

이동통신시장의 상호접속료 정책이 소득분위별 후생에 미치는 영향 연구

A Study for the Effects of Interconnection Charge Policy on Consumer Welfare in the Mobile Telecommunications Market

박추환(Chuhwan Park)*, 한성수(Sungsoo Han)**, 정영근(Youngkeun Jeong)***

목 차

- | | |
|---------------------------|----------------------------|
| I. 서론 | IV. 접속료 정책과 소비자 후생 간 관계 분석 |
| II. 선행연구 | V. 결론 |
| III. 이동통신시장 수요 및 소비자잉여 추정 | |

국 문 요 약

본 논문은 이동통신시장에서 상호접속료가 소비자 후생에 미치는 영향을 실증분석을 통해 시사점을 도출하였다. 현재 상호접속료 정책은 사업자 전체를 규제하는 개별요금제와 함께 TD·BU모형을 혼합한 장기증분원가 체계로 운영되고 있기 때문에 이와 같은 산정모형과 정책적 요인이 소비자후생에 미치는 영향을 분석하기 위하여 log선형함수를 이용한 소비자 후생의 측정과, 정책변수를 더미화 한 소비자 후생 결정 모형을 이용하여 분석하였다. 분석결과 소비자 후생은 2009년 기준으로 약 6조원으로 나타났으며, 최근 기준으로 상승세를 보이고 있었다. 상호접속료의 하락은 소비자 후생을 증진시키는 것으로 나타났지만, 개별요금제와 현재의 장기증분원가 체계는 소비자 후생과 부(-)의 관계를 가지는 것으로 나타나, 정책 프레임의 수정이 필요한 것으로 판단된다.

핵심어 : 이동통신시장, 통신수요함수, 수요가격탄력성, 상호접속료, 장기증분원가

※ 논문접수일: 2011.6.2, 1차수정일: 2011.8.10, 게재확정일: 2011.8.17

* 영남대학교 경제금융학부 부교수, chuhwan@ynu.ac.kr, 010-3433-5968, 교신저자

** 한국전자통신연구원(ETRI) 기술경제연구부, sshan@etri.re.kr, 010-6740-8004

*** 영남대학교 경제학과 대학원 석사과정, ykjeong@ynu.ac.kr, 010-9567-8402

ABSTRACT

This paper analyses the effects of mobile telecommunications market's interconnection charge on consumer welfare between 2000 and 2010 by estimating price elasticity of demand with using log linear model and augmented Alexander et al(2000)'s model. The results show that consumer welfare is about 6 trillion won in 2009 and an upward trend. In the 2nd analysis, the decline in interconnection charge raise consumer welfare but, asymmetric interconnection and current TD-BU LRIC system have negative(-) relation with consumer welfare. Hence we need to revise interconnection policy frame.

Key Words : Telecommunications market, Telecommunications demand function, Price elasticity of demand, Interconnection charge, LRIC

I. 서 론

일반적으로 상호접속(interconnection)이란 서로 다른 통신망 이용자 간에 통신이 가능하도록 상호접속 관문교환기, 접속회선 등을 이용하여 통신설비를 물리적으로 연결하는 것을 의미하며, 상호접속료(interconnection charge)란 타 망을 이용하는 사업자가 타사의 망을 이용하는 대가로 지불하는 금액을 의미한다. 상호접속료는 유·무선 사업자에게 있어서 통신 서비스에 대한 주요 원가(비용적 측면)이자 수익원(수입적 측면)이 되며, 상호접속료의 수준과 사업자간의 접속요율 격차가 접속 마진(접속수입-접속비용)에 큰 영향을 미친다. 또한 정부 측면에서는 통신 사업자를 규제하기 위한 주요 정책 수단 중 하나이다.

소비자에게 있어서 통신 서비스는 필수재라 할 수 있다. 대부분의 가구들이 유·무선 통신으로 대표되는 시내·시외전화, 이동통신 서비스, 인터넷 서비스를 이용하고 있으며 최근에는 기술진화 및 망융합에 따른 차세대 통신망(NGN: Next Generation Network) 서비스에 대한 수요가 급격히 증가하고 있다.¹⁾ 이러한 환경에 따라 통신 서비스의 품질 및 가격이 소비자 후생에 미치는 영향이 크다고 할 수 있으나, 통신 서비스의 특성상 유선통신(PSTN: 국선) 서비스의 경우 자연 독점적인 성향이 강하고 특히 우리나라의 이동통신 서비스 시장은 독과점 시장에 가깝기 때문에 소비자 잉여(Customer Surplus)가 침해되고 후생손실(Deadweight loss)이 발생할 가능성이 높다고 판단된다.

위와 같은 환경적 측면에서 정부의 정책적인 역할이 중요하다고 볼 수 있다. 특히 접속료에 관한 정책은 통신 서비스 시장에서 사업자들을 규제할 수 있는 대표적인 수단 중 하나이며, 접속요율 수준이 사업자의 서비스 원가와 투자지출에 직접적인 영향을 미침으로써 소비자가 구매하는 통신 서비스 가격수준과 기술 진화된 통신 서비스 이용에 간접적인 영향을 미친다고 할 수 있다. 즉, 상호접속료를 산정하는 정책에서 소비자의 후생은 반드시 고려해야할 대상이 되며, 따라서 과거부터 현재까지의 상호접속료 프레임구조가 소비자 후생에 긍정적인 영향을 미치고 있는 지에 대한 연구가 중요하다고 할 수 있다.

상호접속료의 프레임웍은 7차례 개정되어 왔고, 2006년 12월부터 현재까지 장기증분원가(LRIC) 방식에 기반을 둔 TD·BU 혼합모형에 의한 상호접속요율을 산정해오고 있다. 장기증분원가는 순수증분원가와 함께 장기적 관점에서 투자지출까지 포함한 미래지향적 원가방식이다. 장기증분원가방식은 이미 미국, EU등 선진국에서 접속원가를 산정하기위한 방식으로 이

1) 차세대 통신 서비스로는 시내전화를 대체하고 있는 VoIP(인터넷 전화, 유선망과 IP의 결합), 이동통신의 경우 영상 통화가 가능해진 3G망에서 4G망의 기술 상용화를 눈앞에 두고 있으며, 최근에는 N-Screen기술에 따라 Network와 IP의 융합적 성격을 띠는 Smart 폰, Smart-TV등이 있음.

용되어 왔으며, 가장 효율적인 접속료 산정방식으로 알려져 있다. 하지만, 우리나라에서는 순수장기증분원가방식에서 발생하는 회계적 원가와외의 괴리감을 축소하기 위해서 TD모형(회계적 모형)과 BU모형(공학적 모형)을 혼합하여 사용하고 있다. 이러한 혼합 모형은 효율성 측면에서 봤을 때, 순수장기증분원가에 못 미친다고 할 수 있으며, 또한 시장 구조상 통신시장 환경이 독과점에 가까울수록 상호접속료에 의한 후생증가가 기업이윤에만 집중되고 소비자잉여는 침해받는 상황이 발생할 수 있다. 따라서 현재의 상호접속 프레임 구조가 사회후생에 미치는 부분에 있어서 특히 소비자 측면의 연구가 중요한 이유라고 할 수 있다.

따라서 본 연구에서는 이동통신시장의 소비자잉여(Customer Surplus) 추정방법을 통하여 2000년 이후 소비자잉여를 도출하여 보고, 2000년 이후 개정된 정책 시기별로 상호접속료와 소비자후생간의 관계를 소득분위별로 분석하고자 한다. 즉, 실증분석결과를 바탕으로 현재의 상호접속 프레임 구조를 소비자관점에서 평가하여 보고, 소비자 후생 증진을 위한 상호접속 프레임 체계에 대해서 논의해보고자 한다. II장에서는 소비자후생과 접속료와 관련 있는 기존 연구에 대해서 정리하고 III장에서는 상호접속료정책 현황과 이동통신시장의 동향을 살펴본다. IV장에서는 실증분석을 이용하여 이동통신시장의 수요가격탄력성을 추정하고 추정 값을 이용하여 이동통신시장의 소비자잉여를 소득분위별로 추정한다. V장에서는 정책적 시사점과 함께 결론 및 연구의 한계점에 대해서 논하고자 한다.

II. 선행연구

통신시장에서 효용가치를 정량화하려는 연구는 자료의 한계로 말미암아 가격 및 소득 탄력성의 추정을 통한 수요함수를 구하는 것으로 이루어졌다. 그 시작은 Saunders et al.(1983)과 Taylor(1994) 등이 각각 코스타리카와 미국의 유선전화서비스에 대해서 수요함수와 소비자잉여를 추정하는 연구이다. 그들은 통신서비스의 소비자잉여가 그 비용에 비해 상당히 크다는 결론을 내리고 있다.

