

우리나라의 전화서비스 수요에 관한 연구*

안 상 형** · 문 춘 결*** · 성 낙 일****

〈目 次〉

I. 서 론	IV. 확률계수모형
II. 전화서비스 및 일반전화 가입자 수요모형	1. 확률계수모형과 칼만필터기법
III. 비정상시계열분석	2. 시내통화
1. 개별변수의 적분차수: 단위근	3. 시외통화
2. Johansen-Juselius 공적분 및 Lütkepohl-Reimers의 공적분을 고려한 충격반응함수 분석	4. 국제통화
	5. 일반전화 가입자수에 대한 분석
	V. 결 론

요 약

본 연구는 최근의 시계열분석기법에 따라 집계화된 전화서비스 수요함수를 추정하였다.

장기균형관계에 초점을 두는 Johansen-Juselius 벡터오차수정모형을 추정한 실증결과를 보면, 실증결과의 현실적 해석이 어려운 점이 많이 발견되었다. 칼만 필터링기법을 이용하는 확률계수모형에서 추정한 단기 가격탄력성을 보면 시내통화가 -0.289, 시외통화가 -0.763, 국제통화가 -0.868로 모두 유의성있는 음의 반응도를 보이며, 시내통화, 시외통화, 국제통화의 순으로 민감도가 커지는 것으로 나타났다. 일반전화 가입자수의 반응도에서는 인구(8.667)와 소득(0.178) 등 경제규모를 반영하는 변수에 대한 탄력성이 유의성있는 큰 양의 값을 가지는 것으로 나타났다.

* 본 논문은 한국통신 '97정보통신기초연구과제의 보고서(「전화서비스의 수요함수에 관한 연구」)중 일부를 재구성한 것입니다.

** 서울대학교 경영대학 교수

*** 한양대학교 상경대학 경제학부 부교수

**** 한국통신 경영연구소 요금전략연구팀장

I. 서 론

WTO 기본통신협상의 타결로 세계통신시장의 90% 이상을 차지하는 미국, 일본 및 유럽연합(EU) 등 선진국과 한국을 포함하는 69개 협상 참여국은 본격적으로 자국 통신시장의 울타리 허물기에 들어가게 됐다. 협상 참여국은 자국의 통신시장 개방안에 해당하는 양허안을 WTO 서비스 무역에 관한 일반협정(GATS)에 제출한 뒤 1997년내에 국내 관련법령을 개정하여 1998년 1월 1일부터 이번 협상 결과를 이행하게 되었다. 이러한 통신시장의 개방과 경쟁은 통신서비스 요금 및 질에 있어서의 치열한 경쟁으로 이어질 것으로 예상되고 있다. 통신사업자의 요금정책수립을 위하여 요금조정에 의한 수입의 증감을 정확히 예측할 필요성이 증대된다고 보여진다. 적합한 요금전략의 수립에 필수적으로 요구되는 요금변화에 따른 통화 및 가입수요의 반응도와 통신사업자의 중장기투자계획에 중요한 소득향상과 기술진보에 따른 통신시장의 규모변화에 대한 예측을 위하여 통화수요함수 및 일반전화 가입자수요함수를 추정할 필요가 있다.

본 연구는 최근의 시계열기법을 사용하여 시내전화, 시외전화, 국제전화의 통화수요함수와 일반전화 가입자수요함수를 추정하여, 통화수요의 가격·소득·가입자 탄력성과 가입수요의 탄력성의 추정치를 제시하고자 한다.

수요모형은 집계화된 전화서비스 수요에 관한 기존 이론에 의거하여 설정하였으며, 계량분석은 비정상시계열분석(Johansen-Juselius기법 및 Lütkepohl-Reimers의 공적분을 고려한 충격반응함수 분석)과 칼만필터기법을 이용한 확률계수모형의 2가지로 하였다.

비정상시계열분석은 현실적으로 부적합한 결과가 얻어져 해석하기가 용이하지 않았다. 단지 일관성있는 결과만 보면, 통화수요의 가격탄력성의 절대값이 시내통화, 시외통화, 국제전화의 순서로 커지는 것을 발견할 수 있었다.

확률계수모형을 이용한 분석에서는 통화수요의 단기탄력성이 시내통화, 시외통화, 국제전화의 순서로 -0.289, -0.763, -0.868이 나와서 시내통화, 시외통화, 국제전화의 순서로 가격탄력성이 증가하는 양상을 보이고 있다. 특히 시외통화의 탄력성이 시내통화보다는 국제통화에 더 근접한 것을 볼 수 있다. 일반전화 가입자 수요모형에서는 경제규모를 반영하는 변수가 주요한 것으로 판명되었으며, 인구에 대한 탄력성이 8.667, 소득에 대한 탄력성이 0.178로 각각 추정되었다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서 전화서비스 수요모형과 일반전화 가입자 수요모

형을 설명하고, III장에서는 비정상시계열분석의 결과를 제시하고, IV장에서는 확률계수모형의 결과를 제시하고자 한다. 결론 및 요약은 V장에 수록하였다.

II. 전화서비스 및 일반전화 가입자 수요모형

전화서비스 수요에 관한 이론적 연구로는 Artle and Averous(1973), von Rabenau and Stahl(1974), Squire(1973), Rohlfs(1974), Littlechild(1975), de Fontenay and Lee(1983), Breslaw(1985), Hausman and Trimble(1984), Zona and Jacob(1990), Hausman(1991), Trimble(1992)을 들 수 있다. 이 연구들을 종합하여 전화서비스 수요모형을 간략히 설명하면 다음과 같다.

전화서비스 수요와 일반전화가입(접속) 결정은 개인의 효용의 극대화문제를 풀어서 동시에 이루어지는 특징을 가지고 있다. 일반전화에 가입하여 원하는 수준의 전화서비스를 할 때의 효용(또는 소비자잉여)과 일반전화가입을 하지 않을 때의 효용(또는 소비자잉여)과 비교하여, 효용이 큰 쪽의 복합결정이 실현되게 된다. 이렇게 한꺼번에 이루어지는 복합결정을 개념상 다음의 2단계로 나누어 분석을 하더라도 동일한 결과에 이르게 된다는 것은 미시경제학에 잘 알려져 있다.

