

국내 인터넷전화의 통화수요 추정

정신량¹, 김용규^{2*}

An Estimation of Call Demand for the Internet Telephony

Shin-Ryang Chung¹ and Yong-Kyu Kim²

요약 본 연구에서는 우리나라의 인터넷전화 통화수요함수를 2001년 6월부터 2004년 12월까지의 월별 데이터를 이용하여 추정하고 있다. 추정식에서 인터넷 통화수요는 통화요금, 타서비스의 요금, 소득, 품질 등의 함수로 가정하였으며, 통화량의 부분적응모형을 이용하여 시차변수도 설명변수에 포함시켰다. 추정결과 인터넷전화는 해당 요금에 대해 탄력적인 것으로 파악되었고 소득에 대하여는 비탄력적으로 나타났다. 품질은 인터넷전화수요에 큰 영향을 미치는 것으로 파악되었으며 인터넷전화 통화수요가 설명변수의 변화에 대하여 반응하는데 있어 시차가 존재함을 보이고 있다.

Abstract In this study, an estimation of call demand for the internet telephony was carried out using the monthly time-series data from June 2001 to December 2004. In the estimation, the call traffic was assumed to be explained by tariff of the internet telephony service, tariff of fixed and wireless services, income, quality of service, and lagged traffic variable. The traffic is assumed to follow the partial adjustment mechanism. The estimation result shows that the call traffic demand is elastic to the tariff of the service while it is inelastic to the change of income. The quality of service is regarded as an important factor of demand. Also there appeared the call demand is adjusting to the change of explanatory variables with some lags.

Key words: 인터넷전화, 통화수요, 추정, 가격탄력성

1. 서론

최근의 급속한 정보통신기술의 발전은 음성과 데이터 간의 융합현상을 가져오고 있으며 이의 대표적 사례로 인터넷전화의 실용화를 들 수 있다. 음성과 데이터간 융합의 대표적인 서비스인 인터넷전화는 음성신호를 데이터로 변환하여 IP(Internet Protocol) 기반의 패킷교환망(Packet Switched Network)을 이용하여 이용자에게 전달하는 서비스이다. 인터넷전화는 전세계적으로 2000년대 초부터 도입되기 시작하였는데 도입 초기에는 PC-to-PC의 형태로 이용해야 한다는 점, 착신이 불가능하다는 점, 통화품질이 낮다는 이유 등으로 일반 대중에게는 외면받았으나 최근에는 Phone-to-Phone 형태의 서비스가 가능하

며 착신번호가 부여되었고 품질도 크게 좋아져서 일반전화와 경쟁을 하는 단계로 발전하기에 이르렀다. 인터넷전화는 망 이용에 있어 높은 효율성으로 인하여 기존의 PSTN(Public Switched Telecommunication Network)에 비하여 훨씬 저렴한 요금으로 서비스제공이 가능하여 기존 전화서비스 사업에 큰 영향을 미칠 전망이다. 이에 따라 KT 및 하나로텔레콤과 같은 기존 기간통신사업자들은 수익의 큰 부분을 차지하는 전화서비스의 매출 잠식 가능성에 대하여 크게 우려하고 있으며, 한편으로는 방어적 차원에서 인터넷전화사업을 도입하고 있다.

우리나라의 경우 인터넷전화는 2000년대 초부터 도입되기 시작하여 2006년 현재 약 40여개의 사업자가 있으며 매년 빠르게 성장하고 있다. 정부는 2004년 인터넷전화 역무 고시를 통하여 규제의 틀을 마련한 바 있고 2008년에는 일반전화와 인터넷전화 간의 번호이동성제도를 도입함으로써 인터넷전화를 더욱 활성화시킬 예정으로 있다. 이와 같이 산업계와 정부 모두 인터넷전화의 향후 전망에 대하여 높은 관심을 보이고 있다. 특히 인터넷전화요금은 향후 지속적으로 인하될 가능성이 있는데 이러

본 연구는 정보통신부 및 정보통신연구진흥원의 대학 IT 연구센터 지원사업의 연구비 지원을 받았음
(IITA-2006-C1090-0603-0041)

¹Bellcom, 목원대학교 경제학과 겸임

²한양대학교 경제학부

*교신저자: 김용규(ykkim@hanyang.ac.kr)

한 상황에서 요금변화에 따른 통화의 변화 패턴 등에 관심이 모아지고 있다.

