

大都市의 住居移動과 住居構造 特性간의 相互因果關係 分析

Causal Relationships between Residential Mobility and Other Features of Residential Structure in Seoul Metropolitan Area

金 銑 基

(韓國地方行政研究院 主任研究員)

〈目 次〉

- I. 머릿말
- II. 분석을 위한 가설적 모형
- III. 주거구조의 특성이 주거이동에 미치는 영향
- IV. 주거이동과 주거구조특성의 상호인과관계
- V. 맺는말

I. 머릿말

사람의 이동에 관해 「누가」(who), 「왜」(why) 그리고 「어디로」(where)라는 질문에 대한 고찰은 地域間 人口移動(interregional migration)에서와 마찬가지로¹⁾ 都市內 住居

移動(urban residential mobility)에서도 지난 수십년간 가장 중요한 연구과제로 인식되어 왔다. 그러나 이러한 관심은 주거이동이 도시내의 다양한 사회적 과정(social process)들을 설명하는데 適實해서라기보다는 단순히 주거지의 변경이 개인의 利害와 밀접한 연관이 있으며 또한 도시내에서 매우 빈번하게 나타나는 현상이란 점에서 비롯된다.

물론 주거이동은 개인의 주택소비조정(housing consumption adjustment)의 수단으로서 매우 중요한 의미를 갖고 있지만 정책적 맥락에서 보면 그 이상의 또다른 중요성이 있다. 즉 도시계획 또는 도시정책의 차원에서 관심사는 주어진 기간내에 주어진 조건하에서 이동이 이루어지는지의 여부보다는 이동이 주택소비의 바람직한 조정(desired adjustment)과 근린지구의 긍정적 변화란 측면에서 얼마나 효과적으로 작용하느냐

1) Peter A. Morrison, "Population Movements and the Shape of Urban Growth: Implications for Public Policy", in J. Friedmann and W. Alonso (ed), *Regional Policy: Readings in Theory and Applications*, (Cambridge, Mass.: The MIT Press), 1975, pp. 223~231.

에 두고 있다.²⁾

따라서 주거이동연구는 개인 또는 가구의 이동행태에만 초점을 국한시킬 필요는 없으며 오히려 타영역에 미치는 재입지의 누적된 효과에 대한 확인을 통해 정책적 시사를 얻는것이 필요하다.

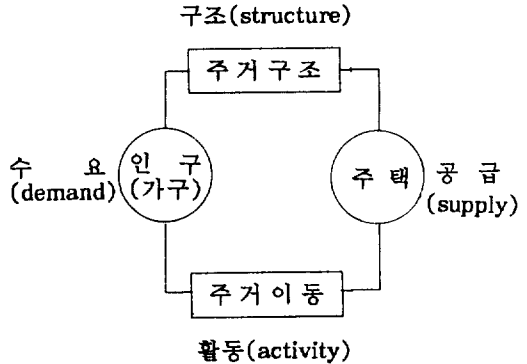
우리나라는 1987년 한해동안 전국민의 22.6%가 주거지를 옮겼으며 14.7%가 같은 시도내에서 주거지를 옮긴것으로 밝혀짐으로써 매우 높은 이동성향을 보이고 있다. 더우기 이러한 경향은 도시규모가 커질수록 두드러지는 양상을 보여 대도시내의 근린지구 변화에 미치는 주거이동의 역할이 매우 중요함을 짐작케 한다.³⁾

이와같은 시각에서 본 연구는 대도시주거이동과 근린지구의 주거구조사이에 어떠한 인과관계가 존재하는지를 분석하고 그 결과로부터 도시개발정책에 관련된 시사를 구하는 데 목적을 둔다.

도시내 주거지의 구조를 이루고 있는 요소는 이론적으로 다양하나 본 연구에서는 인구(가구)적 요소와 주택요소의 두가지로 구분하여 각자가 주거이동과 어느정도 상호인과성을 갖는지에 초점을 두었다. 이와같은 분석의 틀은 기본적으로 주거이동이란 이동사유에 관계없이 수요측면에서의 인구(가구)와 공급측면에서의 주택사이에서 이루어

지는 연결과정으로서의 활동(activity)이며, 주거구조(residential structure)란 바로 이 활동의 누적된 결과로서 형성된다는 점에 바탕을 둔 것이다(그림 1 참조).

<그림 1> 연구대상의 상호관계



II. 분석을 위한 가설적 모형

1. 문제인식

주거이동의 의의는 가구의 복리증진을 위한 주택소비의 조정과정이란 점에서 뿐만 아니라 도시의 공간구조에 직접적인 영향을 미침으로써 결과적으로 인구집단의 분포 및 토지이용 패턴에 변화를 초래한다는 점에 있다.⁴⁾ Rossi의 연구이래 대부분의 연구가 가구의 주거이동에 관한 의사결정 및 주거이동의 공간적 특성에 관해서는 충분한 연구축적을 통해 파악할 만한 기여를 하였으나 주거이동과 도시의 공간구조간의 상호관계에 대해서는 적절한 설명을 제시하지 못하고 있다. 그까닭은 주거이동연구가 경쟁적

2) E.G.Moore, "The Impact of Residential Mobility on Population Characteristics at the Neighborhood Level", in W.A.V.Clark and E.G.Moore(ed), *Population Mobility and Residential Change*, Northwestern Univ. 1978, p. 152.

3) 우리나라 대도시의 주거이동율은 1987년을 기준으로 서울 20.3%, 부산 18.6%, 대구 20.8%, 인천 17.2%, 광주 17.7%로서 전국평균 14.7%에 비해 훨씬 높은 수준을 나타내고 있다. 경제기획원, 인구이동통계연보, 1987.

