

## 통화시장체계의 대체성 검정

김태호<sup>1</sup>

<sup>1</sup>충북대학교 정보통계학과

접수 2010년 12월 27일, 수정 2011년 01월 19일, 게재확정 2011년 01월 20일

### 요약

PCS 3사의 동시 서비스가 제공되면서 유무선 통화 수요는 초기의 보완관계에서 대체관계로 전환되었고, 이후 유선 시외전화 시장은 이동전화에 의해 잠식되어 매출액이 매년 감소해 왔다. 본 연구에서는 통화시장의 변환기 동안 유선 시외전화 시장과 이동전화 시장 간 상호 역학관계를 분석하고, 이동전화의 확산이 과연 시외전화 매출 감소의 직접적인 요인이었나를 통계적으로 검정하였다. 검정결과는 이동전화 이용과 시외전화 매출 간 직접적 대체관계의 증거를 발견하기는 어려우며 일반적 인식과는 달리 초기의 보완관계가 상당기간 유지되었음을 입증해준다.

주요용어: 공동확률추세, 시외전화시장, 오차수정, 이동통신산업.

### 1. 서론

시외전화 시장은 1996년 1월 데이콤이 서비스를 개시하면서 한국통신과 복점 시장체계를 갖추기 시작했으며, 1997년 온세통신이 시장에 진입하면서 외형상으로는 과점체계를 갖출 계기가 마련되었다. 1997년 10월 PCS 3사가 동시에 서비스를 개시하면서 이동전화와 유선전화는 보완관계로 시작했으나 이동전화 가입자가 급증하면서 서로 대체관계로 발전하기 시작했다. 2000년 1월 5일부터 하나로통신과 새롬기술이 제휴, 무료 인터넷전화 다이얼패드 서비스를 시작하면서 시내, 시외, 국제전화가 인터넷전화로 가능하게 되었으며 소비자로서는 기존 통신서비스에 비해 크게 저렴한 가격으로 서비스를 제공받게 되었다. 무선 인터넷 이용의 활성화, 이메일 이용의 상승세, 여기에 이동전화 부가서비스의 종류가 늘어나면서 유선 시외전화 시장은 잠식되어 왔다. 또한 당시 정통부의 요구대로 휴대폰 통화료 인하가 시작되면서 유선 시외전화 서비스는 더욱 타격을 받게 되었다.

유선전화 가입자 수는 1991년부터 증가세가 둔화되기 시작하여 1996년 초부터 정체상태에 이르게 되었다. 반면 이동전화 가입자 수는 1998년 1,000만 가입자를 돌파하고, 14개월 만에 2,000만 가입자를 넘어섰으며, 1999년 9월에는 유선전화 가입자 수를 초과하게 되었다 (김창건과 이용훈, 1999). 국내 이동통신 시장의 추이를 보면 1984년 이동전화 서비스 도입, 1996년 신세기통신의 시장 진입, 1997년 PCS 3사의 신규 진입으로 요약된다. 이동전화는 이동성, 편리성, 다양한 요금상품, 짧은 과금단위, 다양한 서비스 등으로 인해 통화량이 증대하게 되고 경쟁관계인 유선전화의 통화량은 감소하게 되었다. 이동전화 가입자가 증가하면서 이동전화의 통화량이 늘어나고, 가입자들이 이동전화망을 이용해서 더 많은 사람들과 통화하게 되면서 네트워크의 가치를 증대시켜 다시 가입자의 증가를 유발하게 된다. 이동전화 통화량 중 이동전화 간 통화량이 차지하는 비중이 증가하고, 이는 이동전화만을 이용하는 사람들이 많아짐을 의미하면서 유무선 통화수요의 대체현상이 지속적으로 이루어지게 되었다.

<sup>1</sup> (306-736) 충북 청주시 흥덕구 성봉로 410, 충북대학교 정보통계학과, 교수.  
E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr

2000년을 전후해 시외전화 시장의 문제점을 보면 번호권 광역화로 인한 통화권, 요금권, 또 접속료 산정 등의 변화는 통신서비스 시장의 경쟁구도에 영향을 미치게 되었다. 또 무선사업자의 유선사업 진출에는 특별한 제한이 없으나 그 반대는 주파수 제약으로 거의 불가능한 상황이었어서 이동전화 사업의 급성장에 따라 상호 보완관계였던 유선전화와 이동전화가 강력한 경쟁관계로 변화하면서 유선전화 시장이 이동전화에 의해 잠식되었다. 유선전화 사업자 중 시내전화 사업자는 유선전화 발신-이동전화 착신 서비스를 확보해 수익창출이 가능한 반면 시외전화 사업자는 이동전화 사업자와의 결합서비스 시장에 참여할 수 없어 시장창출과 수지개선 기회를 확보하지 못했다.