최근에는 이동통신서비스가 필수재로 간주됨에 따라 이동통신서비스시장을 중심으로 소비자 잉여를 측정하기 위한 연구가 활성화 되고 있다. Hausman(1997)은 신기술도입 지연에 따른 후생손실(Deadweight loss)을 측정하기 위해 미국의 이동통신 수요의 소비자잉여를 추정하였고, 영국의 RA(Radiocommunications Agency, 2001)보고서에서는 설문조사를 사용하여 이동통신서비스 수요의 소비자잉여를 추정하였다. 호주의 경우는 통신규제기관인 ACA(Australian Communications Authority, 2001)연구에서 이동통신서비스의 소비자잉여를 수요곡선의 이동

에 따라 구분하여 추정하였는데, 이동통신시장의 소비자잉여가 호주의 GDP대비 약 0.30-0.65%에 이르는 것으로 분석하였다. 또한 OFTEL(2001)의 연구에서는 위의 연구방법과 함께 수요의 도출에 있어서 가입수요와 통화수요로 구분하여 소비자 잉여를 산출해야 한다고 주장하였다.

국내의 경우 이홍재(2002)는 1996년과 2001년간의 이동통신서비스의 소비자잉여의 증감을 추정하였고 이명호 외(2003)또한 비슷한 추정방법으로 1996년 이후 5년간의 소비자잉여 변화분을 추정하였다. 그리고 이덕희 외(2002, 2004)는 가입수요와 통화수요의 구분을 통하여 1996년과 2001년까지 경쟁도입을 기준으로 가격탄력성의 변화를 추정하고, 탄력성 변화에 따른 소비자잉여를 추정하였다. 위의 연구에서 소비자잉여를 결정짓는 주요 요인은 수요가격탄력성이었으며, 김용규(2003), 정우수·조병선(2007) 등은 통화수요의 가격탄력성 추정에 관한 연구를 진행하였다. 통화수요의 가격탄력성 추정모형은 주로 log선형모형을 통해 이루어졌으며, 특히 정우수·조병선(2007)은 Box-cox변환모형을 이용하여 시간의 변화에 따른 요금탄력성 변화추이를 추정한 결과 요금탄력성은 시간의 경과에 따라 감소하는 추세를 나타내고 있었으며, 이는 이동통신서비스가 점점 더 필수재로 전환을 하고 있는 것을 나타내는 것으로 결론지었다. 김동주 외(2008)는 Hausman(1981)이 제시한 방법에 따라 Marshal 수요함수로부터 Hicks 보상변동을 구하는 방식으로 보상변동의 측정을 시도하였다. log선형의 수요함수를 가정하여 Hicks 정확후생측정 방식으로 보상변동을 측정한 결과 소비자잉여가 2003년에는 2조 4천억, 2004년에는 5조 원, 2005년의 경우 2조원 등으로 추정되었으며, 이는 기존의 선형 근사치와 비교하면 훨씬 큰 액수인 것으로 나타났다. 가장 최근연구인 안형택 외(2010)의 경우 유·무선 통신을 대상으로 시내(망내)통화, 시외(망내)통화, LM(유·무선 간)통화, MM(무선 망내)통화 등으로 통화수요를 구분하여 각 체계에 있는 여러 통화수요함수들을 동시에 추정하여 자기가격탄력성과 교차가격탄력성을 추정하였다. 분석결과에 의하면 유선착발신전화의 자기가격탄력성은 통화유형 및 분류방식에 따라 -1.06에서 -2.56의 범위에 추정되었으나, 무선발신전화의 자기가격탄력성은 그에 비해 상대적으로 작은 값인 -0.52에서 -1.15 범위로 추정됨에 따라 무선전화수요가 더 비탄력적인 것으로 나타났다. 또한 유·무선 통화는 대부분 0.5에서 2.0정도의 범위에서 (+)의 교차탄력성 값을 갖는 것으로 추정되어 유선통화가 무선통화로 대체되는 현상을 설명하는 것이 가능하였다.

그리고 상호접속료와 사회후생에 관한 연구는 주로 망규모가 대칭적(symmetric)인지, 비대칭적인지(asymmetric)를 구분하여 진행되었으며, Laffont, Ray and Tirole(1998a, 1998b)의 L-R-T모형을 시작으로 진행되었다. 그중에서 Cater & Wright(2003)은 L-R-T(1998a)모형을 적용하여 접속료와 소매요금간의 관계를 분석한 결과, 소매요금이 이부요금제로 결정되는 망 규모가 큰 사업자가 항상 접속적자를 기록하기 때문에 호혜성 의무를 부여하면 원가수준에서 접속료를

설정할 유인이 있다고 주장하였다. De Bijl & Peitz(2004)은 다기간 과점모델(multi-period duopoly model)을 이용하여 동태적 관점에서 신규사업자의 시장진입 효과를 분석한 결과, 신규진입은 제품 차별화의 이득이 상당하거나, 신규진입 기업이 비용 또는 가격 측면에서 효율적인 경우에만 편익이 있다고 주장하였다. 또한 M. Peitz(2005)는 이부 가격 모형 하에서 규제된 접속료를 가정하고 분석한 결과 정책적으로 신규 사업자를 대상으로 접속료에 대한 가격상한제를 적용할 경우 사업자의 이윤과 소비자 후생은 증가하나 총 잉여는 감소하게 되는 결과를 얻었다. 마지막으로 김희수 외(2009)는 상호접속료가 경쟁과 후생에 미치는 관계를 살펴보기 위하여 다기간 과점모델을 이용하여 국내 이동통신시장 환경을 가정한 네 가지 시나리오의 시뮬레이션 분석을 진행하였다. 그 결과를 보면, 우선 선·후발 사업자간 비용의 갭이 있는 상황에서 후발사업자의 신규 진입 시 비대칭접속료의 적용은 사업자 이윤을 감소시키나 소비자 후생을 증진시킴으로써 사회적 후생은 유사한 것으로 나타났으며, 이미 선·후발 기업이 경쟁하고 있는 상황에서의 비대칭접속료의 적용은 소비자후생의 증가에 비해 사업자후생의 감소폭이 커서 사회후생은 감소하는 결과로 나타났다. 그리고 사업자 간 비용구조가 동일한 즉, Bill & Keep구조에서 후발사업자의 신규 진입 시 후발사업자에 대한 mark-up은 선발사업자의 소매 통화요금을 크게 올리는 역할을 하는 것으로 나타났고, 한계비용이 제로에 가까울 경우 접속료 구조는 원가수준까지 낮아지는 것이 바람직하고 소매요금구조 또한 정액형에서 종량형으로 전환되는 것이 바람직한 결과로 도출 되었다.

이렇듯 현재시점에서 이미 이동통신서비스가 유선서비스를 대체하여 필수재 수준에서 재화와 서비스를 제공하는 것으로 판단되며, 기존의 연구들 또한 이동통신서비스를 중심으로 하여 진행되어 왔다. 하지만 이동통신시장의 접속료와 소비자후생에 관한 연구는 다양한 측면에서 진행되어 왔으나 전제조건이 복잡하고 다양한 가정이 적용되는 복잡한 모형을 이용하기 때문에 국내 이동통신시장에서 적용하기에는 어려운 부분이 많은 것으로 판단된다. 특히 최근 통신시장 환경은 All-IP화, 스마트폰의 보급 등에 따라 급변하고 있기 때문에 기존의 이론적 측면에서 접근하기에 많은 한계점이 있으며 또한 기존연구들은 정책적인 측면에서 상호접속료가 소비자후생에 미치는 영향을 잘 설명하지 못하는 것으로 판단된다. 즉, 소비자후생을 정량화하기 위한 연구는 과거 음성통화 위주의 기술에만 머물러 있으며, 실제 시장에서 상호접속료와 가격변화가 사회후생에 미치는 영향을 설명하기에 부족한 측면이 있고, 변화하는 통신환경에 대한 대응 또한 부족한 것으로 판단된다. 따라서, 이동통신시장에서의 상호접속료 정책이 소비자 후생에 실질적으로 미치는 역할을 규명하기 위한 연구가 필요하다고 보며, 현시점에서 지난 10여 년간의 변수들을 바탕으로 한 연구가 필요하다고 판단된다.

본 논문에서는 선행연구에서처럼 일반적인 소비자잉여 추정방법론을 바탕으로 수요가격탄

력성을 도출하고 지난 10년간의 이동통신시장에서의 소비자잉여를 추정한 다음에, 이를 바탕으로 상호접속료 정책이 소득분위별로 후생에 미친 영향을 확인하기 위한 실증분석을 시행하였다. 측면에서 기존 연구들과 차별성이 있다고 판단된다. 기존 선행연구들을 통하여 추정한 소비자후생의 경우 자료의 한계로 인하여 단기적인 변화를 추정하기가 쉽지 않으며, 그로 인하여 상호접속료와 관련된 변수들과 인과관계를 갖지 않는 것으로 나타났기 때문이다. 하지만, 본 연구에서 이용한 소비자후생의 대리변수인 소득분위별 통신비지출 자료는 단기적인 소비자후생 변화의 움직임을 잘 나타내고 있으며, 무엇보다 상호접속료와 관련된 정책의 효과가 소득 계층별로 나타나는 차이점 또한 파악이 가능하기 때문에 필수재의 기능을 가진 이동통신 서비스에서 상호접속료가 가지는 시사점을 도출하는 것이 가능하다고 판단된다.

