

규제연구 제18권 제2호 2009년 12월

유럽 통신시장에서의 서비스기반 경쟁정책의 효과 분석

김 성 환* · 김 형 찬**

서비스기반 경쟁정책은 기존사업자의 후발사업자에 대한 설비개방 의무화, 제공가격 규제 등의 수단으로 서비스 수준에서의 경쟁을 활성화하는 정책이다. 서비스기반 경쟁은 신속한 경쟁의 도입 및 확산을 가능하게 하나 경쟁유발 효과가 제한적이며 설비투자 유인을 저해한다는 비판이 있다. 기존의 실증연구들은 서비스기반 경쟁정책의 효과에 대해 엇갈린 결과들을 내놓고 있는데, 본고는 기존 연구들과 차별화되는 자료와 방법론을 활용한 새로운 실증분석을 수행하였다. EC 국가들의 자료를 토대로 한 분석 결과, 선발사업자의 투자유인이 저해되는 효과는 뚜렷하지 않은 반면 후발사업자의 사업확대 및 설비투자 증대에 미치는 효과의 존재를 확인할 수 있었다.

핵심용어: 서비스기반, 설비기반, 경쟁정책, LLU, 통신시장

* 교신저자, 아주대학교, 경기도 수원시 영통구 원천동 산5번지(e-mail: skim92@ajou.ac.kr)

** 정보통신정책연구원, 경기도 과천시 용머리 2길(e-mail: hckim@kisci.re.kr)

본 논문은 김성환 외(2006)의 연구를 수정, 보완한 것으로서 정보통신정책연구원의 공식 입장과는 무관하다. 연구초기의 자료 수집, 정리에 정보통신정책연구원의 강인규 주임연구원이 많은 도움을 주었다.

접수일: 9/8, 게재확정일: 11/25

I. 서론

본 연구에서 우리는 통신시장의 서비스기반 경쟁정책이 기존사업자 및 경쟁사업자의 투자와 사업에 어떠한 영향을 미치는지를 실증적으로 연구하고자 한다.

통신서비스 시장 경쟁의 유형은, 모든 사업자가 자체로 구축한 설비를 통하여 경쟁하는 설비기반 경쟁(facilities-based competition)과 경쟁사업자가 일부 또는 전부의 설비를 타 사업자에게 의존하는 서비스기반 경쟁(service-based competition)으로 구분할 수 있다. 서비스기반 경쟁은 다시 모든 설비를 타 사업자에게 의존하는 경우를 재판매, 일부만 의존하는 경우를 접속기반 경쟁 또는 망세분화로 구분할 수 있다.

서비스기반 경쟁은 특별한 정책 없이(제도적으로 허용되기만 한다면) 사업자 간의 협의에 의해서도 자율적으로 일어날 수 있다. 따라서 본 연구에서 서비스기반 경쟁정책이라 함은 자율협상에 의해 서비스기반 경쟁이 충분히 일어나지 않는 경우에 대하여, 정부가 기존사업자의 서비스 제공 또는 설비개방 의무화, 제공가격의 규제 등으로 서비스기반 경쟁을 활성화하려고 하는 정책을 지칭하기로 한다. 서비스기반 경쟁정책의 세부적인 종류와 유형, 구성요소 등에 대해서는 <부록>에서 별도로 상세히 설명한다.

설비기반 경쟁은 각 경쟁자들이 유사한 수준의 설비를 보유하여 모든 공급요소에 대하여 유사한 통제력을 보유한 가운데 경쟁하는 것으로, 부작용 없이 유지될 수(sustainable)만 있다면 큰 경쟁의 편익이 실현될 수 있다. 또한 이를 통하여 장기적으로 규제 필요성 및 규제비용이 점점 축소될 수 있다는 시각이 존재한다. 그러나 각 통신시장의 특성에 따라 어떠한 분야에서는 단순한 법적, 제도적 진입장벽의 완화/폐지만으로는 설비기반 경쟁이 단기간에 효과적으로 나타나기 어려울 수 있다. 따라서 해외 주요국의 규제기관들은 다양한 규제정책을 통하여 서비스기반 경쟁을 도입함으로써, 경쟁기

반 조성의 수단으로 삼고 있다. 즉 현실적으로는 대부분의 경우 양 경쟁모형이 혼합된 형태로 나타나게 된다. 이러한 양 경쟁모형의 장단점을 분석하여 가장 바람직한 경쟁 활성화의 모형을 찾는 것은 통신시장 경쟁정책에 있어서 가장 핵심적인 이슈들 중 하나라고 할 수 있다.

세계 주요국들의 설비기반/서비스기반 경쟁 관련 정책은 실제 다양한 형태로 추진되어 왔고 따라서 그 정책의 효과에 대한 관심 및 시각도 다양하다.¹⁾ 미국의 경우는 시내망을 보유하고 있는 지역별 기존사업자에 대한 망개방 규제를 통해 경쟁을 활성화하고자 하는 정책을 90년대부터 추진해 왔으나 최근에는 망 고도화 투자유인에 대한 관심이 증대하면서 설비기반 경쟁을 지원하는 쪽으로 방향을 선회하고 있다. 반면, 유럽 국가들은 EU의 지침에 따라 대체로 서비스기반 경쟁을 추구하고 있으나 이를 궁극적으로 설비기반 경쟁으로 이행하는 중간단계로 보는 시각이 강하다. 일본의 경우는 낮은 접속료와 광설비의 개방의무 등 적극적인 서비스기반 경쟁을 통해 초고속인터넷 시장의 성장을 추구하고 있다.

반면, 우리나라는 설비기반 경쟁을 통해 통신시장을 발전시킨 모범적인 사례로 꼽히며, 가입자선로 공동활용제도 등 제도적으로는 서비스기반 정책을 도입하였으나 설비기반의 사업자 경쟁체제가 아직 주를 이루고 있다. 따라서 우리나라의 경우는 설비기반 경쟁을 통해 이미 어느 정도 달성한 시장의 성과를 서비스기반 경쟁의 보완을 통해 더욱 개선할 수 있느냐가 주된 관심이라고 볼 수 있겠다. 특히, 설비기반 환경에서 발전해 온 주요 사업자 간 경쟁의 양상이 다소 고착화되고 시장의 성과도 정체되는 듯한 최근의 상황을 고려할 때, 서비스기반 경쟁정책은 정체된 시장에 변화를 가져오고 새로운 경쟁유인을 제공하는 효과적인 수단이 될 수 있다.²⁾

그러나 이러한 서비스기반 경쟁정책의 올바른 활용을 위해서는 그것이 잠재적으로 갖고 있는 부정적 효과에 대한 충분한 이해가 필요하다. 그러한 관점에서, 서비스기반 경쟁정책을 2000년대 들어 꾸준히 그리고 강력하게 추진해 온 유럽 주요국들의 경험을

1) 국가별 설비기반/서비스기반 정책의 역사, 동향, 현황 등의 자세한 사항에 대해서는 김성환 외(2006) 참조

2) 염용섭·이명호·김민철(2005)은, “통신시장이 성숙, 포화되는 시점에서는 더 이상 설비기반 경쟁이 힘들어지며 서비스기반 경쟁을 촉진하는 것이 보다 적절할 수 있다”고 지적한 바 있다.

검토해 볼 필요가 있다. 따라서 본 연구는 서비스기반 경쟁정책에 관한 EC 국가들의 자료를 수집하고 이를 토대로 정책의 효과를 실증적으로 분석해 보고자 한다. 물론, 유럽에서 나타난 효과의 양상이 우리나라에 반드시 그대로 적용되지는 않겠으나, 서비스기반 경쟁정책이 유럽에서 어떠한 효과를 가져왔는지를 분석해 봄으로써 향후 우리나라의 정책방향 및 강도의 결정 시에 참고할 만한 자료를 얻을 수 있을 것으로 기대한다.

다음 II장에서는 실증연구 추진의 배경으로 서비스기반 경쟁의 장단점을 이론적 관점에서 소개한다. III장에서는 기존 실증분석 연구들의 결과와 한계점을 살펴보고, IV장에서는 기존 연구와 자료 및 방법론에서 차별되는 실증적 분석을 수행한다. V장에서는 결론 및 시사점을 논의한다.