이청림 등 (2001)은 시외전화 사업자의 사업기반 취약화를 방지하고 경쟁력 제고를 위해 유무선결합 서비스 시장에 세 사업자 간 경쟁도입이 필요하다는 연구결과를 낸 바 있다. 시외전화 사업은 경기의 영향, 신규 서비스 창출의 부재로 인해 시장이 포화되어 가고, 이동전화의 편리성을 극복할 가격경쟁력과 부대서비스의 결여로 어려운 현실에 처하게 되어 매출액이 매년 감소해 왔다. 시외전화 서비스 매출액은 이동전화의 본격적 도입과 PCS의 시장진입, 또 한국통신과 데이콤의 요금 인하로 인해 1996년 전년에 비해 11.9% 성장한 것을 마지막으로 1997년 -14.3%, 1998년 -15.6%, 1999년 -15.3% 등으로 급격하게 감소하였다 (한국정보통신진흥협회, 2000). 통화시장의 이러한 지각 변동에도 불구하고 그간 시장 변동체계의 양적 관계를 구체적으로 분석한 연구는 없었다. 본 연구에서는 시외전화 시장과 이동전화 시장 간 장단기적 역학관계를 분석하고 이동전화의 이용 증가가 일반적으로 인식되는 바와 같이 과연 시외전화 매출에 부정적 영향을 끼쳤는가를 통계적으로 규명해 보고자 한다.

## 2. 변수 선정과 모형화

Hackl과 Westlund (1995)는 전화통신 수요의 가격탄력도에 대한 연구에서 대수 전환 선형회귀모형을 사용하여 시간가변 회귀계수를 추정, 계수의 궤도를 구하였다. 원동유 등 (2001)은 국내 시외전화 시장에 대한 분석모형을 제안하고, 모의실험을 수행하여 시장 활성화 방안을 제시하였다. 이들의 연구는 회귀분석을 기반으로 이루어진데 반해 본 연구에서는 자체 시차변수와 필요한 다른 변수들을 모형 내에서 모두 설명변수로 사용한다. 벡터자기회귀모형은 사전적으로 특정 이론에 입각하지 않고 자의적인 제약을 배제하면서 복잡한 현실구조를 방정식체계로 표기가 가능하다.

경제가 발전함에 따라 경제활동인구가 증가하고 또 경제활성화 지역이 늘어나게 되면서 가족·친지 간 장거리 전화의 이용이 증대되고, 또 경기가 상승하면 개인 및 업무용 장거리 통화규모도 확대된다. 외환위기 당시부터 2000년대 전반기 시외통화 매출액은 오랜 정체상태를 보였으며 물가상승을 고려하면 실질 매출액은 오히려 감소세에 있다고 볼 수 있다. 이러한 현상은 전체 유선시장에도 그대로 반영되어 유선통신 매출액 역시 장기적 정체상태를 벗어나지 못했으며, 실질 매출액은 거의 증가하지 않았다고 할 수 있다. 반대로 이동전화 매출액은 다소간의 하락 또는 성장 둔화 현상을 보이면서도 장기적 상승세를 유지해 왔다. 이동전화 매출은 1998년 말에 와서야 유선통신 매출액과 서로 비슷해지면서 이후 격차를 벌리며 크게 앞지르게 되었다.

