 다양한 담합 형성률과 적발률의 조합을 바탕으로 적발되는 담합수의 패턴을 시뮬레이션을 통해 보여준다. 담합 적발률이 향상되는 경우, 담합적발 건수의 급격한 증가(spike)가 관찰된다 (가설1). 담합 형성률이 낮아지는 경우에는 담합적발 건수가 이전보다 감소한다 (가설2). 하지만 형성률의 감소가 크지 않는 경우에는 담합적발 건수가 이전보다 증가한다.⁵⁾

반면, Zhou(2012)는 담합 형성률과 적발률의 변화가 담합기간에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 기간분석(Duration analysis)을 시도한다.⁶⁾ Zhou(2012)와 Harrington과 Chang(2009)의 가설은 다음과 같다.

가설 3. 제도 개정으로 약한 담합들이 적발되어 해체되고, 안정적이고 강한 담합들이 담합모집단에 남게 된다. 강한 담합이 적발되면서 평균 담합기간은 제도 개정 이전에 비해 단기적으로 늘어나게 된다.

가설 4. 제도 개정 이후, 장기적으로 적발된 담합의 평균 담합기간은 가설3에서의 단기적 평균 담합기간에 비해 줄어든다.

2. 분석의 실증 모형

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)를 제공한다는 장점을 가지고 있다.

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

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

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

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

종속변수는 적발된 담합의 수이고, x_t 는 담합적발 건수를 설명하는 설명변수를 포함한다. 본 연구의 관심사인 주요 설명 변수는 자진신고자 감면제도 개정을 나타내는 가변수로 2005년 개정된 자진신고자 감면제도가 시행된 이후에는 1의 값을, 그 이전에는 0의 값을 갖는다. 그리고 시간변수 Time1과 Time2의 다항식이 설명 변수에 포함된다. Time1의 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 계수가 양의 값을 갖는지를 검증한다. 양의 계수는, 실증 모형에 있어서 즉각적인 담합적발 건수의 증가를

5) 예를 들어, 담합 적발률이 $b_1 = 0.20$ 에서 $b_2 = 0.30$ 로 향상되고, 담합 형성률이 $a_1 = 0.20$ 에서 $a_2 = 0.10$ 로 낮아지는 경우에는 적발건수가 이전보다 감소한다. 반면, 담합 적발률이 $b_1 = 0.2$ 에서 $b_2 = 0.30$ 로 향상되고, 담합 형성률이 $a_1 = 0.20$ 에서 $a_2 = 0.18$ 로 약간의 감소를 하는 경우에는 적발건수가 증가한다.

6) Zhou(2012)의 논문 또한 Harrington 과 Chang (2009)의 이론모형을 바탕으로 한다.

가져오며 따라서 이는 제도의 개정을 통해 담합 적발률이 향상되었는지를 나타내 준다.

<가설 2>에 대해서는, 개정 이후 ($t > s$)의 담합 적발건수의 추정치가 개정 이전($t < s$)의 추정치보다 작아지는 지($H_0 : \lambda_{t|t \gg s} \geq \lambda_{t|t < s}$ vs $H_1 : \lambda_{t|t \gg s} < \lambda_{t|t < s}$)를 검증하여 담합의 형성률이 낮아졌는지 살펴본다.

또한, 본 연구는 Miller(2008)의 가설에 초점을 맞추었으나 적발된 담합을 담합형성일과 종료일을 기준으로 분류하여 적발된 담합의 평균담합기간을 구하여 보고 Zhou (2012)의 가설 검증 결과에 대한 논의를 하고자 한다.

3. 자료

본 연구는, 1981년에서 2011년까지 총 31년간 공정위 심결을 거친 577건의 부당공동행위 사례들에 대한 데이터베이스에서 각 시기별 담합적발건수, 담합이 형성된 시기와 해제된 시기 등을 사용한다.⁷⁾ 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 분석하는데 목적을 두고 있으므로, 제도의 도입 이전 및 도입이후 1년 간의 담합건수를 분석 표본에서 제외하였다. <표 3>와 <그림1>은 데이터베이스에 포함된 담합적발건수에 관한 기초통계량 및 추이를 보여준다. 각 기(t)는 6개월을 가정하여, 1998년4월-1998년9월이 첫 기간이 되며, 실증분석 기간은 총 27개의 기간으로 나누어진다.⁸⁾ <그림 1>에서의 수직선은 자진신고자 감면제도의 개정이 시행된 2005년4월을 나타낸다.

