

국내 이동전화 통화수요의 요금탄력성 추정에 관한 연구

정회원 정우수*, 조병선**

A Study on Price Elasticities of mobile telephone Demand in Korea

Woo-Soo Jeong*, Byung-Sun Cho** *Regular Members*

요 약

본 연구는 2000년 1월부터 2005년 12월까지의 월별 시계열 자료를 이용하여 통화수요의 요금탄력성을 추정하고 분석하는 것을 목적으로 한다. 본 연구에 사용된 데이터는 M발신통화량, M발신요금지수, L발신요금지수, 소득수준, 가입자수 등의 자료가 이용되었다. 본 연구에서는 요금탄력성의 추정을 위하여 크게 두가지 계량적 방법을 사용하였다. 첫번째는 설명변수에 종속변수의 시차를 고려한 동태적인 로그선형모형을 일반화된 적률추정법(GMM)을 이용하여 장·단기 탄력성을 추정하였다. 두번째는 Box-Cox변환모형을 응용하여 시간의 변화에 따른 요금탄력성의 변화추이를 추정하였다. 연구결과 L발신요금지수는 요금탄력성의 중요한 변수로서 포함하지 않은 경우 과대추정될 수 있음을 알 수 있었다. Box-Cox변환모형을 이용한 추정결과 요금탄력성은 시간의 경과에 따라 감소하는 추세를 나타내고 있었으며, 이는 이동통신서비스가 점점 더 필수재로 전환을 하고 있는 것을 나타내는 것으로 분석된다.

Key Words : 이동전화, 요금탄력성, GMM, Box-Cox 변환, 요금지수, 통화수요

ABSTRACT

This paper is to estimate and analyze the price elasticities of demand for mobile calls. We used the data for the period from January 2000 to December 2005 on a monthly basis. Data used are call minutes to mobile-originating(ML+MM), tariff for dispatch of fixed and mobile calls(P_L, P_M), income(Y), and subscriber for mobile(N). In order to provide robust estimates of price elasticities, we have used two different econometric models. One is a Dynamic model which includes a lagged dependent variable and so can differentiate between long-run and short-run price elasticities using the Generalized Method of Moments(GMM). The other is a Box-Cox transformation model which is one of the most useful methods. Box-Cox transformation model shows that elasticity changes with the lapse of time. The results are as follows : Not including the price indices for land-originating, the estimate is overestimated otherwise. In Box-Cox transformation case, price elasticity had been steadily declining. And this result shows that mobile services had been changed necessities increasingly in Korea.

* 한국전자통신연구원 IT기술전략연구단 (wsjeong@etri.re.kr)

** 한국전자통신연구원 IT기술전략연구단 (tituscho@etri.re.kr)

논문번호 : KICS2007-01-010 접수일자 : 2007년 1월 10일, 최종논문접수일자 : 2007년 6월 13일

I. 서론

국내 이동전화시장은 '97년 10월 3개 PCS사업자가 추가로 진입하면서 더욱 경쟁적으로 되었다. 시장경쟁은 더욱 심화되었고 가입자수는 더욱 빠른 속도로 증가하였다. 이동전화시장의 규모가 짧은 기간동안 커질 수 있었던 것은 이용요금의 인하와 단말기 보조금의 지급 등이 중요한 역할을 하였을 것이다. '00년 6월 정보통신부의 단말기 보조금의 지급금지 결정이 있는 후 가입자수의 증가는 다소 주춤하였지만 이용자의 통화량은 여전히 증가하는 추세이다. 이는 이용료의 인하와 더불어 서비스의 품질개선이 소비자의 성향에 큰 영향을 주어 수요를 변화시키는 작용을 했을 것이라고 추측된다. 뿐만 아니라 최근에는 네트워크 고도화와 단말기술의 발전에 따라 무선인터넷에 대한 수요가 점차 확대되어 가고 있다. 이에 따라 조만간 이동통신시장에서 데이터부문이 음성부문을 추월할 것이라는 견해가 커지고 있으며 사용자도 무선인터넷 사용을 통해 편의의 충족이 확대되고 있다. 또한 이동통신서비스가 국민생활에 있어 필수재로서 자리매김 하는 정도가 심화됨에 따라 이동통신서비스의 적정요금수준과 구조에 대한 소비자와 정부, 사업자 등의 이해관계는 주요한 이슈가 되고 있다. 다양한 이해관계속에서 궁극적인 목적이 훼손되지 않는 가운데 이동통신서비스가 창출하는 사회후생이 어느 정도이고, 어떻게 분배되고 있으며, 또한 고려되고 있는 정책수단이 사회후생에 어떠한 변화를 가져올 것인가 등에 대한 사항은 중요한 부분이다. 따라서, 객관적으로 정보를 제공할 수 있는 사회과학적인 분석방법의 개발은 본 연구의 목적과 부합한다고 할 수 있다. 이와 같이 빠르게 변화하고 있는 이동전화시장에서 과학적인 연구방법을 통해 통화수요함수를 추정하는 것은 이론적으로 그리고 정책적 측면에서 커다란 의미를 가진다고 할 수 있다. 이러한 배경에서 본 연구의 목적은 국내 이동전화 통화량과 주요 요인변수의 시계열 자료를 이용하여 이동전화 사용에 따른 통화수요의 탄력성을 추정하기로 한다. 통화수요 탄력성 추정은 사회후생 측정을 위해 필요한 지표로서 가치가 있다고 할 수 있다.

본 연구의 II장에서는 통화수요 함수에 대한 연구흐름을 기존 국내의 사례를 통해 살펴보도록 한다. III장에서는 연구개요, 추정에 사용된 자료, 요금탄력성의 추정모형에 대하여 상세히 논의한다. IV장에서는 추정결과를 통하여 기존연구와의 차이점 및 시사점 등을 상세히 다루도록 한다. V장 결론에서는 전체 내용에 대한 정리를 하였다.

II. 통화수요 함수에 대한 연구흐름

통신서비스에 대한 탄력성 추정은 수요분석 연구에 핵심적인 부분일 뿐만 아니라 통신정책 결정을 위한 주요 지표로 활용된다. 그러나, 통신서비스에 대한 탄력성 추정은 단순히 요금과 가입자 혹은 통화량을 통해서 얻어질 수 있는 쉬운 문제가 아니다. 본 연구에서 다루고자 하는 이동전화 통화수요의 탄력성을 추정하기 위해서는 통화량, 요금지수, 소득수준, 가입자수 등 다양한 변수의 정보가 필요하며, 변수간에 내생적으로 작용하는 요인을 고려하여야 한다. 특히, 요금지수는 규제기관이 이용자의 후생증대라는 경쟁정책의 성과를 판단하는 가장 중요한 지표로서 산정이 쉬운 일이 아니다.^[1]

