

국내 방송통신결합상품 시장획정

김정민*.박민수**.양명지***

초록

기업행위의 시장경쟁 영향평가와 시장지배적 사업자들에 대한 사전규제를 위해서는 올바른 시장획정이 선행되어야 한다. 방송통신서비스 산업의 경우 OECD를 비롯한 해외 규제기관은 물론 국내에서도 결합상품 관련 시장획정의 중요성과 필요에 대한 논의가 진행되고 있으나, 구체적인 단독시장 획정 사례나 방법론이 제시된 경우는 많지 않다. 본 연구는 혼합로짓 모형(mixed logit model)을 이용하여 수요추정 후 시장획정을 위한 시뮬레이션을 진행하였으며, 이 결과를 동일한 표본에 대한 진술선호(stated preference) 자료 기반 전환율과 비교했다. 수요추정 기반 시뮬레이션 결과 QPS&TPS 시장은 5%와 10% 가격인상 시 마진을 약 50% 수준에서 단독시장으로 획정할 수 있었으며, 20% 가격인상 시에도 마진을 약 40% 수준에서 시장획정이 가능했다. 또한 개별 결합상품의 경우 QPS는 5%와 10% 가격인상 시 마진을 약 30% 수준에서 단독시장 획정이 가능했다. 반면 설문 기반 분석결과 마진을 10% 미만일 경우에만 단독시장으로 획정 가능하여, 가격 인상에 대한 소비자의 의향과 실제 소비 선택 사이에 간극이 존재함을 확인할 수 있었다.

JEL분류번호 : L4, L5, L8

핵심주제어: 결합상품, 시장획정, 방송통신서비스, 혼합로짓모형, Quadruple-play Service

* 성균관대학교 경제학과 박사과정, 제1저자
** 성균관대학교 경제학과 부교수, 교신저자
*** 성균관대학교 경제학과 석사과정

I. 서론

방송통신서비스 산업에서는 기술발전에 따라 새로운 서비스가 끊임없이 출현해왔고 과거에 경쟁관계에 있지 않았던 상품들이 서로의 경계를 침범하며 성장을 도모하고 있다. 예를 들어 인터넷전화(VoIP: Voice over Internet Protocol)가 데이터와 음성통화의 경계를 허물었고 OTT(Over the Top)는 인터넷과 방송의 구분을 모호하게 만들었다. 사물인터넷(IoT, internet of things)과 5세대 이동통신(5G) 기술발전은 통신과 미디어의 영역을 다른 산업으로까지 확장시키는 원동력이 되고 있다. 서비스 간 융합이 고도화되는 환경 하에서 산업 내 기업 간 인수와 합병을 통해 하나의 회사가 다양한 방송통신서비스를 제공하게 되고 정부의 규제도 완화되면서 최근 수년간 이종 상품 간 결합상품의 출시가 증가하고 가입률이 급격하게 증가해왔다. 이러한 결합상품의 확산은 전 세계적인 현상인데 특히 우리나라에서는 그 증가율이 두드러진다. 국내 결합상품 가입자는 2015년 말 기준 1,606만으로 가구 수 1,871만을 기준으로 85.8%에 달한다. 이는 2007년 309만에 비해 약 4배 증가한 수치이며 우리보다 앞서 결합상품이 활성화된 EU의 결합상품 가입률(평균 55.3%)에 비해서도 높은 수준이다(KISDI, 2016).

결합상품 가입률의 급증은 소비자 후생의 증가를 반영하지만 다른 한편으로 결합상품 판매가 시장경쟁에 미치는 영향에 대한 우려들을 불러일으키고 있다. 2010년 9월 KT는 SKT의 초고속인터넷 재판매(이동전화-인터넷 결합상품 판매) 행위를 시장지배적 지위남용행위와 계열사에 대한 부당지원으로 공정거래위원회에, 이용자 이익저해 행위로 방송통신위원회(이하 방통위)에 신고했고 2014년 2월 LGU+가 계열사 부당지원과 이동통신시장에서의 지배력 전이를 이유로 방통위에 신고했다. 2016년 4월 방통위는 결합상품 판매에서의 “공짜마케팅”을 금지하고 결합상품 가입과 해지 시 가입자에게 보다 정확한 정보를 제공하는 것을 의무화하는 내용을 담은 「결합판매의 금지행위 세부 유형 및 심사기준」 개정안을 의결하기도 했다(이상헌 외, 2016).

기업해위의 시장경쟁영향 평가와 시장지배적 사업자들에 대한 사전규제를 위해서는 올바른 시장획정이 선행되어야 하는데 국내에서는 아직 소수의 이론적인 관련 연구만이 이루어졌을 뿐이고(이상규, 2013), OECD를 비롯한 해외 규제기관에서도 결합상품관련 시장획정의 중요성과 필요에 대한 논의가 활발하게 진행되고 있으나 아직까지 구체적인 획정사례나 방법론이 제시된 경우는 많지 않다(ComReg, 2012; OECD, 2011 and 2014; Pápai et al. 2011). 이는 아직까지 결합상품과 관련된 반경쟁 이슈가 광범위하게 제기되지 않았기 때문이지만 동시에 결합상품 시장획정의 방법론적 어려움 때문이기도 하다. 예컨대 상품시장의 획정을 위해 흔히 사용하는 SSNIP (small but significant and non-transitory increase in price) test를 실시할 때 보통 설문조사를 통해 한 상품의 가격이 증가할 때 잠재적 대체성이 있는 다른 상품으로의 구매전환 의사가 얼마나 되는지를 파악한다. 그러나 결합상품의 경우 결합상품 유형(DPS, TPS, QPS)이 매우 다양할 뿐만 아니라 단독상품과의 대체관계도 고려해야 하기 때문에 결합대상 상품 수가 많을 경우 추정해야 하는 대체관계의 수가 기하급수적으로 증가한다. 따라서 이를 단순한 설문조사를 통해서 수행하는 데는 한계가 있다. 이 점에서 선

택가능한 모든 상품 간 대체성을 추정하는 대신 상품 속성에 대한 소비자 수요의 민감도를 추정하고 (수요함수 추정) 이를 이용해 상품 간 대체성을 시뮬레이션하는 방법은 설문조사를 통한 시장획정의 대안으로 고려할 수 있다. 수요함수추정과 시뮬레이션에 실제 시장거래 자료(transaction data)나 이를 모방한 소비자 선택실험자료(e.g. 컨조인트 설문자료)를 이용할 경우 설문조사보다 더 실제에 가까운 상품 간 대체성을 추정할 수 있다는 이점도 누릴 수 있다.

본 연구는 확률계수모형(random coefficient models) 중 하나인 혼합로지트모형(mixed logit model)을 이용하여 방송통신서비스 시장의 수요추정을 하였으며, 추정 결과를 이용하여 시장획정을 위한 시뮬레이션을 진행했다. 시뮬레이션 결과의 타당성은 수요추정 결과가 얼마나 현실 설명력이 높은지와 관련이 있는데, 특히 이중 상품 간 대체성의 추정이 핵심인 시장획정에서는 상품 간 보다 유연하고 현실적인 대체관계를 가정하는 확률계수모형을 활용하여 분석의 정확성을 높이려 했다. 아울러 본 연구에서는 동일한 표본에 대해 설문조사(가격인상 시 상품전환 의사 질문)를 해 기존의 방법으로 전환율을 구하고 이를 수요추정에 기초한 시뮬레이션 결과와 비교했다.

본 연구의 나머지 내용은 다음과 같이 구성된다. II장에서 결합상품 시장획정에 대한 기존 학술연구와 규제기관의 분석결과를 소개하고 III장과 IV장에서는 연구에 사용된 데이터와 분석방법을 각각 설명한다. V장에서는 추정결과 및 시뮬레이션 결과를 제시하고 마지막으로 VI장에서는 결론 및 시사점을 제시한다.

II. 기존연구

방송통신서비스 시장의 결합상품에 대한 시장획정 요구는 지속적으로 제기(EC, 2007; OECD, 2014)되었으나, 상품구성의 특이성, 대체 및 보완관계의 복잡성 등의 이유로 학술연구가 활발하게 진행되지는 못했다. 그간 이루어진 결합상품 관련 연구로는 결합상품의 공급(Lawless (1991), Andrews, et al. (2010)) 및 수요(Srinuan, et al. (2014), López, et al. (2015), Ünner, et al. (2015))의 원인 분석과, 결합상품이 방송통신 서비스 시장에 미치는 효과(Bughin and Mendonça (2007), Lee (2009), Hurkens, et al. (2013), Pereira and Varela (2013), Grzybowski and Liang (2015), Halmenschlager and Mantovani (2015), Lee (2017))에 대한 것이 주를 이루었다. 결합상품과 끼워팔기의 반경쟁성에 대한 논쟁과 이론적인 연구들은 오랫동안 이루어져왔으나(Posner 1976; Bork 1978; Whinston 1990; Carlton and Waldman 2002 등) 실제 시장에서의 사례에 대한 실증적인 분석은 상대적으로 소수에 불과하다. 그나마도 제품 차별화와 소비자 고착효과(lock-in), 사회 후생 증가 등에 초점을 맞추고 있어 기업 행위의 반경쟁성 판별의 기준과 이를 적용한 사례는 부족한 상황이다.