4) E.A.Hanushek and J.M.Quigley, "An Explicit Model of Intra-Metropolitan Mobility", *Land Economics*, Vol. 54, No. 4, 1978, p. 411.

인 시장내에서 이루어지는 가구의 의사결정에 대한 미시적 수준의 분석에 지나치게 초점을 두으로써 사회변화의 성격이나 요인에 관한 폭넓은 시각으로부터 乖離되어졌기 때문이다.⁵⁾

도시의 공간구조가 주거이동의 직접적인 결과인 동시에 또한 주거이동을 제약하는 조건이 되기도 한다는 점을 염두에 둘 때 도시의 사회공간적 구조와 그 구조를 형성, 유지, 변화시키는 공간과정(spatial process)으로서의 주거이동과의 관계에 대한 규명이 절실히 요구된다. 근린변화를 설명하는 그간의 이론들이 모두 주거이동을 명시적으로 고려하고 있지는 않지만 적어도 묵시적으로는 도시내 주거이동을 이론의 前提로 삼고 있음은 분명하다.⁶⁾ 멀리는 고전적인 생태학적 이론들에서부터 가까이는 근린변화를 설명하는 여러 이론들 - 「filtering」, 증개모형(arbitrage model), 주택전이모형(vacancy chain model), 교외화(suburbanisation)이론, 「gentrification」등 - 은 묵시적으로 주거이동을 도시구조변화의 가장 기본적인 요소로 인정하고 있다. 다만 변화과정에 관한 어느 접근방법도 주거이동이 갖는 역할과 주거이동에 미치는 효과를 명백하게 밝혀내지 못할 뿐이다.

대체로 주거이동과 도시의 공간구조사이에는 순환누적적 관계(circular and cumulative relationship)로 연결되어 있음이 분명하

지만 그 乘數的(multiplicative)파급효과에 대해서는 알려진 바 없다. 따라서 본 연구에서는 주거이동과 주거구조사이의 相應的 因果關係(two-way causation)에 대한 가설적 모형을 정립함으로써 서울시의 사례에 대한 통계학적 설명의 틀을 제시하고자 한다.⁷⁾

2. 가설적 모형의 정립

주거이동과 주거구조간의 상호인과모형은 기본적으로 가구와 주택사이에서 일어나는 상호작용(interplay)에 바탕을 두고 있으며(그림 1 참조) 두 개념적 변수가 각각 서로에게 미치는 파급효과에 대한 구체적인 記述을 필요로 한다.

첫째, 주거구조의 성격은 주거이동의 결정인자로서 작용한다. 즉 주거지의 성격이 어떠한지에 따라 주거이동의 수준과 패턴이 달라진다. 주거지의 성격을 특징지우는 요소로는 기본적으로 인구(가구)와 주택 및 근린시설을 꼽을 수 있다. 먼저 수요측면에서 보면 지역내 인구집단의 사회경제적 특성 및 인구학적 특성에 따라 그 지역의 주거이동수준이 달라지며 공급측면에서 보면 지역내 주택의 규모, 질, 유형, 소유관계 및 근린시설수준등 포괄적 의미의 주택서비스(housing bundle or package)의 성격에 따라 주거이동수준이 영향을 받는다.

둘째, 근린지구의 변화 또는 도시의 전체적인 주거구조의 변화는 도시내 주거이동의

5) E.G.Moore, and R.S.Harris, "Residential Mobility and Public Policy", *Geographical Analysis*, Vol. 11, No. 2, 1979, p. 176.

6) C.A.Maher, "Population Turnover and Spatial Change in Melbourne, Australia", *Urban Geogr.*, Vol. 3, No. 3, 1982, pp. 242 ~ 243.

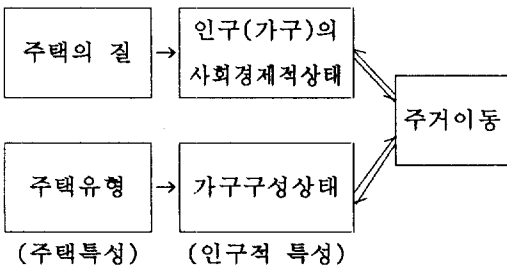
7) 이 모형은 주거이동과 주거구조의 구성요소간에 존재하는 개별적 인과관계에 대한 가설을 증명하는데 근본목적이 있는 것이 아니라 모형에서 설정한 분석의 틀에 따라 서울시의 사례에서 어떠한 결과가 나타나지는지를 발견하여 이를 설명하려는데 초점을 두고 있다.

양적, 질적 수준에 직접적으로 영향을 받는다. 근린변화의 양태는 여러가지 유형으로 분류되고 있으나⁸⁾ 그 어느것도 변화과정의 기본「매카니즘」으로서 주거이동을 전제로 한다. 즉 근린변화의 각 단계별 모습은 전입과 전출의 양적, 질적 파급효과에 의한 근린지구내의 인구 및 주택의 구성변화를 뜻한다.

이상의 인과관계를 분석을 전제로 한 개념적 모형(conceptual model)으로 구성하면 <그림 2>와 같다.

<그림 2> 주거이동과 주거구조의

상호인과관계



위의 개념적 모형의 구조에 관해서 다음의 몇가지 사항을 지적할 필요가 있다. 첫째, 주거이동과의 상호인과관계에서 인구적 특성은 주택특성의 앞에 위치하는 것으로 되어있다. 이러한 인과적 배열은 일반적으로 주택재고가 소유자나 점유자에 비해 주거이동에 대한 반응이 덜 민감하기 때문에 - 적어도 단기적(shot run)으로 볼 때는 - 보다 변화에 민감한(sensitive) 인구특성이 주거이동과 직접적인 관계에 위치하는 것이 설득력이 있다는 주장에 따른 것이다.⁹⁾

둘째, 주택특성은 주택의 질과 주택유형으로, 인구특성은 인구의 사회경제적 상태와 가구구성상태로 각각 구분한다.