II. 서비스기반 경쟁의 장단점

서비스기반 경쟁의 장점으로 많이 지적되고 있는 것은 크게 보아 두 가지이다. 첫째, 신속한 경쟁도입 및 확산이 가능하다는 점이다. 진입장벽이 높은 시장에 진입이 용이하게 (즉 빠르게 넓은 지역을 대상으로) 일어나게 함으로써, 시장의 경합성 증대로 일정 수준의 경쟁편익이 실현된다는 것이다. 둘째, 장기적으로 효율적인 경쟁사업자가 될 수 있는 사업자들이 우선 시장에 대한 정보를 낮은 위험에 획득할 수 있는 수단이 된다. 잠재적 진입자에게 시장정보가 제공되면 미래에 있을지 모르는 투자에 대한 위험이 감소된다.

또한 최근 통신시장의 발전추세에서 가장 큰 특징의 하나인 융합·통합이라는 측면에서도 중요성을 지닌다. 즉 서비스기반 경쟁정책(특히 재판매제도)은 경쟁사업자가 타 사업자, 특히 기존사업자의 설비나 서비스를 활용한 결합서비스 제공을 가능케 함에 따라, 후발사업자도 시장에서 요구되는 원스탑 서비스(one-stop service)를 제공할 수 있게 한다. 따라서 융합추세하의 시장발전과 경쟁촉진에 도움이 될 수 있다.

위와 같은 관점에서 서비스기반 경쟁정책을 추진하는 의의는 궁극적으로 설비기반 경쟁 달성을 위한 발판이라는 것에서 찾을 수 있다고 보는 시각(stepping stone argument)이 대표적이다. 즉 서비스기반 경쟁을 통하여 가입자 기반과 수익을 확보한 진입자들이 장기적으로 설비기반 사업자가 될 것이라는 주장이다. 예를 들어, Vogelsang(1997)은 재판

매가 설비기반 경쟁의 선구자(precursor) 역할을 한다고 보았다. 소규모 소비자에 대한 과도한 요금부과(exploitation)를 감소시키고, 소규모 초기투자자들도 광범위한 진입을 가능케 하므로 친경쟁적 효과를 가질 수 있다는 것이다.

반면 서비스기반 경쟁의 단점도 다음과 같이 지적되고 있다. 첫째, 본격적인 설비기반 경쟁이 일어나는 경우에 비하여 경쟁효과가 상대적으로 작을 수 있다는 것이다. 설비공유 시 진입자는 기존사업자의 요금, 서비스, 기술 결정 등에 종속되게 되므로, 사업에 있어서 유연성 및 혁신가능성이 떨어지기 때문이다. 즉 다양한 측면에서의 경쟁(예를 들어 서비스 품질경쟁)이 발생하기 어려울 수 있다.

둘째, 본 연구에서 가장 관심을 갖는 견해로서, 설비투자에 부정적 영향을 미친다는 주장도 있다. Lewin(2003)은 망 서비스 또는 설비를 규제가격에 경쟁자에게 제공하도록 하면 경쟁사업자는 상당한 유연성(매물비용 최소화, 사업규모 조정 등)을 가지지만, 이러한 가치는 설비제공가격에 적절히 반영하기 매우 어려우므로 설비투자 유인이 저해된다고 주장하였다.

셋째, 설비기반 경쟁에 부정적인 영향을 줄 수 있다는 것인데, 역시 Lewin(2003)은 설비제공 가격이 투자위험을 반영하지 않는 가격이라면 신규진입자는 설비기반보다는 서비스기반 사업자가 될 것이라고 보았다. 영국에서 도매회선임대(WLR) 의무화가 CATV 사업자의 커버리지 확대 유인을 저해했을 가능성이라든지, 미국에서 UNE-P 제도로 시내접속과 시내교환을 소매가격보다 60% 이하(LRIC 기반 가격)로 제공하도록 함으로써 시내경쟁사업자들이 설비투자 대신 UNE-P 구입으로 전환한 사례 등이 그 근거이다.

이에 따라 소위 stepping stone argument의 타당성에 대한 의문도 제기하고 있는데, 첫째 이는 무선시장에서는 주파수제한 때문에 타당성이 적고 사업자수 제한이 없는 유선시장에 더 타당하며, 둘째, 유선시장에 대해서도 그 실증적 증거가 충분하지 않다는 것이다.

요컨대, 서비스기반 경쟁정책과 관련한 논의에서 최근 가장 큰 이슈가 되고 있는 것은 결국 망에 대한 투자의 유인을 저해함으로써 동태적 비효율성(dynamic inefficiency)을 초래할 가능성에 대한 우려이다. 서비스기반 경쟁이 망 투자를 저해한다는 명제는 직관적으로는 명백해 보이나 이론적 관점에서 통일된 합의에는 이르지 못하고 있다. 반대논리의 핵심은, 서비스기반 경쟁에 따라 사업자 간 경쟁이 활발해지면서 좀 더 효과적

인 경쟁을 위한 투자유인이 발생한다는 것이다. 서비스기반으로 경쟁하는 후발사업자들은 단순히 선발사업자가 제공하는 설비조건하에서 부가적인 서비스나 영업부문의 경쟁력 확보에 그치는 것이 아니라 점차 자체설비 구축을 통해 경쟁하고, 이를 통해 선발-후발 사업자들 간 설비경쟁이 오히려 활성화될 수 있다.

이처럼 이론적으로 서로 상충하는 효과가 현실에서 어떠한 방향으로 결과를 가져올 것인지에 대한 해답은 실증적 분석을 통해 그 근거를 찾는 방법에 의존할 수밖에 없다.

III. 기존의 실증 연구

Distaso, Lupi and Maneti(2006)는 2000년부터 2004년까지의 EU 14개국 패널데이터를 이용하여 경쟁의 방식이 초고속인터넷의 보급에 미치는 영향을 분석하였다. 추정 결과, 플랫폼 간 경쟁은 초고속인터넷 시장의 확대에 유의하게 기여한 반면 DSL 플랫폼 내 경쟁의 효과는 뚜렷하지 않은 것으로 나타났고, 서비스기반 경쟁 또한 초고속인터넷 시장의 발전에 기여하는 효과가 있다는 결과를 얻었다.

즉 LLU³⁾ 가격과 회선임대(leased line) 가격의 인상은 각각 초고속인터넷 보급률에 유의한 음의 효과를 갖는 것으로 추정되었다. 또한, 플랫폼 간 경쟁이 활발할 때 LLU 및 회선임대가 보급률을 진작하는 효과가 더욱 상승한다는 점을 추가적으로 발견하였다.

이는 설비기반 경쟁과 서비스기반 경쟁이 보완적이 될 수 있음을 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 이 연구는 방법론상 시간 효과(time effects)만을 통제하였고 국가별 효과(country-specific effects)는 통제하고 있지 않아 패널데이터의 특성을 충분히 활용하지 않았다. 따라서 결과의 해석 시에도 생략변수에 따른 편의(bias)의 문제(omitted variables problem)가 한계로 존재한다. 또한 이 연구는 초고속인터넷 보급률을 종속변수로 사용하여 투자에 대한 영향은 직접적으로 다루지 않았다.

3) LLU는 Local Loop Unbundling(가입자망 세분화)의 약자로서, 유선통신 분야의 경쟁촉진을 위해 애로설비 구간인 가입자 선로를 후발사업자에 규제된 가격에 제공하도록 의무화하는 제도이다. 서비스기반 경쟁정책의 대표적인 예라고 할 수 있다.

한편, Hazlett, Havenner and Bazelon(2003)은 미국 유선통신 분야의 투자감소가 UNE-P (Unbundled Network Element - Platform)⁴⁾의 이용증가 추세와 관련이 있는 것으로 보고, 이에 대해 몇 가지 근거를 제시하였다. 첫째, UNE-P 회선수가 증가하기 시작하면서, 주요 케이블 회사들이 신규망 구축계획을 철회하였다. 둘째, 2000년에서 2002년 사이, UNE-P 회선은 200% 이상 증가하였으나, 설비기반 회선은 23% 증가에 그쳤고 케이블을 제외한 설비기반 회선수는 4,100만에서 3,400만으로 오히려 감소하였다. 셋째, Merrill Lynch 등 많은 증권분석기관들이, UNE-P 경쟁이 성장하는 환경에서는 투자 삭감이 합리적이라는 의견을 냈다.

