

## 유무선 통신서비스 수요의 계량분석\*

### An Econometric Analysis of the Demand for Fixed-Mobile Telephone Services

안 형 택 (Hyungtaik Ahn)\*\*

박 민 수 (Minsoo Park)\*\*\*

#### 국문초록

본 연구는 유무선 서비스별 통화량과 요금에 관한 월간 시계열 자료를 사용하여 다양한 유무선 통화수요의 자기가격탄력성과 교차가격탄력성을 추정한다. 이를 위해 본 연구에서는 (1) (시내, 시외, LM, M발신), (2) (LL, LM, M발신), (3) (L발신, M발신) 등의 세 가지 체계에 따라 통화수요를 구분하고, 각 체계에 있는 여러 통화수요함수들을 동시에 추정한다. 추정방법은 요금지수의 내생성을 고려하여 다중방정식 GMM(multiple equation generalized method of moments)을 사용한다. 분석결과에 의하면 유선착발신전화의 자기가격탄력성은 통화유형 및 분류방식에 따라 -1.06에서 -2.56의 범위에서 추정된 것에 반해, 무선발신전화의 자기가격탄력성은 그에 비해 상대적으로 작은 값인 -0.52에서 -1.15의 범위로 추정되었다. 유무선 통화는 대부분 통화유형의 분류에 따라 0.5에서 2.0 정도의 범위에서 양의 교차탄력성 값을 갖는 것으로 추정되어 상호 대체성 가설을 뒷받침하였다.

**주제어:** 유무선 통화수요, 자체가격탄력성, 교차가격탄력성, 연립방정식, GMM

※ 논문접수일: 2009. 10. 12, 수정일: 2010. 2. 16, 게재확정일: 2010. 2. 16

\* 이 논문은 2008년도 동국대학교 연구년 지원에 의하여 이루어졌다.

\*\* 동국대학교-서울 경제학과, E-mail: [htahn@dongguk.edu](mailto:htahn@dongguk.edu)

\*\*\* 중앙대학교 경제학부, E-mail: [mpark@cau.ac.kr](mailto:mpark@cau.ac.kr)

**ABSTRACT**

In this paper, we estimate the demand for various fixed and mobile telephone services using monthly time series data. We begin by discussing three different ways of classifying the demand for those services, which are (1) (local, toll, LM, M-originating calls), (2) (LL, LM, M-originating calls), and (3) (L-originating calls, M-originating calls). Then we note that price indices appearing in the demand equations are endogenous, and estimate multiple demand equations of each classification simultaneously using multiple-equation GMM(generalized method of moments). We show that the own price elasticities of the demand for fixed call originating or terminating services range between -1.06 and -2.56, while those elasticities of mobile call originating services range between -0.52 and -1.15. We also show that the cross price elasticities between fixed and mobile phones are positive and range between 0.5 and 2. This result is consistent with the hypothesis of fixed-mobile substitution.

**Key words:** Fixed and mobile telephone demand, Own price elasticity, Cross price elasticity, Simultaneous equations system, GMM

**I . 서론**

1990년대 중반 이후부터 이동전화에 대한 수요가 확산되면서 유선의 시내 및 시외전화에 대한 수요가 대체되는 유무선 대체 현상이 발생하게 되었다. 이동전화 확산의 주요 요인으로는 디지털화에 따른 통화품질의 향상과 SMS·무선인터넷과 같은 다양한 부가서비스의 제공, 단말기의 구입비를 포함한 가입비용의 인하, 유선전화요금에 비해 상대적으로 큰 폭으로 하락한 통화요금, 소득수준의 향상 등 여러 가지가 지목되고 있다. 본 연구는 이 중 통화요금의 변화에 초점을 맞추어 유선과 무선의 유형별 전화 확산의 주를 분석한다. 이를 위해 본 연구는 유무선 서비스별 통화량(MOU)과 요금에 관한 월간 시계열 자료(1996년 1월 - 2006년 12월)를 사용하여 수요의 자기가격탄력성과 교차가격탄력성을 추정한다.

수요의 가격탄력성을 추정하는 연구는 통신시장에 대한 각종 정책의 기초자료로 활용도가 매우 높다. 특히 유무선 서비스들 간의 경쟁과 융합이 진전되고 서비스제공사업자들 간의 인수합병(M&A)이 발생하고 있는 상황에서는 시장지배력에 대한 평가가 중요한 문제일 수밖에 없는데, 수요의 가격탄력성은 시장지배력 평가에 관한 논의의 핵심이다. 최근에 중요 이슈로 대두되고 있는 가계통신비지출과 통신요금에 관한 문제에서도 가격탄력성은 중요한 기초자료일 수밖에 없다. 이러한 연유로 이미 국내외에서 다수의 연구가 유무선 서비스의 수요를 추정하는 실증분석을 시도한 바 있다.

Hausman (2002)은 셀룰러 전화 사업자 설문조사를 통해 구한 1989년에서 1993년의 가입자와 요금 자료를 이용하여 이동전화 수요의 자기가격탄력성이 약 -0.51임을 추정하였다. 국내 시장과 관련하여 Lee & Lee (2006)는 1996년 1월부터 2004년 12월까지 월별 SKT 가입자 수 및 통화량, 그리고 가입비와 통화료로 계산한 대표가격을 이용하여 수요함수를 추정하였다. 이들은 1998년 7월을 기준으로 경쟁 전 기간과 경쟁 후 기간을 나누었는데, 경쟁 전 기간에는 가격탄력성이 -0.92 ~ -0.94로 단위탄력에 가까운데 반해 경쟁 후 기간에는 탄력성이 -0.48 ~ -0.64로 낮아졌음을 보였다. 김동주 외 (2008)는 2002년부터 2005년까지의 월별 데이터를 이용해 이동전화 통화수요의 자기가격탄력성을 -0.75로 추정하였다. 성낙일 (1999)은 1966년~1997년 기간의 시계열자료를 사용하고 가입요금과 소득을 고려하여 시내, 시외 및 국제통화 수요함수를 추정하였는데, 분석결과에 따르면 우리나라 시내통화수요는 가격변동과 무관하며, 시외 및 국제통화수요도 자기가격탄력성이 각각 -0.5 ~ -0.7, -0.6 ~ -0.9로 그리 크지 않은 것으로 나타났다.

한편, 유무선 전화의 대체관계에 대한 기존 문헌들은 가입수요대체에 관한 연구와 통화수요대체에 관한 연구로 구분될 수 있다. 가입대체에 관한 기존연구들은 대부분 유선(무선)전화가입자 수 또는 요금이 무선(유선)전화가입자 수의 증감에 미치는 영향을 분석하였는데, 연구결과는 일치되지 않고 다소 혼재되어 나타난다. 예컨대, 성낙일·김창건 (2002), Rodini, Ward, & Woroch (2002), Hodge (2005) 등은 유무선 간 가입대체가 존재한다는 결과를 도출하고 있으나, 문춘걸 (2001), Barros & Cadima (2000) 등은 대체관계를 찾지 못하였거나 유무선 간 비대칭적인 대체관계가 있다는 결론을 얻었다. 이에 반해 유무선 간 통화대체에 관한 기존연구들은 대부분 자료의 속성에 상관없이 대체성이 존재함을 보이고

있다. 참고로 윤충한·최용제 (1999; 2003), 전영서 (2000), 윤창호 외 (2001), 문상덕 (2003), 안형택·이종화 (2004), Dewenter & Haucap (2004) 등은 실제 시계열 통화량 자료를 사용하였고, 성낙일·김민창 (2002), 성낙일 (2004) 등은 패널자료를 사용하였으며 박민수·안형택·이종관 (2008), Horvath & Maldoom (2002) 등은 설문조사 자료를 사용하였다.

