

## 광고집약도 모형의 설명력과 예측력에 관한 실증적 연구

박 찬 수\* · 안 재 상\*\*

논문접수일 : 94. 7.

게재확정일 : 95. 8.

### 초 록

본 연구에서는 동일 업종내에 속한 기업간의 광고집약도의 변동을 설명하기 위한 회귀 모형을 개발하고 이 모형의 설명력과 예측력을 기존의 광고집약도 모형과 비교하였다. 국내 23개 업종 153개 기업의 최근 6년간 시계열횡단면 자료를 이용하여 분석한 결과, 본 논문에서 개발된 모형은 평균적으로 75 퍼센트의 변동을 설명함으로써 최근에 개발된 Balasubramanian and Kumar (1990)의 모형을 비롯한 기존의 모형들보다 훨씬 더 높은 설명력을 갖고 있음을 발견하였다. 특히 이 모형은 상당 수의 업종에서 전년도의 광고집약도가 다음 연도에도 그대로 유지되고 있음을 보여주었다. 그러나, 이렇게 높은 설명력을 가진 모형의 예측력은 지극히 단순한 5개년 평균 모형(즉, 과거 5년간의 광고집약도를 평균한 것)과 거의 차이가 없음을 발견하였다.

\* 한국의국어대학교 상경대학 조교수

\*\* 한국의국어대학교 대학원 석사과정

본 논문에 대하여 대단히 유익한 제언을 하여주시신 두 분의 심사위원님께 감사드립니다.

## I. 머릿말

1980년대 이후 우리나라 기업들이 지출한 광고비는 크게 증가해오고 있다. 1981년에 우리나라 총 광고비는 3183억원이었으나, 1990년에는 2조원을 넘어섰고, 1993년에는 1981년의 10배인 3조 2287억원에 달하였다. (여기서 “광고비”에는 판매촉진비도 포함되어 있으나, 그 비중이 대체로 작으므로 편의상 이하에서는 광고비와 판매촉진비를 구분하지 않고 모두 광고비로 부르기로 한다.) 이러한 급성장에 힘입어, 1990년을 기준으로 우리나라는 세계 13위의 광고 대국의 위치에 올라섰다.

전체적으로 광고비는 이렇게 급증하고 있지만, 모든 업종에 걸쳐서 반드시 동일한 현상이 나타나고 있는 것은 아님에 주목할 필요가 있다. 즉, 광고가 기업의 마케팅활동에서 차지하는 중요도, 즉 광고집약도 (advertising to sales ratio, ASR)는 업종의 특성에 따라 큰 기복을 보이고 있다 (Farris and Buzzell 1979; 한민희, 장대련 1994). 예를 들어, 최근 6년 동안 우리나라의 제약회사들은 평균적으로 매출액 가운데 12.15%를 광고에 투입한 반면, 철강회사들은 불과 0.07%만을 광고비로 지출하였다. 더욱 흥미로운 것은, 동일한 업종에 속한 기업들간에도 광고집약도의 차이가 크다는 점이다. <그림 1>은 1987년에서 1992년 사이에 제화업종에 속한 6대 기업들의 광고집약도를 보여주는데, 광고집약도가 가장 높은 기업과 가장 낮은 기업간에 최대 3배의 차이가 있다. 또, 동일 기업의 광고집약도도 연도별로 적지 않은 기복을 보이고 있다.

그동안 많은 연구자들이 동일 업종내 기업간 광고집약도의 변동을 회귀모형화하려고 시도해왔다 (e. g., Ailawadi, Farris, and Parry 1994; Balasubramanian and Kumar 1990; Farris and Buzzell 1979, Quelch, Marshall, and Chang 1984). 광고집약도의 변동을 회귀모형화하면 학계와 업계에 다음과 같은 잇점을 가져다 줄 수 있기 때문이다. 첫째, 광고의 경제적 효과에 관한 여러가지 가설들을 검증할 수 있는 토대를 제공해줄 수 있다 (Lambin 1976). 예를 들어, 광고집약도와 시장점유율간에 정의 관계를 예측하는 이론들과 (Comanor and Wilson 1974; Rothschild 1987) 부의 관계를 예측하는 이론들 (Albion and Farris 1981; Lambin 1976; Rundfelt 1973)의 타당성을 검토할 수 있게 된다. 둘째, 기업이 광고에

산을 결정하는데 있어서 실제적인 지침을 제공해 줄 수 있다. 광고예산을 결정하는 방법으로 기업들이 가장 많이 사용하는 판매기준비율법 (percent of sales method)의 난점은 적절한 판매대비 광고비율을 결정할 수 있는 근거가 희박하다는 점이다. 그러나, 같은 업종 또는 유사한 업종에 속한 기업들의 광고집약도를 잘 설명해주는 회귀모형이 개발된다면, 이는 그 업종 내의 慣行 또는 일종의 collective wisdom을 담고 있는 것이므로, 기업이 광고예산을 결정하는데 유용한 지침이 될 것이다. 셋째, 경쟁사의 광고비 규모를 예측하는데 이용할 수 있다. 경쟁상품간의 품질 차별화가 미약한 업종 (예: 제약업)에서는 광고가 중요 경쟁수단이 되므로, 경쟁사가 다음해에 지출할 광고비 규모를 예측하는 것이 경쟁전략수립에 매우 중요한 요건이 된다.

기업간 광고집약도의 변동을 설명하는 회귀모형을 개발하기 위한 국내 연구는 거의 부재하였으나,<sup>1)</sup> 외국에서는 1970년대 이후 최근까지 여러 연구들이 발표되었다. 이 가운데 특히 Balasubramanian and Kumar (1990, 이하 BK로 약칭함)의 연구는 주목할만하다. 기존의 연구에서는 다수의 설명변수를 갖고도 광고집약도의 변동가운데 50%정도밖에 설명하지 못한 것에 비하여, BK에서는 30개 업종 191개 기업에 대한 10년동안의 시계열횡단면자료 (time-series cross-sectional data)에 설명변수 세 개 (시장점유율, 시장성장률, 그리고 상호작용항)만으로 이루어진 단순한 회귀모형을 적용시켜 업종에 따라 최저 71%에서 최고 86%의 변동을 설명해주는 모형을 제시하였다. 이렇게 단순하면서도 설명력이 높은 모형은 광고집약도에 관한 연구에 중요한 轉機를 마련한 것으로 보였다.

그러나, 최근 Ailawadi, Farris, and Parry (1994, 이하 AFP로 약칭함)는 BK의 연구결과를 뒤집는 연구결과를 발표하였다. 이들은 BK가 사용한 것과 거의 동일한 자료에 동일한 모형을 적용시켜 동일한 방법으로 추정하였음에도 불구하고, BK가 보고한 것과 같은 높은 설명력을 얻는데 실패함으로써, BK의 연구결과의 일반화 가능성 (generalizability)에 강한 의문을 제기하였다.

광고집약도에 대한 국내 연구가 거의 부재하다는 사실과, 최근 AFP에 의해 제기된 BK 모

1) 산업조직론에서는 1980년대 이후에 시장집중율-광고집약도-이윤율의 관계를 실증분석한 국내 연구들이 나오고 있다 (예: 이규억 1981; 이성순 1986; 최정표 1986). 그러나 이 연구들은 광고집약도의 변동을 기업수준에서 분석한 것이 아니라, 산업수준에서 분석하였다는 한계점을 갖고 있다.

형에 대한 의문이 본 연구에 직접적인 동기를 제공하였다. 본 연구의 목적은 다음과 같은 두 가지이다. 첫째, 국내 자료에 대해서도 BK 모형이 균일하게 높은 설명력을 갖는지의 여부를 검증하고자 한다. Hubbard and Armstrong (1994)이 지적하였듯이, 어떤 실증연구결과의 일반화가능성은 과학적 지식이 될 수 있느냐 없느냐를 가늠하는 시금석이다. 둘째, 광고집약도의 변동을 설명해주는 새로운 모형을 개발하여 이 모형과 BK 모형의 설명력과 예측력을 비교하고자 한다. 지금까지 광고집약도 모형들이 설명력에만 초점을 맞추었으므로 예측력은 소홀히 다루어온 것에 비추어볼때, 본 연구에서 예측력을 분석하는 것은 의미있는 일이라고 할 수 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제2절에서는 기업간 광고집약도의 변동을 설명해주는 기존의 연구들을 간략히 살펴보고, 제3절에서는 BK 모형이 국내자료에 대해서도 높은 설명력을 갖는지를 살펴본 다음, 제4절에서는 광고집약도를 설명해주는 새로운 모형을 제시하고, BK모형과 설명력을 비교한다. 제5절에서는 이 새 모형과 BK 모형의 예측력을 비교해 보고, 제 6절에서는 연구결과를 요약하고 앞으로의 연구과제들을 제시한다.