시외전화 시장의 변동체계를 설명하는 변수로는 시외전화 매출액 ( $X_1$ ), 시외전화 이용건수 ( $X_2$ ), 이동전화 이용건수 ( $X_3$ ), 그리고 경기변수 ( $X_4$ )가 선정된다. 전화통신 시장의 변화기로 PCS 도입 직후인 1998년 1월부터 7년 동안의 월간자료를 사용한다. 시계열자료가 정상성을 유지하지 못하는 경우 정상성을 회복하기 위한 변수들의 차분과정에서 각 시계열의 고유정보를 상실할 수 있으므로 단기적 동태 관계는 규명할 수 있으나 장기적 균형관계는 식별하지 못하는 한계가 있다. 따라서 비정상적 시계열 간에 공적분이 존재하면 수준치가 주는 장기적 정보도 모형 내에 도입함으로써 변수들 간 장단기 동적 구조를 동시에 파악하는 모형을 추정한다. 시외통화 매출액은 총매출액을 소비자물가지수로 나눈 실질 매출액이며, 요금 인하로 매출액 이외의 정확한 사용도를 나타내는 지표로 이용건수가 중요한 변수로 고려된

다. 대체적 성향의 변수로 이동전화 이용건수, 또 보완적 성향의 변수로 현 경기상황을 나타내는 경기동행지수 순환변동치가 선택되었다. 표 2.1의 상관계수는 모두 p값이 0.00으로 통계적으로 유의하며, 변수 선정의 당위성을 설명해준다.

표 2.1 상관관계

	$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$
$X_1$	1.0000	0.9986	-0.8579	-0.8030
$X_2$		1.0000	-0.8369	-0.7876
$X_3$			1.0000	0.8834
$X_4$				1.0000

정상 시계열에 충격이 가해지면 그 효과는 오래 지속되지 않고 시간이 지나면서 차차 사라져 장기평균으로 접근한다. 비정상 시계열은 충격의 효과가 장기간 지속되고, 조건부 평균과 분산이 시간이 지나면서 변하게 된다. 개별 시계열에 대해 Phillips와 Perron (1988)의 검정법을 적용하며, 각 수준변수 ( $L$ )과 차분변수 ( $D$ )에 대한 검정결과는 표 2.2와 같다. 표 안의 값은 Phillips-Perron 통계량의 값이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 뜻한다. 검정은 상수와 추세가 없는 모형과 모두 포함되는 모형의 두 검정모형에 대해 실시한다.

표 2.2 전체 기간 자료 검정

	$L$		$D$	
	없음	포함	없음	포함
$X_1$	-1.56	-3.52**	-13.02***	-13.02***
$X_2$	-2.19**	-4.97***	-14.55***	-15.83***
$X_3$	2.04	-2.10	-8.09***	-8.52***
$X_4$	-0.17	-1.84	-4.47***	-4.33***

표 2.2의 검정결과에 의하면 수준변수의 경우와는 달리 차분변수에 대해서는 유의수준 1%에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되므로 모두  $I(1)$  변수로 간주할 수 있다.  $I(1)$  시계열들의 확률적 추세는 공적분 결합에 의해 제거되며, 공통확률추세의 존재는 개별적으로는 불안정한 움직임을 보여도 장기적으로는 같이 움직이고 있음을 의미한다 (Stock과 Watson, 1988). 변수들 간 장기적 관계의 분석을 위해 위수 검정 및 정규상관계수 (canonical correlation)를 사용하여 최우추정법을 적용하는 Johansen 다변량 공적분 검정을 실시한다. 수준 벡터자기회귀모형에서 AIC (Akaike Information Criteria)와 SBC (Schwarz Bayesian Criteria)에 의해 최소값을 주는 시차에서 1을 빼주어 공적분 검정의 적정 시차로 결정한다. 검정결과는 표 2.3에서 보듯이 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못해 공적분 위수가 0이 되며, 변수들 간 장기균형이 성립되지 않음을 추론할 수 있다.

표 2.3 공통확률추세 검정 (시차 : 1)

귀무가설	특성근	LR 통계량	1% 임계치
$H_0 : r = 0$	0.1564	27.8660	54.46
$H_0 : r \leq 1$	0.1253	15.6171	35.65
$H_0 : r \leq 2$	0.0796	5.9738	20.04
$H_0 : r \leq 3$	0.0000	0.0006	6.65

공적분 검정결과에 따라 차분 벡터자기회귀모형을 추정하면 표 2.4와 같으며, 괄호 안은 t-통계량이다. 변수들 간 관계는 전반적으로 단순하게 나타나는 바 경기동향은 시외전화 매출보다는 시외전화 이

용건수와 상호 연관성이 있으며, 시외 전화 매출의 감소는 10% 유의수준에서 이동전화 이용의 증가로 이어지는 것으로 추정된다.