국내에서 전화의 가입수요 및 통화수요 함수에 관한 연구는 성낙일(1999), 안형택(2000), 염용섭 외(2001), 이덕희 외(2002), 성낙일 외(2002), 김용규 외(2003) 등이 있으나, 이동전화의 통화수요 탄력성에 관한 연구는 통계자료의 제약으로 인하여 많지 않은 편이며, 소비자잉여를 추정하기 위한 탄력성의 가정이나 상수탄력성을 추정하는 정도이다. 성낙일(1999)의 연구에서는 1996-1997년 동안의 시계열 자료를 이용하여 시내, 시외, 국제전화 등의 통화수요함수를 로그선형모형을 이용하여 추정하였다. 통화수요는 통화요금, 여타 소비재 가격, 소득수준, 가입요금 등의 함수로 구성하였다. 분석방법으로는 수요함수의 잔차들을 이용하여 오차항의 1차 자기상관계수를 산정한 후, Cochrane-Orcutt방법을 사용하여 자료를 변형하였다. 변형된 자료에 다시 통상 최소자승추정법을 적용하여 각 수요함수의 잔차를 구하고, 이 잔차를 다시 이용하여 오차항간의 동일시점 상관관계를 추정하였다.^[2] 안형택(2000)의 연구에서는 설문자료를 이용하여 이동전화서비스의 가입과 이용에 관한 수요함수를 분석하였다. 분석방법으로 수요함수의 구체적 형태를 가정하는 모수적 접근법(parametric approach)과 형태를 가정하지 않는 비모수적 접근법(nonparametric approach)을 제시하였다. 그리고 이동전화서비스의 수요를 현재의 가입수요와 이용수요, 그리고 미래의 잠재적 가입수요 등 세가지로 구분하여 추정하였다.^[4] 염용섭 외(2001)의 연구에서는 통신서비스의 소비자 효용분석을 위해 단위탄력성을 가정한 경우와 2000명의 설문을 통해 탄력성을 추정하였다.^[6] 이덕희 외(2002)의 연구에서는 이동통신서비스 수요의 소비자 잉여를 측정하기 위하여 가입수요 및 통화수요의 탄력

표 1. 국내의 이동전화서비스 통화수요의 탄력성 추정 사례[1,6,7,11,14,15,19]

구분	추정모형	탄력성(ϵ)	분석기간	사용데이터	
Dineen(2000)	SURE	0.47	96.3Q-99.4Q	통화량, 가격(ARPM), 가입자수, 사업자별 매출액	
ACA(2001)	-	0.25/0.5/1.0	'95-'96 '99-'00	임의적 가정	
DotEcon(2001)	단순 로그선형	낮	0.41	97.1-01.2	통화시간(분), 실질통화요금, 가입자수, 실질가계소득
		저녁	0.85		
		주말	0.54		
	동태적 로그선형	낮	0.42(장기) 0.26(단기)		
		저녁	1.22(장기) 0.35(단기)		
		주말	0.24(장기) 0.05(단기)		
Rodini et al(2003)	Logit model	0.43/0.43	'00-01	이용가격(유무선), 소득수준,	
염용섭외(2001)	-	1.0	2001.9	단위탄력가정	
		0.896		2000명대상 설문조사	
이덕희외(2002)	로그선형	0.898	96.1-97.9	요금지수, 소득수준, 가입자수, 통화시간	
		1.185	97.10-01.12		
김용규외(2003)	로그선형	0.74	00.1-02.5	통화분수,요금지수,월별근무일수	

성을 추정하였다. 분석모형으로 로그선형 모형을 사용하였으며, 요금지수, 소득수준, 가입자수, 통화시간 등을 변수로 사용하였다.^[7] 성낙일 외(2002)의 연구에서는 신규 및 누적 가입수요 모형을 통하여 가격, 소득 등 다른 변수의 영향을 통제함으로써 가입수요에 변화를 줄 수 있음을 설명하였다. 또한, 유선전화와 이동전화에 대체관계에 있다는 사실을 통해 통신시장의 공공정책에 대해 매우 중요한 시사점을 제시하였다.^[3] 김용규 외(2003)의 연구에서는 로그선형모형을 이용하여 이동전화서비스 수요의 탄력성을 추정하였으며, 통화량, 요금지수, 근무일수, 시간추세 등을 변수로 사용하였다.^[11]

국외의 가입수요 및 통화수요 함수에 대한 연구로는 Hausman(1997), Dineen(2000), ACA(2001), DotEcon(2001), Rodini et al(2003) 등이 있다. Hausman(1997)의 연구에서는 1989-1993년 기간동안 셀룰러 이동전화서비스에 대한 수요를 계량적으로 분석하여 가격탄력성 등을 추정하였다. 그 결과 셀룰러 이동전화의 경우 가격탄력성¹⁾이 낮게 나타났으며, 셀룰러 이동전화처럼 탄력성은 낮고 수요는 높은 경우 소비자 후생에 대한 효과는 더욱 크며, 셀룰러 이동전화에 소비자물가지수 구성에 포함하지 않을 경우 편익이 높게 나타남을 제시하였다.^[16] Dineen(2000)의 연구는 분기자료를 이용하여 통화량, 가입자수, 요금, 매출액 등의 변수를 SURE 모

형을 이용하여 장기탄력성을 추정하였다.^[14] ACA(2001)의 연구에서는 임의적으로 통신수요의 가격탄력성을 1, 0.75, 0.5의 세가지로 가정하고 각각에 대한 소비자 편익의 시기별 변화를 추정하고자 하였다.^[9,11] DotEcon(2001)의 연구는 유선-무선(FTM ; Fixed to Mobile)에 대한 가격탄력성을 추정하였다. 추정모형은 단순 정태모형(simple static model)과 종속변수의 시차변수를 설명변수로 하는 동태모형(dynamic model), 그리고 오차수정모형(ECM ; Error Correction Model) 등을 다루었다. 정태모형을 통하여 장기 가격탄력성(Long run price elasticity)을 추정하였고²⁾, 동태모형을 통하여 장·단기 가격탄력성을 추정하였다. 오차수정모형으로는 단기 가격탄력성(short run elasticity)을 추정하였다. DotEcon(2001)에서 종속변수의 시차변수를 설명변수로 하는 동태모형을 통하여 장·단기 탄력성을 추정하였으나, 장·단기 탄력성 추정시 설명변수의 구성이 제한되어 있다.^[15] Rodini et al(2003)의 연구에서는 미국 294개 도시를 대상으로 2000-2001년 기간동안의 분기 패널자료를 이용하여 통신서비스에 대한 유무선 대체정도를 추정하고자 하였다. 분석방법으로 로짓모형(logit model)을 사용하여 유무선 접속에 대한 가격탄력성을 추정하였다.^[19]

국내외 탄력성 추정에 대한 연구흐름을 살펴보면, 이동전화의 통화수요 탄력성에 관한 대부분의 연구

1) 가격탄력성은 최소자승추정법을 사용한 경우 -0.41 도구변수를 사용한 경우 -0.51이 추정됨

2) 정태모형은 단기적 관계를 이끌어내지 못하므로 단기 탄력성을 추정할 수 없다.

는 선형의 장기탄력성을 추정하는 것이었으며, 통화수요의 탄력성 추정에 대한 변수의 제약이 있음을 알 수 있었다. 따라서, 본 연구에서는 통계적 요금지수로부터 통화량 자료를 가중치로 사용하여 산정된 요금지수와 통화량데이터를 이용하여 통화수요의 가격탄력성을 추정하고자 한다. 시차변수를 적용한 로그선형 모형을 추정함으로써 장·단기 탄력성을 추정하고, Box-Cox 변환모형을 이용한 비선형모형을 이용하여 시간의 변화에 따른 탄력성의 변화추이를 추정하고자 한다. 표 1은 국내의 이동전화서비스 통화수요의 탄력성 추정사례를 정리하였다.

