

케이블 TV 産業構造의 價格效果*

崔 仁** · 金鍾敏*** · 南宰鉉****

논문초록

우리나라 케이블 TV 산업구조는 일부 케이블 방송권역에서는 1개의 종합유선사업자만이 존재하고, 일부 방송권역에서는 복수의 사업자가 존재하는 이중구조이다. 본 논문은 독점과 과점의 시장구조 차이가 케이블 TV 서비스의 가격에 미치는 영향을 77개 권역의 2005년 자료를 사용하여 분석한다. 통합OLS 추정결과에 의하면 독점은 12~18% 가량 가격을 인상시키는 것으로 나타났으며, 고정효과모형(fixed-effects) 추정결과에 의하면 독점은 17~20% 가량 가격을 인상시키는 것으로 나타났다. 또한 권역별 가입자 수와 상품가격을 사용하여 생성된 가격지수를 분석하는 경우 독점의 가격인상효과가 더 높은 것으로 나타났다.

핵심 주제어: 케이블 TV 시장구조, 가격지수, 시장성과

경제학문헌목록 주제분류: L11, L13, L81

투고 일자: 2010. 3. 8. 심사 및 수정 일자: 2010. 9. 20. 게재 확정 일자: 2010. 12. 16.

* 이 논문은 공정거래위원회의 연구용역 의뢰를 받아 수행한 용역보고서 ‘종합유선방송 사업자 간 기업결합에 관한 경제분석’ 결과의 일부를 논문으로 재구성한 것으로, 2010 하계 산업조직학회 학술대회에서 발표되었다. 학술대회에서 여러 유익한 조언을 해준 참가자분과 공정거래위원회 박재현, 조환진 사무관께 감사 드린다. 하지만, 이 논문에서 제시된 견해는 전적으로 연구진의 독자적인 판단에 따른 것이다. 마지막으로 본 논문을 세밀히 검토하고 편집에 관한 조언을 주신 편집위원장과 편집위원에게 감사의 뜻을 전한다.

** 제1저자, 서강대학교 경제학부 교수, e-mail: inchoi@gmail.com

*** 국민대학교 교수, e-mail: ec-cmkim@kookmin.ac.kr

**** 교신저자, 고려대학교 정경대학 경제학과 교수, e-mail: shnahm@korea.ac.kr

I. 서 론

우리나라 케이블 TV 산업은 1995년과 1997년 2차에 걸쳐 총 77개 방송권역에 77개의 종합유선사업자(system operator, 이하 SO)가 허가되었다. 난시청 지역을 중심으로 성장해온 기존의 중계유선 사업자들이 종합유선사업자로 전환되면서 같은 방송권역에 복수사업자가 존재하는 시장구조가 형성되었다. 즉, 일부 방송권역에서는 1개의 SO만이 존재하고, 일부 지역에서는 복수의 사업자가 존재하는 이중적 시장구조이다. 단독 SO가 존재하는 권역을 단일사업자 권역으로 정의한다.

독점과 과점의 시장구조 차이에서 발생하는 시장성과는 산업조직론 측면에서 매우 흥미로운 주제이다. 본 연구는 2005년 자료를 사용하여 단일사업자 권역과 복수사업자 권역간의 가격차이를 분석하고자 한다. 2005년 방송통신위원회는 전국 77개 케이블 TV 권역의 모든 사업자의 묶음 상품별 월 수신료 가격, 채널 수와 상품별 가입자 수를 발표한 바 있다. 자세한 자료가 존재하는 2005년 자료를 사용하여 시장구조에 따른 시장성과 가격차이를 분석하고자 한다.

케이블 산업에서의 독점과 과점에 따른 시장성과 분석에 대한 대표적 선행연구인 Levin and Meisel(1991)은 미국에서 경쟁권역의 가격이 독점권역의 독점가격에 비해 22~30% 가량 낮다는 것을 실증적으로 보여주었다. FCC(1994)도 경쟁적 시장의 가격이 독점적 시장과 비교하여 17% 정도 낮다고 추정하였다. Emmons and Prager(1997)는 케이블 TV 시스템의 시장구조와 소유구조가 케이블 TV의 가격(서비스 요금)과 서비스 품질(채널 다양성)에 미치는 영향을 분석하여, 경쟁권역의 케이블 TV 가격이 낮다는 결과를 보여주었다.

우리나라 케이블 TV 시장의 구조에 관한 연구로는 이인찬·윤충한(2000)과 윤충한·이인찬(2001)이 있다. 윤충한·이인찬(2001)은 중계유선방송이 종합유선으로 전환되기 이전인 1997년의 데이터를 이용하여 유선방송시장을 종합유선과 중계유선이 경쟁하는 구역과 중계유선만 서비스되고 있는 독점권역으로 나누어 중계유선방송의 가격과 수신료를 비교하여, 경쟁권역의 채널당 수신료(가격/채널 수)가 독점권역에 비해 낮은 것을 발견하였다.

공정거래위원회의 2006년 분석(이하 공정거래위원회, 2006)에서는 2004년 자료를 사용하여 각 상품별로 채널당 가격을 가입자 수로 가중평균 한 가격지수를 산출한 후 그 가격지수를 시장구조에 관련하여 분석하였다.

유진수·안형택·신혁승(2007)은 종합유선방송 사업자간 기업결합이 가격에 미치는 효과에 대해 분석하였다. 또한 종합유선방송 사업자간 실질경쟁이 가격에 미치는 효과와 기업결합이 이루어진 지역에서 기업결합에 따른 가격상승 효과를 분리하여 분석하였다. 경쟁이 도입된 지역에서 가격이 얼마나 하락하였고, 기업결합이 이루어진 지역에서 가격이 얼마나 높아졌는지에 대한 별도의 분석을 한 결과, 경쟁 도입에 의한 가격인하 효과는 통계적으로도 상당히 유의하게 나타난 반면, 기업결합에 의한 가격인상 효과는 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다.

이상우(2007) 역시 케이블 TV 시장에서의 시장구조가 케이블 TV 서비스의 가격, 품질, 가입자 수에 미치는 효과를 실증 분석하였다. 그 결과 독점지역에 비해 경쟁지역에서 케이블 TV의 가격이 낮고 채널 수가 많으며, 가입가구 수도 많은 것으로 나타났다. 또한, 회귀분석 결과, 경쟁은 케이블 TV의 가격을 낮추고 침투율을 높이는 데 통계적으로 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 기존의 모든 연구에서 공통적으로 나타나는 결과는 복수의 SO가 있는 케이블 방송권역의 가격이 단일사업자만 존재하는 케이블 방송권역에 비해 낮다는 것이다.

