서울시 자치구별 생활환경의 질에 관한 비교분석

서 승 환*

A Study on the Inter-Jurisdictional Quality of Life Differentials: The Case of Seoul

Seoung Hwan Suh*

요약 : 주성분 분석을 이용하여 서울시 자치구별 생활환경의 질을 추계하였으며 이에 대한 비교분석이 수행되었다. 생활환경의 질에 영향을 주는 요인들로 시세 및 구세 수입액, 대기업 수 및 대기업 종업원수, 자치구의 공유재산액, 인구밀도 등이 고려되었다. 주성분 분석의 결과 구한 생활환경의 질에 따라 자치구별 순위를 매기는 경우 2002년 및 1998년의 순위상관계수는 0.94로서 상당히 높게 나타났으며 어느 한 요인이 압도하여 순위가 높거나 낮은 경우는 없는 것으로 나타났다. 이는 주성분분석에 의해 생활환경의 질을 추계한 결과는 강건성 및 안정성이 보장된다는 것을 나타낸다. 자치구별 생활환경의 질의 분포는 꼬리가 오른쪽으로 치우진 분포형태를 가지는 것으로 나타났다. 이는 단순 평균치에 미달하는 자치구의 수가 평균치를 넘는 자치구의 수보다 압도적으로 많다는 것을 의미한다. 자치구별 생활환경의 질의 차이는 극심한 것으로 나타났다. 순위가 중간에 해당하는 자치구가 순위가 1인 자치구를 따라잡기 위해서는 시세, 구세 및 공유재산 등과 같은 지표들이 현재보다 2~3배 정도 증가해야 하는 것으로 나타났다. 지방공공재를 공급하는 원천인 자치구별 재정력의 격차가 생활환경의 질의 차이 및 그 격차해소의 주요 걸림돌이 될 수 있으므로 각 본청의 재원을 자치구별로 배분하는데 있어서 생활환경의 질의 차이를 적절하게 고려하는 방향으로의 제도개선이 필요하다.

주제어 : 생활환경의 질, 주성분 분석, 재원이전의 제도개선

ABSTRACT : By using the principal component analysis, quality of life indices, QLI, for autonomous districts, Gu, of Seoul have been estimated. Factors affecting QLI are found to be local tax revenues, number and size of large firms, values of local public properties and population densities. If the ranks of autonomous districts are assigned in accordance with the QLI, the coefficient of rank correlation is calculated as 0.94 for both years of 1998 and 2002. This implies that QLI's are robust and stable. Also, the distribution of QLI is found to be skewed to the right. This implies that the number of autonomous districts, the QLI of which are less than the average, surpasses 50% of the total number of autonomous districts. QLI differentials are found to be extremely large. In order to change the rank from 13th, which is about the middle, to the 1st, local tax revenues and values of local public properties should be increased by 2~3 times. Since the power of local pulic finance is the major determinant of QLI, the inter-governmental resource allocation mechanism is suggested to be modified in order to consider the QLI differentials.

Key Words : quality of life index, principal component analysis, inter-governmental resource allocation mechanism

* 연세대학교 경제학과 교수(Professor, Department of Economics, Yonsei University)

Ⅰ. 서론

지방자치가 발달함에 따라 각 지자체간 발전의 격차가 심화되어 지자체간 갈등의 조정이 점차 중요한 과제로 대두되고 있다. 지자체간 갈등원인의 대부분은 재원과 관계되는 것으로서 각 지자체에 대한 재원배분이 공정하고 투명하게 이루어질 수 있도록 하는 메카니즘을 구축하는 것이 무엇보다 중요하다.

이전재원의 배분에 있어서는 이전재원에 대한 수요가 많은 곳에 더 많은 재원을 배분해야 한다는 것이 일반적인 원칙이다. 이전재원에 대한 수요는 본질적 수요와 파생적 수요로 나눌 수 있다. 파생적 수요는 각 지자체가 수행하는 사업규모가 증가함에 따라 이전재원에 대한 수요도 같이 증가하는 것을 말한다. 본질적 수요란 각 지자체 주민의 기본적인 생활의 질을 유지하기 위해 필요한 지출 중 지자체의 자체능력을 초과하는 부분으로 정의할 수 있다.

본질적 수요와 파생적 수요를 정확하게 구분하기 어려운 것은 사실이지만 이전재원의 배분에 있어서 가장 중요하게 고려하여야 할 부분은 본질적 수요의 충족이다. 왜냐하면 사회갈등 발생의 근본원인이 본질적 수요의 불충족에 있기 때문이다. 본질적 수요를 합리적으로 고려하기 위해서는 각 지자체간의 생활환경의 질이 상대적으로 어떠한 차이를 보이는지를 파악하는 것이 필요하다.

본 연구의 목적은 서울시의 자치구별 생활환경의 질을 추계하고 이를 비교 분석하는 데 있다. 생활환경의 질을 추계하는데 있어서는 가능한 정교한 통계적 기법을 이용한다는 취지에서 주성분 분석을 이용하기로 하며 주성분 분석의 결과를 통상적으로 흔히 사용되는 단순순위 비교법과 비교하기로 한다.

서울시의 자치구별 생활환경의 질에 관한 추계를 통하여 각 자치구별 생활환경의 질의 상대적 격차를 파악함과 동시에, 시간이 지남에 따라 각 자치구별 생활환경이 질이 어떻게 변화해 왔는지를 파악할 수 있다. 또한, 이러한 분석의 결과에 기초하여 향후 이전재원의 배분에 관한 새로운 정책적 시사점을 도출할 수 있다.

Ⅱ. 생활환경지수 구축 방법론

생활환경지수는 일반적으로 그 지역의 쾌적성(amenity) 관련 변수들의 가중평균의 형태로 파악된다(Gyourko and Tracy, 1991; Blomquist et. al., 1988; Roback, 1982; Roback, 1988; Rosen, 1979). 이 경우의 문제는 가중치를 어떻게 결정할 것인가인데 주로 많이 사용되는 방법은 헤도닉 모형(Hedonic Model)을 이용하는 것이다. 헤도닉 모형은 기본적으로 지역간 생활환경의 차이가 임금(Getz and Huang, 1978; Rosen, 1979) 혹은 지대(Polinski and Rubinfeld, 1979) 등의 차이로 나타나는 것으로 간주한다.

헤도닉 모형에서는 지대 혹은 임금을 피설명변수로 하고 각 지역의 생활환경 관련변수를 설명변수로 하여 통상최소자승법에 의해 추정을 한 후 그 추정결과를 정규화하여 생활환경의 질에 관한 지수를 구축한다(Gianias, 1998). 따라서 헤도닉 모형을 구축하기 위해서

는 각 지역별 임금 혹은 지대 등에 관한 자료가 있어야만 한다.

그러나 서울시의 자치구를 분석의 대상으로 하는 경우 이 자료들은 이용가능하지 않다. 따라서 피설명변수가 관찰불가능한 경우 설명변수의 가중치를 구할 수 있는 방법을 모색하여야 하는데 여기에서는 주성분 분석(principal component analysis)을 이용하기로 한다. 어느 도시가 n개의 지역으로 구성이 되어 있으며 생활환경의 질에 영향을 주는 요인들이 k개 있다고 하자.[1] 이 경우 생활환경의 질에 관한 지수, Q를 만든다는 것은 생활환경의 질에 영향을 줄 수 있는 k개의 요인들이 갖고 있는 정보를 적절하게 조합하여 하나의 지표 Q를 만든다는 것이 된다.

지금 X_{ij}를 i번째 지역의 생활환경의 질에 영향을 줄 수 있는 j번째 요인의 값이라고 하자 ($i = 1, 2, ..., n, j = 1, 2, ..., k$). 이 경우 모든 지역의 생활환경의 질에 영향을 주는 변수들의 모임은 i번째 행과 j번째 열이 X_{ij}인 $(n\times k)$ 행렬 X에 의해 나타낼 수 있다. X'X의 i번째로 큰 고유근(eigen value)을 λ_i라 하고 λ_i에 해당하는 고유벡터(eigen vector)로서 길이가 1인 고유벡터를 P_i라 하는 경우 P_i는 $(n\times 1)$ 벡터가 된다.