III. 이동통신시장 수요 및 소비자잉여 추정

1. 이론적 모형

소비자 잉여는 Alexander et al.(2000)의 연구에서 증명한 것처럼, 매출액과 수요, 가격탄력성을 이용해서 추정이 가능하다. 그들은 통상수요함수를 간략화 한 다음 식 (1)과 같은 역수요함수를 도출한 후, 이를 식 (2)와 같이 간략화 하였다.

$$P = P(X, Y, Z) \quad (1)$$

$$P = P(X) \quad (2)$$

여기서 P는 서비스 가격이 되고, X는 가입자 수 또는 통화량, Y는 소득, Z는 기타요인(타 서비스 요금, 기타 소비재 가격 등)이 된다. 간략화 된 식 (2)를 이용하여 1차 테일러 전개를 통해 변환하면, 아래와 같은 식 (3)을 도출할 수 있으며, 이 식 (3)을 0에서부터 X_t 까지 적분한 후 서비스 이용자들이 지불한 총 가입요금 또는 통화요금을 빼면, 식 (4)와 같이 소비자잉여를 구할 수 있다.

$$P(X) = P(X_t) + P'(X_t)(X - X_t) + R(X) \quad (3)$$

$$CS = \int_0^{X_t} (P(X_t) + P'(X_t)(X - X_t) + R(X))dX - P_t X_t \quad (4)$$

여기서 P_0 는 특정 시점에서의 가입요금 또는 통화요금을 나타내고 $R(X)$ 는 잔차항을 의미한다. 가입요금 또는 통화요금에 대한 수요의 탄력성(η)을 이용하면 식 (4)는 아래의 식 (5), (6)과 같이 정리된다.

$$CS = \frac{P_t X_t}{2\eta} + \int_t^{X_t} R(X) dX \tag{5}$$

$$\eta = - \frac{1}{P(X_t)} \left(\frac{P_t}{X_t} \right) \tag{6}$$

위 식 (7)에서 두 번째 항 $\int_t^{X_t} R(X) dX$ 은 0에 근접하다고 가정할 수 있기 때문에 소비자잉여의 근사치는 식 (7)과 같이 정리할 수 있다.

$$CS \approx \frac{P_t X_t}{2\eta} \tag{7}$$

이것은 이동통신서비스 수요의 소비자잉여를 대출액과 가격탄력성만으로 그 근사치를 구할 수 있다는 의미이다. 따라서 소비자잉여를 추정하기 위해서는 수요함수를 이용하여 가격탄력성을 구해야할 필요성이 있다.

이덕희(2004)의 연구를 참조하면 이동통신시장의 수요함수는 가입수요(N), 통화수요(Q) 두 가지 형태로 구할 수 있다. 이 두 수요곡선은 가입요금, 통화요금, 여타소비재가격, 소득수준 등을 설명변수로 이용할 수 있는데 이러한 종속변수와 설명변수를 모두 대수변환하고 선형관계를 가정하면, 식 (8), (9)와 같은 회귀식을 도출 할 수 있다.

$$\log Q_{n_t} = a_0 + a_1 \log \left(\frac{P_{s_t}}{CPI_t} \right) + a_2 \log \left(\frac{P_{c_t}}{CPI_t} \right) + a_3 \log \left(\frac{GDP_t}{CPI_t} \right) + e_t \tag{8}$$

$$\log Q_{c_t} = b_0 + b_1 \log \left(\frac{P_{s_t}}{CPI_t} \right) + b_2 \log \left(\frac{P_{c_t}}{CPI_t} \right) + b_3 \log \left(\frac{GDP_t}{CPI_t} \right) + b_4 \log(Q_{n_t}) + \eta_t \tag{9}$$

여기서 P_s 는 가격, P_c 는 통화가격, GDP는 국내총생산, Q_n 은 가입수요, Q_c 는 통화수요가 되며, 식 (8)의 a_1 과 식 (9)의 b_2 가 각각 가입수요가격탄력성, 통화수요가격탄력성이 된다. 즉, 이 방법을 이용해서 가입수요와 통화수요에 대한 가격탄력성을 각각 도출해낼 수 있으며, 여기서 구한 탄력성 값과 가격, 수요 값을 식 (7)에 대입하면 소비자후생 추정 값을 구할 수 있다.

〈표 1〉 소비자후생 추정 값(연간 기준)

연도	Q_n (1) (천명)	P_s (2) (원/인)	η_s (3)	가입CS (십억원)	Q_c (4) (천시간)	P_c (5) (원/분)	η_c (6)	통화CS (십억원)
2005	37,577	39,303	0.2167	3,408	455,064	186	0.9459	2,684
2006	39,379	38,346		3,484	494,820	179		2,809
2007	42,099	37,394		3,632	529,665	175		2,940
2008	44,850	27,654		2,862	573,095	166		3,017
2009	47,042	26,922		2,922	591,558	163		3,058

주 1) 가입CS = $\{[(1) \times (2)] / \{2 \times (3)\} / 1,000,000$

2) 통화CS = $\{[(4) \times (60 \times (5))] / \{2 \times (6)\} / 1,000,000$

3) 가입수요는 Flow, 통화수요는 Stock이기 때문에 연간으로 환산할 때 가입수요는 평균값을 산출하고, 통화수요는 합계를 이용하였음

4) 각 수요 탄력성은 공적분을 통한 장기가격탄력성, 추정절차는 3절 참조.

〈표 1〉을 통하여 소비자후생 추정 값을 비교해보면 번호이동성 제도가 시행된 2005년에는 가입수요에 의한 소비자후생 추정 값이 크게 나타났지만, 시간이 지날수록 가입수요의 소비자후생 추정 값은 감소하고, 통화수요에 의한 소비자후생 추정 값이 증가하여 더 높은 값을 가지고 있다. 이는 장기증분원가의 도입 이후 소비자들이 상호접속료 인하에 따른 통화가격의 하락을 통하여 소비자후생이 증진하고 있음을 의미하는 것이다. 다음 절을 통해서 수요가격탄력성의 도출 과정을 자세히 살펴보도록 하겠다.

2. 분석자료

본 연구에서 소비자잉여를 추정하기 위해 이용되는 변수는 〈표 2〉와 같다.

〈표 2〉 사용변수

변수	변수 설명	출처 및 기간
Q_n	가입수요 (이동통신 서비스 가입자)	2000년 1분기~2010년 2분기 출처: 방송통신 위원회
Q_c	통화수요 (사업자 평균 총통화량)	2001년 1분기~2010년 2분기 출처: 각 통신사 IR보고서 MOU자료
P_s	이동통신 가입비	2001년 1분기~2010년 2분기 출처: 정보통신통계포털 (http://www.itstat.go.kr)
P_c	이동통신 분당 통화료	2000년 1분기~2010년 2분기 출처: 정보통신통계포털 (http://www.itstat.go.kr)
RGDP	실질 국내총생산	2000년 1분기~2010년 2분기 출처: 한국은행
IC	평균 상호접속요율	2000년~2010년 출처: 방송통신위원회

Q_n 은 가입수요를 의미하며, 이는 이동통신서비스에 가입한 총 소비자수를 의미한다. Q_c 는 총 통화량을 의미하며, 각 사업자 IR보고서에 명시되어 있는 MOU(분당 가입자 평균 통화료)에다가 가입자 수를 곱하여 구할 수 있다. 각 사업자의 통화수요에 점유율을 곱한 곱이 이동통신시장 분기별 통화량을 구할 수 있다. P_s 는 사업자당 가입비에 점유율을 곱한 이동통신시장 3사 평균 가입비가 된다. P_c 는 각 사업자의 분당 통화료를 의미하며, $(\frac{\text{기본료}}{\text{MOU}} + \text{분당통화요금})$ 식을 통하여 1인당 평균 분당 통화요금을 구할 수 있다. RGDP는 2005년 기준 실질 국내총생산을 의미한다. 위 자료 중 P_s 와 P_c 의 경우 CPI로 나누어줌에 따라 모두 실질자료로 변환하여 변수로 이용하였다. 이 자료들의 기초통계량은 다음 <표 3>과 같이 나타난다.

