

서울시 정보화수준의 자치구별 격차 및 개선방안에 관한 연구

이 성 우* · 지 우 석** · 정 진 규***

A Study on the Digital Divide among District Autonomies in Seoul and Its Policy Implications

SeongWoo Lee* · WooSuk Zhee** · JinKyu Chung***

요약 : 본 연구에서는 서울시 25개 자치구를 중심으로 개인수준에서의 정보화에 대한 결정요인은 물론 지역특성이 정보화에 미치는 영향을 분석하였다. 정보화수준에 대한 분석에서는 컴퓨터 보유와 활용, 그리고 인터넷 사용과 인터넷 활용빈도의 4가지의 종속변인을 설정하여 더욱 세밀한 자치구별 정보화수준을 분석하였다. 본 연구의 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 상대적으로 경제적 여건이 수월한 강남지역의 정보화수준이 강북지역 자치구에 비해 높은 것으로 나타났다. 자치구별 정보화수준의 격차는 정보화 진입의 선결여건인 컴퓨터보유에서 가장 높은 차이를 기록하고 있으며 가장 높은 수준의 정보화수준이라 할 수 있는 인터넷 활용에 있어서는 가장 낮은 지역간 차이를 보였다. 둘째, 관찰치와 추정치로 분석한 정보화수준의 자치구별 분석에서는 달성가능한 정보화수준에 미달하는 자치구들 중 특히 중구의 경우는 모든 정보화 지표에 있어 약 1.7%에서 4.5%의 미달 수준을 드러내고 있어 가장 정보화수준이 취약한 자치구로 분석되었다. 셋째, 강북지역들 중 특히 구도심지역에 위치한 자치구들의 경우 교육수준별 정보화수준이 낮은 것으로 분석되었다. 중구가 모든 부분에서 가장 낮은 수준의 정보화수준을 나타냈고 컴퓨터 보유/사용에서는 중랑구, 노원구, 강북구 등이, 그리고 인터넷 사용 및 활용빈도에서는 노원구, 중랑구, 용산구 등이 낮은 수준을 기록했다. 마지막으로 지역의 정보화수준에 대한 분석에서는 공간적 이질성에 대한 계량적 보완이 가능한 모형의 정립이 필요한 것으로 나타났다. 따라서 정보화수준의 지역간 차이 등과 같은 지역자료를 분석할 경우, 이러한 공간자기상관성을 감안하지 않은 계량모형의 적용은 심각한 통계적 문제점이 발생할 가능성이 있는 것으로 판단된다.

주제어 : 정보격차, 컴퓨터 사용 및 활용, 인터넷 사용 및 활용, 위계로짓모형, 상위수준의 예측치

ABSTRACT : As the public policy debate over Korea's digital divide intensifies, central and local governments are considering diverse policy implications to resolve this gap between the technological "haves" and "have-nots." Several studies have investigated this gap focusing on the group differences, however, few study ever tried to examine the gap between regions. The major purposes of this paper are 1) to explore the major determinants that affect the application of computer and internet usage of households in Seoul, and 2) to investigate the differences of district autonomies for this indicator. We utilized Korea Census 2% Sample Data, which has not

* 서울대학교 대학원 지역사회개발전공 조교수(Assistant Professor, Seoul National University)

** 경기개발연구원 교통정책연구부 연구위원(Senior Researcher, GyongGi Research Institute)

*** 국토연구원 SOC-건설경제실 책임연구원(Associate Researcher, Korea Research Institute for Human Settlements)

been fully utilized before. The present study pays particular attention to the hierarchical structure of the data and spatial units when applying our econometric model to our empirical settings. The present study applies a multi-level logit model that can incorporate diverse spatial heterogeneities as well as individual differences. The present study finds that there are big differences among district autonomies of Seoul in the applications of computer and internet usage and application. Based on the findings of this study, the present study concludes with introducing several policy implications and future studies for the prosperity of households in Seoul.

Key Words : computer usage, internet application, regional disparities, multi-level multinomial logit model, upper level expectation

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

정보화수준의 향상은 지역산업의 생산성증대와 경쟁력 강화는 물론, 개인 및 지역의 발전을 도모하고 삶의 질을 향상시키는 중요한 역할을 담당하고 있는 것으로 여겨진다(류승호, 1996; 임창호, 1998). 다른 한편, 정보화수준의 지역간 격차는 1960년대 이후 시행되었던 불균형개발로 인한 국토의 불균등성을 심화시켜, 더욱 극심한 지역간 사회-경제적 차이를 야기시킬 것으로 우려되고 있다(김주찬·민병익, 2003). 이러한 경향은 서울시와 같이 동일한 생활권내에서도 차별적으로 존재할 가능성을 가지고 있다. 예를 들면, 강남과 강북에 위치한 자치구별 지역간 불균형문제를 안고 있는 서울시의 경우, 기존의 사회-경제적 격차에, 정보화수준의 차이가 배가될 경우 더욱 심각한 자치구별 격차를 야기할 가능성을 배제할 수 없다.

본 연구의 목적은 서울시의 자치구별 정보

화수준을 서울시는 물론 전국 기초자치단체별로 비교하여 비교 열위에 있는 자치구를 식별하고 이를 통해 서울시 정보화 정책의 기초 자료로 활용하는데 있다. 21세기를 대표하는 화두 및 주제중의 하나가 정보화임은 누구도 부인하기 어렵다. 정보화의 구축과 정보에 대한 접근성의 확보는 국가나 지역 단위의 거시적 주제일 뿐 아니라, 개인이나 가구의 생존전략과 밀접하게 연계된 미시적 전략으로 이해되고 있다(김은순 외, 1999; 이동필 외, 2001). 즉, 지역간 정보격차는 기 존재하는 지역간 격차를 더욱 확대시켜 지역불균형을 야기하는 요인으로 작용할 가능성이 우려되고 있는 상황이다(장욱·송미령, 2001).

본 연구에서는 2000년 인구 및 주택센서스 자료를 이용하여 서울시에 거주하는 가구의 정보화 적용정도와 영향을 미치는 요인을 구명하는 것을 주요 목적으로 하고 있다. 이를 위해 본 연구에서는 정보화 정도에 대한 전국 232개 시-군-구 단위의 지역별 차이를 구명하여 서울시 자체의 정보화수준의 차이는 물론 전국적 수준에서의 자치구별 정보화수준을 분

석하였다. 또한 개인 및 가구의 사회-인구학적 특성 및 지역 특성이 개인 및 자치구의 정보화 정도에 끼치는 영향 역시 분석되었다. 기존의 연구들이 지역의 이질적 특성에 대한 고려가 부족한 점을 보완하여, 본 연구에서는 지역의 이질적 특성이 통계적 모형의 정립에 주요한 역할을 할 수 있는 두 가지 공간계량모형을 정립하여 분석할 것이다.

2. 연구의 내용

21세기 한국사회의 변화에 대한 주요 동력은 정보화에 있다고 해도 과언이 아니다. 정보화와 관련된 정치-사회-경제 모든 부문의 역동적 사회변화는 거의 매일 마스크를 장식하고 있다. 장단점의 논란에도 불구하고 일정 수준 이상의 정보화수준의 제고는 21세기의 개인 및 지역발전의 주요 수단으로 자리매김하고 있으며, 따라서 정보화수준의 제고는 선택이 아닌 필수사항으로 간주되고 있다. 본 연구의 주요 분석내용은 다음과 같이 크게 3가지로 대별될 수 있다.

첫째, 정보화가 사회 및 개인, 그리고 지역의 변화에 미치는 영향을 국내-외 문헌을 통해 분석한다. 정보화의 진전에 따른 사회변화가 1990년대 후반 이후이기에 선행연구에 대한 분석에서는 가급적 이 시기 이후의 연구에 국한하였다.

둘째, 정보화수준의 결정요인(determinants)을 분석한다. 이러한 결정요인은 개인 및 가구와 같은 미시적 수준과 지역과 같은 거시적 수준에서 동시에 분석한다. 본 연구에서는 특히

개인수준에서의 정보화에 대한 결정요인은 물론 지역특성이 정보화에 미치는 영향을 분석하여 자치단체의 정책결정에 대한 효율성을 제고하도록 하였다.

셋째, 서울시 25개 자치구의 정보화수준 및 격차를 분석한다. 자치구의 정보화 수준을 서울을 포함한 전국 232개 자치단체의 정보화수준과의 비교를 통해 분석하는 것은 특히 서울과 같이 자치구별 재정자립도 등과 같은 사회-경제적 여건이 불균한 지역에서의 지역간 격차를 더욱 명확히 보여주는 이점이 있다.

II. 기존 문헌고찰

정보화의 진전은 공간적 접근성을 균등하게 하여 산업화과정에서 공간적 접근성의 이질적 편재로 야기된 지역간 격차를 완화시키는 기능이 있다. 하지만 정보기반시설의 지역간 편재는 오히려 기존의 정보격차(digital divide)를 더욱 확대하여 산업화시대보다 더욱 큰 지역격차를 야기할 가능성을 가지는 동전의 양면적 구조를 내재하고 있다. 따라서 계층간-지역간 정보격차를 해소하기 위한 정책에 대한 고려는 진전된 정보화시대를 맞은 국가들의 주요 국가정책으로 자리하고 있다.

미국의 경우 2001년 클린턴 행정부 당시 약 \$20억 이상의 정보화 정책자금의 필요성이 제시되었다. 또한 계층간 정보격차를 완화하기 위해 \$500 정도의 세금감면책과 약 \$30억 정도의 농촌 및 오지의 정보화수준 향상 프로그램이 제시되는 등 정보격차를 줄이기 위한 다양한 정책이 검토되고 있다(Thierer, 2000). 우

리나라는 2001년 제정된 '정보격차해소에 관한 법률'은 거주지역에 상관없이 모든 국민들이 동일한 정보통신서비스에 대한 접근성을 보장할 것을 명시하고 있다.¹⁾ 따라서 국가 및 지방자치단체는 정보화정책의 수립 및 집행에 있어서 모든 국민에 대한 접근성을 보장하기 위해 필요한 정책을 수립 및 집행하도록 규정하고 있다(동법 제3조 국가 및 지방자치단체의 책무).

계층간 정보격차의 요인은 다양하게 설명될 수 있지만 대체로 다음의 4가지로 요약될 수 있다(황혜선, 1999). 첫째, 사회 경제적인 격차가 정보의 접근도의 차이로 귀결된다는 설명이다. 즉, 컴퓨터 단말기와 유료정보 이용료를 정기적으로 부담할 경제적인 능력이 없는 사람들은 정보사회의 혜택에서 멀어지고 정보화 초기에 발생한 수혜자와 비수혜자간의 정보격차는 정보화가 진행될수록 증대, 누적된다는 것이다. 둘째, 정보의 상품화가 계층간 정보격차를 유발하게 된다는 것이다. 사유재적 측면과 공공재적 측면이 동시에 존재하는 정보가 오늘날 그 사적 재산으로서의 가치가 부각되어감에 따라, 모든 사람에게 평등하고 자유로운 정보접근을 보장하기보다는 정보상품을 통한 이익의 극대화를 도모하게 되고 이 경우 경제력의 차이가 이러한 상품의 접근성에 대한 차이로 귀결된다는 것이다. 셋째, 정보수단의 사유화와 개별화 경향이다. 이것은 정보접근

수단이 개별화됨으로써 정보접근 수단에서 원천적으로 배제되는 사람들이 발생하고 결국 접근능력에 따른 정보격차가 발생한다는 것이다. 마지막으로 정보의 폭증이다. 이것은 정보의 폭증이 정보수단에 대한 의존도를 증대시키고 따라서 정보서비스에 대한 비용지불능력이 없는 사람들로 하여금 정보사회의 혜택에서 멀어지게 한다는 것이다.