공정거래위원회(2006), 이상우(2007), 유진수·안형택·신혁승(2007)은 단일사업자 권역과 복수사업자 권역간의 가격을 비교하기 위하여 가격지수를 산출하였다. 공정거래위원회(2006) 분석에서는 채널당 가격을 가입자 수로 가중평균한 가격지수를 사용하였고, 유진수·안형택·신혁승(2007)은 각 상품별 가입자당 평균수익(ARPU: Average Revenue per User)을 가입자 수로 가중평균한 값을 가격지수로 사용하였다. 이상우(2007)는 각 사업자의 평균 상품 가격을 평균 채널 수로 나눈 수치를 가격지수로 이용하였다. 기존의 모든 국내 연구는 가격지수를 산출하여 그 가격지수를 방송권역의 시장구조(독점/경쟁지역)에 회귀분석하는 방법을 이용하였다. 그러나 가격지수를 분석하는 경우 어떤 방식으로 가격지수를 산출해야 하는지에 대해서는 명확한 답을 얻기 힘들다.

본 논문은 다음의 두 가지 다른 방법을 사용하여 기존 선행연구와 차별화를 시도하고자 한다. 첫째, 본 논문에서는 가격지수를 산출하지 않고 모든 상품을 대상으로 가격분석을 한다. 예를 들어 지역 A에서 사업자 갑이 세 가지의 상품을 판매하고 지역 B에서 사업자 을, 병이 각각 세 가지와, 네 가지의 상품을 판매한다고 하면, 총 관측치 수는 $3+3+4=10$ 이 된다. 통합OLS 방법을 이용해 열 가지 상품의 가격을 여러 변수에 대해서 회귀분석하여, 단일사업자가 발생시키는 가격효과를 추정

하여 시장구조가 개별 상품가격에 가지는 효과를 분석한다. 이를 통해 가격지수 산출 시 가중치가 가져오는 편의 없이 시장구조에 따른 가격효과를 분석할 수 있다.

둘째로, 각 상품을 하나의 관측치로 회귀분석하는 경우 고정효과모형(fixed-effects)을 사용하여 시장구조에 따른 시장성과를 분석하고자 한다. 우리가 분석하는 자료는 2005년의 가격, 상품 특성들이 관측되는 횡단면 자료이다. 하지만 각 지역은 서로 다른 소득, 인구구성, APT 보급비율 등을 가지고 있으므로 각 방송권역별로 공통된 지역별 효과가 존재할 수 있다. 위의 예에서 보면 지역 A에는 세 개의 묶음상품이 존재하고 지역 B에는 일곱 개의 묶음상품이 존재하므로, 지역 A의 세 개의 묶음상품과 지역 B의 일곱 가지 묶음상품에는 지역공통효과가 있을 수 있다. 고정효과모형 추정은 이러한 지역 공통효과의 존재를 감안하여 한 지역에 여러 상품이 존재하는 경우 공통된 지역효과를 제거하고, 각 상품의 채널 수 등이 가격에 미치는 효과를 분석할 수 있다.

통합OLS 추정결과에 의하면 단일사업자 권역은 복수사업자 권역에 비하여 12~18% 가량 가격을 인상시키는 것으로 나타났다. 또한 고정효과모형 추정결과에 의하면 단일사업자 권역은 17~20% 가량 가격을 인상시키는 것으로 나타났다. 개별상품별 가격분석에서는 단일사업자 권역의 가격이 복수사업자 권역에 비해 12~20% 높다. 기존 결과와 비교하기 위하여, 본 논문에서는 가격지수를 사용한 가격방정식도 추정한다. 가격지수를 사용하는 경우, 독점에 따른 가격인상효과는 32%에 달한다. 즉, 가격지수를 이용한 분석에서는 단일사업자 권역 가격은 동일한 상황의 복수사업자 권역 가격에 비해 32% 높은 것으로 관측된다.

개별상품별로는 단일사업자 권역과 복수사업자 권역간의 가격 차이가 12~20%이나, 가격지수로 32%의 차이를 지닌다. 개별상품별로 측정하는 경우보다 가입자 수 가중평균 가격지수로 측정하는 경우 단일사업자 권역과 복수사업자 권역의 가격 차이는 더욱 커진다. 이러한 차이는 단일사업자 권역에서 소비자들이 보다 높은 가격의 상품을 구매하고 있기 때문에 발생한다. 예를 들어 지역 A에 존재하는 두 상품의 가격이 각각 100원, 200원이고, 지역 B의 두 상품 가격은 각각 110원, 220원이라고 가정하자. 개별상품별로는 10%의 가격차이가 존재하지만, 가입자 가중평균 가격지수에서는 20%의 가격차이가 존재한다면, 이는 지역 A에 비해 지역 B에서 시청자들이 보다 고급상품(또는 높은 가격의 상품)을 구매하고 있다는 것을 의미한다. 즉, 지역 B에서는 높은 가격의 상품을 구매하는 소비자의 비중이 큰 것이다.

단일사업자 권역에서 소비자들이 보다 높은 가격의 상품을 구매하는 것은 매우 흥미있는 발견이다. 이는 단일사업자 권역과 복수사업자 권역에서 상품별 채널구성이 다를 수 있다는 것을 의미한다. 단일사업자 권역에서는 소비자들이 선호하는 인기채널(프로그램)이 보다 높은 가격의 상품으로 구성되었을 가능성이 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 가격방정식을 통합OLS 추정방식과 고정효과모형 추정방식을 사용하여 추정하고, 제Ⅲ장은 결론과 기타 논의를 포함한다.

Ⅱ. 가격방정식 추정

본 장에서는 케이블 TV 가격을 종속변수로 놓고 어떠한 변수들이 이에 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 이러한 회귀분석모형을 가격방정식이라고 한다. 회귀분석 방법으로는 통합OLS 추정방식과 고정효과모형 추정방식을 사용하며, 가격지수 방식을 사용하여 얻어진 단일사업자 효과와 비교한다.

1. 데이터

본 절에서의 실증분석 결과는 2005년 케이블 TV 방송상품 운용현황에 대한 방송통신위원회 자료를 사용하였다. 2005년 데이터에는 전국 77개 케이블 TV 권역의 모든 사업자의 케이블 TV 월 수신료 가격, 채널 수, 가입자 수가 포함되어 있다. 비록 2005년 자료가 가장 최근 것은 아니지만, 모든 지역의 모든 케이블 TV 회사의 상품을 포함한다는 점에 그 유용성이 있다.

이 자료에 각 권역별 아파트 거주비율, 소득, 복수종합유선방송사업자(Multi System Operator, 이하 MSO) 더미변수, 단일사업자 더미변수 및 준독점 더미변수를 추가하였다. 방송권역의 소득은 통계청 주거형태별 가구조사 지역소득을 해당 지역의 가구수로 가중 평균하여 구하였다. 채널 수는 공급비용에 가장 중요한 변수로, 직접적으로 월 수신료 가격에 영향을 미친다. 가입자 수와 아파트 거주비율이 높으면 규모의 경제효과로 비용이 하락할 수 있으며 이는 월 수신료 가격을 인하시키는 효과를 발생시킬 수 있다.