셋째, 주택특성의 구성요소와 인구특성의 구성요소간의 관계를 보면 그간의 경험적 연구결과를 토대로 할 때, 소득, 학력, 직업 등으로 측정되는 인구의 사회경제적 상태는 주택의 질과 직접적인 관련이 있으며 가구의 생애주기(life-cycle)적 단계를 의미하는 가구구성상태는 주택유형과 관련이 있는 것으로 가정하였다.¹⁰⁾

물론 이상에서 거론한 각 구성요소간의 인과관계가 모두 실증적으로 뚜렷이 밝혀져 있지는 않다. 대체로 볼 때 가구구성상태와 주택유형 및 주거이동간의 관계는 초기의 행태적 이론이나 생애주기이론등에서 깊은 관련이 있는 것으로 연구되어 왔으나 그밖의 관계에 대해서는 일치된 뚜렷한 결론이 없다.

개념적 모형을 수리적 모형으로 바꾸기 위해서는 개념적 변수를 측정가능한 경험적 지표(empirical indicators)로 바꾸는 操作(operation)이 필요하다.

첫째, 주거이동의 지표로는 이것이 갖는 여러 속성중에서 주거이동의 양적 수준으로서 주거이동율의 반대개념인 주거안정율(rate of residential stability)를 사용하였다. 주거안정율은 단위지역내에서 5년간 거처를 옮기지 않은 인구가 전체에서 차지하는 비율(RM)로 측정하였다. 둘째, 前述한 바와같

8) A. Downs, *Neighborhood, and Urban Development*, (Washington D.C.:The Brookings Institution), 1981, pp. 61 ~ 69.
 9) M.T.Calwallader, "A Unified Model of Urban Housing Patterns, Social Patterns, and Residential Mobility", *Urban Geogr.* Vol. 2, 1981, p. 116.

10) 위 모형에서 주택유형과 주택의 질, 그리고 가구구성상태와 사회경제적 상태사이에도 부분적으로 상호관계가 존재할 것으로 추측되지만 주택특성 및 인구특성의 내부적 인과관계는 본 연구의 의도에서 벗어나기 때문에 이 모형에서는 제외하였다.

이 주거구조의 특성은 인구(가구)적 특성(S)와 주택특성(H)에 의해 설명되어지며 인구(가구)특성은 다시 사회경제적 상태(Socio-economic status:SES)와 가구구성상태(Family status:FS)의 두 요소로, 주택특성은 주택의 질(Housing quality:HQ)와 주택유형(Housing type:HT)으로 각각 구분되는 것으로 전제하였다. 그리고 이 네가지 요소의 경험적 지표로는 인구 및 주택관련 변수들을 투입한 主成分分析(Principal Component Analysis)에서 분리, 도출되는 성분점수(component scores)를 사용하였다.

개념적 모형을 함수관계로 표시하면 다음과 같다.

- (1) 먼저 도시내 주거구조를 다음의 두 가지 요소로 구성된다. 즉,

$$S_i = f(SES_i, FS_i) \dots\dots\dots ①$$

$$H_i = f(HQ_i, HT_i) \dots\dots\dots ②$$

여기에서,

S_i = 도시내 i 지역의 인구(가구)적 특성

H_i = 도시내 i 지역의 주택특성

SES_i = 도시내 i 지역에 거주하는 인구의 사회경제적 상태

FS_i = 도시내 i 지역에 거주하는 가구의 구성상태

HQ_i = 도시내 i 지역의 주택의 질

HT_i = 도시내 i 지역의 주택유형

- (2) 이때 ①식과 ②식에서 S_i 와 H_i 를 SES_i 와 FS_i 및 HQ_i 와 HT_i 로 각각 구분하기 위해서 주성분분석을 사용한다.¹¹⁾

S_i 를 설명하는 인구(가구)관련변수를 $p_1^1, p_1^2, p_1^3 \dots p_1^m$ 이라하고, H_i 를 설명하는 주택관련변수를 h_1^1, h_1^2, h_1^3

$\dots h_1^n$ 이라 할때 주성분분석은 다음과 같이 표현된다.

$$Z_j(p) = \sum_{i=1}^k \alpha_{jk} C_k \dots\dots\dots ③$$

$$Z_j(h) = \sum_{i=1}^k \beta_{jk} C_k \dots\dots\dots ④$$

Z_j 는 투입변수인 p, h 의 표준화된 값(standardized z-score)이며, C 는 추출된 성분(component)이고 α, β 는 성분 부하치(component loadings)이다. 이때, SES_i 와 FS_i 및 HQ_i 와 HT_i 의 내부적 상호관계는 본 연구의 범위에서 벗어나기 때문에 각자가 서로 상관성을 갖지 않도록 하기 위해 직각회전(orthogonal rotation)을 시켰다.