이렇게 정의된 P_i가 i번째 주성분이 된다. P_i의 정의에 의하여 $P_i'P_i = 1$ 및 $P_i'P_j = 0$이 성립한다 ($i \neq j$). X를 k 보다 작은 m 개의 주성분에 의해 설명한다는 것은 다음과 같이 X를 나타낸다는 것이다.

$$X = \sum_{(1,m)} P_i'a_i \qquad (1)$$

여기에서 $\sum_{(1,m)}$는 i를 1에서 m까지 합하였다는 것을 나타낸다. 한편, $a_i = X'P_i$에 의해 구해지는 $(n\times 1)$ 벡터이다. a_i의 정의를 이용하여 P_i를 다음과 같이 달리 나타낼 수 있다.[2]

$$P_i = (1/\lambda_i)Xa_i \qquad (2)$$

위 식은 X를 구성하는 각각의 요인들을 a_i에 의해 가중평균함으로써 각 지역마다 하나의 값을 부과한다는 의미를 갖는다. 따라서 P_i가 하나의 지수로서의 의미를 갖는다는 사실을 알 수 있다. 이제 남은 문제는 m개의 주성분을 이용하여 하나의 지수 Q를 구축하는 것이다. 여기에서는 각 주성분들의 설명력과 각 주성분들의 각 요인들에 관한 설명력을 고려하는 가중평균에 의해 Q를 구축하기로 한다.

i번째 주성분 P_i의 설명력은 $\lambda_i/tr(X'X)$에 의해 나타난다. 따라서 P_i의 설명력에 의해 주성분들을 가중평균하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} P_i\text{들의 가중평균} &= \sum_{(1,m)} [\lambda_i/tr(X'X)]P_i \\ &= \sum_{(1,m)} [\lambda_i/tr(X'X)](1/\lambda_i)X'a_i \\ &= \sum_{(1,m)} [1/tr(X'X)]X'a_i \qquad (3) \end{aligned}$$

여기에서 $1/tr(X'X)$는 모든 지역에 대해 공

1) 서울시의 경우는 여기에서의 지역은 곧 '구'가 되며 n = 25가 된다.
2) 여기에서의 각종 식의 자세한 도출과정은 Theil(1977) 등을 참고할 수 있다.

통적으로 적용되므로 Q에 의해 각 지역별 순위를 결정하는데 어떠한 역할도 하지 못하므로 무시할 수 있다. 한편, 각 주성분들이 각 요인들을 설명하는 설명력이 각기 다르므로 위의 식을 그대로 Q로 사용하는 것은 곤란하다.

X_j를 X의 j번째 열이라고 하고 a_{ij}를 a_i의 j번째 원소라고 하자. 이 경우 i 번째 주성분이 j번째 요인을 설명하는 설명력은 $a_{ij}^2/(X_j'X_j)$에 의해 나타난다. $X_j'X_j$가 모든 주성분에 대해 공통적으로 적용되므로 이를 무시하면 a_{ij}의 가중치 ω_{ij}는 다음과 같이 나타난다.

$$\omega_{ij} = a_{ij}^2/[\sum_{i=(1,m)} a_{ij}^2] \quad (4)$$

이를 이용하여 j 번째 요인이 생활환경의 질에 영향을 주는 정도 W_j는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$W_j = \sum_{i=(1,m)} \omega_{ij} a_{ij} \quad (5)$$

지금 W를 j 번째 원소가 W_j인 (k×1) 벡터라 하면 각 주성분들의 설명력과 각 주성분의 각 요인별 설명력의 차이를 고려한 가중평균에 의해 구축되는 지수 Q는 다음과 같이 나타난다.

$$Q = XW \quad (6)$$

여기에서 Q는 (n×1) 벡터인데 Q의 i 번째 원소가 바로 i번째 지역의 생활환경의 질을 나타내는 지수가 된다. 이와 같은 방법으로 Q를 계산하면 생활환경의 질에 따라 각 지역의 순위를 매길 수 있게 된다.

Ⅲ. 서울시 자치구별 생활환경지수 추계

여기에서는 서울시의 25개 자치구를 대상으로 생활환경의 질을 추계하기로 한다. 자료처리를 위하여 각 자치구별로 순서를 정해 번호를 부여하였는데 여기에서의 순서는 '서울통계연보'의 순서에 따랐다. 자치구별 생활환경의 질을 매년 추계하는 것은 가능하지만 작업분량을 줄이기 위해 여기에서는 2002년 및 1998년의 두 해만으로 연구를 국한시키기로 한다.[3] 2002년은 이 연구를 하는 시점에서 자료를 구할 수 있는 가장 최근의 해이며 1998년은 외환위기라는 특수한 요인이 있었던 해이다.

〈표 1〉 각 자치구별로 부여된 번호

번 호	1	2	3	4	5	6	7
자치구명	종로	중	용산	성동	광진	동대문	중랑
번 호	8	9	10	11	12	13	14
자치구명	성북	강북	도봉	노원	은평	서대문	마포
번 호	15	16	17	18	19	20	21
자치구명	양천	강서	구로	금천	영등포	동작	관악
번 호	22	23	24	25			
자치구명	서초	강남	송파	강동			

1998년과 같이 특수한 요인이 있는 해를 선정한 이유는 여기에서 추계한 생활환경의 질

3) 서울시 자치구별 생활환경의 질을 나타내는 지수를 작성하는 방법론을 구축하고 이를 실제자료를 이용하여 적용해 본다는 본 논문의 목적을 달성하는 데 있어서 이용가능한 자료가 존재하는 모든 기간에 대해 생활환경의 질을 나타내는 지수를 추계할 필요는 없는 것으로 판단된다. 여기에서 대표적으로 고려되는 1998년 및 2002년 두 해이면 충분한 것으로 생각된다.

에 관한 지수가 강건성(robustness)의 조건을 만족시키는지의 여부를 검정하기 위한 것이다. 어느 추계방식이 적절하다면 외환위기와 같이 모든 자치구에 대해 같은 방향으로의 충격을 준 외부요인이 있더라도 생활환경의 질에 의해 결정한 순위에 근본적인 변화가 있어서는 안 된다. 이러한 점을 검정하기에 가장 적합한 해가 바로 1998년이다.

1. 생활환경의 질에 영향을 주는 변수의 선정

자치구별 생활환경의 질을 나타내는 지수를 구하기 위해 먼저 해야 할 일은 생활환경의 질에 영향을 주는 변수들을 선정하는 것이다. 이러한 변수들의 선정은 최소한 다음과 같은 두 가지 조건을 충족시킨다는 전제하에서 이루어져야 한다. 첫째는 이론적 및 실증적으로 생활환경의 질에 영향을 줄 것으로 입증이 가능한 변수들만을 선정해야 한다는 것이다. 둘째는 주성분 분석의 결과로 결정되는 가중치의 부호가 이론적으로 입증 가능한 것이어야 한다는 것이다. 즉, 이론적으로는 어느 변수 값의 증가가 생활환경의 질을 향상시키는 것이라면 주성분 분석의 결과로 얻어지는 가중치의 부호 역시 정(+)이 되어야 한다는 것이다.

도시간 생활환경의 질에 영향을 주는 변수들로서 고전적으로 고려된 변수들은 쾌적성 관련 변수들이었다(Liu, 1976; Roback, 1980; Roback, 1982). 도시간 생활환경의 질의 차이를 설명하는 데 있어서 이 변수들의 중요성은 여전하지만 서울시내의 자치구들의 생활환경의 질에 대한 분석에 있어서는 적합하지 않은 것으로 생각된다. 왜냐하면 서울시내의 자치구 사이의 거리가 비교적 짧기 때문이다.

도시간 생활환경의 질에 영향을 주는 다른 주요 요인으로 최근에 고려되는 것으로 지방정부의 재정환경을 들 수 있다(Gyourko and Tracy, 1991). 도시간 재정환경의 차이가 전통적인 쾌적성과 같은 경로로 도시간 생활환경의 질에 영향을 준다는 것이다. 이러한 점을 염두에 두는 경우 서울시의 자치구별 재정환경을 주요한 설명변수로 고려할 필요성을 인식할 수 있다. 쾌적성의 경우와는 달리 자치구별 재정환경은 물리적인 거리가 짧다는 것에 의해 그 중요성이 감소하지 않으며, 지방자치가 활성화될수록 그 중요성은 점차 커지게 된다.