<표 3> 변수의 기본통계량(2001년 1분기 - 2010년 2분기)

변수	단 위	평균	표준편차	중앙값	최대값	최소값
Q_n	천명	38,220	6,532	38,000	49,427	26,676
Q_c	천시간	114,665	28,001	116,923	157,291	49,637
P_s	원/인	36,506	6,085	38,125	44,255	26,262
P_c	원/분	192	27	184	245	153
RGDP	십억원	220,614	36,719	220,008	292,169	159,764

기업의 IR자료가 분기로 발표됨에 따라 소비자잉여추정에 이용되는 변수 또한 분기자료를 이용하고자 한다. 모든 변수들을 2005년 기준가격으로 디플레이팅 하였기 때문에 실증분석 모형은 위의 식 (8)과 식 (9)에서 다음과 같은 식 (10)과 식 (11)의 형태로 간략화 하는 것이 가능하다. 식 (10)과 식 (11)을 이용하여 각각 가입수요탄력성과 통화수요탄력성을 추정하고, 이를 통하여 가입수요 소비자잉여와 통화수요 소비자잉여를 추정하고자 한다. 그리고 이덕희(2004)의 연구에서 언급한 것처럼, 식 (11)에서 독립변수로 이용되는 Q_n 의 경우, P_s 와의 다중공선성(multicollinearity)를 피하기 위하여 식 (10)에서 추정된 값을 독립변수로 이용하도록 하겠다.

$$\log Q_n = a_0 + a_1 \log P_s + a_2 \log P_c + a_3 \log RGDP + e_t \quad (10)$$

$$\log Q_c = b_0 + b_1 \log P_s + b_2 \log P_c + b_3 \log RGDP + b_4 \log Q_n + \eta_t \quad (11)$$

3. 수요가격탄력성의 추정

시계열 자료가 단위근(Unitroot)을 가지게 될 경우 회귀분석 모형에 심각한 자기상관의 문

제를 가지게 될 수 있기 때문에 회귀분석에 이용되는 변수들의 ADF 단위근 검정(Unitroot Test)를 수행하였으며 그 결과가 <표 4>에 나타나 있다. 대부분의 변수가 수준(level) 변수일 때 단위근을 가지고 있었으며, 1차분을 했을 때 P-value가 모두 1%수준에서 유의한 것으로 나타남에 따라 1차분일 때 모든 변수의 단위근이 제거됨을 확인할 수 있었다.

<표 4> 분석 변수들의 단위근 검정

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on Variables					
	$\log(Q_n)$	$\log(Q_c)$	$\log(P_s)$	$\log(P_c)$	$\log(RGDP)$
Level	0.8933	0.0973*	0.9409	0.9588	0.8789
1st difference	0.0004***	0.0000***	0.0000***	0.0019***	0.0007***

Method: MacKinnon(1996) one-sided p-values

차분된 변수를 사용하게 되면, 종속변수와 독립변수 간 단기적인 상관관계만 추정이 가능하고 또한 log수준변수에 비해 설명 가능한 정보의 손실을 입게 된다. 따라서 본 논문에서는 비교적 장기적인 관점(10년)에서 소비자잉여를 추정하기 위하여 공적분 검정을 통하여 장기적인 수요가격탄력성을 추정하고자 한다. 종속변수와 독립변수가 모두 단위근을 가지는 불안정한(non-stationary) 시계열로 판명할 수 있기 때문에 공적분 관계(cointegration relation)를 가질 가능성이 높게 된다. 앙겔 그랜저(Engel-Granger) 방법에 의한 공적분 검정을 하기 위해

<표 5> 수요가격탄력성의 추정

분류	$\log(Q_n)$	$\log(Q_c)$
$\log(P_s)$	-0.1073*** (0.0378)	-0.01854 (0.0803)
$\log(P_c)$	-0.1916** (0.0879)	-0.4699** (0.1922)
$\log(RGDP)$	0.6722*** (0.0000)	0.4746 (0.3910)
$\log(Q_n)$	-	0.3518 (0.4870)
R-squared	0.9957	0.9870
Durbin-Watson Stat.	1.8724	1.8967

방법: OLS(Ordinary Least Squared)

기간: 2001Q1~2010Q2

주: 1) * 10%수준에서 유의함, ** 5%수준에서 유의함, *** 1%수준에서 유의함

2) ()은 Standard Error를 의미함

서는 단위근을 가지는 변수들을 대상으로 일반적인 OLS분석을 한 후 추정되는 오차항들이 단위근이 없어질 경우 공적분 관계에 있는 것으로 판단할 수 있다. 식 (10)과 식 (11)에 대해서 OLS분석을 한 결과가 <표 5>에 나타나 있다.

<표 5>에서 진하게 표시된 부분이 탄력성을 의미한다. 추가적으로 공적분 관계를 살펴보기 위해서 <표 6>와 같이 추정된 오차의 단위근 검정을 해본 결과 식 (10)의 경우는 오차가 단위근이 없는 것으로 나타나 공적분 관계를 가지지만, 식 (11)의 경우는 공적분 관계가 불분명한 것으로 나타났다.

<표 6> 오차의 단위근 검정

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on Variables		
	e_t	η_t
Level	0.0000***	0.3020
1st difference	0.0000***	0.0000****

Method: MacKinnon(1996) one-sided p-values

따라서 엔겔-그랜저 공적분 검정만으로는 식 (11)의 공적분 관계와 장기적인 수요가격탄력성 추정이 어렵기 때문에 E-view프로그램에 프로그래밍 되어 있는 요한슨 공적분 검정(Johansen Cointegration Test)을 수행하였다. 식 (10)과 식 (11)에 대해서공적분 검정을 실시한 결과가 <표 7>에 나타나있다.

Trace Test와 Eigenvalue Test를 이용하여 공적분 관계를 추정한 결과 식 (10)과 식 (11) 모두 공적분 관계를 가지는 것으로 나타났으며, 두 식에 대한 장기적인 수요가격탄력성을 추

<표 7> 요한슨 공적분 검정

Johansen Cointegration Test				
테스트명	No.	항목	$\log(Q_n)$	$\log(Q_c)$
Trace Test	None	Trace Stat.	53.5474**	96.5398***
		0.05 Critical Value	47.8561	69.8189
		P-value	0.0133	0.0001
Eigenvalue Test	None	Max-Eigen Stat.	35.0510***	54.1800***
		0.05 Critical Value	27.5843	33.8769
		P-value	0.0046	0.0001
Normalized Cointegration Coeff.	$\log(Q_n)$	$\log Q_n = -0.2167\log P_s - 52.4088\log P_c + 0.1053\log RGDP + e_t$		
	$\log(Q_c)$	$\log Q_c = -0.3013\log P_s - 0.9459\log P_c + 1.8726\log RGDP - 1.8713\log Q_n + \eta_t$		

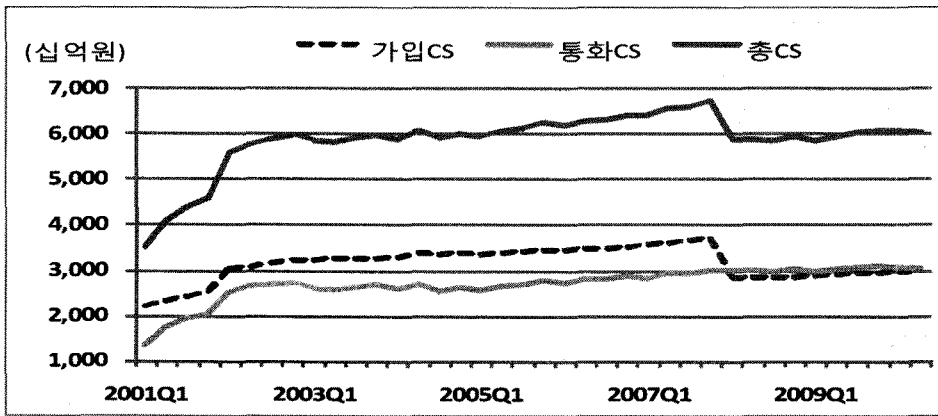
정할 수 있었다. 이를 표로 나타내면 <표 8>과 같다.

<표 8> 장기수요가격탄력성

추정방법	$\log(Q_n)$	$\log(Q_c)$
Engel-Granger Cointegration Test	-0.1073	-
Johansen Cointegration Test	-0.2167	-0.9459

결과를 보면 두 식의 수요가격탄력성은 모두 1미만이지만, 통화수요에 대한 탄력성이 가입 수요에 비해 높음을 알 수 있다. 그리고 그 격차 또한 매우 큰 편이다. 엔겔그랜저 방법에 의한 공적분 검정은 통화수요의 경우 유의하지 않은 것으로 나타났기 때문에 요한슨 공적분 검정을 통해 추정된 수요가격탄력성과 다음 식 (7)을 이용하여 소비자잉여를 추정해보면 다음 (그림 1)과 같이 나타난다.

$$CS = \frac{P_t X_t}{2\eta} \tag{7}$$



(그림 1) 추정된 소비자후생

추정된 소비자후생²⁾을 확인해보면, 2008년 이전까지는 가입자 수요에 의한 소비자후생이 통화수요에 의한 소비자후생보다 훨씬 크게 나타났으나, 2008년 이후로는 통화수요에 의한

2) <표 1>에서 언급한 것처럼, 가입수요는 유량변수(flow variables)이고, 통화수요는 저장변수(stock variables)이다. 따라서 연간 기준에서 소비자 후생의 변화분을 비교하기 위하여 소비자후생 추정시 분기자료인 통화수요에 4를 곱하여 소비자 후생을 추정하였다.

