

韓國 消費者의 電話費 支出과 電話料金 要素別 選好*

成樂逸・孫旻希・許碩垞**

논 문 초 록 :

본 연구는 전화기본료 인상에 대한 소비자의 거부감을 합리적 소비결정과정에서 비롯되는 현상으로 설명하고 이에 대한 실증적 분석결과를 제시하고 있다. 소비자는 자신의 효용을 극대화하기 위해 전화통화 사용량에 따라 전화요금요소의 변동에 대한 선호를 결정한다. 본 연구는 설문조사를 토대로 실제 우리 나라 소비자에게 기본료 인상에 대한 거부감이 존재하고 있으며, 이러한 거부감은 시내통화 사용량이 적을수록 증가하고 있음을 보이고 있다. 우리 나라 소비자는 평균적으로 기본료의 인상에 대해 시내통화료보다 1.6배 이상 효용감소를 보이고 있고, 이 효용감소폭은 전화통화 소량사용 계층에서 더 확대된다. 또 이러한 현상은 가계 소비자에게서 보다 분명히 나타나고 있다.

핵심주제어 : 전화요금, 소비자선호, 컨조인트분석
경제학문헌목록 주제분류 : D1, L9

I. 서 론

전화산업의 경쟁도입에 따라 과거 독점적 시장구조에서 형성된 전화요금은 비용에 기초한 요금구조로 재조정되어 왔다. 전화요금의 비용인과원칙(principles of cost causation)에 따르면 통화량과 관계없이 발생하는 가입자선로 관련비용은 가입자에게 정액요금의 형태로 부과하고, 통화량에 따라 변동하는 교환 및 전송 관련 비용은 가입자의 전화통화 사용량에 따라 변화하는 종량요금으로 보전하는 것이 경제적 효율성에 부합한다. 우리 나라 전화산업에서 가입자선로 관련부문의

* 1997년도 정보통신정책학회 정기학술대회와 본지 심사과정에서 유익한 논평을 해 주신 한양대학교 문춘걸 교수, 서강대학교 전성훈 교수 및 익명의 두 심사위원에게 깊이 감사드린다.

** 한국통신 경영연구소

투입비용 대비 수입비율은 매우 낮은 수준에 머물고 있어, 이를 교정하기 위해 정액요금을 통한 비용회수비율을 높여야 한다는 점에는 이론의 여지가 없는 것으로 보인다. 여기서 정액요금 인상은 곧 기본료 인상을 의미한다.

그러나 우리 나라에서 현재까지 전화요금 재조정은 기본료보다 시내통화료 인상을 통해 달성되어 왔으며,¹⁾ 이는 비용인과원칙이 제시하는 효율적 전화요금구조와는 차이가 있다. 이러한 현상은 상당 부분 기본료라는 정액요금에 대한 소비자의 거부감에서 비롯되었다고 할 수 있다. 이와 같은 이유에서 염용섭·정인석·김삼택·이재준(1996)은 기본료가 현재와 같이 정책적으로 고정되어 있는 한 시내전화 요금구조의 왜곡은 더욱 심화될 수 밖에 없다고 지적하고 있다.

지금까지 기본료에 대한 소비자의 거부감은 흔히 소비자의 비합리성이나 정보부족으로 해석하여 왔으며, 이를 소비자의 합리적 소비결정행위로 설명한 연구는 없었다. 예를 들어, 일부 소비자는 기본료를 '전화통화를 한 번도 하지 않더라도 지불해야 하는 요금'으로 인식하여 기본료의 존립이유에 대해 의문을 제기하여 온 것도 사실이다. 소비자가 전화요금요소(telephone rate elements)의 지불형태, 즉 정액 또는 종량요금의 여부에 대한 선호를 가진다는 주장은 소비자의 의사결정에서 비합리성을 가정하고 있다. 그러나 소비자의 비합리성에 입각한 설명은 기본료에 대한 거부현상이 우리 나라뿐 아니라 선진국에서도 광범위하게 존재하고 있다는 점에서 설득력이 약하다.²⁾ 또 우리 나라에서도 PC통신 이용계층이 시내정액요금, 즉 '기본료 대폭인상 및 시내통화료=0'이라는 요금구조를 선호하는 성향을 보이고 있는 점도 우리 나라 소비자의 합리성에 대한 또 다른 증거라고 할 수 있다.

본 논문은 우리 나라 소비자가 실제로 정액요금(기본료)의 변동보다 종량요금(시내통화료)의 변동을 선호하는지에 대한 실증자료를 제시하며, 만약 정액요금

1) 성낙일·정인호(1996)에 따르면 1991년부터 1996년 기간에 시외통화료와 국제통화료는 각각 연평균 18.5%, 4.6% 인하되었고 시내통화료는 연평균 10.8% 인상되어 국제통신시장의 경쟁도입과 함께 전화요금이 재조정되었음을 알 수 있다. 그러나 같은 기간중 설비비 이자를 포함한 기본료는 연평균 1.3% 인하되어 정액요금과 종량요금 간의 왜곡구조가 1990년대 이후에도 계속 지속되고 있음을 알 수 있다.

2) 성낙일·이호진(1997)은 많은 선진국의 전화요금 재조정과정에서 시내전화요금의 인상이 기본료보다 시내통화료 인상을 통해 이루어져 왔음을 보이고 있다. 예를 들어 1988년부터 1997년 기간중 프랑스, 독일, 네덜란드 등에서 실질기본료는 각각 1.2%, 22.0%, 6.4% 인하되었으며, 이는 이들 국가에서 시내통화료가 각각 75.1%, 139.1%, 63.7% 인상된 점과 대비된다.

의 변동에 대한 거부감이 사실이라면 이러한 거부감의 원인이 무엇인지를 분석하고자 한다. 이를 위해 우리 나라 소비자에 대해 설문조사를 실시하고 그 결과를 분석하여 우리 나라 소비자가 합리적으로 행동하고 있는지를 살펴본다. 본 논문은 우리 나라 소비자가 자신의 전화소비 또는 이용행태에 따라 이익이 되는 전화요금의 변동을 선호한다는 의미에서 우리 나라 소비자가 합리적임을 보이고자 한다.

합리적 소비자가 특정 상품의 요금요소 변동에 대해 가지는 선호는 자신의 소비행태에 따라 결정된다. 소비자는 자신의 소비행태를 관찰함으로써 어떤 요금요소의 변동이 자신의 전화비 지출액을 보다 절감하게 하는지 인식하게 되며, 이에 따라 자신이 선호하는 요금요소의 변동을 결정하게 된다. 역으로 한번 각 요금요소의 수준이 결정되고 나면 소비자의 소비행태가 영향을 받을 수 있다. 예를 들어, 기본료가 인상되고 시내통화료가 인하되었다면 소비자는 한계가격의 인하에 따라 소비량을 늘릴 인센티브를 가질 수 있다. 이와 같은 소비행태와 소비자 선택간의 관계에 대한 규명은 소비자의 의사결정행위에 관한 중요한 실증분석의 대상이라고 할 수 있다.