본 연구에서는 이러한 차원에서 2001년 6월부터 2004년 12월까지의 월별 시계열자료를 통하여 인터넷전화 수요함수를 추정한다. 이를 통하여 인터넷전화의 수요를 설명하는 주요 요인을 파악하고자 하였고 요금탄력성을 측정하고자 하였다.

본 연구의 나머지 부분은 다음과 같이 구성된다. 먼저 2장에서는 우리나라 인터넷전화 산업의 특징을 살펴보고 기존 인터넷전화 관련 선행연구를 소개한다. 3장에서는 연구에 사용된 분석 모형과 분석자료를 제시한다. 4장은 인터넷전화 수요함수 추정결과를 제시한다. 마지막장은 연구의 요약, 정책적 시사점, 결론 제시에 할애한다.

2. 인터넷전화시장과 기존의 연구

2.1 인터넷전화 시장

인터넷전화는 ‘전기통신설비를 이용하여 통화권 구분 없이 인터넷을 통해 음성 등을 송신하거나 수신하게 하는 전기통신역무’로 정의된다.[5] 이와 관련하여 인터넷전화의 주요 특징으로 다음을 들 수 있다. 첫째, 인터넷전화는 인터넷망을 이용하는 서비스로서 인터넷을 접속할 수 있는 모든 지점에서 자신의 착신번호로 발착신이 가능하다. 둘째, 인터넷의 특성으로 인하여 기존의 전화역무 구분체계에 의한 시내·외 통화지역의 구분이 없으며 국가간의 서비스제공에도 제약이 적다. 셋째, 음성 및 데이터 서비스의 결합제공이 가능하기 때문에 PSTN에 비해 다양한 부가서비스가 가능하며 요금도 PSTN에 비하여 크게 저렴하다.[10]

국내에서는 2000년 1월 새롬기술(주)이 PC to PC 방식의 무료 인터넷전화서비스를 제공하여 단기간내 많은 이용자를 확보한 바 있으며 2003년 이후에는 정책제의 저렴한 요금제도 도입 등에 따라 꾸준히 성장해 왔다. 또한 정부도 법제도의 정비가 중요한 과제임을 인식하여 2004년 인터넷전화 활성화 방안을 내 놓으며 070의 착신번호를 부여하는 등 인터넷전화 활성화의 기반을 제공한다.

표 1의 인터넷전화의 매출추이를 보면, 소매시장의 경우 2001년 48억원에서 2005년에는 1100억원대로 성장한 것을 알 수 있다. 그 결과 PSTN 대비 2001년 0.06%에 불과했던 인터넷전화 비중은 2005년에는 1.61%로 높아졌고 통화량 기준으로 2005년의 인터넷전화 통화량은 PSTN 통화량의 약 2%에 달하는 것으로 추정되고 있다.

표 1. 인터넷전화와 PSTN의 매출액 추이

구분		2001년	2002년	2003년	2004년	2005년
인터넷전화 ¹⁾ (억원)	도매	164	182	250	345	453
	소매(A)	48	204	461	744	1,148
PSTN(B) ²⁾ (억원)		82,764	81,292	75,727	73,776	71,317
인터넷전화 비중 (A/B, %)		0.06	0.25	0.61	1.01	1.61

주: ¹⁾ 인터넷전화는 BellCom의 조사 결과이며, PSTN은 한국정보통신산업협회의 『정보통신산업통계연보』 자료

²⁾ 도매는 인터넷전화사업자가 기간통신사업자 망을 이용한 댓가를 의미

또한 장법진 외[4]는 인터넷전화 사업자를 크게 070 번호사업자, 기타번호사업자, 발신전용사업자, 웹투폰사업자 등으로 구분하고 있는데 동연구에 따르면 2006년 7월 현재 약 20만의 개인과 18만여 법인이 인터넷전화를 사용하는 것을 알 수 있다.