생활환경의 질에 가장 큰 영향을 주는 것으로 자치구가 공급하는 지방공공재의 양을 들 수 있다. 자치구별 지방공공재의 공급량은 자치구가 지방공공재를 공급할 수 있는 능력, 즉 자치구의 재정환경에 의존한다. 따라서 여기에서는 각 자치구별 지방세 징수액의 차이에 의해 자치구별 지방공공재 공급능력의 차이를 고려하기로 한다. 본 논문에서 사용되는 변수의 이름은 〈표 2〉에 정리되어 있다.

〈표 2〉 각 변수의 이름

변수이름	내 용
DEN	인구밀도
EMP	300인 이상 고용 기업들의 총고용량
FIRM	300인 이상 고용 기업들의 수
LTC	시세 (LTC1 + LTC2)
LTC1	보통세 중 시세
LTC2	목적세 중 시세
LTG	구세 (LTG1 + LTG2)
LTG1	보통세 중 구세
LTG2	목적세 중 구세
PRO	공유재산액

지방세에는 보통세와 목적세가 있으며 각각은 다시 시세와 구세로 구분된다. LTC1에는 취득세, 등록세, 주민세, 자동차세, 농지세, 도축세, 레저세, 담배소비세 및 주행세 등이 포함된다. 이 중 담배소비세 및 주행세는 본청에서만 징수하므로 각 구의 징수액은 0이다. 농지세 및 도축세 등의 경우 2002년의 송파구 및 구로구의 도축세가 각기 3,483백만원 및 304백만원인 것을 제외하면 다른 구들의 경우는 모두 0이다. 한편, LTG1에는 재산세, 종합토지세 및 면허세가 포함된다. LTC2에는 도시계획세, 공동개발세 및 지방교육세가 포함되며 LTG2에는 사업소세 1개 만이 포함된다.

〈표 3〉 생활환경의 질에 영향을 주는 변수들의 상황

(2002년)

	평균	최대치	최소치	표준편차
LTC1*	246.8	989.6	103.1	197.5
LTC2*	49.6	171.4	21.1	37.8
LTC*	296.5	1161.0	124.2	232.5
LTG1*	28.0	117.6	11.4	23.4
LTG2*	5.7	29.0	0.6	7.6
LTG*	33.7	146.6	12.0	30.5
EMP**	25.2	104.5	3.1	29.9
FIRM	34.3	154.0	4.0	38.9
PRO*	752.1	3362.8	196.2	650.1
DEN	18.1	28.0	7.7	5.2

(1998년)

	평균	최대치	최소치	표준편차
LTC1*	129.9	437.7	46.1	98.5
LTC2*	13.5	46.9	6.5	8.9
LTC*	143.4	484.6	52.6	106.9
LTG1*	26.2	102.5	11.9	19.9
LTG2*	3.8	16.8	0.5	4.7
LTG*	30.0	119.3	12.4	24.1
EMP**	32.2	131.0	1.2	37.3
FIRM	35.5	147.0	3.0	38.9
PRO*	679.1	3301.5	105.3	635.8
DEN	18.1	27.9	8.0	5.3

*: 십억원 **: 천명 FIRM: 개 DEN: 1000명/Km^2

LTC1이 큰 자치구는 강남구, 서초구, 송파구, 중구 및 영등포구인 것으로 나타났다. 한편, 자치구별 LTC1의 차이는 강남구의 LTC1의 가속적 증가에 의해 2002년의 경우가 1998년에 비해 훨씬 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 점은 〈표 3〉에 의해 확인될 수 있는 바 LTC1의 표준편차는 1998년의 98.5에서 2002년에는 197.5로 2배 정도 증가하였다. LTC2가 큰 자치구는 강남구, 송파구, 서초구, 영등포구 및 중구인 것으로 나타났다. 자치구별 LTC2의 차이는 시간이 지날수록 더욱 확대되고 있는데 그 확대의 정도는 LTC1보다 더 심한 것으로 나타났다. 이러한 점은 〈표 3〉에 의해 확인될 수 있는데 LTC2의 표준편차는 1998년의 8.9에서 2002년에는 37.8로 4배 정도 증가하였다.

LTG1이 큰 자치구는 강남구, 서초구, 중구, 송파구 및 영등포구인 것으로 나타났다. 자치구별 LTG1의 절대수준 및 차이는 시간이 지남에 따라 크게 변화하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 점은 〈표 3〉에 의해 확인될 수 있는데 LTG1의 표준편차는 1998년의 19.9에서 2002년에는 23.4로 약간 증가하는 데 그쳤다. LTG2가 큰 자치구는 강남구, 중구, 영등포구, 서초구 및 종로구인 것으로 나타났다. 자치구별 LTG2의 절대수준 및 차이는 시간이 지남에 따라 크게 변화하지는 않지만 그 변화의 정도가 LTG1 보다는 큰 것으로 나타났다. 이러한 점은 〈표 2〉에 의해 확인될 수 있는데 LTG2의 표준편차는 1998년의 4.7에서 2002년에는 7.6으로 1.5배 정도 증가하였다.

본 연구에서 고려되는 자치구의 수는 25개 즉, 표본의 수가 25개에 불과하다, 따라서, 생

활환경의 질에 영향을 주는 변수를 지니치게 많이 선정할 수 없으므로 LTC = LTC1 + LTC2, 및 LTG = LTG1 + LTG2의 두 개의 변수로 압축하여 사용하기로 한다. 여기에서 고려되는 LTC 및 LTG는 모두 지자체가 공급하는 지방공공재의 수준을 포괄적으로 나타내는 대리변수인 것으로 이해할 수 있다.

이 경우 제기할 수 있는 의문의 하나는 LTC 및 LTG를 각 자치구별 인구로 나눈 값을 이용하여야 하지 않는가 하는 것이다. 지방공공재의 비경합적 특성을 감안하는 경우 이러한 주장은 크게 타당성을 가질 수 없다. 문제는 지방공공재의 혼잡성의 정도를 어느 정도로 인정할 것인가이다. 만일 지방공공재의 혼잡의 정도가 매우 극심하여 거의 사적재화와 같은 상황이라면 일인당 세액을 사용하는 것이 타당하다. 그러나, 지방공공재의 혼잡이 이정도로 심하다고 믿을 근거는 없다. 따라서 지방공공재의 혼잡성 요인은 재정지출액이 주민들의 삶의 질에 주는 영향을 과대평가하게 한다는 정도의 인식이 적합한 것으로 생각된다.

한편 서울시 자치구의 경우는 지리적으로 상당히 인접하고 있으므로 지방공공재가 배타적으로 공급된다고 보기는 어렵다. 즉, 외부성이 존재한다는 것으로서 지방공공재가 특정 자치구 주민들의 삶의 질에 미치는 효과가 그 자치구의 재정지출뿐만 아니라 인접 자치구의 재정지출에도 일부 의존한다는 것을 나타낸다. 이는 재정지출액 이상으로 주민의 삶의 질에 영향을 주는 요인이 존재한다는 것을 의미한다. 혼잡성과 외부성 요인 중 어느 요인이 압도할지에 대한 사전 정보는 없다. 따라서 여기에서는 이들의 요인이 비기는 것으로 단순하게 생각하여 재정지출액을 고려하기로 한다.

지자체의 재정환경 중 경제적 능력 및 잠재력을 나타내는 지표로서 PRO를 고려하기로 한다. 어느 자치구의 공유재산이 많다는 것은 필요시 이 공유재산을 처분하여 중요한 지방공공재의 공급에 충당할 수 있음을 나타내므로 지방공공재 공급의 잠재력을 나타내는 것으로 이해할 수 있다. 자치구의 공유재산에는 토지, 건물, 기계기구, 선박, 항공기, 입목죽, 공작물, 기타 등이 포함된다. 2002년의 경우 평가액을 기준으로 보면 약 94.5%가 토지이며 약 5%가 건물이다. 자치구에 따라 공작물을 보유한 구들이 다수 있으며 선박, 항공기의 경우는 모든 자치구의 경우 0이고 기계기구의 경우는 동작구의 약 21억원을 제외하면 나머지 자치구는 모두 0이다.