즉, 1단계에서는 일반전화가입을 가정한 상태에서 개인의 효용을 극대화시키는 조건부 통화수요 및 조건부 여타 소비재수요를 유도할 수 있다. 그리고, 이 상황에 상응하는 소비자잉여를 계산할 수 있다. 2단계에서는 1단계에서 일반전화가입을 가정한 상태에서 얻어진 소비자잉여가 일반전화 가입비와 대소비교를 하여, 소비자잉여가 일반전화 가입비보다는 큰 경우에는 일반전화 가입과 함께 1단계에서 구한 조건부 수요함수들이 실현되게 되는 반면, 소비자잉여가 일반전화 가입비보다 적은 경우에는 일반전화에 가입하지 않고 전화통화수요를 0으로 두고서 여타 소비재에 대한 효용함수 극대화문제를 새로이 풀어 여타 소비재 수요함수를 계산하게 된다. 이러한 2단계 효용극대화는 개인단위의 일반전화 가입여부 분석, 소위 계량경제학의 가입/비가입의 이산적 선택모형(discrete choice model or quantal choice model)에 해당하며, 개인단위의 통화서비스 수요는 변경해(corner solution)가 가능한 토빗모형(Tobit model or censored regression model)에 해당한다. 그리고, 효용함수와 제약식으로부터 도출되었기 때문에 가입여부함수와 통화서비스 수요함수는 모두 통화단위당 가격(비용), 전화가입비, 여타 소비재 가격, 개인의 소득의 함수가 된다.

하지만, 위의 개인단위의 가입함수 및 수요함수를 총계화하여 시장수요를 도출하게 되면,

총계화에 따라 이산성과 변경해(corner solution)의 문제가 없어지게 되고, 연속적인 형태를 취하는 총통화수요함수와 총가입수요함수(가입률)가 얻어진다. 총통화수요함수와 총가입수요함수는 통화단위당 가격, 전화가입비, 여타 소비재 가격, 총소득, 총가입자수의 연속적인 함수가 된다.

위의 단순한 형태의 통화서비스 및 가입수요함수는 통화와 관련된 특징들인 망외부성(network or access or subscriber externalities), 통화외부성(call or use externalities), 옵션수요(option demand)적 측면, 통화유형(station-to-station call, collect call 등), 통화시간대(time-of-day), 통화일(day-of-week), 통화거리(distance), 통화지속시간(duration) 등 통화의 다양한 측면을 고려하더라도 모형에는 큰 변화가 요구되지 않는다.

〈표 1〉 변수의 정의

- PDR_LOC:
시내통화 \equiv 시내통화로부터의 영업수입(백만원) \div 시내통화의 가격지수
- PDR_TOL:
시외통화 \equiv 시외통화로부터의 영업수입(백만원) \div 시외통화의 가격지수
- PDR_INT:
국제통화 \equiv 국제통화로부터의 영업수입(백만원) \div 국제통화의 가격지수
- PDR_FIX:
실질기본료 \equiv 기본료 수입(백만원) \div 기본료의 가격지수
- PIX_LOC:
실질시내통화가격지수 \equiv 시내통화가격지수 \div 소비자물가지수
- PIX_TOL:
실질시외통화가격지수 \equiv 시외통화가격지수 \div 소비자물가지수
- PIX_INT:
실질국제통화가격지수 \equiv 국제통화가격지수 \div 소비자물가지수
- NUM_SUB:
일반전화가입자수(천명)
- GDP_C:
실질국내총생산 \equiv 국내총생산(10억원) \div 국내총생산 디플레이터 (1990=100)
- POPUL:
총인구(천명)

※ 위에 정의된 모든 변수들을 로그-변형하여 실증분석에서 사용함. 따라서 실증분석에 나타나는 PDR_LOC는 실제로 $\ln(\text{PDR_LOC})$ 임

이렇게 설정된 통화서비스 수요 및 가입수요함수는 집계화(총계화)된 시계열자료를 사용하여 분석하였다. 자료의 기간은 1966년에서 1995년의 30년간으로, 우리나라의 경제와 사회가 지속적이고 급격한 구조적 변화를 겪었던 시기이다. 즉, 인구의 도시집중화, 산업구조의 고도화, 세대원 수의 감소, 통신기술의 발달 등이 지속적으로 진행되었다.

모형에 등장하는 통화량은 실증분석에서는 가격지수로 나눈 영업수입으로 정의한 모의변수(proxy variable)를 사용하였다. 이렇게 정의된 모의변수인 통화량을 분석에 사용한 경우 추정된 통화량의 가격탄력성의 절대치가 실제보다 크게 나타나는 문제가 생길 가능성이 있다.

<표 1>은 본 논문의 추후 분석에 등장하는 변수의 표기와 정의가 수록되어 있다.

Ⅲ. 비정상시계열분석

1. 개별변수의 적분차수: 단위근

분석대상이 되는 변수들이 총계화된 변수이기 때문에 소위 적분변수(integrated variable) 또는 비정상성을 가지는 변수(nonstationary variable)일 가능성이 높다. 따라서, 개별 변수의 적분차수(order of integration)를 조사하였다. 명목 거시변수의 경우 적분차수가 1보다 클 가능성이 있으므로, Dickey and Pantula(1987)가 제안한 Dickey-Pantula 적분차수검정(test for order of integration)을 실행하였다. 그리고, 이 검정에 의하여 적분차수가 1로 나타난 경우에 대해서는 추가적으로 오차항의 시계열상관성(serial correlation)을 고려한 augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정 및 로그우도검정(Dickey and Fuller, 1981)과 오차항의 시계열상관성과 이산성(heterogeneity)을 모두 고려한 Phillips와 그 제자들의 단위근검정(Perron, 1988)을 실행하였다. 검정결과를 요약하면 다음과 같다.

Dickey-Pantula검정에 의하면 모든 변수가 최대한 1개의 단위근이 있는 것으로 판명되었으며, ADF검정과 Phillips-Perron검정에 의거하면 모든 변수가 1개의 단위근이 있는 것으로 판명되었다. 따라서, 모든 변수가 비정상성을 가지며, 같은 차수의 적분성을 가지기 때문에 변수간에 공적분관계(장기균형관계)를 규명할 필요가 있음을 알 수 있다.

2. Johansen-Juselius공적분 및 Lütkepohl-Reimers의 공적분을 고려한 충격 반응함수분석

2절에서는 적분변수의 안정적 장기균형관계를 식별하고 추정하는 Johansen-Juselius의 공적분기법(Johansen, 1988, 1991, 1992a, 1992b, 1992c; Johansen and Juselius,

1990, 1992, 1994)과 공적분관계를 고려한 상태에서 특정변수에서 발생한 충격에 대한 모든 변수의 반응도를 기간별로 분석하는 Lütkepohl-Reimers의 충격반응함수분석(Lütkepohl, 1990; Lütkepohl and Reimers, 1992)에 의거하여 통화수요에 대한 분석을 하였다.