## II. 문헌연구

광고집약도의 변동을 설명하기 위한 기존의 연구들 (Ailawadi, Farris, and Parry 1994; Balasubramanian and Kumar 1990; Farris and Buzzell 1979; Quelch, Marshall, and Chang 1984)은 자료의 수준에 따라 기업, 사업부, 상표 수준으로 분류할 수 있고, 또 시간적 특성에 따라 횡단면 (cross-sectional), 시계열횡단면 (time-series cross-sectional) 자료로 분류할 수 있다. 두개 이상의 시장에서 경쟁하는 기업의 광고집약도를 분석하기 위해서는 기업 수준에서 보다는 사업부나 상표 수준의 자료를 이용하는 것이 바람직하다. 그러나, 사업부 또는 상표 수준의 자료는 입수하기가 불가능한 경우가 많으므로, 기업 수준의 분석이 가장 보편적이다. 광고집약도는 기업간에도 차이가 있지만, <그림 1>에서와 같이 같은 기업이라도 시간에 따라 광고집약도에 상당한 기복을 보이는 경우가 많다. 따라서, 일정 시점에서 여러 기업의

광고집약도를 분석하는 횡단면 분석보다는 여러 시점에서 여러 기업의 광고집약도를 분석하는 시계열횡단면 분석이 바람직하다. 또한 시계열횡단면 자료를 이용하면 회귀계수를 추정할 때 더 많은 관측치를 이용할 수 있다는 장점이 있다.

Farris and Buzzell (1979)은 PIMS 데이터, 즉 사업부 (strategic business unit) 수준의 횡단면 자료를 이용하여 광고집약도를 분석하였다. 이들은 광고집약도를 종속변수로 하고 다음과 같은 11개의 변수를 설명변수로 하는 회귀모형을 설정하였다: 제품의 표준화 정도, 최종 사용자의 수, 구매 빈도, 구매량, 부대서비스의 중요성, 직접판매의 비중, 시장 점유율, 상대가격, 생산자의 마진, 유희설비규모, 신제품의 판매비중. 이들은 회귀모형을 추정하기 위해서 PIMS 데이터베이스에서 1072개의 사업부에 대한 4년 (1974-1977) 평균 자료를 산출하고, 이 가운데 791개의 사업부를 산업재로 분류하고, 나머지 281개를 소비재로 분류한 다음, 산업재 시장과 소비재시장 각각에 대하여 회귀분석을 수행하였다. 그 결과를 종합하면, 다음과 같은 경우에 광고집약도가 높아짐을 알 수 있다: 상품이 표준화될수록, 최종소비자의 수가 많을수록, 구매단위가 작고 구매빈도가 높을수록, 부대 서비스가 중요할수록, 중개상을 통한 판매비중이 높을수록, 고가격 및 고품질의 상품일수록, 생산자의 마진이 높을수록, 시장점유율이 낮고 유희설비규모가 클수록, 그리고 신제품의 판매비중이 높을수록 광고집약도가 높아진다는 것이다. 이들의 연구는 기업 수준이 아니라 보다 세분화된 사업부 수준의 자료를 이용하였다는 장점이 있지만, 4년 평균치를 이용함으로써, 시간에 따른 광고집약도의 변동을 무시하였고, 다수의 설명변수를 포함시켰는데도 모형의 설명력이 40-60% 수준에 그치고 있으며, 예측능력도 검증하지 않았다는 단점을 안고 있다.

Quelch, Marshall, and Chang (1984)도 사업부 수준의 횡단면 자료 (즉, PIMS 데이터의 4년 평균치)를 이용한 점에서는 Farris and Buzzell (1979)과 동일하지만, 광고집약도와 판매촉진집약도를 분리하여 분석하였다는 점에서 중요한 차이가 있다. 이들은 광고집약도에 영향을 미치는 변수들과, 판매촉진집약도에 영향을 미치는 변수들이 동일하지 않음을 입증하였다. 예를 들면, 비내구재의 경우 경쟁사의 수가 많아질수록 광고집약도는 낮아지는 반면, 판매촉진집약도는 아무 영향도 받지 않았다. 이러한 결과는 광고집약도와 판매촉진집약도를 분리시키지 않고 회귀분석을 하면 오류를 범할 수 있음을 시사해준다. 현재 국내에서는 많은 기업의 경우 광고비가 판매촉진비보다 압도적으로 커서 판매촉진비를 광고비에 포함시켜 “광고선전

비”로만 보고하고 있어서, 광고집약도와 판매촉진집약도를 나누어서 분석하기가 어렵지만, 앞으로 미국처럼 판매촉진비가 광고비를 능가하게 되면, Quelch, Marshall, and Chang (1984)이 시도한 것처럼 광고집약도와 판매촉진집약도에 대한 회귀모형을 따로 설정하여 분석해야 할 것이다.

BK (Balasubramanian and Kumar 1990)는 기업 수준의 시계열횡단면 분석을 수행하였다. 이들은 기존의 연구가 횡단면 자료만을 이용함으로써 광고집약도의 시간에 따른 변동을 고려하지 않았고, 많은 수의 설명변수를 포함시킴으로써 단순화된 모형을 제공하지 못하고 있음에 착안하여, 단순한 시계열횡단면 모형을 개발하는데에 주안점을 두었다. 이들은 기존의 연구결과를 바탕으로 다음과 같이 4개의 설명변수로 구성된 개념적모형을 설정하였다.

$$ASR_{it} = f(MG_{it}, MS_{it}, MC_{it}, PM_{it}) \quad (1)$$

여기서,

$ASR_{it}$  = 시점  $t$ 에서 기업  $i$ 의 광고집약도 (advertising to sales ratio)

( $i = 1, 2, \dots, N_t$ ) (여기서  $N_t$ 는 업종  $j$ 에 속한 기업들의 수)

( $t = 1, 2, \dots, T$ )

$MG_{it}$  = 시점  $t$ 에서 기업  $i$ 가 속한 업종의 시장성장율

$MS_{it}$  = 시점  $t$ 에서 기업  $i$ 의 시장점유율

$MC_{it}$  = 시점  $t$ 에서 기업  $i$ 가 속한 업종의 시장집중율

$PM_{it}$  = 시점  $t$ 에서 기업  $i$ 의 마진 (profit margin).

기존의 이론들은 이 변수들이 광고집약도에 영향을 미칠 것이라는 이론적인 근거를 제공하고는 있지만, 그 방향 (즉, + 또는 -)에 대해서는 다음과 같이 엇갈린 예측을 하고 있다. 먼저 시장성장율에 관해서 살펴보면, 시장규모가 성장하는 것이 아직 신규수요가 창출될 여지가 크다는 것을 의미하면, 상품인지를 높이기 위해서 광고집약도를 높일 필요가 있다는 주장이 있는 반면 (Farris and Buzzell 1979), 시장규모가 커지는 것이 신규수요에 의한 것이 아니라 반복구매에 의한 것이라면, 반복구매자들은 광고보다는 자신의 사용경험에 더 많이 의존하기 때문에, 광고집약도를 낮추는 것이 바람직하다는 주장도 있다 (Kamakura and Balasubramanian 1987). 두번째로, 시장점유율에 관한 주장들을 살펴보면, 광고는 상표충성도를 높임으로써 진입장벽효과를 갖기 때문에, 광고집약도와 시장점유율간에는 +의 상관관

계가 있다는 주장이 있는 반면 (Comanor and Wilson 1974), 시장 점유율이 높은 기업의 경우에는 높은 인지도, 광고에 대한 규모의 경제 효과 (Rundfelt 1973), 가속점 (threshold) 효과 (Lambin 1976) 등으로 인하여 시장점유율이 낮은 기업에 비하여 광고집약도가 낮아지게 된다는 견해도 있다. 세번째로, 시장집중율과 광고집약도의 관계는 역 U자형을 나타낸다는 주장 (Greer 1971), 즉 광고집약도는 과점상태에서 가장 높고, 완전경쟁이나 독점에 가까워지면 광고에 따른 이득이 적어지기 때문에 광고집약도가 낮아진다는 견해가 설득력이 있지만, 실증적인 연구들이 이를 반드시 뒷받침해주지는 않고 있다. 마지막으로, 마진과 광고집중율간의 관계는 Dorfman and Steiner (1954)가 이론적인 모형을 통하여 증명하였듯이 정의 관계를 갖게될 것으로 예측되며, 실제로 기존의 실증연구들도 대부분 이 가설을 뒷받침하고 있다.

BK는 이 개념적 모형을 다음과 같은 선형함수의 형태로 구체화하였다.

$$ASR_{it} = \beta_0 + \beta_1 MG_{it} + \beta_2 MS_{it} + \beta_3 MC_{it} + \beta_4 PM_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

여기서  $\varepsilon_{it}$ 는 확률 오차항 (random error term)을 나타낸다.