정보화가 계층간 격차에 미치는 영향에 관한 기존의 분석된 결과는 정보화의 진전 정도가 계층간 격차를 확대시킬 개연성이 높은 것으로 보고하고 있다. 김정석·심상완(2002)은 1995~2000년까지의 장기적 분석을 통해 컴퓨터의 대중적 확산이 가격감소 등과 같은 대중화로 인해 소득으로 인한 계층간 격차는 감소하고 있지만 교육, 연령, 직업 등과 같은 다른 사회경제적 변인에 따른 이용격차는 상당 기간 더욱 확대될 것으로 분석하고 있다. 김경신·김오남(2002)은 정보화수준이 여성의 개인 및 가족생활변화를 분석한 연구에서 사회경제적 정보화에 대한 접근도 차이가 여성의 생활변화에 주요한 축의 하나인 것으로 분석하고 있다.

정보화에 대한 접근성의 차이는 특히 지역간 격차를 유발할 가능성을 가지고 있으며 이러한 경향은 특히 기존 존재하고 있는 지역간 격차를 더욱 확대할 개연성이 있는 것으로 나타났다. 김주찬·민병익(2003)은 정보화의 추진

1) 2002년 11월 8일 개정된 이 법률(제1조)은 '저소득자, 농어촌지역주민, 장애인, 노령자, 여성 등 경제적, 지역적, 신체적 또는 사회적 여건으로 인하여 생활에 필요한 정보통신서비스를 접근하거나 이용하기 어려운 자에 대하여 정보통신망에 대한 자유로운 접근과 정보이용을 보장함으로써 이들의 삶의 질을 향상하게 하고 균형 있는 국민경제의 발전에 이바지함을 목적으로 한다'고 명시되어 있다.

이 수도권과 비수도권간 격차를 해결하는 수단으로서의 역할을 하기보다는 수도권과 비수도권간 격차를 확대하는 결과를 초래할 가능성을 보여주고 있다. 이러한 결과는 정보의 접근성 또는 이용도의 불평등이 개인 또는 가구의 사회적 지위에 영향을 미치는 것은 물론 지역간 경제, 사회적 불평등의 원인이 될 수 있음을 보여주는 것으로 정보에 대한 접근성의 공공성에 대한 중요성을 시사하고 있다. 또한 농촌지역의 정보화수준의 낙후는 또 다른 도시 지배구조의 공간적 편향성을 강화시킬 가능성이 있는 것으로 나타났다.²⁾ 도시지역에 비해 상대적으로 산업구조가 취약하고 기반시설이 낙후되어 있으며 노령화인구가 많은 농촌지역은 급속한 정보화시대로의 진입에 소외된 지역으로 남아있게 되고 다시 지역간 격차를 심화시키는 악순환을 되풀이할 가능성이 있는 것으로 드러났다(강정혁·박세권, 1996). 이 때문에, 기존의 외연적인 경영규모의 확대 대신 지식과 정보를 이용한 비용절감이나 부가가치의 향상, 농산물전자상거래 등의 정보화를 통한 농촌 지역의 활성화정책은 농가소득보전을 위한 하나의 대안이 될 수 있는 것으로 제안되고 있다(이동필 외, 2001).

정보화시대의 진전이 도시 공간구조의 변화를 초래할 가능성 역시 개선되고 있다. 김현

식·진영호(2003)는 도시의 토지이용에 있어 정보화는 혼합적 토지이용이라는 공간적 함의를 내포하고 있다고 주장한다. 즉, 정보화의 가속으로 인해 결국 도시 내 사무, 쇼핑, 주거지구 등과 같은 기능적 분화가 허물어지게 되고, 업무공간 중 개인 작업공간은 주거공간이나 교외지역으로 이전, 분산하거나, 서비스 업무는 넓게 분산 입지하게 되어 결과적으로 중심업무지역의 공간수요 감소를 초래할 것으로 예측하고 있다. 따라서 전통적인 도시 중심업무지역의 공간수요 감소는 임창호(1998)가 주장한 '가상도시화'를 더욱 촉진시킬 가능성이 높고 도시간 협력체계 등과 같은 지역/도시간 기능체계의 구축이 미래 도시의 주요기능으로 자리잡을 개연성이 있다 하겠다.

지금까지 살펴 본 기존의 정보화에 대한 연구를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 대체로 서술적 분석이나 기초 통계를 이용한 정책적 연구가 주를 이루고 있다. 이러한 정책적 연구도 광범위하고 엄밀한 객관적 자료의 분석보다는 특정 지역에서 수집한 제한된 자료에 의존하고 있다. 제한된 자료에 분석결과에 기초한 정책적 제안은, 사용된 표본이 한국 전체 가구에 대한 모집단의 대표적 표본이 아닌 이상 상당부분 편견적 정책의 정립으로 귀결될 가능성을 배제할 수 없다.

2) 특히 정보화에 대한 접근성의 농촌지역에 대한 보장은 도농간 지역격차를 일정 정도 보정하는 효과를 가질 수 있다는 측면에서 농촌지역의 정보화실태 파악과 농가의 정보화를 결정짓는 요인을 분석하는 것은 중요한 의미를 갖는다. 하지만 기존의 농촌에 대한 정보화에 대한 소수의 연구는 현실에 대한 거시적 분석보다는 정책적 주제(이동필 외, 2001), 또는 제한된 공간에서의 조사연구에 국한되고 있다. 이러한 연구들은 한국 농촌 전반을 다룰 수 있는 실제적인 자료를 이용하여 다양한 분석을 시도한 것이라기보다는 제한된 자료의 이용(장욱·송미령, 2001), 정책적인 접근(장욱·송미령, 2002; 이정규, 1999), 그리고 연구의 대상이 여전히 지엽적인 농촌 공간을 설정(강정혁·박세권, 1996; 주성재, 2001; 이찬우, 2001)하는 한계를 내포하고 있다. 이것은 특히 농촌공간의 이질적 발전이 대세를 이루고 있는 최근의 추세(김완배 외, 2002)를 감안하면 보다 포괄적인 정보화수준의 분석은 시급히 이루어질 필요가 있겠다.

둘째, 가구의 특성 및 지역의 이질적 특성에 대한 계량적 연구가 부족하다는 점이다. 이러한 점은 특히 그 규모와 특성이 지역별로 상이한 한국의 특성을 설명하는데 있어 결정적 장애요인으로 작용할 수밖에 없다. 이러한 점은 통계적 분석에 있어서, 미시적 수준에서의 개인 또는 가구의 상이성(individual difference)과 거시적 수준인 공간적 이질성(spatial heterogeneity)을 고려하지 않은 분석이 가지는 한계점으로 귀결된다. 다음 장에서는 이러한 통계적 문제와 개인적 상이성과 공간적 이질성의 문제를 해결할 수 있는 계량모형을 설명하기로 한다.

III. 연구방법

본 연구에서 사용된 계량모형은 다중로짓모형(Multi-Level Logit Model)이 사용되었다. 본 연구에서는 특히, 다중로짓모형에서 기 연구되지 않았던 상위차원의 예측치를 측정하는 통계치를 개발하여 자치구별 정보화 수준을 서울시와 전국으로 구별하여 측정하였다.

일반적으로 미시자료(micro data)를 이용하여 적용되는 회귀분석모형은 다음과 같이 $y_j = X_j\beta_j + \varepsilon_j$ 이고, ε_j 는 $N(0, \Sigma_j)$ 의 정규분포를 가정하며, $\Sigma_j = \sigma_j^2 I$ 로 표현된다. 이러한 분석 기법의 공간자료에 대한 적용에는 다양한 통계적 문제점이 발생하는데 이는 크게 교차 단계 추론의 한계(Cross-Level Inference), 공간적 이질성(Spatial heterogeneity), 그리고 공간적 종속성(Spatial dependency)으로 나눌 수 있다.

교차 단계 추론의 한계(cross-level inference)란 자료의 본 연구에서 설정한 바와 같이 특정 공간에 속한 개인의 관계인 계층간 구조에서 서로 “다른 계층에 존재하는 독립변수들간에 발생하는 상호관계”(Hox and Kreft, 1994)를 의미하는데, 이 경우 거시적(미시적)분석에서의 추론 결과가 미시적(거시적) 결과에 대한 설명력을 결여하고 있는 경우에 대한 통계적 문제점을 의미한다(Robinson's ecological fallacy (1950) and Alker's atomistic fallacy (1969)). 공간적 이질성(Spatial heterogeneity)은 특정 모형이 서로 다른 지역에 적용될 경우 제기될 수 있는 공간적 특성의 차이(Anselin, 1992)를 의미하며, 공간적 종속성(spatial dependency)은 공간적으로 폐쇄된 집단내의 관찰결과가 상대적으로 거리가 먼 집단에서의 관찰결과보다 더 유사(Anselin, 1988)하게 나타나는 즉, 집단들은 무작위로 형성되지 않고 동질적인 기반 하에 형성(Blalock, 1984)된다는 것을 의미한다. 이러한 통계적 문제점을 보완하지 않은 일계층적(singel-level) 회귀분석은 다양한 통계상의 문제점을 야기한다(Anselin, 1988; LeSage, 1999).

이러한 통계적 문제점을 보완할 수 있는 계량분석으로는 다중모형 또는 앞서 설명한 공간계량경제모형(spatial econometrics model)이 사용될 수 있다. 미시자료를 사용할 경우 다중모형을 사용한 실증분석은 특히 다양한 국내외 실증분석에 있어서 변인별 우위성 판별과 단순회귀분석에서 결여하고 있는 통계적 문제점을 보완하고 있는 것으로 나타났다(김주영·김주후, 2002; 이성우·류성호, 1999;

이성우 외, 2003; 정이환, 2002; Duncan, et al., 1993; Lee and Myers, 2003a, 2003b; Longford, 1993). 다음은 이상과 같은 통계적 문제점을 보정할 수 있는 다중모형에 대한 설명을 담고 있다.

본 연구에서 사용된 변인들의 관찰치에는 두 가지 계층이 있다. 하위계층은 미시적 수준의 개별 가구의 특성을 나타내고 상위 계층은 거시적 수준의 시·군·구별 지역특성이다. 이 경우 미시적 수준에서의 종속변인의 특성은 상위계층인 개별 시·군·구 지역특성과 밀접한 연관성을 가지고 있고, 미시적 수준의 독립변인들은 개별 가구별로 다양하게 영향을 끼칠 수 있음을 가정한다. 예를 들면 같은 특정 지역에 존재하는 가구의 경우 편의상 미시수준의 첨자 없이, j지역의 nj 개 미시수준 개별 가구, 종속변인 벡터 yj, m 종류의 거시수준인 시·군·구 지역 (j=1..m), 그리고 총 관측치 $N = \sum_{j=1}^m n_j$ 인 p개의 가구수준의 회귀변인(s=1..p)으로 정의되는 회귀변인행렬 Xj가 있다고 가정하면, 각 지역에 대한 미시수준의 회귀식은 다음과 같이 동일하게 정의된다.

$$y_j = X_j \beta_j + \varepsilon_j \dots \dots \dots (1)$$

여기서 β_j 는 p*1의 추정될 회귀모수(unknown regression parameter), j=1,...,J인 거시 수준 단위이고, 이 때, 각 지역의 개별 관측치들의 수는 다를 수 있으며 이러한 측면이 1970년대 Hsiao(1975) 또는 Swamy(1973) 등이 개발한 패널자료를 이용한 임의회귀모형과 구별되는

점이다. ε_j 가 $N(0, \Sigma_j)$ 으로서 독립적으로 분포되어 있고, $\Sigma_j = \sigma_j^2 I$ 인 독립적이고 항상적인 분산을 갖는 관측치를 가정하면 식 (1)은 표준 선형모형으로 표현된다. 식 (1)은 어떠한 비정상적인 추정치나 계산상의 문제도 나타내지 않기 때문에, 위 고정효과회귀모형의 자료가 계층적 또는 다중적인 상황에서도 자주 사용되어왔다.