(1) 시내통화

먼저, Johansen-Juselius 벡터오차수정모형(VECM)을 통한 시내통화 수요분석을 실행하였다. 여기서는 식별된 장기균형관계를 중심으로 살펴보기로 한다. PDR_LOC, PDR_FIX, PIX_LOC, NUM_SUB, GDP_C 간의 VECM모형 구축하기 위하여, 무제약하의 VAR를 조사하여 잔차항의 무상관성을 가져다주는 시차의 길이는 2로 판명되었다. Johansen(1992a)의 모형식별 검정에 의한 선택된 모형은 수준변수에 시간추세를 허용하며 1개의 장기균형관계가 존재하는 모형 $H_0^*(1)$ 으로 판명되었으며, 공적분관계(장기균형관계) (추정치 하단에 위치한 []속의 숫자는 개별 계수의 값이 0이라는 가설에 대한 Wald test statistic의 p-value: 0.05보다 큰 경우에는 개별 계수의 값을 0으로 생각할 수 있음)는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 & 3.5499110 * PDR_LOC + \\
 & \quad [0.018] \\
 & (-14.511022) * PDR_FIX + \\
 & \quad [0.000] \\
 & (-1.2491593) * PIX_LOC + \\
 & \quad [0.320] \\
 & 9.2856558 * NUM_SUB + \\
 & \quad [0.000] \\
 & 7.4872788 * GDP_C \\
 & \quad [0.018]
 \end{aligned}$$

따라서, 시내통화의 (장기)기본료탄력성은 4.088 (= 14.511022/3.5499110), 시내통화의 (장기)가격탄력성은 0.352 (= 1.2491593/3.5499110), 시내통화의 (장기)가입자탄력성은 -2.616 (= -9.2856558/3.5499110), 시내통화의 (장기)소득탄력성은 -2.109

($=-7.4872788/3.5499110$), 일반전환 가입자수의 (장기)소득탄력성은 -1.240 ($=-9.2856558/7.48727882$)으로 추정됨을 의미한다. 하지만, 모든 추정치의 부호가 선형적으로 기대하는 것과는 정반대로 나와서 위의 결과의 타당성에 대해 의문을 품지 않을 수 없다. 이러한 결과로부터 우리는 자료의 분석기간이 통신수요에 직접적인 영향을 주는 경제·사회·인구면 등에서 급격한 변화를 겪어 온 시기였기 때문에 안정적인 장기균형관계를 상정하는 공적분분석의 적용가능성에 문제가 있을 수 있다는 점에 유의할 필요가 있다.

Lütkepohl-Reimers의 공적분을 고려한 충격반응함수 분석은 Johansen-Juselius VECM에서 식별된 공적분관계를 장기적인 제약으로 받아들인 상태에서 특정변수의 잔차항에 표준오차만큼의 크기를 가지는 충격이 발생하였을 때 모든 변수가 시간의 진행에 따라 서로 영향을 주고받아서 반응하는 정도를 계산한다. 즉, 공적분관계에서 계산한 탄력성은 충격변수와 반응변수를 제외한 모든 여타 변수가 고정된 상태에서 충격변수의 1%변화에 대한 반응변수의 반응도의 크기를 나타내는 반면, 충격반응함수에서는 모든 변수가 서로 상호 영향을 주고받는 상태에서 충격변수의 1%변화에 대하여 모든 변수의 반응도의 변화를 나타낸다. 변수의 배열은 GDP_C, PDR_FIX, PIX_LOC, NUM_SUB, PDR_LOC의 순서로 하였으며, 각 변수의 직교화된 표준오차만큼의 충격의 크기는 각각 0.023(GDP_C), 0.099(PDR_FIX), 0.099(PIX_LOC), 0.016(NUM_SUB), 0.072(PDR_LOC)이다. 충격반응함수 중 PIX_LOC의 0.099의 충격에 대한 PDR_LOC의 반응도(상응하는 시내통화의 가격탄력성은 각 연도의 반응의 크기를 0.099로 나누면 얻어짐)를 다음에 수록하였다.

몇 년 후	반응의 크기	표준오차	비고
0	-0.049294	0.015223	유의성 있는 음의 반응
1	0.001355	0.023371	유의성 없는 양의 반응
2	0.015930	0.028052	유의성 없는 양의 반응
3	0.008005	0.030040	유의성 없는 양의 반응
4	-0.002956	0.029324	유의성 없는 음의 반응
5	-0.005935	0.026566	유의성 없는 음의 반응
10	0.001236	0.025046	유의성 없는 양의 반응
15	0.002574	0.024659	유의성 없는 양의 반응

즉, 반응도는 당해년에만 유의성있는 음의 반응을 보이며, 탄력성은 -0.5 가 되었다.

(2) 시외통화

Johansen-Juselius VECM을 통한 시외통화 수요분석을 위하여, PDR_TOL, PIX_TOL, NUM_SUB, GDP_C 간의 VECM모형 구축하였다. 무제약하의 VAR에서 잔차항의 무상관성을 가져다주는 시차의 길이는 2로 판명되었고, Johansen(1992a)의 모형식별 검정에 의한 선택된 모형은 수준변수에 시간추세를 허용하며 1개의 장기균형관계가 존재하는 모형 $H_0^*(1)$ 으로 판명되었으며, 공적분관계(장기균형관계)는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 & 6.5204123 * PDR_TOL + \\
 & \quad [0.037] \\
 & 8.4776780 * PIX_TOL + \\
 & \quad [0.001] \\
 & (-12.261027) * NUM_SUB + \\
 & \quad [0.000] \\
 & 12.058806 * GDP_C \\
 & \quad [0.002]
 \end{aligned}$$

즉, 시외통화의 (장기)가격탄력성은 -1.300 ($=-8.4776780/6.5204123$), 시외통화의 (장기)가입자탄력성은 1.880 ($=12.261027/6.5204123$), 시외통화의 (장기)소득탄력성은 -1.849 ($=-12.058806/6.5204123$), 일반전화 가입자수의 (장기)소득탄력성은 0.984 ($=12.058806/12.261027$)이다.

Lütkepohl-Reimers의 공적분을 고려한 충격반응함수 분석을 위하여 변수의 배열을 GDP_C, NUM_SUB, PIX_TOL, PDR_TOL의 순서로 하였다. 각 변수의 직교화된 표준오차만큼의 충격의 크기는 0.028(GDP_C), 0.021(NUM_SUB), 0.133(PIX_TOL), 0.055(PDR_TOL)이었다. 다음은 PIX_TOL의 0.133의 충격에 대한 PDR_TOL의 반응도(상응하는 시외통화의 가격탄력성은 각 연도의 반응의 크기를 0.133으로 나누면 얻어짐)를 수록하였다.

