

한국의 지역별 출산율 수렴과 외부효과 분석*

신 영 수**

경제이론에 의하면 한 가구의 자녀수 선택은 주어진 가구소득의 제약하에서 부모의 소비, 자녀의 수 등으로 구성된 가구의 효용함수 극대화로 결정된다. 본 연구는 이러한 전통적인 이론에서 제시하는 요인 이외에 이웃 가구의 자녀수로 인한 외부효과가 현대사회에서 중요한 출산율 결정변수로 작용하고 있다는 가정하에 실증자료를 기초로 분석하였다. 이 외부효과는 가구 간 자녀수에 서로 양(+)의 효과를 야기하여 동일지역 내에서의 가구당 자녀수는 상당히 비슷한 수준으로 수렴하고 있음을 알 수 있었다. 특히 1990년 이후 출산율의 변화는 경제적 효과 이외에 외부효과의 영향이 동일지역에서 전국으로 확대되고 있어 이는 향후 인구구조 변화에 큰 영향을 미칠 것이다. 전국적인 출산율의 급격한 하락은 생산가능 인구의 감소, 인구의 노령화, 부양부담의 가중, 노령화에 대비하는 정부 정책 등 많은 경제·사회적 문제를 야기하여 이에 대비하는 정책을 시급히 세워야 할 것이다. 본 연구에서는 자료의 불충분으로 실증적 검증을 충분히 하지는 못했다. 그러나 통계청의 도시가계조사와 지역별 생산과 소비지출조사를 이용하여 지역별 소득변화를 파악하고, 인구동태조사에 나타난 출생률과 사망률의 변화를 연결하여 분석하였다. 1990년대 우리 나라의 지역별 출생률의 수렴은 전국적인 외부효과의 확산이 하나의 중요한 변수로 작용했다고 볼 수 있다.

핵심주제어: 외부효과, 조출생률, 조사망률, 소득효과, 인구효과
경제학문헌목록 주제분류: J1

I. 서 론

최근 한국의 총출산율(TFR)은 1960년에 6.0에서 2000년 1.5로 하락하여 세계적으로 가장 낮은 수준을 보이고 있다. 또한 그 감소속도가 괄목할 만하여 향후 우리 나라의 인구는 급격히 감소할 것이다. 현재의 인구를 유지하기 위한

* 이 논문은 2003년도 서울여자대학교 교내 특별연구비에 의하여 연구된 것임. 익명의 심사자에게 감사드린다.

** 서울여자대학교 경영경제학부 교수, 주소: 서울 노원구 공릉2동 126번지, 전화: (02) 970-5523, E-mail: ysshin@swu.ac.kr
논문투고일: 2003. 9. 20 수정일: 2003. 11. 9 게재확정일: 2003. 11. 23

대체출산율의 수준이 2.1 정도이므로 우리 나라의 인구는 2020년에 5,065만 명을 정점으로 지속적으로 감소할 것이다.

그러나 세계적으로 지난 반 세기 동안 인구증가율은 역사상 가장 높은 수준을 기록하고 있어 저개발국가에서는 여전히 높은 출산율을 보이고 있는 것으로 평가된다. 이러한 저개발국가들의 인구성장률은 연간 약 2%를 기록하고 있어 1960년대에 2.5%보다는 다소 감소하고 있지만 여전히 높은 것이다. 선진국들이 모여 있는 유럽이나 북아메리카 지역의 인구성장률은 이미 18~19세기에 약 1%로 낮은 수준이었다. 선진국들의 낮은 인구증가율에도 불구하고 저개발국가에서는 여전히 높은 인구증가율을 보이고 있는데, 이는 의료기술의 발달과 소득수준의 향상으로 사망률이 급격히 감소한 것이 그 주된 원인으로 꼽고 있다.

전통적인 인구이론자인 맬서스(Malthus)에 의하면, 급격한 인구의 증가는 실질소득을 떨어뜨리고 사망률을 증가시킨다고 하지만, 저개발국가에서는 오히려 인구증가와 더불어 실질소득과 사망률이 동시에 증가되었음을 발견할 수 있어 그의 이론이 명확히 작금의 현실에 부합되지 않는 것으로 보인다. 또한 선진국에서는 1인당 국민소득의 증가와 더불어 출산율뿐 아니라 사망률도 감소되어 소득수준과 이들 간에 음(-)의 관계가 있음을 알 수 있었다. 이렇게 전통적인 출산율과 경제변수의 관계는 그들 간의 단순한 관계분석으로 판단할 수 없고, 그들 간의 관계를 직접적인 관계와 간접적인 관계로 세분하여 종합적이고 다양한 분석방법을 통해야만 정확한 관계를 알 수 있을 것이다.¹⁾

지금까지의 분석에서 출산율에 미치는 경제적 요인으로 실질소득의 변화가 가장 중요한 변수이지만, 현실자료가 보여 주는 그들 간의 음(-)의 상관관계만으로는 향후 실질소득의 증가로 출산율이 떨어져 인구의 감소를 예측할 수는 없다. 즉, 경제변수 간의 단순한 상관관계만으로 미래를 예측한다는 것은 대단히 위험한 예측일 수 있다는 것이다. 현실적으로 이들 상호간의 관계를 음양의 단순관계뿐 아니라 인과관계(causality)를 정확히 규명해야 하나 자료의 한계는 이러한 분석을 매우 어렵게 한다.

경제이론적으로는 다음의 설명정도로 국한할 수 있다. 즉, 규모에 대한 보수증가의 경제상황이라면 인구(출산율)의 증가는 경제성장(소득증가)과 양(+)의 관계에 있을 것이고, 규모에 대한 보수감소에서는 제한된 자원이나 인구의 증가는 경제성장에 음의 효과로 작용할 것이다. 일반적으로 선진국형 경제가 규모에 대한 보수감소의 경제상황이므로 출산율(인구)의 증가는 곧 실질소득의

1) 구성열(1996)의 pp. 41~49에 자세히 설명되고 있다.

감소로 이어질 것으로 예측될 수 있다. 본 논문에서는 그 반대의 인과관계를 중심으로 실질소득의 증가가 출산율에 미치는 효과에 대해서 분석하고자 한다. 즉, 가구의 효용이론에 근거하여 자녀의 수, 인적자본투자, 소비, 및 소득 간의 관계를 전통적 이론으로 설명하고, 그 밖의 경제외적인 외부효과도 고려하여 지역 간 출산율의 변화를 설명하고자 한다.

최근 우리 나라에서는 인구의 급격한 감소를 염려하고 출산장려정책으로 인구정책의 방향을 선회해야 한다는 주장들이 나오고 있다. 급격한 출산율의 감소는 향후 생산가능인구와 경제활동인구의 감소로 이어져 노령인구의 증가에 따른 경제적 부담을 감당하기 어렵게 할 것이다. 즉, 우리 나라의 사망률은 정 체수준인데 출산율의 급격한 하락이 결국 인구의 감소와 인구구조를 변화시키 어 노인 부양비율을 높이고 이는 향후 사회적 부담으로 이어질 것이다. 그렇다 고 좁은 국토의 우리 나라에서 출산장려정책을 사용한다는 것은 앞으로 산업구 조가 노동절약적으로 변하고 있는 것을 감안하면 또 다른 과잉인구의 문제를 야기할 수 있어 정확한 인구구조의 변화를 예측하여 정책을 세우는 것이 바람 직할 것으로 보인다. 이러한 현실적 상황을 고려하여 출산율에 미치는 전통적 영향요인 이외에 중요한 변수로 볼 수 있는 다른 변수를 고려함으로써 출산율 의 일반적 추세변화를 예측하고자 한다. 본 연구에서는 현실적으로 취득가능한 자료만을 근거로 실증분석을 하고자 한다.