2005년 자료의 주요 기초 통계량은 <표 1>과 같다. 2005년 77개 권역에서 케이

블 사업자에 의해 판매되고 있는 상품은 총 421개이며, 일반적으로 한 사업자가 3~4개 상품을 판매하고 있다. 상품의 평균 가격은 7,459원이고, 평균적으로 50개의 채널이 포함되어 있다. 총 상품 중 MSO에 의해 판매되는 상품의 비율은 85%이며, 한 권역에 한 사업자만 존재하는 경우의 비율은 35%이다.

〈표 1〉 2005년 자료 기초 통계량

(관측 수: 421)

	평균	최대값	최소값	표준편차
가격	7460	18126	672	4133
채널	50	80	16	20
아파트 비율	0.40	0.80	0.13	0.13
MSO 더미	0.85	1	0	0.36
단일사업자 더미	0.35	1	0	0.47
준독점 더미	0.22	1	0	0.41
채널당 가격	150	409	10	54

MSO 더미변수는 공급자가 MSO일 때 1의 값을, 아닐 때 영의 값을 갖는다. 단일사업자 더미변수는 공급업체의 수가 하나일 때 1, 그 밖에는 영의 값을 갖는다. 단일사업자 더미변수의 회귀분석계수는 시장구조가 가격에 미치는 영향을 확연히 보여 줄 것이다. 2005년에는 35개 권역에서 단독사업자가 존재하고, 나머지 42개 권역에서는 2개 이상의 사업자가 존재하고 있었다. 그러나 복수사업자가 존재한 42개 모든 권역에서 실질적 경쟁구조가 형성되었던 것은 아니다. 복수사업자 42개의 권역 중 18개 권역에서는 동일 사업자가 2개의 SO를 소유하고 있었다. 오직 24개 권역에만 상호 독립적인 복수사업자가 존재하고 실질적 경쟁구조를 가지고 있었다.

동일한 사업자가 두 SO를 소유하는 경우는 실질적 경쟁관계는 아니지만, 그 동안 경쟁의 결과로 순수단일사업자 권역과는 다른 시장성과를 나타낸다. 예를 들어 기업결합을 통해 한 권역에 두 SO를 가지게 된 사업자는 기업결합 후 해당 지역에서 단일사업자가 되지만, 요금을 규제 받고 있는 상황이라면 합병 후 급격한 가격 인상을 시도하기 힘들다. 따라서, 이러한 지역에서의 케이블 TV 월 수신료 가격은 경쟁구조와 독점적 구조의 특성을 동시에 지닐 것으로 판단된다. 공급업체의 수가 하나보다 많지만 그 업체들이 사실상 하나의 회사인 지역을 준독점지역으로 정의하

며, 준독점 더미변수는 준독점지역인 경우 1의 값을 갖고, 나머지 경우에는 영의 값을 갖는다.

〈표 2〉, 〈표 3〉, 〈표 4〉는 단일사업자(독점)와 MSO 여부에 따른 상품가격과 채널 수의 기초 통계량을 보여준다. 〈표 2〉에 의하면 MSO에 의해 제공되는 상품의 평균가격은 7,595원으로 비 MSO의 평균가격 6,720원보다 875원 더 높다. 또한 단일사업자에 의해 제공되는 상품의 평균가격은 7,491원으로 2개 이상의 사업자가 존재하는 지역(준독점지역 포함)의 평균 상품가격인 7,443원 보다 48원 더 높다. 사업자가 독점적 공급자이면서 동시에 MSO인 경우 평균 상품가격은 7,815원으로, 사업자가 경쟁적 공급자이면서 독립 SO인 경우보다 692원 높은 것으로 나타났다.

〈표 2〉 단일사업자와 MSO 여부에 따른 상품가격평균

(괄호 안은 관측 수)

		단일사업자 더미		
		0	1	모두
MSO 더미	0	7123 (34)	6278 (31)	6720 (65)
	1	7488 (240)	7815 (116)	7595 (356)
	모두	7443 (274)	7491 (147)	7460 (421)

〈표 2〉는 단일사업자와 MSO 여부의 두 더미변수들로 구분되는 4개의 그룹별로 상품가격의 평균이 얼마나 차이 나는지를 보여준다. 그렇지만 그와 같은 차이가 통계적으로 유의한지를 파악할 수 없으므로 이에 대한 추가적인 분석이 필요하다. 서로 다른 집단간의 평균을 비교하는 방법으로 분산분석(analysis of variance) 방법을 사용한다.

\bar{x}_{ij} 에서 i 는 MSO 더미변수, j 는 단일사업자 더미변수를 나타낸다고 할 때 고려하고자 하는 귀무가설은 다음과 같다.

$$H_0: \bar{x}_{00} = \bar{x}_{01} = \bar{x}_{10} = \bar{x}_{11}$$

분석 결과 F 통계량의 p 값은 0.305이다. 이 경우 귀무가설을 기각할 수 없고 표에 나타난 평균값들의 차이는 통계적으로 유의하지 않다.

〈표 3〉의 결과도 〈표 2〉의 결과와 유사하다. 단일사업자의 채널당 가격은 평균적으로 161원이고 경쟁지역(준독점지역을 포함)에서는 144원으로 두 경우 채널당 가격은 12% 차이가 난다. MSO의 채널당 가격은 153원으로 비 MSO의 135원보다 18원 높다. 사업자가 독점적 공급자이면서 동시에 MSO인 경우 평균 상품가격은 168원으로 사업자가 경쟁적 공급자이면서 SO인 경우보다 32원 높은 것으로 나타났다.

〈표 3〉 채널당 가격

(괄호 안은 관측 수)

		단일사업자 더미		
		0	1	모두
MSO 더미	0	136 (34)	135 (31)	135 (65)
		145 (240)	168 (116)	153 (356)
	1	144 (274)	161 (147)	150 (421)

〈표 2〉에서 분석했던 방식과 동일하게 채널당 가격에 대해서 가설검정 하면, ANOVA F 통계량의 p 값은 0.000131으로, 위의 귀무가설을 기각한다. 집단간 평균의 차이는 통계적으로 유의하다.

〈표 4〉는 단일사업자와 MSO 여부에 따른 평균 채널 수를 보여주고 있다. 단일사업자는 평균적으로 47개의 채널을 공급하고, 경쟁지역(준독점지역을 포함)에서는 52개의 채널이 공급되고 있다. MSO는 50개의 채널을, 비 MSO는 52개의 채널을 공급하고 있다. 사업자가 독점적 공급자이면서 동시에 MSO인 경우, 사업자가 경쟁적 공급자이면서 비 MSO인 경우보다 평균적으로 8개 채널을 덜 공급하는 것으로 나타났다.

채널수에 대한 가설검정 결과 ANOVA F 통계량의 p 값은 0.09이고 이는 10% 유의수준 내에 있으므로 주어진 평균값들의 차이는 통계적으로 유의하다.