이에 반하여, Phoenix Center(2003a,b)는 순투자의 감소는 경제적 상황 등 다른 단기적 요인들에 따른 것으로, UNE 제도는 투자에 긍정적 영향을 미치며 망개방과 투자는 상호보완적이라는 입장을 견지하였다.

이 연구는 UNE 경쟁이 BOC(Bell Operating Company) 투자에 미친 영향을 계량적 모형으로 보다 엄밀하게 분석하여 근거를 제시하였는데, 2000년부터 3년간의 미국의 주단위 데이터를 기초로, BOC 순자본소득의 증가를 성과변수로, UNE-P 회선수를 UNE-P 경쟁의 정도를 측정하는 주요 설명변수로 가정하였다. 추정 결과, UNE-P 회선이 하나 증가할 때 BOC 순투자는 매년 594~759달러 증가하는 등 UNE-P에 따른 경쟁이 활성화된 주의 BOC들이 더 많이 투자하는 것으로 나타났다.

그러나 이 분석에서 가장 기본적인 문제점으로 보이는 것은, 자본소득이 UNE-P 회선수를 포함한 여러 설명변수의 선형함수라는 데서 출발하여 차분을 통해 투자가 UNE-P 회선수 증분 등의 선형함수로 가정하고 있다는 점이다. 이는 이슈인 망개방 규제가 신규투자에 미치는 영향을 설명하는 데 적합하지 못한 것으로 보인다.

즉 UNE 경쟁강도의 최근 변화보다는 UNE 경쟁의 현재 상황, 즉 UNE-P 회선수 증분이 아닌 UNE-P 회선수가 투자를 직접 설명하는 모형이 되어야 올바른 추정이 가능할 것이다. Hazlett, Havenner and Bazelon(2003)은 UNE-P 회선수 등 설명변수를 증분이 아

4) 미국의 1996년 개정 통신법은, 선발 시내전화사업자들이 세분화된 망요소들(가입자선로, 전용회선, 광케이블, FTTC, FTTH 등)을 장기증분원가방식의 요금으로 경쟁사업자들에게 제공하도록 의무화하는 UNE(Unbundled Network Element) 제도를 도입하였다. 2000년대 초반 들어, 미국의 유선통신 분야의 투자가 급격히 감소하는 추세를 보이기 시작하였는데, 이러한 투자감소의 원인으로 UNE가 지목되었고 1996년 개정 통신법이 실패한 것으로 보는 견해들이 생겨났다.

닌 수준값으로 하여 투자를 추정하였는데, UNE-P가 투자에 미치는 효과가 유의하지 않음을 발견하였다.

최근에는 유럽에서도 미국과 유사한 논쟁과 연구가 이루어지고 있다. ECTA(2005)는 유럽 주요국들의 통신규제 상황을 여러 가지 기준으로 평가하여 점수화하고 이를 이용하여 규제의 경제적 효과에 대한 간단한 분석을 수행하였다. 통신투자 수준을 종속변수로, 규제점수와 1인당 GDP를 설명변수로 한 단순 다중선형회귀모형을 EU 15개국을 대상으로 분석한 결과, 규제가 투자에 미치는 양의 효과가 일부 유의하게 존재함을 발견하였다. Cadman and Dineen(2006)은 유사한 자료를 활용하여 ECTA의 분석을 더 발전시켰다.

횡단면 분석 대신 9개 국가를 3개 기간에 걸쳐 관측한 자료를 표본으로 하였는데, 추정모형은 관측대상인 3개 기간에 따른 연도별 더미변수를 포함하였다. 그러나 국가별 더미변수를 포함하지 않아 역시 패널데이터 분석기법은 충분히 활용하지 않았다. 분석 결과, 규제점수가 1%가 상승할 때 통신투자 대 총산업부가가치 비율은 0.47% 증가하는 것으로 나타났다.

Weeks and Williamson(2006)은 ECTA 규제점수가 효과적 규제를 측정하는 믿을만한 지표가 될 수 없다는 점을 지적하며 비판하였다. 분석과정에서도 경쟁 상황을 설명하는 변수가 모형에서 빠져 있으므로 그러한 변수가 규제점수 변수와 상관관계가 있음을 가정하면 규제점수에 대한 계수 추정에는 편의(bias)가 존재하게 된다고 보았다. 그 밖에도 pooled model의 사용 등 모형설정 및 가정의 문제 등 방법론상의 다양한 문제들을 지적하였다.

이러한 비판에 더하여, ECTA와 Cadman and Dineen의 분석은 개별시장에 대한 투자가 아닌 통신부문 투자라는 집계변수를 사용하고 규제점수 역시 총 집계점수를 사용하였으므로, 구체적인 정책과의 연관성보다는 통신시장 전체의 대략적 추세를 보여주는 한계가 있다.

IV. 실증분석

이 장에서 우리는 EC가 제공하는 국가별 초고속인터넷 시장 자료⁵⁾를 이용해 패널데이터를 구성, 각국의 망개방 규제, 즉 서비스기반 경쟁정책의 강도 변화가 인터넷 설비 투자에 미치는 영향을 추정한다.

우리의 분석은 패널데이터 분석기법을 활용한다는 점과 사업자의 DSL 회선수 증분을 종속변수로, LLU 접속요금을 주요 설명변수로 설정한다는 점에서 서비스기반 경쟁정책의 효과를 분석한 기존의 연구들과 차별성을 갖는다. 본 연구와 가장 유사한 Distaso, Lupi and Maneti(2006)의 경우 패널데이터를 사용하였고 LLU 접속요금을 주요 설명변수로 사용한 바 있지만, 비관측 변수를 지정하지 않는 등 패널데이터 분석기법을 충분히 활용하지 않은 한계가 있었고 보급률을 종속변수로 사용한 점에서도 본 연구와 차이가 있다. 본 연구는 국가단위 데이터 사용에 따른 비관측 효과를 계량경제학적으로 통제함으로써 기존 연구들보다 엄밀하고 효과적인 분석이 되도록 하였다.

1. 자료

EC는 2000년대 초반부터 최근 2007년 7월까지 국가별 초고속인터넷 회선수 및 LLU 접속요금에 대해 비교적 상세한 자료를 발표하였다. 인터넷 회선수 자료는 기존사업자(incumbent)와 후발사업자(new entrants)로 나누어 DSL, WLL, Cable modem, FTTH 등 기술별 회선수와 full LLU, shared access, bitstream, resale 등 망개방 형태에 따른 후발사업자 이용 회선수 통계를 제공한다. LLU 접속요금 자료는 full LLU와 shared access로 나누어 제공한다. 이들 자료를 이용하여, 우리는 2002년부터 2007년까지⁶⁾ 사업자의 DSL 회선수와 LLU 접속료 자료를 중심으로 패널데이터를 구성하였다. 패널 데이터 구조는 상이한 환경요인들을 갖고 있는 국가들을 관측 단위로 한 분석에 효과적인 것으로

5) European Commission, *Broadband Access in the EU*, 2003 - 2007

6) 2003년(2004년; 2005년; 2006년; 2007년) 1월 1일에 발표된 자료를 2002년(2003년; 2004년; 2005년; 2006년)의 자료로 간주하였다. 그리고 2007년 7월에 발표된 자료에 대해서는 외삽법(extrapolation)을 통해 2007년 자료를 생성하였다.

판단된다. <표 1>은 분석에서 사용할 주요 변수들의 요약통계량을 정리한 것이다.