II. 지역별 출산율차이의 전통적 이론

1. 가구소득의 효과

한 가정에서 자녀가 열등재가 아닌 한 소득의 증가는 자녀의 수요를 증가시 킨다고 한다. 그러나 실증분석의 결과는 그와 반대로 소득의 증가는 자녀수를 감소시키는 것으로 나타나고 있다. Becker(1960)는 그의 출산율분석에서 소득이 증가할 때 자녀는 열등재가 아니어서 그의 수요를 증가시키지만, 그러한 수요 의 증가는 자녀수의 양적인 수요뿐 아니라 질적인 수요도 증가시킨다고 설명하 고 있다. 즉, 소득의 증가는 기회비용의 차원에서 자녀양육비용을 증가시켜 자 녀를 갖는 데 수반되는 그들의 가격을 변화시킨다. 따라서 가격변화의 자녀수 요효과는 소득효과와 대체효과를 동시에 발생시킨다. 그래서 비록 순소득효과

로는 자녀수에 양(+)¹의 값으로 나타나 자녀의 수요량이 증가하더라도 대체효과가 음(-)이어서 소득의 증가는 가구 내 자녀의 수를 감소시킬 수 있다는 것이다.

Leibenstein(1974)의 또 다른 설명은 가구소득의 증가는 추가적인 자녀를 양육하기 위한 기회비용을 증가시켜 자녀를 갖고자 하는 수요를 직접적으로 감소시킨다는 것이다. Easterlin(1975)은 이들의 관계는 소득수준에 따라 변한다고 한다. 즉, 자녀양육비가 저렴한 경제발전 초기에는 자녀가 주는 가구 내의 한계효용이 증가하고, 소득수준이 높은 단계에서는 양육비의 증가로 추가적인 자녀를 갖는 데 발생하는 한계효용이 감소한다는 것이다. 그래서 효용을 극대화하는 경제적 행동을 하는 합리적 가정은 가구소득과 출산율 간에 음의 관계를 보이는 것이다.

따라서 한 국가의 경제성장이 가구당 소득을 높여 자녀의 수요를 줄인다 하더라도, 개발도상국에서 여전히 존재하는 소득의 도농 간 격차는 상대적으로 낮은 수준의 농촌지역에서 높은 출산율을 경험할 수 있다. 경제성장과 더불어 도농 간 소득격차가 완화된다면 출산율에 나타나는 도농 간 차이도 쉽게 사라질 것이다. 결국 전반적인 경제성장이 출산율에 미치는 가구소득의 효과를 크게 줄일 것이다.

2. 부모의 교육수준과 직업효과

대부분의 실증분석 결과는 부모의 교육수준과 출산율 간에는 음의 관계가 있다고 한다. 그러나 그들의 관계는 명확하지 않다. 교육이란 좁은 의미로는 학교 교육을 의미하지만 넓은 의미로는 직업교육을 포함한 전반적인 인적자본 축적을 위한 교육 모두를 포함한다. 이러한 교육을 많이 받은 부모가 자녀수의 선택에 관한 다양한 정보를 습득하기 쉽고 올바르게 판단을 할 수 있다는 가정이 성립할 때 변수 간의 관계를 명확히 알 수 있다. 또한 교육은 시장에서 개인의 노동가치를 높이고 높은 임금을 보장하므로 교육수준이 높은 부모의 자녀양육에 따른 기회비용을 증가시켜 출산율을 떨어뜨린다. 그 밖에 교육수준이 높은 사람이 결혼연령의 연기나 결혼 후 피임방법의 적절한 사용으로 출산율을 하락시키게 된다. 따라서 부모의 교육수준과 자녀의 수와의 관계는 현실적으로 음의 관계를 보이고 있지만 결과에 이르는 과정이 다양하여 정확한 분석이 이루어질 때 한 가정의 미래 자녀수를 예측할 수 있을 것이다.

Cochrane(1977)은 교육 자체가 출산율에 직접적으로 영향을 미치는 것이 아니고, 다음과 같은 간접적인 매개변수를 통하여 영향을 미친다고 한다. 즉, 교육수준이 높은 사람은 결혼연령, 피임의 정보, 상층으로의 이동에 관한 열망, 좋은 취업의 기회, 높은 자녀교육비에 관한 정보를 통하여 자녀의 출산을 낮추게 하는 간접적 효과가 크다는 것이다. 그는 이러한 간접적 영향이 농촌보다는 도시에서 훨씬 크게 나타나고 있음을 알았다. Encarnacion(1974)은 실증분석을 통하여 교육의 효과는 불명확할 뿐 아니라 경제발전 초기에는 어느 정도 관계를 예측할 수 있지만 경제수준이 높아질수록 그들 간의 관계는 통계적 의미가 없음을 알 수 있었다.

부모의 직업이 출산율에 미치는 영향은 크게 두 가지로 구분하여 볼 수 있다. 하나는 여성의 경제활동 참가 여부이고, 다른 하나는 남편의 직업이다. 기혼여성의 경제활동이 출산율에 미치는 영향은 일방적이지도 않고 통계적 유의성도 확연하지 않다. 일반적으로 농업에 종사하는 여성(취업여성)의 출산율이 높고, 역으로 자녀의 수가 많은 가정에서 기혼여성의 경제활동참가율이 높다. 그러나 도시의 가구에서는 두 변수 간의 관계는 음(-)으로 분석된 연구가 많아 이들 간의 관계는 뚜렷하지 않다. 만일 남편의 직업군을 사회·경제적으로 하층, 중간층 및 상층으로 구분하면 중간층의 가구에서 낮은 출산율과 자녀의 높은 교육을 기대하게 되어 양보다는 질적으로 높은 자녀에 관심을 둔다. 이들은 사회적으로 상층으로의 이동을 염두에 두는 것으로 볼 수 있다. 직업적으로 상층에 있는 가정의 출산율은 높다. 이들 가정의 교육비에 대한 부담은 그들의 총가구소비지출에 비해 상대적으로 작아서 자녀의 수에 관심을 갖게 되어 높은 출산율을 나타내고 있다고 본다. 중산층 가구의 수가 증가할수록 출산율은 떨어질 것으로 보인다. 그 밖에 많은 사회문화적 요인이 있겠지만 본 논문에서는 비교적 경제적 요인에 초점을 두고 연구하고자 한다.

III. 자녀수 선택의 경제이론

경제적 개념에 바탕을 둔 자녀수의 선택이론은 가구의 소비이론에 근거한 효용극대화 이론이다. 즉, 한 가구의 자녀수는 다른 소비재의 선택과 더불어 그 가구에게 주는 만족의 극대화에 근거한 선택으로 결정된다. Becker(1960)와 Becker and Lewis(1973)의 논문에 의하면 한 가구는 자녀의 수(n), 자녀에 대한

투자수준(z) 및 기타 재화에 대한 소비수준(x)을 고려하여 만족을 극대화하는 수준에서 이들의 균형수준을 선택한다. 이에 추가적으로 두 개의 제약조건도 고려해야 한다. 하나는 인적자본 투자함수의 제약이고, 다른 하나는 기회비용을 고려한 예산함수의 제약이다.

$$\text{효용함수: } U=U(X, N, Z; \alpha) \quad (1)$$

제약조건:

$$\text{인적자본 투자함수: } Z=\frac{Z(C, T; \beta)}{N} \quad (2)$$

$$\text{예산함수: } w(1-T)=P_x \cdot X + P_c \cdot C \quad (3)$$

여기서, X : 부모의 소비재 소비량

N : 자녀의 수

Z : 자녀 한 명당 투자한 인적자본의 양

w : 시간당 임금

T : 부모가 자녀양육에 투입한 시간과 노력의 양

C : 자녀들의 소비재 소비량

α : 가계의 효용에 영향을 미치는 외생변수의 요인들

β : 자녀인적자본투자에 영향을 미치는 기타 외생변수의 요인들

위에서 제약식 (2)는 인적자본 투자함수로 자녀들의 소비재 소비량(C)과 부모가 자녀양육에 투입한 시간과 노력의 양(T)의 함수이고, (3)은 부모에게 주어진 총가용시간을 1로 하여 세운 예산의 제약식이다. 가구소득은 부모와 자녀의 소비재 소비에 지출하게 된다는 것이다.

