

## 인터넷전화 가입의향분석: Stated-Preference 자료의 계량경제학적 분석

### Subscription to the Internet Telephony : An Econometric Analysis of Stated-Preference Data

김호

한국전자통신연구원 신사업전략연구팀

대전 유성구 가정동 161 (E-mail: retinex@etri.re.kr)

#### Abstract

본 연구에서는 인터넷전화의 잠재 가입자를 대상으로 이들의 전화 사용 행태 및 사회-인구 통계적 특성 검토하여 이를 인터넷전화의 가입 확률로 연결하는 모형을 개발한다. 이때 가입 예측모형은 설문결과에 이산 프로빗 모형을 적용함으로써 구축하였다. 모형의 결과에 따르면 인터넷전화서비스 가입에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 변수는 월 전화요금, 월 전화사용회수, 채택하고 있는 전화요금제, 현재 가입 중인 전화회사, 가구 의사결정자의 나이 등인 것으로 분석되었다. 또한 위의 각 요인의 부호는 관련 분야의 전문가들의 일반적인 견해 및 상식과 일치하는 것으로 나타났다.

#### 1. 서론

기존의 전화가 PSTN이라 불리는 망에서 통화서비스를 제공하는 반면 인터넷전화란 인터넷 망을 이용하여 통화기능을 제공하는 통신 서비스이다. 여러 조사에 따르면 인터넷전화는 기존 전화에 대해 일정수준의 대체재 역할을 수행 할 것으로 보인다. AT&T Customer Insight Group의 한 조사는 인터넷전화에 가입하고자 하는 가구의 약 63%가 기존 전화서비

스를 해지할 것으로 예측하였으며 2004년에 한국전자통신연구원의 조사결과에서도 인터넷 전화가입가구의 61.9%가 기존 전화를 해지할 것으로 예측하였다. 따라서 인터넷전화에 가입함은, 한편으로는 기존의 전화서비스 고객이 이탈함을 의미한다. 이러한 이유로 인해 KT와 같이 시내전화시장의 지배적 사업자는 인터넷 전화서비스 제공에 수동적이었으며, 이러한 현상은 미국, 영국 등 타 국가에서도 유사하게 나타나고 있다. 반면, 시내전화의 비지배적 사업자, 장거리 전화회사, 케이블TV 사업자, 그리고 별정 사업자는 인터넷전화를 제공하기 위한 서비스 커버리지를 공격적으로 확대하고 있다. 한편 정부는 2004년 10월 인터넷전화역무 고시를 제정함에 따라 향후 착신번호가 부여된 인터넷전화가 활성화될 것으로 예상된다. 따라서 현 시점에서 인터넷전화의 가입에 영향을 미치는 가구의 특성을 파악하는 것은 통신사업자의 전략과 정부 정책에 의미 있는 결과를 제공해 줄 것으로 믿는다.

이 연구는 가구의 인터넷전화가입을 예측하는 확률모형의 개발을 다루는데, 이 모형은 가구의 전화 사용행태와 사회-인구통계적 정보를 인터넷전화 가입확률과 연결시켜 궁극적으로 각 가구의 인터넷전화 가입확률을 도출하도록 한다. 모형의 추정은 서울지역의 가구 및

가구주를 대상으로 1:1 개별면접을 통해 획득한 자료에 근거하고 있다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 2장에서는 설문 방법, 설문에서 사용된 인터넷전화의 개념 및 간략한 설문 결과를 언급한다. 제 3장은 이산선택모형에 기반하여 인터넷전화가입 확률모형을 제시한다. 제 4장은 모형에 사용될 설명변수에 대해 언급하며 제 5장은 모형의 추정결과를 제시한다. 제 6장은 본 연구의 결론이다.