본 연구는 유무선 서비스들의 월별 통화량을 수요량으로 사용하고 다양한 요금상품들을 통화량 비중에 따라 가중평균하여 도출한 요금지수를 서비스의 가격으로 사용한다는 점에서 안형택·이종화 (2004)와 유사하다. 방법론 측면에서도 효용극대화를 추구하는 소비자의 선택 문제를 고려하여 유무선 서비스들을 분류하고 대체성을 추정한다는 점이 안형택·이종화 (2004)와 비교될 수 있다. 그러나 시장점유율 모형을 추정한 안형택·이종화 (2004)와는 달리 개별 서비스들의 수요함수를 직접 추정한다는 점에서 차이가 있다.

이하의 논의는 다음과 같이 구성된다. 제2절에서는 수요함수 추정의 방법론을 제시한다. 특히 유무선 서비스의 분류체계에 대해 논의하며, 불완전 경쟁 하에서 서비스의 가격이 내생변수임을 설명하고 연관 서비스들을 동시에 추정할 필요성을 강조한다. 제3절은 분석에 활용된 자료에 대해 서술하며, 제4절은 추정 결과를 정리한다. 마지막으로 제5절은 논문의 분석결과를 요약하고 분석의 한계에 대해 논의한다.

## II. 모형

### 1. 통화유형의 분류체계

추상적 차원에서 특정 전화서비스에 대한 개별 소비자의 통화수요함수를 다음과 같이 표현할 수 있을 것이다.

$$q = f(p, z, \epsilon) \quad (1)$$

여기에서  $(q, p)$ 는 각각 그 서비스의 수요량과 가격,  $z$ 는 관찰 가능한 수요곡선의 이동요인, 그리고  $\epsilon$ 는 관찰되지 않는 오차항을 나타낸다.

보다 구체적으로 살펴보면, 통화수요는 접속방식에 따라 유선발신-유선착신(LL), 유선발신-무선착신(LM), 무선발신-유선착신(ML), 무선발신-무선착신(MM)으로 구분될 수 있고, LL통화는 지리적 차이에 따라 시내와 시외로 구분될 수 있다.<sup>1)</sup> 또한 수요자의 특성에 따라 가정용과 업무용 수요로 구분될 수 있다. 그러나 그와 같은 통화유형의 구분방식이 통화요금체계와 반드시 일치하는 것은 아니다. 예컨대, 시외전화요금은 본 분석의 자료기간 동안 거리에 따라 차등을 두는 방식이 적용되었고, 다른 통화유형들에 있어서도 사용시간대에 따라 요금이 차별화되었다. 그리고 ML통화와 MM통화의 경우는 접속방식에 차이가 있지만 사용자에게는 동일한 요금이 부과된다. 이와 같이 다양한 통화유형과 요금방식이 존재하는 상황에서 식 (1)의  $(q, p)$ 를 명확히 구분하여 정의하고 측정하는 것은 매우 중요한 일이다. 통화유형을 분류하는 방식은 분석목적에 따라 다르게 적용될 수 있다. 본 논문에서는 다음과 같이 세 가지 분류체계를 사용한다.

첫 번째 방식은 통화유형을 ‘시내, 시외, LM, M발신’ 등 4가지로 구분하는 것이다. 여기에서 M발신통화는 ML통화와 MM통화를 하나의 복합재로 묶은 것인데, 이는 효용극대화를 추구하는 소비자가 요금이 동일한 ML과 MM통화의 사용을 차별하지 않을 것이라는 가정에 입각한 것이다. 즉, 소비자는 요금이 동일하고 통화품질에 별 차이가 없는 ML과 MM통화로부터 동일한 효용을 얻을 것이라는 가정이다. 물론 통신사업자의 입장에서는 두 유형 간 수입금액에 차이가 있으므로 공급량을 결정할 때 두 유형을 구분할 유인이 존재할 수 있다. LL통화를 시내와 시외로 구분한 것은 대부분의 소비자들이 두 서비스의 요금이 다르다는 사실을 인지하고 있기 때문이다. 그리고 이동전화에 의해 시내전화가 대체되는 정도와 시외전화가 대체되는 정도에 차이가 있는지를 분석해 보기 위한 목적이 있기 때문이다. 다른 조건이 동일할 경우 상대적으로 요금이 비싼 시외전화에 있어서 이동전화에 의한 수요대체가 더 크게 나타날 것으로 예상된다. 참고로 성낙일(2004)은 이동전화에 의한 시외전화의 수요대체를 분석한 바 있다.

두 번째 방식은 시내와 시외통화를 하나의 복합재로 묶어 ‘LL, LM, M발신’의 3가지 유형으로 분류하는 것이다. 시내와 시외통화를 하나로 묶는 이유는 두 통화를 구분할 필요성이 시간의 경과에 따라 점차 감소하고 있기 때문이다. 참고

1) 비중이 작은 국제전화는 편의상 논의에서 제외하기로 하며, 유무선 가입자의 통화수요 결정문제와 별 상관없는 공중전화도 논의에서 제외한다.

로 시외통화요금은 90년대 초반까지 거리에 따라 4단계로 차등 부과되었지만 그 이후 3단계 구분으로 바뀌었고 2001년 말부터 2단계로 더욱 단순화되었다. 그리고 무엇보다도 통화량이 많은 30km 이내의 인접통화대역에서 시내전화와 동일한 수준의 요금ی 부과되게 되었으며, 향후에는 나머지 장거리 시외통화에 대해서도 LM통화와 M발신통화와 마찬가지로 전국 단일요금제가 적용될 예정이다. 시내전화와 시외통화가 전화 이용자들의 관성(inertia)에 의해 보완관계를 가질 수 있다는 점도 두 통화를 묶어 분석하려는 이유이다. 무선전화에 비해 유선전화를 쓰는 버릇이 강해지면 시내와 시외를 가리지 않고 이용량이 증가하게 될 수 있다. 실제로 시내외 통화 간 보완관계가 존재하는지 여부는 두 유형의 통화수요 간 교차탄력성을 추정함으로써 확인할 수 있을 것이다. 시내와 시외통화를 하나의 복합재로 간주하고 수요를 추정하는 또 다른 중요한 이유는 전화시장의 범위를 획정하는 문제에서 긴요하게 사용될 수 있기 때문이다. 즉, 유선전화의 고유영역이라 할 수 있는 LL통화수요를 신규 서비스인 LM 또는 M발신통화수요에 대비하여 추정함으로써 시장의 범위를 LL통화 자체로 한정할 수 있는지 아니면 더 넓게 확대시켜야 하는지를 결정하는데 근거자료로 사용될 수 있기 때문이다. 참고로 가장 보편적으로 사용되고 있는 시장획정방법인 SSNIP검정(Small but Significant Non-transitory Increase in Price)은 시장의 경계를 일단 최소한으로 좁게 설정하여 수요의 대체성을 분석하고 수요가 크게 대체될 경우에 범위를 점차 확대시켜나가는 방식이다. SSNIP검정에서 LL통화는 유선전화시장의 최소범위로 사용될 수 있다.