지금까지 경제학문헌에서 요금요소의 변동에 대한 소비자의 선호를 설명하는 경제이론이나 실증분석은 거의 없었다고 할 수 있다. 반면에 소비자의 소비행태와 선택행위의 관계를 고찰한 연구가 1980년대 이후 몇몇 경제학자에 의해 이루어져 왔다. 특히 소비자의 전화소비행태가 전화요금제도에의 가입의사나 전화회사의 선택에 미치는 영향에 관한 연구는 학술영역뿐 아니라 기업전략측면에서도 중요성을 가진다. 실제 1980년대 이후 미국을 선두로 전화시장에 급격히 경쟁이 도입되기 시작하면서 전화회사간 가격경쟁의 수단으로 다양한 선택적 요금상품(optional calling plan)이 도입되고 있으며 이에 대한 실증연구도 다수 출현하였다.

이와 같은 맥락의 연구에는 먼저 Train, McFadden, and Ben-Akiva(1987), Kridel(1988), Train, Ben-Akiva, and Atherton(1989) 등이 있다. 이들의 연구는 소비행태와 요금제도 선택간의 관계를 실증적으로 분석하는 방법론을 제시하고, 이를 미국 소비자의 전화서비스 소비결정과정에 응용하고 있다. Park *et al.* (1983)은 미국에서 시내요금을 정액요금(flat rate)에서 종량요금(measured service)으로 변경함에 따라 소비자의 통화이용행태상의 변리를 분석한 연구이다. Hartman and Naqvi(1994)와 Tardiff(1995)는 미국 또는 일본 장거리 전화회사의

특성 및 소비자의 인구통계학적 특성과 소비자의 전화회사 선택간의 상호연관을 계량화하여 분석하고 있다. 이상에서 언급한 연구들은 설문조사를 통해 수집한 자료를 로짓모형(logit model)과 같은 이산선택모형(discrete choice model)을 응용하여 분석하고 있다는 점에서 공통점을 가지고 있다.

본 논문은 이들 방법론을 준용하면서도 최근 마케팅조사 및 소비자연구의 과학적 기법으로 많이 사용되고 있는 컨조인트분석(conjoint analysis)을 응용하여 컨조인트분석의 결과를 로짓모형의 변수로 사용하고 있다는 점에 특징이 있다. 컨조인트분석과 로짓분석기법을 결합하면 소비자 선호 및 가격민감도 측정, 편익에 기초한 시장세분화, 상품별 수요함수 도출 등 다양한 문제에 대한 유익한 결과를 도출할 수 있다.³⁾

본 논문의 순서는 제Ⅱ절에서 소비자의 전화비 지출액과 전화요금 요소별 선호의 관계를 규명함으로써 본 논문의 가설을 설정하고 제Ⅲ절에서 실증분석을 위한 방법론을 설명하며, 제Ⅳ절에서 설문조사의 개요를 간략히 살펴본다. 그리고 제Ⅴ절에서 설문조사내용의 분석결과를 제시하며, 제Ⅵ절에서 본 연구의 중요 내용을 간단히 요약한다.

Ⅱ. 전화비 지출과 전화요금 요소별 선호

합리적 소비자는 자신의 효용을 극대화하기 위해 주어진 예산제약조건하에서 전화통화를 비롯한 각종 재화의 소비량을 결정한다. 전화통화는 전화가입이라는 소비자와 공급자의 계약을 통해 이루어지며, 소비자는 상대방과의 전화통화를 통해 효용을 높인다. 소비자 j 의 간접효용함수(V_j)는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} V_j(Y_j - F; P_0, P_i) &= \max U_j(X_{0j}, X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{ij}) \\ \text{s.t.} \quad Y_j - F &= \sum_{i=0}^I X_{ij} P_i \end{aligned} \quad (1)$$

위 식에서 Y_j 는 소비자 j 의 소득, F 는 기본료, P_0 는 시내통화료, P_i 는 시외 및

3) 컨조인트분석에 대한 기초적인 설명은 박찬수(1993)와 Green and Srinivasan(1978)에서 발견할 수 있으며, 전화산업에 컨조인트분석을 응용한 실증연구로는 Batt and Katz(1997), Lynch, Buzas, and Berg(1994) 등이 있다.

국제통화를 포함한 기타 상품의 가격, X_0 와 X_{ij} 는 소비자 j 의 시내통화 및 상품 i 에 대한 수요량을 나타낸다.

시내통화를 공급하는 전화회사는 기본료와 시내통화료라는 두 가지 요금수단을 통해 자신의 비용을 보전한다고 가정한다. 기본료는 가입회선당 월 일정액을 부과하는 정액요금이며, 시내통화료는 소비자의 시내통화 이용시간에 따라 요금이 선형으로 증가하는 종량요금이다. 이 전화회사는 시내부문 비용증가를 보전하기 위해서 비용증가(ΔC)를 시내통화료 인상(ΔP_0)이나 기본료 인상(ΔF)을 통해 보전할 수 있다.

먼저 전화가입수요가 가격변화와 관계없이 불변이라고 가정하고 시내통화료 또는 기본료가 인상되어 소비자 j 의 시내통화수요가 X_{0j} 에서 X'_{0j} 로 감소한다면 식 (2)가 성립한다.

$$\begin{aligned}\Delta P_0 &= \frac{\Delta C}{\sum_{j=1}^I X'_{0j}} \\ \Delta F &= \frac{\Delta C}{J} \\ \Delta F &= \Delta P_0 \times \frac{\sum_{j=1}^I X'_{0j}}{J}\end{aligned}\tag{2}$$

식 (2)의 첫번째 식의 분모항은 소비자별 시내통화 이용시간을 전체 가입자에 대해 합산한 총시내통화시간이다. 전화회사는 비용증가분(ΔC)을 총시내통화시간의 예측치와 가입자수로 나누어 시내통화료 및 기본료 조정분을 구할 수 있다. 마지막 식에서 $\overline{X'_0} = \frac{\sum_{j=1}^I X'_{0j}}{J}$ 는 가격변화 후 가입자 평균시내통화 사용시간이다. 따라서 이 식은 전화회사에게 동일한 수입증가를 가져오는 기본료 인상분과 시내통화료 인상분의 관계를 나타낸다. 이와 같이 전화회사에 동일한 수입증가를 가져오는 각 요금요소의 조정을 수입중립적 요금인상이라고 하기로 한다.

식 (1)에서 합리적 소비자는 수입중립적 요금인상이라고 하더라도 기본료 인상 후 간접효용($V_j(Y_j - F - \Delta F; P_0, P_i)$)이 시내통화료 인상 후 간접효용($V_j(Y_j - F; P_0 + \Delta P_0, P_i)$)보다 작을 때 기본료 인상보다 시내통화료 인상을 선호할 것이다. 논의를 단순화하기 위해 모든 소비자의 효용함수가 동일하고, 시내통화료 또는 기본료의 조정에도 불구하고 각 소비자의 시내통화수요가 변하지 않는다

($X_{0j}' = X_{0j}$)고 가정한다. 이 경우 시내통화료 및 기본료의 인상은 단지 다른 재화의 소비를 위한 소득의 감소를 의미하므로 소비자의 효용변화는 시내통화 이용시간 또는 시내전화비 지출액의 크기에 의해 결정된다. 시내전화비 지출액은 시내통화료 인상의 경우 시내통화량에 따라 증가하고, 기본료 인상의 경우에는 시내통화량과 무관하므로 시내통화 사용계층별로 다음의 관계가 성립한다.

$$\begin{aligned} \Delta P_0 \times X_{0j}' &> \Delta F, & \text{for } X_{0j}' > \overline{X_0'} \\ \Delta P_0 \times X_{0j}' &= \Delta F, & \text{for } X_{0j}' = \overline{X_0'} \\ \Delta P_0 \times X_{0j}' &< \Delta F, & \text{for } X_{0j}' < \overline{X_0'} \end{aligned} \quad (3)$$

따라서 가입자 평균시내통화량보다 사용시간이 많은 소비계층은 시내통화료 인상을 싫어하고, 평균시내통화량보다 적게 사용하는 소비계층은 기본료 인상을 싫어할 것이다. 평균적 소비자는 수입중립적 요금인상안에 대해 무차별하다.

