

# 온라인 자동차보험의 가격효과

## - 사업비율을 중심으로 -

### The Price Effects of Online Car Insurance Using Expense Rates

서 대 교\* · 황 진 태\*\*

Daigyo Seo · Jin-tae Hwang

본 연구는 1999년 1/4분기부터 2012년 1/4분기까지 우리나라 14개 자동차보험회사를 대상으로 온라인(인터넷) 영업이 손해보험회사의 자동차보험상품 가격에 미치는 영향을 분석하였다.

자동차보험상품의 가격 대리변수로 개별회사의 사업비율을 이용하여 실증분석한 결과, 온라인 영업을 한 경우가 온라인 영업을 하지 않은 경우보다 사업비율이 9.27% 감소한 것으로 나타났다. 또한, 오프라인 손해보험회사(겸업사)가 온라인 영업을 개시한 시점을 전후로 사업비율에 대한 회귀분석을 실시한 결과, 온라인 영업과 사업비율과는 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 온라인 영업 이후 사업비율이 감소한다는 것을 의미한다. 또한, 오프라인 겸업사 대(對) 온라인 전업사, 그리고 온라인 겸업사 대(對) 온라인 전업사와의 사업비율을 분석한 결과, 온라인 전업사의 사업비율이 각각 오프라인 겸업사보다 38~40%, 온라인 겸업사보다 32% 정도 낮은 것으로 나타났다.

마지막으로 가격분산과 관련하여 오프라인 겸업사가 온라인 영업을 했을 때 이전보다 가격분산이 크며, 온라인 전업사의 가격분산이 온·오프라인 겸업사보다 큰 것으로 나타났다.

**국문 색인어:** 사업비율, 온라인 자동차보험, 탐색비용

**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B030904, B030906, B051605

\* 건국대학교 조교수(dkseo@kku.ac.kr), 주저자

\*\* 보험연구원 연구위원(jt0813@kiri.or.kr), 교신저자

논문 투고일: 2012. 10. 31, 논문 최종 수정일: 2012. 12. 14, 논문 게재 확정일: 2013. 02. 22

## I. 서론

1969년 처음 모습을 나타낸 인터넷은<sup>1)</sup> 20세기의 산업혁명에 버금갈 정도로 현대사회에 많은 변화를 가져다주었다. 예를 들어, 소비자가 상품을 구매하기 위해 매장을 직접 찾아가지 않더라도 집에서 인터넷을 이용하여 원하는 상품을 구매할 수 있다<sup>2)</sup> 또는 간단한 증권매매나 은행업무 등을 보기 위해서 금융기관을 찾아 가지 않아도 된다는 점 등을 들 수 있다<sup>3)</sup>. 또한, 스마트폰의 발전으로 인해 이제는 공간의 제약 없이 소비자들은 상품구매나 금융기관 업무를 볼 수 있다. 2011년 현재 우리나라 인터넷 이용 인구는 전체 인구의 78%인 3,700만 명<sup>3)</sup>을 기록하여 우리 사회 전 분야에 걸쳐 인터넷의 영향을 받지 않는 곳이 없을 정도로 광범위하게 사용되고 있다.

우리나라 보험시장도 인터넷의 영향을 매우 많이 받은 산업 중의 하나이며, 특히 자동차보험시장의 경우 오래전부터 온라인 영업을 개시되어 지속적인 발전을 이루어 왔다. 후술하겠지만 온라인 자동차 보험시장의 시장점유율은 FY2001년 0.4%에서 FY2010년 현재 22.2%를 기록하고 있다. 그리고 2012년 현재 자동차 보험 시장은 4개의 온라인 자동차보험회사가 전업사(이하 온라인 전업사)로 영업 중이며, 9개 회사가 온라인 영업(이하 온라인 겸업사)을 함께 영위하고 있다<sup>4)</sup>.

한편, 인터넷의 발전으로 소비자는 상품의 가격 및 품질에 대한 정보의 접근이 더욱 용이해졌고, 이는 소비자의 탐색비용(search cost)을 줄이게 되는 효과를 가져주었다. Stigler(1961)를 필두로 하여 Diamond(1985)와 Bakos(1997) 등에 의해 발전된 탐색비용이론(search cost theory)에 따르면, 인터넷에 의해 탐색비용이 감소함에 따라 온라인(online)시장의 상품가격이 오프라인(offline)시장보다 상대적으로

- 
- 1) 미국 국방성의 지원하에 군사적 목적으로 처음 개발되었다.
  - 2) 물론, 오프라인(offline)상으로 구매하는 것의 장점도 존재하지만, 편리성이나 정보의 접근성에 있어서 온라인상의 구매가 소비자에게 보다 많은 편익을 가져다준다.
  - 3) 자료는 한국 인터넷 진흥원(2012)의 『2011년 인터넷이용실태조사』를 참고한다.
  - 4) 온라인 전업사로 자동차보험사업을 시작한 4개사 중 현대하이카를 제외한 3개사가 보험종목 추가를 통해 자동차보험 외의 상품도 판매하고 있으므로 엄밀한 의미에서 전업사로 불리기 어려운 점이 있다. 그럼에도 불구하고 본 연구의 목적상 전업사 형태로 사업을 시작한 동 3개사를 단순히 온라인 전업사로 간주함에 유의하기 바란다.

로 낮아진다고 설명하였다. 또한, 이들은 균형가격의 분산(price dispersion)이 온라인시장에서 더욱 축소될 것으로 예측하였다.

그러나 이러한 이론적인 주장에도 불구하고 탐색비용이론과 일치하지 않거나, 또는 효과가 미미하게 밝혀진 실증분석 연구결과들이 다수 발표되었다. Bailey(1998)는 1997년 2월부터 1998년 1월까지 도서, 콤팩트디스크(compact disk), 소프트웨어(software) 시장을 대상으로 온라인 매장과 오프라인 매장의 가격 차이를 분석하였다. 분석결과 온라인시장의 상품가격이 오프라인시장의 상품가격보다 낮지 않으며, 가격분산에 있어서도 온라인시장의 가격분산이 더 확대되어 있다는 점을 제시하였다. 또한, 소프트웨어 시장의 가격경쟁이 도서나 콤팩트디스크 시장보다 훨씬 심화되어 있다는 것을 보여 주었다. 다만, 온라인시장의 가격변화가 빈번하게 발생하였는데, 이는 메뉴비용이 상대적으로 적은 것에 기인한다고 주장하였다. Brynjolfsson and Smith(2000)는 1998년 2월부터 1999년 4월까지 도서와 콤팩트디스크를 취급하는 41개 온·오프라인 매장 간의 동일 품목 가격을 비교하였다. 동 연구에서 온라인 매장의 도서 및 콤팩트디스크 가격이 약 9~16%정도 낮은 것으로 조사되었으나, 도서는 평균 33%, 콤팩트디스크는 평균 25%의 가격 차이를 보이는 것으로 조사되었다. 동 저자들은 인터넷 매장의 이질성(heterogeneity)이 가격분산을 크게 만드는 요인이라고 주장하였다. Clemons et al.(2000)은 온라인 여행사에서 판매되는 비행기 티켓 가격에 대한 조사를 통해 온라인 시장의 가격경쟁 심화 정도를 연구하였다. 분석결과 온라인 매장의 비행기 티켓의 가격 차이는 평균 18% 정도로 나타났다. Clay et al.(2002)은 도서시장에서 인터넷의 도입이 도서가격에 미친 영향에 대해 연구하였다. 동 연구는 1999년 4월 1주일 동안 13개의 온라인 도서매장과 2개의 오프라인 도서매장에서 판매된 107가지의 도서 가격 자료를 이용하여 온·오프라인 매장의 평균 가격이 비슷하다는 것을 보여주었다. 또한, 가격분산은 온라인 매장이 오프라인 매장보다 훨씬 큰 것으로 나타났다. Brown and Goolsbee(2002)는 1992~1997년간 미국 생명보험시장의 단체정기보험 상품을 대상으로 인터넷 상품의 가격인하 효과를 실증분석하였다. 분석결과 그룹의 구성원 중 인터넷을 이용하는 사람의 비중을 10% 증가시킬 경우 보험상품 가