그러나, 이보다 더욱 현실적인 모형은 거시적인 시·군·구 지역수준(Level_2)에서 절편(intercept)과 기울기를 다양하게 하는 소위 임의계수모형(Random Coefficient Model)에서 찾을 수 있다. 이 때, β_j 를 ε_j 와는 상관없는 $\beta_j \sim N_p(\beta, \Xi)$ 인 다변량정규분포로부터 나온 임의표본(random sample)이라고 하면, 이는 다음의 임의계수모형에 부합된다.

$$y_j = X_j \beta + Z_j \gamma_j + \varepsilon_j \dots \dots \dots (2)$$

여기서, 행렬 Z_j 는 전체 변인들에 대한 선택적 특정 변인으로 이루어지고, $\gamma_j (= \beta_j - \beta)$ 은 각 회귀계수의 기대값 β 에 대한 회귀계수 β_j 의 거시수준의 지역별 편차벡터이다. 이 경우에 있어서 행렬 Z는 첫 열에 절편인 1을 포함하고, 분산은 σ_γ^2 으로 나타나게 된다. 그리고, σ_ε^2 는 가구수준(미시수준)의 절편의 분산항에 해당한다.

$\text{var}(\gamma) = \Xi$, $\text{var}(\varepsilon) = \sigma_\varepsilon^2 I$, 그리고 $\text{cov}(\gamma, \varepsilon) = 0$ 라고 두면, $E(y) = X\beta$ 이 되고 y의 분산은 다음 구조식을 따른다.

$$\Sigma_j = \begin{bmatrix} X_1 \Xi X_1' + \sigma^2 I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & X_2 \Xi X_2' + \sigma^2 I & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & X_j \Xi X_j' + \sigma^2 I \end{bmatrix} \dots\dots\dots (3)$$

본 연구에서는 Ⅲ 공분산 구조의 다양한 형태 중(Jennrich and Schluchter, 1986; Littell et al., 1996) 결합주대각공분산구조(Banded Main Diagonal Covariance Structure)를 사용할 것이다. Jennrich and Schluchter(1986)은 이 공분산구조가 그들의 모의실험에서 특히 회귀분석에 사용되는 표본의 수가 많은 경우 효율적인 모수의 추정이 효율적임을 보여주었다.

모형 (2)로부터 파생되는 2가지의 특별한 모형이 소개될 필요가 있으며 이 모형들은 또한 본 연구의 분석에서도 사용될 예정이다. Moellering and Tobler(1972)에 의해 처음으로 사용된 ANOVA유형의 임의효과분석모형은 두 가지 차원(level)에서 절편을 제외한 X_j 와 Z_j 의 모든 계수들을 0으로 가정하여 얻을 수 있는 모형이다.

$$y_j = \beta_l + \gamma_j + \varepsilon_j \dots\dots\dots (4)$$

여기서 β_l 은 y 의 총평균을 의미하는 상수항이다. 이 모형은 개인 또는 가구나 시·군·구 지역수준에서 y_j 의 다양성을 설명할 여지가 없지만, y_j 에 있는 임의적인 다양성의 두 가지 근원(γ_j , ε_j)을 포함하고 있다는 측면에서 의미 있는 기본 모형으로 간주된다. 즉 독립변인을

통제하지 않은 상태에서 미시수준 및 거시수준 관측치의 분산이 통계적 유의성을 확인할 수 있는 모형이다.

모형 (4)가 확장된 다른 중요한 경우가 소위 임의절편모형(Random Intercept Model)이라 불리는데(Bryk et al., 1992), 이 모형은 상위(거시)수준의 행렬 Z_j 가 1들의 벡터만으로 주어진 형태인 식(5)와 같다.

$$Y_j = X_j \beta_l + \gamma_j + \varepsilon_j \dots\dots\dots (5)$$

이 모형은 절편인 ($\beta_l + \gamma_j$)이 다양하게 나타나지만, 동일한 고정기울기를 갖는 일련의 수평선들(parallel lines)로 나타난다. 계산상의 편의성 때문에 많은 연구자들이 이 모형을 채택하고 있다(Ward and Dale, 1992; Duncan et al., 1993; O'Campo et al., 1995).

다음은 본 연구의 분석내용에 부합하는 종속변수가 이항(binary)벡터의 경우를 생각해 보자. Longford(1993)와 Wolfinger and O'Connell (1993)의 일반적인 추정절차를 따를 경우 개인 수준($i=1, \dots, n_j$)의 임의표본을 가지는 시·군·구 수준의 지역($j=1, \dots, J$)을 가정할 수 있다. 이 경우, $\text{logit}(\gamma)$ 을 연계함수로 사용하는 것이 일반적인데, 여기서 γ 는 임의 벡터의 시·군·구 수준 요소들이다. 따라서, 결과의 확률식은 $\gamma_{ij} = \text{Prob}(Y_{ij} = 1) = p$ 와 $\gamma_{ij} = \text{Prob}(Y_{ij} = 1) = 1-p$ 로 표현될 수 있다. 이 경우 로짓연계함수에 의한 선형예측변인(linear predictor)들을 다중모형으로 정립하면 다음의 식 (6)으로 표현된다.

$$\eta = \log\{p/(1-p)\} = X_{ij}\beta + Z_{ij}\gamma_j, \dots\dots\dots (6)$$

이 때, γ_j 은 식 (3)에서와 같은 $E(\gamma) = 0$, $\text{Var}(\gamma) = \Xi$ 인 다변량정규밀도분포를 가진다. 한 단계 더 나아가 시·군·구 지역 내에 있는 농가들이 임의벡터 γ_j 이 주어진 상태에서 잠정적으로 독립적임을 가정하면, y 에 연관된 Unrestricted Log-Likelihood는 식 (7)과 같다.

$$L(\beta, \Xi | y) = \sum_j \log \int \dots \int P_j(\gamma_j) \Phi(\gamma_j) d\gamma_j \dots\dots\dots (7)$$

이 때 $\Phi(\gamma)$ 는 다변량표준정규분포의 밀도함수이고 $P_j(\gamma_j)$ 은 j 시·군·구 지역의 조건부 우도함수이다. 그러나, 제한적최대우도함수(Restricted Maximum Likelihood: MLR)는 통계적으로 추정치 용이하고, 다음에서 보여지듯이 무제한최대우도함수(Unrestricted Maximum Likelihood: MLU)의 추정치들에 비해 덜 왜곡되므로(Wong and Mason, 1985), 본 연구에서는 MLR을 채택하기로 한다. MLR은 다음과 같이 구체화될 수 있다.

$$L_{MLR} = L_{MLU} + \left[-\frac{1}{2} \log \{ \det(X' \Sigma^{-1} X) \} \right] \dots\dots\dots (8)$$

L_{MLR} 은 (7)에 의해 정의되고, Σ 는 (3)에서 보여지는 분산이다. 그러나 방정식 (8)은 실제 추정상의 문제점으로 인해 본 연구에서는 그것의 근사치인 제한적유사우도함수(Restricted

Pseudo-Likelihood: REPL)를 채택한다(이 우도함수에 대한 자세한 내용은 Wolfinger and O'Connell(1993) 참조바람).

IV. 자료 및 변인

본 연구의 실증분석에서 사용된 자료는 통계청에서 제공하는 2000년 인구및주택센서스(2%) 미시자료(micro data)다. 이 자료는 통계청에서 정보화수준과 관련해 다양한 독립변인과 주기성을 가지고 수집하는 가장 신뢰할 만한 간접자료로 판단된다. 센서스자료에는 본 연구에서 설정한 다양한 종류의 독립변인을 포함하고 있다. 독립변인들은 정보화 관련 선행연구에 기초하여 개인 및 가구의 인구학적, 사회-경제적 그리고 지역특성을 나타내는 유관 변인들을 회귀분석에 사용하였다. 인구및주택센서스에 등재되어 있지는 않지만 본 연구의 종속변인인 정보화수준에 영향을 끼치리라고 판단되는 지역별 표준공시지가와 같은 지역변수는 통계청에서 제공하는 시-군-구자료와 한국감정원(2000)에서 제공하는 자료를 이용하였다. <표 1>은 분석에 사용된 변인들에 대한 설명을 담고 있다.

종속변인은 컴퓨터 보유여부 및 활용, 그리고 인터넷 활용 및 빈도 등에 대해 4개의 이항종속변인을 정립하였다(<표 1> 참조). 독립변인 중 나이는 정보화수준과 역의 관련성을 보이는 것이 일반적이다(한국인터넷정보센터, 2001). 이것은 정보화의 진전이 1990년대 이후 최근의 경향이고 정보화의 접근성은 낮은 연령대가 대체로 우위에 있는데 기인한다. 성별의 친

환경 및 정보화와의 연관성은 속단하기 어렵다. 한국전산원(2000)의 연구에 의하면 남자와 여자의 PC보유비율은 별다른 차이를 보이고 있지 않지만 인터넷이용율은 남자의 경우가 여자의 경우보다 약 16.3% 정도 높은 것으로 나타났다. 호주의 경우에도 남자(51%)의 이용율이 여자(44%)보다 약 7%정도 높게 나타났지만, 미국의 경우에는 인터넷 이용율이 남녀 비슷한 것으로 조사되었다. 하지만 이러한 결과는 전체 국민을 대상으로 한 것이고 농가를 대상으로 한 것이 아니었다. 대체로 남자가구주의 경우가 PC 사용 및 인터넷 접속은 물론 친환경농업 적용에 있어 여자가구주의 경우보다 높은 정(+)의 관계를 보이리라 예상된다.

학력은 정보화수준과 정(+)의 관련성을 보일 것으로 예측되며 직업의 경우 컴퓨터 및 인터넷 사용이 종사상의 주요 업무로 작용하는 전문직과 서비스직의 정보화수준이 기타 직업에 비해 높으리라 예상된다. 결혼유무에 대한 정보화수준의 직접적 관련성은 예측하기 힘들다. 미혼가구의 경우 대체로 연령이 젊다는 측면에서 정보화수준이 가장 높으리라 판단된다. 하지만 김경신·김오남(2002)의 결과에서 보듯이 정보화의 수준이 높은 취학 연령대 자녀와의 접촉이나 교육 등의 연유로 기혼가구의 경우가 기타 가구에 비해 정보화수준이 높을 가능성 역시 무시할 수 없다.

가구원수의 정보화와 관련된 영향은 선행연구의 결과가 없는 연유로 예측이 불가능하다. 하지만 주성재(2001)의 연구에서 보듯이 가구

원수가 많을수록 자녀의 가구내 존재 가능성이 높아진다는 측면에서 정보화와 정(+)의 관련성을 보이리라 예측된다. 정보화와 관련한 주택유형에 대한 독립변인 채택은 이 변인이 가구별 재산정도 및 광통신망의 구축과 밀접한 관련을 가지고 있다는 개연성 때문이다. 컴퓨터 보유율과 인터넷 이용율이 재산정도와 정(+)의 관련성을 가지고 있다(이동필 외, 2001)는 측면에서, 주택유형 역시 아파트가 기타 주택에 비해 정보화와 긍정적 관련성을 가질 것으로 판단된다. 가구주 여부의 정보화수준에 대한 영향은 나이라는 측면에서는 정보화와 부(-)의 관련성을 가질 것으로 예측되며, 주택의 소유여부 역시 가구주의 나이와 밀접한 관련성이 있다는 가정하에 부(-)의 연계성이 있을 것으로 판단된다.