표 2.4 모형 추정결과

변수	종속변수			
	$\Delta X_1$	$\Delta X_2$	$\Delta X_3$	$\Delta X_4$
$\Delta X_{1t-1}$	0.4468*** (-2.5732)	-4.2132*** (-3.3097)	-0.8116* (-1.5724)	-0.0001 (-0.1755)
$\Delta X_{2t-1}$	0.0001 (0.5852)	-0.0848 (-0.5552)	0.1258 (0.2032)	0.0000 (-0.9841)
독립변수 $\Delta X_{3t-1}$	-0.0000 (-0.712)	0.0305 (1.0440)	0.0500 (0.4219)	-0.0000 (-0.8668)
$\Delta X_{4t-1}$	0.4345 (0.2315)	1.7837* (1.2962)	0.4149 (0.7436)	0.6733*** (8.9697)
상수항	-0.8234 (-0.6039)	-1.8463** (-1.8469)	0.6109* (1.5071)	0.0271 (0.4968)

인터넷의 대중화와 이메일 이용의 증가로 문서, 파일 등 전화와 팩스를 대체하게 되고, 인터넷 전화 서비스의 제공으로 시내요금 수준으로 시외 및 국제전화 등 장거리 통화가 가능해지면서 시외전화 이용이 감소하게 되었다. 특히 국내 시외전화 시장은 2000년대 들어와 이동전화 사업자를 포함한 경쟁사업자들 간 시장경쟁이 심화되었으며, 새로운 환경에서 시외전화 상품전략과 중계사업자의 요금전략이 필요하게 되었다. 통신 선진국의 시장변화 추세를 고려할 때 국내 시외전화 시장도 근원적 변화가 진행되면서 시외전화 변동체계에 구조변화의 발생 가능성이 존재한다.

기존의 공적분 검정은 공적분 벡터의 시간 불변성을 가정하므로 변수들 간 장기적 관계에 구조적 변화가 발생한다면 검정력이 약해지고 결과는 신뢰할 수 없게 된다. 구조변화의 발생 여부와 시점 등에 대한 정보가 없으므로 이의 식별을 위해 전환점 탐색절차를 적용해 보기로 한다. Brown 등 (1975), James 등 (1987), Buckley (1991), Bai (1994) 등이 근거를 제공해준다. 회귀계수의 급격한 변화에 따른 전환 시점을 탐색하기 위해 본 연구에서는 회귀모형 대신 오차수정모형을 사용한다. 모형의 반복잔차를 구하면 그림 2.1과 같으며, 반복잔차가 신뢰구간을 가장 크게 벗어나기 시작하는 2001년 1월을 구조변화 발생 시점으로 잡는다. 이러한 CUSUM류 구조변화 검정에 대해서는 Cho와 Ahn (2001), 또 Song 등 (2007)의 연구를 참고할 수 있다. 또다른 관점에서 구조변화점의 검색에 대한 연구로는 Oh (2004), Park 등 (2005), Choi 등 (2006)을 참고할 수 있다.

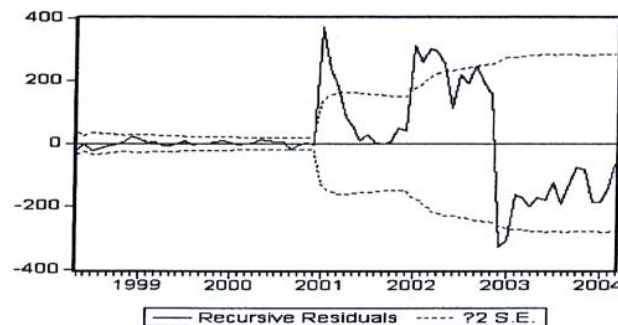


그림 2.1 반복잔차 검정

### 3. 기간별 변동성향

검정결과에 근거해 구조변화점 앞과 뒤 두 표본으로 분할하여 동적 모형체계 하에서 시외전화 시장 변동체계의 장기적 관계에 대해 분석해 보기로 한다. 각 표본의 자료에 대한 정상성 검정은 ADF 검정법 (A검정)과 Phillips-Perron (P검정)을 모두 사용하며, 전자의 경우 각 검정모형의 적정 시차 길이는 AIC와 SBC에 의해 최소값을 주는 시차로 결정한다. Ng과 Perron (1995)은 시차가 너무 짧으면 모형이 왜곡되고, 길면 검정력이 떨어지지만 전자의 문제가 더 심각함을 논하였다. 변화점 이전 자료에 대한 정상성 검정은 표 3.1 및 표 3.2와 같이 요약된다.