방송통신시장에서 시장지배력 남용과 고착효과(lock-in) 등 결합상품 관련한 우려가 증가함에 따라(Bughin and Mendonça (2007), Lee (2009)) 시장획정의 필요성도 커지고 있다(Srinuan, et al. (2014)). 국내에서는 방송통신 서비스 결합상품의 시장획정 연구에 시사점을

줄 수 있는 군집시장 확정에 대한 연구가 이루어진 바 있지만,¹⁾ 군집상품 관련 연구들 역시 시장확정을 위한 통합적 이론이나 엄밀한 실증 분석은 아니었다.

해외 경쟁·규제 당국 및 연구기관에서도 결합상품 시장확정의 필요성을 인식하고 지속적으로 논의해왔으나 엄밀한 분석 방법을 적용한 사례는 드문 실정이다. 해외의 방송통신 결합상품 시장확정 사례로는 헝가리와 아일랜드, 포르투갈을 들 수 있다. 헝가리와 포르투갈의 경쟁당국은 TPS를 단일시장으로 확정 가능하다는 결론을 내렸고(Zoltán, et al. (2011), OECD (2014)), 아일랜드의 연구기관인 Oxera(2013)는 브로드밴드와 FVA(유선전화)의 결합상품을 단일시장으로 확정할 수 있다고 언급했다. 다만 아일랜드의 경우 규제당국인 ComReg가 당초 결합과 비결합 FVA 상품이 같은 시장에 속한다는 결론을 내린 바 있고, Oxera 역시 다양한 시장확정 시나리오가 가능하다는 입장을 취해 아직까지 합의된 결론은 부재한 상황이다. OECD(2014)는 경쟁당국이 특정 사례에 한정하여 시장을 확정하는 반면 규제당국은 해당 사안을 넘어 향후 시장에 미칠 영향까지 고려하여 시장을 확정하기 때문에 서로 다른 결론을 낼 수 있음을 지적하며 각국의 경쟁 상황을 고려한 시장확정 방법 개발의 중요성을 강조했다. 이외에도 EC(2015)는 Altice와 PT Portugal 간 합병 관련하여 결합상품을 별도 시장으로 확정하고 심사를 진행한 바 있다.

본 연구의 방송통신서비스 결합상품 시장확정과 가장 관련이 깊은 연구는 Pereira, et al.(2013)이다. 저자들은 포르투갈 통신 기업으로부터 수집한 소비자 단위 청구서 데이터와 설문데이터를 활용한 수요 추정 후, 시뮬레이션에 기반한 SSNIP 테스트를 통해 결합상품이 개별시장으로 확정될 수 있음을 보였다. 수요추정을 위해 다항 로짓, 네스티드 로짓 그리고 교차 네스티드 로짓을 사용²⁾하였으며, 특히 결합상품과 기업에 대해 모두 그룹(nest)을 설정한 교차 네스티드 로짓을 이용하여 다른 종류의 결합 상품 간 그리고 서로 다른 기업들이 만든 상품들 간 대체 패턴을 찾아냈다. 저자는 시장확정을 위해 UPI(Unilateral Price Increase), EPI(Equilibrium Price Increase), UPP(Upward Pricing Pressure) 세 가지 SSNIP 테스트를 수행했다. UPI test는 두 개의 서로 다른 상품을 생산하고 있는 가상적 독점기업이 5%나 10%정도의 작지만 지속성있는 가격인상을 할 경우 이윤을 증가시킬 수 있는지로 두 상품의 경쟁관계를 판단하는 방법이고 EPI는 두 개의 서로 다른 상품을 각기 다른 기업이 생산하는 경우에 비해 독점기업이 생산할 때 가격인상이 얼마나 이루어질지를 예측함으로써 동일시장 포함여부를 판단하는 방법이다. UPP는 두 개의 상품을 생산하는 독점기업이 이윤감소없이 한 상품의 가격을 올릴 수 있는지 여부에 따라 시장확정을 하는 방법이다. Pereira et al.(2013)은 모든 테스트에서 유선전화-초고속인터넷-유료방송의 TPS가 단독시장으로 확정됨을 보였으며, 몇몇 상품의 경우 보완관계에 있음을 밝혀냈다. Pereira et al.(2013)의 연구는 유선상품만을 주 대상으로 하고 있으나 대체 패턴이 복잡한 결합상품의 수요 모델을 설정하고 가격 탄력성을 계산하여 통신시장에서 결합상품이 개별 시장으로 확정될 수 있음을 실증적으로 보였다는 점에 의의를 둘 수 있다.

본 연구는 두 가지 측면에서 기존 연구들과 차별화된다. 첫째, 기존연구는 주로 DPS 또

2) 네스티드 로짓과 교차 네스티드 로짓의 수요추정 결과와 비교하기 위해, 혼합 로짓모형을 이용한 결과도 제시했다.

는 유선상품 중심의 TPS 시장을 연구했지만, 본 연구에서는 이동전화를 포함한 결합상품 전체에 대한 수요추정 및 시장획정을 수행했다. 결합상품의 중심축이 인터넷과 유료방송에서 이동전화로 이동하고 있는 점을 고려할 때, 시장상황을 반영한 정책을 수립하기 위해서는 이동전화가 포함된 결합상품에 대한 연구가 중요하다고 할 수 있다. 둘째, 본 연구는 직접 설문을 통한 일반적인 SSNIP 테스트를 동시해 수행하고 이를 수요추정 기반 SSNIP 테스트를 비교하여 두 결과 사이에 차이가 존재함을 실증적으로 보였다는 점에서 기존 연구와 차별화된다.

III. 데이터

1. 설문조사 및 선택대안 구성

본 연구에 사용된 자료는 한국갤럽을 통해 세종시 포함 전국 17개 광역시도에 거주하는 20세~59세 1,042명 대상 설문조사에서 수집되었다. 설문은 인구통계정보와 함께 결합상품을 포함하여 현재 가입되어 있는 서비스에 대한 상세한 정보(서비스 종류, 제공회사, 결합유형, 비용 등)를 얻을 수 있는 질문으로 구성되었고, 각 항목의 응답을 변수화하여 분석에 활용했다. 한편 설문조사 시 가족이 사용하는 이동전화와 결합된 상품이 있을 경우에도 응답을 하게 했는데, 가족이 사용하는 이동전화에 대한 상세정보가 누락되어 일부 분석에 사용할 수 없게 된 87명을 제외한 955명의 정보를 최종적인 표본으로 이용했다.

수요함수 추정을 위해서는 소비자들이 선택할 수 있는 상품(선택대안) 집합을 정의해야 하는데, 우리나라 방송통신서비스 시장에서 소비자가 선택할 수 있는 상품조합이 매우 많기 때문에 모든 조합을 고려하는 것은 현실적인 한계가 있다. 예컨대 소비자는 알뜰폰 포함 4개 이동통신사업자의 모든 요금제 중 하나를 선택하고 각 사의 초고속인터넷과 유선방송 상품 중 하나를 선택할 수 있다. 통신사업자의 초고속인터넷과 IPTV가 대부분 결합해 선택된다는 점을 감안하더라도 DPS, TPS, QPS의 결합유형까지 고려하면 선택대안이 표본 수에 비해 지나치게 많아진다. 따라서 본 연구에서는 이동전화, 인터넷, 유료방송 그리고 유선전화의 대표적 상품들과 브랜드를 고려하여 선택대안을 구성했다. 이동전화의 경우, 통신 3사(KT, LGU+, SKT) 당 3개의 대표 요금제와 MVNO의 대표 요금제 1개를 포함하여 총 10개의 상품으로 구성했다. 이동전화 요금제는 통신사 별로 매우 다양한 요금제가 존재하지만, 가격대를 기준으로 상품을 분류할 경우 그룹 내 상품특성의 유사성을 발견할 수 있기 때문에 1) 4만 9천원 이하, 2) 6만 9천원 이하(4만 9천원 초과), 3) 6만 9천원 초과, 총 3개의 가격대로 상품을 분류했다. 인터넷의 경우, 4개 사업자 당 3개의 서비스 총 12개 상품으로 구성했다. 주로 속도를 기준으로 인터넷 상품이 판매되고 있으므로, 본 분석에서도 속도를 기준으로 1) 50Mbps 이하, 2) 100Mbps 이하, 3) 500Mbps 이상 총 3개의 속도로 상품을 분류했다. 방송의 경우, 4개 사업자 당 3개의 서비스와 유료방송 미사용(안테나를 통한 지상파만 시청 또는 TV 미보유)을 포함하여 총 13개의 상품으로 구성했다. 비슷한 가격대의 방송 서

비스여도 사업자 별로 상이한 채널수와 프리미엄 서비스 상품을 판매하고 있기 때문에 각 사업자가 제공하고 있는 프리미엄 서비스를 제외한 3개 상품으로 구성했다. 유선전화의 경우, 4개 사업자 별 1개의 서비스와 서비스 미사용을 포함하여 총 5개의 상품으로 구성했다. 마지막으로 결합상품은 1) 유선전화+인터넷, 2) 인터넷+방송, 3) 이동전화+인터넷, 4) 유선전화+인터넷+방송, 5) 이동전화+유선전화+인터넷, 6) 이동전화+인터넷+방송, 7) 이동전화+인터넷+방송+유선전화, 8) 개별상품(비결합)³⁾ 총 8종류로 분류했다. 이렇게 선택된 이동전화 10개, 인터넷 12개, 방송 13개, 유선전화 5개 개별상품과 결합유형 8개를 조합하여 만들 수 있는 선택대안의 수는 62,400개인데, 수요추정 및 시뮬레이션에서는 이 중 응답자가 현재 사용하고 있다고 대답한 상품조합 529개를 선택대안으로 정의했다.