앞에서의 가정을 완화하여 시내통화료 또는 기본료의 조정에 따라 소비자의 시내통화수요가 변화한다고 하면 가격변화의 대체효과 및 소득효과의 상대적 크기에 따라 소비자의 시내통화 소비량이 변한다. 이 경우에도 식 (2)와 동일하게 ΔP_0 , ΔF 및 $\overline{X_0'}$ 를 정의할 수 있으며, 수입중립적 요금인상에 대해 식 (3)이 여전히 성립한다. 단지 시내통화수요의 가격탄력성을 고려하지 않은 경우와 비교하여 소비자의 시내통화 소비량이 대체로 감소할 것이므로 $\overline{X_0'}$ 도 감소할 것이다. 그러나 기본료 인상이 일종의 소득세 성격을, 시내통화료 인상이 물품세의 성격을 가진다는 점을 감안하면 가격인상 후 가입자 평균시내통화량($\overline{X_0'}$)을 사용하는 소비계층이 이전과는 달리 기본료 인상을 선호한다고 유추할 수 있다. 따라서 $V_j(Y_j - F - \Delta F; P_0, P_i) = V_j(Y_j - F; P_0 + \Delta P_0, P_i)$ 이 성립하는 시내통화 사용수준($\overline{X_0'} < \overline{X_0}$)을 상정할 수 있으며, 여기서 $\overline{X_0'}$ 이하로 시내통화량을 소비하는 소비자는 시내통화료 인상이 유리하고 $\overline{X_0'} < \overline{X_{0j}'} < \overline{X_0}$ 인 소비자는 기본료 인상을 선호할 것이다.

마지막으로 전화가입수요가 가격변화에 따라 변화하는 경우에도 $\overline{X_0'}$ 와 $\overline{X_0}$ 를 정의할 수 있으며, 앞서와 동일한 결론을 도출할 수 있다.

이상의 논의를 요약하면 소비자의 합리성을 가정할 때 소비자의 전화요금 요소별 선호도는 시내통화 사용량별 가입자분포와 가격변화에 따른 통화수요와 가입수요의 변동에 따라 좌우된다. 그러나 현재까지 제시된 연구결과에 의하면 우

리 나라 소비자의 시내통화수요에 대한 가격탄력성은 거의 0에 가까운 것으로 알려져 있으며,⁴⁾ 전화가입수요도 거의 가격변화에 무관하다고 보인다. 다시 말해, X_0' 는 X_0 에 거의 근접한다고 간주할 수 있다. 반면에 시내통화 사용량을 포함하여 전화사용량 분포는 일반적으로 0을 향해 기우는 경향이 있다고 알려져 있다. 다시 말해, 소량이용 소비자가 한국통신의 영업수입에서 차지하는 비중은 작지만 숫자는 많아 다수를 차지하고 있다. 이러한 상황에서 각 소비자가 1표씩의 투표권을 가진다고 가정할 때 이는 기본료 인상에 대한 거부감으로 표출될 수 있다.

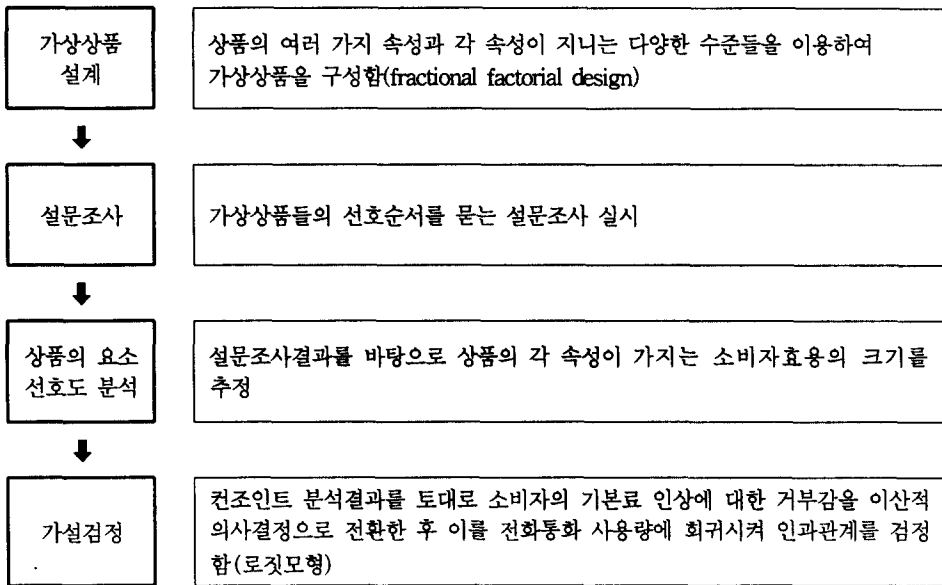
전화요금 요소별 선호가 전화사용량에 의해 영향을 받는다면 기본료에 대한 거부감은 미래의 불확실성에 의해 강화될 수 있다. 예를 들어, 소비자의 미래 전화소비에 대한 과소예측은 기본료에 대한 거부감을 강화할 수 있다. 아울러 자신의 통화량을 비교적 정확하게 예측할 수 있는 소비자라고 하더라도 미래의 불확실성에 의해 통화량이 변동하면 자신의 통화수요가 예측치보다 적을 경우에 대한 우려 때문에 기본료 인상을 싫어하는 성향을 보일 수도 있다. 이는 일종의 역보험에 소비자가 가입하는 행위라고 간주할 수 있다.

Ⅲ. 분석방법론

본 연구는 컨조인트분석을 통해 각 전화요금요소가 소비자의 효용에 미치는 영향을 추정한 후 수입중립적 요금안에 대한 소비자의 효용감소를 예측함으로써 개별 소비자가 기본료와 시내통화료 중 어떤 요금요소의 변동을 선호할 것인지를 파악한다. 그 다음 소비자의 전화비 지출액이 기본료 또는 시내통화료 인상의 선호확률에 어떤 영향을 미치는지를 로짓모형을 적용하여 분석함으로써 제Ⅱ절에서 제시한 가설을 검증한다. <그림 1>은 본 연구의 분석단계를 요약하고 있으며 이하에서는 각각의 방법론을 상세히 설명한다.

4) 한국통신(1984, 1994)에 의하면 자동시내통화의 가격탄력성은 각각 0.009와 0.04로서 통화수요가 가격에 거의 영향을 받지 않고 있다. 이 연구결과는 3-4년의 월별자료에 기초하고 있어 장기탄력성을 추정하는 데는 한계가 있는 것이 사실이다. 하지만 시내통화량이 가격에 영향을 받는다고 하더라도 그 탄력성은 매우 적을 것으로 보인다.

