

표본의 선택성과 출신지별 자가비율 격차*

Sample Selectivity and Homeownership Disparities by Place of Birth

이성우 서울대학교 농경제사회학부 교수
임형백 서울대학교 농업생명과학원 선임연구원

※주요단어: 자가비율, 출신지, 표본의 선택성, 지역격차

목 차

I. 서론

II. 연구배경

III. 연구방법: 이항프라빗 모형과 해체기법

IV. 자료 및 변인

V. 분석 결과

1. 인구이동모형
2. 자가모형
3. 해체기법모형

VI. 결론

* 이 논문은 2001년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음
(KRF-2001-041-C00403).

I. 서론

한국사회에서의 출신지역에 따른 사회적 편견은 학력(별)과 함께 본원적 치유대상에 속한다. 학력 또는 학벌 위주의 학연이 최근의 논제라면, 지연을 배경으로 한 출신지역의 문제는 그 뿌리가 깊다. 이러한 출신지역을 배경으로 한 지연 의식의 폐해는 편향적 지역개발과 민-관 모든 분야의 인사에도 영향을 끼친 것으로 나타났다(한국사회학회, 1992; Kim, 1997). 본 연구의 목적은 편향적 지역개발정책과 지역편견이 출신지역별 지역주민들의 자가소유에 어떻게 영향을 미쳤는지를 실증 분석하는데 있다. 지역격차에 관한 수많은 연구들은 주로 다양한 거시지표(GRP, 산업생산, GINI계수 등)를 중심으로 설명되어 왔다. 하지만 미시적 수준에서의 편향적 지역정책 또는 지역차별에 대한 연구는 극히 제한적이다. 본 연구에서는 가구수준의 미시적 지표인 자가소유(homeownership)를 통해 지역격차 및 차별에 대한 현상을 분석하고 있다.

본 연구는 지역차별에 대한 최근 이루어진 일련의 연구들이 등한시한 거주기간을 통제하여 출신지역별 자가소유 비율의 차이를 분석하고 있다. 매 5년마다 발표되는 인구센서스를 이용할 경우 모든 표본에 대한 현 거주지역에서의 거주기간에 대한 정보는 사용할 수 없다. 하지만 각 연도의 센서스 당시를 기준으로 지난 5년간 이동자 여부에 대한 통제는 가능하다. 거주기간이 자가소유에 끼치는 중요성(Lee and Myers, 2003; Lee et al., 2000; Myers et al., 1998)을 감안할 때 거주기간을 통제한 본 연구의 결과가 기존의 연구결과와 부합되는 결과가 도출되는지 여부는 매우 흥미로운 것으로 판단된다.

II. 연구배경

미시자료를 이용한 지역격차 및 차별에 관한 최근의 연구들은 심리적 요인과 편향적 지역개발정책에 따른 구조적 요인이 출신지역별 주민들의 주거복지수준 차이를 초래한 것으로 설명하고 있다. 하성규와 이성우(2001)는 1990년 서울지역 거주자의 출신지역별 자가점유비율이 서울, 경기, 충청, 제주출신 주민의 경우 약 40% 내외였으나, 호남 및 강원출신 주민들의 경우 약 32%로 9-10% 정도의 차이가 존재한다는 것을 보여주고 있다. 이들은 영남출신 주민들에 대한 강원출신 주민들의 자가소유 차이의 대부분이 개인이나 가구의 사회경제적 능력차이로 인해 설명된다고 설명한다. 반면 영남에 대한 호남출신 주민들의 차이는 그 상당부분이 잔차효과에 의해 설명된다고 분석하면서, 이를 지역차별/편견에 의한 것으로 추론하고 있다.

이성우와 민성희(2002a) 역시 수도권에 거주하는 호남과 강원출신 가구의 자가비율이 영남 및 기타 지역 출신에 비해 현저하게 낮은 것을 발견했다. 1990년

에 국한된 하성규와 이성우(2001)의 연구와는 달리 이성우와 민성희(2002a)의 연구는 1980-2000년 동안의 장기적 실증연구라는 점에서 주거수준과 지역격차에 대한 보다 정확한 연구라 할 수 있다. 이들의 분석 결과는 하성규와 이성우(2001)의 결과와 마찬가지로 영남과 호남출신 자가비율의 차이는 상당부분이 모형에서 설명되는 못하는 잔차효과에 의한 것인 반면, 영남과 강원 차이는 본 연구에서 설정한 모형에 의해 설명되고 있는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 잔차효과에 의한 설명력이 지역차별 또는 편견에 의한 것으로 추론하기 위해서는 현재 및 향상소득, 보유자산, 그리고 거주기간 등과 같은 주요변인들이 포함되어야 하지만 이들의 연구는 이들 핵심 변인들을 통제하지 못한 아쉬움이 있다.

이성우와 민성희(2002b)의 또 다른 연구는 서울지역에 거주하는 출신지역별 주거수준 차이를 주거밀도로 분석하였다. 이들은 서울지역에 거주하는 호남출신의 주거밀도 수준이 영남을 비롯한 다른 지역출신에 비해 높게 나타나 상대적으로 열악한 주거 환경에서 거주하고 있는 것을 발견하였다. 하지만 이 연구 역시 다른 연구와 마찬가지로 센서스자료의 한계로 인해 주거수준 분석의 주요변인인 소득과 이주기간의 변인을 사용하지 못한 한계가 있다.

주택을 소유하는 가장 큰 요인을 대별하면 인구학적 요인과 경제적 요인으로 나눌 수 있다¹⁾. 가구구성과 가구원 수 등과 같은 인구학적 요인을 통제한다면, 소득수준과 누적재산, 그리고 현지 주택시장에서의 거주기간은 자가소유를 결정짓는 가장 중요한 경제적 요인이다(Megbolugbe and Linnerman, 1993). 현지 거주기간이 길어질수록 현지의 노동시장에 대한 적응도는 증가하며, 따라서 재산의 축적과 함께 현지 주택시장에 대한 정보가 증대하여 자가소유는 물론 양질의 주거환경에 거주할 가능성은 높아진다(Clark and Dieleman, 1996; Lee et al., 2000; Myers and Lee, 1996; 1998).

