

우리나라 國際電話 需要函數의 推定 및 競爭導入 效果分析*

成 樂 逸**

논문 초록 이 논문은 우리나라 국제통화에 대한 패널자료를 구축하여 국제통화 수요함수를 추정함으로써, 국제통화의 가격탄력성 추정치를 제시하고 우리나라 국제전화시장의 경쟁도입 효과를 측정하고 있다. 이 논문의 가격탄력성 추정치는 모형에 따라 0.9~1.1에 걸쳐 있으며, 이 수치는 우리나라 국내통화의 가격탄력성 추정치보다 상당히 크다. 또한 이 논문에 따르면, 경제이론이 예측하는 바와는 달리 우리나라 국제전화시장의 경쟁도입은 국제통화수요를 유발하지 못하였을 가능성이 크다. 이는 우리나라에서 국제전화시장의 진입규제가 대폭 완화되었음에도 불구하고 엄격한 요금규제가 계속되었기 때문인 것으로 보인다.

핵심주제어: 전화수요, 탄력성, 경쟁효과

경제학문헌목록 주제분류: D1, L9

I. 서론

이 논문은 두 가지 목적을 가지고 있다. 첫번째는 국제통화의 가격탄력성을 추정하는 것이며, 두번째는 우리나라 국제전화시장의 경쟁도입이 전화수요에 미친 효과를 고찰하는 데 있다. 시장경쟁은 배분적 및 기술적 효율성, 상품가격 등 다양한

* 이 논문의 심의과정에서 유익한 논평을 해 주신 익명의 논평자 두 분과 패널자료 구축과정에서 도움을 준 한국통신 이호진 연구원에게 감사의 뜻을 표한다.

** 한국통신 경영연구소 선임연구원, nisung@kt.co.kr

측면에서 시장성과에 영향을 미치지만, 여기서는 시장경쟁과 상품수요의 관계에 국한하여 경쟁효과를 측정한다. 이 논문은 우리나라 국제통화에 대한 패널자료를 구축하고, 국제통화 수요함수를 추정함으로써 이 두 가지 목적을 달성하고자 한다.

국제통화의 가격탄력성을 측정하는 일은 소비이론의 학문적 응용이라는 측면에서 학술적 가치가 있을 뿐 아니라, 규제기관의 의사결정이나 통신사업자의 전략수립을 위해서도 중요한 기초자료가 된다. 특히 통신사업자의 입장에서 전화요금의 조정이 영업수익에 미치는 영향을 예측하기 위해서는 전화수요의 가격탄력성에 대한 정보가 필수적이다.

이러한 이유에서 전화서비스 수요함수에 대한 연구는 오랜 역사를 가지고 있으며,¹⁾ 국제통화수요에 대한 연구도 다수 존재한다. 예를 들어 Lago(1970)와 Yatrakis(1972)는 미국발신의 국제통화수요에 영향을 미치는 여러 변수들을 나열하고 이들 변수의 설명력에 대한 실증분석 결과를 제시하고 있다. Yatrakis(1972)는 통상 최소자승추정법(ordinary least squares method)을 적용하였으며, Lago(1970)는 착신국가별 이분산성(heteroskedasticity)을 고려하기 위해 일반화 최소자승추정법(generalized least squares method)을 사용하였다.

또한 Defris, Layton, and Zehnwrith(1986)는 cross spectral technique을 사용하여 호주의 경기선행지수와 호주발신 국제통화의 인과관계를 분석하였다. Acton and Vogelsang(1992)은 국제통화수요에 있어 외부성 효과를 고려하기 위해 미국과 17개 서부유럽국가 간의 국제 착신통화와 국제 발신통화에 대한 수요함수를 동시에 추정하였다. Hackl and Westlund(1996)는 칼만필터링기법을 사용하여 스웨덴과 독일, 영국, 미국 간의 국제통화수요에 대한 시변 가격탄력성(time-varying price elasticity)을 추정하고 있다.

우리나라에서도 통신서비스 수요함수에 대한 연구는 1980년대부터 꾸준히 진행되어 왔다.²⁾ 그러나 대부분 시계열자료에 기초하여 이루어진 이들 연구는 많은 문제점을 노출하여 왔다. 예를 들어, 경제이론과는 달리 기존 연구들은 소득변수의 계수 추정치가 경제이론을 충족하지 못하거나, 소득변수를 제외하고 수요함수를 추정하는 경우가 많았다. 시계열자료의 한계를 극복하는 가장 좋은 방법의 하나는 시

1) 통신수요에 대한 문헌서베이들 위해서는 Taylor(1980, 1994)와 *Information Economics and Policy*(1988)의 통신수요에 대한 특집호를 참조.

2) 우리나라 통신서비스 수요함수에 대한 문헌서베이를 위해서는 성낙일(1999)을 참조.

계열자료와 횡단면자료를 결합한 패널자료(panel data)를 구축하는 것이다. 국제통화는 국가별로 공식 통계자료가 공표되고 있어 통화수요의 탄력성을 추정하는 데 있어 좋은 조건을 가지고 있다. 이 논문은 1983~1997년 기간중 국제통화건수 자료를 계속 입수할 수 있는 국가 중에서 18개국의 자료를 추출하여 국제통화 수요함수를 추정한다.

앞서 설명하였듯이 이 논문은 국제통화 수요함수의 추정결과를 활용하여 국제전화시장의 경쟁도입 효과를 분석한다. 우리나라에서는 통신시장 경쟁도입에 대한 정부의 정책방향에 따라 1991년 12월부터 신규사업자가 국제전화서비스를 제공하기 시작하였다. 현재 국제전화시장에는 한국통신, 데이콤, 온세통신 등 기간통신사업자들뿐만 아니라 재판매업자나 인터넷폰사업자까지 진출하여 거의 완전경쟁에 가까운 시장구조를 형성하고 있다.