세 번째 방식은 LL과 LM통화를 함께 묶은 L발신통화와 M발신통화의 2가지 통화유형으로 분류하는 것이다. 이는 발신자가 통화요금을 전액 부담해야 하는 환경에서 효용극대화 문제가 편리하지만 요금이 비싼 이동전화로 발신할 것인지 아니면 다소 불편하더라도 요금이 상대적으로 저렴한 유선전화로 발신할 것인지를 선택하는 문제로 단순화될 수 있다는 가정에 근거한다.<sup>2)</sup> 시장획정과

2) 같은 L발신통화라도 LL과 LM 간에는 요금에 차이가 있기 때문에 소비자의 효용극대화 문제에서 LL과 LM을 구분하고 두 가지 L발신통화가 M발신통화에 의해 얼마나 대체되는지를 분석하는 것이 마땅할 것이다. 이 가정은 단순화를 위해 L발신통화를 세분하지 않더라도 이동전화에 의한 유선전화의 통화대체 분석이 이루어질 수 있다는 것이다. 이와 같이 단순화 가정을 도입하는 이유는 여러 통화요금 간의 상관관계가 높아 추정에 어려움을 주기 때문이다.

관련된 문제에서도 LL과 LM통화서비스를 하나의 군집시장(cluster market)으로 간주하고 분석하는 것이 편리하다. 그것은 현재 어떤 유선사업자든 두 서비스를 모두 제공하여 경쟁상황이 별로 다르지 않고 공통가격조건(common pricing constraint)에 직면해 있기 때문이다.3)

## 2. 계량경제모형과 추정방법

통신수요에 대한 구조형 분석(structural form analysis)을 위해 식 (1)에서 제시한 함수  $f(\cdot)$ 의 형태를 구체적으로 명시할 필요가 있다. 이를 위해 앞 항에서 논의된 특정 분류체계를  $J$ 라 표시하고, 그 체계에 따라 분류되는 서비스  $j$ 의 수요함수가 다음과 같은 로그선형모형을 따른다고 가정하자.

$$\ln(q_j) = \alpha_j + \beta_j \ln(p_j) + \beta_{(-j)} \ln(p_{(-j)}) + \gamma_j' z_j + \epsilon_j, \quad j \in J \quad (2)$$

위의 표현에서  $p_{(-j)}$ 는 분류체계  $J$ 에 속한 서비스들 중  $j$ 를 제외한 나머지 서비스들의 가격벡터이며  $z_j$ 는 가격을 제외한 나머지 수요함수의 이당요인을 나타낸다.4)

식 (2)의 로그선형모형에서 수요의 가격탄력성은 상수이다. 서비스  $j$ 의 자기가격탄력성은  $\beta_j$ 이고 그 값은 통상적으로 음수이다. 또한  $\beta_{(-j)}$ 의 각 항들은 교차가격탄력성을 나타내는데, 해당 서비스가 서비스  $j$ 와 대체재인 경우에는 양수, 보완재인 경우에는 음수, 그리고 독립재인 경우에는 0과 같다. 로그선형모형은 가격탄력성이 상수라는 점에서 편리하며, 그 이유로 응용계량경제학 분야에서 가장 보편적으로 활용되고 있다. 그렇지만 사전에 가격탄력성을 상수로 한정하는 것은 강한 가정일 것이다. 이하에서는 식 (2)를 추정할 때 고려해야 할 몇 가

3) 여기에서 공통가격조건이란 유선사업자가 LL과 LM 중 어느 한 통화의 요금을 인상할 때 수요가 M발신통화로 대체되는 현상을 방지하기 위해 다른 통화료를 인하하여야 한다는 것을 의미한다. 참고로 Ofcom (2007)은 진입장벽과 경쟁환경 등이 유사하여 하나의 공통된 가격제약조건에 직면한 서비스들에 대해서는 수요나 공급의 대체성이 제한적이라 하더라도 각각을 별도의 시장으로 구분하지 않고 하나의 군집시장으로 간주한다.

4) 다른 서비스의 가격을 설명변수에 포함하는 이유는 뒷 부분에서 보다 상세히 설명하기로 한다.

지 이슈들을 간략히 논의하기로 한다.

1) 가격의 내생성(endogeneity): 불완전 경쟁 하에 있는 통신시장에서 서비스의 가격  $p_j$ 는 서비스제공사업자의 비용에 의존하는데, 통상적으로 규모의 경제가 존재하는 산업에서 그 비용은 생산요소의 가격과 같은 외생적 요인뿐 아니라 서비스 이용량에 의해서도 결정된다. 따라서 이윤극대화를 추구하는 서비스제공사업자의 서비스의 제공가격은 수요량에 의존하게 되며, 추상적으로 다음과 같이 표현될 수 있다.<sup>5)</sup>

$$p_j = g(q_j, v_j, \eta_j) \quad (3)$$

여기에서  $(v_j, \eta_j)$ 는 각각 관찰 가능한 공급의 외생적 요인과 관찰되지 않는 오차항이다.

식 (3)의 형태를 구체적으로 명시할 경우, 식 (2)와 식 (3)의 연립방정식을 동시에 추정함으로써 서비스제공사업자의 행태를 분석할 수 있고 두 식의 모수들을 효율적으로 추정하는 것이 가능하다. 참고로 Porter (1983)는 Cobb-Douglas 형태의 비용함수를 가정하고 식 (3)을 추정이 편리한 선형의 형태로 명시하였다. 그렇지만 식 (3)의 형태를 명시하는 가정에 오류가 있을 경우에는 식 (2)의 수요함수 추정결과에도 오류가 발생하게 된다. 공급함수 또는 비용함수의 형태를 명시적으로 가정하지 않더라도 도구변수를 이용하여 수요함수를 추정할 수 있다. 이 경우 공급함수를 추정할 수 없지만, 수요의 가격탄력성 추정이라는 본 논문의 취지에 비추어 볼 때 공급함수의 형태를 올바르게 가정함에 따른 추정의 오류를 범하지 않는 것이 더욱 중요하다.

도구변수는 식 (2)와 식 (3)의 외생변수들로 구성되며, 이하에서는  $w \equiv w(z, v)$ 로 표시한다. 도구변수를 이용한 식 (3)의 추정법은 여러 가지가 있다. 본 논문에서는 가장 효율적인 추정방법인 GMM(Generalized Method of Moments)을 사용한다.<sup>6)</sup>

5) 보다 구체적으로 식 (3)의 가격과 수량은 사업자의 한계비용과 한계수익을 일치시키는 값이다.

6) GMM에 대한 상세한 설명은 계량경제학 교과서를 참조하라.



2) 서비스 간의 상호연관성: 앞에서 언급한 분류체계의 어떤 것이든 그에 해당되는 서비스들은 상호 연관되어 있다. 이와 같이 연관된 서비스들 간의 상호 대체성 혹은 보완성 정도를 측정하는 것은 구조형 분석을 하는 중요한 이유에 해당된다. 이러한 배경에서 수요함수의 이동요인인 연관 서비스의 가격을 포함하여 수요함수의 형태를 식(2)와 같이 가정한 것이다. 참고로 기존의 여러 연구들도 이러한 방식으로 유무선서비스 간의 대체성을 추정하였다.