이들은 COMPUSTAT 데이터베이스에서 30개 업종 171개 기업의 10년치 자료 (1975-1984)를 추출하여 각 업종별로 식 (2)를 추정하였다. 종래의 연구들이 기업수준 또는 사업부 수준의 자료를 갖고도 이를 업종별로 세분화하지 않고, 산업재/소비재 (Farris and Buzzell 1979) 또는 내구재/비내구재 (Quelch, Marshall, and Chang 1984)로 大分한것에 비하여, BK가 업종별로 회귀계수를 추정한 것은 업종간의 이질성을 명시적으로 감안한 점에서 進一步한 것이었다.

그 결과 시장성장율과 시장점유율은 광고집약도와 유의한 관계를 보였지만, 나머지 두 변수는 시장성장율 및 시장점유율과 높은 다중공선성 (multicollinearity)을 보였기 때문에 제외시켰다. 그 대신, 시장성장율과 시장점유율의 상호작용항 (즉,  $MG \times MS$ )을 추가시켜서 다음과 같은 단순한 모형을 추정하였다.

$$ASR_{it} = \beta_0 + \beta_1 MG_{it} + \beta_2 MS_{it} + \beta_3 MG_{it} MS_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

여기서 상호작용항이 광고집약도에 어떤 영향을 미칠것인가에 대해서는 뚜렷한 이론이 없다. 그러나, BCG 매트릭스에 의하면, 시장성장율과 점유율이 모두 높은 경우 (즉, star)에는 지속적인 투자 (광고도 포함)를 하여야 하고, 반대로 시장성장율과 점유율이 모두 낮은 경우 (즉, dog)에는 철수하여야 하므로, 시장성장율과 점유율의 상호작용항은 광고집약도에 +의

영향을 미칠 것으로 기대된다 (Ailawadi, Farris, and Parry 1994). BK가 식 (3)을 30개 업종별로 추정한 결과를 개략적으로 나타내면 <표 1>과 같다.

<표 1> BK의 회귀분석결과<sup>a</sup>

산 업	MG	MS	MG×MS
소비재(12개업종)	- <sup>b</sup>	+	-
산업재(9개업종)	+	+	- <sup>c</sup>
서비스(9개업종)	+	-	+

<sup>a</sup> 소비재산업에 속한 한 업종을 제외하고, 모든 회귀계수는  $\alpha=0.10$ 수준에서 유의함. 추정된 회귀식들의 조정된  $R^2$  (adjusted  $R^2$ )는 최저 0.71에서 최고 0.86임.

<sup>b</sup> 소비재로 분류된 12개 업종별로 식 (3)을 추정한 결과, MG의 회귀계수는 12개 모두 (-) 부호를, MS의 계수는 12개 모두 (+)부호를, 그리고 MG MS는 12개 모두 (-) 부호를 취하였음.

<sup>c</sup> 생산재산업에 속한 한 업종에서만 예외적으로 상호작용항의 계수가 +임.

BK의 결과는 다음 세가지 점에서 놀라운 것으로 받아들여지고 있다. 첫째, 설명변수가 세 개뿐인 단순한 모형임에도 불구하고, 모든 업종에서 설명력이 매우 높다 (조정된  $R^2$ 가 0.71에서 0.84)<sup>2)</sup>. 둘째, 거의 모든 회귀계수들이 통계적으로 유의하다. 셋째, 회귀계수들이 취하는 부호가 소비재, 산업재, 또는 서비스산업인가에 따라 독특한 패턴을 보이고 있는데, 이는 기존의 이론들을 가지고도 설명할 수 없는 특이한 결과였다.

AFP (Ailawadi, Farris, and Parry 1994)는 BK의 연구결과의 일반화가능성을 검증하기 위해서, BK가 사용한 것과 거의 동일한 자료를 이용하여 식 (3)을 추정하였으나, BK가 얻은 결과를 입증하는데 실패하였다. 구체적으로, 모형의 설명력이 업종별로 큰 기복을 보여서 조정된  $R^2$ 가 최저 -1.65에서 최고 0.80에 달하였다. 회귀계수들의 유의성도 크게 낮아져서 총 78개 (26개 업종 × 3)의 회귀계수중 18개만이 10% 수준에서 유의하였다. 그리고, 회귀계수

2) BK가 사용한 것과 같은 시계열횡단면자료를 이용해서 회귀모형을 추정할때에는 OLS (ordinary least squares) 대신 GLS (generalized least squares)를 사용하는데, GLS로부터 얻어진  $R^2$ 는  $-\infty$ 에서 1까지의 값을 취한다 (Judge et al. 1980). 따라서, OLS로부터 얻어진  $R^2$ 와 직접 비교할 수는 없으나, 1에 가까울 수록 설명력이 100%에 가까워진다는 점은 동일하다.

들의 부호도 일관성을 나타내지 않았다. <표 2>는 AFP의 결과를 BK와 대비시켜 보여준다. AFP는 BK의 특이한 연구결과는 분석상의 오류에 기인한 것으로 추정하고, 시장성장율과 시장점유율만으로는 기업간 광고집약도의 변동을 잘 설명할 수 없다고 결론지었다.

<표 2> BK와 AFP의 회귀계수 비교

업종수	유의한 (+) 관계 <sup>a</sup>			유의한 (-) 관계			
	MG	MS	MG×MS	MG	MS	MG×MS	
소비재 산업							
BK	12	0/12 <sup>b</sup>	12/12	0/12	11/12	0/12	12/12
AFP	12	1/12	2/12	0/12	0/12	5/12	2/12
산업재 산업							
BK	9	9/9	9/9	1/9	0/9	0/9	8/9
AFP	5	0/5	1/5	0/5	1/5	2/5	0/5
서비스 산업							
BK	9	9/9	0/9	9/9	0/9	9/9	0/9
AFP	9	0/9	0/9	0/9	0/9	4/9	0/9

<sup>a</sup>  $\alpha = 0.10$  수준에서 유의함.

<sup>b</sup> “소비재산업으로 분류된 12개 업종가운데 시장성장율의 계수가 0보다 유의하게 큰 업종은 하나도 없음”을 의미함.

### III. BK 모형의 설명력

#### 3. 1. 모형 및 자료

BK 모형 (즉, 식 (3))이 국내 자료에 대해서도 높은 설명력을 갖는지를 살펴보기 위하여, 모형을 추정하기 위한 자료를 다음과 같이 수집하였다. 우선, BK에서 사용된 업종들과 유사한 업종들을 한국표준산업분류 (KSIC, Korean Standard Industrial Classification)를 근거

로 23개 선정한다음, “한국기업재무총람”에서 각 업종에 속한 주요 기업들에 대한 1987년부터 1992년까지의 연도별 자료를 수집하였다. 각 업종내에서 매출액이 가장 높은 기업들과 분석기간 동안에 누락된 자료가 없는 기업들을 포함시킨 결과, 23개 업종에 걸쳐서 총 153개의 기업이 자료에 포함되었다.<sup>3)</sup> 이렇게 해서 자료에 포함된 기업들의 총 매출액은 해당 업종 총 매출액 가운데 평균 53%를 차지하였다. 수집된 자료를 이용하여 모형의 변수들을 다음과 같이 정의하였다.

ASR = 기업의 손익계산서중 광고선전비 항목<sup>4)</sup>이 매출액에서 차지하는 퍼센티지, 즉 (광고선전비/매출액)\*100,

MG = 해당 업종 총 매출액의 변화율, 즉 ((금년도 매출액 - 전년도 매출액)/(전년도 매출액))\*100

MS = 기업의 매출액이 해당 업종 총 매출액에서 차지하는 퍼센티지, 즉 ((기업의 매출액)/(업종 총 매출액))\*100 (여기서 업종 총 매출액에는 자료에 포함되지 않은 기업들의 매출액까지 포함됨).

### 3. 2. 분석절차

시계열횡단면 자료를 이용하여 회귀모형의 계수들을 추정하는 방법에는 여러가지가 있는데, 이들간의 차이점은 주로 확률 오차항의 행태를 어떻게 규정하는가에 있다 (자세한 것은 Kmenta 1986, pp. 616-635 참조). BK와 AFP는 확률 오차항의 행태가 오차요인모형 (error component model)을 따른다고 가정하고, 회귀계수들을 추정하였다. 이 오차요인모형은 개념상으로는 다른 방법들에 비하여 우월하지만, 확률 오차항들이 이분산성 (heteroskedasticity)을 갖거나 1차 자기상관 (first-order autocorrelation)을 갖는 경우에는 부적합하다는 단점을 갖고 있다. 본 연구에서 수집한 자료를 분석한 결과, 많은 업종에서 이분산성 또는 1차 자기상

3) 1992년 한국표준산업분류가 개정됨에 따라 87년에서 91년까지의 자료와 92년도의 자료사이에 분류상의 불일치가 나타났으나, 분류기준이 바뀐 92년도의 자료를 구분류기준에 맞추므로써 자료의 일관성을 유지하였다.