실증 분석 기간 동안 총 462건의 담합이 적발되었으며 이는 6개월 당 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 이후 담합의 적발건수는 이전에 비해 연평균 12건 이상이 증가한 것이다. <그림1.1>은 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 적발 건수가 약간 증가하였고 전체 기간으로 보았을 때에는 우상향함을 보이는데, 이는 한국의 담합 적발건수는 앞서 제시된 <가설1>은 지지하는 것으로 보이나, <가설2>는 지지하지 않는 것으로 보인다.

<표 3> 기간별 적발된 담합의 수 (단위 : 6개월)

	전체 담합		동일산업군의 첫번째 담합	
	총 수	기간당 평균	총 수	기간당 평균
전체기간 (98.4~11.9)	462	17.11	148	5.48
제도개정이전(98.4~05.3)	197	14.07	90	6.43
제도개정이후(05.4~11.9)	265	20.38	58	4.46

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

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

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 산업내 담합의 85%가 최초 적발 시점으로부터 5년 내에 적발되고, 이 중 약 68%의 담합이 다른 지역시장에서 발생한 담합으로 이들을 제외한다. 또한, 미국의 경우 담합 조사 및 입증과정에서 얻게 되는 정보가 비슷하지만 다른 산업내의 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 담합적발 건만을 포함한다. 즉, 연관성이 없는 독립적인 담합만을 포함한다.

Miller(2008)의 자료 추출 방식을 따라, 한국의 담합 데이터베이스에서 동일 산업 내 최초의 담합적발 건을 추출할 경우, 총 적발담합 건수는 148개이고, 각 기당 평균 5.5개의 담합적발이 이루어 졌다. 제도 개정 이전에는 각 기당 약 6.4개의 담합적발이 이루어졌고, 제도 개정 이후에는 각 기당 약 4.5개의 담합적발이 이루어졌다. 이를 바탕으로 한 적발 건수의 변화 추이는 <그림 1.2>에 나타나 있다. 개정 시기에 적발건수가 약간 상승하는 것으로 보이고, 전체 기간으로 보았을 때 적발 건수의 하향 추세가 나타난다.

이 때, 동일 산업군에 대한 분류는 한국 표준산업분류의 4자리 산업분류코드를 기준으로 한다.⁹⁾ 예를 들어, 석유정제물 재처리업으로 분류된 산업(한국 표준 산업분류코드:1922)의 경우 총 6개의 담합적발이 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.¹⁰⁾ 엔지니어링 서비스업(한국 표준 산업분류코드:7212)의 경우, 총 9개의 입찰담합이 존재하는데 2006년 1월과 2월 경북내의 각 지역(고령군, 구미시, 봉화군, 예천군, 영덕군, 영천시, 울진군, 청송군, 의성군)에서 발주된 실시설계 용역에서의 담합이다.¹¹⁾ 담합의 시작시기와 종료 시기 및 공정위의 조사시작시기이 유사하며, 담합사건에 대한 조치가 비슷한 시기에 이루어졌다는 사실 등으로 판단하였을 때 위 담합 사건들에 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 얻게 되는 정보로 비슷한 유형의 새로운

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

10) 석유정제물 재처리업의 6개 담합사건은, 6개저밀도폴리에틸렌(LDPE) 제조판매 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(사건번호: 2007제카2869), 7개 선형저밀도폴리에틸렌(LLDPE) 제조판매 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(사건번호: 2007제카2870), 4개 에틸렌옥시사이드(EO) 제조·판매사업자의 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.