표 3.1 표본 1 자료 검정 : A 검정

	시차	L		D	
		없음	포함	없음	포함
X <sub>1</sub>	3	-1.91	-0.29	-3.33***	-4.76***
X <sub>2</sub>	3	-2.95	-2.46	-2.99***	-4.16***
X <sub>3</sub>	6	4.15	-0.89	-0.25	-2.82
X <sub>4</sub>	5	1.45	-1.01	-2.13**	-3.70***

표 3.2 표본 1 자료 검정 : P 검정

	L		D	
	없음	포함	없음	포함
X <sub>1</sub>	-1.34*	-2.34	-7.70***	-8.88***
X <sub>2</sub>	-1.92*	-4.51***	-6.14***	-6.40***
X <sub>3</sub>	2.83	-3.91*	-4.07***	-4.92***
X <sub>4</sub>	-0.02	-2.99	-3.02***	-2.63**

검정결과는 대체로 표 2.2의 결과와 유사한 것으로 나타난다. 이동전화 변수가 표 3.1에서는 1차 차분 후에도 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하지만 표 3.2에서는 1% 유의수준에서 기각하므로 모든 변수들을 I(1)으로 간주한다. 표 3.3 공적분 검정결과를 보면 앞서와는 달리 공적분 관계가 1개 이하 존재한다는 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되므로 공적분 위수는 2가 된다.

표 3.3 표본 1 공통확률추세 검정 (시차 : 5)

귀무가설	특성근	LR 통계량	1% 임계치
H <sub>0</sub> : r = 0	0.9774	244.1842***	70.05
H <sub>0</sub> : r ≤ 1	0.9675	126.3686***	48.45
H <sub>0</sub> : r ≤ 2	0.3795	20.40732	30.45
H <sub>0</sub> : r ≤ 3	0.1356	5.612683	16.26

구조변화 이전 기간에 대한 벡터오차수정모형의 추정결과는 표 3.4와 같으며, 각 오차수정모형은 표 3.3의 결과에서 보듯이 두 개씩의 오차수정항을 갖는다. 경기변동은 시외전화 이용을 증가시키지만 매출액에는 시차별로 증가와 하락의 영향을 번갈아 미치는 것으로 나타난다. 이동전화 이용은 경기변동에 의해 통계적으로 유의한 영향을 받지 않는 반면 시외전화 매출과는 양방향 인과관계가 존재하는 것으로 추정된다.

구조변화점 이후의 자료에 대한 정상성 검정은 표 3.5 및 표 3.6과 같다. 두 가지 검정이 거의 모든 수 준변수에서 단위근 귀무가설을 기각하지 못한다. 표 3.5에서는 차분 후에도 일부 변수는 여전히 귀무가설을 기각하지 못하거나 또는 통계적 유의성이 약하게 기각되는 것으로 나타난다. 표 3.6에서는 모든 차분변수들에 대해 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되므로 모두 변수들을 I(1)으로 간주한다.