〈그림 1〉 분석단계



1. 컨조인트분석의 단계

소비자는 '특정 상품의 선택시에 그 상품의 여러 가지 속성들을 함께 고려하여 자신에게 가장 큰 효용을 주는 상품을 선택한다. 컨조인트분석은 이러한 소비자의 선택과정을 계량화한 방법으로서 어떤 상품의 속성 하나하나에 고객이 부여하는 효용을 추정한다. 이와 같이 상품속성의 중요성에 주목하고 있는 점에서 컨조인트분석은 1970년대 Lancaster, Ratchford 등이 제시한 소비자선택의 신경제이론과 일맥상통한다. 그러나 소비자선택의 신경제이론이 주로 효용구조의 집계와 같은 이론적 측면에 주목하고 있는 반면, 컨조인트분석은 개별 효용함수의 추정을 목적으로 한 실용적 기법이다.

어떤 특정 상품 X_i 에 대한 소비자의 효용은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$U(X_i) = f[a_1(X_i), a_2(X_i), a_3(X_i), \dots, a_k(X_i), \dots, a_K(X_i)] \quad (4)$$

여기서 $a_k(X_i)$ 는 상품 X_i 의 K 가지의 속성 중 k 번째 속성의 수준을 나타내며, 상품 X_i 에 대한 소비자의 효용은 그 상품이 갖고 있는 여러 속성수준의 함수로 표현된다.⁵⁾ 또한 상품으로부터 얻는 전체효용을 개별 속성으로부터 얻는 효용의

함으로 나타낼 수 있다고 가정한다면, 식 (4)는 식 (5)로 바꾸어 표현할 수 있다.

$$U(X_i) = U[a_1(X_i)] + U[a_2(X_i)] \\ + U[a_3(X_i)] + \cdots + U[a_K(X_i)] \quad (5)$$

컨조인트분석은 이처럼 특정 상품에 대한 효용함수를 상품이 지닌 각 속성별 효용함수로 대체하여 추정하는 작업이다.

컨조인트분석을 수행하기 위해서는 첫번째로 여러 가지 상품속성들을 고려하여 가상상품을 설계하여야 한다. 가상상품을 구성하기 위해 소비자의 선택에 영향력이 크면서 통제가능한 상품의 속성들을 정의하고, 각 속성이 가질 수 있는 값의 범위를 파악한 뒤, 속성별로 상품구성에 이용할 속성수준을 정한다. 이렇게 상품속성과 각 속성이 가질 수 있는 값이 정해지면 각 속성수준들의 조합으로 가상상품을 구성할 수 있다. 예를 들어, K 개의 속성들을 정의하고 k 번째 속성이 가질 수 있는 속성수준의 수를 n_k 라고 하면 $N(=n_1 \times n_2 \times \cdots \times n_k \times \cdots \times n_K)$ 만큼의 가상상품을 구성할 수 있다(factorial design). 그러나 소비자에게 N 개의 모든 가상상품들에 대한 효용을 물어 보기는 사실상 불가능하기 때문에 가상상품의 숫자를 대폭 축소하는 fractional factorial design기법을 활용하기도 한다. fractional factorial design기법을 사용하면 속성들 간의 상관관계가 존재하지 않으면서도 개별 속성들의 수준들을 모두 포함하도록 가상상품을 설계할 수 있다. 본 연구는 fractional factorial design기법을 활용하여 가상상품을 설계하고 있다.

다음 단계는 각 가상상품에 대한 서수적 효용을 조사하는 설문조사 단계이다.⁶⁾

- 5) 본 연구에서는 전화상품의 속성이 전화요금 요소로만 구성되어 있다고 가정하기 때문에 식 (4)의 효용함수는 마치 간접효용함수와 유사한 형태를 취하고 있다. 그러나 식 (4)의 효용함수는 상품속성(전화요금 요소)의 수준만이 소비자 선호에 영향을 미친다고 가정하고 있어 상품가격뿐만 아니라 소비자 소득과 효용의 관계를 규정하는 통상의 간접효용함수와는 다르다. 또 식 (4)의 효용함수에서 상품의 소비수준이 소비자의 효용에 아무런 영향을 미치지 못한다고 가정하고 있어 식 (4)의 효용함수는 경제이론의 효용함수와도 구별된다.
- 6) 설문조사 대상자에게 상품의 효용을 질문할 때 기수적 효용치(cardinal utility) 또는 서수적 효용치(ordinal utility)를 물을 수 있다. 기수적 효용을 사용하면 보다 정확한 소비자의 효용값을 알 수 있으나 표준화된 척도가 존재하지 않아 편차가 매우 심하게 나타날 가능성이 있고 설문조사 응답자들에게 상당한 부담을 줄 위험도 있다. 반면에 서수적 효용을 사용하면 설문조사 응답자가 단순히 상품들의 순위만을 매기기 때문에 응답자의 부담을 덜어 주기는 하지만 상대적인 효용의 크기를 가늠하기는 어렵다는 단점이 있다. 따라서 서수

이 단계에서 설문조사 응답자는 자신에게 제시된 가상상품에 대한 선호순위를 매긴다.

컨조인트분석의 마지막 단계에서 설문조사 응답자의 가상상품별 선호순위를 상품별 속성값에 회귀시켜 상품속성이 응답자의 선호에 미치는 영향을 분석한다. 예를 들어, 가상상품의 개수가 N 개이며, 상품속성이 K 개 있다면, 회귀식은 식 (6)과 같다.

$$R_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}a_1(X_i) + \beta_{2j}a_2(X_i) + \dots + \beta_{Kj}a_K(X_i) + e_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (6)$$

식 (6)에서 R_{ij} 는 응답자 j 의 가상상품 X_i 에 대한 선호순위이며, $a_k(X_i)$ 는 가상상품 X_i 의 k 번째 상품속성이다. β_{kj} 는 다른 조건이 불변일 때 k 번째 속성이 응답자 j 의 선호순위에 미치는 효과를 측정하는 계수로서 소비자 j 가 k 번째 속성에 부여하는 부분가치(part-worth)라고 한다. 이 부분가치가 취하는 값의 단위는 자의적이기 때문에 부분가치는 상대적인 비교척도로서만 의미가 있다. 다시 말해, 식 (6)의 계수의 절대값 자체는 아무런 의미가 없으며, 계수값을 상호비교하여 어떤 속성이 다른 속성에 비해 더 소비자에게 가치를 가진다고 해석해야 한다. 식 (6)의 추정방법으로 최소자승법을 적용하며 식 (6)의 계수를 응답자별로 추정한다.⁷⁾ 따라서 식 (6)에서 관측치의 숫자는 가상상품의 개수(N)이다. 추정계수의 의미를 도출하기 위해 컨조인트분석의 일반적 절차에 따라 응답자별로 얻어진 계수의 추정치와 표준오차의 평균을 구한다.

2. 로짓모형의 설정

식 (6)의 계수는 각 상품속성의 한 단위변화가 소비자의 선호순위에 미치는 영

적 효용치를 사용할 경우 가상상품간 가치편차를 신중히 고려하여야 한다. 현재 마케팅 조사에서는 대체로 서수적 효용을 많이 이용하고 있다.