소비자후생이 가입자수요를 상회하고 있는 것으로 나타났다. 총 소비자후생의 추이는 2001년 3조 5천억 원 규모에서 최근 2010년에는 6조원의 규모를 보이는 것으로 나타났다. 동향적인 추세를 보면 2002년부터 2007년까지는 소비자후생이 상승하는 추세였다가 2008년부터 크게 감소한 것으로 나타났으며, 2008년 이후로는 서서히 상승하고 있었다. 이는 가입수요에 의한 소비자후생의 변화에 기인한 것으로 판단된다. 특히 가입수요의 가격탄력성이 낮고, 동 기간 동안 시행된 가입비의 인하가 수요 변화에 크게 영향을 미치지 않기 때문에 소비자잉여가 낮아진 것으로 판단할 수 있다. 반면에 통화수요에 의한 소비자후생은 지속적으로 상승하는 추세로 나타났다. 소비자들이 분당 통화요금의 인하에 지속적인 효용을 느끼고, 소비도 늘리고 있음을 확인할 수 있는 부분이다. 상호접속료가 통화수요와 통화요금에 직접적인 영향을 미치지 않기 때문에 장기증분원가의 도입은 소비자후생을 증진시키는데 기여를 한다고 볼 수 있으나, 가입수요 소비자 후생의 감소로 인하여 그 증가분이 상쇄되고 있는 것으로 나타났다.

IV. 접속료 정책과 소비자 후생 간 관계 분석

1. 이론적 모형

접속료 정책이 소비자 후생에 미치는 영향을 확인하기 위하여 기본적으로 소비자 잉여를 추정했던 식 (7)을 확장하여 이용하고자 한다.

$$CS \cong \frac{P_t X_t}{2\eta} \quad (7)$$

3장에서 본 것처럼 소비자잉여에 영향을 미치는 변수는 재화의 가격과 수요 탄력성이라고 볼 수 있다. 소비자 후생의 변화분을 보기 위하여 양변을 log차분하게 되면 다음 식 (12)와 같이 변환할 수 있다.

$$d \log(CS_t) = a_t + b_1 d \log(P_t) + b_2 d \log(X_t) - b_3 d \log(2\eta) + e_t \quad (12)$$

여기서 소비자후생(CS)에 미칠 수 있는 요인으로 기본 설명변수인 가격(P), 수요(X), 탄력성(η) 외에 시장의 구조적 요인과 정책적인 요인이 오차항 e_t 에 포함되어 있다고 볼 수 있다. 소비자후생에 영향을 미치는 구조적 요인이 존재하는 이유는 우리나라의 이동통신시장은 경

쟁시장보다 독과점시장에 가깝기 때문이다. 사업자측면에서 보면 시장점유율 50%를 상회하는 시장지배적 사업자(SMP)가 존재하고, 전체사업자 수 또한 과점시장에 가까운 소수의 사업자³⁾들이 경쟁하는 형태이기 때문에 이와 같은 구조적인 요인이 소비자후생에 영향을 미칠 가능성이 높은 환경이다. 따라서 시장지배적 사업자(SMP)와 과점시장을 규제하기 위한 목적에 의하여 통신정책이 수행된다고 볼 수 있으며, 통신정책이 긍정적인 효과를 보일 경우 사회전체영역에서 후생손실(deadweight loss)없이 소비자잉여를 도모하는 것이 가능하기 때문에 정책적 요인 또한 소비자잉여(CS)에 영향을 미친다고 볼 수 있다.⁴⁾

통신시장의 구조적인 요인을 설명할 수 있는 변수로는 시장집중도를 의미하는 허쉬만-허핀달 지수(HHI)가 있다. HHI지수는 $HHI = \sum_1^n S_i^2$ (S_i : 각 사업자의 시장점유율) 식을 통해서 구할 수 있으며, HHI지수가 높을수록 해당시장은 독과점시장에 가까운 것을 의미하며, 이는 후생손실의 발생과 함께 소비자잉여를 감소시키는 요인으로 작용할 것이다. 따라서 HHI지수와 소비자후생(CS)의 관계는 부(-)의 관계를 예상할 수 있다. 그리고 이와 같은 시장구조적 요인과 소비자후생에 영향을 미칠 수 있는 정책변수로는 상호접속료(IC)와 접속료 산정방식(대칭-비대칭, 산정모형 등)이 존재한다고 볼 수 있다. 따라서 식 (12)에 소비자후생에 영향을 미칠 수 있는 구조적 요인과 정책적 요인을 포함하여 식을 확장하면 다음 식 (13)과 같이 나타낼 수 있다.

$$d\log(CS_t) = a_t + b_1 d\log(P_t) + b_2 d\log(X_t) - b_3 d\log(2\eta) + b_4 d\log(IC) + b_5 d\log(HHI) + b_6 Dummy_{asymmetric} + b_7 Dummy_{LRIC} + e_t \quad (13)$$

식 (12)에서 시장구조적 요인인 HHI지수와 접속료(IC)가 설명변수로 추가되었고, 상호접속료 산정방식 중 비대칭접속료의 적용과 장기증분원가의 도입이 정책더미변수로 추가되었다. 여기서 가격변수와 접속료 변수 간 내생성 문제가 발생할 수 있는데 그 이유는 접속료는 기업의 비용 및 수입에 영향을 미치게 되고, 기업의 소매요금에 미치는 영향이 높기 때문이다. 하지만 본 실증분석을 위하여 논문에서는 이와 같은 가격과 접속료가 외생적으로 주어졌다는 가정을 하고자 한다. 그 이유는 접속요율이 시장의 수요와 공급에 의해서 결정되기보다 방송통

3) 현재 우리나라의 이동통신 사업자는 SKT, KT, LG U+삼사가 존재하며, 이들 모두 PSTN과 VoIP를 이용한 유선사업자를 포함(SKBB 등)하고 있으며, 통신사업의 경우 초기설비투자, 회선이용료 등 신규사업자가 진입하기 어려운 환경 이므로 통신시장 전체가 과점시장이라 볼 수 있으며, 이는 사회후생에서 사업자후생이 차지하는 비중이 높을 것임을 예상할 수 있다.

4) 이 외에도 소비자후생에 영향을 미치는 요인으로는 서비스 선택의 폭 증가, 진화된 기술의 이용, 소득수준에 따른 가격요인¹⁾ 등이 있을 수 있지만 본 논문에서는 정책적 변수를 이용한 거시적 분석을 위하여 소비자 효용에 미치는 미시적 영역은 배제하고자 하며, 소득분위별 통신비지출을 소비자후생의 대리변수로 사용하는 것이 이와 같은 한계 점을 보완할 수 있을 것이다.

신위원회에 의해서 외생적으로 결정되고 있으며, 또한 시장을 규제하기 위한 정부의 규제수단으로 이용되며, 소매가격 또한 HHI지수를 참고하였을 때, 사업자의 가격결정권한이 높을 것으로 판단되기 때문이다. 그리고 실제 분석에 있어서 변수간 내생성 문제를 해결하기 위하여 차분된 변수를 이용함에 따라 다중공선성(multicollinearity)을 통제하고, 설명변수들이 개별적으로 소비자잉여(CS)에 미치는 영향을 분석하는 것이 가능하다고 판단된다.

더미변수(dummy variables)는 정성적 변수를 정량적으로 변환하여 실증분석을 하기 위한 목적에 의해서 적용되며 해당 정책이 시행되는 기간을 1, 시행되지 않는 기간을 0으로 하여 이용할 수 있다. 우리나라의 경우 현재 이동통신 사업자 모두를 규제하는 비대칭적(asymmetric) 개별요율제를 시행하고 있고 2006년부터는 TD·BU를 혼합한 장기증분원가(LRIC)방식을 채택하고 있으므로 이를 이용하여 정책(산정기준)을 적용한 실증분석을 하고자 한다. 변수에 대한 자세한 설명은 2절에서 보충하도록 하겠다.

2. 분석 변수

본 분석에 사용되는 변수는 다음 <표 9>와 같다.