이 모형에 의하면 경제성장으로 임금이 상승하면 가구소득이 증가하여 부모나 자녀의 소비수준(X 와 C)이 증가할 것이다. 또한 소득이 증가하면 자녀의 수에 대한 수요가 증가하고, 자녀에 대한 인적자본의 투자수요도 증가하여 상반된 두 효과로 인하여 실제로 소득과 출생률의 관계는 실증분석으로 알 수 있다. 현실적으로 높은 소득의 가구에서 소득의 증가는 자녀양육을 위한 기회비용(C 또는 T)이 증가하여 자녀(N)를 덜 가질 것이다. 즉, 가정 내에서 자녀의 양적 또는 질적인 수요의 변화크기에 따라 가구들은 새로운 균형점을 찾을 것이다. 동시에 전통적인 자녀에 대한 사회적·문화적 관습이 영향을 줄 것이고, 최근에는 새롭게 변하고 있는 젊은 세대들의 의식변화도 크게 작용할 것으로 보인다. 이러한 요인들을 모두 α 에 포함하여 실제 분석에 고려해야 할 것이다.

자녀의 수나 그들의 인적자본투자는 그들 가구의 미래에 실현될 수 있는 효

용(만족)의 일부분이다. 그래서 자녀를 갖는 것은 적어도 한 가정의 투자개념으로 여겨질 수 있다. 경제성장과 더불어 기술(숙련)인력은 미숙련인력에 비해 그들에게 돌아가는 보수가 더 크게 증가하게 된다. 이러한 변화는 부모들의 자녀에 대한 양과 질의 양 측면의 선호관계(α)에 변화를 가져온다. 즉, 자녀의 수를 줄이고 대신 한 자녀에 투자하는 인적자본의 양을 증대시키는 것을 선택할 수 있다. β 역시도 경제성장이나 정부의 정책으로 변할 수 있다. 예를 들면, 무상공교육의 확대는 아이들로 하여금 주어진 제약조건하에서 더 질 좋은 교육을 무상으로 받을 수 있게 되어 Z 와 N 을 증대시킬 수 있게 된다.

이러한 모형은 실증분석에 많이 활용되어 왔다. 즉, 한 가구의 자녀수(N)의 결정함수를 가구의 소득, 자녀에 대한 인적자본의 투자(Z)와 부모의 소비(X)를 설명변수로 하여 함수를 구성하고, 이를 경제활동참가 함수와의 연립방정식 형태로 분석하거나, 각각 독립적으로 결정된다고 가정하여 분석하기도 한다. 그러나 계량분석에서 이들 변수들이 외생적으로 결정된다는 가정으로 세운 단순모형은 종종 오류를 범하게 된다. 예를 들면, 출산율의 소득효과를 분석할 때, 출산율을 종속변수로 하고 가구소득을 독립변수로 하면 동시(연립)방정식의 문제(simultaneous equation problem)를 야기하게 된다. 왜냐하면, 독립변수로 도입하고 있는 가구소득은 가구원(자녀 포함)의 경제활동 참가와 취업으로부터 영향을 받고, 이는 또한 출산율(자녀의 수)로부터 영향을 받기 때문이다. 그래서 위의 단순모형을 추정할 때는 가구소득 대신 개별임금변수를 설명변수로 도입한다.

한 가구의 출산율 결정모형은 부부가 그들의 가구규모, 자녀의 건강과 교육에 관하여 적정수준을 선택 할 때 각각의 수준을 절대적이 아니라 상대적인 차원으로 판단한다는 것을 강조하고 있다. 또한 가정 내에서 출생자녀의 수나 인적자본의 투자에 관하여 부부 간의 의견차이를 고려하고 있지 않다는 단점도 있다. 또한 출산에 관한 한 사회적 인식의 변화가 강하게 영향을 미친다는 사실을 고려하고 있지 못하다는 비판도 있다. 하여튼 이상의 단순모형은 가구의 경제적 선택이론으로 받아들이는 데 이론의 여지는 없지만 다음과 같은 설명하기 어려운 의문에 정확한 답을 주기는 어렵다. 첫째, 왜 경제적으로 어려운 나라에서 또는 한 국가 내에서도 소득이 낮은 가구에서 상대적으로 출생률이 높을까? 과연 그러한 가구에서 자녀수에 대한 소득효과가 크게 나타날까? 둘째, 왜 출생률의 하락은 사망률의 하락을 시간적으로 근접하게 따라가지 못하는가?

자녀의 출생과 양육에 필요한 비용과 편익에 관한 부부 간의 의견차이는 저

소득층이나 저개발국에서 현저하게 나타난다(Birdsall, 1988). 특히 자녀를 위한 인적자본의 투자에서는 부부 간의 차이가 더욱 커 기본모형의 신뢰성에 대한 비판이 있다(Strauss and Thomas, 1995). 소득이 증가하면서 자녀의 인적자본투자 규모를 결정하는 데 남편보다는 부인에게서 훨씬 민감하게 나타나고 있다. 즉, 자녀의 인적자본투자액의 소득탄력성은 남편보다 부인에게서 큰 것으로 분석되었다.

일반적으로 실증분석에서 교육수준이 높은 여자의 출산율이 낮게 나타나고 있는데, 이를 설명하는 체계는 단순하지 않다. 여성의 교육수준이 높을수록 임금이 높고, 따라서 출생과 육아기간의 기회비용이 높아 낮은 출산율을 보이고 있다는 것이 일반적인 분석이다. 교육수준이 높은 여성일수록 자녀의 건강에 더 큰 관심을 갖게 되어 자녀의 질적 측면을 중시하여 낮은 출산율로 분석될 수 있다는 것이다. 그들은 교육에 높은 가치를 부여하고, 자녀에 대한 인적자본의 효율적인 투자를 할 수 있어 소수의 자녀에 높은 교육투자를 선호한다는 결론에 도달한다. 특히 교육수준이 높은 여성일수록 가정 내에서 자녀수의 결정에 설득력이 높아 그녀의 자녀수 선호 정도에 결정적으로 영향을 미친다는 연구결과도 있다.

만일 부부 간에 자녀수나 인적자본투자에 이견이 있다면 위의 단순모형에 근거하여 한 가정의 출산율이나 국가 전체의 인구증가율을 이해하는 데 어려움이 있다. 또한 가정과 사회의 다양한 자녀관의 변화를 고려해야 하고, 가정 내에서 자녀양육에 따른 비용의 부담가능성이나 미래의 소득에 대한 부부 간의 견해차도 고려해야 한다. 본 논문에서는 위의 단순모형이 제시하는 일반적인 독립변수의 영향을 포함하고 추가적으로 이웃과 지역사회의 출산율 변화가 실제로 한 가구의 자녀수 결정에 어떻게 영향을 미치는지 모형을 통해 분석함으로써 경제적 외부효과의 정도를 알아보려고 한다.