격은 평균 5% 인하되는 것으로 나타났다. 동 저자들은 인터넷의 발달이 정기보험 상품 가격을 8~15% 감소시키고, 소비자 잉여를 연간 115~215 백만 달러를 증가시킨다는 결과를 제시하였다. 또한, 그룹을 인구통계학적으로 분류하였을 경우 인터넷의 발달이 가격분산을 확대시키는 것으로 나타났다.

본 연구의 목적은 두 가지로 구분할 수 있다. 첫 번째는 탐색비용이론이 주장하는 현상을 실증적으로 검증하는 데 목적이 있다. 탐색비용이론을 실증적으로 분석한 선행연구들이 일관성 있는 결과를 제시하지 못하는 상황에서 본 연구는 실증분석 연구의 폭을 넓혀 준다고 할 수 있다. 두 번째는 인터넷이 우리나라 자동차보험 가격에 미친 영향에 대한 분석을 시도하는 것이다. 국내에서 인터넷 쇼핑 몰이나 서점에 대한 연구들은 소비자의 충성도 분석이나 가격민감도 분석에 대한 연구들이 있다<sup>5)</sup>. 그러나 우리나라 보험시장에서, 특히 국내 자동차보험시장에서 인터넷과 가격과의 관계를 직접적으로 규명한 연구는 찾아보기 힘들다는 측면에서 본 연구는 기존 연구와 차별성을 보이고 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. II장에서 국내 자동차보험시장의 현황에 대한 내용을 간략히 기술한다. 다음으로 III장에서 본 연구에 사용된 방법론과 자료에 대해 설명한다. IV장에서는 온라인 전업 자동차보험사와 온·오프라인 자동차보험회사에 대한 실증분석 결과를 제시하고 이를 해석한다. 그리고 V장에서 본 연구를 맺는다.

## II. 자동차보험시장 현황

2001년 1월 보험사업 개시를 위한 최저자본금 기준이 완화되고, 2003년 5월 보험종목별 인가제도 도입, 통신판매전문회사의 자본금 완화 등 자동차보험시장과 관련된 일련의 진입규제 완화 정책이 시행되면서 2001년 10월 교보자동차보험(현,

5) 소비자의 충성도 연구는 서현석·조유진(2009)을, 가격민감도를 분석한 연구는 오정은 외(2002) 등이 있다.

AXA손보)을 필두로 직판전업사들의 본격적인 자동차보험시장 진입이 이루어지기 시작하였다(기승도·황진태, 2011).

한편, 이기형 외(2009)에 따르면 온라인 전업 자동차보험회사의 출현으로 롯데손보, 제일화재 등 중소형사를 중심으로 시장 내 점유율 축소에 대한 우려가 커지면서 채널 다변화 전략 차원에서 사업부 형태에 해당하는 온라인 자동차보험 영업을 서둘러 개시하기 시작하였다. 이후 온라인 전업사인 더케이 손보, 에르고다음, 그리고 겸업사(또는 종합보험회사)에 해당하는 동부화재, 한화손보, 메리츠화재, 흥국화재 등이 온라인 영업을 시작하였다. 2005년 12월 현대해상의 자회사인 온라인 전업사 현대하이카도 시장에 진입해 영업을 시작하였으며, 이후 삼성화재도 2009년 3월 들어 온라인 자동차보험 영업을 시작하였다. 사실상 현재 손해보험회사에 해당하는 대부분의 회사들이 온라인 영업을 영위하고 있다.

〈표 1〉 자동차보험의 온라인 영업 개시 현황

구분	회사명	진입시기	브랜드명	비고
겸 업 사	그린손보	2005.05	그린다이렉트(에이스카)	
	동부화재	2004.08	동부화재다이렉트 (프로미)	
	롯데손보	2002.11	롯데하우머치다이렉트	구, 대한화재
	메리츠화재	2005.05	레디카	구, 동양화재
	삼성화재	2009.03	삼성화재애니카 다이렉트	
	LIG손보	2002.01	매직카	
	제일화재	2002.06	아이퍼스트	
	한화손보	2004.10	한화다이렉트	구, 신동아화재
	흥국화재	2005.07	이유다이렉트	구, 흥국쌍용화재
전 업 사	AXA손보	2001.10	AXA다이렉트	구, 교보자동차
	더케이손보	2003.12	에듀카	구, 교원나라
	에르고다음	2004.01	에르고다음다이렉트	2012년 10월 8일 AXA SA에 인수
	현대하이카	2005.12	하이카다이렉트	현대해상이 100% 출자

자료: 양해일·이재복(2009)을 재구성함.

자동차보험시장 현황은 <표 2>에 나타난 바와 같이 FY2001~2006 동안 7.5~9.6조 원에 머물던 자동차보험 원수보험료가 FY2007 이후 10조 원을 상회하여 FY2010에는 12.4조 원에 달하는 실적을 기록하였다. 물론, 글로벌 금융위기로 FY2008 0.9% 성장에 머물렀으나, FY2010 들어 10.7% 성장하였다. 온라인 자동차보험의 시장점유율은 최초 FY2001에는 0.4%로 미미한 수준이었으나, 점차 동 점유율이 확대되어 FY2010에는 22.2%를 기록하였다. 이 중 온라인 전업사의 시장점유율은 FY2007 들어 두 자리 수 점유율을 기록하기 시작하였으며, FY2010에는 11.6% 점유율을 차지하였다. 이러한 온라인 자동차보험의 비중 확대는 온라인 채널의 가격경쟁력과 인터넷을 통한 가입 편의성을 들 수 있다. 특히, 인터넷을 통한 자동차보험 가입의 경우 설계사 등 대면채널에 해당하는 오프라인 영업에 비해 신계약비가 덜 소요될 것으로 예상되고 있으며, 온라인 전업사의 시장진출에 맞선 겸업사들의 온라인 영업 진출로 가격경쟁이 심화되었을 것으로 추측되고 있다. 이에 본 연구는 금융감독원으로부터 데이터를 추출하여 온라인 겸업사 또는 전업사의 시장진입으로 보험가격 하락이 있었는지를 실증분석을 통해 자세히 살펴보고자 한다.