표 2. 서비스 제공 유형별 인터넷전화 시장현황

	가입자수		월평균매출액(백만원)		
	개인	법인	개인	법인	소계
070번호사업자	30,147	80,884	301	2,384	2,685
기타번호사업자	4,727	6,201	75	100	175
발신전용사업자	168,711	90,834	1,214	3,660	4,874
웹투폰사업자	2,480	-	2	-	2

자료: 장법진 외. [4]

2.2 선행연구

통신서비스의 통화수요함수 추정은 1970년대부터 꾸준히 이루어져 왔다. 통상적으로 전화통화수요는 전화요금, 기타 재화의 가격, 소득, 시차(lagged) 통화량변수 등의 함수로 가정되어 추정되어 왔다.[11] 여기서 통화수요의 추정에 시차변수(lagged variable)가 자주 도입되는 이유는 통화수요가 이용자의 기존 습관 등에 따라 부분적응(partial adjustment)의 형태로서 시차를 두고 적용한다고 여겨지기 때문이다. 한편 기존 문헌에서 보면 일반전화 통화량에 관한 수요함수의 추정은 많이 이루어져 왔으나 인터넷전화에 대한 수요분석은 전혀 없는 것으로 나타난다. 그 이유는 인터넷전화가 도입된 지가 얼마 되지 않아 통화량에 대한 통계에의 접근성이 어려운 까닭이다. 여기에서는 일반 전화통화수요에 관한 대표적인 연구 중 본 연구와 관련되는 몇가지를 소개하기로 한다.

성낙일[1]은 1966년부터 1997년까지의 연도별 시계열자료를 이용하여 우리나라의 시내, 시외, 국제전화에 대한 통화수요를 추정한 바 있다. 그는 통화수요를 가입요

금, 통화요금, 소득, 가입자 수의 함수로 가정하여 추정하였는데, 추정결과 시내통화의 경우 통화요금의 설명력이 없는 것으로 나타났고, 시외통화는 0.5~0.7의 요금탄력성을 국제전화는 0.6~0.7의 요금탄력성을 각각 갖는 것으로 보고하고 있다.

시차변수를 반영한 모형으로 DotEcon[9]은 영국의 1997년부터 2001년까지의 월별 유선에서 무선으로 건 통화량 자료를 바탕으로 이동전화 통화수요의 가격탄력성을 추정한 바 있다. 이들은 통화량의 변동을 실질통화요금, 가입자수, 실질소득 등으로 설명하고자 하였으며 추정모형은 단순 정태모형과 동태모형 등을 활용하였다. 추정식의 형태는 로그선형이었다. 동 연구는 가격변동의 효과가 유의미한 것으로 파악하였고 장기효과가 단기효과에 비하여 큰 것으로 보고하고 있다. 한편 정우수[6]는 부분적응 메커니즘을 가정하여 이동전화 통화수요의 요금탄력성을 추정한 바 있으며, 이덕희 외[3]는 시차변수를 이용하여 기존 전화서비스의 요금탄력성을 추정하였다.

본 연구에서는 이러한 기존의 연구를 참고하여 부분적응 메커니즘을 가정하여 인터넷전화 통화수요함수의 추정을 시도하고 통화수요에 영향을 미치는 변수를 파악해 보고자 하였다.

3. 인터넷전화 수요 추정

3.1 분석모형

본 연구에서는 인터넷전화 통화수요함수를 추정하기 위하여 분석모형을 다음 식(1)과 같이 설정한다. 즉 인터넷전화의 최적화된 (optimal) 통화수요는 인터넷전화의 통화요금(P)과 대체재(또는 보완재)의 요소를 감안한 유선전화 통화요금(P₂) 및 이동전화 통화요금(P₃), 소득수준(Y), 인터넷전화의 품질수준(QOS: Quality of Service) 등의 함수로 나타낼 수 있다고 가정하였다.

$$Q_t^* = Q(P_{1t}, P_{2t}, P_{3t}, Y_t, QOS_t) \quad (1)$$

Q_t^* : t기의 인터넷전화 최적 (optimal) 통화수요량

P_{1t} : t기의 인터넷전화 분당 실질통화요금

P_{2t} : t기의 유선전화 분당 실질통화요금

P_{3t} : t기의 이동전화 분당 실질통화요금

Y_t : t기의 1인당 실질 GDP

QOS_t : t기의 인터넷전화 품질수준

함수형태로는 탄력성 분석의 편의상 식(2)와 같은 선형로그모형으로 설정하였다.