IV. 자녀출산의 외부효과

자녀의 출산은 가정 내에서 부부 간의 협의에 의하여 이루어지지만, 그렇다고 절대적으로 가정 내에서만 이루어지는 것은 아니다. 출산율의 사회·문화적 결정요인인 피임기구의 이용, 수유기간, 성생활의 횟수 등은 가구 내 요인과 더불어 중요한 요인들이다. 또한 한 가정의 자녀수 선택은 그들 주변 가구들의

자녀수에도 상당한 영향을 받는다. 즉, 좀더 단순히 말하면, 거주지 주변의 사회적 환경이나 이웃 가정의 자녀수가 한 가구의 출산율에 지대한 영향을 미친다는 것이다. 본 논문은 이러한 외부적 요인을 모두 외부효과(external effect)로 구별하여 출산율에 지대한 영향을 준다고 가정할 것이다. 일반적으로 하나의 자녀를 더 갖는 가구는 다른 가구의 자녀수를 증가시키는 양의 효과가 있다는 것이다. 만일 사회에 n 개의 가구가 있다면, 각 가정에 자녀수를 다음과 같이 벡터로 표현할 수 있다.

$$X = (X_1, X_2, \dots, X_n) \tag{4}$$

가구 i 는 자신의 자녀수나 다른 모든 주변 가정의 자녀수로 구성된 선호체계를 가지고 있다. 그렇다면 그 가정의 효용함수는 $U_i(X)$ 로 표현할 수 있고, 외부효과는 $\partial^2 U_i(X) / \partial X_i \partial X_j > 0$ 으로 나타낼 수 있다. 이 때 X_i 와 X_j 는 각각 한 가구와 주변 가구의 자녀수로서 전략적 보완재화(strategic complementarities)로 불리며, 내쉬(Nash)의 다중균형의 존재가능성을 높인다(Cooper and John, 1988). 만일 한 가정에서 다른 가정의 자녀수를 주어진 것으로 보고 그들의 자녀 출생아수를 결정한다면 다음의 모형으로 효용함수를 세울 수 있다.

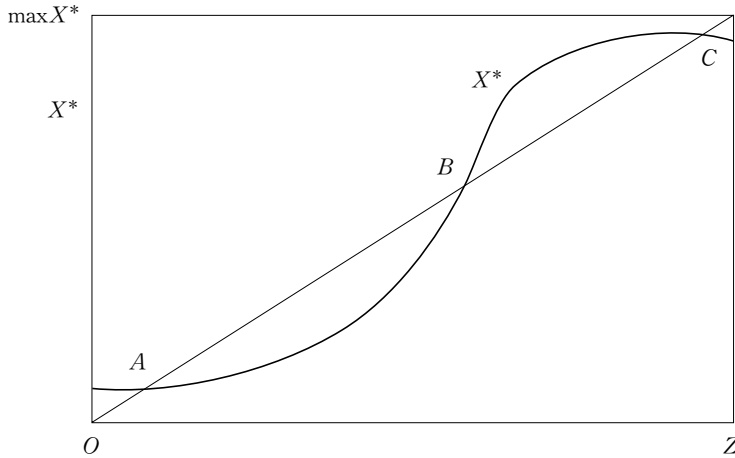
여기서 $X_{-i} = (X_1, X_2, X_3, \dots, X_{-i-1}, X_{-i+1}, \dots, X_n)$ 으로 정의하고, 각 X_{-i} 에 대하여 자녀수의 증가에 다른 한계효용 체감의 법칙이 적용된다면 X_i 의 유일한 값이 존재하게 된다. 이를 X^* 라 하면 이것이 가구 i 의 문제를 해결한다. 즉, 함수 $X^*(X_{-i})$ 는 가구의 반응함수라 하며, 이는 다른 가구들의 주어진 행동에 대한 가구 i 의 반응을 나타낸다. 음함수의 법칙(implicit function theorem)에 의하면 $\partial X^*(X_{-i}) / \partial X_j > 0$ 이므로 다른 가구의 자녀수와 i 가구의 자녀수는 양의 관계에 있음을 보여 준다.

만일 모든 가구들의 동일한 선호체계와 대칭의 내쉬균형을 가정한다면, 모든 가구의 자녀수 Z 는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$Z = X_{-i} = (Z, Z, \dots, Z) \tag{5}$$

그렇다면 대칭의 내쉬균형은 $X^*(Z) = Z$ 으로 표현되며, 이는 만일 모든 가구가 Z 명의 자녀를 가지면 대표가구 i 역시도 Z 명의 자녀를 갖게 된다는 것을 의미한다. 이를 반응곡선(reaction curve)이라 하여 그림으로 나타내면 <그림 1>과 같다.

한 가정의 자녀수는 0에서 $\max X^*$ 사이에 있다. Z 와 X^* 는 양의 관계이기



〈그림 1〉 반응곡선

때문에 이 구간에서 반응곡선은 오른쪽으로 상승한다. 이 반응곡선이 45°선과 교차하는 곳이 대칭적 내쉬균형점이라 할 수 있는데, 그림에서 A, B, C는 대표적으로 세 개의 점을 그린 것이고, 실제로 이러한 출생자녀수의 내쉬균형점은 여러 개 존재할 수 있다. 만일 이들이 상호 전략적 보완관계에 있다면 어느 한 내쉬균형점은 다른 균형점보다 우월하다고 평가할 수 있다.

두 개의 비슷한 사회에서도 서로 다른 균형점에서 균형을 이룰 수 있다. 그러면 왜 어느 사회는 점 A에서 균형점이고, 다른 사회는 점 B 또는 점 C에서 균형을 이룰까? 이에 대한 답은 바로 한 가구의 기대값이 다른 사회에 있는 가구들과 다를 수 있기 때문이다. 그래서 자녀수의 결정에서는 자녀수에 대한 역사적인 맥락에서의 기대값이 대단히 중요하다. 특히 거주지 주변에 자녀수가 많은 지역에서의 가구의 자녀수와 그 반대인 지역에서의 자녀수 간에도 차이가 있음은 이러한 외부효과로 설명할 수 있겠다. 그래서 이 이론이 시사하는 바는 출산율의 변화는 한 가정의 아니라 사회 전체에 합의된 자녀수로의 균형으로 이동하려는 경향이 있게 되어 출생률에 관한 정책은 종합적이어야 한다는 제언을 할 수 있다.

후진국에서 비록 사망률이 하락하더라도 출산율이 떨어지지 않는 것도 이러한 맥락으로 설명할 수 있고, 최근 우리 나라의 급작스런 출산율 감소에 대응하는 정부의 정책도 사회 전체나 지역적으로 가구들 간 상호 외부효과를 주는 집단에 공통적인 정책으로 추진되어야 한다는 제언을 할 수 있다.

V. 실증분석의 결과

자녀수에 관한 가구의 선택은 이론적으로 그 가구와 이웃 가구의 직접적 상호관계는 없지만 실제로 사회·환경적으로 강한 영향을 받을 것이다. 즉, 한 가구의 자녀수 결정은 그 사회의 인구구조 변화에 영향을 미칠 뿐 아니라 자녀양육의 상대적 비용을 변화시켜 결국 다른 가구들의 자녀출산에 영향을 미치게 될 것이다. 이를 외부효과라 하여 본 연구의 주된 연구대상으로 삼았다.