PRO가 큰 자치구는 강남구, 송파구, 서초구, 중구 및 양천구 것으로 나타났다. 한편, PRO의 경우는 2002년의 경우의 값이 1998년에 비해 감소한 자차구가 존재한다. 그러나 PRO의 값이 증가한 자치구들의 증가의 정도가 감소한 자치구들의 감소의 정도를 능가하여 평균치는 1998년의 6,791억원에서 2002년에는 7,521억원으로 증가하였다. 또한, 〈표 3〉에 나타난 바와 같이 2002년의 경우 PRO의 표준편차는 650.1로서 LTC 및 LTG의 경우보다 훨씬 더 큰 것으로 나타났다.

지역간 소득불평등에 관한 연구결과들 중 주목할만한 것의 하나는 산업구조 및 제도적 장치 등과 같은 요인의 역할에 관한 것이다 (Lobado et al., 1999). 산업구조가 소득불평등

에 영향을 주는 주요인이라는 것은 자치구별 산업의 현황이 자치구별 생활환경의 질에 영향을 주는 요인이 됨을 의미한다. 이러한 점에 기초하여 각 자치구별 생활환경의 질에 영향을 줄 수 있는 다른 변수로서 각 자치구에 위치한 대기업의 현황을 생각하기로 한다. 어느 자치구에 대기업들에 몰려 있다는 것은 그 자치구의 입지여건이 그만큼 좋다는 것을 단적으로 나타낸다. 대기업체의 집중은 필연적으로 금융을 포함한 서비스업의 발달 및 기타 편의시설의 고급화 및 대형화 등을 초래한다. 이러한 요인들이 생활환경의 질에 영향을 줌은 물론이다.

여기에서는 통상적인 기준에 따라 종업원 수 300인 이상의 기업을 대기업으로 구분하였다. 각 자치구별 300인 이상을 고용하는 기업의 수, FIRM와 종사원수의 합, EMP를 고려하였다. FIRM 및 EMP가 큰 자치구는 강남구, 영등포구, 중구, 종로구 및 서초구로 동일하였다.

한편, 다른 경우와는 달리 FIRM 및 EMP는 시간이 지남에 따라 감소하는 추세를 보이고 있다. 이는 서울시의 인구감소 추세와 함께 수반되는 현상으로서 대부분의 자치구에 공통적으로 나타나는 현상으로 파악된다. 만일 FIRM 및 EMP가 생활환경의 질을 개선시키는 요인이라면 이들의 감소는 장기적으로 서울시민의 생활환경의 질을 저하시키는 요인으로 작용할 수 있다.

다음으로 고려할 수 있는 것은 인구밀도, DEN이다. 인구밀도가 생활환경의 질에 미치는 영향은 이중적이다. 하나는 인구밀도가 높은 것이 혼잡과 연관되어 생활환경의 질을 감소시키는 요인이 되는 경우이다. 다른 한편으로는 어느 지역의 인구밀도가 높다는 것은 그만큼 그 지역의 비교우위가 높아 인구를 흡수하였다는 것을 의미할 수도 있다. 이 경우 인구밀도는 생활환경의 질이 높다는 것을 반증하는 요인으로 고려될 수 있다.

사전적으로 어느 요인이 더 강할 것인지를 짐작하기는 쉽지 않다. 그러나 다음과 같은 추론은 가능할 것으로 생각된다. 즉, 지리적 거리가 상당한 정도에 달하는 도시간 비교의 경우는 인구밀도가 혼잡, 공해 등의 증가와 연관되어 생활환경의 질을 저하시키는 요인으로 작용할 가능성이 높다(서승환, 1995; Mills and Hamilton, 1994; Polinsky and Rubinfeld, 1979; Rosen, 1979). 그러나 서울시내의 자치구별 비교의 경우에 있어서는 어느 한 자치구의 인구밀도가 높은 것이 그 자치구만의 공해를 증가시키는 요인으로 국한시켜 이해하는 것이 불가능하다, 따라서 본 연구의 경우에 있어서는 인구밀도가 오히려 자치구별 인구흡인력의 요인을 나타낼 가능성이 더 높을 것으로 생각된다. DEN이 높은 자치구는 동대문구, 동작구, 중랑구, 광진구 및 서대문구 등인 것으로 나타났다. 한편, 시간의 변화에 따르는 DEN의 변화는 아주 미미한 것으로 나타났다.

이상이 본 연구에서 고려되는 생활환경의 질에 영향은 미치는 변수들이다. 실제의 분석에 있어서는 여기에서 언급된 변수들 이외에도 40m 이상 광로의 면적, 근린공원의 개수, 주차장 면수, 주택보급률 등을 추가로 고려하였다. 그러나, 이러한 변수들은 실증분석의 결과 생활환경의 질을 나타내는 변수로 고려하

기에 적절하지 않은 것으로 나타나 제외하였다.[4)]

2. 서울시 자치구별 생활환경지수 추계

여기에서는 주성분 분석에 의해 2002년 및 1998년의 자치구별 생활환경의 질을 추계하기로 한다. 생활환경의 질을 추계하기 위해 이용한 자료는 〈표 3〉에 요약된 바와 같으며 주성분 분석의 결과는 〈표 4〉에 나타나 있다.

〈표 4〉 주성분 분석의 결과

(2002년)

고유근	누적설명력	변수명	a_1	a_2	W
4.5306	0.7551	LTC	0.4525	0.1824	0.4142
0.9956	0.9210	LTG	0.4651	0.0766	0.4548
		PRO	0.3638	0.5549	0.4973
		FIRM	0.4476	-0.1184	0.4105
		EMP	0.4317	-0.1796	0.3415
		DEN	-0.2451	0.7785	0.6865

(1998년)

고유근	누적설명력	변수명	a_1	a_2	W
0.4282	0.7551	LTC	0.4629	0.0689	0.4543
1.0555	0.9211	LTG	0.4643	0.1005	0.4480
		PRO	0.3149	0.6406	0.5772
		FIRM	0.4569	-0.1251	0.4399
		EMP	0.4458	-0.0824	0.4041
		DEN	-0.2514	0.7431	0.6409

〈표 4〉에서 고유근은 각 주성분에 해당하는 고유근 λ_i이며 누적설명력은 주성분이 추가될 때마다 주성분들에 의한 X의 설명력이 어떻게 되는가를 나타낸다. 여기에서 Ⅱ.에서의 기호를 따른다면 예를 들어 X의 첫 번째열 X_1은 LTC의 값을 자치구별로 늘어놓은 (25×1) 벡터가 된다. 2개의 주성분에 의한 누적설명력은 90% 이상으로 이 정도면 충분하다고 보아 생활환경의 질, Q를 구하는 데 있어서 두 개의 주성분만을 이용하기로 하였다.

Ⅱ.에서의 식 (5)의 a_{ij}에 해당하는 값들은 〈표 4〉의 a_1 및 a_2의 변수들로 이루어진 행렬의 원소들로 나타난다. 예를 들어 2002년의 경우 a_{24}는 a_2의 네 번째 원소인 FIRM이 나타내는 바 -0.1194가 된다. Ⅱ.에서의 식 (5)와 같이 W_j를 구한 결과는 〈표 4〉의 W열에 의해 나타나고 있다. 주성분 분석에 의해 W가 구해지면 Ⅱ.의 식 (6)에 의해 Q를 구할 수가 있다. 그러나 이 경우 각 변수들은 측정단위가 상이하므로 원자료를 그대로 식 (6)에 대입하여 Q를 구하는 것은 곤란하다. 여기에서의 목적이 생활환경의 질에 따라 자치구별 순위를 결정하고 그 격차를 살펴보는 것이므로 위와 같은 문제는 각 변수들을 표준화함으로써 해결할 수 있다.

임의의 변수 A에 관하여 ZA를 ZA = (A - A의 평균)/(A의 표준편차)로 정의하자. 이를 이용하여 구한 생활환경의 질을 나타내는 지수를 QZ라 하면 2002년 및 1998년의 QZ는 각기 다음과 같이 나타난다.[5)]

---

4) 여기에서 적합하지 않다는 것은 주성분 분석의 결과 얻은 가중치의 부호가 이론적 및 논리적인 추론과 반대이거나 혹은 가중치의 절대적인 크기가 아주 미미하다는 것을 의미한다.

5) 여기에서의 모형은 회귀분석모형이 아니라 주성분 분석의 가중치를 이용하여 구축한 모형이다. 따라서 지방공공재의 비배타성의 여부에 상관없이 공간자기상관(spatial autocorrelation)의 문제는 없다.