$$\begin{aligned} \text{Log } Q_t^* &= a_0 + a_1 \text{Log } P_{1t} + a_2 \text{Log } P_{2t} + a_3 \text{Log } P_{3t} \\ &+ a_4 \text{Log } Y_t + a_5 \text{Log } QOS_t \end{aligned} \quad (2)$$

한편 최적의 통화수요량 Q_t^* 는 다음의 부분적응 메커니즘을 따른다고 가정하였다.

$$\begin{aligned} \text{Log } Q_t - \text{Log } Q_{t-1} &= \lambda (\text{Log } Q_t^* - \text{Log } Q_{t-1}) + u_t \\ (0 < \lambda \leq 1) \lambda &\text{는 조정계수} \end{aligned} \quad (3)$$

이는 신기술서비스라 할 수 있는 인터넷전화의 경우 기존 통화습관 등으로 인하여 실현된 통화량의 변화가 시차를 두고 적응한다고 가정함을 의미한다.

식(2)를 식(3)에 대입하여 정리하면 다음과 같은 실제 구현된 인터넷전화 통화수요에 대한 추정모형을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{Log } Q_t &= \lambda a_0 + \lambda a_1 \text{Log } P_{1t} + \lambda a_2 \text{Log } P_{2t} + \\ &\lambda a_3 \text{Log } P_{3t} + \lambda a_4 \text{Log } Y_t + \lambda a_5 \text{Log } QOS_t \\ &+ (1 - \lambda) \text{Log } Q_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (4)$$

추정 및 해석의 편의를 위하여 (4)의 계수를 재정의하면 다음의 추정식 (5)와 같다.

$$\begin{aligned} \text{Log } Q_t &= C_0 + C_1 \text{Log } P_{1t} + C_2 \text{Log } P_{2t} + C_3 \text{Log } P_{3t} \\ &+ C_4 \text{Log } Y_t + C_5 \text{Log } QOS_t + C_6 \text{Log } Q_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (5)$$

$$C_i = \lambda a_i \quad (i = 0, 1, 2, 3, 4, 5), \quad C_6 = 1 - \lambda$$

식(5)를 추정함에 있어 다른 변수들은 현실적인 값을 적용시킬 수 있으나, 인터넷전화의 통화품질(QOS)에 대해서는 이를 측정하는 계량적 지표가 없기 때문에 부득이 대리변수(Proxy Variable)를 사용하고자 한다. 즉, 인터넷전화 품질수준의 대리변수로 초고속인터넷 가입자수(Sub)와 인터넷전화 사업자수(Corp)를 고려하였다. 그 이유는 초고속인터넷 망은 인터넷전화의 주요한 기초 인프라로서 그 가입자의 증가는 초고속인터넷 및 인터넷전화 품질을 대변한다고 판단했기 때문이다. 아울러 인터넷전화 사업자수 또한 경쟁을 통한 품질향상을 간접적으로 대변한다고 보고 대리변수로 사용하였다.

상기와 같은 부분 적응 모형에서 특정 시점의 통화량은 전기의 통화량의 $(1-\lambda)$ 만큼 영향을 받고 다음 기에는 $(1-\lambda)^2$ 의 영향을 받아 장기적으로 $1/(1-(1-\lambda))=1/\lambda$ 의 영향을 받는다. 즉, 각 변수의 추정계수 $C_i (i=1\dots5)$ 는 단기적인 탄력치를 의미하며, 장기적인 탄력치는 $a_i = C_i/\lambda$ 가 된다. 그리고 λ 의 비율로 조정과정을 거치는 평균조정기간(Average Adjustment Periods, 이하 AAP)은 $(1-\lambda)/\lambda$ 가 된다.