이러한 외부효과의 실증분석을 위하여 통계청의 『인구동태조사』, 『지역별 생산 및 소비』, 및 『경제활동인구연보』에서 필요한 출생률, 사망률, 평균임금의 자료를 주로 활용하였다. <표 1>에서 우리 나라 16개 시도별 조출생률(crude birth rate)을 보면 지역별로 많은 차이가 있다. 1990년 인구 천 명당 출생아수가 제일 높은 곳은 울산으로 21.7이며, 제일 낮은 곳은 충남으로 10.6이다. 한국가 내에서 무려 두 배인 11.1의 차이를 보이고 있다. 그 이후 2000년까지 계속하여 울산지역이 가장 높았고 2001년에 와서 경기지역의 조출생률이 13.3으로 울산의 12.9를 약간 상회하였다. 전체적으로 출생률이 떨어지고 지역적 차이도 상당히 완화되었다. 여전히 지표상으로는 지역적 차이가 존재하지만 모든 지역 간의 변화를 보여 주는 변이계수(variation coefficient: 표준편차÷평균)를 기준으로 평가하면 지난 10년간 지역별 출생률은 그 차이가 많이 완화되고 있고 이러한 변화의 주된 요인이 무엇인지 연구자의 관심을 끌게 하였다.

16개 시도별 차이를 하나의 지표로 볼 수 있는 변이계수를 살펴보면 1990년에 0.209이고, 2001년에 0.097이어서 지역 간 출생률의 차이가 많이 완화되고 있음을 알 수 있다. 이는 지난 11년 동안 지역별 인구구조의 큰 변화와 같은 인구요인이나 소득격차의 완화와 같은 경제적 요인이 그 주된 원인일 것이다. 본 연구에서는 인구요인의 변화를 설명할 수 있는 변수로 조사망률(crude death rate)을 대리변수(proxy variables)로 하고, 경제요인의 변화로 설명할 수 있는 지역별 소득격차의 차이를 대리변수로 하여 설명할 것이다. 본문에서 이론적으로 설명했듯이 그 밖의 출생률 변화를 설명할 수 있는 요인을 출산의 외부효과라 하여 본 논문에서는 그의 중요성을 강조할 것이다.

과거에 한 가구의 출산을 결정은 그와 관련된 정보를 주변 지역이나 이웃으로부터 많이 얻어 외부효과로 작용했지만 최근에는 전국적으로 정보교환이 가능하게 되어 전국의 기타 가구가 한 가구의 출산을 결정에 영향을 미친다고 평

〈표 1〉 지역별 조출생률 변화추이

(단위: 천 명당)

조출생률	1990	1993	1996	1999	2001
전 국	15.4	16.4	15.3	13.2	11.6
서 울	16.1	16.1	14.5	12.3	11.0
부 산	14.7	14.6	12.9	10.7	9.4
대 구	14.5	15.6	14.9	12.4	11.1
인 천	18.3	19.9	16.5	13.6	11.8
광 주	15.5	17.9	16.8	14.2	13.1
대 전	15.3	17.4	16.4	13.7	12.3
울 산	21.7	21.9	19.2	15.3	12.9
경 기	19.3	19.9	17.8	15.1	13.3
강 원	12.2	12.6	12.7	12.2	10.8
충 북	12.7	14.7	14.4	12.9	11.5
충 남	10.6	12.0	12.5	12.4	11.3
전 북	11.6	12.7	13.3	12.1	11.0
전 남	10.9	11.9	12.6	12.0	10.6
경 북	13.3	13.5	13.1	12.3	10.8
경 남	14.4	15.4	15.1	13.3	11.7
제 주	13.2	17.0	16.5	14.8	13.5
평 균	14.6	15.8	14.9	13.0	11.6
표준편차	3.07	3.02	2.06	1.28	1.13
변이계수	0.209	0.191	0.138	0.098	0.097

자료: 통계청, 『인구동태조사』, 각 연도.

가할 수 있다. 최근 인터넷의 보급이나 미디어의 발달은 전국을 하나의 생활권으로 하는 정보화 사회의 발달을 이루고, 이는 한 가정의 출산율에 영향을 미치고 있다고 본다. 즉, 자녀수의 결정에 외부효과의 가능성을 점점 높여 주고 있다는 것이다. 향후 개인 또는 지역 간 정보교환이 더욱 수월해지므로 출산율의 외부효과는 지역에서 전국으로 확대될 것이다.²⁾

지역별 조사망률을 〈표 2〉에서 살펴보면, 사망률의 변이계수는 1990년 0.340에서 2001년 0.295로 조출생률의 지역적 차이보다 상대적으로 큰 변화는 없었다. 서울과 울산이 비교적 낮고 충남과 전남이 전 기간에 걸쳐 높았다. 이 자료로부터 1990년 이후 인구의 구조가 크게 변화되지 않았다는 사실을 유추할 수 있다. 또한 사망률의 결정은 가구의 선택이 아니므로 전반적인 소득수준의 향

2) 심상완·김정석(2001)은 사회인구학적 배경에 따른 정보의 격차가 주는 영향에 대하여 설명하고 있다.

〈표 2〉 지역별 조사망률 변화추이

(단위: 천 명당)

조출생률	1990	1993	1996	1999	2001
전 국	5.8	5.4	5.3	5.2	5.1
서 울	3.7	3.5	3.7	3.7	3.7
부 산	4.3	4.2	4.4	4.8	4.8
대 구	4.2	4.3	4.4	4.4	4.5
인 천	3.8	3.8	4.1	4.1	4.1
광 주	4.7	4.5	4.5	4.1	4.1
대 전	4.6	4.2	4.2	4.2	4.1
울 산	4.1	3.8	3.8	3.8	3.7
경 기	5.0	4.6	4.4	4.3	4.1
강 원	7.5	7.1	7.3	7.2	6.9
충 북	7.9	7.2	7.1	6.7	6.5
충 남	8.0	8.0	8.0	7.7	7.4
전 북	8.0	7.4	7.4	7.3	4.1
전 남	10.0	9.0	8.9	8.8	8.4
경 북	9.0	7.9	7.9	7.9	7.6
경 남	7.2	6.7	6.4	6.5	6.2
제 주	5.7	5.3	5.5	5.7	5.2
평 균	6.1	5.7	5.7	5.7	5.3
표준편차	2.07	1.83	1.77	1.71	1.57
변이계수	0.340	0.320	0.308	0.301	0.295

자료: 통계청, 『인구동태조사』, 각 연도.

상이나 의료서비스의 향상으로 크게 감소한 것이며, 그러한 변화는 지역별로 큰 차이가 없기 때문에 그로 인하여 사망률의 지역적 편차가 크지 않은 것으로 볼 수 있다(각 연도의 자세한 자료는 〈부표 4〉, 〈부표 5〉 참조).

〈표 3〉으로 지역별 평균임금의 변화를 살펴보자. 여기서 임금은 통계청의 『지역별 생산 및 소비』에서 근로자의 총보수를 사용했고, 취업자는 『경제활동인구연보』의 자료를 활용하여 전자를 후자로 나누어 연평균근로자의 임금으로 하였다. 출생률에의 소득변화효과를 정확히 파악하려면 근로자 1인당 평균임금이 아니라 지역별 가구당 평균소득으로 해야 하겠지만 자료의 불충분으로 부득이 1인당 근로소득으로 하였다. 이는 근로자의 평균임금을 가구의 평균소득으로 가정했다는 제약은 있지만 임금을 가구소득의 대리변수로 사용하는 데 큰 무리는 없을 것이다. 단지 이러한 대리변수의 사용은 자영업자나 非임금근로자를 고려할 수 없다는 자료의 한계를 벗어날 수 없을 것이다.