몇 년 후	반응의 크기	표준오차	비고
0	-0.107062	0.017664	유의성 있는 음의 반응
1	-0.112629	0.055117	유의성 있는 음의 반응
2	-0.129406	0.072061	유의성 약한 음의 반응

3	-0.141749	0.097148	유의성 약한 음의 반응
4	-0.159661	0.123359	유의성 없는 음의 반응
5	-0.178734	0.155547	유의성 없는 음의 반응
10	-0.280907	0.399527	유의성 없는 음의 반응
15	-0.397240	0.793534	유의성 없는 음의 반응

즉, 당해년과 1년 후에 유의성있는 음의 반응을 보였으며, 탄력성으로 전환하면 각각 -0.80과 -0.85이었다.

(3) 국제통화

Johansen-Juselius VECM을 통한 시외통화 수요분석을 위하여 PDR_INT, PIX_INT, NUM_SUB, GDP_C 간의 VECM모형을 구축하였다. 무제약하의 VAR에서 잔차항의 무상관성을 가져다주는 시차의 길이는 2로 판명되었고, Johansen(1992a)의 모형식별 검정에 의한 선택된 모형은 수준변수에 시간추세를 허용하며 1개의 장기균형관계가 존재하는 모형인 $H_0(1)$ 로 판명되었고, 식별된 공적분관계(장기균형관계)는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 & 1.2910723 * PDR_INT + \\
 & \quad [0.266] \\
 & 4.7053695 * PIX_INT + \\
 & \quad [0.017] \\
 & (-7.0054438) * NUM_SUB + \\
 & \quad [0.034] \\
 & 14.634368 * GDP_C \\
 & \quad [0.118]
 \end{aligned}$$

즉, 국제통화의 (장기)가격탄력성은 -3.645 ($=-4.7053695/1.2910723$), 국제통화의 (장기)가입자탄력성은 5.426 ($=7.0054438/1.2910723$), 국제통화의 (장기)소득탄력성은 -11.345 ($=-14.634368/1.2910723$), 일반전화 가입자수의 (장기)소득탄력성은 2.089 ($=14.634368/7.0054438$)로 추정된다.

Lütkepohl-Reimers의 공적분을 고려한 충격반응함수 분석을 위하여 변수의 배열을 GDP_C, NUM_SUB, PIX_INT, PDR_INT의 순서로 정한 뒤, 각 변수의 직교화된 표준오

차만큼의 충격의 크기인 0.027(GDP_C), 0.028(NUM_SUB), 0.089(PIX_INT), 0.079(PDR_INT)를 고려하였다. 다음은 PIX_INT의 0.089의 충격에 대한 PDR_INT의 반응도(상응하는 국제통화의 가격탄력성은 각 연도의 반응의 크기를 0.089로 나누면 얻어짐)를 수록하였다.

몇 년 후	반응의 크기	표준오차	비 고
0	-0.124996	0.022342	유의성 있는 음의 반응
1	-0.158540	0.050814	유의성 있는 음의 반응
2	-0.172939	0.070994	유의성 있는 음의 반응
3	-0.184964	0.088513	유의성 있는 음의 반응
4	-0.190975	0.113748	유의성 약한 음의 반응
5	-0.191958	0.137879	유의성 없는 음의 반응
10	-0.197860	0.206771	유의성 없는 음의 반응
15	-0.205202	0.253362	유의성 없는 음의 반응

즉, 당해년, 1년후, 2년후, 3년후까지 유의성있는 음의 반응을 보였고, 탄력성은 각각 -1.40, -1.78, -1.94, -2.08로 추정되었다.

IV. 확률계수모형

1. 확률계수모형과 칼만필터기법

일반적으로 선형동태모형(linear dynamic model)은 칼만 필터링(Kalman filtering)기법을 사용하여 표현하는 것이 가능하다. 먼저, 상태변수(state variables)의 진행을 규정하는 변이식(transition equation)은 다음과 같이 표현된다.

$$a_t = T_t a_{t-1} + R_t \eta_t, \quad t=1, \dots, T$$

a_t : $m \times 1$ vector of state variables

T_t : $m \times m$ fixed matrix

R_t : $m \times g$ fixed matrix

η_t : $g \times 1$ random error vector with mean 0 and covariance matrix Q_t

관측된 변수의 관계를 규정하는 측정식(measurement equation)은 다음과 같이 표현된다.

$$y_t = Z_t a_t + S_t \epsilon_t$$

y_t : $N \times 1$ vector of observed variables

Z_t : $N \times m$ fixed matrix

S_t : $N \times n$ fixed matrix

ϵ_t : $n \times 1$ random error matrix with mean 0 and covariance matrix H_t

모형의 가정들은 먼저, $\alpha_0 \sim N(a_0, P_0)$ 라는 시초값에 대한 가정이 있으며, 2개의 확률오차벡터 (η_t 와 ϵ_t)에 대한 가정이 추가된다. 개별 확률오차벡터는 시계열상 무상관성을 유지하여야 하며, 두 확률오차벡터는 모든 시점에서 서로 무상관관계에 있으며, 두 확률오차벡터는 시초상태벡터인 α_0 에 대해 무상관관계를 유지한다.

추가적으로 다음의 표식이 요구된다.

a_t : the MMSLE of α_t given all information up to and including that at time t

P_t : the covariance matrix of a_t

$a_{t|t-1}$: the MMSLE of α_t given all information up to and including that at time $t-1$

$P_{t|t-1}$: the covariance matrix of $a_{t|t-1}$

칼만필터는 위의 가정하에서 매 기간마다 α_t 와 α_t 의 공분산행렬에 대한 최소평균자승선형 추정량(정규분포라는 추가적인 가정이 있는 경우는 최소평균자승추정량)을 생성해내는 축차적인 구조를 가진 다음의 행렬방정식체계를 의미한다.

$$a_{t|t-1} = T_t a_{t-1}$$

$$P_{t|t-1} = T_t P_{t-1} T_t' + R_t Q_t R_t'$$

$$v_t = y_t - Z_t a_{t|t-1} \quad (\text{prediction error})$$

$$F_t = Z_t P_{t|t-1} Z_t' + S_t H_t S_t' \quad (\text{covariance matrix of } v_t)$$

$$a_t = a_{t|t-1} + P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} v_t$$

$$P_t = P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z_t' F_t^{-1} Z_t P_{t|t-1}$$

칼만필터기법(Kalman filter algorithm)은 고정된 상수행렬인 $T_t, R_t, Q_t, Z_t, S_t, H_t$ 가 모든 $t=1, \dots, T$ 에 대해 주어져 있고, a_t 와 P_t 의 시초값인 a_0 와 P_0 가 주어진 경우 위의 6개의 식을 이용하여 순차적으로 $a_{t|t-1}, P_{t|t-1}, v_t, F_t, a_t, P_t$ 의 값들을 모든 $t=1, \dots, T$ 에 대하여 축차적으로(recursively) 계산하는 기법이다.