4) 앞서 언급한 바와 같이, 국내에서는 판매촉진비가 전체 촉진예산에서 차지하는 비중이 작으므로, 판매촉진비를 광고비에 포함시켜 “광고선전비”로 손익계산서에 보고하고 있다. BK와 AFP의 연구에서도, 광고비와 판매촉진비를 구분하지 않고 있다. 이를 구분해서 분석한 연구로는 Quelch, Marshall, and Chang (1984)이 있다.

관이 발견되었기 때문에, 오차요인모형 대신에 “횡단면상 이분산 및 시계열상 자기상관 모형”(cross-sectionally heteroskedastic and timewise autoregressive model) (Kmenta 1986, pp. 618-622)을 사용하였다. 이 모형은 서로 다른 기업의 확률오차항은 서로 다른 분산을 갖고 있고, 같은 기업의 확률오차항에는 1차 자기상관을 갖는다고 규정하고 있으므로, 자기상관과 이분산성을 제거하기 위해서 이중변환(double transformation)을 시행한 다음 OLS (Ordinary Least Squares)에 의하여 회귀계수를 추정하였다. (이렇게 변환된 회귀모형에 OLS를 적용시키는 것은 처음부터 GLS (Generalized Least Squares)를 적용시키는 것과 동일하다. 자세한 것은 <부록> 참조)

### 3. 3. 결과

실증분석 결과는 BK (1990)의 결과와 거의 일치하지 않았다. <표 3-1>, <표 3-2>, 그리고 <표 3-3>에 주어진 회귀분석 결과로부터 다음과 같은 점들을 알 수 있다.

첫째, BK 모형의 설명력은 BK에서와 같이 균일하게 높은 것이 아니라, 업종에 따라 큰 기복을 보이고 있다 (조정된  $R^2$ 가 -0.156에서 0.969까지의 값을 취하고 있음). BK에서는 30개 업종 모두 조정된  $R^2$ 가 0.70보다 높았던 것에 비하여, 본 연구에서는 23개 업종 가운데 7개 업종 (업종 1 (식료품), 2 (음료/주류), 5 (제약), 6 (화장품/세제), 8 (제화), 14 (철강), 19 (백화점))에서만 조정된  $R^2$ 가 0.70보다 높았다. 둘째, 회귀계수들의 유의성도 BK의 결과와는 큰 차이를 보이고 있다. BK에서는 90개의 회귀계수들 가운데, 1개를 제외한 나머지가 10% 수준에서 유의한데 비하여, 본 연구에서는 69개의 회귀계수들 가운데, 17개만이 유의하다. 이 17개 가운데 11개는 시장점유율의 계수이고, 4개가 시장성장율, 그리고 2개만이 상호작용항의 계수임을 고려하면, 특히 시장성장율과 상호작용항이 거의 유의하지 못하다는 것이 BK의 결과와의 큰 차이점이다. 셋째, 유의한 회귀계수들이 취하는 부호도 BK의 결과처럼 높은 일관성을 보이지는 않고 있다 (<표 4> 참조).

〈표 3-1〉 국내 자료를 이용한 BK 모형 회귀분석 결과 (소비재산업)

업 종	MG	MS	MG * MS	Adj. R <sup>2</sup>	N
1 식료품	0.017 (0.312) <sup>a</sup>	0.184 (0.822)	-0.002 (-0.138)	0.798	54
2 음료/주류	-0.015 (-0.936)	-0.110* (-1.924)	0.002 (1.141)	0.717	54
3 섬유	0.005 (0.852)	-0.120 (-1.499)	-0.001 (-0.747)	0.464	42
4 의복	0.025 (0.653)	0.973** (2.486)	-0.004 (-0.327)	0.657	36
5 제약	-0.034 (-1.151)	-0.674*** (-4.359)	0.009 (1.330)	0.969	48
6 화장품/세제	-0.009 (-0.506)	-0.718** (-2.497)	0.001 (1.588)	0.924	54
7 가전기기	-0.023** (-1.971)	-0.034** (-2.402)	0.000 (0.607)	0.350	36
8 제화	-0.008 (-0.687)	-0.699*** (-2.910)	0.001 (0.181)	0.930	36
9 자동차	-0.000 (-0.050)	-0.001 (-0.330)	-0.000 (-0.501)	0.400	30

<sup>a</sup> t-values.

\* 10% 수준에서 유의함.

\*\* 5% 수준에서 유의함.

\*\*\* 1% 수준에서 유의함.

〈표 3-2〉 국내 자료를 이용한 BK 모형 회귀분석 결과 (산업재산업)

업 종	MG	MS	MG * MS	Adj. R <sup>2</sup>	N
10 체 지	0.006 (0.318) <sup>a</sup>	-0.197** (-2.392)	-0.002 (-0.428)	0.591	30
11 석유정제	0.006* (1.903)	0.003* (1.763)	-0.000 (-1.371)	0.272	30
12 타 이 어	-0.001 (-0.371)	0.025** (2.291)	-0.000 (-0.618)	0.211	30
13 시 멘 트	0.000 (0.314)	0.007 (1.357)	-0.000 (-0.415)	-0.156	42
14 철 강	0.000 (0.508)	0.001* (1.765)	-0.000* (-1.943)	0.802	42
15 정보기기	-0.023* (-1.845)	-0.031 (-0.626)	0.001 (0.619)	0.436	36
16 유 리	0.000 (0.046)	0.006 (0.887)	-0.000 (-0.724)	0.420	30
17 정밀기기	0.001 (0.396)	-0.058 (-1.449)	-0.001 (-0.893)	0.049	48

<sup>a</sup> t-values.

\* 10% 수준에서 유의함.

\*\* 5% 수준에서 유의함.

\*\*\* 1% 수준에서 유의함.

〈표 3-3〉 국내 자료를 이용한 BK 모형 회귀분석 결과 (서비스산업)

업 종	MG	MS	MG * MS	Adj. R <sup>2</sup>	N
18 호 텔	0.002 (0.954) <sup>a</sup>	0.045** (2.285)	-0.000 (-0.962)	0.630	36
19 백 화 점	-0.014 (-1.472)	-0.072 (-1.641)	0.002 (1.428)	0.847	48
20 해 운	-0.001 (-1.175)	0.001 (0.844)	0.000 (0.976)	0.456	42
21 광 고	-0.005 (-0.655)	0.041 (1.295)	0.000 (0.062)	0.316	48
22 컴퓨터서비스	-0.002 (-0.861)	-0.013 (-1.118)	0.000 (0.781)	0.325	30
23 공학서비스	-0.003** (-2.156)	-0.003 (-0.501)	0.000** (2.145)	0.220	36

<sup>a</sup> t-values.

\* 10% 수준에서 유의함.

\*\* 5% 수준에서 유의함.

\*\*\* 1% 수준에서 유의함.

〈표 4〉 BK, AFP, 및 본 연구의 회귀계수 비교

업종수	유의한 (+) 관계 <sup>a</sup>			유의한 (-) 관계			
	MG	MS	MG×MS	MG	MS	MG×MS	
소비재 산업							
BK	12	0/12 <sup>b</sup>	12/12	0/12	11/12	0/12	12/12
AFP	12	1/12	2/12	0/12	0/12	5/12	2/12
본 연구	10	0/9	1/9	0/9	1/9	5/9	0/9
산업재 산업							
BK	9	9/9	9/9	1/9	0/9	0/9	8/9
AFP	5	0/5	1/5	0/5	1/5	2/5	0/5
본 연구	7	1/8	3/8	0/8	1/8	1/8	1/8
서비스 산업							
BK	9	9/9	0/9	9/9	0/9	9/9	0/9
AFP	9	0/9	0/9	0/9	0/9	4/9	0/9
본 연구	6	0/6	1/6	1/6	1/6	0/6	0/6

<sup>a</sup>  $\alpha = 0.10$  수준에서 유의함.

<sup>b</sup> “소비재산업으로 분류된 12개 업종가운데 시장성장율의 계수가 0보다 유의하게 큰 업종은 하나도 없음”을 의미함.

이러한 결과는 BK 모형을 거의 동일한 자료와 동일한 방법으로 추정한 Ailawadi, Farris, and Parry (1994)의 결과와 비슷하다. 이로 미루어 볼때, 모든 업종에 걸쳐서 균일하게 높은 설명력을 가진 것으로 보고한 BK의 연구결과는 일반화되기 어려운 것으로 보인다.

## IV. 새로운 광고집약도 모형

BK 모형의 설명력이 그다지 높지 않은 것으로 드러났으므로, 이 절에서는 새로운 광고집약도 모형을 제시하고, 이 새 모형의 설명력을 살펴보기로 한다.