- (3) 주거이동과 주거구조의 상호관계에서 주거이동과 직접적인 인과관계를 갖는 것은 인구(가구)적 특성이며 주택특성은 인구적 특성을 통한 간접적 인과관계를 갖는 것으로 전제하고 있다.

$$\text{따라서, } S_i = f(H_i) \dots\dots\dots ⑤$$

$$\text{구체적으로, } FS_i = f(HT_i) \dots\dots\dots ⑥$$

$$SES_i = f(HQ_i) \dots\dots\dots ⑦$$

결론적으로 양자의 상호인과관계는 다음과 같이 정리된다. 즉,

11) 주성분분석은 다변수통계분석중 요인분석(Factor Analysis)와 유사한 기법으로서 communality의 추정방법 - 투입변수의 오차항(error term)의 처리방식 - 에 따라 양자가 구별되며 다수의 변수로 설명되는 자료를 소수의 요인으로 설명되는 자료로 전환(rewriting)하는데 기본 목적이 있다. 그밖의 자세한 내용은 H.H.Harman, *Modern Factor Analysis*, (Chicago: The University of Chicago Press), 1967를 참조.

$$RM_i = f(S_i) \dots\dots\dots ⑧$$

$$S_i = f(RM_i, H_i) \dots\dots\dots ⑨$$

⑧식과 ⑨식을 구체적으로 풀어쓰면,

$$RM_i = f(SES_i, FS_i) \dots\dots\dots ⑩$$

$$SES_i = f(RM_i, HT_i, HQ_i) \dots\dots\dots ⑪$$

$$FS_i = f(RM_i, HT_i, HQ_i) \dots\dots\dots ⑫$$

과 같이 요약할 수 있다.

3. 분석자료 및 투입변수

본연구는 서울시 전체의 동단위 행정구역을 분석의 공간단위로 하고있는 거시적 접근(macro-analytical approach)을 채택하고 있다. 따라서 분석에 필요한 자료는 전적으로 「센서스」에 의존할 수밖에 없다. 구체적으로 본 연구의 계량분석에 투입한 자료는 경제기획원이 정기적으로 조사, 발표하는 ①인구 및 주택센서스(1980년, 1985년)와 ②인구이동통계연보(각년도)의 原資料(raw data)를 연구의 의도에 적합하도록 부분적으로 가공한 것이다.¹²⁾

주거이동의 지표로는 5년전부터 같은 거주지에 살고있는 인구의 비율을 사용하였으며 주거구조의 분석에 투입한 인구(가구)관련변수와 주택관련변수는 기존의 이론을 토대로 각각 8개 변수를 선정하였다(표1 참조).

대체로 인구특성을 설명하는 변수는 그간의 要因生態學(Factorial Ecology)의 연구들이 선정하고 있는 변수들간에 의견이 일치되어 있어 참고가 되지만 주택특성의 설명변수에 대한 선행연구들은 공간적 차원에서 주택하위시장(housing submarket)을 규정하

는 접근에 일치를 보지 못하고 있어 직접적인 참고가 되지 못한다. 본 연구에서는 주택특성의 설명변수의 선정에 다음의 두가지 원칙을 기준으로 삼았다.

<표 1> 주거구조분석의 투입변수

변수명	내 용
PED	대졸인구비율
PIN	자가용승용차보유비율(85) *1
POC	사무관련직종사자비율 *2
PHS	가구당인구
PLF	대가구비율 *3
PAG	15세이하 인구비율
POH	자가가구비율
PFO	취업여성인구비율
PCF	핵가족비율 *4
HHD	주택당 거주인구
HDD	단독주택비율
HSF	단독가구인 주택비율 *5
HOH	자가주택비율
HLS	주택당 거주면적
HKI	입식부엌을 갖춘 주택비율
HTO	수세식화장실을 갖춘 주택비율
HBA	온수목욕탕을 갖춘 주택비율

- * 1 단독가구인 주택(single family house)이란 1주택에 1가구만 거주하는 경우를 말함
- * 2 변수 PIN은 지역의 소득수준을 대신하는 변수로서 1985년에만 조사
- * 3 사무관련직 종사자로는 한국표준직업분류표의 대분류 0/1 전문, 기술 및 관련직 종사자, 대분류 2 행정 및 관련직 종사자 및 대분류 3 사무 및 관련직 종사자를 말함.
- * 4 대가구는 가구원 5인이상인 가구를 말함
- * 5 핵가족이란 (1)자녀가 없는 부부 (2)양친과 미혼자녀 (3)편친과 미혼자녀로 구성된 가구를 말함

12) 본 연구에 사용한 인구 및 주택 센서스자료의 표본 크기는 1980년이 15%이며 1985년은 전수조사로 되어있다.

첫째, 주택관련변수는 포괄적 의미의 '주택 서비스'(housing package or housing bundle)를 대변해 줄 수 있어야 한다.

둘째, 주택관련변수는 주거이동패턴과의 관련성의 측면에서 이론적인 함축(theoretical implications)이 있어야 한다.¹³⁾

인구관련변수와 주택관련변수는 각각 주 성분분석을 거쳐 사회경제적 상태(SES)와 가구구성상태(FS) 및 주택의 질(HQ)과 주택유형(HT)으로 분리시켰으며 주거이동과의 상호인과관계분석에는 이들 네가지 구성성분의 점수(component scores)를 자료로 사용하였다.

인구(가구)특성과 주택특성의 구조를 보면 <표 2>, <표 3>과 같다.

<표 2> 인구(가구)특성의 구조(成分別 負荷行別: component loading matrix)

(1980년)

변수명	SES	FS	Communality
PED	.95027	.00508	.90304
PFO	.92263	-.05966	.85480
POC	.90467	-.05019	.82094
POH	.80347	.32304	.74992
PHS	-.03879	.91973	.84741
PLF	-.08778	.87711	.79459
PCF	.24208	.85790	.77704
PAG	.03719	.62945	.39759
Pct of Var	42.8	34.0	

(1985년)

변수명	SES	FS	Communality
PED	.96204	.08000	.93192
PFD	.95816	.02926	.91892
POC	.93837	.06041	.88418
POH	.81842	.33397	.78134
PHS	.04512	.97922	.96090
PCF	.21987	.92471	.78620
PIF	-.07877	.88317	.91892
PAG	.24510	.57255	.38592
Pct of Var	50.8	31.1	

<표 3> 주택특성의 구조(成分別 負荷倂別)

(1980년)