확률적 계수모형(time varying parameter model)은 시간에 따라 계수값(독립변수의 변화에 따른 종속변수의 반응도의 크기)이 변하는 것을 허용하는, 따라서 변수간의 구조적 관계가 변화하는 것으로 예상하는 경우에 유용한 분석기법이다. 경제가 성숙기에 접어들기 이전에는 변수간의 관계가 불안정할 것으로 예상되기 때문에 우리나라의 통화수요의 분석에 유용하리라 생각된다.

확률적 계수모형은 $(y_t, x_t), t=1, \dots, T$ 에 대해 다음 구조를 가진다.

$$\beta_t = T\beta_{t-1} + \eta_t \quad (\text{transition equation})$$

$$y_t = x_t' \beta_t + \varepsilon_t \quad (\text{measurement equation})$$

$$\beta_t, x_t, \eta_t: K \times 1 \text{ vectors}$$

$$\eta_t \sim N(0, \sigma^2 Q)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$$

시초 조건으로 $\beta_0 \sim N(b_0, P_0)$ 가 주어졌을 때, T, Q, σ^2 를 추정하게 된다. 로그우도함수는 칼만필터를 이용하여 다음과 같이 작성된다.

$$v_t = y_t - x_t' b_{t|t-1} \quad (\text{prediction error})$$

$$f_t = \text{the variance of } v_t$$

$$\ln L(y) = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{T}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln f_t - \frac{1}{2} (\sigma^2)^{-1} \sum_{t=1}^T \frac{v_t^2}{f_t}$$

2. 시내통화

확률적 계수모형을 통한 시내통화의 단기탄력성은 <표 2>에 수록되어 있다. 요약하면, 기본료탄력성 추정치는 0.00025로서 통계적인 유의성이 있으며, 가격탄력성 추정치는 -0.289로서 유의성이 있으며, 가입자수탄력성과 소득탄력성 추정치는 유의성없는 양의 값을 가지는

〈표 2〉 확률적 계수모형: 시내통화 수요분석

Dependent variable: PDR_LOC			
Number of observations for prior calc.: 5			
Number of observations for estimation: 20			
Sum of squared residuals = .654206E-02			
Log of likelihood function = -6.91247			
Variance of residuals = .327103E-03			
Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	.208783	3.39590	.061481
PDR_FIX	.251681E-03	.403266E-04	6.24107
PIX_LOC	-.289334	.110431	-2.62004
NUM_SUB	.244872	.269032	.910200
GDP C	.475925	.480189	.991119

〈표 3〉 연도별 계수(상태변수)의 변이: 시내통화 수요분석

연도	C	PDR_FIX	PIX_LOC	NUM_SUB	GDP_C
1971	7.84198	0.0010656	-0.39080	0.54803	-0.44410
1972	7.84198	0.0010656	-0.39080	0.54803	-0.44410
1973	7.84198	0.0010656	-0.39080	0.54803	-0.44410
1974	7.84198	0.0010656	-0.39080	0.54803	-0.44410
1975	7.84198	0.0010656	-0.39080	0.54803	-0.44410
1976	7.23019	0.0012025	-0.35862	0.50771	-0.36219
1977	2.33395	-0.00018654	-0.43837	0.50532	0.11618
1978	2.05656	-0.00021123	-0.40923	0.46250	0.16974
1979	-1.84662	-0.00094992	-0.34135	0.26698	0.66870
1980	0.75413	-0.00049784	-0.31055	0.38876	0.34460
1981	0.90664	-0.00033563	-0.30712	0.37856	0.33466
1982	0.86044	-0.00025442	-0.29974	0.36307	0.34779
1983	0.21615	0.00046512	-0.28316	0.21740	0.48974
1984	0.20739	0.00050597	-0.28245	0.21136	0.49380
1985	0.19506	0.00048660	-0.28261	0.21294	0.49422
1986	0.23961	0.00030292	-0.28899	0.24027	0.47524
1987	0.24089	0.00030906	-0.28893	0.23957	0.47547
1988	0.21310	0.00026511	-0.28909	0.24304	0.47649
1989	0.21069	0.00026237	-0.28909	0.24320	0.47665
1990	0.25186	0.00032000	-0.28886	0.23945	0.47439
1991	0.22671	0.00027541	-0.28915	0.24333	0.47491
1992	0.21483	0.00026087	-0.28922	0.24421	0.47566
1993	0.21211	0.00025711	-0.28927	0.24446	0.47580
1994	0.21223	0.00025730	-0.28927	0.24444	0.47580
1995	0.20878	0.00025168	-0.28933	0.24487	0.47592

것으로 나타났다.

〈표 3〉은 연도별 계수(상태변수)의 변이를 수록하였다. 확률적 계수모형을 통한 시내통화의 단기탄력성 추정치의 역사적 변화추세를 보면, 기본료탄력성은 불안정적인 변화를 보였으나 최근에는 0.00025 근처에 머물고 있으며, 가격탄력성은 대체로 감소하는 추세를 보이다가 지난 10년간은 -0.289 근처에 머물고 있고, 가입자수탄력성은 대체로 감소하는 추세를 보이다가 지난 10년간은 0.24 근처에 머물고 있으며, 소득탄력성은 1985년까지 큰 폭으로 증가하는 추세를 보이다가 그 후 0.475 근처에 머물고 있다.

3. 시외통화

확률적 계수모형을 통한 시외통화의 단기탄력성을 〈표 4〉에서 살펴보면, 가입자수탄력성 추정치는 1.001로 유의성 있으며, 가격탄력성 추정치는 -0.763으로 유의성이 있으며, 소득탄력성은 유의성없는 양의 값을 가지는 것으로 나타났다.

연도별 계수(상태변수)의 변이는 〈표 5〉에 수록되어 있다. 확률적 계수모형을 통한 시외통화의 단기탄력성의 역사적 변화추세를 보면, 가입자수탄력성추정치는 불안정한 추세를 보이다가 지난 10년간은 완만하게 1.0 근처로 증가했으며, 가격탄력성은 소폭의 불안정한 추세를 보이지만 지난 20년간 -0.7 보다 절대치가 더 큰 반응을 보이고 있으며, 소득탄력성은 불안정적으로 변화하는 것을 볼 수 있다.