<표 2> 자동차보험 현황과 온라인 판매채널의 시장점유율 추이

(단위: 조 원, %)

FY 기준	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
원수보험료	7.5	7.9	8.0	8.5	8.8	9.6	10.8	10.9	11.2	12.4
증감률	15.4	5.3	1.3	6.3	3.5	9.1	12.5	0.9	2.8	10.7
온라인 자동차보험	0.4	2.2	5.7	8.8	10.3	13.4	17.3	19.4	20.6	22.2
온라인 전업사	0.4	2.0	3.1	5.3	6.6	8.7	11.1	11.8	12.2	11.6

자료: 금융감독원, 보험개발원, 계간동향 각 호; 전용식·채원영(2012)을 재인용함.

### III. 방법론과 데이터

#### 1. 방법론

본 연구에서 사용하는 자료는 각 기간 및 보험회사별 자료로 패널데이터의 형태이다. 패널데이터를 활용한 실증분석모형은 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \eta_i + \epsilon_{it} \tag{1}$$

식 (1)에서  $i$ 는 개별 주체,  $t$ 는 시간을 나타내는 아래 첨자이다. 그리고  $y_{it}$ 는 종속변수로 본 연구에서는 로그 사업비율을 사용한다. 설명변수에 해당하는 벡터  $x_{it}$ 에는 온라인 영업 또는 온라인 전업사 더미변수, 전년도 손해율, 계절더미변수를 포함한다.  $\eta_i$ 는 종속변수의 값에 영향을 미치는 개별 주체의 시간불변적인(time-invariant) 특성을 나타내고,  $\epsilon_{it}$ 는 순수 오차항으로 개별 주체의 관찰되지 않는 고유한 특성이다. 그리고 식 (1)을 추정하는 과정에서  $\epsilon_{it}$ 는 설명변수와 독립임을 가정한다. 패널데이터를 이용하여 식 (1)을 추정하는 모형에는 고정효과(fixed effects) 모형과 확률효과(random effects) 모형이 있다. 이들 모형은  $\eta_i$ 를 고정으로 보느냐, 아니면 확률변수로 보느냐에 따라 구분된다.

먼저 고정효과 모형의 경우 설명변수와  $\eta_i$ 의 상관관계에 따라 발생 가능한 편倚(bias)를 제거하고자 그룹 내 추정량(within-estimator)을 사용한다<sup>6)</sup>. 이러한 추정량을 구하기 위한 방법으로 아래 식 (2)와 같은 그룹 내 평균식을 식 (1)에서 차감하여 추정하는 것이 일반적이다.

$$\bar{y}_i = \alpha + \beta \bar{x}_i + \eta_i + \bar{\epsilon}_i \tag{2}$$

6) 참고로 고정효과 모형을 추정함에 있어  $\eta_i$ 를 모형 내부에 직접 통제하는 LSDV(Least Squares Dummy Variable) 형태의 추정방법도 있으나, 개별 주체인  $i$ 가 많을 경우 과도한 계산이 요구되는 경우가 많아 일반적으로 동일한 추정치를 구할 수 있는 그룹 내 추정량(within-estimator)을 사용한다.

여기서  $\bar{y}_i = 1/T_i \sum_t y_{it}$ ,  $\bar{x}_i = 1/T_i \sum_t x_{it}$ ,  $\bar{\epsilon}_i = 1/T_i \sum_t \epsilon_{it}$ 이며, 식 (1)에서 식 (2)를 차감한 형태는 아래 식(3)과 같이 표시된다.

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta(x_{it} - \bar{x}_i) + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i) \quad (3)$$

결과적으로 식 (3)은 고정효과인  $\eta_i$ 를 제거함으로써 발생 가능한 추정의 편의를 제거할 수 있다.

한편, 확률효과 모형은 식 (1)의  $\eta_i$ 를 확률변수로 간주한 형태이다. 다만,  $\eta_i$ 가 설명변수와는 독립적인 관계를 가짐을 가정한다. 이 경우 앞선  $\epsilon_{it}$ 의 독립성 가정과 함께 전체 오차항인  $\eta_i + \epsilon_{it}$ 가 설명변수와 독립적이라고 가정할 수 있을 것이다. 그 결과 확률효과 모형에서는 추정계수의 편의를 고려하지 않는다. 그러나 이러한 경우 추정 시 전체 오차항이 효율성(efficiency) 조건을 만족하지 않는 단점을 가지게 되어 식 (1)을 단순히 (Pooled) 최소자승법(OLS: Ordinary Least Squares)으로 추정할 경우 가설검정의 편의가 발생할 수 있다. 따라서 이러한 문제점을 해결하기 위한 방법으로 일종의 일반화된 최소자승법(GLS: Generalized Least Squares)에 해당하는 확률효과 모형을 사용하는 것이 바람직하다 할 수 있다.

그렇다면 고정효과와 확률효과 모형 중 어느 모형을 선택할 것인지에 대한 판단기준이 필요한데, ‘확률효과 모형이 효율적이다’는 귀무가설을 가진 Hausman 검정을 통해 일반적으로 판정한다. Hausman 검정은 상수항을 제외한 설명변수 수를 자유도(degrees of freedom)로 하는 카이제곱( $\chi^2$ ) 분포를 따르며, 귀무가설을 주어진 유의수준에서 기각할(기각하지 못할) 경우 고정효과(확률효과) 모형을 선택한다.

## 2. 데이터 및 변수

분석을 위한 데이터는 금융감독원 금융통계정보시스템<sup>7)</sup>에서 구할 수 있다. 분

7) 금융감독원(<http://www.fss.or.kr/>) 참조.



석대상에 포함된 보험회사는 현재 자동차보험을 판매하고 있는 14개 회사이다<sup>8)</sup>. 이 중 4개사는 온라인 전업사이며, 나머지 겸업사 10개사 중 9개사가 온라인 영업을 사업부 형태로 운영하고 있다<sup>9)</sup>. 그리고 분석기간은 1999년 1/4분기 ~ 2012년 1/4분기로 하였다.