서비스들의 상호연관성 문제와 관련하여 또 한 가지 주목할 사실은 식(2)에서 서비스  $j$ 의 오차항  $\epsilon_j$ 가 연관서비스인  $k$ 의 오차항  $\epsilon_k$ 와 서로 독립이 아니라는 것이다. 즉,  $E[\epsilon_j \cdot \epsilon_k] \neq 0$  ( $j, k \in J$ ). 그 이유는, 오차항이 분석자에게 관찰되지 않는 수요함수의 이동요인으로 해석될 수 있는데, 특정 서비스에 대한 수요함수의 오차항이 연관 서비스의 수요와 상관없다고 가정할 수 없기 때문이다. 오차항들이 상호 독립이 아닌 상황에서 각 서비스의 수요를 개별적으로 추정하는 방법은 비효율적이므로 효율적 추정량을 얻기 위해 식(2)에서 모든 서비스의 수요를 동시에 추정할 필요가 있다. 이에 따라 본 논문은 다중방정식 GMM (multiple equation GMM) 추정방법을 적용한다. 추정방법을 보다 구체적으로 설명하기 위해 식(2)의  $J$ 개의 개별 수요함수들을 다음과 같이 동시에 표현하기로 하자.

$$\ln(q) = A + B \ln(p) + \Gamma Z + \underline{\epsilon} \quad (2')$$

단,  $(q, p)$ 는  $J$ 개의 서비스의 수요량과 가격 벡터,  $Z$ 는 각 서비스의 기타 이동요인들로 구성된 행렬,  $\underline{\epsilon}$ 는 오차항 벡터이며,  $(A, B, \Gamma)$ 는 추정되어야 할 모수들을 나타낸다. 오차항과 상관관계가 없는 도구변수 행렬을  $W$ 라 하면(즉,  $E[W \cdot \underline{\epsilon}] = 0$ ), 식(2')으로부터 다음과 같은 적률방정식(moment equation)을 얻을 수 있다.

$$E[W \cdot (\ln(q) - A - B \ln(p) - \Gamma Z)] = 0 \quad (4)$$

개략적으로 보면 다중방정식 GMM 추정법은 표본에서 식(4)와 가장 근접한 해(解)를 찾는 것이라 할 수 있다.

3) 가입자 1인당 수요와 총수요: 본 논문의 실증분석에 사용되는 자료는 전체 가입자들을 대상으로 하는 총량자료(aggreated data)이다. 총량자료에서 서비스  $j$ 의 전체 통화량( $Q_j$ )는 가입자 1인당 통화량( $q_j$ )와 가입자 수( $s_j$ )를 곱한 값으로 표현될 수 있다. 즉,

$$Q_j = q_j \times s_j \quad (5)$$

이 식을 보면 가격의 변화에 따른 각 서비스의 전체 통화량의 변화가 기존의 가입자들이 가입을 유지하면서 통화량을 조정하는 부분과 신규가입 혹은 가입해지 등으로 가입자의 수가 변화하는 부분으로 구분될 수 있음을 쉽게 알 수 있다.

개별 소비자의 입장에서 볼 때, 가입수요를 결정하는 요인과 통화수요를 결정하는 요인 간에는 차이가 있을 수 있다.<sup>7)</sup> 예컨대, 가입비와 단말기 보조금 등의 변수는 가입수요의 중요한 결정요인이지만 통화수요에 직접적으로 큰 영향을 줄 것으로 예상되지는 않는다. 이처럼 통화수요와는 별 상관이 없으나 가입수요에는 중요한 영향을 미치는 요인은 1인당 통화수요에서 배제될 수 있지만 전체 통화수요의 추정에는 포함되어야 한다. 아쉽게도 본 연구의 실증분석에 사용된 자료는 가입비와 단말기 구입비용 등의 가입수요 결정요인들을 포함하고 있지 않다. 이에 따라 전체 통화수요를 추정한 결과에 누락된 변수의 오차(omitted variable bias)가 발생할 수 있다.

참고로 전체 수요의 가격탄력성은 1인당 수요의 가격탄력성과 가입수요의 가격탄력성을 합한 값이다. 즉,

$$\epsilon_Q = \epsilon_q + \epsilon_s \quad (6)$$

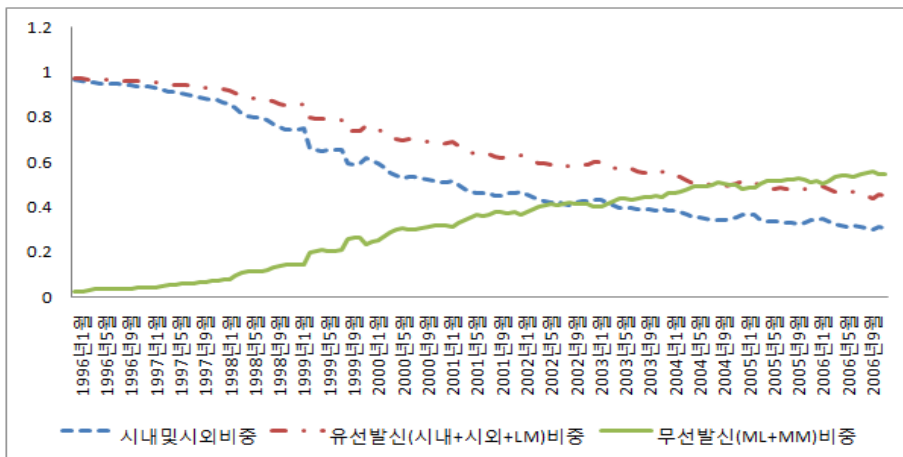
이 식에 의하면 통화요금의 인하되었을 때 그 서비스의 가입수요가 증가하는 경우, 전체 수요의 자체가격탄력성이 1인당 수요의 자체가격탄력성보다 클 것임을 쉽게 예상할 수 있다.

7) 이미 오래전부터 가입수요와 통화수요를 구분하여 분석하는 연구가 이루어져 왔다. 보다 상세한 설명과 관련 문헌에 대한 조사는 Taylor (2002)를 참조하라.

### III. 데이터 및 변수

앞 장의 식 (2')를 추정하기 위해 1996년 1월부터 2006년 12월까지의 월별-유형별 총계 통화량 자료를 종속변수로 사용하였다. 분석기간 동안 통화량을 <그림 1>과 같이 그래프로 나타내보면 그간 유무선 대체현상이 두드러지게 나타났던 것으로 보인다. 보다 구체적으로 살펴보면, 1996년만 해도 전체 통화량의 90% 이상을 차지했던 시내 및 시외전화 사용량은 1997년부터 시내전화 통화량이 빠르게 줄어들면서 2006년 12월까지 30% 수준까지 떨어졌다. 이에 반해 무선발신통화는 1996년 상반기 0.5%에도 못 미치는 수준에서 급속도로 성장하여 2005년 4월에 유선발신통화량을 넘어섰고, 그 비중은 2006년 말까지 약 55%로 증가하였다.

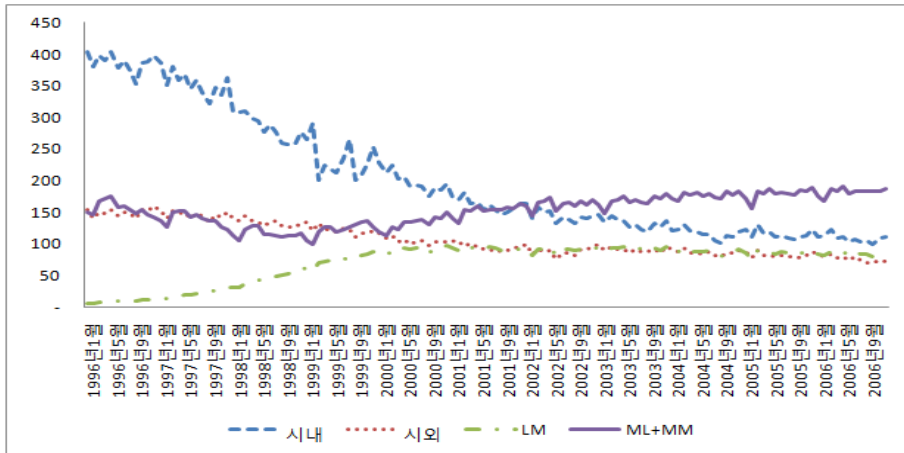
<그림 1> 통화유형별 총통화량 추이



유형별 총통화량의 변화는 가입자의 변화와 가입자 당(유선의 경우에는 가입 가구당) 통화량의 변화에 의해 나타난다. 유선전화 가입가구 수는 해당기간 동안 연평균 2% 가량 증가하는데 머물러 그 변화가 크지 않았다. 따라서 <그림 2>의 가입자 당 통화량 변화추이에 나타나는 것과 같이 총통화량의 감소는 주로 가입가구 당 통화량의 감소에 기인한다. 반면 무선발신통화의 경우 초기에는

급속한 가입자 증가에 의해 주로 이용량이 증가했으나, 2000년대에 들어서 가입자 증가속도가 완만해지면서 가입자 1인당 통화량 증가가 총통화량 증가의 주요인이 되었다.