그러나 우리나라 국제전화시장은 1991년부터 1997년까지 한국통신과 데이콤의 독점체제였고, 정부가 한국통신과 데이콤의 요금을 인위적으로 통제하고 있어 활발한 가격경쟁이 진행되지 못하였다. 다시 말해 국제전화시장의 경쟁도입에도 불구하고 가격경쟁을 통한 수요유발 효과는 제한적이었다고 할 수 있다. 이 논문은 이러한 가정을 실증분석을 통해 확인하고자 한다.

미국, 영국 등 선진국에서는 1980년대 초반부터 통신시장에 경쟁이 도입되기 시작하였으며, 통신시장구조의 변화가 시장성장에 미친 효과에 대한 다양한 연구가 현재도 전개되고 있다. 통신수요 측면에서 경쟁도입 효과를 연구한 대표적 논문으로는 Taylor and Taylor(1993)가 있으며, Ku and Kim(1997)은 이들과 유사한 방법을 사용하여 우리나라 국제전화시장의 경쟁도입 효과를 분석하고 있다. Ku and Kim(1997)은 분기별 시계열자료를 사용하고 있다는 점에서 기존 연구의 한계를 완전히 극복하고 있지는 못하다. 이 논문은 우리나라와 주요 국가 간 국제통화에 대한 패널자료를 구축하여 통화수요함수를 추정하고 있다는 점에서 기존 연구와 차별적이다.

이 논문은 아래의 순서로 전개된다. 먼저 II절에서 우리나라 국제전화시장의 경쟁상황을 설명함으로써 경쟁도입 효과에 대한 가정을 설정한다. III절에서는 분석모형과 추정방법을 제시하며, IV절에서는 분석자료를 설명한다. V절에서는 이들 분석방법과 자료를 사용하여 국제통화 수요함수를 추정한 결과를 제시한다. 마지막 장에서는 이 논문의 주요 결과를 요약하고 정책함의를 간략히 제시한다.

II. 우리나라 국제전화시장의 규제완화 과정

우리나라 통신시장에 대한 규제완화는 1980년대에도 일부 진행되었으나 1990년 정부의 1차 통신사업 구조조정 발표에 따라 국제전화시장에 대한 신규사업자의 진입이 허용되면서 본격화되기 시작하였다.³⁾ 이 1차 구조조정 조치에 따라 데이콤이 제 2 국제전화사업자로 지정되어 1991년 12월부터 국제전화서비스를 제공하기 시작하였다. <표 1>에서 볼 수 있듯이 데이콤은 시장진입 1년 만에 국제전화시장의 약 20%를 점유하는 놀라운 성과를 과시하였다. 이후 데이콤의 매출액 기준 시장점유율은 1993년에는 31.4%, 1994년에는 33.0%까지 증가하였다가 1994년을 정점으로 점차 하향 안정화되는 추세를 보이고 있다. 발신통화량 기준을 적용하더라도 데이콤은 시장점유율이 1992년에 20.5%로 급상승한 후, 1993년부터 24~26% 수준의 시장점유율을 계속 유지하여 왔다.

〈표 1〉 국제전화사업자의 시장점유율 변화추세

(단위: %)

		1992	1993	1994	1995	1996	1997
매출액 기준	한국통신	79.3	68.6	67.0	67.8	74.0	77.4
	데 이 콤	20.7	31.4	33.0	32.2	26.0	21.7
	온세통신	-	-	-	-	-	0.9
발신통화량 기준	한국통신	79.5	73.3	74.2	75.7	74.8	74.3
	데 이 콤	20.5	26.7	25.8	24.3	25.2	25.7
	온세통신	-	-	-	-	-	1.8

주: 온세통신의 시장점유율은 1997년 10~12월의 매출액을 대상으로 계산하였다.

자료: 김형찬 외(1998).

3) 우리나라 정부는 1990년대 세 차례에 걸친 구조조정조치를 통해 우리나라 통신시장을 획기적으로 개편하였다. 1990년 7월에 발표된 1차 통신산업 구조조정에 따라 통신사업자는 일반, 특정, 부가사업자로 구분되었으며, 국제전화시장에 대한 데이콤의 진입이 허용되었다. 1994년 7월 2차 구조조정에 따라 시외전화시장에 대한 경쟁도입이 결정되었고, 1995년 7월 3차 구조조정에서 시내전화시장에 대한 경쟁도입이 최종적으로 확정되었다. 이러한 세 차례 구조조정은 '선 대내개방, 후 대외개방'이라는 원칙하에 불과 4~5년에 걸쳐 급격히 진행되었으며, 이 과정에서 우리나라 통신산업은 과거의 독점적 시장구조에서 경쟁적 시장구조로 급속히 개편되었다.

〈표 2〉 한국통신과 데이콤의 국제통화요금의 격차

시 점	1991년 12월	1993년 2월	1995년 1월
요금격차	5%	3%	1%

자료: 김형찬 외(1998).

신규사업자가 국제전화시장의 시장점유율을 20%까지 높이는 데 미국과 영국에서는 약 10년, 일본에서는 약 4~5년이 소요된 점을 감안하면 우리나라 국제전화시장의 경쟁진행 속도는 매우 빨랐다고 할 수 있다. 그러나 이러한 외형적인 경쟁상황에도 불구하고 우리나라 국제전화시장의 경쟁도입 효과는 상당히 제한적이었다. 특히 복수사업자가 존재하면서도 사실상 가격경쟁이 이루어지지 않았다. 선진국에서는 경쟁도입과 함께 통신사업자들이 다양한 선택요금제도(optional calling plan)를 도입하거나, 특별할인 등 각종 마케팅전략을 개발하여 잠재수요를 촉발하였다.⁴⁾ 우리나라에서는 경쟁도입 이후 상당 기간 선택요금제도나 특별할인 등 경쟁시장에서 볼 수 있는 마케팅활동이 가시화되지 못했다.