한국의 인구센서스자료를 이용할 경우 현지 주택시장에 대한 거주연한을 통제하는 것은 불가능하다. 하지만 표본을 각 센서스 기준 최근 5년내 이주자로 한정할 경우 인구센서스를 가지고 거주연한을 통제하는 것은 가능하다. <표 2-1>은 1980-2000년 사이의 서울지역의 출신지역별 최근 이주자(지난 5년간)의 자가비율을 나타낸 것이다. 1980년 영남출신 최근 이주자의 자가비율은 22%였으나, 다른 지역출신 최근 이주자의 경우 자가비율이 약 13%로 6-10% 정도의 차이가 나타났다²⁾. 1990년에도 영남출신 최근 이주자가 다른 지역 출신 최근 이민자의 경우보다 자가

1) 인구학적 요인은 주로 주택의 소비적(consumption) 측면과 밀접한 연관을 가지고 있고, 경제적 요인은 주택의 투자적(investment) 측면과 연관을 가지고 있다(Lee et al., 2001).

2) 논의의 편의를 위해 절대 표본 수가 적은 제주와 이북을 포함한 외국 출신에 대한 논의는 제외하기로 한다.

비율이 4-8%정도 높게 나타났다. 하지만 2000년의 경우 호남, 충청, 제주출신 이주자의 자가비율이 약 8%를 나타내는데 비해, 영남출신 최근 이주자의 자가비율은 약 7%로 다른 지역 출신 최근 이민자보다 낮은 자가비율을 나타냈다.

<표 2-1>의 관찰치의 결과에 따라 본 연구에서는 분석기간과 표본의 선택에 있어서 기존의 연구와는 차별성을 두었다. 본 연구에서는 지역격차와 지역차별을 설명하기 위해서 출신지역별 최근 이주자들의 자가비율의 차이가 큰 1980년과 1990년의 경우만을 가지고 분석하기로 한다. 또한 선행 연구들이 영남과 강원, 그리고 호남을 분석한데 반해, 강원 출신 최근 이주자의 표본이 회귀분석에 충분하지 않은 연유로, 본 연구에서는 영남과 호남, 그리고 충청 출신을 분석하였다.

최근 이주자만을 가지고 분석하는 데에는 또 다른 이점이 있다. 기존의 연구들이 서울지역에 이주한 각 지역 출신자의 선택성(selectivity)을 통제하지 못한데 반해, 본 연구에서는 인구이동모형의 정립과 이에 따른 이동자의 인구-사회-경제적 특성을 표준화시키는 것이 가능하다. 이주자들의 특성은 비이주자들의 특성과 차이가 있을 개연성이 있으며 이를 무시한 결과에 대한 단순 분석은 통계적 문제를 야기할 가능성이 있다(Lee and Zhee, 2001; Lee and Roseman, 1999). 예를 들면, 호남지역에서 이주한 이주자들의 특성이 비이주자들에 비해 현저히 낮고 이로 인해 다른 지역 출신들과의 주거 수준에 차별성이 있을 가능성이 있다. 인구이동에 따른 이동자와 비이동자의 선택성을 보정한 다음, 다른 지역 출신들과의 자가소유 확률을 추정하는 것은 이러한 통계적, 실질적 문제를 해결할 수 있다. 다음 장에서는 이러한 통계적 기법을 설명하고 있다.

<표 2-1> 서울지역 최근 이주자의 출신지역별 자가비율(가구주 기준)

	1980		1990		2000	
	N	%	N	%	N	%
영 남	212	22.13	151	15.08	68	7.17
호 남	201	13.41	146	9.85	75	8.38
강 원	42	15.91	21	6.84	7	3.13
충 청	139	14.49	89	10.76	41	8.95
제 주	3	11.54	3	9.68	3	8.33
외 국	8	80.00	11	78.57	0	0.00
합 계	605	16.28	421	11.50	194	7.57

출처: 인구 및 주택센서스 2% 표본. 통계청. 1980-2000.

III. 연구방법: 이변량프라빗 모형과 해제기법

이변량프라빗(bivariate probit)모형은 2차 이상 일련의 선택에 따른 표본의

선택성을 통제하는데 사용되는 기법이다. 일련의 선택에 따른 표본의 선택성이 존재하는 것은 대부분의 자료에서 흔히 야기되는 통계적 문제점이다(Maddala, 1983). 본 연구의 경우와 같이 출신지에서 서울로의 이주에 대한 선택을 해야 하는 경우와, 이주 이후 점유유형 선택에 있어서 자가와 차가의 이중선택이 주어지는 i 라는 개인을 생각해 보자. 일반적으로 $i(i=1, \dots, n)$ 라는 개인이 $j(j=1, 2)$ 라는 선택을 했을 경우의 총 효용은 다음과 같이 표현된다.

$$U_{ij} = \beta'_j X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

X_{ij} 는 j 를 선택한 i 번째 사람의 관찰된 개인의 특성과 사회경제적 배경, 환경적 변인들의 함수를 나타내는 것이고, ε_{ij} 는 관찰되어지지 않는 확률교란항이다. 이 경우 총효용은 관찰되지 않는다. 그러나 개인의 선택은 관찰할 수 있다. 먼저 이주, 비이주의 두 가지의 선택이 있을 경우 다음과 같이 정의된다.

$$y_{i1} = 1, \text{ if } U_{i1} > 0 \\ 0, \text{ 기타} \quad (2)$$

또한 점유유형모형에서는 서울로의 이주를 결정한 사람들 중에서 자가와 차가의 두가지 선택이 있는 경우를 고려하게 된다.

$$y_{i2} = 1, \text{ if } U_{i2} > 0 \\ 0, \text{ 기타} \quad (3)$$

이 경우 일련의 선택을 실행한 개인의 확률교란항 ε_{i1} 과 ε_{i2} 는 상관관계가 있다. 그러나 이동모형에서는 이동을 결정한 사람들만을 대상으로 점유유형모형을 분석하게 된다. 즉 이 집단은 작위적으로 선택된 집단이다. 일반적으로 (y_{i2}, x_{i2}) 는 $y_{i1}=1$ 일 경우에 관찰되어진다. ε_{i1} 는 전체 모집단에서 정의되는 반면에, ε_{i2} 는 단지 $y_{i1}=1$ 인 하위집단에서만 정의된다. 이러한 표본의 선택성의 문제를 해결하기 위해서는 오차항 ε_{i1} 과 ε_{i2} 가 이원변량정규분포(bivariate normal distribution)를 그린다고 가정하고, 이 때 $\rho: \varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2} \sim N(0, 0, 1, 1, \rho)$ 는 오차항간의 상관관계수(correlation coefficient)를 나타낸다.