환경결정론이나 환경가능론 등과 같은 교과서적 의미(김형국, 1997: 5)를 거론하지 않아도, 미시적 수준의 개인 및 가구의 사회·경제적 행위가 통합되면 사회 또는 지역의 변화에 영향을 끼치듯이, 거시적 수준의 사회 또는 지역의 특성은 개인 또는 가구의 사회·경제적 행위에 영향을 미치리라 판단된다. 따라서 지역의 다양한 인구학적, 사회적, 그리고 경제 및 환경적 특성은 개별 가구의 정보화에 유무형의 영향을 끼치리라 예상된다. 본 연구에서는 이러한 특성을 통제하기 위해 다양한 지역변인의 영향을 측정하였고 다중공선성(multicollinearity)의 문제를 야기하지 않는³⁾ 다음과 같은 3가지 지역변인을 최종 분석모형에 사용하였다.

3) 본 연구의 변인 선택 기준으로는 VIF(variance inflation factor)를 사용하였다. 변인팽창계수는 각각의 VIF가 1.0인 적교 데이터보다 β 가 몇 배가 더 큰 다중공선성 자료인지를 설명해주는 지표다. 이 통계방법에 의한 다중공선성의 판단여부는 이 통계치가 분포를 가정하지 않는 연고로 대략적인 경험적 측정값(rule of thumb)에 의존하고 있다. Chatterjee and Price(1991)와

첫 번째 지표는 전체인구 대비 65세 이상 노령인구의 비율이다. 노령인구가 새로운 사회변화에 적응력이 약하다는 인구학적 측면 이외에도, 이 비율이 높을수록 젊은 계층 및 이들의 자녀들을 유인할 수 있는 산업 및 교육의 기회가 적을 개연성이 높다는 측면에서 정보

〈표 1〉 다중로짓모형의 분석에 사용된 변인

변 인			변 인 설 명
종속변인	유형	computer1	컴퓨터 미활용(=0), 컴퓨터 활용(=1)
		computer2	컴퓨터 가끔 활용(=0), 컴퓨터 매일 활용(=1)
		internet1	인터넷 미활용(=0), 인터넷 활용(=1)
		internet2	인터넷 가끔 활용(=0), 인터넷 매일 활용(=1)
독립변인	나이	ac1	15-24세
		ac2	25-34세
		ac3	35-44세 (ref.)
		ac4	45-54세
		ac5	55-64세
		ac6	65세이상
	성별	gender	남자(=0), 여자(=1)
	학력	school1	고졸미만
		school2	고졸이상 대졸미만
		school3	대졸이상 (ref.)
	직업	job1	전문직 (ref.)
		job2	기술공/준전문가/서비스
		job3	기능직/농어업
		job4	일반노무직/무직
	결혼유무	marry1	미혼
		marry2	이혼/사별/별거
		marry3	유배우 (ref.)
	가구원수	size1	1-2명(ref.)
		size2	3-4명
		size3	5명이상
	주택유형	htype1	단독주택(ref.)
		htype2	아파트
		htype3	다가구주택
	가구주여부	rel	가구주(=0), 비가구주(=1)
	자가여부	own	자가(=0), 차가(=1)
	지역변수	pop_65	65세이상 노령인구/인구
		pr_price	주거지역 최고 공시지가 (단위: 백만원)
		finance	지방세 1인당 부담액 (단위: 천원)

Kennedy(1992)는 10을 기준으로 보고 있으며, Judge et al.(1985)는 5를 기준으로 하고 있다. 본 연구에서는 보다 엄격한 Judge et al.(1985)의 기준을 채택하여 VIF가 5 미만인 지역변인만을 최종모형에 삽입하였다.

화에 부(-)의 영향을 끼치리라 판단된다. 지역의 지역별 주거지 표준공시지가는 지역의 특화요인(amenity factors)을 반영하는 변인이다(Mueser and Graves, 1995; Roback, 1982; Rupasingha and Goetz, 2003). 도시의 공시지가가 일반적으로 농촌보다 높으며, 도시의 정보화수준이 농촌보다 높은 것이 일반적이다. 따라서 정보화수준의 측정에 사용된 이 변인의 효과는 표준공시지가가 높을수록 정보화수준도 높게 나타나는 정(+)의 관계가 예측된다. 자치단체의 전체 재정지출에서 사회 및 경제개발비가 차지하는 비율은 지역에 대한 투자비율을 측정할 수 있다는 측면에서 정보화와 정(+)의 관련성을 보이리라 예측된다.

V. 정보화수준의 결정요인

〈표 2〉에서 〈표 5〉의 모형1과 모형2는 개인 및 지역의 절편(intercept)에 대한 임의효과(random effect)만을 추정할 수 있는 모형이다. 이항로짓 또는 이항프라빗모형의 경우 과이산(over-dispersion)과 저이산(under-dispersion)은 실증분석에 있어 흔히 생기는 문제로 그 정도가 심할 경우 기타 통제변인들에 대한 해석에 있어 통계적 문제점을 야기할 수 있어 실증분석시 이에 대한 검증을 하는 것이 효과적이다(McCullagh and Nelder, 1989).

본 연구에서도 이산(disperson)을 통제했을 경우와 그렇지 않은 경우를 설정하여 통계적 문제점 유무를 점검하였다. 식 (4)를 적용한 모형1은 개인 수준에서의 임의효과에 대한 과이산과 저이산을 통제하지 않은 모형이고, 모

형2는 이산(disperson)을 1로 제한한 모형이다. 〈표 2〉에서 〈표 5〉까지의 모형1과 2의 결과에서 보듯이 이산에 대한 통제여부에 관련 없이, 추정된 고정효과(fixed effect)의 절편과 임의효과(random effect)에서의 지역수준의 절편의 효과는 거의 차이를 보이고 있지 않다. 이러한 점은 모든 독립변인을 통제한 모형4(이산 비제한)와 모형5(이산 제한)의 결과에서도 동일한 효과를 가지고 있다. 따라서 정보화의 결정요인을 분석하기 위해 제시된 다양한 실증분석 모형(모형3에서 모형8)에서는 임의효과와 가구수준 절편에 대한 이산을 1로 제한하지 않고 분석한 모형을 중심으로 결과를 설명하기로 한다. 또한 종속변인별로 모형의 전체적인 설명력은 차이가 있지만(-2LL, BIC) 개별 회귀계수의 방향은 동일한 것으로 드러났다. 따라서 개인 및 지역변인에 대한 결과에 대한 해석은 고정효과와 임의효과를 추정할 수 있는 식 (6)이 적용된 모형8을 중심으로 하기로 한다.

1. 컴퓨터 보유 및 활용

개인 및 가구수준 변인들의 컴퓨터 보유 및 활용수준의 효과는 대체로 앞서 예상한 결과를 보이고 있다(〈표 2〉, 〈표 3〉 참조). 젊은 연령층(AC1-AC2)의 컴퓨터 보유 및 활용이 나이가 많은 계층(AC4-AC6)보다 컴퓨터 보유 및 활용가능성이 높은 것으로 나타났고, 여자가 남자보다 컴퓨터 보유 및 활용이 낮을 것으로 분석되었다(GENDER). 저학력자들(SCHOOL1-SCHOOL2)의 컴퓨터 보유 및 활용은 참조집

단인 대학 졸업자에 비해 낮은 것으로 나타났고, 전문직에 비해 기타 직업에 종사하는 사람들(JOB2-JOB4)의 컴퓨터 보유 및 활용도가 낮은 것으로 분석되었다.

유배우가구에 비해 미혼가구(MARRY1)의 컴퓨터 사용 및 활용도는 높은 것으로 나타났으나 이혼/사별가구(MARRY2)는 낮은 것으로 분석되었다. 가구원수가 많을수록(SIZE2-SIZE3) 컴퓨터 사용 및 활용도가 높았으며 가구주(REL1)의 컴퓨터 보유 및 활용도는 기타 가구원에 비해 낮은 것으로 나타났다. 차가에

거주할수록(OWN) 컴퓨터 보유 및 활용도가 차가에 비해 낮은 것으로 나타났는데 이는 경제적 요인이 컴퓨터 보유 및 활용에 주요한 요인으로 작용한 것으로 판단된다.

지역특성이 컴퓨터 보유 및 활용에 미치는 영향 역시 대체로 예상과 일치하는 것으로 나타났다. 개인 및 가구 변인에 비해 그 효과는 낮은 것으로 나타났다. 지역에 고령인구가 많을수록(POP_65) 컴퓨터 보유/활용 수준이 낮은 것으로 나타났고 공시지가가 높은 지역일수록 컴퓨터 보유/활용 수준과 정(+)의 관련

〈표 2〉 다중모형을 이용한 컴퓨터 사용(computer1)의 결정요인

	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8
Fixed								
Intercept	-0.5337***	-0.5336***	1.9488***	1.9955***	1.9961***	2.0026***	2.0148***	2.0211***
ac1			2.3433***	2.3490***	2.3490***	2.3489***	2.3349***	2.3352***
ac2			0.5598***	0.5626***	0.5625***	0.5628***	0.5542***	0.5545***
ac4			-0.7575***	-0.7622***	-0.7621***	-0.7618***	-0.7561***	-0.7558***
ac5			-1.8413***	-1.8459***	-1.8457***	-1.8455***	-1.8401***	-1.8399***
ac6			-2.9299***	-2.9283***	-2.9281***	-2.9280***	-2.9558***	-2.9567***
gender			-0.4671***	-0.4678***	-0.4678***	-0.4677***	-0.4688***	-0.4687***
school1			-2.5116***	-2.4991***	-2.4993***	-2.5041***	-2.5048***	-2.5097***
school2			-1.3907***	-1.3875***	-1.3876***	-1.3909***	-1.3901***	-1.3932***
job2			-0.6561***	-0.6551***	-0.6551***	-0.6552***	-0.6539***	-0.6540***
job3			-1.4627***	-1.4529***	-1.4529***	-1.4526***	-1.4521***	-1.4518***
job4			-1.0483***	-1.0501***	-1.0501***	-1.0501***	-1.0492***	-1.0494***
marry1			0.5983***	0.5886***	0.5887***	0.5883***	0.5821***	0.5818***
marry2			-0.5541***	-0.5564***	-0.5565***	-0.5566***	-0.5537***	-0.5541***
size2			0.2632***	0.2580***	0.2580***	0.2580***	0.2601***	0.2599***
size3			0.2975***	0.2931***	0.2931***	0.2930***	0.2952***	0.2951***
htype2			0.6980***	0.6861***	0.6860***	0.6855***	0.6871***	0.6864***
htype3			0.1182***	0.1105***	0.1105***	0.1100***	0.1122***	0.1116***
rel			-0.1546***	-0.1527***	-0.1527***	-0.1528***	-0.1508***	-0.1508***
own			-0.3223***	-0.3346***	-0.3345***	-0.3349***	-0.3360***	-0.3361***
pop_65				-0.0021***	-0.0021***	-0.0021***	-0.0021***	-0.0021***
pr_price				0.0745***	0.0745***	0.0734***	0.0658***	0.0649***
finance				0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Random								
Level_1								
Intercept	0.9973***	1.0000	0.9810***	0.9821***	1.0000	0.9808***	0.9705***	0.9689***
Level_2								
Intercept	0.3876***	0.3875***	0.0577***	0.0223***	0.0219***	0.0205***	0.0189***	0.0175***
ac1							0.0677***	0.0703***
ac2							0.0152***	0.0145**
ac4							0.0076	0.0073
ac5							0.0117	0.0118
ac6							0.1041	0.1065
school1						0.0065		0.0076
school2						0.0035		0.0031
-2LL	574.132	574.129	706.352	706.872	706.874	706.730	705.938	705.795
BIC	574.143	574.135	706.363	706.883	706.879	706.752	705.976	705.844
N	133.897	133.897	133.897	133.897	133.897	133.897	133.897	133.897

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

성이 있는 것으로 분석되었다. 지역의 경제적 자립도 역시 컴퓨터 보유/활용에 정(+)의 효과를 미치는 것으로 분석되었으나 그 효과는 다른 지역변인에 비해 낮게 나타났으며 통계적 유의성도 없는 것으로 나타났다.