2. 변수설정

수요추정에 사용된 변수들의 기초통계량은 <표 1>과 같다. 이동전화, 인터넷, 유료방송 그리고 유선전화의 가격 및 상품특성(기본제공 데이터, 문자, 방송채널수 등)은 각 통신사별 공식 홈페이지에 소개되고 있는 자료를 이용하였으며 상품의 약정 및 결합 시 할인율도 공식 홈페이지에서 제공하는 조건에 따라 계산했다.

상품특성 변수로 사용된 월 평균 통신요금⁴⁾, 이동전화 데이터, 인터넷 속도는 각각 8만1천원, 5.14GB 그리고 263Mbps⁵⁾이다. 스마트폰 사용 보편화에 따라 이동전화 상품의 중심이 기본제공 통화시간이나 문자에서 데이터로 이동하면서 어떤 상품특성보다 데이터가 수요추정에 더 적합한 변수이며, 인터넷 속도 역시 상품 선택 시 핵심요인으로 분석 시 필수적이라 할 수 있다. 그러나 유료방송의 특성을 반영할 수 있는 채널수의 경우, KT의 저가요금제인 olleh tv live 10의 채널수가 경쟁사의 고가요금제 채널수와 비슷하거나 오히려 더 많이 제공함에 따라 변수로 추가 시 추정에 문제가 발생할 수 있으므로 제외했다.

요금과 데이터량, 인터넷 속도 이외에도 브랜드 별 서비스 품질을 차별화하는 요인들이 있으나 측정이 어려울 뿐만 아니라 변수를 추가할수록 차별화되는 상품의 종류가 증가하기 때문에 결합유형과 브랜드 더미변수(혹은 가변수 dummy variables)를 포함시켜 추정 오차를 줄이고자 했다. 추정모형에 더미변수를 포함시키는 경우 다중공선성 문제(multicollinearity)를 피하기 위해 기준이 되는 하나의 범주를 제외해야 하는데, 결합상품 유형 더미는 비결합상품, 이동전화와 인터넷 브랜드더미는 케이بل회사(SO), 마지막으로 유료방송과 유선전화 브랜드더미는 해당서비스 미사용을 각각 기준으로 두었다.

3) 955명 중 13명의 응답자는 8개의 결합상품(비결합 포함)에 포함되지 않는 기타결합 상품을 소비한다고 응답하였으나, 세부적으로 어떤 종류의 결합상품을 소비하고 있는지 확인할 수 없어 이들 응답자들은 8) 개별상품(비결합)에 포함되도록 분류했다.

4) 이동전화+초고속인터넷+유료방송+유선전화 요금을 합산한 값으로 사용하는 서비스 수는 응답자마다 다르다.

5) 실제 방송통신서비스 제공회사의 고객 1인당 평균지출 금액(ARPU, Average Revenue Per User) 및 서비스 평균 사용량과 비교하였을 때 다소 높은 수치로 볼 수도 있으나, 이는 설문응답자가 상대적으로 방송통신서비스 수요가 많은 광역시 거주자라는 점과 저가 요금제의 주요 소비층인 10대와 60대 이상 소비자가 제외된 자료적 특성에 따른 결과라 할 수 있다. 그러나 설문 응답자들이 경제력을 가진 실질적 서비스 구매 결정권자라는 점에서, 방송통신시장 서비스에 대한 수요 추정 및 시장획정을 위해 적합한 자료라 할 수 있다.

<표 1> 기초통계량

변수명	변수 설명	평균	표준편차
가격(천원)	이동전화 + 인터넷 + 유료방송 + 유선전화 가격의 합	81.42	15.84
이동전화 데이터(GB)	월정액 요금제의 기본제공 데이터	5.14	5.12
인터넷 속도 (100Mbps)	월정액 인터넷 상품의 최대속도	2.63	2.97

더미 변수

결합상품 유형	DPS	2종결합 사용 시 1, 아니면 0	0.24	0.42
	TPS	3종결합 사용 시 1, 아니면 0	0.32	0.47
	QPS	4종결합 사용 시 1, 아니면 0	0.20	0.40
	비결합	개별상품 사용 시 1, 아니면 0	0.24	0.43
이동전화 브랜드	KT	KT 이동전화 사용 시 1, 아니면 0	0.30	0.46
	SK	SK 이동전화 사용 시 1, 아니면 0	0.49	0.50
	LGU+	LGU+ 이동전화 사용 시 1, 아니면 0	0.14	0.34
	MVNO	MVNO 이동전화 사용 시 1, 아니면 0	0.07	0.26
인터넷 브랜드	KT	KT 인터넷 사용 시 1, 아니면 0	0.35	0.48
	SK	SK 인터넷 사용 시 1, 아니면 0	0.39	0.49
	LGU+	LGU+ 인터넷 사용 시 1, 아니면 0	0.16	0.37
	케이블	케이블 인터넷 사용 시 1, 아니면 0	0.10	0.30
유료방송 브랜드	KT	KT 유료방송 사용 시 1, 아니면 0	0.24	0.43
	SK	SK 유료방송 사용 시 1, 아니면 0	0.22	0.41
	LGU+	LGU+ 유료방송 사용 시 1, 아니면 0	0.11	0.31
	케이블	케이블 방송 사용 시 1, 아니면 0	0.36	0.48
	미사용	유료방송 미사용 시 1, 아니면 0	0.07	0.26
유선전화 브랜드	KT	KT 유선전화 사용 시 1, 아니면 0	0.33	0.47
	SK	SK 유선전화 사용 시 1, 아니면 0	0.21	0.41
	LGU+	LGU+ 유선전화 사용 시 1, 아니면 0	0.10	0.30
	케이블	케이블 유선전화 사용 시 1, 아니면 0	0.02	0.15
	미사용	유선전화 미사용 시 1, 아니면 0	0.33	0.47
관측치 수	955			

<표 1>의 기초통계량에서 한 가지 주목할 점은 전국단위 점유율 통계와 비교해 SK군의 유선상품 점유율이 높다는 것이다(<표 1>에서 브랜드 더미의 평균이 이용 점유율을 나타

념). 이는 본 연구를 위해 실시된 설문조사가 대도시 지역을 대상으로만 이루어졌기 때문인 것으로 판단된다. 따라서 분석 결과도 이 점을 염두에 두고 해석되어야 할 것이다.

IV. 설문기반 시장획정

1. SSNIP 테스트

SSNIP 테스트⁶⁾는 상품시장 획정 시 가장 많이 사용되는 방법으로, 특정 상품의 가격에 작지만 유의미하고 일시적이지 않은 가격인상(SSNIP)이 있을 때 소비자들의 상품 선택 결과를 바탕으로 시장을 획정한다. 예를 들어 많은 소비자가 A 상품 가격인상에 따라 구매를 중단하고 B나 C상품으로 대체한다면, 이는 B와 C가 A의 밀접한 대체재로 A의 생산자에게 경쟁압력을 행사할 수 있다는 것을 의미하므로 A를 단독시장으로 획정할 수 없고 A, B, C를 동일한 시장에 포함시키게 된다. 그러나 SSNIP Test를 위해 필요한 자료가 대부분 수요함수와 관련 기업의 비용과 연관되어 있어 그 실제 값을 알아내는 것이 매우 어렵고, 대안으로 개발된 것이 임계매출감소분석(Critical Loss Analysis)이다.

임계매출감소분석은 SSNIP이 있을 때 이윤을 이전과 동일하게 만들어 주는 매출 감소분을 의미하는 ‘임계손실(critical loss)⁷⁾’과 실제 예상되는 손실인 ‘예상손실(predicted loss)’을 비교하는 방식으로, 예상손실률이 임계손실률보다 작을 경우 독점사업자는 A상품의 가격을 인상하더라도 이윤을 증가시킬 수 있음을 의미한다. 이 경우 인접상품 B와 C는 A상품의 충분한 대체재가 되지 못하는 것으로 판단하여 A상품시장을 단독시장으로 획정하게 된다. 본 연구에서는 설문조사와 수요추정을 통해 얻은 예상손실률을 <표 2>의 임계매출감소율과 비교하여 결합상품 유형별 단독시장 획정여부를 판단했다 (임계매출감소분석에 대한 보다 자세한 소개와 임계매출감소율 도출에 관해서는 전성훈(2010) 참조).

<표 2> 가격상승률과 마진율에 따른 임계 매출감소율 변화

	M = 5%	M = 10%	M = 20%	M = 40%
X=5%	50.0%	33.3%	20.0%	11.1%
X=10%	66.7%	50.0%	33.3%	20.0%
X=20%	80%	66.7%	50%	33.3%

2. 설문기반 SSNIP 테스트

6) SSNIP 테스트에서의 판단기준이 되는 가격 인상률은 미국의 경우 5%, EC(European Commission)의 경우 5~10%를 기준으로 한다.

7) 임계손실률은 $X/(X+M)$, X는 가격인상률, M은 마진율

본 연구에 이용된 설문조사에서는 SSNIP 테스트를 위해 응답자에게 다음과 같은 질문이 주어졌다.

Q 만약 모든 단독상품(유료방송, 초고속인터넷과 이동전화 등)과 다른 모든 결합상품의 요금은 현재 수준을 유지하는 반면, 모든 사업자가 귀하가 가입한 유형의 결합상품 요금만 지급보다 10% 올린다면, 귀하께서는 어떻게 하시겠습니까?