7) 식 (6)에서 종속변수가 순위이기 때문에 엄격한 의미에서 정규성을 가정한 회귀분석을 적용하는 것은 타당하지 못하다. 그러나 그간의 연구결과에 따르면 Monotonic ANOVA나 LINMAP 등과 같이 통계학적으로 보다 엄밀한 방법을 사용하더라도 회귀분석에 비해 예측력이 거의 개선되지 못하는 것으로 알려져 있다. 이에 대해서는 Green and Srinivasan(1978) 참조.

향을 측정한다. 예를 들어, 상품속성이 기본료(F_0)와 시내통화료(P_0)로 구성되어 있고, 각 속성의 계수가 β_{Fj} 와 β_{Pj} 라고 하면, β_{Fj} 와 β_{Pj} 의 비율은 기본료 1원의 인상이 시내통화료 1원의 인상에 비해 j 번째 응답자의 효용을 얼마나 감소시키는지를 나타낸다. 따라서 개별 응답자가 기본료와 시내통화료 중 어느 요금요소의 인상을 선호하는지 분석하기 위해서는 수입중립적인 기본료와 시내통화료 수준을 대입하여 그 응답자의 효용감소 정도를 비교하여야 한다. 수입중립적인 기본료와 시내통화료 인상분을 ΔF^n , ΔP_0^n 라고 표시하면 수입중립적 기본료 및 시내통화료 인상에 따른 j 번째 소비자의 효용감소(∇U_j^F 및 ∇U_j^P)는 식 (7)과 같이 표현된다.

$$\nabla U_j^F = \beta_{Fj} \nabla F^n, \quad \nabla U_j^P = \beta_{Pj} \nabla P_0^n \quad (7)$$

식 (7)에서 j 번째 응답자의 ∇U_j^F 의 절대값이 ∇U_j^P 의 절대값보다 크면 이 응답자는 똑같은 수입중립적 요금인상이라도 기본료 인상을 싫어할 것으로 예측된다. 다음의 로짓분석을 위해 기본료 인상을 싫어하는 응답자의 경우는 1로($Z_j=1$), 시내통화료 인상을 기피하는 응답자의 경우는 0으로($Z_j=0$) 표시하기로 한다.

일단 수입중립적 요금인상 대안에 대한 응답자의 선호를 이산적 의사결정으로 전환하고 나면 기본료 인상을 싫어할 확률을 요금요소 선호에 영향을 미칠 것으로 생각되는 변수와 연결하기 위해 기초적인 로짓모형을 응용할 수 있다. j 번째 응답자가 기본료 인상을 싫어할 확률은 식 (8)과 같이 표기할 수 있다.

$$\text{Prob}(Z_j=1) = F(\gamma_0 + \gamma_1 M_{1j} + \gamma_2 M_{2j}) \quad (8)$$

식 (8)에서 M_{1j} 는 j 번째 응답자의 시내통화량, M_{2j} 는 여타 설명변수, F 는 누적분포함수를 나타낸다. 여기서 γ_1 은 시내통화량이 기본료 인상의 선호확률에 미치는 영향을 측정한다. 식 (8)에서 누적분포함수(F)가 로지스틱 분포를 따른다고 가정하면 식 (8)은 식 (9)와 같은 로짓모형이 된다.

$$\text{Prob}(Z_j=1) = \frac{e^{(\gamma_0 + \gamma_1 M_{1j} + \gamma_2 M_{2j})}}{1 + e^{(\gamma_0 + \gamma_1 M_{1j} + \gamma_2 M_{2j})}} \quad (9)$$

식 (9)에서 γ_1 이 음수이면 시내통화 사용량이 많아짐에 따라 기본료 인상을 싫어할 확률이 낮아짐을 의미한다. 다시 말해, 시내통화 사용량에 따라 기본료의

선호확률이 증가한다는 가설이 타당성을 가진다.

IV. 분석자료

1. 가상요금상품의 설계

가상요금상품의 설계를 위해 기본료, 시내 및 시외 1대역 통화료, 시외 2·3대역 통화료 등을 상품속성으로 정의하였다. 즉 일반 전화상품의 소비자는 요금요소만을 고려하여 전화상품을 평가한다고 가정한다. 이들 요금요소는 연속적인 값을 가질 수 있어 각 상품속성 또는 요금요소별 수준의 숫자는 무한대라고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 분석의 편의를 위해 요금요소별로 몇 개의 수준을 임의로 설정하였다. 본 연구에서 설정한 각 수준은 <표 1>과 같다. <표 1>의 상품속성 중 시외단일 요금제도를 제외한 세 가지의 속성은 정량적인 값이며, 시외단일 요금제도 시외 2·3대역 통화료와 결합하면 정량적인 값으로 변환할 수 있다.

<표 1>에서 제시된 상품속성과 수준을 가지고 fractional factorial design을 적용하여 1997년 8월 현재의 전화요금을 포함한 9개의 가상요금상품을 설계하였다. <표 2>는 설문조사에 이용된 아홉 가지의 가상요금상품을 보여 주고 있다. 요금상품 5는 1997년 8월 현재의 전화요금이다. 따라서 소비자의 요금상품 5에 대한 선호를 다른 가상요금상품과 비교하면 소비자들이 현재요금을 변경하는 것을 선호하는지에 대한 찬반의사를 파악할 수 있다. 만약 어떤 가상요금상품이 요금상품 5보다 선호된다면, 그 요금조정안에 대해서는 찬성을 표시하는 것이며, 요

<표 1> 가상요금상품의 속성과 수준

속 성	수 준		
기 본 료	2,500원	3,500원	4,500원
시내요금 및 시외 1대역 요금	41.6원	45원	50원
시외 2·3대역 요금	현행	10% 인하	20% 인하
시외단일 요금제도	도입	미도입	

〈표 2〉 가상요금상품의 종류

구 분 상 품	기 본 료	시내요금 (인접 및 30Km 이내 포함)	시 외 요 금
상품 1	2,500원	45원/3분	20% 인하 - 100km 이내 : 149원/3분 - 101km 이상 : 222원/3분
상품 2	2,500원	45원/3분	10% 인하 - 100km 이내 : 165원/3분 - 101km 이상 : 250원/3분
상품 3	2,500원	50원/3분	180원 / 3분 (시외단일요금)
상품 4	2,500원	50원/3분	200원 / 3분 (시외단일요금)
상품 5	2,500원	41.6원/3분	- 100km 이내 : 183원/3분 - 101km 이상 : 277원/3분
상품 6	3,500원	41.6원/3분	180원 / 3분 (시외단일요금)
상품 7	3,500원	41.6원/3분	200원 / 3분 (시외단일요금)
상품 8	4,500원	41.6원/3분	20% 인하 - 100km 이내 : 147원/3분 - 101km 이상 : 222원/3분
상품 9	4,500원	41.6원/3분	10% 인하 - 100km 이내 : 165원/3분 - 101km 이상 : 250원/3분

금상품 5보다 선호되지 않는 요금조정안은 반대의사를 표시하는 것과 같다. 유사한 방식으로 각 요금조정안에 대한 가입자들의 찬성 여부를 분석할 수 있다.