한편, 본 연구에서 주로 사용하게 되는 변수는 사업비율과 손해율인데, 사업비율의 경우 보유보험료 대비 순사업비로 정의되며, 보험가격의 대용치(proxy)로 사용됨에 유의할 필요가 있다<sup>10)</sup>. 그 이유로 (영업)보험료는 순보험료와 사업비로 구성되는 바, 순보험료는 해당 회사의 예정위험률과 예정이율로 산출되기 때문에 오프라인, 온라인 등 판매채널에 따른 보험료 차이와는 무관한 변수라 할 수 있기 때문이다. 이에 비해 판매채널의 특징에 따른 보험료 차이는 결국 사업비와 밀접한 관련이 있다. 따라서 본 연구는 온라인 자동차보험의 가격 특징으로 사업비율에 초점을 두고자 한다. 또한, 손해율<sup>11)</sup> 변수를 분석대상으로 고려하는 이유로는 사업비율의 경우 분모에 해당하는 보유보험료가 전년도 손해율에 영향을 받을 수 있기 때문이다. 좀 더 자세히 설명하면, 일반적으로 자동차보험의 경우 1년 단위의 보험상품으로 매년 보험료 조정이 있는데, 과거 평균 손해율 또는 전기 손해율이 높을 때 보험회사들이 위험보험료 수준을 높이고, 반대로 손해율이 낮을 때 동

8) 자동차보험을 판매하고 있는 15개 회사 중 차티스손보는 금융감독원 금융통계정보시스템에 경과보험료 자료가 없어 분석대상에서 제외하였다.

9) 동 겸업사 중 현대해상은 자동차보험과 관련하여 온라인 영업을 영위하고 있지 않다.

10) 보유보험료는 수입보험료에서 지급보험료를 차감한 금액인데, 수입보험료에는 원수보험료, 수재보험료 등이, 지급보험료에는 출재보험료 등이 포함된다. 순사업비는 지급경비(급여, 퇴직급여, 복리후생비, 일반관리비, 신계약비, 지급손해조사비 등)에서 수입경비(수입손해조사비, 출재보험수수료, 출재이익수수료 등)를 차감한 금액이다. 여기서 순사업비의 경우 실제 지출된 사업비에 해당되므로, 이를 통해 계산된 사업비율을 보험가격의 대용치로 사용하는 것은 예정사업비와 실제 사업비가 서로 일정한 비율 관계를 유지함을 단순히 가정하였다는 점에 유의하기 바란다.

11) 손해율은 경과보험료 대비 발생손해액인데, 경과보험료는 수입보험료에서 지급보험료를 차감한 금액에 전기이월미경과보험료 가산, 차기이월미경과보험료 차감, 미경과보험료적립금 관련 재보험자산감액손실환입 가산, 재보험자산감액손실을 차감한 금액이다. 한편, 발생손해액은 순보험금에서 손해조사비 가산, 차기이월지급준비금 가산, 전기이월지급준비금 차감, 지급준비금 관련 재보험자산감액손실 가산, 지급준비금 관련 재보험자산감액손실환입은 차감한 금액이다. 자세한 내용은 보험업감독규정시행세칙을 참조하기 바란다.

보험료를 낮추는 식으로 보험료를 조정하고 있기 때문이다. 이러한 경우 보험료 조정에 따라 사업비율의 분모가 되는 보유보험료에 영향을 줘 사업비율을 변화시킬 수 있어 동 전기 손해율 변수를 분석에 포함한다<sup>12)</sup>.

〈표 3〉은 회사그룹별 사업비율과 손해율의 기술통계량을 보여준다. 동 기술통계량의 경우 온라인 영업 직후 1년간 사업비율은 온라인 영업 초기비용이 많이 들기 때문에 표본에서 제외하였다. 또한, 관찰된 값 중에서 비정상적으로 100%를 초과하는 사업비율도 데이터 오류일 가능성이 크다고 판단하여 제외하였다.

〈표 3〉 회사그룹별 사업비율과 손해율 기술통계량

(단위: 개, %)

구분	1999.1/4 ~ 2002.3/4 기간(1)		2002.4/4 ~ 2006.3/4 기간(2)		2006.4/4 ~ 2012.1/4 기간(3)		1999.1/4 ~ 2012.1/4 전 기간	
	Obs.	표본 평균	Obs.	표본 평균	Obs.	표본 평균	Obs.	표본 평균
사업비율								
상위4사	53	31.36	59	31.29	77	29.27	189	30.49
중소형사	80	35.78	74	33.46	111	32.48	265	33.75
전업사	-	-	31	27.06	80	22.89	111	24.06
손해율								
상위4사	53	68.23	59	74.98	77	75.12	189	73.14
중소형사	80	75.01	74	78.48	111	80.17	265	78.14
전업사	-	-	31	76.68	80	83.05	111	81.27

주: 1) Obs.는 관측치 수를 의미하며, CY 기준임.

2) 온라인 영업 시작 직후 1년간은 설립에 따른 초기 사업비가 많이 발생하므로 분석대상에 포함시키지 않았으며, 사업비율이 100%를 초과하는 관측치는 비정상적인 데이터로 판단하여 제거함.

기간(1)의 경우 온라인 전업사 데이터가 존재하지 않는 기간으로 상위4사의 사업비율과 손해율 표본평균은 각각 31.36%, 68.23%로 나타난 가운데, 중소기업사보다 모두 낮은 수준을 기록하였다. 한편, 기간(2)는 온라인 전업사 중 AXA손보, 더케이

12) 물론, 과거 평균 손해율을 사용하여 보험료를 조정한다하더라도 직전 연도 손해율이 당기 위험보험료에 가장 비중 있게 반영되어 조정된다고 할 수 있다.

손보, 에르고다음다이렉트의 데이터가 존재하는 기간이다. 이에 반해 기간(3)은 온라인 전업사 중 현대해상의 100% 자회사인 현대하이카다이렉트가 온라인 영업을 시작함에 따라 동 전업사의 데이터가 포함된 기간이다. 특히, 기간(3)은 대형 손해보험회사의 자회사가 별도로 온라인 자동차보험시장에 진입하는 등 온라인 자동차보험시장 경쟁이 심화된 기간이라 할 수 있다. 기간(2)의 온라인 전업사 사업비율은 상위4사보다 낮은 수준인 27.06%로 나타났으나, 손해율은 76.68%로 상위4사보다 높게 나타났다. 기간(3)의 경우 온라인 전업사의 사업비율은 기간(2)보다 더 낮아진 22.89%로 나타났으나, 손해율은 오히려 더 높아져 83.05%를 기록하였다. 한편, 기간(3)에 들어와 상위4사의 사업비율은 이전 기간과는 달리 29.27%로 낮아진 반면, 손해율은 다소 높아진 75.12%를 기록하였다. 표본 전체 기간 동안 사업비율은 전업사가 가장 낮은 24.06%, 상위4사 30.49%, 중소기업사 33.75%로 나타났으며, 손해율은 반대로 전업사가 가장 높은 81.27%, 중소기업사 78.14%, 상위4사 73.14%로 나타났다.