III. 연구방법

3.1. 연구개요

국내 이동통신시장은 주파수(Radio Frequency)를 근간으로 무선통신서비스가 가장 큰 비중을 차지하며, 빠르게 성장하고 있다. 1990년대 중반 급격한 기술발전, CDMA의 상용화, 경쟁체제의 도입 등을 계기로 오늘날 국가경제를 선도하는 산업으로 자리 잡고 있다.¹⁾ 국내 이동통신산업은 금융, 자동차, 건설 등 다양한 산업분야와 결합을 하면서 신규 서비스를 창출하고 산업전반에 활력을 불어넣고 있다. 또한, 이동전화는 국민생활에 있어 필수재로서 자리매김 하는 정도가 심화되고 있다.²⁾ 그럼에도 불구하고 적절한 이동통신서비스의 요금수준을 둘러싸고 소비자와 이동통신사업자 및 정부 간에 적지 않은 논란이 일고 있다. 이것은 이동통신서비스가 창출하는 사회후생이 어느 정도이며, 경쟁활성화 이후에 어떻게 변화되었는가에 대한 이해당사자들간에 생각이 다르기 때문에 발생하는 문제라고 볼 수 있다.³⁾ 따라서, 이러한 논란의 시각차이를 줄여줄 수 있는 정량화된 정보의 제공이 필요하며, 후생측정의 근간이 될 수 있는 통화수요에 대한 가격탄력성의 추정은 중요한 부분이 될 것이다.

본 연구는 두가지 방법을 통하여 통화수요의 가격탄력성을 추정하고자 한다. 첫 번째, 통화량의 가중치를 적용한 요금지수를 산정³⁾하고 이를 이용하여 시차변수를 적용한 동태적인 로그선형 모형을 효율적인 추정방법인 일반화된 적률추정법(GMM)을 이용하여 장·단기 탄력성을 추정하고자 한다. 기존의 연구는 탄력성이 일정하다는 정태적인 장기탄력

성을 추정하는 것인데 반해, 본 연구는 특정시점의 단기탄력성이 다음시점에 영향을 미치는 동태적인 분석을 이용한 장·단기 탄력성을 추정하는 것이다. 또한, L발신요금지수의 유무에 따른 요금탄력성의 차이를 통해 추정된 탄력성의 과장여부를 살펴볼도록 한다. 두 번째, Box-Cox 변환모형을 응용하여 시간의 변화에 따른 탄력성의 추이를 살펴볼도록 한다. 기존의 연구에서는 상수 탄력성 추정을 통해 일정기간동안의 탄력성이 일정한 것으로 가정하였는데, 본 연구에서는 시간의 변화에 따라 탄력성이 어떠한 방향으로 변하는지를 추정하도록 한다.

3.2. 추정에 사용된 자료

본 연구에서는 국내 이동전화 시장의 경쟁이 어느정도 성숙된 2000년 1월부터 2005년 12월 동안의 월별 시계열자료를 사용하였다. 실질적으로 이동통신서비스가 유선전화서비스에 필적하는 전달매체로 보편화되기 시작한 시점은 PCS 3사가 시장에 진입하여 활동한 '97년 10월 이후이다. 그러나, 이동통신시간 인수 허용이 2000년부터 진행되기 시작하여 2001년 한솔엠닷컴 합병이 이루어지고, 2002년 신세기통신의 합병이 이루어진 통신시간 생존경쟁이 가장 심한 시기로서 그 시작에 해당하는 2000년을 분석의 시작시점으로 선정하였다. 추정에 사용된 자료로는 SK텔레콤(신세기통신 포함), KTF(한솔엠닷컴 포함), LG텔레콤 등 국내 이동전화의 총가입자수, 총 M발신통화량(ML+MM), M발신요금, L발신요금, 소득수준⁴⁾ 등이 사용되었다. 사용된 시계열 자료에 대하여 가성회귀 현상(spurious regression)을 갖는 불안정 여부를 파악하기 위해 단위근 검정⁵⁾을 실시한 결과 소득수준과 통화량 자료를 제외한 변수 모두 단위근이 존재하였다. 그러나, 자료들의 공적분 검정⁶⁾을 실시한 결과 1%수준에서 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하였다. 따라서 모형이 장기적인 균형관계가 있는 것으로 판명되었다.⁷⁾ 즉, 개별시계열이 단위근을 가지고 있더라도 시계열간에 가성적 관계가 성립하지 않을 조건을 충족시킴으로써 분석결과가 의미를 가지게 된다.

3) M발신요금지수와 L발신요금지수에 대해서는 "2.추정에 사용된 자료"를 참조할 것

4) 대리변수로 실질국민총소득 자료를 사용하였다. 분석모형에서 1인당 통화량에 대한 분석의 경우 실질국민총소득을 인수로 나눈 1인당 실질국민총소득 자료를 사용하였다.
5) 단위근 검정을 위한 방법으로 Augmented Dickey-Fuller Test를 사용함
6) 공적분 검정을 위한 방법으로 Johansen Cointegration Test를 사용함
7) 단위근 검정과 공적분 검정의 결과는 부표 1, 부표 2를 참고할 것

3.2.1. 통화수요

통화수요(Q_t, q_t)는 M발신 통화량(ML+MM)을 사용하였으며, 측정단위는 통화시간(분)을 사용하였다. 또한 통화수요는 모형에 따라 1인당 통화량(q_t)과 전체통화량(Q_t) 두 부분으로 나누어 이용하였다. 여기서 1인당 통화량은 전체통화량을 가입자수로 나누어 구하였다.⁸⁾ 월별 통화량은 통화분수의 성장이 완만하게 증가하고 있다. 또한 통화량은 7,8월과 12월에 상대적으로 많고, 2월과 9월에 상대적으로 적게 나타났다.(부록 그림 1, 2참조) 2000년 1월과 2005년의 12월의 M발신 통화량(Q_t)을 비교하여 살펴보면 2.67배 증가한 것으로 나타났다.

3.2.2. 이용요금

이용요금(P_t)은 M발신요금(P_{Mt})과 L발신요금(P_{Lt})을 이용하였다. M발신요금은 지난 10여년간 지속적으로 인하되어 왔으며, 사업자별로 다양한 요금제가 존재하는 관계로 정확하게 산출하기가 어려운 부분이다. 본 연구에서는 통계청에서 제공하는 각 사업자별 요금지수를 각 시점에서의 통화량 자료와 통화료에 대한 정보를 사용하여 분당 실질요금으로 산출된 요금지수를 사용하였다. 요금지수 산정을 위해 통계청에서 제공하는 2000년 1월부터 2005년 12월 기간동안의 시내전화, 시외전화, 공중전화, LM전화, 이동전화 등의 2000년을 100으로 하는 상대적 요금지수를 분당 실질요금지수로 바꿀 필요가 있다. 이를 위해 안형택 외(2004)의 연구에서 산정한 분당 실질요금지수의 2002년도 요금지수를 대표요금지수로 사용하여 재산정하였다.⁹⁾ 그리고, 재산정된 각각의 요금지수를 2002년 통화량의 가중치를 적용하여 이용요금(P_{Mt}, P_{Lt})을 산정하였다. 2002년도 요금지수를 사용한 이유는 본 연구가 2000년부터 2005년 기간동안을 분석하기 때문에 대표요금으로 중간에 해당되는 2002년 요금지수를 사용하였다. 가중치 적용부분에 있어서 먼저 2002년 통화량 가중치를 적용하여 L발신요금지수(P_{Lt})에 적용하였는데, 사용된 통화량 가중치는 PLL : PLM = 0.823 : 0.177 을 적용하였다.¹⁰⁾ 또한 PLL을 산정

하기 위하여 사용된 시내 : 시외 : 공중전화의 가중치인 61.2 : 36.4 : 2.4는 2002년 통화량 기준 평균 시장점유율을 나타내며, 이를 적용하였다.[6] 그 결과 M발신요금(P_{Mt})과 L발신요금(P_{Lt})이 도출되었다. 본 연구에서 사용된 요금지수는 분당 실질요금을 나타낸다.