2. 설문조사의 개요

본 연구를 위한 설문조사는 조사지역을 제주도를 제외한 전국으로 하였고, 6대 대도시, 중소도시 및 농어촌지역을 포함하였다. 각 조사지역에서의 조사대상자

〈표 3〉 급지별 표본수

급 지	10급지 (서울)	10급지 (지방)	8-9급지	7급지 이하	계
가계소비자	165개 이상 (27.5%)	194개 이상 (32.3%)	124개 이상 (20.7%)	117개 이상 (19.5%)	600개 이상 (100.0%)
기업소비자	28개 이상 (28.0%)	33개 이상 (33.0%)	20개 이상 (20.0%)	19개 이상 (19.0%)	100개 이상 (100.0%)

는 가계가입자의 경우 원칙적으로 주부로 하였고, 독신가구에 대해서는 전화가입자로 하였다. 기업가입자의 경우는 기업체의 통신비 지출관련부서의 과장급 이상의 의사결정권자로 한정하였다. 가계가입자의 조사대상자를 주부로 한정 한 것은 가정의 소액 가계지출의 경우 가정주부가 모든 의사결정권을 가진다고 판단하였기 때문이다.

설문조사를 위한 표본은 급지별 전화가입자 분포를 고려한 비례확률추출법 (proportionate probability sampling)을 사용하여 각 급지에서 무작위로 주택용 소비자 600개 표본과 기업용 소비자 101개 표본을 추출하였다.⁸⁾ 각 표본비율은 급지별 전화가입자 비율과 일치하도록 조정하였으며, 급지별 표본수는 <표 3>과 같다. 설문조사의 실사작업은 조사전문기관에 의해 1997년 6월 5일부터 6월 13일에 걸쳐 이루어졌으며, 면접원이 직접 방문하는 일 대 일 개별면접 방법으로 설문조사를 실시하였다.

V. 분석결과

1. 일반 분석결과

<표 4>는 설문조사에서 조사된 가계소비자의 월전화비 지출액 분포를 나타내고 있다. 일반가계의 한 달 전화비 지출액은 '1만-2만 원'이 42.3%, '2만-3만 원'이 21.7%, '1만 원 이하'가 14.1% 순으로 조사되어 주로 3만 원 이하에 분포하

8) 한국통신은 전화교환 시설규모에 따라 통화권을 1-10급지로 분류하여 급지별로 기본료를 차등부과하여 왔으며 현재 1-3급지는 존재하지 않는다. 설문조사에서 유일한 4급지인 울릉도를 제외하였으며, <표 2>에서 제시된 기본료는 8-10급지를 기준으로 한 수치이다.

〈표 4〉가계 설문응답자의 전화비 지출분포

월 전화비 지출액	응답자수(명)	응답자비율(%)
1만 원 이하	85	14.1
1만 - 2만 원	254	42.3
2만 - 3만 원	130	21.7
3만 - 4만 원	49	8.2
4만 - 5만 원	35	5.8
5만 - 10만 원	40	6.7
10만 원 초과	7	1.2
월 평균지출액	26,090원	

고 있다. 설문응답자가 응답한 월평균 전화비 지출액은 2만 6,090원이나 2만 원 이하 지출액 구간에 응답자의 56.4%가 집중되어 있어 전화사용량 분포가 0을 향해 기울어 있음을 알 수 있다. 이러한 현상은 시내·시외·국제전화비 지출액에서도 동일하게 나타나고 있다.

또한 설문조사 응답자의 전화비 지출액에 대한 추정치는 실제 지출액보다 상당히 과대평가된 것으로 보인다. 한국통신의 1996년도 가입전화 월평균 매출액(4,057억 원)을 1996년도 월평균 유료가입자수로 나눈 1인당 월 전화매출액은 약 2만 1,314원으로, 설문조사에서 나타난 가계용 응답자의 평균전화비 지출액인 2만 6,090원과는 상당한 차이를 보이고 있다. 더욱이 한국통신의 통계치가 가계용과 기업용을 포괄한 수치라는 점을 감안하면 이러한 차이는 더욱 커질 것이다.

<표 5>는 9개의 가상 요금상품을 설문조사 대상자에게 제시하고 마음에 드는 순서를 표기하도록 한 결과이다. 평균선호순위 수치가 작으면 그 가상요금상품에 대한 가입자의 선호순위가 높다는 것을 의미한다. <표 5>에서 나타난 각 가상요금상품의 선호도를 순서대로 나열하면 다음과 같다.

(가정) 1 → 5 → 2 → 6 → 3 → 4 → 7 → 8 → 9

(기업) 1 → 2 → 5 → 6 → 3 → 7 → 8 → 4 → 9

<표 5>에서 가상요금상품 1에 대한 가계용 및 기업용 소비자의 평균선호순위

는 똑같이 2.95로서 요금상품 중 가장 높다. 반면에 요금상품 9에 대한 가계용 및 기업용 소비자의 평균선호순위는 각각 6.93 및 6.05로서 요금상품 9에 대한 소비자의 선호도가 가장 낮음을 알 수 있다. 가계와 기업소비자 모두 요금상품 1, 2, 5에 대한 선호도가 높은 것으로 나타났는데, 세 경우가 모두 기본료가 제일 낮고 시내통화료 인상폭이 크지 않으며, 시외통화료가 다소 인하되어 소비자들의 기호에 부합한 것으로 판단된다. 반면에 기본료의 대폭 인상을 수반한 요금상품 8과 9는 가계용 및 기업용 소비자 모두에게서 매우 낮은 선호도를 보였다.

〈표 5〉 가상요금상품별 평균선호순위

요금상품 구 분	1	2	3	4	5	6	7	8	9
가계소비자	2.95	4.27	5.11	5.69	3.67	4.30	5.70	6.43	6.93
기업소비자	2.95	3.95	5.13	6.01	4.56	5.02	5.52	5.80	6.05

2. 전화요금 요소별 선호도

〈표 6〉은 각 응답자에 대해 종속변수인 상품별 선호순위를 기본료, 시내 및 시외 1대역 통화료, 시외 2대역 통화료, 시외 3대역 통화료 등 설명변수에 회귀시키고 추정계수를 가계용 응답자, 기업용 응답자, 전체 응답자에 대해 각각 평균한 수치를 나타내고 있다. 시외단일 요금제도의 도입 여부는 가변수를 사용하지 않고 시외 2·3대역 통화료로 정량화하였으며, 시외 2·3대역 통화료에 대한 정보를 가지고 시외단일 요금제도 도입 여부를 쉽게 추론할 수 있다.