3.2 자료

추정에 사용된 통화량은 인터넷전화가 본격적으로 유료화 된 2001년 6월부터 2004년 12월까지의 월별 통화량으로, 인터넷전화를 통하여 사용한 시내, 시외, 국제, 그리고 LM(Land to Mobile) 통화시간을 사용하였다. 특히 인터넷전화 통화량은 60개의 인터넷전화 제공업체에 수용된 가입자의 통화량으로서 전체 인터넷전화 통화량의 약 70%에 해당한다.

지수산정을 위한 요금지수로는 인터넷전화, 유선전화, 이동전화의 분당 요금의 지수를 이용하였다. 특히 각 통화의 사업자별 요금체계와 요금수준의 변화가 다르므로 이를 가중평균하여 요금지수를 산정하였다. 인터넷전화 요금의 경우 대표적인 19개 업체의 요금을 통화량 가중치를 적용하여 지수를 산정하였다. 즉, 평균적인 통화량인 1,200분 통화시의 분당 통화요금과 기본료를 기준으로 요금지수를 산출하였다. 유선전화요금은 KT의 설비비형 요금을 일관성 있게 적용하였다. 이는 하나로텔레콤 등 기타 유선통신 사업자들의 통화량이나 가입자의 월별 데이터 입수가 어려울 뿐만 아니라 그들의 요금이 KT의 요금과 일정 비율의 격차를 두고 유지되고 있기 때문이다. 그리고 이동전화요금은 SKT, KTF, LGT 3사의 표준 요금을 평균통화량에 대하여 적용하여 지출액을 구하여 가입자수로 가중평균하여 지수를 산정하였다. 또한 소득 자료로는 한국은행에서 분기별로 발표하는 실질 GDP를 인구수로 나눈 1인당 실질 GDP를 사용하였다.

인터넷전화의 통화품질의 경우 초고속인터넷 가입자수와 인터넷전화 누적가입자수를 각각 대리변수로 고려하였다. 초고속인터넷 가입자수 Sub 자료는 정보통신부의 월별 자료를 이용하였다. 그리고 인터넷전화 사업자수 Corp 자료는 본 연구에서 고려된 사업자의 서비스 개시월을 기준으로 작성하였다.

분석에 앞서 변수들 간의 상관관계를 파악하여 다중공선성(multicollinearity) 문제 가능성을 확인하고자 하였다. 다음의 표 3은 변수들 간의 단순 상관관계를 나타내고 있는데 여기서 P_2 가 P_3 , Corp와, P_3 가 Corp와 높은 상관관

계를 보임을 알 수 있고, 따라서 P_2 와 P_3 가 다중공선성의 문제를 야기시킬 가능성이 높음을 알 수 있다.

표 3. 변수간의 상관관계 행렬

구분	P ₁	P ₂	P ₃	Y	Q _{t-1}	Sub	Corp
P ₁	1.00	-	-	-	-	-	-
P ₂	-0.27	1.00	-	-	-	-	-
P ₃	-0.35*	0.95**	1.00	-	-	-	-
Y	0.25	-0.48**	-0.41**	1.00	-	-	-
Q _{t-1}	0.25	-0.87**	-0.82**	0.46**	1.00	-	-
Sub	0.53**	-0.88**	-0.94**	0.47**	0.67**	1.00	-
Corp	0.43**	-0.92**	-0.98**	0.51**	0.76**	0.98**	1.00

주: *는 5% 유의수준에서, **는 1% 유의수준에서 각각 유의

4. 추정결과

본 연구에서는 추정식을 OLS방식으로 추정하였으며 다중공선성과 자기상관의 가능성에 대하여 면밀히 검토하였다. 다중공선성의 판단 지표로는 분산팽창요인(Variation Inflation Factor, 이하 VIF)을 사용하였고 통상적인 기준인 10 이상일 경우 다중공선성이 있다고 판단하였다. 자기상관의 검정은 Durbin-Watson 통계량을 통해 검정하였고 자기상관이 존재하거나 미정영역에 포함될 경우에 한하여 Cochrane-Orcutt (CORC) 방법을 이용하여 추정하였다.

4.1 단계별 추정결과

제1단계 추정은 앞에서 모형 설정시 고려된 모든 설명변수를 포함하여 OLS 방법으로 추정하였다. 추정에서 품질변수의 대리변수로서 초고속인터넷 가입자수, Sub를 적용한 경우를 모형 I-1, 누적 인터넷전화 사업자수 Corp를 적용한 경우를 모형 I-2라 하였다. 제1단계의 모형 I-1과 모형 I-2의 추정결과는 표 4와 같다.