앞서의 가정을 모형에서 정립할 경우, 관측치의 세가지 범주의 무조건적 확률(unconditional probability)을 만들 수 있다. Φ_2 는 이변량 정규누적분포함수(bivariate normal cumulative distribution function)이고 Φ 는 일변량 정규누적분포함수(univariate normal cumulative distribution function)라고 하면,

$$y_{i1}=1, y_{i2}=1 : \text{Prob}(y_{i1}=1, y_{i2}=1) = \Phi_2[\beta'_1 X_{i1}, \beta'_2 X_{i2}, \rho] \\ y_{i1}=1, y_{i2}=0 : \text{Prob}(y_{i1}=1, y_{i2}=0) = \Phi_2[\beta'_1 X_{i1}, -\beta'_2 X_{i2}, -\rho] \quad (4)$$

$$y_{i1}=0 : \text{Prob}(y_{i1}=0) = \Phi[-\beta'X_{i1}]$$

모형 (4)에 상응하는 로그우도함수(log-likelihood function)는 다음과 같다.

$$\sum_{y_{i1}=1, y_{i2}=1} \ln \Phi_2[\beta_1'X_{i1}, \beta_2'X_{i2}, \rho] + \sum_{y_{i1}=1, y_{i2}=0} \ln \Phi_2[\beta_1'X_{i1}, -\beta_2'X_{i2}, \rho] + \sum_{y_{i1}=0} \ln \Phi[-\beta_1'X_{i1}] \quad (5)$$

여기서 식 (5)를 통해 도출된 β_1, β_2, ρ 은 최적화된 계수를 의미한다. Maddala(1983)는 2가지 선택 모형에서의 교란항에 대한 상관관계를 나타내는 ρ 값이 통계적으로 유의미할 경우, 이러한 선택성을 무시한 일변량프로비트(univariate probit)의 사용은 통계적 오류를 나타내게 된다고 설명한다. 본 연구에서는 일변량프로비트와 이변량프로비트의 결과를 동시에 추정하여 ρ 값의 통계적 유의성에 따라 출신 지역별 자가소유비율을 추정하기로 한다.

집단간 차별 또는 차이를 설명하는 데에는 사회-경제지표의 비교분석을 통한 특성효과와 잔차효과를 규명할 수 있는 해체기법(decomposition method)이 유용한 방법이다(Blinder, 1973; Oxaca, 1973). 해체기법은 어떤 사회지표의 분석에 있어서, 회귀분석 결과 나타나는 두 집단 간의 추정치(estimated value)에 대한 차이가 어떤 것에 의한 것인지를 알아내는데 쓰이는 유용한 분석기법으로 선진국의 경우 노동시장에서의 남녀간의 임금격차에 따른 차별성 또는 인종간 차이를 파악하는데 많이 사용되는 기법이다(Heckman, 1998; Jackson & Lindley, 1989; Wachter & Megbolugbe, 1992). 분석상의 주요 틀을 간단히 소개하면 다음과 같다.

대조집단(reference group)에서 추정되는 특정한 사회지표의 추정치를 $E(Y^r) = \bar{Y}^r = \bar{X}^r \beta^r$ 로 정의하고, 비교집단(contrast group)의 추정치를 $E(Y^c) = \bar{Y}^c = \bar{X}^c \beta^c$ 로 정의하자. 이 때 “만약 비교집단이 대조집단의 상황하에 있었다면”이라는 상황 설정에 부합되는 가설 집단의 추정치는 $E(Y^h) = \bar{Y}^h = \bar{X}^c \beta^r$ 로 표현된다. 이러한 결과를 근거로 특정 사회지표에 대한 집단간의 차이는 다음과 같이 개인 또는 가구의 특성에 의해 설명되는 특성효과(endowment effect)와 모형에 의해 설명될 수 없는 잔차효과(residual effect)로 나눌 수 있다.

$$\begin{aligned} E(Y^r) - E(Y^c) &= \{E(Y^r) - E(Y^h)\} + \{E(Y^h) - E(Y^c)\} \\ &= (\bar{Y}^r - \bar{Y}^h) + (\bar{Y}^h - \bar{Y}^c) \end{aligned} \quad (6)$$

이 때 식 (6)은 개인이나 가구의 특성에 의해 설명되는 특성효과와 잔차효과로 나뉘어진다.

$$\text{특성효과:} \quad (\bar{Y}^r - \bar{Y}^h) = \beta^r (\bar{X}^r - \bar{X}^c) \quad (7)$$

$$\text{잔차효과: } (\bar{Y}^h - \bar{Y}^c) = \bar{X}^c (\bar{\beta}^r - \bar{\beta}^c) \quad (8)$$

즉, 대조집단과 비교집단간의 특정 사회지표에 대한 예측치의 차이는 집단간 특성 또는 개인 및 가구의 인적자원(human capital)에 의한 차이(모형에서 통제되는 독립변수들의 차이)와 집단이 처하고 있는 환경의 차이(모형에서 통제되지 않은 외부적 변수나 차별)로 구분할 수 있다. 만약 특정지표의 집단간 차이가 특성에 의한 차이로 대부분 설명될 경우에는 양 집단간에는 차별이 존재하지 않는다 할 수 있으나, 만약 집단간 차이가 설명되는 상당 부분이 잔차효과에 의한 것이 드러난다면 두 집단 간에는 일정정도의 차별이 존재하고 있다고 할 수 있다 (Blinder, 1973; Oxaca, 1973).

IV. 자료 및 변인

본 연구의 실증분석을 위해서는 1980년과 1990년 인구센서스 2% 표본을 사용하였다. 분석에 사용된 변인의 선택은 이 분야의 선행연구를 참조하였다(하성규·이성우, 2001; 이성우·민성희, 2002a; 2002b). 개인 및 가구주의 출신지역에 대한 정보를 내재하고 있는 센서스 자료는 신뢰성이 높고, 다양한 변인들(성별, 연령, 학력, 직업, 가구원수, 주택유형, 출신지 등 자가소유와 관련된 변인들)을 이용할 수 있다는 측면에서 본 연구의 목적에 부합하는 자료라고 하겠다.

앞서 언급하였듯이 자가소유를 설명하는 주요한 변인들인 현 거주지에서의 거주연한, 현재소득 및 향상소득, 주택가격 등에 대한 정보가 인구센서스에는 결여된 한계가 있다. 그러나 본 연구에서는 최근 5년간 이주자로 분석의 대상을 한정하였고, 학력, 직업 등과 같은 사회-경제적 변인이 소득 및 누적자산과 대체로 상관관계가 높다(Becker, 1993; ch. 3)는 측면에서 자가소유에 대한 인과관계를 규명하는 일정 수준의 분석 효율성은 담보할 수 있으리라 판단된다. 본 연구에서는 특히 인구이동모형의 설정에 따라 서울지역으로 이주한 표본들의 선택성을 통제하였다.