임의효과에 대한 분석에서는 연령이 젊은 계층과 교육수준 모두에 있어 지역별 편차가 큰 것으로 분석되었다. 컴퓨터 보유의 경우 35

세 미만의 낮은 연령 계층(AC1-AC2)의 경우에만 지역적 편차가 있는 것으로 나타났으나 컴퓨터 활용의 경우에는 연령과 교육수준 모두 중요한 지역적 편차가 있는 것으로 분석되었다. 연령이 55세 이상인 경우(AC5-AC6)를 제외하고는 모든 연령층에 있어서 컴퓨터 활용 수준의 지역적 편차가 통계적으로 유의미하게 차이가 있는 것으로 드러났고, 동일한 교

〈표 3〉 다중모형을 이용한 컴퓨터 활용빈도(computer2)의 결정요인

	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8
Fixed								
Intercept	0.4220***	0.4221***	0.9721***	0.9749***	0.9749***	0.9786***	0.9819***	1.0414***
ac1			0.9494***	0.9570***	0.9570***	0.9574***	0.9509***	0.8947***
ac2			0.3689***	0.3720***	0.3720***	0.3725***	0.3657***	0.3546***
ac4			-0.2156***	-0.2221***	-0.2221***	-0.2222***	-0.2034***	-0.1731***
ac5			-0.3974***	-0.4091***	-0.4091***	-0.4093***	-0.4090***	-0.4255***
ac6			-0.5218***	-0.5287***	-0.5287***	-0.5288***	-0.5255***	-0.5196***
gender			-0.4773***	-0.4783***	-0.4783***	-0.4783***	-0.4783***	-0.4853***
school1			-0.7816***	-0.7673***	-0.7673***	-0.7701***	-0.7729***	-0.8117***
school2			-0.6964***	-0.6902***	-0.6902***	-0.6920***	-0.6931***	-0.7238***
job2			-0.2223***	-0.2204***	-0.2204***	-0.2205***	-0.2216***	-0.2297***
job3			-0.9868***	-0.9788***	-0.9788***	-0.9786***	-0.9800***	-0.9919***
job4			-0.6653***	-0.6655***	-0.6655***	-0.6657***	-0.6647***	-0.6718***
marry1			0.4952***	0.4833***	0.4833***	0.4829***	0.4818***	0.4815***
marry2			-0.1167	-0.1221	-0.1221	-0.1222	-0.1213	-0.1112
size2			0.0352	0.0333	0.0333	0.0331	0.0354	0.0383
size3			0.0837**	0.0832**	0.0832**	0.0831**	0.0855***	0.0876***
htype2			0.3832***	0.3750***	0.3750***	0.3753***	0.3751***	0.3792***
htype3			0.1259***	0.1186***	0.1186***	0.1184***	0.1170***	0.1097***
rel			-0.1040***	-0.1055***	-0.1055***	-0.1054***	-0.1060***	-0.1035***
own			-0.1034***	-0.1137***	-0.1137***	-0.1138***	-0.1138***	-0.1180***
pop_65				-0.0012***	-0.0012***	-0.0012***	-0.0011***	-0.0005
pr_price				0.0399***	0.0399***	0.0390***	0.0379***	0.0090
finance				0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Random								
Level_1								
Intercept	0.9976***	1.0000	0.9989***	0.9996***	1.0000	0.9992***	0.9980***	1.0076***
Level_2								
Intercept	0.0374***	0.0374***	0.0219***	0.0125***	0.0125***	0.0116***	0.0101***	0.2454***
ac1							0.0078	0.2379***
ac2							0.0108*	0.2510***
ac4							0.0263*	0.2529***
ac5							0.0138	0.2489
ac6							0.0000	0.1294
school1						0.0052		0.2390***
school2						0.0024		0.2359***
-2LL	270,938	270,937	278,932	278,994	278,993	278,985	278,995	281,143
BIC	270,949	270,942	278,943	279,004	278,999	279,007	279,027	281,192
N	63,083	63,083	63,083	63,083	63,083	63,083	63,083	63,083

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

육수준을 가진 경우에도 지역별로 컴퓨터 활용에 있어 통계적으로 유의미한 지역적 차이가 있는 것으로 나타났다.

2. 인터넷 사용여부 및 활용

인터넷 사용 및 활용의 확률은 컴퓨터 보유/활용을 분석한 <표 2>와 <표 3>의 결과와 별다른 차이를 보이고 있지 않다. 이것은 컴퓨터의 보유 자체만으로도 인터넷의 활용 빈도와 밀접한 연계성을 가진다는 것을 의미한다. 즉 향

후 낮은 정보화수준의 계층 및 지역에 대한 정보화수준의 제고를 위해서는 개인 및 가구에 대한 컴퓨터 보급정책만으로도 균등한 정보화 접근도를 제고할 수 있을 것으로 판단 된다.

개인 및 가구수준 변인들의 인터넷 사용 및 활용은 컴퓨터 사용 및 활용의 결과와 동일한 상황을 보이고 있다(<표 4>, <표 5> 참조). 젊은 연령층(AC1-AC2)의 인터넷 사용 및 활용 가능성이 나이가 많은 계층(AC4-AC6)보다 높은 것으로 나타났고, 여자가 남자보다 인터넷 활용 수준이 낮은 것으로 분석되었다(GENDER). 저

<표 4> 다중로짓모형을 이용한 인터넷 사용(internet1)의 결정요인

	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8
Fixed								
Intercept	-0.8555***	-0.8554***	1.2316***	1.2266***	1.2300***	1.2296***	1.2540***	1.2570***
ac1			2.0284***	2.0325***	2.0321***	2.0318***	2.0186***	2.0193***
ac2			0.5307***	0.5324***	0.5321***	0.5323***	0.5265***	0.5267***
ac4			-0.7024***	-0.7059***	-0.7055***	-0.7053***	-0.6970***	-0.6967***
ac5			-1.8061***	-1.8098***	-1.8092***	-1.8095***	-1.8041***	-1.8041***
ac6			-2.9890***	-2.9873***	-2.9865***	-2.9876***	-3.0079***	-3.0088***
gender			-0.4689***	-0.4692***	-0.4689***	-0.4690***	-0.4697***	-0.4696***
school1			-2.3470***	-2.3371***	-2.3376***	-2.3448***	-2.3451***	-2.3495***
school2			-1.3682***	-1.3660***	-1.3664***	-1.3675***	-1.3712***	-1.3729***
job2			-0.5594***	-0.5588***	-0.5587***	-0.5589***	-0.5564***	-0.5565***
job3			-1.3689***	-1.3619***	-1.3621***	-1.3616***	-1.3605***	-1.3600***
job4			-0.9106***	-0.9116***	-0.9115***	-0.9118***	-0.9103***	-0.9104***
marry1			0.7130***	0.7055***	0.7055***	0.7049***	0.7000***	0.6996***
marry2			-0.5803***	-0.5826***	-0.5829***	-0.5827***	-0.5790***	-0.5792***
size2			0.1691***	0.1656***	0.1656***	0.1655***	0.1678***	0.1676***
size3			0.2159***	0.2125***	0.2123***	0.2125***	0.2152***	0.2152***
htype2			0.7224***	0.7117***	0.7113***	0.7108***	0.7120***	0.7115***
htype3			0.0788***	0.0717***	0.0717***	0.0709***	0.0729***	0.0724***
rel			-0.0987***	-0.0980***	-0.0981***	-0.0982***	-0.0960***	-0.0960***
own			-0.2456***	-0.2550***	-0.2548***	-0.2557***	-0.2564***	-0.2566***
pop_65				-0.0020***	-0.0021***	-0.0020***	-0.0021***	-0.0021***
pr_price				0.0982***	0.0983***	0.0976***	0.0874***	0.0868***
finance				0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Random								
Level_1								
Intercept	0.9963***	1.0000	0.9267***	0.9269***	1.0000	0.9245***	0.9191***	0.9173***
Level_2								
Intercept	0.3991***	0.3990***	0.0906***	0.0365***	0.0345***	0.0365***	0.0317***	0.0310***
ac1							0.0728***	0.0726***
ac2							0.0141***	0.0137***
ac4							0.0156**	0.0153**
ac5							0.0239	0.0255
ac6							0.0808	0.0830
school1						0.0164 **		0.0086
school2						0.0014		0.0024
-2LL	580.084	580.079	701.712	702.021	702.291	701.847	701.487	701.291
BIC	580.094	580.085	701.723	702.032	702.296	701.869	701.525	701.340
N	133,897	133,897	133,897	133,897	133,897	133,897	133,897	133,897

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

학력자들(SCHOOL1-SCHOOL2)의 인터넷 활용수준은 참조집단인 대학 졸업자에 비해 낮은 것으로 나타났고, 전문직에 비해 기타 직업에 종사하는 사람들(JOB2-JOB4)의 인터넷 활용도가 낮은 것으로 분석되었다.

유배우가구에 비해 미혼가구(MARRY1)의 인터넷 활용도는 높은 것으로 나타났으나 이혼/사별가구(MARRY2)는 낮은 것으로 분석되었다. 가구원수가 많을수록(SIZE2-SIZE3) 인터넷 활용가능성이 높은 것으로 나타났으며 가구주(REL1)의 인터넷 활용도는 기타 가구

원에 비해 낮은 것으로 나타났다. 차가에 거주할수록(OWN) 인터넷 활용도가 차가에 비해 낮은 것으로 나타났는데 이는 컴퓨터 보유 및 활용과 마찬가지로 경제적 요인이 인터넷 활용에 주요한 요인으로 작용한 것으로 판단된다.