〈표 4〉 시장구조와 MSO에 따른 채널 수

(괄호 안은 관측 수)

		단일사업자 더미		
		0	1	모두
MSO 더미	0	55	49	52
		(34)	(31)	(65)
	1	52	47	50
		(240)	(116)	(356)
	모두	52	47	50
		(274)	(147)	(421)

〈표 5〉, 〈표 6〉, 〈표 7〉은 단일사업자(독점)와 준독점 여부에 따른 상품가격과 채널 수의 기초 통계량을 보여준다. 〈표 5〉에 의하면 준독점인 경우 상품평균 가격이 다소 높은 것으로 보이나, 〈표 6〉에서는 이와 상반된 결과를 나타내고 있어 준독점의 효과가 불분명한 것으로 판단된다. 〈표 7〉은 준독점의 경우 공급채널 수가 다소 작으나 그 효과는 크지 않음을 보여주고 있다.

〈표 5〉의 단일사업자와 준독점 여부에 따른 상품가격평균 ANOVA F 통계량의 p 값은 0.99로, 주어진 평균값들의 차이는 통계적으로 유의하지 않다. 〈표 6〉의 단일사업자와 준독점 여부에 따른 채널당 가격 ANOVA F 통계량의 p 값은 0.003이고 이는 1% 유의수준 내에 있으므로, 주어진 평균값들의 차이는 통계적으로 유의하다. 〈표 7〉의 단일사업자와 준독점 여부에 따른 채널 수의 ANOVA F 통계량의 p 값은 0.074이고 이는 10% 유의수준 내에 있으므로, 주어진 평균값들의 차이는 통계적으로 유의하다.

〈표 5〉 단일사업자와 준독점 여부에 따른 상품가격평균

(괄호 안은 관측 수)

		단일사업자 더미		
		0	1	모두
준독점 더미	0	7428	7491	7457
		(162)	(147)	(328)
	1	7465		7464
		(112)		(93)
	모두	7443	7491	7460
		(274)	(147)	(421)

〈표 6〉 단일사업자와 준독점 여부에 따른 채널당 가격

(괄호 안은 관측 수)

		단일사업자 더미		
		0	1	모두
준독점 더미	0	147 (162)	161 (147)	154 (309)
	1	140 (112)		140 (112)
	모두	144 (274)	161 (147)	150. 21 (421)

〈표 7〉 단일사업자와 준독점 여부에 따른 채널 수

(괄호 안은 관측 수)

		단일사업자 더미		
		0	1	모두
준독점 더미	0	52 (162)	47 (147)	50 (309)
	1	52 (112)		52 (112)
	모두	52 (274)	47 (147)	50 (421)

2. 통합OLS 분석

이 절에서는 상품별 케이블 TV 월 수신료 가격 혹은 채널당 상품별 케이블 TV 월 수신료 가격을 종속변수로, 기타 변수들을 독립변수로 사용해 회귀분석 한다. 통합OLS에서 사용하는 모델은

$$y_{jh} = \mu + \alpha'x_{jh} + \rho'w_j + u_{jh} \tag{1}$$

이다. 통합OLS는 $u_{jh} \sim iid(0, \sigma_{u_j}^2)$ 이라고 가정하고 지역에 상관없이 모든 데이터를 한 곳으로 모아서 OLS 회귀분석을 한다.¹⁾ 즉, 사업자들이 제공하는 여러 상품들이 각각의 관측치가 된다. 예를 들어 지역 A에서 사업자 갑이 세 가지의 상품을

판매하고 지역 B에서 사업자 을, 병이 각각 세 가지, 네 가지의 상품을 판매한다고 하면 총 관측치 수는 $3+3+4=10$ 이 된다. 그 열 가지 상품의 가격을 각 상품의 특성(채널 수), 그 지역의 특성(소득, 아파트 비율, 단일사업자 더미)과 사업자 특성(MSO 여부, 총 가입자 수)으로 회귀분석 한다.

여기에서 j 는 지역 인덱스(즉, $j = 1, \dots, 77$), h 는 상품 인덱스를 나타낸다. 종속변수 y_{jh} 는 로그 가격, 혹은 로그(가격/채널 수)이고, x_{jh} 는 지역과 상품에 따라서 변하는 변수로서 채널 수, 채널 수 자승, 로그 가입자 수, 로그 가입자 수 자승 등이다. 자승 항들은 비선형효과의 존재를 살피기 위해 사용된다. 개별 상품의

〈표 8〉 가격방정식 통합OLS 추정결과

(2005년 전체 표본 사용: 샘플 수 421)

(1) 종속변수: 로그 가격

	I	II	III	IV	V
채널수	-0.0027 (-0.47)	0.022** (22.1)	0.022** (22.2)	0.022** (21.5)	0.022** (21.7)
채널수 자승	0.0002** (4.44)				
가입자수	0.786 (0.84)	-0.021 (-0.35)	-0.036 (-0.63)	-0.022 (-0.38)	-0.008 (-0.20)
가입자수 ²	-0.036 (-0.87)				
소득	0.055 (1.06)	0.044 (0.89)	0.041 (0.83)	0.016 (0.34)	
아파트 거주비율	-0.13 (-0.80)	-0.17 (-1.04)			
MSO 더미	0.227** (3.74)	0.203** (3.37)	0.193** (3.17)		
단일사업자 더미	0.176** (3.66)	0.157** (3.21)	0.171** (3.59)	0.146** (2.93)	0.139** (3.01)
R^2	0.57	0.55	0.55	0.54	0.54
\bar{R}^2	0.56	0.55	0.55	0.53	0.53
AIC	-1.85	-1.82	-1.83	-1.80	-1.80
BIC	-1.77	-1.75	-1.77	-1.75	-1.77

주: 1. 괄호 안의 숫자는 t값 임.

2. (**): 1% 유의수준에서 유의 (*): 5% 유의수준에서 유의.

1) 오차항의 이분산성이 가정되고 있음에 유의 바란다.

(2) 종속변수: 로그 (가격/채널 수)

	I	II	III	IV
가입자수	0.83 (0.79)	-0.029 (-0.49)	-0.016 (-0.28)	0.001 (0.03)
가입자수 ²	-0.037 (-0.80)			
소득	0.056 (1.04)	0.042 (0.84)	0.021 (0.42)	
아파트거주비율	-0.224 (-1.32)			
MSO 더미	0.192** (2.90)	0.174** (2.67)		
단일사업자 더미	0.161** (3.19)	0.172** (3.48)	0.150** (2.94)	0.140** (2.95)
R^2	0.05	0.04	0.02	0.02
\overline{R}^2	0.04	0.04	0.02	0.02
AIC	-1.72	-1.72	-1.71	-1.71
BIC	-1.65	-1.68	-1.67	-1.68

주: 1. 괄호 안의 숫자는 t값 임.
2. (**): 1% 유의수준에서 유의 (*): 5% 유의수준에서 유의.

가입자 수보다 이의 합이 규모의 경제를 보다 잘 대변해줄 것이라고 판단되므로, 지역 내 한 공급자의 모든 상품 가입자 수를 총합해 가입자 수로 사용한다. 한 지역의 모든 상품에 동일하게 적용되는 변수는 w_j 이며 로그 소득, 아파트 거주비율, MSO 더미, 단일사업자 더미를 포함한다.