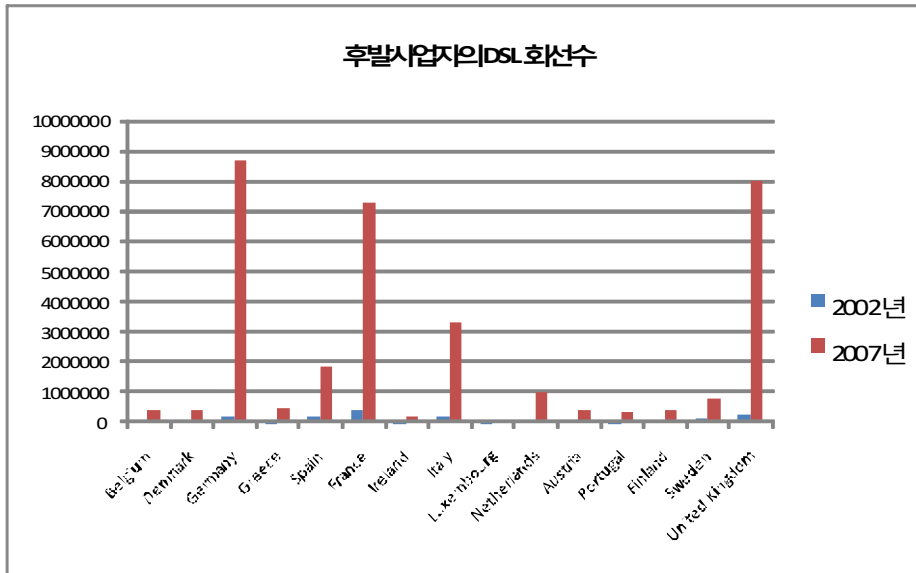
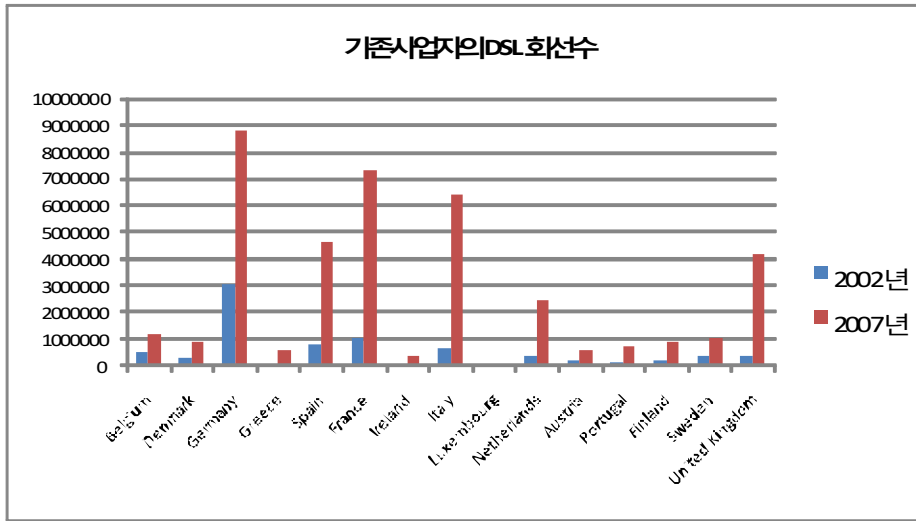
요약통계량 표에 따르면 DSL 회선수의 편차가 상당히 큰 것으로 보이는데, 이는 아래 <그림 1>에서 보듯이 국가별로 그리고 표본기간 내의 시점별로 회선수의 편차가 크게 나타나기 때문이다. 이러한 편차는, 국가별 인구 및 경제 규모의 차이에 따라 DSL이 보급되는 현상도 다른 규모로 나타나기 때문인 것으로 보이는데, 이처럼 단순한 규모의 차이를 반영하기 위해서는 모형에서 접속회선수에 로그를 취한 값을 변수로 사용하면 된다(반면, 설명변수에서 사용할 접속료와 보급률 등의 변수는 국가별 규모의 차이와 직접적 관련이 없으므로 로그를 취할 필요가 없다). 또한, 규모가 아닌 다른 차원에서의 이질성이 추가로 존재하는 부분에 대해서는 잠시 후 소개할 비관측 효과(unobserved effect) 변수에 의해 통제할 수 있다.

<표 1> 요약통계량

변수	평균	표준편차	최소	최대	표본수
기존사업자 DSL 회선수($IncDSL_{it}$)	1555824	2000945	1	8800000	90
기존사업자 DSL 회선수 증분 ($\Delta IncDSL_{it}$)	439167	479038	3108	1760115	75
후발사업자 DSL 회선수($EntDSL_{it}$)	1074810	1979067	93	8700000	90
후발사업자 DSL 회선수 증분 ($\Delta EntDSL_{it}$)	419981	687377	1283	3282500	75
full LLU 접속요금($LLUP_{full_{it}}$)	13.33	3.30	8.39	20.96	90
shared access 접속요금($LLUP_{shared_{it}}$)	6.43	3.01	0.72	12.95	90
초고속인터넷 보급률(PEN_{it})	13.52	9.24	0.015	40.76	90

선행연구들에 비하여 새로운 최근 자료들을 다수 발굴하였음에도 불구하고, 자료의 이용가능성의 한계로 본 연구는 여전히 EC 국가들에 한정된, 범위나 수적으로 제한된 표본을 사용하였다. 그러나 국가들 간의 비교가능성을 고려할 때 표본의 범위를 확대한다고 해도 추정의 유효성이 반드시 개선되리라고 보지는 않는다. 시장환경과 정책적 배경에 있어 본질적으로 큰 차이가 있는 나라들을 포함하게 될 때 표본수의 증가로 외형적으로 통계적 유의성이 높아질 가능성도 있겠으나, 그러한 국가들의 이질적 특성을 하나의 모형으로 설명하는 것은 실질적으로 어렵기 때문이다.

〈그림 1〉 2002, 2007년의 국가별 DSL 회선수 비교



동질적인 환경 및 배경에서 서비스기반 정책을 다양한 강도로 도입한 EC 국가들의 경험을 토대로 하면서, EC 국가들 내의 상이한 환경은 패널데이터 기법을 통해 통제함으로써 모형의 유효성을 확보하고자 하였다.

2. 모형

본 연구의 실증분석에 사용할 모형은 아래와 같다. 기존사업자 또는 후발사업자의 DSL 회선수의 증분($\ln \Delta IncDSL_{it}$, $\ln \Delta EntDSL_{it}$)을 설비투자의 대용변수(proxy variable)로 사용하고, LLU 접속가격($LLUP_{full_{it}}$, $LLUP_{shared_{it}}$)을 이에 대한 주요 설명변수로 설정한 선형모형이다. LLU 접속가격이 낮을수록 망개방 규제의 강도가 높음을 의미하므로, 만약 규제에 따른 서비스기반 경쟁정책이 사업자의 투자유인을 저해한다면, 아래 모형의 추정계수는 양(+)이 되어야 한다. 반대로, 추정계수가 음(-)이라면 서비스기반 경쟁은 투자를 촉진함으로써 설비기반 경쟁과 보완관계가 있는 것으로 해석할 수 있다.

[모형]

DSL 회선수의 증분($\ln \Delta IncDSL_{it}$ 또는 $\ln \Delta EntDSL_{it}$)

$$= \alpha_1 LLUP_{full_{it}} + \alpha_2 LLUP_{shared_{it}} + \beta_1 PEN_{i(t-1)} + \beta_2 PEN_{i(t-1)}^2 + \gamma_1 d04_t + \gamma_2 d05_t + \gamma_3 d06_t + \gamma_4 d07_t + (\delta_1 d04_t + \delta_2 d05_t + \delta_3 d06_t + \delta_4 d07_t) PEN_{i(t-1)} + c_i + u_{it}$$

이 모형은 LLU 접속가격 변수가 동일기간의 DSL 회선수의 증분에 영향을 주는 것으로 가정하고 있는데, 회선 설비투자의 의사결정 과정이나 설비구축에 드는 기간을 충분히 반영하고 있는지 의문이 제기될 수도 있다. 그러나 규제정책의 한 요소로서 규제기관에 의해 결정되는 접속가격은 그 수준이 실제로 변경되기 전에 대개 일정한 논의와 절차를 거쳐 계획, 결정되므로, 사업자들이 일정 기간 이전에 그 변화를 충분히 예측할

7) 특히 표본의 기준시점인 2001년에는 고소득 국가로 분류된 많은 국가들에서조차 초고속인터넷의 보급률이 평균 1% 미만이고 그 외 대부분의 국가들에서는 초고속인터넷 서비스가 아예 도입되지 않은 상태였으므로, 이러한 자료를 통해 신뢰할 만한 결과를 얻기는 어려울 것이다.