지역특성이 인터넷 활용에 미치는 영향 역시 예상과 일치하는 것으로 나타났으나 컴퓨터 활용의 경우와 마찬가지로 개인 및 가구 변인에 비해 그 효과는 낮았다. 지역에 고령인구가 많을수록(POP_65) 인터넷 활용 수준이 낮은 것으로 나타났다. 공시지가가 높은 지역일수록

〈표 5〉 다중로짓모형을 이용한 인터넷 활용빈도(internet2)의 결정요인

	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6	모형7	모형8
Fixed								
Intercept	0.2941***	0.2943***	0.5383***	0.7246***	0.7246***	0.7308***	0.7488***	0.8183***
ac1			0.8779***	0.8875***	0.8875***	0.8881***	0.8621***	0.8013***
ac2			0.3959***	0.3988***	0.3988***	0.3996***	0.3929***	0.3784***
ac4			-0.1686***	-0.1750***	-0.1750***	-0.1748***	-0.1392***	-0.1160*
ac5			-0.2650***	-0.2779***	-0.2779***	-0.2774***	-0.2748***	-0.2572***
ac6			-0.5730***	-0.5742***	-0.5742***	-0.5727***	-0.5683***	-0.5619***
gender			-0.4337***	-0.4352***	-0.4352***	-0.4354***	-0.4351***	-0.4413***
school1			-0.7399***	-0.7249***	-0.7249***	-0.7301***	-0.7334***	-0.7807***
school2			-0.5963***	-0.5913***	-0.5914***	-0.5953***	-0.5986***	-0.6473***
job2			-0.1748***	-0.1727***	-0.1727***	-0.1727***	-0.1741***	-0.1795***
job3			-0.7731***	-0.7654***	-0.7654***	-0.7652***	-0.7689***	-0.7772***
job4			-0.4333***	-0.4345***	-0.4345***	-0.4350***	-0.4334***	-0.4367***
marry1			0.4238***	0.4106***	0.4106***	0.4101***	0.4101***	0.4104***
marry2			-0.1840**	-0.1917**	-0.1917**	-0.1922**	-0.1884**	-0.1699**
size2			0.0725**	0.0706**	0.0706**	0.0703**	0.0719**	0.0760***
size3			0.0902***	0.0899***	0.0899***	0.0896***	0.0919***	0.0960***
htype2			0.3904***	0.3736***	0.3737***	0.3737***	0.3709***	0.3683***
htype3			0.1545***	0.1434***	0.1434***	0.1428***	0.1401***	0.1331***
rel			-0.1149***	-0.1162***	-0.1162***	-0.1159***	-0.1162***	-0.1142***
own			-0.0860***	-0.0989***	-0.0989***	-0.0992***	-0.0998***	-0.1063***
pop_65				-0.0033***	-0.0033***	-0.0033***	-0.0032***	-0.0026**
pr_price				0.0429 ***	0.0429 ***	0.0417 ***	0.0359 ***	0.0099
finance				0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-0.0001
Random								
Level_1								
Intercept	0.9971***	1.0000	0.9974***	0.9985***	1.0000	0.9978***	0.9963***	1.0085***
Level_2								
Intercept	0.0610***	0.0608***	0.0408***	0.0148***	0.0148***	0.0132***	0.0112***	0.2436***
ac1							0.0240***	0.2474***
ac2							0.0102*	0.2458***
ac4							0.0504**	0.2954***
ac5							0.0000	0.1967***
ac6							0.0000	0.1793
school1						0.0099		0.2379***
school2						0.0046		0.2370***
-2LL	227.575	227.573	232.236	232.292	232.292	232.288	232.342	234.254
BIC	227.586	227.579	232.247	232.303	232.297	232.310	232.369	234.303
N	53,188	53,188	53,188	53,188	53,188	53,188	53,188	53,188

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

인터넷 활용수준이 높아지는 것으로 분석되었고, 지역의 경제적 자립도 역시 인터넷 활용과 정(+)의 관련성을 가지고 있는 것으로 분석되었으나 인터넷 활용빈도에 있어서는 두 변인 모두 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다.

임의효과에 대한 분석은 컴퓨터 보유/활용의 결과와 같이 연령이 젊은 계층과 교육수준 모두에 있어 지역별 편차가 큰 것으로 분석되었다. 인터넷 사용의 경우 35세 미만의 낮은 연령 계층(AC1-AC2)의 경우에만 지역적 편차가 있는 것으로 나타났으나 인터넷 활용빈도가 높은 경우는 연령과 교육수준 모두 중요

한 지역적 편차가 있는 것으로 분석되었다. 연령이 55세 이상인 경우(AC5-AC6)를 제외하고는 모든 연령층에 있어서 인터넷 활용 수준의 지역적 편차가 통계적으로 유의미하게 차이가 있는 것으로 드러났고, 동일한 교육수준을 가진 경우에도 지역별로 인터넷 활용에 있어 통계적으로 유의미한 지역적 차이가 있는 것으로 나타났다.

3. 정보화수준의 자치구별 전국 및 서울 순위

다중모형의 장점 중 하나는 상위수준의 예

〈표 6〉 정보화수준의 자치구별 전국 및 서울시 순위

	컴퓨터 사용			컴퓨터 활용빈도			인터넷 사용			인터넷 활용빈도		
	예측치	순위1	순위2	예측치	순위1	순위2	예측치	순위1	순위2	예측치	순위1	순위2
서 초 구	71.92	1	1	70.56	5	1	67.57	1	1	66.21	10	6
강 남 구	70.37	2	2	70.32	6	2	65.35	2	2	66.23	9	5
송 파 구	61.74	3	3	69.46	9	4	56.26	3	3	66.43	8	4
동 작 구	58.60	8	4	66.22	21	11	51.66	9	5	63.89	19	10
강 동 구	58.09	12	6	69.28	10	5	50.68	12	7	68.60	5	2
노 원 구	58.21	10	5	65.94	26	13	50.14	14	8	65.18	14	8
서대문구	57.62	15	7	67.87	14	7	51.81	7	4	65.69	12	7
양 천 구	57.52	16	8	68.53	13	6	50.80	11	6	67.75	6	3
강 서 구	56.58	18	9	63.05	58	18	49.42	16	9	62.13	44	17
관 약 구	56.10	20	10	66.18	22	12	49.08	18	11	63.78	21	12
도 봉 구	56.10	21	11	64.91	34	16	48.42	21	12	61.91	47	18
종 로 구	55.18	23	12	67.06	17	9	48.38	23	13	63.84	20	11
마 포 구	54.91	25	13	70.32	7	3	49.21	17	10	68.66	4	1
영등포구	54.19	30	14	67.08	16	8	48.37	24	14	63.54	26	14
광 진 구	53.64	32	15	65.62	29	15	47.32	27	15	64.28	16	9
은 평 구	52.36	37	16	61.73	82	23	45.35	33	18	60.53	61	21
구 로 구	52.19	39	17	66.96	18	10	45.85	31	17	62.89	34	15
성 북 구	51.61	43	18	62.19	73	19	45.19	35	19	61.00	56	19
동대문구	51.52	44	19	63.97	44	17	45.88	30	16	62.75	38	16
성 동 구	50.05	51	20	65.79	27	14	44.95	36	20	63.74	22	13
용 산 구	49.14	58	21	60.67	97	24	41.71	56	21	58.86	82	25
중 랑 구	47.25	74	23	61.87	77	21	40.04	66	23	59.00	79	24
중 구	47.89	67	22	62.12	74	20	41.69	57	22	59.72	70	23
강 북 구	45.42	87	24	60.63	99	25	38.94	73	24	60.58	60	20
금 천 구	44.67	92	25	61.83	79	22	38.18	82	25	60.47	64	22

순위1: 전국, 순위2: 서울

측치에 대한 분석이 상위수준(본 연구의 경우 시-군-구)에서 설정된 개별 단위별로 가능하다는 데 있다(Goldstein, 1996). 다중선형모형(multi-level linear model)을 사용할 경우 상위수준의 예측치를 계산하는 식은 이미 선행연구에 제시되어 있다. 종속변인이 선형일 경우 다중모형에서 표준화된 종속변수에 대한 평균을 구하는 식은 다음의 식 (16)과 같다(Goldstein, 1996).

$$\hat{\mu}_j = \{((\sum_{i=1}^{n_j} \hat{q}_{ij}) / n_j)(n_j \hat{\sigma}_\mu^2)\} / (n_j \hat{\sigma}_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2) \quad (16)$$

여기에서 본 연구의 경우에는,

$\hat{\mu}_j$ = 모형별 \hat{q}_{ij} (합성 잔차)의 축소분산(shrunken variance)을 가진 Level__1과 Level__2의 잔차(residuals)

\hat{q}_{ij} = (j지역별 개인 i의 정보화수준 확률)-(j지역별 개인 i의 정보화수준 추정 확률)

n_i = j지역별 관찰치

$\hat{\sigma}_\mu^2$ = Level__2 에서의 절편(INTERCEPT)의 분산(Variance)

$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ = Level__1 에서의 절편(INTERCEPT)의 분산(Variance)로 설명된다.

종속변인이 선형일 경우의 \hat{q}_{ij} 에 대한 계산은 이성우 외(2003)의 연구에서 보여지듯이 간단한 편이다. 하지만 본 연구에서 설정한 바

와 같이 종속변인이 이항일 경우에는 이것을 계산하는 새로운 통계가 필요하다. 본 연구에서 설정한 새로운 통계는 다음의 식 (17)과 같다.

$$\hat{\mu}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \hat{q}_{ij}}{n_j} \quad (17)$$

식 (16)과 (17)을 이용하여 구한 예측치는 모형에서 통제된 모든 변인들을 표준화한 가운데 추정된 것으로 일반적인 관찰치와는 구별된다. 이 추정치는 다른 모든 조건이 일정하다면 추정치에 해당하는 수준의 정보화수준을 자치구별로 달성하는 것이 일반적이라는 의미다. <표 6>은 식 (16), (17)과 <표 2>에서부터 <표 5>에 있는 모형8을 이용하여 4가지 정보화수준의 예측치에 대한 서울시 25개 자치구의 전국 및 서울시의 순위를 계산한 것이다. 개별 종속변위에 대한 내림차순 순위의 정렬은 컴퓨터 보유의 순위에 기초한 것이다.

컴퓨터 보유 확률은 서초구가 71.92%로 가장 높았고 그 다음이 강남구, 송파구, 동작구, 강동구 등 대체로 강남권역의 자치구가 가장 높은 컴퓨터 보유 비율을 나타내고 있어 컴퓨터보유는 지역의 경제적 수준과 밀접한 관련성이 있는 것으로 나타났다. 금천구와 강북구가 서울시 자치구중 가장 낮은 44.67%와 45.42%를 기록하고 있는데 이것은 전국 순위에서도 92위와 87위로 금천구와 강북구에 거주하는 가구가 매우 열악한 수준의 컴퓨터 보유율을 소지하고 있는 것으로 나타났다. 이들 자치구 이외 전국 232개 자치단체들 중 50위 밖의 자치구는 성동구와 용산구, 중랑구, 그리

고 중구 등이 낮은 수준의 컴퓨터 보유비율을 보이고 있다.

컴퓨터를 매일 사용(컴퓨터 활용빈도)하는 비율도 서초구와 강남구가 1위와 2위인 것으로 나타났으나 전국순위에 있어서는 5위와 6위를 나타내고 있었다. 마포구의 경우 컴퓨터 보유비율에 있어서는 서울시에서 중위권인 13위를 기록했으나 활용빈도에 있어서는 3위를 기록하여 컴퓨터 활용빈도의 집중도가 매우 높은 것으로 나타났다. 컴퓨터 보유에서 24위를 기록했던 강북구는 컴퓨터 활용빈도에 있어서는 최하위인 25위를 기록해 가장 낮은 수준의 컴퓨터 보유/활용이 이루어지는 자치구로 드러났다. 용산구, 중랑구, 중구, 강북구, 금천구 등은 컴퓨터 보유는 물론 활용수준에서도 가장 낮은 수준의 5개 자치구로 나타났다. 컴퓨터 활용비율의 최상과 최하 비율의 차이는 약 10%로 컴퓨터 보유의 약 25%에 비해 낮은 것으로 나타나 컴퓨터의 보급정책이 자치구별 정보화수준의 차이를 저감시킬 수 있는 것으로 판단된다.