### 4. 1. 이론적 근거

본 논문에서 제시할 모형은 distributed lag 모형의 일종인 habit persistence 모형<sup>5)</sup>에 기초하고 있다. t시점에서 어떤 기업의 최적 광고집약도 ( $ASR^*$ )가 다음과 같은 함수로 주어진다고 가정하자:

$$ASR^*_t = \beta_0 + \beta_1 X_t. \quad (4)$$

식 (4)에서  $ASR^*$ 의 값을 직접 관찰할 수 없으나, 기업에서는 광고예산을 책정할때 실제  $ASR_t$ 가  $ASR^*_t$ 에 가깝게 되도록 노력한다고 가정하자. 물론 여러가지 이유 (예: 의사결정의 경직성, 자금 부족 등) 때문에 이같은 노력은 부분적으로 성공을 거두게 될 것이다. 따라서 실제  $ASR_t$ 와  $ASR^*_t$  사이의 관계는 다음과 같은 식으로 표시할 수 있다:

$$(ASR_t - ASR_{t-1}) = (1-\gamma) (ASR^*_t - ASR_{t-1}) + \varepsilon_t. \quad (5)$$

여기서  $0 \leq \gamma \leq 1$  이며,  $(1-\gamma)$ 를 조정계수라고 부른다. 이제 식 (4)를 식 (5)에 대입하면, 다음과 같은 식을 얻게 된다:

$$ASR_t = \beta_0 (1-\gamma) + \beta_1 (1-\gamma) X_t + \gamma ASR_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (6)$$

5) habit persistence 모형에 대한 자세한 설명은 Kmenta (1986, pp. 527--536) 참조.

식 (6)은 habit persistence 모형의 가장 단순한 형태이며, 여기에 설명변수들을 추가함으로써 일반화시킬 수 있다. 2절에서 언급한 바와 같이 광고집약도를 설명해줄 수 있는 변수의 수는 다양하지만, 본 논문에서는 광고 예산을 결정하는데 가장 많이 사용되는 방법인 판매기준비율법과 경쟁사대비 균형법을 반영할 수 있는 변수들을 설명변수로 포함시키고자 한다. 첫째, 어떤 기업이 엄격하게 판매기준비율법을 따르고 있다면,  $t$ 기의 그 기업의 광고집약도는  $(t-1)$ 기의 광고집약도와 일치할 것이다. 식 (6)에는 이미  $ASR_{t-1}$ 이 설명변수로 포함되어 있다. 이렇게 lagged dependent variable을 독립변수로 포함시키는 것은 시계열분석에서 널리 쓰이는 방법인데, 이렇게 하면 회귀모형에서 빠진 변수들의 효과도 일부분 집어넣을 수 있기 때문에,  $X_t$ 의 계수가 편의 (bias)를 갖는 것을 줄일 수 있다는 장점도 있다 (Jacobson and Aaker 1985). 둘째, 어떤 기업이 경쟁사대비 균형법을 따르고 있다면, 경쟁사의 광고집약도 ( $ASRC_t$ )에 따라 자사의 광고집약도를 변경시킬 것이다. 그런데, 광고집약도는 대부분의 경우 시간에 따라 크게 변동하지 않으므로, 경쟁사의 광고집약도의 절대적인 수준보다는 前期對比 광고집약도의 증감이 더 중요할 것이다. 따라서,  $(ASRC_t - ASRC_{t-1})$ 을 설명변수의 하나로 포함시키고자 한다. 여기서  $ASRC_t$ 는 경쟁사들의  $t$ 기 광고집약도의 평균 ( $C$ 는 경쟁사 (competitor)를 나타낸다).

위의 논의를 기초로 식 (6)을 다음과 같이 바꾸어 쓸 수 있다:

$$ASR_t = \beta_0 (1-\gamma) + \beta_1 (1-\gamma) (ASRC_t - ASRC_{t-1}) + \gamma ASR_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

#### 4. 2. 회귀분석결과

BK 모형과 마찬가지로 식 (7)도 오차의 자기상관의 영향을 받을 수 있다. 그런데 식 (7)에는 lagged dependent variable이 설명변수로 포함되어 있으므로, Durbin-Watson test로 자기상관을 검정할 수 없고, <부록>의 ① 과 같은 방법으로 자기상관을 제거할 수도 없다 (Kmenta 1986, p. 536). 이런 경우에는 먼저 Durbin의  $m$  test를 사용하여 자기상관의 존재 여부를 테스트한 다음, 자기상관이 존재하는 경우에는 최우추정법 (maximum likelihood estimation)을 사용하여 회귀계수를 추정하여야 하고, 자기상관이 존재하지 않는 경우에는

OLS를 사용할 수 있다 (Kmenta 1986). 23개 업종별로 Durbin의  $m$  test를 적용시킨 결과 1개 업종 (21=광고)에서만 유의한 자기상관을 발견할 수 있었다. 그러므로 이 업종에 대해서는 최우추정법으로 회귀계수를 구한 다음 이를 <부록>의 ②와 같이 변환하여 이분산성을 제거해준 다음 다시 OLS로 회귀계수를 구하였다. 그리고 나머지 22개 업종에 대해서는 먼저 OLS로 회귀계수를 구한 다음 이를 <부록>의 ②와 같이 변환하여 이분산성을 제거해준 다음 다시 OLS로 회귀계수를 추정하였다.

이렇게 식 (7)을 추정된 결과, BK 모형보다 훨씬 더 높은 설명력을 보였다. 23개 업종에 걸쳐 조정된  $R^2$ 의 평균값이 BK 모형의 경우 0.55였음에 비하여, 식 (7)의 모형의 경우 0.75에 달하였다. 또, 23개 업종 중 6개 (5=제약, 6=화장품/세제, 8=제화, 14=철강, 15=정보기기, 19=백화점)를 제외한 나머지 17개 업종에서 BK 모형에 비하여 조정된  $R^2$ 가 높았다. 또 BK 모형의 경우 6개 업종에서만 조정된  $R^2$ 가 0.7보다 높았음에 비하여, 여기서는 14개 업종에서 조정된  $R^2$ 가 0.7 이상이었다 (<표 5-1>, <표 5-2>, 및 <표 5-3> 참조).

〈표 5-1〉 새로운 광고집약도 모형 추정 결과 (소비재산업)

업종	ASRC <sub>t</sub> - ASRC <sub>t-1</sub>	ASR <sub>t-1</sub>	Adj. R <sup>2</sup>	N
1 식료품	-0.263 (-0.931) <sup>a</sup>	0.878*** (12.609)	0.905	45
2 음료/주류	-0.406* (-1.692)	0.862*** (12.556)	0.870	45
3 섬유	-0.069 (-0.979)	1.034*** (31.943)	0.899	35
4 의복	0.417** (2.060)	0.798*** (6.618)	0.727	30
5 제약	-0.528 (-1.396)	0.944*** (16.779)	0.954	40
6 화장품/세제	0.139 (0.482)	0.824*** (15.193)	0.810	45
7 가전기기	0.126 (0.610)	0.862*** (12.911)	0.737	30
8 제화	-0.556 (-1.296)	0.754*** (6.778)	0.711	30
9 자동차	0.480*** (3.802)	1.089*** (12.481)	0.926	25

<sup>a</sup> t-values.

\* 10% 수준에서 유의함.

\*\* 5% 수준에서 유의함.

\*\*\* 1% 수준에서 유의함.

〈표 5-2〉 새로운 광고집약도 모형 추정 결과 (산업재산업)

업종	ASRC <sub>t</sub> - ASRC <sub>t-1</sub>	ASR <sub>t-1</sub>	Adj. R <sup>2</sup>	N
10 체 지	0.022 (0.154) <sup>a</sup>	1.025*** (30.576)	0.950	25
11 석유정제	0.019 (0.086)	0.605*** (4.192)	0.707	25
12 타 이어	-0.058 (-0.452)	0.915*** (12.341)	0.962	25
13 시 멘 트	-0.064 (-0.609)	0.980*** (12.506)	0.680	35
14 철 강	-1.090** (-2.592)	0.868*** (6.466)	0.430	35
15 정보기기	0.075 (0.415)	0.714*** (5.055)	0.362	30
16 유 리	-0.809* (-1.790)	0.885*** (9.514)	0.673	25
17 정밀기기	0.285** (2.291)	0.871*** (13.658)	0.661	40

<sup>a</sup> t-values.

\* 10% 수준에서 유의함.

\*\* 5% 수준에서 유의함.

\*\*\* 1% 수준에서 유의함.

〈표 5-3〉 새로운 광고집약도 모형 추정 결과 (서비스산업)

업종	$ASRC_t - ASRC_{t-1}$	$ASR_{t-1}$	Adj. $R^2$	N
18 호텔	-0.099 (-0.670) <sup>a</sup>	0.951*** (29.999)	0.942	36
19 백화점	0.749*** (5.549)	0.791*** (9.062)	0.830	40
20 해운	-0.191 (-1.012)	0.949*** (12.250)	0.651	35
21 광고	0.077 (0.876)	0.272** (2.212)	0.620	40
22 컴퓨터서비스	-0.105 (-0.420)	0.704*** (6.794)	0.457	25
23 공학서비스	0.130 (0.926)	0.285 (1.313)	0.483	30

<sup>a</sup> t-values.