모형 I-1과 모형 I-2에는 본 연구에서 고려하고 있는 모든 설명변수를 포함하고 있는데 R^2_{adj} 가 매우 커서 설명력이 높음을 알 수 있다. 개별 변수들의 경우 P_1 은 유의하며 부호가 적합하게 나타나고 있으나 P_2 의 부호는 유선요금 상승에 따른 대체효과가 기대와 반대로 나타나고 있음을 알 수 있다. 또한 이동전화요금의 경우 유의하지 않게 나타나고 있으며 소득, 품질변수, 시차변수의 경우 유의하게 나타나고 있다. 하지만 P_2 , P_3 , QOS의 경우 VIF가 10을 초과하여 다중공선성을 낳고 있음을 알 수 있다.

표 4. 제1단계 모형 I의 추정 결과

구분	모형 I-1(Sub)			모형 I-2(Corp)		
	추정치(t-값)	β (VIF)	p값	추정치(t-값)	β (VIF)	p값
C_0	-5.98(-1.76)*	-	0.09	4.02(3.02)***	-	0.00
$LogP_1$	-1.18(-5.62)***	-0.17(2.98)	0.00	-0.75(-4.59)***	-0.11(1.55)	0.00
$LogP_2$	-0.39(-1.94)*	-0.15(18.15)	0.06	-0.75(-3.81)***	-0.28(14.42)	0.00
$LogP_3$	0.21(0.18)	0.02(36.08)	0.86	0.60(0.36)	0.06(62.31)	0.72
$LogY$	0.52(2.41)**	0.06(1.73)	0.02	0.40(1.44)	0.04(2.39)	0.16
$LogQOS$	1.47(3.93)***	0.42(34.93)	0.00	0.57(2.78)**	0.38(50.00)	0.01
$LogQ_{t-1}$	0.56(9.99)***	0.56(9.85)	0.00	0.46(10.03)***	0.46(5.44)	0.00
R^2_{adj}	0.987			0.987		
F	514.724			435.303		
$D.W.$	2.318			2.186		
n	42			42		

주) β : 표준화 회귀계수, VIF: 분산팽창요인, n: 샘플수
 *는 유의수준 0.10에서, **는 유의수준 0.05에서, ***는 유의수준 0.01에서 각각 유의

표 5. 제2단계 모형 II의 추정 결과

구분	모형 II-1(Sub)				모형 II-2(Corp)	
	OLS		CORC		추정치(t-값)	β (VIF)
	추정치(t-값)	β (VIF)	추정치(t-값)	β		
C_0	-8.55 *** (-8.70)	-	-8.13 *** (-8.18)	-	3.00 *** (3.75)	-
$LogP_1$	-1.36 *** (-9.22)	-0.20 (1.42)	-1.31 *** (-7.87)	-0.19	-0.96 *** (-5.55)	-0.14 (1.25)
$LogY$	0.53 *** (2.71)	0.06 (1.35)	0.53 *** (2.98)	0.05	0.41 *** (6.70)	0.05 (1.37)
$LogQOS$	1.77 *** (17.16)	0.50 (2.53)	1.69 *** (11.49)	0.45	0.56 *** (13.35)	0.52 (2.95)
$LogQ_{t-1}$	0.63 *** (24.18)	0.62 (1.98)	0.65 *** (18.61)	0.63	0.78 *** (15.43)	0.55 (2.48)
R^2_{adj}	0.986		0.992		0.979	
F	735.570		-		374.154	
$D.W.$	2.442		2.074		2.147	
n	42		42		42	

주) β : 표준화 회귀계수, VIF: 분산팽창요인, n: 샘플수
 *는 유의수준 0.10에서, **는 유의수준 0.05에서, ***는 유의수준 0.01에서 각각 유의