응답자는 현재 가입한 상품을 계속 사용하거나 다른 유형의 상품으로 전환하는 것 중 하나를 선택할 수 있다. 해당 질문은 각 유형의 결합상품을 가입한 가입자들에게 주어졌으며 각 유형별로 가입지속과 가입전환 의사를 합산해 계산한 전환비율이 <표 3>와 <표 4>에 제시되어 있다. 결합상품의 경우 해지 시 위약금이 해지의 장애물(전환비용)로 작용할 수 있기 때문에 실제 설문에서는 위약금이 있을 때와 없을 때로 나누어 동일한 질문을 제시했다. <표 3>은 위약금이 없는 경우를 가정할 때의 설문결과이고 <표 4>는 위약금이 있는 경우를 가정할 때의 결과이다.

설문조사 결과에 기초한 전환비율을 <표 2>와 비교해보면 대부분의 결합상품이 해당 상품 마진율이 10% 미만일 경우에만 단독시장으로 확정 가능한 것으로 나타난다. 따라서 실제 방송통신서비스 시장의 마진율을 대입할 경우 시장확정이 어려울 것으로 판단된다. 이러한 결과는 정보통신정책연구원(KISDI)의 <2015년 통신시장 경쟁상황평가> 보고서에 제시된 가격인상 시 전환비율과 유사한 결과로, 해당 보고서에서 추정된 전환비율에서도 대부분의 결합상품이 마진율 10% 수준에서만 단독시장으로 확정 가능했다.

<표 3> 결합상품 가격인상 시 전환비율(위약금 없음 가정)

결합상품 종류		5% 인상		10% 인상		20% 인상	
		유지	전환	유지	전환	유지	전환
DPS	유선전화+인터넷	61.3	38.7	25.8	74.2	16.1	83.9
	인터넷+방송	52.5	47.5	30.8	69.2	15.8	84.2
	이동전화+인터넷	69.9	30.1	45.2	54.8	27.4	72.6
TPS	유선전화+인터넷+방송	63.5	36.5	38.5	61.5	29.2	70.8
	이동전화+유선전화+인터넷	74.6	25.4	58.2	41.8	38.8	61.2
	이동전화+인터넷+방송	62.5	37.5	41.0	59.0	22.9	77.1
QPS	QPS	71.1	28.9	49.5	50.5	32.0	68.0

주: 1) 응답자들은 현재 자신이 가입하고 있는 결합상품을 기준으로 응답
 2) 유지는 현재 가입하고 있는 결합상품 유지, 전환은 다른 유형의 결합상품으로 변경 또는 결합상품 비사용을 의미

<표 4> 결합상품 가격인상 시 전환비율 (위약금 있음 가정)

결합상품 종류		5% 인상		10% 인상		20% 인상	
		유지	전환	유지	전환	유지	전환
DPS	집전화+인터넷	58.1	41.9	32.3	67.7	19.4	80.6
	인터넷+방송	57.5	42.5	37.5	62.5	20.8	79.2
	이동전화+인터넷	68.5	31.5	46.6	53.4	28.8	71.2
TPS	집전화+인터넷+방송	65.6	34.4	41.7	58.3	29.2	70.8
	이동전화+집전화+인터넷	74.6	25.4	55.2	44.8	34.3	65.7
	이동전화+인터넷+방송	62.5	37.5	46.5	53.5	25.7	74.3
QPS	QPS	70.6	29.4	50.5	49.5	30.9	69.1

주: 1) 응답자들은 현재 자신이 가입하고 있는 결합상품을 기준으로 응답
 2) 유지는 현재 가입하고 있는 결합상품 유지, 전환은 다른 유형의 결합상품으로 변경 또는 결합상품 비사용을 의미

V. 수요추정기반 시장확정

1. 분석방법

소비자들이 특정 상품을 선택하는 데는 상품특성, 가격, 정부정책(규제, 보조금, 세제 등) 같은 많은 요인들이 작용을 하며, 이에 따른 소비자 행태 및 시장변화를 실증적으로 분석하기 위해 흔히 수요추정이 이용된다. 제품에 대한 수요추정을 위한 다양한 모형들 중 특정 시점에서 소비자가 다양한 선택대안 중 가장 큰 효용을 제공하는 제품 하나를 선택하는 것으로 가정하는 모형을 이산적 선택 수요추정 모형(discrete choice demand estimation model)이라 하는데, 이 모형의 범주에는 오차항(error term)에 대한 가정에 따라 조건부 로짓(conditional logit), 네스티드 로짓(nested logit), 혼합 로짓(mixed logit) 등 여러 가지 모형이 포함된다. 본 연구에서는 이 중 조건부 로짓과 혼합 로짓을 이용하여 다양한 결합 형태를 가진 방송통신서비스시장에 대한 소비자 수요함수를 추정하고, 이를 기초로 수행한 시뮬레이션 결과를 이용하여 결합상품의 시장확정 가능여부를 분석하고자 한다 (이산적 선택 모형에 대한 보다 자세한 소개와 모형별 장단점에 대한 설명을 위해서는 박민수(2006) 참조).

(1) 수요추정 모형

분석에 사용한 수요추정 모형은 다음과 같이 일반적인 형태의 선형효용함수에서 출발한다.

$$U_{ij} = \alpha_i P_j + X_j \beta + \epsilon_{ij} \quad (1)$$

U_{ij} : 제품 j 에 대한 소비자 i 의 효용
 P_j : 제품 j 의 가격
 X_j : 제품 j 의 특성변수
 ϵ_{ij} : 관측되지 않는 오차항

확률계수모형은 가격과 제품특성에 대해 소비자가 각기 상이한 효용계수를 가진다고 가정하고 이의 분포를 추정하고자 설정된 모형이다 (식 (1)에서 가격변수의 계수에 하첨자 i 가 있음을 주목하라). 혼합로짓모형은 추정을 위해 오차항이 로짓분포를 따른다고 가정한다는 점에서 로짓모형의 한 종류이지만 상품특성에 대한 소비자 개인의 선호를 반영하여, 단순로짓모형에서 나타나는 상품 간 비현실적 대체관계를 보완할 수 있다는 장점을 가진다. 식 (1)에서 가격을 제외한 특성변수 X_j 에는 이동전화 데이터, 인터넷 속도, 결합상품 유형 (DPS, TPS, QPS), 상품 별 브랜드효과를 나타내는 변수들이 포함되며, 연산의 부담을 줄이기 위해 시장확정에 핵심이 되는 가격변수를 제외한 특성변수의 계수 β 는 고정계수로 설정했다. α_i 는 가격에 대한 소비자 i 의 선호를 나타내는 확률계수로, 본 연구에서는 정규분포 (normal distribution)와 로그정규분포(log-normal distribution)를 따른다고 가정하고 결과를 비교했다. 일반적으로 정규분포를 가정하는 연구들이 다수 존재하지만(Alfnes (2004), 이상현 외 (2016)), 가격과 같이 의사결정자들 사이에 같은 방향성(즉, 가격이 높을수록 낮은 효용을 가짐)을 가지는 것으로 알려진 계수의 경우 로그정규분포를 가정하는 것이 좀 더 유용한 결과(Train (2009))를 줄 수 있다. 마지막으로 오차항 ϵ_{ij} 는 타입 I 극단값 분포(type I extreme value)를 따른다고 가정하기 때문에 간단한 형태의 선택확률을 도출할 수 있는데, 만약 소비자 i 가 j 제품을 선택한다면 선택대안들 중 제품 j 가 소비자에게 가장 큰 효용 ($U_{ij} \geq U_{ik} \forall k \neq j$)을 준다고 볼 수 있으며 소비자들 중 이와 같은 선호를 가지는 소비자들의 선택확률을 합산하면 제품 j 의 선택확률을 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}
 S_j = P_j &= \int_{A_j} L(\alpha, \beta) f(\alpha) d\alpha \\
 &= \int_{A_j} \left(\frac{\exp(x_j' \beta + p_j' \alpha_i)}{\sum_{j=1}^J \exp(x_j' \beta + p_j' \alpha_i)} \right) f(\alpha) d\alpha
 \end{aligned} \quad (2)$$

8) $L(\alpha, \beta) = \frac{\exp(x_j' \beta + p_j' \alpha_i)}{\sum_{j=1}^J \exp(x_j' \beta + p_j' \alpha_i)}$ $j=1, \dots, J$ 는 일반적인 로짓모형의 확률을 나타내며, 혼합로짓 확률의 경우 식 (2)와 같이 확률계수의 밀도함수 $f(\alpha)$ 를 이용한 로짓의 가중평균으로 계산한다. 식 (2)에서 A_j 는 j 상품을 선택하는 소비자들의 집합을 의미한다.