(2002년)

$$QZ = 0.4142 \times ZLTC + 0.4548 \times ZLTG + 0.4973 \times ZPRO + 0.4105 \times ZFIRM + 0.3415 \times ZEMP + 0.6865 \times ZDEN$$

(1998년)

$$QZ = 0.4543 \times ZLTC + 0.4480 \times ZLTG + 0.5772 \times ZPRO + 0.4399 \times ZFIRM + 0.4041 \times ZEMP + 0.6409 \times ZDEN \quad (7)$$

위와 같이 QZ를 구한 결과 QZ의 평균은 2002년 및 1998년 모두 0이었으며 표준편차는 각기 1.7957, 1.9410이었다. QZ를 이용하여 자치구별 생활환경의 수준에 따라 순위를 매기는 것은 가능하다. 그러나 여기에서는 시각적인 편의를 위하여 생활환경지수가 최대인 자치구의 지수값이 100이 되도록 조정하며 자치구별 생활환경지수의 차이가 QZ의 표준편차에 의해 적절하게 조정될 수 있도록 Q를 다시 결정하기로 한다. 어느 해의 QZ의 최대치를 $max(QZ)$, QZ들의 표준편차를 $std(QZ)$라 하는 경우 Q는 다음과 같이 나타난다.

$$Q = [100 - max(QZ) \times std(QZ) \times 2] + std(QZ) \times QZ$$

이와 같이 계산된 Q를 크기순으로 늘어놓은 결과는 〈표 5〉에 나타나 있다. 2002년의 Q의 평균은 75.53, 표준편차는 6.45로 얻어졌으며 최대치는 강남구의 100.00 최소치는 강북구의 69.01로 나타났다. 한편, 1998년의 경우 Q의 평균은 71.85, 표준편차는 7.55로 얻어졌으며 최대치는 강남구의 100.00 최소치는 강북구의 63.47로 얻어졌다.

〈표 5〉 자치구별 생활환경의 질 추계결과

2002년			1998년		
순위	자치구명	Q	순위	자치구명	Q
1	강남구	100.00	1	강남구	100.00
2	중구	84.46	2	중구	82.41
3	영등포구	81.99	3	영등포구	81.87
4	송파구	81.70	4	송파구	76.80
5	양천구	78.34	5	양천구	76.21
6	서초구	78.10	6	서초구	74.24
7	동대문구	77.67	7	동대문구	73.28
8	동작구	75.69	8	동작구	71.66
9	구로구	74.10	9	종로구	71.57
10	종로구	74.09	10	강동구	70.61
11	마포구	74.02	11	마포구	70.60
12	서대문구	73.97	12	중랑구	70.08
13	중랑구	73.92	13	서대문구	70.05
14	광진구	73.85	14	광진구	69.92
15	강동구	73.66	15	성북구	68.84
16	노원구	73.30	16	금천구	68.83
17	성동구	72.80	17	구로구	68.73
18	금천구	72.53	18	노원구	68.38
19	관악구	72.33	19	성동구	67.87
20	성북구	72.30	20	관악구	67.83
21	도봉구	70.68	21	용산구	66.78
22	강서구	70.62	22	강서구	65.94
23	용산구	69.67	23	도봉구	65.78
24	은평구	69.42	24	은평구	64.47
25	강북구	69.01	25	강북구	63.47

여기에서 구한 Q가 정당한 것이기 위하여는 안정성이 보장되어야 한다. 즉, 시간의 흐름에 따라 자치구별 Q의 순위가 바뀌는 것은 당연한 일이지만 그 바뀌는 정도가 극심하지 말아야 한다는 것이다. 시간의 흐름에 따라 순위가 어느 정도로 변화하는 것이 극심한지는 물론 주관적 판단에 의존할 수밖에 없다. 여기에서는 스피어만(Spearman)의 순위상관계수(rank

correlation coefficient)가 0.9 이상이면 순위에 극심한 변화가 없는 것으로 간주하기로 한다.[6)]

지금, 2002년 및 1998년의 자치구별 생활환경의 질을 구한 결과를 이용하여 자치구별로 순서를 매긴 결과를 각기 RQ_{2002} 및 RQ_{1998}이라 하자. 지금 $D \equiv (RQ_{2002} - RQ_{1998})$이라 하는 경우 2002년 및 1998년의 자치구별 순위의 변동이 없는 경우 D의 절대값은 매우 작은 값이 될 것이다. 이러한 점에 착안하여 구축된 것이 스피어만의 순위상관계수, RC,이다. 표본의 크기가 n인 경우 RC는 다음과 같이 나타난다.

$$RC = 1 - 6\sum D^2 / [n(n^2 - 1)]$$

이상의 방법에 의해 순위상관계수를 구한 결과 RC = 0.9424를 얻었다, 이는 앞에서 언급된대로 여기에서의 방법에 의해 자치구별 생활환경의 질에 관한 지수를 구한 후 이에 기초하여 순위를 매기는 경우 그 결과가 매우 안정적임을 나타내는 것이다. 즉, 주성분 분석방법을 적용하는 것의 정당성을 보장하는 것이다.

여기에서 구한 Q가 정당하다는 것을 다른 각도에서 알아보기 위하여 상위 5개 자치구 및 하위 5개 자치구의 표준화된 요인들의 값이 얼마인지를 살펴보기로 한다. 이를 정리한 〈표 6〉에 의하면 상위 5개 자치구는 각 요인별로 골고루 높은 점수를 얻었으며 하위 5개 자치구는 각 요인별로 골고루 낮은 점수를 얻었음을 알 수 있다. 이는 곧 어느 하나의 요인이 압도하여 순위에 영향을 준 경우가 없다는 것을 나타난다. 따라서 여기에서의 방법과 같이 Q를 구하고 이에 따라 순위를 매기는 절차는 정당하다고 할 수 있다.

〈표 6〉 상위 5개 자치구와 하위 5개 자치구의 비교

(2002년)

순위	자치구명	ZLTC	ZLTG	ZPRO	ZFIRM	ZEMP	ZDEN
1	강남구	3.71	3.71	4.01	3.07	2.65	-0.85
2	중구	1.15	1.61	0.38	1.84	2.45	-0.74
3	영등포구	0.77	0.86	-0.47	1.99	1.96	-0.25
4	송파구	1.42	0.67	1.70	-0.18	-0.30	0.21
5	양천구	-0.25	-0.43	0.33	-0.49	-0.56	1.91
21	도봉구	-0.60	-0.69	-0.47	-0.67	-0.73	-0.02
22	강서구	-0.06	-0.07	-0.74	-0.41	-0.18	-1.08
23	용산구	-0.33	-0.23	-0.65	-0.18	-0.21	-1.32
24	은평구	-0.55	-0.59	-0.85	-0.62	-0.57	0.02
25	강북구	-0.72	-0.66	-0.67	-0.67	-0.71	-0.52

(1998년)

순위	자치구명	ZLTC	ZLTG	ZPRO	ZFIRM	ZEMP	ZDEN
1	강남구	3.19	3.64	4.12	2.87	2.51	-0.76
2	중구	2.26	1.66	0.15	1.71	1.92	-1.04
3	영등포구	1.11	0.94	-0.56	2.48	2.65	-0.29
4	송파구	0.93	0.89	0.47	-0.06	-0.00	0.32
5	양천구	-0.35	-0.50	1.36	-0.57	-0.49	1.83
21	용산구	-0.25	-0.23	-0.63	0.09	0.16	-1.28
22	강서구	-0.24	-0.00	-0.90	-0.34	-0.15	-1.06
23	도봉구	-0.66	-0.71	-0.69	-0.66	-0.71	0.04
24	은평구	-0.67	-0.57	-0.84	-0.71	-0.76	-0.36
25	강북구	-0.84	-0.73	-0.69	-0.83	-0.84	-0.53

각 자치구별 생활환경의 질의 순위를 매길 수 있는 가장 단순한 방법의 하나로 각 요인별로 순위를 매긴 후 이들의 평균 순위에 의하여 전체 순위를 매기는 방법을 생각할 수 있다. 이러한 단순순위 평균법은 계산이 비교적 간단하다는 이점은 있으나 순위의 차이가 변수

6) 스피어만 순위계수가 얼마이상이면 순위에 차이가 없는 것으로 간주할 수 있는지에 대한 통계이론적 기초는 없다. 여기에서는 편의상 상당히 높은 수준으로 볼 수 있는 0.9를 하나의 기준으로 삼았다.