〈표 6〉의 추정계수는 각 전화요금 1원이 총효용에 미치는 정도를 계량화한 수치이다.⁹⁾ 예를 들어, 기본료와 시내통화료가 각각 1원 인상되면 전체 소비자

9) 〈표 6〉의 추정계수가 유의하지 않은 것은 컨조인트모형의 특성에 기인한다. 컨조인트분석의 가장 중요한 특징은 소비자가 상품속성에 부여하는 효용(부분가치)을 전체시장 수준이나 세분시장 수준에서가 아니라, 각 개인수준에서 추정한다는 점이다. 그러나 본 논문에서처럼 관측치 또는 가상상품의 숫자가 상품속성의 숫자보다 상대적으로 적으면 컨조인트모형의 예측력이 떨어지는 문제점이 발생한다. 이러한 경우 컨조인트모형을 응답자 개개인이 아니라, 응답자를 몇 개의 세분시장으로 분류한 후 각 세분시장 수준에서 계수를 추정함으로써 예측력을 향상시키는 차선의 방법을 선택할 수도 있다. 이와 같은 방법을 적용하여 본 연구의 계수를 다시 추정해 본 결과 추정계수가 통계적으로 유의함을 보일 수 있었다. 그러나

〈표 6〉 컨조인트모형 추정결과

구 분 \ 변 수		상수항	기본료	시내 및 1대역요금	2대역요금	3대역요금
전체	계 수	31.31559	-0.00196	-0.28675	-0.02819	-0.01217
	표준오차	21.13388	0.00111	0.28887	0.03807	0.02506
가계 소비자	계 수	32.20085	-0.00205	-0.30227	-0.02684	-0.01289
	표준오차	21.75128	0.00114	0.29752	0.03920	0.02582
기업 소비자	계 수	26.10145	-0.00147	-0.19535	-0.03610	-0.00792
	표준오차	17.49740	0.00093	0.23792	0.03136	0.02056

주: 위 계수 및 표준오차는 개별 응답자에 대해 회귀분석한 결과치를 평균한 수치임.

의 효용은 각각 0.00196 및 0.28675만큼 감소하여 시내통화료 1원 인상은 기본료 1원 인상보다 소비자의 효용을 약 146배 감소시킴을 알 수 있다. 그러나 이러한 비교결과는 요금단위의 차이를 고려하면 역전된다. 시내통화료 1원 인상과 수입 중립적인 기본료 인상은 243원이다. 다시 말해, 시내통화료 1원 인상과 기본료 243원 인상은 한국통신에게 동일한 수입증가를 가져온다. 수입중립적 시내통화료 및 기본료 인상에 따른 소비자의 효용감소는 <표 7>과 같다. 기본료 243원 인상은 소비자의 효용을 평균적으로 0.4617만큼 감소시켜 시내통화량 1원 인상보다 약 1.6배 더 효용감소 효과가 있다. 이는 한국 소비자에게 기본료 인상에 대한 거부감이 실제 존재하고 있음을 보여 주는 실증자료라고 할 수 있다.

<표 6>에서 또 한 가지 흥미로운 발견은 가계와 기업소비자의 추정치에 상당한 차이가 존재한다는 사실이다. 가계 및 기업소비자를 다른 별개의 표본으로 간주하여 평균하면 기업소비자는 가계소비자에 비해 기본료, 시내통화료 및 시외 3대역 통화료의 인상에 따른 효용감소분은 작으나, 시외 2대역 통화료 인상에 따른 효용감소는 크다. 이는 기업소비자가 가계소비자에 비해 시외 2대역의 사용비중이 상대적으로 높아 시외 2대역의 통화료 인상에 보다 민감하게 반응하고 있는

추정치 자체가 응답자 수준의 추정치와 크게 달라지지 않아 응답자 수준의 추정치만을 <표 6>에서 제시하였다.

〈표 7〉 소비자의 효용감소 비교

$$\nabla U^F = \overline{\beta_{Fj}} \Delta F^n = -0.00196 \times 243 = -0.4617$$

$$\nabla U^P = \overline{\beta_{Pj}} \Delta P_o^n = -0.28675 \times 1 = -0.2868$$

$$\frac{\nabla U^F}{\nabla U^P} = \frac{0.4617}{0.2868} = 1.61$$

것으로 보인다. 또 기업용 소비자의 경우 시내통화료 1원 인상의 효과는 기본료 1원 인상보다 133배 효용감소를 초래한다. 따라서 소비자의 유형에 따라 기본료 인상에 대한 거부감도 다를 수 있다.

3. 요소별 선호의 원인분석

기본료 협오감이 시내통화 사용량에 따라 결정된다는 가설을 검정하기 위해 전체 표본집단을 시내전화비 1만 원 이상 지출소비자와 1만 원 이하 지출소비자로 구분하여 각각에 대해 추정치의 평균을 구한 결과가 <표 8>에 요약되어 있다. 시내전화비를 1만 원 이하로 지출하는 계층은 기본료와 시내통화료가 각각 1원 인상될 때 효용이 각각 0.00210 및 0.28509만큼 감소하여 시내통화료 1원 인상은 기본료 1원 인상보다 약 136배 소비자효용을 감소시킨다. 반면에 시내전화비를 1만 원 이상 지출하는 계층에 있어서 기본료 및 시내통화료 1원 인상에 따른 효용감소분은 각각 0.00185 및 0.28810이다. 즉, 시내통화료 1원 인상이 기본료 1원 인상보다 약 156배 효용을 감소시킨다. 이를 <표 7>과 같이 수입중립적 시내통화료 및 기본료 인상에 대입시켜 계산하면, 시내통화료 대비 기본료 인상의 효용감소비율은 시내전화비 1만 원 이하 지출계층에서 1.79배이며, 시내전화비 1만 원 이상 지출계층에서 1.56배이다. 따라서 시내전화비 지출규모가 작은 계층에서 기본료 인상에 대한 거부감이 보다 크게 나타나고 있다.

기본료 인상에 대한 거부감과 시내통화 사용량과의 관계를 보다 체계적으로 고찰하기 위해 기본료 인상을 싫어하는 응답자를 1로, 시내통화료 인상을 기피하는 응답자를 0으로 책정하고, 시내전화비 지출액 및 추가전화가입 의사를 설명변수로 두어 로짓모형을 추정하였다. 추가전화가입 의사는 가변수로서 추가 전화가

〈표 8〉 시내전화비 지출기준 추정계수

구 분 \ 변 수		상수항	기본료	시내 및 1대역요금	2대역요금	3대역요금
전 체	계 수	31.31559	-0.00196	-0.28675	-0.02819	-0.01217
	표준오차	21.13388	0.00111	0.28887	0.03807	0.02506
시내전화비 1만 원 이하	계 수	32.86697	-0.00210	-0.28509	-0.03495	-0.01245
	표준오차	21.66149	0.00113	0.29720	0.03916	0.02582
시내전화비 1만 원 이상	계 수	30.06146	-0.00185	-0.28810	-0.02272	-0.01194
	표준오차	20.70736	0.00109	0.28214	0.03718	0.02444

입 의사가 있는 소비자는 1이며, 의사가 없는 소비자는 0이다. <표 9>는 전체 표본집단, 가계소비자 및 기업소비자에 대한 로짓모형의 추정결과를 요약하고 있다. 추가전화가입 의사는 대체로 양의 기호를 가지고 있다. 즉, 추가전화가입 의사가 있는 계층이 가입의사가 없는 계층보다 기본료 인상을 싫어할 확률이 높다. 세가지 회귀식 모두에서 시내전화비 지출액의 계수는 음의 기호를 가지고 있으며, 이는 시내전화비 지출액이 증가할수록 기본료 인상을 싫어할 확률이 감소함을 의미한다. 다시 말해, 시내전화비 지출이 적은 계층일수록 기본료 인상에 대한 거부감이 높아진다. 이러한 결과는 전화통화 사용량에 따른 요금요소별 선호도 차이를 설명하는 본 연구의 가설과 일치한다. 한국의 소비자도 전화비 지출에 합리적 행위를 하고 있으며, 자신에게 유리한 요금구조를 선호하고 있음을 보여주고 있다.