(2) 시뮬레이션 방법

혼합로짓모형으로 추정된 확률계수 분포의 모수(parameter, 여기서는 평균과 표준편차)를 이용하면 시뮬레이션을 통해 가상적인 상황에서의 제품 별 선택확률을 계산해볼 수 있다. Pereira et al.(2013)과 마찬가지로 시뮬레이션을 통해 다른 제품들의 가격과 품질이 동일하게 유지되고 특정 상품의 가격이 소폭 증가할 때 해당 상품의 점유율 변화를 예측함으로써 SSNIP 테스트를 할 수 있다. 예를 들어 상품 A의 가격이 10% 인상될 경우 A상품의 가격이 $P_A * 1.1$ 이 되는데 가격의 계수가 음의 값일 경우 식(2)에서 보듯이 제품 A의 점유율은 하락하게 되고 제품 A와 대체성이 큰 제품의 점유율은 증가하게 된다. 이러한 점유율 변화를 예측하기 위해 정규분포 또는 로그정규분포로부터 소비자 수를 대변하는 충분한 수(본 연구에서는 10,000개)의 가격 계수를 생성(예를 들어 $\alpha^{\gamma=1}$ 은 1만 개의 계수 중 첫 번째 생성된 계수 의미)한 후, 이를 이용해 소비자선택확률 1만 개를 계산하고 평균하여 모의확률(simulated probability)⁹⁾을 구했다.

$$\hat{P}_j = \frac{1}{10,000} \sum_{\gamma=1}^{10,000} \left(\frac{\exp(x_j\beta + p'_j\alpha_i^\gamma)}{\sum_{j=1}^J \exp(x_j\beta + p'_j\alpha_i^\gamma)} \right) \quad (3)$$

2. 분석결과

(1) 추정결과

비교를 위해 가격의 계수도 모든 소비자에게 동일하다고 가정한 조건부 로짓모형과 혼합로짓모형을 이용해 수요함수를 추정했는데 그 결과는 <표 5>와 같다. 가격의 경우 계수가 1% 유의수준에서 음의 값으로 나타나 가격이 높을수록 효용이 떨어지고 선택확률을 낮추는 반면, 이동전화 데이터 기본 제공량과 인터넷 속도의 계수는 모두 양수이므로 값이 클수록 양의 효용을 제공하고 선택확률을 높이는 것으로 나타났다는 점에서 추정결과가 상식에 부합한다고 할 수 있다.

결합상품 유형에서는 비결합에 비해 DPS는 상대적으로 큰 효용을 주지 못하나 TPS와 QPS는 통계적으로 유의하게 선호되었으며, 특히 QPS의 계수값은 다른 결합상품 유형에 비해 상대적으로 커 구성품목이 많은 결합상품일수록 소비자들이 더욱 선호한다고 한다는 사실을 보여준다. 이동전화 브랜드의 경우 SKT는 MVNO에 비해 선호되나 KT나 LGU+에 대한 브랜드 선호는 MVNO와 유의미한 차이를 발견할 수 없었다는 점이 다소 의외의 결과로 보일 수 있다. 현재 많은 수의 소비자가 동일한 사업자가 제공하는 복수의 서비스에 가입하고 있는데(결합을 하지 않는 경우에도), 유선상품에 대한 KT나 LGU+의 브랜드 파워가 이동전화 상품의 브랜드 파워보다 크기 때문에 실제로 소비자에게 이동전화에서의 브랜드 영향력은 크게 느껴지지 않기 때문일 수 있다. 인터넷 브랜드는 케이블 사업자에 비해 KT와

9) 모의확률은 선택확률 P_{ij} 의 불편추정치이다.

SK를 더 선호하고, LGU+에 대한 선호는 케이블과 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 유료 방송 서비스는 조건부 로짓과 혼합 로짓의 결과에 약간의 차이가 존재한다. 조건부 로짓 모형의 경우 유료방송 서비스는 유료방송 미가입일 때와 비교하여 KT, LGU+와 케이블TV 업체에 대한 선호가 유의하게 높지만, SK의 경우 유의미한 효용의 차이가 존재하지 않았다. 반면 혼합 로짓모형의 추정결과는 10% 유의수준에서 SK도 유료방송 서비스 미사용에 비해 선호되는 것으로 나타났다. 비록 혼합 로짓 추정결과 10% 유의수준에서 양의 효용을 주긴 했지만, <표 5>의 추정결과는 이동전화나 인터넷 시장과는 다르게 SK가 상대적 열위¹⁰⁾에 놓여 있음을 보여준다. 유선전화는 브랜드를 막론하고 미사용보다 덜 선호되는 것으로 나타났다. 이는 최근 이동전화의 높은 보급률과 무제한 통화 요금제의 확대, 스카이프와 같은 무료 VoIP(Voice over Internet Protocol)서비스 증대 등에 따른 유선전화 효용성 급락을 반영하는 것으로 볼 수 있다. 요금을 동일하게 통제된 상태에서 유선전화를 사용하는 것이 사용하지 않는 것보다 덜 선호된다는 것은 다소 비상식적인 결과라 할 수 있으나 추정결과는 실제로 표본에서는 유선전화를 사용하지 않는 응답자의 비중이 22%에 달한다는 점을 반영한다. 추정결과에서 볼 수 있듯이 수요추정 모형에 따라 계수의 방향이 바뀌는 결과, 즉 소비자의 효용 및 선택확률에 각 변수들이 미치는 영향이 반대가 되는 경우는 없었으나 조건부 로짓에 비해 혼합 로짓을 이용한 결과가 전반적으로 개별 계수의 유의성이 높게 나타났다.

10) 계수 크기로 유료방송 브랜드 선호를 따져보면 케이블TV, KT, LGU+, SK 순.

<표 5> 수요함수 추정결과

변수명	조건부 로짓		혼합 로짓 (정규분포)		혼합 로짓 (로그정규분포)		
	계수	t값	계수	t값	계수	t값	
가격(천원)	- 0.043***	- 5.64	- 0.047***	- 6.04	- 0.048***	- 6.16	
이동전화 데이터(GB)	0.063***	3.07	0.049**	2.35	0.055***	2.87	
인터넷 속도 (100Mbps)	0.045***	2.86	0.049***	3.06	0.049***	3.13	
더미변수							
결합상품 유형	DPS	- 0.13	- 1.25	- 0.137	- 1.31	- 0.141	- 1.35
	TPS	0.380***	3.21	0.388***	3.27	0.375***	3.19
	QPS	1.249***	8.58	1.264***	8.72	1.250***	8.65
이동전화 브랜드	KT	0.132	0.92	0.126	0.88	0.117	0.81
	SKT	0.609***	4.31	0.579***	4.10	0.588***	4.19
	LGU+	0.16	0.98	0.097	0.59	0.113	0.69
인터넷 브랜드	KT	0.416**	2.55	0.489***	2.93	0.493***	2.94
	SK	0.541***	3.59	0.588***	3.85	0.597***	3.88
	LGU+	0.253	1.29	0.319	1.61	0.323	1.62
유료방송 브랜드	KT	0.432**	2.33	0.515***	2.74	0.531***	2.79
	SK	0.218	1.18	0.320*	1.70	0.328*	1.72
	LGU+	0.397*	1.75	0.451**	1.99	0.471**	2.06
	케이بل	0.805***	4.80	0.921***	5.33	0.930***	5.29
유선전화 브랜드	KT	- 0.194**	- 2.11	- 0.213**	- 2.30	- 0.203**	- 2.21
	SK	- 0.371***	- 3.26	- 0.406***	- 3.55	- 0.392***	- 3.45
	LGU+	- 0.368**	- 2.49	- 0.387***	- 2.61	- 0.376**	- 2.55
	케이بل	- 0.663***	- 2.61	- 0.730***	- 2.86	- 0.705***	- 2.77
관측치 수	505,195 (응답자*선택대안)						

*p<0.10 **p<0.05 *** p<0.01

(2)시뮬레이션 결과

본 연구에서의 시뮬레이션 분석의 목적은 수요추정 결과를 바탕으로 특정 상품(특정 결합서비스)의 가격이 증가할 때 해당 상품에서 가입해지를 포함한 다른 상품으로 전환하는 소비자들의 비율, 즉 예상손실률을 추정하고 이를 임계매출감소율과 비교하여 해당 상품의 단독시장 확정여부를 판단하는 것이다. 이를 위해 두 종류의 시뮬레이션을 수행하였는데, 첫 번째 시뮬레이션에서는 ‘결합상품 유형별 가격인상 시 점유율 변화’로, QPS를 시작으로 TPS, DPS로 시장을 확장해가면서 가격 인상 시 점유율 및 전환비율을 추정한 후 해당시장이 단독시장으로 확정가능한지 분석했다. 두 번째 시뮬레이션에서는 ‘개별 결합상품 가격인

상 시 점유율 변화'로 <표 3>과 <표 4>에 계산된 것과 유사하게 8종류의 결합상품(비결합 포함) 별 가격인상 시 점유율 및 전환비율을 추정하여 첫 번째 시뮬레이션과 마찬가지로 단독시장 확정여부를 판단했다.

① 시뮬레이션 1 : 결합상품 유형별 가격인상 시 점유율 변화

수요함수 추정결과를 이용해 현재와 같은 가격과 상품특성들이 유지될 때 계산되는 결합상품 유형별 점유율(일종의 예측값 predicted value)은 <표 6>과 같으며, 이는 시뮬레이션 결과에 따른 전환비율 도출 시 기준이 된다.