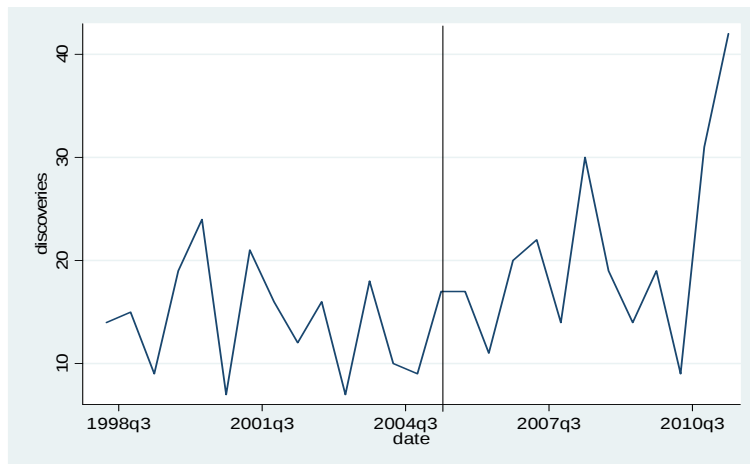
11) 9개의 담합사건은, 경북 의성군 발주 실시설계용역 입찰참가 3개 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(2006구사1391), 경북고령군 발주 실시설계용역 입찰참가 2개 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(2006구사1394), 경북구미시 발주 실시설계용역 입찰참가 3개 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(2006구사1393), 경북예천군 발주 실시설계용역 입찰참가 2개 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(2006구사1392), 경북영덕군 발주 실시설계용역 입찰참가 4개 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(2006구사1390), 경북영천시 발주 실시설계용역 입찰참가 3개 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(2006구사2207), 경북울진군 발주 실시설계용역 입찰참가 3개 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(2006구사2206), 경북청송군 발주 실시설계용역 입찰참가 3개 사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(2006구사2319), 경북봉화군 발주 실시설계용역 입찰참가 3개사업자의 부당한 공동행위에 대한 건(2006구사2759) 이다.

담합을 찾아내는 것이 더욱 수월해지며, 동일 기업과 관련이 되어 있기 때문임을 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.

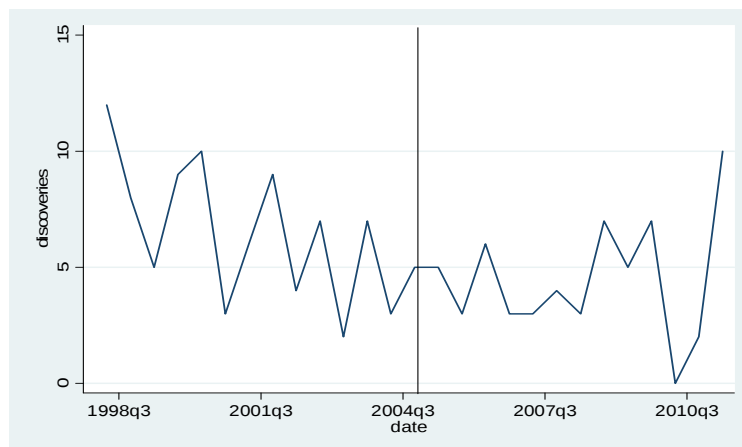
따라서, 본 연구는 적발된 전체 담합사건을 포함한 회귀분석과 각 산업에서 적발된 첫 번째 담합사건만 포함한 회귀분석 모두를 시행한다. 또한, 6개월 단위 담합적발 건수이외에도 3개월 단위의 담합적발건수 분석도 시행한다.

<그림1> 담합 적발 건수 (단위:6개월)

<1.1> 적발된 전체 담합사건의 수



<1.2> 동일 산업에서 적발된 첫 번째 담합사건의 수



IV. 실증분석 결과

1. 포아송 회귀분석 결과

<표4>은 포아송 회귀 분석 결과를 보여준다. 모형(1)은 각 기당 전체 담합적발 건수가 종속변수이다. 모형(2), (3), (4)는 Miller (2008)의 자료 추출 방식을 따라 각 산업 내 첫 번째 적발된 담합 건수가 종속변수이다. 모형(3)은 모형(2)의 Time2 다항식을 6차로 변형시킨 모형이고, 모형(4)는 3개월 단위기간을 사용한다.

전체 담합적발 건수를 포함한 모형(1)에서는, 자진신고자 감면제도의 개정 가변수의 계수가 0.406으로 통계적으로 유의한 양의 값을 가진다. 이는 2005년 개정으로 인해 담합 적발률이 50% 증가했음을 의미하며, 가설1의 이론적 예측을 지지한다.¹²⁾ 추세변수 Time1과 Time2는 통계적 유의성을 살펴보고, 각각 1차항과 4차항까지 포함되었다.