수 있는 대상임에 주목할 필요가 있다. 실제로, 접속가격 변수와 회선수 증분 간 시차를 둔 모형으로 추정을 시도하였을 때 모형 및 변수의 설명력이 오히려 떨어지는 결과를 발견할 수 있었다.

모형에서 LLU 접속가격($LLUP_{full, it}$, $LLUP_{shared, it}$) 이외의 설명변수들은, 사업자의 DSL 회선수 변화에 영향을 미치는 다른 효과들에 대한 적절한 통제를 위해 사용되고 있는데, 이는 우리의 분석대상인 서비스기반 경쟁의 효과를 합리적으로 추정하는 데 있어 매우 중요하다.

특히 이 분석은 국가별 데이터를 사용하고 있으므로 각국 초고속인터넷 시장의 수요 및 공급 조건상의 다양한 차이를 적절히 고려하지 않으면, 분석결과와 신뢰성을 확보하기 어렵다. 패널데이터 구조는 비관측 효과(unobserved effect) 변수 c_i 를 활용할 수 있는 장점이 있다. 예를 들어, 초고속인터넷 회선설비 구축의 용이성 및 비용조건을 결정하는 지리, 지형적 특성이 이러한 효과에 해당한다. 그 밖의 다른 많은 수요, 공급 측면의 변수들은, 엄밀하게는 시간에 따라 고정되어 있지 않다 하더라도, 표본기간 동안 큰 변화가 없다면 c_i 에 포함되는 것으로 가정할 수 있다. 한편, 반대로 관측시점에 따라 표본 대상국가 전체에 공통되게 영향을 미치는 시간효과(time effect)는, 연도 더미변수들($d04_t, d05_t, d06_t, d07_t$)에 의해 통제된다.

한편, 비관측 효과(unobserved effect)와 시간 효과(time effect)로 통제되지 않는 것은 각 관측대상 국가별로 상이하게 변화하는 변수들의 효과로서, 모형에 명시적으로 포함되어야 한다. 위 모형은, 주요 설명변수인 LLU 접속가격 이외에, 초고속인터넷 보급률($PEN_{i(t-1)}$)이 그러한 변수인 것으로 가정하였다. 보급률 변수는 네트워크 효과(Network Effect)나 규모의 경제 및 학습 효과(Learning Effect)에 의한 영향을 반영할 수 있다.⁸⁾

여기서 네트워크 효과는, 보급률이 상승함에 따라 이용자 간 네트워크 외부성 증대로 인해 초고속인터넷에 대한 추가적 수요가 발생하는 현상을 의미한다. 만약 표본기간 중 특정 국가의 보급률이 현저하게 상승하였다면 그에 따른 네트워크 효과는 당연히 종속 변수인 DSL 회선수의 증분에 영향을 미칠 것이나, 각 국가에 대해 일정한 값으로 정의하는 비관측 효과에는 충분히 반영되지 않으며 모든 국가에 대해 공통적으로 정의하는

8) 보급률의 변화가 미치는 효과는 보급률의 수준과 무관하지 않을 것이므로, 비선형성을 가정하여 보급률의 자승($PEN_{i(t-1)}^2$)항을 모형에 포함하였다.

시간효과에도 반영되지 않으므로 설명변수로서의 도입이 필요한 것이다. 규모의 경제 및 학습 효과의 경우는, 보급률이 상승하게 되면 공급의 측면에서 비용절감이 발생하여 역시 종속변수인 DSL 회선수의 증분에 영향을 미치게 되므로 네트워크 효과의 경우와 마찬가지로 논리가 적용된다.

보급률 변수는, 종속변수인 기존사업자 회선수에 대한 내생성(endogeneity) 존재의 가능성을 줄이기 위해 1년 전 측정값, 즉 시차변수(lagged variable)를 사용하였다. 시차변수의 사용으로 원래 표본 관측기간은 6년이었으나 5년으로 줄어들었다.

마지막으로, 연도 더미변수와 보급률 간의 상호교차(interaction) 변수들($PEN_{i(t-1)}d04$, $PEN_{i(t-1)}d05$)은 시간 효과(time effect)가 보급률 수준에 따라 다르게 나타날 수 있는 가능성을 고려한 것이다.

이 모형에서 가정하는 바와 같이 비관측효과, 시간효과, 그리고 보급률 변수 등이 수요, 공급 조건 등의 체계적 환경요인들을 충분히 설명한다면, 접속회선수 변화 중 그러한 효과들에 의해 설명되지 않는 부분은, LLU 가격 변화와 같은 외생적 환경의 변화에 따른 투자유인 변화를 포함하고 있는 것으로 볼 수 있다.

3. 모형추정 분석의 결과

위와 같은 패널데이터 모형을 추정하는 방법으로는 random effects 추정과 fixed effects 추정의 두 가지 방식이 있다. random effects 방식의 잠재적인 문제점은 일치추정량(consistent estimator)이 되기 위해서 비관측 변수와 그 이외 설명변수들 간에 상관관계가 없어야 한다는 점이다. 우리 모형의 경우 LLU 접속가격과 초고속인터넷 보급률 변수는 다른 많은 관측되지 않는 환경변수들에 의존할 것이므로 상관관계가 존재할 가능성이 높으나, Hausman test에 의해 통계적으로 유의한 상관관계의 존재를 찾을 수는 없었다.

즉 추정의 일치성(consistency) 측면에서 fixed effects 추정을 선호해야 할 근거는 없다. 실제 분석을 시도한 결과에 있어서도 random effects 추정과 fixed effects 추정이 대체로 유사하게 나타났다. 따라서 아래에서는 fixed effects 추정 결과를 위주로 설명하되 random effects 추정에서 일부 다르게 나타난 부분들은 보완적으로 언급하겠다.

추정에 있어 종속변수는 전술한 바와 같이 기존사업자 또는 후발사업자의 DSL 회선

수의 증분($\ln \Delta IncDSL_{it}$, $\ln \Delta EntDSL_{it}$)으로서 기본적으로 두 개의 서로 다른 모형 및 파라미터들을 추정할 필요가 있다. 다만, 두 개의 모형 간 오차항들의 상관관계가 존재할 개연성을 전제로 할 때 SUR(Seemingly Unrelated Regression)을 통해 추정의 효율성을 개선할 수 있다. 따라서 아래 <표 2>의 fixed effects 추정 결과는 SUR 모형을 추가적으로 적용해 분석한 결과이다.⁹⁾

<표 2>에 나타난 추정결과 중 먼저 기존사업자 회선수 변화에 대한 결과를 보면, full LLU의 접속가격($LLUP_{full, it}$)이 1유로 인하될 때 기존사업자의 DSL 회선수 증분은 약 6.4% 증가하고 shared access의 접속가격($LLUP_{shared, it}$)이 1유로 인하될 때는 2.2% 감소하는 것으로 나타났으나,¹⁰⁾ 그 통계적 유의성(statistical significance)은 충분하지 않다. 이는 다중공선성(multicollinearity) 문제에서 기인하는 것일 가능성이 있는데, 표에서 보듯이 $LLUP_{full, it}$ 와 $LLUP_{shared, it}$ 중 하나를 각각 제외하고 추정하여도 표준오차가 크게 줄어들지 않으며, $LLUP_{full, it}$ 의 경우에는 그 효과가 비교적 일관되게 나타나고 있다. 한편, 연도 더미변수의 추정계수가 양(+)으로 유의하게 증가하는 형태로 나타나고, 연도 더미변수와 보급률 간 상호교차항의 추정계수가 음(-)으로 유의하게 나타난 것은, 표본에 포함된 국가들의 기존사업자 DSL 접속회선의 신규 공급 및 수요량이 매해 성장하고 있으나 보급률이 이미 높은 국가의 경우에는 그 성장의 크기가 상대적으로 작다는 것을 의미한다.¹¹⁾ fixed effects 추정이 아닌 random effects 추정을 시도한 경우에는, 추정치의 절댓값이 전반적으로 조금 낮게 측정되었으나 대체로 유사한 결과를 얻을 수 있었다. 단, random effect 추정에서 shared access 접속가격($LLUP_{shared, it}$)의 계수 추정치는 -0.015로서 효과의 방향이 반대로 나왔는데 유의성이 매우 낮으므로 주목할 만한 차이는 아니다.