변수명	SES	FS	Communality
HBA	.91027	-.17671	.85981
HKI	.90614	-.30523	.91426
HTO	.85292	-.38629	.87669
HLS	.85139	.30653	.81884
HSF	.26977	-.85424	.81968
HDD	-.29109	.84609	.80060
HHD	-.16336	.82461	.70832
HOH	.12654	.52328	.28983
Pct of Var	51.7	24.4	

(1985년)

변수명	SES	FS	Communality
HBA	.94487	-.06655	.89721
HKI	.94460	-.21172	.93709
HTO	.90364	-.28310	.89672
HLS	.76778	.43164	.77579
HSF	.26890	-.90166	.88531
HHD	-.09457	.87247	.77014
HDD	-.52724	.74781	.83721
HOH	.26984	.61646	.45283
Pct of Var	50.8	29.8	

13) J.F.Kain and J.M.Quigley "Measuring the Value of Housing Quality", *Journal of American Statistical Association*, Vol. 65, 1970, pp. 532 ~ 548.
 J.M.Quigley and D.H.Weinberg, "Intra Metropolitan Residential Mobility: A Review and Synthesis", *International Regional Science Review*, Vol. 2, 1977, pp. 41 ~ 66.

인구(가구)특성 및 주택특성의 구조를 보면 새로 추출된 구성성분(components)이 원래변수의 분산(variance)을 설명하는 비율은 약 75~80% 정도로 상당히 높은 편이다. 또한 인구관련변수중 PAG(15세이하 인구비율)와 주택관련변수중 HOH(자가주택비율)의 負荷值(loading)와 communality가 상대적으로 낮은 값을 갖는 것을 제외하고는 인구(가구)특성과 주택특성은 각각 두가지 구성성분으로 뚜렷이 분리된 결과를 보이고 있다.

Ⅲ. 주거구조의 특성이 주거이동에 미치는 영향 - 일방적 인과모형

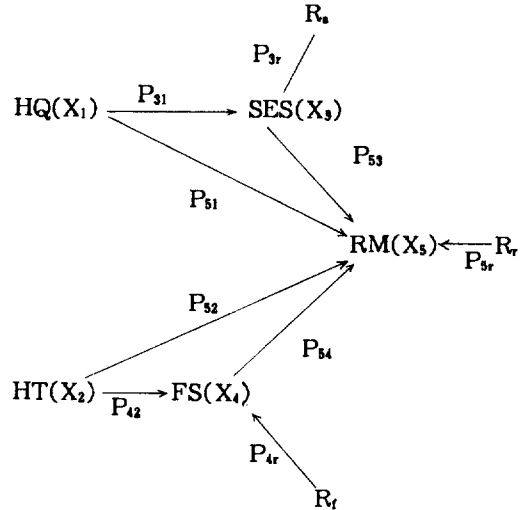
1. 분석모형

주거구조의 인구(가구)특성과 주택특성의 각 구성성분(SED, FS, HQ, HT)이 주거이동에 미치는 인과관계분석에는 경로분석(Path Analysis)의 통계모형을 사용한다.

경로분석은 변수간의 관련성을 추정함으로써 이 추정치를 통하여 주요 인과관계에 관한 정보를 얻어 내고자 하는 통계모형이다. 특히 한 변수가 다른 변수에 미치는 직접적 파급효과와 간접적 파급효과를 분리해냄으로써 상관계수와는 달리 인과관계를 구체적으로 파악할 수 있는 유용한 기법으로 평가되고 있다.¹⁴⁾

본 연구에 적용하는 경로모형의 구조는 <그림 3>과 같다.

<그림 3> 경로모형의 구조



위 경로모형을 수식으로 표시하면,

$$SES = P_{31}HQ + P_{3r}R_3$$

$$FS = P_{42}HT + P_{4r}R_4$$

$$RM = P_{51}HQ + P_{52}HT + P_{53}SES + P_{54}FS + P_{5r}R_5$$

여기에서 RM, SES, FS, HQ, HT는 II장에서와 같은 내용이며, R은 잔차변수(residual variables)이고 P는 경로계수(path coefficients)이다.

그림에서 보는 바와같이 이 모형은 일방적 인과모형(recursive causal model)으로서 주거구조의 구성성분이 주거이동에 미치는 영향을 사전에 결정한 인과적 순서에 따라 연결한 것이다. 일방적 체계에서 경로계수를 추정하는 방법은 일반적인 회귀분석의 맥락에서 이루어지며 최소자승법(ordinary least squares)에 의해 구해진 표준화회귀계수(standardized regression coefficients)로서 구할 수 있다. 물론 이때 경로분석에는 회귀분석에서 채택하고 있는 假定들이 그대로 적용되며 특히 잔차(residual)는 같은 식의 중

14) 경로모형에 관한 자세한 설명은 다음 문헌을 참조
H.B.Asher, *Causal Modeling*, (Beverly Hills:Sage Publications), 1976
M.E.Turner and C.D.Stevens, "The Regression Analysis of Causal Path", in H.M Blalock, Jr.(ed), *Causal Models in the Sociol Sciences*, (Chicago:Aldine Atherton), 1971.