그리고, 자진신고자 감면제도의 개정이 담합 형성률을 감소시켰는지 검정하기 위해, 포아송 회귀분석에서 추정된 각 기의 담합적발 건수 (λ)를 자진신고자 감면제도 개정이전과 이후로 나누어 평균치를 비교하는 t-검정을 시행하였다. 개정의 효과가 나타나는데 시차가 존재할 수 있으므로 제도 개정 이후의 담합적발 건수는 개정 후 6개월이 지난 시점, 그리고 개정 후 12개월이 지난 시점부터의 추정치를 사용하였다. 이에 대한 검정통계량은 <표4>의 2.846과 3.024이었다. 이는 제도 개정 이후의 적발건수 추정치가 제도 개정 시기 이전의 추정치에 비해 증가하였고 따라서 제도의 개정으로 담합의 형성률이 낮아졌다는 가설을 지지하지 않음을 의미한다.

이러한 결과는 실제로 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.¹³⁾ 반면, 2005년의 개정 이후 10년이 지나지 않아 본 연구에서 사용된 제도개정 이후의 약 6년간의 데이터가 가설 검정을 하기에는 충분히 길지 않아 가설 검정의 결과를 내리는데 어려울 수 있다.¹⁴⁾ 또한 Miller (2008)의 지적처럼, 중복된 담합 또는 담합의 조사과정에서 추가적으로 적발된 담합들이 함께 분석됨으로써 담합 형성률을 추정하는데 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.¹⁵⁾ 그리고, 담합 형성률 감소에 대한 검정통계량은 <표6>의 -3.256과 -3.000으로 유의수준 5%에서 귀무가설을 기각하였다. 즉, 제도 개정 이후의 적발건수 추정치가 제도 개선 시기의 적발건수 추정치보다 낮음을 의미하며, 이는 제도의 개정으로 담합 형성률이 떨어졌음을 지지하는 실증적 분석결과이다.

모형(3)은 모형(2)의 Time2 다항식을 6차로 변형시킨 것으로, 제도개정 가변수의 계수는 0.227로 담합적발 건수에 양의 영향을 주며 이는 적발건수가 25.5% 증가했음을 의미한다. 또한 담합 형성률의 감소도 지지하는 결과를 보여준다.

모형(4)은 모형(1),(2)와 동일 설명변수를 사용했으나, 3개월 단위의 담합 적발 건수를 포

12) $1.50 = \exp(0.406)$

13) 각주 5) 참조.

14) 이 부분에 대한 조언을 해준 익명의 심사자에게 감사드린다. Miller(2008)의 경우, 1993년의 자진신고자 감면제도 개정 이후 약 12년간의 자료가 이용가능 하였다.

15) $1.457 = \exp(0.377)$

본으로 사용한 분석으로, 총 54개의 기간이 사용되었다. 모형(4) 또한 제도개정 가변수의 계수가 0.603으로 양의 값을 가지며, 이는 담합적발 수가 82.8% 증가했음을 의미한다. 또한, 제도 개정 이후의 적발 건수 추정치가 자진신고자 감면제도 개정 시기에 비하여 떨어지는가에 관한 가설 검정에서도 검정통계량이 -4.969와 -5.107로 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 낮추는데 기여하였음을 제시하였다. 한국의 담합데이터에 동일한 자료 추출 방식을 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.¹⁶⁾ 이는 담합 형성률의 미약한 감소, 자료 기간의 제약 그리고 추가적으로 적발된 담합들의 포함으로 인한 파라미터의 편이 존재 등 여러 이유들을 포함하고 있을 수 있다.¹⁷⁾

<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
<가설1 검정>				
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
단위 기간	6개월	6개월	6개월	3개월
Pseudo- R^2	0.241	0.117	0.178	0.069
관측치 개수	27	27	27	54
<가설2 검정>				
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. 괄호안의 수는 표준오차를 나타낸다. 2. *, **, *** 는 각각 10퍼센트, 5퍼센트, 1퍼센트 수준에서의 유의성을 의미한다.

<그림 2>는, 기간별 실제 담합 적발 건수(점으로 표시)와 모형(2)과 (4)에서 담합 적발 건수 추정치(선)를 보여준다. 자진신고자 감면제도 개정 이전까지는 담합의 적발 건수는 감소하는 경향을 보이고 있고, 담합 적발 건수 추정치(선)도 우하향의 패턴을 보이고 있다. 이는 포아송 회귀분석에서 우하향하는 Time1변수로 설명되어 진다. 그러나 개정 이후 실제 담합 적발 건수와 그 추정치의 변화 추세는 뚜렷이 판단하기가 어려운데, 이는 4차항의 Time2변수에 의해 설명되어진다. 수직선은 자진신고자 감면제도의 개정이 이루어진 시기로, 이 시기에 제도 개정 기간의 추정치가 급격한 상승을 나타낸다. 즉, 가설1의 담합적발