여기서 유선전화 요금지수 P_2 , 이동전화 요금지수 P_3 는 통계적 유의성이 다소 낮을 뿐만 아니라 다중공선성의 문제가 나타나고 있으므로 제2단계 추정에서 우선적으로 배제하고 재추정을 시도하였다. 이때 모형 II-1에서 OLS 추정시 Durbin-Watson 통계량이 비자기상관과 자기상관간 상호 구분이 되지 않는 미정영역에 포함되어 Cochrane-Orcutt 방식인 CORC로 보완하여 재추정하였다. 그 결과 표 5에 나와있듯이 모형 II-1, II-2 모두에서 다중공선성의 문제는 완전히 해소된 것으로 나타나고 있다. 또한 CORC으로 보완하여 추정한 결과, 전체적인 설명력이 높아졌고, 계수의 추정치는 거의 비슷한 수준으로 추정되었다.

4.2 추정결과 분석

모형 II의 추정에서 품질변수의 대리변수인 Sub 와 $Corp$ 중 $Corp$ 로 추정시 장기 가격탄력성이 4.34(0.955/0.22)로서 Sub 하의 3.69(1.311/0.355)에 비하여 다소 높게 나타난다. 이에 따라 모형 II-1 (CORC)을 이용하여 추정한 경우를 가장 바람직한 경우로 간주하고 이를 기준으로 결과를 해석하기로 한다.

첫째, 인터넷전화 통화수요량의 자기 가격에 대한 탄력성을 나타내는 C_1 의 부호가 마이너스 부호를 나타낼 뿐만 아니라 매우 유의하게 나타나고 있다. 이때의 단기 가격탄력성은 1.3, 장기 가격탄력성은 3.7로서 상당히 탄력적인 것으로 분석되었다. 이는 인터넷전화 이용자들이

가격에 매우 민감한 것을 의미한다고 하겠다.¹⁾

둘째, 인터넷전화의 소득탄력성이 0.5로서 크기와 부호가 적절하게 나타나고 있다. 그러나 추정치의 표준화 회귀계수인 β 값이 0.05에 불과하여 품질수준이나 가격 변수가 통화수요에 미치는 영향에 비해 아주 작음을 알 수 있다.

셋째, 인터넷전화의 통화수요량이 시차변수 즉, 전기의 인터넷전화 통화수요량과의 관계를 나타내는 계수 C_6 가 유의하며 추정된 C_6 의 값에서 조정계수 λ 는 0.355임을 알 수 있다. 평균조정기간 $((1-\lambda)/\lambda)$ 을 산출하면 이는 1.8개월로 나타난다. 즉 인터넷전화 수요는 약 2개월 정도의 조정기간을 가짐을 알 수 있고 단기 탄력성보다 장기탄력성의 의미가 더 크다고 할 수 있다.

넷째, 품질수준의 변수를 고려하기 위해 초고속인터넷 가입자수를 대리변수로 사용한 결과 통계적으로 유용한 변수임이 확인되었다. 특히 품질변수 계수의 추정된 β 값이 0.45로 자체 가격 변수의 β 값보다는 월등히 크게 나타난다. 따라서 인터넷전화의 품질이 요금보다 인터넷전화 통화수요의 결정에 있어서 보다 중요한 변수라고 할 수 있다.

표 6. 장·단기 탄력성 및 평균조정기간

구분	모형 II-1 (CORC)	
	단기탄력성	장기탄력성
C_1 (요금)	1.311	3.692
C_4 (소득)	0.526	1.482
C_5 (품질수준)	1.692	4.766
C_6 (시차변수)	0.645	-
AAP (평균적용기간)	-	1.8

5. 요약 및 결론

본 연구에서는 우리나라의 인터넷전화 통화수요합수를 2001년 6월부터 2004년 12월까지의 월별 데이터를 이용하여 추정해 보았다. 이 과정에서 인터넷전화의 통화수요에 영향을 미치는 변수를 파악하고자 하였다. 결과에 대한 시사점을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 일반전화의 통화수요가 요금에 대해 비탄력적인

것으로 추정된 것과는 달리 인터넷전화는 요금에 대해 탄력적인 것으로 파악되었다. 이는 인터넷전화 도입 초기인 동기간 중 인터넷전화를 이용하는 사람들이 가격에 민감하다는 것을 시사하는 것이라 하겠다. 둘째, 인터넷전화 통화수요는 소득에 대하여 비탄력적으로 나타났다. 셋째, 인터넷전화의 통화수요에 품질도 영향을 미치는 것으로 파악되었다. 이는 향후 인터넷전화의 품질이 통화수요에 큰 영향을 미치는 것을 시사한다고 하겠다. 넷째, 인터넷전화 통화수요에 시차변수의 영향이 존재한다는 것을 알 수 있다. 인터넷전화 가입자의 통화량은 설명변수의 변화에 즉각적으로 반응하기 보다는 시차를 갖고 반응하는 것으로 보인다.