## 2. 설문

### 2.1 설문의 방법

본 설문은 2004년 4월부터 5월까지 서울의 400 가구를 대상으로 실시되었다. 미리 교육받은 설문자가 가구를 방문하고 구조화된 설문지를 이용하여 1:1 대면을 통해 자료를 수집하였다. 이때 가구는 모집단의 사회-인구통계적 비율을 고려하여 비례할당 추출이 시행되었다. 한편 분석에 사용된 표본 크기는 360으로써 비현실적인 이상치가 없고 주요 변수에 결측치가 없는 자료들이 이용되었다. 설문지는 크게 세 부분으로 구분되는데 첫 부분은 가구

의 전화 및 인터넷 사용행태에 대한 질문이며 두번째 부분은 가구의 인터넷전화 가입의향, 인터넷전화 기본료 지불의향, 선호하는 단말 유형 및 지불의향, 선호하는 결합 및 부가서비스에 대한 설문으로 구성되어 있다. 한편 이와 같은 조사를 위해 인터넷전화 개념을 미리 제시하였는데 이는 2.2 절에 언급되어 있다. 세번째 부분은 가구의 사회-인구통계학적 정보를 수집한다.

### 2.2 인터넷전화의 개념

인터넷전화의 기본 개념은 저렴한 요금수준, 다양한 부가서비스로 대별된다. 또한 전화번호 체계, 단말기 유형 및 통화품질도 기존의 전화서비스와는 차별된다. 일반적으로 통화품질은 기존 전화에 비해 약간 낮은 수준인 것으로 알려져 있으며 이러한 이유로 인해 기존 전화와는 다른 번호체계를 부여받게 된다. 단말 유형은 과거와 같이 액정이 없는 형태부터 큰 액정을 장착하여 다양한 부가서비스가 가능한 단말까지 매우 다양하다. 표 1은 본 설문에서 제시된 인터넷전화서비스의 개념과 특성에 대해 정리하고 있다.

표 1. 인터넷전화서비스의 개념

<ul style="list-style-type: none"><li>● 서비스 기능<ul style="list-style-type: none"><li>- 기존의 유선전화가 제공하는 음성통화 기능은 기본적으로 제공하고 동시에 고기능 유선단말을 구매하여 이용할 경우 다양한 부가서비스 (SMS, e-mail 전송, 화상전화 등) 가능</li></ul></li><li>● 근간 네트워크<ul style="list-style-type: none"><li>- 초고속인터넷망(DSL, HFC)을 이용하여야 하며 기존의 전화회선만으로는 사용이 불가함</li><li>- 따라서 가정에 초고속인터넷을 사용하는 경우 추가적인 회선설치 없이 기존 모뎀의 교체만으로 인터넷전화가 가능하며, 초고속인터넷을 사용하지 않는 경우 초고속인터넷서비스에 가입해야 함</li></ul></li><li>● 단말 장치<ul style="list-style-type: none"><li>- 초고속인터넷 가입자가 기존 전화기를 그대로 이용하고자 할 경우 모뎀 교체로만 사용 가능</li><li>- 또한 별도의 인터넷전화기를 구입하여 이용할 수도 있으며 이 경우 부가서비스 활용이 가능</li></ul></li><li>● 번호체계<ul style="list-style-type: none"><li>- 인터넷전화 번호체계는 070-XXXX-YYYY 형태임. 이 번호를 이용할 경우 통화권 구분이 없으므로 시도를 넘어 이사를 할 경우에도 번호를 변경하지 않고 그대로 사용할 수 있음</li></ul></li></ul>
---

<p>● 요금</p> <p>- 시내외 구분 없이 동일한 요금이 적용되며, 기존의 유선전화 보다 저렴할 것으로 예상됨</p>			
구분	기존 유선전화 (KT)	인터넷전화	비고
시내통화	39원	30 ~ 39 원	3분 기준
시외통화	39원 (1대역) / 261원 (2대역)	30 ~ 39 원	3분 기준
이동전화에 거는 통화	15 원	11 ~ 15 원	10초 기준
<p>● 통화품질</p> <p>- 기존 전화보다 약간 낮으나 차이를 구분하기는 쉽지 않음</p>			