의 차이를 제대로 반영하지 못하며 각 변수들이 생활환경의 질에 영향을 주는 정도가 상이할 수 있다는 사실을 고려할 수 없으므로 주성분 분석을 이용하는 것보다 열등하다고 말할 수 있다.

단순순위 평균법하에서의 순위의 차이가 변수의 차이를 반영하지 못한다는 것을 이해하기 위하여 다음의 예를 생각하기로 하자. 공유재산액에 따라 순위를 매긴 결과 순위가 10인 자치구의 공유재산액은 201이고 순위가 11인 자치구의 공유재산액은 200이라고 하자. 이 경우 두 자치구의 순위의 차이는 1이며 공유재산액의 차이도 1이 된다. 순위가 10인 자치구의 공유재산액이 200이고 순위가 11인 자치구의 공유재산액이 100인 경우 두 자치구의 순위의 차이는 1이지만 공유재산액의 차이는 100이 된다.

단순순위 평균법에 의하며 위의 두 가지 경우 두 자치구의 생활환경의 질의 차이는 1로 동일하다. 그러나 공유재산액의 차이가 1인 경우와 100인 경우 두 자치구의 생활환경의 질의 차이가 동일하다고 볼 수는 없다. 즉, 주성분 분석의 경우는 단순히 순위만을 결정하는 것이 아니라 자치구별 생활환경이 질의 차이의 상대적 수준까지도 고려할 수 있다는 점에서 단순순위 평균법에 비해 우월하다고 말할 수 있는 것이다.

한편, 단순순위 평균법하에서는 각 변수별 순위를 단순평균하는데 이는 모든 변수들이 생활환경의 질에 미치는 영향이 동일하다고 가정하는 것과 같다. 그러나 〈표 4〉의 주성분 분석의 결과에서 알 수 있는 바와 같이 각 변수별 가중치는 상이한 것이 일반적이다. 이러한 점에서 단순순위 평균법에 추가적인 문제가 있다는 점을 알 수 있다.

〈표 7〉 주성분 분석과 단순순위평균법의 비교

자차구 번호	RANK	SRANK	차이의 절대값
1	10	7	3
2	2	2	0
3	23	13	10
4	17	20	3
5	14	18	4
6	7	9	2
7	13	22	9
8	20	16	4
9	25	25	0
10	21	23	2
11	16	16	0
12	24	23	1
13	21	15	6
14	11	6	5
15	5	8	3
16	22	12	10
17	9	10	1
18	18	21	3
19	3	5	2
20	8	11	3
21	19	19	0
22	6	4	2
23	1	1	0
24	4	3	1
25	15	13	2

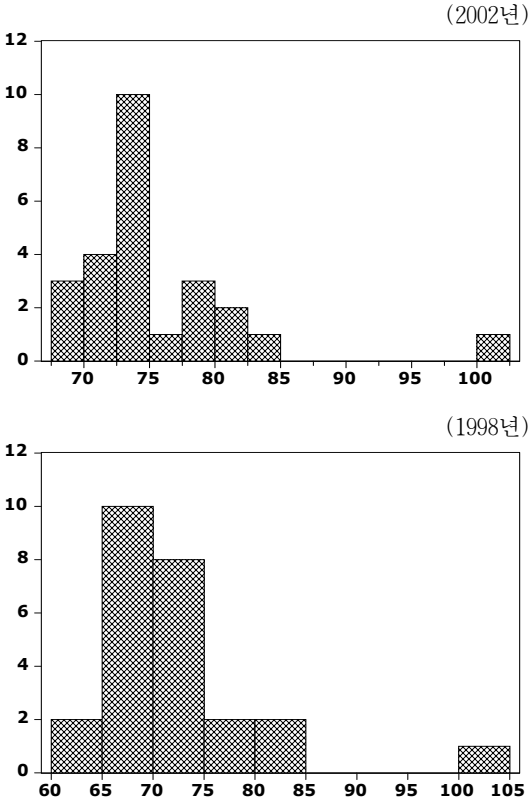
이와 같은 점에도 불구하고 단순순위 평균법에 의해 자치구별 순위를 매긴 결과가 주성분 분석에 의해 순위를 매긴 결과와 유사하다면 단순순위 평균법을 간이방법으로 사용할 수도 있다. 이러한 가능성을 알아보기 위하여 Q에 의해 결정한 순위, RANK와 단순순위 평균법에 의해 결정한 순위, SRANK를 비교한 결과는 〈표 7〉과 같다. RANK와 SRANK의 차이가 10에 달하는 자치구가 2개 9에 달하는

자치구가 1개 나타나는 등 양자는 상당한 차이를 보이고 있음을 알 수 있다. 또한 RANK와 SRANK 사이의 순위상관계수를 구한 결과는 0.84로 비교적 낮게 얻어졌다. 이러한 점을 감안하는 경우 단순순위 평균법을 이용하여 자치구별 순위를 결정하는 것은 적절하지 않은 것으로 결론지을 수 있다.

Ⅳ. 서울시 자치구별 생활환경의 질에 대한 비교분석

여기에서는 자치구별 생활환경의 질에 대한 분석을 수행하기로 한다. 먼저 Q의 분포에 관해 살펴 보기로 한다. 2002년 및 1998년의 Q의 분포형태를 히스토그램에 의해 나타낸 것이 〈그림 1〉이다. 2002년 및 1998년의 왜도는 각기 2.35 및 2.37로 얻어져 분포의 형태가 꼬리가 오른쪽으로 긴(skew to the right) 형태를 취하는 것으로 나타났다. 실제로 Q의 평균치를 넘는 자치구의 수는 2002년 및 1998년의 경우 각기 8개 및 7에 불과한 상황이다. 이러한 결과를 초래한데에 강남구의 역할이 큰 것이 사실이기는 하지만, 강남구를 제외한 다른 자치구들만을 대상으로 하여 분석하여도 분포의 형태가 꼬리가 오른쪽으로 긴 형태를 갖는다는 점은 변화가 없다.

분포의 형태가 정규분포인지의 여부를 검정하는 자끄-베라(Jarque-Bera) 통계량의 값은 2002년 및 1998년의 경우 각기 65.44 및 58.24로 얻어져 1% 미만의 유의수준하에서 정규분포가 아니라고 결론지을 수 있다. 이러한 결론은 강남구를 제외하여도 마찬가지이다.



〈그림 1〉 Q의 분포형태

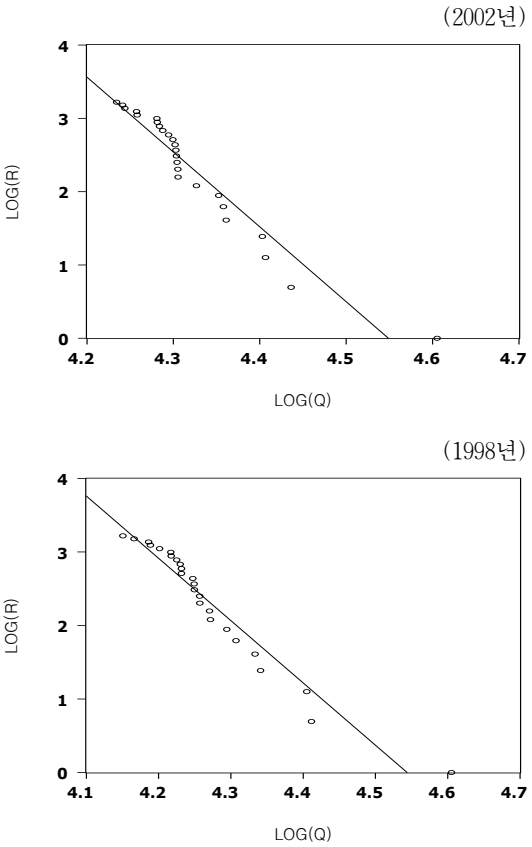
〈표 5〉 및 〈그림 1〉에 나타난 결과 중 주목할만한 사실은 강남구의 생활환경의 질이 다른 자치구들에 비하여 월등하게 높은 것으로 보인다는 것이다. 문제는 강남구의 생활환경의 질이 다른 자치구들에 비해 얼마나 높은 것으로 인식할 수 있는가 하는 것이다. 이를 인식하는 방법에는 여러 가지가 있을 수 있으나 개념적으로는 다음의 두 가지로 대별할 수 있다.