표 3.4 표본 1 모형 추정결과

변수	종속변수			
	$\Delta X_1$	$\Delta X_2$	$\Delta X_3$	$\Delta X_4$
$\alpha_1$	-0.4168***	0.1177	-0.4433**	-0.1017
	(-3.4342)	(0.4575)	(-2.1524)	(-0.8474)
$\alpha_2$	0.0360***	-0.1495	0.4198**	0.0000
	(3.1190)	(-0.6109)	(2.1428)	(-0.8571)
$\Delta X_{1t-1}$	0.3181***	-0.2683	0.3278**	0.0192
	(-0.1361)	(-0.1361)	(2.0780)	(0.1406)
$\Delta X_{1t-2}$	3.6830***	-0.3331	2.8964**	0.1050
	(4.1296)	(-0.1762)	(1.9135)	(1.1905)
$\Delta X_{1t-3}$	0.1807***	-0.5473	0.2479**	0.0202
	(2.8261)	(-0.4041)	(2.2844)	(0.3189)
$\Delta X_{1t-4}$	1.7291***	-0.2496	0.1461*	0.0321
	(2.7621)	(-0.1880)	(1.3755)	(0.5193)
$\Delta X_{1t-5}$	0.6543***	0.1220	0.1767	0.0123
	(2.9743)	(0.2616)	(0.4734)	(0.5669)
$\Delta X_{2t-1}$	-0.0276***	0.4547	-0.3089**	-0.0000
	(-3.1388)	(0.2435)	(-2.0667)	(-0.1505)
$\Delta X_{2t-2}$	-0.0335***	0.5009	-2.7658**	-0.0001
	(-3.9496)	(0.2785)	(-1.9212)	(-1.2656)
$\Delta X_{2t-3}$	-0.0160***	0.6741	-2.3765**	-0.0000
	(-2.5570)	(0.5091)	(-2.2426)	(-0.3769)
$\Delta X_{2t-4}$	-0.0155***	0.3780	-0.1424	-0.0000
	(-2.5155)	(0.2902)	(-0.3656)	(-0.5664)
$\Delta X_{2t-5}$	-0.0054***	-0.3378	-0.1762	-0.0000
	(-2.5296)	(-0.0747)	(-0.4871)	(-0.7137)
$\Delta X_{3t-1}$	0.0015***	0.0238	0.9891*	0.0000
	(3.7193)	(0.0270)	(1.4015)	(0.5034)
$\Delta X_{3t-2}$	0.0014***	0.0546	1.5120***	0.0000
	(4.2839)	(0.0785)	(2.7159)	(1.0876)
$\Delta X_{3t-3}$	0.0019***	0.3792	1.6403***	0.0000
	(5.1945)	(0.4840)	(2.6159)	(0.1373)
$\Delta X_{3t-4}$	0.0023***	0.8611	0.3272	0.0000
	(4.3490)	(0.7822)	(0.3713)	(0.8376)
$\Delta X_{3t-5}$	0.0002	-0.0041	-0.1635	-0.0000
	(1.0335)	(-0.0094)	(-0.4685)	(-0.3796)
$\Delta X_{4t-1}$	1.0645**	-0.5984	0.3564	1.5633***
	(2.1742)	(-0.5763)	(0.4289)	(3.2295)
$\Delta X_{4t-2}$	-1.5155***	-0.9599	-0.3762	-0.6920*
	(-2.8853)	(-0.0862)	(-0.4220)	(-1.3326)
$\Delta X_{4t-3}$	0.3770**	0.8801**	0.2429	-0.6611***
	(1.6586)	(1.8258)	(0.0630)	(-2.9419)
$\Delta X_{4t-4}$	1.1176**	-0.3445	0.3214	1.2073***
	(2.2245)	(-0.3233)	(0.3769)	(2.4307)
$\Delta X_{4t-5}$	-1.2880***	-0.5723	-0.2512	-0.5500**
	(-3.8171)	(-0.7999)	(-0.4386)	(-1.6489)
상수항	0.4617***	0.9811	1.0504***	-0.1433
	(1.9789)	(0.1983)	(2.6530)	(-0.6214)

$I(1)$  변수들 간 공적분 검정은 표 3.7에서 보는 바와 같이 변수들 간에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각된다. 따라서 공적분 위수는 1이 되어 한 개의 오차수정이 존재함을 알 수 있다.

표 3.8은 구조변화 이후 모형의 추정결과를 요약한다. 시외전화 매출은 어느 변수로부터도 통계적으

표 3.5 표본 2 자료 검정 : A 검정

	시차	L		D	
		없음	포함	없음	포함
$X_1$	1	-0.53	-2.00	-5.45***	-5.32***
$X_2$	1	-1.14	-3.82*	-2.29**	-2.45
$X_3$	1	0.99	-1.55	-4.47***	-4.90***
$X_4$	4	0.05	-2.76	-2.34**	-2.13*

표 3.6 표본 2 자료 검정 : P 검정

	L		D	
	없음	포함	없음	포함
$X_1$	-0.54	-2.86	-9.58***	-9.37***
$X_2$	-0.78	-5.52***	-15.18***	-15.05***
$X_3$	1.30	-1.44	-5.89***	-6.26***
$X_4$	-0.43	-1.74	-3.89***	3.84***

표 3.7 표본 2 공통확률추세 검정 (시차 : 1)

귀무가설	특성근	LR 통계량	1% 임계치	5% 임계치
$H_0 : r = 0$	0.5476	68.9559**	70.05	62.99
$H_0 : r \leq 1$	0.4068	28.8132	48.45	42.44
$H_0 : r \leq 2$	0.1325	8.9664	30.45	25.32
$H_0 : r \leq 3$	0.0825	3.5646	16.26	12.25

로 유의한 영향을 받지 않는 것으로 나타난다. 이동전화는 경기가 상승할수록 사용이 증가하지만 다른 변수에는 영향을 미치지 않는 것으로 추정되면서 이동전화와 시외전화 변수들 간에는 상호 연관관계가 없는 것으로 나타났다.