### 2.3 설문결과

설문결과는 특정 시내전화사업자(사업자 A)를 이용하고 있는 가구에서 가입확률이 상대적으로 높았다. 또한 전화요금을 많이 지불할수록, 가정에서의 발신호의 회수가 많을수록 높은 가입의향을 보였다. 사회-인구통계적변수의 관점에서는, 가구의 월평균 소득이 낮을수록, 가구의 구매의사결정자의 연령이 낮을수록 높은 인터넷전화가입의향을 보였다. 이러한 결과는 이 산업분야의 일반적인 믿음과 일치하는 것으로 보인다. 즉, 인터넷전화는 상대적으로 저렴한 요금으로 인해 소득이 적고 전화비용을 많이 지불하는 소비자에게 더욱 소구될 것으로 믿어진다. 시내전화사업자 A의 이용자는 일반적으로 이용요금에 더 민감한 것으로 조사되고 있으며 이러한 이유로 인해 인터넷전화에 대해 더 높은 관심을 보이는 것으로 보인다. 한편 연령이 낮은 소비자가 인터넷전화에 더 높은 관심을 보이는 것은 인터넷서비스의 가입에 관한 기존의 연구들과도 일치하는 결과이다. (Madden et al., 1997; Madden & Simpson 1999).

### 3. 모형 구축

본 연구에서 가구의 인터넷전화 가입 가능성은 확률적 효용이론 (random utility theory)에 기반한 이산 선택의 개념에서 접근

한다. 확률적 효용이론에 따르면 소비자는 항상 자신에게 가장 큰 효용을 주는 대안을 선택하게 된다. 다만 소비자가 느끼는 효용의 참값을 알 수 없기 때문에 분석을 위해 효용을 확률변수로 취급한다. 이러한 관점에서 살펴보면 가구  $n$ 이 대안  $i$ (인터넷전화에 가입 혹은 비가입)를 선택할 확률이란 대안  $i$ 의 효용  $U_{in}$ 이 다른 모든 선택할 수 있는 대안이 주는 효용보다 크거나 같을 확률을 의미한다. 이는 다음과 같이 표현될 수 있다: (Ben-Akiva & Lerman, 1991, p.55)

$$P(i|C_n) = \Pr[U_{in} \geq U_{jn}, \text{ all } j \in C_n] \quad (1)$$

한편 모든 속성들이 관측 가능한 것은 아니므로 효용  $U_{in}$ 은 실제 관측 가능한 부분 ( $V_{in}$ )과 그렇지 않은 부분 ( $\epsilon_{in}$ )으로 다음과 같이 분리될 수 있다.

$$U_{in} = V_{in} + \epsilon_{in} \quad (2)$$

여기서 Madden and Simpson (1997), Madden et al. (1999) 및 그 밖의 기존의 연구결과들을 참고하여  $V_{in}$ 을 가구의 전화 사용행태 및 사회-인구통계적 속성의 선형함수로 가정한다. 즉,  $z_n$ 이 각각 가구  $n$ 의 전화 이용행태에 대한

벡터이며  $s_n$  이 사회-인구통계적 변수의 벡터 라면  $V_{in}$  은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$V_{in} = (1, z_n, s_n)^T \beta, \quad i = \{1, 0\} \quad (3)$$

단, 식 (3)에서  $\beta$  는 계수들의 벡터이며  $i=1$  은 가구가 인터넷전화에 가입함을 의미하고  $i=0$  는 가구가 인터넷전화에 가입하지 않음을 의미한다. 한편 관측 불가능한 부분인  $\varepsilon_{in}$  는 상호 독립적이며 평균이 0인 동일한 정규분포를 따르는 것으로 가정한다. 이 경우 가구의 인터넷전화 가입확률은 식 (4)와 같은 이진 프로빗(binomial probit)을 따르게 된다.

$$\Pr(i=1) = \Pr[U_{in} \geq U_{0n}] = \Pr[e_{0n} - e_{1n} \leq V_{in} - V_{0n}] = F(x_n^T \beta) \quad (4)$$

단, 위 식에서  $\beta$  는 추정되어야 할 모수 벡터이며  $F(\cdot)$  는 평균이 0인 정규분포의 분포함수이다.