속변수들과 상관성이 없다는 가정을 반드시 필요로 한다.¹⁵⁾

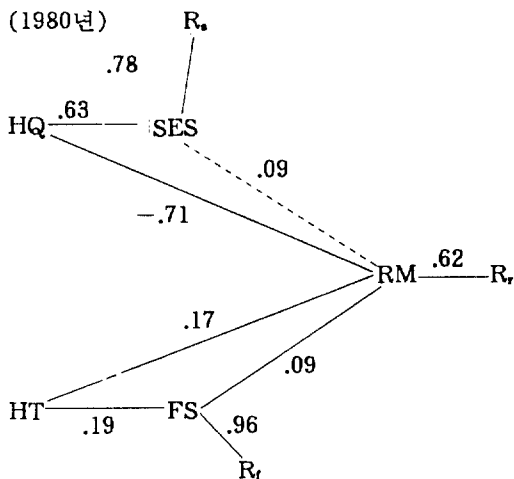
그리고 잔차에 관련된 경로계수(P_i) - 모형내에서 규정되지 않은 변수들의 복합적인 파급효과를 의미함 - 는 모형내에서 규정된 변수들의 설명되지 않은 분산(unexplained variance)의 제곱근으로 구해진다.¹⁶⁾

나. 경로분석의 결과

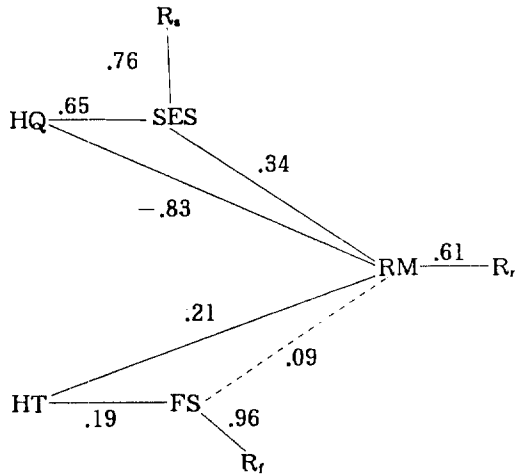
도시내 단위지역의 주거이동수준 또는 주거안정성의 정도는 당해 근린지구의 인구(가구) 및 주택에 관한 여러 속성(attributes)들이 어떻게 결합되어 있는지에 따라 다르게 나타난다.

주거지의 성격을 설명하고 있는 각 구성성분이 주거이동수준에 미치는 파급효과에 대한 경로분석의 결과는 <그림 4>에 나타난 바와 같다.

<그림 4> 주거구조의 특성이 주거이동에 미치는 파급효과



(1985년)



주: 점선은 0.01수준에서 유의성이 없음

의 그림에 나타나 있는 바와같이 1980년과 1985년은 대체로 유사한 경향을 보이고 있다. 경로계수로부터 추정할 수 있는 결과는 다음과같이 요약할 수 있다.

첫째, 1980년과 1985년 모두의 경우 주택의 질(HQ)이 당해지역에 거주하는 인구(가구)의 사회경제적 상태(SES)에 미치는 파급효과는 상당히 큰 반면, 주택유형(HT)이 그 지역의 가구구성상태(FS)에 미치는 영향은 상대적으로 미미한 것으로 나타났다. 다시말하면 일정지역에서 주택규모나 주거시설등 주택의 질에 관한 수준에 따라 그 지역에 거주하는 인구의 소득, 교육, 직업, 주택소유 등 사회경제적 수준이 결정되는 바 크다. 반면에 주택의 외형구조, 거주형태, 주택밀도 등 주택유형에 따라 가구의 규모나 생애주기적 단계가 결정되는 정도는 미약하다.

둘째, 도시내 일정지역의 주거이동수준에 결정적인 영향을 미치는 요인은 당해지역의 주택의 질수준으로 나타났다. 즉 주택의 질은 주거안정율로 표시된 주거이동수준과負

15) J. Johnston, *Econometric Methods*, Mc Graw-Hill, 1985, pp. 168 ~ 171.

16) H.B. Asher, *op. cit.*, p. 31.

(一)의 높은 경로계수값을 보임으로써 주택의 질이 높은 지역일수록 주거안정성이 저하되는 것으로 나타났다. 이와같이 주택의 질이 주거이동수준과 높은 인과성을 보이는 데는 주택의 형태와도 무관하지 않을 것으로 추측된다. 즉 거시적 자료로 파악된 주택의 질은 아파트의 구성비가 큰 지역일수록 높게 나타나며 아파트가 집중적으로 건설된 강남구, 강동구, 강서구 등 강남일대의 신개발지역이 70년대 중반이후 급속한 개발의 추진과 함께 낮은 주거안정율을 보이고 있음이 이를 반증한다.¹⁷⁾

한편, 주택의 질을 제외한 나머지 특성이 주거이동수준에 미치는 효과는 별로 크지 않을 뿐 아니라 인과관계의 방향도 반대로 나타났다. 다만 1985년의 경우 주택의 질이 주거이동수준에 미치는 효과는 인구의 사회경제적 상태를 거쳐 나타나는 간접적 효과에 의해 어느정도 상쇄되고 있다.¹⁸⁾

IV. 주거구조의 특성과 주거이동수준의 상호인과관계

가. 분석모형

앞의 가설적 모형에서 언급한 바와같이 주거구조의 여러가지 특성과 주거이동사이의 구체적인 상호관련성이 일치된 결론으로

서 실증적으로 밝혀져 있지는 않으며 사례에 따라서 서로다른 주장이 제시되고 있다.

그러나 경험적 사례의 부족과 결론의 다양성에도 불구하고 이론적으로 볼 때 양자간에 장기적으로 순환누적적 상호인과관계가 존재함은 명백하다. 따라서 여기서는 앞에 소개한 경로모형에서 다루었던 일방적 인과관계와는 별도로 주거이동과 주거구조사이의 상용적 인과관계(two-way or reciprocal causation)를 분석하고자 하며 이 분석에는 연립방정식모형(Simultaneous Equations Model)을 적용한다.