식 (1)을 통합OLS 방식으로 추정한 결과는 <표 8>과 같다.

<표 8>에서 (1)은 로그 가격을 종속변수로 한 결과이고, (2)는 로그(가격/채널 수)를 종속변수로 한 결과이다. 가격이 종속변수인 경우 기타 변수에 상관없이 채널 수, MSO 더미 및 독점 더미가 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 알 수 있다. 가입자 수, 소득, 아파트 거주 비율은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하지 않는데 이는 가입자 수와 아파트 거주자 비율 증가에 따른 비용부문 규모의 경제가 가격에 반영되지 않았음을 의미한다. 채널 수 하나의 증가는 가격을 2% 증가시키는 것으로 나타나며, MSO 더미는 19~23% 가격을 증가시키는 것으로 나타났다. 마지막으로 독점이 있을 시 가격이 14~18% 상승하는 것으로 나타난다.

채널당 가격이 종속변수인 경우, MSO 더미 및 독점 더미가 모두 통계적으로 유의하다. MSO 더미는 17~19% 채널당 가격 인상을 가져오고, 단일사업자 더미는 14~17% 가격 상승 효과가 있다. 가입자 수, 소득, 아파트 거주 비율은 (1)에서와 동일하게 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. MSO 여부가 가격에 미치는 효과와 MSO의 성과에 대해서는 여러 선행연구가 있다. 여러 선행연구와 동일하게 MSO 더미는 양의 부호를 가지고 있다. 이는 동일한 상황에서 MSO가 보다 높은 가격을 책정하는 것을 의미한다.

〈표 9〉 가격방정식 통합OLS 추정결과

(2005년 전체 표본 사용: 샘플 수 421)

(1) 종속변수: 로그 가격

	I	II	III	IV	V
채널수	-0.003 (-0.49)	0.022** (22.2)	0.022** (22.4)	0.022** (21.5)	0.022** (21.7)
채널수 상승	0.0003** (4.48)				
가입자수	0.693 (0.75)	-0.008 (-0.14)	-0.021 (-0.37)	-0.014 (-0.24)	-0.003 (-0.07)
가입자수 ²	-0.031 (-0.77)				
소득	0.049 (0.95)	0.039 (0.80)	0.036 (0.74)	0.013 (0.27)	
아파트 거주비율	-0.112 (-0.72)	-0.152 (-0.96)			
MSO 더미	0.247** (3.90)	0.224** (3.56)	0.215** (3.38)		
준독점 더미	-0.084 (-1.63)	-0.084 (-1.55)	-0.087 (-1.60)	-0.042 (-0.81)	-0.043 (-0.82)
단일사업자 더미	0.134* (2.56)	0.117 (2.13)	0.128* (2.37)	0.125* (2.22)	0.118* (2.18)
R^2	0.58	0.56	0.55	0.54	0.54
\bar{R}^2	0.57	0.55	0.55	0.54	0.54
AIC	-1.86	-1.83	-1.82	-1.80	-1.80
BIC	-1.76	-1.75	-1.75	-1.74	-1.76

주: 1. 괄호 안의 숫자는 t값임.

2. (**): 1% 유의수준에서 유의 (*): 5% 유의수준에서 유의.

(2) 종속변수: 로그 (가격/채널 수)

	I	II	III	IV
가입자수	0. 745 (0. 71)	-0. 015 (-0. 26)	-0. 008 (-0. 14)	0. 007 (0. 15)
가입자수 ²	-0. 033 (-0. 70)			
소득	0. 051 (1. 04)	0. 037 (0. 79)	0. 017 (0. 36)	
아파트거주비율	-0. 207 (-1. 23)			
MSO 더미	0. 210** (3. 50)	0. 195** (3. 30)		
준독점 더미	-0. 078 (-1. 45)	-0. 084 (-1. 57)	-0. 043 (-0. 83)	0. 046 (-0. 87)
단일사업자 더미	0. 123 (1. 90)	0. 130* (2. 09)	0. 127* (2. 02)	0. 118* (2. 04)
R^2	0. 06	0. 05	0. 03	0. 03
\bar{R}^2	0. 04	0. 04	0. 02	0. 02
AIC	-1. 72	-1. 73	-1. 71	-1. 71
BIC	-1. 65	-1. 67	-1. 66	-1. 67

주: 1. 괄호 안의 숫자는 t값 임.
2. (**): 1% 유의수준에서 유의 (*): 5% 유의수준에서 유의.

〈표 8〉의 회귀분석에서는 한 권역에 두 개 이상의 SO가 존재하면 비록 동일 사업자 소속이라고 해도 경쟁권역으로 분류하였다. 다음의 회귀분석에서는 동일 사업자 소속의 복수 SO가 존재하는 권역을 준독점 지역으로 분류하고 준독점 더미변수를 회귀분석에 추가한다. 회귀분석 결과는 〈표 9〉와 같다.

〈표 9〉의 결과는 〈표 8〉의 결과와 크게 다르지 않다.²⁾ 채널 수 증가에 따른 가격 인상은 2% 정도이고, 가입자 수와 아파트 거주비율 증가에 따른 규모의 경제는 발견되지 않았다. MSO 더미는 20~25%의 가격인상을 가져오고, 단일사업자 더미는 12~13%의 가격인상을 가져온다.

2) 〈표 8〉과 〈표 9〉는 회귀변수가 외생적이라는 가정에 기초하고 있다. 그러나 회귀변수들이 내생성을 갖고 있다면 그 결과에 편이가 존재하게 된다. 가입자 수와 가격 간에는 내생성이 존재할 수 있다. 이상우(2007)는 SO망 용량, MSO 여부 등을 도구변수로, 가격을 종속변수로 사용하여 회귀분석 하였다.

준독점 더미는 통계적으로 유의하지 않았다. 준독점지역의 가격은 경쟁지역의 가격과 통계적으로 유의한 차이가 없었으며, 오히려 부호가 (-)로 나왔다. 즉, 여러 변수가 동일한 경우 준독점지역의 가격은 경쟁지역 가격과 차이가 없다. 하지만 독립적인 두 개의 SO가 한 사업자 소속이 되면 가격이 낮아진다고 해석하기는 어려울 것으로 판단된다. 만일 동일사업자 소속의 2개 SO가 존재하는 구역을 독점으로 분류해서 회귀분석 하면 독점 더미가 통계적으로 무의미하게 된다. 이에 대해서는 다양한 해석이 가능하며, 변수의 내생성이 존재하고 있는 것으로 판단된다. 예를 들어 최근에 경쟁이 치열한 지역에서 기업결합이 집중적으로 발생했다고 하면, 준독점지역의 가격이 경쟁지역의 가격보다 낮을 수 있다. 또한 가격규제로 인해 기업결합 후 가격인상이 급격히 일어나지 않았다고 하면, 준독점지역과 경쟁지역에서 가격 차이가 존재하지 않을 수 있다. 따라서 기업 결합이 발생한 지역의 가격변화를 추적 분석하여야 보다 정확한 판단을 내릴 수 있을 것으로 보인다.