시내전화비 지출액에 따른 기본료 인상에 대한 거부감의 차이는 가계소비자가 기업소비자보다 훨씬 분명하게 나타나고 있다. <표 9>에 따르면 시내전화비 지출액의 계수는 가계소비자가 기업소비자보다 훨씬 크다. 또 가계용 소비자의 회귀식에서 시내전화비 지출액의 계수는 10% 유의수준에서 유의하나, 기업용 소비자의 회귀식에서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 이러한 현상은 두 가지 설명이 가능한 것으로 보인다. 먼저 기업용 표본집단의 관찰치가 101개에 불과하며 설문조사의 기술상 기업용 응답자의 정확성을 높이기가 상대적으로 어렵기 때문에 이러한 결과가 도출되었을 가능성이 있다. 또는 기업소비

〈표 9〉 로짓모형 추정결과

구 분	변 수	상수항	시내전화비 지출액	추가전화 가입의사
전 체	계 수	0.1404*	-0.0003	0.0159
	표준오차	0.0664	0.0003	0.0178
가계소비자	계 수	0.1537*	-0.0019**	0.0184
	표준오차	0.0754	0.00005	0.0194
기업소비자	계 수	0.1820	-0.0001	-0.0038
	표준오차	0.1723	0.0005	0.0533

주: *, **는 해당 계수가 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

자가 전화요금 요소별 선호에서 실제로 비합리적으로 행동할 수도 있다. 기업소비자의 경우 전화비가 전체 지출규모에서 매우 적은 비중을 차지할 것이기 때문에 개별 전화요금요소의 상대적 크기에 대해 관심이 적을 수 있다. 여기에 대해서는 향후 보다 엄밀한 심층연구가 요구된다.

VI. 결 론

이제까지 기본료 인상에 대한 우리 나라 소비자의 거부감은 흔히 ‘전화통화를 한 번도 하지 않더라도 지불해야 하는 요금’에 대한 단순한 거부감 등과 같이 소비자의 비합리성이나 정보부족에서 비롯된 현상으로 설명되어 왔다. 본 연구는 기본료인상에 대한 소비자의 거부감을 소비자의 합리적 소비결정 과정에서 비롯되는 현상으로 설명하고 있다. 소비자는 자신의 전화통화 사용량에 따라 전화요금요소에 대한 선호를 결정하며 전화통화 사용량이 적은 계층은 자신의 효용을 극대화하기 위해 시내통화료 인상을 기본료 인상보다 선호한다.

본 연구는 설문조사를 토대로 우리 나라 소비자에게 실제로 기본료 거부감이 존재하고 있으며, 이러한 거부감은 전화통화 사용량이 적을수록 증가하고 있음을 보이고 있다. 우리 나라 소비자는 평균적으로 기본료 인상을 통해 시내통화료 인상보다 1.6배 이상 효용감소를 보이고 있고, 이 효용감소폭은 전화통화 소량사용 계층에서 더 확대된다. 또한 이러한 현상은 가계가가입자에게서 보다 분명하게 나타나고 있다. 우리 나라 소비자에게 기본료 인상에 대한 거부감이 존재하고 있

다는 사실은 1990년대 이후 전화요금 재조정과정에서 시내전화요금의 인상이 시내전화료의 인상을 통해 이루어져 왔다는 사실에서도 확인될 수 있다.

기본료 인상에 대한 거부감은 전화시장의 경쟁도입과 함께 전화요금이 비용으로 수렴해 가는 과정을 억제하고 있어 자원배분의 효율성을 저해하고 있다. PC 통신, 인터넷 등 소비자의 통신시간은 점차 길어지는 경향을 보이고 있으며, 정액요금과 종량요금 간의 상호보조는 정보화사회의 선도계층의 통신비 지출을 증가시켜 21세기 정보화사회의 진전을 저해할 우려마저 있다. 또 정보화사회의 통신하부구조를 형성하게 될 초고속통신망의 효율적 구축을 위해서도 이러한 왜곡 현상을 해소하기 위한 노력이 요구된다.

본 연구는 비교적 적은 표본수에 의존한 설문조사결과를 토대로 수행되었다. 또한 우리 나라 설문조사 응답자가 컨조인트분석에 필요한 선호순위 응답에서 상당한 어려움을 보이고 있는 점을 감안할 때 본 연구의 분석결과는 추후 유사한 연구를 통해 보완되어야 할 것이다.

參 考 文 獻

1. 박찬수, “컨조인트분석”, 유필환 편, 『현대의 마케팅과학』, 법문사, 1993.
2. 성낙일·정인호, “한국통신의 통신요금지수 개발 및 추세분석”, 『통신정책이슈』 8권 7호, 1996.
3. 성낙일·이호진, “개방에 대비한 전화요금의 재조정”, 『통신시장』 '97년 9월호, 1997.
4. 염용섭·정인석·김상택·이재준, 『경쟁환경하에서의 요금 및 접속제도의 발전방향』, 정보통신정책연구원 연구보고 96-13, 1996.
5. 한국통신, 『전기통신사업 경영계획 모형개발에 관한 연구』, 1984.
6. _____, 『접속료 산정방식 개선에 관한 연구』, 1994.
7. _____, 『경쟁에 대비한 전략요금제도 도입을 위한 연구』, 1995.
8. Batt, C.E. and J.E. Katz, “A Conjoint Model of Enhanced Voice Mail Services”, *Telecommunications Policy*, Vol. 21, No. 8, 1997, pp. 743-760.
9. Green, P.E. and V. Srinivasan, “Conjoint Analysis in Consumer Research: Issues and Outlook”, *Journal of Consumer Research*, Vol. 5, 1978, pp.103-123

10. Hartman, R. and Z.F. Naqvi, "Estimation of Household Preferences for Long Distance Telecommunications Carrier", *Journal of Regulatory Economics*, Vol. 6, 1994, pp. 197-220.
11. Kridel, D.J., "A Consumer Surplus Approach to Predicting Extended Area Service(EAS) Development and Stimulation Rates", *Information Economics and Policy*, Vol. 3, 1988, pp.379-390.
12. Lynch, J., T. Buzas, and S. Berg, "Regulatory Measurement and Evaluation of Telephone Service Quality", *Management Science*, Vol. 40, 1994, pp. 169-194.
13. Park, R.E., B.M. Mitchell, B.M. Wetzel, and J.H. Alleman, "Charging for Local Telephone Calls", *Journal of Econometrics*, Vol. 22, 1983, pp. 339-364.
14. Tardiff, T.J., "Effects of Presubscription and Other Attributes on Long-Distance Carrier Choice", *Information Economics and Policy*, Vol. 7, 1995, pp. 353-366.
15. Train, K. E., D.L. McFadden, and M. Ben-Akiva, "The Demand for Local Telephone Services: A Fully Discrete Model of Residential Calling Patterns and Service Choices", *Rand Journal of Economics*, Vol. 18, 1987, pp. 109-123.
16. Train, K.E., M. Ben-Akiva, and T. Atherton, "Consumption Patterns and Self-Selecting Tariffs," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 28, 1989, pp. 62-73.