연립방정식모형은 성격상 비일방적체계(non-recursive system)로 이루어져 있기 때문에 독립변수와 종속변수가 서로 파급효과를 미치는 상황을 분석하는데 적합하다. 연립방정식을 이용한 移動研究는 주로 지역간 인구이동분야에서 다루어 왔다.¹⁹⁾ 종래의 單式回歸模型이 갖는 논리적 한계 — 종속변수가 장기적으로 독립변수에 다시 영향을 미치는 상황 — 에 착안하여 이동과정에 介在되는 다양한 상호의존적(interdependent) 요소들간의 상호작용을 설명하기 위해서는 확대된 형태의 연립방정식모형이 보다 적실하다고 보고 있으며 이러한 주장은 도시내 주거이동분야에서도 마찬가지로 받아들여 진다.²⁰⁾

상호인과관계분석에 사용한 구조방정식(structural equations)의 구조는 다음과 같다.

17) 서울의 주거안정율은 1980년의 경우 전체평균이 28%인데 비해 강남구는 13%, 강동구는 19%, 강서구는 20%수준이며, 1985년의 경우에는 전체평균이 30%인데 비해 강남구 22%, 강동구는 17%, 강서구는 23%로서 매우 낮은 주거안정율을 보이고 있다.

18) 1985년의 경우 주택의 질이 주거이동수준에 미치는 간접적 효과는 $P_{31} \cdot P_{30}$ 로서 0.22의 값을 갖는다.

19) 지역간 인구이동에 연립방정식을 적용한 사례는 다음을 참조.

B.Okun, "Interstate Population Migration and State Income Inequality: a Simultaneous Equation Approach", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 16, 1968, pp. 219 ~ 315.

조정계, "지역간 인구이동에 관한 계량적 분석", 국토연구, 창간호, 1982, pp. 22 ~ 54.

20) M.T.Cadwallader, *op cit*, 1982.

$$RM = a_1 + b_1 \hat{SES} + c_1 \hat{FS} + u_1$$

$$SES = a_2 + b_2 \hat{RM} + C_2 HQ + u_2$$

$$FS = a_3 + b_3 \hat{RM} + C_3 HT + u_3$$

여기에서 SES, FS, HQ 및 HT는 II장에서와 같으며 RM은 %로 환산한 주거안정율이고 u 는 교란항(disturbance term)이며 \hat{RM} , \hat{SES} 및 \hat{FS} 는 유도방정식으로부터 추정된 값이다.

위 식과같이 내생변수(endogenous variables : RM, SES, FS)가 다시 설명변수가 되는 비일방적 체계에서는 회귀방정식에서 사용하는 최소자승법(OLS)은 추정방법으로 부적당하다. 즉 각 식의 교란항이 종속변수와 서로 상관성을 갖고 있기 때문에 최소자승법에 의한 추정량은 不偏推定量(unbiased estimator)이 되지 못한다. 따라서 이 경우에는 2단계 최소자승법(2stage least square method)이 보다 적절하다.

2단계 최소자승법을 적용하기 위하여 내생변수를 외생변수(HQ, HT)만으로 설명하는 유도방정식을 구성하면 다음 식과 같다.

$$\hat{RM} = a_4 + b_4 HQ + c_4 HT$$

$$\hat{SES} = a_5 + b_5 HQ + c_5 HT$$

$$\hat{FS} = a_6 + b_6 HQ + c_6 HT$$

즉 위 유도방정식을 통해 \hat{RM} , \hat{SEM} , \hat{FS} 를 각각 추정한 후 이 추정값을 구조방정식에 대입하여 최종적인 계수를 구한다. 물론 이때 투입자료로는 경로분석에서와 마찬가지로 주성분분석에서 도출된 성분점수(component scores)를 사용한다.

2. 연립방정식모형의 분석결과

주거이동수준과 주거지의 특성을 설명하

는 요소들간의 상호인과관계에 대한 연립방정식모형의 분석결과는 <표 4>와 <표 5>에 정리된 바와 같다. 먼저 유도방정식의 결과를 보면 1980년과 1985년 모두의 경우 주택의 질(HQ)이 주거이동에 대한 '예언변수'(predictor)로서 큰 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다. 즉 주택의 질이 높은 지역일수록 주거안정성이 저하되는 현상을 나타낸다. 반면에 주택유형에 관한 요소(HT)는 주거이동수준에 큰 역할을 하지 못하는 것으로 나타났다.

한편, 인구(가구)관련특성과 주택관련특성사이의 인과관계에서는 가설에서 제시한 바와같이 인구의 사회경제적 상태(SES)는 주택의 질(HQ)과 정(+)의 밀접한 관계가 있는 반면 가구구성상태(FS)가 주택유형(HT)와 갖는 인과관계는 뚜렷하지 않다.²¹⁾

다음으로 내생변수의 추정값을 사용한 구조방정식을 보면 일정지역의 주거이동수준과 이동(가구)적 특성사이에는 직접적인 상호인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 먼저 인구(가구)적 특성이 주거이동수준에 미치는 영향(첫번째 식)은 매우 뚜렷하며 가구구성상태(FS)가 인구의 사회경제적 상태(SES)보다 영향력이 큰 것으로 나타난 점이 경로분석의 결과와 다소 상이하다. 반대로

21) 이러한 결과는 다른 경험적 연구에서도 발견된다.

즉, Canada의 도시에 대한 사례연구에서 사회적 공간과 주택공간사이의 일치성(congruence)을 보면 인구의 사회경제적 상태와 주택의 질은 매우 밀접한 관련이 있지만 가구의 생애주기와 주택유형사이에는 여러가지 제약조건의 개입으로 인하여 뚜렷한 관련성이 부각되지 않는다.

M. Yeates, "The congruence between housing space, social space and community space, and some experiments concerning its implication", *Environment and Planning* Vol. 4, 1972, pp.403~410.