이러한 모형의 설정은 기존의 연구들이 고려하지 않았던 표본의 차별에 따른 자가비율의 차이에 대한 논란을 일정 상쇄할 수 있는 효과를 가지고 있다. 인구이동모형과 자가모형의 종속변수 및 독립변수는 인구센서스를 가지고 분석한 최근의 국내 선행연구들을 참조하였다. 이들 변인들이 가지는 인구이동 및 주거선택의 함의는 선행연구들에 서술되어 있으므로 추가적인 설명을 피하기로 한다. 이동모형에서의 종속변인은 5년 전 거주지를 기준으로 한 서울로의 이동여부이며, 주거선택모형에서는 자가소유여부를 사용하였다. 개별 모형에서 사용된 독립변인 및 그 설명은 <표 4-1>에 제시되어 있다.

<표 4-1> 변인설명

변인	내용	비고	
종속변인	OWN MIG	자가(=1), 차가(=0) 이동(=1), 비이동(=0)	
독립변인			
인구학적변인			
	AC1	19-25세	OWN/MIG
	AC2	26-35세 (reference group)	
	AC3	36-45세	
	AC4	46-55세	
	AC5	56-65세	
	AC6	66세이상	
	GENDER	남자(=1), 여자(=0)	OWN/MIG
	MARRY	유배우자(=1), 기타(=0)	OWN
	MARRY1	미혼	MIG
	MARRY2	유배우자	
	MARRY3	이혼,사별	
	SIZE1	가구원수 1-2명 (reference group)	OWN/MIG
	SIZE2	가구원수 3-4명	
	SIZE3	가구원수 5명 이상	
	WORKER	가구노동자수 2명이상(=1), 1명이하(=0)	OWN/MIG
사회-경제적 변인			
	SCH1	중졸이하 (reference group)	MIG
	SCH2	고졸	
	SCH3	전문대졸	
	SCH4	대학이상	
	SC1	고졸이하 (reference group)	OWN
	SC2	전문대졸	
	SC3	대졸	
	SC4	대학원이상	
	RANK	종업원을 둔 사업주, 고용원이 없는 자영업(=1), 기타(=0)	OWN
	STATUS1	종업원을 둔 사업주	MIG
	STATUS2	고용원이 없는 자영업	
	STATUS3	무급가족 종사자, 임금, 봉급 근로자	
	STATUS4	무직 (reference group)	
	JOB1	전문직	OWN
	JOB2	전문직이외의 직종	
	JOB3	무직, 일용 노동직 (reference group)	
지구변인			
	LOCATE1	종로구, 중구, 용산구 (reference group)	OWN
	LOCATE2	동대문구, 성동구, 중랑구, 광진구	
	LOCATE3	성북구, 강북구, 도봉구, 노원구	
	LOCATE4	마포구, 은평구, 서대문구	
	LOCATE5	강서구, 양천구, 구로구, 금천구	
	LOCATE6	관악구, 영등포구, 동작구	
	LOCATE7	강남구, 서초구	
	LOCATE8	강동구, 송파구	

V. 분석 결과

1980년, 1990년 출신지역별 인구이동모형과 점유선택모형은 <표 5-1> 과 <표 5-2>에 제시되어 있다. 점유유형에 대한 모형에서는 일반적으로 사용되는 일반

량프라빗과 본 연구에서 채택한 이변량프라빗의 결과를 동시에 수록하였다. 이동과 점유유형 선택에 따른 잔차의 상관관계(RHO)는 1980년의 경우 모든 집단에서 통계적 유의성을 가지고 있는 것으로 나타났다. 하지만 1990년의 경우 충청출신의 경우에만 유의성이 있는 것으로 분석되었다. 따라서 점유유형과 해체기법의 해석은 1980년의 경우 이변량분석 결과를 토대로, 1990년의 경우에는 일변량분석을 기반으로 설명하기로 한다.

1. 인구이동모형

인구이동모형은 기간과 집단에 관계없이 대체로 비슷한 결과를 보이고 있다. 연령은 인구이동에 있어 가장 중요한 요인이다(Long, 1988). 인적자본이론(human capital theory)에 의하면 연령이 높을수록 인구이동을 통한 기대효과가 떨어지기 때문에 이동성이 낮아진다고 설명한다(Molho, 1986). 연령에 따른 이동성은 가장 연령이 낮은 집단(AC1)을 제외하고 모든 집단이 부(-)의 효과를 보이고 있는데, 이는 나이가 많은 사람일수록 대조집단(AC2)에 비해 이동성이 낮음을 의미한다. 이러한 경향은 모든 집단에서 유효한 것으로 나타났다. 기간과 집단의 구분 없이, 여성의 경우가 남성보다 서울로의 이동성이 강한 것으로 나타났으며(GENDER), 유배우 가구(MARRY2)나 이혼, 사별가구(MARRY3)가 미혼 가구(MARRY1)보다 이동성이 낮았다. 결혼을 하여 가구주가 되고 가구원수가 많아지면 일반적으로 가족에 대한 책임성이 증가하여 이동가능성은 감소한다(Lee and Roseman, 1999). 본 연구에서도 출신지역에 상관없이 모든 집단에서 미혼가구(MARRY1)의 이동확률이 다른 집단에 비해 높게 나타났고, 가구원수가 많아지면(SIZE2, SIZE3) 이동성이 떨어지는 것으로 나타났다.

1980년 호남출신 전문대졸(SCH3)집단을 제외하고는 모든 집단에 있어서 이동확률은 교육수준과 정비례하는 것으로 나타났다(SCH2-SCH4). 교육수준이 노동시장 및 주택시장에 대한 정보 획득능력이 높다는 점은 잘 알려진 사실이다(Becker, 1993). 이는 교육수준이 높을수록 이동 목적지에 대한 정보를 보다 많이 획득할 수 있어 이동성이 높아진다는 선행연구의 결과와도 일치하는 것이다(이성우, 2001; Lee and Zhee, 2001). 또한 무직(STATUS4) 집단에 비해 월급생활자나 자영업 등과 같이 직업을 소지한 집단의 이동확률이 낮게 나타났다. 가족내 근로자수가 많을수록 이동성은 감소하는 경향을 보이는데, 이는 이동에 따른 고용기회의 감소 등과 같은 위험요인이 근로자수가 1인 가족의 경우에 비해 높기 때문이다(Cook and Bailey, 1996; Lee and Roseman, 1999). 본 연구의 분석 결과 역시 1990년 호남의 경우 정(+)의 관련성을 보이고 있는 것을 제외하고는 영남과 충청의 경우

1980년과 1990년 대체로 통계적으로 유의미한 부(-)의 결과를 보이고 있다.