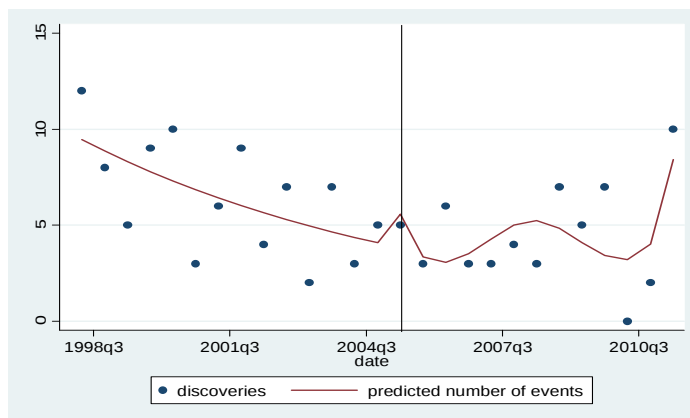
16) Miller(2008)의 경우 전체 담합에 대한 실증분석을 시도하지 않았다. 하지만 미국의 전체 담합 적발 건수 패턴(Miller (2008), Figure 2)을 고려할 때 실증분석 시에도 담합 형성률에 대한 가설이 지지될 것으로 고려된다.

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

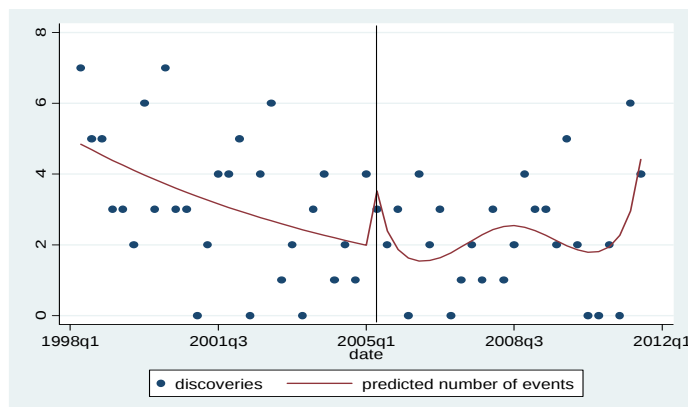
건수의 증가가 나타남을 알 수 있으며 이는 제도 개정으로 인해 담합 적발률이 상승했음을 의미한다. 가설2의 제도개정 이후의 평균적인 담합적발 건수의 감소도 나타난다. 즉, 개정이 후 각기의 적발 건수의 추정치는 전체적으로 개정 시기의 추정치보다 낮은 경향을 보인다. 하지만 표본자료 기간의 끝으로 갈수록 상승하는 추세가 있다. 3개월의 기간단위를 사용한 모형(3)에 대한 <그림2.2>도 <그림2.1>과 유사한 유형을 보여준다.

이는 마지막 몇 기간에서의 담합적발 건수의 큰 증가가 추정적발 건수에 큰 영향을 미치고 있음을 보여준다. 2008년 10월부터 2011년 9월까지 적발된 담합을 살펴보면, 총 31개의 담합 사건이 적발되었는데 제조업에서 적발된 비율이 40%를 넘는다. 새로운 산업군에서 적발된 담합들인 ATM기기 제조업자들의 공동행위, 온라인 음악 서비스 사업자들의 공동행위, 피아노 조율사 협회의 사업자 단체 금지 행위 등의 담합사건 적발이 포함되어 있고 22개의 사건에서 과징금이 부과되었다. 또한 31건의 적발 사건 중에는 2005년 4월 이전에 형성되어 제도개정 이후까지 유지되어 온 9개의 담합도 포함되어 있다. 이는 자진신고자 감면 제도의 개정이후 시간이 지남에 따라, 기존에는 적발되지 않았던 공고한 담합들도 적발되고 있는 것을 의미한다. 또한, 적발건수 추정치 증가 기간 동안에 실제로 적발된 담합의 평균담합기간은 30.97개월로 이전 시기들에 비하여 증가하였다. 위와 같은 특징을 좀 더 면밀히 분석하기 위하여 담합 지속기간에 대해서 다음 절에서 살펴보고 그 의미를 찾아본다.