인터넷 사용수준은 서초구와 강남구, 그리고 송파구가 각각 67.6%, 65.4%, 56.3%로 서울에서 가장 높은 비율을 보이고 있는데 이러한 순위는 전국에서도 가장 높은 것으로 나타났다. 컴퓨터 보유비율이 낮은 용산구, 중랑구, 중구, 강북구, 금천구는 인터넷 사용수준에서도 가장 낮은 것으로 드러났다. 금천구의 인터넷 사용비율 38.18%는 최상위구인 서초구의 67.5%와 비교해 약 29.4%의 차이를 보이고 있는데 이것은 컴퓨터 보유비율 차이 25%에 비해 더욱 높은 것이다. 최근 정보화의 접근도가 인터넷

활용정도에 달려있다는 점을 감안하면 컴퓨터의 적극적인 보급정책이 서울시 자치구별 정보화접근도 차이의 개선에 기여할 수 있을 것으로 판단된다.

인터넷을 매일 활용(인터넷 활용빈도)하는 비율은 마포구가 서울시에서 가장 높은 68.66%를 기록하고 있고 그 다음이 강동구의 68.6%, 양천구의 67.75%였다. 기타 정보화수준에서 상위권을 형성했던 서초구와 강남구, 그리고 송파구 역시 66% 이상의 높은 비율을 나타내고 있었으나 용산구와 중랑구, 중구, 강북구와 금천구 등은 이 분야에서도 서울시에서 가장 낮은 순위를 기록하고 있었다. 인터넷 활용빈도의 최상위인 마포구와 용산구의 차이는 약 10으로 나타나 다른 정보화수준에 비해 가장 낮은 차이를 보이고 있었다.

요약하면 상대적으로 부유층이 거주하는 강남지역의 정보화수준이 가장 높았으며 금천구를 비롯한 강북지역의 자치구가 낮은 정보화수준을 보이고 있었다. 정보화수준의 격차는 정보화 진입의 선결여건인 컴퓨터보유에서 가장 높은 차이를 기록하고 있으며 가장 높은 수준의 정보화수준이라 할 수 있는 인터넷 활용에 있어서는 가장 낮은 지역간 차이를 보이고 있다. 즉, 정보화수준의 자치구별 차이의 극복을 위해서는 컴퓨터 보급 등과 같은 가장 기본적인 정책수단의 필요성이 유효한 것으로 판단된다.

4. 정보화수준의 자치구별 실측치와 예측치

〈그림 1〉과 〈그림 2〉는 〈표 2〉에서 〈표 5〉에 있는 모형8에서 추정된 추정치와 센서스에서

관찰된 관찰치와의 차이에 대한 분석을 통해 자치구별 정보화수준의 달성정도를 나타낸 것이다.⁴⁾ 모형에서 추정된 자치구별 정보화수준의 확률이 실제 관찰된 비율보다 크다는 것은 향후 정보화수준이 높아질 가능성이 많은 주민들이 있거나 또는 실제로 달성될 수 있는 정보화 수준보다 미달되는 자치구임을 의미한다. 반대의 경우에는 전국 평균에 비해 표준화된 주민⁵⁾의 정보화수준이 더 높은 것으로 해석 된다.

컴퓨터 보유확률에서 낮은 비율을 나타냈던 중구, 금천구, 강북구, 성동구, 그리고 노원구와 중랑구의 추정치가 실제 관찰치보다 큰 것으로 드러나 실제 컴퓨터를 보유할 수 있는 수준의 개인 및 가구가 많음에도 불구하고 이를 달성하지 못하고 있는 것으로 나타났다. 즉 적절한 정책개입이 있을 경우 이러한 자치구의 컴퓨터 보유비율은 상승할 수 있을 것으로 판단된다. 높은 수준의 컴퓨터 보유비율을 보이고 있는 강남구와 송파구, 그리고 강동구 역시 현재보다 더 높은 컴퓨터 보유의 달성이 가능한 것으로 나타났다. 달성 가능한 컴퓨터보유비율을 유지하지 못하고 있는 자치구들 중 예측치와 관찰치의 차이가 가장 큰 자치구는 2.72%를 보이고 있는 중구로, 보다 직접적인 서울시와 자치구의 정책적 노력이 필요한 것으로 드러났다.

컴퓨터 활용수준에 있어 달성 가능한 비율에 미치지 못하고 있는 자치구는 중구, 용산구, 강북구, 중랑구 등으로 강남구를 제외하고는

대부분 강북지역에 위치하고 있는 것으로 나타났다. 컴퓨터 활용수준이 평균미달인 이러한 자치구의 경우에는 주민들에 대한 컴퓨터에 대한 교육 등만으로도 상당한 수준의 컴퓨터활용 수준을 달성할 수 있을 것으로 판단된다. 달성 가능한 컴퓨터 활용비율을 유지하지 못하고 있는 자치구들 중 예측치와 관찰치의 차이가 가장 큰 자치구 역시 4.46%의 차이를 보이고 있는 중구로 드러났다. 따라서 중구의 경우 컴퓨터 보급은 물론 지역주민에 대한 정보화교육 등과 같은 지원책이 필요하리라 판단된다.

인터넷 사용수준이 표준화된 수준에 미달하는 자치구는 강남지역의 강남구와 강동구를 제외하고는 대부분 강북지역에 위치한 것으로 나타났다. 중구와 종로구, 용산구, 중랑구와 노원구, 그리고 강북구 등은 예측치에 비해 실제 인터넷 사용수준이 낮은 자치구로 드러났다. 예측치에 비해 관찰치가 낮은 자치구, 즉 달성 가능한 인터넷 사용수준에 미달하는 자치구는 컴퓨터 사용 및 활용의 경우와 마찬가지로 중구로 약 2.32%가 미달하는 것으로 드러났다.

인터넷 활용빈도가 달성 가능한 수준에 미달하는 자치구 역시 인터넷 사용수준에 미달하는 자치구와 상당부분 중첩되는 것으로 드러났다. 이 부분 역시 중구가 예측치에 비해 약 2.55% 미달하여 표준화된 비율보다 가장 낮은 정보화수준을 보이고 있었다. 그 다음이 1.67%와 1.25%의 용산구와 중랑구였고 기타

4) 분량의 제한으로 인해 개별 종속변인에 대한 빈도분석을 나타내는 실측치는 본 연구에서 제시하지 않았다. 하지만 연구자에게 요청할 경우 제시할 것이다.

5) '표준화된 주민' 또는 개인의 의미는 <표 1>에서 통제된 모든 변인의 표준화를 의미한다. 즉 모든 자치단체에서 나이, 성별, 직업, 교육수준, 혼인상태, 가구원수, 주택 및 주거유형, 가구주여부, 그리고 3가지 지역특성이 동일하다는 가정하에 표준화된 개인이 달성할 수 있는 정보화수준을 의미한다.

자치구들의 차이는 0.2-0.3% 수준으로 미약한 편이었다.

요약하면 강북지역에 위치한 자치구들의 표준화된 정보화수준이 강남지역에 위치한 자치구에 비해 낮은 것으로 분석되었다. 달성가능한 정보화수준에 미달하는 자치구들 중 특히 중구의 경우는 모든 정보화 지표에 있어 약 1.7%에서 4.5%의 미달 수준을 드러내고 있어 가장 정보화수준이 취약한 자치구로 분석되었다. 특히 컴퓨터 보급률이 낮은 자치구의 경우에는 서울시와 해당 자치단체의 보다 직접적인 정보화수준의 진작을 위한 다양한 노력이 필요할 것으로 판단된다. 특히 다양한 공공시설에서의 거주 주민들에 대한 컴퓨터 이용 제고 등과 같은 프로그램의 개발은 쉽게 자치단체들의 정보화수준 제고를 이룩할 수 있는 방안으로 판단된다.

VI. 결론

정보에 접근할 수 있는 능력의 차이는 개인 및 지역별 사회-경제-문화 모든 측면에서 더욱 차별화 되고 있는 것이 최근의 추세고, 정보화의 진전은 이들 간의 관계를 불평등이 심화되는 쪽으로 기울 것으로 예상되고 있다. 따라서 정보사회에서는 더욱 심화될 것으로 예상되는 정보격차를 해소하기 위한 정보의 공적 기능에 대한 영역 확대를 위한 수단을 마련하는 것이 매우 중요할 것으로 판단된다. 정보화의 진전이 산업화과정에서 노정된 유산자(haves)와 무산자(have-nots)의 격차를 더욱 확대하는 방향으로 진전된다면 개발시대 이후

거점과 주변지역의 심각한 지역격차를 겪고 있는 한국의 경우 계층간-지역간 격차는 더욱 심화되리라 판단된다.

본 연구에서는 서울시 25개 자치구를 중심으로 개인수준에서의 정보화에 대한 결정요인은 물론 지역특성이 정보화에 미치는 영향을 분석하였다. 정보화수준에 대한 분석에서는 컴퓨터 보유와 활용, 그리고 인터넷 사용과 인터넷 활용빈도의 4가지의 종속변인을 설정하여 더욱 세밀한 자치구별 정보화수준을 분석하였다. 아울러 자치구의 정보화 수준은 서울을 포함한 전국 232개 자치단체의 정보화수준과의 비교를 통해 분석하여 정보화수준의 우위열위에 대한 전국적 수준을 식별하였다. 본 연구의 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 정보화수준은 개인 또는 가구의 특성이 지역의 특성보다 더욱 중요한 요인인 것으로 밝혀졌다. 낮은 연령, 여자보다는 남자가, 고학력, 전문직, 유배우 가구, 다수 가구, 아파트거주자, 차가일 경우의 정보화수준이 개별변인들의 참조집단보다 높은 것으로 나타났고 이들 변인의 정보화에 대한 영향은 지역특성보다 더욱 많은 영향을 끼치는 것으로 분석되었다.

둘째, 상대적으로 경제적 여건이 수월한 강남지역의 정보화수준이 강북지역 자치구에 비해 높은 것으로 나타났다. 자치구별 정보화수준의 격차는 정보화 진입의 선결조건인 컴퓨터 보유에서 가장 높은 차이를 기록하고 있으며 가장 높은 수준의 정보화수준이라 할 수 있는 인터넷 활용에 있어서는 가장 낮은 지역간 차이를 보였다.