<그림 2> 통화유형별 가입자 당 통화량 변화 추이



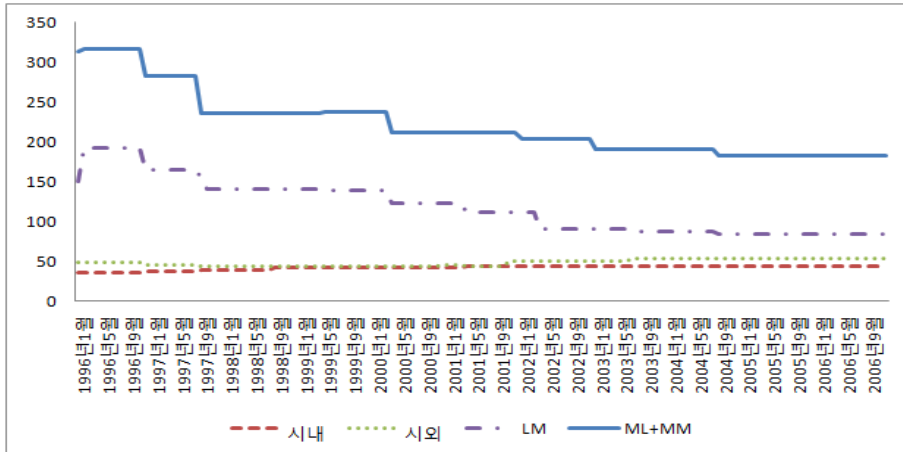
유무선 통화수요를 추정할 때, 각 서비스의 요금 변동을 적절히 반영할 수 있는 요금지수를 산정하는 것은 계량분석을 위한 중요한 사전작업이다. 그러나 대부분의 통신서비스 요금이 기본적으로 이부요금제이고 사업자별로 다양한 요금 상품을 출시하고 있으며 이용자는 자신의 수요패턴에 맞는 요금제를 선택하고 있어 대표적인 요금지수를 산정하는 작업은 간단하지 않으며 산정기준에 따라 요금지수의 값에 차이가 발생할 수 있다. 본 논문의 요금지수는 변정욱 외(2003)와 박민수 외(2007)에서 사용된 방식에 근거하고 있으며, 그 산정방법은 다음과 같다.

시내 및 시외 요금은 유선전화 시장의 지배적 사업자인 KT의 요금을 기준으로 가입가구 당 월 사용분수와 1통화 당 평균 통화시간을 고정하여 산출하였다. 또한 기간 간 요금구조의 차이를 반영하기 위해 기간 별 가입자 수로 가중평균을 했으며, 평상시와 할인시의 통화량 비중으로도 가중을 부여하였다. 전체적인 유선통화 요금지수의 경우에는 각 유형별 유선전화의 통화량으로 가중평균한 값을 계산하여 이용하였다. LM 및 이동전화요금은 이동전화 사업자 별로 차이

가 존재하므로<sup>8)</sup> 각 사업자의 표준요금을 가중평균하여 도출하였다. 수요함수 추정에서는 이와 같이 계산된 모든 요금지수를 소비자 물가지수(consumer price index, CPI)로 나눈 실질요금이 사용되었다.<sup>9)</sup>

<그림 3>에 나타난 통화유형별 명목요금지수의 변화추이를 보면 그간 유선전화 요금과 무선전화 요금의 격차가 지속적으로 줄어들어 왔으며, 이는 주로 무선전화 요금의 하락에 기인하였음을 알 수 있다. 그러나 2006년까지도 여전히 무선전화 요금은 유선전화에 비해 4~5배 정도 비싼 수준이었다. <그림 3>에서 볼 수 있는 요금추세의 또 한 가지 특징은 LM요금과 무선발신(ML과 MM)요금 이 대단히 유사하게 변해왔다는 점이다. 이동전화 사업의 성장에 따른 규모의 경제 실현으로 이동망 원가는 지속적으로 하락했고 정부는 통신요금 인하정책을 펴왔다. 이는 직접적으로 무선발신요금을 하락시키는 동시에 이동망 착신 접속료의 인하를 통해 LM요금 하락의 주요인으로 작용하였다.

<그림 3> 통화유형별 명목요금지수의 변화추이



8) LM통화의 경우 2001년 4월 이후 착신이동사업자에 관계없이 LM통화요금이 동일해졌다.

9) 요금지수 도출에 대한 보다 자세한 설명은 변정욱 외 (2003)와 박민수 외 (2007)을 참조.

서로 유사한 변동성을 가지는 두 변수를 동시에 설명변수로 포함시키는 경우 다중공선성(multicollinearity)의 문제가 발생하게 된다. 실제로 두 변수의 상관계수는 0.97, 두 변수의 로그값 간의 상관계수는 0.98로 상당히 큰 공선성을 가진다. 이러한 공선성의 문제를 피하기 위해 본 논문에서는 LM요금과 무선발신요금을 동시에 포함시키는 대신, 두 요금을 통화량 비중으로 가중평균한 새로운 요금지수( $P_{LM-M}$ )를 일부 추정방법에 사용하였다.

우리나라 이동통신시장은 1997년 10월 3개 PCS 사업자가 상용서비스를 시작하면서부터 본격적인 경쟁체제를 갖추었고, 이때부터 가입자도 크게 증가하였다. 이 시점 이후에 발생했을 것으로 예상되는 통화수요의 체계적 변화를 고려하기 위해서 시기를 구분하는 더미  $D_{after}$ 가 통제변수로 포함되었다. 이 더미변수는 PCS 상용서비스 이전 시기에 0, 이후시기에 1의 값을 갖는다.<sup>10)</sup>

요금의 내생성 문제를 해결하기 위해서는 요금과 관련성을 가지면서 오차항과는 상관관계가 없는 도구변수가 필요하다. 본 논문에서는 이러한 도구변수로 유선과 무선 통신기기의 생산자물가지수, 소비자물가지수, 월별 시간추세(time trend)를 사용하였다. 한국은행에서 매월 측정하여 발표하는 유선 및 무선통신기기의 생산자물가지수는 해당 재화의 도매가격 변동을 반영한다. 유무선 통신장비의 생산자 가격은 사업자의 비용에 영향을 미쳐 요금을 변화시키지만 소비자의 수요와는 상관관계를 가지지 않아 도구변수로 적절하다. 또 소비자 물가지수는 설명변수인 실질요금의 구성요소라는 점에서, 시간추세는 국민소득 등 거시경제적 변화를 대변한다는 점에서 각각 요금과 관련성을 가지나, 외생적으로 결정되는 변수이므로 역시 도구변수로 사용될 수 있을 것이다.

선택된 도구변수들의 유의성은 가격변수를 도구변수 및 외생변수에 대해 OLS 회귀분석한 결과인 <표 1>에서 확인할 수 있다.

10) 국민소득과 우리 경제 전반에 큰 영향을 미쳤던 IMF금융위기도 PCS 도입과 유사한 시기에 발생되었다. 따라서 더미변수의 통화량에 대한 영향은 통신시장의 변화뿐 아니라 경제전반의 변화까지도 반영하는 것으로 이해될 수 있을 것이다.