M발신통화 요금이 L발신통화 요금 보다 크게 인하되는 추세를 나타내었다.[부록 그림 3 참조] L발신요금이 M발신요금보다 인하가 적게 나타나는 것은 L발신요금에서 차지하는 LM요금의 비중이 상대적으로 작기 때문이다. 그리고 2002년 12월을 기준으로 요금수준을 비교하여 볼 때 M발신요금이 L발신요금보다 3.63배 높은 것으로 나타났다.

3.2.3. 가입자수

가입자수는 외부성이 통화수요에 미치는 영향을 나타낸다. 가입자수의 증가는 통화수요의 증가를 발생시키므로 탄력성이 양의 값이 예상된다. 가입자수와 더불어 고려할 변수로 가입비를 들 수 있다. 본 연구에서는 자료의 제약으로 인하여 가입비를 제외한 요금탄력성을 추정한다. 그러나, 가입비를 포함할 경우 가입비는 통화요금, 소득수준과 함께 가입자수에 영향을 미칠 것이다. 이러한 경우 가입자수는 내생변수로 작용하게 된다.¹²⁾ 한편 현실적인 통화수요는 이미 가입을 전제하고 나서 사후적으로 이루어진다. 통신서비스에 가입한 가입자는 통화를 걸지 않더라도 가입을 철회할 가능성은 거의 작다. 이는 가입에 드는 높은 고정비용(가입비, 단말기 구입비 등)과 이동통신에 대한 편익성 등으로 인하여 가입으로 인한 소비자잉여가 가입요금보다 훨씬 크다고 판단하는 경우에 가능하다. 만약 이러한 가정이 사실이라면 통화수요함수에서 가입요금을 고려하지 않아도 무방하다. 또한 통화수요에 있어서 외부성이 미미하다면 가입자수를 고려하지 않아도 무방하다.¹²⁾ 이동전화 가입자수는 '00년 4월까지 빠르게 증가하다가 그 이후 증가속도가 다소 둔화되었다. 이는 '00년 6월 단말기 보조금 폐지로 인한 가입비용의 증감이 이용자의 신규가입 및 해지, 전환 등에 영향을 작용한 것으로 분석된다.

3.2.4. 소득수준

소득수준의 경우 1인당 통화수요와 전체 통화수요의 분석에 따라 1인당 소득수준(YI)과 전체 소득

8) 표기상 전체통화량은 Q, 1인당 통화량은 q를 사용하였다. $q=Q/N$
 9) 요금지수 산정을 위해 사업자별로 연도별 통화량 가중치를 적용하여 산정하는 것이 바람직하나 개별자료를 얻는 것이 쉽지 않았기 때문에 분석의 중간년도인 2002년의 통화량 자료의 가중치를 이용하여 사용하였으며, 요금지수 또한 안형택 외(2004)의 자료를 활용함

10) PLL은 'Price of Lnad to Land'를 의미하며, PLM은 Price of Land to Mobile을 의미함

수준(Y)을 적용하였다. 소득수준의 대리변수로 통계청의 실질국민총소득 분기자료를 보간법을 이용하여 월 자료로 변환하여 사용하였다. 1인당 실질 국민총소득은 실질 국민총소득을 해당시점 인구수로 나누어 구하였다.

3.3. 추정모형

이동전화 수요를 가입수요와 통화수요로 구분할 수 있는데, 두 수요함수는 서로 연관되어 있다고 볼 수 있다. 그렇지만 본 연구에서는 통화수요에 한정하여 분석하기로 한다. 이동전화의 통화수요는 통화요금, 소득수준, 가입자수 등의 요인들에 의해 결정된다고 할 수 있다. 이외에도 가입비와 단말기 가격 등 가입수요를 결정하는 요인들에도 의존하는데, 이는 가입수요와 통화수요가 상호연관 되어 있기 때문이다. 그러나, 본 연구에서는 자료의 제약으로 인하여 가입비를 제외한 요인들을 대상으로 통화수요의 요금탄력성을 추정하도록 한다.¹¹⁾ 가입비를 포함한 산정은 추후에 보완되어야 할 과제이다. 모형추정을 위하여 SAS와 EVIEWS 통계패키지를 사용하였다.

우선 추정식에 들어갈 변수를 살펴보도록 한다. 통화수요(Q_t^* , q_t^*)¹²⁾는 통화에 영향을 주는 여러 변수들의 함수로 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$Q_t^* = Q(P_M, P_{Lt}, Y_t, N_t)$$

$$q_t^* = q(P_M, P_{Lt}, Y_t, N_t)$$

$$q_t = \frac{Q_t}{N_t} : \text{1인당 M발신 통화량}$$

$P_t = (P_{Lt}, P_M)$: L발신요금지수와 M발신요금지수

N_t : 이동전화 가입자수

Y_t : 전체 소득수준

Y_t : 1인당 소득수준

요금은 통계청에서 제공되는 2000년 기준 요금지수¹³⁾를 2002년도 기준 통화량 가중치를 적용하여 산정한 요금지수를 사용하였다. 또한 요금은 L발신 요금지수와 M발신요금지수로 구성된다. 이를 이용

한 모형을 통해 통화수요에 대한 교차탄력성과 가격탄력성을 구할 수 있다. 가입자수는 망외부성을 고려하여 설명변수로 포함하였다. 즉, 통화수요에 망외부성(network externality)이 존재할 때, 새로운 가입자가 참여함으로써 기존가입자는 좀더 전화가 연결될 수 있기 때문에 편익이 발생하게 된다. 이러한 망외부성은 가입자에 대한 사적 그리고 사회적 편익을 형성한다. 사적편익은 단순히 새로운 가입자에 대한 편익을 의미하고, 사회적 편익은 기존 가입자에 대해 사적편익과 증대된 가치를 합한 것으로 나타낼 수 있다.¹⁷⁾ 소득수준과 관련하여 1인당 통화량에 대한 분석의 경우 개인별 소득수준이 설명변수로 사용되었고, 전체통화량에 대한 분석의 경우 전체소득수준이 설명변수로 사용되었다. 본 연구의 탄력성 추정모형은 다음과 같다.

$$\ln Q_t - \ln Q_{t-1} = \rho(\ln Q_t^* - \ln Q_{t-1}^*) \quad (1)$$

$$\ln Q_t = \rho \ln Q_t^* + (1-\rho)\ln Q_{t-1} \quad (2)$$

$$\rho \ln Q_t^* = \beta_0 + \beta_1 \ln P_M + \beta_2 \ln P_{Lt} + \beta_3 \ln N_t + \beta_4 \ln Y_t \quad (3)$$

$$\ln Q_t = \beta_0 + \beta_1 \ln P_M + \beta_2 \ln P_{Lt} + \beta_3 \ln N_t + \beta_4 \ln Y_t + (1-\rho)\ln Q_{t-1} \quad (4)$$