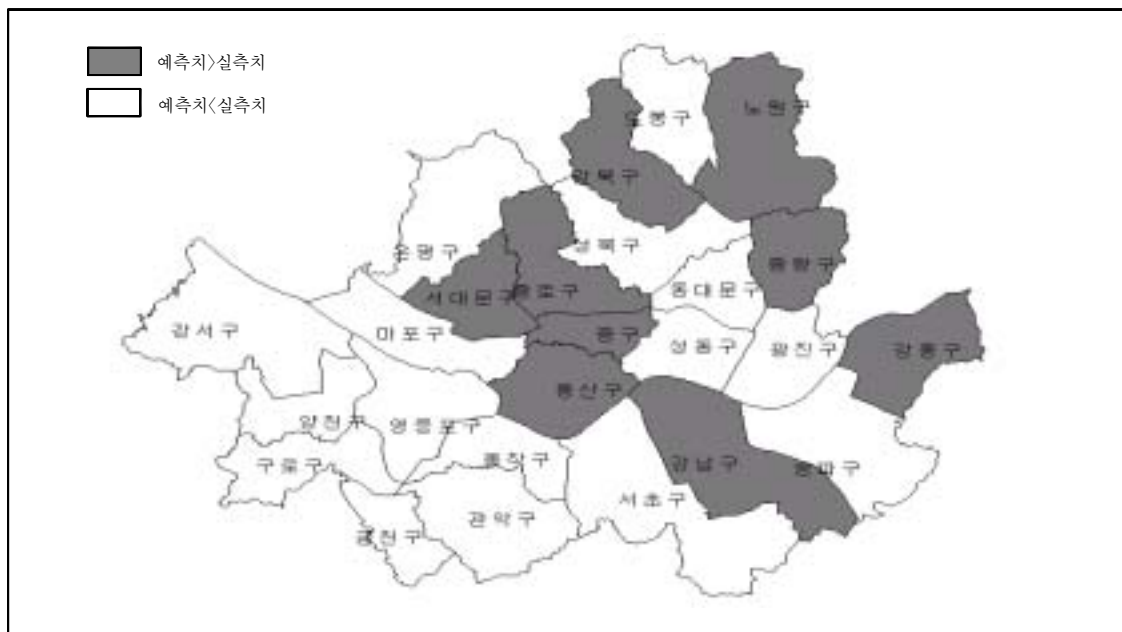


〈컴퓨터 사용〉



〈컴퓨터 활용빈도〉

〈그림 1〉 컴퓨터 활용수준의 자치구별 실측치와 예측치



〈인터넷 사용〉



〈인터넷 활용빈도〉

〈그림 2〉 인터넷 활용수준의 자치구별 실측치와 예측치

셋째, 관찰치와 추정치로 분석한 정보화수준의 자치구별 분석에서는 달성가능한 정보화수준에 미달하는 자치구들 중 특히 중구의 경우는 모든 정보화 지표에 있어 약 1.7%에서 4.5%의 미달 수준을 드러내고 있어 가장 정보화수준이 취약한 자치구로 분석되었다.

넷째, 강북지역들 중 특히 구도심지역에 위치한 자치구들의 경우 교육수준별 정보화수준이 낮은 것으로 분석되었다. 중구가 모든 부분에서 가장 낮은 수준의 정보화수준을 나타냈고 컴퓨터 보유/사용에서는 중랑구, 노원구, 강북구 등이, 그리고 인터넷 사용 및 활용빈도에서는 노원구, 중랑구 용산구 등이 낮은 수준을 기록했다.

마지막으로 지역의 정보화수준에 대한 분석에서는 공간적 이질성(spatial heterogeneity)에 대한 계량적 보완이 가능한 모형의 정립이 필요한 것으로 나타났다. 따라서 정보화수준의 지역간 차이 등과 같은 지역자료를 분석할 경우, 이러한 공간자기상관성을 감안하지 않은 계량모형의 적용은 심각한 통계적 문제점이 발생할 것으로 판단된다.

신뢰할만한 자료를 이용한 서울시의 정보격차를 분석한 본 연구는 분석의 포괄성에도 불구하고 일정한 한계를 가지고 있는 것이 사실이다. 본 연구의 한계는 첫째, 정보격차는 접근(access), 정보이용능력(literacy), 활용정도(usage), 인식(recognition) 등으로 구분하여 분석될 필요가 있으나 본 연구에서는 자료의 제약으로 인해 활용 및 보유에 국한된 문제가 있다. 둘째, 정보화수준의 분석에서는 지역의 경제적, 문화적, 도시기반적 특성에 대한 고려

가 필수적이라 하겠다. 하지만 본 연구에서는 거주 주민들의 컴퓨터 보유 및 활용정도의 분석만 이루어져 이러한 지역적 특성에 대한 고려가 부족한 한계가 있다. 셋째, 논문 분량의 제한으로 인해 개별 종속변인들의 연계성 및 인과관계에 대한 분석의 결여는 보다 심도있는 정보화수준의 분석에 한계를 노정하고 있는 것이 사실이다. 후속연구에서는 이러한 측면의 연구가 이루어지기를 기대한다. 넷째, 본 연구의 자료가 2000년 당시를 반영하고 있을 뿐 2000년 이후 급속한 정보화 수준의 진전에 대한 분석이 이루어지지 못한 한계가 있다. 자료의 제약으로 인한 연유이기는 하지만 보다 최근의 자료를 이용한 분석이 시급히 이루어질 필요가 있겠다.

정보의 접근성 차이에 따른 정보의 빈부간 격차는 정보화의 진전에 따라 더욱 넓어질 가능성이 있다. 따라서 정보와 정보능력에 대한 중요성을 인식하는 것은 물론 사회 구성원 모두가 공평하고 정당한 정보화 기회를 가질 수 있는 사회정책을 세우는 것은 자본주의 사회에서 생기는 시장실패와 동일한 선상에서 조율될 필요가 있다. 최근 미국을 중심으로 한 신자유주의의 경제이념은 정보의 획득능력도 시장기능에 맡겨야 한다고 주장하고 있다(Thierer, 2000). 하지만 정보의 공공성이 제기되지 않는다면 산업화시대 경제적 효율성에 기초하여 기 심각해진 계층간-지역간 차이가 더욱 확대될 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 정보의 공공적 영역의 축소를 최소화하고, 정보에 관한 모든 영역이 시장에 맡겨지지 않도록 견제하는 것이 정보화로 인한 차별을 최소

화하는 것으로 판단된다. 특히 공공시설에서의 컴퓨터에 대한 접근성의 제고는 자치단체들이 쉽게 제시할 수 있는 정책적 대안이라는 측면에서 서울시 및 자치구의 다양한 정책개발이 기대된다.

참고문헌

- 강정혁·박세권, 1996, “농촌지역정보의 수요파악과 효율적인 지역정보화 방안”, 『농촌정책연구』, 23(2): 175~198.
- 김경신·김오남, 2002, “성인여성의 정보화와 개인 및 가족생활변화 -광역시 및 중소도시 거주자를 중심으로-”, 『대한가정학회지』, 40(12): 171~187.
- 김은순·허 장, 1999, 『환경농업정책의 평가와 발전방향』, 한국농촌경제연구원.
- 김정석·심상완, 2002, “한국의 정보격차 추이(1995~2000) 분석”, 『동향과 전망』, 50: 247~271.
- 김주영·김주후, 2002, “주택가격 평가를 위한 위계적 선형모델 적용”, 『국토연구』, 33(1): 21~34.
- 김주찬·민병익, 2003, “수도권과 비수도권의 정보격차 현황과 정책방향 연구”, 『지방정부연구』, 7(1): 75~95.
- 김현식·진영호, 2003, “정보화시대 도시공간 변화에 관한 연구”, 『국토연구』, 36: 59~76.
- 김형국, 1997, 『국토개발의 이론연구』, 박영사.
- 류승호, 1996, “지역정보화 정책과 지역정보의 위상”, 『한국사회학』, 30: 731~758.
- 이동필·이장호·김종선·한근수, 2001, 『농촌지역의 정보화 실태와 정보격차 해소방안에 관한 연구』, 한국농촌경제연구원.
- 이성우·권오상·이호철, 2003, “농산물 판매금액으로 분석한 경기지역 특화산업 연구”, 『농촌경제』, 26(2): 1~25.
- 이성우·류성호, 1999, “다중로짓모형에서의 상위차원의 예측치통계에 관한 연구”, 『농촌계획』, 5(2): 66~72.
- 임창호, 1998, “정보기술의 발달과 도시에의 영향: 계획 패러다임의 위기와 도시의 미래”, 『국토계획』, 33(6): 7~31.
- 장 옥·송미령, 2001, “농업과 농촌발전을 위한 정보통신기술의 역할: 기대와 현실”, 『국토계획』, 36(3): 255~271.
- 장 옥·송미령, 2002, “농업·농촌발전을 위한 정보통신기술의 적용의 도전과 장벽”, 『한국지역개발학회지』, 14(1): 163~186.
- 정이환, 2002, “노동시장 불평등과 조직내 불평등”, 『한국사회학』, 36(6): 1~25.
- 주성재, 2001, “농촌지역의 정보화와 생활변화: 강원도 원주시 정보화시범마을 사례”, 『국토계획』, 36(6): 137~151.
- 한국인터넷정보센터, 2001, 『한국 인터넷 통계집』.
- 한국전산원, 2000, 『정보격차 해소를 위한 종합 방안 연구보고서』.
- 황혜선, 1999, “정보격차의 요인과 정보격차 해소를 위한 정책적 원칙”, 『한국도서관·정보학회지』, 30(4): 279~297.
- Alker, H. R., 1969, “A typology of ecological fallacies”, in Dogan, M. and Rokkan, S. (Eds.), *Quantitative Ecological Analysis*, Mass.: MIT Press.
- Anselin, L. 1992, “Space and applied econometrics”, *Regional Science and Urban Economics*, 22: 307~316.
- Anselin, L., 1988, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Blalock, H. M., 1984, “Contextual-effects models: theoretical and methodological issues”, *Annual Review of Sociology* 10: 353~372.
- Bryk, A. S. and S. W. Raudenbush, 1992, *Hierarchical Linear Models*, Sage, Newbury Park.
- Duncan, C., K. Jones, and G. Moon, 1993, “Do Places Matter? A Multi-Level Analysis of Regional Variations in Health-Related Behaviour in Britain”, *Social Science and Medicine*, 37: 725~733, *Foundation Background* No. 1361.
- Goldstein, H., 1996, *Multi-level Statistical Models*, London, UK: Edward Arnold.
- Jennrich R. I., and M. D. Schluchter, 1986, “Unbalanced repeated-measures models with structured covariance matrices”, *Biometrics*, 42: 805~820.

- Lee, S. W. and D. Myers, 2003, "Local housing market effects on tenure choice", *Journal of Housing and the Built Environment* 18(2): 129~157.
- LeSage, J. P., 1999, *Spatial Econometrics*, D. C.: Webbook.
- Longford, N.T., 1993, *Random Coefficient Model*, London: Oxford Press.
- McCullagh, P. and J. A. Nelder, 1989, *Generalized Linear Models*, New York: Chapman and Holl.
- Mueser, P. R. and P. E. Graves, 1995, "Examining the role of economic opportunity and amenities in explaining population redistribution", *Journal of Urban Economics* 37: 176~200.
- O'Campo, P., A. Gielen, R. Faden, N. Xue, N. Kass, M. C. Wang, 1995, "Violence by Male Partners against Women during the Childbearing Year: A Contextual Analysis", *American Journal of Parents Health* 85(8): 1092~1097.
- Roback, J., 1982, "Wages, rents and the quality of life", *Journal of Political Economy* 90: 1257~1278.
- Robinson, W. S., 1950, "Ecological correlations and the behaviour of individuals", *American Sociological Review* 15: 351~357.
- Rupasingha, A. and S. J. Goetz, 2003, "County amenities and net migration", *Papers presented at the annual meeting of the Western Regional Science Association*, Rio Rico, Arizona, Feb. 26-March 1.
- Thierer, A. D., 2000, "How Free Computers are Filling the Digital Divide", *The Heritage Foundation Backgrounder* April, 20.
- Ward, C and A. Dale., 1992, "Geographical Variation in Female Labour Force Participation: An Application of Multilevel Modelling", *Regional Studies* 26: 243~255.
- Wolfinger, R. and M. O'Connell, 1993, "Generalized Linear Mixed Models: a Pseudo-likelihood Approach", *Journal of Statistical Computation and Simulation* 48: 233~243.
- Wong, G. and W. Manson, 1985, "Generalized Linear Models: A Pseudo Likelihood Approach", *Journal of Statistical Computation and Simulation* 80: 513~524.

원 고 접 수 일 : 2004년 1월 4일
최종원고채택일 : 2004년 3월 8일