<표 9> 사용변수

종류	변수	변수 설명	출처 및 기간
종속 변수	CW	소비자후생지표 (소득분위별 통신비 지출)	2000년 1분기~2010년 2분기 출처: 통계청
통제 변수	Q_n	가입수요 (이동통신 서비스 가입자)	2000년 1분기~2010년 2분기 출처: 방송통신 위원회
	Q_c	통화수요 (사업자 평균 총통화량)	2001년 1분기~2010년 2분기 출처: 각 통신사 IR보고서 MOU자료
	P_s	이동통신 가입비	2001년 1분기~2010년 2분기 출처: 정보통신통계포털 (http://www.itstat.go.kr)
	P_c	이동통신 분당 통화료	2000년 1분기~2010년 2분기 출처: 정보통신통계포털 (http://www.itstat.go.kr)
접속요율	IC	평균 상호접속요율	2000년~2010년 출처: 방송통신위원회
시장 환경	HHI	허쉬만-허핀달 지수	2001년 1분기~2010년 2분기 출처: 방송통신위원회
정책 더미 변수	Dummy 1 (Asymmetric)	개별요율제 적용 더미변수	2001년 1분기~2002년 3분기: 0 2002년 4분기~2010년 2분기: 1
	Dummy 2 (LRIC)	장기증분원가 더미변수	2001년 1분기~2006년 3분기: 0 2006년 4분기~2010년 2분기: 1

소비자 후생(Consumer's Welfare)을 나타내는 대리변수로 추정된 소비자잉여를 이용하기에는 단기적인 변동을 나타내지 못하는 문제점이 있다. 따라서 본 연구에서는 소비자 후생의 대리변수로 통계청에서 발표하고 있는 소득분위별 통신비 지출을 이용하고자 한다. 소득분위

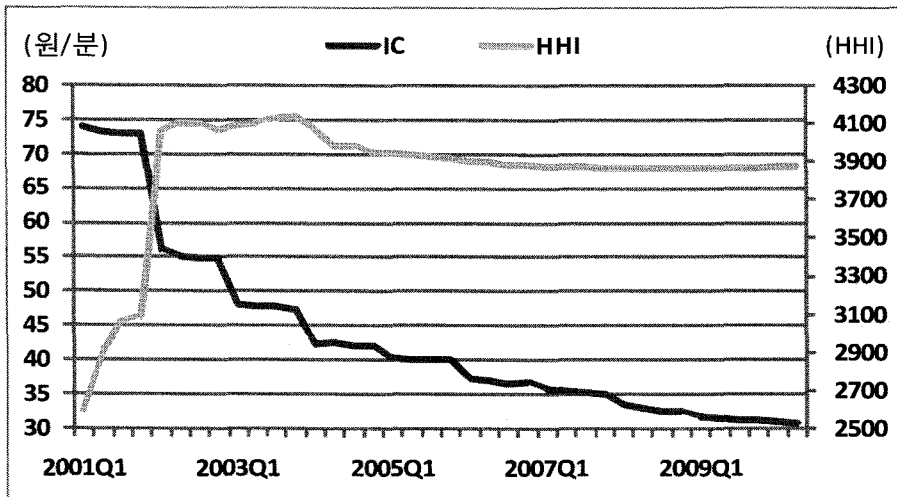
〈표 10〉 소득분위 지출자료의 기초통계량(명목, 2001년 1분기 ~ 2010년 2분기)

	구분	가구원수 (명)	가구주연령 (세)	조사가구분 포 (%)	소득 (원)	가계지출 (원)	소비지출 (원)	통신비 지출 (원)
전체	평균	3.38	46.20	100.00	3,029,471	2,465,211	1,935,962	128,068
	표준편차	0.07	1.34	0.00	392,815	307,456	224,004	13,229
	중앙값	3.37	46.32	100.00	2,999,663	2,460,567	1,938,984	134,145
	최대값	3.50	48.12	100.00	3,775,122	3,066,558	2,362,585	139,004
	최소값	3.29	44.21	100.00	2,325,331	1,962,691	1,534,301	90,704
1분위	평균	2.77	51.87	19.99	962,395	1,221,870	1,034,214	79,991
	표준편차	0.09	2.59	0.01	87,253	116,388	97,141	9,124
	중앙값	2.77	51.68	19.99	960,318	1,238,653	1,048,698	84,124
	최대값	2.95	56.15	20.00	1,146,051	1,412,919	1,210,780	88,672
	최소값	2.63	47.92	19.96	769,692	1,012,595	856,548	54,548
2분위	평균	3.26	45.20	20.00	1,925,291	1,795,242	1,482,648	114,662
	표준편차	0.09	1.71	0.02	227,955	209,771	168,517	14,482
	중앙값	3.24	45.52	20.00	1,918,244	1,804,035	1,495,439	120,370
	최대값	3.40	47.79	20.03	2,341,338	2,149,620	1,760,123	128,636
	최소값	3.12	42.55	19.97	1,463,412	1,416,794	1,169,975	74,182
3분위	평균	3.50	44.18	20.00	2,686,346	2,275,204	1,840,810	133,235
	표준편차	0.06	1.28	0.01	349,593	282,835	220,116	14,960
	중앙값	3.49	44.32	20.00	2,694,944	2,270,712	1,846,076	139,581
	최대값	3.63	46.00	20.03	3,240,700	2,819,255	2,249,381	147,367
	최소값	3.42	41.94	19.97	2,042,483	1,785,778	1,436,990	93,116
4분위	평균	3.53	43.06	19.47	3,513,197	2,783,068	2,185,195	145,314
	표준편차	0.58	7.03	3.24	748,894	571,923	435,776	26,029
	중앙값	3.62	44.35	20.00	3,603,628	2,837,628	2,239,149	153,692
	최대값	3.79	46.00	20.03	4,438,708	3,567,360	2,750,325	162,643
	최소값	0.06	1.28	0.01	349,593	282,835	220,116	14,960
5분위	평균	3.55	43.42	19.03	5,648,207	3,988,209	2,946,476	159,949
	표준편차	0.78	9.42	4.18	1,551,598	1,048,476	739,191	34,915
	중앙값	3.72	45.68	20.01	5,874,288	4,138,457	3,085,695	169,026
	최대값	3.88	46.68	20.04	7,822,724	5,380,858	3,860,397	181,498
	최소값	0.06	1.28	0.01	349,593	282,835	220,116	14,960

별 지출은 현재 통계청에서 분기별로 발표하고 있으며, 비교적 단기의 움직임을 설명할 수 있는 자료이며, 또한 소득계층별 정보를 담고 있기 때문에 상호접속료에 대한 정책이 계층별로 소비자 후생에 미치는 영향을 확인할 수 있는 자료로 이용하는 것이 가능하다. 위 <표 10>을 통하여 소득분위자료의 기초통계량이 확인 가능하다. 5분위별 소득계층을 바탕으로 각 계층의 통신비지출을 종속변수로 이용하고자 한다. 통신비 지출 변수는 2005년 기준 CPI로 나누어줌으로써 명목변수를 실질화 하는 것이 가능하다.

<표 10>을 통하여 기초통계량 값을 살펴보면, 1분위가 가장 저소득층이고 5분위가 가장 고소득층을 의미하며, 3분위는 중산층을 의미한다. 국민 전체의 평균소득은 분기당 3백만원 수준이고, 그중 소비지출은 약 190만원이고, 평균한계소비성향이 64%인 것으로 나타났다. 소비지출 중 통신비가 차지하는 비중은 6.6%인 것으로 나타났다. 1분위의 평균한계소비성향은 107%이고, 5분위의 평균한계소비성향은 52.16%였다. 지출에서 통신비가 차지하는 비중은 1분위는 0.07%이고, 5분위의 경우 0.054%로 소득이 높을수록 낮아지는 것을 볼 수 있었다. 이는 통신서비스가 필수재에 가까운 성향을 띄기 때문이라 판단된다.

통제변수인 가격(P)과 수요변수(Q)는 수요가격탄력성을 추정하기 위해 이용했던 변수 그대로 이용한다. 상호접속료가 소비자후생에 미치는 영향을 설명하기 위한 독립변수로는 평균상호접속요금(IC), 시장집중도 변수인 HHI지수, 정책더미변수인 개별요금제와 장기증분원가가 적용된 기간을 1로 두는 더미변수가 이용된다. 평균상호접속요율은 이동통신시장의 각 사업자(SK, KT, LG U+)의 접속요율에 시장점유율을 가중치로 하여 합한 값이 된다. (그림 2)에는 평균상호접속요금과 HHI지수의 변화추이를 보여주고 있는데 상호접속료는 2001년부터 지속



(그림 2) 상호접속료(IC)와 HHI지수 추이

적으로 하락함에 따라 소비자 후생 증진에 기여하였을 것으로 예상되며, HHI지수는 2001년 이후 이동통신시장의 합병으로 인하여 HHI지수가 크게 상승하였으나, 2004년 이후로 지속적인 하락 추세를 보임에 따라 이 역시 소비자 후생 증진에 긍정적으로 기여한 것으로 판단된다. 하지만 아직까지 선진국의 통신시장 환경⁵⁾과 비교해봤을 때, 비교적 높은 수준인 것으로 판단된다.