우리나라 국제전화시장에서 활발한 가격경쟁이 발생하지 못한 것은 본질적으로 정부가 한국통신과 데이콤의 요금을 규제한 데서 비롯되었다. 경쟁도입에도 불구하고 기간통신사업자의 전화요금은 계속 정부의 인가사항이었으며, 정부는 최근까지 한국통신과 데이콤의 요금격차를 일정수준에서 유지하는 정책을 채택해 왔다. 〈표 2〉에서 볼 수 있듯이 데이콤의 신규진입 시점에 한국통신과 데이콤의 요금격차는 5% 수준으로 설정되었으며, 이후 1993년 2월에 3%, 1995년 1월 이후 1%로 축소되었다. 이러한 요금격차의 변화가 바로 〈표 1〉의 시장점유율의 변동추세를 설명하고 있다. 정부는 신규사업자에게 유리한 경쟁여건을 조성해 주는 인위적 요금격차 유지정책이 경쟁사업자의 보호를 통한 경쟁의 보호라는 정책목표를 달성하기 위한 유효한 정책수단이라고 간주하여 왔다. 이렇게 가격경쟁이 제한된 상황에서 단순히 경쟁도입만으로 전화수요 증가가 촉발될 수 없었다는 점은 자명하다고 하겠다.

4) 예를 들어 미국에서는 장거리전화시장에 경쟁이 본격화하면서 모든 중요 통신사업자의 매출액이 매년 상승하였다. 치열한 시장경쟁은 경쟁사업자들이 독점구조에서는 전혀 관심을 가지지 않았던 잠재고객을 탐색하여 신규 가입자로 확보할 뿐 아니라, 다양한 신규서비스와 선택요금제도를 제공함으로써 기존 가입자의 수요도 유발하지 않으면 안되게 만들었다. 이 과정에서 시장경쟁은 전체 시장규모를 확대하는 데 기여하였다.

1997년 이후 우리나라 국제전화시장에는 세 가지 중요한 변화가 발생하였다. 먼저 1997년에는 제 3의 국제전화사업자인 온세통신이 진입하면서 5년간 유지되어온 국제전화시장의 독점체제가 붕괴되었다. 온세통신의 시장진입은 국제전화사업자간의 가격경쟁을 촉발하였으며, 온세통신은 한국통신과 데이콤의 시장을 상당부분 잠식하면서 기존 사업자의 시장지배력을 급속히 약화시켰다. 두번째로 1997년 6월 통신요금 규제제도가 개편되어 국제통화요금이 정부의 인가대상에서 신고대상으로 전환되었다. 이에 따라 한국통신 등 국제전화사업자는 경쟁적으로 선택요금제도를 도입하기 시작하였으며, 최근에는 선택요금제도를 통한 가격경쟁이 일반화되고 있다.⁵⁾

마지막으로, 정부의 허용방침에 따라 1998년 중반 이후 인터넷전화와 음성재판매를 통한 별정통신사업이 활성화되기 시작하였다. 별정통신사업자들은 기존의 국제정산체제를 우회하는 등 여러 가지 원가절감 요인을 갖고 있어 기간통신사업자보다 훨씬 싼 요금으로 국제전화서비스를 제공할 수 있다는 이점을 가지고 있다.⁶⁾ <표 3>은 1998년 이후 국제 통신사업자들의 국제전화 발신통화시간과 시장점유율을 보

〈표 3〉 국제 통신사업자의 국제전화 발신통화시간 및 시장점유율

(단위: 천 분)

구 분	1998년				1999년	
	1/4분기	2/4분기	3/4분기	4/4분기	1/4분기	2/4분기
한국통신	154,467 (55.4%)	148,612 (53.8%)	184,456 (57.6%)	146,896 (50.7%)	140,124 (49.0%)	85,177 (44.8%)
데 이 콤	101,060 (36.2%)	96,618 (35.0%)	88,709 (27.7%)	86,171 (29.7%)	79,378 (27.7%)	53,139 (27.9%)
온세통신	23,145 (8.3%)	26,031 (9.4%)	28,659 (8.9%)	26,060 (9.0%)	29,374 (10.2%)	22,102 (11.6%)
별정통신 사 업 자	237 (0.1%)	4,981 (2.0%)	18,489 (5.8%)	30,795 (10.6%)	38,091 (13.3%)	29,775 (15.7%)
합 계	278,909	276,242	320,313	289,922	286,967	190,193

주: () 안은 시장점유율이고, 별정통신사업자의 발신통화량은 SK텔링크 등 9개 주요 사업자만을 합산한 수치이며, 1999년 2/4분기 자료는 4, 5월 자료만을 포함하고 있다.

자료: 정보통신정책연구원(1999)을 재편집.

5) 우리나라 국제전화시장의 선택요금제도는 1997년말부터 1998년초에 집중적으로 도입되기 시작하였다. 특히 이들 선택요금제도는 모두 가입비나 월정액이 없는 파격적 형태로서 미국 등 선진국에서 경쟁이 상당히 심숙된 후에 나타나는 선택요금제도의 유형이었다.

6) 국제정산체제의 변화에 대해서는 이내찬·이석준·김상택(1998)을 참조.