겸업사의 오프라인 대(對) 온라인 영업과 온라인 겸업사와 온라인 전업사에 대한 자동차보험 사업비율에 대한 기술통계량 비교 결과가 <표 4>에 나타나 있다. 우선 <표 4>의 (a)에서는 겸업사의 오프라인 대비 온라인 영업 간 사업비율 표본 평균을 기간별로 비교하였는데, 기간(2)~(3), 기간(4) 각각에 대해 사업비율 차이는 통계적으로 유의하지 않았다. 다만, 표본 전체 기간 동안에는 유의수준 5%에서 통계적 유의성이 나타났는데, 이는 1999년 1/4분기 ~ 2002년 3/4분기 동안의 사업비율이 이후 기간과 통계적으로 차이가 남을 의미한다. 따라서 오프라인 영업을 지속적으로 영위하고 있는 겸업사들도 온라인 전업사 출현 이후에 해당하는 기간(2)~(3) 동안 사업비율 인하가 있었음을 간접적으로 알 수 있는 대목이다.

그리고 <표 4>의 (b)는 온라인 겸업사와 온라인 전업사의 사업비율을 비교한 결과이다. 기간(2)~(3), 전체 기간에 해당하는 기간(4) 각각에 대해 온라인 전업사는 온라인 겸업사에 비해 유의수준 1%에서 통계적으로 유의할 정도로 낮은 사업비율 수준을 나타내었다.

한편, <표 4>를 통해 사업비율의 분산(dispersion)을 표준편차를 통하여 비교해보면, <표 4>의 (a)에서 기간(3)~(4)에서 온라인 영업의 사업비율 표준편차가 그렇

지 않은 경우에 비해 통계적으로 유의하게 크다는 것을 알 수 있다. 반면, <표 4>의 (b)에서 보이는 것처럼 기간(2)에서 온라인 전업사의 사업비율 편차가 온라인 겸업사보다 유의하게 크다는 것을 알 수 있으며, 기간(3)은 통계적 유의성이 나타나지 않았다. 이는 기간(3)의 온라인 겸업사의 사업비율 편차가 크게 커진 데에 기인하는 것으로 보인다. 종합해 보면 우리나라 자동차보험시장의 경우 전반적으로 온라인 영업이나 온라인 전업사의 사업비율 편차가 큰 것으로 결론지을 수 있다.

이러한 기술통계량 관련 분석결과는 앞서 언급된 Stigler(1961), Diamond(1985), Bakos(1997)의 탐색비용이론이 제시하는 온라인시장에서의 가격이 오프라인에 비해 더 낮다는 가격측면을 지지하고 있으나, 균형가격의 분산이 작아진다는 부분은 지지하지 못하는 것으로 볼 수 있다. 그럼에도 불구하고 이러한 균형가격 분산에 대한 결과는 다수의 다른 실증분석 결과(Bailey, 1998; Brynjolfsson and Smith, 2000; Clemons et al., 2000; Clay et al., 2002; Brown and Goolsbee, 2002)와 오히려 일치하는 모습이다.

<표 4> 온라인 대(對) 오프라인 영업 간 사업비율 비교  
(a) 겸업사의 온라인 vs. 오프라인 영업

(단위: 개, %)

사업비율	2002.4/4 ~ 2006.3/4 기간(2)		2006.4/4 ~ 2012.1/4 기간(3)		2002.4/4 ~ 2012.1/4 기간(4)		1999.1/4 ~ 2012.1/4 전 기간	
	Obs.	표본 평균	Obs.	표본 평균	Obs.	표본 평균	Obs.	표본 평균
오프라인(a)	78	32.55	29	30.22	107	31.92	240	33.08
온라인(b)	55	32.42	159	31.34	214	31.61	214	31.61
차이(a-b)	-	0.13	-	-1.11	-	0.30	-	1.47**
표준편차	Obs.	표준 편차	Obs.	표준 편차	Obs.	표준 편차	Obs.	표준 편차
오프라인(a)	78	4.66	29	3.31	107	4.44	240	6.37
온라인(b)	55	3.84	159	8.15	214	7.30	214	7.30
비율(a/b)	-	1.21	-	0.41***	-	0.61***	-	0.87**

(b) 온라인 겸업사 vs. 온라인 전업사

(단위: 개, %)

구분	2002.4/4 ~ 2006.3/4 기간(2)		2006.4/4 ~ 2012.1/4 기간(3)		2002.4/4 ~ 2012.1/4 기간(4)	
	Obs.	표본평균	Obs.	표본평균	Obs.	표본평균
겸업사(a)	55	32.42	159	31.34	214	31.61
전업사(b)	31	27.06	80	22.89	111	24.06
차이(a-b)	-	5.35***	-	8.44***	-	7.56***
표준편차	Obs.	표준편차	Obs.	표준편차	Obs.	표준편차
겸업사(a)	55	3.84	159	8.15	214	7.30
전업사(b)	31	7.57	80	9.32	111	9.03
비율(a/b)	-	0.51***	-	0.87	-	0.81***

주: 1) Obs.는 관측치 수를 의미하며, \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함.  
 2) 온라인 영업 시작 직후 1년간은 초기 사업비가 많이 발생하므로 분석대상에 포함시키지 않았으며, 사업비율이 100%를 초과하는 관측치는 제거함.  
 3) 분석결과 (b)의 전 기간은 기간(4)와 동일함.

## IV. 실증분석

### 1. 전체표본

〈표 5〉의 모형(1)은 종속변수를 로그 사업비율로 하고, 온라인 영업과 분기 더미를 설명변수로 사용한 패널모형이다. 모형(1)의 경우 Hausman 검정 결과에 따라 ‘확률효과(random effect) 모형이 효율적이다’는 귀무가설을 기각함에 따라 고정효과(fixed effect) 모형으로 해석한다. 동 모형의 온라인 영업 더미의 추정계수는 통계적으로 유의한 가운데 -0.0927로 추정되어 온라인 영업을 한 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 사업비율이 9.27% 감소한 것으로 나타났다<sup>13)</sup>. 한편, 모형(2)의 경우 전기 손해율을 설명변수로 추가하여 분석한 결과이다. 모형(1)과 마찬가지로 Hausman 검정 결과가 상기 귀무가설을 기각하므로 고정효과 모형을 대상으로

13) 예를 들어, 현재 오프라인 영업을 하는 특정 자동차보험회사의 사업비율이 30%라고 가정할 경우 온라인 영업 전환 시 동 사업비율이 27.22%(= 30 × (1 - .0927))로 낮아질 것이라는 점을 의미한다.

로 분석결과를 해석한다.

모형(2)의 고정효과 모형에서도 온라인 영업 더미 추정계수가 통계적으로 유의한 가운데 온라인 영업을 한 경우의 사업비율이 6.28% 감소한 것으로 나타났다. 한편, 손해율 변수의 경우 전년도 손해율을 사용한 결과 -0.0076으로 유의하게 나타났다는데, 이는 전년도 손해율이 1%p 상승할 때 사업비율이 0.76% 감소함을 의미한다. 즉, 특정 연도의 손해율 상승이 익년도의 예정위험률 상승에 따른 보험료 인상으로 이어져 사업비율이 감소한 결과로 해석할 수 있을 것이다. 또한, 이처럼 사업비율과 음(-)의 관계를 가지고 있는 전기 손해율을 모형 내에 통제함에 따라 모형(1)에 비해 온라인 영업 추정계수의 절대치가 감소한다는 점도 확인할 수 있다<sup>14)</sup>.