<표 1> 도구변수에 대한 유형별 요금의 OLS 회귀분석 결과

종속변수 (요금)	설명변수(도구변수)					$R^2$
	유선통신기기 생산자 물가지수	무선통신기기 생산자 물가지수	소비자 물가지수	시간추세	시기구분 더미	
$\ln(P_{시내})$	0.31(14.02)**	-0.62(-11.17)**	0.12(3.38)**	0.01(1.47)	0.01(1.40)	0.999
$\ln(P_{시외})$	0.69(1.99)*	-0.41(-4.71)**	0.31(5.40)**	-0.08(-10.17)**	-0.11(-8.36)**	0.997
$\ln(P_{LM})$	0.36(5.37)**	0.33(1.95)	-0.66(-5.88)**	-0.05(-3.46)**	-0.08(-3.48)**	0.984
$\ln(P_M)$	0.43(8.95)**	-0.37(-3.13)**	0.22(2.83)*	-0.11(-9.84)**	-0.14(-7.82)**	0.998
$\ln(P_{LM-M})$	0.34(6.36)**	-0.29(-2.14)*	0.21(2.37)*	-0.12(-9.96)**	-0.15(-7.35)**	0.996

주: 괄호 안은 t-통계값을 의미함.

\*  $P < 0.05$ , \*\*  $P < 0.01$

#### IV. 추정결과

아래의 <표 2>는 통화유형을 ‘시내, 시외, LM, M발신’ 등 4가지 유형으로 구분하고 수요함수 (2')를 추정한 결과이다. 이 중 첫 번째 열은 가입자 당 통화량을 종속변수로 사용한 추정결과이고 두 번째 열은 가입자 증감을 반영한 총통화량을 종속변수로 사용한 결과를 나타낸다. 일반적으로 통화수요는 가입자 당 통화량을 종속변수로 추정하는 것이 자연스러우나, 가입수요를 포함한 총통화요금에 대해 어떻게 변화하는지를 살펴보는 것도 산업전체적으로는 의미가 있기 때문에 본 연구에서는 두 가지의 종속변수를 이용한 결과를 모두 제시하였다.

가입자당 통화수요의 경우, 네 유형 모두에서 자기가격의 계수는 유의미한 음의 값으로 추정되어 일반적인 예상에 부합하는 것으로 나타났다. 시내전화와 시외전화의 자기가격탄력성은 각각 -2.35, -1.06으로 추정되었는데, 이는 무선과 관련된 LM 및 MM 수요의 -1.81, -0.52에 비해서 상대적으로 큰 값이다. 아직까지 유선전화는 필수재라고 인식되며 요금수준이 낮기 때문에 무선전화에 비해 자

기가격탄력성이 낮을 것으로 예상된다. 그럼에도 불구하고 <표 2>의 결과가 나타난 이유 중 하나는 휴대전화가 야외에서와 같이 대체재를 찾지 못하는 반면 유선전화는 거의 언제나 휴대전화로 대체가 가능하다는 점일 것이다. 시내통화량의 경우 시외전화요금에 대해, 시외통화량의 경우 시내전화요금에 대해 음의 계수값을 가지는 것으로 나타났는데, 이는 시내통화와 시외통화가 서로 보완관계에 있음을 의미한다.

한편 대체관계에 있는 서비스의 가격계수, 즉 시내와 시외전화의 경우 무선요금, LM과 무선전화의 경우 유선요금의 계수는 양의 값을 가져 이들 서비스 간에 대체성이 있는 것으로 나타났다. 다만, LM 수요식에서 시외전화요금 계수 추정치는 음이고, 무선발신 수요식에서 시내전화요금 계수는 양의 값으로 추정되었으나 유의성은 낮았다. 이는 시외전화가 실제로 LM통화의 보완재로 작용했고 시내전화요금의 변화는 무선통화 수요에 별 영향을 미치지 못했음을 반영한 결과일 수도 있으나, 시내요금과 시외요금의 공선성에서 비롯된 왜곡일 수도 있다. 설명변수로 포함된 더미변수의 계수는 0과 유의하게 다르지 않은 것으로 나타나 이동전화시장 경쟁도입이 통화수요에 미치는 영향은 미미했음을 알 수 있다.

이와 같은 결과는 총통화를 종속변수로 한 추정에서도 유사하게 나타났다. 각 추정치는 크기에서 다소 차이가 날 뿐 질적으로는 대부분 동일한 방향과 유의성을 가졌다. 여기에서 한 가지 언급해야 할 점은 추정계수 크기의 변화 방향이다. 총통화량의 탄력성은 가입수요의 탄력성과 가입자당 통화량의 탄력성의 합이다. 대부분의 경우 가입수요와 가입자당 통화량은 같은 방향으로 움직인다. 따라서 총통화량을 종속변수로 한 추정결과는 가입자당 통화량에 대한 추정결과에 비해 절댓값이 클 것으로 예상할 수 있다. 그런데, 시내와 시외통화의 경우 예상과 달리 두 번째 열의 추정치들이 첫 번째 열의 추정치에 비해 작은 절댓값을 갖는다. 이에 대한 한 가지 해답은 유선전화 가입가구 수의 변화추이에서 찾을 수 있다. 무선전화에 대한 유선전화의 상대가격이 비싸졌음에도 불구하고 유선전화의 해지는 많이 일어나지 않았고, 가구 수의 증가로 인해 오히려 유선전화 가입가구는 완만하게 증가했기 때문에 나타난 결과라는 것이다. 실제로 대부분의 가구에서 유선전화를 사용빈도나 상대요금에 크게 관계없이 보유해야 할 필수재로 여겨왔다면, 그러한 설명은 설득력을 가질 수 있다.



앞 절에서 언급했듯이 <표 2>의 결과는 LM요금과 무선발신요금 간에 존재하는 다중공선성의 문제를 피하기 위해서 두 요금을 가중평균한 복합요금을 사용하여 도출했는데, LM과 M통화 수요식에 복합가격이 아닌 자기가격, 즉  $P_{LM}$ 과  $P_M$ 을 각각 사용하더라도 두 식의 계수추정치 크기에만 다소 변화가 생길 뿐 질적으로는 동일한 결과를 얻을 수 있다.

<표 2> 유형별 통화수요 연립방정식 추정결과

종속변수	설명변수	가입자당 통화량	총통화량
$\ln(q_{시내})$	상수	8.72 (36.00)**	25.13(113.43)**
	$\ln(P_{시내})$	-2.35(-4.30)**	-1.56 (-2.60)**
	$\ln(P_{시외})$	-1.64(-4.52)**	-1.46 (-4.48)**
	$\ln(P_{LM-M})$	1.28(13.58)**	1.03 (10.03)**
	$D_{after}$	-0.11(-1.17)	-0.16 (-1.97)*
$\ln(q_{시외})$	상수	6.30(31.60)**	22.68 (129.64)**
	$\ln(P_{시내})$	-1.38(-2.85)**	-0.66 (-1.24)
	$\ln(P_{시외})$	-1.06(-4.35)**	-0.92 (-4.08)**
	$\ln(P_{LM-M})$	0.68(9.05)**	0.44 (5.08)**
	$D_{after}$	-0.07(-1.13)	-0.12 (-2.18)*
$\ln(q_{LM})$	상수	0.21(0.46)	16.61 (34.32)**
	$\ln(P_{시내})$	9.33(8.58)**	10.08 (8.13)**
	$\ln(P_{시외})$	-3.37(-3.79)**	-3.39 (-3.51)**
	$\ln(P_{LM-M})$	-1.81(-8.90)**	-2.04 (-8.65)**
	$D_{after}$	0.01(0.04)	-0.06 (-0.21)
$\ln(q_M)$	상수	4.16(24.04)**	15.01 (25.73)**
	$\ln(P_{시내})$	0.51(1.28)	9.27 (7.36)**
	$\ln(P_{시외})$	1.91(7.35)**	0.29 (0.27)
	$\ln(P_{LM-M})$	-0.52(-7.50)**	-2.86 (-11.66)**
	$D_{after}$	-0.08(-1.25)	0.08 (0.28)

주: 괄호 안은 t-통계값을 의미함.