여주고 있다. <표 3>에 따르면 별정통신사업자들의 시장점유율은 1998년 3/4분기부터 증가하기 시작하여 같은 해 4/4분기에는 온세통신을 능가하였다. 1999년 2/4분기 기준 별정통신사업자들의 시장점유율은 15.7%에 달하고 있으며, 이와 함께 한국통신과 데이콤의 시장점유율은 급속히 감소하였다. 이제 국제전화시장은 기간통신사업자간의 가격경쟁뿐 아니라 기간통신사업자와 별정통신사업자 간의 가격경쟁에 의해 급속히 경쟁적 시장구조로 변모하고 있다.

Ⅲ. 분석 모형

경제이론의 수요모형에 의하면 국제통화수요에 영향을 미치는 가장 중요한 변수는 국제통화요금, 다른 재화의 가격 및 소득수준이라고 할 수 있다. 이외에도 교역 규모, 해외직접투자, 해외여행자 지출규모, 인구, 전화가입자수, 서비스품질, 국가별 시차, 언어의 유사성 등 수많은 변수가 국제통화수요에 영향을 미칠 수 있다. 예를 들어, Lago (1970)와 Yatrakis (1972)는 국제통화요금, 타 상품요금, 소득변수 등 기본변수뿐 아니라 경제구조, 인구통계학적 특성, 지리적 위치 등 다양한 변수들이 국제통화수요에 미치는 영향을 분석하였다. 따라서 국제통화 수요함수의 추정에 있어서 가능하다면 이들 설명변수를 모두 고려하여 분석하는 것이 바람직할 것이다.

또 하나 국제통화 수요모형에서 중요한 변수는 통화외부성(call externality)이다. 국제통화는 국내통화와는 달리 착신요금과 발신요금이 국가별로 다를 뿐 아니라, 착신국과 발신국의 소득격차에 따른 국제 착발신통화의 불균형도 심하다. 즉 착신통화량이 발신통화량에 영향을 미칠 수 있고, 반대의 경우도 성립한다. 이러한 이유에서 Acton and Vogelsang (1992)은 국제통화 수요함수를 착신과 발신으로 구분하고, 발신요금과 착신요금 모두를 착신 및 발신 국제통화 수요함수의 설명변수로 포함시키고 있다.

그러나 우리나라는 자료의 제약이 많아 상기 연구에서 사용된 설명변수를 모두 고려하여 분석하는 것은 매우 어려운 실정이다.⁷⁾ 본 연구에서는 국제통화요금, 다

7) 예를 들어 본 연구의 일부 분석기간에 대해서는 국가별 발신통화건수뿐 아니라 착신통화건수도 수집할 수 있다. 그러나 착신통화에 대한 상대국의 국제통화요금을 입수하기가 어려워 본 논문에서는 통화외부성 효과를 고려할 수 없었다.

른 재화의 가격, 소득수준, 교역량 등 우리나라에서 실제 수집할 수 있는 자료를 사용하여 국제통화 수요함수를 분석한다. 이상의 논의를 바탕으로 설정한 본 연구의 추정모형은 아래와 같다.

$$\ln Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln \left(\frac{P_{it}}{CPI_t} \right) + \beta_2 \ln \left(\frac{Y_t}{CPI_t} \right) + \beta_3 \ln \left(\frac{TR_{it}}{CPI_t} \right) + \beta_4 \ln MS_{it} + \varepsilon_{it}$$

위 식에서 Q_{it} 는 t 년에 우리나라에서 국가 i 로 발신된 총통화량, P_{it} 와 TR_{it} 는 각각 우리나라와 국가 i 간의 t 년도 국제통화료 및 교역액, Y_t 는 우리나라의 t 년도 소득수준, MS_{it} 는 우리나라와 국가 i 간의 t 년도 국제발신 통화량에서 한국통신이 차지하는 비중, 즉 한국통신의 시장점유율을 의미한다. CPI_t 는 우리나라의 t 년도 소비자물가지수로서 국제통화를 제외한 모든 재화의 가격을 대표한다. 즉 통화요금, 교역액, 소득은 소비자물가지수를 사용하여 실질가격으로 변환되었다.

한국통신의 시장점유율(MS)은 각 국제통화 구간에 있어서 경쟁정도를 측정하는 지표이다. 경제이론이 예측하는 바와 같이 우리나라 국제전화시장에서 경쟁효과가 성공적으로 발휘되었다면, 한국통신 시장점유율의 하락 혹은 국제전화시장의 경쟁 촉진은 우리나라 국제통화수요의 증가를 초래할 것이다. 또한 이 논문은 시장점유율이 경쟁정도의 측정지표로서 많은 문제점을 가지고 있다는 점을 감안하여 우리나라 국제전화시장의 경쟁도입 시점(1991년)에 대한 더미변수를 추가적인 경쟁변수로 사용한다. 보다 구체적으로, 이 논문의 경쟁도입 시점 더미변수($COMP$)는 1991년 이전을 0으로, 1991년 이후를 1로 설정하고 있다. 이 논문의 분석기간은 1983~1997년이며, 앞서 설명하였듯이 분석기간의 후반기에 신규사업자가 진입하였지만 가격경쟁이 활성화되지 못한 기간이다. 따라서 경쟁도입에 따른 수요유발 효과가 제한적이었다는 것($\beta_4 = 0$)이 이 논문의 기본가설이라고 하겠다.