#### 4. 변수설명

설문결과에 따르면 가구의 인터넷전화 가입은 전화 사용행태에 의해 크게 영향을 받는 것으로 나타났다. 또한 유사한 사회-인구통계적 특성을 보인 가구의 인터넷전화 가입의향이 유사함에 따라 사회-인구통계적 특성 역시 인터넷전화 가입 확률과 관계 있는 것으로 나타났다. 따라서 인터넷전화 가입확률은 가구의 전화 사용행태와 사회-인구통계적 특성과 관련되어 있는 것으로 생각해 볼 수 있다.

여기서 우리는 Madden et al (1999)의 연구를 참조하여 전화 사용행태 및 사회-인구통계적 특성을 다음과 같은 세 그룹으로 구분한다: 경제 변수 그룹, 전화 이용행태 변수 그룹,

그리고 사회-인구통계적 변수 그룹. 경제 변수란 가구의 월 소득, 월 전화 이용료, 가구가 채택한 요금제도 (정액제, 종량제)로 구성되어 있다. 전화 사용행태 변수 그룹은 가구의 월 발신통화 횟수, 시내전화 발신호와 시외전화 발신호의 상대빈도로 구성되어 있다. 여기서 시내전화 발신호와 시외전화 발신호의 상대빈도를 추가한 이유는 인터넷전화는 상대적으로 시외전화를 많이 사용하는 가구에 더 큰 효익을 제공하기 때문에 상대적으로 시외전화를 많이 사용하는 가구일수록 인터넷전화의 가입확률이 높게 나타날 것으로 기대하기 때문이다. 한편 본 연구에서 고려한 사회-인구통계적 변수란 기존의 유사 연구 (Katz and Aspden, 1997; Madden and Simpson, 1997; Kridel et al., 1998)에서 주요한 변수로 판명된 것들이다. 즉, 성별, 가구 의사결정자의 연령, 주거 형태, 주택 소유 형태 등이 사회-인구통계적 변수로 사용되었다. 표 2는 지금까지 설명한 설명변수들을 요약하고 있다.

표 2. 설명변수에 대한 설명

변수 구분	변수	설명
경제 변수	INCOME1	=1, if monthly income is less than 2 million won*; =0, otherwise
	INCOME2	=1, if monthly income is more than 2 M won and less than 3 M won; =0 otherwise
	INCOME3	=1, if monthly income is more than 3 M won and less than 4 M won; =0 otherwise
	MONTHLY FEE	=monthly expenditure on telephone use in household
	PRICING STRUCTURE	=1, if payment is usage-based; =0 if payment is flat-rate
전화 이용행태 변수	COMPANY	=1, if household subscribes to company K for telephone service; =0, if household subscribes to company H for telephone service
	FREQUENCY	=total number of calls made by PSTN phone in household per month
	LOCAL CALL REL .FREQ.	=relative frequency of local calls made by PSTN phone in household
	LD CALL REL. FREQ.	=relative frequency of long distance calls made by PSTN phone in household
	AGE SEX	=age of household head or decision maker =1 if household head or decision maker is male; =0 if female
사회- 인구통계적 변수	HOUSING TYPE	=1 if household reside in apartment; =0; otherwise
	HOME OWNERSHIP	=1 if tenure is rental; =0 if household resides its own home

\* USD 1 = 1,173.52 won as of April 30<sup>th</sup>, 2004

5. 모형의 결과

우도추정법 (maximum likelihood estimation)

을 통해 추정되었다. 모수의 추정치와 표준오

차 (4)로 표현되는 본 연구의 모형은 최대

차, 그리고 p-value는 표 3과 같다.