〈표 3〉 지역별 연평균임금 변화추이

(단위: 천 원)

지역별	1990	1993	1996	1999	2001
서울	4,889	7,259	9,818	11,065	12,327
부산	4,524	5,838	8,338	9,252	10,299
대구	4,192	5,340	7,386	7,895	8,664
인천	5,648	6,776	8,735	9,795	10,870
광주	4,860	6,605	8,685	9,400	10,139
대전	4,902	7,123	8,269	9,818	10,393
경기	5,086	7,072	8,451	9,525	10,785
강원	4,185	6,365	9,274	9,794	10,287
충북	4,018	6,543	9,104	10,440	11,699
충남	3,097	5,698	9,609	9,800	11,346
전북	3,510	5,729	8,021	8,820	9,617
전남	3,184	5,757	8,654	9,663	10,335
경북	4,078	6,776	9,678	10,483	11,474
경남	5,668	8,266	12,008	11,187	12,818
제주	3,315	5,129	7,676	8,673	9,025
평균소득	4,344	6,418	8,914	9,707	10,672
표준편차	836	843	1,115	874	1,139
변이계수	0.193	0.131	0.125	0.090	0.107

자료: 통계청 자료인 〈부표 1〉과 〈부표 2〉로부터 계산됨.

지역별 평균소득의 변이계수는 1990년에 0.193에서 2001년 0.107로 거의 반으로 줄었다. 즉, 지역 간 임금격차는 상당히 완화된 것으로 나타났다. 변이계수의 변화를 좀더 자세히 보면 1990년 이후부터 1999년까지 작아졌고, 그 이후 2년간은 다소 커졌다(〈부표 3〉 참조). 이는 1997년 금융위기 이후 소득불평등이 다소 심화되고 있는 것으로 볼 수 있다. 이러한 변화를 출산율의 변화와 상관관계로 비교하면 두 지표상의 관계는 양의 관계인 것을 확인할 수 있다. 즉, 이론에서 설명했듯이 소득과 출산율의 단순관계로 보면 소득의 변화는 출산율의 변화에 양(+)의 영향을 끼친 것으로 볼 수 있다.

이상에서 보았듯이, 지난 10여 년 동안 종합적 인구요인으로 볼 수 있는 사망률의 지역적 특성이나 차이의 변화는 거의 무시할 수 있고, 경제적 요인으로 볼 수 있는 지역별 소득격차는 크게 개선되었다. 이 두 가지 요인을 지역별 출생률 차이의 주된 설명변수로 도입하면 다음의 설명이 가능하다. 즉, 우리나라는 1990년대에 전국적으로 출생률이 상당히 떨어졌으며, 이를 지역별로 구분해

볼 때 지역별 격차가 완화된 것으로 나타났다. 출생률의 지역별 차이를 완화시킨 요인으로는 인구요인보다 경제적 요인이 더 크게 작용했다고 볼 수 있으며, 그 밖에 설명할 수 있는 요인을 외부효과로 볼 수 있다. 우리 나라와 같은 도시 집중현상이 강한 국가에서는 이러한 외부효과가 클 것이고, 특히 정보화가 빠른 국가에서는 이러한 효과가 더욱 클 것이다. 정보화 1위국인 한국의 출산율 하락은 앞으로도 지속될 것으로 판단된다.

출산율의 변화에 영향을 미친 요인들을 좀더 심층적으로 분석하기 위하여 제한된 자료로라도 다중회귀분석을 시도하였다. 즉, 출산율은 실질소득과 인구변수로부터 영향을 받는 것으로 모형을 설정하면 다음과 같다.

$$\text{기본모형: } BIRTH = f(DEATH, INCOME, OTHERS) \quad (6)$$

여기서, *BIRTH*: 출산율

DEATH: 사망률

INCOME: 소득

OTHERS: 외부효과 등 기타 설명 안 된 요인들

본 연구에서는 1990~2001년까지의 지역별 자료를 이용했는데, 이용자료기간 중에 독립된 시로 개편된 울산지역은 자료의 일관성이 없어서 제외하고 15개의 행정구역별 자료를 이용하였다. 모형의 추정결과는 다음과 같다.

$$BIRTH = 21.374 - 0.33366 \times INCOME - 0.74768 \times DEATH + \varepsilon \quad (7)$$

$$(t\text{-value}) \quad (5.294) \quad (9.466)$$

$$R\text{-square} = 0.3833, N = 180$$

여기서 소득(INCOME)은 100만 원 단위로 변형시켜 회귀분석하였다.

회귀분석의 결과 소득과 인구의 대리변수에서 모두 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보여 주고 있다. 이는 소득의 증가와 출산율의 관계는 음의 관계여서 지난 10여 년간 우리 나라의 소득증가는 출산율을 떨어뜨리는 데 크게 기여했다고 볼 수 있다. 사망률과의 관계도 음이었다. 물론 실증자료에 의하면 사망률의 변화는 대단히 미미하였지만, 회귀분석의 결과는 소득효과를 고려한 후 사망률의 하락이 오히려 출산율을 증가시킨 것으로 나타났다.

이상에서 보듯이, 출산율의 변화를 설명하는 중요한 변수인 소득변수와 인구변수를 고려할 때 그들이 설명할 수 있는 부분은 38.3%(*R*-square=0.3833)에 그치고 있다. 나머지 61.7%의 설명은 대부분 외부효과로 보아야 할 것이다. 이

를 대리할 수 있는 변수를 찾을 수 있다면 본 논문이 주장하는 바를 좀더 구체적으로 입증할 수 있을 것이다. 이는 차후의 연구과제로 두고 본 논문에서는 이 정도의 실증분석으로 마무리하고자 한다.

VI. 결 론

본 연구에서는 가구 내 자녀출산의 지역적 차이와 시간적 변화에 초점을 맞추어 먼저 전통적인 자녀선택이론을 정립하고 실증자료를 통하여 그를 입증하는 시도를 하였다. 한 가정의 자녀수 결정은 자녀수(내구재)와 일반소비재로 구성되는 가구의 효용함수로부터 도출된다. 그러나 그러한 직접적 원인변수 이외에도 주변의 경제·사회적 환경이 외부적으로 영향을 미치게 되는데, 특별한 경제적 의도가 없고 상호 가격지불도 이루어질 수 없기에 이를 외부효과(external effect)로 평가하여 그 효과를 분석하고자 하였다.

1990~2001년의 자료에 의하면, 우리 나라 가구의 자녀수 결정은 가구의 소득수준, 부모의 소비, 자녀의 예상 미래소비 이외에 주변 이웃이나 거주지역의 자녀수에 의한 외부효과에 의하여 많은 영향을 받는 것으로 분석되었다. 전통적으로 출산율은 가구의 소득이나 인구변수에 의해 영향을 받는데, 그것 이외의 변수 중 수량화하기 어려운 부분을 본 논문에서는 외부효과로 볼 수 있다는 이론을 근거로 실증분석을 하였다. 이 출산율의 외부효과는 서로 양의 관계에 있게 되어 지난 10여 년간 한 지역에서 가구의 자녀수는 상당히 비슷한 수준으로 수렴되었음을 알 수 있었다. 특히 1990년 이후 시간적으로 변화하는 외부효과 영향은 지역에서 전국으로 확대되고 있어 최근의 국가 전체의 정보화 시대에 맞게 변화하고 있는 것으로 평가된다. 앞으로는 전국이 각 가구마다 비슷한 수의 자녀를 갖는 추세로 변화할 것이므로 당분간 낮은 출산의 사회적 분위기는 더욱 확산될 것으로 보인다.

가구의 자녀수 결정에의 외부효과를 실증적으로 분석하기 위해서는 다양한 부차적인 자료를 필요로 하는데, 본 연구에서는 자료의 불충분으로 완전한 검증은 하지 못하고 이론적으로 설명할 수 있는 부분을 자료의 추세변화와 다중회귀분석으로 설명하였다. 그러나 만일 분석단위를 가구로 하여 지역별 특정 가구의 소득과 인구동태조사를 연결할 수 있는 미시적 자료를 취득할 수 있다면 다양한 분석을 통한 이론의 검정을 시도할 수 있을 것이다. 이는 후일의 연

구과제로 남기고 본 연구에서는 출산율의 변화를 설명할 수 있는 중요한 변수로 외부효과를 고려해야 한다는 주장을 하면서 마무리하고자 한다.