<표 6> 결합상품 유형별 점유율

결합상품 유형	점유율
DPS	23.5%
TPS	32.1%
QPS	20.3%
개별상품	24.1%

<표 7>은 조건부 로짓 추정결과를 바탕으로 도출한 결과이다. QPS의 가격이 5%, 10%, 20% 인상되었을 때 기존에 QPS를 소비했던 소비자가 QPS 이외의 다른 시장으로 이동하는 비율, 즉 전환비율은 각각 13.8%, 25.9%, 45.8%로 이는 가격인상에 따른 예상손실률로 해석할 수 있다. 시장의 범위를 확대해 가면서 계산된 예상손실률을 임계손실률과 비교해보면 미국과 EC의 기준인 5%, 10% 가격상승 시 마진율이 약 30%수준일 경우 QPS를 단독시장으로 확정¹¹⁾할 수 있다. 또한 시장을 QPS&TPS로 확장하면 5%, 10% 인상 시 각각 마진율 약 54%와 49% 수준에서 단독시장으로 확정할 수 있었으며, 20% 인상 시 마진율 40% 수준에서도 단독시장 확정이 가능했다. 따라서 시장의 범위를 QPS&TPS&DPS로 확장할 경우 가격인상에 따른 전환비율이 더 낮아져 더 높은 마진율에서도 시장확정이 가능함을 볼 수 있다.

<표 8>과 <표 9>는 확률계수의 분포를 정규분포와 로그정규분포로 가정한 혼합 로짓 추정결과에 따른 시뮬레이션 결과이다. 전환비율에 약간의 차이가 있긴 하지만 대체로 비슷한 수치를 보여주며, 조건부 로짓모형에 기초한 결과와 비교해도 시장확정 여부가 바뀔 정도의 큰 차이는 보이지 않았다. QPS 시장의 경우, 두 추정결과 모두 5%, 10% 가격인상 시 약 30% 수준의 마진율에서 단독시장으로 확정할 수 있었다. 또한 QPS&TPS 시장의 경우 가격이 20% 상승 시 약 40% 수준의 마진율에서 단독시장 확정이 가능했으며, 더 낮은 비율의 가격인상 시에는 더 높은 마진율에서도 단독시장으로 확정되었다. 시장을 DPS까지 확

11) 단독시장 확정 기준이 되는 마진율은 최대 마진율을 의미하므로, 시장에 QPS를 공급하는 기업들의 평균 마진율이 30%이하일 경우 단독시장으로 확정가능하다.

장할 경우 조건부 로짓 결과와 마찬가지로 매우 높은 마진율 하에서도 단독시장으로 확정할 수 있다.

결론적으로 결합상품 유형별 시장확정 분석결과 5%와 10% 가격인상 시 QPS는 마진율 30% 수준 그리고 QPS&TPS는 마진율 약 50% 수준에서 시장확정이 가능했으며, 20% 가격인상 시에는 QPS&TPS가 마진율 약 40% 수준에서 단독시장으로 확정할 수 있다. 방송통신시장이 일반적으로 다른 시장에 비해 마진율이 높은 점을 고려하여 QPS의 단독시장 확정은 어렵다고 판단할 수 있으나, QPS&TPS를 단독시장으로 확정하는 것은 타당함을 확인할 수 있다.

<표 7> 결합상품 유형별 가격인상 시 전환비율 (조건부 로짓)

가격인상		결합상품 유형	점유율	기존대비 점유율 변화 (%포인트)	전환
QPS 가격 인상	5% 인상	DPS	24.3%	0.8%	-
		TPS	33.3%	1.2%	-
		QPS	17.5%	-2.8%	13.8%
		개별상품	24.9%	0.8%	-
	10% 인상	DPS	25.0%	1.5%	-
		TPS	34.3%	2.2%	-
		QPS	15.0%	-5.3%	25.9%
		개별상품	25.7%	1.6%	-
	20% 인상	DPS	26.2%	2.7%	-
		TPS	35.9%	3.8%	-
		QPS	11.0%	-9.3%	45.8%
		개별상품	26.9%	2.8%	-
QPS & TPS 가격 인상	5% 인상	DPS	25.7%	2.2%	-
		QPS&TPS	48.0%	-4.5%	8.5%
		TPS	29.5%	-2.6%	8.2%
		QPS	18.5%	-1.8%	8.9%
		개별	26.3%	2.2%	-
	10% 인상	DPS	27.8%	4.3%	-
		QPS&TPS	43.6%	-8.9%	16.9%
		TPS	26.9%	-5.2%	16.4%
		QPS	16.7%	-3.6%	17.6%
		개별	28.6%	4.5%	-
	20% 인상	DPS	31.9%	8.4%	-
		QPS&TPS	35.3%	-17.2%	32.8%
		TPS	21.9%	-10.2%	32.0%
		QPS	13.4%	-6.9%	34.0%
		개별	32.8%	8.7%	-
	QPS & TPS & DPS 가격 인상	5% 인상	QPS & TPS & DPS	72.6%	-3.3%
DPS			22.6%	-0.9%	3.6%
TPS			30.7%	-1.4%	4.5%
QPS			19.3%	-1.0%	5.2%
개별상품			27.4%	3.3%	-
10% 인상		QPS & TPS & DPS	69.0%	-6.9%	9.1%
		DPS	21.7%	-1.8%	7.6%
		TPS	29.2%	-2.9%	9.3%
		QPS	18.2%	-2.1%	10.6%
		개별상품	31.0%	6.9%	-
20% 인상		QPS & TPS & DPS	61.2%	-14.7%	19.3%
		DPS	19.5%	-4.0%	16.7%
		TPS	25.8%	-6.3%	19.6%
	QPS	15.9%	-4.4%	21.9%	
	개별상품	38.8%	14.7%	-	

<표 8> 결합상품 유형별 가격인상 시 전환비율 (혼합 로짓(정규분포))

가격인상		결합상품 유형	점유율	기존대비 점유율 변화 (%포인트)	전환
QPS 가격 인상	5% 인상	DPS	24.3%	0.8%	-
		TPS	33.2%	1.1%	-
		QPS	17.6%	-2.7%	13.4%
		개별상품	24.9%	0.8%	-
	10% 인상	DPS	25.0%	1.5%	-
		TPS	34.1%	2.0%	-
		QPS	15.3%	-5.0%	24.7%
		개별상품	25.5%	1.4%	-
	20% 인상	DPS	26.1%	2.6%	-
		TPS	35.5%	3.4%	-
		QPS	11.8%	-8.5%	41.8%
		개별상품	26.6%	2.5%	-
QPS & TPS 가격 인상	5% 인상	DPS	25.9%	2.4%	-
		QPS&TPS	47.8%	-4.6%	8.9%
		TPS	29.3%	-2.8%	8.9%
		QPS	18.5%	-1.8%	8.9%
		개별	26.3%	2.2%	-
	10% 인상	DPS	28.2%	4.7%	-
		QPS&TPS	43.2%	-9.2%	17.5%
		TPS	26.5%	-5.6%	17.6%
		QPS	16.8%	-3.5%	17.4%
		개별	28.5%	4.4%	-
	20% 인상	DPS	32.4%	8.9%	-
		QPS&TPS	35.1%	-17.3%	33.0%
		TPS	21.4%	-10.7%	33.3%
		QPS	13.7%	-6.6%	32.6%
		개별	32.5%	8.4%	-
	QPS & TPS & DPS 가격 인상	5% 인상	QPS & TPS & DPS	72.4%	-3.5%
DPS			22.5%	-1.0%	4.3%
TPS			30.6%	-1.5%	4.7%
QPS			19.3%	-1.0%	4.9%
개별상품			27.6%	3.5%	-
10% 인상		QPS & TPS & DPS	68.5%	-7.4%	9.8%
		DPS	21.3%	-2.2%	9.2%
		TPS	29.0%	-3.1%	9.9%
		QPS	18.2%	-2.1%	10.2%
		개별상품	31.5%	7.4%	-
20% 인상		QPS & TPS & DPS	59.9%	-16.0%	21.1%
		DPS	18.7%	-4.8%	20.4%
		TPS	25.3%	-6.8%	21.3%
		QPS	15.9%	-4.4%	21.5%
		개별상품	40.1%	16.0%	-

<표 9> 결합상품 유형별 가격인상 시 전환비율 (혼합 로짓(로그정규분포))

가격인상		결합상품 유형	점유율	기존대비 점유율 변화 (%포인트)	전환
QPS 가격 인상	5% 인상	DPS	24.3%	0.8%	-
		TPS	33.3%	1.2%	-
		QPS	17.5%	-2.8%	13.9%
		개별상품	24.9%	0.8%	-
	10% 인상	DPS	25.0%	1.5%	-
		TPS	34.2%	2.2%	-
		QPS	15.1%	-5.3%	25.8%
		개별상품	25.6%	1.6%	-
	20% 인상	DPS	26.1%	2.7%	-
		TPS	35.7%	3.8%	-
		QPS	11.3%	-9.3%	44.2%
		개별상품	26.8%	2.8%	-
QPS & TPS 가격 인상	5% 인상	DPS	25.9%	2.4%	-
		QPS&TPS	47.7%	-4.8%	9.0%
		TPS	29.3%	-2.8%	9.0%
		QPS	18.5%	-1.8%	9.2%
	10% 인상	개별	26.4%	2.3%	-
		DPS	28.2%	4.7%	-
		QPS&TPS	43.2%	-9.3%	17.7%
		TPS	26.5%	-5.6%	17.6%
	20% 인상	QPS	16.7%	-3.6%	17.9%
		개별	28.7%	4.6%	-
		DPS	32.3%	8.8%	-
		QPS&TPS	34.9%	-17.6%	33.4%
		TPS	21.5%	-10.6%	33.2%
		QPS	13.5%	-6.8%	33.6%
		개별	32.7%	8.6%	-
		QPS & TPS & DPS 가격 인상	5% 인상	QPS & TPS & DPS	72.3%
DPS	22.5%			-1.0%	4.3%
TPS	30.6%			-1.5%	4.8%
QPS	19.3%			-1.0%	5.2%
10% 인상	개별상품		27.7%	3.6%	-
	QPS & TPS & DPS		68.4%	-7.5%	10.0%
	DPS		21.3%	-2.2%	9.1%
	TPS		28.9%	-3.2%	10.0%
20% 인상	QPS		18.1%	-2.2%	10.8%
	개별상품		31.6%	7.5%	-
	QPS & TPS & DPS		59.8%	-16.1%	21.2%
	DPS		18.8%	-4.7%	20.0%
	TPS	25.3%	-6.8%	21.3%	
	QPS	15.8%	-4.5%	22.3%	
	개별상품	40.2%	16.1%	-	