2. 자가모형

<표 5-1>과 <표 5-2>에 있는 개별집단에 대한 회귀분석의 제3행과 제4행은 최근 이주자에 대한 자가선택모형을 일변량분석과 이변량분석으로 구분하여 나타낸 것이다. 앞서 언급하였듯이, 1980년의 경우 일변량분석을 통한 회귀계수의 추정과 모형에 근거한 확률의 계산은 통계적 문제점이 있는 것으로 드러났다. 1980년의 경우 모든 집단에 있어서 이동과 주거선택에 따른 상관관계를 나타내는 ρ 가 99.99%의 신뢰수준에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타났기 때문이다. 하지만 1990년의 경우 층청을 제외하고는 통계적 유의성이 없었다. 따라서 계수(coefficient)의 해석과 회귀모형에 따른 해석기법의 적용은 1980년은 이변량분석에 기초하여, 그리고 1990년은 일변량분석에 기초하여 설명하기로 한다.

모든 회귀분석모형에서 통제된 인구학적 변인의 효과는 주거선택에 관한 이론 및 다양한 국내-외 선행연구의 결과와 유사한 것으로 나타났다. 연령이 높을수록(AC3-AC6), 결혼한 가구일수록(MARRY) 자가소유 확률은 높아지는 것으로 나타났다. 여성이 가구주일 경우(GENDER)의 자가소유 가능성은 남성의 경우보다 높은 것으로 나타났는데 이는 하성규와 이성우(2001)가 설명하듯이 다른 조건이 일정하다면, 안정적 주거생활에 대한 기대감이 남성 가구주에 비해 높은 데 연유하는 것으로 판단된다. 가구규모는 주택에 대한 수요 또는 주택의 소비를 나타낸다는 측면에서 자가가구를 결정하는 중요한 결정요인(Megbolugbe and Linnerman, 1993)이다. 본 연구에서도 가구원수가 많을수록(SIZE2-SIZE3) 자가일 확률이 높아지는 것으로 분석되었다.

예상한대로 학력수준은 자가소유와 밀접한 관련성이 있는 것으로 나타났다. 학력이 높을수록(SC2-SC4) 자가소유 확률이 높게 분석되었는데, 특히 1990년 영남의 경우 대학원이상의 학력(SC4)을 소지한 계층의 자가소유 확률(1.5072)이 호남(0.7424)과 층청(0.4694)에 비해 훨씬 높은 것으로 나타났다. 직업이 자가소유에 끼치는 영향은 미미하거나 통계적으로 유의미하지는 않은 경우가 대부분이었는데 이는 모형에서 통제된 교육수준이 이러한 영향을 상당 부분 차감되어진데 기인하는 것으로 판단된다. 자가소유에 대한 전문직(JOB1)의 효과는 대부분 정(+)의 효과를 보이고 있으나, 호남의 경우에만 통계적으로 유의미한 것으로 드러났다. 가족 내 근로자 수는 자가소유에 집단별로 엇갈린 효과를 보이고 있다. 1980년 호남의 경우 가족 내 근로자 수가 2인 이상일 경우가 1인 이하일 경우보다 자가소유 확률이 높아진(WORKER) 경우를 제외하고는 대부분의 경우에서 통계적으로 유의성이 없거

나 부(-)의 효과를 보이고 있다.

주택이 입지하고 있는 지역변인(LOCATE) 역시 자가소유 확률에 영향을 미치고 있으며, 이러한 효과는 집단별로 일정한 차이를 보이고 있다. 1980년의 경우 영남과 호남은 강남과 서초(LOCATE7), 송파와 강동(LOCATE8)에 거주할 경우의 자가소유 확률이 기타지역에 거주하는 경우보다 높은 것으로 나타났으나, 충청의 경우에는 지역별 특이성이 발견되지 않았다. 1990년에는 모든 집단에 있어 강남, 강동, 서초 등과 같은 강남권지역에서의 자가에 거주할 확률이 높게 나타났으나, 특히 강북지역(LOCATE4-LOCATE5)을 중심으로 호남과 충청출신 최근 이주자들의 자가에 거주할 확률이 높은 것으로 나타났다.

이동모형과 주거선택모형 잔차의 상관관계를 나타내는 ρ 는 모든 모형에서 부(-)의 효과를 가지는 것으로 나타났다. 이것은 이동을 선택한 표본의 자가확률이 그렇지 않았을 경우보다 낮다는 것을 의미한다. 본 연구의 표본이 최근 이주자로 한정된 것이 이러한 결과를 낳았다고 판단되며, 서울에서의 거주기간이 길어지고 주택 및 노동시장에서의 정보획득 및 활동이 활발해지면 자가확률은 높아질 것으로 여겨진다.

3. 해체기법 모형

<표 5-3>은 <표 5-1>과 <표 5-2>의 회귀분석 결과를 바탕으로, 1980년 · 1990년의 출생지별 최근 이주자의 자가확률을 해체기법으로 분석한 결과를 나타낸 것이다. 앞서 설명한 바와 같이 1980년의 경우는 이변량분석, 그리고 1990년의 경우는 일변량분석을 토대로 실시한 것이다. 이변량분석에 따른 추정치와 관찰치는 크게 나는 반면, 일변량분석의 경우 유사한 결과를 보이고 있다. 1990년 일변량모형에서 추정된 자가소유비율은 영남 15.12%, 호남 9.84%, 충청 10.75%로 나타나 <표 2-1>의 관찰치와 거의 동일한 결과를 나타냈으나, 1980년 이변량모형에서 추정한 자가소유확률은 관찰치와 차이를 보이고 있다. 이것은 일변량분석이 이주자에 대한 특성만 반영된 반면, 이변량분석이 실시된 1980년의 경우는 이주하지 않고 개별 지역에 거주하고 있는 주민들의 특성 역시 일정 반영된 것에 기인한다. 실제로 하성규, 이성우(2001)의 연구에서 드러났듯이 영남과 호남, 그리고 충청지역의 자가비율은 높게 형성되어 있다. 이러한 특성이 반영된 연유로 1980년의 경우 관찰치보다 모형에서 추정된 자가소유비율이 지역별로 약 2배 이상 높게 분석되었다.