주거이동수준이 인구(가구)적 특성이 미치는 영향(두번째와 세번째 식)을 보면 일정 지역의 주거이동수준이 그 지역에 거주하는 인구의 사회경제상태에 미치는 영향은 뚜렷한 반면 가구구성상태(FS)에 미치는 영향은 별로 크지 않을뿐 아니라 결정계수의 값으로 보아 설명력도 작은 것으로 나타났다. 여

기에서 한가지 特記할 사항은 1980년에 비해 1985년의 경우 주거이동수준이 인구의 사회·경제적상태에 미치는 영향이 훨씬 큰 것으로 나타났다는 점이다. 이는 빈번한 주거이동을 통해 住居地分化(residential differentiation) - 즉, 주거지별 사회경제적 계층의 배분 - 가 진전되고 있음을 의미한다.

〈표 4〉 유도방정식의 추정결과

연 도	유 도 방 정 식	
1980	$RM = 27.95^* - 7.93HQ^* + 1.74HT^*$	$R^2 = 0.43$
	(0.46) (0.46) (0.46)	
	$SES = 0.00 + 0.63HQ^* - 0.52HT^*$	$R^2 = 0.67$
	(0.03) (0.03) (0.03)	
	$FS = 0.00 + 0.13HQ^* + 0.19HT^*$	$R^2 = 0.06$
	(0.05) (0.05) (0.05)	
1985	$RM = 29.73^* - 5.55HQ^* + 0.22HT$	$R^2 = 0.36$
	(0.35) (0.35) (0.35)	
	$SES = 0.00 + 0.65HQ^* - 0.55HT^*$	$R^2 = 0.73$
	(0.02) (0.02) (0.02)	
	$FS = 0.00 + 0.19HQ^* + 0.19HT^*$	$R^2 = 0.07$
	(0.05) (0.05) (0.05)	

주 : ()안은 표준오차(standard errors)이며 *는 0.01수준에서 유의성이 있음.

〈표 5〉 구조방정식의 추정결과

연 도	유 도 방 정 식	
1980	$RM = 27.95 - 9.22\hat{SES} + 15.18\hat{FS}$	$R^2 = 0.43$
	(0.46) (0.57) (1.95)	
	$SES = 8.40 - 0.30\hat{RM} + 1.76HQ$	$R^2 = 0.67$
	(0.46) (0.02) (0.13)	
	$FS = 0.48 - 0.02\hat{RM} + 0.22HT$	$R^2 = 0.06$
	(0.17) (0.01) (0.05)	
1985	$RM = 29.73 - 4.78\hat{SES} + 13.13\hat{FS}$	$R^2 = 0.36$
	(0.35) (0.41) (1.34)	
	$SES = 76.39 - 2.57\hat{RM} + 3.61HQ$	$R^2 = 0.73$
	(3.35) (0.11) (0.63)	
	$FS = 0.99 - 0.03\hat{RM} + 0.19HT$	$R^2 = 0.07$
	(0.25) (0.01) (0.05)	

주 : \hat{RM} , \hat{SES} , \hat{FS} 은 유도방정식의 추정값이고 모든 계수는 0.01수준에서 유의성이 있음.

V. 맺는말

이 연구는 일정지역의 주거이동과 그 지역의 주거구조를 설명하는 인구 및 주택특성사이에 상호인과관계가 존재한다는 가설을 전제로하여 관련요소간의 구체적인 인과관계를 서울시를 사례로 살펴 보았다. 양자간의 상호관계는 인과적배열이 一方的體系(recursive system)인지 相應的 또는 雙方的體系(non-recursive system)인지에 따라 분석모형과 그에 따른 통계학적 해석에 차이가 있다.

전체적으로 도출된 결과를 요약하면 일정지역의 주거이동수준은 그 지역의 인구(가구)적 특성에 크게 의존한다. 그러나 반대로 주거이동수준이 지역의 인구(가구)적 특성에 미치는 효과에는 차이가 있다. 즉 주거이동수준에 따라 인구의 사회경제적 상태가 결정되는 정도는 상당히 큰 반면 가구구성상태에 미치는 효과는 미미한 것으로 나타났다. 인구특성과 주택특성간의 상호관련성에서도 인구의 사회경제적 상태와 주택의 질은 상호 밀접하게 연결되어 있는 반면 가구구성상태와 주택유형사이에는 뚜렷한 연관이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

또한 주거이동수준에 가장 큰 파급효과를 미치는 요소는 주택의 질이지만 주택의 질이 미치는 영향력에는 인구의 사회경제적

상태 또는 주택형태등 다른 요소를 통한 간접적 파급효과가 포함되어 있는 것으로 추측된다.

이러한 분석의 결과와 관련하여 해석의 오류를 방지하기 위해서 다음의 두가지 참고사항을 지적할 필요가 있다.

첫째는 본 연구가 방법론상 일정 공간단위에 대한 집합적 자료(aggregate data set)를 사용한 거시적 접근을 택하고 있기 때문에 미시적 수준의 분석에서 파악되는 가구단위의 주거이동행태와 직접적으로 연결지을 수는 없다는 점이다.

둘째는 본 연구는 일정지역의 주거이동수준과 그 지역의 인구 및 주택특성간의 상호관계에 대한 통계적 설명에 불과하며 실제로 양자간의 구체적 인과관계에는 다양한 정책적, 제도적 요인들이 介在되어 있음에 유의해야 한다. 예컨대 도로건설, 주택단지 조성, 재개발과 같은 각종 도시개발사업, 용도지역규제, 건축규제와 같은 토지이용규제, 부동산의 양도 및 보유에 대한 규제, 학군제와 같은 교육제도등은 일정지역의 주거이동수준이나 인구 및 주택특성에 직·간접으로 영향을 미침으로써 상호간의 연쇄적 파급효과를 유발한다. 따라서 이분야의 연구가 보다 說明的이기 위해서는 거시적수준의 분석과 아울러 미적적수준의 분석이 병행되어야 한다.