〈표 4〉 확률적 계수모형: 시외통화 수요분석

Dependent variable: PDR_TOL			
Number of observations for prior calc.: 4			
Number of observations for estimation: 22			
Sum of squared residuals = .026289			
Log of likelihood function = 22.2918			
Variance of residuals = .119497E-02			
	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	1.85056	3.00357	.616122
NUM_SUB	1.00075	.233894	4.27865
PIX_TOL	-.763435	.074703	-10.2197
GDP C	-.170255	.423757	-.401775

〈표 5〉 연도별 계수(상태변수)의 변이: 시외통화 수요분석

연도	C	NUM SUB	PIX TOL	GDP C
1970	-0.16328	3.05361	1.33365	-1.40506
1971	-0.16328	3.05361	1.33365	-1.40506
1972	-0.16328	3.05361	1.33365	-1.40506
1973	-0.16328	3.05361	1.33365	-1.40506
1974	-15.00437	-0.45552	-0.99660	2.32957
1975	0.019870	0.96271	-0.77726	0.027371
1976	-0.50601	0.93952	-0.76104	0.089760
1977	-1.19359	0.84676	-0.75773	0.21063
1978	-1.62010	0.80320	-0.75308	0.27694
1979	-1.68285	0.79758	-0.75264	0.28624
1980	3.96427	1.22659	-0.72532	-0.51174
1981	2.28583	1.07505	-0.72418	-0.26107
1982	2.67684	1.10975	-0.71207	-0.32040
1983	2.71119	1.05268	-0.71674	-0.28908
1984	2.75611	1.04327	-0.71885	-0.28755
1985	2.37852	0.98504	-0.72572	-0.21603
1986	2.45721	0.97652	-0.71805	-0.21931
1987	2.34734	0.97807	-0.71966	-0.20951
1988	2.36076	0.97585	-0.71840	-0.20962
1989	2.42099	0.98873	-0.72908	-0.22189
1990	2.20886	0.99677	-0.74803	-0.20415
1991	1.80655	0.98885	-0.76726	-0.15863
1992	1.67776	0.99809	-0.77807	-0.15040
1993	1.75543	0.99820	-0.76783	-0.15909
1994	2.04799	1.01500	-0.74983	-0.19918
1995	1.85056	1.00075	-0.76343	-0.17026

4. 국제통화

확률적 계수모형을 통한 국제통화의 단기탄력성을 〈표 6〉에서 살펴보면, 가입자수탄력성 추정치와 소득탄력성 추정치는 유의성없는 양의 값을 보이고, 가격탄력성 추정치는 -0.868로서 유의성이 있는 것으로 나타났다.

확률적 계수모형을 통한 국제통화의 단기탄력성의 역사적 변화추세를 〈표 7〉에서 살펴보면, 가입자수탄력성 추정치는 심하게 불안정하며, 가격탄력성 추정치는 1976년 이후 탄력성의 절대치가 서서히 감소하는 추세를 보이며, 소득탄력성 추정치는 불안정하지만 1976년 이후 감소하는 추세를 보인다.

〈표 6〉 확률적 계수모형: 국제통화 수요분석

Dependent variable: PDR_INT			
Number of observations for prior calc.: 4			
Number of observations for estimation: 22			
Sum of squared residuals = .518785			
Log of likelihood function = -4.43270			
Variance of residuals = .023581			
Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	-7.45136	6.97384	-1.06847
NUM_SUB	.247701	.556106	.445420
PIX_INT	-.868106	.363983	-2.38502
GDP C	1.05588	.960273	1.09956

〈표 7〉 연도별 계수(상태변수)의 변이: 국제통화 수요분석

연도	C	NUM_SUB	PIX_INT	GDP_C
1970	19.24775	-5.73349	-7.02313	2.95164
1971	19.24775	-5.73349	-7.02313	2.95164
1972	19.24775	-5.73349	-7.02313	2.95164
1973	19.24775	-5.73349	-7.02313	2.95164
1974	-9.01313	1.44369	-1.20656	0.51945
1975	-18.65198	-0.48930	-1.93339	2.69932
1976	-9.33043	-0.58930	-2.41695	1.94162
1977	-9.30967	-0.59040	-2.41925	1.94063
1978	-11.90423	-0.95615	-2.54387	2.42481
1979	-6.34851	-0.35815	-2.38182	1.51465
1980	-14.96981	-0.90947	-2.24263	2.64692
1981	-18.08858	-1.08277	-2.15032	3.03530
1982	-15.55630	-0.89622	-2.17120	2.68496
1983	-16.17491	-0.64039	-1.86837	2.54779
1984	-18.70921	-0.42778	-1.45649	2.60374
1985	-19.10167	-0.28891	-1.30110	2.53575
1986	-20.07347	-0.25983	-1.21550	2.59849
1987	-19.81420	-0.26001	-1.22815	2.57582
1988	-18.73448	-0.27543	-1.27595	2.48988
1989	-18.38782	-0.29751	-1.19027	2.46038
1990	-17.21800	-0.26716	-1.12568	2.32380
1991	-15.88486	-0.22148	-1.10718	2.16806
1992	-14.67780	-0.21171	-1.11114	2.04895
1993	-13.41791	-0.11107	-0.97247	1.85109
1994	-9.22741	0.13440	-0.89034	1.29548
1995	-7.45136	0.24770	-0.86811	1.05588

5. 일반전환 가입자수에 대한 분석

확률적 계수모형을 통한 일반전환 가입자수의 단기탄력성 및 역사적 추세를 보기 위하여 POPUL과 GDP_C를 설명변수로 사용한 모형을 추정한 결과가 <표 8>과 <표 9>에 수록되어 있다. 결과를 보면, 인구탄력성 추정치는 통계적으로 유의한 10.447을 보이는 반면, 소득탄력성 추정치는 유의성이 없는 양의 값을 보인다. 인구탄력성과 소득탄력성 추정치의 역사적 추세는 모두 대체로 불안정적이고, 인구탄력성 추정치는 항상 양의 값을 가지는 것을 확인할 수 있다.

PDR_FIX, PIX_LOC와 GDP_C를 설명변수로 사용하는 일반전환가입자수 모형의 결과가 <표 10>과 <표 11>에 수록되어 있다. 소득탄력성 추정치는 유의성있는 1.795의 값을 가지며, 기본료탄력성과 사내통화료탄력성 추정치는 유의성이 없는 것으로 나타났다. 소득탄력성 추정치의 역사적 추세는 불안정한 추세를 보이다가 1980년부터 지속적으로 감소하는 추세를 보이지만, 모든 기간에 양의 반응을 나타내고 있다.

마지막으로 PDR_FIX, PIX_LOC, GDP_C와 POPUL을 설명변수로 사용한 모형의 결과를 <표 12>와 <표 13>에 수록하였다. 모든 탄력성 추정치가 유의성있는 양의 값을 가지며, 탄력성 추정치의 크기로는 인구탄력성이 0.8667로 제일 큰 것으로 나타났다. 탄력성 추정치의 역사적 추이를 보면, 1980년이후 기본료탄력성 추정치를 제외한 모든 탄력성 추정치가 안정적인 것으로 나타났다.