1980년 추정된 영남출신 최근이주자의 자가비율은 43.54%로 호남과 충청의 30.6%와 32.6%에 비해 각각 12.94%와 10.94% 높은 것으로 나타났다. 이러한 차이를 모형에서 통제된 특성 및 통제되지 못한 잔차효과로 구분한 결과 호남의 잔차효

과는 9.85%(전체 차이의 76.12%)였고, 충청의 경우에는 6.3%(전체 차이의 57.59%)로 분석되었다. 1990년의 경우에는 모형에서 설명되는 특성효과의 설명력이 1980년의 경우보다 현저히 높은 것으로 나타났다. 추정된 영남과 호남 및 충청의 자가소유비율 차이는 5.28%와 4.37%로 나타났으나, 그 설명력의 차이는 영남과 호남의 경우의 잔차효과가 1.31%(전체 차이의 24.81%)였으나, 영남과 충청의 경우에는 0.02%(전체 차이의 0.46%)에 지나지 않았다.

이러한 분석결과는 상당 부분 선행연구(이성우·민성희, 2002b; 하성규·이성우, 2001)의 결과와 일치하는 것이다. 특히 선행연구가 주택시장의 적응 정도를 나타내는 거주기간을 통제하지 못한 제한점이 있는 반면 거주기간을 통제한 본 연구에서도 영남에 대한 호남출신의 자가비율차이가 영남과 충청출신의 차이에 비해 상당부분 잔차효과에 의해 설명되는 것은 의미 있는 연구결과로 판단된다. 일반적으로 잔차효과는 소득수준, 누적재산, 그리고 사회적 편견 등과 같이 모형에서 통제하지 못한 변인에 의한 개연성이 높은 것으로 여겨진다. 이러한 결과는 앞서의 연구에서 드러났던 영남과 강원에 대한 영남과 호남의 차이와 마찬가지로, 충청출신 최근 이주자에 비해 호남출신 최근이주자의 잔차효과가 더욱 크게 드러났다는 측면에서 선행연구의 결과를 더욱 보정하는 것으로 판단된다.

VI. 결론

본 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 영남출신 최근 이주자의 자가비율이 1980년, 1990년에는 다른 지역 출신들에 비해 높게 나타났으나, 2000년에는 출신지역에 상관없이 고른 자가비율을 보였다. 이러한 현상은 시민의식의 성숙과, 1990년대 초 군사정부에서 문민정부로의 전환, 호남지역에서의 산업 재배치 및 교통망 등과 같은 접근성 증대 및 이로 인한 경제적 활력의 증대, 그리고 1998년 호남정권의 출범 등과 같은 요인이 출신지별 차이의 완화 가능성을 보이고 있는 것으로 판단된다.

둘째, 이동에 따른 선택성(RHO)의 결과로 볼 때, 서울로 이동한 이주자의 특성은 비이주자에 비해 낮은 자가점유로 귀결될 가능성을 보였다. 이러한 사실은 영남과 호남에 비해 특히 충청의 경우 1980년과 1990년 모두 통계적 유의성을 가지고 있다는 데 기인한다. 셋째, 영남출신 대비 호남출신 최근 이주자의 자가비율의 차이는 영남 대비 충청에 비해 모형에서 설명되지 못하는 잔차효과에 의한 설명력이 높은 것으로 나타났다. 이것은 현재소득, 항상소득(permanent income), 누적재산, 그리고 사회적 편견 등과 같이 모형에서 통제할 수 없었던 주요 변인들의 차이가 영남 대비 충청에 비해 영남 대비 호남의 경우가 더욱 큰 것에 기인한다.

<표 5-1> 서울지역 최근 이주자의 출신지역별 이동모형과 점유유형모형, 1980

	영 남						호 남					
	이동모형	점유유형모형				이동모형	점유유형모형				이동모형	
		Probit(bivariate)		Probit(univariate)			Probit(bivariate)		Probit(univariate)			
Constant	0.8688 ***	-1.2741 ***	-2.1474 ***		1.4677 ***	-1.7727 ***	-2.2144 ***		1.4087			
AC1	-0.0164	-0.0993	0.0471		0.1610	-0.2211	-0.1206		0.0895			
AC3	-0.4570 ***	0.5230 ***	0.3519 **		-0.5544 ***	0.3209 **	-0.0120		-0.7048			
AC4	-0.7418 ***	0.8053 ***	0.5245 ***		-0.8835 ***	0.8277 ***	0.4019 **		-0.9842			
AC5	-0.9280 ***	1.0920 ***	0.7081 ***		-1.2699 ***	0.9565 ***	0.2912		-1.1172			
AC6	-1.0297 ***	1.8083 ***	1.6860 ***		-1.8609 ***	1.5911 ***	0.7727 **		-1.8010			
GENDER	-0.3208 ***	-0.1467	-0.4857 ***		-0.2450 **	-0.0045	-0.1869		-0.2462			
MARRY		0.1336	0.2700			0.0844	0.0894					
MARRY2	-0.1042				-0.2608 **				-0.1925			
MARRY3	-0.3342 **				-0.3966 ***				-0.1528			
SC2		0.5164 **	0.8595 ***			0.4252	-0.0463					
SC3		0.1098	0.8088 ***			0.5578 ***	0.8166 ***					
SCH2	0.5116 ***				0.2753 ***				0.3387			
SCH3	0.3655 **				-0.6872 ***				0.5123			
SCH4	1.1346 ***				0.2794 ***				0.2376			
JOB1		0.1023	0.1480			0.3081 **	0.3833 *					
JOB2		0.1333	0.1199			0.0353	-0.0268					
RANK		0.1651	-0.0467			0.4220 ***	0.0044					
STATUS1	-0.2978 **				-0.5682 ***				-0.5236			
STATUS2	-0.8132 ***				-1.1313 ***				-1.1208			
STATUS3	-0.3446 ***				-0.3441 ***				-0.3292			
SIZE2	-0.2081 **	0.5955 ***	0.7271 ***		0.0404	0.3676 ***	0.4545 ***		-0.1930			
SIZE3	-0.3901 ***	1.0836 ***	1.2442 ***		-0.3041 ***	0.9952 ***	1.0618 ***		-0.5426			
WORKER	0.0253	-0.1010	-0.2023		-0.2246 ***	0.2962 ***	0.2152 **		-0.0991			
LOCATE2		0.0536	0.0361			0.0700	0.0779					
LOCATE3		-0.0394	-0.1854			0.2870 *	0.3430 *					
LOCATE4		0.2611	0.3839			0.3497 **	0.4773 **					
LOCATE5		0.2484	0.3109			0.3654 **	0.4641 **					
LOCATE6		0.2522	0.3380			0.3079 *	0.3661 *					
LOCATE7		0.4211 **	0.5762 **			0.3801	0.5260 *					
LOCATE8		0.4958 **	0.6265 **			0.5691 ***	0.7188 ***					
RHO(1,2)	-0.8571 ***				-0.7628 ***				-0.8072			
N	2,152		958		3,497		1,499		2,427			
-2 LL	3,018		1,013		4,235		1,181		2,763			
Max-rescaled R-Square			0.3361				0.2378					