② 시뮬레이션 2 : 개별 결합상품 가격인상 시 점유율 변화

시장의 범위를 좁혀 결합상품 유형 내 개별 결합상품들도 각각 단독시장으로 확정할 수

있는지를 판단하기 위해 추가적인 시뮬레이션 분석을 실시했다. 시뮬레이션 방법은 앞서 설명한 것과 동일하나 첫 번째 시뮬레이션에서는 예컨대 TPS의 경우 세 가지 TPS 상품은 동일시장에 속한다고 보고 이들 TPS 상품의 가격이 모두 오를 때 TPS 상품 점유율 합계의 변화를 계산한 데 반해 이 절에서는 DPS 또는 TPS 상품 중 한 가지의 가격이 증가할 때의 해당 상품 점유율 변화를 살펴보았다. 여기에서도 조건부 로짓모형과 혼합 로짓모형 추정결과를 모두 이용해 전환비율을 도출하였으며 그 결과는 <표 10>, <표 11>, <표 12>에 제시되어 있다.

두 가지 추정모형을 이용한 시뮬레이션 결과를 비교해보면 혼합로짓모형을 활용한 것이 조건부 로짓모형의 결과보다 전반적으로 높은 전환비율을 보였다는 것을 알 수 있다. 결합상품 유형 단위의 시장분석과 다르게 개별 결합상품은 20% 가격인상 시 어떤 시장도 30% 마진율에서 단독시장으로 확장할 수 없었으며, QPS만 5%, 10% 가격인상 시 약 30% 수준에서 시장확정이 가능했다. 이러한 결과는 결합상품 유형을 더 세부적으로 나누어 대상 상품의 범위를 좁힘으로써 나타나는 자연스러운 현상이다. 상품 별로 비교를 해보면 방송서비스가 포함된 결합상품은 전환비율이 다소 낮고 이동전화에 포함된 상품은 상대적으로 높은데, 통계적으로 큰 차이는 없다.¹²⁾

<표 10> 결합상품 가격인상 시 전환비율(조건부 로짓)

결합상품 유형	결합상품 종류	5% 인상	10% 인상	20% 인상
		전환	전환	전환
DPS	유선전화+인터넷	14.6%	27.0%	46.8%
	인터넷+방송	13.5%	25.4%	44.7%
	이동전화+인터넷	14.6%	27.1%	47.0%
TPS	유선전화+인터넷+방송	14.0%	26.1%	45.7%
	이동전화+유선전화+인터넷	15.6%	28.7%	49.2%
	이동전화+인터넷+방송	14.3%	26.8%	46.9%
QPS	이동전화+인터넷+방송+유선전화	13.8%	25.9%	45.8%
개별	개별상품	12.8%	24.3%	43.7%

12) 유선방송 포함 결합상품의 전환율이 낮은 이유는 유선방송, 특히 IPTV의 경우 대부분 인터넷과 결합해 가입과 해지가 이루어지기 때문인 것으로 판단된다.

<표 11> 결합상품 가격인상 시 전환비율(혼합 로짓(정규분포))

결합상품 유형	결합상품 종류	5% 인상	10% 인상	20% 인상
		전환	전환	전환
DPS	유선전화+인터넷	16.7%	30.0%	49.1%
	인터넷+방송	14.9%	27.2%	45.7%
	이동전화+인터넷	15.9%	28.8%	47.5%
TPS	유선전화+인터넷+방송	15.0%	27.4%	45.7%
	이동전화+유선전화+인터넷	15.4%	27.7%	45.2%
	이동전화+인터넷+방송	14.5%	26.4%	44.1%
QPS	이동전화+인터넷+방송+유선전화	13.4%	24.7%	41.8%
개별	개별상품	13.2%	24.4%	41.8%

<표 12> 결합상품 가격인상 시 전환비율(혼합 로짓(로그정규분포))

결합상품 유형	결합상품 종류	5% 인상	10% 인상	20% 인상
		전환	전환	전환
DPS	유선전화+인터넷	16.4%	29.4%	48.6%
	인터넷+방송	15.1%	27.5%	46.5%
	이동전화+인터넷	15.7%	28.5%	47.6%
TPS	유선전화+인터넷+방송	15.2%	27.6%	46.6%
	이동전화+유선전화+인터넷	16.0%	28.9%	48.0%
	이동전화+인터넷+방송	14.7%	27.0%	45.7%
QPS	이동전화+인터넷+방송+유선전화	13.9%	25.8%	44.2%
개별	개별상품	13.4%	24.9%	43.1%

설문기반 분석결과(<표 3>, <표 4>)와 수요추정을 통한 분석결과를 비교하면 전환비율이 크게 다른데, 이는 가격인상에 대한 소비자의 의향과 실제 소비선택 사이에 간극이 존재함을 의미한다. 설문에서 가격인상이라는 상황을 가정하고 의사를 물어볼 때 소비성향을 포함한 모든 정보를 가진 응답자 개인의 선택은 합리적 의사결정 과정이 포괄되어 있다. 하지만 행동이 강제되지 않는 의사결정이라는 점에서 응답자들은 실제 소비선택보다 좀 더 가격에 탄력적인 의사를 보여줬다고 할 수 있다. 비록 설문 시 위약금을 고려해달라는 요청을 명시적으로 했으나 실제로 위약금이 발생하지 않는 상황에서 이를 진지하게 응답에 반영하지 않았을 수 있고, 실제 소비선택에서는 위약금을 제외하더라도 대체상품에 대한 검색비용을 포함한 다양한 비용들이 존재하기 때문에 전환비율이 상대적으로 낮아진다고 볼 수 있다.

VI. 결론

본 논문은 동일한 응답자 표본에 대해 현시선호(revealed preference)와 진술선호(stated preference) 자료를 모두 이용해 방송통신결합상품에 대한 시장획정을 시도한 연구이다. 또한 현시선호를 분석한 시뮬레이션에서 DPS, TPS, QPS의 결합유형별 상품 시장뿐만 아니라 결합유형 내 개별 결합상품의 단독시장 획정가능 여부도 분석해보았다. 분석의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 가격인상 시 서비스 헤지의사를 묻는 단순 설문조사에서는 대부분의 결합상품이 해당 상품 마진율이 10% 미만일 경우에만 단독시장으로 획정 가능한 것으로 나타난다. SSNIP 테스트에서 마진율은 가격에서 한계비용을 뺀 것을 마진으로 정의해 계산하기 때문에 방송통신결합상품의 마진율은 10%를 상회할 것으로 판단되며, 따라서 결합상품들은 단독상품으로 획정되기 어렵다. 둘째, 수요추정 기반 시뮬레이션을 통해 (QPS & TPS) 시장은 5%와 10% 가격인상 시 마진율 약 50% 수준에서 단독시장으로 획정할 수 있음을 확인했으며, 20% 가격인상 시에도 마진율 약 40% 수준에서 시장획정이 가능했다. 셋째, 개별 결합상품은 QPS만 5%, 10% 가격인상 시 마진율 약 30%수준에서 단독시장 획정이 가능했으나 QPS를 제외한 다른 결합상품은 이보다 전환율이 높아 상품의 마진율이 낮다면 단독시장으로 획정되기 어려웠다.

국내 방송통신시장에서 최근 다양한 결합상품이 개발되고 이에 대한 수요 또한 급격히 증가하면서 규제당국의 정책수립을 위한 결합상품 시장획정 필요성이 제기되고 있다. 그러나 결합상품의 시장획정에 대한 실증 연구는 국내외적으로 미흡했다. 또한 기존 연구는 유사한 유선서비스 vs 무선서비스 간 대체를 연구하거나(윤충한 · 최용제 1999; Caves 2011; Rhee and Park 2011; Barth and Heimeshoff 2014 등) 유선결합 중심의 DPS와 TPS에 국한되어 이동전화에 포함된 유무선 결합상품 및 QPS시장에 대한 분석이 부족했다. 이에 반해 본 연구는 방송통신서비스의 모든 결합상품 시장을 대상으로 가능한 다양한 방법으로 분석하여 시장획정을 시도했다는 점에서 학술적·정책적 의의가 있다고 할 수 있다. 특히 본 연구에서 밝힌 가격인상에 대한 소비자의 의향과 실제선택 사이 간극의 존재는 시장획정 및 규제당국의 정책 수립 시 시사점을 제공한다.