(1)식은 전기시차의 영향이 다음기에 영향을 주는 방식의 조정과정을 반영한 것으로서 종속변수의 시차변수가 설명변수에 포함된 모형이다.¹⁴⁾ 수요요인에 변화가 있을 때, 즉각적으로 균형점에 도달하지 않는다면 실제 통화수요와 균형에서의 통화수요 간에는 차이가 발생할 수 있다. (2)식은 (1)을 재정의 한 것이다. (2)식의 특징을 설명하면, ρ 가 1에 수렴할 경우 $\ln Q_t = \ln Q_t^*$ 으로 전기의 영향을 받지 않음을 의미한다. 이는 단순 로그선형모형과 일치하는 것이다. 반면, ρ 가 0에 수렴할 경우 $\ln Q_t = \ln Q_{t-1}$ 으로 완전한 자기회귀(autoregressive)가 된다. (4)식은 전체 통화량에 대한 모형추정식을 나타낸다. (4)식을 추정하여, 단기탄력성과 장기탄력성을 구할 수 있다. 단기탄력성(ϵ_s)은 특정 시점의 가격변화가 그 시점의 통화량에 미치는 효과로서 $\frac{\partial \ln Q_t}{\partial \ln P_M} = \beta_1$ 이다. 장기탄력성(ϵ_L)은 특정 시점의 가격변화가 그 시점 이후의 통화량에 계속하여 미치는 효과로서 $\frac{\beta_1}{\rho}$ 이

11) 가입비 자료를 위해서는 이동전화 단말기 구입비용과 보조금의 자료에 관한 정확한 자료가 필요한데, 이를 구축하는 것은 쉽지 않은 문제이다.

12) M발신 전체 통화량과 1인당 통화량을 의미한다. 1인당 통화량은 전체 통화량을 이동전화 가입자수로 나누어 산출함

13) 요금지수로는 시내전화, 시외전화, 공중전화, LM, 이동전화 등의 요금지수를 사용함

14) *를 붙인 변수는 균형에서의 통화수요를 나타내고, *를 붙이지 않은 변수는 실제 통화수요를 나타냄

표 2. 유형별 장·단기 요금탄력성

구 분	단기탄력성(ϵ_s)	장기탄력성(ϵ_L)
탄력성	β_1	$\frac{\beta_1}{\rho}$

다. 즉, 장기탄력성의 경우 전기통화량은 다음기 통화량에 $1 - \rho$ 만큼의 영향을 주고, 그 다음기에는 $(1 - \rho)^2$ 의 영향을 주므로 장기적으로 통화량은 $1 - \rho$ 를 등비로 하는 등비급수의 합인 $\frac{1}{1 - (1 - \rho)} = \frac{1}{\rho}$ 만큼의 영향을 받게 된다.

동태적 추정모형에는 통화량의 시차 설명변수가 포함되었다.¹⁵⁾ 도구변수로는 상수, $\ln P_{M,t-1}$, $\ln P_{L,t-1}$, $\ln q_{t-1}$, $\ln Y_t$, $\ln N_{t-1}$ 등이 사용되었다.

DotEcon(2001)에서 사용된 동태적인 로그선형 모형(Dynamic Log-linear model)은 설명변수에 종속변수인 통화량의 시차변수를 적용함으로써 장·단기 탄력성을 추정하도록 하여 본 연구의 탄력성 추정모형과 유사하다.¹⁶⁾ 그러나, DotEcon 연구모형과의 차이를 살펴보면, 첫째, DotEcon의 모형식에서는 L발신과 M발신 모두를 포함하지 않은 모형을 사용하였다. M발신요금과 L발신요금 모두 이동전화 통화수요에 영향을 줄 수 있으므로 포함시키는 것이 적합할 것이다. 둘째, 모형추정의 방법으로 DotEcon은 단순회귀분석을 사용하는데 반하여, 본 연구에서는 일반화된 적률추정법(Generalized Method of Moments; GMM)을 이용하여 추정하였다. 이는 요금지수와 가입자수가 내생변수¹⁷⁾로 간주되므로 도구변수를 사용할 필요가 있고 효율적인 추정치를 구하기 위해서이다.

정태적·동태적 로그선형모형은 탄력성이 상수라는 것을 전제로 한다. 그렇지만 이러한 가정은 매우 강한 것이라 할 수 있다. 오히려 시간의 경과에 따라 탄력성의 크기가 변화할 것이라 가정하는 것이 보다 현실적이다. Box-Cox 변환모형을 이용하면 시간의 변화에 따라 탄력성이 어떠한 방향으로 변하는지에 대한 변화추이를 추정할 수가 있다. 추정모형은 다음과 같다.

$$q_t^* = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{Mt} + \beta_2 \ln P_{Lt} + \beta_3 \ln N_t + \beta_4 \ln Y_t \quad (5)$$

$$q_t^* = \frac{q_t^* - 1}{\lambda} \quad (\lambda \neq 0) \quad (6)$$

Box-Cox 변환모형을 이용하여 λ 와 모수를 추정하는 것이다. 이는 t시점의 가격변화가 그 시점 이후의 수요에도 지속적으로 영향을 줄 수 있다는 점을 고려한 것이다. 이를 이용하면 시점의 변화에 따른 탄력성을 추정할 수 있다. Box-Cox 변환모형은 λ 가 0에 수렴하는 경우 종속변수는 $\ln q_t$ 가 되고 $\lambda \neq 0$ 경우 종속변수는 $\frac{q_t^* - 1}{\lambda}$ 가 된다. 즉 Box-Cox 변환모형은 로그선형모형을 포함한 좀 더 포괄적인 모형이라 할 수 있다.^[13,18] Box-Cox 변환모형을 이용하여 (6)식의 λ 와 모수를 추정하도록 한다. $\ln q_t$ 에 대하여 정리하면 아래의 (7)식과 같다.

$$\ln q_t = \frac{\ln(1 + \lambda q_t^*)}{\lambda} \quad (7)$$

(7)을 $\ln P_{Mt}$ 에 대하여 미분한 아래의 (8)식을 이용하면 요금탄력성을 구할 수 있다. (8)식과 동일한 방법으로 전체 통화량에 대한 요금탄력성을 추정하면 (9)식과 같게 된다

$$\frac{\partial \ln q_t}{\partial \ln P_{Mt}} = \frac{\partial q_t}{\partial P_{Mt}} \frac{P_{Mt}}{q_t} = \left(\frac{1}{1 + \lambda q_t^*} \right) \cdot \beta_1 \quad (8)$$

$$\frac{\partial \ln Q_t}{\partial \ln P_{Mt}} = \left(\frac{1}{1 + \lambda Q_t^*} \right) \cdot a_1 \quad (9)$$

Box-Cox 변환모형을 응용한 추정방법을 사용하면 시점변화에 따른 요금탄력성의 추이를 추정할 수 있다.¹⁸⁾ 본 연구에서는 동태적인 로그선형모형과 비선형모형으로 나누어 탄력성을 추정하도록 한다. 또한 비선형모형의 경우 통화량을 전체통화량과 1인당 통화량일 경우의 두 부분으로 나누어 추정하도록 한다. 이는 요금인하로 인한 가격탄력성의 크기에 가입자수의 영향을 고려하기 위한 것이다. 가격하락에 따른 가입자수의 증가로 인하여 전체통화수요에 대한 가격탄력성은 1인당 통화수요에 대한

15) 종속변수의 시차변수를 설명변수로 추가한 부분조정모형(partial adjustment model)을 이용함

16) 통화수요에 대한 일반적인 분석모형은 시차변수를 고려하지 않은 모형이 대부분이며, 탄력성은 장기탄력성을 의미한다.