* p<.10, ** p<.05, *** p<.01

<표 5-2> 서울지역 최근 이주자의 출신지역별 이동모형과 점유유형모형, 1990

	영 남					호 남					
	이동모형	점유유형모형				이동모형	점유유형모형				이동모형
		Probit(bivariate)		Probit(univariate)			Probit(bivariate)		Probit(univariate)		
Constant	0.4360 ***	-1.6299 **	-2.4663 ***			0.9767 ***	-2.6797 ***	-2.8510 ***		0.9120	
AC1	-0.0440	-0.2420	-0.2427			0.1717	-0.1230	-0.0777		0.1323	
AC3	-0.2208 ***	0.5848 ***	0.5736 ***			-0.4226 ***	0.4453 **	0.3666 **		-0.5169	
AC4	-0.5105 ***	0.8849 ***	0.7476 ***			-0.6989 ***	0.8853 ***	0.7528 ***		-0.9801	
AC5	-0.8231 ***	1.2751 ***	0.9841 ***			-1.2322 ***	1.3003 ***	1.0513 ***		-1.0563	
AC6	-0.6755 ***	1.4608 ***	1.3047 ***			-1.2925 ***	1.2413 ***	0.9697 ***		-1.3758	
GENDER	-0.1541 *	-0.1260	-0.2283			-0.3115 ***	-0.1360	-0.1869		-0.2809	
MARRY		0.2528	0.1514				0.3087 *	0.3083 *			
MARRY2	-0.4607 ***					-0.3191 ***				-0.2867	
MARRY3	-0.3070 **					-0.4025 ***				-0.2280	
SC2		0.4326	0.8300 ***				0.2715	0.2986			
SC3		0.2945	0.9144 ***				0.6523 ***	0.6853 ***			
SC4		0.8120	1.5072 ***				0.7095 **	0.7424 **			
SCH2	0.3590 ***					0.1898 ***				0.2380	
SCH3	0.6744 ***					0.2034				0.3571	
SCH4	1.1563 ***					0.1738 **				0.4275	
JOB1		0.0467	0.0803				-0.1659	-0.1590			
JOB2		0.0590	0.0545				0.0057	0.0068			
RANK		0.1755	-0.1219				0.1823	0.0243			
STATUS1	-0.4715 ***					-0.4038 ***				-0.5515	
STATUS2	-0.8680 ***					-0.8721 ***				-0.9923	
STATUS3	-0.1597 *					0.0349				-0.1880	
SIZE2	-0.2575 ***	0.5159 ***	0.4793 ***			-0.2352 ***	0.5951 ***	0.5645 ***		-0.1956	
SIZE3	-0.3240 ***	0.7525 ***	0.7393 ***			-0.5267 ***	0.8124 ***	0.7255 ***		-0.5645	
WORKER	-0.0460	-0.2696 *	-0.3314 **			0.2261 ***	-0.0299	0.0108		0.1171	
LOCATE2		0.1937	0.1905				0.6059	0.6435 *			
LOCATE3		0.3099	0.3688				0.8595 **	0.9054 ***			
LOCATE4		0.2073	0.2446				0.6849 *	0.7252 **			
LOCATE5		0.3959	0.4711				0.5267	0.5602 *			
LOCATE6		0.0345	0.0435				0.3752	0.4052			
LOCATE7		0.5172	0.6273 *				0.8294 *	0.8784 **			
LOCATE8		0.3674	0.4350				0.4632	0.4930			
RHO(1,2)	-0.6884					-0.2848				-0.9016	
N	2,573		1,001			3,658		1,482		2,234	
-2 LL	3,233		849			4,293		954		2,474	
Max-rescaled R-Square			0.3145					0.2359			

* p<.10, ** p<.05, *** p<.01

<표 5-3> 특성효과와 잔차효과 (1980-1990)

		영남	호남	충청
1980	관찰치	0.2213	0.1341	0.1449
	차이		0.0872	0.0764
	추정치	0.4354	0.3060	0.3260
	가설적 추정치		0.4045	0.3890
	차이		0.1294	0.1094
	특성효과(Endowment Effect)		0.0309	0.0464
	잔차 효과 (Residual Effect)		0.0985	0.0630
Gap (%) explained by				
	특성효과		23.88	42.41
	잔차효과		76.12	57.59
1990	관찰치	0.1508	0.0985	0.1076
	차이		0.0523	0.0432
	추정치	0.1512	0.0984	0.1075
	가설적 추정치		0.1115	0.1077
	차이		0.0528	0.0437
	특성효과(Endowment Effect)		0.0397	0.0435
	잔차 효과 (Residual Effect)		0.0131	0.0002
Gap (%) explained by				
	특성효과		75.19	99.54
	잔차효과		24.81	0.46

세계화와 다원화가 세계의 주류를 차지하는 요즈음, 한국과 같이 인류학적, 문화적 단일 민족으로 구성된 국가를 발견하는 것은 쉽지 않다. 이러한 동질적 기반에서 출신지역에 기초하여 갈등요인을 안고 있는 나라 역시 그리 흔치 않다. 향후 출신지역에 근거한 지역간 갈등의 문제는 갈등 요인에 대한 보다 근원적 처방을 내리는 것이 치유의 첫걸음이다. 이를 위해서는 본 연구와 같은 보다 직접적인 비교연구는 계속성을 가지고 이루어질 필요가 있다.