표 3.8 표본 2 모형 추정결과

변수	종속변수			
	$\Delta X_1$	$\Delta X_2$	$\Delta X_3$	$\Delta X_4$
$\alpha_1$	0.0629 (0.8320)	0.7259** (1.8115)	0.4449** (2.0439)	-0.0004*** (-2.4422)
$\Delta X_{1t-1}$	-0.3148 (-1.1122)	-2.6971** (-1.7977)	1.8368 (0.2254)	-0.0013** (-1.7861)
$\Delta X_{2t-1}$	0.0002 (0.5862)	0.0185 (0.1128)	0.3332 (0.3745)	-0.0000* (-1.3676)
$\Delta X_{3t-1}$	-0.0000 (-0.0919)	0.0235 (-0.8137)	0.0319 (0.2036)	-0.000 (-0.8876)
$\Delta X_{4t-1}$	0.1581 (0.2634)	0.2552 (0.8025)	2.4216* (1.4018)	0.5527*** (3.7116)
상수항	-0.9526 (-0.0779)	-0.6697 (-0.040)	1.0185* (1.4109)	-0.0177 (-0.2848)

추가로 다른 변수들의 충격에 대해 두 기간 시외전화 매출이 보이는 장기적 반응을 비교해 보기로 한다. 그림 3.1에서 보듯이 표본 1의 경우 다른 변수들의 1 표준편차 충격에 대해 시외전화 매출은 별다른 반응을 보이지 않으며, 오래 후 경기 상승에 대해서는 미미한 감소세를 보이고 이동전화 이용의 증가에 대해서는 약간의 상승세를 보인다. 표본 2의 경우 경기 상승과 이동전화 이용의 증가에 대해 시외전화 매출은 각각 다소간의 증가세와 감소세가 장기적으로 유지되는 것으로 나타났다.

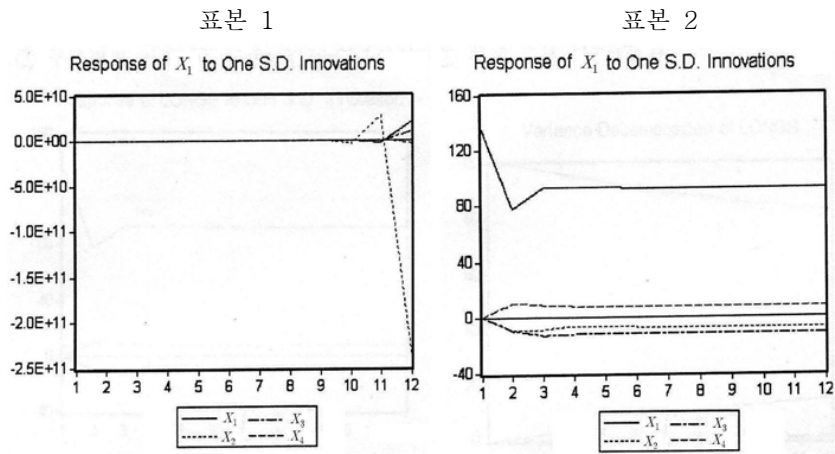


그림 3.1 장기반응 검정

두 표본을 비교하면 표본 1에서는 시외전화 매출과 이동전화 이용이 통계적으로 유의하게 동반이동하면서 서로 영향을 미치며, 시외전화 이용과 이동전화 이용은 서로 역의 관계에 있는 것으로 나타난다. 시외전화 매출과 이동전화 이용에 대한 오차수정모형을 보면 각 오차수정항이 통계적으로 유의하며, 특히 전자의 경우 단기적 이탈에서 세 기간 이내 장기균형으로 접근해 가는 것으로 추정되었다. 표본 2에서는 시외전화 변수와 이동전화 변수 간에 통계적으로 유의한 연관성이 존재하지 않는 것으로 추정된다.