그리고 <표 5>에 나타나 있는  $\rho$ 는 고정 또는 확률효과의 분산( $\sigma_u^2$ )이 전체 오차항의 분산( $\sigma_e^2 + \sigma_u^2$ )에 차지하는 비중을 나타내며,<sup>15)</sup>  $\sigma_e^2$ 은 순수 오차항의 분산을 나타낸다. 모형(1)~(2)의 고정효과 모형을 중심으로 해석해 보면 전체 오차 중 고정효과가 차지하는 비중( $\hat{\rho}$ )이 35~39% 정도라 할 수 있다<sup>16)</sup>.

14) 본 연구에서 사용하고 있는 모형의 경우 종속변수에 해당하는 사업비율이 표준화(normalization)된 비율변수임에도 전기 손해율 외에도 '규모의 경제' 측면에서 영업수익 또는 자산규모 등을 통제변수로 사용하는 것을 고려해볼 필요가 있다. 그럼에도 불구하고 이들 변수의 경우 종속변수인 사업비율에 영향을 미칠 수 있는 모형 밖의 요소가 이들 변수의 함수가 되는 내생성(endogeneity)이 존재할 수 있어 이들 변수를 통제할 경우 편의(bias) 문제가 심화될 수 있다. 따라서 자산규모의 외생변수로 볼 수 있는 대형4사 더미변수를 모형에 포함시켜 분석하였으나, 동 더미변수의 경우 통계적 유의성이 나타나지 않으며, 추정결과 또한 <표 5>의 모형(1)~(2) 결과와 크게 다르지 않았다. 그리고 이러한 결과는 <표 6>~<표 7>의 모형(3)~(6)에서도 비슷하다는 점도 밝힌다. 한편, 계절 더미변수의 경우 순사업비 지출이 계절에 관계없이 일정하다하더라도 보유보험료가 계절마다 다를 수 있으므로 발생 가능한 계절성을 통제하기 위하여 모형 내 통제변수로 사용하였음에 유의하기 바란다.

15) 가정상 고정 또는 확률효과와 순수 오차항은 서로 독립이다.

16) 실제 고정효과 모형에서의 고정효과는 확률분포를 가지고 있지 않기 때문에  $\hat{\sigma}_u^2$ 는 단 순히 고정효과의 표본분산에 해당된다.

〈표 5〉 분석 결과(표본 전체)

변수명	모형(1)		모형(2)	
	고정효과	확률효과	고정효과	확률효과
온라인 영업(더미)	-0.0927*** (0.0257)	-0.1126*** (0.0253)	-0.0628** (0.0279)	-0.0723*** (0.0275)
전년도 손해율	-	-	-0.0076*** (0.0017)	-0.0076*** (0.0017)
2분기 더미	-0.0659** (0.0289)	-0.0655** (0.0295)	-0.1048*** (0.0311)	-0.1049*** (0.0313)
3분기 더미	-0.0754*** (0.0289)	-0.0747*** (0.0295)	-0.0815*** (0.0302)	-0.0815*** (0.0303)
4분기 더미	-0.0513** (0.0295)	-0.0514** (0.0300)	-0.0477* (0.0317)	-0.0477* (0.0318)
상수항	3.5006*** (0.0256)	3.4893*** (0.0381)	4.0587*** (0.1341)	4.0360*** (0.1406)
$\sigma_u$	0.1807	0.1004	0.1867	0.1557
$\sigma_\epsilon$	0.2437	0.2437	0.2355	0.2355
$\rho = \sigma_u^2 / (\sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2)$	0.3548	0.1450	0.3858	0.3040
Hausman 검정( $\chi^2$ )	19.68***		9.72*	
관측치 수	568	568	498	498

주: 1) 종속변수는 각 회사별 로그 사업비율임.

2) ()안은 표준오차이며 \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

## 2. 온·오프라인 겸업사와 온라인 전업사

〈표 6〉은 온라인 전업사를 표본에서 제외함으로써 온라인 영업에 따른 사업비율 변화에 대한 결과를 보여준다. 모형(3)~(4) 모두 Hausman 검정을 시행한 결과, 모형(1)~(2)와는 달리 해당 귀무가설을 기각하지 못하므로 확률효과 모형을 중심으로 해석한다. 모형(3)은 온라인 전업사를 제외한 표본에서 로그 사업비율에 대한 온라인 영업의 추정계수가 -0.0907로 나타났으며, 모형(4)에서도 확률효과 모형의 동 추정계수가 -0.0738로 나타나 온라인 영업과 사업비율의 음(-)의 관계가

지속적으로 나타나고 있음을 알 수 있다.

〈표 6〉 분석 결과(오프라인 대(對) 온라인 겸업사)

변수명	모형(3)		모형(4)	
	고정효과	확률효과	고정효과	확률효과
온라인 영업(더미)	-0.0925*** (0.0208)	-0.0907*** (0.0207)	-0.0761*** (0.0226)	-0.0738*** (0.0224)
전년도 손해율	- -	- -	-0.0033** (0.0016)	-0.0029** (0.0016)
2분기 더미	-0.0321 (0.0262)	-0.0321 (0.0262)	-0.0594** (0.0282)	-0.0575** (0.0282)
3분기 더미	-0.0568** (0.0262)	-0.0568** (0.0262)	-0.0617** (0.0273)	-0.0610** (0.0274)
4분기 더미	-0.0473** (0.0268)	-0.0474** (0.0267)	-0.0454* (0.0285)	-0.0463* (0.0286)
상수항	3.5461*** (0.0214)	3.5462*** (0.0460)	3.7807*** (0.1206)	3.7500*** (0.1245)
$\sigma_u$	0.1169	0.1292	0.1170	0.1058
$\sigma_\epsilon$	0.1980	0.1980	0.1905	0.1905
$\rho = \sigma_u^2 / (\sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2)$	0.2585	0.2987	0.2738	0.2357
Hausman 검정( $\chi^2$ )	0.45		5.89	
관측치 수	457	457	399	399

주: 1) 종속변수는 각 회사별 로그 사업비율임.

2) 모형(3)과 (4)는 온라인 전업사를 제외한 표본을 대상으로 한 것임.

3) ()안은 표준오차이며 \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

실제 앞서 언급한 바와 같이 2000년 이후 일련의 자동차보험시장 규제 완화에 따라 시장경쟁이 확대되면서 오프라인 자동차보험회사들도 서둘러 온라인 영업을 개시하는 등 사업비 절감을 통한 가격인하 경쟁에 돌입하기 시작하였다. 이러한 경쟁의 결과로 FY2001 0.1641였던 HHI(Herfindahl-Hirschman Index)가 FY2008 들어 0.1458로 낮아진 한편, 자동차보험시장의 손해율은 악화된 것으로 알려져 있다(이기형 외, 2009).