위 분석모형을 추정하기 위해서 이 논문에서는 횡단면자료와 시계열자료를 결합한 패널자료를 활용한다. 패널자료의 가장 큰 장점은 개별 횡단면자료의 특성과 연도별 자료의 특성을 모두 고려하고 또한 각각의 효과를 분리하여 추정할 수 있다는 점이다. 패널분석에서는 흔히 고정효과모형(fixed effect model)과 확률효과모형(random effect model)이 사용되고 있다. 이 논문은 두 모형을 모두 사용하여 수요함수를 추정하였으며, Hausman 검정을 통해 두 모형 중 어떤 모형이 적합한지 분석하였다. 고정효과모형과 확률효과모형은 널리 알려져 있으므로 이 절에서는 이

논문과 관련된 부분만 간략히 설명하기로 한다.

위 분석모형에서 오차항 ε_{it} 는 개별 횡단면자료에 따라 변화하는 a_i 와 개별 횡단면자료 및 연도별 시계열자료에 따라 변화하는 u_{it} 로 나눌 수 있다. 먼저 지역별 특성이나 개인별 특성과 같은 그룹효과(group effects)가 설명변수들과 상관관계를 가지고 있을 경우에는 고정효과모형을 사용해야 한다. 고정효과모형에서는 회귀식에 그룹 더미변수를 포함시켜 그룹효과를 설명변수의 하나로서 추정하며, 추정방법은 통상 최소자승추정법을 적용한다.

반면에 그룹효과가 고정되어 있지 않고 확률적으로 변화하는 경우에는 확률효과모형을 사용해야 한다. 다시 말해, 확률효과모형은 추정식에 포함되어 있는 설명변수들과 그룹효과가 서로 상관관계가 없다고 가정한다. 확률효과모형을 추정하기 위해서는 이분산을 가지는 오차항을 감안하여 일반화 최소자승추정법을 적용한다.

위 분석모형의 오차항은 연도별 시계열자료의 특성에 의해 자기상관(autocorrelation)을 가질 수 있다. 오차항의 자기상관을 고려하기 위해서, 이 논문의 추정은 두 단계를 거쳐 이루어진다. 먼저 통상 최소자승추정법을 사용하여 최소자승잔차를 구한 후, 이 잔차를 사용하여 오차항의 1차 자기상관계수에 대한 일치추정치(consistent estimate)를 구한다. 다음 단계에서 Cochrane-Orcutt 방법을 사용하여 종속변수와 설명변수들을 변형하며, 이 변형된 자료에 통상 최소자승추정법 혹은 일반화 최소자승추정법을 적용하여 각각 고정효과모형과 확률효과모형을 추정한다.

IV. 분석 자료

이 논문은 1983~1997년 기간중 국제통화량 자료를 계속 입수할 수 있는 국가 중에서 18개국의 패널자료를 추출하여 위 분석모형을 추정한다. 따라서 관측치의 숫자는 $15 \times 18 = 270$ 개이다. 한국통신과 정보통신부는 현재 국제통화전수만을 공식적으로 발표하고 있기 때문에 이 논문에서는 국제통화전수를 국제통화수요의 측정단위로 사용하였다. 국제통화전수에 대한 자료는 한국통신의 『전기통신통계연보』와 정보통신부의 『정보통신통계연보』에서 추출하였다. 1983년은 우리나라에서 국제자동통화가 시작된 해이며, 1983년 기준 국제발신통화에서 국제자동통화가 차지하는 비중은 약 10%이었다. 이후 국제자동통화 비율은 꾸준히 상승하여 1990년에

는 약 96%에 달하였으며, 1990년대에는 거의 대부분의 국제통화가 국제자동통화에 의해 이루어졌다. 이 논문에서도 1990년대 국제통화건수는 국제자동통화건수로 측정하였다.

우리나라 국제통화요금은 한국통신과 데이콤의 국제통화료를 시장점유율로 가중 평균하여 산정하였다. 한국통신의 국제통화료는 성낙일·정인호(1996)의 방법을 적용하여 국가별로 계산하였다. 우리나라에서는 1983년부터 국제자동통화가 개시되었으나 그 이후 상당기간 동안 국제수동통화가 지배적 통신수단이었기 때문에 국제수동 통화료와 국제자동 통화료를 가중평균하여 1분당 국제통화료를 산정하였다.⁸⁾ 데이콤의 국가별 국제통화료 자료를 입수할 수 없어, 한국통신과 데이콤의 요금격차가 모든 국가별로 동일하다고 가정하고 데이콤의 국가별 국제통화료를 계산하였다.

소득수준은 국민총생산을 사용하였으며, 국민총생산, 교역액, 소비자물가지수 등 거시변수들은 각종 정부발표 통계집에서 추출하였다. 또한 1991~1993년 기간에 대해서는 우리나라 전체와 한국통신의 국제통화건수가 보고되고 있어서, 이들 자료를 활용하여 한국통신의 시장점유율을 산정하였으며, 1994년 이후에 대해서는 한국통신의 내부자료를 사용하여 한국통신의 시장점유율을 추정하였다.

〈표 4〉는 1983년과 1997년의 국가별 통화건수 및 국제통화요금과 1997년의 교역액을 보여주고 있다. 〈표 4〉에 의하면 우리나라의 국제발신 통화건수가 몇몇 국가에 편중되어 있음을 알 수 있다. 1997년 현재 일본과 미국으로 발신된 국제통화건수는 18개국 통화건수 합계의 60%를 차지하며, 상위 5개국은 18개국 통화건수 합계의 73%를 점유하고 있다. 1997년 현재 우리나라와 일본 및 미국 간의 교역액이 18개국 합계의 50%를 차지하고 있어, 국제발신통화는 교역액보다 더 특정국가에 집중되어 있다고 할 수 있다. 1983년과 1997년의 국가별 국제통화건수와 국제통화요금을 비교하면, 국제통화건수는 15년에 걸쳐 수십 배 이상 증가하였으며, 1분당 국제통화요금은 국가별로 약 40~60%까지 인하되었다. 이와 같은 국제통화요금의 대폭적인 인하추세가 국제무역 교역량의 급증과 함께 국제통화수요를 증가시킨 요인이 되었음을 알 수 있다.