3. 분석 결과

상호접속료의 변화, 시장집중도의 변화, 정책더미변수가 소비자 후생의 증감에 미치는 영향을 확인하기 위하여 다음 식 (14)를 이용하여 분석한다. 식에서 P_s , Q_n , P_c , Q_c 는 모형을 구성하기 위한 통제변수이고 분석목적은 b_5 , b_6 , b_7 , b_8 의 계수 값(Coefficient)을 도출하기 위함이다. 식 (13)과 달리 통제변수에 η 이 빠져있는데, 본 연구에서 수요가격탄력성은 장기적인 공적분 관계의 탄력성을 가정하고 있기 때문에 변화분은 0이므로, 식에 포함되어 있지 않다.

$$d\log(CW_t) = a_t + b_1 d\log(P_s) + b_2 d\log(Q_n) + b_3 d\log(P_c) + b_4 d\log(Q_c) + b_5 d\log(IC) + b_6 d\log(HHI) + b_7 Dummy_{asymmetric} + b_8 Dummy_{LRIC} + e_t \quad (14)$$

〈표 11〉 상호접속료 정책이 소비자 후생에 미치는 영향 분석 결과

분류	전체	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
$d\log(P_s)$	0.0814	-0.02656	0.0413	-0.0522	0.0393	-0.1627*
$d\log(Q_n)$	-0.0458	2,6476***	1,8778**	0.8996	1.1733	2,0796***
$d\log(P_c)$	0.2326	-0.1287	-0.5535	-0.2536	0.0236	-0.8104***
$d\log(Q_c)$	-0.0403	-0.1720	0.0584	-0.4465*	-0.0233	-0.3132
$d\log(IC)$	-0.2619**	-0.0995	-0.1412	-0.0931	-0.2445	0.3364
$d\log(HHI)$	-0.3441	0.2376	-0.0481	0.2422	0.0592	0.8817**
Dummy1	-0.0041	0.0025	-0.0130	-0.0382**	0.0005	-0.0054***
Dummy2	-0.0066**	-0.0253**	-0.0187*	-0.0226**	-0.0167	-0.0243
R-squared	0.7639	0.5354	0.5634	0.6018	0.4416	0.6909
D.W. Stat.	1.9151	2.1694	2.1537	2.0291	2.1257	1.8727

방법: OLS(Ordinary Least Squared)

기간: 2001Q1~2010Q2

주: * 10%수준에서 유의함, ** 5%수준에서 유의함, *** 1%수준에서 유의함

5) 정보통신정책연구원(2010), "통신서비스 HHI"에 따르면 미국 FTC에서 HHI지수가 1800미만일 경우를 경쟁적 시장이라고 간주하고 있음.

분석결과를 보면, 우선 통제변수인 가격변수는 대부분 소비자후생과 부(-)의 관계를, 수요변수는 소비자후생과 정(+)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 전체 소득 기준으로 상호접속요율이 소비자 후생과 부(-)의 관계에 있는 것으로 나타났다. 즉, 이론대로 상호접속요율의 인하가 사업자의 자발적인 경쟁을 유도함으로써 통신가격을 인하시키고 이는 소비자후생을 증진시키는데 기여하는 것을 의미하는 것이다. 시장 전체평균에서 봤을 때, 상호접속요율이 10% 인하하면, 평균적으로 소비자후생은 2.6%증가하는 것으로 볼 수 있다. 정책더미변수의 값을 보면 현재 적용되고 있는 TD·BU 방식의 장기증분원가는 소비자후생을 오히려 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 현재의 장기증분원가방식이 순수한 형태의 장기증분원가(Pure LRIC)가 아니라는 측면에서 오히려 통신시장의 비효율성을 증대시켰다고 볼 수 있는 부분이다. 이는 특히 전체 평균소득뿐만 아니라 각 소득계층별(1분위, 2분위, 3분위)로도 부(-)의 관계를 보이는 것으로 판단되기 때문에 현재의 장기증분원가방식의 개선이 필요하다고 판단된다.

그리고 비대칭접속요율을 의미하는 개별요율제의 더미변수 계수 값을 살펴보면, 소득 3분위와 5분위의 경우 소비자 후생과 부(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 즉, 후발사업자의 시장퇴출을 막기 위한 측면에서 각 사업자의 접속요율을 규제하는 것은 오히려 소비자에게 있어서 후생손실을 가져온 것으로 볼 수 있다. 그 외 특이한 점으로 5분위 소득계층, 즉 고소득자에게 HHII지수는 소비자후생을 증진시키는 것으로 나타났는데, 이는 기업의 독과점화가 오히려 고소득층의 소비자 후생을 높이는 것으로 볼 수 있는 것이다. 이는 기업의 독과점화로 인한 사업자후생의 증가는 사업자로 하여금 높은 부가가치 창출을 위한 기업의 투자로 이어지고, 이에 따라 높은 기술력과 서비스가 고소득층의 만족감을 높여주기 때문으로 판단된다. 이와 같이 미시적인 계층구분에 의한 분석은 단순히 가격의 하락이 소비자후생을 높이는 것만이 아닌 것을 의미한다고 볼 수 있다. 하지만 종합적인 측면에서 현재의 상호접속료 정책은 전체 소비자들을 대상으로 소비자 후생의 증진에 기여하지 못하고 있으며, 반면에 고소득층 소비자들의 소비자 후생 증진에 기여하는 등 통신서비스 이용의 양극화 또한 문제가 되는 부분이라 할 수 있다.

V. 결 론

본 논문은 2000년 이후부터 최근까지 이동통신시장에서 상호접속료 프레임의 변화 및 정책 개정이 소비자후생에 미치는 영향과, 최종적으로 소득분위별 소비자에게 미치는 영향을 분석하였다. 상호접속료 프레임은 총 7차례 개정이 되었고, 2000년 이후로는 세 차례의 개정과 함

게 최근 통신환경의 급변화에 따라 개정의 필요성이 논의되고 있는 실정이다.

분석결과에서 볼 수 있었던 것처럼, 이동통신시장의 가장 큰 변화는 5차 개정시 대표원가제를 폐지하고 사업자별로 접속요율을 규제하는 개별요율제의 도입, 6차 개정시 TD·BU혼합모형을 이용한 장기증분원가(LRIC) 방식의 도입이며, 이러한 변화가 소비자들의 후생에 영향을 미쳤다고 예상됨에 따라 수요가격탄력성을 이용한 소비자후생의 추정과 함께, 소득분위별 지출자료를 이용한 실증분석모형을 이용하여 상호접속료 프레임이 소비자 후생에 미친 영향을 분석하였다. 그 결과 추정된 소비자후생은 2007년 하반기까지는 상승하는 추세였지만, 2008년부터 소폭 하락하는 움직임을 보였으며, 이는 가입수요에 의한 것으로 판단된다. 이는 실제적으로 통신사업자들의 경쟁에 있어서 가입비가 의미가 없고, 이동통신시장에 대한 가입수요가 포화된 것에 기인한 것으로 판단된다. 상호접속료와 관련이 높은 통화수요의 소비자후생은 정부정책에 의해서 지속적으로 상승하고 있었으나, 가입수요의 소비자후생의 하락으로 인해 상쇄된 모습을 보이고 있었다. 그리고 소득분위자료를 이용하여 상호접속료 프레임이 소비자 후생에 미치는 영향을 분석한 결과 개별요율제와 현재의 장기증분원가 방식은 대체적으로 소비자의 후생 감소를 야기한 것으로 나타났다. 개별요율제의 경우는 지나친 규제가 시장의 효율성을 감소시킨 것으로 판단되며, 특히 개별요율제의 목표가 후발사업자의 시장퇴출을 막기 위한 점임을 감안할 때, 지나친 후발사업자에 대한 이윤보전은 소비자후생을 감소시키는 원인이라 볼 수 있는 것이다. 또한 장기증분원가방식의 도입 또한 가장 효율적인 상호접속료 프레임임에도 불구하고, 현재의 TD·BU 혼합 방식은 실제적으로 시장에서 소비자후생에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 이는 지금의 회계적·공학적 모형의 혼합방식은 순수장기증분원가에 비해 비효율적인 요소를 포함하기 때문이며, 장기증분원가의 효과를 누리기 위해서는 향후 순수장기증분원가의 형태로 전환될 필요성을 강조한다.

본 논문은 소비자후생을 증진시키는 측면에서 상호접속료의 역할과 정책에 대해서 논하고 있지만 기본적으로 상호접속료 정책의 목표는 소비자잉여와 사업자잉여의 합계인 사회적후생을 증진시키는데 있다고 볼 수 있다. 따라서 소비자후생지표만으로 정부의 상호접속료정책을 평가한다는 것이 본 논문의 한계점이라 할 수 있다. 하지만 경제이론상 시장의 독과점화는 사회후생손실(deadweight loss)을 발생시키는 것으로 알려져 있고, 이동통신사업자의 M&A로 인하여 지난 10여 년간 독과점 시장에 가까운 형태를 띄고 있기 때문에 현재 정부의 상호접속료 정책은 소비자후생에 초점을 맞춰야 할 것이며, 정책의 주목표는 소비자 후생 증진을 상호접속료 수준의 지속적인 인하와 시장 집중도를 낮추기 위한 사업자 점유율 갭의 축소였다고 볼 수 있다. 즉, 장기적이고 효율적인 관점에서 순수 장기증분원가(pure_LRIC)나 무정산(B&K) 시스템의 도입이 완전경쟁하의 가장 효율적인 상호접속제도라 할 수 있으나 현재의 이동통신

시장에 존재하고 있는 사업자의 수가 한정적이기 때문에 시장의 독과점화를 규제하기 위한 측면에서 상호접속제도를 운영하고 있다고 판단된다. 이동통신시장에서 안정적인 경쟁환경이 조성된다면 장기적으로 접속료 제도를 폐지할 가능성도 높다고 전망되며, 분석결과를 보면, 전체 소비자들을 대상으로 분석결과를 보면, 평균상호접속요율의 인하가 소비자 후생을 증가시키는 것으로 나타난 것이 접속료 폐지의 근거가 된다고 볼 수 있다. 하지만, 아직까지 접속료가 후발 사업자의 이윤보전과 전체 사업자의 투자증진, 사업자의 규제역할을 수행한다고 볼 수 있기 때문에 당장 폐지를 하기 보다는 장기적으로 접속료를 인하할 수 있는 Sliding Scale 이나 Gliding Path 등과 같은 산정방식이 아직까지는 필요한 것으로 판단된다.