먼저 생각할 수 있는 것은 모든 자치구의 생활환경의 질이 동일한 것이 가장 바람직한 상태라는 것을 전제로 하는 극단적인 결과적 평등주의에 기초한 견해이다. 이 견해에 의하는 경우 강남구의 생활환경의 질과 모든 자치구의 평균적인 생활환경의 질을 비교하거나 순

위가 가장 낮은 자치구의 생활환경의 질과 비교하게 된다. 그러나 이러한 견해는 지역과 같이 선택집합이 볼록성의 공리(convexity)를 만족시키지 않는 경우 후생경제학의 정리가 성립되지 않는 경우에 있어서는 논리적 정당성을 확보하기 어렵다.

따라서 여기에서는 자치구별 생활환경의 질의 차이가 존재하는 것이 자연스러운 것이라는 관점에서 강남구의 생활환경의 질을 어느 수준으로 파악해야 할 것인지에 초점을 맞추기로 한다. 이를 위하여 '평균치적 추세로부터의 이탈'의 개념을 이용하기로 한다. 생활환경의 질에 따라 순위를 매기는 경우 순위가 생활환경의 질사이에는 역관계가 성립하며 그들 사이의 민감도는 회귀계수의 크기에 의존하게 된다.

순위와 생활환경의 질(Q) 사이의 관계를 그림으로 나타낸 것이 〈그림 2〉이다. 〈그림 2〉에서의 직선은 회귀선이다.[7] 순위가 1인 강남구의 경우 실제치는 회귀선보다 매우 오른쪽에 위치하고 있는데 이는 순위 상승에 따른 평균치적 Q의 상승보다 실제 Q가 훨씬 더 크다는 것을 의미한다. 그러나 실제치와 평균치적 추세를 비교하는 데 있어서 〈그림 2〉와 같이 강남구를 포함한 회귀분석의 결과를 이용하는 것은 곤란하다. 왜냐하면 강남구를 표본에 고려하는 경우 회귀방정식의 계수가 절대값이 큰 쪽으로 심하게 왜곡되기 때문이다.



〈그림 2〉 순위와 Q 사이의 관계

이런 점을 감안하기 위해 강남구를 제외한 순위가 2 - 25인 자치구들을 대상으로 회귀분석을 하기로 한다. 2002년 및 1998년의 경우를 대상으로 수행한 회귀분석의 결과는 다음과 같다.[8]

---

7) 여기에서는 암묵적으로 log(순위)와 log(생활환경의 질) 사이에 선형관계가 성립하는 것을 전제로 하였다. 이는 log(순위)와 log(도시규모) 사이에 선형관계가 성립한다는 도시규모분포이론을 원용한 것이다. 도시규모분포 이론의 방법론을 이용하면 이 경우의 이론적 토대를 만들 가능성이 있는 것으로 생각되나, 엄밀한 이론적 타당성에 대한 연구 및 정교한 모형의 개발 등은 차후 연구과제로 남기기로 한다.

8) 여기에서의 추정은 통상최소자승법(ordinary least square method, OLS)을 이용하였다. OLS란 오차의 제곱의 합을 극소화할 수 있도록 추정치를 구하는 방법이다.

(2002년)

$\log$ RANK = 57.7458 - 12.8385 $\log$ Q
(24.19) (23.18)
adj-R^2: 0.96

(1998년)

$\log$ RANK = 46.0777 - 10.2586 $\log$ Q
(25.98) (24.63)
adj-R^2: 0.96

위의 각각의 회귀방정식에 RANK = 1을 대입한 후 Q를 구하는 경우 이 값이 강남구의 평균치적 추세에 의한 생활환경의 질이 된다. 이러한 방식으로 강남구의 평균치적 추세를 구한 결과 2002년 및 1998년의 값은 각각 89.84 및 89.26으로 얻어졌다. 한편 실제치는 각각 100이므로 2002년 및 1998년의 경우 각기 평균치적 추세치에 비해 11.3% 및 12.0% 정도 더 높다고 말할 수 있다. 여기에서 이 수치를 이해하는 데 있어서 유의할 점은 생활환경의 질을 추계하는 데 있어서 소득이라는 요인을 고려하지 않았으므로 개인 생활수준의 차이와는 무관한 개념이라는 것이다.

강남구의 생활환경의 질이 얼마나 높은 것으로 판단하는가에는 주관성이 개입될 여지가 많다. 하나의 합리적인 기준으로 평균치적 추세로부터의 이탈이라는 점을 감안하는 경우 11~12% 정도 더 높은 것으로 나타났다. 여기에서 11~12%라는 수치가 매우 큰 수치임을 이해하기 위해 다음의 예를 생각하기로 하자. 평균적인 의미를 생각하기 위해 2002년의 경우 순위가 13위로 중간인 자치구의 경우를 대상으로 생각하기로 한다. 이 자치구의 경우 Q의 값이 73.92이므로 이의 11%에 해당하는 값은 8.13으로서 이 자치구의 Q의 값이 11% 증가하면 Q = 73.92 + 8.13 = 82.05가 된다. 2002년의 경우 순위가 4인 자치구의 Q의 값이 81.70으로서 이 값과 비슷하다.

2002년의 경우 순위가 13인 자치구의 QZ의 값은 -0.44였으며 순위가 4인 자치구의 QZ의 값은 1.71이었으므로 순위가 13인 자치구가 Q의 값을 11% 정도 증가시킨다는 것은 QZ의 값을 약 1.71 - 0.44 = 1.27 증가시킨다는 것을 의미한다. 식 (7)에 의할 때 QZ를 증가시키기 위해서는 ZLTC, ZLTG, ZPRO, ZFIRM, ZEMP 및 ZDEN 등을 증가시켜야 한다. 여기에서는 편의상 ZLTC, ZLTG 및 ZPRO의 세 개의 값을 변화시키는 경우를 생각하기로 한다.

QZ의 값을 1.27만큼 증가시키는 ZLTC, ZLTG 및 ZPRO 값의 조합은 무한히 많이 존재한다. 여기에서의 분석 목적이 Q의 11% 증가가 어느 정도의 의미인지를 개략적으로 파악하는데 있으므로 사전에 시나리오를 미리 정해 고려할 필요는 없다. 따라서, 여기에서는 ZLTC, ZLTG 및 ZPRO를 모두 0.9씩 증가시키는 경우를 생각한다. 식 (7)에 의할 때 ZLTC, ZLTG 및 ZPRO를 각기 0.9씩 증가시키는 경우 QZ의 값은 $0.4142 \times 0.9 + 0.4548 \times 0.9 + 0.4973 \times 0.9 = 1.23$ 만큼 증가한다.

표준화 변수의 정의를 이용하여 Q를 11% 증가시키기 위해 요구되는 각 변수들의 값을 구할 수 있으며 이를 기존의 변수 값과 비교할 수 있다.[9] 계산결과 요구되는 LTC, LTG 및

9) 예를 들어 ZLTC의 경우 LTC의 평균이 296.5, 표준편차가 232.5 이므로 ZLTC = (LTC - 296.5)/232.5가 된다. 순위가 13인 자치구의 2002년의 ZLTC의 값이 -0.5337이었으므로 이 값을 0.9 증가시키면 요구되는 ZLTC의 값은 0.3663이 된다. 이 값을 위의 표준화식에 대입하면 요구되는 LTC의 값을 구할 수 있으며 이를 실제 LTC의 값과 비교할 수 있다.

PRO의 값은 각기 381.6, 41.2 및 1127.9인 것으로 얻어졌다. 2002년의 경우 순위가 13인 자치구의 LTC, LTG 및 PRO의 실제치는 각기 172.3, 13.9 및 542.8이었다. 이는 순위가 13인 자치구가 생활환경의 질을 나타내는 지수를 11% 정도 증가시키기 위해서는 자치구에서 징수하는 시세가 현재의 2.21배, 구세는 현재의 2.97배, 공유재산은 현재의 2.08배 만큼의 증가가 동시에 이루어져야 한다.