3. 고정효과 분석

고정효과 추정을 위해서 사용되는 모델은 식 (2)와 같다.

$$y_{jh} = \mu + \alpha' x_{jh} + \rho' w_j + u_{jh} \quad (2)$$

$$u_{jh} = \lambda_j + \nu_{jh}, \nu_{jh} \sim iid(0, \sigma_\nu^2)$$

이 모형에서의 오차항은 두 개 변수의 합이라 할 수 있다. 여기에서 λ_j 는 관측되지 않는 지역특성변수이고 ν_{jh} 는 상호 독립이고 같은 분포를 갖는 통상적인 회귀분석 오차항이다.

지역특성변수는 가입자 수와 가격에 동시에 영향을 미칠 수 있다. 예를 들어 한 지역이 케이블 TV설치가 어려운 험준한 지역이라면 이는 수신료를 올릴 요인이 된다. 이러한 지역특성변수는 통합OLS 추정을 하는 경우 불일치추정량(inconsistent estimator)을 야기하므로 이를 제거할 필요가 있다. 고정효과 추정량은 이러한 지역 특성변수를 제거한 후의 OLS 추정량이라고 할 수 있다.

앞의 예를 들어 설명해보자. 지역 A에 사업자 갑이 세 가지의 상품을 판매하고 지역 B에서 사업자 을, 병이 각각 세 가지, 네 가지의 상품을 판매하는 경우, 지역

A의 세 가지 상품은 지역 A에서 판매되고, 지역 B의 일곱 가지 상품은 지역 B에서 판매된다. 그 지역별 특성이 가격에 미치는 효과를 제거하고 남은 부분을 여러 상품특성으로 회귀분석 한다. 식 (2)의 각각의 변수에서 지역 평균값을 빼면

$$y_{jh} - \bar{y}_j = \alpha'(x_{jh} - \bar{x}_j) + \nu_{jh} - \bar{\nu}_j \tag{3}$$

로 표시된다. 여기에서 $\bar{z}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{h=1}^{n_j} z_{jh}$ 으로 z_{jh} 변수의 지역 평균값이다. 즉, 식 (3)에서는 지역특성변수가 제거되었음을 알 수 있다. 그러나 지역변수제거와 함께 지역에 따라 일정한 변수들 (예: 지역소득, 아파트 거주비율, 단일사업자 더미)도 제거되어 이들 변수의 계수는 구할 수 없다. 식 (3)을 OLS로 추정하면 계수 α 의 고정효과 추정량을 구할 수 있다. 2005년 데이터를 사용하여 추정한 결과는 <표 10>과 <표 11>의 첫 열과 같다.

<표 10> 가격방정식 고정효과모형 추정결과

(2005년 전체 표본 사용: 샘플 수 421)

(1) 종속변수: 로그 가격

패널분석		횡단면분석			
		I	II	III	IV
채널 수	0.024** (27.56)				
가입자수	-0.034 (-0.49)				
소득		-0.011 (-0.25)	-0.009 (-0.20)	-0.005 (-0.10)	
아파트 거주비율		-0.042 (-0.20)			
MSO 더미		0.200** (2.83)	0.196** (2.88)		
단일사업자 더미		0.208** (4.05)	0.209** (4.10)	0.193** (3.64)	0.193** (3.66)
R^2	0.65	0.24	0.24	0.15	0.15
\bar{R}^2	0.64	0.21	0.22	0.14	0.15
AIC	-1.80	-4.74	-4.75	-4.64	-4.65
BIC	-1.04	-4.69	-4.71	-4.61	-4.63

주: 1. 괄호 안의 숫자는 t값임.
2. (**): 1% 유의수준에서 유의 (*): 5% 유의수준에서 유의.

(2) 종속변수: 로그 (가격/채널 수)

패널분석		횡단면분석			
		I	II	III	IV
가입자수	-0.021 (-0.28)				
소득		0.013 (0.30)	-0.007 (-0.16)	-0.005 (-0.11)	
아파트거주비율		-0.099 (-0.48)			
MSO 더미		0.183** (2.63)	0.175** (2.60)		
단일사업자 더미		0.196** (3.86)	0.198** (3.93)	0.183** (3.53)	0.183** (3.56)
R^2	0.00	0.22	0.22	0.14	0.14
\overline{R}^2	0.00	0.20	0.20	0.13	0.14
AIC	-1.66	-4.77	-4.77	-4.69	-4.69
BIC	-0.92	-4.73	-4.73	-4.67	-4.67

주: 1. 괄호 안의 숫자는 t값 임.
2. (**): 1% 유의수준에서 유의 (*): 5% 유의수준에서 유의.

식 (3)을 사용하여 추정한 계수 α 의 값을 $\hat{\alpha}$ 이라 하면

$$y_{jh} - \hat{\alpha}'x_{jh} \approx \mu + \rho'w_j + u_{jh}$$

이고 이 식을 h 에 대하여 평균해 주면

$$\overline{y}_j - \hat{\alpha}'\overline{x}_j \approx \mu + \rho'w_j + \lambda_j + \overline{v}_j$$

가 된다. 계수 ρ 는 $\overline{y}_j - \hat{\alpha}'\overline{x}_j$ 를 w_j 에 회귀하여 구할 수 있다. 여기에서 w_j 는 지역 소득, 아파트 거주비율, 단일사업자 더미 등을 가리킨다. 2005년 데이터를 사용한 회귀분석 결과는 <표 10> 과 <표 11> 2~5열과 같다. 계수 ρ 의 추정은 α 의 추정치를 사용하므로 이 표에 발표된 계수 ρ 추정량의 분산은 실제값 보다 과소평가 되었을 가능성이 높다. 그러나 현 분석을 이러한 점을 반영하지 못하고 있다.³⁾

<표 10>의 (1)에 의하면 채널 수 하나의 증가가 2%의 가격 상승을 발생시킨다는

것을 알 수 있다. 이는 <표 8>, <표 9>의 결과와 유사하다. 가격이 종속변수인 경우 기타 변수에 상관없이 채널 수, MSO 더미 및 단일사업자 더미가 모두 1% 유의 수준에서 통계적으로 유의함을 알 수 있다. 가입자 수, 소득, 아파트 거주 비율은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하지 않다. MSO 더미는 가격을 20% 증가시키는 것으로 나타나며, 단일사업자인 경우 가격이 19~21% 상승하는 것으로 나타난다.

<표 10>의 (2)는 채널당 가격이 종속변수인 경우의 결과를 보여준다. MSO 더미 및 단일사업자 더미는 모두 통계적으로 유의함을 알 수 있다. MSO 더미는 18%, 단일사업자 더미는 18~20%의 가격 상승 효과가 있다. 가입자 수, 소득, 아파트 거주 비율은 가격이 종속변수인 경우와 동일하게 5% 수준에서 통계적으로 유의하지 않다.