상호접속료 프레임이 소득 계층별로 미치는 파급효과의 차이점을 파악하기 위하여 소득5분위자료를 이용하였다. 5분위의 평균소득이 가장 높았으며, 한계소비성향 또한 가장 낮게 나타났다. 그리고 소득이 낮을수록 소비지출에서 통신비가 차지하는 비중이 높았는데, 이는 현재의 통신서비스가 가계 및 사업을 위한 필수재임을 뜻하는 것이다. 실증분석 결과에서 계층별로 특이하게 나타난 점은 5분위 소비자에게 HHII지수 변수의 계수가 정(+)으로 나타난 점이다. 이는 기업의 독과점화가 오히려 고소득층의 소비자 후생을 높이는 것으로 볼 수 있는 것이다. 이는 미시적으로 접근해봤을 때, 상호접속료의 인하가 단순히 소비자후생을 증가시켜주는 것만을 의미하지는 않으며, 계층별로 그 효과가 차별적으로 나타날 수 있음을 의미한다. 즉, 통신서비스는 저소득층에는 필수재로 간주됨에 따라 상호접속료 및 가격의 하락이 소비자 후생을 증진시켜주고, 고소득층에는 필수재 성격이 약하게 나타나고, 서비스의 고급화 부분에서 후생이 증진하는 것으로 예상할 수 있었다.

하지만 전체 소비자측면에서는 접속료의 인하에 의해서 후생이 증가하는 모습을 보이고 있었으며 추정된 소비자 잉여의 변화를 봤을 때, 전체 요인에 비해서 통화수요의 증가부분이 미치는 영향이 크지 않았다. 사업자 측면에서도 개별요율제나 현재의 장기증분원가 체계는 규제적 성향이 강하기 때문에 자발적인 경쟁보다 효율성을 억제하는 정책효과를 보이는 것으로 판단된다. 따라서 개별요율제의 폐지나 순수장기증분원가의 도입 등을 고려할 필요가 있다. 그리고 사업자로 하여금 기본 통신서비스에 대한 원가를 낮추고 낮은 원가를 원하는 소비자층과 차별화된 서비스를 원하는 고소득층을 구분하여 서비스를 제공할 수 있도록 하는 유인을 줄 수 있는 정책이 필요할 것으로 판단된다. 현재 이동통신 서비스는 스마트폰, 4G 등 NGN투자를 통하여 진화된 기술로 변화하고 있지만 필수재 측면에서 단순 음성통화만을 원하는 소비계층 또한 존재하기 때문이다.

그리고 향후 연구와 관련해서 이동통신시장의 패러다임이 음성위주의 통화에서 All-IP화, 스마트폰의 보급으로 데이터의 기능이 중요해진 것을 주목할 필요가 있다. 이는 현재, 혹은

미래의 통신환경에 있어서 상호접속료의 역할이 보다 축소되고 규제효과 또한 더욱 미비할 것으로 예상할 수 있다. 따라서 음성부분에 대한 규제보다 현재 문제가 되고 있는 과도한 트래픽의 양을 조절할 수 있는 새로운 상호접속제도가 필요할 것으로 판단된다. 즉, 현재의 음성위주로 형성되어 있는 상호접속료 규제정책에 대한 완화가 필요하며, All-IP환경에 대응할 수 있는 상호접속료 정책의 빠른 도입이 필요할 것이다.

마지막으로 본 연구의 한계점에 대해서 논의해보자면 소비자 후생의 측정에 있어서 전통적인 방법을 사용하였기 때문에 선행연구에 언급한 것처럼 정확한 후생의 측정이라 볼 수 없을 것이다. 하지만, 기존 선행연구들의 소비자 후생 측정방법도 음성 통화에 대한 수요의 정확성을 높이는 방법이기 때문에 지금 변화하고 있는 이동통신시장의 소비자 후생을 정확히 추정하는 방법이라 할 수 없다. 따라서 향후 연구는 수요가격탄력성의 대상을 음성에서 데이터트래픽을 추가할 수 있는 방법에 대한 연구가 필요할 것으로 판단되며, 최근 1, 2년 동안 빠르게 변화하고 있는 스마트폰 시장에 대한 데이터베이스 확보를 통해, 이전과 이후의 환경변화를 분석할 수 있는 연구 또한 필요할 것으로 판단된다.

참고문헌

- 김용규, 이홍재, 김형준 (2003), “이동전화서비스의 수요탄력성 및 소비자잉여 추정”, 경제학 공동학술대회, 산업조직학회.
- 김동주, 김용규, 김상택, 최선규 (2008), “정확후생측정 방식에 의한 이동전화서비스의 소비자 잉여 추정”, *Telecommunications Review*, 18(1) : 183-191.
- 김희수, 김남심, 오기환 (2009가), “방송통신망 고도화에 따른 상호접속의 쟁점과 정책과제”, 「정책연구」 09(42), 정보통신정책연구원.
- _____ (2009나), “융합 환경에 적합한 접속료 및 정산체계 연구”, 「기본연구」 09(3), 정보통신정책연구원.
- 안형택, 박민수 (2010), “유무선 통신서비스 수요의 계량분석”, 「정보통신정책연구」, 17(1) : 73-95, 정보통신정책학회.
- 이덕희, 권영선, 이동희 (2002), “이동통신서비스 수요의 소비자잉여 추정”, 「정보통신정책연구」, 9(2) : 169-195.
- _____, 이동희 (2004), “이동통신서비스의 경쟁도입과 사회후생효과의 변화 분석”, 「국제경제연구」, 10(1).

- 이명호, 서무정 (2003), “이동통신의 국민경제적 기여와 소비자후생”, *Telecommunications Review*, 13(3) : 372-382.
- 이홍재 (2002), “통신서비스산업의 경제적 파급효과”, 「연구보고」, 02(20), 정보통신정책연구원.
- 정보통신정책연구원 (2010), “통신서비스 HHI”. 통신정책연구실.
- 정우수·조병선 (2007), “국내 이동전화 통화수요의 요금탄력성 추정에 관한 연구”, 「한국통신 학회논문지」, 32(6) : 390-401.
- 한국전자통신연구원 (2009), “국내 상호접속료 제도 변천과정”, 서비스기반정책연구팀.
- ACA (2001), “Benefits to consumers of Telecommunications Services in Australia 1995-1996 to 1999-2000”, the Australia Communications Authority(ACA)
- Alexander, D. L. Kern, W. and Neil, J. (2000), “Valuing the Consumption Benefits from Professional Sports Franchises”, *Journal of Urban Economics*, 48, 321-337.
- Cater, and Wright (2003), “Asymmetric Network Interconnection”, *Review of Industrial Organization* 22, 27-46.
- De Bijl, and Peitz (2004), “Dynamic regulation and entry in telecommunications markets: a policy framework”, *International Economics and Policy*, 16, 411-437.
- Laffont, Ray and Triole (1998a), “Network Competition: I. Overview and Nondiscriminatory Pricing”, *Rand Journal of Economics*, 29(1), 1-37.
- _____ (1998b), “Network competition: II. Price Discrimination”, *Rand Journal of Economics*, 29(1). 38-56.
- Hausman (1997), “Cellular Telephone, New Products and the CPI”, NBER working paper 5982.
- Oftel (2001), *Effective Competition Review: Mobile*.
- Peitz, P. (2005), “Asymmetric Regulation of Access and Price Discrimination in Telecommunications”, *Journal of Regulatory Economics*, 28(3). 327-343.
- RA (2001), *The economic impact of radio*.
- Sauders et al (1983), *Telecommunications and Economic Development*, Washington D. C.: The World Bank.
- Taylor (1994), *Telecommunications Demand in Theory and Practice*, Kluwer Academic Publishers: Dordrecht 1994.
- <http://www.kosis.kr>
- <http://www.itstat.go.kr>

박추환

미국 펜실베니아 주립 대학에서 경제학 박사학위를 취득하고 현재 영남대학교 경제금융학부 교수로 재직 중이다. 관심분야는 지역경제, 경제정책, 산업경제, IT 및 통신정책 등이다.

한성수

한양대학교에서 경영학 박사학위를 취득하고 현재 한국전자통신연구원 기술경제연구부에 근무 중이다. 주요 연구 분야는 기술전략, 사업전략, 산업정책, 기술사업화 연구 등이다.

정영근

영남대학교 경제학과 석사과정에 재학중이며, 현재 박추환 교수 연구실에서 연구조교를 수행하고 있다. 관심분야는 지역경제 및 산업경제이다.