\* P < 0.05, \*\* P < 0.01

통화유형을 ‘LL(=시내+시외), LM, M발신’의 세 가지 유형으로 구분하고 수요를 추정한 결과는 <표 3>과 같다. 시내 및 시외통화는 발신과 착신이 모두 유선을 통해 이루어진다는 점에서 무선을 통해 착신 또는 발신을 하는 다른 통화와 구분된다. 일반적으로 이용자가 시내와 시외통화 요금을 통틀어 유선전화 요금이라고 받아들이고 유선전화 및 무선전화를 이용하는 습관(habit)을 결정한다면,  $P_{LL}$ 에 대한 타 유형 통화수요의 탄력성이 유무선 대체의 정도를 판단하는 적절한 척도가 될 수 있다. 앞선 <표 1>의 결과에서 나타난 시내외 통화 간 보완관계도 이러한 분류의 정당성을 뒷받침한다. 또 시내 및 시외통화 요금의 가중평균치인 유선요금( $P_{LL}$ )을 이용함으로써 시내와 시외통화 요금의 공선성 문제없이 유선요금에 대한 무선통화의 수요탄력성을 구할 수 있다.

<표 3> 3 분류 통화수요 연립방정식 추정결과

종속변수	설명변수	가입자당 통화량	총통화량
$\ln(q_{LL})$	상수	8.80 (46.65)**	25.30 (139.33)**
	$\ln(P_{LL})$	-2.56 (-5.38)**	-1.69 (-3.68)**
	$\ln(P_{LM-M})$	1.01 (17.22)**	0.80 (14.54)**
	$D_{after}$	-0.06 (-1.42)	-0.06 (-1.42)
$\ln(q_{LM})$	상수	2.76 (5.52)**	19.23 (38.97)**
	$\ln(P_{LL})$	4.36 (2.65)**	5.52 (3.57)**
	$\ln(P_{LM-M})$	-0.64 (-3.00)**	-0.90 (-4.37)**
	$D_{after}$	1.58 (8.03)**	1.55 (7.70)**
$\ln(q_M)$	상수	3.51 (19.84)**	15.87 (39.14)**
	$\ln(P_{LL})$	2.07 (3.83)**	7.36 (5.08)**
	$\ln(P_{LM-M})$	-0.68 (-11.13)**	-2.14 (-9.29)**
	$D_{after}$	-0.37 (-6.58)**	0.92 (5.83)**

주: 괄호 안은 t-통계값을 의미함.

\*  $P < 0.05$ , \*\*  $P < 0.01$

앞의 <표 2>에서와 마찬가지로 각 통화수요에서 자기가격의 계수는 유의미한 음의 값으로 추정되었다. LL통화의 자기가격탄력성의 크기는 <표 2>의 시내전화의 자기가격탄력성 추정치와 별 차이가 없는 것으로 나타났다. 물론 두 경우에 사용된 요금지수가 다르므로 탄력성 크기의 차이를 단순 비교할 수는 없을 것이다. 그러나 LL통화에서 시내전화가 차지하는 비중이 상대적으로 더 크기 때문에 LL통화의 자기가격탄력성이 시내전화의 경우와 근접할 것이라 예상할 수 있다. LL통화수요가 자기가격에 대해 탄력적(-2.56)으로 추정된 결과는 LL통화가 LM 및 M발신 통화에 의해 쉽게 대체될 수 있다는 사실을 뒷받침하는 것이다.<sup>11)</sup> M발신통화의 자기가격탄력성 크기도 앞의 <표 2>의 결과와 별 차이가 없다. 그러나 LM통화의 자기가격탄력성은 <표 2>보다 작은 값으로 나타났다. 무선통화요금( $P_{LM-M}$ )에 대한 유선통화(LL)의 교차가격탄력성은 예상대로 시내전화와 시외전화 탄력성의 중간 정도 수준인 1.01로 나타났다. <표 2>에서 시내전화와 시외전화 요금이 LM과 무선발신통화 수요에 미치는 영향은 엇갈린 결과를 보인 반면 통합유선요금에 대한 이들 통화의 수요는 일관되게 양의 상관관계를 나타낸다.

L발신과 M발신의 두 유형으로 구분하여 탄력성을 추정한 결과는 <표 4>와 같다. 가입자당 통화수요에서 자기가격탄력성은 L발신이 -1.07, M발신이 -1.15로 나타났다. L발신의 탄력성 추정값(-1.07)이 <표 3>의 LL통화수요의 탄력성(-2.56)보다 작게 추정된 것은 LL통화에 비해 L발신 통화의 대체재가 상대적으로 더 축소되었다는 사실과 부합한다. 즉, LL통화에서는 M발신 이외에도 LM통화가 대체재였으므로 자기가격탄력성이 크게 나타났지만, LL과 LM을 하나의 복합재로 묶은 L발신에 대한 수요에서는 대체재가 M발신만으로 한정되므로 탄력성의 크기가 감소한다는 것이다. 통화수요를 두 가지 유형으로 구분하는 경우에도 유선과 무선 간의 대체성이 존재함을 확인할 수 있다.

11) 앞부분에서도 잠시 언급하였듯이, LL통화수요의 자기가격탄력성이 충분히 크다면 시장의 범위를 LL통화보다 크게 확장할 필요가 있게 된다. 그렇지만 유선사업자의 비용에 대한 분석을 하지 않은 상태에서 시장확정 문제를 구체적으로 논의할 수 없으며, 이 문제는 본 논문의 범위를 넘어서는 것이다.

<표 4> 발신별 통화수요 연립방정식 추정결과

종속변수	설명변수	가입자당 통화량	총통화량
$\ln(q_L)$	상수	3.95 (13.99)**	21.76 (69.71)**
	$\ln(P_L)$	-1.07 (-2.90)**	-0.33 (-0.83)
	$\ln(P_M)$	1.20 (23.62)**	0.82 (14.50)**
	$D_{after}$	0.14 (3.32)**	0.08 (1.97)
$\ln(q_M)$	상수	7.59 (16.29)**	30.60 (20.86)**
	$\ln(P_L)$	1.60 (2.98)**	7.84 (4.94)**
	$\ln(P_M)$	-1.15 (-11.09)**	-4.11 (-10.99)**
	$D_{after}$	-0.48 (-6.42)**	0.46 (2.85)**

주: 괄호 안은 t-통계값을 의미함.

\* P < 0.05, \*\* P < 0.01

## V. 결론

본 연구에서는 장기간에 걸친 월별 시계열 자료를 이용해 우리나라 유선 및 무선전화서비스의 수요함수를 추정하고자 하였다. 특히 통화서비스를 시내, 시외, LM, 무선발신을 포함한 다양한 유형으로 구분하여 자기가격탄력성과 유형간 교차탄력성을 구하였다. 다중방정식 GMM 모형을 이용한 분석결과에 의하면 유선착발신전화의 자기가격탄력성은 통화유형 및 분류방식에 따라 -1.06에서 -2.56의 범위에서 추정된 것에 반해, 무선발신전화의 자기가격탄력성은 그에 비해 상대적으로 작은 값인 -0.52에서 -1.15의 범위로 추정되었다. 유무선 통화는 대부분 통화유형의 분류에 따라 0.5에서 2.0 정도의 범위에서 양의 교차탄력성 값을 갖는 것으로 추정되어 상호 대체성 가설을 뒷받침하였다. 유선전화요금에 대한 무선전화수요의 탄력성은 무선전화요금에 대한 유선전화수요의 탄력성보다 다소 높게 나타났으나 그 차이는 크지 않았다.