<표 8> 확률적 계수모형: 일반전환 가입자수 분석(1)

Dependent variable: NUM_SUB			
Number of observations for prior calc.: 3			
Number of observations for estimation: 23			
Sum of squared residuals = .044638			
Log of likelihood function = 26.0015			
Variance of residuals = .194080E-02			
	Estimated	Standard	
Variable	Coefficient	Error	t-statistic
C	-103.955	12.5137	-8.30728
POPUL	10.4474	1.44732	7.21846
GDP C	.152298	.242230	.628734

〈표 9〉 연도별 계수(상태변수)의 변이: 일반전환 가입자수 분석(1)

연도	C	POPUL	GDP_C
1970	-80.71964	8.53877	-0.16835
1971	-80.71964	8.53877	-0.16835
1972	-80.71964	8.53877	-0.16835
1973	-64.62456	6.41058	0.40640
1974	-64.64613	6.41431	0.40476
1975	-74.63862	7.52256	0.25879
1976	-55.65275	5.16307	0.78679
1977	-41.52973	3.42314	1.16449
1978	-27.97375	1.76125	1.51893
1979	-21.48217	0.92091	1.73249
1980	-92.33780	9.23254	0.24920
1981	-106.63404	10.90642	-0.046955
1982	-117.42521	12.16159	-0.26220
1983	-115.68218	11.91264	-0.18173
1984	-109.77933	11.16799	-0.0065696
1985	-103.43448	10.36847	0.18091
1986	-94.07000	9.21773	0.42852
1987	-90.69105	8.80476	0.51563
1988	-85.80076	8.20772	0.64104
1989	-83.52928	7.92738	0.70231
1990	-85.42599	8.16127	0.65135
1991	-88.77657	8.57307	0.56271
1992	-91.67090	8.93295	0.48199
1993	-94.78867	9.32086	0.39479
1994	-99.25673	9.87089	0.27569
1995	-103.95508	10.44743	0.15230

〈표 10〉 확률적 계수모형: 일반전환 가입자수 분석(2)

Dependent variable: NUM_SUB			
Number of observations for prior calc.: 4			
Number of observations for estimation: 22			
Sum of squared residuals = .431518E-02			
Log of likelihood function = -3.78206			
Variance of residuals = .196144E-03			
Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	-12.5452	.928638	-13.5093
PDR_FIX	.295102E-05	.353282E-04	.083532
PIX_LOC	-.010677	.093651	-.114008
GDP_C	1.79452	.089984	19.9426

〈표 11〉 연도별 계수(상태변수)의 변이: 일반전환 가입자수 분석(2)

연도	C	PDR_FIX	PIX_LOC	GDP_C
1970	0.23620	0.0018846	-0.66553	0.53898
1971	0.23620	0.0018846	-0.66553	0.53898
1972	0.23620	0.0018846	-0.66553	0.53898
1973	0.23620	0.0018846	-0.66553	0.53898
1974	-3.79348	0.00051312	-0.62743	0.93827
1975	-13.16068	-0.000062750	0.0041740	1.85422
1976	-13.25453	-0.00022041	-0.0063208	1.86449
1977	-12.52091	0.000018756	-0.016456	1.79186
1978	-12.62793	0.00010927	-0.023405	1.80099
1979	-12.25258	0.00031951	-0.032465	1.76288
1980	-11.44101	0.00082892	-0.0047610	1.68117
1981	-11.46015	0.00081547	-0.0048356	1.68313
1982	-11.58567	0.00072089	-0.0099399	1.69591
1983	-11.85980	0.00052299	-0.0091961	1.72403
1984	-12.02631	0.00040080	-0.0090283	1.74113
1985	-12.08266	0.00035990	-0.0089553	1.74691
1986	-12.20823	0.00026142	-0.010447	1.75982
1987	-12.30831	0.00018593	-0.010415	1.77012
1988	-12.35925	0.00014776	-0.010308	1.77536
1989	-12.37484	0.00013594	-0.010298	1.77696
1990	-12.40193	0.00011428	-0.010324	1.77976
1991	-12.45654	0.000073576	-0.010268	1.78537
1992	-12.47201	0.000061513	-0.010287	1.78696
1993	-12.48760	0.000049030	-0.010381	1.78857
1994	-12.51648	0.000025896	-0.010527	1.79155
1995	-12.54523	2.95102D-06	-0.010677	1.79452

〈표 12〉 확률적 계수모형: 일반전환 가입자수 분석(3)

Dependent variable: NUM_SUB			
Number of observations for prior calc.: 5			
Number of observations for estimation: 21			
Sum of squared residuals = .303193E-04			
Log of likelihood function = -.632462			
Variance of residuals = .144378E-05			
Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic
C	-85.6240	4.61927	-18.5363
PDR_FIX	.931550E-04	.136625E-04	6.81830
PIX_LOC	.235547	.047639	4.94441
GDP_C	.177754	.059607	2.98212
POPUL	8.66680	.499901	17.3370

〈표 13〉 연도별 계수(상태변수)의 변화: 일반전화 가입자수 분석(3)

연도	C	PDR_FIX	PIX_LOC	GDP_C	POPUL
1970	-122.41330	-0.00034604	0.61283	-0.15452	12.55568
1971	-122.41330	-0.00034604	0.61283	-0.15452	12.55568
1972	-122.41330	-0.00034604	0.61283	-0.15452	12.55568
1973	-122.41330	-0.00034604	0.61283	-0.15452	12.55568
1974	-122.41330	-0.00034604	0.61283	-0.15452	12.55568
1975	-92.80026	-0.00049015	0.27907	0.14349	9.39871
1976	-88.54029	-0.000067771	0.25718	0.15666	8.97082
1977	-85.54312	0.00015659	0.23641	0.16833	8.66791
1978	-83.59809	0.00065889	0.24487	0.15605	8.48841
1979	-82.42189	0.00081023	0.24034	0.15642	8.37325
1980	-82.86370	0.00060404	0.23421	0.16836	8.40560
1981	-83.00271	0.00058007	0.23438	0.16872	8.41885
1982	-83.68709	0.00042910	0.23335	0.17292	8.48193
1983	-84.12329	0.00036190	0.23430	0.17338	8.52413
1984	-84.37363	0.00032098	0.23472	0.17382	8.54819
1985	-84.44796	0.00030836	0.23483	0.17399	8.55529
1986	-84.75869	0.00025138	0.23500	0.17498	8.58476
1987	-84.89915	0.00022731	0.23517	0.17531	8.59819
1988	-84.90169	0.00022688	0.23518	0.17531	8.59843
1989	-84.96603	0.00021529	0.23523	0.17551	8.60454
1990	-84.97478	0.00021368	0.23523	0.17554	8.60537
1991	-85.17888	0.00017746	0.23543	0.17612	8.62478
1992	-85.27002	0.00016056	0.23547	0.17643	8.63340
1993	-85.39021	0.00013745	0.23549	0.17690	8.64472
1994	-85.50172	0.00011633	0.23552	0.17731	8.65525
1995	-85.62402	0.000093155	0.23555	0.17775	8.66680