<그림 2> 담합 적발 건수 추정치
<2.1> 기간단위가 6개월인 모형 (2)의 추정치



<2.2> 기간단위가 3개월인 모형 (4)의 추정치



<표5>는 공정거래위원회가 담합에 부과한 과징금액과 전기 대비 GPD변화율을 부가적인 통제변수로 포함하여 모형(1)-(4)를 재추정한 결과로 <표5>의 결과와 유사하다. 자진신고자 감면제도 개정 가변수의 계수가 0.398-0.466의 양을 값을 나타내고 따라서 제도개정 이후 담합 적발률이 향상되었음을 의미한다. 또한, 적발건수의 추정치의 평균을 비교를 위한 t 검정치가 전체 담합을 대상으로 하는 경우 양의 값을 가지고, 각 산업내 첫 번째 담합을 대상으로 하는 경우 음의 값을 나타낸다. 반면, 다른 통제변수는 통계적 유의성을 가지지 못하였다. 미국 담합자료에 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 ($H_0 : var(V_t = v_t | x_t) = \lambda_t$)을 기각하지 못하였다. 다음으로 Breusch-Godfrey LM-test를 사용하여 모형의 자기상관 관계 존재 여부를 검증하였다. 이분산성과 자기상관관계가 존재하는 모형에서는 이를 수정하기 위해 Newey-West의 방법과 Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Variance Covariance Matrix를 이용하여 표준오차를 계산하였다.

<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
<가설1 검정>				
자진신고자 감면제도	0.411***	0.398***	0.455***	0.466***
개정 가변수	(0.09)	(0.153)	(0.163)	(0.167)
전기대비 GDP 변화율	-0.008	-0.035		-0.023
	(0.023)	(0.0647)		(0.056)
담합 과징금			1.515e-06	1.447e-06
			(1.204e-06)	(1.206e-06)
Time 1	1차	1차	1차	1차
Time 2	4차	4차	4차	4차
단위 기간	6개월	6개월	6개월	3개월
Pseudo- R^2	0.241	0.118	0.124	0.125
관측치 개수	27	27	27	54
<가설2 검정>				
t-검정 (개정후 6개월부터)	2.847***	-3.211***	-3.098***	-3.081***
t-검정(개정후 12개월부터)	3.023***	-2.960***	-2.875***	-2.860***

주: 1. 괄호안의 수는 표준오차를 나타낸다. 2. *, **, *** 는 각각 10퍼센트, 5퍼센트, 1퍼센트 수준에서의 유의성을 의미한다

2. 담합 기간을 통한 제도 도입과 제도 개정 효과에 대한 의견

본 절에서는, 담합의 적발건수가 아니라 적발된 담합의 지속기간을 살펴봄으로써 담합 적발률 증감에 대해 추론한다. 이는 Harrington과 Chang (2009), Zhou (2012) 그리고 Choi와 Hahn (2013)의 접근 방법을 바탕으로 한다.

<표6>는 공정거래위원회 심결서에서 담합의 형성시기와 종료시기가 명확히 제시된 모든 담합의 평균담합기간을 보여 준다. 즉 적발된 담합의 담합기간으로써 평균 지속기간은 18.94개월이다.

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

이를 살펴보기 위하여 먼저 담합 종료일을 기준으로 담합을 나누고 평균 담합기간을 구하여 본다. <표6>의 마지막 열에서 담합 종료일이 자진신고자 제도가 도입된 1997년 4월 이전에 해당하는 경우 담합의 평균지속기간은 8.5개월이었고, 제도 도입(1997년4월)과 개정 이전(2005년3월) 동안 해체된 담합의 평균지속기간은 12.14개월이며, 개정 이후의 경우 28.15개월로 증가한다. 이러한 증가는 담합종료일을 분류 기준하기 때문에 자연스럽게 증가하는 것으로 볼 수 있다. 이처럼 담합 지속기간이 증가하는 것은 제도의 도입과 개정으로 인해 약한 담합들이 즉각적으로 해체된 이후, 강한 담합들이 해체됨으로써 담합지속기간이 단기적으로 증가하는 것으로 볼 수 있다.