Table 3. Estimation results

변수	추정치	Standard error	p-value
CONSTANT	-1.5849		0.0280**
Economic variables			
INCOME1	0.7888	0.3960	0.0464**
INCOME2	-0.2395	0.2672	0.3701
INCOME3	-0.4951	0.2708	0.0675*
MONTHLY FEE	0.000015	5.553E-6	0.0070**
PRICING	0.9134	0.3590	0.0109**
STRUCTURE			

Telephone Variables	Use			
COMPANY		-0.6649	0.2555	0.0093**
FREQUENCY		0.00314	0.000740	<.0001**
LOCAL	CALL	0.2930	0.5305	0.5807
REL .FREQ.				
LD. CALL REL. FREQ.		0.1932	0.6874	0.7787
Socio-demographic variables				
AGE		-0.0186	0.0111	0.0946*
SEX		0.1549	0.1690	0.3593
HOUSING TYPE		0.2379	0.1950	0.2223
HOME OWNERSHIP		-0.0379	0.1977	0.8479
-2LogL		301.855		

\*: 10% 수준에서 통계적으로 유의함, \*\*: 5% 수준에서 통계적으로 유의함

위의 추정결과에 따르면 소득이 낮은 가구일수록, 특히 월 소득이 200만원 미만인 가구가 높은 가입의향을 보이고 있다. 가구의 월 전화사용료는 인터넷전화 가입확률과 양의 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타나 전화 사용료를 많이 지불하는 가구일수록 인터넷전화 가입확률이 높다는 것을 나타내고 있다. 가구가 채택하고 있는 전화요금제 또한 영향을 미치는 것으로 분석되었는데 종량제 가구가 정액제 가구에 비해 인터넷전화에 대한 가입의향이 높은 것으로 분석되었다. 또한 특정 시내전화 사업자의 전화서비스를 이용하는 가구가 타 전화사업자의 고객에 비해 높은 가입의향을 보이고 있는 것으로 나타났으며 가구의 발신호가 많을수록 인터넷전화의 가입확률이 높은 것으로 분석되었다. 사회-인구통계적 변수에 있어서는 가구주 혹은 가구의 구매의사결정자의 연령만이 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 영향을 미쳤다. 종합하면, 위의 추정결과에 근거하여 가구의 인터넷전화 가입확률을 다음과 같은 식으로 표현할 수 있다.

$$\Pr(i=1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z e^{-w^2/2} dw$$

(5)  
 단,

$$z = -1.5849 + 0.7888 \cdot (\text{INCOME1}) - 0.4951 \cdot (\text{INCOME3}) \\
 + 0.000015 \cdot (\text{MONTHLYBILL}) + 0.9134 \cdot (\text{PRICINGSTRUCTURE}) \\
 - 0.6649 \cdot (\text{COMPANY}) + 0.00314 \cdot (\text{FREQUENCY}) - 0.0186 \cdot (\text{AGE})$$

추정결과를 변수그룹의 관점에서 살펴보면 경제 변수 그룹과 전화 사용행태 그룹은 1% 유의수준에서 인터넷전화 가입확률에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 Madden et al. (1999)의 호주 ISP 시장에서 가입자 이탈에 관한 기존 연구와도 일치되는 결과이다. 그러나 사회-인구통계적 변수는 전반적으로 인터넷전화 가입확률에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 이 결과는 Madden et al. (1999)의 연구결과와 상이한 것인데, 그들에 따르면 사회-인구통계적 변수는 통계적으로 유의한 수준에서 ISP 이탈에 영향을 주는 것으로 분석되었다. 그러나 본 연구결과는 가구주 혹은 가구 구매의사결정자의 연령이 통계적으로 유의한 변수라는 점에서 기존의 연구와 일치하는 점이 있다. 변수 그룹에 대한 검정 결과는 표 4에 명시되어 있다.