V. 결 론

전화서비스를 포함한 통신시장은 대외개방과 경쟁의 환경을 맞이하고 있다. 이러한 경쟁과 개방에 적극적으로 대비하기 위하여 요금조정 및 변화에 따르는 통화 및 가입수요의 변동을 고려한 요금전략의 수립이 필요하며, 소비자들의 다양한 통신욕구에 부응하기 위해 선택요금제의 도입이 절실한 바 선택요금제 도입에 따른 정확한 예측도 필요하다. 전화서비스 수요의

탄력성은 이러한 전화사업자의 요금구조 조정에 있어 기초자료로서 중요한 역할을 한다.

본 연구는 먼저 통화서비스 수요에 대한 이론문헌을 바탕으로 계량분석을 위한 모형을 선정하고, 최근의 시계열분석기법에 따라 집계화된 전화서비스 수요함수를 추정하였다. (집계화된 자료를 분석하는 본 연구에서의 탄력성은 개별 소비자에 해당하는 것이 아니며, 전화서비스 시장전체에 해당하는 것에 유의할 필요가 있다.)

먼저, Johansen-Juselius VECM에 의한 분석은 장기균형관계를 식별해주기 때문에 장기탄력성을 추정할 수 있고, 이와 연관된 Lütkepohl-Reimers의 공적분 하의 충격반응함수는 여러 변수가 상호 영향을 주고받는 상태에서 공적분을 고려하여 시간의 흐름에 따른 탄력성의 추이를 볼 수 있는 방법론상의 장점이 있다. 하지만, 장기균형관계에 기초한 분석이기 때문에 전체 분석기간이 경제의 성숙기에 해당하여 안정적인 관계를 상정할 수 있을 때만 일차성있게 해석이 가능한 실증결과를 얻을 수 있는 단점이 있다. 이 기법에 의한 실증결과를 보면, 실증결과와 현실적 해석이 어려운 점이 많이 발견되고 있다. 단지 몇 가지 해석가능한 전반적인 결과만 요약하면, 통화수요의 가격탄력성은 (절대치로 보면) 국제통화수요, 시외통화, 시내통화의 순으로 민감도가 낮아지는 것으로 나타났다.

칼만 필터링기법을 이용하는 확률계수모형은 변수간의 반응도가 분석기간동안에 변하는 것을 허용하여 매 기간마다 상이한 반응도를 추정하는 장점이 있다. 하지만 반응도가 매 기간 변하기 때문에 추정되는 반응도는 단기반응도에 해당한다. 가격탄력성에 있어서는 시내통화가 -0.289, 시외통화가 -0.763, 국제통화가 -0.868로 모두 유의성이 있는 결과를 보이고 있다. 따라서, 가격변화에 따른 통화수요의 변화는 음의 방향을 보이며, 시내통화, 시외통화, 국제통화의 순으로 민감도가 커지는 것으로 나타났다. 통화수요의 가입자수 탄력성은 모두 양의 값을 가지는 것으로 나타났지만, 시외통화만 유의성있는 반응도를 보이는 것으로 나타났다. 통화수요의 소득탄력성은 모두 유의성이 없는 것으로 나타났다. 일반전화 가입자수의 반응도를 위하여 3가지 모형을 추정하였는데, 인구(8.667)와 소득(0.178) 등 경제규모를 반영하는 변수에 대한 탄력성이 유의성있는 큰 양의 값을 가지는 것으로 나타났다.

참 고 문 헌

- Artle, R. and C. Averous (1973), "The telephone system as a public good: Static and dynamic aspects," *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4 (1): 89-100.

- Bodnar, J., P. Dilworth and S. Iacono (1988). "Cross-sectional analysis of residential telephone subscription in Canada," *Information Economics and Policy*, 3 (4): 359-378.
- Fuller, W.A. (1976). *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, Inc.
- Johansen, Soren (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.
- Johansen, Soren (1991). "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models," *Econometrica*, 39: 1551-1580.
- Johansen, Soren (1992a). "Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54: 383-397.
- Johansen, Soren (1992b). "Cointegration in partial systems and the efficiency of single equations analysis," *Journal of Econometrics*, 52: 389-402.
- Johansen, Soren (1992c). "Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand," *Journal of Policy Modeling*, 14: 313-334.
- Johansen, Soren and Katalina Juselius (1990). "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-With applications to the demand for money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210.
- Johansen, Soren and Katalina Juselius (1992). "Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK," *Journal of Econometrics*, 53: 211-244.
- Johansen, Soren and Katalina Juselius (1994). "Identification of the long-run and the short-run structure: An application to the ISLM model," *Journal of Econometrics*, 63: 7-36.
- Lütkepohl, Helmut (1990). "Asymptotic distributions of impulse response functions and forecast error variance decompositions of vector autoregressive models," *Review of Economics and Statistics*, 62: 116-125.
- Lütkepohl, Helmut and Hans-Eggert Reimers (1992). "Impulse response

- analysis of co-integrated systems," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 16: 53-78.
- Littlechild, S.C. (1975), "Two-part tariffs and consumption externalities," *Bell Journal of Economics* 5 (2): 661-670.
- Perron, P. (1988), "Trends and random walks in macroeconomic time series: Further evidence from a new approach," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 297-332.
- Rohlfs, J. (1974), "A theory of interdependent demand for a communications service," *Bell Journal of Economics and Management Science*, 5 (1): 16-37.
- Schmidt, P. (1990), "Dickey-Fuller tests with drift," in T.B. Fomby and G.F. Rhodes, Jr. (eds.), *Advances in Econometrics: Co-integration, Spurious Regression, and Unit Roots*, JAI Press: 161-200.
- Squire, L. (1973), "Some aspects of optimal pricing for telecommunications" *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4 (2): 515-525.
- Train, K.E., M. Ben-Akiva and T. Atherton (1989), "Consumption patterns and self-selecting tariffs," *Review of Economics and Statistics*, 71 (1): 62-73.
- Train, K.E., D.L. McFadden and M. Ben-Akiva (1987), "The demand for local telephone service: A fully discrete model of residential calling patterns and service charges," *The Rand Journal of Economics*, 18 (1): 109-123.
- Von Rabenau, B. and K. Stahl (1974), "Dynamic aspects of public goods: A further analysis of the telephone system," *Bell Journal of Economics and Management Science*, 5 (2): 651-669.