한편, 동 모형에서 전년도 손해율의 추정치가 -0.0076으로 나타남에 따라 온라



인 전업사 데이터도 포함된 <표 5>의 결과처럼 지속적으로 사업비율과 음(-)의 관계가 맺고 있는 것으로 나타났으나, 그 절대값은 다소 축소된 모습이었다.

<표 7>~<표 8>은 각각 온라인 겸업사와 오프라인 겸업사를 표본에서 제외한 후, 즉 오프라인 겸업사와 온라인 전업사, 그리고 온라인 겸업사와 온라인 전업사의 사업비율을 실증분석한 결과를 보여주고 있다. 이 경우 온라인 전업사 더미변수가 시간불변(time-invariant) 변수에 해당하기 때문에 고정효과 모형을 사용하기 어렵다는 점이 있다. 따라서 <표 7>~<표 8>에서는 Pooled OLS와 확률효과 모형만을 나타내었다. 여기서 확률효과 모형은 확률효과를 오차항에 반영하여 추정한 일반화된 최소자승법(GLS: Generalized Least Squares)에 해당하므로 Pooled 최소자승법(OLS:

<표 7> 분석 결과(오프라인 겸업사 대(對) 온라인 전업사)

변수명	모형(5)		모형(6)	
	Pooled OLS	확률효과	Pooled OLS	확률효과
온라인 전업사(더미)	-0.3866*** (0.0315)	-0.4039*** (0.0712)	-0.3842*** (0.0358)	-0.3847*** (0.0503)
전년도 손해율	- -	- -	-0.0021 (0.0023)	-0.0051** (0.0023)
2분기 더미	-0.0674* (0.0413)	-0.0673** (0.0389)	-0.0959** (0.0456)	-0.1115*** (0.0438)
3분기 더미	-0.0822** (0.0416)	-0.0822** (0.0391)	-0.0868** (0.0446)	-0.0945** (0.0427)
4분기 더미	-0.0699** (0.0420)	-0.0683** (0.0395)	-0.0873** (0.0458)	-0.0852** (0.0438)
상수항	3.5529*** (0.0316)	3.5665*** (0.0459)	3.7008*** (0.1767)	3.9414*** (0.1811)
$\sigma_u$	-	0.1087	-	0.0587
$\sigma_\epsilon$	-	0.2590	-	0.2479
$\rho = \sigma_u^2 / (\sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2)$	-	0.1498	-	0.0532
$R^2$	0.3074	0.3073	0.3413	0.3381
관측치 수	353	353	299	299

주: 1) 종속변수는 각 회사별 로그 사업비율임.

2) 모형(5)와 (6)은 겸업사의 온라인 영업을 제외한 표본을 대상으로 한 것임.

3) ()안은 표준오차이며 \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

Ordinary Least Squares)보다 효율적(efficient)인 방법이라 할 수 있다. 이러한 효율적인 방법은 추정계수 검정(inference)의 편의(bias)를 제거해 주는 장점이 있다.

〈표 7〉의 모형(5)~(6)을 통한 실증결과를 살펴볼 때, 온라인 전업사가 오프라인 겸업사에 비해 사업비율이 38~40% 정도 낮은 것으로 나타났으며, 동 추정치들은 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다. 한편, 〈표 8〉 모형(7)~(8)을 살펴볼 때 Pooled OLS와 확률효과 모형의 추정계수들이 큰 차이를 보이지 않는 가운데 검정 결과 통계적 유의성도 동일하다는 것을 확인할 수 있다. 그리고 동 모형들에서 온라인 전업사가 온라인 겸업사에 비해 32% 가량 사업비율이 낮은 것으로 나타났다. 아울러 당연한 결과라 볼 수 있지만 온라인 전업사의 경우 오프라인 겸업사와

〈표 8〉 분석결과(온라인 겸업사 대(對) 온라인 전업사)

변수명	모형(7)		모형(8)	
	Pooled OLS	확률효과	Pooled OLS	확률효과
온라인 전업사(더미)	-0.3255*** (0.0346)	-0.3248*** (0.0667)	-0.3230*** (0.0354)	-0.3205*** (0.0565)
전년도 손해율	-	-	-0.0109*** (0.0026)	-0.0133*** (0.0026)
	-	-		
2분기 더미	-0.1113*** (0.0464)	-0.1139*** (0.0440)	-0.1308*** (0.0481)	-0.1420*** (0.0457)
3분기 더미	-0.0938** (0.0461)	-0.0943** (0.0437)	-0.0819** (0.0468)	-0.0845** (0.0444)
4분기 더미	-0.0396 (0.0471)	-0.0383 (0.0447)	-0.0162 (0.0505)	-0.0103 (0.0479)
상수항	3.4984*** (0.0353)	3.4952*** (0.0466)	4.3352*** (0.2087)	4.5196*** (0.2060)
$\sigma_u$	-	0.0954	-	0.0725
$\sigma_e$	-	0.2792	-	0.2634
$\rho = \sigma_u^2 / (\sigma_e^2 + \sigma_u^2)$	-	0.1045	-	0.0705
$R^2$	0.2282	0.2282	0.2879	0.2864
관측치 수	326	326	298	298

주: 1) 종속변수는 각 회사별 로그 사업비율임.

2) 모형(7)과 (8)은 겸업사의 오프라인 영업을 제외한 표본을 대상으로 한 것임.

3) ( )안은 표준오차이며 \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

비교 시 사업비율이 온라인 점업사와의 비교 시보다 약 6~8%p 가량 더 낮은 수치로 나타났다.

한편, 전년도 손해율의 경우 <표 7> 모형(6)에서는 확률효과 모형에서만 5% 유수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 반면, <표 8> 모형(8)에서는 Pooled OLS와 확률효과 모형 모두에서 통계적으로 유의한 음(-)의 결과가 나타났다. 그리고 이는 전년도 손해율이 1%p 상승할 경우 동 표본에서의 사업비율이 1% 정도 감소하는 것으로 해석할 수 있다.

## V. 결론

인터넷의 발전으로 인해 인터넷 쇼핑몰이 비약적으로 성장하는 예들은 세계 도처에서 발견할 수 있다. 또한, 소비자들은 스마트폰의 도입으로 이제는 공간적인 제약 없이도 쇼핑을 즐길 수 있다. 이러한 인터넷 기술과 모바일 기술의 발전으로 소비자는 유형상품의 거래뿐만 아니라 무형상품이라 할 수 있는 금융상품의 거래도 매장 방문 없이 가능하게 되었다.

인터넷의 발달을 탐색비용적인 측면에서 접근해보면, 소비자들이 수집할 수 있는 정보의 양과 질이 매우 풍부해졌으며, 이로 인해 상품구매에 대한 탐색비용이 줄어들어 상품가격은 베르뜨랑(Bertrand) 모형에서 제시하는 균형가격에 수렴하고 가격분산도 작아진다고 할 수 있다.