표 4. 변수 그룹에 대한 검정 결과

Wald chi-square test for subsets of variables	Wald chi-square	DF	p-value
경제 변수그룹	24.8118	5	0.0002
전화 사용행태 그룹	24.4707	4	<.0001
사회-인구통계변수 그룹	5.6958	4	0.2230

## 6. 결론

전문가들에 따르면 인터넷전화는 요금에 민감한 고객층에 더욱 큰 가입유인을 제공한다. 본 실증모형은 전화요금 고액 납부자일수록 인터넷전화 가입의향이 높음을 보여 이와 같은 전문가들의 의견을 뒷받침하고 있다. 요금제 역시 중요한데 종량제 고객이 정액제 고객에 비해 인터넷전화 가입의향이 높은 것으로 분석되었다. 또한 소득이 낮을수록 높은 가입의향을 보였다.

전화 사용행태 변수에 대한 결과 역시 사전적인 기대 및 전문가의 일반적인 의견과 일치하는 것으로 분석되었다. 즉, 발신호가 많을수록 인터넷전화의 가입의향이 높게 나타났다. 그러나 시내 및 시외전화 발신호의 상대 빈도는 인터넷전화 가입에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었는데, 이는 전문가들의 의견과는 사뭇 다른 것으로 보인다. 전문가들에 따르면 인터넷전화는 상대적으로 시외통화를 많이 하는 고객에게 큰 효익을 제공하므로 시외통화의 상대빈도는 인터넷전화 가입확률과 양의 상관관계가 있어야 한다고 주장한다. 이에 대해서는 전화회사의 가입자 DB를 추적하여 시내전화와 시외전화의 실제 통화 빈도 자료를 이용하여 모형을 추정하면 전문가의 의견과 일치된 결과가 나타날 수 있을 것으로 본다. 즉, 본 분석의 자료는 사용자의 언급으로 수집한 자료 (stated-preference data)이

므로 실제 시내 및 시외전화 발신호는 사용자의 언급과 차이가 날 수 있으며 이러한 부분에 대해서는 전화회사의 고객 DB를 통해 보완될 수 있을 것으로 보인다.

마지막으로 사회-인구통계적 특성에 있어서, 본 연구는 연령만이 인터넷전화 가입에 영향을 미치는 변수임을 보이고 있다. 즉 본 연구에서 연령이 낮을수록 인터넷전화 가입확률이 높은 것으로 나타나는데 이는 사회체계에서 신상품을 수용하는 일반적인 행태와도 일치하는 것이다. 성별, 주거 형태, 주택 소유 형태는 인터넷전화 가입에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다.

이 연구를 통해 시내전화사업자는 자사 고객의 인터넷전화 가입확률을 도출할 수 있을 것으로 보인다. 그러나 본 연구가 좀 더 의미있기 위해서는 표본 크기를 1,000 가구 정도로 하는 좀 더 큰 규모의 시장조사가 이루어질 필요가 있다. 또한 인터넷전화의 가입수요에 대한 각종 요금의 탄력도 역시 좋은 연구주제가 될 수 있을 것으로 본다.

## 참고문헌

한국전자통신연구원, 「국내 VoIP 서비스 이용자 행태 및 시장 세분화를 위한 시장조사」,

2004. 7.

AT&T Customer Insight Group, *VoIP PR Research: Public Opinion on VoIP*, 2004.

Ben-Akiva M., S.R. Lerman, *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*, Cambridge: The MIT Press, 1985.

Katz, E., P. Aspden, “Barriers to and motivations for using the Internet: results of a national opinion survey,” *Research Journal: Policy and Applications*, 1997, vol. 7, 170-188.

Kridel, D., P., Rappoport, L., Taylor, “An econometric study of the demand for access to the Internet,” Presented at *the 12<sup>th</sup> Biennial Conference of the International Telecommunications Society*, Stockholm, 21-24 June, 1998.

Madden G., M. Simpson, “Residential broadband subscription demand: an econometric analysis of Australian choice experiment data,” *Applied Economics*, 1997, vol. 29, 1073-1078.

Madden G., S.J. Savage, G. Coble-Neal, “Subscriber churn in the Australian ISP market,” *Information Economics and Policy*, 1999, vol. 11, 195-207.