본 연구는 우리나라 방송통신결합상품의 시장획정을 시도한 최초의 연구 중 하나라는 점에서 의의가 있지만 동시에 한계점도 가지고 있다. 우선 방송통신결합상품의 마진율을 계산하기 어려워 상품획정에 대해 확정적인 결론을 내리지 못했다. 마진율을 구하기 위해서는 상품제공의 비용 자료를 활용해야 하는데 일반적으로 기업의 비용자료는 공개가 되지 않을 뿐만 아니라 아직까지 개별 서비스 별 관련 회계가 모두 분리되어있지 않아 결합상품의 마진율을 구하는 것은 사실상 불가능하다. 향후 실제 결합상품 규제를 위한 시장획정을 하기 위해서는 적용될 회계분리 기준에 대한 논의가 선행되어야 한다. 둘째, 한정된 표본의 크기로 인해 실제 판매 상품들을 더 큰 범주로 분류해 수요를 추정할 수 밖에 없었고 이에 따라 상품 속성들도 충분히 많이 반영하지 못했다. 마찬가지로 이유로 2개 이상의 이동전화 가입자가 묶이는 결합상품을 별도로 수요추정에서 고려하지 못했다. 향후 더 큰 표본을 이용할 수 있다면 더 세분화되고 현실에 가까운 상품들을 대상으로 수요추정을 할 수 있을 것이다.

부록

표 A1. 선택대안

이동전화			인터넷			유료방송			유선전화			결합상품		
기업명	기업 ID	상품 ID	기업명	기업 ID	상품 ID	기업명	기업 ID	상품 ID	기업명	기업 ID	상품 ID	종류	상품 ID	
KT	1	1	KT	1	1	KT	1	1	KT	1	1	집전화+인터넷	1	
		2			2			2			2	인터넷+방송	2	
		3			3			3			3	이동전화+인터넷	3	
SKT	2	1	SKB	2	1	SKB	2	1	SKB	2	1	집전화+인터넷+방송	4	
		2			2			2			2	이동전화+집전화+인터넷	5	
		3			3			3			3	이동전화+인터넷+방송	6	
LG U+	3	1	LG U+	3	1	LG U+	3	1	LG U+	3	1	이동전화+인터넷+방송+집전화	7	
		2			2			2			2	개별상품(비결합)	8	
		3			3			3			3			
MVNO	4	1	케이블	4	1	케이블	4	1	케이블	4	1			
		2			2			2			2			
		3			3			3			3			
						서비스 미사용	0	0			0	0		

참고문헌

- 곽주원, 2015, 군집상품으로서의 인터넷 포털 시장 확장, 정보통신정책연구, 제22권 제3호, 정보통신정책학회, 33-50.
- 박민수, 2006, 이산적 선택 모형을 이용한 자동차 특별소비세의 사회후생 효과분석, 산업조직연구, 제14권 제2호, 31-62.
- 윤충한 · 최용제, 1999, 시내전화와 이동전화의 수요대체현상에 관한 실증분석. 경제학연구, 제47권 제4호, 29-46.
- 이상규, 2013, 경쟁법 적용을 위한 보완재 상품군의 시장확정, 경제학연구, 제61권 제 3호, 5-45.
- 이상현 · 김현철 · 박민수, 2016, 방송통신서비스 결합상품에서의 공짜마케팅 효과, 산업조직연구, 제24권 제1호, 123-145.
- 전성훈, 2010, 시장확정 방법론으로서 임계매출감소분석의 발전과 논쟁, 경쟁법연구, 제21권, 56-80.
- 정보통신정책연구원, 2015, 통신시장 경쟁상황평가(2015년도)
- 정보통신정책연구원, 2016, 통신시장 경쟁상황평가(2016년도)
- Alfnes, F., 2004, Stated preferences for imported and hormone-treated beef: application of a mixed logit model, *European Review of Agricultural Economics*, 31(1), 19-37.
- Andrews, M. L., Benedicktus, R. L., and Brady, M. K., 2010, The effect of incentives on customer evaluations of service bundles, *Journal of Business Research*, 63(1), 71-76.
- Ayres, I., 1985, Rationalizing Antitrust Cluster Markets, *The Yale Law Journal*, 95(109), 108-125.
- Barth, A. K. and Heimeshoff, U., 2014, Does the growth of mobile markets cause the demise of fixed networks? - Evidence from the European Union, *Telecommunications Policy*, 38(11), 945-960.
- Bughin, J. and Mendonça, P., 2007, Convergence and Triple Play Bundling: An Empirical Assessment for European Telecommunications, *Communications & Strategies*, 68, 121-138.
- Bork, R. H., 1978, *The Antitrust paradox: A policy at war with itself*, New York: Basic Books.
- Carlton, D. W. and Waldman, M., 1998, The strategic use of tying to preserve and create market power in evolving industries, National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper No. w6831.
- Caves, K. W., 2011, Quantifying price-driven wireless substitution in telephony. *Telecommunications Policy*, 35(11), 984-998.

- ComReg, 2012, Consultation and Draft Decision 12/117, 다음 링크에서 다운로드 가능.
http://www.comreg.ie/_fileupload/publications/ComReg12117.pdf.
- European Commission, 2007, Explanatory Note - Accompanying document to the Commission Recommendation on relevant product and service markets within the electronic communications sector susceptible to ex ante regulation in accordance with Directive 2002/21/EC of the European Parliament and of the Council on a common regulatory framework for electronic communications and services, SEC(2007) 1483 final.
- European Commission, 2015, Case No M.7499 - ALTICE / PT PORTUGAL REGULATION (EC) No 139/2004 MERGER PROCEDURE Article 6(1)(b) in conjunction with Art 6(2).
- Grzybowski, L. and Liang, J., 2015, Estimating demand for fixed-mobile bundles and switching costs between tariffs, *Information Economics and Policy*, 33, 1-10.
- Halmenschlager, C. and Mantovani, A., 2017, On the private and social desirability of mixed bundling in complementary markets with cost savings, *Information Economics and Policy*, 39, 45-59.
- Hurkens, S., Jeon, D.S., and Menicucci, D., 2013, Dominance and competitive bundling, TSE Working Papers, Toulouse School of Economics.
- Lawless, M. W., 1991, Commodity bundling for competitive advantage: Strategic implications, *Journal of Management Studies*, 28(3), 267-280.
- Lee, S., 2009, The triple-play bundle strategy of cable and telephone companies in the current U.S. telecommunications market, *International Journal on Media Management*, 11(2), 61-71.
- Lee, S., 2017, Does bundling decrease the probability of switching telecommunications service providers?, *Review of Industrial Organization*, 50(3), 303-322.
- López, A. U., Gijón, C., García-Muñoz, R. C., Fernández, O. U. and Feijóo C., 2015, The drivers of the substitution of individual services for bundled services: The case of Spain, Conference Paper, 26th European Regional Conference of the International Telecommunications Society(ITS), Madrid, Spain, 24-27 June 2015.
- OECD, 2011, Broadband Bundling : Trends and Policy Implications, OECD Economy Papers, No. 175, OECD Publishing
- OECD, 2014, Defining the relevant market in telecommunications: Review of selected OECD countries and Colombia.
- Oxera, 2013, Market definition in the fixed voice access market: Analytical framework and review of economic evidence, report prepared for Commission for Communications Regulation, October 2013.

- Pápai, Z., Lőrincz, L., and Édes, B., 2011, Triple play as a separate market? Empirical findings and consequences to broadband market definition, 22nd European Regional ITS Conference, Budapest.
- Pereira, P. and Vareda, J., 2013, How will telecommunications bundles impact competition and regulatory analysis?, *Telecommunications Policy*, 37(6), 530-539.
- Pereira, P., Ribeiro, T., and Vareda, J., 2013, Delineating markets for bundles with consumer level data: The case of triple-play, *International Journal of Industrial Organization*, 31(6), 760-773.
- Posner, R. A., 1976, *Antitrust law: An economic perspective*, Chicago: University of Chicago Press.
- Rhee, H. and Park, M., 2011, Fixed-to-mobile call substitution and telephony market definition in Korea, *Journal of Regulatory Economics*, 40(2), 198-218.
- Srinuan, P., Srinuan, C. and Bohlin, E., 2014, An empirical analysis of multiple services and choices of consumer in the Swedish telecommunications market, *Telecommunications Policy*, 38(5-6), 449-459
- Train, K., 2009, *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press.
- Üner, M. M., Güven, F., and Cavusgil, S. T., 2015, Bundling of telecom offerings: An Empirical Investigation in the Turkish market, *Telecommunications Policy*, 39(1), 53-64.
- Whinston, M., 1990, Tying, foreclosure, and extraction, *American Economic Review*, 80(4), 837 - 859.
- Zoltán, P., Lőrincz, L. and B. Édes, 2011, Triple play as a separate market? Empirical findings and consequences to broadband market definition, Conference Paper, 22nd European Regional Conference of the International Telecommunications Society(ITS2011), Budapest, 18-21 September, 2011: Innovative ICT Applications - Emerging Regulatory, Economics and Policy Issues.

<Abstract>

A proper market definition has to be preceded to evaluate the competition effects of firms' behaviors and to regulate market-dominant firms. Few methodological research and case studies about market definition for bundled products have been conducted although the necessity for them has been continuously discussed in the telecommunications industry by various regulatory authorities. We perform market definition of broadcasting-telecom bundled products by estimating demand function and simulating SSNIP tests. We also compare the results from the simulation and those from the simple calculation from direct survey about diversion rate. Simulation based on demand estimation shows that QPS and TPS are combined as a separate market if the rate of margin is less than 50%. Individual bundled products can also be defined as an independent market if the rate of margin is less than 30%. On the other hand, the broadcasting-telecom bundled products are hardly defined as separate markets when SSNIP tests are performed based on the direct survey.