\* 10% 수준에서 유의함.

\*\* 5% 수준에서 유의함.

\*\*\* 1% 수준에서 유의함.

위의 결과들로부터 다음과 같은 점들을 알 수 있다. 첫째,  $ASR_{t-1}$ 의 계수가 1개 업종 (23=공학서비스)을 제외하고 모두 5% 수준에서 유의하고, 유의한 계수들의 대부분이 1에 가까운 값을 취하고 있다는 것은 많은 기업들의 광고집약도가 연도별로 큰 변화를 보이지 않는다는 것을 나타내준다. 특히  $ASR_{t-1}$ 의 계수가 통계적으로 1과 동일하다는 귀무가설을 검정한 결과 10개 업종 (3=섬유, 5=제약, 9=자동차, 10=제지, 12=타이어, 13=시멘트, 14=철강, 16=유리, 18=호텔, 20=해운)에서 귀무가설이 기각되지 않았는데, 이것은 이들 업종에서는 전년도의 광고집약도가 다음 연도에도 거의 전적으로 유지되고 있음을 시사해준다. 둘째, ( $ASRC_t - ASRC_{t-1}$ )의 계수는 7개 업종에서 유의하였는데 (10% 유의수준), 이 중 4개 업종

(4=의복, 9=자동차, 17=정밀기기, 19=백화점)에서 (+)부호를, 3개 업종 (2=음료/주류, 14=철강, 16=유리)에서 (-)부호를 취하였다.<sup>6)</sup> 여기서 ASRC는 실제 경쟁사인지의 여부를 가리지 않고 자사 이외의 다른 모든 기업들의 광고집약도를 단순평균한 수치라는 한계점을 안고 있으므로 해석에 주의를 요한다. ( $ASRC_t - ASRC_{t-1}$ )의 계수가 유의하지 않은 경우는 경쟁사들의 광고집약도가 연도별로 거의 변동하지 않거나 또는 변동한다 하더라도 기업들이 그다지 민감하게 반응하지 않는 경우라고 해석할 수 있다. 반면에 (+)부호를 취한 경우는 경쟁사들의 광고집약도가 연도별로 상당히 크게 변동하고 또 기업들이 이러한 변동과 같은 방향으로 반응하는 것이라고 해석할 수 있다. 즉 경쟁사의 광고집약도가 증가(감소)하면 다른 기업도 같이 광고집약도를 증가(감소)시키는 경향이 있음을 보여준다. 그러나 (-)부호를 취하는 경우는 경쟁사들의 광고집약도가 연도별로 상당히 크게 변동하지만 기업들이 이러한 변동에 반대 방향으로 반응하는 것이라고 해석할 수 있다. 즉 경쟁사가 광고집약도를 증가시키면 다른 기업은 광고 이외의 수단(예: 가격인하나 유통활동의 강화)으로 대응하고 그 대신 광고집약도는 감소시키는 경향이 있다고 말할 수 있다.

요약하면, 본 논문에서 제시된 광고집약도 모형(식(7))은 BK 모형을 비롯한 기존의 어떤 광고집약도 모형들보다도 훨씬 높은 설명력을 갖고 있음을 알 수 있다(BK 모형을 제외한 나머지 광고집약도 모형들은 약 50%의 변동밖에 설명하지 못하였음). 이렇게 높은 설명력을 갖게 된 이유는 많은 기업들이 판매기준비율법을 이용하여 광고예산을 책정하고 있다는 사실에 착안하여 설명변수로 전년도의 광고집약도를 포함시켰다는 데에서 찾을 수 있다.

6) 식(7)을 보면  $ASR_{t-1}$ 의 계수가 통계적으로 1과 다르지 않다면  $ASRC_t - ASRC_{t-1}$ 의 계수는 유의할 수 없게끔 되어 있음을 알 수 있다. 그러나, 3개 업종(9=자동차, 14=철강, 16=유리)에서는  $ASR_{t-1}$ 의 계수가 통계적으로 1과 다르지 않으면서 동시에  $ASRC_t - ASRC_{t-1}$ 의 계수도 유의하다. 그러므로, 엄밀히 말하자면 habit persistence model이 이 3개 업종의 광고집약도의 변동을 나타내는데 적합하지 않다고 할 수 있다.

## V. 광고집약도 모형의 예측력 비교

본 논문의 시작 부분에서도 언급하였듯이, 광고집약도 모형의 잠재적 용도 가운데 하나는 경쟁사의 광고집약도를 예측하는데 이용하는 것이다. 4절에서 우리는 식 (7)이 광고집약도의 변동을 기존의 모형들보다 더 잘 설명해주고 있음을 보았으므로, 이 절에서는 예측력을 평가하고자 한다.

### 5. 1. 예측방법

본 연구에서는 시계열 모형의 예측능력을 평가하는데 많이 이용되는 방법인 one-step ahead forecast를 통하여 식 (7)의 모형과 BK 모형의 예측력을 평가하였다. one-step ahead forecast란 T기에 걸친 자료가 있을때, 이 중 처음 (T-1)기에 대한 자료만을 이용하여 모형의 계수를 추정한 다음, 이렇게 추정된 모형에 설명변수의 값을 대입하여 T기의 종속변수의 값을 예측하고, 이 예측치와 실제치간의 오차를 계산하는 것이다. 구체적으로, BK 모형과 식 (7)을 이용하여 93년의 각 기업별 광고집약도를 예측하고, 이 예측치와 실제치간의 오차를 계산하였다.<sup>7)</sup> 또 식 (7) 및 BK 모형이 지극히 단순한 예측방법에 비하여 얼마나 더 정확한지를 판단하기 위하여, 본 연구에서는 비교의 대상 (benchmark)으로 “5개년 평균모형”을 도입하였다. 즉 88년에서 92년까지 5년간의 광고집약도의 평균치를 가지고 93년의 광고집약도를 예측하는 것이다.

예측 오차를 표시하는 방법에는 여러가지가 있는데, 본 연구에서는 다음과 같이 평균 절대 오차 (mean absolute deviation, MAD)와 평균 절대 퍼센티지 오차 (mean absolute percentage deviation, MAPD)의 두가지 방법으로 예측오차를 표시하기로 한다.

7) 본 연구에서는 자기상관과 이분산성을 제거하기 위해서 변수들을 이중변환한 다음에 계수를 추정하였으므로 (<부록> 참조), 예측을 할때 대입하는 설명변수의 값도 변환된 값을 사용하여야 하고, 그 결과로 나오는 예측된 값도 변환된 값이다. 즉, 광고집약도 예측치와 실제치는 직접 비교할 수 없다. 따라서, 예측치를 원래의 단위로 재변환한 다음에 실제치와 비교하여 예측오차를 계산하였다.

$$MAD = \frac{1}{153} \sum_{i=1}^{153} | \widehat{ASR}_{i,93} - ASR_{i,93} |, \quad (8)$$

$$MAPD = \frac{1}{153} \sum_{i=1}^{153} \frac{| \widehat{ASR}_{i,93} - ASR_{i,93} |}{ASR_{i,93}} \quad (9)$$

여기서  $MAD$  = 153개 기업의 평균 절대 오차,

$MAPD$  = 153개 기업의 평균 절대 퍼센티지 오차,

$\widehat{ASR}_{i,93}$  = 기업  $i$ 의 93년도 광고집약도 예측치,

$ASR_{i,93}$  = 기업  $i$ 의 93년도 광고집약도 실제치,

前者는 예측오차의 실제 크기를 보여준다는 장점이 있지만, 예측치가 실제치에 비하여 얼마나 벗어났는지를 알려주지 않는 단점이 있는 반면, 後者는 예측 오차가 실제치와 비교해서 어느정도 큰가를 알려주는 장점이 있지만, 분모 (즉, 실제치)가 0에 가까울 때에는 예측오차를 과대하게 표시한다는 단점이 있다. 따라서 이 두가지 방법은 상호보완적으로 사용하여야 한다. 예측의 정확성을 표시하는 또 하나의 방법으로, 식 (7), BK 모형, 그리고 5개년 평균모형이 각각 153개 기업 중 몇 개에 대하여 가장 정확한 예측을 하였는지를 집계할 수도 있을 것이다.