#### 4. 결론

PCS 3사가 동시에 서비스를 개시하면서 유무선 통화 수요는 초기의 보완관계에서 대체관계로 발전하였고, 유선 시외전화 시장은 이동전화에 의해 지속적으로 잠식되어 왔다. 시외전화 사업자는 시장창출 및 수지개선 기회를 확보하지 못했고, 이동전화의 편리성을 극복할 가격경쟁력과 부대서비스의 결여로 매출액이 매년 감소하게 되었다. 본 연구에서는 통화 시장의 변환기 동안 유선 시외전화 시장과 이동전화 시장 간 장단기 역학관계를 분석하고 이동전화의 증가가 과연 시외전화 매출 감소의 직접적 요인이었나를 통계적으로 검정해 보았다. 검정결과는 일반적 인식과 달리 이 시기 이동전화 이용과 시외전화 매출 간에는 직접적인 대체관계의 증거를 발견하기는 어려우며, 초기에는 상당기간 서로 보완관계가 유지되었음을 입증해 준다.

#### 참고문헌

- 김창건, 이용훈 (1999). 이동전화 시장이 유선전화 해지에 미치는 영향. <통신시장>, 11월호.  
 원동유, 김태호, 조용환 (2001). 국내 시외전화 시장의 구조분석 모형. <한국통신학회논문지>, 26, 1264-1274.  
 이청림, 원동유, 김태호, 조용환 (2001). IP 환경에 적합한 시외전화 시장의 활성화 방안. <한국통신학회논문지>, 26, 157-166.  
 한국정보통신진흥협회 통계자료집 (2000). 한국정보통신진흥협회.  
 Bai, J. (1994). Least squares estimation of a shift in linear processes. *Journal of Time Series Analysis*, 15, 453-472.  
 Brown, R. L, Durbin, J. and Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37, 149-192.



- Buckley, M. J. (1991). Detecting a smooth signal: Optimality of cusum based procedures. *Biometrika*, **78**, 253-256.
- Cho, G. Y. and Ahn, Y. S. (2001). Multivariate CUSUM charts with correlated observations. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **12**, 127-133.
- Choi, H. S., Choi, S. H. and Kim, T. Y. (2006). A study on quick detection of variance change point of time series under harsh conditions. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **17**, 1091-1098.
- Hackl, P. and Westlund, A. H. (1995). On price elasticities of international telecommunication demand. *Information Economics and Policy*, **7**, 27-36.
- James, B., James, K. L. and Siegmund, D. (1987). Tests for a change point. *Biometrika*, **74**, 71-83.
- Ng, S. and Perron, P. (1995). Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, **90**, 268-281.
- Oh, K. J. (2004). Comparing change-point detection methods to detect the Korea economic crisis of 1997. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **15**, 585-592.
- Park, Y. S., Park, K. H. and Choi, S. H. (2005). Quick variance change point detection for time series in progress. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **16**, 289-300.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. C. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, **75**, 335-346.
- Song, G. M., Park, B. C. and Kang, H. K. (2007). A CUSUM algorithm for early detection of structural changes in won/dollar exchange market. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **18**, 345-356.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. (1988). Testing for common trends. *Journal of the American Statistical Association*, **83** 1097-1107.

## Test for substitution in telecommunication market system

Tae Ho Kim<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Department of Information Statistics, Chungbuk National University

Received 27 December 2010, revised 19 January 2011, accepted 20 January 2011

### Abstract

After the launch of PCS in 1997, the mobile telephone industry has achieved a remarkable growth in market share and sales, and substituted for long-distance wire communication market. This study investigates the interrelationships between the two markets in transition and attempts to perform the statistical tests if the diffusion of mobile telephone was the direct factor for the reduction in sales of long-distance communication industry. The evidence of the direct substitution effect between the two markets is not likely to be found. Unlike the general expectations, the test result seems to prove the sustained initial complementary relation for awhile.

*Keywords:* Common stochastic trend, error correction, long-distance wire market, mobile communication industry.

---

<sup>1</sup> Professor, Department of Information Statistics, Chungbuk National University, 410 Sungbong-Ro, Heungduk-Gu, Cheongju, Chungbuk, 361-763. E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr