

한국의 적정인구: 경제학적 관점

구 성 열*

한 사회/국가의 적정인구는 "그 사회/국가의 기술, 자본, 노동 등 생산요소의 선택 가능한 경로위에서 현재와 장래의 세대에 걸쳐 사회후생수준을 극대화하는 인구경로"로 정의할 수 있다. 따라서 인구의 적정규모 또는 적정증가율은 (i)사회후생함수와 (ii)생산함수가 주어진다고 할 때 (iii)한편으로는 국민소득의 처분과정이 출산력, 교육수준, 사망력 등 인구요인과 갖는 관계, 다른 한편으로는 소득의 처분과정에 따라 달라진 인구요인이 생산함수와 연계되는 과정, 즉 인구-경제 연관관계에 따라 다르게 된다. 이 정의에 의하면 적정인구경로는 주어진 생산함수와 인구-경제 연관관계하에서 사회후생함수를 극대화하는 동태적최적화과정으로 도출할 수 있게 된다. 이 경우 적정인구경로는 사회후생함수, 생산함수, 인구-경제연관관계를 나타내는 여러 파라메타들의 함수로 나타나게 되며 이들 파라메타에 대하여 우리나라의 향후 전망치를 대입하면 우리나라의 적정인구경로가 도출될 수 있는 것이다.

본 연구는 지금까지 경제학계의 논의를 이론적 배경으로 하여 사회후생함수, 생산함수, 인구-경제연관관계를 설정하고 각 파라메타에 대한 우리나라의 실증적 전망치를 대입하여 우리나라의 적정인구경로를 추정하였다. 그 결과 우리나라의 적정인구경로는 TFR=1.81 수준인 것으로 나타났는데 편탄력도의 크기로 보았을 때 적정수준에서 TFR의 변화에 가장 민감하게 영향을 주는 변수는 육아비, 자본소득배분율, 소비율, 시간선호(할인)율, 효용의 인구탄력도의 순으로 나타났다. 그리고 적정인구에 대한 인식이 사회경제계층별로 차이가 있을 수 있는데 본 연구를 위하여 시행된 설문조사에 의하면 육아비, 시간선호(할인)율, 효용의 인구탄력도가 계층별로 큰 차이가 있음이 나타났고 이러한 차이는 우리나라의 경우 기성세대보다는 신세대, 고학력자보다는 저학력자의 적정인구경로가 낮을 것임을 시사하고 있다.

핵심단어: 적정인구(경로), 사회후생함수, 생산함수, 최적화과정

* 연세대학교 경제학과

I. 문제제기

1. 연구방법과 내용

한 사회/국가의 적정인구는 “그 사회/국가의 기술, 자본, 노동 등 생산요소의 선택 가능한 경로위에서 현재와 장래의 세대에 걸쳐 사회후생수준을 극대화하는 인구경로”로 정의할 수 있다. 따라서 인구의 적정규모 또는 적정증가율은 (i)사회후생함수와 (ii)생산함수가 주어진다고 할 때 (iii)국민소득의 처분과정이 출산력, 교육수준, 사망력 등 인구요인과 갖는 관계 및 소득의 처분과정에 따라 달라진 인구요인이 생산함수와 연계되는 과정, 즉 인구-경제 연관관계에 따라 다르게 된다. 따라서 사회후생함수, 생산함수, 인구-경제 연관관계의 세 가지가 구비되어야만 최적인구경로를 동태적최적화과정으로 도출할 수 있게 된다.

경제학에 있어서 인구변수는 Malthus 이후 외생적 요인으로 간주되어 분석의 대상에서 제외되어 왔다. 그러나 인구요인에 대한 경제학계의 관심은 1950년대 이후 재개되었고 그 초점은 특히 출산력의 결정요인과 이로 인한 인구증가가 경제성장에 미치는 영향에 집중되었다. 그 과정에서 효용함수, 생산함수 그리고 인구-경제 연관관계가 본격적으로 논의되기 시작하였다. 그런데 초기의 이론은 부분균형분석에 한정된 경향이 있고 이를 일반균형론적 시각에서 적정인구를 논의하기에는 이론적으로나 방법론적으로 아직 미흡한 상태에 머물렀다.

그러나 1960년대 후반에 이르면서 점차 적정인구라는 용어가 인구에 회자되기 시작하였다. 이에 따라 적정인구에 대한 경제학적관심도 여러 갈래로 표출되었는데 이를 개략적으로 살펴보면 ‘적정’에 대한 가치판단과 인구증가-자본축적간 상관성에 따라 적정인구가 달라질 수 있음을 주목한 초기의 개념적 검토 (Sauvy 1968; Votey 1969, Ohlin 1967)로부터 적정인구를 사회후생함수와 생산함수가 주어질 때 미래세대를 포함하는 총체적 사회후생을 극대화하는 인구 및 자본의 동태적 최적화과정으로 풀이한 총체적 접근(Dasgupta 1969), 그리고 개인의 일생을 경제활동기와 퇴직기로 나눈 중첩세대모형을 상정하고 각 사회구성원의 평생효용을 극대화하는 과정으로 풀이한 구체적 접근(Samuelson 1975) 등이 주목된다.

그러나 인구-경제관계에 대한 다양한 경로위에서 적정인구를 논의할 수 있게 된 것은 1980년대 후반 이후부터이다. 주지하는 바와 같이 인구-경제 연관관계

를 다루는 경제성장(발전)론에서 인구증가는 전통적으로 외생요인으로 간주되었다. 그러나 1960년대 이후 Chicago school, 특히 Becker를 중심으로 전개된 인적자본이론, new household economics 등이 1980년대 후반에 등장한 endogenous growth theory와 결합(Becker-Barrow 1988; Becker-Barrow 1989) 되면서 인구변수(규모와 질)도 경제 분석에서 내생화(Becker-Murphy-Tamura 1990; Galor-Weil 2000)되고 있다. 이에 따라 인구의 규모와 질적 수준이 생산함수와 소비(효용)함수로 다양하게 연계되면서 인구(또는 증가율)의 적정수준을 통상적인 경제문제, 즉 제약조건하에서의 (동태적)최적화문제로 다룰 수 있게 된 것이다.

2. 연구의 목적과 방법

본 연구의 목적은 경제학적관점에서 우리나라 인구의 적정경로를 추정하는데 있다. 즉, 위에서 정의한 바와 같이 우리나라의 기술, 자본, 노동 등 생산요소의 선택 가능한 경로위에서 현재와 장래의 세대에 걸쳐 사회후생수준을 극대화하는 인구경로를 추정하는 것이다.

본 연구의 접근방법은 다음과 같다. 우선 지금까지 경제학계의 논의를 배경으로 하여 사회후생함수, 생산함수, 인구-경제연관관계에 대한 이론적 (함수)형태를 설정한다. 그리고 생산함수 및 인구-경제 연관관계를 제약조건으로 하여 사회후생수준을 극대화하는 인구경로(또는 증가율)를 수리모형으로 도출한다. 수리모형에서 적정인구경로는 사회후생함수, 생산함수, 인구-경제연관관계를 나타내는 여러 파라메타들의 함수로 나타나게 된다. 이러한 파라메타에 대한 우리나라의 향후 전망치를 대입하면 우리나라의 적정인구경로가 도출될 수 있는 것이다.

본 연구의 접근방법에 있어 특기할 점은 다음과 같다.

첫째, 사회후생수준은 인당소비(또는 소득)수준과 인구규모(또는 질)의 함수로 설정된다. 따라서 인당소비(또는 소득)가 다소 감소하더라도 인구규모(또는 질)가 커진다면 사회적으로 선호된다. 또한 세대간 시점의 차이에 따른 시간선호(할인)와 세대간 이타성향(altruistic tendency), 즉 자손의 복리증가가 나를 얼마나 기쁘게 하는가라는 문제도 고려하지 않을 수 없다.

둘째, 생산가능 경로를 추정할 수 있으려면 자본, 노동, 기술 등 생산요소의 선택가능 경로가 먼저 제시되어야 한다. 이를 위하여 특히 총 요소생산성으로 지칭되는 기술수준이 인구규모 및 질과 어떤 연관을 갖는지 규명되어야 한다. 본 연구에서는 인적자본론 신성장이론의 틀에서 인구규모와 육아(인적자본)투자

4 한국인구학

가 노동, 저축-자본형성, 기술진보와 연계되는 것으로 상정한다.

셋째, 우리나라의 적정인구를 한반도내로 한정할 것인가 아닌가는 본질적인 문제가 될 수 없다. 그 이유는 global시대에 대한민국 국민이라고 하여 한반도내에 반드시 거주 내지 거점을 두어야 할 필요는 없기 때문이다. 단 우리 국민의 자질이 국제수준이하로 떨어져, 즉 국제경쟁력을 잃게 되어 세계 어느 나라에서도 활동을 하기 힘들 경우라면 한반도라는 지리적 조건이 인구규모에 대한 제약 조건으로 나타나게 될 수도 있을 것이다.

3. 연구의 내용

본 연구의 내용은 다음과 같다. 제2장에서 사회후생함수, 생산함수, 인구-경제연관관계에 대한 이론적 (함수)형태를 설정한다. 그리고 제3장에서는 생산함수 및 인구-경제 연관관계를 제약조건으로 하여 사회후생수준을 극대화하는 인구경로(또는 증가율)를 수리모형으로 도출한다. 그리고 적정인구경로가 사회후생함수, 생산함수, 인구-경제연관관계를 나타내는 여러 파라메타들에 의하여 어떻게 영향을 받는지를 검토한다. 제4장에서는 이러한 파라메타에 대한 우리나라의 향후 전망치를 추정하고 이를 바탕으로 우리나라의 적정인구경로를 산출한다. 마지막으로 제5장에서는 적정인구에 대한 인식이 계층별로 어떠한 차이가 있을 수 있는가를 설문조사자료에 근거하여 논의하기로 한다.

II. 사회후생함수, 생산함수 및 인구-경제연관관계

적정인구는 사회후생함수, 생산함수, 인구-경제연관관계라는 세 가지 구성요인 중 어느 하나만 달라도 다르게 된다. 예컨대 생산기술이 일정하고 저축=0, 즉 자본축적이 전무한 정체된 농경사회의 경우에도 사회후생함수(U)의 형태여하에 따라 적정인구규모는 달라질 수 있는 것이다. 이를 구체적으로 예시하면 다음과 같다.

우선 생산함수와 인구-경제연관관계가 다음과 같다고 하자.

$$y=f(L) \quad :y=\text{인당소득수준}, L=\text{노동.}$$

$$y=c \quad :c=\text{인당소비.}$$

위 식에서 인당소득수준 y 는 노동 L 만의 (증가 후 감소)함수로 나타나고 있다.

그 이유는 y 는 전부 소비, 즉 저축=0이므로 자본이 일정하기 때문이다.

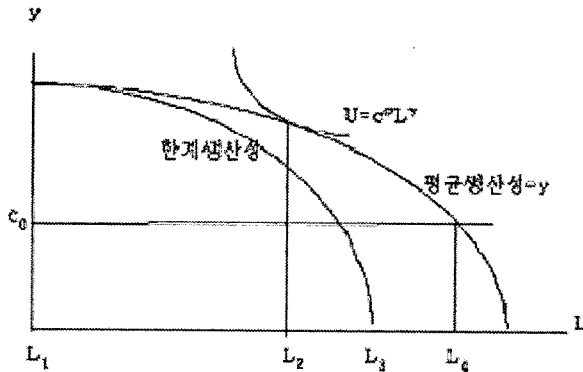
이제 사회후생수준이 다음과 같이 인당소비수준 c 와 인구규모 L 의 함수라고 하자.

$$U=c^\sigma L^\gamma \quad : U=\text{사회후생수준}, \sigma, \gamma=(U \text{의 } c, L \text{에 대한})\text{탄력도}$$

이 경우 적정인구규모는 다음과 같이 산정된다.

$$L^* = -\frac{f_y}{f'_y} \quad : f=L\text{증가에 따른 평균생산성 } y \text{의 변화정도}$$

따라서 L^* 의 값은 σ, γ, f 의 값에 따라 <그림 1>과 같이 다양한 값을 가지게 된다.



L_1 : $\sigma > 0, \gamma = 0$, 인당소득=인당소비의 극대화

L_2 : $\sigma > 0, \gamma > 0$

L_3 : $\sigma = 1, \gamma = 1$, GNP=총소비의 극대화

L_4 : $\sigma = 0, \gamma > 0$, 종인구 L 의 극대화, 단 c_0 =최저생계비소득수준.

<그림 1> 사회후생함수의 차이에 따른 적정인구의 변화

위의 경우는 사회후생함수만이 가변적인 경우이다. 그런데 y 및 f 는 L 만이 아니라 소득의 처분과정 및 자본, 기술의 축적과정이 인구규모(및 증가율)와 갖는 관계여하에 따라 달라질 수 있다. 따라서 생산함수와 인구-경제연관관계의 가변성도 고려한다면 적정인구의 산정은 결코 단순한 문제가 아님을 알 수 있다.

사회후생함수와 생산함수 및 인구-경제관계에 대하여 지금까지 경제학계에서 논의된 바를 요약하고 이에 따라 기본적인 함수형태를 설정하여 보면 다음과 같다.

1. 사회후생함수

사회후생함수는 (i)일정시점 사회구성원 전체의 효용수준을 어떻게 산정할 것인가와 (ii)장래세대의 효용에 대하여 얼마만큼의 할인율(discount rate)을 적용할 것인가 하는 두 부분으로 나눌 수 있다. 이 두 가지를 고려하여 사회후생함수 U 는 통상적으로 다음과 같이 인당효용수준(u =인당소비수준(c)의 함수), 인구규모(L), 할인율(ρ)의 조합으로 설정되고 있다.

$$U = \int_0^{\infty} u(c_t) L^{\gamma} e^{-\rho t} dt$$

일정시점 사회구성원 전체의 효용수준이 어떻게 산정되는가, 즉 $u(c_t)L^{\gamma}$ 부분은 특히 γ 의 값에 따라 다음과 같이 유형화 할 수 있다.

$\gamma=1$: Bentham

$\gamma=0$: Mill, Rawls(단, 효용함수를 c =최빈자의 소비수준, 즉 $c=c_{\min}$ 에 대하여 규정)

$0 < \gamma < 1$: Becker(단, 가족단위의 효용함수에서 차세대자녀의 효용에 대한 부모의 느낌, 즉 이타주의정도를 나타냄)

적정인구와 관련하여 통상적으로 $\gamma=1$ 인 Bentham의 효용함수를 사용하여 왔다. 그러나 응용의 여지를 넓히려면 Becker의 효용함수를 시도할 수도 있는데 $\gamma < 1$ 인 경우 $U < \infty$ 의 수렴가능성을 높이는 이점도 있다. 여기서는 $0 < \gamma < 1$ 임을 전제하기로 한다. 그리고 $u(c) = c^{\beta}$ 로 설정하기로 한다.

할인율(ρ)의 경우 태어나지 않을지도 모르는 장래세대의 인구가 가치판단을 하는 주체가 된다면 (+)로 상정하겠는가 하는 윤리적 차원의 문제가 있다. 그러나 $U < \infty$ 의 수렴가능성을 고려하는 것을 포함하여 ρ 를 (+)로 가정하는 것이 보

통이며 여기서는 이에 따르기로 한다.

지금까지의 논의에 따라 본 연구에서 U는 다음과 같이 설정하기로 한다.

$$(1) U = \int_0^{\infty} c_t^{\beta} L_t^{\gamma} e^{-\rho t} dt$$

2. 생산함수

생산함수의 형태는 Cobb-Douglas형을 택하는 것이 무난한 것으로 보인다. Cobb-Douglas형 생산함수는 다음 식에서처럼 파라메타의 값에 따라 다양한 기술상태를 나타낼 수 있다.

$$Y = K^{\alpha} (Le^{mt})^{\beta} \quad : m = \text{Harrod 증립적 기술진보율}$$

$m=0, K=\text{일정}$: 기술변화가 없고 자본(토지)규모가 정해진 농경사회.

$m=0, \beta = 1 - \alpha$: 기술변화는 없으나 자본이 가변적이며 규모에 대한 수확 일정.

$m>0, \beta = 1 - \alpha$: 기술진보가 있으며 규모에 대한 수확 일정.

$m>0, \beta > 1 - \alpha$: 기술진보가 있으며 규모에 대한 수확 체증.

농경사회->산업사회->IT위주의 지식기반사회로 이행하면서 생산함수도 ($m=0, K=\text{일정}$)유형에서 ($m>0, \beta > 1 - \alpha$)유형으로 변천하는 중에 있다. 이에 따라 주된 생산요소인 기술은 물론 생산물인 IT제품도 공공재적 성격을 강하게 띠고 있다. 따라서 생산 소비 양면에서 규모의 이익이 발생할 가능성이 증대되고 있다. 그러나 이는 잠재적으로 그렇다는 것이며 기술경쟁에서 앞선 선두주자에게 해당되는 것으로 볼 수 있다. 현실적으로는 기술의 공공재적 성격으로 인한 기술개발 과소투자경향과 IT산업에서의 선두주자 시장독점현상 등으로 현실의 생산함수가 ($m>0, \beta > 1 - \alpha$)유형으로 보편화되었다고 보기는 어렵다.

따라서 생산함수는 ($m>0, \beta = 1 - \alpha$)유형을 택하는 것이 무난한 것으로 판단되는데 이 경우 생산함수는 다음과 같이 효율노동단위를 기준으로 한 집약형으로 표현할 수 있다.

$$(2) \hat{y} = \hat{k}^{\alpha} : \hat{y} = \frac{Y}{Le^{mt}}, \hat{k} = \frac{K}{Le^{mt}}$$

3. 인구-경제 연관관계

인구-경제연관관계란 생산물의 처분과정이 어떻게 요소의 축적으로 연계되며 축적된 요소가 얼마나 효율적으로 생산과정에 투입되는가를 말한다. 통상 경제성장모형에서 인당소득이 처분되는 과정은 생산함수의 유형을 ($m > 0, \beta = 1 - \alpha$)로 할 때 다음과 같이 상징되고 있다.

$$\hat{y} = \hat{c} + (n + m) \hat{k} + \dot{k} \quad : n = \text{인구(L) 증가율}, \dot{k} = \hat{k} \text{의 기간중 변동분}$$

위 식의 단점은 m 이 외생적이며 육아비(또는 자녀에 대한 인적자본 투자)를 고려하지 않고 있다는 점이다.

사실 인구-경제 연관관계는 경제성장론/발전론의 핵심과제이다. 경제성장론에서는 1950년대까지 인구를 외생요인으로 간주하였다. 1960년대 이후 인적자본 이론과 new household economics가 등장하면서 생산함수에서 인구의 질적 측면, 즉 인적자본의 역할이 강조되고 소비함수, 즉 생산물의 처분과정에서 육아비(=자녀의 질) 투자, 즉 인적자본의 형성을 분석대상에 포함하였다. 그러나 1980년대에 이르기까지 정태분석에 머물고 소비과정에서의 인적자본 형성과 생산과정에서의 인적자본 역할간 연관관계는 맺지 못한 상태에 머물렀다.

그런데 그간의 정태분석은 1980년대 후반에 등장한 endogenous growth theory와 결합 및 재정립(Becker-Barrow 1988; Barrow/Becker 1989)되면서 동태화되고 있다. 아울러 인구규모와 질이 점차 내생화되면서 인적자본의 형성과 역할간 연관관계에 대한 분석(Becker-Murphy-Tamura 1990; Galor-Weil 2000)도 시도되고 있는 상태에 있다. 그러나 아직 정형화된 이론적 틀은 찾기 힘들다.

인구-경제 연관관계에 대한 이론이 아직 정립된 것은 아니지만 적정인구에 대한 분석을 위해서는 인적자본의 형성과 역할간 연관관계를 상정하지 않을 수 없다. 본 연구에서는 다음과 같은 접근방법을 취하고자 한다.

(i) 소득의 처분과정에서 육아비는 중요한 비중을 점하며 저축, 성인소비와 상충(trade-off)관계에 있다.

(ii) 기술진보(개발/전파)를 수용할 수 있으려면 미래의 노동력인구, 즉 출산자녀에 대한 인적자본 투자가 있어야 한다. 특히 IT산업에서는 더욱 그러하다.

(iii) 따라서 기술진보(m)은 자녀에 대한 인적자본 투자(q)와 연계되어 있다. q 와 m 의 관계를 $q = h(m)$ 로 표시할 때 $h' > 0, h'' > 0$ 이다.

이 경우 생산물의 처분과정은 다음과 같이 소비, 출산(n), 육아(인적자본형성 q) 및 자본형성으로 나타나며 육아투자 q 는 기술진보율 m 과 (+)방향으로 연계된다.

$$(3) \hat{y} = \hat{c} + (1+n)\hat{q} + (n+m)\hat{k} + \dot{\hat{k}} \quad ; \quad \hat{c} = \frac{c}{e^{mt}}, \hat{q} = \frac{q}{e^{mt}}$$

$$\dot{L}=nL \quad ; \quad \dot{L}=\text{인구증가}$$

III. 적정인구의 결정요인

제2장에서 설정된 모형, 즉 (1)~(3)식을 전제로 할 때 적정인구는 다음과 같이 (2)식(생산함수)과 (3)식(인구-경제관계)을 제약조건으로 하여 (1)식(사회후생함수)을 극대화하는 동태적최적화과정에서 산출될 수 있다.

$$\text{maximize (1) } U = \int_0^{\infty} c_t^{\beta} L_t^{\gamma} e^{-\rho t} dt$$

subject to

$$(2) \hat{y} = \hat{k}^{\alpha} \quad ; \quad \hat{y} = \frac{Y}{Le^{mt}}, \hat{k} = \frac{K}{Le^{mt}}$$

$$(3) \hat{y} = \hat{c} + (1+n)\hat{q} + (n+m)\hat{k} + \dot{\hat{k}} \quad ; \quad \hat{c} = \frac{c}{e^{mt}}, \hat{q} = \frac{q}{e^{mt}}$$

$$\dot{L}=nL \quad ; \quad \dot{L}=\text{인구증가}$$

최적화를 전제할 때 적정인구 증가율 n^* 는 \hat{c} 와 함께 $\beta, \gamma, \rho, \alpha, m, \hat{q}$ 등의 함수로 도출될 수 있다. 따라서 $\beta, \gamma, \rho, \alpha, m, \hat{q}$ 의 대안적 값에 따라 n^* 는 달라지는데 우리나라의 적정인구는 우리나라 실정에 맞는 $\beta, \gamma, \rho, \alpha, m, \hat{q}$ 의 값을 대입하면 도출될 수 있는 것이다.

1. 적정인구의 산출사례

Dasgupta(1969)는 적정인구를 산출한 바 있는데 이는 위 모형에서 $\gamma=1, q=0$ 인 경우에 해당하는 것이다. Dasgupta는 효용함수를 $u(c) = B - c^{-\nu}$ 로 상정하고 (i) $m=0, K=$ 일정, 즉 수확체감의 경제 (ii) $m=0$, 수확일정의 경제 (iii) $m>0$, 수확일정의 경제 등 세 가지 경우에 대하여 적정인구증가율 n^* 의 산출을 시도하였다. 그 결과는 다음과 같이 요약된다.

수확일정인 경우 Dasgupta의 동태적 최적화문제는

$$\text{maximize } \int_0^{\infty} (B - c_t^{-\nu}) L_t e^{-\rho t} dt$$

subject to $f - c - nk = \dot{k}$: $f=$ 집약형 생산함수

이 되는데 이 경우 극대화를 위한 충분조건은 다음 두 가지가 된다.

(i) Ramsey rule: $f'(k) = \rho$

(ii) Meade rule: $u(c) = u'(c)(c - MP_L)$: 단 $MP_L = f(k) - f'(k)k$

Ramsey rule에 의하여 ρ 를 알면 k 를 알게 되고 k 의 값이 주어지면 Meade rule에 의하여 거기에 대응되는 c 의 값을 얻게 된다. 단, 이 경우 문제가 되는 것은 u 함수의 B 값이 Meade rule이 제시하는 범위 내에 있는가 하는 것이다. 만일 B 값이 그 범위 내에 있거나 하면 k 에 대응되는 c 의 값을 얻을 수 있을 것이다. c 의 값이 얻어진다면 n 의 최적 값은 $f(k) - c - nk = \dot{k} = 0$ 인 경우에 대하여 다음과 같이 도출된다.

$$n^* = \frac{f(k) - c}{k}$$

Dasgupta의 분석에 의하면 (i) $m=0, K=$ 일정, 즉 수확체감의 경제하에서는 n^* 의 산출에 전혀 문제가 없다. 그러나 $m>0$ 인 경우 기술진보와 인구증가에 따른 효용증가율이 할인율, 즉 ρ 의 값을 증가하면 목적함수의 값이 무한대로 확산되며 따라서 n^* 는 존재하지 않게 된다.

2. 적정인구 증가율 n^* 의 결정 요인

위에서 제시된 모형, (1)~(3)식을 Hamilton함수형태로 표현하면 다음과 같다.
 단 λ_1, λ_2 는 \tilde{k}, L 의 가치(불변)를 나타내는 미정계수이다.

$$H = L^\gamma \hat{c}^\beta e^{m\beta t} + \lambda_1 [\hat{k}^\alpha - (\hat{c} + \hat{q}(1+n)) - (m+n)\hat{k}] \\ + (\dot{\lambda}_1 - \rho\lambda_1)\tilde{k} + \lambda_2 nL + (\dot{\lambda}_2 - \rho\lambda_2)L$$

적정인구증가율 n^* 는 위식 H의 \hat{c}, \hat{k}, n, L 에 대한 편미분계수 H_c, H_k, H_n, H_L 의 값이 0이 되는 극대화 1차 조건에서 다음과 같이 도출되어질 수 있다.

$$H_c = 0:$$

$$(4) \quad \beta L^\gamma \hat{c}^{\beta-1} e^{m\beta t} = \lambda_1$$

$$(4') \quad \therefore \tilde{\lambda}_1 = \gamma n + m\beta \quad \text{단, } \tilde{\lambda}_1 = \lambda_1 \text{의 성장률.}$$

$$H_k = 0:$$

$$(5) \quad \lambda_1 [\alpha \hat{k}^{\alpha-1} - (m+n+\rho)] = -\dot{\lambda}_1$$

$$(5') \quad \therefore \tilde{\lambda}_1 = m+n+\rho - \alpha \hat{k}^{\alpha-1}$$

(4')=(5')이므로

$$(5'') \quad \therefore \alpha \hat{k}^{\alpha-1} = (1-\beta)m + (1-\gamma)n + \rho = X$$

$$(5''') \quad \hat{k} = \left(\frac{\alpha}{X}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

$$H_n = 0:$$

$$(6) \quad \lambda_1 (\hat{q} + \hat{k}) = \lambda_2 L$$

$$(6') \quad \therefore \tilde{\lambda}_1 + \frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{q} + \hat{k}} = \tilde{\lambda}_2 + n$$

(5')를 (6')에 대입하면

(6'')

$$\begin{aligned}\bar{\lambda}_2 &= m + \rho - \alpha \hat{k}^{\alpha-1} + \frac{\dot{\hat{k}}}{\hat{q} + \hat{k}} \\ &= \beta m - (1 - \gamma)n + \frac{1}{\hat{q} + \hat{k}} [\hat{k}^\alpha - (\hat{c} + \hat{q}(1+n)) - (m+n)\hat{k}]\end{aligned}$$

 $H_L = 0$:

$$(7) \quad \gamma L^{\gamma-1} \hat{c}^\beta e^{m\beta t} = -\lambda_2 [(n - \rho) + \bar{\lambda}_2]$$

(7)에 $\bar{\lambda}_2$ 와 λ_2 에 (6'')과 (6)을 대입하고 λ_1 에 (4)를 대입하고 정리하면

$$(8) \quad \left(1 - \frac{\gamma}{\beta}\right) \frac{\hat{c}}{\hat{q}} + 1 - m = \frac{(1 - \alpha)\alpha^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}}{\hat{q}} \frac{1}{X^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}} - X$$

단, (8') $X = \alpha \hat{k}^{\alpha-1} = (1 - \beta)m + (1 - \gamma)n + \rho$

$$\therefore n = \frac{X - (1 - \beta)m - \rho}{1 - \gamma}$$

(8)식과 (8')식은 $\alpha, \beta, \gamma, \rho, \hat{q}, m$ 이 외생적으로 주어진다고 할 때 n, \hat{c}, \hat{k} 의 최적 상태 또는 최적 상호관계를 나타내고 있다. 즉 2개의 방정식에 3개의 미지수를 담고 있는 것이다. 따라서 3개의 미지수 중 어느 하나, 예컨대 \hat{c} 의 값이 주어진다고 하면 (8)식에 의하여 X 또는 \hat{k} 의 값이 결정되고 X 또는 \hat{k} 의 값이 결정되면 (8')식에 의하여 n 의 최적 값 n^* 가 결정될 수 있음을 알 수 있다.

여기서 주목할 점은 (8')식이 Dasgupta의 Ramsey rule에 대응된다는 것이다. 이는 $X=f, m=0, \gamma=1$ 이면 $f=\rho$ 가 되는 것으로 확인할 수 있다.

그런데 \hat{c} 즉 부모의 인당소비지출이 \hat{q} 즉 육아비와 결코 무관할 수는 없다. 본 모형에서 \hat{q} 는 외생적으로 주어지지만 \hat{c} 와 마찬가지로 m 의 율로 증가하므로 \hat{c}/\hat{q} 는 일정한 값을 갖는다. 그리고 (8)식에 나타난 바와 같이 \hat{c} 는 그 절대수준보다는 \hat{c}/\hat{q} , 즉 \hat{q} 에 대한 상대적 수준을 통하여 n 의 값에 영향을 주게 된다. 따라서 본 연구에서는 \hat{c} 보다는 \hat{c}/\hat{q} 을 파라메타로 간주하여 \hat{c}/\hat{q} 에 따른 n 의 값에 대하여 논하기로 한다.

$\alpha, \beta, \gamma, \rho, \hat{q}, m$ 이 외생적으로 주어지고 \hat{c}/\hat{q} 의 파라메타 값이 주어진다면 (8), (8')식에서 해 n^* 의 존재 조건과 범위, 그리고 유일성여부는 다음과 같다.

해(적정인구증가율 n^*)의 존재 조건과 범위: (8), (8')에서 n 은 (8')식에서만 나타나고 있다. 그런데 (8')식에서 $\gamma=1$ 이면 n^* 은 부정이 된다. 따라서 $\gamma \neq 1$ 이 n^* 의 해가 있기 위한 전제조건이 된다. 또 (8)식에서 $\alpha, \beta, \gamma, \hat{c}, \hat{q}$ 가 모두 유한 양수이므로 좌변의 값은 유한의 실수 값을 갖는다. 그런데 (8)식의 우변은 $X \rightarrow 0$ 이면 $+\infty$, $X \rightarrow \infty$ 이면 $-\infty$ 로 수렴하므로 $-\infty \sim +\infty$ 의 모든 값을 취할 수 있다. 따라서 $\alpha, \beta, \gamma, \hat{c}, \hat{q}$ 의 모든 유한 양수 값에 대하여 이에 대응하는 X 의 값이 존재하며 $\gamma=1$ 이 아닌 한 최적 n 의 값은 존재한다.

해(적정인구증가율 n^*)의 유일성: n^* 의 유일성여부는 (8)식에서의 X 의 차수에 좌우된다. 그런데 X 의 차수는 $\frac{-\alpha}{1-\alpha}$ 에 좌우된다. 따라서 $\alpha \rightarrow 0$ 에 접근할수록 (8)식은 X 에 대한 1차 함수에 접근하고 n^* 은 유일한 값을 취하게 된다.

3. 파라메타 값의 변화가 n^* 에 미치는 영향

$\alpha, \beta, \gamma, \rho, \hat{q}, m$ 및 \hat{c}/\hat{q} 의 변화가 n^* 에 미치는 영향을 알아보기 위하여 (8')을 (8)식에 대입하고 이를 편미분하면 다음과 같다.

$$(9) \quad (1 - \frac{\gamma}{\beta})d\frac{\hat{c}}{\hat{q}} + \frac{\hat{c}}{\hat{q}}(-\frac{1}{\beta}d\gamma + \frac{\gamma}{\beta^2}d\beta) - dm =$$

$$- \frac{(1-\alpha)\alpha^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}}{\hat{q}^2} X^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} d\hat{q} + \frac{\alpha^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} X^{\frac{\alpha}{\alpha-1}}}{\hat{q}} \frac{\ln \frac{\alpha}{X}}{1-\alpha} d\alpha$$

$$- Y(-m d\beta + (1-\beta)dm + (1-\gamma)dn - n d\gamma + d\rho)$$

단 $Y = \frac{\alpha^{\frac{1}{1-\alpha}}}{\hat{q}} X^{\frac{1}{\alpha-1}} + 1$

따라서 다른 조건이 일정할 때 각각의 외생변수 및 파라메타의 변화가 n^* 에 미치는 영향, 즉 편미분계수의 크기와 방향은 다음과 같다.

$$(10-1) \quad \frac{dn}{d\gamma} = \frac{\frac{\widehat{c}}{\widehat{q}} \frac{1}{\beta} + nY}{Y(1-\gamma)} > 0$$

$\rightarrow \infty$ as $\gamma \rightarrow 1$

$$(10-2) \quad \frac{dn}{d\beta} = \frac{Ym - \frac{\widehat{c}}{\widehat{q}} \frac{\gamma}{\beta^2}}{Y(1-\gamma)} < 0$$

$\rightarrow -\infty$ as $\beta \rightarrow 0$

$$(10-3) \quad \frac{dn}{dm} = \frac{1 - Y(1-\beta)}{Y(1-\gamma)} \geq 0 \text{ if } Y \leq \frac{1}{1-\beta}$$

≤ 0 if $Y \geq \frac{1}{1-\beta}$

$$(10-4) \quad \frac{dn}{da} = \frac{\frac{a}{1-a} X^{\frac{a}{a-1}} \ln \frac{a}{X}}{\widehat{q} Y(1-\gamma)} > 0 \text{ as } a > X$$

$$(10-5) \quad \frac{dn}{dp} = -\frac{1}{1-\gamma} < 0$$

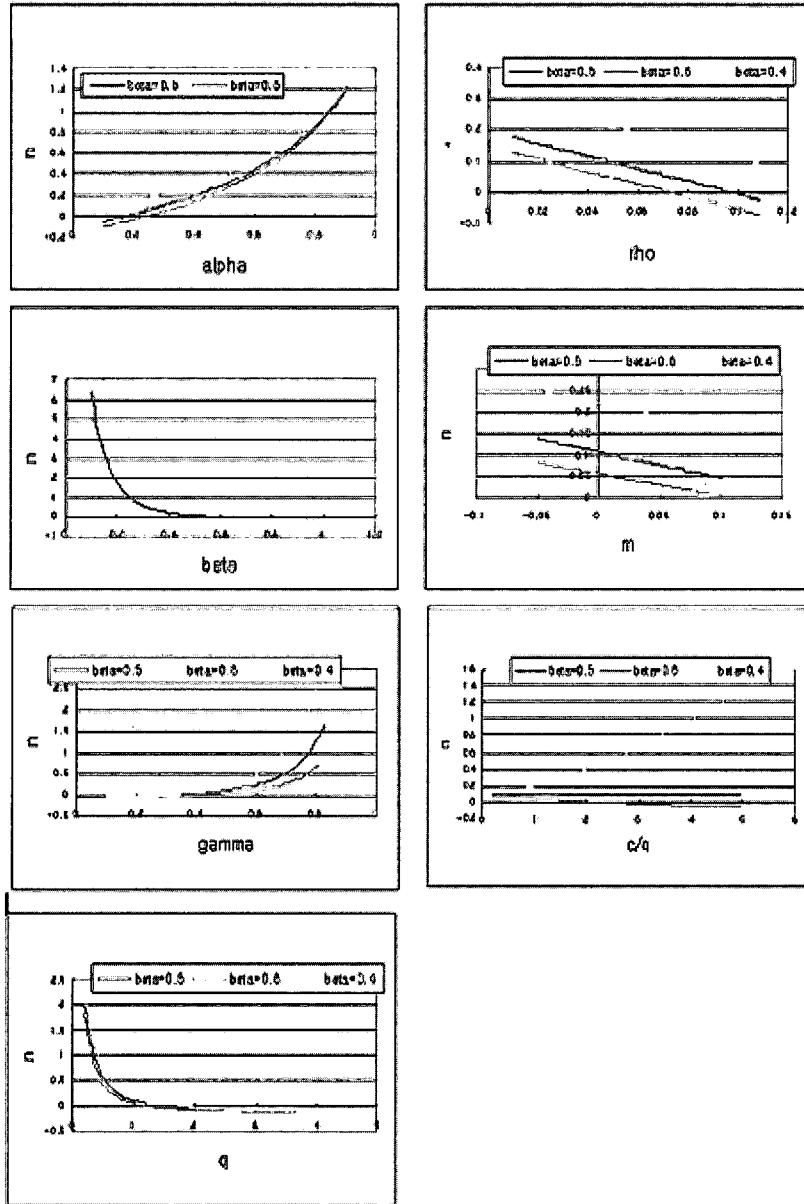
$\rightarrow -\infty$ as $\gamma \rightarrow 1$

$$(10-6) \quad \frac{dn}{d\frac{\widehat{c}}{\widehat{q}}} = -\frac{1 - \frac{\gamma}{\beta}}{Y(1-\gamma)} \geq 0 \text{ if } \gamma \geq \beta$$

≤ 0 if $\gamma \leq \beta$

$$(10-7) \quad \frac{dn}{d\widehat{q} \frac{\widehat{c}}{\widehat{q}} = \text{const}} = -\frac{(1-a)a \frac{a}{1-a} X^{\frac{a}{a-1}}}{\widehat{q}^2 Y(1-\gamma)} < 0$$

위의 수리적 도출결과는 그래프로 확인하여 볼 수 있다. <그림 2>는 $\alpha, \gamma, \rho, m, \widehat{q}, \widehat{c}/\widehat{q}$ 에 대하여 임의의 기본 값(0.3, 0.5, 0.05, 0.02, 1, 1)을 가



〈그림 2〉 $\alpha, \rho, \beta, m, \gamma, c/\hat{q}$ 가 (0.3, 0.5, 0.05, 0.02, 1, 1)일 때 파라메타별 n^* 와의 관계

정하고 여타의 파라메타 값이 일정한 상태에서 관심변수를 x 라 할 때 x 와 n^* 의 관계를 그래프로 나타내고 있다. 3개의 그래프는 β 값(0.4, 0.5, 0.6)에 상응한 것으로서 이는 각 파라메타와 n^* 의 관계가 β 와 γ 의 상대적 크기에 민감하기 때문에 β 의 값이 $\gamma=0.5$ 를 중심으로 0.1만큼 크거나 작은 경우를 상정하여 그림으로 나타내 본 것이다. 그 결과는 그래프의 모양이 수리적으로 도출된 편미분계수의 방향과 일치하고 있음을 확인할 수 있다.

IV. 우리나라 적정인구의 추정

1. 실증분석을 위한 이론 모형의 조정

실증적 관점에서 위의 이론 모형은 어떤 점에서 조정되어야 하는가? 다른 어떤 것보다 가장 우려되는 점은 위의 모형이 사람의 일생을 관찰단위로 하면서 $\Sigma, (1+r)^t$ 등 이산형 기간증가율대신 \int, e^r 등 연속형 순간 증가율을 적용하고 있다는 점이다. 그런데 사람은 생애주기가 길어 발육(성장), 생산 활동, 퇴직이 동시에 일어나는 것이 아니라 출생 후 15-30년, 청소년기부터 30-45년, 60세 이후 등 단계적으로 발생한다.

이러한 점을 고려하기 위하여 사람의 일생을 생산기/퇴직기로 나눈 2세대 중첩모형 혹은 성장기/생산기/퇴직기로 나눈 3세대 중첩모형 등 중첩세대모형(overlapping generation model)을 사용할 수도 있다. 그러나 생애주기상의 단계별 구간의 길이가 일정한 것도 아니므로 반드시 현실성이 증가한다고 볼 수도 없으며 도출되는 결론에 있어서 결정적인 차이를 가져오지도 않는다.

본 연구에서는 오히려 이산형 자료를 연속형으로 모형화하는 방법을 취하고자 한다. 즉 $\hat{y}, \hat{k}, \hat{c}, \hat{q}, m, \rho, n$ 등의 관찰기간을 일생이 아닌 1년 단위로 압축한다는 것이다. 이를 위하여 연단위로 환산한 육아투자(\hat{q}), 소득, 자본(\hat{y}, \hat{k}), 소비(\hat{c}) 등은 일생기간에 대한 성장기(15-30년), 경제활동기(30-45년), 퇴직기의 상대적 비중을 고려한 것이어야 한다.

그런데 $\hat{q}, \hat{y}, \hat{k}, \hat{c}$ 등은 양적 개념이므로 정체상태에서는 일생에 걸친 생애자료이든 1년에 관찰된 횡단면자료이든 상대적 관점에서는 차이가 없다. 즉

$\hat{y} = \hat{c} + n\hat{q} + (n+m)\hat{k} + \dot{\hat{k}}$ 의 단위기간을 일생에서 1년으로 바꾼다 하여도 상대적으로 아무런 문제가 없다는 것이다. 단, 횡단면자료가 정체상태의 인구분포를 반영하는 것이어야 함은 말할 것도 없다.

2. parameter의 추정

우리나라의 적정인구, 즉 n^* 를 제시할 수 있으려면 $\beta, \gamma, m, \alpha, \rho, \frac{\hat{c}}{\hat{q}}, \hat{q}$ 등에 대한 전망/목표치가 있어야 한다. 이에 대한 추정결과를 요약하면 다음과 같다.

2.1 \hat{c}/\hat{q}

\hat{c} 은 기본적으로 n 과 더불어 최적상태에서 결정되어야 할 내생변수이다. 즉 $\gamma, \beta, \hat{q}, m, \alpha, \rho$ 가 주어지면 다음의 (8)식에서 n 과 함께 결정될 변수인 것이다.

$$(8) \quad (1 - \frac{\gamma}{\beta}) \frac{\hat{c}}{\hat{q}} + 1 - m = \frac{(1 - \alpha)\alpha^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}}{\hat{q}} \frac{1}{X^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}} X$$

$$\text{단, (8')} \quad X = \alpha \hat{k}^{\alpha-1} = (1 - \beta)m + (1 - \gamma)n + \rho$$

그러나 이미 앞서 언급한 바와 같이 \hat{c} 이 내생변수이기는 하나 \hat{q} 와 무관할 수 없다. 또 \hat{q} 도 m 과 결코 무관할 수는 없을 것이다. 이는 m 의 개발 내지 흡수 및 전파를 위하여 \hat{q} 이 불가피하기 때문이다. 따라서 여기서는 \hat{c} 가 다음과 같이 \hat{q} , m 과 축차적으로 연계되어 있어 \hat{c}/\hat{q} 의 값이 외생임을 가정하기로 한다.

$$\hat{c} = \hat{c}(\hat{q}(m))$$

단, \hat{c} 의 절대수준은 $\dot{\hat{k}} = 0$ 을 충족하는 (8)식과 수정 Ramsey rule, 즉 (8')식의 정체상태(stationary state)의 값임을 주목해야 한다.

\hat{c}/\hat{q} 에 관한 1차적 자료는 가계지출자료이다. <표 1>은 가구원수별 가구당 월

평균 가계수지(2003)를 보여 주고 있는데 여기서는 2인가구의 대부분이 성인부부로 구성되어 있고 4인가구는 부부+2자녀로 구성되어 있다고 가정하기로 한다. 그러면 \hat{c}/\hat{q} 는 다음 식에서와 같이 근사적으로 추정될 수 있다.

$$\hat{c}/\hat{q} = (4\text{인가구의 소비지출} - 2\text{인가구의 소비지출}) / 2\text{인가구의 소비지출}$$

〈표 1〉 가구원수별 가구당 월평균 가계수지(2003)

	2인 가구	4인가구
주거	65	67
광열	72	101
가구	48	83
피복	74	117
보건	80	85
교육	37	330
교양	65	106
교통	233	358
기타	284	349
소비지출계	1329	2156
c	664.5	
q		413.5
\hat{c}/\hat{q}	1.607	

주: c=소비지출계/2, q=(4인가구소비지출-2인가구소비지출)/2
 자료: 통계청(2003), 도시가계연보 p.149-151

표에서의 산출결과는 $\hat{c}/\hat{q}=1.6$ 로 나타나고 있는데 여기서는 이 수치를 적용하기로 한다. 그런데 극대화과정에서 가치의 기준을 $\hat{c}=1$ 로 둔다면 $\hat{c}/\hat{q}=1.6$ 를 전제한다는 것은 $\hat{q}=0.625$ 를 전제한 것이 된다. 즉

$$\hat{c}/\hat{q}=1.6$$

$$\hat{q}=0.625$$

표에 의한 \hat{c}/\hat{q} 의 추정은 조잡하기는 하나 현재 한국 가정의 교육비부담이 원체 높은 수준에 있어 여타 조건, 예컨대 기술진보의 템포 가속화 등으로 인하여 교육수요가 급증하지 않는 한 \hat{q} 이 더 이상 커지지는 않을 것이며 이로 인한 n^*

의 저하가능성도 그 만큼 제한될 것으로 예상된다.

2.2 m, α

m 과 α 에 대한 추정치는 성장회계분석에서 찾아볼 수 있는데 김동석 등(2002)과 김광석(1998)의 분석결과에 의하면 총요소생산성의 성장기여도 추이와 전망은 다음 표와 같다.

〈표 2〉 총요소생산성의 성장기여도와 노동소득배분율: 추이와 전망

	63-70	70-79	79-90	90-00	00-05	05-10	10-20
합계	4.59	3.44	2.49	2.61	2.6	2.1	1.7
자원재배분	0.25	0.55	0.47	0.01	0.2	0.1	0.0
규모의 경제	1.16	1.24	1.31	0.9	1.0	0.6	0.3
환경오염방지	0.0	0.0	-0.02	-0.05	-0.1	-0.1	-0.1
불규칙요인	1.54	0.67	-0.63	-0.47	-	-	-
기술진보	1.64	0.99	1.36	2.22	1.5	1.5	1.5
노동소득배분율	0.57	0.61	0.63	0.74	0.74	0.76	0.80

자료: 김동석 등(2002), p100,135; 김광석(1998) p83,88

노동소득배분율(비주택 기업부문의 것임)의 추이는 김동석 등 (p.100)에 의하면 1963-72년간 55-63%, 1972-85년간 59-63%에 정체되어 있다가 1985-95년간 63-76%로 크게 상승하였다. 그러나 1995-2000년간은 74%로 다소 저하된 상태에 있는데 김광석(1988)의 추정치도 수준의 차이는 있으나 추세는 동일하다. 본 연구에서는 노동소득배분율=0.76, 즉 $\alpha=0.24$ 의 전망치를 택하기로 한다.

총요소생산성의 증가율은 1960년대의 4.59%에서 1980년대의 2.5%로 저하되었으나 1990년대는 2.6%수준에 정체되어 있다가 자원재배분 효과와 규모경제의 여지가 적어지는 반면 환경부담의 증가 등으로 2010년대에는 1.7%로 감소할 것으로 전망되고 있다. 그러나 강석훈등(p157)에 의하면 1991-2000년간 한국의 IT 산업에 있어서 총요소생산성의 증가율은 10%(컴퓨터 17.4%, 통신기기 14.9%, 부품 8.4%, 반도체 7.1%)에 이른 것으로 추정되어 IT산업의 팽창여하가 기술진보만이 아니라 자원재배분, 규모경제효과를 유발하는 관건이 될 것으로 보인다. 즉, IT산업의 성패여하에 따라 총요소생산성의 증가율이 좌우될 전망이다. 본 연구에서는 총요소생산성의 증가율이 2.1에 머물 것으로 전제하기로 한다. 그런데 Harrod중립적 기술진보를 m 과 총요소생산성 증가율 a 는 $m=a/(1-\alpha)$ 의 관

계에 있으므로 m 의 값은 다음과 같다.

$$m = \frac{a}{1 - \alpha} = \frac{2.1\%}{0.24} = 2.76\%$$

2.3 γ, β, ρ

γ, β, ρ 는 개인의 가치관과 관련되어 있어 관찰될 수 없는 파라메타들이며 이에 대한 추정은 현재까지 시도된 바 없다. 따라서 본 연구에서 처음으로 추정을 시도하여야 하는데 그 방법은 두 가지가 있을 수 있다. 하나는 설문조사에 의한 직접추정이며 다른 하나는 가측변수와의 연관관계를 이용한 간접추정이다. 여기서는 후자를 택하기로 한다.

γ, β, ρ 는 최적화과정에서 (8')식의 X 와 같이 나타난다. 즉

$$(8') \quad X = \alpha \hat{k}^{\alpha-1} = (1 - \beta)m + (1 - \gamma)n + \rho$$

위에서 X 는 자본의 한계생산성, m 은 Harrod중립적 기술진보율, n 은 인구증가율로서 모두 관찰 가능한 변수들이다. 따라서 이 식을 통하여 γ, β, ρ 에 대한 간접추정이 가능할 것이다. 이는 현실이 최적화과정의 연속이며 γ, β, ρ 는 관찰 기간동안 불변임을 전제로 하고서 가능한 것임은 말할 것도 없다.

<표 3>은 γ, β, ρ 추정을 위한 m, n, X 자료의 산출결과를 제시하고 있는데 n 과 X 는 다음과 같이 산출된 것이다.

$$n = \left(\frac{TFR}{2} \right)^{\frac{1}{30}} - 1$$

$$X = MP_K = \frac{\alpha}{K/Y}$$

n 의 산출을 위해 TFR값을 사용한 것은 출산력에 미치는 연령구조의 변화를 배제하기 위한 것이며 이를 2로 나눈 것은 재생산율(reproduction rate)로 근사화하기 위한 것이다. 그리고 지수 값 1/30은 출산주기를 30년으로 어렵잡은 것이다. 한편 자본의 한계생산성을 α 와 자본계수의 비율로 추정된 것은 생산함수를 콥-다글라스형으로 상정하였기 때문이다.

<표 3> γ, β, ρ 추정을 위한 m,n,X자료의 산출결과

	1963-70	1970-79	1979-90	1990-2000
a=총요소생산성 증가율	0.0459	0.0344	0.0249	0.0261
α	0.43	0.39	0.37	0.26
$m=a/(1-\alpha)$	0.0805	0.0564	0.0395	0.0353
TFR	5	3.5	1.7	1.6
$n = (\frac{TFR}{2})^{\frac{1}{30}} - 1$	0.0310	0.01883	-0.0054	-0.0074
K/Y	5.4	3	3.4	4
$MPk = \alpha * (Y/K)$	0.0796	0.13	0.1088	0.065

자료: K/Y:김동석등(p63)의 비주택기업부문 총고정자본계수; TFR: 이삼식

<표 3>의 자료를 통하여 γ, β, ρ 의 값의 범위를 유추하여 보면 다음과 같다. 우선 (8')식의 X,m,n에 <표 3>의 값을 대입하면 γ, β 가 0~1의 범위에 있을 때 ρ 가 취할 수 있는 값과 그 범위는 다음과 같다.

$$63-70: \rho = 0.0796 - 0.031(1 - \gamma) - 0.0805(1 - \beta) : \text{범위} = 0 - 0.0796$$

$$70-79: \rho = 0.13 - 0.01883(1 - \gamma) - 0.0564(1 - \beta) : \text{범위} = 0.0548 - 0.13$$

$$79-90: \rho = 0.1088 + 0.0054(1 - \gamma) - 0.0395(1 - \beta) : \text{범위} = 0.0693 - 0.1142$$

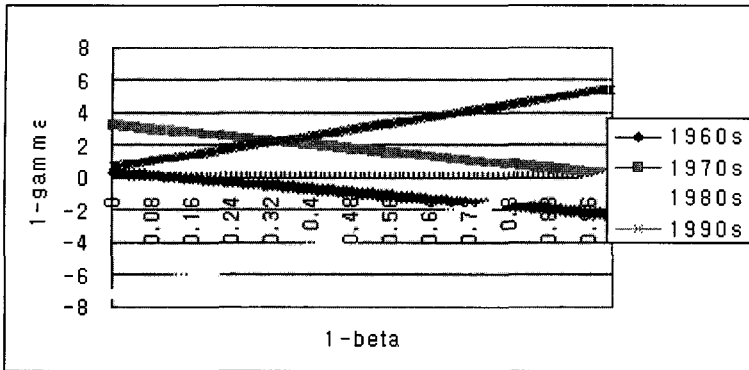
$$90-00: \rho = 0.065 + 0.0074(1 - \gamma) - 0.0353(1 - \beta) : \text{범위} = 0.0297 - 0.0724$$

위의 자료에서 ρ 의 범위는 다음과 같음을 알 수 있다.

$$GLB = 0.0693 \leq \rho \leq 0.0724 = LUB$$

따라서 1963-2000년간 우리 국민의 ρ 는 7%수준에 있었다고 할 수 있다. 물론 이는 현실=최적화과정의 산물이라는 가정을 전제로 한 것임은 말할 필요도 없다.

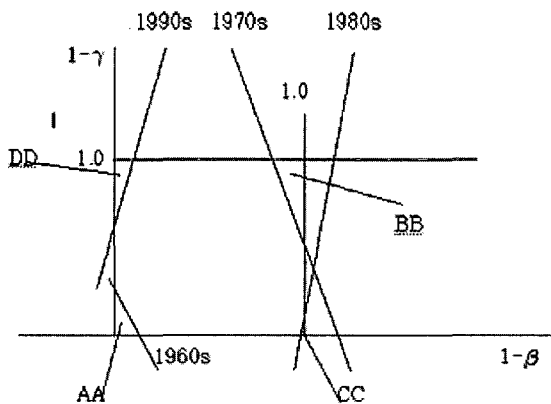
이제 $\rho = 0.07$ 을 전제하고 $(1 - \gamma)$ 와 $(1 - \beta)$ 값의 범위를 알아보자. 위의 식에 $\rho = 0.07$ 을 대입하고 $(1 - \gamma)$ 와 $(1 - \beta)$ 를 그래프로 나타내면 <그림 3>과 같다.



<그림 3> 1-beta, 1-gamma의 범위

<그림 3>은 $(1-\beta)$ 가 0-1의 값을 취할 때 이에 대응되는 $(1-\gamma)$ 의 값을 연대별로 나타낸 것이다. 그런데 연대별로 $(1-\gamma)$ 가 (+)인 영역은 각 곡선의 윗부분이 된다. 따라서 모든 연대에 공통적으로 (+)인 영역은 1970s와 1990s곡선의 윗부분이 된다. 그러나 이 공통부분은 $(1-\gamma) > 1$, 즉 $\gamma < 0$ 이므로 의미가 없다.

이는 1970년대의 그래프 때문인데 이는 적어도 1970년대의 경우에 한정하여서 만이라도 현실=최적화과정이라는 전제에 무리가 있음을 알 수 있다. 이제 <그림 3>을 $0 \leq (1-\gamma) \leq 1$ 와 $0 \leq (1-\beta) \leq 1$ 의 범위에 한정하여 확대하여 보면 <그림 4>와 같다.



<그림 4> 1-beta 및 1-gamma의 범위(확대판)

<그림 4>에서 $(1 - \gamma)$ 와 $(1 - \beta)$ 의 값의 범위는 단위면적인 1인 정방형을 취하게 된다. 그런데 $(1 - \gamma)$ 가 (+)인 영역은 각 연대별 곡선의 상반부, 즉 1960s는 AA를 제외한 우상부분, 1970s는 BB부분, 1980s는 CC를 제외한 좌상부분, 1990s는 DD부분이 된다. 따라서 1960s와 1980s는 $(1 - \gamma)$ 값의 범위에 큰 제약요인이 되지 않으나 1970s와 1990s는 결정적인 제약요인이 되면서 $(1 - \gamma)$ 값과 $(1 - \beta)$ 값의 존재범위를 상호 모순되는 방향으로 나타내고 있다.

예컨대 $(1 - \gamma)$ 값과 $(1 - \beta)$ 값의 존재범위는 1970s를 제외한 나머지를 취한다면 DD가 되고 1990s를 제외한 나머지를 취한다면 BB가 되는 것이다. 그러나 1990s의 DD영역은 β 의 값은 크고 γ 의 값은 작은 반면 1970s의 BB영역은 β, γ 의 값이 다 같이 지나치게 작다. 두 기간 다 문제는 있으나 γ, β 의 추정에 별다른 대안이 없으므로 여기서는 1970년대를 제외하고서 γ, β 의 값을 찾기로 한다.

1970년대를 제외할 경우 $(1 - \gamma)$ 와 $(1 - \beta)$ 의 값은 영역 DD에 존재하고 있다. 따라서 γ, β 의 범위는 다음과 같이 추정된다.

$$0 \leq (1 - \beta) \leq 0.0680, \quad 0.6757 \leq (1 - \gamma) \leq 1$$

$$\therefore 0.932 \leq \beta \leq 1, \quad 0 \leq \gamma \leq 0.3243$$

그런데 1990s의 $(1 - \gamma) > 0$ 의 조건 및 이에 따른 γ, β 의 값은 다음과 같다.

$$1 - \gamma \geq 0.6757 + 4.77(1 - \beta)$$

$$\therefore (\beta = 1) \rightarrow (\gamma \leq 0.3243)$$

$$(\beta = 0.932) \rightarrow (\gamma \leq 0)$$

과거 40년간의 ρ, β, γ 가 위의 영역에 머물었다면 향후 전망은 어떠한가? 여기서는 ρ 의 값이 저하될 것으로 전제하고서 n^* 를 산출하기로 한다. 그 이유는 특히 1990년대 후반이후부터 자본수익율과 이자율이 급변하고 있어 ρ 의 값이 영향을 받지 않을 수 없을 것이기 때문이다. 반면 β, γ 는 1990년대에 들어 γ 의 값이 최대인 조합, 즉 $\beta = 1, \gamma = 0.3243$ 에 머무는 것을 전제하기로 한다.

ρ 의 값을 전망하기 위하여 1988년 이후 최근 15년간 우리나라 장기금리의 변동추이를 보면 <표 4>와 같다. 명목금리는 1991년, 실질금리는 1992년을 정

점으로 하여 그 이전은 상승세, 그 이후는 하락세를 보이고 있는데 5년간 이동 평균은 1993년을 정점으로 하고 있다.

〈표 4〉 장기금리의 최근 변동추이

	a주택채권 1종(5년)	b산금채 (3년)	소비자 물가지수	c실질 금리 상승율	5년간 이동평균			
					a-c	b-c	a-c	b-c
1988	0.124	0.130	53.1	0.071	0.053	0.060		
1989	0.144	0.147	56.1	0.056	0.087	0.091		
1990	0.150	0.162	60.9	0.086	0.065	0.076		
1991	0.165	0.186	66.6	0.094	0.071	0.093	0.073	0.082
1992	0.151	0.160	70.8	0.063	0.088	0.097	0.073	0.083
1993	0.121	0.126	74.2	0.048	0.073	0.078	0.077	0.087
1994	0.123	0.130	78.8	0.062	0.061	0.068	0.071	0.082
1995	0.124	0.138	82.3	0.044	0.080	0.094	0.074	0.086
1996	0.109	0.121	86.4	0.050	0.059	0.071	0.072	0.082
1997	0.117	0.130	90.2	0.044	0.073	0.086	0.069	0.079
1998	0.128	0.140	97.0	0.075	0.053	0.065	0.065	0.077
1999	0.087	0.084	97.8	0.008	0.079	0.075	0.069	0.078
2000	0.085	0.087	100.0	0.022	0.063	0.064	0.065	0.072
2001	0.067	0.064	104.1	0.041	0.026	0.023	0.059	0.063
2002	0.065	0.061	106.9	0.027	0.038	0.034	0.051	0.052
2003	0.049	0.048	110.7	0.036	0.014	0.013	0.044	0.042

자료: 한국은행(2002), 경제통계연보, p.69, 185; 한국은행(2004), 경제통계연보, p.59, 88

ρ 는 주택채권 금리나 산금채 금리보다는 장기적 할인율이다. 주택채권 금리나 산금채 금리의 10년간 평균 및 15년간 평균, 그리고 이에 근거한 ρ 의 전망치를 산출하여 보면 <표 5>와 같다.

〈표 5〉 ρ의 전망치 추정

	주택채권	산금채
1990년대(1991-2000) 평균	0.0698	0.0791
최근 10년간(1994-2003) 평균	0.0544	0.0593
최근 15년간(1989-2003) 평균	0.0618	0.0685
전망: 향후 5년간(2004-2008) 평균 =(2001-2003) 평균	0.026	0.023
전망: 15년간(1994-2008) 평균	0.0449	0.0472
ρ의 전망치	0.045	

ρ의 전망치는 위에서와 같이 주택채권 금리의 1994-2008년(15년)간 평균(전망)치를 택하기로 한다. 15년 평균의 기준을 2003년이 아닌 2008년으로 한 것은 본 연구의 전망기준이 '00년대 후반이기 때문이며 주택채권 금리를 기준으로 한 것은 산금채 금리보다는 장기금리이기 때문이다.

3. 적정증가율 n*와 파라메타의 영향

지금까지 추정된 파라메타의 값 및 추정의 전제조건을 요약하면 다음과 같다.

$$\hat{c}/\hat{q} = 1.6$$

$$\hat{q} = 0.625$$

$$m = 0.0276$$

$$\alpha = 0.24$$

$$\gamma = 0.3243$$

$$\beta = 1$$

$$\rho = 0.045$$

\hat{c}/\hat{q} , \hat{q} : 2003년 횡단면 자료에 기초한 추정치.

m, α : 지금까지의 추세를 기초로 추정한 2005-2010년간의 전망치.

γ, β, ρ : 1963-2000년을 4개의 기간으로 나누어 추정된 1990년대의 추세치 (γ, β) 및 2005-2010년간의 전망치(ρ).

위의 파라메타 값을 (8), (8')식에 대입한 결과 우리나라의 적정인구 증가율 n^* 및 TFR 환산치는 다음과 같이 산출된다.

$$n^* = -0.00329, \text{ 즉 } -0.329\%$$

$$TFR^* = 2 \times (1 - 0.00329)^{30} = 1.81$$

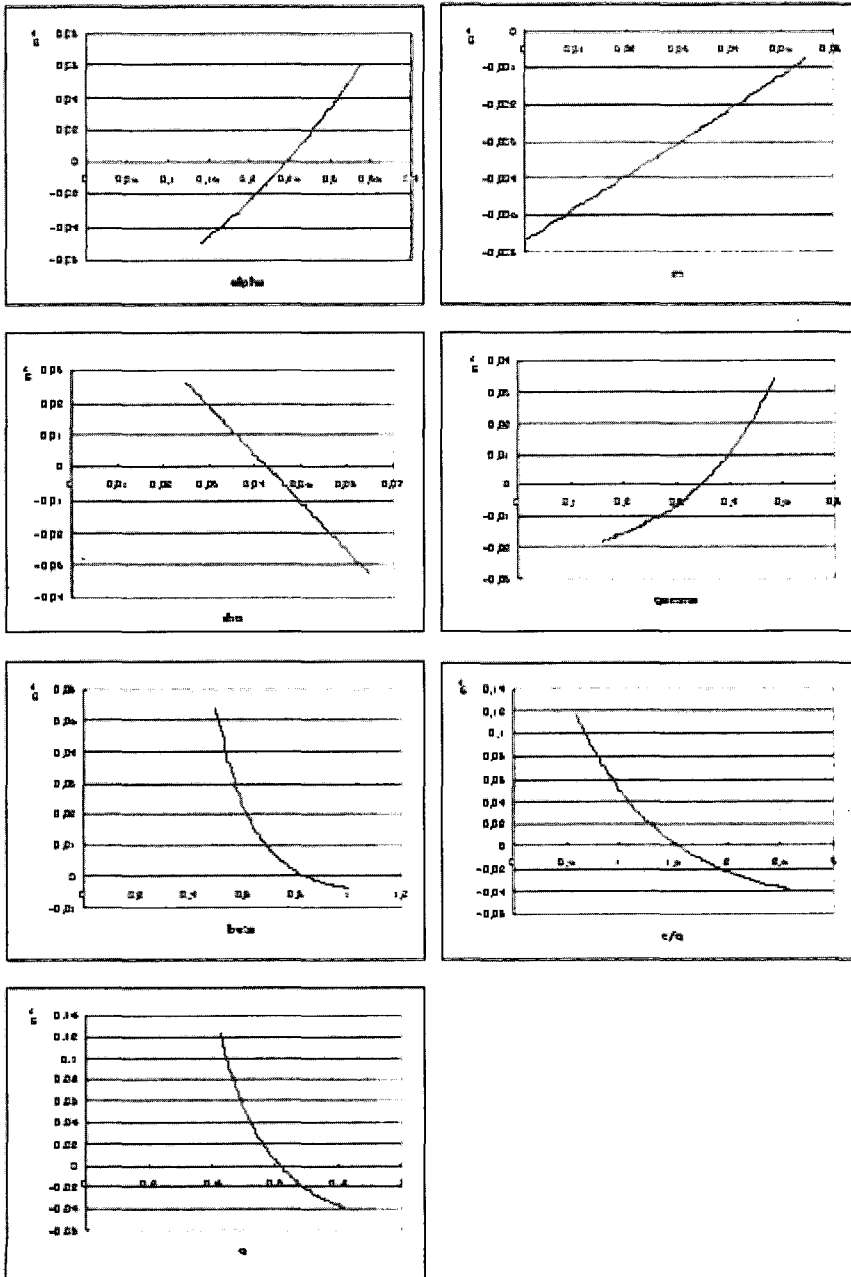
이제 n^* 의 결정에 있어 어떤 파라메타가 가장 중요한 영향을 미치는지를 알아보기 위하여 균형부근에서 각 파라메타 값의 부분적 변화가 n^* 에 어떤 영향을 주는지 살펴보기로 하자. <그림 5>는 다른 파라메타의 값이 일정한 상태에서 각 파라메타의 값이 달라짐에 따라 n^* 값이 어떻게 변하는지를 균형부근에서 보여주고 있다. α, m, γ 는 (+)의 방향으로 $\beta, \rho, \hat{q}, \hat{c}/\hat{q}$ 은 (-)의 방향으로 n^* 에 영향을 주고 있는데 이는 앞서의 이론적 부분에서 도출한 편미분계수의 방향과 일치하고 있다.

<표 6>은 n^* 부근에서 파라메타의 값의 변화가 n^* 에 미치는 영향을 수치로 제시하고 있다. 각 파라메타 값의 변화가 n^* 에 미치는 영향, 즉 편미분계수의 크기는 앞서의 이론적 부분에서 도출한 편미분계수의 식에 각 파라메타의 전망치를 대입하여 얻은 것이다. 한편 탄력도는 편미분계수를 다시 $n^*/$ 파라메타 전망치로 나눈 값이다. 예컨대 n^* 의 α 탄력도는 다음과 같다.

$$n^* \text{의 } \alpha \text{편탄력도} = \frac{n^* \text{변화율}}{\alpha \text{변화율}} = \frac{dn^*/da}{n^*/\alpha \text{전망치}} = \frac{0.56227}{0.00329/0.24}$$

각 파라메타에 대한 n^* 의 탄력도 크기는 0.75(m)로부터 57.3(\hat{q})에 이르기까지 범위가 크다.

편미분계수에 비하여 탄력도가 이 같이 큰 이유는 n^* 의 값이 0부근에 있기 때문이다. 그 크기는 $\hat{q}, \alpha, \hat{c}/\hat{q}, \rho, \gamma, \beta, m$ 의 순서를 보이고 있는데 특히 $\hat{q}, \alpha, \hat{c}/\hat{q}, \rho$ 에 대한 편탄력도는 20이상이다.



<그림 5> 각 파라메타 값의 부분적 변화와 이에 따른 n^* 값의 변화

〈표 6〉 n^* 부근에서 파라메타 값의 변화가 n^* 에 미치는 영향

	파라메타 값 변화가 n^* 에 미치는 영향			다음 파라메타 값에 상응하는 n^* 값		
	전망치	편미분계수	편탄력도	전망치*0.99	전망치	전망치*1.01
α	0.24	0.56227	41.06	-0.00463	-0.00329	-0.00193
m	0.0276	0.08983	0.75	-0.00331	-0.00329	-0.00326
ρ	0.045	-1.47995	-20.26	-0.00262	-0.00329	-0.00395
γ	0.3243	0.13887	13.70	-0.00373	-0.00329	-0.00283
β	1	-0.00577	-1.75	-0.00322	-0.00329	-0.00334
\hat{c}/\hat{q}	1.6	-0.06070	-29.55	-0.00231	-0.00329	-0.00425
\hat{q}	0.625	-0.30130	-57.30	-0.00137	-0.00329	-0.00513
n^*	-0.00329					

표의 오른쪽 3개의 열은 다른 파라메타는 일정한 상태에서 특정의 파라메타 값이 전망치보다 1%감소 혹은 1% 증가할 때 이에 대응되는 n^* 의 값을 보여주고 있다. 말할 것도 없이 파라메타 값의 변동에 상응하는 n^* 의 변동 폭은 탄력도의 크기에 좌우된다. 따라서 파라메타 값 1%변동으로 도달 가능한 최고의 n^* 는 \hat{q} , α 의 경우 -0.00137, -0.00193, \hat{c}/\hat{q} , ρ , γ 의 경우 -0.00231, -0.00262, -0.00283인데 비하여 β , m 의 경우에는 -0.00322, -0.00326에 그치고 있다.

V. 적정인구에 대한 인식의 계층별 차이

지금까지 횡단면 혹은 종단면 총계자료에서 파라메타의 값을 추정하고 이를 근거로 우리나라의 적정인구증가율을 산출하였다. 이 추정치에 대하여 전 국민이 동의할 것으로 기대하지는 않는다. 그 이유는 사람마다 현실에 대한 인식 및 가치관이 다르기 때문이다. 그렇다면 우리 국민의 적정인구에 대한 인식은 계층별로 어느 정도 차이가 있는가?

적정인구에 대한 인식이 계층별로 어느 정도 차이가 있는가 하는 문제는 본 연구를 위하여 시행된 설문조사에서 그 해답을 부분적으로 찾아볼 수 있다. 설문조사에서는 n^* 의 추정을 위하여 사용한 7개의 파라메타(\hat{c}/\hat{q} , \hat{q} , m , α , γ , β , ρ)중 4개의 파라메타(\hat{q} , γ , β , ρ)와 관련된 항목을 포함하고 있는데 설문의 내용

은 <표 7>과 같다.

<표 7> 파라메타 $\hat{q}, \gamma, \beta, \rho$ 와 관련된 설문조사 항목

문2-1. 귀하는 우리나라의 인구가 4830만 명에서 7250만 명으로 대략 50%까지 늘어날 수 있다면, 1인당 소득(생활수준)이 1만 달러를 기준으로 몇 %까지 감소하는 것을 받아들 수 있겠습니까? ① 변화없음 (\$10,000), ② 1인당 소득 10%감소 (\$9,000), ③ 1인당 소득 20%감소 (\$8,000), ④ 1인당 소득 30%감소 (\$7,000), ⑤ 1인당 소득 40%감소 (\$6,000), ⑥ 1인당 소득 50%감소 (\$5,000)
문3. 귀하는 과학기술의 발전이 현재보다 더 가속화될 경우, 앞으로 자녀교육비 부담은 어떻게 되리라 생각하십니까? ① 크게 증가할 것이다. ② 약간 증가할 것이다. ③ 큰 변동이 없을 것이다. ④ 약간 줄어든 것이다. ⑤ 크게 감소할 것이다.
문4. 귀하는 실질적인 생산연령층에 속하는 20~49세 1사람의 연간 소비총액이 100이라고 하면, 그들이 중 고등학교에 재학 중인 자녀 하나를 위하여 소비하는 연간 총액은 얼마나 된다고 생각하십니까? (* 여기서 소비는 사교육비를 포함한 교육비, 보육비, 식비, 의복비, 의료비 등임) ① 80 이하 ② 90 ③ 100(같음) ④ 110 ⑤ 120 ⑥ 130 ⑦ 140 ⑧ 150 ⑨ 150 초과
문3-1. 사람들은 은행예금의 금리가 낮아지면 차라리 부동산을 보유하는 것이 낫겠다고 생각하게 됩니다. 귀하는 아파트나 토지 등의 부동산을 처분하고 예금을 하기 위한 예금금리(장기 10년 이상 기준)는 년 몇% 정도는 되어야 한다고 생각하십니까?
문3-2. 금리수준은 경제성장률, 경제의 건전성, 사회불안, 전쟁위험 등에 의하여 영향을 받는다고 생각합니다. 귀하는 우리나라의 금리수준은 앞으로 어떻게 되리라 보십니까? ① 지금보다 상승할 것이다. ② 지금과 같을 것이다. ③ 지금보다 하락할 것이다.

문 2-1은 γ, β , 문 3과 문 4는 \hat{q} , 문 3-1과 문 3-2는 ρ 와 연관된 것임은 말할 나위 없다. 문 2-1은 인구 50%증가를 위하여 양보 가능한 소득(소비)감소 정도 (%)를 묻고 있는데 응답 값은 50%로 나누게 될 때 γ/β 의 값, 즉 $\beta = 1$ 일 때 γ 의 값을 나타낸다. 왜냐하면 응답자의 후생수준은 인구증가를 하는 대신 소득이 감소하여도 동일할 것이며 그러기 위해서는 다음이 성립해야 하기 때문이다.

$$\gamma \tilde{L} + \beta \tilde{c} = 0 \quad (\text{여기서 } \tilde{L}, \tilde{c} \text{는 인구증가율 및 인당소비증가율})$$

$$\therefore \frac{-\tilde{c}}{\tilde{L}} = \frac{\gamma}{\beta}$$

<표 8>은 γ, ρ, \hat{q} 의 인구특성별 차이를 파악하기 위하여 인구특성을 더미변수(단 나이는 6계층으로 한 연속 변수임)로 나타내어 회귀분석을 한 결과이다. 회귀분석결과에 대한 해석을 용이하게 하기 위하여 종속변수의 값을 recoding하

였는데 γ, ρ, \hat{q} 와 연관된 처음 3개의 회귀방정식에서 종속변수의 값은 다음과 같은 분포를 보이고 있다.

γ : recoding한 종속변수의 평균치는 1.156, 최빈치는 1(표본의 46.7%)이다. 평균치를 γ 에 대응되는 탄력도로 환산하면 $1.156 \times 10\% / 50\% = 0.23$ 으로 이는 앞서 n^* 의 추정에 사용한 0.3243보다 작다. 이 차이는 설문조사의 표본이 20-50세 인구에 한정된 것이어서 50세 이상 인구를 포함한다면 줄어들 것으로 예상된다.

ρ : 최빈치는 10%로서 표본의 27.1%를 점한다. n^* 의 추정에 사용한 $\rho = 4.5\%$ 와의 차이는 설문조사의 표본이 20-50세 인구에 한정된 것이어서 50세 이상 인구를 포함한다면 줄어들 것으로 예상된다.

\hat{q} : 최빈치는 90%(표본의 18.6%)이나 표본의 50% 이상이 80~120%범위에 있다. n^* 의 추정에 쓰인 $\hat{q} = 62.5\%$ 와의 차이는 설문조사가 중고생자녀만의 소비율에 한정하였기 때문이다.

<표 8> γ, ρ, \hat{q} 의 인구특성별 차이: 더미변수에 기초한 회귀분석 결과

	인구50%증가와 대등한 소득저하정도 (10%단위)	부동산 처분 용의 있는 금리수준(%)	중고생자녀의 성인대비 소비율	기술발전에 따른 자녀교육비 감소 전망
상수	0.852(7.469)	11.970(14.95)	4.000(11.533)	2.153(17.275)
성(남자)	-0.002(0.036)	2.197(4.965)***	0.511(2.670)***	-0.107(1.552)
나이(1~6계층)	0.067(2.450)**	-0.408(2.113)**	-0.146(1.747)*	0.053(1.771)*
혼인상태(기혼)	-0.079(0.818)	-0.372(0.554)	0.309(1.061)	-0.227(2.164)**
출산아수(2명이상)	-0.036(0.436)	0.787(1.361)	0.172(0.690)	-0.057(0.643)
학력(대학이상)	0.145(1.835)*	-0.995(1.785)*	0.208(0.866)	0.202(2.348)**
직업 (상근/전문직)	0.159(2.538)**	0.306(0.692)	0.303(1.591)	-0.122(1.789)*
가구소득 (300만원이상)	-0.146(2.379)**	-0.240(0.560)	-0.213(1.143)	0.068(1.016)

주: ()는 t값, *, **, ***는 유의수준 10%, 5%, 1%를 나타냄. 부동산처분 용의 있는 금리수준은 recoding한 값(3, 5, 7, 10, 15, 20, 30, 50%)을 근거로 한 것임.

<표 8>은 γ, ρ, \hat{q} 가 인구특성별로 차이가 있음을 보이고 있다. 특히 나이와 학력에 따른 차이는 유의적임을 알 수 있는데 이들 변수를 중심으로 γ, ρ, \hat{q} 및 n^* 에 대한 인구특성별 차이를 요약하면 다음과 같다.

나이계층: 나이가 많을수록 γ 는 크고 ρ 와 \hat{q} 는 낮으며 기술진보에 따라 \hat{q} 이 감소할 것으로 전망하고 있다. 따라서 다른 파라메타 값에 차이가 없다면 기성세대는 신세대에 비하여 n^* 가 높을 것임을 알 수 있다.

학력(대졸이상): 고학력자는 저학력자에 비하여 γ 는 크고 ρ 는 낮으며 기술진보에 따라 \hat{q} 이 감소할 것으로 전망하고 있다. 따라서 다른 파라메타 값에 차이가 없다면 저학력자에 비하여 n^* 가 높을 것임을 알 수 있다.

기타요인: 남자는 여자보다 ρ 와 \hat{q} 가 높다. 그리고 상근/전문직 종사자는 여타 그룹에 비하여 γ 는 크지만 기술진보에 따라 \hat{q} 이 증가할 것으로 전망하고 있다. 또 기혼자는 미혼자에 비하여 기술진보에 따라 \hat{q} 이 증가할 것으로 전망하고 있다. 따라서 다른 파라메타 값에 차이가 없다면 남자, 상근/전문직 종사자, 기혼자의 n^* 가 비교그룹에 비하여 낮을 것임을 알 수 있다.

참고문헌

- 강석훈 · 홍동표(2003), “한국 IT산업의 성장요인 및 생산성 분석”, 《경제학연구》 51(4): 141-160.
- 김광석(1998), 《우리경제의 성장요인과 성장잠재력 전망》, 세계경제연구원.
- 김동석 · 이진면 · 김민수 (2002), 《한국경제의 성장요인 분석: 1963-2000》, 한국개발연구원.
- 이삼식 (2004), “계층 간 출산형태 및 출산력 차이”, 한국인구학회 국제학술회의 발표 논문.

- Barro, Robert J. · Becker, Gary S.(1988), “ A Reformulation of the Economic Theory of Fertility”, *Quarterly Journal of Economics* 103(1): 1-25
- Barro, Robert J. · Becker, Gary S. (1989), “Fertility Choice in a Model of

- Economic Growth”, *Econometrica* 57(2) : 481-501
- Becker, Gary S. · Murphy, Kevin M. · Tamura, Robert.(1990), “Human Capital, Fertility, and Economic Growth”, *Journal of Political Economy* 98(5): S12-37
- Dasgupta, P.S. (1969), “On the Concept of Optimum Population”, *The Review of Economic Studies* 36(3): 295-318
- Galor, Oded · Weil, David N.(2000), “Population, Technology, and Growth: From Malthusian Stagnation to the Demographic Transition and Beyond”, *American Economic Review* 90(4) : 806-28
- Ohlin, Goran.(1967), *The Economics of Population Growth in Population Control and Economic Growth*, Paris: Development Center, OECD 53-64
- Samuelson, Paul A.(1975), “The Optimum Growth Rate for Population”, *International Economic Review* 16(3): 531-38
- Sauvy, A.(1968), “Population Theories, D. L. Sills, ed.”, *International Encyclopedia of the Social Science* 1 .
- Votey, Harold Jr.(1969), “The Optimum Population Growth: A New Look”, *Journal of Economic Theory*, 273-290 1960년대