8) 본 논문은 성낙일·정인호(1996)와 같이 국제자동통화는 3분간 통화요금을, 국제수동통화는 6분간 통화요금을 계산한 뒤 이를 다시 1분간 요금으로 환산하였다. 국제통화의 과금방법이 계속 변화하여 왔기 때문에 이러한 품질규격의 설정이 필요하다.

〈표 4〉 국가별 통화건수 및 국제통화요금

국 가	발신 통화건수		1분당 국제통화요금(원)		교역액 (1997년, 백만 달러)
	1983년	1997년	1983년	1997년	
대 만	104,750	3,372,114	1,629	931	7,020
독 일	95,871	3,984,114	2,406	1,433	10,568
말레이시아	20,115	1,467,816	1,785	931	7,632
미 국	1,783,781	36,146,136	2,165	964	51,607
스위스	17,530	651,702	2,793	1,443	4,400
스페인	9,374	413,604	2,793	1,443	1,463
싱가포르	68,813	3,501,270	2,317	931	8,190
영 국	54,420	3,777,864	2,068	1,208	7,340
이탈리아	33,783	1,488,456	2,793	1,443	3,616
인 도	1,002	1,410,096	2,793	1,630	2,086
인도네시아	19,375	3,809,214	2,483	931	7,640
일 본	1,727,455	36,890,418	1,660	803	42,607
캐나다	53,238	4,279,404	2,165	1,231	4,113
태 국	13,677	2,454,888	2,108	931	3,523
프랑스	38,272	2,038,026	2,793	1,443	3,123
필리핀	24,950	4,365,714	1,772	931	3,305
호 주	40,165	4,004,934	2,645	1,231	8,102
홍 콩	181,428	7,359,132	1,511	931	12,576

주: 인도의 1983년 통화건수는 1985년 수치이다.

V. 분석 결과

1. 분석결과(1): 경쟁효과 미고려

〈표 5〉는 국제전화시장의 경쟁상황을 고려하지 않고 국제전화 수요함수를 추정 한 결과를 보여주고 있다. 〈표 5〉의 일반모형은 그룹효과가 없다고 가정하고 국제 통화 수요함수를 통상 최소자승법을 적용하여 추정한 결과이다. 고정효과모형과 확 률효과모형은 앞서 설명한 바와 같다. Durbin-Watson 검정통계량은 0.642로서 오 차항의 자기상관이 없다는 귀무가설을 기각한다. Breusch-Pagan 검정통계량도 66.89에 달하여 국제통화 수요함수의 추정에 있어서 그룹효과를 고려해야 함을 알

〈표 5〉 국제통화 수요함수의 추정결과 (1)

분석모형	일반모형	고정효과모형	확률효과모형
추정방법	OLS	OLS	GLS
상수항	6.412* (0.291)		11.440 (19.203)
$\ln \frac{P}{CPI}$	-0.949* (0.124)	-1.039* (0.109)	-1.039* (0.109)
$\ln \frac{Y}{CPI}$	0.484* (0.179)	1.076* (0.158)	1.076* (0.158)
$\ln \frac{TR}{CPI}$	0.839* (0.044)	0.191* (0.071)	0.191* (0.071)
adjusted R^2	0.748	0.853	0.751
검정통계량	① Durbin-Watson 검정통계량 = 0.642 ② Breusch-Pagan (LM) 검정통계량 = 66.89 ③ Hausman 검정통계량 = 0.00		

주: () 안의 숫자는 추정계수의 표준오차이며, *, **, ***는 추정계수가 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미한다.

수 있다. 또한, Hausman 검정에 따르면 고정효과모형보다 확률효과모형이 보다 적절한 분석모형이다.

〈표 5〉의 확률효과모형의 추정계수는 상수항을 제외하고 모두 통계적으로 유의하며 경제이론과 부합하는 부호를 가지고 있다. 특히 소득변수가 양의 부호를 가지며 통계적으로도 유의하다는 추정결과는 기존 연구의 한계를 극복하였다는 점에서 긍정적이라고 하겠다.⁹⁾ 국제통화수요의 가격 및 소득탄력성은 각각 1.039 및 1.076이며, 국제통화수요는 국제교역의 증가와 함께 늘어났다. 따라서 가격과 소득의 변화에 비탄력적인 것으로 알려진 국내통화와는 달리, 국제통화수요는 가격과 소득의 변화에 대해 탄력적일 가능성이 큰 것으로 보인다. 다른 분석모형을 적용하더라도 국제통화수요의 가격탄력성은 거의 변하지 않았다. 그러나 그룹효과를 고려하지 않은 일반모형에서는 다른 모형과 비교하여 소득의 계수 추정치가 대폭 감소

9) 이때까지 기존 연구는 주로 시계열자료를 사용하여 전화통화 수요함수를 추정하였으며, 이들 연구의 추정결과에 따르면 소득변수의 부호가 음수이거나 계수 추정치가 통계적으로 유의하지 않은 경우가 대부분이었다. 또한 지역간 통화건수에 대한 횡단면자료를 사용하여 시외통화 수요함수를 추정한 김용규·이명호·염용섭(1997)에서도 소득변수의 추정치는 -0.025로서 부호가 경제이론과 배치될 뿐 아니라 통계적으로도 유의하지 않았다.

하고 교역액의 계수 추정치는 대폭 증가하는 현상을 보였다.