참 고 문 헌

- 구성열, 『인구경제론』, 박영사, 1996.
- 권태환, 「한국인구변동의 환경적 함의」, 『한국인구학』 제24권 제2호, 2001, 5~45.
- 심상완·김정석, 「사회인구학적 배경에 따른 정보격차의 다원모형분석」, 『한국인구학』 제24권 제2호, 2001, 235~251.
- 통계청, 『경제활동인구연보』, 각 연도.
- _____, 『인구동태조사』, 각 연도.
- _____, 『지역별 생산과 소비』, 각 연도.
- Becker, G., “An Economic Analysis of Fertility,” *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton: Princeton University Press, 1960.
- Becker, G. and H.G. Lewis, “Interaction between Quantity and Quality of Children,” *Journal of Political Economy*, 81, 1973.
- Birdsall, N., “Economic Approaches to Population Growth,” *Handbook of Development Economics*, i. Amsterdam: North Holland, 1988.
- Cochrane, S., “Education and Fertility: What Do We Really Know?,” World Bank, Population and Human Resource Division, March, 1977.
- Cooper, R. and A. John, “Coordinating Coordination Failures in Keynesian Models,” *Quarterly Journal of Economics*, 103, 1988.
- Easterlin, R. A., “An Economic Framework for Fertility Analysis,” *Studies in Family Planning*, Vol. 6, 1975.
- Encarnacion, J., “Fertility and Labor Force Participation,” *Philippine Review of Business and Economics*, Vol. 11, 1974.
- Leibenstein, H., “An Interpretation of the Economic Theory of Fertility: Promising Path or Blind Alley?,” *Journal of Economic Literature*, Vol.

12, 1974.

Strauss, J. and D. Thomas, "Human Resources: Empirical Modeling of Household and Family Decisions," *Handbook of Development Economics*, iii (A), Amsterdam: Elsevier Science, 1995.

부 록

〈부표 1〉 시도별 연간 총피용자보수

	(단위: 원)											
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
서울	21,627,399	26,522,027	28,888,371	33,618,683	37,745,513	43,237,758	47,418,871	51,316,961	48,580,260	49,628,507	54,589,732	58,271,288
부산	6,898,615	8,218,625	8,428,611	9,462,971	10,735,271	13,023,698	14,307,986	14,973,439	13,927,535	14,544,566	15,252,595	16,941,195
대구	3,580,018	4,237,506	4,677,834	5,297,113	6,041,909	7,627,702	8,124,114	8,600,236	7,911,094	8,203,363	8,883,094	9,703,432
인천	4,191,080	5,278,440	5,612,867	6,301,865	6,929,383	8,767,346	9,329,042	10,350,010	9,133,538	10,166,692	10,759,211	12,381,497
광주	1,958,611	2,352,755	2,713,346	3,104,229	3,663,601	4,239,521	4,689,658	5,143,463	4,596,694	4,925,650	5,369,937	5,850,044
대전	1,960,818	2,501,830	2,954,974	3,362,078	3,643,718	4,116,854	4,531,463	5,171,679	5,020,044	5,360,363	5,691,746	6,329,205
경기	13,214,267	17,012,186	19,161,822	21,449,515	24,086,023	27,931,301	31,191,533	35,790,318	32,676,396	36,194,101	41,449,200	45,706,277
강원	2,686,537	3,210,676	3,647,875	4,086,456	4,633,026	5,323,281	6,120,533	6,975,785	6,295,109	6,336,768	6,508,313	6,810,248
충북	2,350,433	3,011,795	3,461,609	4,069,900	4,705,809	5,422,044	5,990,434	6,845,778	6,398,224	6,764,920	7,350,126	7,803,529
충남	2,644,780	3,368,653	4,202,950	4,843,428	5,709,124	6,777,011	8,369,670	8,940,506	8,101,313	8,565,224	9,447,820	10,154,557
전북	2,814,764	3,514,750	4,194,568	4,726,514	5,492,084	6,297,064	6,906,246	7,279,977	6,911,601	7,249,754	7,789,297	8,183,950
전남	3,668,262	4,574,023	5,203,565	5,877,648	6,730,821	7,575,183	8,809,945	9,430,803	8,757,215	9,470,061	9,839,384	10,107,670
경북	5,305,969	6,602,110	7,511,472	8,409,632	9,788,308	11,543,700	12,571,100	14,133,866	12,420,169	13,921,496	14,822,348	15,753,909
경남	8,871,034	10,824,434	12,638,383	13,573,008	16,497,827	18,696,232	20,906,392	22,288,810	14,035,062	14,866,945	16,057,265	17,689,022
제주	792,216	987,628	1,151,494	1,251,408	1,472,983	1,687,677	1,926,726	2,120,494	1,997,817	2,107,538	2,250,045	2,382,680

자료: 통계청, 『지역별 생산과 소비』, 각 연도.

<부표 2> 시도별 연간 총근로자수

지 역 별	(단위: 천 명)											
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
서울특별시	4,424	4,618	4,598	4,631	4,749	4,823	4,830	4,843	4,418	4,485	4,668	4,727
부산광역시	1,525	1,626	1,637	1,621	1,662	1,709	1,716	1,731	1,584	1,572	1,632	1,645
대구광역시	854	949	975	992	1,037	1,090	1,100	1,103	1,019	1,039	1,092	1,120
인천광역시	742	863	891	930	980	1,034	1,068	1,099	999	1,038	1,100	1,139
광주광역시	403	448	466	470	495	522	540	562	513	524	553	577
대전광역시	400	430	449	472	494	528	548	564	536	546	579	609
경 기 도	2,598	2,743	2,906	3,033	3,250	3,469	3,691	3,824	3,621	3,800	4,058	4,238
강 원 도	642	635	639	642	643	640	660	668	642	647	668	662
충 청 북 도	585	595	616	622	633	645	658	666	646	648	665	667
충 청 남 도	854	832	846	850	868	863	871	900	860	874	891	895
진 라 북 도	802	787	796	825	848	857	861	864	820	822	843	851
진 라 남 도	1,152	1,078	1,064	1,021	1,018	1,007	1,018	1,026	994	980	981	978
경 상 북 도	1,301	1,244	1,262	1,241	1,255	1,272	1,299	1,313	1,307	1,328	1,367	1,373
경 상 남 도	1,565	1,560	1,620	1,642	1,673	1,707	1,741	1,790	1,321	1,329	1,360	1,380
제 주 도	239	239	245	244	244	247	251	260	245	243	261	264

자료: 통계청, 『지역별 생산과 소비』, 각 연도.