반면에 본 연구에서의 모형과 데이터로는 인터넷전화와 유선전화간의 대체성을 밝혀낼 수 없었다. 이는 대상으로 하고 있는 분석기간 중에 인터넷전화의 확산 정도가 아직 미흡하고 본격적으로 유선전화와의 대체가 이루어지지 못하였으며 아울러 전화요금 지수의 엄밀성에 다소 문제가 있기 때문인 것으로 추측된다. 아울러 품질에 관한 보다 타당한 대리변수를 파악할 필요가 있으며 추정 모형을 보다 다양하게 설정하는 등의 작업이 필요하며 이러한 사항은 추후 과제로 남겨두기로 한다.

참고문헌

- [1] 변정욱·김남심·김민정, "인터넷전화 제도화 관련 주요 이슈 및 제도 설명", KISDI 이슈리포트, 05-10, 2005.
- [2] 성낙일, "우리나라 전화통화수요의 가격 및 소득탄력성 추정", 정보통신정책연구, 제6권 제2호, 정보통신정책학회, 1999.
- [3] 이덕희, 권영선, 이동희, "이동통신서비스 수요의 소비자잉여 추정", 정보통신정책연구, 제9권 제2호, 정보통신정책학회, 2002.
- [4] 장범진, 나성현, 이은근, "인터넷전화 시장에서의 상품차별화 전략연구", 연구보고 06-04, 정보통신정책연구원, 2006.
- [5] 정보통신부, 인터넷전화 고시 제2004-53호, 2004.
- [6] 정우수, 국내 통화요금지수의 산출과 이동통신 통화수요의 탄력성 추정에 관한 연구, 동국대학교 박사학위논문, 2003.
- [7] 한국정보통신산업협회, 정보통신산업연보, 2005.
- [8] BellCom, 한국의 VoIP 시장조사, 2005
- [9] DotEcon, "Estimation of Fixed to Mobile Price Elasticities", paper prepared for BT, 2001.
- [10] ITU, The Essential Report on IP Telephony, 2003.
- [11] Taylor, L. D. Telecommunications Demand in

1) 이는 유선전화에 비하여 품질이 떨어지는 인터넷전화의 가격이 상승할 경우 소비자들이 소비를 크게 줄이는 것을 의미한다고 할 수 있다.

Theory and Practice, Kluwer Academic Publishers, 1994.

정 신 량(Shin-Ryang Chung) [정회원]



- 1984년 8월 : 목원대학교 경제학과 (경제학사)
- 1986년 8월 : 고려대학교 대학원 경제학과 (경제학석사)
- 2005년 8월 : 경원대학교 대학원 경제학과 (경제학박사)
- 1986년 7월 ~ 1998년 9월 : 정보통신정책연구원 책임연구원

- 1998년 9월 ~ 현재 : Bellcom 컨설턴트/대표이사
- 2006년 9월 ~ 현재 : 목원대학교 겸임교수

<관심분야> : 정보통신 수요분석, 경쟁전략분석, 정보통신정책

김 용 규(Yong-Kyu Kim) [정회원]



- 1982년 2월 : 서울대학교 경제학과 (경제학사)
- 1987년 1월 : Columbia Univ. 대학원 경제학과 (경제학석사)
- 1992년 5월 : Columbia Univ. 대학원 경제학과 (경제학박사)
- 1992년 6월 ~ 2001년 8월 : 정보통신정책연구원 선임연구위원

- 2001년 9월 ~ 현재 : 한양대학교 경상대학 경제학부 교수

<관심분야> : 정보통신 수요분석, 주파수 정책, 통신서비스 정책