Ku and Kim(1997)은 1987~1994년 기간의 분기별 시계열자료에 부분조정모형(partial adjustment model)을 적용하고 있는데, 이들의 연구가 제시한 국제통화의 단기(장기) 가격탄력성은 1.221(1.967)이다. Ku and Kim(1997)은 설명변수에서 교역액을 누락하고 있어, Ku and Kim(1997)의 분석모형에 교역액을 추가하면 가격탄력성 추정치가 다소 감소할 것으로 보인다. 또한, 성낙일(1999)에 의하면 기존 연구결과가 제시하는 우리나라 시외통화수요의 가격탄력성은 0.17~0.51에 걸쳐 있다. 따라서 이 논문이 제시하는 국제통화수요의 가격탄력성 추정치는 시외통화수요의 가격탄력성보다 상당히 크며, 이는 고급재인 국제통화가 국내통화보다 더 탄력적일 것이라는 일반의 통념과도 부합한다. 성낙일(1999)은 국제통화수요의 가격탄력성을 이 논문의 추정치보다 낮은 0.6~0.7 사이로 추정하고 있다.

2. 분석결과(2): 경쟁효과 고려

〈표 6〉은 〈표 5〉의 각 분석모형에 시장점유율을 도입하여 국제전화시장의 경쟁효과를 분석한 결과를 요약하고 있다. 각 분석모형은 앞서와 동일하다. 〈표 6〉의 각종 통계량은 이 분석모형의 추정에 있어서 오차항의 자기상관과 그룹효과를 고려해야 하며, 고정효과모형이 확률효과모형보다 더 적합함을 보이고 있다.

모든 모형에서 요금, 소득 및 교역액 변수는 앞서와 같이 모두 통계적으로 유의하며, 경제이론에 부합하는 부호를 가지고 있다. 확률효과모형의 교역액을 제외하면 경쟁효과를 고려하지 않은 경우와 비교하여 각 변수의 계수 추정치는 거의 변화가 없다. 그런데 분석모형의 선택과 관계없이 시장점유율의 계수 추정치는 항상 음의 부호를 가져 한국통신의 시장점유율의 감소와 함께 국제통화수요가 증가하였음을 알 수 있다. 그러나 시장점유율의 계수 추정치가 통계적으로 유의하지 못하여, 경쟁의 심화와 함께 국제통화수요가 증가하였다는 객관적 증거는 되지 못한다.

〈표 7〉은 시장점유율 대신 경쟁도입 시점인 1991년을 더미변수로 사용하여 추정한 결과이다. 〈표 7〉의 Durbin-Watson 검정통계량과 Breusch-Pagan 검정통계량은 오차항의 자기상관과 그룹효과를 고려해야 함을 제시하고 있다. 또한 앞서와 마찬가지로 Hausman 검정결과는 확률효과모형이 고정효과모형보다 더 적합함을 보이고 있다. 〈표 7〉의 계수 추정치는 〈표 6〉과 거의 유사하며, 경쟁도입 시점의 더

〈표 6〉 국제통화 수요함수의 추정결과 (2)

분석모형	일반모형	고정효과모형	확률효과모형
추정방법	OLS	OLS	GLS
상수항	6.853* (0.452)		9.971* (1.056)
$\ln \frac{P}{CPI}$	-0.905* (0.144)	-1.014* (0.138)	-1.006* (0.133)
$\ln \frac{Y}{CPI}$	0.557* (0.182)	1.175* (0.166)	0.908* (0.158)
$\ln \frac{TR}{CPI}$	0.864* (0.043)	0.185** (0.073)	0.450* (0.060)
$\ln(MS)$	-0.242 (0.249)	-0.193 (0.206)	-0.176 (0.203)
adjusted R^2	0.774	0.872	0.777
검정통계량	① Durbin-Watson 검정통계량 = 0.702 ② Breusch-Pagan (LM) 검정통계량 = 76.57 ③ Hausman 검정통계량 = 42.14		

주: () 안의 숫자는 추정계수의 표준오차이며, *, **, ***는 추정계수가 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미한다.

〈표 7〉 국제통화 수요함수의 추정결과 (3)

분석모형	일반모형	고정효과모형	확률효과모형
추정방법	OLS	OLS	GLS
상수항	6.430* (0.294)		9.713* (0.840)
$\ln \frac{P}{CPI}$	-0.967* (0.130)	-1.059* (0.117)	-1.051* (0.114)
$\ln \frac{Y}{CPI}$	0.496* (0.181)	1.081* (0.159)	0.840* (0.152)
$\ln \frac{TR}{CPI}$	0.840* (0.044)	0.192* (0.071)	0.436* (0.060)
COMP	-0.029 (0.067)	-0.022 (0.052)	-0.029 (0.052)
adjusted R^2	0.748	0.853	0.752
검정통계량	① Durbin-Watson 검정통계량 = 0.644 ② Breusch-Pagan (LM) 검정통계량 = 67.72 ③ Hausman 검정통계량 = -1.06		

주: () 안의 숫자는 추정계수의 표준오차이며, *, **, ***는 추정계수가 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미한다.

미변수는 분석모형에 관계없이 통계적으로 유의하지 못하다. 즉 경쟁도입을 계기로 국제통화수요가 유의하게 유발되었다는 증거를 확인할 수 없다.

결론적으로, 한국통신 시장점유율이나 경쟁도입 시점 더미변수는 모두 통계적으로 유의하지 못하여, 우리나라 국제전화시장에서 경쟁도입이 국제통화수요에 통계적으로 유의한 영향을 미쳤다고 보기 어렵다. 이는 Ku and Kim(1997)의 분석결과와도 일치한다. 우리나라에서 국제전화시장의 경쟁도입 효과는 여전히 실현되어야 할 과제로 남아 있다고 하겠다.