반면, 제도의 도입과 개정이 자리를 잡아 감에 따라, 즉각적인 해체를 극복하고 생존해 있던 강한 담합들 또한 지속적으로 적발이 된다. 또한 제도 도입과 개정이후에 새로운 환경에서 형성된 담합들은 이전의 담합들과 다른 성격을 띤다. 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 평균지속기간은 장기적으로 짧아지게 된다. <표6>의 마지막 행은 담합 형성일을 기준으로 분류된 담합의 평균 담합기간이 제도 도입과 개정이후 점차 짧아지고 있음을 보여주고 있다. 하지만, 이는 2011년까지 적발된 담합만을 대상으로 계산되었고 전체 담합의 모집단으로부터 계산된 것이 아니기 새로 형성된 담합의 특성에 대한 결론을 주지는 못한다.

이에 대해, Zhou(2012)와 Choi와 Hahn(2013)은 담합기간에 대한 기간분석(Duration analysis)을 행하였는데, 담합형성일을 기준으로 담합의 표본을 구성하여 제도의 변화가 담합지속기간에 어떠한 단기적 영향을 미쳤는지 살펴보고, 담합종료일을 기준으로 표본을 구성하여 제도가 장기적으로 담합의 성격에 어떠한 영향을 미쳤는지 살펴본다. Zhou (2012)는 유럽연합의 담합 데이터와 미국법무부의 담합데이터를 이용해, 1순위 자진신고자에게 과징금의 100% 면제를 부여한 유럽연합집행위원회(European Commission)와 미국의 자진신고자 감면제도 개정을 통해 담합의 적발율을 향상시켰음을 보여준다. Choi and Hahn (2013)은 한국 담합 데이터를 이용하여 1순위 자진신고자와 조사협조자에게 과징금 100% 면제를 부여한 2005년의 개정이 담합의 적발률을 향상시켰음을 보여준다.

<표 6> 담합형성, 종료일 기준 평균담합기간

(단위 : 1개월)

담합종료일	담합형성일			
	97년3월 이전	97년4월~05년3월	05년4월이후	전체 기간
97년3월 이전	8.5 (11.05)			8.5 (11.05)
97년4월~05년3월	46.82 (32.44)	9.32 (12.78)		12.14 (18.00)
05년4월이후	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) 1. 출처: Choi and Hahn (2013), 2. 괄호 안의 숫자는 표준 편차를 의미한다.

V. 결론 및 시사점

본 연구는, 1997년4월-2011년9월에 걸쳐 적발된 부당한 공동행위 자료를 바탕으로 2005년에 이루어진 자진신고자 감면제도의 개정이 담합 적발률과 담합 형성률에 어떠한 영향을 미쳤는지 살펴보았다. 포아송 회귀분석을 통한 실증 분석 결과는 담합 적발률을 제고하였음을 보여 준다. 반면, 담합 형성률에 대한 결과는 적발된 전체 담합을 고려하는 경우와 한국 표준산업분류 4자리 코드를 기준으로 동일 산업내에서 적발된 첫 담합만을 고려하는 경우에 따라 다른 결과를 나타낸다. 전체 담합 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 충분치 못한 자료 기간의 제약 그리고 추가적으로 적발된 담합들의 포함으로 인한 파라미터의 편이 존재 등에 이유가 있을 수 있다. 또한 전체 담합 고려시 나타나는 담합 적발건수의 증가는 담합 형성률이 증가하는 경우와 담합 형성률이 미약하게 감소한 경우 모두에서 나타날 수 있다. 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 수 밖에 없으며, 이 제도에 대한 기존의 실증분석 연구들은 대체로 축약형(reduced form)을 바탕으로 회귀분석을 통해 적발된 담합에 대한 추론을 이끌어 냈었다. 반면, 본 연구는 Miller(2008)의 모형을 바탕으로 담합의 모집단에 대한 담합 형성률과 담합 적발률에 대한 추론을 이끌어 내었다는데 그 의의를 두고 있으며, 자진신고자 감면제도의 개정 효과에 초점이 맞추어져 있다.