## 5. 2. 예측결과

$MAD$ 와  $MAPD$ 를 기준으로 할때, 식 (7), BK 모형, 그리고 5개년 평균모형간에 예측력의 차이는 거의 나타나지 않았다 (<표 6> 참조). 구체적으로, 식 (7)의 모형은  $MAD$ 가 가장 낮았으나 (0.476)  $MAPD$ 는 가장 높았고 (0.600), 5개년 평균 모형은 반대로  $MAD$ 가 가장 높았으나 (0.568)  $MAPD$ 는 가장 낮았다 (0.466). 이것은 식 (7)의 모형이 광고집약도가 높은 기업에 대해서는 비교적 예측의 정확도가 높은 반면, 광고집약도가 낮은 기업에 대해서는 예측의 정확도가 낮음을 의미한다. BK 모형의 정확도는 이 두 모형의 중간에 위치하였다.  $MAD$ 와  $MAPD$ 에 대해서  $t$  test를 실시한 결과도 세가지 모형들간에 유의한 차이가 없음을 보여주었다. 153개 기업별로 살펴보면, 식 (7)의 모형과 5개년 평균모형이 각각 53개 기업에 대해서 93년도의 광고집약도를 가장정확하게 예측하였고, BK 모형은 47개 기업에 대해서 가장 정확

하게 예측한 것으로 나타났다.

이를 종합하면 식 (7)의 모형이 BK 모형보다는 예측력이 다소 높다고 할 수 있을 것이다. 그러나 놀라운 것은 기존의 광고집약도 모형들 중에서 가장 높은 설명력을 가진 식 (7)의 모형도 지극히 단순한 5개년 평균모형보다 예측력면에서 별로 나은 점이 없다는 결과이다. 이것이 보여주는 것은 광고집약도를 예측하는 것이 유일한 목적이라면, 식 (7)보다는 차라리 극히 단순한 5개년 평균 모형을 사용하는 것이 오히려 cost-benefit 측면에서 나을 것이라는 점이다.

이러한 결과는 설명력이 높은 모형이 반드시 예측력도 높은 것은 아니라는 Hagerty (1986) 및 Hagerty and Srinivasan (1991)의 결과와 일치하는 것이다.

〈표 6〉 식 (7), BK 모형 및 5개년 평균 모형의 예측력 비교 (one-step ahead forecast)

	식 (7)의 모형	BK 모형	5개년 평균모형
MAD <sup>a</sup>	0.476	0.500	0.568
MAPD <sup>b</sup>	0.600	0.406	0.466
가장 정확한 예측의 수	53/153 <sup>c</sup>	47/153	53/153

<sup>a</sup> Mean Absolute Deviation (식 (8) 참조).

<sup>b</sup> Mean Absolute Percentage Deviation (식 (9) 참조).

<sup>c</sup> “식 (7)의 모형은 총 153개 기업중 53개 기업의 광고집약도를 BK 모형이나 5개년 평균모형보다 더 정확하게 예측하였음”을 의미함.

## VI. 맺음말

본 연구의 목적은 동일 업종내에 속한 기업간의 광고집약도의 변동을 잘 설명해 줄 수 있는 회귀 모형을 제시하고 이 모형의 설명력과 예측력을 최근에 개발된 광고집약도 모형인 BK 모형 (Balasubramanian and Kumar 1990)과 비교하는데 있었다. 본 논문에서 제시한 광고집

약도 모형은 많은 기업들이 판매기준비율법을 이용하여 광고 예산을 책정하고 있다는 사실에 착안하여 전년도에의 광고집약도를 설명변수들 가운데 하나로 포함시킨 것이 특징이다. 국내의 23개 업종 153개 기업의 최근 6년간 시계열횡단면 자료를 이용하여 두 모형을 추정한 결과, BK 모형은 평균 55 퍼센트의 변동을 설명한 반면, 본 논문의 모형은 평균 75 퍼센트의 변동을 설명하고 있음을 발견하였다. 또 6개 업종을 제외한 17개 업종에서 BK 모형보다 더 높은 설명력을 보여주었다. BK 모형 이전의 광고집약도 모형들이 평균 50 퍼센트 정도의 변동밖에 설명하지 못하였음을 감안하면, 본 논문에서 제시된 모형은 지금까지 보고된 광고집약도 모형 중에서 가장 높은 설명력을 갖는 것이라고 할 수 있을 것이다. 또 이 모형은 상당수의 업종에서 전년도에의 광고집약도가 다음 연도에도 그대로 유지되고 있음을 보여주었다.

보다 놀라운 결과는 광고집약도 모형의 예측능력을 비교할때 얻어졌다. 광고집약도 모형의 잠재적 용도 가운데 하나는 경쟁사의 광고집약도를 예측하는데에 있으므로, 본 논문에서 제시된 모형과 BK 모형 그리고 매우 단순한 5개년 평균 모형 (즉, 과거 5년간의 광고집약도를 평균한 것)의 예측능력을 one-step-ahead forecast를 통해서 비교한 것이다. 예측 결과는 평균 75%의 설명력을 지닌 모형도 지극히 단순한 5개년 평균 모형에 비하여 예측의 정확도면에서는 별로 나을 것이 없다는 것을 보여주었다.

광고집약도의 변동을 모형화하려는 시도가 국외에서는 70년대 후반이후 꾸준히 이루어져 왔으나, 국내에서는 거의 없었다는 점에서 본 연구의 의미를 찾을 수 있다. 그리고, 기존의 연구 (Ailawadi, Farris, and Parry 1994; Balasubramanian and Kumar 1990; Farris and Buzzell 1979; Quelch, Marshall, and Chang 1984)들이 모형의 설명력만을 강조하고 예측력은 소홀히 취급한데 반하여, 본 연구에서는 모형의 설명력은 물론 예측력도 체계적으로 검증하였다는 데에도 의의를 들 수 있다.

본 연구의 한계점으로는 다음과 같은 점들을 들 수 있다. 첫째, 광고집약도에 관한 기존의 모형들의 설명변수 가운데에는 “시장”의 범위를 어떻게 정의하는가에 따라 그 값이 매우 민감하게 변화하는 것들이 많다. 예를 들어, 어떤 기업이 제약업과 세제시장에 참여하고 있다면, 기업수준에서의 자료보다는 사업부 수준이나 상표 수준의 자료를 이용하는 것이 보다 타당할 것이다. 그러나, 현실적으로 이렇게 세분화된 자료는 수집하기가 어렵다는 문제점이 있으므로, 앞으로 이 분야의 연구가 활성화되기 위해서는 “한국판 PIMS 데이터베이스”가 구축되어

야 할 것이다. 둘째, 앞서 문헌연구에서 언급하였듯이 앞으로 판매촉진비의 비중이 커지게 되면 광고선전비에서 판매촉진비를 분리하여 광고집약도와 판매촉진집약도에 대한 모형을 따로 설정하여야 할 것이다 (Quelch, Marshall, and Chang (1984) 참조).

## 참고문헌

1. 이규억 (1981), "한국제조업의 시장구조-행동-성과의 상관관계분석," KDI.
2. 이성순 (1986), "시장경제체제의 고도화와 공정거래질서," KDI.
3. 최정표 (1986), "광고와 시장경쟁의 산업조직적 분석," 국제경제연구, 5.
4. 한민희, 장대련 (1994), 광고경영론, 학현사.
5. Ailawadi, Kusum L. Paul W. Farris, and Mark E. Parry (1994), "Share and Growth Are Not Good Predictors of the Advertising and Promotion/Sales Ratio," *Journal of Marketing*, 58 (1), 86-97.
6. Albion, Mark S. and Paul W. Farris (1981), *The Advertising Controversy*. Boston: Auburn House Publishing Company.
7. Balasubramanian, Siva K. and V. Kumar (1990), "Analyzing Variations in Advertising and Promotional Expenditures: Key Correlates in Consumer, Industrial, and Service Markets," *Journal of Marketing*, 54 (2), 57-68.
8. Comanor, William S. and Thomas A. Wilson (1974), *Advertising and Market Power*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
9. Cambridge, MA: Harvard University Press.
10. Dorfman, Robert and Peter O. Steiner (1954), "Optimal Advertising and Optimal Quality," *American Economic Review*, 44, 826-36.
11. Farris, Paul W. and Robert D. Buzzell (1979), "Variations in Advertising Intensity : Some Cross-Sectional Analysis," *Journal of Marketing*, 43 (Fall), 112-122.