17) 요금지수나 가입자수 변수에 영향을 미칠 수 있는 것으로 전기 요금지수, 전기 가입자수, 소득수준 등이 있으므로 내생화하여 분석할 필요가 있음

18) Box-cox 추정모형은 동태적인 로그선형모형과 달리 시차변수를 포함하지 않았다. 동태적인 로그선형모형에서는 일정기간 동안에서 장단기 탄력성 추정을 하기위해 time lag를 포함시켰고, Box-Cox 모형은 해당 월별 탄력성을 추정하기 위한 것이었으므로 추정모형에 시차변수를 포함하지 않았다.

가격탄력성 보다 클 것으로 예상된다.

IV. 추정결과

동태적인 로그선형모형과 Box-Cox 변환모형을 추정할 때 각 모형은 전체통화량과 1인당 통화량으로 구분하여 추정하였다. 1인당 통화량의 경우 외생 변수인 소득수준은 1인당 국민총소득을 이용하였다. 추정결과는 아래의 표 3과 같다.

표 3을 살펴보면, 이동전화 수요의 단기 요금탄력성은 전체 통화량에 대하여 0.62를 나타내었다. 이는 요금변동에 대하여 비탄력적임을 의미한다. 또한 장기 요금탄력성을 추정한 결과 0.78을 나타내었다.¹⁹⁾ 한편, 설명변수에 L발신요금지수를 포함하지 않은 경우를 살펴보면²⁰⁾, 이동전화 수요의 단기 요금탄력성은 전체 통화량에 대하여 0.69를 나타내었으며, 장기 요금탄력성은 0.96을 나타내었다. 1인당 통화량에 대한 요금탄력성의 경우 L발신요금이 포함되었을 때 단기는 0.65, 장기는 0.82를 나타내었다. L발신요금이 포함되지 않았을 경우, 단기는 0.73, 장기는 1.02를 나타내었다. 국내의 요금탄력성을 L발신요금지수를 포함하지 않았을 때와 포함하였을 때를 비교하면, 탄력성에 커다란 차이를 나타

표 3. 통화수요에 대한 가격탄력성 추정결과(로그선형모형)

Variable	Coefficient(전체)		Coefficient(1인당)	
	C	7.21(2.18)**	4.48(1.09)	12.40(3.58)*
LNPM	-0.62(-2.01)**	-0.69(-2.29)**	-0.65(-2.12)**	-0.73(-2.49)**
LNPL	-0.49(-1.69)**		-0.50(-1.70)**	
LNN	0.72(4.15)*	0.67(3.91)*	-0.06(-0.44)	-0.03(-0.21)
LNY	0.29(4.54)*	0.31(4.97)*		
LNPI			0.29(4.51)*	0.31(4.97)*
LNQ(-1)	0.21(2.46)**	0.28(2.88)*		
LNq(-1)			0.21(2.50)*	0.28(2.93)*
adj-R ²	0.9697	0.9695	0.8868	0.8861
종속변수	LNQ		LNq	
도구변수	LNQ(-1) LNPM(-1) LNPL(-1) LNY LNN(-1) C		LNq(-1) LNPM(-1) LNPL(-1) LNYI LNN(-1) C	

주 : 괄호는 t값
* : 1% 유의수준 ** : 5% 유의수준 *** : 10% 유의수준

19) 단순 로그선형모형의 탄력성을 추정한 결과 0.596으로 나타났다.

20) DotEcon(2001)의 경우 요금탄력성 추정에서는 M발신요금지수와 L발신요금지수 모두를 포함하지 않은 반면, 본 연구에서는 모두 포함한 경우도 나타내어 분석하고자 하였다.

표 4. 유형별 장·단기 요금탄력성

탄력성	L발신포함(전체)		L발신포함(1인당)	
	유	무	유	무
ϵ_s	0.62	0.69	0.65	0.73
ϵ_L	0.78	0.96	0.82	1.02

표 5. Box-Cox 변환모형에 대한 추정결과

Variable	전체	1인당
C	-432972.83(0.0001)	-75953.844(0.5935)
LNPM	-9366.61(0.0262)	-16051.866(0.0545)
LNPL	-2956.65(0.5874)	-4108.029(0.7048)
LNN	26651.09(0.0001)	16218.357(0.0044)
LNY(I)	6409.78(0.0004)	12437.273(0.0006)
λ	0.56(0.0001)	2.10(0.0001)
adj-R ²	0.9722	0.8943
종속변수	$\frac{Q^\lambda - 1}{\lambda}$	$\frac{q^\lambda - 1}{\lambda}$

주 : 괄호는 p-value를 의미함

내고 있음을 알 수 있다. 즉, L발신요금을 포함하지 않았을 때 탄력성이 큰 것으로 나타내었다. 이는 이동전화 통화수요에 L발신요금이 커다란 영향을 미치고 있음을 나타낸다. 따라서 이동전화 통화수요 분석에 L발신요금을 포함시키지 않을 경우 추정치는 과대추정될 수 있다고 볼 수 있다. 추정값을 정리하면, 표 4와 같다.

Box-Cox 변환모형을 이용한 비선형모형에 대한 1인당 통화량과 전체통화량에 대한 추정결과는 아래와 같다.

표 5는 Box-Cox 변환모형에 대한 추정결과이다. 이를 이용하여 (8)식과 (9)식을 추정하면 요금탄력성 추이를 추정할 수 있다. Box-Cox 모형을 통해 추정된 λ 는 0이 아니므로 비선형모형을 나타낸다. (8)식과 (9)식을 이용하여 추정된 M발신 요금탄력성은 평균이 0.46(전체) 0.39(1인당)로 산출되었다.²¹⁾ 1인당 통화량은 전체통화량을 가입자수로 나눈 것으로서 다음의 식이 도출된다.

$$q_t = \frac{Q_t}{N_t}$$

$$\ln q_t = \ln Q_t - \ln N_t$$

$$\frac{\partial \ln q_t}{\partial \ln P_M} = \frac{\partial \ln Q_t}{\partial \ln P_M} - \frac{\partial \ln N_t}{\partial \ln P_M}$$

21) Box-Cox 변환모형을 이용할 경우 장기요금탄력성은 평균에 해당되는 것으로서 전체의 경우 0.46, 1인당의 경우 0.39를 나타냄

$$\frac{\partial \ln Q_t}{\partial \ln P_{Mt}} = \frac{\partial \ln q_t}{\partial \ln P_{Mt}} + \frac{\partial \ln N_t}{\partial \ln P_{Mt}} \quad (10)$$

식(10)을 통해 구해진 추정값을 살펴보면, 전체통화수요에 대한 가격탄력성이 1인당 통화수요에 대한 가격탄력성보다 크다. 이는 요금의 인하가 가입자수의 증가를 반영한 것이다. 표 6은 Box-Cox 변환모형을 통한 M발신 요금탄력성 추정치를 나타내었다.