9) SUR 모형의 적용은 심사자의 조연에 따라 이루어진 것으로 전반적으로 표준오차가 낮아지는 결과를 얻을 수 있었다.

10) 대개 종속변수가 로그값인 경우, x'/x 가 1에 가까울 때 $\ln(x') - \ln(x)$ 가 $x'/x - 1$ 에 근사한다는 사실을 이용하여 로그를 제거한 종속변수의 설명변수에 대한 민감도를 비율(%)로 나타낼 때 추정계수 자체인 것으로 간주할 수 있다. 여기서의 보다 엄밀히 ' $\ln(x+xy/100) - \ln(x)$ =추정계수' 등식을 이용하여 민감도 y값을 계산하였다.

11) 보급률이 시간 효과에 미치는 영향 역시 비선형일 가능성이 있으므로, $PEN_{i(t-1)}^2 d04_t$, $PEN_{i(t-1)}^2 d05_t$ 등의 항들을 추가하여 추정해 보았으나 그 추정계수의 유의성이 대단히 낮아 위 모형에는 포함하지 않았다.

〈표 2〉 모형의 fixed effects 추정 결과

[피설명변수: $\ln\Delta IncDSL_{it}$]

설명변수	추정계수 (표준오차)		
$LLUPfull_{it}$	-0.062 (0.060)	-0.049 (0.050)	-
$LLUPshared_{it}$	0.022 (0.056)	-	-0.001 (0.047)
$PEN_{i(t-1)}$	0.102 (0.080)	0.101 (0.080)	0.136*(0.074)
$PEN_{i(t-1)}^2$	0.010**(0.002)	0.009**(0.002)	0.009**(0.002)
$d04_t$	1.244**(0.268)	1.237**(0.268)	1.213**(0.268)
$d05_t$	2.168**(0.353)	2.148**(0.350)	2.229**(0.350)
$d06_t$	3.203**(0.463)	3.162**(0.452)	3.180**(0.466)
$d07_t$	5.396**(0.715)	5.320**(0.690)	5.237**(0.703)
$PEN_{i(t-1)}d04_t$	-0.205**(0.048)	-0.204**(0.048)	-0.209**(0.048)
$PEN_{i(t-1)}d05_t$	-0.313**(0.059)	-0.310**(0.059)	-0.329**(0.058)
$PEN_{i(t-1)}d06_t$	-0.406**(0.071)	-0.401**(0.070)	-0.416**(0.071)
$PEN_{i(t-1)}d07_t$	-0.541**(0.085)	-0.534**(0.083)	-0.544**(0.085)
R^2	0.9307	0.9305	0.9297

[피설명변수: $\ln\Delta EntDSL_{it}$]

설명변수	추정계수 (표준오차)		
$LLUPfull_{it}$	-0.034 (0.030)	-0.076**(0.026)	-
$LLUPshared_{it}$	-0.068**(0.028)	-	-0.086**(0.023)
$PEN_{i(t-1)}$	0.019 (0.040)	0.022 (0.041)	0.037 (0.037)
$PEN_{i(t-1)}^2$	0.008**(0.001)	0.008**(0.001)	0.007**(0.001)
$d04_t$	1.345**(0.133)	1.367**(0.138)	1.327**(0.133)
$d05_t$	2.678**(0.175)	2.737**(0.180)	2.711**(0.174)
$d06_t$	4.568**(0.230)	4.691**(0.233)	4.555**(0.231)
$d07_t$	6.450**(0.355)	6.682**(0.355)	6.363**(0.349)
$PEN_{i(t-1)}d04_t$	-0.129**(0.024)	-0.132**(0.025)	-0.131**(0.024)
$PEN_{i(t-1)}d05_t$	-0.218**(0.030)	-0.227**(0.030)	-0.226**(0.029)
$PEN_{i(t-1)}d06_t$	-0.321**(0.035)	-0.337**(0.036)	-0.326**(0.035)
$PEN_{i(t-1)}d07_t$	-0.403**(0.042)	-0.425**(0.043)	-0.404**(0.042)
R^2	0.9911	0.9904	0.9910

주: 1) 표본수 = 75 (15개국 X 5기간)

2) *는 10%, **는 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

다음으로 후발사업자 회선수 변화에 대한 결과를 보면, full LLU의 접속가격($LLUP_{full_{it}}$)이 1유로 인하될 때 후발사업자의 DSL 회선수 증분은 약 3.5% 증가하고 shared access의 접속가격($LLUP_{shared_{it}}$)이 1유로 인하될 때는 7% 증가하는 것으로 나타났다. 후자의 경우 5% 수준에서 유의하고, 두 변수의 결합 유의성(joint significance)도 유의한 것으로 나타났다. $LLUP_{full_{it}}$ 와 $LLUP_{shared_{it}}$ 를 각각 별도의 설명변수로 하여 추정하면, 두 변수의 계수 모두 크기가 더 커지고 유의성이 증가하여 5% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. random effects 추정을 시도한 경우에는, 역시 대체로 유사한 결과를 얻을 수 있었다.

위 분석의 결과를 요약하자면, 망개방이 후발사업자의 사업확대 및 설비투자 증대에 미치는 효과가 존재하는 것으로 추정이 되는 반면 기존사업자의 투자를 저해하는 효과는 뚜렷이 나타나지 않고 있다. 오히려 full LLU의 접속요금을 기준으로 할 때 통계적으로 유의하지는 않지만 기존사업자의 투자를 증대하는 효과가 추정되었다.

지금까지의 분석에서 한 가지 우려할 만한 가능성은 패널데이터 모형 추정의 전제인 ‘강한 외생성(strict exogeneity)’ 조건의 만족 여부이다. 보급률 변수($PEN_{i(t-1)}$)를 시차변수(lagged variable)로 하였지만 이것이 종속변수에 대한 강한 외생성까지 보장해 주지는 못한다. 강한 외생성이 만족되지 않을 경우 fixed effects 방식에 의한 추정은 일치적(consistent)이지 못하고 특히 시계열이 짧을 때 편의(bias)는 커질 수 있다.

강한 외생성 조건이 만족되지 않을 가능성을 고려한다면 일반적인 fixed effects 추정이 아닌 다른 추정방식도 시도해 볼 수 있다. 강한 외생성 조건 대신에 보다 완화된 순차적 외생성(sequential exogeneity) 조건¹²⁾을 가정하면, 모형을 일차차분(first differencing)한 후 도구변수를 사용함으로써 일치추정량을 얻을 수 있다(Wooldridge, 2002).

<표 3>은 보급률의 시차변수를 도구변수로 사용하여 일차차분 모형을 추정¹³⁾한 결과이다. 추정 결과를 보면 $LLUP_{full_{it}}$ 와 $LLUP_{shared_{it}}$ 두 변수의 효과의 방향은 대체로 fixed effects 추정결과와 유사하나, 효과의 크기는 더 작고 유의성도 감소하는 것

12) 순차적 외생성 조건은, 시점 t의 종속변수는 시점 t의 설명변수 및 비관측변수에 의해 통제된 상태에서 과거 시점의 설명변수의 영향을 받지 않는다는 것이다.

13) 이 추정에서는 도구변수 지정의 어려움으로 연도 더미변수와 보급률 간 상호교차항은 생략하였고, 보급률 변수의 경우는 도구변수가 사용되므로 시차변수가 아닌 해당시점의 변수를 사용하여 차분모형의 표본기간을 늘렸다.

으로 측정되었다. 유의성의 감소는 차분에 의해 표본의 크기가 줄어들기 때문에 발생했을 수 있다.