<표 11> 가격방정식 고정효과모형 추정결과

(2005년 전체 표본 사용: 샘플 수 421)

(1) 종속변수: 로그 가격

	패널분석	횡단면분석			
		I	II	III	IV
채널 수	0.024** (27.56)				
가입자수	-0.034 (-0.49)				
소득		-0.010 (-0.22)	-0.008 (-0.19)	-0.005 (-0.10)	
아파트거주비율		-0.027 (-0.13)			
MSO 더미		0.206** (2.87)	0.204** (2.92)		
준독점 더미		-0.041 (-0.54)	-0.042 (-0.57)	-0.001 (-0.00)	-0.000 (-0.01)
단일사업자 더미		0.193** (3.30)	0.193** (3.32)	0.193** (3.16)	0.193** (3.18)
R^2	0.65	0.24	0.24	0.15	0.15
\bar{R}^2	0.64	0.20	0.21	0.14	0.14
AIC	-1.80	-4.74	-4.75	-4.64	-4.64
BIC	-1.04	-4.68	-4.70	-4.61	-4.61

주: 1. 괄호 안의 숫자는 t값임.

2. (**): 1% 유의수준에서 유의 (*): 5% 유의수준에서 유의.

3) 이를 감안한 보다 엄밀한 가설검정을 위해 부트스트랩(bootstrap) 방법을 사용 할 수 있다.

(2) 종속변수: 로그 (가격/채널 수)

	패널분석	횡단면분석			
		I	II	III	IV
가입자수	-0.021 (-0.28)				
소득		0.001 (0.02)	-0.006 (-0.13)	-0.017 (-0.39)	
아파트거주비율		-0.104 (-0.50)			
MSO 더미		0.190** (2.69)	0.183** (2.65)		
준독점 더미		-0.043 (-0.57)	-0.047 (-0.64)	-0.010 (-0.14)	-0.009 (-0.12)
단일사업자 더미		0.166** (2.88)	0.166** (2.90)	0.166** (2.78)	0.166** (2.79)
R^2	0.00	0.21	0.21	0.13	0.13
\bar{R}^2	0.00	0.16	0.17	0.10	0.11
AIC	-1.66	-4.77	-4.77	-4.68	-4.69
BIC	-0.92	-4.71	-4.72	-4.65	-4.66

주: 1. 괄호 안의 숫자는 t값 임.

2. (**): 1% 유의수준에서 유의 (*): 5% 유의수준에서 유의.

〈표 11〉은 준독점더미를 추가한 결과를 보여주는데, 〈표 10〉의 결과와 유사하다. 추가된 준독점더미는 종속변수에 관계없이 통계적으로 유의하지 않다. 통계적으로 유의한 변수는 〈표 10〉에서와 같이 MSO 더미와 단일사업자 더미뿐이다. MSO인 경우 18~20%, 단일사업자인 경우 17~20% 가격이 상승함을 알 수 있다.

4. 가중평균 가격지수 분석

지금까지는 모든 상품 가격을 종속변수로 설정한 회귀분석을 하였다. 예를 들어 지역 A에 사업자 갑이 제공하는 상품이 세 개 존재하는 경우, 각 상품의 가격에 대해 회귀분석을 하였다. 본 항에서는 사업자 갑의 상품에 대한 채널당 가격지수를 산출하여 이에 대한 회귀분석을 한다. 사업자 갑이 상품 1, 2, 3을 각각 2,500원, 6,000원, 7,500원에 판매하고 각 상품의 채널 수는 20개, 40개, 50개라고 하자. 각 상품에서 채널당 가격은 125원(=2,500원/20), 150원(=6,000원/40), 150원

(=7,500원/50)이 된다. 각 상품의 가입자 수를 n_1, n_2, n_3 라고 하고 각 상품의 채널당 가격에 가입자 수로 가중평균한 값을 사업자 갑의 가격지수로 삼는다. 이 경우 $125\text{원} \times n_1 + 150\text{원} \times n_2 + 150\text{원} \times n_3$ 를 $n_1 + n_2 + n_3$ 로 나눈 값이 가격지수가 된다.

1) 기초통계량 분석

여기에서는 MSO와 단일사업자 여부에 따른 평균가격지수를 분석한다. 각 사업자의 2005년 평균 가격지수를 MSO 더미와 단일사업자 더미에 따라 나누어 보면 <표 12>와 같다. <표 2>, <표 4>에서와 같이 MSO와 단일사업자인 경우, 가격지수가 상승함을 알 수 있다. 단일사업자인 경우 가격지수가 26% 높으며, MSO인 경우 14% 높은 것을 알 수 있다. 단일사업자이면서 MSO인 경우 복수사업자이며 MSO가 아닌 경우보다 가격이 45% 높은 것으로 나타난다.

<표 12> MSO와 단일사업자 평균가격 지수

(괄호 안은 관측 수)

평균		단일사업자 더미		
		0	1	모두
MSO더미	0	94 (10)	104 (8)	99 (18)
	1	103 (65)	136 (30)	113 (95)
	모두	102 (75)	129 (38)	111 (113)

ANOVA F 통계량의 p값은 0.000424이며 이는 1%유의수준 내에 있으므로, 주어진 평균값들의 차이는 통계적으로 유의하다. 한편 가격지수를 설명변수에 회귀분석한 결과는 <표 13>과 같다. SO별 가입자 수는 케이블망 가입자 수 증가에 따른 규모의 경제를 추정하기 위한 것이다. 단일사업자인 경우 2005년 자료에서는 32% 정도의 가격지수 상승효과를 보이고 있다.

가입자 수 가중평균 가격지수로 분석할 때 독점의 가격인상효과는 32%로 앞에서 분석한 통합OLS와 고정효과모형의 추정치보다 커진다. 예를 들어 지역 A의 가격은 10원, 20원, 30원이고, 지역 B의 가격은 12원, 24원, 36원이라고 하자. 개별

상품으로 보면 지역 A와 B의 가격차이는 20%이다. 하지만, 지역 A에서 각 상품에 대한 소비자 구성비가 (33%, 33%, 33%)이고, 상품 B의 소비자 구성비가 (10%, 50%, 40%)라면 가입자 수 가중평균 가격지수는 20% 이상이 차이가 나게 된다.

〈표 13〉 가격지수방정식 OLS 추정결과

종속변수: 로그 가격지수

	2005년
가입자 수	-0.000 (-0.76)
소득	-0.000 (-0.28)
아파트	-0.29 (-1.04)
MSO더미	0.16 (1.62)
단일사업자 더미	0.32** (3.29)
R^2	0.16
\overline{R}^2	0.12
AIC	0.86

이에 대해서는 여러 가지 추론이 가능하다. 먼저, 단일사업자가 가입자 수가 적은 상품보다 가입자 수가 많은 상품의 가격을 올린다면, 가격지수분석이 더 큰 독점가격 인상효과를 불러올 수 있다. 이는 기업결합 후 결합기업이 여러 상품 중 가입자 수가 많은 상품의 가격을 보다 쉽게 올릴 유인이 있다는 것을 의미한다. 또한, 인기채널 등을 조절하여 소비자들로 하여금 가격이 높은 상품을 구매하도록 유도할 가능성이 있다. 예를 들어 가격이 낮은 상품에 인기채널을 포함시키지 않는다면, 소비자들은 해당 채널의 시청을 위하여 비교적 가격이 높은 상품으로 이전할 가능성이 높다. 그러나 이러한 추론들은 현단계에서는 통계에 기초한 것은 아니며, 향후 보다 심층적이고 체계적인 분석을 통하여 이를 살펴보아야 할 것이다.