그림 1은 Box-Cox 변환모형을 이용한 M발신 요금탄력성 추이를 나타낸다. 추이를 살펴보면, 요금탄력성은 꾸준히 감소하는 추세를 나타내고 있고, 이동전화수요는 비탄력적임을 보여주고 있다. 이러한 결과는 이동통신시장의 경쟁속에서 사업자간 지속적인 요금인하 정책에 따른 현상이라 할 수 있을 것이다. 과거 높은 가격의 단말과 요금으로부터 현재의 단말기 보급정책과 요금인하는 이동통신서비스를 점점 더 필수재적인 성향으로 바꾸고 있다. 그림 1을 살펴보면, 요금탄력성은 시간이 지남에 따라 더

표 6. Box-Cox 변환모형을 이용한 M발신 요금탄력성 추이 (12월 기준)

구분	전체	1인당
2000년	0.53	0.47
2001년	0.49	0.42
2002년	0.43	0.33
2003년	0.41	0.30
2004년	0.38	0.27
2005년	0.37	0.26
평균	0.46	0.39
λ	0.56	2.10

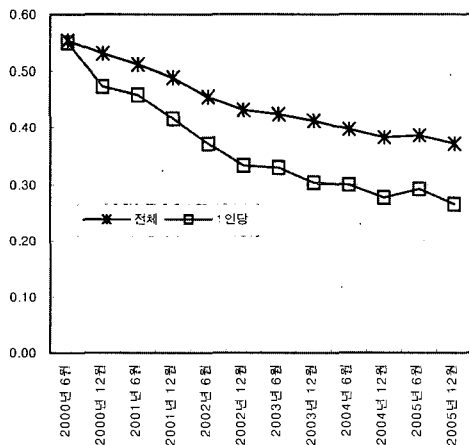


그림 1. Box-Cox 변환모형을 통한 M발신 요금탄력성 추이

욱더 비탄력적인 것으로 전환이 이루어지고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 요금인하에 따른 사업자의 수익변동 및 소비자잉여의 변동을 파악하는데 유용하다고 할 수 있다.

V. 결론

본 연구는 국내 이동전화 통화수요의 가격탄력성을 추정하고자 하였다. 국내 이동전화 시장의 경쟁이 어느정도 성숙된 2000년 1월부터 2005년 12월 동안의 월별 시계열자료를 이용하여 이동전화 통화수요가 요금지수, 가입자수, 그리고 소득수준 등에 의하여 어떻게 영향을 받는지를 추정하였으며, 장기 탄력성을 추정하는 것을 목적으로 하였다.

이동전화 통화수요의 탄력성에 대한 기존연구는 대체로 통화수요가 단순로그선형이라는 가정을 도입하고 있다. 이러한 가정하에서 도출될 수 있는 탄력성은 장기탄력성에 해당한다. 본 연구에서는 일반화된 적률추정법(GMM)을 사용하여 시차변수를 적용한 동태적 로그선형 모형을 추정하였다. 또한, DotEcon(2001)의 연구와 달리 요금지수와 가입자수의 시차변수를 내생화하고, 설명변수에 L발신요금지수와 M발신요금지수 모두를 포함하여 요금의 변화에 따른 통화수요의 탄력성을 추정하고자 하였다. 아울러 Box-Cox 변환모형을 이용하여 시간의 변화에 따라 탄력성이 어떠한 방향으로 변하는지를 추정하였다. 추정결과 이동전화 전체시장의 단기탄력성은 0.62을 나타내었고, 장기탄력성은 0.78을 나타내었다. L발신요금지수를 포함하지 않은 경우 단기탄력성은 0.69를 나타내었고, 장기탄력성은 0.96을 나타내었다. L발신요금지수를 포함한 경우와 포함하지 않은 경우 탄력성에 커다란 차이를 나타내고 있다. 이는 이동전화 통화수요에 L발신요금 또한 커다란 영향을 미치고 있음을 나타낸다. 따라서 이동전화 통화수요 분석에 M발신요금과 L발신요금을 포함시킬 경우의 추정이 효율적인 추정이 되었다고 볼 수 있다.

Box-Cox 변환모형의 추정결과 전체와 1인당 경우 λ 는 각각 0.56과 2.10을 나타내었는데, 이는 추정모형이 선형이 아닌 비선형임을 나타낸 것이다. 즉, 추정모형을 선형모형으로 가정하는 것은 강한 가정이며 추정의 오차를 나타낸다. 또한, 이를 이용하여 추정된 M발신 요금탄력성은 평균이 0.46(전

체) 0.39(1인당)로 산출된다. 탄력성의 추이를 살펴 보면, 전체통화수요에 대한 가격탄력성이 1인당 통화수요에 대한 가격탄력성보다 큰 것으로 추정되었다. 이는 요금인하가 가입자수의 증가를 반영하는 것이다. 또한, 전체와 1인당 모두 요금탄력성은 꾸준히 감소하는 추세를 나타내었다. 요금이 인하됨에 따라 수요가 점점 더 비탄력적으로 변하는 것을 나타내었다. 즉, 이동전화는 요금변화에 따른 수요변동이 작은 필수재로서의 성향을 나타내었다.

본 논문은 통화수요의 탄력성에 대한 새로운 방법을 통해 통화수요함수를 분석하고자 하였다. 기존의 연구와 달리 장기탄력성 뿐만 아니라 단기탄력성을 동시에 추정하여 동태적인 분석을 하였다. 또한, 이동전화 통화수요에 대한 가격탄력성에 M발신요금 뿐만 아니라 L발신요금도 커다란 영향을 미치고 있음을 나타내었다. 그리고, 기존의 연구방법은 탄력성이 일정하다는 가정의 장기탄력성만을 추정한 것인데 반하여 본 연구는 Box-Cox 변환모형을 응용하여 시간의 경과에 따라 가격탄력성이 어떻게 변하는지를 추정하였다. 추정결과 탄력성은 점차 비탄력적으로 변화하여 가고 있으며, 분석기간 동안 탄력성이 일정하다는 가정은 강한 가정으로 현실적이지 못하다고 할 수 있다. 소비자잉여를 추정할 때 소비자잉여는 탄력성의 역수에 비례하므로^[12] 상수 탄력성을 가정한 경우 탄력성이 시간이 지남에 따라 감소하므로 초기에는 과대평가되나 후기로 갈수록 과소평가 될 소지가 높다고 할 수 있다. 소비자 후생 분석을 위해서는 좀 더 정확한 탄력성의 추정이 필요하며, 시점별 변화에 따른 정밀한 추정은 기업의 전략과 정부의 정책 평가 등 여러 측면에서 매우 중요하다고 할 수 있다. 정부는 요금이 탄력적인 경우 경쟁을 가속화 시킴으로써 요금인하를 유도할 수 있고, 정부의 정책변화는 통신요금지수의 변화추이를 통해 평가되고 통화수요에 영향을 준다. 이러한 연구는 사업자의 수익변동과 소비자잉여 변동을 파악하는데 활용될 수 있을 것이다. 반면, 이동전화 수요를 분석하는데 있어서 통화수요와 함께 가입수요를 반영하지 못한 점은 자료의 제약으로 인한 본 연구의 한계라 할 수 있다. 향후 이를 보완한 연구는 소비자 후생분석 연구에 기여할 것이라 기대된다.