〈표 3〉 일차차분 모형의 도구변수 사용 추정결과

[과실명변수: $\Delta \ln \Delta IncDSL_{it}$]

설명변수	추정계수 (표준오차)		
$\Delta LLUP_{full_{it}}$	-0.023 (0.079)	-0.001 (0.062)	-
$\Delta LLUP_{shared_{it}}$	0.039 (0.087)	-	0.024 (0.068)
ΔPEN_{it}	-0.090 (0.116)	-0.091 (0.114)	-0.087 (0.115)
ΔPEN_{it}^2	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)
$\Delta d04_t$	0.314**(0.160)	0.307*(0.159)	0.307**(0.157)
$\Delta d05_t$	0.434**(0.204)	0.426**(0.202)	0.437**(0.201)
$\Delta d06_t$	0.320*(0.172)	0.319*(0.170)	0.320*(0.170)
$(between)R^2$	0.3553	0.3385	0.2803

[과실명변수: $\Delta \ln \Delta EntDSL_{it}$]

설명변수	추정계수 (표준오차)		
$\Delta LLUP_{full_{it}}$	-0.003 (0.045)	-0.032 (0.036)	-
$\Delta LLUP_{shared_{it}}$	-0.051 (0.049)	-	-0.053 (0.039)
ΔPEN_{it}	-0.117*(0.066)	-0.115*(0.066)	-0.116*(0.066)
ΔPEN_{it}^2	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
$\Delta d04_t$	0.232**(0.091)	0.240**(0.092)	0.231**(0.089)
$\Delta d05_t$	0.378**(0.116)	0.389**(0.117)	0.379**(0.115)
$\Delta d06_t$	0.328**(0.098)	0.329**(0.098)	0.328**(0.097)
$(between)R^2$	0.3581	0.3848	0.3501

주: *는 10%, **는 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

V. 결 론

지금까지 우리는 서비스기반 경쟁의 장단점 등 개념적 논의를 바탕으로 기존의 실증 분석 연구를 살펴본 후 기존의 연구와 차별화된 자료 및 모형을 활용한 실증분석을 수행하였다.

기존의 실증연구들은 플랫폼 간 경쟁과 같은 본격적인 사업자 간 경쟁이 초고속인터넷 시장의 발전에 기여한다는 점에 대체로 합의하고 있으나 서비스기반 경쟁이 초고속 인터넷의 보급, 투자유인 등에 미치는 영향에 대해서는 엇갈린 결과들을 내놓고 있다. 다만 주제의 특성상 자료 및 방법론의 제약이 문제로 작용하는 것이 현실이나, 우리는 EC가 제공하는 국가별 회선수 자료와 LLU 접속요금 자료를 활용하여 기존의 연구보다 엄밀한 방법으로 다시 한 번 그 효과를 측정해 보았다.

LLU 접속요금이 사업자의 DSL 회선수 증가에 미치는 영향을 추정한 결과, 접속요금의 인하가 후발사업자의 사업확대 및 설비투자에 미치는 긍정적 영향이 존재하는 반면, 기존사업자의 사업확대 및 설비투자를 저해하는 효과는 뚜렷이 나타나지 않았다. 오히려 기존사업자의 사업확대 및 설비투자를 증대하는 효과가 통계적으로 유의하지 않은 수준에서 일부 나타나기도 하였다. 이는 적어도 유럽의 경험에 비추어 볼 때, 서비스기반 경쟁정책이 기존사업자의 투자유인을 저해하는 효과보다는 전체적인 사업자 간 경쟁 활성화와 이를 통한 설비 증대 효과가 더 분명하게 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

이러한 실증적 결과는, 최근 전통적 유무선 통신시장 성과의 정체 및 새로운 융합·결합상품 시장의 발전 등에 대응하여 서비스기반 경쟁정책의 확대 여부 및 수준을 고민하고 있는 우리나라 규제당국의 입장에서 참고할 필요가 있다. 유럽에서 나타난 효과의 양상이 우리나라에 그대로 적용될 수는 없겠으나, 서비스기반 경쟁정책을 가장 선도적으로 꾸준히 추진해 온 유럽 국가의 경험을 통해, 투자유인에 미치는 영향으로 부정적인 측면보다는 긍정적 측면이 강하게 나타난 사실을 이 연구에서 발견할 수 있었다. 서비스기반 경쟁정책이 과도한 강도로 시행될 경우 물론 망고도화 투자에 대해 부정적인 영향을 미칠 가능성이 존재함은 당연하겠으나, 선발사업자가 품질 개선을 통해 기존의 경쟁자 및 잠재적 경쟁자와 경쟁하고자 하는 유인이 충분하고 특히 그러한 유인이 서비스기반 경쟁에 의해 증대된다면, 결국 선발사업자는 투자를 기피하지 않을 것이고

오히려 적극적 경쟁에 나섬으로써 시장이 빠르게 성장하는 성과를 얻을 수 있을 것으로 생각된다. 규제당국은 유럽의 경험을 참고로 하여 이러한 긍정적 효과가 나타날 수 있도록 서비스기반 경쟁정책이라는 수단을 적절하고 효과적으로 활용해야 할 것이다.

본 연구는 이처럼 실제 우리나라 통신시장의 정책결정을 위한 참고자료를 제공할 뿐 아니라, 서비스기반 경쟁정책의 효과와 관련한 학계의 일반적인 논의에도 기여하였다. 통신시장 및 규제를 연구하는 국내외의 학자들 사이에서 최근 서비스기반 경쟁정책의 효과와 *stepping stone argument*와 관련한 논쟁은 대단히 핵심적인 이론적, 실증적 이슈들 중 하나라고 할 수 있다. 본 연구는, 기존의 연구와 차별화된 자료와 엄밀한 방법론을 통해 실증적 근거를 도출함으로써, 최근 진행되고 있는 논쟁과 연구가 더 발전하는데 보탬이 되고자 하였다.

본 연구에서 시도된 실증분석들의 한계를 지적하자면, 먼저 *MVNO*, 무선재판매, 로밍 등 이동통신 부문의 서비스기반 경쟁정책의 영향에 대한 실증연구는 자료의 한계상 시도되지 못했다는 점을 들 수 있다. 향후 이 주제에 대한 연구는 자료와 방법론을 보완하여 시도될 필요가 있다고 판단된다. 또한 본 연구에서 탐구된 서비스기반 경쟁정책의 효과는 기본적으로 기존의 서비스분야에 대한 자료를 대상으로 분석된 것이므로 그 시사점도 기존 서비스분야에서의 효과를 전제로 하고 있다. 그러나 향후 통신 분야에 대한 투자유인 등은 *All-IP* 기반으로의 망통합 등 통신망의 발전 추세하에서 탐구되는 것이 보다 바람직할 것으로 보여, 이를 분석할 수 있도록 연구방법론이 보완될 필요가 있다고 하겠다. 이러한 보완을 통해, 시장의 경쟁환경 등 수요, 공급 측면의 여러 가지 요인들과 서비스기반 정책의 효과 간의 상호작용에 대한 보다 엄밀하고 심도있는 연구가 이루어진다면, 정책이 그 의도된 효과를 달성하도록 정책 결정 및 집행 과정에 더 크게 기여할 수 있을 것이다.

〈부록〉 서비스기반 경쟁정책의 종류 및 구성요소¹⁴⁾

1. 서비스기반 경쟁정책의 종류 및 유형

규제기관이 제반 환경을 검토하여 전체적 경쟁정책 방향에서 설비기반 경쟁과 서비스기반 경쟁 간의 비중을 결정하고, 일단 어느 정도의 서비스기반 경쟁을 허용한다고 가정하자. 이후 결정된 정책방향의 집행을 위해서는 먼저 서비스기반 정책수단을 결정하여야 한다. 서비스기반 경쟁을 도입하고 활성화하기 위해서는 많은 정책수단들이 사용되고 있다. 먼저 다양한 정책수단들을 통신시장 분야별로 살펴보면, 첫째 유선분야에서는 별정통신제도(재판매) 도입 및 재판매사업자에 대한 서비스 도매제공 의무부여와 도매가격 규제, LLU, 설비제공 의무화 및 가격규제, LM 개방, 통화 사전선택제, 간접접속 등을 들 수 있겠다. 한편 무선분야에서는 MVNO 제도 도입, 서비스사업자(SP) 및 MVNO에 대한 서비스 도매제공 의무부여 및 도매가격 규제, 로밍 의무화, 망공동구축 의무화, 간접접속 제공 의무화 등이 논의 가능한 정책수단들이다.