12. Greer, D. F. (1971), "Advertising and Market Concentration," *Southern Economic Journal*, 20-29.
13. Hagerty, Michael R. (1986), "The Cost of Simplifying Preference Models," *Marketing Science*, 5 (Fall), 298-319.
14. \_\_\_\_\_ and V. Srinivasan (1991), "Comparing the Predictive Powers of Alternative Multiple Regression Models," *Psychometrika*, 56 (1), 77-85.
15. Hubbard, Raymond and J. Scott Armstrong (1994), "Replications and extensions in marketing: Rarely published but quite contrary," *International Journal of Research in Marketing*, 11, 233-248.
16. Jacobson, Robert and David A. Aaker (1985), "Is Market Share All That It's Cracked Up To Be?," *Journal of Marketing*, 49 (Fall), 11-22.
17. Kamakura, Wagner A. and Siva K. Balasubramanian (1987), "Long-Term Forecasting With Innovation Diffusion Models: The Impact of Replacement Purchases," *Journal of Forecasting*, 6 (1), 1-19.
18. Kmenta, J. (1986), *Elements of Econometrics*. New York : Macmillan, 1986.
19. Lambin, Jean J. (1976), *Advertising, Competition and Market Conduct in Oligopoly Over Time*. Amsterdam: North-Holland.
20. Quelch, John A., Cheri T. Marshall, and Dae R. Chang (1984), "Structural Determinants of Ratios of Promotion and Advertising to Sales," in *Research on Sales Promotion: Collected Papers*, Katherine E. Jocz, ed., Report No. 84-104, Marketing Science Institute.
21. Rothschild, Michael L. (1987), *Advertising*. Lexington, MA: D. C. Heath & Company.
22. Rundfelt, Rolf (1973), *Advertising Costs in Sweden: Structure and Determinants*. Stockholm: Almqvist och Wiksell.

## 〈부록〉 1차 자기상관과 이분산성을 제거하기 위한 이중변환

이중변환을 하기 위해서, 식 (3)을 다음과 같이 바꾸어 쓰기로 한다.

$$Y_{it} = \beta_0 X_{it,0} + \beta_1 X_{it,1} + \beta_2 X_{it,2} + \beta_3 X_{it,3} + \varepsilon_{it} \quad (A1)$$

여기서  $X_{it,0} = 1$  (모든  $i$ 와  $t$ 에 대해서)

$$X_{it,1} = MG_{it}$$

$$X_{it,2} = MS_{it}$$

$$X_{it,3} = MG_{it} MS_{it}$$

### ① 자기상관의 제거

먼저 자기상관을 제거하기 위해서 식 (A1)을 다음과 같이 변환한다.

$$Y_{it}^* = \beta_0 X_{it,0}^* + \beta_1 X_{it,1}^* + \beta_2 X_{it,2}^* + \beta_3 X_{it,3}^* + u_{it}^* \quad (A2)$$

여기서  $Y_{it}^* = \sqrt{1-\hat{\rho}_i^2} Y_{it}$  ( $t=1$ 일때)

$$Y_{it}^* = Y_{it} - \hat{\rho}_i Y_{i,t-1} \quad (t=2, 3, 4, 5, 6\text{일때})$$

그리고  $X_{it,k}^* = \sqrt{1-\hat{\rho}_i^2} X_{it,k}$  ( $t=1$ 일때)

$$X_{it,k}^* = X_{it,k} - \hat{\rho}_i X_{i,t-1,k} \quad (t=2, 3, 4, 5, 6\text{일때})$$

$$k=0, 1, 2, 3,$$

$$i=1, 2, 3, \dots, N_i,$$

$$\text{그리고 } \hat{\rho}_i = \frac{\sum e_{it} e_{i,t-1}}{\sqrt{\sum e_{it}^2} \sqrt{\sum e_{i,t-1}^2}} \quad (t=2, 3, 4, 5, 6\text{일때})$$

여기서  $e_{it}$ 은 식 (A1)을 OLS로 추정해서 얻어지는 잔차(residual).

## ② 이분산성의 제거

이분산성을 제거하기 위해 식 (A2)를 다음과 같이 변환하였다.

$$Y_{it}^{**} = \beta_0 X_{it,0}^{**} + \beta_1 X_{it,1}^{**} + \beta_2 X_{it,2}^{**} + \beta_3 X_{it,3}^{**} + u_{it}^{**}, \quad (A3)$$

여기서  $Y_{it}^{**} = \frac{Y_{it}^*}{s_{it}}$ ,

$$X_{it,k}^{**} = \frac{X_{it,k}^*}{s_{it}} \quad (k=0, 1, 2, 3)$$

$$u_{it}^{**} = \frac{u_{it}^*}{s_{it}},$$

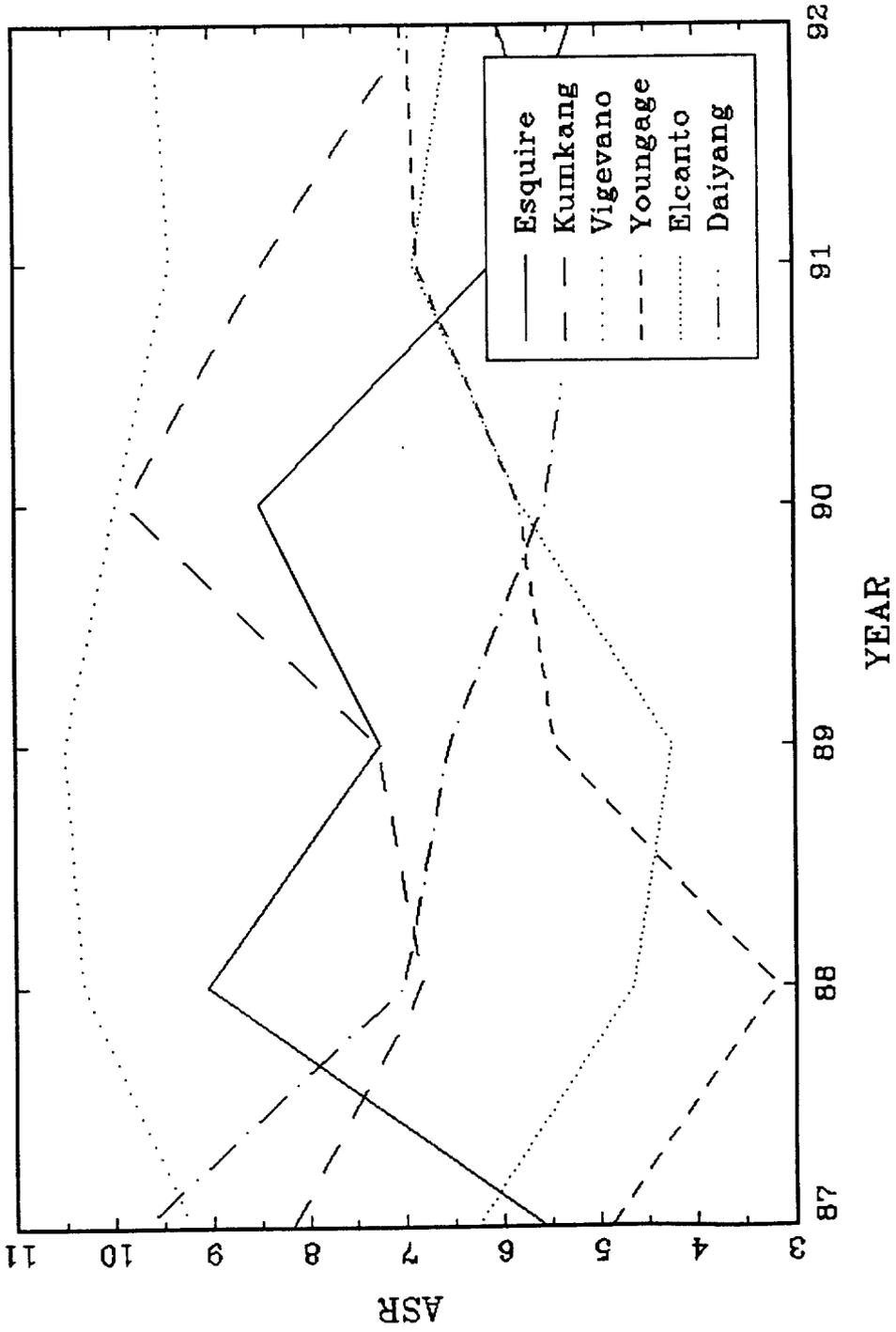
$$t=1, 2, 3, 4, 5, 6,$$

$$i=1, 2, 3, \dots, N_i.$$

여기서  $s_{it} = \sqrt{\frac{1}{6-4} \sum_{t=1}^6 \widehat{u}_{it}^{*2}}$ .

이제  $u_{it}^{**}$ 에서 자기상관과 이분산성이 제거되었으므로, 식 (A3)를 OLS에 의하여 추정할 수 있다.

〈그림 1〉 제화업종의 광고집약도



## An Empirical Assessment of Explanatory and Predictive Power of an Advertising-to-Sales Ratio Model

Chan Su Park\* · Jae Sang Ahn\*\*

### ABSTRACT

This paper develops a regression model to explain variations in the advertising-to-sales ratios across firms and compares the model with existing models in terms of explanatory and predictive power. Our model uses the previous year's advertising-to-sales ratio of the firm and the average advertising-to-sales ratio of competitors as explanatory variables. Analyses on firm-level cross-sectional time-series data pooled at the industry level showed that our model had very good explanatory power, indicating that in many industries the advertising-to-sales ratios tend to persist from year to year. However, the predictive power of our model was not any better than that of a naive model based on a 5-year average.

---

\* Hankuk University of Foreign Studies

\*\* Hankuk University of Foreign Studies