〈부표 3〉 시도별 연평균임금과 변이계수

지역별	(단위: 천 원)											
	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
서울	4,889	5,743	6,283	7,259	7,948	8,965	9,818	10,596	10,996	11,065	11,694	12,327
부산	4,524	5,055	5,149	5,838	6,459	7,621	8,338	8,650	8,793	9,252	9,346	10,299
대구	4,192	4,465	4,798	5,340	5,826	6,998	7,386	7,797	7,764	7,895	8,135	8,664
인천	5,648	6,116	6,300	6,776	7,071	8,479	8,735	9,418	9,143	9,795	9,781	10,870
광주	4,860	5,252	5,823	6,605	7,401	8,122	8,685	9,152	8,960	9,400	9,711	10,139
대전	4,902	5,818	6,581	7,123	7,376	7,797	8,269	9,170	9,366	9,818	9,830	10,393
경기도	5,086	6,202	6,594	7,072	7,411	8,052	8,451	9,359	9,024	9,525	10,214	10,785
강원	4,185	5,056	5,709	6,365	7,205	8,318	9,274	10,443	9,805	9,794	9,743	10,287
충북	4,018	5,062	5,619	6,543	7,434	8,406	9,104	10,279	9,904	10,440	11,053	11,699
충남	3,097	4,049	4,968	5,698	6,577	7,853	9,609	9,934	9,420	9,800	10,604	11,346
전북	3,510	4,466	5,270	5,729	6,477	7,348	8,021	8,426	8,429	8,820	9,240	9,617
전남	3,184	4,243	4,891	5,757	6,612	7,523	8,654	9,192	8,810	9,663	10,030	10,335
경북	4,078	5,307	5,952	6,776	7,799	9,075	9,678	10,765	9,503	10,483	10,843	11,474
경남	5,668	6,939	7,801	8,266	9,861	10,953	12,008	12,452	10,625	11,187	11,807	12,818
제주	3,315	4,132	4,700	5,129	6,037	6,833	7,676	8,156	8,154	8,673	8,621	9,025
평균소득	4,344	5,194	5,762	6,418	7,166	8,156	8,914	9,586	9,246	9,707	10,043	10,672
표준편차	836	848	854	843	972	1,006	1,115	1,196	862	874	1,033	1,139
변이계수	0.193	0.163	0.148	0.131	0.136	0.123	0.125	0.125	0.093	0.090	0.103	0.107

자료: 〈부표 1〉과 〈부표 2〉.

〈부표 4〉 시도별 인구동태율(조출생률)

조출생률	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
국	15.4	16.6	16.9	16.4	16.3	16.0	15.3	14.8	13.8	13.2	13.4	11.6
진	16.1	17.2	17.5	16.1	16.2	15.6	14.5	13.7	13.0	12.3	12.8	11.0
서	14.7	15.7	15.6	14.6	14.1	13.6	12.9	11.9	11.2	10.7	10.7	9.4
부	14.5	15.1	15.4	15.6	15.6	16.1	14.9	14.1	12.9	12.4	12.8	11.1
대	18.3	20.6	20.8	19.9	19.2	18.1	16.5	15.7	14.3	13.6	13.5	11.8
인	15.5	17.4	18.5	17.9	17.9	17.9	16.8	16.5	15.5	14.2	15.4	13.1
광	15.3	17.0	17.4	17.4	17.7	17.3	16.4	15.6	14.4	13.7	14.1	12.3
대	21.7	24.3	23.4	21.9	21.3	20.5	19.2	18.0	16.4	15.3	15.2	12.9
울	19.3	20.8	20.5	19.9	19.2	18.6	17.8	17.1	15.9	15.1	15.5	13.3
경	12.2	12.6	12.9	12.6	12.7	12.7	12.7	12.9	12.5	12.2	12.4	10.8
강	12.7	13.8	14.7	14.7	14.5	14.6	14.4	14.4	13.5	12.9	13.0	11.5
충	10.6	11.3	11.8	12.0	12.1	12.4	12.5	13.0	12.7	12.4	12.7	11.3
충	11.6	12.1	12.9	12.7	13.3	13.5	13.3	13.1	12.8	12.1	12.4	11.0
전	10.9	11.7	12.3	11.9	12.3	12.8	12.6	12.9	12.3	12.0	12.0	10.6
전	13.3	14.0	14.5	13.5	13.5	13.1	13.1	13.2	12.4	12.3	12.4	10.8
경	14.4	15.7	16.1	15.4	15.4	15.2	15.1	14.5	13.8	13.3	13.4	11.7
경	13.2	15.8	16.7	17.0	17.2	16.9	16.5	16.2	15.1	14.8	15.8	13.5
제	14.6	15.9	16.3	15.8	15.7	15.5	14.9	14.5	13.6	13.0	13.3	11.6
평	3.07	3.60	3.29	3.02	2.77	2.47	2.06	1.77	1.47	1.28	1.44	1.13
표준편차	0.209	0.225	0.201	0.191	0.175	0.158	0.138	0.121	0.107	0.098	0.108	0.097
변이계수												

자료: 통계청, 『인구동태조사』, 각 연도.

〈부표 5〉 시도별 인구동태율(조사망률)

조사망률	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
국	5.8	5.8	5.6	5.4	5.5	5.4	5.3	5.3	5.3	5.2	5.2	5.1
진	3.7	3.7	3.6	3.5	3.6	3.6	3.7	3.7	3.7	3.7	3.8	3.7
울	4.3	4.4	4.2	4.2	4.4	4.4	4.4	4.6	4.6	4.8	4.8	4.8
산	4.2	4.1	4.0	4.3	4.4	4.5	4.4	4.4	4.4	4.4	4.5	4.5
구	3.8	3.9	3.7	3.8	3.9	4.2	4.1	4.2	4.1	4.1	4.2	4.1
천	4.7	4.8	4.5	4.5	4.5	4.6	4.5	4.4	4.3	4.1	4.3	4.1
주	4.6	4.5	4.4	4.2	4.3	4.4	4.2	4.2	4.1	4.2	4.2	4.1
전	4.1	4.1	3.9	3.8	3.8	3.8	3.8	3.7	3.6	3.8	3.7	3.7
산	5.0	4.9	4.6	4.6	4.7	4.5	4.4	4.3	4.4	4.3	4.3	4.1
기	7.5	7.6	7.5	7.1	7.5	7.4	7.3	7.2	7.1	7.2	7.0	6.9
원	7.9	7.9	7.3	7.2	7.2	7.1	7.1	7.1	6.8	6.7	6.9	6.5
북	8.0	8.2	7.9	8.0	8.3	8.4	8.0	8.0	8.0	7.7	7.7	7.4
남	8.0	7.9	7.7	7.4	7.5	7.4	7.4	7.4	7.4	7.3	7.2	4.1
북	10.0	9.8	9.8	9.0	9.2	9.2	8.9	8.9	8.8	8.8	8.4	8.4
남	9.0	8.9	8.5	7.9	8.1	8.0	7.9	8.0	7.8	7.9	7.8	7.6
북	7.2	7.2	7.1	6.7	6.8	6.6	6.4	6.5	6.5	6.5	6.5	6.2
남	5.7	5.2	5.5	5.3	5.6	5.4	5.5	5.6	5.7	5.7	5.3	5.2
주												
평	6.1	6.1	5.8	5.7	5.8	5.8	5.7	5.7	5.7	5.7	5.6	5.3
표준편차	2.07	2.06	2.03	1.83	1.88	1.84	1.77	1.78	1.75	1.71	1.63	1.57
변이계수	0.340	0.339	0.344	0.320	0.321	0.315	0.308	0.308	0.307	0.301	0.288	0.295

자료: 통계청, 『인구동태조사』, 각 연도.

[Abstract]

Analysis of Factors Affecting on Convergence of Regional Fertility and Externality

Young-Soo Shin

Families decide to have their children, based on the theory of maximization of their utility consisting of parents' consumption, number of children, etc, under the constraint of family income. In addition to the classical theory, it is assumed that external effect is an important factor of family's determination of having children, which has been currently contributed to alleviation of urban-rural differentials in fertility. Family income is still an important factor to be considered to this analysis.

This analysis uses the method of simple correlation between economic and demographic variables. This is restricted, but valuable in this field. Even though it is difficult to include an proxy variable of external effect, it will be the first step to consider the effect in this field. It is recommended to study further this kind of complicated research to consider social and economic changes in culture, population, income, and so on.

Keywords: external effect, crude birth rate, crude death rate, income effect, demographic effect

JEL Classification: J1