이 예가 나타내는 바는 Q의 11% 상승을 위해 요구되는 조건을 달성한다는 것이 대단히 어렵다는 사실을 알 수 있다. 이는 다른 한편으로는 Q값의 사소한 차이가 실제로는 엄청난 격차를 의미한다는 것을 나타낸다. 이런 점에 비추어 강남구의 Q의 값이 평균치적 추세에서 11~12% 정도 크다는 것은 실로 엄청난 격차라는 사실을 인식할 필요가 있다. 실제로 2002년의 경우 순위가 1인 강남구의 LTC, LTG 및 PRO의 값은 순위가 2인 중구에 비해 각기 2.06배, 1.77배 및 3.36배에 달하고 있다.

여기에서의 분석결과에 의하면 각 자치구별 생활환경의 질을 나타내는 지수의 차이는 수치상의 차이와는 달리 실제로는 엄청나게 큰 차이임을 나타낸다. 이러한 차이에 영향을 주는 다양한 요인들이 고려되었지만 가장 중요한 요인들의 하나는 지방자치단체의 재정력이다. 다시 말해 자치구별 재정력의 격차가 엄청난 생활환경의 질의 차이를 초래하는 주 요인이라는 것이다. 이러한 점을 인식하는 경우 재원을 자치구에 배분하는 경우 생활환경의 질의 차이를 중요한 가중치로 고려하는 것이 공정한 배분을 보장하는 전제가 됨을 알 수 있다.

V. 요약 및 결론

본 연구에서는 주성분 분석을 이용하여 서울시 자치구별 생활환경의 질을 추계하였으며 이에 대한 비교분석이 수행되었다. 생활환경의 질에 영향을 주는 요인들로 시세 및 구세 수입액, 대기업 수 및 대기업 종업원수, 자치구의 공유재산액, 인구밀도 등이 고려되었다.

주성분 분석의 결과 구한 생활환경의 질에 따라 자치구별 순위를 매기는 경우 2002년 및 1998년의 순위상관계수는 0.94로서 상당히 높게 나타났으며 어느 한 요인이 압도하여 순위가 높거나 낮은 경우는 없는 것으로 나타났다. 이러한 점은 주성분 분석의 안정성 및 적용상 타당성을 반증하는 것으로 해석될 수 있다. 한편, 자치구별 생활환경의 질의 분포는 꼬리가 오른쪽으로 치우진 분포형태를 가지며 정규분포가 아닌 것으로 나타났다. 즉, 이는 단순 평균치에 미달하는 자치구의 수가 평균치를 넘는 자치구의 수보다 압도적으로 많다는 것을 의미한다.

자치구별 생활환경의 질의 최대치와 최소치의 차이는 30~40%에 달하는 것으로 나타났으며 그 격차는 시간이 지남에 따라 줄어드는 것으로 나타났다. 생활환경의 질이 가장 높은 자치구는 강남구로서 평균치적 추세와 비교하여 약 11~12% 정도 생활환경의 질이 높은 것으로 나타났다. 이러한 차이를 재정력에 의해 따라잡으려는 경우 시세, 구세 및 공유재산 등과 같은 지표들이 현재보다 2배~3배 정도 증가해야 한다.

각 자치구별 생활환경의 질을 나타내는 지

수의 차이를 그 지수를 개선시키기 위해 충족시켜야 하는 조건의 측면에서 보면 수치상 사소한 차이가 실제로는 엄청난 의미를 지난다는 점에 유의할 필요가 있다. 특히 지방공공재를 공급하는 원천인 자치구별 재정력의 격차가 생활환경의 질의 차이 및 그 격차해소의 주요 걸림돌이 될 수 있다는 점을 인식할 필요가 있다. 이러한 인식의 토대위에서 각 자치구별로 재원을 배분하는 데 있어서 생활환경의 질의 차이를 적절하게 고려하는 방향으로의 제도개선이 필요하다고 할 수 있다.

이러한 제도개선은 서울시내의 자치구별 생활환경의 질의 차이를 적절하게 해소시키는 방향, 즉, 교부금을 내려 보낼 때 자치구별 생활환경의 질의 차이를 고려하여 생활환경의 질이 낮은 자치구에 더 많은 교부금을 내려보내는 방향으로 제도개선이 이루어지는 것이 바람직할 것으로 생각된다. 여기에서 추정된 바와 같은 생활환경의 질을 나타내는 지수를 교부금 배분방식에 구체적으로 어떻게 고려하여야 할 것인지 등에 대한 추가 연구가 필요할 것으로 생각된다.

참고문헌

서승환, 1995, “도시간 생활환경의 질 비교”, 『POSRI 경제저널』.

서울시, 각년호, 『서울통계연보』.

Berger, M. C. and G. C. Blomquist, 1988, "Income Opportunities and the Quality of Life of Urban Residents", in M. G. H. McGeary and L. E. Lynn (eds.), *Urban Change and Poverty*, Washington, National Academic Press.

Blomquist G. C. and M. C. Berger and J. P. Hoehn, 1988, "New Estimates of Quality of Life in Urban Areas", *American Economic Review*, 89~107.

Boadway, R. W. and F. R. Flatters, 1982, "Efficiency and Equalization Payments in a Federal System of Government: A Synthesized Extension of Recent Results", *Canadian Journal of Economics,* 613~633.

Getz M. and Y. C. Huang, 1978, "Consumer Revealed Preference for Environmental Goods", *Review of Economics and Statistics*, 449~458.

Giannias, D. A., 1988, "A Quality of Life Based Ranking of Canadian Cities", *Urban Studies,* 2241~2251.

Gyourko, J. and J. Tracy, 1991, "The Structure of Local Public Finance and the Quality of Life, *Journal of Political Economy*, 774~805.

Hoehn, J. P., M. C. Berger and G. C. Blomquist, 1987, "A Hedonic Model of Interregional Wages, Rents and Amenity Values", *Journal of Regional Science,* 605~620.

Leven, C. and M. C. Stover, 1989, "Methodological Issues in the Determination of the Quality of Life in Urban Area", Working Paper, Washington University.

Liu, B., 1976, *Quality of Life Indicators in U.S. Metropolitan Areas: A Statistical Analysis*, NY, Praeger.

Lobao, L., J. Rulli and L. A. Brown, 1999, "Macrolevel Theory and Local Level Inequality: Industrial Structure, Institutional Arrangements and the Political Economy of Redistribution, 1970 and 1990", *Annals of the Association of American Geographers*, 571~601.

Manasse, P. and C. Schultz, 1999, "Regional Redistribution and Migration", *IGIER Working Paper No. 146.*

Mills, E. S. and B. W. Hamilton, 1994, *Urban Economics 5th ed.*, N.Y., Harper Collins College Publishers.

Oates, W. E., 1972, *Fiscal Federalism*, NY, Harcourt Brace and Jovanovich.

Polinsky, A. M. and D. Rubinfeld, 1979, "Property Values and the Benefits of Environmental

Improvement", in L. Wingo(ed.), *Public Economics and the Quality of Life*, Baltimore, Johns Hopkins University Press.

Ridker, R. G. and J. A. Henning, 1967, "The Determinants of Residential Property Values with Special Reference to Air Pollution", *Review of Economics and Statistics*, 177~201.

Roback, J., 1980, *The Value of Local Amenities: Theory and Measurement*, Ph.D. Dissertation, University of Rochester.

Roback, J., 1982, "Wages, Rents and Quality of Life", *Journal of Political Economy*, 1257~1278.

Roback, J., 1988, "Wages, Rents and Amenities: Diffreences among Workers and Regions", *Economic Inquiry*, 23~41.

Rosen S., 1974, "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", *Journal of Political Economy*, 34~55

Rosen, S., 1979, "Wage-Based Indexes of Urban Quality of Life", in P. Mieszkowski and M. Straszheim (eds.), *Current Issues in Urban Economics*, Baltimore, Johns Hopkins University Press.

Small, K., 1992, *Urban Transportation Economics*, Philadelphia, Hammond Academic Publishers.

Suh, S. H., 1988, "The Possibility and Impossibility of Intercity Commuting", *Journal of Urban Economics* 23.

Theil, H., 1977, *Principles of Econometrics*, N.Y. John Wiley and Sons.

Voith, R. P., 1991, "Capitalization of Local and Regional Attributes into Wages and Rents: Differences across Residential, Commercial and Mixed Use Communities", *Journal of Regional Science.*

Wildasin, D. E., 1991, "Income Redistribution and the Common Labour Market", *American Economic Review,* 757~774.

원 고 접 수 일 : 2005년 4월 11일
1차심사완료일 : 2005년 5월 25일
최종원고채택일 : 2005년 6월 3일