또한 본 연구의 결과에서, 자진신고자 감면제도에서의 완전 면책에 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 완전 면책을 부여함으로써 담합의 적발률이 향상되었으며, 부분적으로나마 담합 형성률이 감소하였다는 본 연구의 실증 분석 결과는

자진신고자 감면제도에 대한 합리적인 비판과 개정요구가 필요하다는 점을 시사한다.¹⁸⁾

반면, 본 연구는 제도의 개정이 담합 모집단에 대한 적발률과 형성률에 어떠한 영향을 미쳤는지에 대한 추론을 시도한 첫 논문 중의 하나로서 차후의 많은 연구들의 시발점이 될 수 있을 것이다. 그러나 각 기간의 담합 형성률과 적발률 등이 시차에 영향을 받지 않는다는 제 1차 마르코프 과정을 가정을 좀 더 현실적으로 발전시켜야 할 것이다. 또한, 본 연구는 적발된 담합 모집단에 대한 분석을 시도하였으나 아직까지 미비한 부분과 한계점을 지니고 있다. 입찰 담합과 비입찰담합 또는 과징금이 부과되는 담합과 그렇지 않은 담합 등은 각각의 독특한 특성을 지니고 있어 제도의 개정이 이들에 대한 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, “리니언시 제도 시행 11년, 그 성과와 과제”, 2009
- 권남훈, “자진신고자 감면제도(Leniency)의 경제분석,” 『산업조직연구』, 제18권 4호, 한국산업조직학회, 2010
- 김나영·남영산, “자진신고자 감면제도의 효과와 그 결정요인들,” 『산업조직연구』, 제18권 4호, 한국산업조직학회, 2010.
- 송은지, “자진신고자 감면, 카르텔에 독배일까 성배일까?” KDI Focus, 제31호, 2013.
- 이인권, “부당공동행위 추정에 대한 합리적 접근” 『한국경제연구』, 제18권 6호, 한국경제연구학회, 2007
- 전성훈, “경쟁정책 목적의 시장획정 방법론 및 사례” 한국경제연구』, 제19권 12호, 한국경제연구학회, 2007
- 김현종, “시장획정에 대한 논의와 합리적 분석방법 연구” 한국경제연구원
- 손영화, “공정거래법상 리니언시제도에 관한 연구”, 『기업법연구』, 제24권 2호, 한국기업법학회, 2010.
- 일본 공정취인위원회, “리니언시제도의 경제분석”, 일본 공정취인위원회, 2006.
- 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, Joe and Harrington, J. E., “The impact of the corporate leniency program on cartel formation and the cartel price path,” The Political Economy of Antitrust Association, Vivek Ghosal and Johan Stennek, eds., Elsevier, 2007.

18) 공정거래위원회는 감면 혜택을 한번 적용받은 기업이 5년 내에 또 다시 카르텔을 자진 신고하는 경우에는 이 제도의 혜택을 받지 못하도록 관련 고시를 개정하고(2011.12월), 2개 회사가 가담한 카르텔의 경우 2순위 자진신고자는 감면제도를 적용하지 않도록 공정거래법 시행령을 개정(2012.6월 시행)하는 등 이 제도의 구체적인 내용을 지속적으로 보완하고 있다(공정위 백서, 2012).

- Choi, Yun Jeong., "An Empirical Analysis of the Corporate Leniency Program in Korea: Its Amendments in 2005," *The Korean Journal of Economics*, Vol. 18, No. 2, 2012, 255-281.
- Choi, Yun Jeong and Kyoungsoo Hahn., "The Impact of the Corporate Leniency Program on Cartel Stability," Yonsei University, mimeo. forthcoming, *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 Chang, "Modeling the Birth And Death of Cartels with An Application to Evaluating Competition Policy," *Journal of European Economic Association*, 7, 2009, 1400-1435.
- 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, Whitney K. and Kenneth D. West, "A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix," *Econometrica*, 55, 1987, 703-708.
- Se Ran Koh and Jinook Jeong, "Determinants and Effectiveness of Corporate Leniency Program in Korea," *Journal of Competition Law and Economics*, 2013.
- Spagnolo, G. "Leniency and Whistleblowers in Antitrust," In: Buccirossi, P.(Ed.), *Handbook of Antitrust Economics*, 2008.
- Zhou, Jun, "Evaluating Leniency with Missing Information on Undetected Cartels : Exploring Time-Varying Policy Impacts on Cartel Duration," discussion paper, 2012.
- Niall E. Lynch, "Immunity in Criminal Cartel Investigations: A US Perspective", Latham & Watkins, 2011.

[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 damages 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 show that the new leniency program increases the detection rate and decreases the formation rate, confirming the validity of the theoretical model of Miller(2008). 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: Collusion, Corporate Leniency Program, Poisson regression, Cartel duration

JEL Classification: C72, D43, K21, L41

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

**Assistant Professor, School of Economics, Yonsei University Tel: (02) 2123-6569,
E-mail:yun.choi@yonsei.ac.kr