부록

부표 1. 로그변환된 수준변수의 단위근 검정

variable	ADF Test Statistic	Critical Value		
		1%	5%	10%
LNq	-2.6640	-3.5270	-2.9036	-2.5892
LNQ	-2.1650	-3.5270	-2.9036	-2.5892
LNPM	-2.2377	-3.5256	-2.9029	-2.5889
LNPL	-2.1587	-3.5256	-2.9029	-2.5889
LNN	-0.6325	-3.5270	-2.9036	-2.5892
LNy	-2.6901	-3.5256	-2.9029	-2.5889
LNyI	-2.8534	-3.5256	-2.9029	-2.5889

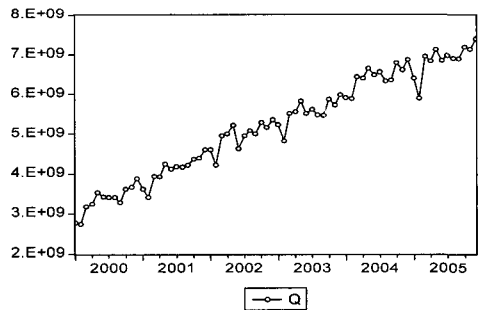
주 : 적정시차를 1차로 하여 나타낸 결과임

부표 2. 공적분 검정 결과

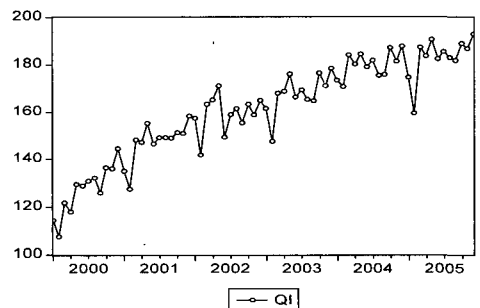
	Trace Statistic	Critical Value		Hypothesized No. of CE(s)
		5%	1%	
모형 (1)	92.9329	68.52	76.07	None **
모형 (2)	93.3956	68.52	76.07	None **

(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
 모형(1) : LNq LNPM LNPL LNN LNY
 모형(2) : LNq LNPM LNPL LNN LNYI

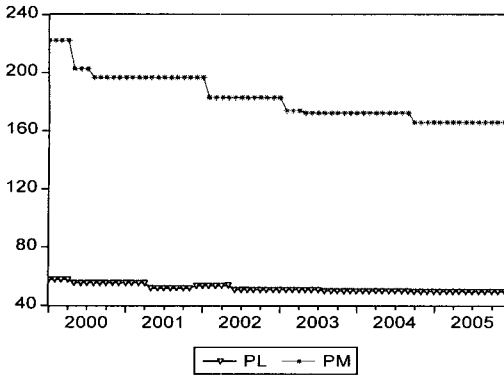
주 : trend 통제를 위하여 Eviews 프로그램에서 선형적 확정적 추세가 있는 경우로서 Intercept(no trend) in CE and test VAR option을 적용함



부록그림 1. 전체 통화량 추이



부록그림 2. 1인당 통화량 추이



부록그림 3. PL, PM 요금지수 추이

참 고 문 헌

[1] 김용규, 이홍재, 김형준, “이동전화서비스의 수요탄력성 및 소비자잉여 추정”, 경제학공동 학술대회 산업조직학회, 2003.

[2] 성낙일, “우리나라 전화통화수요의 가격 및 소득탄력성 추정”, 정보통신정책연구, 제6권 2호, pp251-271, 1999.

[3] 성낙일, 김창건, “우리나라 이동전화와 유선전화의 가입수요 대체에 관한 연구”, 산업조직연구, 제10집 제3호, 2002.

[4] 안형택, “이동전화서비스의 수요분석”, 정보통신정책연구, 7권 1호, p19-38, 2000.

[5] 안형택, 이종화, 정우수, “국내 통화요금지수의 산정에 관한 연구”, 정보통신정책연구, 11권 2호, p131-151, 2004.

[6] 염용섭 외, “소비자 효용분석을 통한 통신서비스의 가치측정”, 정보통신정책연구원, 2001.

[7] 이덕희, 권영선, 이동희, “이동통신서비스 수요의 소비자잉여 추정”, 정보통신정책연구, 제9권 2호, pp169-195, 2002.

[8] 이명호, 서무정, “이동통신의 국민경제적 기여와 소비자후생”, Telecommunications Review, 제13권 3호, pp372-382, 2003.

[9] 이홍재, 문석웅, 김용규, 박진현, 윤두영, “통신서비스산업의 경제적 파급효과”, 정보통신정책연구원, 연구보고 02-20, 2002.

[10] 정우수, “국내 이동통신시장의 변화와 시사점”, 전파진흥 제15권 4호, 한국전파진흥협회, 2005.

[11] ACA, “Benefits to Consumers of Telecommunications Services in Australia 1995-1996 to 1999-2000”, the Australia Communications Authority(ACA), 2001.

[12] Alexander, D.L.&Kern, W. &Neil, J., “Valuing the Consumption Benefits from Professional Sports Franchises”, Journal of Urban Economics, 48, 321-337, 2000.

[13] Baibing Li, Bart De Moor, “The General Box-Cox Transformations in Multiple Linear Regression Analysis”, COMMUN. STATIST-SIMULA, Marcel Dekker, 31(4), 673-687, 2002.

[14] Dineen, “Demand Analysis and Penetration Forecasts for the Mobile Telephone Market in the U.K.”,18th Annual ICFC, Seattle.

[15] DotEcon, “Estimation of Fixed to Mobile Price Elasticities”, paper prepared for BT, 2001.

[16] Hausman, J., “Cellular Telephone, New Products and the CPI”, NBER working paper 5982, 1997.

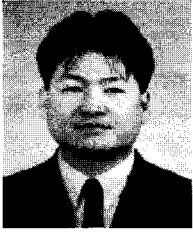
[17] Lester D. Taylor, Telecommunications demand in theory and practice, ch9, 2000.

[18] Minbo Kim, R. Carter Hill, “The Box-Cox Transformation of Variables in Regression”, Empirical Economics, 18:307-319, 1993.

[19] Rodini M. Ward MR, Woroch GA., “going mobile substitutability between fixed and mobile access”, Telecommunications Policy, vol. 27, no. 5, pp. 457-476(20), 2003.

정 우 수 (Woo-Soo Jeong)

정회원



2004년 8월 동국대학교 경제학 박사
2005년 7월~2006년 1월 정통부
BcN연동계획 정책기획소분과
연구위원
2006년 3월~현재 정통부 u-Health
중장기계획 연구반 연구위원
2006년 3월~현재 정통부 u-City 기

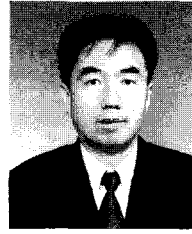
본계획 연구반 연구위원

2005년 5월~현재 ETRI 통신경제연구팀 연구원

<관심분야> 정보통신경제, DTV, 유비쿼터스, 수요예
측, 주파수정책

조 병 선 (Byung-Sun Cho)

정회원



1986년 2월 한양대학교 경제학과
졸업 (학사)
1988년 2월 한양대학교 대학원
경제학과 졸업 (석사)
1998년 2월 University of Kansas
(경제학 박사)
1998년~현재 ETRI 통신경제연

구팀 선임연구원

<관심분야> 정보통신경제, IT산업분석, 주파수 정책