본 연구는 1999년 1/4분기부터 2012년 1/4분기까지 우리나라 14개 자동차 보험 회사를 대상으로 판매채널로서의 인터넷 도입이 손해보험회사의 자동차보험 상품가격에 미치는 영향을 분석하고 탐색비용 이론에서 주장하는 내용과 부합하는지를 비교하였다. 본 연구에서는 자동차보험상품의 가격 대리변수로 개별 회사의 사업비율을 이용하였다.

분석결과 온라인 영업을 한 경우가 온라인 영업을 하지 않은 경우보다 사업비율이 9.27% 감소한 것으로 나타났다. 또한, 오프라인 손해보험회사가 온라인 영업을

개시한 시점을 전후로 사업비율에 대한 회귀분석을 실시한 결과, 온라인 영업과 사업비율과는 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 온라인 영업 이후 사업비율이 감소한다는 것을 의미한다. 또한, 오프라인 점업사와 온라인 전업사 간의 사업비율을 분석할 결과, 온라인 전업사의 사업비율이 오프라인 점업사보다 38~40% 가량 더 낮은 것으로 나타났다. 한편, 온라인 전업사의 경우 온라인 점업사보다 동 사업비율이 32% 정도 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과를 종합해 볼 때 자동차보험 시장의 온라인 판매방식이 분명 사업비율 인하에 기여한 측면이 있다고 판단된다. 그럼에도 불구하고 최근 들어 시장경쟁 심화에 따른 온라인 전업사의 시장 내 경쟁력 하락과 단종보험회사로서의 자동차보험 영업으로 인해 손해율 변동에 취약하다는 점이 지적되고 있어 온라인 전업사들의 경우 지속적으로 타 보험종목으로의 확대를 꾀하고 있는 실정이다. 더욱이 향후 온라인 영업을 하고 있는 대형 손해보험 회사의 추가적인 사업비율 인하 시 온라인 전업사의 경영환경은 더욱 어려워질 가능성이 크므로 이에 대비한 중장기 경영전략 수립 필요성이 제기된다.

한편, 가격분산과 관련하여 점업사의 경우 오프라인 영업과 함께 온라인 영업을 병행했을 때가 이전의 단순한 오프라인 영업 시보다 사업비율 편차가 큰 것으로 나타났다. 게다가 온라인 전업사 사업비율의 경우 그 편차가 온·오프라인 점업사보다 크다는 것도 나타났다. 이는 인터넷의 도입으로 앞서 언급한 것처럼 보험가격은 인하되는 측면이 있지만, 그 분산은 기존의 실증분석 연구와 비슷하게 인터넷 활용 채널이 더 크다고 할 수 있다<sup>17)</sup>.

마지막으로 개별 자동차보험회사 담보별로 사업비를 비롯해 보험료, 손해율 등 관련 데이터 수집이 가능하다면 동일 담보를 대상으로 한 가격효과를 분석한다는 의미에서 탐색비용이론에서 가정한 조건과 일치한다고 할 수 있다. 그러나 현재 이에 대한 자료 수집은 불가능함에 따라 이는 향후 연구과제로 남겨둔다.

17) 가격분산(price dispersion)은 일반적으로 상품 자체의 이질성(heterogeneity), 소비자의 정보 차이, 탐색비용(search costs)이 존재할 때 발생하는 것으로 알려져 있다. 본 연구는 온라인 영업의 도입이 사업비율 인하와 편차에 미치는 영향을 분석하는 것이 주된 내용인 가운데 사업비율 편차의 크기 차이에 관한 원인이 무엇인지는 향후 심층적인 분석을 통해 이루어질 필요가 있다.

## 참고문헌

- 기승도 · 황진태, 『충성도를 고려한 자동차보험 마케팅 전략 연구』, 경영보고서, 보험연구원, 2011. 3.
- 서현석 · 조유진, 「온라인 서점에서의 소비자-브랜드 품질이 고객만족과 e충성도에 미치는 영향」, 『전자무역연구』, 제7권 제1호, 2009, pp. 1-37.
- 양해일 · 이재복, 「온라인전용손해보험회사의 경영효율성 분석」, 『보험금융연구』, 제20권 제2호, 보험연구원, 2009, pp. 121-159.
- 오정은 · 이승창 · 이호근, 「인터넷 서점유형의 선택에 영향을 미치는 요인에 관한 탐색적 연구」, 『Information System Review』, 제4권 제2호, 2002, pp. 133-153.
- 이기형 · 안철경 · 조용운 · 기승도 · 한상용, 『자동차보험시장에서 온라인 판매방식의 영향과 향후 발전방안』, 보험연구원, 금융감독원 용역보고서, 2009. 1.
- 전용식 · 채원영, 『자동차보험 요율과 보험영업이익 간의 관계분석과 시사점』, 내부자료, 보험연구원, 2012. 8.
- 한국인터넷진흥원, 『2011년 인터넷이용실태조사』, 방송통신위원회 · 한국인터넷진흥원, 2012. 1.
- Baily, J., “Intermediation and Electronic Markets: Aggregation and Pricing in Internet Commerce”, *Ph.D. Thesis*, Department of Electrical Engineering and Computer Science, MIT, 1998.
- Bakos, Y., “Reducing Buyer Search Costs: Implications for Electronic Marketplaces”, *Management Science*, Vol. 43, No. 12, 1997, pp. 1676-1708.
- Brown, J., A. Goolsbee, “Does the Internet Markets More Competitive? Evidence from the Life Insurance Industry”, *Journal of Political Economy*, Vol. 110, 2002, pp. 481-507.
- Brynjolfsson, E., M. Smith, “Frictionless Commerce? A Comparison of Internet and

- Conventional Retailers”, *Management Science*, Vol. 46, 2000, pp. 563-585.
- Clay, K., R. Krishnan, E. Wolf, and D. Fernandes, “Retail Strategies on the Web: Price and Non-Price Competition in the Online Book Industry”, *Journal of Industrial Economics*, Vol. 50, No. 3, pp. 351-367.
- Clemons, E., I. Hann, and L. Hitt, “The Nature of Competition among Online Travel Agents: An Empirical Investigation”, *The Wharton School of University of Pennsylvania Working Paper*, 2000.
- Diamond, P., “Search Theory”, MIT Economics Department Working Paper, 1985.
- Stigler, G., “The Economics of Information”, *Journal of Political Economy*, Vol. 69, 1961, pp. 213-225.

## Abstract

This paper analyzes the effects of price by online car insurance using expense rates of 14 non-life car insurance companies during the period 1999-2012. We find that overall, the expense rates of online business are lower by 9.27 percent than those of offline one in the whole sample. In addition, the log expense rates of car insurance companies have a significant negative relationship with newly running online channels along with the existing offline one, implying that the operation of online business may reduce the expense rates. Moreover, the expense rates of the car insurance companies only with online channels are lower by 38~40 percent than those with offline channels only. In addition, their expense rates are lower by 32 percent or so than those with both offline and online channels. Finally, the dispersion of expense rates of the former is larger than that of the latter, and their dispersion of expense rates when running both online and offline is larger than when offline only.

※ **Key words:** expense rates, online car insurance, search cost