이러한 다양한 정책수단들의 유형은 대략 기존사업자의 망요소 또는 서비스가 제공되는 범위나 정도별로 구분이 가능하다. 즉 망요소나 서비스를 세분화(umbundle)하여 제공하는 유형과, 거의 최종서비스나 전체 소요설비를 제공하는 유형으로 구분할 수 있을 것이다. 첫째, 기존사업자의 망요소를 세분화하여 개방하는 망 개방제도로는 가입자선로 공동활용제도(LLU), 설비제공 등을 대표적 사례로 들 수 있다. 이는 망요소가 가장 세분화되어 경쟁사업자가 필요한 부분만을 제공하도록 의무화하며, 제공대가는 대개 원가기반으로 산정하도록 하는 것이 특징이다.

두 번째는 최종서비스나 전체 소요설비가 거의 그대로 제공되는 경우로서, 먼저 재판매제도를 들 수 있다. 이는 재판매사업자가 최종서비스를 대량할인(volume discount) 등에 의해 도매로 구매하여 판매하는 것이다. 재판매사업자는 자체 판매영업 활동을 통하여 판매하며, 자신의 설비를 통하여 과금을 하거나 스스로 일정한 부가가치를 추가할 수도 있다. 또한 로밍과 같이 경쟁사업자가 직접 제공할 수 없는 지역에서의 전체 통신망을

14) 김성환 외(2006) 보고서의 3장 1절 내용 중 일부를 발췌하였다.

기존사업자로부터 제공받도록 하여 최종서비스를 제공할 수 있게 하는 제도도 이에 포함될 수 있을 것이다. 그러나 이상과 같은 정책들은 절대적이고 보편적인 내용을 가졌다가보다는 각국의 환경에 따라 상이한 강도와 내용으로 시행되는 것이 일반적이므로, 아래에서 설명되는 바와 같은 제도의 구성요소별로 어떠한 접근이 사용되는지에 따라 두 가지 중 어느 유형에 가깝게 될 것인지가 결정된다고 할 수 있다.

2. 서비스기반 경쟁정책의 구성요소

일반적으로 서비스기반 경쟁정책은 다음과 같은 요소들로 구성되어 있다. 첫째, 어떠한 서비스나 설비에 대하여 제공(개방)의무를 부여할 것인지를 결정하여야 한다. 이는 필수성이나 기존사업자의 독점력 정도(설비기반 경쟁의 난이도 정도) 등을 감안하여 결정하여야 할 것이다. 또한 일정 서비스 내의 다양한 서비스(요금제도 포함) 중에서 어떤 세부 서비스를 의무대상에서 면제하거나 완화된 규제를 적용할 것인지 등의 이슈도 검토되어야 한다. 예를 들어 미국의 시내전화사업자에 대한 재판매제도에서 FCC는 90일 이하의 판촉 할인요금은(재판매 대상은 되지만) 이를 소매요금으로 보고 도매할인율을 적용하지는 않아도 되는 것으로 결정하였다. 즉 이 경우 해당 도매서비스는 정상적 소매요금에 도매할인율을 적용한 가격으로 제공되도록 하고 있다.

둘째, 서비스나 설비에 대하여 제공(개방)의무를 부여한다면, 그 의무를 부여할 대상 사업자가 지정되어야 한다. 통상 개방의 의무화는 요청사업자의 요구가 합리적이면 전제되고 있다. 의무사업자가 개방을 거부할 경우에는 여유설비의 부재 등의 타당한 사유가 있음을 입증하여야 한다. 또한 개방을 시행할 기일이 사전적으로 정해지게 된다. 또 필요에 따라서는 제공의무를 부여하되 제공대가(도매가격)는 특별히 사전적으로 규제하지 않을 수도 있다. 따라서 도매가격 규제 여부에 따라 일반적 제공의무 부여 대상사업자와 도매가격에 제공할 의무 부여 대상사업자를 구분할 수도 있다. 또한 기존사업자에게 특별히 제공/개방의무를 부여하지는 않으나 제도적으로 경쟁사업자가 기존사업자에게 제공을 요청하는 것은 허용하는 방식의, 상대적으로 약한 강도의 서비스기반 경쟁정책을 시행할 수도 있다.

셋째, 설비나 서비스의 제공대가, 즉 도매요금 설정기준을 정하여야 한다. 이에선 원

가기반(Cost-plus), 소매요금할인기준(Retail-minus), 협상에 의한 자율적 결정 등의 방식이 있을 수 있으며, 원가기반 기준 채택 시에는 인정되는 원가의 범위를, 소매요금할인기준 채택 시에는 적용될 할인을 결정 또는 회피가능비용 목록을 지정할 필요가 있다.

마지막으로, 도매로 제공되는 설비나 서비스의 이용에 관련되는 기준들이 정해질 필요가 있다. 예를 들면 제공받은 설비를 타 사업자 통신망과 접속하여야 할 때 적용되는 기준이나, 또 제공받은 서비스의 재판매에 필요한 정보이용에 대한 기준이나 OSS 등 관련설비에 대한 접속 기준 등을 정할 필요가 있다.

참고문헌

- 김성환 · 김형찬 · 강인규 · 김종진 · 김태현, 『주요국 통신시장 서비스기반 경쟁정책의 효과분석』, 연구보고 06-07, 정보통신정책연구원, 2006.
- 염용섭 · 이명호 · 김민철, 「국내 통신서비스 사업 및 정책: 연혁과 현황」, 『통신서비스 정책의 이해』, 정보통신정책연구원 편저, 정보통신정책 핸드북 1권, 2005.
- Cadman, R. and Dineen, C., “European Telecom’s Lost Investment: An analysis of the ECTA Scorecard,” SPC Network, 2006.
- Distaso, W., Lupi, P. and Manenti, F. M., “Platform competition and broadband uptake: Theory and empirical evidence from the European Union,” *Information Economics and Policy* 18, 2006.
- ECTA, *Regulatory Scorecard*, 2005.
- European Commission, *Broadband Access in the EU*, 2003-2007.
- Garcia-Murillo, M. and Gabel, D., “International Broadband Deployment: The Impact of Unbundling,” paper presented at the 31st Telecommunications Policy Research Conference (Arlington, VA), September 2003.
- Hazlett, T. W., Havenner, A. M. and Bazelon, C., “Declaration of Thomas W. Hazlett, Ph.D., Arthur M. Havenner, Ph.D, and Coleman Bazelon, Ph.D.,” WC Docket No.03-157, 2003.
- Lewin, “Overview of Mobile Regulation,” Ovum, 2003.
- Phoenix Center, “Competition and Bell Company Investment in Telecommunications Plant: The Effects of UNE-P,” *Phoenix Center Policy Bulletin* No.5, 2003a.
- _____, “UNE-P Drives Bell Investment: A Synthesis Model,” *Phoenix Center Policy Bulletin* No.6, 2003b.
- Vogelsang, I., *Telecommunications Competition: The Last Ten Miles*, The MIT Press, 1997.
- Weeks, M. and Williamson, B., “A sound basis for evidence policy? A critique of the

ECTA regulatory scorecard and SPN Network papers on investment and broadband,” Indepen Consulting Ltd., 2006.

Wooldridge, J. M., *Ecometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, 2002.

An Analysis of the Effect of Service-Based Competition Policy in European Telecommunications Markets

Sung-Hwan Kim and Hyeong-Chan Kim

Service-based competition policy is the policy that promotes competition at the service level by letting the existing operators provide their facilities for the new operators at the regulated access fees. While service-based competition enables quick introduction and diffusion of competition, there is a criticism that such effect is limited and incentives for facility investment may be affected. The existing empirical studies are in disagreement over the effect of service-based competition policy. This paper conducts a new empirical analysis making use of data and methodology that are distinguished from the existing works. From the analysis with data on EC countries, we could find the effect of the policy contributing to the growth and the investment increase of new operators while the effect of deterring the investment incentives of the existing operators is not clear.

Key words: service-based, facilities-based, competition policy, LLU, telecommunications market