본 연구는 다양한 유무선 서비스에 대한 수요를 추정하는 방법론을 제시하였으며, 이동전화 시장이 성숙기에 접어든 2000년대 중반까지의 장기시계열 자료

를 이용하여 유형별 유무선 전화서비스의 자기가격탄력성과 교차가격탄력성을 추정하였다는 점에서 의의가 있다. 기존의 몇몇 연구들과 달리 유무선의 모든 음성서비스를 대상으로 모든 사업자들의 통화량 자료를 사용하였다는 점도 추정결과의 신뢰성을 높이는 요인이 될 수 있다. 본 논문의 추정결과는 대체로 예상과 부합하는 것이었다. 그렇지만 이 논문의 추정결과에도 다음과 같은 한계가 지적될 수 있다. 첫째, 통화품질, 소득, 이메일과 SMS를 위시한 음성전화에 대한 대체통신수단 등 음성전화수요에 영향을 미칠 수 있는 요인들이 사용되지 않았다. 특히 이동전화의 경우에는 분석대상 기간 동안 통화품질과 단말기의 성능이 크게 개선된 것으로 판단되는데, 이를 설명변수에 포함하지 못함으로써 통화수요를 실제보다 가격에 더 민감한 것으로 추정하였을 가능성이 없지 않다. 그러나 통화품질 또는 단말기 성능에 관한 자료를 구하는 것은 쉽지 않은 과제이다. 신뢰할 수 있는 월별 소득 자료를 구축하는 것은 어려운 문제이며, 월별 자료가 있다 하더라도 분석기간 동안 실질소득이 다른 변수들과 유사한 추세로 변화하였다는 사실도 추정을 어렵게 하는 요인이다. 둘째, 1996년부터 2006년까지의 장기시계열자료를 사용하였음에도 불구하고 통화요금이 충분한 변동성을 갖지 못하고 통화유형별 요금지수의 추세가 서로 유사하여 수요함수의 추정이 쉽지 않았다. 이 문제는 시계열자료를 사용하여 통화수요를 추정하는 분석에서는 쉽게 극복되기 어려울 것으로 여겨진다. 그럼에도 불구하고 본 연구의 요금지수와 다른 적절한 가격변수를 사용하여 수요함수를 추정하는 연구가 행해질 필요는 있을 것이다.

## 참고문헌

- 김동주·김용규·김상택·최선규 (2008). 정확후생측정 방식에 의한 이동전화서비스의 소비자잉여 추정. 『Telecommunications Review』, 18(1), 183-191.
- 문상덕 (2003). 『통신서비스 수요체계 추정과 요금제도에 대한 후생적 평가』, 서울대학교 경제학 박사학위 논문.
- 문춘걸 (2002). 통신서비스 시장에서의 유무선 가입자 대체. 『응용경제』, 4(1), 5-27

- 박민수·이종관·안형택·임동민 (2007). 『유무선 통화서비스 대체성에 대한 실증분석과 정책적 시사점』. (연구보고 07-05). 경기 과천: 정보통신정책연구원(KISDI).
- 박민수·안형택·이종관 (2008). 컨조인트 설문을 이용한 유무선 전화서비스 대체성 분석, 『Telecommunications Review』, 18(5), 876-885.
- 변정욱·이종화·이상규·안형택·김종진·김남심 (2003). 『유무선전화의 대체성에 관한 계량적 분석』. (연구보고 03-15). 경기 과천: 정보통신정책연구원(KISDI).
- 성낙일 (1999). 우리나라 전화통화수요의 가격 및 소득탄력성 추정. 『정보통신정책연구』, 6(2), 1-20.
- \_\_\_\_\_ (2004). Fixed-Mobile Call Substitution: Evidence from Korean Long-Distance Markets. 『응용경제』, 6(3), 181-200.
- 성낙일·김민창 (2002). 시외통화 수요함수의 추정을 통한 시도간 시외통화와 이동전화의 대체관계에 관한 연구. 『국제경제연구』, 8(3), 227-247.
- 성낙일·김창건 (2002). 우리나라 이동전화와 유선전화의 가입수요 대체에 관한 연구. 『산업조직연구』, 10(3), 1-24.
- 안형택·이종화 (2004). 통화수요에서의 유무선대체 현상에 대한 계량분석. 『Telecommunications Review』, 14(2), 281-291.
- 윤창호·전병현·이영수·송영웅·김방용 (2001). 유무선 통신서비스 수요대체현상에 관한 연구. 『한국국제경제학회 동계학술대회 발표논문』, 2001(1), 95-314.
- 윤충한·최용제 (1999). 시내전화와 이동전화의 수요대체현상에 대한 실증분석. 『경제학 연구』, 47(4), 29-46.
- \_\_\_\_\_ (2003). 이동전화와 시내전화 간 대체 및 외부 효과. 『경상논집』, 22(1), 49-62.
- 전영서 (2000). 유무선 전화서비스 간의 수요대체에 관한 연구. 『국제경제연구』, 6(2), 175-193.
- Barros, P. P., & Cadima, N. (2000). The impact of mobile phone diffusion on the fixed-link network. *C.E.P.R. Discussion Paper, No. 2598*.
- Dewenter, R., & Haucap, J. (2004). Estimating Demand Elasticities for Mobile

- Telecommunications in Austria. *Discussion Paper, No.33*.
- Hausman, J. A. (2002). Mobile Telephone. In M. E. Cave, S. K. Majumdar and I. Vogelsang (Eds.), *Handbook of Telecommunications, Volume 1* (pp.564-603). Amsterdam: North-Holland.
- Hodge, J. (2005). Tariff structures and access substitution of mobile cellular for fixed line in South Africa. *Telecommunications Policy, 29(7)*, 493-505.
- Horváth, R., & Maldoom, D. (2002). Fixed-mobile substitution: a simultaneous equation model with qualitative and limited dependent variables. *DotEcon Discussion paper, DB No.02/02*.
- Lee, D. H., & Lee, D. H. (2006). Estimating consumer surplus in the mobile telecommunications market: The case of Korea. *Telecommunications Policy, 30(10-11)*, 605-621.
- Ofcom (2007). Review of the wholesale broadband access markets 2006/07. Retrieved March 23, 2009, <http://www.ofcom.org.uk/consult/condocs/wbamr/wbamr.pdf>
- Porter, R. H. (1983). A study of cartel stability: The Joint Executive Committee, 1880-1886. *Bell Journal of Economics, 14(2)*: 301-314.
- Rodini, M., Ward, M. R., & Woroch, G. A. (2003). Going Mobile: Substitutability between Fixed and Mobile Access. *Telecommunications Policy, 27(5-6)*, 457-476.
- Sung, N. K., & Lee, Y. H. (2002). Substitution Between Mobile and Fixed Telephones in Korea. *Review of Industrial Organization, 20(4)*, 367-374.
- Taylor (2002). Customer Demand Analysis. In M. E. Cave, S. K. Majumdar and I. Vogelsang (Eds.), *Handbook of Telecommunications, Volume 1*. The Amsterdam: North-Holland.