출신지역별 차이에 대한 보다 직접적인 결론을 위해서는 개인 및 가구의 지역별 소득수준, 주택가격 및 전-월세 수준 등과 같은 경제 및 계획지표의 조사는 필수적이다. 하지만 지역격차를 파악하기 위한 가장 기초 자료인 지역 및 출신지역별 개인 및 가구의 소득 자료를 만들지 않는 현실은 현재 한국사회의 지역정책이 갖고 있는 정치적 측면을 단적으로 보여준다. 미국과 유럽, 그리고 일본 등 대부분의 선진국에서는 센서스 또는 기타 주기적 조사를 통해 지역별 1인당 소득, 실업률, 교육 수준, 사회간접자본시설 등을 조사하여 지역균형정책의 주요 지표로 채택하고, 이를 기준으로 지역정책을 수립하고 그 성과를 평가한다. 즉, 지역주의의 극복을 위해서는 보다 원론적인 사회-경제지표의 비교에 필요한 조사체계의 구축이 필수적이라 하겠다.

참 고 문 헌

- 이성우. 2001. “지역특성이 인구이동에 미치는 영향: 계속이동과 회귀이동.” **한국지역개발학회지** 제13권 제3호 : pp19-44.
- 이성우·민성희. 2002a. “주거밀도로 측정한 출신지역별 주거수준 차이.” **대한국토·도시계획학회지** 제37권 제 7호 : pp137-155.
- 이성우·민성희. 2002b. “자가비율 격차를 통해 살펴 본 지역격차와 지역차별 1980-2000.” **한국사회학회 추계학술발표대회 논문집**.
- 하성규·이성우. 2001. “서울 거주자의 출신지역별 자가점유 특성 비교 분석을 통해 살펴 본 지역격차와 지역차별.” **한국지역개발학회지** 제13권 제2호 : pp33-56.
- 한국사회학회 편. 1992. **한국의 지역주의와 지역갈등**. 서울 : 성원사.
- Becker, G. S. 1993. **Human Capital**(3rd ed.). Chicago: The University of Chicago Press.
- Blinder, A.S. 1973. Wage discrimination: reduced form and structure estimates, **Journal of Human Resources** 8 : 438-55.
- Clark, W.A.V. and Dieleman, F. M. 1996. **Households and Housing: Choice and Outcomes in the Housing Markets**, New Brunswick, USA: Center for Urban Policy Research.
- Cooke, T. J. and Bailey, A. J. 1996. “Family Migration and the Employment of Married Women and Men.” **Economic Geography** 72 : 38-48.
- Ha, S.K. and Lee, S. W. 2001. “IMF and the crisis of the marginalized urban sector in Korea.” **Journal of Contemporary Asia** 31, Number 2 : 196-213.
- Heckman, J. J. 1998. "Detecting Discrimination." **Journal of Economic Perspectives** 12 : 101-116.
- Jackson, J. D. and Lindley, J. T. 1989. "Measuring the Extent of Wage Discrimination: A Statistical Test and Caveat." **Applied Economics** 21 : 515-540.
- Kim, E. M. 1997. **Big Business, Strong State**, State University of New York Press.
- Lee, S. W. and Myers, D. 2003. “Market Effects on Homeownership: Market Heterogeneity and Taste Difference.” **Journal of the Housing and Built Environment**(forthcoming).
- Lee, S. W. and Zhee, W. S. 2001. “Independent and Linked Migration: Individual Returns of Employment Opportunity and Household Returns to Poverty for African American Interstate Migration.” **Annals of Regional Science** 35 :

605-635.

- Lee, S. W., D. Myers, and Park, H. S. 2000. "An Econometric Model of Homeownership: Single-Family and Multi-Family Housing Option." *Environment and Planning A* 32 : 1901-2089.
- Lee, S. W. and Roseman, C. C. 1999. "Migration Determinants and Employment Consequences of White and Black Families, 1985-1990." *Economic Geography* 75 : 109-133.
- Long, L. 1988. *Migration and residential mobility in the United States*, New York: Russel Sage Foundation.
- Maddala, G. S. 1983. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Econometric Society Monograph No. 3. UK: Cambridge University Press.
- Megbolugbe, I. F. and Linnerman, P. 1993. "Home Ownership." *Urban Studies* 30 : 659-682.
- Molho, I. 1986. "Theories of Migration : A review." *Scottish Journal of Political Economy* 33 : 396-419.
- Munnell, A. H., Tootell, G. M. B., Browne, L. E., and McEneaney, J. 1996. "Mortgage Lending in Boston: Interpreting HMDA Data." *The American Economic Review* 86 : 25-53.
- Myers, D. and Lee, S. W. 1998. "Immigrant Trajectories into Homeownership: A Temporal Analysis of Residential Assimilation." *International Migration Review* 32 : 593-625.
- _____. 1996. "Immigration Cohorts and Residential Overcrowding in Southern California." *Demography* 33 : 51-65.
- Oaxaca, R. 1973. "Male-female wage differentials in urban labor markets." *International Economic Review* 14 : 693-709.
- Wachter, S. M. and Megbolugbe, I. F. 1992. "Racial and ethnic disparities in homeownership." *Housing Policy Debate* 3(2) : 333-370.

Abstract

Sample Selectivity and Homeownership Disparities by Place of Birth

SeongWoo Lee · Hyung-Baek Lim

※Keywords : Homeownership, Place of Birth, Sample Selectivity, Regional Disparity

This paper concerns on the effects of lopsided regional policy and social prejudice on homeownership disparities by household's place of birth in Seoul. The present study utilizes micro-level census data (2% sample) to evaluate households' residential well-being denoted by homeownership status during the period of 1980-1990. Decomposition techniques along with sample selection model were used to provide evidences of the home ownership disparities caused by regional policy and prejudice. While the previous studies ignore the possibility of biased estimates of homeownership disparities due to sample selectivity and length of residence, the present study adopts a bivariate probit model that can avoid the bias of selectivity and years since arrival in Seoul. As did in the previous studies, we found that recent migrants from Honam provinces represent a disproportionately small percent of homeownership ratio compared with people originated from Yeongnam and Chungcheong. The result is in general matched with those in the previous studies in regional disparity analyses. While most of the disparities in homeownership ratios between households from Youngnam, and households from Honam and Chungcheong are due to the residual differences, the proportion of residual difference is much lower for the relationship between Youngnam and Chungcheong than that between Youngnam and Homan. The present study summarized that place of birth showed some effects in determining whether or not recent migrants own their home in Seoul.