VI. 결 론

이 논문은 우리나라 국제통화에 대한 패널자료를 구축하여 국제통화 수요함수를 추정함으로써 국제통화의 가격탄력성 추정치를 제시하고 우리나라 국제전화시장의 경쟁도입 효과를 분석하고 있다. 아울러 이 논문은 패널자료의 특성을 고려하여 패널분석에서 널리 활용되고 있는 고정효과모형과 확률효과모형을 적용하여 국제통화 수요함수를 추정하고 있다. 이 논문의 추정결과에 따르면, 국제통화의 가격탄력성은 모형에 따라 0.9~1.1에 걸쳐 있다. 이 추정치는 시내통화나 시외통화의 가격탄력성 추정치보다 훨씬 커서, 국제통화가 국내통화보다 가격변화에 훨씬 민감할 것이라는 일반적 통념을 확인해 준다.

이 논문은 경제이론이 예측하는 바와는 달리 우리나라에서 국제전화시장의 경쟁도입에도 불구하고 시장경쟁이 국제통화수요를 증대시켰다는 증거를 확인하지 못하였다. 이는 1990년대에 걸쳐 우리나라의 국제전화시장에 대한 진입규제가 지속적으로 완화되었지만 정부가 엄격한 요금규제를 계속 유지하였기 때문인 것으로 보인다. 정부는 경쟁이 도입된 이후에도 상당 기간 한국통신과 데이콤의 요금격차를 인위적으로 유지하는 정책을 채택함으로써 한국통신과 데이콤의 가격경쟁을 원천적으로 억제하였다. 실제 국제전화요금에 대한 가격규제가 철폐된 1997년 이후 각종 선택요금제도가 경쟁적으로 도입된 사실에서도 엄격한 요금규제의 문제점을 확인할 수 있다. 진입규제가 완화된 신규사업자가 시장에 진입하더라도 가격경쟁을 활성화할 수 있는 요금규제의 완화가 수반되지 않고서는 경쟁성과는 제한적일 수밖에 없다. 이러한 결론은 다른 통신시장에 대해서도 똑같이 적용될 수 있을 것이다.

이 논문의 분석결과는 정부의 요금규제가 존속하였고 음성재판매나 인터넷폰과 같은 별정통신사업이 금지되었던 기간을 대상으로 도출되었다. 따라서 1997년 이후 활발히 전개되고 있는 경쟁상황에 대해서는 추가적인 분석이 요구된다. 현재로서는 IMF 금융위기를 고려할 적절한 수단이 없어 1997년 이후의 경쟁성과를 분석하기가 어렵지만, 충분한 자료가 축적되는 3~4년 후에는 가능할 것으로 보인다. 아울러 국제통화에서 외부성은 중요한 설명변수라고 판단되며 이에 대한 추가적인 연구도 필요하다.

■ 參考文獻

1. 김용규·이명호·염용섭, "지역간 시외전화 수요행태 분석," 『산업조직연구』, 제 5 집, 1997, pp. 147~159.
2. 김형찬·이명호·강병민·이내찬·공영일, 『통신사업 경쟁상황 평가 및 개선과제』, 정보통신정책연구원 연구보고서, 1998.
3. 성낙일, "우리나라 전화통화수요의 가격 및 소득탄력성 추정," 『정보통신정책연구』, 1999. 12월호, pp. 1~20.
4. 성낙일·정인호, 『한국통신의 통신요금지수 개발 및 추세분석』, 정보통신정책연구원 정보통신정책이슈, 제 8 권 제 7 호, 1996.
5. 이내찬·이석준·김상택, 『국제정산체제 개혁에 관한 전략적 대응 및 통신시장 대외개방』, 정보통신정책연구원 연구보고서, 1998.
6. 정보통신부, 『정보통신통계연보』, 각년도.
7. 정보통신정책연구원, 『기간통신서비스시장 경쟁상황 평가』, 1999.
8. 한국통신, 『전기통신통계연보』, 각년도.
9. Acton, J. P. and I. Vogelsang, "Telephone Demand over the Atlantic: Evidence from Country-Pair Data," *Journal of Industrial Economics*, Vol. 40, 1992, pp. 305~323.
10. Defris, L. V., A. P. Layton, and B. Zehnirith, "The Impact of Economic Cycles on the Demand for International Telecommunications in Australia," *Information Economics and Policy*, Vol. 2, 1986, pp. 105~117.
11. Hackl, P. and A. H. Westlund, "Demand for International Telecommunication Time-Varying Price Elasticity," *Journal of Econometrics*, Vol. 70, 1996, pp. 243~260.
12. *Information Economics and Policy*, Special Issue on Telecommunications Demand, Vol. 3, 1988.
13. Ku, H. M. and J. C. Kim, "An Interim Assessment of Competition in the Korean International Telephone Service Market," *Telecommunications Policy*, Vol. 21, 1997, pp. 265~274.

14. Lago, A. M., "Demand Forecasting Models of International Telecommunications and Their Policy Implications," *Journal of Industrial Economics*, Vol. 19, 1970, pp. 6~21.
15. Taylor, L. D., *Telecommunications Demand: A Survey and Critique*, Cambridge: Ballinger, 1980.
16. ———, *Telecommunications Demand in Theory and Practice*, Dordrecht: Kluwer Academic Press, 1994.
17. Taylor, W. E. and L. D. Taylor, "Post Divestiture Long-Distance Competition in the United States," *American Economic Review*, Vol. 83, 1993, pp. 185~189.
18. Yatrakis, P. G., "Determinants of the Demand for International Telecommunications," *Telecommunication Journal*, Vol. 39, 1972, pp. 732~746.