Ⅲ. 결 론

시장구조에 따른 시장성과 측정은 산업조직론의 중요한 주제이다. 본 논문에서는 케이블 산업 자료를 사용하여 독점과 과점에 따른 시장성과를 추정하였다. 기존의 여러 국내 연구는 가격지수를 산출하여 시장성과를 분석하였으나, 가격지수 산정 방식에 따라 서로 다른 추정치를 얻을 수 있었다. 그러나 본 논문은 가격지수를 산출하지 않고 모든 상품을 대상으로 가격분석을 하고, 고정효과모형을 이용하여 독점에 따른 가격인상 효과를 추정한다는 점에서 기존의 연구방식과 차별성을 지닌다.

그 결과 통합OLS 추정에 의하면 독점은 12~18% 정도 가격을 인상시키는 것으로 나타났으며, 고정효과모형 추정에 의하면 독점은 17~20% 가량 가격을 인상시키는 것으로 나타났다. 또한 가입자 수 가중평균 가격지수로 분석할 때 독점의 가격 인상효과는 32%로 앞에서 분석한 통합OLS와 고정효과모형의 추정치보다 큰 것으로 나타났다.⁴⁾

■ 참 고 문 헌

1. 공정거래위원회, “케이블TV 시장에 대한 경쟁분석 결과,” 공정거래위원회, 2006.
(Translated in English) Fair Trade Commission, “An Analysis on the Competition in Cable TV Market,” Fair Trade Commission, 2006.
2. _____, “씨엠비 계열 7개 종합유선 방송사업자의 기업결합에 관한 건,” 의결서 제 2008-261호, 공정거래위원회, 2008.
(Translated in English) Fair Trade Commission, “Merger and Acquisition in CMB Corporation’s Seven Affiliated Cable Operators,” Fair Trade Commission, 2008.
3. 방송위원회, 『방송산업실태조사보고서』, 방송위원회, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008.
(Translated in English) Korean Broadcasting Commission, *Yearly Report on Actual Condition of Korean Broadcast Industry*, Korean Broadcasting Commission, 2004, 2005,

4) 이러한 결과는 일반적으로 사용되는 가입자 수 가중평균 가격지수에 해당하는 것이다.

2006, 2007, 2008.

4. 유진수 · 안형택 · 신혁승, “종합유선방송사업자간 경쟁과 기업결합이 가격에 미치는 효과 분석,” 『산업조직연구』, 제15집, 제3호, 2007, pp.1-23.
(Translated in English) Yoo Jin-Soo, Hyung-Taik Ahn and Hyuk-Seung Shin, “Effect of Competition and Effect of Merger and Acquisition Among Cable Operators on Price,” *The Korean Journal of Industrial Organization*, Vol. 15, No. 3, 2007, pp.1-23.
5. 윤충한 · 이인찬 · 이동현, “케이블TV와 위성방송의 경쟁에 관한 실증연구,” 『정보통신정책연구』, 제13권, 제4호, 2006, pp.159-182.
(Translated in English) Yoon Choong-Han, Inn-Chan Lee and Dong-Hun Lee, “An Empirical Study on the Competition between Cable Television and Direct Broadcast Satellites,” *Korean Telecommunications Policy Review*, Vol. 13, No. 4, 2006, pp.159-182.
6. 이상우, “케이블TV 산업의 구조가 가격 및 서비스제공에 미치는 영향에 대한 실증적 분석,” 『한국방송학보』, 제21권, 제2호, 2007, pp.475-505.
(Translated in English) Sang-Woo Lee, “An Empirical Analysis of Competition and the Pricing of Cable Television Services,” *Korean Journal of Broadcasting*, Vol. 21, No. 2, 2007, pp.475-505.
7. 이상우 · 이인찬, “다채널 유료방송시장의 경쟁에 관한 연구,” 연구보고서 05-10, 정보통신정책연구원, 2005.
(Translated in English) Lee Sang-Woo and Inn-Chan Lee, “Competition in Multi-Channel Pay Broadcasting Market,” Korea Information Strategy Development Institute, *KISDI Research Report*, Vol. 05, No. 10, 2005.
8. 이인찬 · 윤충한, “케이블TV 산업의 이원적 시장구조와 시장성과,” 『경제학연구』, 제48권 제1호, 2000, pp.175-194.
(Translated in English) Lee Inn-Chan and Choong-Han Yoon, “The Effects of Dual Market Structure in the Korean Cable TV Industry,” *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 48, No. 1, 2000, pp.175-194.
9. Emmons, W.M. and R. Prager, “The Effects of Market Structure and Ownership on Prices and Service Offerings in the U.S. Cable Television Industry,” *The RAND Journal of Economics*, Vol. 28, No. 4, 1997, pp.732-750.
10. Goolsbee, A. and A. Petrin, “The Consumer Gains from Direct Broadcast Satellite and the Competition with Cable TV,” *Econometrica*, Vol. 72, No. 2, 2004, pp.351-381.
11. Levin, S.L. and J.B. Meisel, “Cable Television and Competition: Theory, Evidence, and Policy,” *Telecommunications Policy*, Vol. 15, 1991, pp.519-528.

Market Structure and Its Price Effect in Cable Industry

In Choi* · Chongmin Kim** · Jae Nahm***

Abstract

The market structures of the South Korean cable television industry are a mixture of monopoly and duopoly. Using year 2005 data from 77 cable television markets, this paper studies the effect of monopoly on the price of cable television service. The results of this paper show that monopoly has the effect of raising the price by 12 to 18 percents and by 17 to 20 percents when Pooled-OLS and fixed-effects estimation method are used, respectively. We also perform OLS using a price index weighted by the number of subscribers. The OLS result shows a significant price increase effect of monopoly, which is even higher than those from the Pooled-OLS and fixed-effects analyses.

Key Words: cable TV market structure, price index, market performance

Received: March 8, 2010. Revised: Sep. 20, 2010. Accepted: Dec. 16, 2010.

* First Author, Professor, School of Economics, Sogang University, 1 Shinsu-dong, Mapo-gu, Seoul 121-742, Korea, Phone: +82-2-705-8773, e-mail: inchoi@gmail.com

** Professor, College of Economics and Commerce, Kookmin University, 861-1 Jeongneung-dong, Seongbuk-gu, Seoul 136-702, Korea, Phone: +82-2-910-4522, e-mail: ec-cmkim@kookmin.ac.kr

*** Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Korea University, Anam-dong, Seongbuk-gu, Seoul 136-701, Korea, Phone: +82-2-3290-2221, e-mail: shnahm@korea.ac.kr